

연구보고서 98- (제 권)

지방세수 예측을 위한 모형의 탐색 :  
광역정부를 중심으로

연구책임 이 영 희  
조 기 현

한국지방행정연구원

지방세수 예측을 위한 모형의 탐색 :  
광역지방정부를 중심으로

Investigation on Revenue Forecasting Methods of Local  
Taxes: Intermediate Local Governments

이 영 희  
조 기 현

한국지방행정연구원

## 서 문

지방 단위에서 최적의 재정구조는 지방자치단체가 자신의 사회후생합수를 인지하고 예산제약 하에서 후생수준을 극대화할 때 달성할 수 있다. 이때 문제가 되는 것은 자신의 예산제약을 정확하게 아는 일이다. 재정에서 예산제약은 결국 조세수입이며, 따라서 예산편성시 내년도 조세수입을 정확하게 예측하는 일은 재정자원을 최적배분하는 출발점이라고 볼 수 있다.

그럼에도 불구하고 지방세수예측에 대한 연구가 부진을 면치 못하였다는 점은 부인하기 어렵다. 이러한 측면에서 본 연구원이 시도한 지방세수함수의 개발과 세수예측작업은 이 분야에 대한 본격적인 연구로서의 의의가 높다고 평가할 수 있다. 특히 본 연구에서 개발한 세수함수를 근거로 시도한 지역별 지방세수 예측작업은 지방재정의 불확실성을 크게 완화시킬 수 있을 것으로 기대된다.

본 연구보고서는 본 연구원의 이영희 박사와 조기현 박사의 공동집필로 완성되었다. 본 보고서는 행정자치부의 지방세 정과와 각 지방자치단체 공무원들의 협조가 있으므로 가능하였다. 저자들은 연구토의과정에서 유용한 조언을 아끼지 않은 한국조세연구원의 성명재박사와 익명의 심사위원들에게 진심으로 감사를 드리고 있다.

1998년 12월

한국지방행정연구원 원장

## <요 약>

본 연구는 지방세체계상 큰 비중을 점유하는 취득세, 등록세, 소득할 주민세, 자동차세, 담배소비세를 대상으로 설정한 세수함수를 근거로 세수예측을 시도하였다. 구체적으로 세수함수는 연간모형, 분기모형, 월별모형 3개 유형으로 분리하였다. 연간모형은 탄력성모형으로 구축한 후 계량적 접근으로 OLS, SUR기법을 적용하였으며 분기·월별모형은 각각 ARIMA와 지수평활법을 이용하여 예측하였다. 물론 예측단계에서는 상기 추정결과를 근간으로 다양한 환경적 요소를 가미하였다.

세수함수의 예측작업은 현행의 지방세체계가 불변일 것이라는 전제하에 이루어졌다. 물론 더미변수를 이용하여 세계개편의 부양성효과를 수렴하였으나 부분적인 수준에 그치고 있다. 따라서 본 연구에서 제시하는 세수함수는 세계개편의 폭과 크기 등을 고려하여 지속적인 개선이 이루어져야 한다. 한편, 세수함수의 추정과 예측은 별개의 차원으로 접근하였다. 즉, 추정결과가 양호한 세수함수라 해도 설명변수의 예측치를 구하기가 어렵거나 신뢰성이 낮은 경우에는 실제 예측단계에서 배제하였다.

본 연구는 실질적인 의미에서 최초의 지방세 예측모형을 탐색했다는 측면에서 의의가 있으나 이론적·계량적 측면에서 보면 지속적으로 보완

해야 할 여지가 있다. 본 연구의 한계는 주로 지방차원에서 이용가능한 설명변수가 제한되어 있다는데 그 원인을 찾을 수 있다. 그럼에도 불구하고 세수함수의 행태식과 설명변수의 선정, 계량·시계열기법의 적합성에서 문제가 있다. 건축허가면적이나 주택가격지수가 대표적인데, 부동산 거래건수등 관련자료를 확보하여 개선된 세수함수를 설정할 필요가 있을 것이다. 특히, 취득세와 등록세는 과세대상이 부동산, 자동차의 취득 혹은 거래이며, 이는 stock과 flow가 혼재되어 있는 수요함수이므로 이러한 부분을 적절하게 반영하는 노력이 미흡하였다고 보여진다.

세수함수의 예측단계에서는 예측자체가 불가능하거나 예측력을 현저히 약화시키기도 하였다. 이러한 결과는 분기·월별 세수함수에서 현저하게 나타났으며, 이에 따라 불가피하게 시계열모형을 적용하지 않을 수 없었다. 그러나 시계열모형은 예측모형으로서는 나름대로 의의가 있으나 조세정책의 미시적·거시적 효과를 평가하는데는 한계가 있다. 연간모형도 이용가능한 거시시계열을 동원하였으나 직관적으로 타당하다고 믿었던 거시시계열이 실제로는 만족스런 결과를 보이지 않는 경우도 있었다.

세수함수의 추정단계에서 연간모형은 대체로 만족스런 결과를 보였으나 분기·월별모형에서 인과관계모형은 기대수준에 현저히 미달하여 별도로 보고하지는 않았다. 분기·월별 인과관계모형은 최근의 경제위기에 대한 정보를 최대한 반영함으로써 예측력을 개선하는데 목적을 두었으나 정수액 자체가 갖는 독특한 특성과 지역단위의 거시시계열의 부족으로 만족스런 결과를 얻지는 못하였다. 따라서 엄밀한 의미에서의 분기·월별 세수함수는 설정하지 못했다고 볼 수 있으며 단순히 시계열모

형에 의한 예측작업만이 이루어졌을 뿐이다. 이런 의미에서 본 연구가 제시하는 예측치는 참고자료로 사용하는 것이 바람직하다.

전술한 제약하에서 본 연구는 5개 세목을 대상으로 세수예측작업을 시도하였다. 취득세와 등록세, 그리고 소득할 주민세는 연간모형과 분기모형으로서 ARIMA모형을, 월별모형으로서는 지수평활법을 이용하였다. 이 가운데 취득세와 등록세는 실물자산시장의 움직임에 직접적이고 민감하게 반응한다는 점을 고려하여 비관적인 경우와 중립적인 경우로 구분하여 세수예측을 시도하였다.

예측결과 1999년도분 취득세는 비관적으로 보면 올해 징수분에 근사한 2조 6,153억원에 이를 것으로 예측되었다. 반면에 낙관적인 전망하에서는 1998년대비 19.8% 증가한 2조 9,306억원으로 예측되었다.

등록세 역시 1999년도분 예측치는 중립적 연간모형과 시계열모형에서 3조 7,000억원 내외로 예측하였으나 비관적 경제전망을 토대로 예측한 결과 올해분 예측치와 유사한 3조 3,000억원 수준으로 나타났다.

소득할 주민세의 경우 시계열모형의 예측력이 불안정하게 나타나 연간모형의 예측치를 기준으로 하였다. 예측과정에서 표준세를 인상분과 이자율 변화분을 고려하여 종합적으로 판단하였다. 먼저 1998년도분 소득할 주민세는 1997년대비 10% 이상 증가한 2조 8,000억원 내외로 예측되었다. 그러나 1999년도분 소득할 주민세는 1998년도대비 11.2% 감소한 2조 5,179억원에 불과할 것으로 예측된다.

담배소비세와 자동차세는 시계열모형의 예측결과가 직관적으로 알고

있는 현실과 동떨어져 보고과정에서는 제외하였다. 연간모형에 근거한 1999년도분 담배소비세는 1998년대비 1.6% 증가한 2조 3,231억원을 실현할 수 있을 것으로 예측되었다.

자동차세는 자동차세수합수와 자동차등록합수를 연립방정식체계로 놓고 추정된 결과에 근거하여 예측하였다. 올해분 자동차세는 내년도분 자동차세는 올해보다 다소 증가(3.8%)한 2조 2,000억원 내외로 예측된다.

종합적으로 볼 때 내년도 세수는 올해의 부진에서 크게 회복되지는 않을 것으로 전망된다. 물론 정부의 기대수준으로 경기회복이 이루어진다면 다소간의 회복이 이루어지겠지만 IMF관리체제 이전에 비해서는 80% 수준에 불과하다. 더 나아가 재산과세적 성격이 강한 지방세의 경우에는 향후 2~3년간 충격이 지속될 것으로 전망된다. 따라서 불투명한 내년도 경제전망과 함께 지방세수입의 저조를 감안하면 긴축예산을 편성하여 보수적인 재정운용을 시행하는 것이 바람직하다.

마지막으로 세수합수의 지속적인 개선과 예측오차의 최소화를 위해서 몇가지 개선방안을 제시하면 다음과 같다.

첫째, 세목별·지역별 징수실적에 대한 D/B구축이 조속히 이루어져야 한다. 미증유의 세수감소로 올해 비로서 관련자료를 부분적으로 확보하였으나 향후에는 체계적·일관적인 자료정리가 이루어져야 한다.

둘째, 현실적으로 난해한 계량모형과 국내의 경제동향에 대한 지식까지 요구하기에는 무리가 있다. 따라서 실무자에 대한 교육프로그램을 개발·강화할 필요가 있다. 구체적으로 예측프로그램의 개발 및 제공, 그

리고 이에 대한 충분한 교육을 병행하는 시스템의 구축을 들 수 있다.

셋째, 중앙정부 차원에서도 세수예측의 중요성을 인식하고 관련 전문가에 대한 연구지원을 강화해야 한다. 사실 국세와 달리 지방세수의 예측연구가 부진했던 것은 관련자료의 부족에도 그 원인이 있으나 중앙정부의 관심부족에도 상당부분 기인한다. 연구비지원이나 연구포럼의 조성 등으로 연구분위기를 활성화할 경우 이 분야에 대한 획기적인 연구결과를 기대할 수 있을 것이다.



# 목 차

제1장 서론 .....	1
제1절 연구의 목적 .....	1
제2절 연구범위 및 방법 .....	4
제2장 세수예측의 방법 .....	6
제1절 지방세수 예측론 .....	6
1. 일반적 논의 .....	6
2. 지방세수 예측방법 .....	8
제2절 예측모형의 검토 .....	11
1. 진도비모형 .....	12
2. 탄력성모형 .....	14
3. 차분모형 .....	17
4. 시계열모형 .....	18
제3장 모형의 탐색 .....	22
제1절 개별 세목의 특성 .....	22
제2절 연간모형 .....	25
1. 취득세와 등록세 .....	29

2. 주민세(소득할) .....	37
3. 담배소비세 .....	39
4. 자동차세 .....	41
제3절 분기모형 .....	43
제4절 월별모형 .....	54
제4장 세수예측 .....	61
제1절 1999년도 경제전망 .....	61
제2절 세수예측 결과 .....	63
1. 취득세와 등록세 .....	63
2. 주민세(소득할) .....	68
3. 담배소비세와 자동차세 .....	71
제5장 요약 및 정책제언 .....	73
제1절 요약 및 시사점 .....	73
제2절 세수추계를 위한 제언 .....	76
<참고문헌> .....	79

# 표 목 차

<표 3-1> 취득세와 등록세 세수합수의 추정결과 .....	32
<표 3-2> 통합한 취득세·등록세 세수합수의 추정결과 .....	34
<표 3-3> 취득세와 등록세의 SUR 추정결과 .....	36
<표 3-4> 소득할 주민세의 추정결과 .....	39
<표 3-5> 담배소비세의 추정결과 .....	40
<표 3-6> 자동차세의 추정결과 .....	42
<표 3-7> ARIMA모형에 의한 분기세수합수의 추정결과(취득세) ..	51
<표 3-8> ARIMA모형에 의한 분기세수합수의 추정결과(등록세) ..	52
<표 3-9> ARIMA모형에 의한 분기세수합수의 추정결과(소득할 주민 세) .....	53
<표 3-10> 가법적 지수평활법의 예측결과(취득세) .....	56
<표 3-11> 가법적 지수평활법의 예측결과(등록세) .....	57
<표 3-12> 가법적 지수평활법의 예측결과(소득할 주민세) .....	58
<표 3-13> 가법적 지수평활법의 예측결과(담배소비세) .....	59
<표 4-1> 주요 기관 1999년도 경제전망 .....	62
<표 4-2> 취득세 예측결과 .....	66
<표 4-3> 등록세 예측결과 .....	67
<표 4-4> 소득할 주민세 예측결과 .....	70
<표 4-5> 담배소비세와 자동차세 예측결과 .....	72

## 제1장 서론

### 제1절 연구의 목적

지방세는 과표와 세원이 다양하여 예측하기 어려운 문제가 있다. 이러한 문제는 국세에도 동일하게 해당하는 사항이나 지방세분야에서 상대적으로 크게 나타난다. 더욱이 전국단위가 아닌 지역별·세목별로 지방세수를 예측하는 일은 대단히 어려운 연구대상이다. 극단적으로 동일세목이라 해도 16개 지역별로 세수합수를 다르게 설정해야 하는 문제이기도 하다. 특히 외국의 지방자치단체와 같이 3~5년 주기로 과표를 조정하지 않는 우리의 경우 세수예측은 지난한 과제임에 틀림없다.

그럼에도 불구하고 지방세수의 정확한 세수예측은 재정운용의 효율성을 제고하는데 필수적인 선결조건이라고 볼 수 있다. 정부의 모든 활동은 주어진 예산하에서 이루어진다. 그러므로 효용 내지는 복지수준의 극대화는 예산제약하의 경제적 조건을 충족했을 때 비로서 그 의미를 가지며 가용재원의 한계를 넘어선 재정운용은 장기적으로 재정위기의 단초로 작용할 가능성이 높다고 볼 수 있다. 물론 중앙재정과 다르게 지방재정은 지방교부세나 지방양여금 등 각종 보조금의 비중이 높고, 따라서

## 지방세 수 예측을 위한 모형의 탐색 : 광역정부를 중심으로

정부간 재정관계로부터 파급되는 외생적 요인을 무시하기 어려우나 조세 수입이 재정운용의 근간을 이룬다는 점은 분명하다.

현재 지방예산의 편성과정이 비합리적인 것으로 인식되는 것은 바로 익년도분 이전재정의 규모가 중앙정부 차원에서 결정된다는 측면이 있다. 그러나 근본적으로는 지방세수입을 제대로 예측하지 못한 부분이 더 크게 작용한다고 보아야 할 것이다. 예컨대 경상지출을 보조하는 지방교부세는 정형화된 산식으로부터 도출하는 것이므로 약간만 주의를 기울이면 충분히 예상할 수 있다. 지방양여금도 특정부문에 대한 재정수요가 있을 때 사업비의 일정비율로 지원되므로 지방자치단체의 재량적 정책판단이 개입될 여지가 있다. 결국 이전재정으로 인한 예산편성 혹은 예산운용상의 교란요인은 최소화할 수 있으며 이 점이 바로 정확한 세수예측이 필요한 현실적 근거이다. 현실적으로도 예산편성시 세수예측치가 중요한 제약요인으로 작용하고 있으므로 부정확한 세수예측치에 근거하여 편성한 예산은 방만한 재정운용이라는 이른바 연성예산(soft budget)을 초래한다.

물론 지방자치단체들도 예산을 방만하게 운용하는 연성예산계약에서 벗어나고자 나름대로 세수예측을 하고는 있다. 이들이 이용하는 예측방법은 전년동기 대비 증가율을 기준으로 하는 진도비방식으로 현재 국세예측에도 활용하고 있는 기법이다. 그러나 진도비방식은 세수입이 안정적으로 이루어지지 않으면 예측오차가 크게 발생하며, 수시분이 대다수인 지방세체계에는 적합하다고 볼 수 없다. 특히, 조세란 거시변수간 관계하에서 내생적으로 결정되므로 조세정책의 효과를 평가할 수 없다는

한계가 있다. 세수추계는 예산편성을 위한 하나의 지침으로서 기능하기도 하지만 다른 측면에서 보면 특정 조세정책이 국민후생에 미치는 미시적·거시적 파급효과를 분석하기 위하여 개발하기도 한다. 적절한 세수함수를 설정할 수만 있다면, 그것이 단일방정식이든 연립방정식체계이든 조세가 소득, 소비, 투자 등 총수요 및 총공급부문에 미치는 영향력을 분석할 수 있게 된다. 즉, 정책당국은 세수함수를 통하여 조세와 주요 실물변수들간 상호관계를 기능적으로 파악할 수 있고, 이에 근거하여 자원배분의 효율성을 개선하는 방향으로 조세정책을 수립·집행할 수 있게 되는 것이다.

그럼에도 불구하고 지방세수 예측모형과 관련한 연구는 대단히 미진하였다고 보여진다. 전술한대로 지방재정의 효율성에 의문을 제기하고 다양한 정책처방이 제안되고 있지만 가장 기초적인 세수예측 자료를 확보하지 않고서는 소기의 목적을 달성하기 어렵다. 본 연구는 이러한 문제의식하에 출발하고 있다. 지방단위에서 활용가능한 세수함수와 예측기법을 개발하여 재정운용의 효율성을 증진시키는데 일차적인 목적을 두고 있다. 세수함수는 가능한 단순화하였으며 실무차원에서 용이하게 통제할 수 있는 예측기법을 적용하였다. 때문에 이론적인 관점에서 우수한 세수함수와 예측기법임에도 의도적으로 배제한 부분이 있다.

그러나 다른 예측모형과 마찬가지로 지방세수의 예측모형도 장기간에 걸쳐 지속적인 비용을 요구한다. 하나의 모형을 개발하기 위해서는 고도의 계량지식을 갖춰야 하지만 현실의 세계와 과거 운용과정을 행태식에 수렴해야 한다. 이런 측면에서 본 연구는 많은 한계를 갖고 있다.

상당부분은 이용자료의 제약에서 연유하는 것이지만 세수함수의 형태식과 설명변수의 선정, 적용한 계량·시계열기법에 부적절한 측면이 있음을 부인할 수 없다. 앞으로 정교한 세수함수를 구축하는데 지속적인 연구가 이루어져야 할 것이다.

## 제2절 연구범위 및 방법

원론적으로 볼 때 지방세수의 예측도를 높이기 위해서는 지방세체계를 구성하는 모든 세목을 연구대상으로 설정하는 것이 타당하다. 그러나 지방세는 공간적 범위가 단일하고 동질적인 전국단위의 국세와 달리 지역별·세목별로 세수함수를 설정·예측해야 하는 어려움이 있다. 국세는 국민경제적 차원에서 주요 거시변수들을 설명변수로 하는 세수함수를 설정하면 그만이지만 지방세는 사회경제적 여건이 상이한 지역단위로 분리하여 세수함수를 따로 설정하고 예측해야 하는 어려움이 있다. 여기서 동일 세목이라 해도 세수함수식은 지역별로 다르게 설정할 수 있으며 예측기법도 다를 수 있다. 그럼에도 불구하고 동일세목에 대해서 동일한 세수함수식과 예측기법을 적용하는 것은 당위론적 접근방식을 취했을 때 부담해야 하는 비용이 과중하고 관련자료와 축적된 노하우의 부족 등을 감안한 것이다.

본 연구에서는 전술한 한계를 최소화하고자 전체 지방세체계에서 차지하는 비중이 클 뿐만 아니라 경기변동에 민감한 취득세, 등록세, 주민

세(소득할), 자동차세, 담배소비세를 분석대상으로 한다. 이들 세목은 전체 지방세수의 80% 정도를 점유하고 있는 주요 세목이다. 반면에 나머지 세목들은 대체로 변화추이가 일정하고 징수액이 미미하므로 5개 세목만을 분석대상으로 설정해도 큰 무리는 없을 것으로 판단된다<sup>1)</sup>.

접근방법은 크게 연간모형, 분기모형, 월별모형으로 구성하며, 이들 각각에 대해서 적절한 분석기법을 적용한다. 예컨대 연간모형은 보편적으로 적용하고 있는 회귀분석(OLS)을, 분기별모형은 시계열기법을 활용하고 있다. 다만 연간모형에서 취득세와 등록세는 과세대상이 유사하다는 점을 감안하여 SUR (Seemingly Unrelated Regression)에 근거하여 세수함수를 추정하였다. 결국 본 연구는 3개 모형을 설정한 후 개별적인 예측기법을 적용하는 단계를 취하고 있다. 한편, 시뮬레이션을 통하여 각 예측모형별로 예측의 정확도를 비교분석하며, 예측력이 가장 우수한 모형을 식별, 내년도 지방세수를 지역별·세목별로 예측하고자 한다.

1) 물론 지역에 따라서는 중요도가 높은 세목이 있다. 예컨대 경기도의 마권세나 부산광역시 사업소세등은 해당 지역의 지방세에서 차지하는 비중이 상당히 크다. 그러나 본 연구에서는 특정 지역 고유의 성격이 강한 세목은 배제하기로 한다.



## 제2장 세수예측의 방법

### 제1절 지방세수 예측론

#### 1. 일반적 논의

예측(forecasting)이란 주어진 상황에서 미래에 어떤 상황이 발생할 것인지를 표현하기 위한 방법이다. 주어진 상황이란 분석시점의  $t$ 기 까지 분석자가 확보한 정보를 가장 효율적으로 이용하며, 미래의 어떤 상황이란 경제주체가 선택한 경제활동의 결과물을 의미한다. 이런 측면에서 본 연구의 분석대상인 세수예측은  $t$ 기까지 정수한 정수액과 이 정수액에 영향을 준다고 판단한 경제활동들에 대한 정보를 근거로  $t+i$ 기의 정수액, 즉 경제활동의 결과로서 나타나는 정수액을 판단하는 일련의 과정이다. 물론 특정의 경제활동이 일방적으로 정수액에 영향을 줄 수도 있지만 정수액과 경제활동이 상호작용하면서 내생적으로 결정된다고 보는게 타당하다. 때문에 세수예측의 결과물인 예측치는 조건부 기대치이면서 구조모형을 통하여 찾아내야 한다.

여기에는 비계량화된 질적인 예측방법(qualitative method)과 계량화된 양적인 예측방법(quantitative method)이 있다. 비계량적인 방법은 미

래를 단순히 과거의 연장으로 보지 않고 다양한 요인에 의해 무한히 변화할 가능성이 있는 상태로 본다. 따라서 이 방법은 과거 및 현재의 정보에 대한 객관적인 자료는 물론 분석자의 직관이나 판단 등 주관적 요인이 많이 작용한다. 특히 비계량적 방법은 계량적 방법을 이용할 수 있을 정도로 충분한 역사적 자료가 축적되어 있지 않을 때나 경제사회 구조가 급격하게 변동하여 예측오차가 클 것으로 판단할 때 이용한다. 때문에 양자는 상호대립적인 관계로 파악하기 보다는 상호보완적인 관계로 파악하는게 바람직하다.

세수추계를 위해서 가장 먼저 해야 할 첫 번째 단계는 세수함수를 설정하는 일이다. 두 번째는 이 세수함수를 연립방정식체계로 설정해야 할 지 아니면 단일방정식으로 해야 할 지를 결정하고 이에 적합한 계량경제학적 접근방법을 찾아내는 일이다. 주지하는바와 같이 거시모형에서 조세는 국민소득과 세율, 즉 세제의 함수이면서 국민소득은 조세의 함수이기도 하다. 물론 생산성 향상, 기술혁신, 원자재가격의 변동 등 총공급 부문으로부터의 충격이 실질소득을 결정한다는 균형실물경기변동이론(Real Business Cycle)도 있으나 총수요부문의 충격이 실질소득을 결정한다는 견해가 보편적인 거시이론이다. 이는 거시경제이론을 양분하고 있는 케인즈언과 통화론자들도 동의하는 부분이며 단지 총수요관리정책으로서 재정정책과 통화정책의 상대적 유효성(effectiveness), 기대의 형태, 일시적 충격과 영구적 충격인가라는 충격의 성격에 따라 정책효과의 차이가 있을 뿐이다.

특히 학파별로 입장을 달리하는 통화정책과 달리 재정정책의 정책효

과에 대해서는 異論이 크지 않다. 예컨대 소비는 가처분소득의 함수이며 투자는 이윤의 함수이고, 이 이윤은 바로 세율 내지는 세제의 함수이다. 이런 의미에서 세수함수는 일반균형하 거시모형의 한 부분으로 구축해야 하며, 그래야 비로서 주요 거시변수와 조세수입간 상호관계를 유기적으로 파악할 수 있다. 세수를 내생변수로 파악해야 하는 것이다. 그러나 단일방정식에 적합한 최소자승법(OLS)을 적용할 경우 추정치가 편의와 불일치 추정량이 되는 소위 연립방정식의 편의(bias)가 발생하게 된다. 한편 연립방정식의 추정은 모형의 식별을 전제로 하는바, 이는 구조모형의 완전한 구축을 필요로 한다. 이를 가능하게 하기 위해서는 사전에 지방재정과 중앙재정, 그리고 주요 거시변수간 관계에 대한 재정모형의 설계 및 실증적 연구가 있어야 한다. 유감스럽게도 아직 이 부분에 대한 연구실적은 취약하며, 특히 지방재정을 포함한 구조모형이 개발된 바 없다. 본 연구는 이러한 한계를 감안하여 일단은 세수함수를 단일방정식으로 설정한다.

## 2. 지방세수 예측방법

지방세수의 예측도 일반적인 예측방법과 같이 선형회귀, 시계열(단일변량, 다변량), 평활화법, 구조식모형 등을 이용하여 수행할 수 있다. 이 가운데 특정의 예측방법이 항상 우월하다고 볼 수는 없는데, 예측방법의 선택은 이용가능한 정보, 문제의 실체에 따라 달라질 수 있다. 예컨대 특이점(outlier)이 존재하는 경우 단일변량 시계열기법을 이용한 예측

이 예측력을 향상시키는 것으로 알려져 있다(Box and Tiao 1975). 특이점은 수준 자체를 이동(level shift)시킬수도 있으나 분산값만 변화(variance change)할 수도 있다. 이때 수준변화는 영구적인 이동과 일시적인 이동으로 구분하며, 이들을 분리하여 예측력을 향상시키려는 다양한 기법들이 소개되어 있다(Tasy 1987).

통상 지방세수의 예측은 세입구조가 미래에도 일정할 것이라는 전제 하에 이루어진다. 따라서 지방세에 영향을 주는 인구, 명목소득, 고용규모 등을 모형에 포함시켜 이들과 지방세 수입간 인과관계를 통하여 예측하는 선형회귀방식이 보편적으로 이용된다. 그러나 어떠한 예측방법이든 지방세 수입 자체에 내재하는 정보에 근거하여 과거의 확률분포가 미래에도 동일하다는 가정을 한다. 그렇다해도 단일방정식이든 구조식이든 설명변수와 피설명변수간 관계를 선형관계로 나타내는 세수함수는 예측시 설명변수의 예측치를 필요로 하는데, 이 과정에서 설명변수의 확률분포가 달라지거나 원천적으로 구조적 변화를 보인 경우 예측오차가 증가하는 문제가 발생한다.

한편, 총세입의 예측치는 개별 세목의 예측치 합이지만 총예측치의 분산이 개별 세목의 예측치 분산의 합은 아니다. 이는 개별 예측오차가 상호독립이 아니기 때문이다. 동일한 논리로 총세입의 예측오차는 개별 세목 예측오차의 합이나 전자의 분산은 후자의 분산이 아니다. 개별 세목으로 예측해야 하는 또 다른 근거로 예측오차의 공분산을 찾아낼 수 있다는 점이다. 특정 세목의 예측오차는 미래의 다른 세목의 변화로부터 영향을 받을 수 있는데, 이는 과거의 예측오차가 미래의 예측오차에 대

한 정보로 기능함을 의미한다. 예컨대 자동차세 수입이 갑자기 감소했다면 앞으로 취득세나 등록세도 감소할 가능성이 높다고 볼 수 있다. 이외에도 사회경제적 요인에 의해 특정 세목이 영향을 받을 수 있다는 현실적 이유도 있다. 인플레이션에 의해 소비과세가 영향을 받거나 인구변화로 주민세나 자동차세가 영향을 받는 현상이 여기에 해당한다.

세수예측은 예측과 조세정책의 효과분석까지 포괄하는 세수함수를 설정하는 것이 바람직하다. 이때 세수함수는 정태적 혹은 동태적으로 설정할 수 있다. 여기서 정태적이란 과세대상이 일정하다고 가정하는 것이며 동태적이란 환류효과(feedback effect)까지 고려하여 세제와 지방세 징수액과의 행태적 반응관계를 파악한다. 동태적 효과는 2가지 범주로 구분할 수 있다. 하나는 미시경제적 효과로 소비 혹은 투자의 변화가 조세 수입에 주는 영향이며 다른 하나는 산출, 고용, 가격의 변화와 조세수입 간 관계를 거시경제적 효과로 분석한다(Gravelle 1995). 그러나 지방세에 국한하여 살펴보면 정태적 분석이 주류를 이룬다. 그 이유는 세목별로 과세대상과 세원이 다양하여 정교한 세수함수를 설정하는 데 어려움을 느끼기 때문이다. 외국의 지방자치단체들도 시계열분석과 계량모형을 병행하여 세수를 예측하는 것도 상당부분 전술한 어려움에 직면한 데 있다. 예컨대 켈사스주의 경우 자산세(property tax)와 판매세(sales tax)는 시계열기법을 취하나 전화세(telephone franchise tax)와 가스세(natural gas franchise tax)는 거시시계열을 설명변수로 하는 계량모형을 따르고 있다(Bretschneider and Schroeder 1988).

## 제2절 예측모형의 검토

일반적으로 가격요소가 포함된 주요 거시변수들은 상당부분이 상수 또는 시간추세를 중심으로 단위근(unit root)을 갖는 것으로 알려져 있다 (Nelson and Plosser 1982). 뿐만 아니라 설명변수로 이용하는 변수 가운데도 단위근을 갖는 경우가 많이 있다. 더욱이 설명변수와 피설명변수가 서로 단위근의 특성을 갖는 경우에는 공적분(cointegration) 관계가 존재하기도 한다. 만약 단위근이나 공적분 문제가 제기되는 경우에 기존의 분석방법으로 세수함수의 모수를 추정하게 되면 추정치의 통계적 유의성을 나타내는  $t$ 값이 실제값보다 과대평가되는 문제가 발생할 수 있다. 특히 설명변수와 피설명변수가 단위근을 갖지만 공적분관계가 성립하지 않는 경우에는 가성회귀(spurious regression)의 결과를 초래한다. 즉, 수준변수를 이용하여 예측하면 실제로는 비유의적임에도 유의적인 결과를 가져오는 것이다.

회귀분석을 통한 세수함수의 추정에 있어 피설명변수로는 대부분의 경우 세목별 세수자료가 많이 사용된다. 세수는 다른 거시변수들과는 달리 실질치는 존재하지 않고 경상치만이 존재하는 특성을 지닌다. 왜냐하면 세수는 등가교환이 가능한 특정 실물단위로 측정하는 것이 아니라 화폐단위로만 정수하기 때문이다. 따라서 세수를 추계함에 있어서 이러한 문제에 직면할 수 있으므로 적합한 분석방법을 선택하여야 한다(성명재 1997).

본 연구에서 채택하는 세수함수의 설명변수에는 세수에 상당한 영향

을 미치거나 미칠 것으로 예상되는 세법개정 내용을 대표하는 더미변수를 포함하나 법정세율 등의 정책변수는 명시적으로 도입하지 않는다. 이론적으로는 포함시키는 것이 올바른 추정방법이나 이들은 확률분포를 갖는 것이 아니라 정책적으로 결정하는 확정적(deterministic)인 특성을 지니고 있기 때문에 배제하였다.

## 1. 진도비모형

현 단계에서 지방세에 대한 예측은 진도비모형으로 이루어진다. 진도비모형은 실무적 차원에서 지방세는 물론 국세 전반에 걸쳐 활용하고 있는 예측방법으로 엄밀성이 결여되어 있다. 특히 올해와 같이 예측할 수 없는 경기침체에 직면한 경우에는 효과적으로 대응하기 어렵다는 근본적인 한계를 보인다. 진도비는  $t$ 기 징수액이 전년동기 대비  $x\%$  변동했다면 이 변동률이 당해연도 전 기간에 그대로 적용하는 접근방식을 취한다.  $t$ 년도의 경제상황이 연말까지 불변이라는 암묵적인 가정을 하는 것이다. 때문에 일반적인 경제상황일 경우에는 큰 문제가 없으나 올해처럼 실물경기가 대단히 불확실하거나 경제구조가 구조적 변화를 보인 시기에는 예측 자체가 불가능할 수 있으며, 이 경우 실무자의 주관적 판단에 의존할 수 밖에 없다.

현재 지방세 수입의 예측은 국세와 유사하게 다음의 기본골격하에 이루어지고 있다.

$$T_{t+1} = T_t (1 + g) + \Delta T \quad (\text{II} - 1)$$

여기서  $g$ 는 명목GNP등으로 측정된 경제성장을,  $\Delta T$ 는 세법개정효과를 나타낸다. 즉,  $t+1$ 년도 지방세수입 예측치는  $t$ 년도 지방세수입 전망치에 경제성장에 따라 발생하는 지방세수입의 자연증가분, 그리고 세법개정이 지방세수입에 주는 효과를 합산한 것이다. 그러나 세법개정의 효과는 큰 비중을 두지 않으므로 결국 세수증대분은 경상소득의 성장에 비례하는 것으로 간주한다.

지방세는 상기 식(II - 1)에 공간적 특수성을 나타내는 지역적 특수요인을 가미하여 예측한다. 내년도분 지방세수 예측에 적용한 진도비모형은 상기 일반적인 형태에서 더 나아가 경제위기 상황을 반영한 IMF 특수요인을 추가하고 있다. 다만, 재산세등 보유과세 부분에는 과표인상율을 반영하여 추계하고 있다. 1998년도 진도비방식은 거래과세와 보유과세로 분리하여 다음의 식을 취한다.

- 거래과세 진도비방식  
(1997년도 징수액 × 전년대비 징수액 진도비) ±  
지역별 특수요인 ± IMF 특수요인
- 보유과세 진도비방식  
(1997년도 징수액 × 과표 인상율) ±  
지역별 특수요인 ± IMF 특수요인



그러나 상기 식은 몇가지 측면에서 결정적인 한계를 보인다. 먼저 경제성장에 대한 세수증가의 탄력성이 1(단위탄력적)이라는 가정을 내포한다. 상기 식은 소득증가분의 동일비율로 세수입도 증가한다는 전제하에 예측하는 것이다. 통상 조세수입이 경제활동과 밀접한 관계하에 움직이기는 하지만 어느 정도 민감성을 가지고 움직일 것인가는 경험적인 자료를 통하여 추정해야 한다. 세수함수를 설정하고 탄력성을 추정하지 않을 경우 예측오차는 확대되며 무엇보다 정책수단(policy instrument)의 변화가 정책목표에 미치는 파급효과를 분석하기 어렵게 된다. 둘째, 세법개정효과의 도출과정이 명확하지 않다. 세법개정효과를 조절하여 탄력성을 추정하는 기법들이 소개되어 있으나 세법개정의 정책효과 자체를 자의적으로 처리하는 경우는 없다<sup>2)</sup>.

## 2. 탄력성모형

세수예측모형은 일반적으로 조세수입과 조세수입에 영향을 주는 변수 사이의 관계를 정형화한 것이다. 통상 탄력성모형은 설명변수와 피설명변수간의 관계가 선형임을 상정하는데, 피설명변수인 조세수입(T)과 설명변수(Z)는 다음의 자연대수 선형모형(natural log-linear model) 형태를 취한다.

$$\ln T = \alpha + \beta \ln Z \quad (\text{II} - 2)$$

2) 세율수준과 세율구조가 기준년도와 동일하다고 보고 세법개정효과를 조절한다. 원계열을 조정하는 방법에는 불변세율구조방법, 비례조정법, 더미변수방법, Divisia 방법 등이 있다. 이에 대한 자세한 설명은 유일호편 노기성(1990)을 참조

즉, 식 (I - 2)에서 조세수입은 조세수입에 영향을 준다고 판단한 설명변수의 변화에  $\beta$ 의 크기로 비례하여 변동한다. 탄력성모형은 설명변수의 변화에 대한 조세수입 변화의 민감도인 탄력성의 크기( $\beta$ )를 이용하여 조세수입의 변화를 예측하는 것이다.

상기 탄력성 모형은 대부분의 예측모형에서 취하고 있는 일반적인 형태로 피설명변수  $Z$ 만 알고 있다면 용이하게 조세수입을 예측할 수 있으며 고도의 계량기법을 요구하지 않아 실무적 유용성이 높다는 장점이 있다. 동시에 세계개편, 예컨대 과세대상이나 세율의 변경시 파급효과의 크기와 방향을 즉각적으로 파악할 수 있어 조세정책을 수립하는데 효과적으로 활용할 수 있다. 그러나 탄력성모형은 몇가지 문제를 안고 있다.

먼저 탄력성모형은 정교하고 세련되게 설정하지 않으면 예측오차가 상대적으로 크게 발생할 가능성이 높다. 예측오차가 발생하는 원인을 보다 구체적으로 살펴보면 조세수입이  $Z$  이외의 다른 요인으로부터 무시할 수 없을 정도로 영향을 받거나 실제의 세수함수가 일정의 탄력성을 지니지 않는 경우 등을 들 수 있다. 물론 이러한 요인들은 세수함수식의 오차항으로 수렴하나 모형설정이 적절하게 이루어졌다 해도 예측단계에서 어려움에 직면할 수 있다. 세수를 예측한다는 것은 세수함수를 추정하는 것이 아니므로 추정결과가 아무리 좋아도 설명변수의 예측치를 구하기가 어렵거나 신뢰성이 낮다면 예측력은 현저하게 저하될 수 있다. 즉, 탄력성모형은 설명변수  $Z$ 의 예측치( $\hat{Z}$ )에 결정적인 영향을 받는다는 제약이 있으며  $\hat{Z}$ 를 구하는 과정에서 자의적인 판단이 개입될 가능성이 상존한다.

t년도에 t+1년도 조세수입을 예측할 경우 현행의 제도하에서는 t년도 중반, 다시말해서 익년도 예산안이 확정되기 이전에 이루어지는데 이 경우 t년도의 조세수입도 예측치에 불과하다는 문제가 있다. 그렇기 때문에 t+1년도 조세수입의 예측이 이루어지는 과정은 t-1년도 지방세수입과 t-1년도 혹은 t년도 중반에 예측한 t년도 조세수입의 예측치를 조건부 정보로 하여 t+1년도 조세수입을 예측한다. 그러므로 예측오차는 t년도 예측치와 t+1년도 예측치에서 이중으로 발생할 가능성이 높다.

또 다른 문제로 설명변수와 피설명변수간 인과관계가 시차를 두고 이루어진다는 사실이다. 즉, 조세수입은 t기의 설명변수 뿐만 아니라 t-i기 까지의 설명변수로부터 영향을 받을 수 있다. 이러한 특성은 소비과세의 세목에서 두드러지게 발생한다. 이론적 측면에서 영구소득가설이나 일생주기가설은 소비자의 시계(time horizon)가 장기라는 관점에서 출발하며, 따라서 t년도의 소비는 t년도의 소득(혹은 재산)은 물론 과거의 소득에 의해서 영향을 받는다고 볼 수 있다. 이런 경우 조세수입은 과거의 설명변수를 모형에 반영하는 다항분포시차모형(polynomial distributed lags : PDL)이 적합하다.

PDL모형의 일반적인 형태는 다음과 같으며, 여기서  $\beta_i$  는 n차 다항식을 만족하는 제약하의 상수이다. 식 (II - 3)은 식 (II - 2)의 확장형으로 탄력성모형을 발전시킨 것이다.

$$\ln T_t = \alpha + \beta_0 \ln Z_t + \beta_1 \ln Z_{t-1} + \dots + \beta_n \ln Z_{t-n} + \varepsilon_t \quad (\text{II} - 3)$$

후술하겠지만 본 연구에서 취하는 탄력성모형은 PDL모형에 상당부분 의존하고 있다. 그 이유는 전술한 이론적 근거 이외에도 분석대상 세목들이 갖는 특성에 기인하는 것인데, 예컨대 취득세와 등록세의 대표적 인 과세대상인 신규아파트의 경우 당첨과 실제 입주기간 사이에는 통상 2년의 시차가 소요된다. 현재의 경기순환이 침체기라 해도 2년전 아파트 수요를 결정하는 경제상태가 경기정점에 있었다면 취득세와 등록세는 2년전의 설명변수에도 영향을 받는다고 보아야 한다<sup>3)</sup>.

### 3. 차분모형

차분모형은 기본적으로 탄력성모형과 비슷한 구조이나 세수함수식이 차분방정식(difference equation)이라는 차이가 있다. 차분방정식은 조세수입과 설명변수간 관계를 다음과 같이 표기한다.

$$\Delta T_t = \alpha + \beta_0 \Delta Z_t + \beta_1 \Delta Z_{t-1} + \dots + \beta_k \Delta Z_{t-k} + e_t \quad (\text{II} - 4)$$

차분모형과 탄력성모형의 일반형인 PDL모형의 차이는 식 (II - 2)와 식(II - 3)의  $\beta_i$  를 추정하는 과정에서 발생한다. 식 (II - 2)와 식 (II - 3)의 오차항들의 열벡터를  $\hat{\epsilon}$  와  $\hat{e}$  라 하면 탄력성모형은  $\hat{\epsilon}\hat{\epsilon}$  을 최소화하는 반면에 차분모형은  $\hat{e}\hat{e}$  를 최소화함으로써 파라메터를 추정한다.

3) 이에 대한 자세한 논의는 3장에서 이루어지고 있다.

그런데 이들 오차항 사이에는  $e_t = \varepsilon_t - \varepsilon_{t-1}$  관계가 성립하므로 이중의 예측오차가 발생하는 차분모형의 예측력이 열등할 가능성이 높다. 뿐만 아니라 차분모형은 실제 예측과정이 복잡하고 오류가 발생할 여지가 있다. 즉, 탄력성모형은  $t$ 기의 세수입을 예측하기 위해서  $t-1$ 기의 세수예측에서 발생하는 오차를 무시하지만 차분모형은  $t-1$ 기의 세수입액과  $t$ 기의 세수증가율을 곱하여  $t$ 기의 세수예측치를 계산하므로  $t-1$ 기의 예측오차를 이용한다.

#### 4. 시계열모형

시계열모형은 시계열변수간의 계열상관을 이용하여 순환변동과정에서 변수들간의 동태적 상호관계를 분석한다. 그러나 여기서는 다변량시계열모형은 배제하며 본 연구의 분석대상인 단일변량시계열에 한정하여 기술하기로 한다. 벡터자귀회귀모형(VAR)이나 오차수정모형(ECM)을 포괄하는 다변량 시계열모형은 예측은 물론 내생변수간 동태적 상호관계를 연립방정식체계로 분석할 수 있다는 장점이 있으나 충분한 역사적 자료를 요구한다. 때문에 이들이 갖는 잠재적 유용성이 크에도 불구하고 자료이용의 제약을 감안하여 단일변량 시계열모형만으로 예측모형을 설정하였다.

단일변량 시계열모형은 분석기법이 비교적 단순하여 지방단위에서 광범위하게 활용할 수 있고, 지방세수입의 변동성이 크지 않아 일정한

경향성을 지니는 경우 높은 예측력을 가져온다. 반면에 추세가 분명하지 않을 때는 예측력이 떨어지며 특히 예측 이외의 용도에는 활용할 수 없다는 한계가 있다. 그럼에도 자료의 이용가능성에 큰 제약을 받는 지방세 수입의 예측에는 불가피하게 단일변량 시계열모형을 이용할 수 밖에 없다. 특히 본 연구과정에서 분기별 지방세수 자료에 특이점이 심하게 나타난다는 사실을 반영한 결과이다.

단일변량 시계열모형의 전형적인 예는 Holt와 Winters가 제안한바 있는 지수평활화(exponential smoothing)기법과 Box and Jenkins의 ARIMA를 들 수 있다. 지수평활법은 가장 단순한 적용적 예측기법이다. 즉, 지수평활법은 인과관계모형과 달리 과거의 예측오차를 조정하면서  $t+i$ 기의 값을 예측한다. 본 연구에서는 추세와 계절적 요인이 없으면서 평균치를 중심으로 확률적으로 변동하거나 선형추세를 갖는 시계열을 예측하는데 유용한 것으로 알려져 있는 단일평활법(single smoothing)이나 이중평활법(double smoothing)대신에 계절적 변동을 수렴하는 Holt-Winters 지수평활법을 적용하기로 한다.

Holt - Winters 지수평활법은 선형시간추세(linear time trend)를 포함하고 있으나 계절요인의 성격에 따라 두가지 모형, 즉 가법모형(additive)과 승법모형(multiplicative)으로 구분한다. 그러나 이 가운데 어떤 모형이 적합한가는 사전적으로 알 수는 없고 실제 모형을 적용하여 사후적으로 판단할 수 밖에 없다.

승법모형과 가법모형하에서  $y_t$ 를 평활화한 시계열  $\hat{y}_{t+i}$ 는 다음과 같이 표기할 수 있다(Bowerman and O'Connell(1979)). 이들은 3부분 영

구적 요소인 절편항(a), 추세항(b), 승법 혹은 가법적 계절요인항(c)으로 이루어져 있다. 이때, 절편항, 추세항, 그리고 계절요인항을 구성하는 또 다른 요소인  $\alpha, \beta, \gamma$  는 각각  $0 < \alpha, \beta, \gamma < 1$  이며 s는 계절요인의 순환주기를 의미한다.

$$\text{승법모형 : } \hat{y}_{t+i} = (a + b k) c_{t+i}$$

$$a(t) = a \frac{y_t}{c_t(t-s)} + (1-\alpha)(a(t-1) + b(t-1))$$

$$b(t) = \beta(a(t) - a(t-1)) + (1-\beta)b(t-1)$$

$$c_f(t) = \gamma \frac{y_t}{a(t)} + (1-\gamma)c_f(t-s)$$

$$\text{가법모형 : } \hat{y}_{t+i} = a + b k + c_{t+i}$$

$$a(t) = a(y_t - c_t(t-s)) + (1-\alpha)(a(t-1) + b(t-1))$$

$$b(t) = \beta(a(t) - a(t-1)) + (1-\beta)b(t-1)$$

$$c_i(t) = \gamma(y_t - a(t)) + (1-\gamma)c_i(t-s)$$

한편 p차 자기상관 AR(p)와 q차 이동평균 MA(q)모형을 결합한 ARMA(p, q) 과정을 d차차분에 의해 안정적 시계열로 전환한 것이 ARIMA(p, d, q)이다. 이를 후방연산자(backward-shift operator) B 를 이용하여 표기하면 다음과 같다.

$$\Phi(B)(1-B)^d z_t = \theta(B)a_t$$

$$\begin{aligned}\text{단, } \Phi(B) &= 1 - \Phi_1 B - \Phi_2 B^2 - \dots - \Phi_p B^p \\ \theta(B) &= 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q\end{aligned}$$

ARIMA모형은 단일시계열의 동태적 확률과정을 나타낸 것으로 안정적인 시계열을 갖는 차수 (p, d, q)를 찾아내는 모형식별 단계를 거쳐 추정과 예측단계에 들어갈 수 있다. ARIMA모형의 기본가정은 오차항 ( $a_t$ )들의 평균이 0이고 분산은  $\sigma^2$ 으로 동일하며 무상관인 백색잡음(white noise)이라는 것이다. 바로 오차항들이 백색잡음의 성질을 만족할 때 그 모형은 적합성을 가지며, 따라서 이에 대한 검정이 일차적으로 이루어져야 한다. 통상 자기상관함수(ACF)와 편자기상관함수(PACF)로 판별하며 이 식별단계를 거치면 모형의 추정과 예측단계에 들어간다.



## 제3장 모형의 탐색

### 제1절 개별 세목의 특성

세수예측시 이용하는 정수액은 원계열에서 재량적 효과를 조정하는 것이 바람직한 것으로 알려져 있다. 그러나 지방세의 경우 원계열 조정에 필요한 보조자료가 축적되어 있지 않고 기존문헌에서 제안하는 조정 기법들도 장단점이 있어 원계열을 조정하는 재량적 효과는 무시하기로 하였다. 실제 유일호(1990)의 연구에서도 원계열을 조정한 재량적 변동효과와 탄력성효과는 유사한 것으로 나타났다. 그 대신 세계개편에 따른 재량적 변동효과는 더미변수(dummy variable)를 이용하여 부분적으로 반영하였다.

정확한 세수함수의 설정은 결국 설명변수를 무엇으로 할 것인가에 달려있다. 지방세의 세수함수에 관해서는 기존의 연구실적이 충분치 못하다는 점을 감안하여 본 연구에서는 대상 세목의 특성을 반영할 수 있는 가능한 모든 변수를 대상으로 추정하였다. 현행 세계에서 지방세 수입에 상당한 비중을 점유하는 세목은 취득세, 등록세, 자동차세, 담배소비세, 주민세이다. 지방자치단체별로 다소 차이가 있지만 이들 세목들이 지

방세수입에서 차지하는 비중은 약 80%에 이른다. 5개 세목이 모두 특별시 및 광역시세 이지만 도의 경우에는 취득세와 등록세만이 도세로 되어 있고 나머지는 시군세이다. 설명변수는 개별 세목의 과세대상과 밀접한 관련을 맺으므로 먼저 세목별 특성을 살펴면서 검토하기로 한다.

취득세와 등록세는 외견상 유사하나 실제 과세대상은 다소 다른 특성을 보인다. 그것은 취득세가 재산권의 취득 자체를 납세자의 담세력과 동일시하는데 반하여 등록세는 재산권의 취득·이전·변경 등에 관한 사항을 등기시에 과세한다. 따라서 취득세와 등록세는 과세대상의 상당부분이 부동산(토지, 건축물)이기는 하지만 징수액에서 차지하는 중요도는 다르게 나타난다. 예컨대 취득세의 과세대상은 부동산, 차량, 중기 등의 취득, 골프회원권등의 이용권과 같이 다양하며 토지, 건축물, 차량의 취득이 징수액의 95% 이상을 점유한다. 이와는 달리 등록세는 부동산등록이 징수액의 70%, 자동차등록이 20% 정도를 차지할 정도로 부동산이 압도적이다.

이러한 사실은 취득세와 등록세의 징수액이 실물경기에 민감하게 반응하나 등록세가 부동산경기에 결정적인 영향하에 있음을 시사한다<sup>4)</sup>. 동시에 이들 세목은 대규모 자본을 필요로 하는 내구소비재이므로  $t-i$ 기부터 누적된 소득으로부터 영향을 받는다고 볼 수 있다. 이에 따라 취득세와 등록세의 설명변수로는 실물경기의 대리변수로서 국민총생산, 최종소비지출(민간소비지출+정부소비지출), 건축허가면적, 자동차 등록대수

4) 취득세와 등록세는 국세의 양도소득세와도 일정부분 관련되어 있다. 그러나 분석의 초점을 단순명료화하고자 국세부분은 외생적 요인으로 간주한다.

등을 사용하였다.

담배소비세의 과세표준과 세율구조는 수량(20개비단위)과 중량(50g)을 기본단위로 하며 부분적으로 가격기준을 취하고 있다. 즉, 종량세와 종가세가 혼합된 과세체계를 갖는다. 예를 들어 가장 대표적인 1종의 경우 세전 판매가격이 200원 이하이면 갑당 40원, 200원 초과에 대해서는 갑당 460원의 담배소비세를 부과한다. 직관적으로 볼 때 켈런소비의 결정인자는 소비자 판매가격과 소비자의 소득이라고 볼 수 있다. 그런데 우리나라의 켈런시장은 크게 국산켈런시장과 외국산켈런시장으로 분리할 수 있으며 여기서 다시 저급, 중급, 고급시장이 형성되어 있다. 이러한 구분은 단순히 경제적 요소로만 이루어지는 것은 아니며 상당부분 소비자의 기호나 사회·경제적 환경에 의해서도 영향을 받는다. 국산담배 애호운동이나 금연분위기 등은 담배소비의 외생적 충격으로 가해질 수 있는 것이다. 그럼에도 이러한 요인들은 세수함수식의 교란항으로 처리하며 기본적으로 담배소비는 소득의 함수라고 상정한다.

주민세 소득할은 법인세 할, 소득세 할, 농지세 할로 구분하며 관할지역 내 소득세, 법인세, 농지세의 납세의무자가 과세대상이다. 따라서 국세인 소득세나 법인세의 세수함수와 동일한 형태를 보일 것으로 예상된다. 소득세와 마찬가지로 소득할 주민세도 신고분과 원천분이 있으나 소득세와 법인세를 신고납부시 납부세액의 10%<sup>5)</sup>에 해당하는 주민세를 별도로 관할 시·군·구에 납부하는 체제이다. 때문에 과세기초가 넓고 세무행정

5) 1995년 지방교육재정교부금법의 개정으로 시도세 징수액의 2.6%를 교육비특별회계로 전용토록 함으로써 소득할 주민세의 표준세율을 종전의 7.5%에서 10.0%로 인상하였다.

상의 잇점이 있으나 소득할 주민세에 관한 지방자치단체가 징세 과정에 개입할 여지는 전무하다해도 과언이 아니다. 이런 의미에서 소득할 주민세도 실물경제의 경기순환에 큰 영향을 받으나 금융소득종합과세제도의 도입으로 이자·배당소득의 증감도 무시할 수 없는 요인으로 작용하고 있다. 즉, 이자율이나 주가 등 금융변수들도 주민세 소득할의 결정인자로 볼 수 있는 것이다. 이러한 관점에서 본 연구는 국민총생산, 피고용자보수, 이자율을 설명변수로 하는 세수함수를 설정한다.

자동차세는 재산과세이나 도로사용에 대한 부담금적 성격과 수익과세적 성격을 동시에 지니고 있다. 현행 세제하에서 자동차세는 배기량에 기초한 다단계 정액세율체제로 이루어져 있다. 그러면서 동시에 배기량에 따라 단위당 정액세액이 높아지는 누진세율체제라는 특성을 갖는다. 이런 의미에서 자동차세 징수액은 등록된 자동차와 배기량에 영향을 받는다고 볼 수 있다. 그런데 과세대상 자동차의 대부분이 승용자동차이며 이 가운데 1,500cc~2,000cc가 주종을 이루고 있다. 따라서 자동차에 대한 소비자의 기호가 구조적으로 변하지 않는한 자동차세는 자동차 등록대수, 그리고 이 등록대수를 결정하는 소득 혹은 자산(wealth)의 함수로 볼 수 있다.

## 제2절 연간모형

설명변수로 소비지출액을 도입하는 경우 시차다항분포모형을 설정하

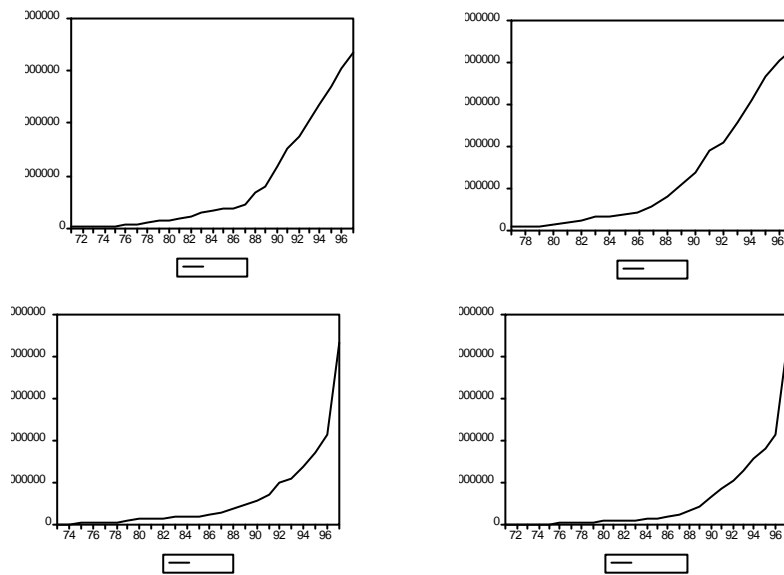
지 않아도 큰 문제는 없다. 과거 및 현재소득이 현재소비를 결정한다는 소비이론이 적용될 여지가 크게 줄어든다. 그러나 이 경우도 취득세와 등록세의 과세대상이 부동산, 자동차 등 내구소비재이므로 시차변수를 도입한 편이 예측력을 개선할 수 있다고 보여진다. 따라서 본 연구에서는 시차변수를 도입하여 세수함수를 설정하였다.

한편 연간모형에서 이용하는 변수들은 전국단위로 집계화한 시계열 자료이므로 통계적 유의성이 높아질 가능성이 높다. 실제로 연간모형의 추정결과들은 대단히 높은 통계적 유의성을 보인다. 그러나 이러한 결과가 적분시계열을 이용함으로써 나타난 것이라면 집계화된 시계열자료에 대한 안정성(stationarity)을 검정해 보아야 한다. 즉, 시계열자료가 단위근을 갖는 경우 통계적 유의성과 모형의 설명력이 높게 나타나는 소위 가성회귀가 발생하므로 추정에 앞서 이용자료를 안정화 시켜야 한다.

사실 분석목적이 예측인 경우 시계열의 안정성 여부는 중요한 의미를 갖는다. 비정상적 시계열은 임의보행(random walk)적 특성을 보이며 확정적 추세(deterministic trend)를 갖는 정상시계열과 달리 비정상적 시계열은 확률적 추세(stochastic trend)를 가진다. 그렇기 때문에 예측오차가 증가하는 문제를 피할 수 없으며 동시에 외부의 충격이 누적되어 평균에서 이탈하려는 경향이 확대될 수 있다.

다음 그림은 분석대상 세목들의 연간자료인데, 추세의 특성을 보면 단위근이 내재되어 있다는 점을 직관적으로 포착할 수 있다. 실제로 ADF(Augmented Dickey-Fuller)검정과 P & P(Phillips and Perron)검정을 이용하여 단위근 존재 여부를 점검한 결과 5% 유의수준에서 단위근

이 존재함을 확인할 수 있었다.



따라서 원칙적으로 세수함수의 추정은 함수식을 구성하는 시계열을 안정화시키거나 공적분 제약조건을 포함시켜야 한다. 이 경우 세수함수는 2장에서 검토한 차분모형을 갖는다. 그러나 본 연구에서는 자연대수 선형모형을 추정하고 있다. 차분모형이 아닌 자연대수 선형모형, 정확하게는 PDL모형을 세수함수로 설정한 것은 본 연구의 일차적 목적이 세수

6) 상수항(drift)과 시간추세항을 배제한 경우, 상수항만 포함된 경우, 상수항과 1차 시간추세를 포함한 3가지 경우를 대상으로 검정하였다. 한편, 개별 시계열이 단위근을 갖는 불안정 시계열이라 해도 특정의 시계열과는 장기적 안정관계를 가질 수 있다. 본 연구에서는 Johansen-Juselius가 제안한 방식에 의거하여 공적분(cointegration) 여부를 검정하였는데, 최소한 1개의 공적분관계가 존재함을 확인하였다.

함수의 추정에 있지 않고 예측 그 자체에 주어지기 때문이다. 주지하듯이 PDL모형은 추정계수가 탄력성의 의미를 가지므로 경제적 해석이 용이할 뿐 아니라 제한된 정보를 최대한 이용할 수 있다는 장점이 있다. 무엇보다 이 모형은 지방자치단체 실무자들이 쉽게 이해할 수 있고 실무에 즉각적으로 응용할 수 있어 본 연구의 취지에 부합한다.

이와는 달리 차분모형은 증가율로 변환한 자료들을 대상으로 하므로 정보량의 유실을 피할 수 없다. 정보량의 유실은 본 연구와 같이 추정기간이 지나치게 단기인 경우 불리하게 작용한다. 통상 차분모형은 예측력이 저하되는데, 본 연구에서도 예측력이 현저하게 저하되었으며 추정계수도 유의적인 결과를 보이지 못했다<sup>7)</sup>. 실제로 국세를 대상으로 한 기존 연구에서도 자연대수 선형모형을 이용하고 있다.

본 연구에서는 자연대수 선형함수식의 형태로 세수함수를 설정하며 통상회귀자승법(OLS)으로 추정하였다. 추정과정에서 자기상관이 제거된 경우에는 코크레인-오컷(Cochrane-Orcutt)기법으로 제거하였다. 추정기간은 세목별로 다르나 취득세(1971~1997), 등록세(1977~1997), 자동차세(1971~1997), 주민세(1973~1997), 담배소비세(1985~1997)이다.

재론하지만 본 연구의 목적은 정교한 세수함수를 찾아내는데 있지 않으며 예측력이 가장 우수한 모형을 탐색하는데 있다. 이 말은 현실 세계상 설명변수로 적합하다 해도 예측과정에서 또 다른 예측오차를 발생

7) 단순한 차분모형, 2변수 비제약 VAR모형, 오차수정모형(VECM)의 추정결과가 만족스럽지 못했다. 장수액 이외에 본문에서 언급한 설명변수들을 이용한 결과 비제약VAR모형과 VECM의 경우 각 시차 종속변수가 아닌 설명변수들의 통계적 유의성이 대단히 낮게 나타났다. 모형의 설명력도 0.3~0.5 사이에 자연대수 선형모형에 비하여 매우 낮은 수준이었다.

혹은 증대시킬 것으로 판단될 경우에는 가능한 배제하였다. 즉, 계량모형을 통한 세수입의 예측은 설명변수의 예측치를 확보할 수 있을 때, 그리고 이 설명변수에 대한 예측이 광범위하고 정교하게 이루어지고 있을 때 예측오차를 최소화할 수 있다. 이런 의미에서 예측모형은 가능한 단순화하였으며 4장에서 이루어지는 예측치는 본 연구에서 수행한 모든 모형을 종합적으로 판단하여 제시하고 있다.

### 1. 취득세와 등록세

전술한대로 취득세와 등록세는 자동차와 부동산(건축물, 토지)이 주 과세대상으로 중복되기는 하지만 다소 차이가 있다. 취득세는 징수액에서 토지분(33.1%), 건축물분(30.8%)등 부동산분이 64%, 그리고 자동차분이 11.9%로 이들이 전체의 76%를 차지한다. 반면에 등록세는 부동산분(72.8%)과 자동차분(22.8%)이 징수액의 96%를 차지한다. 여하튼 이 두 세목의 설명변수로는 부동산의 취득 및 등록을 대표할 수 있는 거시변수, 예컨대 국민(국내)총생산, 민간소비지출, 자동차 판매량, 건축허가면적 등이 최우선적 후보가 될 것이다<sup>8)</sup>. 다만 다중공선성(multicollinearity)

B) 본 연구에서는 취득세와 등록세의 주 과세대상인 부동산과 자동차를 내구소비재로 보고 소득의 함수로 파악하고 있는데, 이 부분에 대해서는 논란의 여지가 있다. 즉, 이러한 가설은 대체가능한 내구소비재(replaceable durable goods)이고 소비량과 거래량이 동일 혹은 비례하지 못하는 경우 단순히 소득만의 함수라고 볼 수 있는가에 대해서 비판적인 견해가 있을 수 있다. 이러한 비판은 정확한 지적인데, 사실 stock의 거래는 실물 혹은 금융자산을 포함한 광의의 자산(wealth), 거래자의 일생주기 등에 상당부분 영향을 받는다. 소득의 함수로 취급하는 것은 가능한한 세수함수를 단순화하여 세수예측의 활용도를 제고하려는 본 연구의 취지에 따른 것이다. 그럼에도 이 부분에 대한 보완적인 연구가 있어야 함은 자명하다. 이에 대해서는 Mankiw(1985), Deaton(1986)을 참조.



이 있을 것으로 예상되는 변수는 제외한다. 실제로 자동차 판매량은 국민(국내)총생산이나 민간소비지출과 높은 상관관계(0.92)를 보여 세수합수식에서 제외하였다.

예측모형은 크게 3가지로 구분하고 있다. 첫째는 개별 세목의 세수합수를 독립적으로 설정한 단일방정식이며 두 번째는 취득세와 등록세의 과세대상이 중복된다는 점에 착안하여 이들을 통합, 하나의 세수합수를 설정하였다. 세 번째는 개별 세수합수를 병렬화한 SUR모형을 이용하여 추정하였다.

앞에서 첫 번째와 두 번째의 경우는 통상적인 회귀분석기법을 적용하였다. 세 번째의 경우는 별도로 추가적인 설명을 필요로 하는데, 개별적인 추정식 사이에 상관관계가 존재하는 경우, 이 상관관계로부터 얻어진 정보를 통하여 추정결과의 통계적 유의성을 향상시킬 수 있다는데 근거한다. 전술한대로 취득세와 등록세는 과세대상이 중복되고 징수액도 동행하는 특성이 있으므로 SUR모형을 통한 예측도 의미가 있을 것으로 판단된다.

<표 3-1>, <표 3-2>, <표 3-3>은 본 연구의 의도에 부합하는 방향으로 설정한 예측모형을 추정한 것이다. 본 연구에서는 국민(국내)총생산, 총소비지출, 건축허가면적의 당기변수와 시차변수, 더미변수, 시간추세항으로 이루어진 설명변수들의 가능한 모든 조합을 대상으로 추정하였으며, 다음 표들에서 보고하는 추정결과들은 이 가운데 가장 양호한 부분만을 정리한 것이다. 한편 취득세와 등록세는 자신의 과세대상, 세율체계의 변화에 직접적인 영향을 받을 수 있지만 양도소득세의 세율변화에

도 간접적인 영향을 받을 수 있다.

취득세의 경우 1976년말 지방세제 개편시 독립적인 도세로 존치하면서<sup>9)</sup> 1993년에는 1가구 2대 이상 자동차보유시 2배 증가하는 체제로 개편된바 있다. 물론 과세대상을 추가하는 조치가 있었으나 항공기, 골프회원권 등이어서 고려하지 않아도 별 문제가 없다고 보여진다. 등록세는 취득세와 같이 비례세율체계이나 등록(기)원인에 따라 다양한 세율체제로 형성되어 있다. 그렇기 때문에 이들을 완벽하게 반영하는 세수함수를 설정하기는 사실상 불가능하며 단지 1981년, 1988년, 1991년, 1995년에 이루어진 세율조정을 부분적으로 수렴하였다. 본 연구에서는 전술한 취득세와 등록세의 역사적 변천과정, 그리고 양도소득세제의 변화는 더미변수(dummy variable)를 이용하여 세계개편이 징수액에 미친 효과를 파악하였다. 한편 시간추세(time trend)의 기울기가 설명변수와 피설명변수 사이에 다를 수 있으므로 시간추세도 설명변수로 포함시켜 추정하였으나 유의적인 결과를 얻지는 못했다.

<표 3-1>은 취득세와 등록세의 세수함수를 개별적으로 설정한 후 추정한 결과들이다. 취득세는 모형Ⅱ와 모형Ⅲ에서, 등록세는 모형Ⅰ에서 가장 양호한 추정결과를 보였다. 취득세의 모형Ⅱ와 모형Ⅲ은 추정계수의 표준편차나  $R^2$ 값, RMSE값에 비추어 볼 때 비교우위를 확신할 수 없다는 것을 알 수 있다. 다만 D.W.통계량을 근거로 모형Ⅱ가 다소 양호한 결과라고 볼 수는 있다.

9) 1976년말 지방세 개편시 도세부가세제도를 폐지하면서 독립적인 도세로 존치시켰다.

&lt;표 3-1&gt; 취득세와 등록세 세수함수의 추정결과

	취득세			등록세			
	모형 I	모형 II	모형 III	모형 I	모형 II	모형 III	모형 IV
상수항	-3.06 (-3.52)**	1.5 (3.6)**	1.64 (3.34)**	-4.27 (-2.62)*	-2.44 (-2.11)*	-4.06 (-2.54)*	-3.49 (-2.34)*
더미 1988			0.45 (4.56)**		0.29 (1.8)		
더미 1990		0.44 (4.7)**					
더미 1991						0.02 (0.12)	
더미 1995							-0.12 (-0.68)
최종소비지출	1.4 (18.5)**	1.05 (25.8)**	1.03 (21.6)**	1.52 (11.1)**	1.39 (13.1)**	1.55 (10.8)**	1.52 (11.4)**
건축허가면적	0.07 (1.52)			0.07 (1.56)			
Adj. R <sup>2</sup>	0.98	0.99	0.99	0.98	0.99	0.98	0.98
D. W.	1.63	1.63	1.58	1.27	1.58	1.29	1.39
RMSE	0.083	0.096	0.095	0.093	0.12	0.13	0.14

주 : 1) 더미 1988, 더미 1991은 이후 연도부터는 1이며 이전 연도는 0임

2) ( )내는 t값이며 \*는 5%, \*\*는 1% 유의수준에서 귀무가설을 기각함을 의미함

한편 시간추세항은 모두 비유의적인 결과를 보였다. 세계변화의 정책효과를 반영하는 더미변수는 취득세의 경우 1988년과 1990년에 유의적

인 결과를 보였으나 등록세는 그렇지 못하였다. 1988년과 1990년의 더미 변수가 통계적 유의성을 보인다는 것은 당시의 세계개편이 정수액에 유의미한 영향을 주었다고 해석할 수 있으나 본 연구의 추정결과만으로 확신하기는 어렵다.

Durbin-Watson통계량이 낮게 나타나고 있는데 코크레인-오컷기법을 사용해도 크게 개선되지 않았다. 다만, 최종소비지출의 시차변수만은 만족스런 추정결과를 보였다. 여기서 흥미로운 사실은 최종소비지출에 대한 정수액의 탄력성은 등록세가 취득세에 비하여 다소 크다는 사실이다. 이는 소득변화에 민감한 자동차의 등록대수가 점유하는 비중의 차이에 기인한 것으로 판단된다.

각 세수함수별 예측력은 RMSE(Root Mean Squared Error)로 평가하였다. RMSE 통계량은 표본내(in-sample)추정과 표본외(out-of-sample)추정으로 구할 수 있는데, 양자간에는 장·단점이 있다. 여기서는 정보량의 유실을 최소화하고자 표본내 추정에 근거하여 RMSE 통계량을 구하였다. 다음 식에서 N은 표본수이다.

$$\sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (\ln \hat{T}_i - \ln T_i)^2}$$

<표 3-2>는 취득세와 등록세를 통합하여 세수함수를 설정하고 이를 추정한 결과들이다. 취득세와 등록세는 과세대상이 중복되고 재산과 세라는 관점에서 통합된 세수함수를 설정하는데 무리가 없다. 이를 통하여 개별 세수함수로부터 예측한 결과와 통합한 세수함수로부터 예측한

지방세 수 예측을 위한 모형의 탐색 : 광역정부를 중심으로

결과를 상호비교하여 예측력을 향상시킬 수 있다. 개별 세수함수를 추정 한 결과와 비교할 때 큰 차이는 없으나 모형Ⅱ의 상대적 우월성이 보다 뚜렷하게 부각되고 있다. 모형Ⅰ은 단순하면서도 양호한 결과를 보이고 는 있으나 D.W통계량이 낮은 값을 보였다.

<표 3-2> 통합한 취득세·등록세 세수함수의 추정결과

	취득세·등록세			
	모형Ⅰ	모형Ⅱ	모형Ⅲ	모형Ⅳ
상수항	-8.08 (-8.0)**	-3.82 (-3.2)**	-7.24 (-2.53)*	-8.32 (-3.59)**
더미 1988		0.56 (4.21)**		
더미 1991			0.08 (0.29)	
더미 1995				-0.13 (0.56)
최종소비지출 <sub>t</sub>			3.01 (11.9)**	3.11 (15.4)**
최종소비지출 <sub>t-1</sub>	2.92 (29.4)**	2.60 (24.7)**		
건축허가면적 <sub>t</sub>	0.21 (2.68)*	0.12 (2.2)*		
Adj. R <sup>2</sup>	0.99	0.99	0.99	0.99
D. W.	1.36	1.97	1.56	1.67
RMSE	0.17	0.11	0.185	0.183

주 : 1) 더미 1988, 더미 1991, 더미 1995는 이후 연도부터 1이며 이전 연도는 0임

2) ( )내는 t값이며 \*는 5%, \*\*는 1% 유의수준에서 귀무가설을 기각함을 의미함

본 연구의 분석대상인 SUR모형은 Zellner(1962)가 제안한 방법론에 기초하며 일반화최소자승법(GLS)을 적용한다. 즉, 설명변수가 외생적이고 오차항들의 분산행렬이  $V = \sum \otimes I_T$  일 때 추정계수  $\beta$  는 다음과 같다.

$$\beta_{GLS} = (X' (\sum^{-1} \otimes I) X)^{-1} X' (\sum^{-1} \otimes I) y$$

여기서  $\sum$ 는 다음을 만족하는  $\Sigma$ 의 일치추정량이다.

$$s_{ij} = (y_i - X_i \beta_{GLS})' (y_j - X_j \beta_{GLS}) / \max(T_i, T_j)$$

즉, OLS로 개별 예측식을 추정한 후 여기서 유도한 오차항들의 분산인  $s_{ij}$  를 GLS로 재추정하는 2단계 과정을 밟아  $\beta$  가 수렴할때까지 반복적으로 수행한다. 이 과정에서 얻은  $s_{ij}$  (단,  $i \neq j$ ) 가 바로 개별 추정식의 상관관계를 나타내는 분산값으로 이 정보를 이용하여 추정할 경우 보다 효율적인 추정량을 얻을 수 있다.

<표 3-3>은 SUR에 의한 세수함수를 GLS로 추정한 결과로 <표 3-1>의 개별 세수함수를 추정한 추정치와 매우 근사한 값을 갖는다. 그러나 <표 3-1>과 달리 모든 모형에서 우월을 가리기 어려울 정도로 양호한 추정결과를 보였다. 그러나 Durbin-Watson통계량을 기준으로 판별하면 취득세는 모형 I 과 모형 III 이, 등록세는 모형 I 이 적합한 세수함수

지방세 수 예측을 위한 모형의 탐색 : 광역정부를 중심으로

라고 볼 수 있다. 여기서는 1988년과 1990년의 더미변수가 통계적 유의성을 보이고 있어 해당연도의 세계변화가 징수액에 영향을 준 것으로 나타났다. 전반적으로 낮은 값을 보이며 특히, 등록세의 경우 자기상관이 크게 제거된 것으로 분석되었다. 한편, 통계적 유의성이 크게 향상되었음을 알 수 있는데, 이는 추정계수의 분산이 작아짐으로써 추정량이 보다 효율적으로 되었다는 것을 의미한다.

<표 3-3> 취득세와 등록세의 SUR 추정결과

	취득세			등록세		
	모형 I	모형 II	모형 III	모형 I	모형 II	모형 III
상수항	-1.4 (-2.59)*	0.88 (-3.44)**	-3.14 (-7.77)**	-1.77 (-3.1)**	0.71 (4.15)**	-4.35 (-8.38)**
더미 1988	0.24 (3.84)**			0.36 (5.3)**		
더미 1990		0.41 (5.05)**			0.31 (2.79)**	
최종소비지출 <sub>1990</sub>	1.24 (27.5)**	1.11 (42.4)**	1.36 (30.7)**	1.29 (26.7)**	1.33 (24.1)**	1.47 (25.8)**
건축허가면적 <sub>t</sub>	0.07 (2.52)*		0.11 (3.34)**	0.06 (2.66)*		0.13 (2.95)**
Adj. R <sup>2</sup>	0.99	0.99	0.99	0.99	0.98	0.98
D. W.	1.76	1.17	1.71	2.06	1.15	1.10
FMSE	0.068	0.077	0.064	0.083	0.057	0.091

주 : 1) 더미 1988, 더미 1990은 이후 연도부터는 1이며 이전 연도는 0임

2) ( )내는 t값이며 \*는 5%, \*\*는 1% 유의수준에서 귀무가설을 기각함을 의미함

## 2. 주민세(소득할)

소득할 주민세는 국세인 소득세의 일정비율(10%)을 관할 지방자치단체에 귀속시키는 세목이다. 과세표준이 소득세이기 때문에 소득할 주민세는 지방세임에도 소득세의 세계개편에 영향을 받으며 소득세와 동일한 세수함수를 갖는다고 볼 수 있다. 소득세의 세수함수에 대한 최근의 연구로서 성명재(1995)는 소득세의 신고분과 원천분을 분리했을 때와 SUR모형으로 예측했을 때 두가지 경우를 비교분석한바 있는데, SUR모형의 예측력이 우월한 것으로 나타났다.

사업소득세와 양도소득세를 포괄하는 소득세 신고분은 소득의 발생시점과 징수시점에 차이가 있으나 이자·배당소득세나 근로소득세에 해당하는 원천분은 소득의 발생시점과 징수시점의 시차가 짧은 것이 특징이다(성명재1995). 징세과정에서 차이 뿐만 아니라 소득세 신고분이 차지하는 비중을 무시할 수 없으므로 소득세의 세수함수를 분리하는 것도 타당하다고 생각한다. 그러나 소득할 주민세의 경우 대부분 원천분이며 그나마 신고분에 대한 미시자료가 부족한 실정이다. 따라서 제반상황을 감안하여 본 연구에서는 단일방정식으로 세수함수를 설정하여 추정하도록 한다.

세수함수에 반영하고 있는 설명변수는 소득의 대리변수로서 국민(국내)총생산, 피고용자보수, 세법개정을 반영하는 더미변수 등을 설정하여 추정해 보았다. 더미변수는 소득세의 인적공제제도의 변화시기를 기준으로 하였는데, 기초공제, 배우자공제, 부양자공제를 모두 고려하여 변동폭이 상대적 큰 연도에 더미변수를 적용하였다. 한편, 최근의 경기침체에



도 불구하고 이자소득세로부터 징수되는 소득할 주민세가 증가하고 있고, 이 부분이 소득할 주민세의 감소분을 상당부분 완충시킨다는 현실을 반영하여 이자율도 설명변수로 설정하였다. 그러나 예상대로 이자율의 통계적 유의성은 대단히 낮게 나왔는데, 이는 이자소득세가 도입되기 이전에는 소득할 주민세에 영향을 줄 수 없었기 때문에 당연한 결과로 판단된다.

소득할 주민세에 대한 추정결과는 <표 3-4>에 보고하고 있다. 추정결과는 본 연구에서 수행한 여러 결과 중에서 상대적으로 양호하고 본문에 설명할 필요가 있는 것만을 제시하였다.

전반적으로 피고용자보수 혹은 국민총생산만이 설명변수로 포함된 가장 단순한 형태의 세수함수(모형 I 과 모형 II)가 상대적으로 양호한 결과를 보였다. 세부적으로 추정결과를 살펴보면 시간추세는 통계적으로 유의적인 결과를 보였다. 그러나 1988년말과 1990년말에 있었던 세법개정을 나타내는 더미변수는 통계적으로 유의적인 추정치를 가져오지 못했다. 이밖에 유의미한 결과를 보이지 못한 경우는 국민(국내총생산)의 직전년도 시차변수, 피고용자보수의 직전년도 시차변수이었다. 한편 시간추세를 제외한 경우 소득할 주민세에 대한 설명변수의 탄력성은 국민총생산 보다는 피고용자보수가 다소 크게 나타났다. 이에 대해서는 소득할 주민세에서 큰 비중을 차지하는 근로소득세의 기준이 피고용자보수라는 점을 상기하면 쉽게 이해할 수 있는 부분이다.

&lt;표 3-4&gt; 소득할 주민세의 추정결과

	모형 I	모형 II	모형 III	모형 IV	모형 V
상수항	-3.35 (-2.7)*	-2.55 (-2.7)*	7.63 (4.00)**	-3.17 (-1.8)	-3.41 (-2.63)*
시간추세			0.19 (5.1)**		
더미 1989				0.06 (1.37)	0.07 (0.76)
더미 1991				0.33 (1.54)	
피고용자보수 <sub>t</sub>	1.47 (9.3)**		0.15 (0.64)	1.46 (5.5)**	1.48 (12.9)**
GNP <sub>t</sub>		1.32 (16.3)**			
Adj. R <sup>2</sup>	0.99	0.99	0.99	0.99	0.99
D. W.	1.82	1.43	2.12	1.96	1.95
FMSE	0.061	0.142	0.041	0.088	0.059

주 : 1) 시간추세는 1971년 1, 1972년 2, ..., 1997년 27임

2) 더미 1989, 더미 1991은 이후 연도부터는 1이며 이전 연도는 0임

3) ( )내는 값으로 \*는 5%, \*\*는 1% 유의수준에서 귀무가설을 기각함을 의미함

### 3. 담배소비세

현행 담배소비세제도는 과세표준을 제조담배의 개비수 또는 중량으로 규정하고 있다. 즉, 담배소비세는 중량세체계를 유지하고 있다. 때문에 담배소비세는 소득효과와 가격효과가 세수에 적절하게 반영될 수 없

지방세 수 예측을 위한 모형의 탐색 : 광역정부를 중심으로

는 구조로 이루어져 있다. 원래 담배관련세는 담배판매세로 국세이었으나 한·미간 담배협상의 결과로 1988년말에 담배소비세로 개편하면서 지방세로 전환하였다. 담배소비세는 1989년을 기점으로 구조적 변화를 보였다고 볼 수 있으므로 본 연구에서는 1989~1997년도를 대상으로 추정한다.

<표 3-5> 담배소비세의 추정결과

	모형 I	모형 II	모형 III	모형 IV
상수항	8.44 (128)**	8.17 (127)**	5.62 (132)**	6.92 (945)**
국민총생산		0.5 (9.73)**		
최종소비지출 <sub>t</sub>	0.49 (9.1)**			1.86 (3.51)*
최종소비지출 <sub>t-1</sub>				-1.25 (-2.58)*
담배판매량			111 (108)**	
Adj. R <sup>2</sup>	0.95	0.95	0.97	0.97
D. W.	1.91	2.14	2.05	2.64
RMSE	0.076	0.069	0.073	0.094

주 : 1) ( )내는 t값이며 \*는 5%, \*\*는 1% 유의수준에서 귀무가설을 기각함을 의미함

담배소비세는 기본적으로 종량세이기는 하나 담배 자체는 소비재로서 소득의 함수로도 볼 수 있다. 그러므로 담배소비세의 세수함수를 설정하는데 설명변수로는 담배판매량과 소득관련 거시시계열을 사용할 수 있다. 그러나 어떤 거시시계열을 이용하든 추정결과는 대단히 양호한 결과를 보이고 있다. 다만, 모형 I 과 모형 II가 예측모형으로 적합하다고 보여진다.

국민총생산의 경우 직전년도 시차변수를 도입했을 경우 통계적으로 유의적인 결과를 보여주지 못했기 때문에 <표 3-5>에 보고하지는 않았다. 한가지 흥미로운 사실은 담배소비세의 소득탄력성이 0.5~0.6 사이로 높지 않다는 사실인데, 이는 전술한대로 담배소비세율이 종량세체계를 따르는 결과로 해석할 수 있다<sup>10)</sup>.

#### 4. 자동차세

자동차세는 등록자동차의 댓수와 배기량의 구조에 영향을 받는다. 따라서 자동차 등록대수를 설명변수로 하는 세수함수를 설정하는게 타당하다<sup>11)</sup>. 물론 자동차는 대표적인 내구소비재이므로 최종소비지출을 설명

10) 본 연구에서는 가격효과는 고려하지 않는다. 가격효과를 고려하기 위해서는 담배제품별·가격별 미시자료를 활용하여 세분화된 세수함수를 구축해야 하나 이로 인한 기회비용이 크다고 판단하였다. 물론 향후에는 가격효과까지 고려한 세수함수를 기반으로 세수를 예측해야 할 것이다.

11) 전술한대로 배기량의 구조는 불변이라고 가정한다. 즉, 자동차에 대한 소비자의 수요패턴은 추정기간 동안 일정하다고 가정한다.

지방세 수 예측을 위한 모형의 탐색 : 광역정부를 중심으로

변수로 상정할 수 있으나 최종소비지출과 자동차등록대수간에는 높은 상관관계를 보이고 이는 이분산을 초래할 가능성이 높으므로 본 연구에서는 최종소비지출과 자동차 등록대수를 설명변수로 하는 개별 세수함수를 추정하기로 한다.

<표 3-6> 자동차세의 추정결과

	모형 I	모형 II	모형 III	모형 IV
상수항	-6.93 (-2.33)*	-7.3 (-2.42)*	-5.89 (-9.82)**	-5.85 (-10.05)**
시간추세	-0.005 (-0.69)		0.002 (0.82)	
최종소비지출	1.71 (7.0)**	1.73 (7.06)**		
자동차 등록대수			1.26 (30.82)**	1.26 (30.96)**
Adj. R <sup>2</sup>	0.99	0.99		0.99
D. W.	1.7	1.68		2.04
RMSE	0.066	0.054	0.067	0.038

주 : 1) 시간추세는 1971년 1, 1972년 2, ..., 1997년 27임

2) ( )내는 t값이며 \*는 5%, \*\*는 1% 유의수준에서 귀무가설을 기각함을 의미함

<표 3-6>은 추정결과를 정리한 것으로 시차설명변수들은 통계적 유의성이 낮아 생략하였다. 추정결과 시간추세는 통계적으로 유의적이지 않았으나 최종소비지출과 자동차 등록대수는 어떤 모형에서든 대단히 유의적인 결과를 보였다. 종합적으로 볼 때 모형 IV가 가장 적합한 세수함

수로 판단되나 설명변수의 예측치를 구하기가 쉽지 않으므로 실제 예측 과정에서는 모형 II 를 이용한다.

한편, 자동차 등록대수(LL)는 최종소비지출(LCO)의 함수로도 볼 수 있으므로 연립방정식체계로 놓고 추정할 수 있다. 본 연구에서는 다음의 연립방정식체계에 대하여 완전정보최우법(full information maximum likelihood)으로 추정한 바, 통계적으로 유의적인 결과를 얻을 수 있었다. 그러나 Durbin-Watson 통계치가 대단히 낮게 나타나고 있으며 코크레인-오콧기법을 이용해도 별다른 차이를 보이지 못했다. 여기서도 자동차 등록대수의 시차설명변수는 유의적이지 못하여 t기의 설명변수와 피설명 변수만을 대상으로 추정하였다.

$$\ln T_t = -6.27 + 1.28 \ln LL_t \quad \text{Adj. } R^2 = 0.99, \text{ D.W.} = 0.62$$

(30.0)<sup>\*\*</sup> (79.7)<sup>\*\*</sup>

$$\ln LL_t = 3.26 + 1.02 \ln LCO_{t-1} \quad \text{Adj. } R^2 = 0.95, \text{ D.W.} = 0.13$$

(8.36)<sup>\*\*</sup> (27.4)<sup>\*\*</sup>

### 제3절 분기모형

분기별 세수함수의 탐색은 최근의 경제위기국면을 최대한 반영함으로써 예측력을 제고하는데 그 목적이 있다. 지방세체계가 재산과세와 소

### 지방세 수 예측을 위한 모형의 탐색 : 광역정부를 중심으로

비과세위주로 구성되어 있어 경기변동에 직접적이고 강력한 영향을 받는다. 실제로 올해 3/4분기까지 집계한 징수액 실적을 보면 추경예산대비 13% 정도 감소한 것으로 파악되고 있다. 특히, 부동산경기에 민감한 취득세와 등록세는 전국평균 30% 감소하였다.

분기별 세수합수가 필요한 이유로 지역별·세목별 세수예측에 필수적이라는 사실이다. 연간모형은 이용자료에 제약이 많아 지역별·세목별 세수추계가 대단히 어려운 실정이다. 예컨대 1997년에 광역시로 승격한 울산이나 1980년대말에 광역시로 승격한 광주, 대전 등 빈번한 행정개편으로 체계적이고 정확한 자료수집이 원천적으로 불가능한 지역은 세수예측이 불가능하거나 가능하다 해도 예측오차가 커질 가능성이 높다. 행정개편이 아니라 해도 효율추정량을 얻는데 요구되는 표본기간을 얻을 수 있는 지방세는 일부 세목에 불과하다.

전술한 이유로 분기별 세수합수를 지역별·세목별로 설정하고, 예측하는 작업이 이루어져야 한다. 그러나 그 필요성에도 불구하고 분기별 세수합수에 관한 연구는 국세에서도 미진한 상태이다. 그 이유는 관심부족이라기 보다는 조세제도가 갖는 제도적 특성 때문인데, 일반적인 거시시계열과 달리 조세수입액은 반기별 혹은 특정시점으로 규정한 납부기간에 징수되고 있다는 점이 근본적인 원인으로 지목할 수 있다. 즉, 특정세목의 징수액을 결정하는 주요 경제변수들의 경향적인 움직임과 달리 조세수입액은 특정 월에 집중적으로 징수되며 따라서 탄력성모형이나 구조모형으로는 만족스런 예측결과를 가져올 수 없게 되어 있다. 특히, 지방세의 예측은 지역별 소득자료나 소비 혹은 생산활동자료가 필수적인

데, 이용가능한 자료는 극히 일부에 불과하며 신뢰성에도 문제가 있다.

결국 분기 세수합수를 전통적인 계량기법으로 접근하는데는 한계가 있으며 단순화된 시계열기법을 동원할 필요가 있다. 즉, 설명변수에 의존하지 않고 과거 지방세수입의 확률적 변동(stochastic movement)에 대한 정보만을 근거로 예측하는 것도 하나의 접근방법일 것이다. 이 경우 과거의 확률분포가 미래에도 일정할 것이라고 가정할 수도 있지만 그렇지 않다고 보아 최근의 분산과 평균값을 조건부로 하여 미래의 징수액을 예측할 수도 있다. 전자를 대표하는 전통적인 시계열기법으로는 ARIMA가 있으며 후자와 관련해서는 1990년대 이후 다양한 시계열이론이 소개된바 있다. 대표적으로 ARCH(Autoregressive Conditional Heteroscedasticity), 이를 확장한 GARCH(Generalized ARCH) 등 변동성모형, 그리고 국면전환을 허용하는 마코프전환모형(MSE : Markov Switching Volatility Model)이 있다. 그러나 이들 시계열모형들은 대단히 풍부한 관측자료를 요구하며 고도의 기법을 동원해야 한다. 현재 입수가 가능한 자료는 1994~1998년 9월까지 월별자료이며 이 정도의 정보량으로는 신뢰성 있는 결과를 얻기가 어렵다고 보여진다. 따라서 본 연구에서는 비교적 적은 관측자료로도 예측이 가능하고 보편적으로 활용하고 있는 ARIMA모형을 통하여 예측하고자 한다.

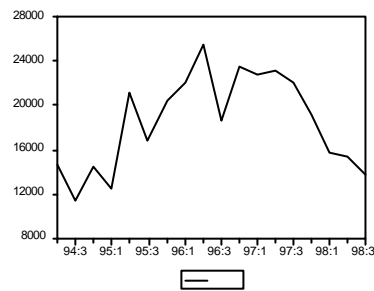
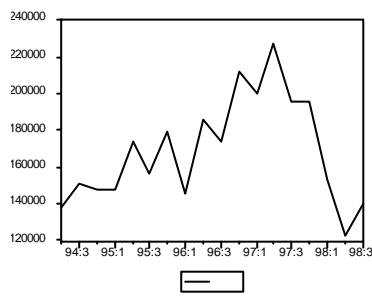
먼저 분기모형을 설정하기에 앞서 분기자료의 불규칙적인 변동성을 살펴보도록 하자. 아래 패널들은 대표적인 광역자치단체인 서울과 전남의 세목별·분기별 변동성을 나타낸 것이다. 대체로 특정 기간에 특이점이 존재하며 체계적으로 발생함을 알 수 있다. 취득세와 등록세는 2/4분



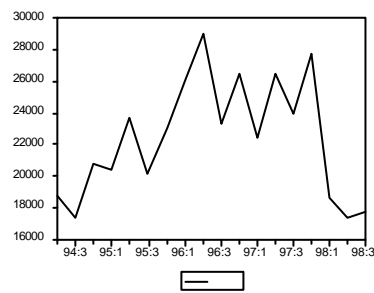
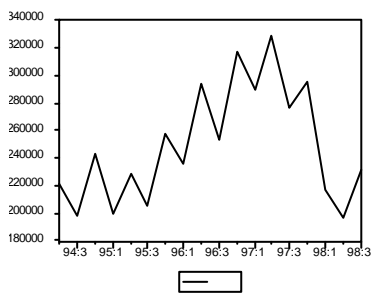
지방세 수 예측을 위한 모형의 탐색 : 광역정부를 중심으로

기와 4/4분기에서, 소득할 주민세는 2/4분기에서 징수액이 급증하고 있다. 이는 봄, 가을에 부동산 거래가 활발하게 이루어지고 소득할 주민세는 종합소득세의 납부기한(6월)에 집중적으로 소득세가 징수되는 현실을 반영한다.

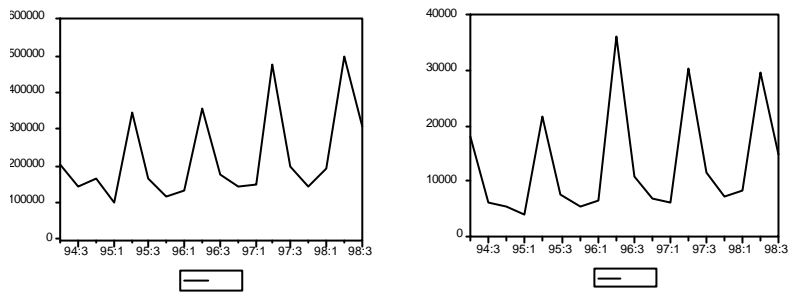
<취득세>



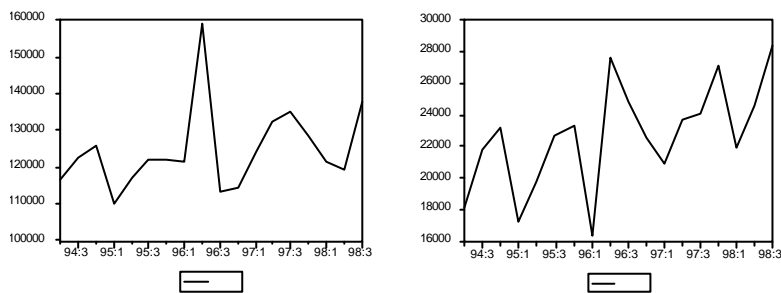
<등록세>



<소득 할 주민세>



<담배소비세>



한편 특이한 현상으로 담배소비세의 징수액이 상당히 불규칙적으로 변동한다는 점이다. 직관적으로 볼 때 담배소비는 소득, 소비자의 기호, 대체상품의 출현 등에 영향을 받는다고 볼 수 있는데 이들 요인들과는 독립적으로 담배소비세의 징수액이 불규칙적으로 움직이는 것은 징세절차상의 특성 때문이다. 현행 제도상 납세자의무자인 담배인삼공사는 1일

부터 말일까지 해당 시·군에 납부해야 하는데, 말일이 휴일이거나 하는 이유로 다음 월에 납부하는 사례가 있다. 실제 시계열모형으로 추정해보면 만족스런 결과를 보이지 않았다<sup>12)</sup>.

사실 분기별 세수함수를 탄력성모형으로 설정하는 것은 무리가 있다. 계절적 요인이 크게 작용할 뿐 아니라 비체계적인 변동을 보이는 경우가 많아 계절더미를 이용하기에도 한계가 있다. 근본적인 문제로 지역 단위 소득, 경제활동, 부동산경기를 대표할 수 있는 시계열이 대단히 부족하다는 점이다. 자료이용상의 제약에도 불구하고 본 연구의 취지가 세수함수의 탐색이라는 점을 감안하여 현 단계에서 입수가 가능한 자료 가운데 가장 근접한 자료들을 가지고 분기별 세수함수를 설정하였다.

그러나 추정결과 대부분의 설명변수가 통계적으로 유의적이지 못했다. 전술한대로 지역 단위에서의 적합한 설명변수를 구하기가 어려웠기 때문에 이러한 결과는 어느정도 예상했던 일이다. 기본적인 세수함수의 형태는 다음과 같으며 모두 선형대수화한 자료들이다. 여기서 LT는 각 세목별 징수액, LY는 산업생산지수, LP는 아파트 가격지수, D는 계절더미이다. 이들 시계열은 지역별 자료이며 추정기간은 1994년 2분기~1998년 3분기이다.

$$\text{취득세 및 등록세} : LT = f(LY, LP, D)$$

$$\text{담배소비세 및 소득할 주민세} : LT = f(LY, D)$$

12) 분기ARIMA모형에서 자동차세와 담배소비세의 추정결과는 만족스럽지 않아 <표 3-7>과 <표 3-9>의 보고에서는 제외하였다. 제4장의 예측치의 보고에서도 자동차세와 담배소비세는 제외하고 있다.

전술한 제반여건을 고려하여 본 연구에서는 ARIMA모형으로 세수예측을 시도하고자 한다. 우리는 2장의 단위근검정에서 징수액이 불안정시계열임을 확인한바 있다. 불안정시계열에 대한 ARMA(p,q)모형의 계열은 시계열을 차분하여 안정화시킨 ARIMA(p,d,q)이다. 따라서 ARIMA를 식별하고 추정하는 단계를 거쳐야 비로서 예측단계에 진입할 수 있다. ARIMA(p,d,q)의 식별은 사전에 Akaike 정보기준(AIC)이나 Schwartz Bayesian 정보기준(SBC), Correlogram에 의한 자기상관함수(ACF)와 편자기상관함수(PACF)를 이용하였다. 최종적으로는 Ljung-Box의 Q-통계량을 근거로 모형의 적합성(Diagnostic Checking)을 검정하였다.

ARIMA모형의 기본가정은 잔차들이 white noise라는 것이다. 따라서 이에 대한 확인이 필요한데, 본 연구에서는 추정 후 잔차항에 더 이상의 자기상관이 있는지 여부를 검정하기 위하여 소표본의 편의를 조정한 Ljung-Box의 Q-통계량을 사용하였다. 다음의 Ljung-Box의 Q-통계량이 귀무가설(잔차항이 계열상관되어 있지 않다)을 채택하면 모형은 적합한 것으로 판단할 수 있다. 여기서  $k$ 는 적절하게 큰 숫자이며  $\hat{\rho}_j^2$ 은 표본자기상관함수이다.

$$Q = T(T+2) \sum_{j=1}^k (T-j)^{-1} \hat{\rho}_j^2 \sim \chi^2(k-p-q)$$

한편, Box and Jenkins(1976)는 체계적인 계절변동이 존재할 때 적용 가능한 ARIMA모형을 제시한바 있다. 시계열자료가 계절요인을 포함하

면 이것은 비정상시계열을 의미하므로 추세요인의 제거에 필요한 차분과 는 별도로 계절성 제거에 필요한 차분법이 요구된다. 이러한 차분과정을 ARIMA형태로 모형화하면 다음과 같다. 여기서  $(1-B)^d$  는 추세요인 제거에 필요한 차분식이며  $(1-L)^b$  는 계절요인의 제거에 필요한 차분 식이다.

$$\Phi(B)\varphi(L)(1-B)^d(1-L)^b z_t = \theta(B)\Theta(L)a_t$$

본 연구에서는 상기 식 이외에 계절더미를 포함시켜 추정한 ARIMA 모형이 예측력과 통계적 유의성에서 우월한 경우에는 이를 채택하였다. 다음 표는 최종적으로 적합하다고 판단한 ARIMA모형의 추정결과들을 정리한 것이다. 표에서 자기상관(AR)근과 이동평균(MA)의 근이 각각 1 이하이거나 이들의 modulus가 1이하이어서 복소수단위원(complex unit circle) 내부에 있으므로 가역성(invertible)조건을 만족하고 있다.

&lt;표 3-7&gt; ARIMA모형에 의한 분기세수합수의 추정결과(취득세)

	ARIMA(p,d,q)	AR	MA	Adj. R <sup>2</sup>	D. W.	RMSE
서울	ARIMA(1,1,1)	0.69	0.67	0.82	1.58	0.09
부산	ARIMA(1,1,0)	0.68		0.62	1.64	0.12
대구	ARIMA(1,1,1)	-0.09	-0.99	0.46	1.92	0.15
인천	ARIMA(1,1,2)	0.87	0.99, 0.25	0.56	1.99	0.09
광주	ARIMA(1,1,1)	0.70	0.99	0.53	1.65	0.14
대전	ARIMA(1,1,1)	-0.51	-0.94	0.43	1.46	0.15
강원	ARIMA(1,1,1)	0.83	0.92	0.64	1.61	0.12
경기	ARIMA(0,1,1)	0	-0.96	0.84	1.95	0.07
충북	ARIMA(1,1,1)	0.45	0.93	0.75	1.49	0.08
충남	ARIMA(0,1,1)	0	-0.90	0.60	1.93	0.41
전북	ARIMA(1,1,1)	0.23	0.85	0.64	1.88	0.17
전남	ARIMA(1,1,1)	0.65	0.93	0.69	1.40	0.12
경북	ARIMA(1,1,2)	0.56	0.2±0.96i	0.70	1.89	0.08
경남	ARIMA(1,1,1)	0.62	0.94	0.71	1.95	0.11
제주	ARIMA(1,1,1)	0.52	0.99	0.66	1.83	0.12

<표 3-8> ARIMA모형에 의한 분기세수함수의 추정결과(등록세)

	ARIMA(p,d,q)	AR	MA	Adj. R <sup>2</sup>	D. W.	RMSE
서울	ARIMA(2,1,0)	0.84 ± 0.36i		0.88	1.96	0.04
부산	ARIMA(1,1,0)	0.62	0.88	0.86	1.81	0.04
대구	ARIMA(1,1,1)	-0.84	-0.99	0.25	1.26	0.20
인천	ARIMA(1,1,1)*	0.80	0.93	0.39	1.88	0.13
광주	ARIMA(1,1,1)	0.54	0.87	0.63	1.78	0.10
대전	ARIMA(0,1,1)		-0.94	0.56	2.00	0.14
강원	ARIMA(1,1,1)	0.83	0.91	0.52	1.87	0.08
경기	ARIMA(1,1,1)	-0.37	0.92	0.53	1.67	0.11
충북	ARIMA(1,1,2)	0.74	0.9 ± 0.17i	0.68	2.35	0.08
충남	ARIMA(1,1,1)	0.78	0.92	0.39	1.72	0.46
전북	ARIMA(1,1,1)	0.44	0.91	0.54	2.17	0.25
전남	ARIMA(1,1,1)	0.69	0.90	0.73	1.72	0.07
경북	ARIMA(1,1,0)	0.56		0.58	1.69	0.07
경남	ARIMA(1,1,0)	0.51		0.61	1.83	0.11
제주	ARIMA(1,1,1)		0.1 ± 0.95i	0.48	1.49	0.15

<표 3-9> ARIMA모형에 의한 분기세수합수의 추정결과  
(소득할 주민세)

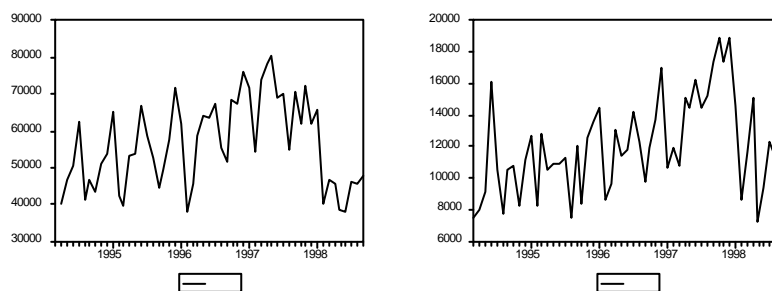
	ARIMA(p,d,q)	AR	MA	Adj. R <sup>2</sup>	D. W.	RMSE
서울	ARIMA(2,1,1)	0.76	-0.47	0.71	2.21	0.18
부산	ARIMA(2,1,1)	0.63	-0.41	0.76	2.11	0.19
대구	ARIMA(1,1,1)	0.81	0.9	0.61	1.91	0.29
인천	ARIMA(0,1,1)*		-0.91	0.78	1.75	0.23
광주	ARIMA(0,1,1)		0.11	0.72	1.67	0.28
대전	ARIMA(0,1,1)		-0.92	0.78	1.37	0.25
강원	ARIMA(0,1,1)		0.89	0.79	1.39	0.24
경기	ARIMA(0,1,1)		-0.86	0.75	1.93	0.27
충북	ARIMA(1,1,1)	0.83	0.90	0.85	1.83	0.23
충남	ARIMA(0,1,1)		-0.94	0.70	2.46	0.44
전북	ARIMA(1,1,1)	0.88	0.67	0.77	2.31	0.17
전남	ARIMA(0,1,1)		-0.88	0.81	1.73	0.27
경북	ARIMA(0,1,1)		-0.91	0.86	1.69	0.21
경남	ARIMA(1,1,1)	0.41	0.28	0.55	1.63	0.23
제주	ARIMA(0,1,1)		-0.93	0.76	1.27	0.27



## 제4절 월별모형

아직까지 공식적인 월별모형은 제기된바 없다. 그 이유는 분기모형에서 설명한대로 징수액과 거시시계열이 안정적인 상관관계를 보이면서 변동하지 않은데 있다. 분기모형에서 살펴본대로 징수액은 특정 시기에 커다란 특이점을 보이는데, 이러한 비체계적 변동은 월별 모형에서 더욱 크게 발생한다. 아래 패널은 서울과 인천의 취득세 징수액을 표시한 것으로 대단히 불규칙적으로 변동함을 알 수 있다.

서울의 경우 1995년까지는 체계적인 계절성을 보였으나 1997년말 이후부터는 계절성이 상당부분 약화되었으며 인천은 서울보다 더 비체계적 변동을 보이고 있다. 흥미로운 사실은 1998년 이후 징수액의 패턴이 이전 기간에 비하여 뚜렷하게 다른 양상을 보이고 있는데, 이로 미루어 최근의 경제위기가 지방세수에 외생적인 충격을 준 것으로 이해할 수 있다. 이 외생적 충격이 일시적일지, 향후 언제까지 파급효과를 미칠지는 현재로서는 가늠하기 어려우며, 바로 이 점이 내년도 세수예측의 불확실성을 기증시키는 근원이라 하겠다.



본 연구에서는 지수평활화법과 설명변수가 시차차분변수로 이루어진 단일시계열모형으로 추정하였다. 물론 ARIMA모형도 적용하였으나 분기모형에서의 ARIMA모형에 비하여 열악한 결과를 보여 별도로 보고하지는 않는다<sup>13)</sup>. 지수평활화법도 대체로 양호한 결과를 보이지는 않았다. 예컨대 지역에 따라서는 1999년도 예측치가 기하급수적으로 하락하여 현실성이 떨어지는 것으로 판단된다. 다만, 분기모형과 다른 추정결과를 제시한다는 차원에서 추가로 보고한다. 여기서 보고하는 추정결과는 가법적인 지수평활법이다.

13) 자동차세도 별도로 보고하지 않는다. 자동차세는 수시분이기는 하나 6월과 12월에 집중적으로 징수되므로 분기모형에서와 마찬가지로 ARIMA모형, 지수평활법 모두 예측력이 저조하였다.

<표 3-10> 가법적 자수평활법의 예측결과(취득세)

	$\alpha$	$\beta$	$\gamma$	RMSE
서울	0.86	0.0	0.24	0.13
부산	0.86	0.0	0.24	0.13
대구	0.79	0.0	0.0	0.21
인천	0.05	0.54	0.0	0.14
광주	0.87	0.0	0.0	0.21
대전	0.03	0.56	0.01	0.19
울산	0.66	0.0	0.0	0.24
강원	0.52	0.45	0.0	0.20
경기	1.0	0.0	0.0	0.09
충북	0.83	0.0	0.0	0.12
충남	0.34	0.68	0.0	0.14
전북	0.41	0.55	0.0	0.16
전남	0.39	0.79	0.0	0.14
경북	0.37	1.0	0.0	0.09
경남	0.44	0.28	0.11	0.19
제주	0.02	0.22	0.0	0.21

&lt;표 3-11&gt; 가법적 자수평활법의 예측결과(등록세)

	$\alpha$	$\beta$	$\gamma$	RMSE
서울	0.82	0.0	0.0	0.10
부산	0.26	0.14	0.0	0.13
대구	0.62	0.0	0.0	0.15
인천	0.65	0.0	0.0	0.15
광주	0.01	0.21	0.0	0.22
대전	0.38	0.0	0.0	0.24
울산	0.42	0.0	0.0	0.23
강원	0.71	0.0	0.0	0.10
경기	0.54	0.09	0.0	0.16
충북	0.68	0.09	0.0	0.13
충남	0.20	0.19	0.0	0.56
전북	0.37	0.0	0.0	0.14
전남	0.53	0.0	0.0	0.13
경북	0.80	0.0	0.0	0.10
경남	0.71	0.0	0.0	0.17
제주	0.04	0.0	0.0	0.24

<표 3-12> 가법적 지수평활법의 예측결과(소득할 주민세)

	$\alpha$	$\beta$	$\gamma$	RMSE
서울	0.0	0.0	0.0	0.30
부산	0.0	0.14	0.0	0.38
대구	0.0	0.0	0.0	0.29
인천	0.0	0.0	0.0	0.33
광주	0.0	0.0	0.0	0.49
대전	0.0	0.0	0.0	0.32
울산	0.11	0.0	0.0	0.27
강원	0.01	0.01	0.0	0.21
경기	0.06	0.0	0.0	0.20
충북	0.01	0.04	0.0	0.36
충남	0.20	0.0	0.0	0.75
전북	0.03	0.0	0.0	0.25
전남	0.0	0.0	0.0	0.27
경북	0.02	0.0	0.0	0.24
경남	0.01	0.0	0.0	0.22
제주	0.0	0.0	0.0	0.33

&lt;표 3-13&gt; 가법적 지수평활법의 예측결과(담배소비세)

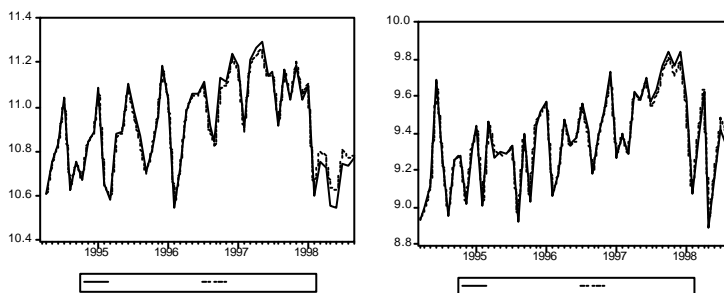
	$\alpha$	$\beta$	$\gamma$	RMSE
서울	0.63	0.0	0.0	0.09
부산	0.24	0.0	0.0	0.12
대구	0.37	0.0	0.0	0.15
인천	0.0	0.0	0.0	0.44
광주	0.0	0.0	0.0	0.10
대전	0.47	0.0	0.0	0.12
울산	0.36	0.0	0.0	0.11
강원	0.0	0.0	0.0	0.24
경기	0.0	0.0	0.0	0.43
충북	0.0	0.0	0.0	0.23
충남	0.17	0.0	0.0	0.64
전북	0.0	0.0	0.0	0.21
전남	0.0	0.0	0.0	0.22
경북	0.0	0.0	0.0	0.20
경남	0.0	0.0	0.0	0.25
제주	0.0	0.0	0.0	0.28

한편 월별모형에서는 시차차분변수를 설명변수로 하는 세수함수를 설정하여 추정하였는데, 대단히 양호한 결과를 얻을 수 있었다. 여기서

차분변수는 전기대비 증가율이며 일반적인 형태는 다음과 같다.

$$LT_t = \alpha DT_t + \sum_{i=1}^k \alpha_i DT_{t-i} \quad \text{여기서 } DT = LT_t - LT_{t-1}$$

이 모형은 정수액 이외의 설명변수를 필요로 하지 않으며 이런 의미에서 단일시계열모형의 일종으로 볼 수 있다. 그러나 이 모형으로는 예측이 불가능하였다. 설명변수 DT가 t-1기 이후의 시차변수로 이루어졌다면 반복적(recursive)인 연산과정을 통하여 예측이 가능하다. 그러나 t기의 설명변수를 포함시켜야 비로서 통계적 유의성을 보였기 때문에 이러한 연산과정을 거칠 수 없었다. 예측이 목적이 아니라면 상기 함수식으로 과거의 정수액 행태를 거의 완벽하게 추적할 수 있다. 추정 결과는 별도로 보고하지 않고 그 대신 서울시와 인천시 취득세의 실제치와 추정치의 그림을 비교한 것으로 대체한다.



## 제4장 세수예측

### 제1절 1999년도 경제전망

본론에 앞서 본 연구에서 제시하는 세수변화의 기준년도가 1997년도이므로 1999년도 주요 거시지표의 예측치는 1997년을 기준으로 한다. 현재까지 주요 연구기관이 발표한 1999년도 실질성장률은 올해의 -5.9%에서 2% 내외 수준으로 회복될 것으로 예측하고 있다. 소비자물가상승률은 2~3% 수준에서 안정될 것으로 예측하였다. 내년도 경기전망이 매우 불투명하긴 하나 주요 연구기관의 예측치를 토대로 일단은 실질GDP 성장률은 2%, 물가상승률은 소비자물가 기준으로 2.5% 수준으로 예상해 볼 수 있다. 반면에 세수추계시 이용해야 하는 총소비지출은 연구기관별로 -2.5~2.8% 까지 큰 편차를 보이고 있다.

한편, 실업률은 전반적인 경기회복에도 불구하고 지속적인 구조조정으로 올해 6.8%(연평균)에서 8% 내외로 악화될 전망이다. 이렇게 되면 피고용자 임금수준도 1997년 수준으로 회복되기는 힘들다고 보여진다. 실제로 최근 통계청은 도시근로자 임금이 1997년대비 15% 가량 하락하였다고 발표한바 있다. 기업의 구조조정, 임금하락, 실업증가 등은 소득할



지방세수 예측을 위한 모형의 탐색 : 광역정부를 중심으로

주민세를 중심으로 자동차세, 취득세와 등록세에 부정적인 영향을 줄 것이다.

<표 4-1> 주요 기관 1999년도 경제전망

	정 부	KDI	한국경제 연구원	삼성경제 연구소	대우경제 연구소	LG경제 연구소	현대사회 경제연구원
GDP성장률	2.0	2.2	0.5	1.5	-0.7	2.1	0.3
소비자물가 상 승 률	3.0	1.6	2.8	3.2	2.5	2.3	2.1
최종소비 지 출	-	2.5	-0.3	2.8	-2.5	-1.8	-0.5
실 업 률	-	8.0	-	7.0	9.0	8.4	8.0

결국 이러한 제반 사정을 고려할 때 내년도 지방세수입도 올해와 마찬가지로 대단히 불확실성의 세계에 놓여 있다고 판단된다.

이에 따라 본 연구에서는 2가지 시나리오를 가지고 세수예측을 하였다. 먼저 중립적인 입장으로 각 기관별 예측치의 중간값으로 총소비지출이 0.5% 증가하는 것으로 가정한다. 다른 하나는 비관적인 입장으로 총소비지출이 2.5% 하락하는 것으로 가정하였다. 물가상승률은 모두 2.5%이다. 분석대상 세목은 모두 중립적인 입장에서 예측하며 취득세와 등록세는 실물경기에 대단히 민감하게 반응하므로 비관적 입장과 병행하여 보고하였다.

한편 예측단계에서 이용한 세수함수는 예측력과 함께 설명변수의 예측치가 어느정도 이용가능하며 신뢰성을 확보하고 있는가에 따라 선정하

였다. 사실 추정과 예측은 다른 차원에서 접근하는 것이 바람직할 때가 있다. 특히 본 연구와 같이 세수예측에 일차적인 목적을 두는 경우 추정 결과와는 별개로 활용가능한 예측모형의 선정이 중요해진다. 이런 맥락에서 본 연구는 취득세와 등록세는 <표 3-1>의 모형Ⅱ와 모형Ⅰ을, 소득할 주민세는 <표 3-4>의 모형Ⅰ을, 담배소비세는 <표 3-5>의 모형Ⅰ을 토대로 예측하였다. 자동차세는 자동차세수함수와 자동차등록함수를 연립방정식체계로 하여 예측하였다.

## 제2절 세수예측 결과

### 1. 취득세와 등록세

무엇보다 취득세와 등록세에 절대적인 영향력을 발휘하는 자산시장이 어떤 방향으로 전개될 것인가에 대해서는 관련전문가나 연구기관별로 의견이 엇갈리고 있다. 대체로 우리나라 실물자산시장은 금융자산시장과는 반대방향으로 움직이는 것으로 알려져 있는데, 현재 이자율의 추세로 보면 내년도 실물자산시장은 회복될 가능성이 높다. 이자율은 상반기에 18~20%의 고금리 현상이 지속되었으나 2/4분기 이후 하향안정세를 보이면서 앞으로는 7~8% 수준은 유지할 것으로 보인다. 따라서 실물자산시장과 주식시장의 상대적 기대수익률에 따라 금융시장의 유동성은 급격하게 이동할 가능성이 있다. 그러나 이 경우에도 실물자산시장이 어느 정도 수준으로 회복될 것인가에 대해서는 자신하지 못하고 있다.

## 지방세수 예측을 위한 모형의 탐색 : 광역정부를 중심으로

올해의 경기침체는 민간소비와 설비투자의 급감에 주도된 것으로 올해 4/4분기 이후 급격한 감소세는 다소 둔화하고 있으나 1999년도에도 이러한 추세는 지속될 것으로 전망하고 있다. 특히 건설투자는 선행지표인 국내건설수주액이 상반기중 41.1%, 3/4분기 45.0% 하락하였으며 건축허가면적도 상반기 44.3%에 이어 10월중에는 79.9% 하락함으로써 더욱 악화되고 있는 추세이다. 결국 지방세수입에 상당한 영향을 주는 실물자산시장은 현재로서는 긍정적 요인과 부정적 요인이 혼재되어 있어 전망자체를 어렵게 한다고 볼 수 있다.

그럼에도 불구하고 올해와 같은 실물자산시장의 극심한 침체는 향후 2~3년간 취득세와 등록세수입에 부정적인 영향을 줄 것이라는 점은 확실하다. 취득세와 등록세의 과세대상이 주로 부동산이며, 이 가운데 대규모 주택단지의 분양실적이 큰 영향을 준다고 보면 올해의 주택시장 부진은 실제 취득과 등록단계가 이루어지는 2~3년 이후까지 충격을 준다고 보아야 할 것이다. 단지 충격의 크기와 기간이 문제일 뿐이다.

먼저 예측결과를 보면 모형에 따라 다소 다르게 나타난다. 그러나 가장 최근의 정보를 조건부로 하여 예측한 시계열모형과 1997년도 자료와 주요 거시시계열의 올해 예측치를 조건부로 예측한 연간모형의 예측치는 큰 편차를 보이지 않고 있는데, 이로 미루어 본 연구에서 설정한 연간 세수함수가 안정성을 확보하고 있다고 판단할 수 있다.

취득세의 경우 올해 징수실적은 2조 5,000억원 내외로 1997년대비 25% 이상 감소할 것으로 예측되었다. 1999년도분 취득세는 모형에 따라 최대 5,000억원 정도의 편차를 보이고 있으나 지역에 따라서는 지수평활

화법에 의한 예측치가 기하급수적으로 하락하는 패턴을 보이고 있어 익년도 예측모형으로서 안정성은 뒤떨어진다. 분기 ARIMA모형은 중립적인 연간모형과 유사한 예측결과를 보이고 있다.

따라서 연간모형과 ARIMA모형의 예측결과에 의하면 1999년도 취득세 징수실적은 비관적으로 보면 올해 징수분에 근사한 2조 6,153억원에 이를 것으로 예측되었다. 그러나 정부의 경제활성화정책이 주효하고 구조조정이 계획대로 완료되어 내수소비가 촉진될 경우에는 1998년대비 19.8% 증가한 2조 9,306억원을 시현할 것으로 전망된다. 그럼에도 1997년도분 징수실적에 비하면 87%에 불과하며 빨라야 2,000년 이후에나 1997년도 수준을 회복할 수 있을 것으로 판단된다.

등록세에서 지수평활화법은 취득세에 비하여 안정성이 개선되었다. 올해분 징수액은 전년대비 25% 감소한 3조 3,000~3조 4,000억원 수준을 시현할 것으로 예측되었다. 1999년도분 예측치는 중립적 연간모형과 시계열모형에서 3조 7,000억원 내외로 예측하였으나 비관적 경제전망을 토대로 예측한 결과 올해분 예측치와 유사한 3조 3,000억원 수준으로 나타났다.

## 가. 취득세

&lt;표 4-2&gt; 취득세 예측결과

	1997 징수액	연간모형			ARIMA		지수평활화법	
		1998	1999		1998	1999	1998	1999
			비관적	중립적				
서울	8,192	5,980	6,389	7,159	5,783	6,859	5,923	6,002
부산	2,402	1,753	1,873	2,099	2,048	2,103	1,954	2,091
대구	1,516	1,107	1,182	1,324	1,210	1,275	1,185	998
인천	1,823	1,331	1,421	1,593	1,498	1,739	1,515	1,871
광주	995	726	776	869	653	864	614	592
대전	879	642	685	768	657	714	616	714
울산	628	458	489	548	477	561	498	511
경기	8,093	5,908	6,312	7,073	6,389	7,118	6,174	6,179
강원	1,054	669	822	921	587	899	657	424
충북	784	572	611	685	587	666	557	611
충남	1,153	842	899	1,007	845	895	858	237
전북	935	683	729	817	709	803	662	733
전남	881	643	687	769	724	797	610	354
경북	1,587	1,159	1,237	1,387	1,164	1,423	1,147	724
경남	2,296	1,676	1,790	2,006	1,795	2,143	1,668	1,915
제주	322	329	251	281	311	262	305	374
합계	33,540	24,477	26,153	29,306	25,437	29,121	24,943	24,330

## 나 . 등 록 세

&lt;표 4-3&gt; 등록세 예측결과

	1997 징수액	연간모형			ARIMA		지수평활화법	
		1998	1999		1998	1999	1998	1999
			비관적	중립적				
서울	11,897	8,566	8,923	10,183	8,616	9,809	9,419	11,301
부산	3,201	2,305	2,401	2,740	2,457	2,714	2,418	2,027
대구	2,150	1,548	1,613	1,840	1,608	2,082	1,721	1,528
인천	2,495	1,796	1,871	2,135	1,845	2,347	2,099	2,562
광주	1,196	1,234	997	1,023	1,234	935	1,203	1,267
대전	1,131	814	848	968	726	993	774	775
울산	728	524	546	623	608	611	581	605
경기	9,519	7,724	8,139	8,148	7,910	8,038	8,271	9,042
강원	1,029	741	772	880	797	935	856	902
충북	1,011	728	758	865	713	974	786	926
충남	1,407	1,013	1,055	1,204	927	1,127	907	1,127
전북	1,120	806	840	958	709	956	723	884
전남	1,008	726	756	862	718	908	749	805
경북	1,882	1,355	1,412	1,610	1,311	1,654	1,383	1,286
경남	2,832	2,039	2,124	3,047	2,339	3,173	2,288	2,655
제주	377	344	382	322	338	287	364	426
합계	42,983	32,263	33,436	37,408	32,856	37,543	34,542	38,118

## 2. 주민세(소득할)

소득할 주민세의 경우 표준세율이 7.5%에서 10.0%로 인상되고 고금리로 인한 이자소득세의 급증으로 경기침체, 임금하락의 부정적 요인을 극복하고 1998년도 징수분은 전년에 비하여 증가하고 있다. 그러나 내년도에는 올해의 표준세율이 그대로 적용되고 금리의 하향안정이 확실시됨에 따라 소득할 주민세의 징수실적이 저조할 것으로 전망된다. 즉, 올해의 증가분에 기여했던 부분이 없어지고 오히려 이자율의 하락이라는 부정적인 요소와 실물경제의 상황이 여과없이 그대로 반영됨으로써 올해와 같은 호조는 보이지 못할 것이다.

연간모형에서 정책효과는 더미변수로 반영하였으나 표준세율이 인상된 1998년도의 경우는 추정기간에서 배제된 관계로 충분히 흡수하였다고 볼 수 없다. 고금리에 의한 이자소득세 증가분도 마찬가지이다. 이에 따라 본 연구에서는 예측과정에서 세수함수의 추정결과와 표준세율 인상효과, 그리고 이자율의 변화에 따른 세수변동분을 고려하였다. 예컨대 1999년도 예측치는 올해의 예측치와 전년도 징수실적의 차액에서 세율증가분과 (전년도 평균이자율 - 올해 3/4분기 이자율)분을 분리하였다. 그런 다음 표준세율이 1999년도에도 변하지 않을 것이므로 세율증가분은 배제하고 (올해 평균이자율 - 내년도 예측이자율)분을 모형의 예측치에서 차감하는 방식을 취하였다. <표 4-4>에서 연간모형의 예측치는 이 방식에 근거하여 예측한 결과이다.

한편 연간모형에서 설명변수인 피고용자 임금에 대해서는 신뢰가능한 예측치가 없으므로 올해의 임금하락률을 동일하게 적용하였다. 따라

서 비관적 전망과 중립적 전망을 구분하여 별도로 예측하지는 않았다. 시계열모형은 성격상 전술한 정책효과를 반영하지 못하므로 대단히 불안정한 결과를 보이고 있다. 대표적으로 경기도를 들 수 있는데, 1999년도 예측치와 1998년도 예측치를 비교하면 ARIMA모형의 경우에는 1,5000억원이 감소하고 있으나 지수평활화법은 오히려 1,000억원 정도 증가하는 것으로 보고되고 있다.

따라서 소득할 주민세의 예측치는 상대적으로 안정적인 결과를 갖는 연간모형을 토대로 기술하기로 한다. 먼저 1998년도분 소득할 주민세는 1997년대비 10% 이상 증가한 2조 8,000억원 내외로 예측되었다. 그러나 1999년도분 소득할 주민세는 1998년도대비 11.2% 감소한 2조 5,179억원에 불과할 것으로 예측된다. 그러나 1997년에 비하면 표준세율 인상분이 포함되어 9% 증가한 것이다.



<표 4-4> 소득할 주민세 예측결과

	1997 징수액	연간모형		ARIMA		지수평활화법	
		1998	1999	1998	1999	1998	1999
서울	9,636	12,042	10,670	11,540	8,773	11,209	13,395
부산	1,627	1,886	1,744	2,076	1,422	1,863	2,213
대구	961	1,121	959	1,269	883	1,112	1,127
인천	891	1,062	977	1,108	801	1,041	1,271
광주	434	527	506	606	387	662	813
대전	544	705	617	741	498	659	780
울산	609	695	595	705	617	622	666
경기	3,070	3,947	3,500	4,059	2,514	3,888	4,688
강원	468	581	518	601	403	570	693
충북	488	568	530	644	433	615	729
충남	582	706	578	699	525	662	702
전북	515	705	573	673	467	648	674
전남	559	660	599	701	509	727	907
경북	974	1,122	977	1,189	863	1,161	1,379
경남	1,523	1,788	1,626	1,914	1,994	1,831	1,885
제주	169	243	210	262	153	200	237
합계	23,050	28,358	25,179	28,787	21,242	27,470	32,159

### 3. 담배소비세와 자동차세

담배소비세와 자동차세는 시계열모형에 의한 예측치가 대단히 열악한 결과를 보여 보고과정에서는 제외하였다. 이는 이들의 움직임이 대단히 불규칙적이고 극심한 특이점을 보이는데 따른 결과로 이해된다. 이와는 달리 연간모형은 상당히 만족스런 추정결과를 보인바 있다.

담배소비세는 소득비탄력적인 기호재이며 종량세체계를 근간으로 하므로 경기변화에 둔감하다는 점을 확인한바 있다. 때문에 담배소비세의 예측은 비교적 단순한 편이다. 올해 상반기 담배소비세는 경기침체의 충격으로 일시적인 감소세를 보였으나 3/4분기 이후 예년 수준을 회복하여 1997년대비 1.3% 증가한 2조 2,865억원을 시현할 것으로 예측되었다. 이러한 추세는 1999년도에도 지속되어 1998년대비 1.6% 증가한 2조 3,231억원에 달하는 담배소비세를 징수할 수 있을 것으로 예측된다.

자동차세는 자동차 등록대수와 배기량구조의 함수이므로 결국 최종 소비지출, 즉 소비성향에 의존할 것이다. 배기량구조가 일정하다면 자동차 등록대수는 신규등록분과 말소분의 차가 음(-)이지 않는한 징수액은 감소하지 않을 것이다. 각 연구기관들은 향후 가계의 한계소비성향과 평균소비성향이 일치하는 시점을 올해 3/4분기로 보고 있으므로 내구재에 대한 급격한 소비위축은 더 이상 발생하지 않을 것으로 보인다.

본 연구에서는 자동차세수함수와 자동차등록함수를 연립방정식체계로 놓고 추정한 결과에 근거하여 예측하였다. 올해분 자동차세는 1997년에 비하여 2.2% 증가한 2조 1,251억원을 시현할 수 있을 것으로 예측되

지방세 수 예측을 위한 모형의 탐색 : 광역 정부를 중심으로

있으며 내년도 자동차세는 올해보다 다소 증가(3.8%)한 2조 2,000억원 내외는 달성할 것으로 보인다.

<표 4-5> 담배소비세와 자동차세 예측결과(연간모형)

	담배소비세			자동차세		
	1997정수액	1998	1999	1997정수액	1998	1999
서울	5,203	5,254	5,330	5,073	5,149	5,370
부산	1,825	1,843	1,870	1,357	1,477	1,501
대구	1,123	1,134	1,151	1,267	1,286	1,331
인천	1,095	1,106	1,122	1,044	1,060	1,118
광주	541	546	554	564	572	583
대전	632	583	617	647	657	688
울산	426	561	577	639	649	664
경기	3,937	3,976	4,033	3,970	4,029	4,112
강원	893	902	915	654	664	683
충북	733	740	751	610	619	636
충남	956	965	979	702	721	744
전북	869	878	890	733	744	769
전남	964	973	988	674	688	701
경북	1,354	1,367	1,387	1,196	1,214	1,335
경남	1,727	1,744	1,769	1,456	1,502	1,589
제주	290	293	297	211	221	237
합계	22,568	22,865	23,231	20,797	21,251	22,061

## 제5장 요약 및 정책제언

### 제1절 요약 및 시사점

본 연구는 지방세체계상 큰 비중을 점유하는 취득세, 등록세, 소득할 주민세, 자동차세, 담배소비세를 대상으로 세수함수를 설정하여 세수예측을 시도하였다. 구체적으로 탄력성모형에 근거한 연간세수함수, ARIMA와 지수평활법으로 이루어진 분기 혹은 월별 세수함수를 추정하였다. 물론 예측단계에서는 상기 추정결과를 근간으로 다양한 환경적 요소를 가미하여 1998년도분과 1999년도분 5개 세목의 예측치를 유도하였다. 이런 의미에서 추정과 예측이 별개의 방식으로 이루어진 측면이 있으나 최대한 일관성을 유지하고자 하였다.

전술한대로 예측작업은 현행의 지방세체계가 불변일 것이라는 전제하에 이루어졌다. 따라서 본 연구에서 제시하는 세수함수는 세계개편이 이루어질 경우 수정이 불가피하다. 조세수입은 경제활동의 결과물인 동시에 조세제도변화의 결과물이기도 하다. 모든 예측작업이 그러하듯이 세수예측도 다양한 환경적 요인을 고려하지 않을 수 없다. 이 과정에서 예측오차가 증가할 수도 있으며 설사 예측력이 향상되었다 해도 분석자

의 자의적 판단이 개입됨으로써 동태적으로는 비일관성을 보일 수 있다. 순수하게 세수함수에 의존하여 예측한다 해도 설명변수로 이용한 거시시계열의 예측치에 결정적인 영향을 받는다는 문제가 있다.

우리가 관측하는 조세수입은 T-차원의 결합확률분포로부터 생성된 특정한 실현값(realization)이므로 점추정으로 정확하게 예측한다는 것은 불가능하다. 실현값은 통계적 의미에서 평균치에 불과하다. 다만 동태적으로 실현값이 평균치에 복귀하거나 분산값이 유한한 안정성을 보인다면 예측력을 향상시킬 수 있는 잠재적 유용성은 있다. 즉, 안정적 시계열이라면 장기적으로 예측오차의 기대치는 0인 것이다. 때문에 예측치가 사후적 실현값과 일치하지 않는다고 해서 부정적 시각으로 볼 필요는 없다. 오히려 예측오차를 최소화하기 위한 보완작업을 지속적으로 추진하는 것이 중요하다. 이런 의미에서 본 연구가 제시하는 예측치는 참고자료로 사용하는 것이 바람직하다.

세수함수의 추정단계에서 연간모형은 대체로 만족스런 결과를 보였으나 분기·월별모형에서 인과관계모형은 기대수준에 현저히 미달하여 별도로 보고하지는 않았다. 분기·월별 인과관계모형은 최근의 경제위기에 대한 정보를 최대한 반영함으로써 예측력을 개선하는데 목적을 두었으나 정수액 자체가 갖는 독특한 특성과 지역단위의 거시시계열의 부족으로 만족스런 결과를 얻지는 못하였다. 따라서 엄밀한 의미에서의 분기·월별 세수함수는 설정하지 못했다고 볼 수 있으며 단순히 시계열모형에 의한 예측작업만이 이루어졌을 뿐이다.

세수함수의 예측단계에서는 예측 자체가 불가능하거나 예측력을 현

저히 약화시키기도 하였다. 이러한 결과는 분기·월별 세수합수에서 현저하게 나타났으며, 이에 따라 불가피하게 시계열모형을 적용하지 않을 수 없었다. 그러나 시계열모형은 예측모형으로서는 나름대로 의의가 있으나 조세정책의 미시적·거시적 효과를 평가하는데는 한계가 있다. 연간모형도 이용가능한 거시시계열을 동원하였으나 직관적으로 타당하다고 믿었던 거시시계열이 실제로는 만족스런 결과를 보이지 않는 경우도 있었다. 건축허가면적이나 주택가격지수가 대표적인데, 부동산 거래건수등 관련자료를 확보하여 개선된 세수합수를 설정할 필요가 있을 것이다.

전술한 제약하에서 본 연구는 5개 세목을 대상으로 세수예측작업을 시도하였다. 취득세와 등록세, 그리고 소득할 주민세는 연간모형과 분기모형으로서 ARIMA모형을, 월별모형으로서는 지수평활법을 이용하였다. 이 가운데 취득세와 등록세는 실물자산시장의 움직임에 직접적이고 민감하게 반응한다는 점을 고려하여 비관적인 경우와 중립적인 경우로 구분하여 세수예측을 시도하였다.

예측결과 1999년도분 취득세는 비관적으로 보면 올해 징수분에 근사한 2조 6,153억원에 이를 것으로 예측되었다. 반면에 낙관적인 전망하에서는 1998년대비 19.8% 증가한 2조 9,306억원으로 예측되었다.

등록세 역시 1999년도분 예측치는 중립적 연간모형과 시계열모형에서 3조 7,000억원 내외로 예측하였으나 비관적 경제전망을 토대로 예측한 결과 올해분 예측치와 유사한 3조 3,000억원 수준으로 나타났다.

소득할 주민세의 경우 시계열모형의 예측력이 불안정하게 나타나 연간모형의 예측치를 기준으로 하였다. 예측과정에서 표준세를 인상분과

이자율 변화분을 고려하여 종합적으로 판단하였다. 먼저 1998년도분 소득할 주민세는 1997년대비 10% 이상 증가한 2조 8,000억원 내외로 예측되었다. 그러나 1999년도분 소득할 주민세는 1998년도대비 11.2% 감소한 2조 5,179억원에 불과할 것으로 예측된다.

담배소비세와 자동차세는 시계열모형의 예측결과가 직관적으로 알고 있는 현실과 동떨어져 보고과정에서는 제외하였다. 연간모형에 근거한 1999년도분 담배소비세는 1998년대비 1.6% 증가한 2조 3,231억원을 실현할 수 있을 것으로 예측되었다.

자동차세는 자동차세수함수와 자동차등록함수를 연립방정식체계로 놓고 추정된 결과에 근거하여 예측하였다. 내년도분 자동차세는 올해보다 다소 증가(3.8%)한 2조 2,000억원 내외로 예측된다.

종합적으로 볼 때 내년도 세수는 올해의 부진에서 크게 회복되지는 않을 것으로 전망된다. 물론 정부의 기대수준으로 경기회복이 이루어진다면 다소간의 회복이 이루어지겠지만 IMF관리체제 이전에 비해서는 80% 수준에 불과하다. 더 나아가 재산과세적 성격이 강한 지방세의 경우에는 향후 2~3년간 충격이 지속될 것으로 전망된다. 따라서 불투명한 내년도 경제전망과 함께 지방세수입의 저조를 감안하면 긴축예산을 편성하여 보수적인 재정운용을 시행하는 것이 바람직하다.

## 제2절 세수추계를 위한 제언

본 연구는 지방세 예측모형의 개발에 대한 본격적인 연구라는 시각

에서 보면 나름대로 의의가 있으나 전술한대로 많은 한계를 지니고 있다. 아직은 모형의 탐색수준에 불과하다는 점을 인정하지 않을 수 없다. 여기에는 연구자의 개인적 역량부족에 기인한 부분도 있으며 지방세 자체가 갖는 본질적 성격으로부터 발생하는 부분도 있다. 후자와 관련해서는 무엇보다 이용가능한 미시 혹은 거시자료의 부족을 들 수 있다.

지방세는 국세와 달리 지역별로 다른 세수함수를 가질 수 있으며, 따라서 정교하고 세련된 세수함수를 구축하기 위해서는 무엇보다 지역별 자료를 확보하는 일이 중요하다. 지방행정구조가 수시로 변하는 상황에서 연간모형으로 세수예측을 하기에는 어려움이 있으므로 분기 혹은 월별모형의 구축이 반드시 필요한데 이게 가능하기 위해서는 주요 설명변수로 기능하는 시계열의 확보가 대단히 중요한 과제이다. 피설명변수인 세목별 징수액도 1994년 이후부터 월별자료 형태로 구비되어 있을 뿐이다.

따라서 세수함수의 지속적인 개선과 이를 통한 예측오차의 최소화를 위해서 몇가지 개선방안을 제시하고자 한다.

첫째, 세목별·지역별 징수실적에 대한 D/B구축이 조속히 이루어져야 한다. 미증유의 세수감소로 올해 비로서 관련자료를 부분적으로 확보하였으나 향후에는 체계적·일관적인 자료정리가 이루어져야 한다. 더 나아가 1994년 이전 자료까지 확보하려는 진지한 노력이 이루어져야 할 것이다.

둘째, 실무자에 대한 교육프로그램을 개발·강화할 필요가 있다. 현실적으로 이용하고 있는 진도비방식 조차 충분히 소화하고 있다고 자신



하기 어려운 실정인데, 여기에 난해한 계량모형과 국내외 경제동향에 대한 지식까지 요구하기에는 무리가 있다. 그럼에도 모든 지방자치단체의 세수예측치를 정확하게 제공하는 것은 원천적으로 불가능하므로 개별 단위로 예측할 수 있는 환경조성이 필요하다. 구체적으로 예측프로그램의 개발 및 제공, 그리고 이에 대한 충분한 교육을 병행하는 시스템의 구축을 들 수 있다.

셋째, 중앙정부 차원에서도 세수예측의 중요성을 인식하고 관련 전문가에 대한 연구지원을 강화해야 한다. 사실 국세와 달리 지방세수의 예측연구가 부진했던 것은 관련자료의 부족에도 그 원인이 있으나 중앙정부의 관심부족에도 상당부분 기인한다. 연구비지원이나 연구포럼의 조성 등으로 연구분위기를 활성화할 경우 이 분야에 대한 획기적인 연구결과를 기대할 수 있을 것이다.

## < 참고문헌 >

- 노기성 · 유일호 · 윤건영 · 이진순, 「세수추계모형 개발에 관한 연구」, 한국개발연구원, 1990.
- 성명재 · 현진권, 「세수전망과 세수추계의 개선전망」, 연구보고서 94 - 04, 한국조세연구원, 1994.
- 성명재, 「세수추계모형과 세수전망 -IFGLS방법을 이용한 SUR모형을 중심으로 -」, 연구보고서 95 - 05, 한국조세연구원, 1995.
- \_\_\_\_\_, 「단위근 검정과 세수추계」, 연구보고서 97 - 03, 한국조세연구원, 1997.
- Abraham, B., and G. E. Box, "Bayesian Analysis of Some Outlier Problems in Time Series", *Biometrika* 2, 1979, pp. 229~236.
- Aronson, J. R., *Management Policies in Local Government Finance*, Chapter 4, Eli Schwartz, 1987.
- Auerbach, Alan J., and L. J. Kotlikoff, *Dynamic Fiscal Policy*, Cambridge University Press, 1987.
- Bowerman, B. L. and R. T. O'Connell, *Time Series and Forecasting : An Applied Approach*, Duxbury Press, 1979.
- Box G. E. P., and G. M. Jenkins, *Time - Series Analysis, Forecasting and Control*, Holden - Day, 1976.
- Bretschneider Stuart, and L. Schroeder, "Evaluation of Commercial Economic Forecasts for use in Local Government Budgeting, *International Journal of Forecasting* 4, 1988, pp. 33~43.
- Chatfield, C., "The Holt - Winters Forecasting Procedure", *Applied*

*Statistics*, 1978, No. 2, pp. 264 - 279.

Deaton, A., "Life Cycle Modes of Consumption : Is the Evidence Consistent with the Theory?", *NBER Working Paper* No. 1910, National Bureau of Economic Research, 1986.

Engen, Eric, J. Gravelle, and K. Smetters, "Dynamic Tax Models : Why They Do the Things They Do", *National Tax Journal*, May 1997, pp. 597~583.

Feenberg, Daniel, R., W. Gentry, D. Gilroy, and H. S. Rosen, "Testing the Rationality of State Revenue Forecasts", *Review of Economics and Statistics*, 1989, pp. 300~308.

Feldstein, Martin, "The Effects of Marginal Tax Rates on Taxable Income : A Panel Study of the 1986 Tax Reform Act", *NBER Working Paper* No. 4496, National Bureau of Economic Research, 1993.

Gentry, W. M., "Do State Revenue Forecasters Utilize Available Information", Princeton University, Feb. 1989(Manuscript).

Gravelle, Jane, G., "Behavioral Feedback Effects and the Revenue - Estimating Process", *National Tax Journal*, May 1995, pp. 463~475.

Hamilton, J. D., *Time Series Analysis*, Princeton Univ. Press, 1994.

Larkey, P. E., and R. A. Smith, "Bias in the Formulation of Local Government Budget Problems", *Policy Sciences* 22, 1989, pp. 123~166.

Mankiw, Gregory. N., "Consumer Durables and the Real Interest Rate",

- Review of Economics and Statistics* 67, Aug. pp. 353~362.
- Nelson, Charles. R., and Charles. I. Plosser, "Trends and Random Walk in Macroeconomic Time Series : Some Evidence and Implication", *Journal of Monetary Economics* 10, 1982, pp. 139~162.
- Sunley, E., and R. D. Weiss, "The Revenue Estimating Process", *Tax Notes* 51, June 10, 1991, pp. 1299~1314.
- Tsay, R. S., "Outliers, Level Shifts, and Variance Changes in Time Series", Carnegie Mellon University, 1987(Manuscript).
- Zellner, A., "An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regression and Tests for Aggregation Bias", *Journal of the American Statistical Association* 57, June 1962, pp. 348~368.

## SUMMARIZATION

This work investigates revenue forecasting methods of local taxes. Five major among 15 local taxes, acquisition, registration, automobile, resident, and tobacco consumption taxes, are used for investigation. Annual, quarterly, and monthly models are developed for the forecasting functions. OLS and SUR are employed for the annual model while using ARIMA and exponential smoothing for the quarterly and monthly models respectively.

An estimation of forecasting model is assumed that the local tax structure is not changed for the forecasting periods. Therefore, the models need to be modified if there are any changes in the tax structure. The estimation of the models may not be used for the forecasts if the results of the estimation are not reliable or the variables have problems to forecast. Since the revenue forecasts of the local tax have a limitation of getting data on socio-economic variables in local level, it is not easy to forecast using OLS or SUR.

The estimates of annual models are satisfied in general, however, the estimates of quarterly and monthly models have problems to produce reasonable results in spite of improving the model specification. Thus, the forecasts reported in this study may be advised to reference with caution.

In sum, the revenue forecasts for the fiscal year of 1999 will not be optimistic as the prior to the IMF crisis, but it's a little better than those in the previous year of 1998. The revenue forecasts showing in this study are about 80% of the year 1997's revenue. It is expecting to stay 2 to 3 more years to recover fully due to the characteristics of local tax base.