


재정의 경기조절기능 연구

- 재정지표를 중심으로 -

2002. 12

朴寄白 · 朴炯秀

 한국조세연구원

序 言

정부는 기업, 가계와 더불어 경제를 구성하는 3대 주체의 하나로 정부의 재정운영이 경기에 미치는 영향이 적지않다. 그리고 경제의 개방화가 진행됨에 따라 통화금융정책의 유효성이 저하되고 있으므로 재정을 통한 경기안정화에 대한 요구가 커지고 있다. 특히, 외환 위기 이후 우리나라의 경제성장률이 등락함에 따라 재정을 통한 경기조절 및 안정에 대한 세인의 관심이 더욱 커지고 있다.

재정지표는 단순한 수치로 재정상황을 요약적으로 설명할 수 있다는 장점을 보유하고 있어 재정의 안정성, 재정기조, 경기조절기능 등을 나타내는 데 흔히 사용된다. 그러나 본 연구에서 지적하고 있는 것처럼 재정지표의 개념을 오해하여 사용하기도 하고, 재정지표를 계산하기 위한 기초적 연구가 미진한 부문도 적지않은 실정이다.

이와 같은 문제인식하에 본 보고서의 제1부에서는 각종 재정지표의 개념을 명확히 하고 있다. 또한 케인지언 모형을 기초로 재정수지의 변화가 경기에 미치는 영향을 알아보고 있다. 제2부에서는 OECD 방식에 따라 잠재 GDP를 추정하고, 세입 및 세출의 항목별 탄력성을 추정하고 있다. 이렇게 계산한 구조적 재정수지를 중심으로 재정의 자동안정화 기능 및 재량적 정책에 관한 국제비교도 하고 있다. 이러한 연구결과는 향후 재정지표를 정확히 계산하고, 재정운영을 평가하는 데 매우 유용한 기초자료가 될 것으로 전망한다.

본 보고서는 본원의 박기백 박사와 박형수 박사가 집필하였다. 저자들은 본 보고서의 초고를 읽고 유익한 의견을 준 한국개발연구원의 고영선 박사와 본원의 전택승 박사, OECD의 방법론에 대해 조언을 해준 OECD 경제국의 유광렬 박사 및 홍콩과학기술대학의

안상훈 박사, 그리고 논평을 해주신 익명의 두 분께 진심으로 감사하고 있다. 또한 연구에 필요한 자료의 수집 및 정리에 힘써준 이정미 연구원, 홍유남 연구조원, 장정순 연구조원, 그리고 교정을 맡아준 출판담당자에게도 고마운 마음을 전하고 있다.

끝으로 본 보고서의 내용은 저자들의 개인적인 의견이며 본 연구원의 공식견해가 아님을 밝혀둔다.

2002년 12월

韓國租稅研究院

院長 宋 大 熙

<요약 및 정책적 시사점>

<요약>

제1부: 재정안정성 및 재정효과 판단을 위한 재정지표

제1부에서는 우선 재정의 안정성, 재정기조, 재정이 경제에 미치는 영향 등을 나타내는 기존의 각종 재정지표의 개념을 살펴보고 해당 지표를 우리나라 재정에 적용한다. 다음으로 재정이 경제에 미치는 효과를 알아보기 위해 케인지언 모형을 사용하여 지표를 도출하였다. 본 연구의 지표는 재정의 변화가 민간투자에 영향을 미치지 않고, 이자율이나 통화량 등 금융부문에 미치는 영향이 고려되지 않은 상태에서 재정이 총수요에 미치는 1차적 효과를 나타낸다. 이러한 경기효과지표는 거시경제모형에 기초하고 있으며, 계산도 단순하다는 장점을 지니고 있다.

재정안정성을 나타내는 지표를 비교한 결과에 따르면 Blanchard가 제시한 지표가 이론적인 측면에서는 우수하지만 이자율과 성장률의 차이가 크지 않은 경우에는 단순히 기초재정수지를 사용하여도 큰 문제가 없는 것으로 나타났다. 재정기조를 나타내는 지표인 재정충격지수의 경우 재정의 자동안정화 기능이 일부 포함된다는 점이 문제점인 반면 구조적 재정수지는 세출 및 세입의 탄력성을 정확히 추정하기가 쉽지 않다는 약점을 가지고 있다.

재정안정성 지표로 본 우리나라의 재정안정성은 외환위기 이후 심각하게 훼손된 것으로 나타났다. 외환위기 직후인 1998년

의 경우 GDP 대비 10%를 상회하는 적자로 나타났고, 2001년 들어 다시 재정의 안정성이 낮아졌다. 따라서 1998년과 2001년에 재정안정을 위한 노력이 이전보다 강화되어야 했다는 것을 알 수 있다. 기초재정수지 차분으로 재정기조를 측정한 결과에 따르면 공적자금 투입이 많았던 1998년도의 재정기조는 매우 팽창적인 것으로 나타나고, 1999년과 2000년은 긴축적이었으며, 2001년에 다시 팽창적인 재정기조였던 것으로 나타난다. 본 연구에서 제시한 경기조절에 대한 지표는 1998년도에 재정의 경기부양효과가 매우 컸던 반면 1999년과 2000년은 재정의 경기안정효과가 발휘되었던 것으로 나타난다.

제2부: 재정의 자동안정화 기능 및 재량적 정책에 관한 국제비교—OECD방식의 구조적 재정수지를 중심으로

제2부에서는 우리나라 재정수지를 재정의 자동안정화 장치에 의해 경기상황에 따라 자동적으로 변동하는 부분(경기적 재정수지)과 정부의 재량적 재정정책에 의한 부분(구조적 재정수지)으로 분해하여 각각의 경로를 통해 재정이 경기안정화에 어떻게 기여하고 있는 지 평가해 보았다. 이를 위해 국제기준인 OECD에서 현재 사용하고 있는 방법에 따라 우리나라 잠재GDP와 함께 재정수입 및 재정지출의 주요항목에 대한 GDP탄력성도 추정하였다.

분석결과에 의하면 우리나라 조세·재정제도 자체에 내재된 자동안정화 기능은 다소 미흡한 것으로 나타났으나 이것은 우리나라 재정이 국민경제에서 차지하는 비중이 다른 나라보다 낮고 GDP탄력성이 낮은 세목인 간접세가 총조세수입에서 차지하는

비중이 다른 나라에 비해 상대적으로 높기 때문이었다. 탄성치 측면에서는 G7국가나 다른 OECD국가들과 비슷한 수준이고 소득세의 경우에는 오히려 다른 나라보다 경기에 대해 보다 더 탄력적이었다. 또한 1997년 경제위기 이후 재정의 자동안정화 기능이 강화되고 있는 것으로 나타났다.

한편 추정된 구조적 재정수지를 이용하여 정책당국이 수행했던 그간의 재량적 재정정책을 평가해 본 결과, 대체로 경기호황기보다 불황기에 보다 적절하게 운용된 것으로 나타났으나 정책 및 경기의 변화 방향을 감안해 보면 경기불황에 대한 재정정책적 대응이 걱정했던 경우가 그리 많지는 않은 것으로 나타났다. 그러나 재정의 자동안정화 장치와 재량적 재정정책을 모두 반영하는 통합재정수지를 기준으로 보면 우리나라의 재정정책은 경기 호황·불황을 불문하고 모두 절반 이상의 기간에서 경기안정화에 기여한 것으로 나타나는 등 대체로 적절하게 운영되었던 것으로 평가할 수 있다.

G7국가들과의 비교분석에서도 경기호황기에 재량적 재정정책의 방향이 걱정했던 해의 비율이 다소 낮은 것으로 나타난 점을 제외하고는, 경기상황 변화에 대비시켜 평가해 본 우리나라 재량적 재정정책 및 전반적인 재정정책에 대한 평가는 G7국가들에 비견할 만한 수준인 것으로 나타났다.

<정책적 시사점>

본 연구의 결과에 따르면 기존의 재정지표를 우리나라의 자료에 적용할 때에는 국민연금 및 순유자에 대한 조정, 공적자금 투입 등을 고려하여 재정안정성 및 경제에 미치는 영향을 평가하

는 것이 필요하다.

한편 본 연구에서 제시하는 방법과 수치로 재정수지를 구조적 재정수지와 경기적 재정수지로 분해하는 데 따르는 기술적 어려움을 거의 해소하였으므로 항목별 통합재정수지 통계만 있으면 누구나 간단한 계산과정을 거쳐 재정정책의 수립 및 평가에 필요한 중요한 재정지표를 얻을 수 있게 되었으므로 향후 재정당국자 및 관련 연구자들이 손쉽게 활용할 수 있을 것이다.

또한 본 연구의 분석결과에 따르면 우리나라 조세·재정제도 자체에 내재된 자동안정화 기능이 낮게 나타나고 있으므로 이를 제고시키기 위한 노력이 필요한 것으로 나타났다.

그리고 재정이 경제에 미치는 영향을 정확히 파악하기 위해서는 지방정부를 포함한 공공부문의 포괄적인 통합재정자료를 작성하는 일이 시급하다. 재정지표를 통하여 시의적절한 재정정책을 내놓기 위해서는 통합재정자료에 대한 발표 시점을 가능한 앞당기는 일도 필요하다.

재정운영의 적정성에 대한 논의가 가능하도록 정부 예산에 통합재정의 규모와 수치, 잠재성장률 등에 대한 추정자료를 제시하는 것이 필요하고, 반기 또는 분기별로도 추정자료를 발표하는 것이 바람직할 것으로 보인다.

목 차

머리말	17
제1부 재정안정성 및 재정효과 판단을 위한 재정지표	21
I. 서론	23
II. 재정안정성 지표	26
1. 기초재정수지	26
2. Blanchard의 지표	28
III. 재정기조 판단 지표	33
1. 경기조정재정수지	34
2. 재정충격지수	37
3. Blanchard의 지표	40
IV. 재정효과 지표	42
1. 통합재정수지	43
2. Blanchard의 지표	46
3. 경기효과 지표	47
4. 재정정책 효과	61
V. 지표의 비교와 선택	66
1. 재정안정성	66

2. 재정기조	70
3. 경기조절	74
VI. 시사점 및 결론	77
<부록> 기타 재정수지	8
제2부 재정의 자동안정화 기능 및 재량적 정책에 관한	
국제비교	83
I. 서 론	85
II. 구조적 재정수지	88
1. 이론적 배경	88
2. OECD방식의 구조적 재정수지	91
3. 기존 연구	93
III. OECD방식에 의한 구조적 재정수지 추정	96
1. 우리나라의 잠재GDP 추정	96
2. 재정수입 및 지출의 GDP탄력성 추정	103
3. 구조적 재정수지 추정	120
IV. 자동안정화 기능 및 재량적 정책의 국제비교	129
1. 자동안정화 기능	129
2. 재량적 재정정책	133
3. 재정의 경기안정화 기능에 대한 종합평가	146

V. 결론 및 시사점	157
참고문헌	160
<부록> OECD방식에 대한 우리나라 물가안정실업률 추정	16

표 목 차

제 1 부

<표 1> 외생적 변화와 재정목표지수	54
<표 2> 경기조절지수	56
<표 3> 경기조절과 세출	58
<표 4> 경기조절과 세입	60
<표 5> 재정충격지수와 재정정책지수	65
<표 6> 용도별 공적자금 지원현황(2002. 6 현재)	69
<표 7> 연도별 공적자금 지원현황(2002. 6 현재)	69
<표 8> 회귀분석 결과	72
<표 9> 회귀분석 결과 2(전년도 GDP 사용)	72

제 2 부

<표 1> 재정수입 및 재정지출의 구분	93
<표 2> OECD 방식에 의한 우리나라의 잠재GDP 추정결과 ...	101
<표 3> 우리나라 재정수입·지출의 GDP탄력성 추정결과	104
<표 4> 개인소득세의 GDP탄력성 추정결과	106
<표 5> 취업자 1인당 개인소득세의 임금탄력성	107
<표 6> 취업자수의 GDP탄력성 추정결과	108
<표 7> 임금의 취업자수탄력성 추정결과	109
<표 8> 사회보장기여금의 GDP탄력성 추정결과	111
<표 9> 취업자 1인당 사회보장기여금의 임금탄력성	112

<표 10> 법인세의 GDP탄력성 추정결과	113
<표 11> 영업잉여의 비중	114
<표 12> 민간소비의 GDP탄력성 추정결과	116
<표 13> 재정지출의 GDP탄력성 추정결과	117
<표 14> 비이자 경상지출의 산출 탄력성	118
<표 15> 경제활동인구의 취업자수탄력성 추정결과	119
<표 16> 국민계정(SNA) 데이터	123
<표 17> 통합재정(GFS) 데이터	124
<표 18> 국민계정 통계에 의한 재정수지 분해 결과	125
<표 19> 통합재정 통계에 의한 재정수지 분해 결과	126
<표 20> 재정수입 및 재정지출의 GDP탄력성	130
<표 21> 소득세의 GDP탄성치 추정내역	130
<표 22> 재정지출의 GDP탄성치 추정내역	131
<표 22> 재정규모 및 세목별 조세수입 비중	132
<표 24> 구조적 재정수지와 재정정책 기조(FS)	135
<표 25> 경기상황과 재량적 재정정책의 대비 결과	136
<표 26> 경기상황과 재량적 재정정책(G7국가와의 비교)	137
<표 27> 경기상황과 재정정책의 대비 결과	147
<표 28> 경기상황과 재정정책(G7국가와의 비교)	148

그림 목 차

제 1 부

[그림 1] 기초재정수지	28
[그림 2] 안정성 지표 1	31
[그림 3] 안정성 지표 2	31
[그림 4] 재정수지의 구분	34
[그림 5] 경기조정재정수지	36
[그림 6] 재정충격지수(FI)	40
[그림 7] 재정기조 지표	41
[그림 8] 통합재정수지	45
[그림 9] 조정재정적자	47
[그림 10] 경기조절지수	56
[그림 11] 경기조절지수(세출 및 세입)	57
[그림 12] 경기조절과 세출	58
[그림 13] 경기조절과 세입	60
[그림 14] IMF의 재정충격지수와 비교(경상 기준)	63
[그림 15] IMF의 재정충격지수와 비교(실질 기준)	63
[그림 16] 실질 및 경상기준 지표의 비교	63
[그림 17] 경기상황과 재정정책지수	65
[그림 18] 기초재정수지와 재정안정성 지표 1	67
[그림 19] 순융자 제외 기초재정수지와 재정안정성 지표 1	68
[그림 20] 공적자금 및 순융자 고려한 기초재정수지와 재정 안정성 지표 1	70

[그림 21] 재정기조지표	73
[그림 22] 재정기조지표-공적자금 고려	74
[그림 23] 경기조절 관련 지수	75
[그림 24] 재정적자와 경기조절지수-공적자금 고려	76

제 2 부

[그림 1] 경기변동과 조세·재정정책	89
[그림 2] 경기변동과 재정수지	90
[그림 3] OECD의 잠재 GDP 추정 구조	96
[그림 4] 중요소생산성 및 잠재 중요소생산성 추이	100
[그림 5] 실제실업률 및 물가안정실업률 추이	100
[그림 6] 실제GDP 및 잠재GDP 성장률 추이	101
[그림 7] G7국가와의 GDP갭률 비교	102
[그림 8] 두 데이터에 의한 재정수지 비교	121
[그림 9] 구조적 재정수지 추이	127
[그림 10] 경기적 재정수지 추이	127
[그림 11] G7국가들과의 구조적 재정수지 비교	128
[그림 12] 재정규모와 자동안정화 효과의 크기	132
[그림 13] 우리나라 재정수지의 GDP탄성치 추이	133
[그림 14] GDP갭과 경기변동	135
[그림 15] 경기변동과 재량적 재정정책(G7국가와의 비교)	138
[그림 16] 경기변동과 재정정책(G7국가와의 비교)	149

머 리 말

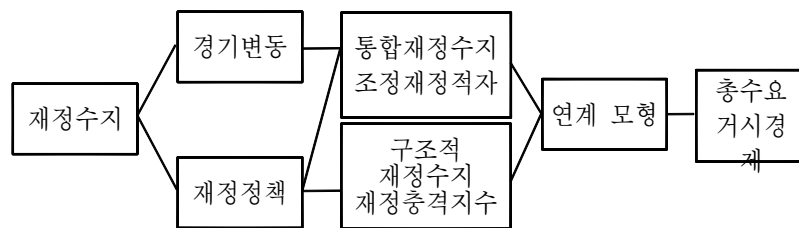
재정지표는 복잡하고 어려운 경제모형을 이용하지 않더라도 간단한 계산만으로 구할 수 있는 몇 개의 수치로 재정운영에 대한 내용을 총괄적으로 나타낼 수 있다. 이러한 장점으로 인해 재정정책에 대한 평가, 재정의 안정성, 재정이 경기에 미치는 영향, 재정운영에 관한 국제비교 등에 널리 사용되고 있다. 재정지표의 대표적인 예로는 통합재정수지, 재정충격지수, 구조적 재정수지 등을 들 수 있다.

그러나 이러한 장점에도 불구하고 개별 재정지표에 대한 정확한 이해, 재정이 경제에 미치는 영향을 나타내는 재정지표의 개발, 잠재GDP 및 세수의 GDP탄력성 등 재정지표 계산에 필요한 기초연구처럼 재정지표와 관련하여 아직 해결되어야 할 문제들이 많이 있다.

우선 여러 가지 재정지표가 나타내는 의미가 서로 다르다. 재정충격지수나 구조적 재정수지는 실제 재정수지에서 재정의 자동안정화 기능을 차감하여 계산한다. 이들 재정지표들은 (재량적)재정정책으로 인한 재정수지의 변화를 나타내는 반면, 통합재정수지는 자동안정장치와 재정정책으로 인한 재정수지 변화를 모두 포괄하고 있다. 따라서 전자가 재정정책이 경제에 주는 영향과 관계가 깊다면, 후자는 재정수지 전체가 경제에 주는 영향과 관계가 깊다. 그러므로 재정운영과 관련하여 어떤 분석을 하고자 할 때에는 분석 목적에 따라 적절한 재정지표를 선정하여 사용하여야 한다.

또한 이들 재정지표가 어떻게 변동하였느냐는 재정정책의 기초를 판단하는 데 도움을 줄 수 있지만 재정이 얼마나 경제에 영향을 미치는 지에 대한 정보를 알려주지는 못한다. 다수의 연구에서 재정

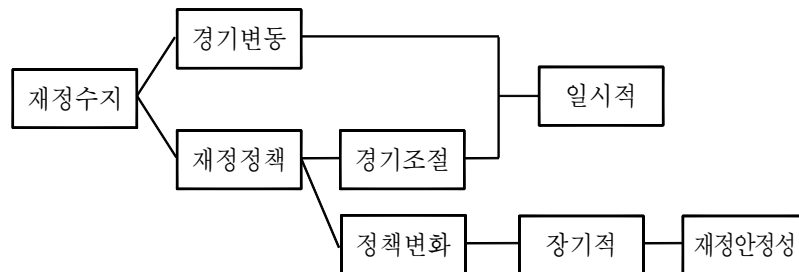
충격지수 등의 재정지표의 변화를 재정이 경제에 주는 영향으로 파악하고 있는 것은 잘못된 것이다. 예를 들어, 케인지언 모형에 따르면 수입과 지출을 동일 규모로 증가시키면 경기를 부양하는 효과가 있는 반면, 재정충격지수상으로는 아무런 변화가 없으므로 경제에 아무 영향을 주지 못하는 것으로 잘못 해석할 수 있는 것이다. 이러한 문제점의 원인은 재정과 경제를 연계하는 거시모형이 활용되지 않고 있는 데 있으므로 이러한 문제점을 개선하여 재정이 경제에 미치는 영향을 나타내는 재정지표를 개발할 필요가 있다.



한편, 재정지표를 계산하는 데 필요한 기초적 연구도 부족한 실정이다. 예를 들면, IMF에서 사용하는 재정충격지수는 세입 및 세출의 GDP탄력성을 1로 가정하고 있으나 실제 GDP탄력성은 1과는 차이가 있는 것이 보통이다. OECD에서는 구조적 재정수지를 계산하기 위해 일부 세입과 세출에 대해 GDP탄력성을 추정하고 있지만 우리나라의 경우에는 이러한 연구는 거의 없는 실정이다. 또한 재정충격지수나 구조적 재정수지 계산에 사용되는 잠재GDP를 추계하는 데도 추정방법에 따라 적지 않은 차이가 발생하고 있다. 이에 따라 기존에 사용하고 있는 재정충격지수나 구조적 재정수지의 정확성에 대한 심각한 의문이 제기되기도 한다.

그러나 이러한 재정지표라 하더라도 정부의 재정정책을 경기조절 정책과 재정건전화 등 여타 정책으로 구분하고 있는 것은 아니다. 구체적으로 정부의 의도적인 경기조절 효과를 알아보기 위하여 재

정충격지수나 구조적 재정수지를 사용하는 경우를 생각해 보자. 해당 지표는 실제 재정수지에서 재정의 자동안정화 기능을 차감하여 계산한다. 따라서 재정충격지수나 구조적 재정수지에는 공기업 민영화 수입, 금융구조조정을 위한 이자지급, 국민기초생활보장 확대 등으로 인한 재정수지 변화가 포함된다. 그러나 이러한 정책들은 정부의 경기조절 목적과는 아무런 연관이 없는 것들이다. 예를 들어, 공기업 민영화로 발생하는 수입은 경기 과열을 완화하기 위해 세입을 늘린 것이 아니라 경제의 효율성을 높이기 위한 정책의 부산물이기 때문이다. 종종 재정충격지수나 구조적 재정수지가 전적으로 정부가 경기를 조절하기 위하여 의도적으로 사용된 일시적인 감세나 지출 증대에 의한 것으로 해석되는 경우가 많다. 다음 그림에서 보듯이 경기조절 목적으로 사용되지 않은 재정정책은 장기적으로 재정수지에 영향을 미치므로 경기조절보다는 재정의 안정성과 연관이 깊다.



따라서 본 연구에서는 일반적으로 사용되고 있는 재정지표들에 대한 심도 있는 연구를 하는 데 그 목적이 있다. 이를 위하여 본 연구는 2개의 부분으로 구분되어 있다. 제1부에서는 우선 재정지표가 잘못 사용되는 것을 방지하기 위하여 각종 재정지표의 개념을 살펴보았다. 이를 통하여 개별 재정지표의 적절한 적용 및 그 한계점에 대해 알아보았다. 다음으로 재정충격지수와 구조적 재정수지가

재정기조를 나타내는 지표일 뿐 재정이 경제에 미치는 효과가 아니라
는 점을 감안하여 재정이 경제에 주는 영향을 나타내 줄 수 있는
재정지표의 개발을 시도해 보았다. 이러한 결과를 바탕으로 우리나라
재정의 안정성과 재정이 경기조절에 기여한 바를 살펴보았다.
제2부에서는 재정지표 계산에 필요한 기초적 연구와 함께 국제적
기준에 의한 우리나라 재정지표를 계산해 봄으로써 재정운영에 관
한 국제비교를 시도하는 데 주안점을 두었다. 이를 위하여 OECD
에서 사용하고 있는 방법을 이용하여 우리나라 재정수지를 구조적
재정수지와 자동안정화 장치에 의한 수지로 분해해 보았다. 이를
위해 OECD방식에 의한 우리나라 잠재GDP와 함께 재정수입 및
재정지출의 주요항목에 대한 GDP탄력성을 추정하였다. 재정수지
분해결과를 바탕으로 우리나라 재정의 자동안정화 장치 및 재량적
재정정책을 평가해 본 후 G7국가들과의 비교분석도 시도해 보았다.

이러한 두 가지 주제에 대한 연구는 향후 재정지표의 계산과 재
정지표를 사용하여 우리나라 재정운영에 대해 평가하는 데 매우 유
용하게 사용될 수 있을 것으로 보인다.

제 1부

재정안정성 및 재정효과 판단을
위한 재정지표

박 기 백

I. 서론

우리는 일상생활에서 지표 또는 지수(indicator)라는 용어를 흔히 사용한다. 지표의 사전적 의미는 방향이나 목적, 기준 따위를 나타내는 표지이다. 특히 수치로 표현된 지표는 지수라고 불린다. 이러한 지표 또는 지수는 현재의 상황을 요약적으로 설명하는 한편 향후 전망 또는 추구해야 할 정책과제를 알려주는 기능을 가지고 있어 일상생활에서 흔히 사용된다. 예를 들어, 주식시장에 다수의 주식이 존재하고 해당 주가가 등락을 거듭한다. 따라서 시세판 전체를 보고 주식시장의 현황을 파악하려면 시간이 소요되거나 잘못된 판단을 할 수도 있다. 그러나 적절한 가중치를 사용한 종합주가지수를 보면 주식시장의 전체적인 움직임을 쉽게 파악할 수 있다. 물가지수, 소비자신뢰지수, 기업실사지수 등 다른 지표들도 마찬가지이다. 지수라는 표현이 사용되지는 않지만 성장률, 실업률 등도 경제상황이나 취업사정을 나타내는 지표가 될 수 있다.

정부의 재정도 규모가 크고, 구성이 복잡하므로 재정의 건전성, 재정기조, 재정이 경제에 미치는 영향 등을 포괄적으로 나타내는 지표가 종종 필요하다. Blanchard(1990)는 재정지수가 가져야 할 특성으로 다음의 네 가지를 지적하고 있다. 첫째로 재정지수는 경기변동에 따른 재정수지의 변화를 제외한 재량적인 재정정책에 의한 재정수지의 변화를 알려주어야 한다. 경기변동은 재정수지에 일시적인 영향을 주는 반면 정책의 변화는 재정수지에 항구적인 영향을 주기 때문이다. 이는 재정기조에 대한 지표가 된다. 둘째로는 현재 재정정책의 유지가능성을 알려주는 재정지수가 필요하다. 유지가능성이 낮다면 세입 또는 지출을 조정하는 정책이 필요하기 때문이

다. 이는 재정의 건전성을 나타내는 지표가 된다. 셋째로는 재정정책이 세율 또는 재정지원을 통하여 상대가격을 변동시킴으로써 경제활동에 미치는 영향을 알려주는 지수가 필요하다. 마지막으로 재정이 거시경제에 미치는 영향을 나타내는 지수가 요구된다.

재정지수가 현실에서 활발히 사용되기 위해 가져야 할 조건들도 있다. 우선 의사결정자가 올바른 의사결정을 할 수 있도록 지수의 의미를 분명하여야 한다. 즉, 이론적 또는 개념적으로 오해의 소지가 없어야 한다. 또한 적시에 의사결정을 하려면 재정지수를 손쉽게 계산할 수 있어야 한다. 따라서 복잡한 거시경제모형이 요구되지 않고, 계산에 많은 자료가 필요하지 않아야 하며, 적시에 자료를 구할 수 있어야 한다. 자료는 정부활동을 포괄적으로 포함하고 예산자료나 기타 통계자료를 통하여 쉽게 구할 수 있어야 한다. 마지막으로 재정지수의 계산에 필요한 수치, 예를 들어 잠재 GDP 등이 일관된 기준을 따름으로써 서로 다른 수치가 나오지 않아야 한다.

가장 대표적인 재정지수로 정부의 재정기조(fiscal stance)를 알기 위해 사용되는 재정충격지수(fiscal impulse indicator)가 있다. 이러한 재정충격지수는 재정수지에 대한 재정정책의 전체적인 효과를 요약적으로 보여주는 지표기능을 하고, 계산하기 편리하다는 장점이 있다¹⁾.

그러나 재정충격지수에 대한 비판도 많다. 지출과 수입에 영향을 미치는 것으로 산출만을 고려하고 물가, 이자율, 환율 등 다른 경제적 변수는 고려되지 못하고 있다는 것이 하나의 예이다. 그러나 가장 중요한 비판은 재정충격지수가 경제적 모형을 기준으로 하고 있지 않다는 지적이다.

더 큰 문제는 재정충격지수의 잘못된 사용에 있다. 재정충격지수를 직접적으로 재정정책으로 인한 경기조절효과로 보는 것이 대표

1) Schinasi and Lutz(1991)는 재정충격지수가 재정당국의 성과를 알아보고, 재정정책의 변화를 국제비교하는 데 유용하다고 하고 있다.

적인 예이다²⁾. 그러나 Schinasi & Lutz(1991)는 재정충격지수와 재정정책승수(fiscal policy multiplier)를 구별해야 한다고 하고 있다. 즉, 정책적 변화로 인한 재정수지의 변화는 재정충격지수를 사용하여야 하지만 재정정책이 경제 및 경제변수에 미치는 영향은 재정정책승수가 사용되어야 한다고 하고 있다. Blanchard(1990)도 재정충격지수 등 재정기조를 나타내는 지수가 본래 재정정책의 변동을 나타내기 위한 것이었으나 재정이 경기에 미친 영향 등 직접적 관련성이 불분명한 분야에 대답을 주는 지표로 사용되고 있다고 비판하고 있다.

재정충격지수가 이렇게 사용되는 이유는 관심의 초점이 재정정책으로 인한 재정수지의 변화가 아니라 재정정책이 경제에 미치는 영향에 있기 때문이다.

본 연구의 목적은 재정기조, 재정의 건전성, 재정이 경제에 미치는 영향을 나타내는 적절한 지표를 알아보는 데 있다. 이를 위하여 다양한 재정지표의 개념을 우선적으로 살펴본다. 다음으로 Chand(1992)처럼 간단한 IS 모형을 사용하여 재정이 경제에 미치는 영향을 나타내는 새로운 지표를 도출해 본다. 마지막으로 지표를 상호 비교한 다음 우리나라의 재정기조, 재정의 건전성, 재정이 경제에 미치는 영향을 나타내는 적합한 지표를 추출한다.

2) 박종구(1995), 박성준·이정욱(1996), 박형수·김용선(2001).

II. 재정안정성 지표

1. 기초재정수지

가. 개념

기초재정수지는 지출에서 이자지급을 제외한 재정수지를 말한다. 이러한 기초재정수지가 재정의 안정성과 어떤 연관을 가지고 있는가를 알아보기 위하여 먼저 정부부채의 움직임을 수식으로 표현하면 다음과 같다.

$$(식 1) \quad dB/ds = E - T + iB = D_p + iB = D$$

여기서 B 는 정부부채, E 는 이자지급을 제외한 지출, T 는 세입, i 는 명목이자율, D_p 는 기초재정수지, D 는 통합재정수지 적자이다. 위 식을 GDP 대비 실질 변수로 변환하면 다음과 같다.

$$(식 2) \quad db/ds = e - t + (r - \rho)b = d_p + (r - \rho)b$$

여기서 b , e , t 및 d_p 는 GDP 대비 비율로 표현된 정부부채, 이자지급을 제외한 지출, 세입 및 기초재정수지 적자를 각각 의미한다. 그리고 r 은 실질이자율, ρ 는 실질성장률을 의미한다.

따라서 정부부채의 안정성은 두 가지 요소, 즉 기초재정수지와 이자율과 성장률의 차이에 기존 부채의 규모를 곱한 것에 의존한다. 성장률이 이자율보다 높으면 기초재정수지가 적자여도 재정안정이 가능하지만 성장률이 이자율보다 낮으면 반드시 기초재정수지가 흑

자이어야 재정안정이 가능하다³⁾. 이미 누적된 부채는 현재의 재정 정책과 관련이 없고, 성장률과 이자율은 재정정책으로 조정하는 대 상과는 거리가 있다는 의미에서 기초재정수지는 재정안정을 위한 정부의 노력을 판단하는 기준으로 사용되고 있다. 특히, GDP 대비 정부부채가 큰 나라의 경우 중요한 정책목표로 기초재정수지의 흑 자가 사용된다.

나. 적 용⁴⁾

우리나라의 기초재정수지를 보면 최근에는 흑자상태를 유지하고 있다. 따라서 기초재정수지만 보면 GDP 대비 정부부채를 감축하기 위한 필요조건은 충족하고 있다고 할 수 있다. 그러나 이러한 기초 재정수지의 흑자에는 국민연금이 기여한 바가 크다. 그런데 국민연 금의 흑자는 재정안정을 위한 정부의 노력이라고 볼 수가 없다.

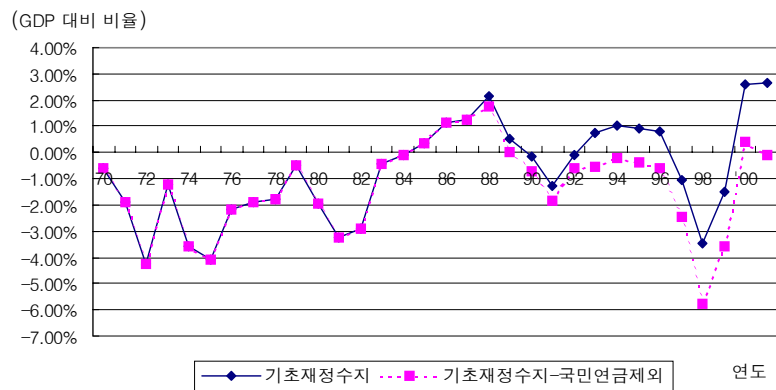
따라서 국민연금에서 발생하는 흑자를 제외한 기초재정수지를 살 펴보자. [그림 1]을 보면 1980년대 후반을 제외하면 2000년도까지 기초재정수지가 안정된 적이 없는 것으로 나타나고 있어 GDP 대 비 정부부채의 안정을 위한 전제조건이 충족되지 못했다. 반면 2000년 이후에는 기초재정수지가 균형으로 나타나고 있다. 따라서

3) 성장률이 이자율보다 높은 경우 정부부채가 소득보다 느리게 증가하 므로 부채를 단순히 차환발행(roll-over)하는 Ponzi Scheme이 가능하 다. 이 경우 적자재정을 운용하여 이자율을 높임으로써 과도한 자본축 적을 축소시키는 것이 가능하며 또한 바람직하다고 한다. 이론적으로 는 이자율이 성장률보다 낮은 상태가 지속되는 것이 가능하지 않다고 보고 있으나 미국의 경우 평균적으로 국채 이자율이 성장률보다 낮게 나타나는 등 실증연구 결과는 이와 상반되고 있다. Elmendorf & Mankiw(1998)

4) 본 연구에서 재정관련 자료는 재정경제부의 자료를 사용하였고 GDP, 물가지수, 소비 등 거시경제자료는 한국은행 자료를 사용하였다. 또한 우리나라의 경우 일반정부를 기준으로 한 통합재정자료가 작성되고 있지 않으므로 중앙정부의 통합재정만을 사용하였다.

국민연금 흑자를 제외하여도 재정안정을 위한 전제조건은 충족되고 있다고 할 수 있다.

[그림 1] 기초재정수지



2. Blanchard의 지표

가. 개념

앞의 기초재정수지에서 보듯이 부채의 움직임은 $db/ds = d_p + (r - \rho)b$ 로 표현된다. 따라서 Blanchard(1990)는 재정의 안정성을 나타내는 지표로 $d_p + (r - \rho)b$ 을 제시하였다. 즉, 기초재정수지와 달리 정부부채 움직임에 대한 수식 전체를 사용하는 방식을 취했다(여기서는 편의상 ‘안정성 지표 1’이라고 한다). 이론적으로 보면 ‘안정성 지표 1’이 부채 움직임을 나타내므로 기초재정수지보다 재정안정성을 더 잘 보여줄 수 있다.

그러나 ‘안정성 지표 1’은 현재 시점 부채나 성장률 등을 사용한다는 약점이 있다. 왜냐하면 재정의 안정성에 대한 질문은 현재 재정이 안정적인가가 아니라 향후 재정이 안정적인 것인가를 묻는 것

이기 때문이다. 따라서 Blanchard(1990)는 부채의 움직임을 현재부터 미래까지 적분하는 방식을 제시하였다. 즉, 앞의 식에서 재정이 유지가능하면 다음 수식이 충족된다.

$$(식 3) \quad \int -d_p \exp^{-(r-\rho)s} ds = b_0$$

수식이 의미하는 바는 초기(현재 시점)의 정부부채를 상환하기 위해서는 기초재정수지가 흑자이어야 한다는 것이다. 더 정확히 말하면, 미래의 기초재정수지 흑자를 $v-\rho$ 로 할인하면 현재의 정부부채와 같아야 한다는 것이다. 위의 식에서 기초재정수지 적자에 e^{-t} 를 대입하고, 미래에 세입을 조정하여 재정흑자를 달성한다는 의미에서 세입을 특정 세입 수준인 t^* 라고 고정시키면 (식 3)은 다음과 같이 표시될 수 있다.

$$(식 4) \quad t^* = (r-\rho) \int [(e+(r-\rho)b_0) \exp^{-(r-\rho)s} ds$$

위의 수식이 성립하면 미래의 특정 세입 수준인 t^* 는 재정안정성, 즉 GDP 대비 부채비율이 증가하지 않도록 하는 세입 수준이 된다. 이를 ‘유지가능한 세입’이라고 하자. 그러면 유지가능한 세입과 실제 세입과의 차이(t^*-t)가 재정의 불안정성을 나타내게 된다. 이를 ‘안정성 지표 2’라고 하자.

Blanchard는 유지가능한 세입을 정확히 계산하기 어려우므로 n 년간의 이자지급을 제외한 지출의 평균과 현재의 부채비율에 이자율과 성장률의 차이를 곱한 것을 사용할 것을 제시하였다. 즉, 유지가능한 세입을 수식으로 표현하면 $t^* = \overline{e} + (r-\rho)b_0$ 이 되며, 여기서 \overline{e} 는 평균을 의미한다. Blanchard는 단기적으로는 3년, 장기적으로는 50년을 사용할 것을 제시하였다.

이러한 유지가능한 세입은 미래 이자율과 성장률의 변화를 알기

어렵다는 문제가 있다. 또한 미래 세출은 정부 재정정책에 따라 변동이 가능하다는 문제도 있다. 따라서 이자율, 세출규모 등을 알 수 있는 과거의 재정안정성 평가에는 유용하게 사용할 수 있다 하더라도 현재 시점에서 미래의 재정안정성을 평가하는 데는 다소 문제가 있다. 즉, 현재 시점에서 재정안정성을 살펴보는 데 있어서는 두 가지 지표 사이에 차이가 없게 된다.

그러나 주요한 재정지출 규모의 변화를 포함할 수 있다면 재정안정성을 보여주는 지표로 ‘안정성 지표 2’가 ‘안정성 지표 1’보다 정확도가 높아질 수 있다. 예를 들어 국민연금의 성숙화로 인한 재정지출 증가분을 \bar{e} 에 반영하면 유지가능한 세입과 실제 세입과의 차이가 커지게 된다. 따라서 예측이나 추정 가능한 미래 지출 소요를 반영할 수 있는 경우에는 ‘안정성 지표 2’의 우월성이 존재하게 된다.

나. 적용

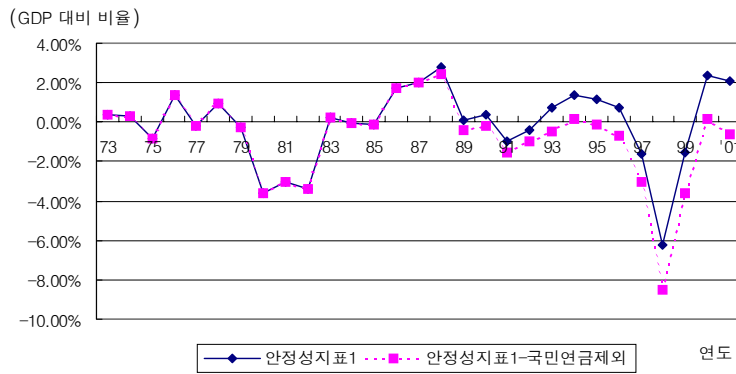
먼저 ‘안정성 지표 1’을 우리나라 재정자료를 사용하여 계산해 보자. [그림 2]를 보면 우리나라의 경우 재정안정성이 위협받았던 시점은 1980년대 초반과 외환위기 시점으로 나타나고 있다. 특히, 1998년은 성장률이 낮고 이자율은 높아 기초재정수지 적자보다 기존 부채에 대한 이자지급이 문제가 되어 재정의 불안정성이 가중된 것으로 나타나고 있다. 외환위기로 비롯된 재정의 불안정성은 2000년부터는 해소되었다고 할 수 있다. 그러나 국민연금을 제외한다면 안정성 지표가 음수로 나타나 재정의 안정성이 확보되었다고 말하기 어렵다.

다음으로 ‘안정성 지표 2’로 우리나라 재정의 안정성을 살펴보자. 50년간 지출 평균을 구하는 것이 어려우므로 여기서는 3년을 기준으로 계산하였다. 또한 미래 지출의 추이를 알 수 없으므로 2001년 이후의 경우에는 이자지급을 제외한 지출의 GDP 대비 비율이 고

II. 재정안정성 지표 31

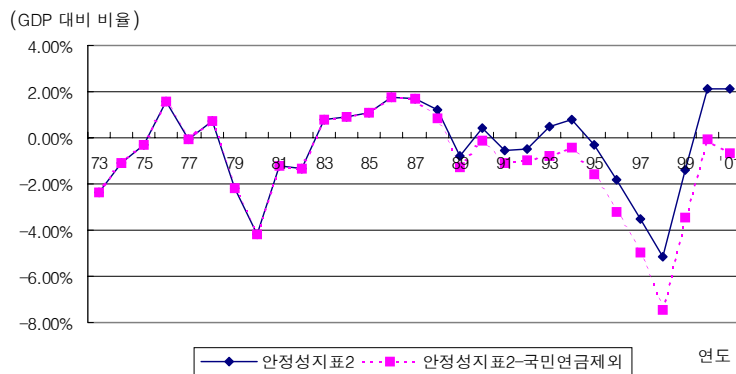
정된 것으로 가정하였다. 이렇게 계산한 자료를 보면 1996년부터 1999년까지는 재정안정성이 문제가 되었지만 2000년부터는 재정안정성이 회복된 것으로 나타나고 있는 등 앞의 재정안정성지표와 유사한 형태로 나타나고 있다.

[그림 2] 안정성 지표 1



주: 경상성장률과 경상이자율을 적용, 이자율은 3년만기 회사채 이자율

[그림 3] 안정성 지표 2



주: 안정성 지표 2-국민연금 제외는 국민연금수지를 세입에서 차감한 것

결론적으로 안정성 지표 1과 2는 거의 차이가 없다. 이는 세입이나 세출이 구조적으로 크게 변하지 않는 이상 양자의 차이는 크지 않게 나타나게 되어 있는 수식에 기인한다. 따라서 계산이 단순한 안정성 지표 1로 재정의 안정성을 판단하여도 큰 문제가 없을 것으로 보인다. 다만 국민연금 또는 기초생활보장 등에 대한 지출 추세를 추정할 자료가 있는 경우에는 안정성 지표 2를 사용하여 재정 안정성을 더 정확히 파악할 수 있을 것이다.

Ⅲ. 재정기조 판단 지표

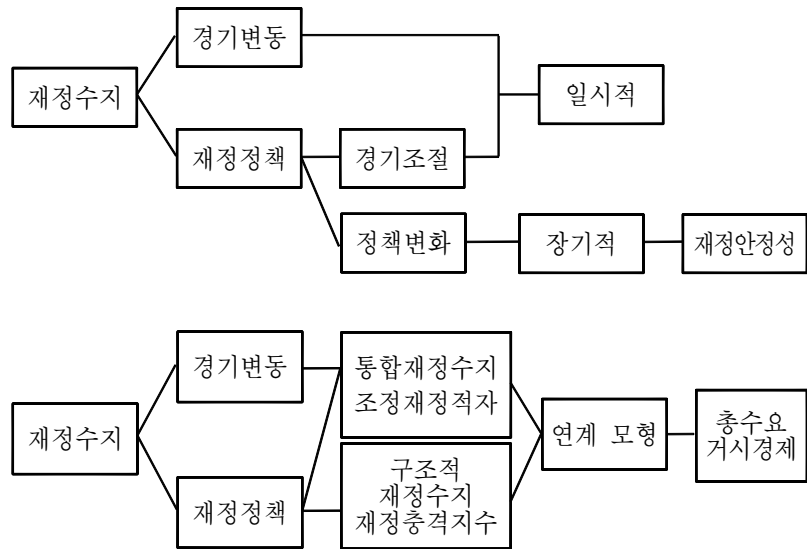
실제 재정수지는 재정정책의 변화를 나타내는 지표로 부적합하다. 실제 재정수지의 경우 해당 수지의 변화가 경기변동에 따른 변화인지 아니면 재정정책에 따른 변화인지가 불분명하기 때문이다. 예를 들어, 재정수지의 악화는 경기가 나빠져 발생할 수도 있고, 정부가 소비를 진작하기 위하여 특별소비세를 일시적으로 낮추거나 임시투자세액감면처럼 의도적인 감세정책의 산물일 수도 있다. 따라서 실제 재정수지에서 경기변동적인 요소와 정책적인 요소를 구분하는 일이 필요하다. 이에 따라 재정정책에 따른 재정수지의 변화, 즉 재정기조를 측정하기 위한 다양한 기법이 제시되어 왔다.

일반적으로 재정수지는 경기변동으로 인한 요소와 재정정책에 의한 요소의 두 가지로 구분된다. 그리고 재정정책은 다시 경기조절적인 측면과 경기조절과 관련이 없는 정책적 측면으로 구분될 수 있다. 앞에서 언급했듯이 특별소비세의 일시적 감세나 경기를 조절하기 위해 지출을 증대시키는 것은 그 목적이 경기조절에 있으며 재정에 미치는 영향도 한시적이다. 그러나 국민기초생활제도의 도입, 국민연금 가입대상 확대, 농업에 대한 직불제 도입 등으로 인한 재정수지의 변화는 경기조절과 관련이 없다. 이러한 경기조절과 관련이 없는 재정정책은 재정수지에 장기적인 영향을 미치게 된다. 재정충격지수의 어감은 경기조절적인 측면을 강조하고 있다고 느껴지는 반면 구조적 재정수지는 정책적인 측면이 강조되고 있다. 즉, 구조적 재정수지에서 ‘구조’의 의미는 재정이 구조적으로 흑자 또는 적자 상태에 있는지를 말하기 때문이다.

실제로는 두 가지 지수 모두 경기조절 측면과 정책적인 측면을

모두 포괄하고 있다는 점을 유의하여야 한다. 또한 두 가지 지수 모두 재정이 총수요나 기타 거시경제에 미치는 영향과 관련된 모형을 포함하고 있지 않다. 즉, 실제 재정수지에서 경기변동에 따른 재정수지를 차감한 것일 뿐이다.

[그림 4] 재정수지의 구분



1. 경기조정재정수지

가. 개념

재정정책의 지표 또는 재정기조를 측정하는 데 사용되는 기본개념은 경기조정재정수지(cyclically adjusted budget balance: CAB)이다. Blanchard(1990)의 자료를 보면 경기조정수지의 원래 목적은 구조적인 재정적자의 파악, 즉 재정의 안정성을 보기 위한 것이었다. 그러나 경기조정재정수지는 재정기조를 판단하는 지표로 주로

사용되었다. 그리고 재정정책으로 인한 재정수지를 직접적으로 계산하기 어려우므로 경기조정재정수지는 실제 재정수지에서 경기중립적 재정수지(cyclically neutral budget balance: CNB)를 차감하는 방식을 취한다. 이를 수식으로 나타내면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \text{(식 5)} \quad CAB &= (G - T) - (g_o Y_P - t_o Y) \\ cab &= 100 \times CAB / Y_t \end{aligned}$$

여기서 G 는 정부지출, T 는 정부수입, Y 는 경상가격 GDP, Y_P 는 경상가격 잠재GDP를 의미한다. 그리고 $t_o = T_o / Y_o$, $g_o = G_o / Y_o$ 의 하첨자 0은 기준연도를 나타낸다. 따라서 식의 첫 번째 부분은 실제 재정수지를 나타내고, 두 번째 부분은 경기변동에 따른 재정수지를 나타낸다.

경기변동재정수지에서는 경기중립적인 재정지출은 잠재GDP에 비례한다고 가정한다. 그러나 잠재GDP에 비례한 재정지출이 경기중립적인지 여부는 불분명하다. 반면 세입은 경상GDP에 비례하는 것으로 가정하고 있다. 다시 말하면 세입의 GDP탄력성을 1로 보는 것이다. 그리고 기준연도는 잠재GDP와 실제GDP가 가장 근접한 연도를 사용한다.

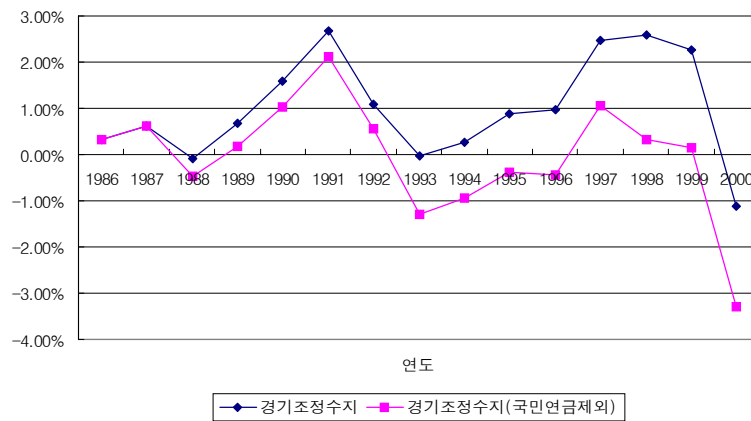
이러한 경기조정재정수지의 취약점은 재정정책의 변화로 인한 수지가 아니라는 데 있다. 예를 들어 경기조정재정수지가 전년도에 10조원의 적자였고, 금년도에는 5조원 적자인 경우 경기조정재정수지는 재정정책으로 인한 재정수지가 모두 적자라는 것을 나타낸다. 그러나 이 경우 금년도의 재정기조는 전년도보다 5조원 축소된 것이다. 즉, 재정기조는 전년도에 비해 긴축적이 된다. 이러한 사유로 경기조정재정수지보다는 재정충격지수나 구조적 재정수지를 가지고 재정기조를 판단한다.

나. 적 용

경기조정재정수지를 사용하기 위해서는 잠재GDP 및 기준연도의 설정이 필요하다. 잠재GDP는 제2부에 있는 것처럼 OECD방식에 따라 구한 수치를 사용하였다⁵⁾. 또한 일반적인 기준연도는 선택기준을 사용하여 GDP갭률이 가장 낮은 1993년을 선택하였다(본 연구에서 특별한 언급이 없는 경우의 기준연도는 1993년이다)⁶⁾. 대상연도는 잠재GDP자료가 있는 연도인 1986년부터 2000년도가 된다.

경기조정재정수지를 우리나라의 재정운영에 적용하여 보면 1991년을 전후하여 재정이 적자기조였고, 외환위기 전후에도 적자기조였던 것으로 나타나고 있다. 그러나 2000년에는 재정이 흑자기조였던 것으로 나타나고 있다.

[그림 5] 경기조정재정수지



5) 자세한 방법은 Giorno et. al.(1995) 참조

6) 제2부의 GDP갭률은 1993년에 -0.16으로 가장 영에 가까우므로 기준연도로 설정. 그 외에도 1986년에 -0.22, 1992년에 0.56, 2000년에 -0.83으로 낮은 갭률이 존재함.

그러나 재정이 적자기조인지 흑자기조인지를 파악하기 위해서는 국민연금의 영향을 고려하여야 한다. 국민연금은 1988년에 도입된 이후부터 적립식 연금의 특성에 따라 계속 재정수지 개선에 많은 영향을 주었다. 그러나 국민연금의 흑자는 향후 지급을 위한 준비금 성격을 띠고 있으므로 국민연금을 포함한 경기조정재정수지가 흑자라고 하여 재정이 흑자기조라고 말할 수 없다. 따라서 국민연금수지를 제외하고 경기조정재정수지를 살펴보아야 한다. 국민연금을 제외하고 보면 포함하였을 경우와는 달리 1993년도 이후 재정이 적자기조였던 경우가 많았던 것으로 나타나고 있다.

2. 재정충격지수⁷⁾

가. 개념

1) IMF의 지수

IMF에서 사용하는 재정충격지수는 독일의 재정전문가위원회(German Council of Economic Experts)가 개발한 지표에서 유래한다. 그리고 재정충격지수는 경기조정재정수지처럼 실제 재정수지에서 경기순환에 따른 재정수지를 차감하여 계산한다. 또한 경기중립적인 지출은 잠재GDP에 비례하고, 수입은 GDP의 일정비율로 가정하는 것도 경기조정재정수지와 동일하다. 그러나 경기조정재정수지와는 달리 재정기조를 측정하기 위하여 재정수지의 변화분을 사용한다는 점에서 차이가 있다. IMF에서 사용하는 재정기조변화(FIS)와 재정충격지수(FI)의 수식은 다음과 같다.

7) 재정지표의 유형과 취약점 등에 대한 더 자세한 내용은 Heller et. al. (1986) 참조

$$(식 6) \quad FIS = (\Delta G - \Delta T) - (g_o \Delta Y_p - t_o \Delta Y)$$

$$FI = 100 \times FIS / Y_{t-1}$$

여기서 Y_{t-1} 은 전년도 GDP, Δ 는 차감(difference)을 의미한다.

IMF방식에 의한 재정충격지수의 장점은 계산의 단순성에 있다. 예를 들어, 수입이나 지출의 소득탄력성을 계산할 필요가 없다. 실제로 물가상승, 조세의 누진성, 징수의 시차 등을 감안할 경우 탄력성을 정확히 계산하기가 기술적으로 쉽지 않다. 반면 단점으로는 실제 탄력성이 1이 아니어서 자동안정화 기능의 일부가 포함된다는 점이 지적되고 있다.

2) OECD의 지수

OECD에서 사용하는 재정충격지수는 구조적 재정수지라고 불리며 IMF에서 사용하는 재정충격지수와 이론적 바탕이나 수식은 거의 동일하다. 다만 IMF에서 사용하는 재정충격지수와는 달리 경기중립적인 재정수지를 계산하는 데 있어서 수입과 지출의 탄력성을 1로 고정시키지 않고 수입과 지출 탄력성을 추정하여 사용한다. 따라서 자동안정화 효과가 이론적으로는 모두 제거된다. 또한 구조적 재정수지는 수입과 지출의 탄력성을 추정하여 사용하므로 당연히 기준연도가 필요하지 않다(더 자세한 내용은 제2부 참조). 따라서 이론적으로만 보면 OECD의 수식이 IMF의 수식보다 더 합리적이다. 그러나 수입 및 지출의 정확한 탄력성 계산을 위하여 많은 자료가 필요하고, 조세수입의 시차 등으로 인하여 수입 및 지출의 정확한 탄력성을 계산하기 어려운 반면 구조적 재정수지가 해당 탄력성에 민감하다는 점이 문제가 되고 있다.

$$(식 7) \quad FIS = \Delta G - \Delta T - (m_G - m_T)(\Delta Y_p - \Delta Y),$$

m_G 는 지출의 탄력성, m_T 는 수입의 탄력성.

3) 기타 재정충격지수

IMF의 재정충격지수를 변형한 다양한 지표가 있다. 우선 완전고용지수(full employment balance measure)가 있다. IMF 및 OECD에서 사용하는 재정지수와 유사하지만 높은 고용상태의 산출을 기준으로 한다는 점에서 차이가 있다. 따라서 측정이 어려운 완전고용소득 개념이 포함되어 있고 계산이 복잡하다는 문제가 있다.

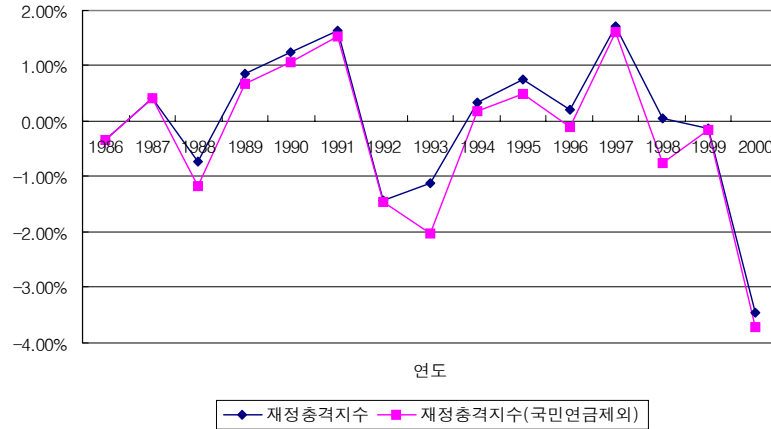
가중표준지수(weighted standardized surplus measure)도 있지만 실제로는 거의 사용되지 않고 있다. 재정정책에서 시간을 가장 중요한 요소로 간주하고 있으며 simulation 기법으로 내생과 외생을 결정하고 있다. 따라서 재정지표로 사용하기에는 너무 많은 계산이 요구된다는 약점이 있다.

나. 적 용

구조적 재정수지는 제2부에서 다루고 있으므로 여기서는 재정충격지수만 살펴본다. 재정충격지수 계산결과를 보면 팽창적인 재정기조를 보인 시점은 1990년 전후, 1995년, 1997년인 것으로 나타나고 있다. 반면 긴축적인 재정기조를 보인 시점은 1992년과 1993년, 그리고 2000년인 것으로 나타나고 있다. 특히, 2000년의 경우 재정긴축의 정도가 GDP의 3%를 상회하는 강력한 것이었던 것으로 나타나고 있다.

재정충격지수와 앞의 경기조정재정수지를 비교해 보면 재정충격지수의 경우 국민연금의 영향이 적은 것으로 나타나고 있다. 이는 재정충격지수가 재정정책의 변화로 인한 재정수지의 변화를 나타내므로 국민연금의 도입, 가입자 범위 확대, 보험료율 변화 등 정책변화로 인한 국민연금의 수지 변화만 포함하기 때문이다. 따라서 재정충격지수의 경우 국민연금을 포함한 지수가 더 적합하다.

[그림 6] 재정충격지수(FI)



3. Blanchard의 지표

가. 개 념

Blanchard는 재량적 재정정책의 지표로 이전연도의 고용수준에서 측정된 GDP 대비 기초재정수지에서 이전연도의 GDP 대비 기초재정수지를 차감하는 방식을 제안하였다. 이자지급의 규모는 이미 발생한 부채 규모, 이자율 등에 따라 결정되므로 예산당국이 통제할 수 없다. 따라서 이자지급을 제외한 기초재정수지의 변화가 정부의 재정정책의 변화, 즉 재정기조를 나타내는 바람직한 지표라고 본다. 또한 Blanchard는 고용이 일정한 상태에서의 기초재정수지를 평가하는 방법을 제시하였다. 이는 경기변동이 재정수지에 미치는 변화를 제외시키기 위한 것이다. 그러나 잠재GDP처럼 고용수준이 일정한 상태에서 기초재정수지를 계산하기 어렵다는 약점이 있다. 수식으로 표시하면 다음과 같다.

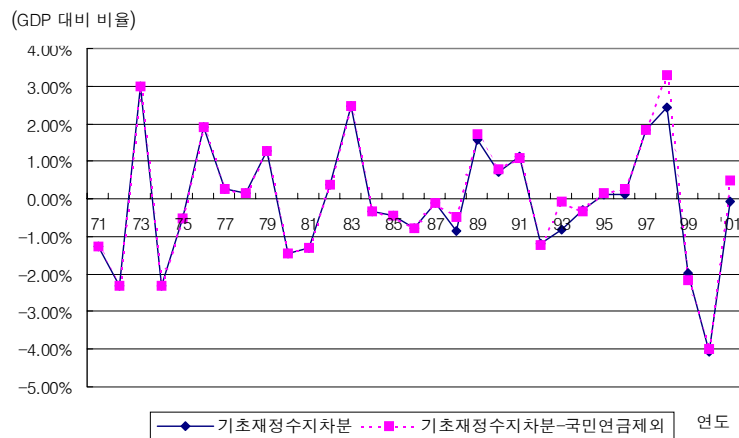
$$(식 8) \Delta d_p = d_{ps} - d_{ps-1}, \quad d_p = e - t$$

나. 적 용

본 연구에서는 Blanchard가 제시한 지표와는 달리 고용수준을 고려하지 않은 상태에서 기초재정수지의 변화를 살펴본다. 따라서 정확한 의미에서 재정기조를 평가하고 있는 것이라고는 할 수 없지만 고용수준이 크게 변하지 않는 경우에는 대략적으로 유사한 값을 가질 것으로 예상된다.

Blanchard가 제시한 지표에 따라 외환위기 이후의 재정기조를 평가해 보면 1997년의 재정기조는 팽창적이었고, 1998년의 재정기조는 더 팽창적이었던 것으로 나타나고 있다. 반면 1999년과 2000년은 재정이 긴축기조이었던 것으로 나타나고 있다. 2001년의 경우는 재정기조의 변화가 거의 없었던 것으로 나타나고 있다.

[그림 7] 재정기조 지표



IV. 재정효과 지표

다수의 연구에서 재정기조에 대한 지표(예를 들어, 재정충격지수나 구조적 재정수지)를 재정이 경기에 준 영향으로 해석한다. 그러나 Blanchard(1990)와 Schinasi & Lutz(1991)가 적절히 지적한 것처럼 기존의 재정충격지수는 재정정책이 재정수지에 미치는 영향이지 재정이 경제에 미치는 영향이 아니다. 재정기조지표인 재정충격지수의 수식을 보면 해당 수치는 실제 수지에서 구조적 수지를 제외한 값이므로 재정정책으로 인한 재정수지의 변화가 된다. 그 이상도 이하도 아니다. 또한 재정충격지수나 구조적 재정수지에 대한 가장 강력한 비판도 해당 지표가 거시모형에 기초하고 있지 않다는 데 있다.

따라서 정부의 세입 및 세출과 GDP를 연계하는 모형을 생각해 보자. 국민계정모형에 따르면 소득은 민간, 기업 및 정부 수요의 합인 소비, 투자, 정부지출로 구성된다($Y=C+I+G$). 따라서 정부가 지출을 증대시키면 GDP는 증가하게 된다. 그러나 정부재정이 민간 소비에 미치는 영향에는 이견이 존재한다. 케인지언의 경우 소비는 가처분소득의 함수로 $C=C(Y-T)$ 로 표시된다. 따라서 세입이 증대되면 가처분소득이 감소하여 민간지출이 축소되고, 그에 따라 GDP가 감소하게 된다.

그러나 평생소득가설에 따르면 소비는 현재의 가처분소득뿐만 아니라 미래가처분소득과 현재의 자산에 영향을 받는다. 따라서 소비는 총자산(W)의 함수로 표시된다. 그리고 총자산은 아래 수식처럼 미래노동소득(YL)과 세금(T) 및 현재자산(A)으로 구성된다.

$$(식 9) C_t = \lambda W_t, W_t = \sum_{s=t}^T \frac{Y_{Ls}}{(1+r)^{s-t}} - \sum_{s=t}^T \frac{T_s}{(1+r)^{s-t}} + A_t^8$$

현재 시점에서 정부가 지출을 증대시키거나 세입을 감소시켜 재정이 적자상태가 되었다고 가정하자. 이 경우 해당 적자는 국채(차입금 포함)로 보전되므로 민간부문의 자산 증가로 이어지게 된다($G - T = dA$). 그리고 현재 시점에서 발생한 재정적자는 미래의 세입으로 충당된다고 가정하면 현재 시점의 자산증가와 미래 세입을 할인한 값은 같아지게 된다($dA_t = \sum_{s=t}^T \frac{dT_s}{(1+r)^{s-t}}$). 결과적으로 민간의 총자산은 변화가 없게 되어 조세와 정부부채는 동일하다는 리카르도 동등정리의 결론에 다다르게 된다. 즉, 감세정책을 실시할 경우에는 민간소비 증대가 없고, 정부의 지출도 이전과 차이가 없으므로 GDP의 변화가 없게 된다.

이렇듯 리카르도 중립성의 성립 여부에 대한 논란이 있지만 Elmendorf and Mankiw(1998)에서 지적하고 있는 것처럼 대부분의 경제학자는 경제가 단기적으로 케인지언 모형을 따르고 장기적으로는 고전학과 모형을 따르는 것으로 보고 있다. 따라서 본 연구가 재정의 단기적인 경기조절효과에 초점을 두고 있으므로 재정효과를 알기 위한 지표는 케인지언 모형에 기초한다.

1. 통합재정수지

가. 개념

공공부문의 전체적인 수입에서 지출과 순융자 등 총지출을 차감

8) 만약 현재 자산과 노동소득이 소비에 미치는 영향이 다르다면 다른 계수를 사용하면 된다.

한 수치인 통합재정수지는 가장 대표적인 재정지표이다. 정부 예산의 경우 세입과 세출이 균형을 이루고 있어 재정수지를 파악하기 어려운 반면 통합재정수지는 세입과 세출의 차이가 재정수지 또는 보전재원으로 나타나므로 재정의 상황을 파악하기 용이하다. 또한 정부예산이 일반회계 중심이어서 공공부문의 일부만을 포함하고 있는 반면 통합재정수지는 공공부문을 포괄하는 장점이 있다⁹⁾.

통합재정수지상 재정적자는 총수요에 대한 세입 부문의 부정적 효과보다 세출 분야의 긍정적 효과가 크다는 것을 의미하므로 재정이 경기를 부양하는 역할을 한다고 할 수 있다. 따라서 통합재정수지는 재정상황뿐만 아니라 Blanchard(1990)가 언급한 것처럼 재정이 경기에 미치는 영향에 대한 지표 역할을 할 수 있다. 통합재정은 $D = G - T$ 로 표시되므로 통합재정을 경기에 대한 지표로 해석하는 경우는 총수요를 $Y = C(Y) + I + D$ 로 보는 경우에 해당한다. 따라서 재정이 경제에 미치는 효과를 정확히 나타낸다고 하기는 어렵다.

통합재정수지를 재정이 경제에 미치는 영향으로 본다는 것은 세입과 세출이 경제에 미치는 영향이 같다는 가정과 동일하다. 그리고 재정충격지수나 구조적 재정수지도 세입과 세출이 경제에 미치는 영향이 같다고 가정하고 있다. 따라서 재정충격지수나 구조적 재정수지로 재정정책이 경제에 미친 영향을 파악하는 것은 통합재정수지로 재정(재정정책+자동안정장치)이 경제에 미친 영향을 파악하는 것과 같다.

나. 적 용

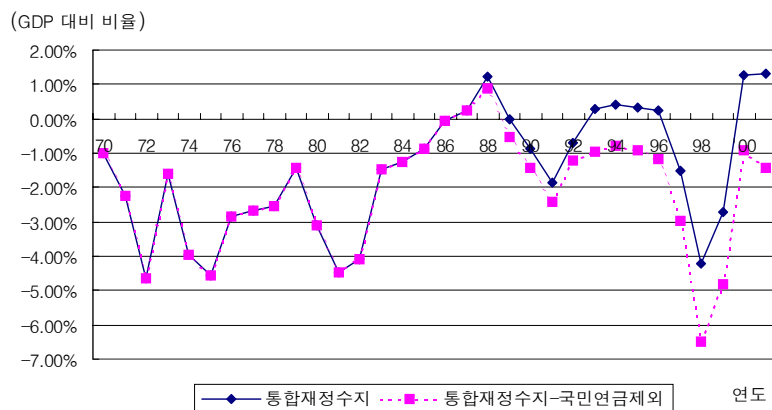
다음으로 우리나라의 통합재정수지 자료를 보고 재정상황과 재정이 경기에 미치는 영향을 살펴본다. 그러나 앞에서 본 것처럼 통합

9) 우리나라의 경우 지방정부나 의료보험 등 중요한 공공부문이 누락되어 있지만 통합재정수지 개념 자체가 그런 것은 아니다.

재정이 재정이 경제에 미치는 영향을 나타내는 정확한 지표가 아니라
 라는 점을 염두에 두어야 한다. [그림 8]에서 보여지듯이, 1980년대
 중반까지 대규모 재정적자로 나타나고 있어 재정상황이 어려웠으며,
 재정이 총수요를 자극하는 역할을 하였다고 할 수 있다. 1980년대
 중반부터 1990년대 중반까지는 재정이 상대적으로 안정되었던 것으
 로 나타나고 있으며, 재정이 총수요를 증가시키는 정도도 상대적으
 로 적었던 것으로 나타나고 있다. 특히, 1988년에는 재정이 총수요
 를 상당히 억제하는 역할을 한 것으로 나타나고 있다. 반면 1997년
 의 외환위기 직후에는 재정상황이 악화되었고, 재정이 총수요를 증
 대시키는 역할을 담당하였다. 그러나 2000년 이후부터는 재정이 경
 제를 위축시키는 역할을 한 것으로 나타나고 있다.

적립식 연금의 존재는 재정상황에 대한 해석을 다르게 해야 할
 필요성을 제기한다. 특히, 국민연금은 제정 초기상태라 자산의 축적
 이 급속도로 이루어지고 있다. 그러나 국민연금은 별도의 기금으로
 관리되고 있고, 향후 지급을 위한 적립금이므로 상환의무가 없는
 일반적 세입과는 차이가 있다. 이러한 차이점을 고려하여 살펴보면

[그림 8] 통합재정수지



1990년대 초부터 재정상황이 좋지 못했으며, 2000년 이후에도 재정 적자를 기록하고 있는 것으로 나타나고 있다¹⁰⁾.

2. Blanchard의 지표

가. 개 념

Blanchard(1990)는 전체 재정이 경제에 어떤 영향을 미쳤는지가 관심사라고 하고 있다. 재정정책에 의한 것이든, 아니면 자동안정화에 의한 것이든 구별할 필요가 없다는 것이다. 검은 고양이든 하얀 고양이든 중요한 것은 쥐를 잡아야 한다는 논리와 유사하다.

Blanchard가 제시한 지표의 하나는 앞에서 설명한 GDP 대비 비율로 표시한 통합재정수지이다. 다른 지표에서는 세입이 일정하다는 가정 대신에 세입이 조정된다는 것을 감안하였다. 앞에서 살펴본 평생소득가설에 따르면 소비는 미래의 가처분소득에 영향을 받으므로 향후 세율이 어떻게 변하는가도 소비에 영향을 끼친다고 보아야 한다. 따라서 재정이 경제에 미치는 영향을 나타내는 지표로 당년도와 향후 2년간의 세입 평균을 사용한 ‘조정재정적자’를 사용하였다. 수식으로 표현하면 $e + rb - \bar{t}$ 이며, \bar{t} 는 평균 세입이다. 그러나 ‘조정재정적자’와 경제에 미치는 영향과 관련된 모형이 명료하지 않다는 것이 문제이다.

나. 적 용

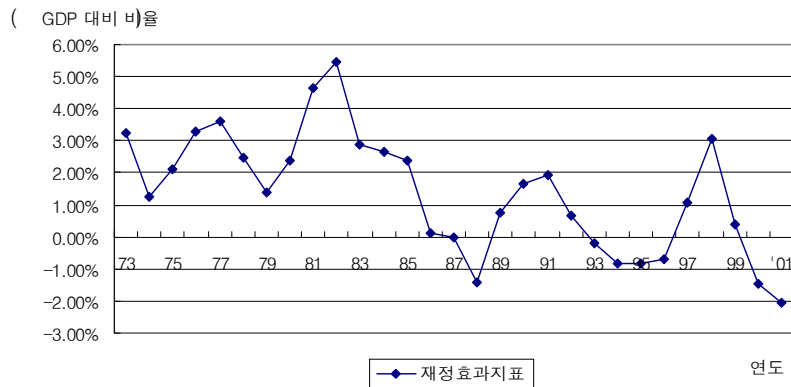
‘조정재정적자’를 기준으로 재정이 경기에 미친 영향을 보면 1980

10) 국민연금수지는 순조성액의 변화를 기준으로 계산함. 2001년의 순조성액은 기금현황 수치를 사용.

IV. 재정효과 지표 47

년대 중반까지 재정은 경기를 부양하는 역할을 하였다. 특히, 1980년대 초에 재정이 경기부양 역할을 많이 한 것으로 나타나고 있다. 외환위기 이후를 보면 1997~1999년은 재정이 경기를 부양하는 역할을 하였고, 2000~2001년은 재정이 경기를 위축시키는 역할을 한 것으로 나타나고 있다.

[그림 9] 조정재정적자



주: 실질이자율변환시 소비자물가성장률 이용, 이자율은 3년만기 회사채

3. 경기효과 지표

가. 개 념

본 연구의 핵심은 거시모형에 기초하여 재정이 경제에 미친 영향을 나타내는 지표를 찾는 데 있다. 앞에서 언급한 것처럼 대부분의 경제학자는 경제가 단기적으로 케인지언 모형을 따르고 장기적으로는 고전학과 모형을 따르는 것으로 보고 있다. 따라서 본 연구에서는 재정이 경제에 미치는 단기적인 영향을 알기 위하여 Chand (1992)처럼 간단한 IS모형을 사용한다. 따라서 총수요는 소비, 투자,

재정지출(이전지출 제외)로 구성되고, 소비는 가처분소득의 함수가 되는 것으로 가정한다. 결과적으로 아래의 모형은 단기적인 총수요의 변화를 나타내며 총공급과는 관련이 없다. 또한 세율변화 등이 성장에 영향을 주는 공급경제론이나 정부부채나 세입이 동일하다는 Ricardian 중립성의 관점과는 다르다.

$$(식 10) \quad Y = C + I + G, \quad C = C(Y - T)$$

위의 식을 전미분한 다음 정리하면 다음과 같다¹¹⁾.

$$(식 11) \quad dY = (dI + dG - C_Y dT) / (1 - C_Y),$$

$$\text{여기서 } C_Y = \partial C / \partial (Y - T)$$

다음으로 목표(또는 기준)가 되는 산출 수준을 Y^* 라고 하고 전미분하면 다음과 같다. 즉, Chand(1992)가 앞의 식을 변형한 것과는 달리 비교의 기준을 설정하는 방식을 사용한다.

$$(식 12) \quad dY^* = (dI^* + dG^* - C_Y^* dT^*) / (1 - C_Y^*)$$

따라서 목표가 되는 산출과 실제 산출과의 차이는 앞의 두 식의 차이로 정의된다. 그리고 한계소비성향을 소득의 선형함수로 가정하면 위의 수식은 다음과 같이 나타낼 수 있다¹²⁾.

$$(식 13) \quad dY - dY^* = [(dI - dI^*) + (dG - dG^*) - C_Y(dT - dT^*)] / (1 - C_Y)$$

11) $T = T(Y, t)$ 로 놓고 $dT = T_Y dY + T_t dt$ 를 사용하여도 동일한 결과를 얻는다.

12) 조세의 증가로 인한 소비성향의 변화가 아주 작은 경우에도 근사치 기능을 한다.

투자는 정부의 재정운영과 관련이 없고, 승수를 나타내는 $(1 - C_Y)$ 는 재정기조의 변화 방향이 아닌 수준을 나타낸다. 따라서 본 연구에서는 재정의 영향을 나타내는 지표로 다음의 수식을 사용한다(기존의 재정충격지수(FI)와 구별하기 위하여 ‘재정효과지수’(NFI)라고 한다)¹³⁾.

$$(식 14) \quad NFIS = (dG - dG^*) - C_Y(dT - dT^*)$$

$$NFI = 100 \times NFIS / Y_{t-1}$$

재정효과지수는 실제 산출 및 목표 산출을 전미분한 것에서 투자 부문과 승수효과 부문을 제외한 것이다. 따라서 재정의 변화가 민간투자에 영향을 미치지 않거나 또는 미치는 영향을 고려하지 않은 경우의 효과가 된다. 예를 들어, 투자 수준이 서로 같다면 재정효과지수는 재정의 변화로 인한 산출 변화의 일정 비율을 의미한다. 또한 재정효과지수는 재정이 총수요에 미치는 최종적 효과가 아니라 1차적(first round) 효과를 나타낸다. 그리고 IS모형에 기초하고 있으므로 재정의 변화가 이자율이나 통화량 등 금융부문에 미치는 영향은 반영되지 않은 것이다¹⁴⁾¹⁵⁾.

재정효과지수를 재정충격지수 등 재정기조지표와 비교할 때 분명한 차이점은 세입과 세출의 효과가 다르다는 점이다. 재정충격지수 등 재정기조지표는 세입과 세출을 동일하게 증가시킬 경우 재정이 경제에 미치는 효과가 없는 것으로 나타나지만 재정효과지표에 의하면 $(1 - C_Y)dG$ 로 재정을 부양하는 효과가 있다.

13) 지출과 수입의 가중치를 다르게 하는 개념은 Hansen(1969)에서도 제시되고 있다.

14) 그러나 금융정책기조가 변화가 없다면 재정효과지수가 여전히 재정이 경제에 미치는 1차적 효과를 나타낼 수 있다.

15) 재정효과지수의 한계소비성향은 각 연도의 전체 소비 대비 GDP의 비율, 즉 평균소비성향을 사용한다.

재정이 경기에 미치는 영향을 파악하기 위한 기준으로는 총수요를 구성하는 모든 구성요소가 실제성장률과 동일하게 증가하는 경우로 가정하였다. 다시 말하면, 기준이 되는 세입과 세출이 성장률과 비례하여 증가하는 경우를 말한다. 이렇게 가정하면 GDP를 구성하는 특정 요소가 성장률보다 높으면 경기를 진작 또는 과열시키는 역할을 한 것이 된다. 반대로 GDP를 구성하는 특정 요소가 성장률보다 낮으면 경기를 안정 또는 위축시키는 역할을 한 것이 된다. 따라서 $dG^* = gG_{-1}$, $dT^* = gT_{-1}$, g 는 성장률을 사용하면 재정의 경기조절기능을 파악할 수 있다(여기서는 편의상 '경기조절지수'라고 한다)¹⁶⁾. 재정기조를 판단하기 위해서는 잠재GDP, 세입 및 세출의 GDP탄력성 등 추가적인 계산이 필요하지만 '경기조절지수'는 한계성장률을 제외한 나머지 지수를 일반적인 재정 및 경제자료에서 손쉽게 구할 수 있다는 장점이 있다.

$$(식 15) \text{ 경기조절지수} = (\Delta G - gG_{-1}) - C_Y(\Delta T - gT_{-1})$$

나. 지출 자료의 조정

IS모형에서 말하는 정부지출은 정부의 재화 및 용역에 대한 지출을 의미한다. 그리고 T 로 표시된 것은 순조세, 즉 조세에서 정부의 민간에 대한 이전지출을 제외한 것이다. 또한 이자지급은 최종수요와 관련이 없다. 따라서 '경기조절지수'에서는 이를 반영하여 계산하였다.

국민계정에 따르면 용자는 재원의 이전이므로 정부의 지출에서 제외되어야 한다. 즉, 정부용자가 민간의 소비나 투자 형태로 나타

16) 그러나 재정의 변화가 산출의 변화를 가져오고, 산출의 변화가 다시 재정의 변화를 가져오는 문제가 있다. 즉, 경기조절지수는 재정의 내 생성을 감안하지 않은 지수가 된다.

나기 때문이다. 그러나 정부용자를 제외할 경우 재정이 경기에 미치는 영향을 제대로 파악하지 못하는 약점이 발생할 수 있다. 즉, 용자를 증대시켜 유인된 소비나 투자가 완전히 제외되는 문제가 발생한다. 또한 우리나라의 경우 용자가 대부분 농업을 포함한 기업 부문에 행해지므로 용자는 정부의 재화 및 용역에 대한 지출로 보았다. 즉, 재정용자는 최종수요를 형성한다고 가정하고 계산한다. 다만 재정지출과 소비나 투자에서 정부용자를 두 번 사용할 경우 중복의 문제가 발생하므로 여기서는 민간소비나 투자는 정부용자분이 제외된 것이라고 본다. 정부의 자본지출의 경우도 동일하게 생각한다.

그리고 용자에서 회수를 뺀 순용자규모를 정부의 지출로 볼 수도 있고 용자잔고에서 이자율 차액(시장이자율-용자이자율)을 곱한 재정의 실질적 지원규모를 정부지출로 보는 관점이 존재할 수 있다. 이론적으로 보면 이는 순용자가 총수요에 미치는 효과 및 시점의 문제라고 할 수 있다. 본 연구에서는 순용자가 최종 수요에 영향을 미친다고 보고 순용자를 기준으로 재정지수를 계산한다¹⁷⁾.

마지막으로 본 연구에서는 경상변수가 아닌 실질변수를 중심으로 지수를 계산하고 있다. 실질변수로의 조정에는 변수별로 다른 물가 지수를 사용하지는 않고 모든 변수를 GDP 디플레이터로 조정하는 방식을 택했다. 이는 재정이 경제에 미치는 영향은 경상변수보다는 실질변수가 중요하기 때문이다. 그러나 GDP 대비 비율을 사용하므로 실질변수와 경상변수를 사용하는 지수 사이의 차이는 거의 없다.

17) 1997년말의 외환위기를 맞아 정부는 World Bank 등 국제금융기관으로부터 자금을 차입한 다음 해당 자금을 금융기관에 용자하여 금융기관의 자본 확충에 사용하였다. 순용자 중에서 이러한 자본 확충은 최종 수요에 영향을 미치지 않는다고 보아서 제외하였다.

다. 경기상황 판단 기준

다음으로 재정이 경기를 부양하거나 안정시켰을 경우에 이러한 재정운영이 적합하였는지를 알려면 이를 판단할 기준이 필요하다. 가장 대표적인 판단 기준으로는 실제GDP와 잠재GDP와의 차이인 GDP gap이 있다. 그리고 실제GDP가 잠재GDP보다 높으면 경제가 과열 상태이므로 경기를 안정시키는 것이 필요하다고 본다. 반대의 경우에는 경제가 침체 상태에 있으므로 경기를 부양시키는 것이 바람직하다고 판단한다.

정확한 추정이 가능하다면 GDP gap이 가장 바람직한 지표이지만 추정 방법에 따라 상당한 차이를 보이는 것이 문제이다. 실제로 한국개발연구원, 한국은행, 제2부의 잠재GDP 등이 서로 상당한 차이가 있다. 또한 같은 연구기관에서도 방법론에 따라 서로 다른 잠재GDP 추정치를 제시하고 있다.

잠재GDP의 이러한 문제점을 극복하기 위하여 동일한 수치를 제시할 수 있는 기준을 생각해 본다. 이를 위하여 앞에서 살펴보았던 정부의 세입 및 세출과 GDP를 연계하는 모형을 생각해 보자. 국민계정에 따르면 소득은 민간, 기업 및 정부 수요의 합인 소비, 투자, 정부지출로 구성된다($Y=C+I+G$). 여기서 투자는 민간이 결정하는 외생적 변수이며 나머지는 정부가 결정할 수 있는 정책변수이다. 다시 말하면 정부가 지출을 조정하여 직접적으로 GDP에 영향을 줄 수 있고, 세입을 변화시켜 민간의 소비에 영향을 줌으로써 간접적으로 GDP에 영향을 줄 수 있다. 즉, 투자라는 외생적 변수의 변동이 발생하는 경우에 정부가 재정을 통하여 경기변동을 조정할 수 있다. 결과적으로 잠재GDP는 공급측면을 중시한 지표가 되고, 외생변수의 변화는 수요측면을 중시한 지표라는 차이가 있다. 그리고 국민소득 결정모형을 대외부문까지 확대하면 투자뿐만 아니라 수출(대외 수요)도 외생변수가 된다. 이를 수식으로 표현하면 다음과 같다.

$$(식 16) Rf = (\Delta I - i_s \Delta Y) + (\Delta X - x_s \Delta Y),$$

Rf 는 외생변수의 변화

i_s 는 GDP 대비 투자비율,

x_s 는 GDP 대비 수출비율,

s 는 기준연도

다음으로 경기상황 판단 지표를 선택하기 위하여 해당 지표를 비교해 보자. 민간의 투자규모를 알기 위하여 투자자료로는 국민계정의 민간 총고정자본형성 자료를 사용하였다. 또한 정부의 중기재정계획에서 5~6%의 성장률을 목표로 하고 있으므로 기준연도를 1992년으로 하였다. 1992년도의 성장률은 5.4%였고, 소비자물가상승률도 4.5%로 여타 연도에 비해 안정적이었다. 그리고 해당 연도의 GDP 대비 투자비율은 31.9%였다.

먼저 경제상황의 판단 지표로 사용할 수 있는 GDP gap과 투자와 수출을 외생변수로 한 $Rf(I, X)$ 를 비교해 보면 두 가지 지표는 외환위기 시점에서 극명한 차이를 나타낸다. 특히, 1998년의 경우 실질성장률은 $\Delta 6.7\%$ 이므로 해당 연도의 경제상황은 심각한 침체로 판단하는 것이 합리적이다. 그러나 GDP gap은 $\Delta 9.49$ 로 경제가 침체상황인 것으로 나타나고 있는 반면 $Rf(I, X)$ 는 1.19로 경제가 괜찮은 것으로 나타나고 있다. 이렇게 1998년에 $Rf(I, X)$ 가 양수로 나타나는 이유는 환율이 급격히 변동하여 원화로 환산한 수출의 규모가 지나치게 커졌기 때문이다. 따라서 환율의 변동이 심한 경우에는 $Rf(I, X)$ 로 경기상황을 판단하는 것은 문제가 있어 보인다.

다음으로 투자만을 외생변수로 사용한 $Rf(I)$ 와 GDP gap을 비교해 보자. 이에 따르면 양자간 커다란 편차를 보이는 시점은 1987~1988년, 1992년, 1995~1997년, 1999년이라고 할 수 있다. 1992년의 경우 실질성장률이 이전의 9%대에서 5%대로 떨어졌으므로 경

기가 이전보다 위축되고 있다고 보는 것이 적합하다. 그러나 GDP gap은 0.56으로 경제가 안정상태임을 보여주고 있는 반면 투자를 외생변수로 한 지표는 $\Delta 2.52$ 로 투자가 상당히 위축되었음을 보여주고 있다. 1997년의 경우에도 성장률이 5%에 달하고 있지만 연말에 외환위기가 발생한 연도이므로 상당한 경기위축을 나타내는 지표가 더 합리적일 것으로 판단된다. 같은 연도의 GDP gap은 3.72로 상당한 경기과열 상황인 것으로 판정하는 반면 $Rf(I)$ 는 $\Delta 5.86$ 으로 이미 경제가 상당히 위축된 것으로 나타나고 있다. 1999년의 경우 성장률이 10.9%이었고, 소비자물가상승률은 0.8%이었다. 1999년에 고성장에 따른 물가상승이라는 현상이 거의 없었지만 평균적인 성장률을 감안할 때 지나치게 높은 성장률이라고 판단된다. 해

<표 1> 외생적 변화와 재정목표지수

(단위: %)

	실질성장률	GDP gap	$Rf(I, X)$	$Rf(I)$
1986	11.0	-0.22	4.53	$\Delta 0.29$
1987	11.0	3.23	4.64	0.51
1988	10.5	4.93	$\Delta 0.33$	0.43
1989	6.1	2.10	$\Delta 3.20$	2.17
1990	9.0	2.31	$\Delta 0.80$	2.07
1991	9.2	2.89	$\Delta 0.03$	1.74
1992	5.4	0.56	$\Delta 2.22$	$\Delta 2.52$
1993	5.5	$\Delta 0.16$	$\Delta 1.59$	$\Delta 1.47$
1994	8.3	2.27	0.78	0.48
1995	8.9	5.27	2.88	0.27
1996	6.8	5.48	$\Delta 0.79$	$\Delta 0.22$
1997	5.0	3.72	$\Delta 0.29$	$\Delta 5.86$
1998	$\Delta 6.7$	$\Delta 9.49$	0.18	$\Delta 13.34$
1999	10.9	$\Delta 3.86$	$\Delta 0.10$	5.69
2000	9.3	$\Delta 0.83$	4.52	0.47

주: 1992년이 기준연도임. 모든 변수는 실질로 전환되었음.

$Rf(I, X)$ 는 외생변수로 투자와 수출이 포함된 경우이며 $Rf(I)$ 는 투자만을 포함한 경우임.

당 연도의 GDP gap은 $\Delta 3.86$ 으로 경기위축이 심했던 것으로 나타나고 있는 반면 $Rf(I)$ 는 5.69로 경기가 지나친 과열인 것으로 나타나고 있다.

따라서 기존 자료를 비교해 보면 GDP gap보다 $Rf(I)$ 가 더 합리적인 재정운영지표로 판단된다. 계산의 편의성이나 추정의 오류 가능성을 고려할 때도 $Rf(I)$ 가 더 적합한 지표로 보인다. 실제로 민간투자가 미래경기에 대한 기업의 전망을 반영한다는 점을 고려하여도 투자를 사용한 지표가 경기를 판단하는 합리적인 지표가 될 수 있다고 판단된다. 따라서 본 연구에서는 투자 수준의 변화를 경기판단 지표로 사용한다.

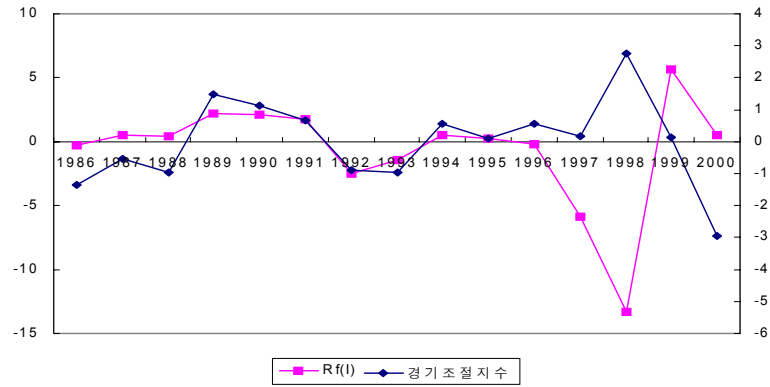
라. 적 용

다음으로 재정이 경기에 미친 영향을 살펴보자. 자료를 보면 재정이 경기조절에 영향을 많이 주었던 연도는 1989~1991년, 1998년, 2000년이다. 이 중 1989~1991년과 1998년은 재정이 경기를 부양하는 역할을 한 반면 2000년은 재정이 경기를 위축시키는 역할을 하였다.

다음으로 $Rf(I)$ 를 기준으로 경기 상황을 판단해 보자(GDP gap을 사용할 수도 있다). 투자 수준의 변동을 보면 1989~1991년까지는 경기가 다소 과열되었던 것으로 나타나고 있다. 반면 1992년과 1993년은 경기가 다소 침체상태에 있는 것으로 나타나고 있다. 관심의 초점인 외환위기 전후를 보면 1997년과 1998년은 심각한 경기 침체가 있었던 것으로 나타나고 있는 반면 1999년은 경기가 과열상태에 있었다고 할 수 있다.

따라서 1989~1991년에는 재정이 경기를 안정시켜야 했지만 반대로 움직였던 것으로 판단할 수 있다. 1992년과 1993년도에도 재정이 경기동행적으로 움직였다. 반면 1998년도의 경우에는 재정이

[그림 10] 경기조절지수



<표 2> 경기조절지수

(단위: %)

	실질성장률	$Rf(I)$	경기조절지수	총세출	총세입
1986	11.0	$\Delta 0.29$	$\Delta 1.36$	$\Delta 1.67$	0.31
1987	11.0	0.51	$\Delta 0.55$	$\Delta 0.51$	$\Delta 0.05$
1988	10.5	0.43	$\Delta 0.97$	$\Delta 0.61$	$\Delta 0.35$
1989	6.1	2.17	1.49	1.62	$\Delta 0.13$
1990	9.0	2.07	1.12	1.40	$\Delta 0.29$
1991	9.2	1.74	0.65	0.02	0.63
1992	5.4	$\Delta 2.52$	$\Delta 0.88$	$\Delta 0.33$	$\Delta 0.55$
1993	5.5	$\Delta 1.47$	$\Delta 0.98$	$\Delta 0.67$	$\Delta 0.31$
1994	8.3	0.48	0.57	0.99	$\Delta 0.42$
1995	8.9	0.27	0.11	0.25	$\Delta 0.14$
1996	6.8	$\Delta 0.22$	0.55	1.27	$\Delta 0.72$
1997	5.0	$\Delta 5.86$	0.18	0.32	$\Delta 0.13$
1998	$\Delta 6.7$	$\Delta 13.34$	2.76	3.48	$\Delta 0.71$
1999	10.9	5.69	0.14	0.46	$\Delta 0.32$
2000	9.3	0.47	$\Delta 2.96$	$\Delta 0.20$	$\Delta 2.76$

주: 모든 변수는 GDP deflator로 조정된 실질자료를 이용함.

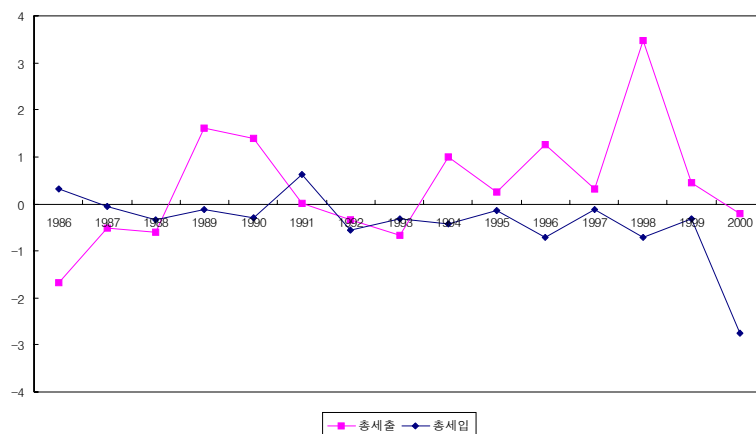
1997, 1998년은 총세출과 순용자에 포함된 전대차관을 제외한 수치임.

경기위축을 상당히 방지하는 역할을 담당하였다. 1999년에는 경기 조절을 위한 재정의 역할이 거의 없었고, 2000년도의 경우에는 재정의 경기안정 효과가 너무 커서 재정으로 인하여 성장률이 감소한 것으로 보인다.

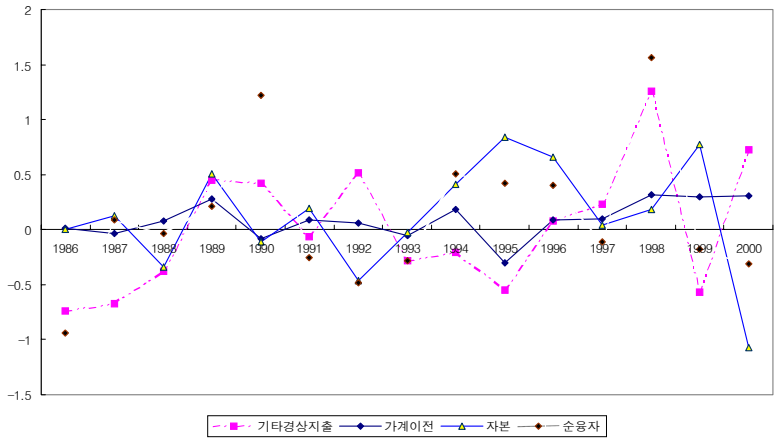
세입과 세출을 나누어 살펴본 결과를 보면 1998년의 경우 세출의 증가가 경기를 부양하는 데 도움이 되었던 것으로 나타나고 있다. 1999년은 경기를 진정시키는 것이 필요한 연도였던 것으로 나타나고 있는 반면 세출은 경기부양 효과를, 세입은 경기억제 효과를 나타내 전체적으로는 재정이 경기에 별다른 영향을 주지 않았던 것으로 보인다. 2000년에는 재정이 성장률을 낮추는 역할을 하였는데 이는 주로 세입의 변화에 기인한다. 세입과 세출을 보면 세출이 주로 외환위기 이후 경기부양에 동원되었다는 것을 보여준다. 반면 세입은 외환위기 이후 지속적으로 성장률을 낮추는 역할을 하고 있다. 즉, 감세가 경기조절의 수단으로 사용되지 않았다는 것을 보여준다.

세출을 경제성질별로 보면 1998년의 경우 외환위기 극복을 위해

[그림 11] 경기조절지수(세출 및 세입)



[그림 12] 경기조절과 세출



<표 3> 경기조절과 세출

(단위: %)

	$Rf(I)$	총세출	기타경상지출	가계이전	자본	순융자
1986	$\Delta 0.29$	$\Delta 1.67$	$\Delta 0.74$	0.01	0.00	$\Delta 0.94$
1987	0.51	$\Delta 0.51$	$\Delta 0.67$	$\Delta 0.04$	0.13	0.09
1988	0.43	$\Delta 0.61$	$\Delta 0.38$	0.08	$\Delta 0.34$	$\Delta 0.04$
1989	2.17	1.62	0.45	0.28	0.51	0.21
1990	2.07	1.40	0.42	$\Delta 0.08$	$\Delta 0.11$	1.22
1991	1.74	0.02	$\Delta 0.06$	0.09	0.19	$\Delta 0.25$
1992	$\Delta 2.52$	$\Delta 0.33$	0.52	0.06	$\Delta 0.46$	$\Delta 0.48$
1993	$\Delta 1.47$	$\Delta 0.67$	$\Delta 0.28$	$\Delta 0.05$	$\Delta 0.03$	$\Delta 0.28$
1994	0.48	0.99	$\Delta 0.21$	0.18	0.41	0.51
1995	0.27	0.25	$\Delta 0.55$	$\Delta 0.30$	0.84	0.42
1996	$\Delta 0.22$	1.27	0.08	0.09	0.66	0.40
1997	$\Delta 5.86$	0.32	0.23	0.10	0.04	$\Delta 0.11$
1998	$\Delta 13.34$	3.48	1.26	0.32	0.18	1.56
1999	5.69	0.46	$\Delta 0.57$	0.30	0.77	$\Delta 0.18$
2000	0.47	$\Delta 0.20$	0.73	0.31	$\Delta 1.07$	$\Delta 0.31$

주: 모든 변수는 GDP deflator로 조정된 실질자료를 이용함.

1997, 1998년은 총세출과 순융자에 포함된 전대차관을 제외한 수치임.

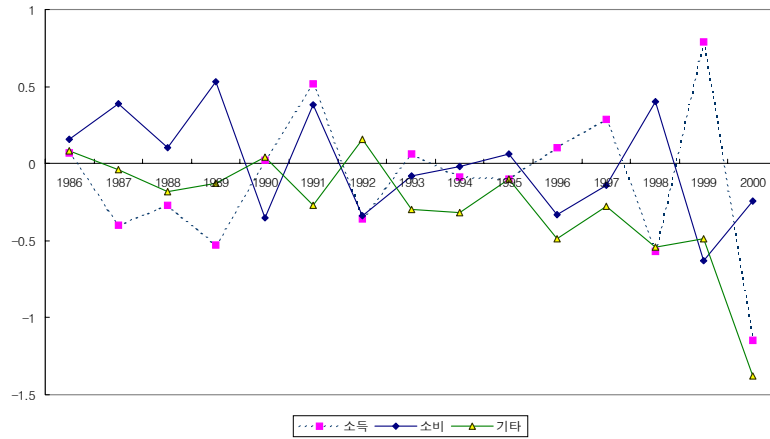
순용자와 이전지출을 제외한 지출을 증대시켜 경기를 부양한 것으로 나타나고 있다. 1999년의 경우에는 자본지출을 증대시키면서 순용자를 줄여 재정이 경기에 미친 영향은 거의 없었던 것으로 여겨진다. 반면 2000년의 경우에는 다시 순용자를 증대시키고 자본지출을 축소하는 방향으로 지출구조가 바뀌었다. 그러나 전체적으로 보면 1999년과 마찬가지로 세출은 중립적으로 운영되었다. 경기상황과 관련하여 살펴보면 순용자가 경기조절의 역할을 많이 담당했던 반면 자본지출은 경기를 침체시키거나 과열시키는 방향으로 작용한 것으로 나타나고 있다.

세입은 소득과세, 소비과세, 기타세입으로 구분할 수 있다. 소득과세는 소득세 및 법인세 등으로 구성되며, 누진적인 구조이므로 경기조절기능이 강한 특성을 가지고 있는 것으로 알려져 있다. 반면 소비과세는 부가가치세, 특별소비세 등으로 구성되는데 소비과세는 소비수준에 비례하므로 소득보다 안정적인 가능성이 높다. 다만 특별소비세의 경우는 소득탄력성이 1보다 높을 가능성이 있다. 일반적으로 소비과세는 경기조절기능이 없는 것으로 알려져 있다. 기타 세입은 이자수입, 벌과금 등 비조세수입이다.

자료를 보면 소득과세는 1998년에 경기를 위축시키는 방향으로, 1999년에는 경기를 부양하는 방향으로, 그리고 2000년에는 경기를 위축시키는 방향으로 움직여 자동안정화 기능을 전혀 하지 못한 것으로 나타나고 있다. 이는 법인세가 차년도에 납부됨으로써 발생하는 현상일 수도 있다. 그러나 그 원인을 면밀히 살펴서 소득과세의 자동안정화 기능을 강화하는 것이 필요하다.

반대로 소비과세는 경기조절을 한 것으로 나타나고 있다. 이러한 결과는 소비과세가 경기조절기능이 없다는 것과는 상반된다. 따라서 소비과세가 경기조절을 하게 된 원인을 면밀히 살펴보는 것도 필요하다. 또한 기타세입도 성장률보다 높은 수준으로 계속 증가한 원인을 살펴보는 것도 필요하다.

[그림 13] 경기조절과 세입



<표 4> 경기조절과 세입

(단위: %)

	$Rf(I)$	총세입	소득	소비	기타
1986	$\Delta 0.29$	0.31	0.07	0.16	0.08
1987	0.51	$\Delta 0.05$	$\Delta 0.40$	0.39	$\Delta 0.04$
1988	0.43	$\Delta 0.35$	$\Delta 0.27$	0.10	$\Delta 0.18$
1989	2.17	$\Delta 0.13$	$\Delta 0.53$	0.53	$\Delta 0.13$
1990	2.07	$\Delta 0.29$	0.02	$\Delta 0.35$	0.04
1991	1.74	0.63	0.52	0.38	$\Delta 0.27$
1992	$\Delta 2.52$	$\Delta 0.55$	$\Delta 0.36$	$\Delta 0.34$	0.16
1993	$\Delta 1.47$	$\Delta 0.31$	0.06	$\Delta 0.08$	$\Delta 0.30$
1994	0.48	$\Delta 0.42$	$\Delta 0.09$	$\Delta 0.02$	$\Delta 0.32$
1995	0.27	$\Delta 0.14$	$\Delta 0.10$	0.06	$\Delta 0.10$
1996	$\Delta 0.22$	$\Delta 0.72$	0.10	$\Delta 0.33$	$\Delta 0.49$
1997	$\Delta 5.86$	$\Delta 0.13$	0.29	$\Delta 0.14$	$\Delta 0.28$
1998	$\Delta 13.34$	$\Delta 0.71$	$\Delta 0.57$	0.40	$\Delta 0.54$
1999	5.69	$\Delta 0.32$	0.79	$\Delta 0.63$	$\Delta 0.49$
2000	0.47	$\Delta 2.76$	$\Delta 1.15$	$\Delta 0.24$	$\Delta 1.38$

주: 모든 변수는 GDP deflator로 조정된 실질자료를 이용함.

1997, 1998년은 총세출과 순용자에 포함된 전대차관을 제외한 수치임.

4. 재정정책 효과

가. 개념

앞에서 살펴본 것은 재정이 거시경제에 미치는 영향이다. 따라서 재정정책의 적합성을 평가하기 위해서는 재정기조에 대한 지표처럼 재정의 자동안정화 기능을 제외하고 보아야 한다. 이를 위하여 재정효과지수에서 기준이 되는 산출을 재정충격지수에서처럼 경기변동에 따른 재정수지의 변화로 한다. 수식으로 표시하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \text{(식 17) 재정정책지수} &= (\Delta G - g_0 \Delta Y_p) \\ &\quad - C_Y(\Delta T - t_0 \Delta Y) \end{aligned}$$

재정정책지수의 수식과 재정충격지수 수식의 차이점은 세입이 이전지출을 제외한 순세입으로 바뀌며, 세입분야의 계수가 1이 아니라 한계소비성향이 된다는 것이다. 이렇게 재정정책지수를 구성하면 재정충격지수와는 달리 케인지언처럼 정부가 재량적으로 세입과 세출을 동시에 증가시켰을 경우에 경기를 부양하는 효과가 나타나게 된다.

나. 재정충격지수와 비교

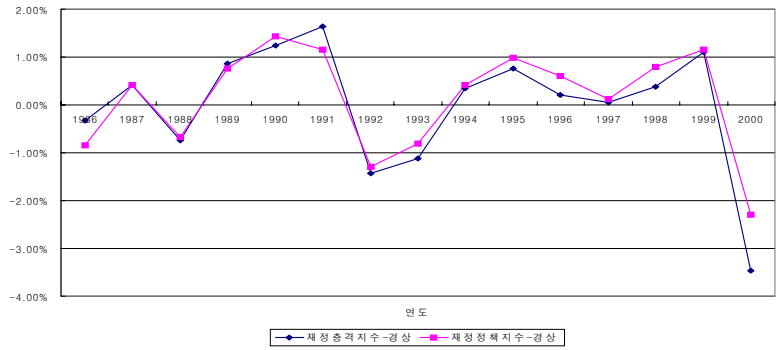
[그림 14]는 경상기준으로 IMF의 재정충격지수와 재정정책지수를 비교한 것이다. 양자를 비교해 보면 전체적인 모양새는 서로 유사하게 나타나고 있으며 수치의 차이도 크지는 않은 것으로 나타나고 있다.

재정충격지수와 재정정책지수의 방향이 다르게 나타나는 연도는 1991년이다. IMF의 재정충격지수는 1991년이 1990년에 비해 더 팽

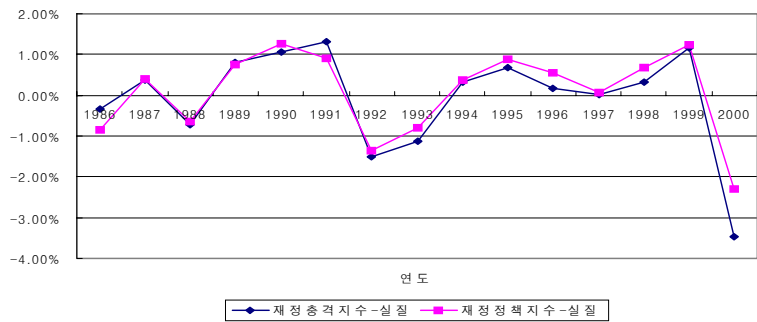
창적인 것으로 나타나고 있지만 재정정책지수는 재정이 경제에 미치는 영향이 1990년보다 축소된 것으로 나타나고 있다. 또한 1998년도와 2000년도의 경우도 방향은 같지만 수치는 상당한 차이를 보이고 있다. 1998년은 외환위기 극복을 위해 정부지출을 확대하는 한편 재정수지의 악화를 축소하기 위해 수입도 확대시켰던 연도이다. 따라서 재정정책지수는 세출 확대가 세입 축소보다 경기에 주는 영향은 더 큰 것으로 보고 있으므로 재정충격지수보다 수치가 커지게 된다. 2000년의 경우에는 세입의 증가가 큰 연도이므로 반대의 현상이 발생하고 있다.

따라서 재정수지의 변화에 초점을 둔 재정기조의 변화와 재정기조의 변화가 경제에 미치는 영향은 서로 다르게 나타날 수도 있다는 것을 알 수 있다. 이는 재정지표의 용도에 따라 다른 지수가 사용되는 것이 바람직하다는 것을 나타내고 있다. 결과적으로 재정정책에 큰 변화가 없었던 연도에는 Chand(1991)가 주장한 것처럼 재정충격지수가 재정이 경제에 미친 1차적 효과를 나타내는 지표로 사용되는 데 큰 문제가 없지만 재정정책에 커다란 변화가 있었던 시점에는 재정이 경제에 미치는 효과를 나타내는 데 문제가 있는 것으로 보인다. 이러한 현상은 [그림 15]처럼 GDP 디플레이터를 사용하여 변수를 모두 실질로 전환하여 재정정책지수의 값을 구한 경우에도 동일하게 나타났다. 또한 [그림 16]에도 보듯이 실질 변수를 사용한 경우와 경상 변수를 사용한 경우의 지수의 값 차이는 거의 없다.

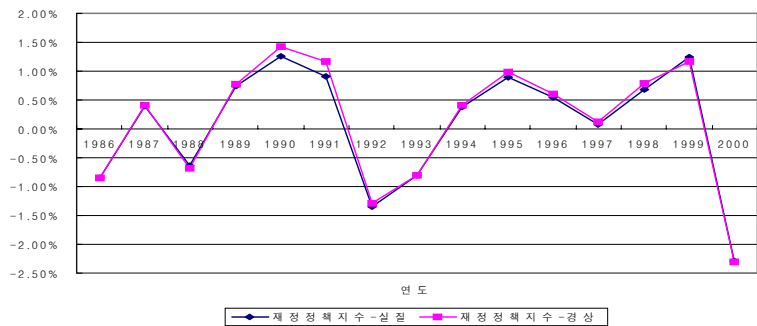
[그림 14] IMF의 재정충격지수와 비교(경상 기준)



[그림 15] IMF의 재정충격지수와 비교(실질 기준)



[그림 16] 실질 및 경상기준 지표의 비교

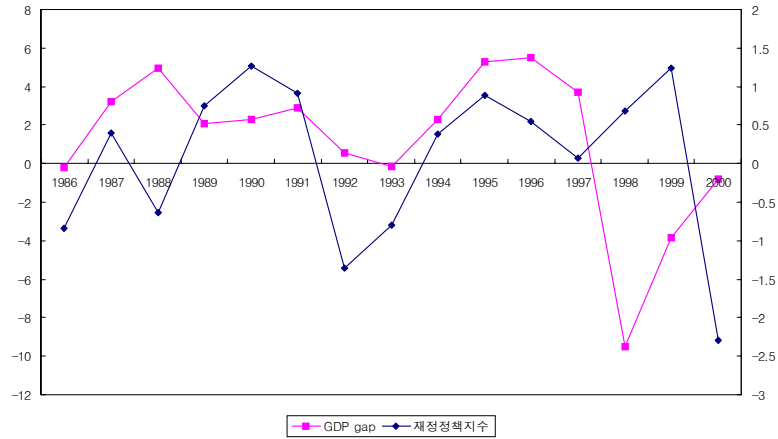


다. 적 용

재정정책지수를 사용하여 재정정책이 경제에 미친 영향을 살펴보면 1990년 전후에는 재량적 재정정책으로 경기가 부양된 것으로 나타나고 있다. 반면 1992년과 1993년은 재정을 긴축적으로 운영함으로써 경기를 위축시킨 것으로 나타나고 있다. 1995년 전후에도 재정정책은 팽창적이었다. 그러나 외환위기를 맞이한 1997년의 경우는 재정정책이 경기에 거의 영향을 주지 않았다. 1998년 들어서는 경기를 부양하는 쪽으로 재정정책을 운영하였고, 이러한 재정팽창정책은 1999년도에 더 강화된 것으로 나타난다. 그러나 2000년의 경우에는 갑작스런 재정긴축으로 선회하였다.

앞에서처럼 $Rf(I)$ 를 기준으로 경기 상황을 판단하면 경기가 다소 과열이었던 1989~1991년에는 재정긴축정책이 바람직한 것이 된다. 그러나 재정정책지수로 판단한 재정정책은 경기를 부양한 것이므로 재정운영이 적합하지 않았던 것으로 판단된다. 반면 1992년과 1993년은 경기가 다소 침체상태이므로 재정을 통한 경기부양이 필요한 시점인데 재정정책지수는 경기를 위축시킨 것으로 나타나고 있으므로 부적절한 재정운영이라고 할 수 있다. 1997년과 1998년은 심각한 경기침체이므로 경기부양이 필요한 시점이었다. 해당 연도의 재정정책은 경기부양이라는 방향은 부합하지만 그 강도가 약한 것으로 나타나고 있다. 또한 1999년은 경기가 과열상태, 2000년은 균형상태인 반면 재정정책지수는 1999년에 재정정책으로 경기를 상당히 부양하였고, 2000년에는 경기를 위축시킨 것으로 나타나 재정정책에 다소 문제가 있었다는 것을 보여주고 있다.

[그림 17] 경기상황과 재정정책지수



<표 5> 재정충격지수와 재정정책지수

(단위: %)

	실질성장률	$Rf(I)$	재정충격지수	재정정책지수
1986	11.0	$\Delta 0.29$	$\Delta 0.35$	$\Delta 0.84$
1987	11.0	0.51	0.38	0.40
1988	10.5	0.43	$\Delta 0.73$	$\Delta 0.64$
1989	6.1	2.17	0.82	0.75
1990	9.0	2.07	1.05	1.26
1991	9.2	1.74	1.32	0.91
1992	5.4	$\Delta 2.52$	$\Delta 1.52$	$\Delta 1.35$
1993	5.5	$\Delta 1.47$	$\Delta 1.12$	$\Delta 0.80$
1994	8.3	0.48	0.32	0.38
1995	8.9	0.27	0.69	0.89
1996	6.8	$\Delta 0.22$	0.17	0.55
1997	5.0	$\Delta 5.86$	0.01	0.07
1998	$\Delta 6.7$	$\Delta 13.34$	0.31	0.68
1999	10.9	5.69	1.16	1.24
2000	9.3	0.47	$\Delta 3.48$	$\Delta 2.29$

주: 1. 1993년이 기준연도임

2. 1997년, 1998년의 전대차관 6.96조원과 5.53조원이 제외된 수치임

3. 실질변수 기준임

V. 지표의 비교와 선택

복잡한 거시계량모형에 비해 재정지표의 유용성은 간단한 지표로 재정상황을 시의적절하게 파악하여 재정을 안정화하거나 경기를 조절하는 등 대책을 세우는 데 있다. 따라서 자료를 구하기 쉽고, 계산하기 편리하며, 정책담당자가 살펴보는 바를 잘 나타내 줄 수 있는 지표가 바람직하므로 이러한 관점에서 각종 지표를 비교해 본다.

1. 재정안정성

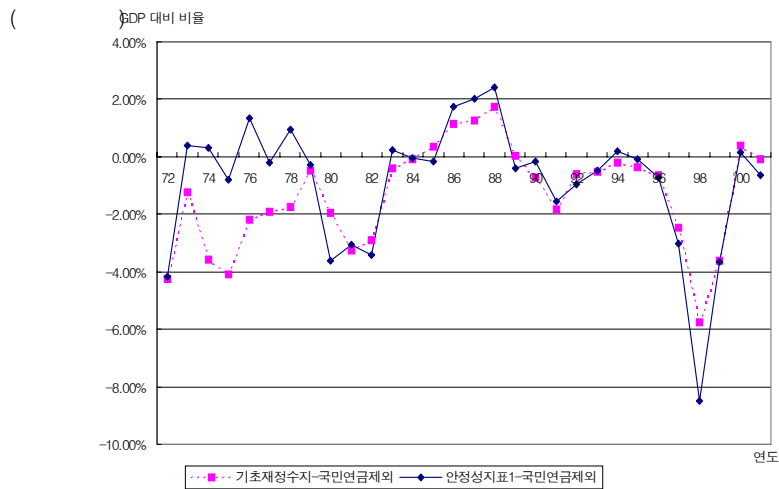
앞에서 살펴본 바에 따르면 재정안정성을 나타내는 지표는 기초재정수지나 Blanchard(1990)가 제시한 지표(안정성 지표 1)이다. [그림 18]에서 알 수 있듯이 실제로 양자가 거의 유사한 형태를 보여주고 있다는 점을 감안하면 계산이 간편한 기초재정수지를 사용하여 재정안정성을 살펴볼 수도 있다. 그러나 이론적으로 안정성 지표 1이 더 합리적인 지표이며 계산이 복잡하지 않다는 점을 감안하여 안정성 지표 1을 기준으로 우리나라의 재정안정성을 살펴본다.

지표를 살펴보기에 앞서 우리나라의 특수성을 감안하여 재정안정성 지표를 조정해야 할 필요성이 있다. 우선 국민연금이 적립식이고 시행 초기여서 대규모 흑자가 발생하고 있다. 국민연금의 흑자는 미래의 부채를 의미하므로 현재의 흑자 증가는 미래의 재정안정성이 낮아진다는 것을 의미한다. 따라서 국민연금의 흑자를 제외하고 재정안정성 지표를 계산해야 정확한 재정안정성을 파악할 수 있다¹⁸⁾.

18) 국민연금의 흑자가 사실상 정부의 부채라는 점을 감안하면 해당 흑자를 적자로 계상하여 재정안정성 지표를 구할 수도 있을 것이다.

국민연금을 제외하고 살펴보면 우리나라의 재정안정성은 외환위기로 크게 악화되었으나 이후 개선된 것으로 나타나고 있다.

[그림 18] 기초재정수지와 재정안정성 지표 1

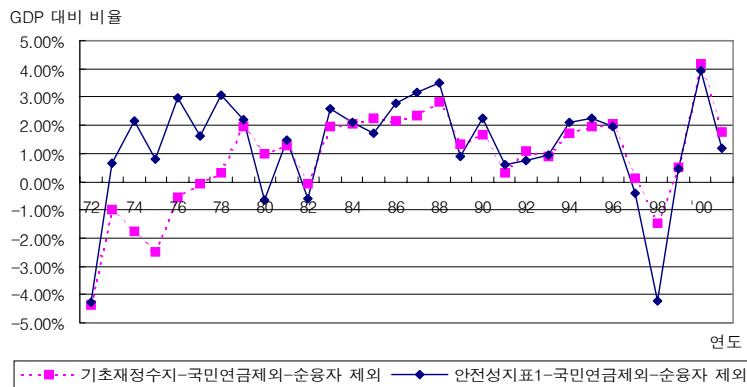


우리나라 재정의 또 다른 특징으로 정부용자의 규모가 크다는 점을 들 수 있다. 국민연금과는 반대로 정부용자는 향후 회수되는 것을 전제로 하고 있으므로 용자가 늘어났다고 재정의 안정성이 나빠지는 것은 아니다. 오히려 향후 이자 및 원금회수 수입이 발생하므로 재정의 안정성이 높아졌다고 보아야 한다. 따라서 재정안정성을 파악할 때 용자를 제외하는 것이 합리적이다.

[그림 19]에서 알 수 있듯이 순용자를 제외하면 재정지표의 모습이 많이 달라지게 된다. 즉, 전반적으로 재정의 안정성이 높아지는 것으로 나타난다. 특히 외환위기 이후 재정이 안정된 것으로 나타나고 있다. 결론적으로 말하면 우리나라의 특수성인 국민연금과 순용자를 감안하여 재정안정성을 파악하면 재정안정성이 심각하게 위협받았던 시점은 1972년과 1998년이라고 할 수 있다. 그리고 1998

년을 제외하면 최근에 재정안정성이 문제가 되는 경우는 없는 것으로 나타난다. 따라서 재정의 유지가능성을 높이기 위해 세입을 증대해야 할 필요성은 현재 없는 것으로 나타나지만 국민연금의 수지 균형은 필요하다고 할 수 있다.

[그림 19] 순용자 제외 기초재정수지와 재정안정성 지표 1



재정안정성 측면에서 또다른 고려사항은 공적자금이다. 우리나라의 경우 외환위기 이후 현재까지 100조원을 상회하는 대규모의 지급보증채권을 발행하였다. 자료에 따르면 2002년 6월말 현재 156.7조원이 금융구조조정에 투입되었다. 이 중 정부지급보증채권의 규모는 102.1조원이며 지급보증채권의 총조성규모는 104조원이다. 공공자금은 일반회계, 특별회계 및 기금의 재원을 사용하였으며 규모는 22.5조원이다. 이밖에 회수자금이 재투입된 경우도 있다.

현재 정부전망에 따르면 2002년 3월말 기준으로 금융기관 구조조정과 관련하여 상환해야 할 채무는 현재가치 기준으로 총 99조원이다. 그리고 투입한 금액 중에서 약 30조원의 회수가 가능하다고 한다. 따라서 약 69조원의 손실이 발생한 것이 된다. 결과적으로 지급보증채권 1원의 투입은 약 0.7원의 손실, 즉 사실상의 정부지출이

V. 지표의 비교와 선택 69

발생한 것이다. 따라서 금융구조조정을 위한 지급보증채권의 발행이 재정적자로 계상되지는 않지만 향후 손실을 보전해야 하므로 실제로는 재정적자가 발생한 것으로 보아야 한다¹⁹⁾. 따라서 여기서는 재정안정성을 계산할 때 연도별 지급보증채권발행액에 손실 비율을 곱한 액수를 지출로 본다. 자료에 따르면 해당 규모는 1998년에 38.8조원, 1999년에 25.2조원, 2000년에 8.9조원, 2001년에 29.2조원이다.

<표 6> 용도별 공적자금 지원현황(2002. 6 현재)

(단위: 조원)

구 분	출자	출연	예금대지급	자산매입등	부실채권매입	계
채권발행	42.2	15.2	20.0	4.2	20.5	102.1
회수자금	3.9	1.2	6.1	4.4	16.7	32.3
공공자금	14.1	-	0.4	6.3 ¹⁾	1.5	22.4
계	60.2	16.4	26.5	14.9	38.7	156.7

주: 1. 후순위채 매입

<표 7> 연도별 공적자금 지원현황(2002. 6 현재)

(단위: 조원)

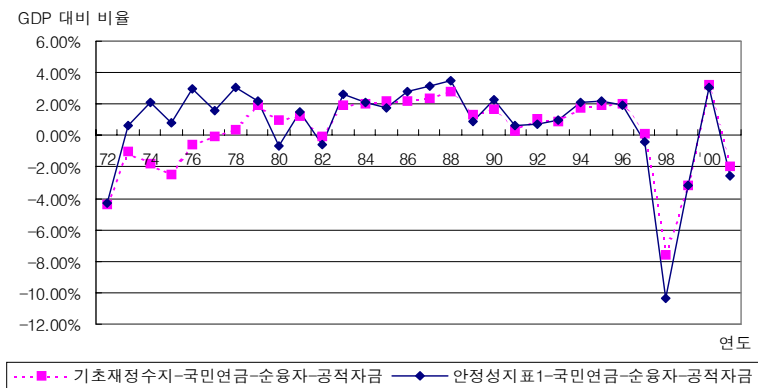
연 도	채권발행	회수자금	공공자금	계
1998년	38.8	-	16.8	55.6
1999년	25.2	5.7	4.5	35.4
2000년	8.9	20.0	8.3	37.2
2001년	29.2	5.1	△7.2	27.1
누계	102.1	30.8	36.8	155.3

19) 공공자금은 이미 통합재정수지에 계상되었고, 이자는 이미 재정에서 지급하였으므로 지급보증채발행이 재정에 영향을 미치지 않은 부분은 69조원이 된다.

공적자금의 투입을 고려하면 재정안정성이 외환위기 이후 심각하게 훼손된 것으로 나타난다. 특히, 외환위기 직후인 1998년의 경우 GDP 대비 10%를 상회하는 적자로 나타난다. 또한 2000년에 잠시 재정의 안정성이 회복되었으나 2001년에는 다시 재정의 안정성이 낮아지고 있다. 이는 공적자금 투입이 많았던 1998년과 2001년에는 재정안정을 위한 노력이 이전보다 강화되어야 한다는 것을 의미한다.

그러나 공적자금의 투입은 2001년까지만 주로 시행되었고 그 이후에는 그 규모가 미미하거나 없을 것으로 전망되고 있다. 따라서 국민연금과 순융자만을 제외하고 재정안정성을 파악하여도 무리가 없을 것으로 판단된다.

[그림 20] 공적자금 및 순융자 고려한 기초재정수지와
재정안정성 지표 1



2. 재정기조

재정의 기조란 정책의 변화로 인한 재정수지의 변화를 의미한다. 그리고 재정정책기조에 대한 지표로는 앞에서 살펴본 것처럼 재정 총격지수, 구조적 재정수지 및 기초재정수지를 차분한 지표가 있다.

경기에 따른 재정수지를 제외한다는 점에서 보면 이론적으로는 차이가 없지만 실제 지표는 세입 및 세출의 GDP탄력성을 고려하는 경우와 그렇지 않은 경우의 차이가 크고 방향이 다른 경우도 많다.

앞에서 살펴본 재정충격지수를 보면 재정충격이 1999년과 2000년에 컸던 것으로 나타나고 있다. 그러나 해당 연도의 재정정책이 이전연도에 비해 크게 달라진 것이 없었으며, 세입의 변동이 재정충격지수의 수치에 커다란 영향을 미쳤다는 점을 감안하면 탄력성을 1로 놓고 계산하는 것은 무리가 있는 것으로 보인다.

따라서 여기서는 세출 및 세입에 대한 회귀분석을 바탕으로 경기 변동에 따른 세입과 세출을 추정한 자료를 사용하여 재정충격지수를 구하는 방식을 시도해 본다. 제2부처럼 세입 및 세출의 항목별 탄성치 추정 등은 본 연구의 주제가 아니므로 전체 세입과 세출에 대한 추정만 시도한다. 그리고 국민연금제도나 부가가치세제 도입 등 각종 제도적 변화를 회귀분석에서 감안하는 것은 기술적으로 어려우므로 제외하였다.

세출의 경우에는 추세선을 따르는 지출이 있다고 가정하고 GDP 대비 지출비율을 상수와 시간의 함수로 보았다. 추정결과를 보면 GDP 대비 세출의 비율은 시간이 흐름에 따라 약간씩(0.00078) 커지는 것으로 나타나고 있지만 t 값이 높지 않게 나타나고 있으므로 고정된 것으로 보아도 큰 문제는 없을 것으로 보인다²⁰. 세입의 경우 세목별 탄력성을 구하지는 않고 전체 세수를 기준으로 소득탄력성을 살펴보았다²¹. 전년도 및 당년도 GDP, 연도 등을 변수로 사용하였으나 t 값이 낮은 전년도 GDP나 연도 등의 변수는 제외하였다²². 이에 따르면 세입의 소득탄력성은 1.049 수준으로 약간 탄력

20) 제2부에서 추정된 결과에 따르면 비이자경상지출의 GDP탄력성은 $\Delta 0.28$ 이다.

21) 제2부의 연구결과에 따르면 소득세는 1.38, 법인세는 1.36으로 GDP탄력성이 높은 반면 간접세는 0.80, 사회보장기여금은 0.71로 나타났다.

22) 연도를 포함할 경우에는 세입의 소득탄력성이 1보다 낮게 나온다.

적인 것으로 나타나고 있다. 더 정확히 탄력성을 구하려면 세목별로 계산을 하여야 하지만 제도의 변동 등이 감안되지 않고, 세금의 시차를 고려해야 하는 등 복잡한 문제가 발생하고, 또한 제2부에서 세목별 탄력성을 구하고 있으므로 여기서는 시도하지 않았다.

<표 8> 회귀분석 결과

종속변수	설명변수			통계량		
	상수	연도	log GDP	조정 R ²	자유도	이용연도
log 세입	△2.246 (△20.477)	-	1.049 (107.103)	0.997	30	1970-2000
세출/GDP	△1.351 (△1.364)	0.000781 (1.566)	-	0.046	30	1970-2000

주: ()안은 t값

<표 9> 회귀분석결과 2(전년도 GDP 사용)

종속변수	설명변수				통계량		
	상수	연도	log GDP _{t-1}	log GDP _t	조정 R ²	자유도	이용연도
log 세입	-26.6069 (-1.32279)	0.012677 (1.216573)	0.143583 (0.429345)	0.835065 (2.516544)	0.997365	29	1970-2000

주: ()안은 t값

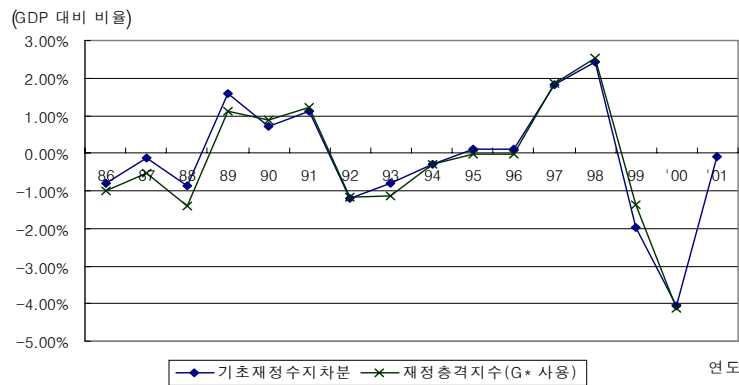
재정정책의 기초 측정에서는 국민연금의 수지도 포함시켰다. 국민연금의 수지 변화는 재정정책의 영향을 받기 때문이다. 즉, 국민연금의 시행, 가입대상의 확대, 보험료율의 조정 등으로 인한 재정수지의 변화는 정책으로 인한 변화이기 때문이다. 동일한 이유로 재정용자도 포함하여 재정정책기초에 대한 지수를 계산하였다.

[그림 21]을 보면 탄력성을 감안한 재정충격지수 및 기초재정수지 차분이 유사한 형태라는 것을 알 수 있다. 따라서 자료를 구하기 쉽고, 계산이 편리하다는 장점을 지닌 기초재정수지 차분지표로

재정기조를 판단하여야 한다는 결론에 다다를 수 있다. 그러나 여기서 사용한 지표는 단순한 기초재정수지이므로 경기변동을 고려하지 못했다는 약점이 있다.

이렇게 측정한 재정기조지표에 따르면 1997년과 1998년은 팽창적, 1999년과 2000년은 긴축적인 재정기조로 나타난다. 외환위기가 발생한 1997년과 1998년의 경제 상황이 좋지 않았던 반면 1999년은 높은 성장세를 유지하였다는 점을 감안하면 외환위기 이후의 재정정책은 바람직하였던 것으로 판단된다. 다만 2000년의 경우 재정기조가 지나치게 긴축적인 것으로 나타나고 있다.

[그림 21] 재정기조지표



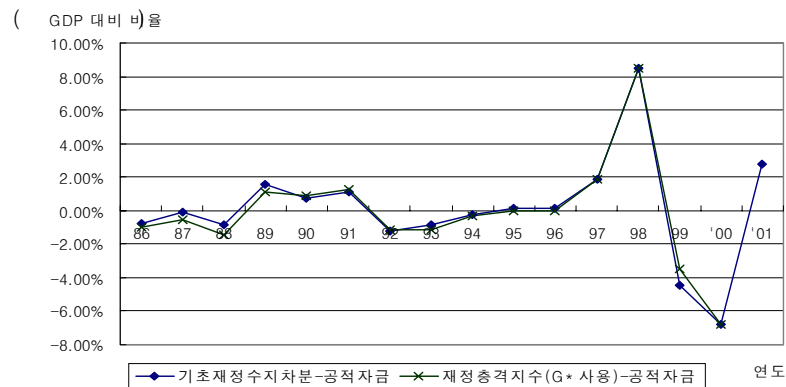
공적자금 투입으로 인한 예상손실도 재정기조의 변화로 보아야 한다. 공적자금 투입은 경기순환적 요인이 아닌 정책적인 것이며 중장기적으로 재정 압박을 야기할 것이기 때문이다. 다만 공적자금의 정책결정과 실제 집행 중 어떤 것을 기준으로 하여야 하는지는 불분명하지만 여기서는 실제 집행을 기준으로 하였다. 또한 기초재정수지를 차분할 경우 공적자금의 투입이 많았던 연도와 그렇지 않았던 연도 사이의 편차로 인하여 실제로는 공적자금을 투입한다는 정책이 유지되었지만 재정기조지표는 달라지는 문제가 발생한다. 따

라서 이러한 문제점을 인식하고 재정기조지표를 해석하여야 한다.

자료를 보면 공적자금 투입 효과로 인하여 공적자금 투입이 많았던 1998년도의 재정기조가 이전보다 팽창적인 것으로 나타나고 2차 공적자금을 투입한 2001년도도 팽창적인 재정기조로 나타난다. 공적자금 투입을 고려하지 않았던 경우와 비교해 보면 공적자금을 고려한 지표가 외환위기 이후 재정정책의 변동성을 더 잘 나타내 준다고 할 수 있다.

공적자금의 투입이 경제에 어떤 영향을 미칠 것인지는 불분명하지만 적어도 경기를 부양하는 요소로 작용하였다는 것은 부인하기 힘들다. 이는 금융시장의 안정이 경제활동을 촉진할 것이기 때문이다. 공적자금 투입을 고려하여 외환위기 이후의 재정정책을 보면 공적자금을 고려하지 않고 파악하는 경우보다 재정정책이 적합하였다는 것이 더 잘 나타난다.

[그림 22] 재정기조지표-공적자금고려



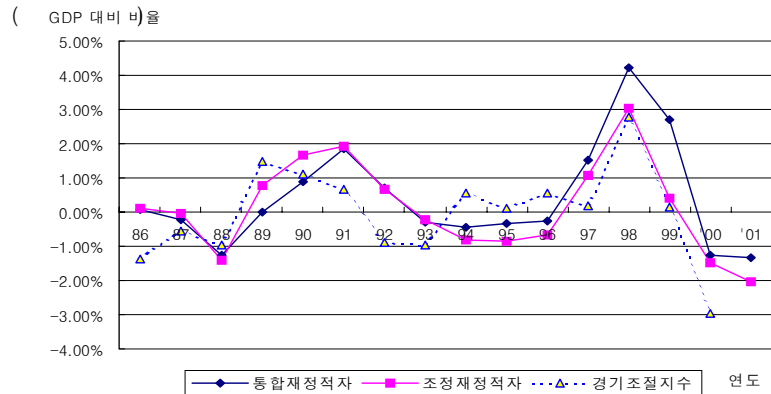
3. 경기조절

재정이 경기에 미친 영향을 파악할 때도 재정정책을 파악할 때와

마찬가지로 국민연금수지를 포함하여 계산하는 것이 합리적이다. 국민연금의 보험료가 사실상 세금이며, 국민연금의 지급은 개인 입장에서는 소득이므로 총수요를 구성하는 소비에 영향을 주기 때문이다²³⁾.

경기조절 수준을 나타내 주는 지표는 세 가지로 통합재정수지적자, 조정재정적자, 경기조절지수가 있다. 세부적으로는 다소 차이가 있지만 전체적으로 보면 세 가지 지수가 유사한 형태를 보인다고 할 수 있다. 외환위기 이후만을 대상으로 하면 통합재정수지가 가장 경기부양적이고, 경기조절지수가 가장 경기위축적인 것으로 나타난다. 그리고 1998년은 재정이 경기를 부양한 것으로 나타난 반면 1999년은 통합재정수지적자를 제외한 나머지 두 지표는 경기중립적인 것으로 나타나고 있다. 2000년에는 재정이 경기를 위축시키는 역할을 한 것으로 나타나고 있다.

[그림 23] 경기조절 관련 지표

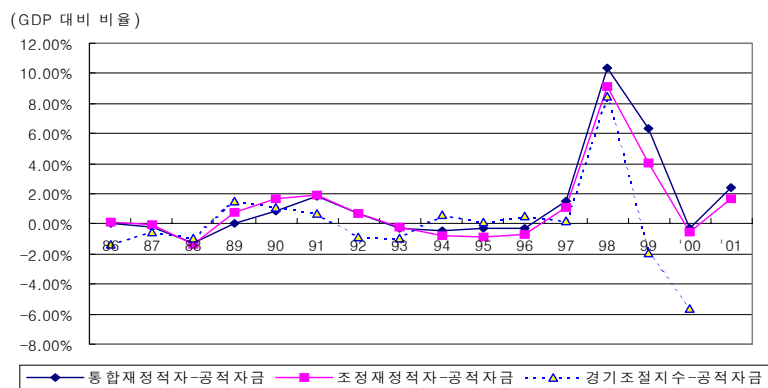


주: 재정조정적자는 실질이자율 변환시 소비자물가성장률 이용, 이자율은 3년 만기 회사채

23) 케인즈 학파와는 달리 고전학파는 소비에 영향을 주지 않는다고 보고 있다. 현실은 양 극단의 중간에 있다고 보는 것이 합리적이다. 국민연금 보험료가 세금과는 달리 저축의 의미가 있으므로 개인은 이를 일정 수준 고려하여 소비 수준을 결정할 것으로 보인다.

공적자금 투입이 간접적 지출이므로 투입의 규모도 경기를 부양하는 역할을 할 것으로 전망된다. 공적자금 투입을 고려한 경기조절 수준을 보면 1998년도의 경기안정 효과가 매우 컸던 것으로 나타난다. 통합재정적자나 조정재정적자는 모두 공적자금 투입이 경기를 부양하는 효과가 있는 것으로 나타난다. 그러나 경기조절지수의 경우 1999년과 2000년도는 공적자금의 투입이 경기를 부양하기보다 위축 또는 안정시키는 역할을 한 것으로 나타난다. 이러한 원인은 공적자금 투입 규모가 이전 연도보다 작아지는 데 있다. 1998년 이후에는 공적자금 투입을 포함한 총체적인 재정지출 규모의 증가율이 성장률보다 낮아지게 되어 경기를 위축시키는 형태로 나타나는 것이다. 예를 들어, 1999년의 경우에는 공적자금 투입 규모가 1998년보다 축소되므로 재정이 경기를 안정시키는 역할을 하게 된다. 1999년의 경우 공적자금 투입이 경기부양적 측면이 있지만 높은 경제성장률을 감안하면 재정수지의 변화는 오히려 경기를 조절한 것이 된다. 반면 2000년의 경우에는 경기를 위축시키는 역할을 한 것으로 보인다.

[그림 24] 재정적자와 경기조절지수-공적자금 고려



VI. 시사점 및 결론

본 연구는 간단한 지표를 통하여 재정의 안정성, 재정기조, 재정이 경제에 미치는 영향 등을 알아보기 위한 것이다. 이를 위하여 기존의 지표를 분석하고, 새로운 지표를 도출하고, 우리나라 재정의 특수성을 감안하여 외환위기 이후 재정운영을 살펴보았다.

재정안정성을 나타내는 지표를 비교한 결과에 따르면 Blanchard가 제시한 지표가 이론적인 측면에서는 우수하지만 이자율과 성장률의 차이가 크지 않은 경우 단순히 기초재정수지를 사용하여도 큰 문제가 없는 것으로 나타났다.

재정기조를 나타내는 지표로는 구조적 재정수지와 재정충격지수가 이용 가능하다. 재정충격지수의 경우 재정의 자동안정화 기능이 일부 포함된다는 점이 문제점인 반면 구조적 재정수지는 세출 및 세입의 탄력성을 정확히 추정하기가 쉽지 않다는 약점을 가지고 있다. 또한 두 가지 지표 모두 잠재GDP가 정확히 계산되었다는 것이 전제조건이 된다.

본 연구에서는 재정이 경제에 미치는 단기적인 효과를 알기 위해 케인지언 모형을 사용한다. 그리고 Chand(1992)와는 달리 목표가 되는 GDP와 실제GDP를 비교하는 방식을 사용한다. 이렇게 도출된 재정효과지수는 재정의 변화가 민간투자에 영향을 미치지 않을 때, 이자율이나 통화량 등 금융부문에 미치는 영향이 고려되지 않은 상태에서 재정이 총수요에 미치는 1차적(first round) 효과를 나타낼 수 있다. 이러한 경기효과지표는 거시경제모형에 기초하고 있으며, 계산도 단순하다는 장점을 지니고 있다. 다만 본 연구에서는 세입과 세출이 경기에 미치는 차이만 고려하고 있지만 세입과 세출 항

목별로 경기에 미치는 시차 및 강도가 다를 수도 있다. 이러한 문제는 향후 거시모형 등에서 추정된 수치를 활용할 수도 있을 것이다.

재정지표를 우리나라의 자료에 적용하기 위해서는 몇 가지 조정이 필요한 것으로 나타났다. 우선 일반적인 지출이나 수입과 성격이 다른 국민연금 및 순융자를 제외하거나 조정하여 재정지표를 계산하는 것이 필요하다. 그리고 외환위기 이후 대규모로 공적자금이 투입되었으나 재정수지에 적절히 반영되지 못한 반면 공적자금의 투입이 재정안정성 및 경제에 영향을 미친 점도 감안되어야 할 필요성이 있다.

재정안정성 지표로 본 우리나라의 재정안정성은 외환위기 이후 심각하게 훼손된 것으로 나타났다. 외환위기 직후인 1998년의 경우 GDP 대비 10%를 상회하는 적자로 나타났고, 2001년 들어 다시 재정의 안정성이 낮아졌다. 따라서 1998년과 2001년에 재정안정을 위한 노력이 이전보다 강화되어야 했다는 것을 알 수 있다. 기초재정수지 차분으로 재정기조를 측정한 결과에 따르면 공적자금 투입이 많았던 1998년도의 재정기조는 매우 팽창적인 것으로 나타나고, 1999년과 2000년은 긴축적이었으며, 2001년에 다시 팽창적인 재정기조였던 것으로 나타난다. 본 연구에서 제시한 경기조절에 대한 지표는 1998년도에 재정의 경기부양 효과가 매우 컸던 반면 1999년과 2000년에는 재정의 경기안정 효과가 발휘되었던 것으로 나타난다.

마지막으로 재정지표의 활용도 및 정확도를 제고하기 위해서는 다음과 같은 작업이 필요하다. 우선적으로 잠재GDP가 재정지표의 측정 및 평가의 중요한 기준이므로 잠재GDP를 정확히 측정하기 위한 노력이 뒤따라야 한다. 또한 자료가 정확하여야 재정이 경제에 미치는 영향을 정확히 파악할 수 있으므로 지방정부를 포함한 공공부문의 포괄적인 통합재정자료를 작성하는 작업을 시급히 완료하여야 한다. 재정지표를 통하여 시의적절한 재정정책을 내놓기 위

해서는 통합재정자료에 대한 발표 시점을 가능한 한 앞당기는 일도 필요하다. 마지막으로 걱정한 재정운영에 대한 논의가 가능하도록 정부 예산에 통합재정의 규모와 수지, 잠재성장률 등에 대한 추정 자료를 제시하는 것이 필요하고, 반기 또는 분기별로도 추정 자료를 발표하는 것이 필요하다.

본 연구에서 제시하고 있는 지수의 약점도 다수 존재하므로 유의하여 사용하여야 한다. 우선 지표가 IS모형을 기준으로 하고 있으므로 금융부문이 고려되지 않고 있다. 재정의 변화가 통화량, 이자율, 물가 등에 미치는 영향 및 해당 변화가 다시 재정 및 산출을 변화시키는 과정이 제외되었다. 따라서 재정이 산출에 미치는 1차적 효과로 해석하여야 한다. 또한 케인지언 모형이므로 재정이 단기적으로 경제에 미치는 영향을 보여준다. 따라서 중장기적 재정운영 지표로는 부적합하다. 이밖에 조세와 지출이 총수요에 영향을 주는 시차가 항목별로 다를 수 있고, 세율 인하나 SOC 공급 등은 장기적인 공급능력에 변화를 가져다 줄 수도 있다. 따라서 간편한 재정지표와 정확도가 높은 재정지표간의 상호 상쇄작용(trade-off)을 축소하기 위한 추가적인 연구가 필요하다.

<부록> 기타 재정수지

가. 경상재정수지

경상재정수지는 통합재정에서 경상수입과 경상지출의 차이를 의미한다. 경상재정수지에 관심을 갖는 이유는 경상수입과 경상지출의 차이가 정부자산의 변화, 즉 정부부문의 저축으로 나타나기 때문이다²⁴⁾. 그리고 정부부문의 자산축적이 다시 노동생산성 증가와 경제 성장으로 연계된다고 보기 때문이다.

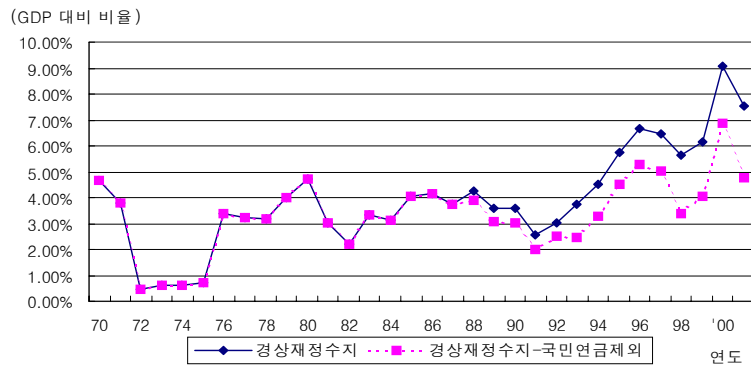
우리나라 자료를 보면 경상재정수지는 항상 흑자였던 것으로 나타나고 있어 정부부문의 저축은 계속되었던 것으로 나타나고 있다. 그리고 1990년대 들어 경상재정수지 흑자의 GDP 대비 비중이 증가하고 있으며, 특히 국민연금의 도입으로 정부부문의 저축이 크게 증가하였다. 국민연금제도의 흑자를 제외한 경상재정수지도 증가하고 있다. 따라서 경상재정수지의 관점에서 보면 우리나라의 지출 구조가 바람직하였다고 할 수 있다. 공적자금 이자를 순융자가 아닌 이차지급으로 보고 경상재정수지를 계산하여도 경상재정수지는 개선되고 있다.

그러나 경상재정수지를 기준으로 재정구조의 적합성이나 성장에 대한 기여도를 논의하는 것은 문제가 있다. 모든 경상지출은 성장에 대한 기여가 없는 소비이며, 투자로 분류되는 모든 지출은 성장에 기여한다는 논리가 반드시 성립하는 것은 아니기 때문이다. 또한 건물이나 토지구입 등 많은 비생산적 자본지출은 경제의 생산적

24) 정부 저축의 경우 경상수입에서 상속세와 자산재평가세는 제외된다. 또한 경상지출에는 국방부소관 고정자본형성비가 추가된다.

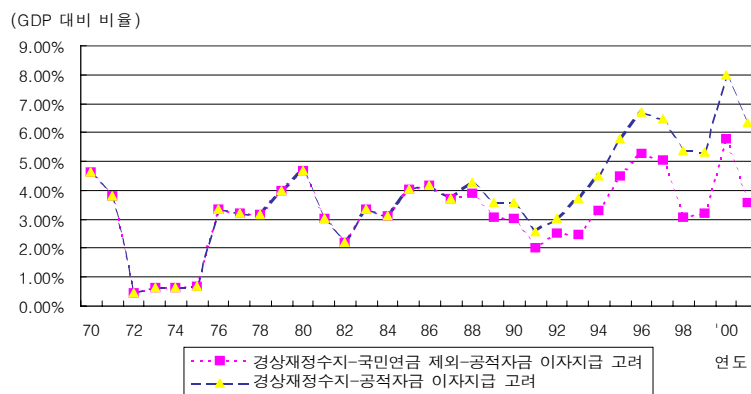
자본스톡을 증대시키지 않는다. 반대로 연구개발, 건강이나 교육, 인프라의 유지보수에 사용되는 경상지출은 기술을 발달시키거나, 인적자본의 형성에 기여하거나, 자본의 감가상각을 늦추는 바람직한 지출로 분류될 수도 있다.

[부도 1] 경상재정수지



주: 공공부문(중앙정부 및 공기업) 수지이며, 중앙정부와 공기업의 내부거래를 차감한 수치임. 단, 78년 이전에는 내부거래 포함됨

[부도 2] 경상재정수지 - 공적자금 이자



경상재정수지의 흑자는 순자본지출과 순융자로 구성된다. 우리나라의 경우 순융자의 비중이 높으므로 경상재정수지 흑자가 대부분 자본지출에 사용되었다고 볼 수도 없다. 그리고 순융자는 자본축적에 사용될 수도 있고, 학자금이나 운영경비로 사용될 수도 있다. 따라서 순융자는 경상지출처럼 생산적 자본스톡과 직접적인 연계가 없으므로 경상재정수지를 곧바로 성장에 연계하여 해석하거나 재정구조의 적합성을 평가하는 지표로 사용하는 것은 무리가 있다.

나. 운영수지 및 국내재정수지

운영수지(operational balance)는 물가상승이 심한 경우 GDP 대비 이자지급 및 재정적자의 비율이 높아지게 되어 물가상승이 높지 않을 때에 비해 재정상황의 악화 정도를 과장하게 된다는 점을 고려한 수지이다. 따라서 운영수지는 물가상승을 보상하기 위해 지급되는 이자를 제외한다. 이러한 이자는 부채의 실질가치를 유지하기 위한 부채상환으로 보는 것이다. 운영수지 개념은 물가상승으로 인한 이자지급을 조정함으로써 재정정책의 기초를 분석하는 데 도움이 된다.

국내재정수지는 국내경제와의 거래로부터 발생하는 재정수지만을 계상하며 국제수지에 직접적인 영향을 주는 거래는 제외한다. 이러한 지표는 석유수출국에서 특히 유용한데 정부의 석유수출 수입이 국내 총수요를 감소시키지 않기 때문이다.

제 2 부

재정의 자동안정화 기능 및
재량적 정책에 관한 국제비교

- OECD방식의 구조적 재정수지를 중심으로 -

박 형 수

I. 서론

정부의 재정운영은 자원배분과 소득분배 이외에 경기에도 큰 영향을 미치기 때문에 조세·재정정책은 통화정책과 더불어 경기조절을 위한 중요한 정책수단으로 활용되어 오고 있다. 경제의 대외의존도가 높고 자본시장이 개방되어 국내경제와 해외경제 간의 연계성이 높은 소규모 개방국가에서는 통화정책의 유효성이 저하되므로 재정의 경기안정화 역할이 더욱 중요해진다. 최근 우리나라에서도 국내경제와 해외경제 간의 연계성이 높아진 상태에서 해외여건의 급변 등으로 거시경제의 움직임이 불안정해지고 경기의 변동폭도 확대되고 있어 재정정책의 경기안정화 역할에 대한 요구가 높아지고 있다.

재정이 경기안정화에 기여하는 방법에는 크게 두 가지가 있다. 첫 번째 방법은 정책당국이 의도적으로 경제를 안정화시키기 위해 조세·재정 정책적 수단을 동원하는 것이고, 두 번째 방법은 조세·재정제도 자체에 경제를 안정화시키는 기능이 내재되어 있어 정부가 의도적으로 정책을 실시하지 않더라도 재정이 어느 정도 경기안정화 역할을 할 수 있다는 것이다.

따라서 사후적으로 실현된 재정수지 통계에는 정부의 의도적인 조세·재정 정책뿐만 아니라 재정의 자동안정기능의 영향이 모두 반영되기 때문에 이러한 재정수지 통계만을 가지고서는 조세·재정제도 자체에 내재된 자동안정화 기능이 어느 정도 발휘되고 있는지, 또 조세·재정정책 당국의 재량적인 정책은 적절한 시기에 적절한 정책방향과 강도로 집행되고 있는지에 대한 평가가 불가능하다. 실현된 재정수지를 경기상황에 따라 자동적으로 변동하는 부분(이하

‘경기적 재정수지’라 함)과 그렇지 않은 부분(이하 ‘구조적 재정수지’라 함)으로 구분하여야만 앞에서 언급한 재정이 경기안정화에 기여하는 두 가지 경로 각각에 대한 평가가 가능해진다.

2001년 초, OECD 미션단이 우리나라를 방문하여 “2000회계연도 예산은 당초 18.9조원 통합재정수지 적자로 편성되었는데 결산상으로는 6.5조원 재정흑자가 난 것은 당시 경기가 악화되고 있었던 점을 감안할 때 재정정책이 오히려 경기의 진폭을 크게 만든 것이 아닌지”에 대한 의문을 제기한 바 있었다. 이에 대해 정부는 “2000년 중 재정수지가 당초 예산보다 크게 개선된 것은 1999년 및 2000년 상반기 중에 경기가 호조를 보여 조세수입이 늘어나는 등 주로 경기적인 요인에 의한 것으로 보이며 정부의 의도적인 재정긴축정책에 의한 것은 아니다.”라고 해명하였다. 그러나 당시 정부는 이러한 판단에 대한 근거를 구체적으로 제시하지는 못하였다.

이러한 일화에서 보듯이 재정정책의 기초를 평가할 때 보다 과학적인 방법에 근거하여 재정수지를 경기변동에 의한 부분과 그렇지 않은 부분으로 나누어 분석해 볼 필요가 있다. 금년 초, IMF 연례협의단이 우리나라의 재정투명성을 제고하기 위해서는 재정수지에서 경기변동에 의해 자동적으로 변동하는 부분을 차감한 재정수지, 즉 구조적 재정수지를 추정·공표할 것을 권고한 바 있어, 우리나라의 구조적 재정수지를 국제적 기준(global standard)에 부합하는 방법에 따라 추정할 필요성이 그 어느 때보다 높다고 하겠다.

본 연구의 목적은 우리나라 재정통계를 이용하여 국제비교가 가능한 재정지표를 도출하여 그 결과를 주요 선진국들과 비교해 보는데 있다. 따라서 본 연구에서는 서로 다른 재정여건을 가지고 있는 여러 회원국들에 대해 오랜 기간에 걸쳐 구조적 재정수지를 추정·발표해 오고 있는 OECD에서 현재 사용하고 있는 방법에 따라 우리나라 재정수지를 경기적 재정수지와 구조적 재정수지로 분해해 보았다. 우선 OECD방식의 구조적 재정수지를 도출하기 위해서 우

리나라 잠재GDP를 추정하였으며, 재정수입 및 재정지출의 주요항목에 대한 GDP탄력성도 추정하였다. 이러한 추정결과들을 이용하여 우리나라 재정수지를 경기적 재정수지와 구조적 재정수지로 분해한 결과를 이용하여 그간의 우리나라 재정정책에 대한 평가 및 G7국가들과의 비교분석도 시도해 보았다.

II. 구조적 재정수지

1. 이론적 배경

조세수입·재정지출·재정수지 등 정부의 재정상황은 직·간접적으로 경기에 영향을 미치게 되고, 재정상황 또한 경기변동에 의해 영향을 받기 마련이다. 우선 경제가 불황이면 정부는 세율인하, 조세감면 확대를 내용으로 하는 세법개정을 추진하거나 사회간접자본의 투자 확대 등을 위한 추경예산을 편성하는 등 확장적인 조세·재정정책을 통해 경기를 부양하려고 한다. 물론 경기가 지나치게 과열되었다고 판단될 경우에는 긴축적인 재정정책을 펴기도 한다. 이러한 정책당국의 의도적인 정책을 ‘재량적(discretionary) 조세·재정정책’이라 한다.

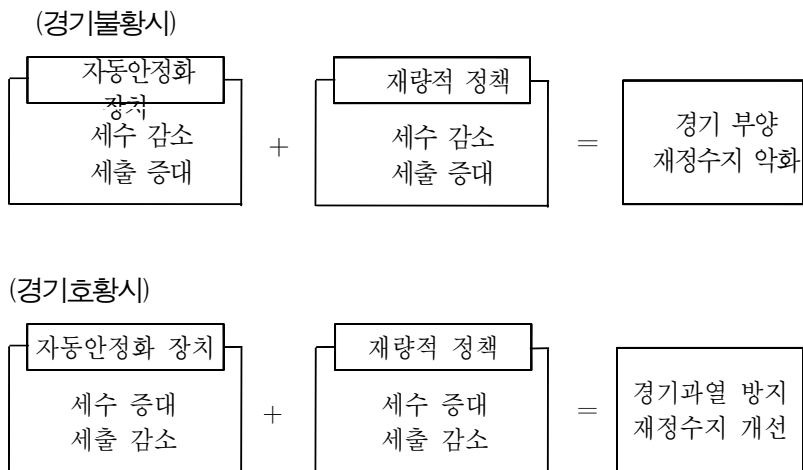
한편 이렇게 정부가 의도적으로 경기를 안정화시키기 위해 조세·재정 측면에서 정책을 실시하지 않더라도 조세·재정제도 자체에 경기를 안정화시키는 기능이 내재되어 있다. 경기불황기에는 근로소득, 법인소득, 상품 및 서비스 매출액 등 세원(tax base)이 줄어들거나 누진적인 세율구조로 인해 조세수입은 감소하는 반면, 실업급여의 지급 등으로 재정지출은 늘어나 재정수지가 악화된다. 반대로 경기호황기에는 재정수지가 개선된다. 이를 재정의 ‘자동안정화 장치(automatic stabilizer)’라고 부른다.

이러한 재정의 재량적 정책 및 자동안정화 장치는 모두 민간의 가처분소득, 국민경제의 총수요 등의 변동을 초래하여 직·간접적으로 경제를 안정시키는 역할을 한다. 동시에 재량적 정책 및 자동안정화 장치는 모두 조세수입 및 재정지출의 변동을 통해 재정수지

에 영향을 미친다.

이렇듯 정부에서 발표하는 재정통계상의 재정수지에는 이들 두 요인의 영향이 모두 반영되기 때문에 전반적인 조세·재정 운용상황을 경기에 대응시켜 볼 수는 있겠으나, 조세·재정제도 자체에 내재된 자동안정화 기능이 어느 정도 발휘되고 있는지 또는 조세·재정정책 당국의 재량적인 정책은 적절한 시기에 적절한 정책방향과 강도로 집행되고 있는지에 대한 물음에는 아무런 답을 줄 수 없다.

[그림 1] 경기변동과 조세·재정정책

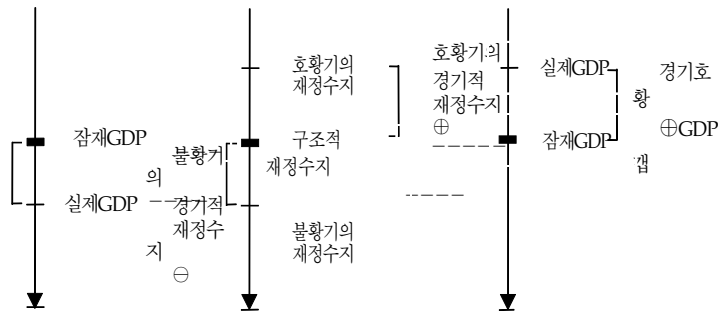


이러한 의문을 해소하기 위해서는 실현된 재정수지에서 자동안정화 장치에 의한 부분과 재량적 정책에 의한 부분을 구분하는 작업이 필요하다²⁵⁾. 개념적으로는 실제GDP가 잠재GDP(potential

25) 이러한 관점에서 1980년대 초반부터 재정수지의 변동분을 정부의 재량적 정책에 의한 부분과 정부의 정책의도와 관계없이 경제상황 변화에 따라 자동적으로 발생한 부분을 구분하려는 연구가 진행되어 왔다.

GDP)²⁶⁾로부터 벗어나는 현상이 경기변동이고 실제 재정수지가 실제GDP에 대응하는 것이 재정수지이므로 국민경제가 잠재GDP 수준에 있다고 가정하여 재정수지를 추정해 볼 수 있다. 이렇게 추정되는 구조적 재정수지(structural balance)에는 경기변동에 따른 재정수지 변동분이 포함되어 있지 않아 조세·재정당국의 재량적 정책기조를 판단하거나 재정운영의 건전성을 판단하는 재정지표로 활용할 수 있다.

[그림 2] 경기변동과 재정수지



이러한 연구에 대해서는 Haas, Heller and Mansur(1986) 참조. 실제 재정수지에서 경기변동에 따른 자동적 재정수지 변동분을 제거하여 정부의 재량적 정책에 의한 재정수지를 계산·분석한 예로는 ① de Leeuw and Holloway(1980, 1982, 1983, 1985) 등의 완전고용 수준에서의 재정적자(full employment budget deficit) 및 이의 변형인 구조적 재정적자(structural budget deficit), ② Blejer and Cheasty(1991) 등의 경기변동조정 재정적자(cyclically adjusted budget deficit), ③ Böhn(1992, 1995), Blanchard(1985, 1990) 등의 재량적 재정적자(discretionary budget deficit) 등을 들 수 있다.

26) 잠재GDP는 한 나라 경제의 지속 가능한(sustainable) 생산수준 또는 인플레이션 압력을 가속화시키지 않고 달성 가능한 생산수준으로 정의되는데, 대체로 실제GDP의 장기 추세치(trend)와 비슷하다. 실제GDP는 경기상황에 따라 이러한 잠재GDP를 중심으로 등락하게 되는데 실제GDP와 잠재GDP의 차이를 GDP갭이라 한다. 잠재GDP 및 GDP갭에 대한 보다 자세한 사항은 박형수(2002) 참조.

예를 들면, 구조적 재정수지가 흑자를 보일 때에는 재정이 총수요를 억제하기 위해 재량적 재정정책을 긴축기조로 하고 있다고 판단할 수 있으며, 반대로 구조적 재정수지가 적자를 보이면 확장기조를 견지하고 있다고 볼 수 있다. 또한 경기불황으로 재정수지가 일시적으로 적자를 보이고 있다 하더라도 구조적 재정수지가 흑자를 유지하고 있다면, 시간이 경과하여 경기가 회복되기만 하면 재정수지는 개선될 것이므로 중장기적인 관점에서 재정건전성에 큰 문제가 있는 것은 아니라고 판단할 수 있겠다.

또한 실제 재정수지에서 구조적 재정수지를 차감하여 경기변동에 따른 재정수지 변동분, 즉 경기적 재정수지(cyclical balance)를 추정하여 재정의 자동안정화 기능을 평가하는 지표로 이용할 수도 있다.

2. OECD방식의 구조적 재정수지

그러나 이렇게 개념적으로는 명확하더라도 실제로 재정수지를 구조적 재정수지와 경기적 재정수지로 분해하고자 할 때에는 많은 기술적 어려움에 봉착하게 된다. 구조적 재정수지의 계산에 필요한 잠재GDP는 현실경제에서 직접 관측이 불가능한 관념적인 변수이기 때문에 그 수준을 추정해야 되는데 추정방법에 따라 추정결과에 적지않은 차이가 발생하게 된다²⁷⁾. 또한 잠재GDP를 정확하게 추정한다 하더라도 재정수입 및 재정지출이 GDP변동에 대해 1:1의 대응관계에 의해 변동하지는 않기 때문에 즉, 재정수입 및 재정지출

27) 우리나라에서도 한국은행, KDI를 비롯한 여러 연구기관에서 잠재GDP를 추정하여 이용하고 있으나 추정기법이나 추정기간에 따라 적지 않은 차이를 보이고 있는 실정이다. 최근 일본에서는 Sato 교수(2001a 및 2001b)가 일본 경제기획청(현재는 내각부 소속)이 『Keizai Hakusho(경제연감)』을 통해 발표하고 있는 일본의 잠재GDP 및 GDP갭이 잘못 계산되고 있다고 주장하면서 자신의 추정결과에 따르면 1998년 중 GDP갭은 정부에서 발표한 $\Delta 4\%$ 가 아니라 $\Delta 9\%$ 이며 자신의 수치가 일본경제 현실에 보다 부합한다는 논문을 발표한 바 있다.

의 GDP탄력성이 1이 아니기 때문에 잠재GDP 수준에서의 재정수입 및 재정지출 규모를 추정하기 위해서는 여러 가지 데이터를 이용하여 각종 재정수입 및 재정지출의 GDP탄력성을 각각 추정해야만 한다.

이러한 기술적인 어려움에도 불구하고 앞서도 언급한 여러 가지 유용성 때문에 미국, 영국 등 선진국의 정책당국에서는 재정수지를 구조적 재정수지와 경기적 재정수지로 분해하여 재정동향 분석 및 경제정책 수립에 적극 활용하고 있다²⁸⁾. OECD에서도 주기적으로 30개 회원국 중 20개 국가들에 대해 구조적 재정수지를 추정하여 발표하고 있는데²⁹⁾, OECD 회원국인 우리나라에 대해서는 자본스톡 통계 및 잠재GDP 추정의 어려움 등을 이유로 추정하고 있지 못하다가 최근야 추정작업이 이루어진 바 있다³⁰⁾.

OECD에서는 다음과 같이 실제GDP 대비 잠재GDP의 비율 ($\frac{Y^*}{Y}$), 재정수입 및 재정지출의 GDP탄력성(α 및 β)을 이용하여 재정수지(B)를 구조적 재정수지(B^*)와 경기적 재정수지(B^{**})로 분해하고 있다³¹⁾.

$$B^* = T^* - G^* = T \cdot \left(\frac{Y^*}{Y}\right)^\alpha - G \cdot \left(\frac{Y^*}{Y}\right)^\beta$$

$$B^{**} = B - B^*$$

28) 미국에서는 구조적 재정수지를 high-employment budget balance 또는 standardized budget balance라 부르고 있으며 CBO, FRB 등에서 활용하고 있다(CBO(2002), Cohen and Follette(2000) 등 참조). 한편, 영국에서는 재정수지를 GDP갭에 회귀분석하여 구조적 재정수지를 추정하고 있다(HM Treasury(1998) 등 참조).

29) 『OECD Economic Outlook』 각 호, Giorno et al.(1995), van den Noord(2000) 등 참조.

30) Jones et al.(2002) 참조.

31) Giorno et al.(1995), van den Noord(2000), 김영선(2001), Jones et al.(2002) 등 참조.

여기서 T^* 는 구조적 재정수입, G^* 는 구조적 재정지출,
 T 는 실제 재정수입, G 는 실제 재정지출

OECD는 구조적 재정수지 계산에 필요한 잠재GDP를 총생산함수를 이용하여 추정하고 있으며(제III장 제1절 참조), 재정수입 및 재정지출의 GDP탄력성은 <표 1>과 같이 재정수입 및 재정지출 항목을 구분하여 제III장 제2절에 소개한 방법에 따라 추정하고 있다.

<표 1> 재정수입 및 재정지출의 구분

재정수입	재정지출
중앙정부 총수입	중앙정부 총지출 및 순융자
경상수입	총지출
- 조세수입	- 경상지출
· 개인소득세(T_1)	· 비이자 경상지출(G)
· 법인세(T_3)	· 이자지급
· 간접세(T_4)	- 자본지출
· 사회보장기여금(T_2)	순융자
- 세외수입	
자본수입	
비금융공기업 재정수입	비금융공기업 재정지출

주: 개인소득세 항목에는 상속·증여세, 증권거래세가, 간접세 항목에는 부가가치세, 특별소비세, 주세, 교통세, 관세, 인지세, 교육세, 농어촌특별세 등이 포함

3. 기존 연구

우리나라의 경우에는 정책당국에서 공식적으로 재정수지를 구조적 재정수지와 경기적 재정수지로 분해하여 발표하고 있지 않을 뿐만 아니라, 학계에서도 몇 차례에 걸쳐 구조적 재정수지의 추정을 시도해 보는 수준에 그치고 있다.

문형표(1991)는 박우규(1989)의 생산함수를 이용한 잠재GDP, 조세의 GNP탄력성을 이용하여 구한 구조적 세입, 실제 세출과 동일하다고 가정한 구조적 세출을 이용하여 1972~1990년 기간중 중앙정부의 구조적 재정수지를 계산하였다. 그는 추정된 구조적 재정수지를 이용하여 우리나라 재정의 경기조절적 역할을 평가하여 세입의 자동조절적 변화분이 경기변동에 의한 명목 GNP갭의 15~18%를 흡수하여 총수요안정에 중요한 역할을 한 반면 구조적 재정수지의 변화는 1980년대 초반을 제외하고는 경기동행적인 것으로 나타나 그동안 재정부문의 경기조절적 기능이 미흡했다는 결론에 도달하였다.

박형수(2001)에서는 Hodrick-Prescott 필터를 이용하여 구한 장기 추세치인 잠재GDP, 1~2분기의 정세시차를 감안한 회귀방정식을 추정하여 구한 재정수입 및 재정지출의 탄력성을 이용하여 OECD 방식의 구조적 재정수지를 계산하였다. 그는 추정된 구조적 재정수지를 이용하여 IMF 경제위기 이후의 재정정책 기초를 판단하고 당시 경제상황과 비교분석하여 1998~2000년중에는 재정이 경기를 안정화시키는 역할을 하였으나 2001년 들어서는 경기안정화에 배치되게 운영된 것으로 결론지었다.

한편 고영선(2001)은 Blanchard and Quah(1992)의 방법을 응용한 김준일·조동철(2000)의 잠재GDP 추정결과, 세입 및 세출 탄력성 대신 오차수정모형(error correction model) 형태의 회귀방정식을 이용하여 추정한 구조적 재정수입, 실업급여를 제외한 재정지출로 정의한 구조적 재정지출 등을 이용하여 우리나라의 구조적 재정수지를 추정하였다. 그의 분석에 따르면 우리나라의 경우 재정수지 가운데 경기적 요인에 기인한 부분이 그리 크지 않은 것으로 나타났다. 일부 기간 중에는 재정정책이 경기진폭을 오히려 크게 한 경우도 발견되었다.

이러한 기존 연구들은 모두 구조적 재정수지의 개념에는 부합되

II. 구조적 재정수지 95

는 방식으로 우리나라 구조적 재정수지의 추정을 시도하였지만 그 추정방법에 있어서는 서로 큰 차이를 보이고 있다. 보다 구체적으로는 구조적 재정수지의 계산시 이용하는 잠재GDP를 어떤 방식으로 추정하느냐, 재정수입 및 재정지출의 GDP탄력성을 어떻게 추정하느냐 등에서 서로 달랐다. 또한 기존 방법들은 현재 OECD에서 사용하고 있는 추정방법과 상이하어 구조적 재정수지 추정결과를 다른 나라들의 추정결과와 비교·분석할 수도 없었다. 더군다나 구조적 재정수지를 추정하면 구할 수 있는 경기적 재정수지의 분석을 통한 재정의 자동안정화 기능에 대한 분석은 전무한 실정이다.

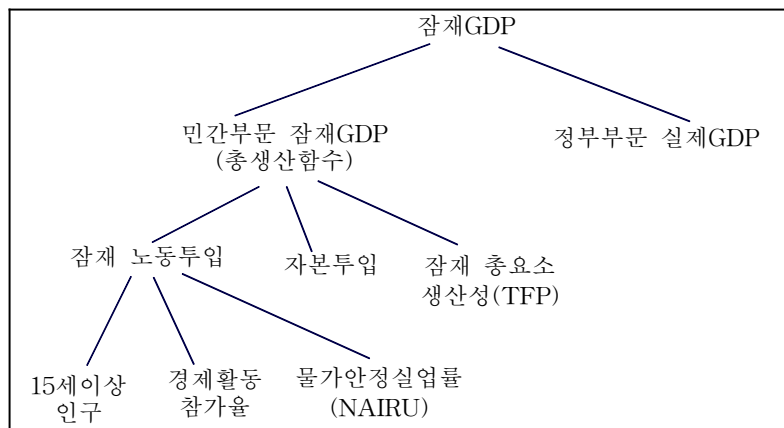
Ⅲ. OECD방식에 의한 구조적 재정수지 추정

1. 우리나라의 잠재GDP 추정

가. OECD의 잠재GDP 추정법

여러 가지 잠재GDP 추정기법 중에서 OECD는 총생산함수를 이용한 방법으로 잠재GDP를 추정해 오고 있다³²⁾. 현재 OECD에서는 [그림 3]에서 보듯이 경제를 민간부문과 정부부문으로 구분하여 민

[그림 3] OECD의 잠재GDP 추정 구조



32) OECD의 총생산함수를 이용한 잠재GDP 추정법은 그동안 수 차례의 개선과정을 거쳤으며, 현재 OECD에서 이용하고 있는 추정법에 대해서는 OECD manual 및 박형수(2002) 등 참조.

III. OECD방식에 의한 구조적 재정수지 추정 97

간부문의 잠재GDP를 추정된 후, 여기에 정부부문의 실제GDP를 합산하여 경제 전체에 대한 잠재GDP를 구하고 있다.

우선 민간부문 실제GDP(Y^p)는 민간부문 노동투입(N^p), 민간부문 자본투입(K^p), 총요소생산성(E , Total Factor Productivity)이 다음과 같은 Cobb-Douglas 형태의 총생산함수(aggregate production function)에 의해 결합되어 생산된다고 가정한다.

$$Y_t^p = (N_t^p)^\alpha \cdot (K_t^p)^{1-\alpha} \cdot E_t \quad \text{또는} \quad y_t^p = \alpha \cdot n_t^p + (1-\alpha) \cdot k_t^p + e_t$$

단, $y^p = \ln Y^p$, $n^p = \ln N^p$, $k^p = \ln K^p$, $e = \ln E$, α 는 노동소득 분배율(labor income share)임.

일단 총생산함수가 추정되면 여기에 잠재노동투입(n^{p*}) 및 잠재총요소생산성(e^*)을 대입하여 다음과 같은 민간부문 잠재GDP(Y^{p*})를 구할 수 있다³³⁾.

$$y_t^{p*} = \alpha \cdot n_t^{p*} + (1-\alpha) \cdot k_t^p + e_t^*$$

여기서 잠재노동투입은 물가안정실업률(U^* , NAIRU: Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment)³⁴⁾과 함께 Hodrick-Prescott 필터를 적용³⁵⁾하여 구한 경제활동참가율의 추세치(ρ^*)를

33) 자본투입의 경우에는 노동투입과는 달리 장기균형수준에서 벗어나더라도 단기간에 조정되기 어려운 특성을 갖고 있으며 실제로 지량(stock)변수인 자본스톡은 시간에 따라 크게 변동하지 않으므로 실제 자본투입을 잠재자본투입으로 볼 수 있다.

34) OECD의 물가안정실업률 추정방법 및 우리나라의 물가안정실업률 추정결과에 대해서는 <부록> “OECD방식에 의한 우리나라 물가안정실업률 추정” 참조.

35) OECD는 오랜 기간에 걸친 여러 회원국에 대한 잠재GDP 추정 경험에 기초하여 잠재GDP 추정시 필요한 변수들의 추세치를 Hodrick-

이용하여 다음과 같이 계산한다.

$$N^{b*} = POP \cdot \rho^* \cdot (1 - U^*) - N^g$$

한편, 잠재 총요소생산성은 총생산함수를 추정할 때 잔차(Solow residuals)로 구해지는 총요소생산성에, Hodrick-Prescott 필터로 구한 추세치를 이용한다.

나. 잠재GDP 추정결과

다음과 같이 추정된 민간부문 총생산함수(추정기간은 1970년 하반기~2001년 상반기임)³⁶⁾³⁷⁾를 이용하여 계산한 우리나라의 총요

Prescott 필터(가중치는 반기별 데이터의 경우 2000)를 이용하여 구하고 있다. 이러한 가중치는 일반적으로 이용되는 가중치에 비해 다소 큰 것으로 동 가중치를 이용할 경우 보다 평활화된 추세선이 구해진다.

- 36) 민간부문 자본투입(KP)은 민간부문이 보유하고 있는 순자본스톡(net capital stock)을 이용하되, 자본스톡 통계는 아직 공식적으로 발표되고 있는 통계가 없기 때문에 표학길, 『한국의 산업별·자산별 자본스톡 추계(1954~1996)』에서 추계한 자본스톡 데이터(1990년 가격기준)를 1995년 가격기준으로 전환하는 한편, 다음과 같은 식을 이용하여 1997년 이후의 자본스톡 데이터를 계산하였다.

$$K_{t+1}^i = (1 - \delta)K_t^i + I_t^i \quad i = \text{경제전체, 정부부문}$$

여기서 I^i 는 「국민계정」상의 총고정자본형성, δK^i 는 「국민계정」상의 고정자본소모(연간, 명목)를 GDP deflator로 실질화한 후 분기별로 균일하게 배분

- 37) 민간부문 자본스톡(kp)에 래그(lag)를 취한 것은 자본스톡 데이터가 기말기준인데 반해 금기 중 민간GDP 생산에 이용된 자본투입은 전기말 기준 자본스톡이어야 하기 때문이다. 추정방법은 OLS(Ordinary Least Squares)법을 이용하였으며 설명변수의 내생성으로 인한 편의(endogeneity bias)를 시정하기 위해 GMM(Generalized Method of Moments) 추정법을 이용하여 보았으나 결과에는 별다른 차이가 없었다. OECD에서는 일부 국가에 대해 총생산함수 추정시 노동소득 분배율(α)을 직접 추정하는 대신 데이터로부터 계산된 분배율의 추정기간 중 평균치를 이용하기도 하는데 우리나라의 경우 추정된 값(0.491426)이 1970년~1999년 평균 노동소득 분배율(0.4662)과 큰 차이가 없어 α

III. OECD방식에 의한 구조적 재정수지 추정 99

소생산성 추이는 [그림 4]와 같다. 1997년 외환위기를 전후로 하여 우리나라의 생산성 수준이 하락하는 추세에 있는 것을 볼 수 있다.

$$y_t^p = 0.512889 + 0.491426 \cdot n_t^p + (1 - 0.491426) \cdot k_{t-1}^p, \quad \bar{R}^2 = 0.986544$$

(18.66956) (43.25508)

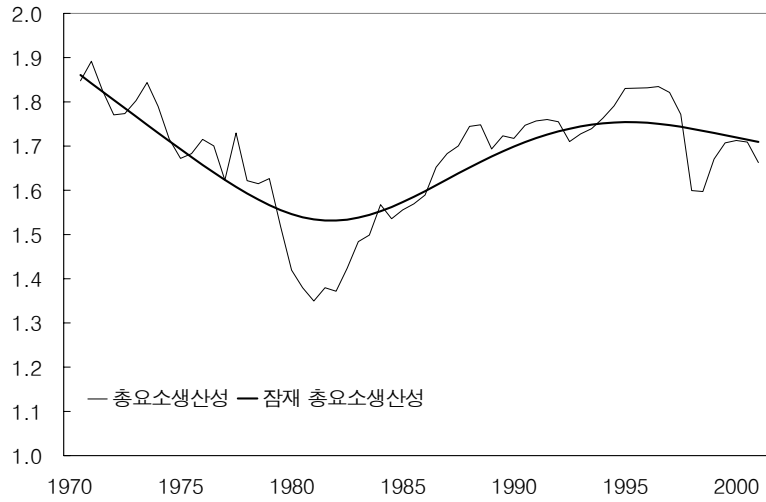
단, ()내는 t-값임

한편 <부록>에 소개한 OECD방법에 따라 추정된 우리나라의 물가안정실업률의 추이를 살펴보면([그림 5] 참조) 1982년 이후 2.8~3.6% 범위 내에서 변동하였으나 외환위기 이후 금융 및 기업구조조정 등의 영향으로 4%로 높아진 것으로 나타났다. 한편 최근 우리나라의 실업률은 물가안정실업률 수준이거나 이보다 다소 낮은 수준이다.

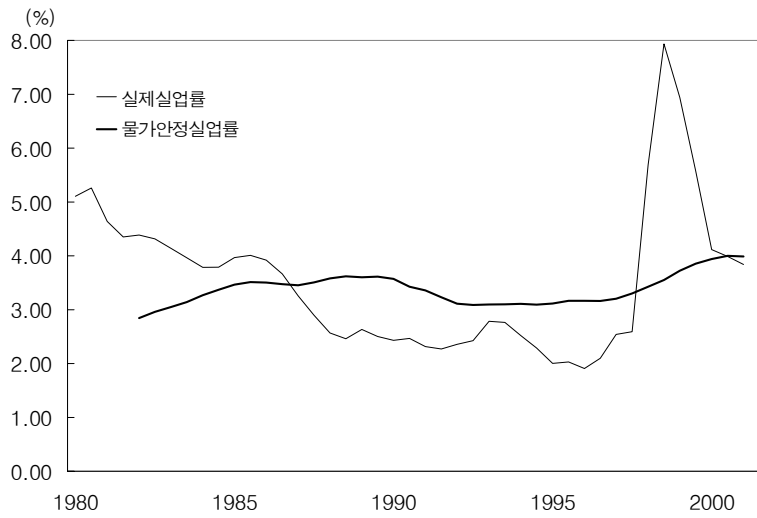
최종적으로 이상과 같이 추정된 총생산함수, 잠재 총요소생산성, 물가안정실업률, 경제활동참가율 추세치 등을 이용하여 우리나라 잠재GDP를 계산한 결과가 <표 2>에 정리되어 있다. 잠재GDP 성장률을 계산해 보면 [그림 6]에 나타난 것과 같이 최근 우리나라 잠재GDP는 연 5%를 상회하는 증가율을 보이고 있는 것으로 나타났으나 외환위기 이전의 6%~8% 수준에 비해서는 많이 하락하였음을 시사하고 있다.

도 직접 추정하였다.

[그림 4] 중요소생산성 및 잠재 중요소생산성 추이



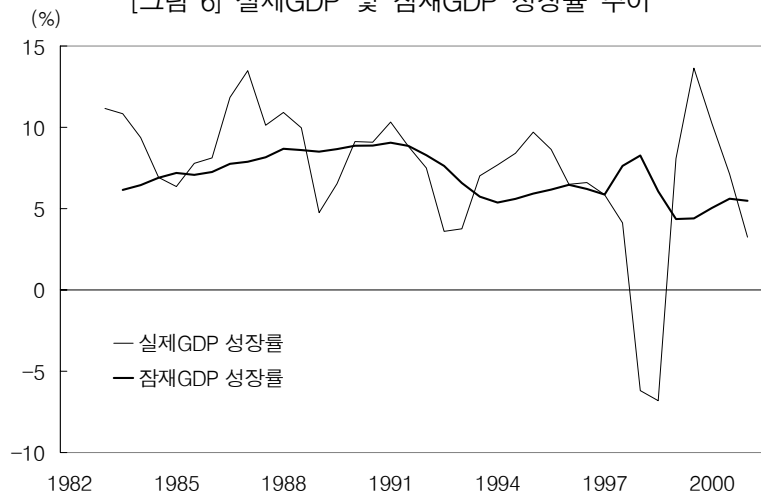
[그림 5] 실제실업률 및 물가안정실업률 추이



<표 2> OECD방식에 의한 우리나라의 잠재GDP 추정결과

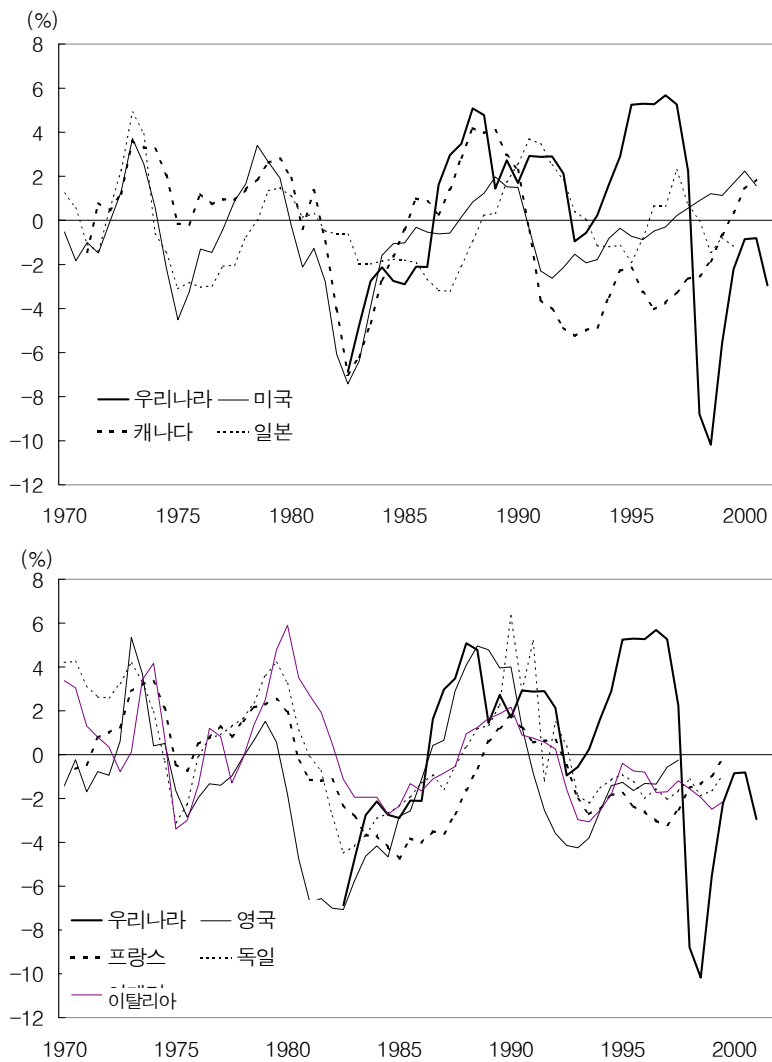
	실제GDP (Y, 십억원)	잠재GDP (Y*, 십억원)	Y*/Y	GDP갭 (잠재GDP 대비,%)
1985	167501.9	171779.5	1.026	△2.49
1986	185869.0	186264.3	1.002	△0.21
1987	206287.2	199840.1	0.969	3.23
1988	227863.9	217165.0	0.953	4.93
1989	241725.5	236749.2	0.979	2.10
1990	263430.4	257451.2	0.977	2.32
1991	287737.9	279655.7	0.972	2.89
1992	303383.9	301682.9	0.994	0.56
1993	320044.2	320544.9	1.002	△0.16
1994	346448.1	338759.3	0.978	2.27
1995	377349.8	358457.9	0.950	5.27
1996	402821.2	381892.1	0.948	5.48
1997	423006.7	407841.1	0.964	3.72
1998	394710.4	436106.4	1.105	△9.49
1999	437709.4	455275.5	1.040	△3.86
2000	478532.9	482538.7	1.008	△0.83

[그림 6] 실제GDP 및 잠재GDP 성장률 추이



또한 추정된 잠재GDP를 이용하여 GDP갭률(실제GDP와 잠재GDP의 차이를 잠재GDP에 대한 비율로 표시)을 계산한 결과가 [그림 7]에 정리되어 있는데 1980년대 후반 이후 외환위기 이전까

[그림 7] G7국가와의 GDP갭률 비교



출처: OECD 및 저자계산

지는 양(+)¹⁾의 GDP갭을, 외환위기 이후에는 음(-)의 GDP갭을 보인 것으로 나타났다. 특히 외환위기의 영향이 가장 컸던 1998년의 경우 GDP갭률이 $\Delta 9\% \sim \Delta 10\%$ 로 1980년대 초의 제2차 석유파동 때의 $\Delta 5\% \sim \Delta 7\%$ 보다 컸던 것으로 나타났다. 최근 우리경제는 2000년 하반기 이후 경기둔화를 반영하여 음(-)의 GDP갭률이 커진 바 있으나 2001년 하반기 이후 경기가 회복되면서 GDP갭이 축소되고 있는 것으로 보인다. 우리나라 GDP갭률을 G7국가의 GDP갭률과 비교해 보면 1990년대 초반까지는 선진국의 GDP갭률과 비슷한 움직임을 보였으나 외환위기 이후 크게 다른 양상을 보이고 있는 것을 알 수 있다.

2. 재정수입 및 지출의 GDP탄력성 추정

현재 OECD에서는 구조적 재정수지 계산에 필요한 재정수입의 GDP탄력성을 개인소득세, 사회보장기여금, 법인세, 간접세 등 4가지 항목으로 구분하여 추정하고 있으며, 재정지출의 GDP탄력성은 실업관련 재정지출의 GDP탄력성만을 추정하고 있다. 이외에 세외수입, 자본수입, 이자지급, 자본지출, 순융자 등 <표 1>의 구분에 의한 다른 항목들은 경기변동에 따른 세입·세출변화가 미미하다고 보아 모두 GDP탄력성을 1.0으로 설정하고 있다. 이러한 OECD방법에 의한 우리나라의 개인소득세, 사회보장기여금, 법인세, 간접세 및 실업관련 재정지출의 GDP탄력성 추정결과를 요약해 보면 <표 3>과 같다.

<표 3> 우리나라 재정수입·지출의 GDP탄력성 추정결과

국 가	재정수입의 GDP탄력성				재정지출의 GDP탄력성
	법인세	개인 소득세	간접세	사회보장 기여금	
우리 나라	1.4	1.4	0.8	0.7	△0.3
미 국	1.8	0.6	0.9	0.6	△0.1
일 본	2.1	0.4	0.5	0.3	△0.1
독 일	0.8	1.3	1.0	1.0	△0.1
프 랑 스	1.8	0.6	0.7	0.5	△0.3
이탈 리아	1.4	0.8	1.3	0.6	△0.1
영 국	0.3	1.4	1.1	1.2	△0.2
캐 나 다	1.0	1.2	0.7	0.9	△0.2
호 주	1.6	0.6	0.4	0.6	△0.3
오스트리아	1.9	0.7	0.5	0.5	0.0
벨 기 에	0.9	1.3	0.9	1.0	△0.4
덴 마 크	1.6	0.7	1.6	0.7	△0.7
핀 란 드	0.7	1.3	0.9	1.1	△0.4
그 리 스	0.9	2.2	0.8	1.1	0.0
아일 랜드	1.2	1.0	0.5	0.8	△0.4
네덜 란드	1.1	1.4	0.7	0.8	△1.0
뉴질 랜드	0.9	1.2	1.2	1.1	△0.4
노르 웨이	1.3	0.9	1.3	0.8	△0.2
포르 투갈	1.4	0.8	0.6	0.7	△0.2
스 페 인	1.1	1.1	1.2	0.8	△0.1
스 웨 덴	0.9	1.2	0.9	1.0	△0.5
평 균	1.3	1.0	0.9	0.8	△0.3
표준편차	0.4	0.4	0.3	0.2	0.2

출처: 우리나라를 제외한 추정 결과는 van den Noord(2000)에서 인용

가. 개인소득세의 GDP탄력성

개인소득세의 GDP탄력성은 다음과 같이 취업자수의 GDP탄력성 ㉞(Okun의 법칙에 따라 통상 1보다 작다)와 취업자 1인당 개인소득세의 GDP탄력성(이는 개인소득세의 누진도를 나타내는 취업자 1인당 개인소득세의 임금탄력성 ㉠와 필립스곡선 효과를 나타내는 임금이 취업자수탄력성 ㉡로 분해할 수 있다)으로 나누어 계산한다.

$$\begin{aligned} \alpha &\equiv \frac{\partial T/T}{\partial Y/Y} = \frac{\partial[(T/L) \times L]/T}{\partial Y/Y} = \frac{\partial L/L}{\partial Y/Y} + \frac{\partial(T/L)/(T/L)}{\partial Y/Y} \\ &= \left(\frac{\partial L/L}{\partial Y/Y} \right) \times \left[1 + \left[\frac{\partial(T/L)/(T/L)}{\partial w/w} \right] \times \left(\frac{\partial w/w}{\partial L/L} \right) \right] \\ &= \text{취업자수의 GDP탄력성} \times [1 + \text{취업자 1인당 개인소득세의 임금탄력성} \times \text{임금이 취업자수탄력성}] \\ &= \text{㉞} \times [1 + \text{㉠} \times \text{㉡}] \end{aligned}$$

(우리나라의 경우)

$$\begin{aligned} &= 0.36 \times [1 + 2.83 \times 1.0] \\ &= 1.38 \end{aligned}$$

우리나라 개인소득세의 GDP탄력성은 <표 4>와 같이 1.38로 추정되었는데 구체적인 산출근거는 다음과 같다.

<표 4> 개인소득세의 GDP탄력성 추정결과

국 가	취업자 1인당 개인소득세의 임금 탄력성	취업자수의 산출탄력성	임금의 취업자수 탄력성	개인소득세의 산출탄력성
	①	②	③	=②×(1+①×③)
우리나라¹⁾	2.8	0.4	1.0	1.4
미 국	1.3	0.6	0.0	0.6
일 본	1.8	0.3	0.3	0.4
독 일	1.5	0.6	0.8	1.3
프 랑 스	1.7	0.5	0.1	0.6
이탈리아 ¹⁾	1.5	0.3	1.0	0.8
영 국	1.5	0.8	0.6	1.4
캐 나 다	1.4	0.7	0.5	1.2
호 주	1.6	0.6	0.0	0.6
오스트리아	2.2	0.4	0.3	0.7
벨 기 에	1.4	0.6	0.9	1.3
덴 마 크 ²⁾	1.3	0.6	0.2	0.7
핀 란 드	1.4	0.7	0.8	1.3
그 리 스 ²⁾	3.1	0.6	0.8	2.2
아일랜드 ³⁾	1.5	0.6	0.5	1.0
네덜란드 ³⁾	2.6	0.6	0.5	1.4
뉴질랜드 ³⁾	1.2	0.7	0.5	1.2
노르웨이	1.5	0.6	0.3	0.9
포르투갈	1.9	0.6	0.2	0.8
스페인 ^{2),3)}	1.8	0.6	0.5	1.1
스웨덴 ²⁾	1.3	0.6	0.7	1.2
평 균	1.7	0.6	0.5	1.0

주: 1) 임금의 취업자수탄력성(③)이 1이 넘어 1.0으로 제한함

2) 취업자수의 산출탄력성(②)이 1이 넘거나 0 또는 1에 가까워 OECD 평균인 0.6으로 제한함

3) 취업자수의 산출탄력성(②)이 음수로 나와 OECD평균인 0.5로 제한함

출처: 우리나라를 제외한 추정결과는 van den Noord(2000)에서 인용

III. OECD방식에 의한 구조적 재정수지 추정 107

취업자 1인당 개인소득세의 임금탄력성(㉑)은 대표적 근로자 가구의 한계세율과 평균세율의 비율(=한계세율/평균세율)로 계산하는데 우리나라의 경우에는 <표 5>와 같이 2.83로 추정되었다.

<표 5> 취업자 1인당 개인소득세의 임금탄력성

소득분위	소득		개인소득세		
	분위별 소득액	소득 점유율	평균세율 ¹⁾	한계세율 ¹⁾	임금탄력성 ²⁾ (a)
1분위	8,202,060	0.029	0.0	0.0	0.00
2분위	13,378,332	0.047	0.0	0.0	0.00
3분위	16,675,224	0.058	0.0	0.0	0.00
4분위	19,632,060	0.069	0.1	3.6	36.00
5분위	22,633,668	0.079	0.6	5.4	9.00
6분위	26,068,128	0.091	1.2	5.4	4.50
7분위	30,030,624	0.105	1.9	6.9	3.63
8분위	34,887,228	0.122	2.6	6.9	2.65
9분위	42,233,976	0.147	4.2	13.9	3.31
10분위	72,636,732	0.254	10.8	22.0	2.04
가중평균 ³⁾					2.83

주: 1) OECD의 Tax Calculator를 이용하여 추정
 2) 한계세율/평균세율
 3) 소득점유율로 가중평균

취업자수의 GDP탄력성(㉒)은 다음 식을 추정하여 구할 수 있는데 우리나라의 경우에는 <표 6>과 같이 0.36으로 추정되었다.

$$\log\left(\frac{L}{L^*}\right) = a_0 + a_1 \cdot \text{TIME} + a_2 \cdot \log\left(\frac{Y}{Y^*}\right)$$

단, L은 실제 취업자수,

L*은 잠재 취업자수={1-NAIRU}×경제활동인구

<표 6> 취업자수의 GDP탄력성 추정결과

$$\text{추정식: } \log\left(\frac{L}{L^*}\right) = a_0 + a_1 \cdot \text{TIME} + a_2 \cdot \log\left(\frac{Y}{Y^*}\right)^{1)}$$

국 가	a_2 추정치	(t-값)	$\overline{R^2}$
우 리 나 라²⁾	0.36	(5.6)	0.83
미 국	0.61	(7.2)	0.81
일 본	0.27	(4.5)	0.50
독 일 ³⁾	0.62	(5.8)	0.89
프 랑 스	0.50	(9.8)	0.79
이 탈 리 아	0.34	(2.6)	0.80
영 국	0.81	(5.7)	0.58
캐 나 다	0.70	(11.0)	0.90
호 주	0.58	(4.0)	0.37
오 스트 리 아	0.42	(6.0)	0.59
벨 기 에	0.57	(8.5)	0.74
덴 마 크	0.19	(1.7)	0.57
핀 란 드	0.71	(8.6)	0.77
그 리 스	-0.06	(-0.3)	0.29
아 일 랜 드	0.58	(7.5)	0.71
네 덜 란 드	0.64	(3.9)	0.89
뉴 질 랜 드	0.74	(4.0)	0.37
노 르 웨 이	0.64	(3.9)	0.46
포 르 투 갈	0.59	(3.6)	0.80
스 페 인	1.32	(17.9)	0.93
스 웨 덴	0.89	(6.0)	0.84

주: 1) 추정기간은 1985년 상반기~1998년 하반기(우리나라는 1988년 상반기~2000년 상반기)임

2) 외환위기에 대한 더미변수 포함

3) 독일 통일에 대한 더미변수 포함

출처: 우리나라를 제외한 추정결과는 van den Noord(2000)에서 인용

임금의 취업자수탄력성(©)은 다음 식을 추정하여 구할 수 있는데 우리나라의 경우에는 <표 7>과 같이 1.73으로 추정되었고, 개인 소득세의 GDP탄력성을 계산할 때에는 Okun의 법칙에 의한 상한(upper limit)인 1.0으로 제한하였다.

$$\log\left(\frac{wL}{Y^*}\right) = b_0 + b_1 \cdot \text{TIME} + b_2 \cdot \log\left(\frac{L}{L^*}\right)$$

<표 7> 임금의 취업자수탄력성 추정결과

추정식: $\log\left(\frac{wL}{Y^*}\right) = b_0 + b_1 \cdot \text{TIME} + b_2 \cdot \log\left(\frac{L}{L^*}\right)^{1)}$

국 가	a_2 추정치	(t-값)	$\overline{R^2}$
우 리 나 라²⁾	1.73	(3.2)	0.87
미 국	0.02	(0.10)	0.64
일 본	0.34	(1.5)	0.91
독 일 ³⁾	0.76	(8.0)	0.92
프 랑 스 ³⁾	0.08	(0.5)	0.95
이 탈 리 아 ³⁾	1.34	(3.7)	0.88
영 국	0.59	(4.4)	0.65
캐 나 다	0.46	(3.4)	0.31
호 주	0.04	(0.2)	0.66
오 스트 리 아 ⁴⁾	0.34	(1.7)	0.94
벨 기 에	0.90	(2.7)	0.43
덴 마 크	0.15	(0.8)	0.01
핀 란 드	0.82	(10.9)	0.95
그 리 스 ⁴⁾	0.81	(1.1)	0.46
아 일 랜 드	△0.19	(△0.9)	0.91
네 델 란 드	△0.11	(△0.0)	0.96
뉴 질 랜 드	△0.17	(△1.0)	0.72
노 르 웨 이	0.26	(3.4)	0.32
포 르 투 갈 ⁵⁾	0.15	(0.5)	0.13
스 페 인	△0.56	(△3.6)	0.72
스 웨 덴	0.69	(5.2)	0.81

주: 1) 추정기간은 1985년 상반기~1998년 하반기(우리나라는 1988년 상반기~1999년 하반기)임
 2) 외환위기에 대한 더미변수 포함
 3) 더미변수 포함
 4) TIME² 항 포함
 5) 추정식을 $d \log w = b_1 + b_2 \cdot d \log L$ 로 변경
 출처: 우리나라를 제외한 추정결과는 van den Noord(2000)에서 인용

나. 사회보장기여금의 GDP탄력성

사회보장기여금의 GDP탄력성은 취업자 1인당 개인소득세의 임금탄력성(①)을 취업자 1인당 사회보장기여금의 임금탄력성(①')으로 대체하는 것을 제외하고는 개인소득세의 GDP탄력성과 동일한 방법으로 계산한다.

$$\begin{aligned}
 \alpha &\equiv \frac{\partial T/T}{\partial Y/Y} = \frac{\partial[(T/L) \times L]/T}{\partial Y/Y} = \frac{\partial L/L}{\partial Y/Y} + \frac{\partial(T/L)/(T/L)}{\partial Y/Y} \\
 &= \left(\frac{\partial L/L}{\partial Y/Y} \right) \times \left[1 + \left[\frac{\partial(T/L)/(T/L)}{\partial w/w} \right] \times \left(\frac{\partial w/w}{\partial L/L} \right) \right] \\
 &= \text{취업자수의 GDP탄력성} \times [1 + \text{취업자 1인당 사회보장기여금의 임금탄력성} \times \text{임금의 취업자수탄력성}] \\
 &= \text{①} \times [1 + \text{①}' \times \text{②}]
 \end{aligned}$$

(우리나라의 경우)

$$\begin{aligned}
 &= 0.36 \times [1 + 0.96 \times 1.0] \\
 &= 0.71
 \end{aligned}$$

우리나라 사회보장기여금의 GDP탄력성은 <표 8>과 같이 0.71로 추정되었는데 구체적인 산출근거는 다음과 같다.

<표 8> 사회보장기여금의 GDP탄력성 추정결과

국 가	취업자 1인당 개인소득세의 임금탄력성	취업자수의 산출탄력성	임금의 취업자수 탄력성	개인소득세의 산출탄력성
	(a)'	(b)	(c)	=b)×(1+(a)'×c)
우 리 나 라¹⁾	1.0	0.4	1.0	0.7
미 국	0.9	0.6	0.0	0.6
일 본	0.8	0.3	0.3	0.3
독 일	0.8	0.6	0.8	1.0
프 랑 스	1.0	0.5	0.1	0.5
이 탈 리 아 ¹⁾	0.9	0.3	1.0	0.6
영 국	1.0	0.8	0.6	1.2
캐 나 다	0.5	0.7	0.5	0.9
호 주	1.0	0.6	0.0	0.6
오 스트 리 아	0.8	0.4	0.3	0.5
벨 기 에	0.9	0.6	0.9	1.0
덴 마 크 ²⁾	0.9	0.6	0.2	0.7
핀 란 드	0.9	0.7	0.8	1.1
그 리 스 ²⁾	0.9	0.6	0.8	1.1
아 일 랜 드 ³⁾	1.0	0.6	0.5	0.8
네 덜 란 드 ³⁾	0.6	0.6	0.5	0.8
뉴 질 란 드 ³⁾	1.0	0.7	0.5	1.1
노 르 웨 이	0.9	0.6	0.3	0.8
포 르 투 갈 ³⁾	1.0	0.6	0.2	0.7
스 페 인 ^{2,3)}	0.8	0.6	0.5	0.8
스 웨 덴 ²⁾	0.9	0.6	0.7	1.0
평 균	0.9	0.6	0.5	0.8

주: 1) 임금의 취업자수탄력성(©)이 1이 넘어 1.0으로 제한
 2) 취업자수의 산출탄력성(ⓑ)이 1이 넘거나 0 또는 1에 가까워 OECD 평균인 0.6으로 제한
 3) 취업자수의 산출탄력성(©)이 음수로 나와 OECD평균인 0.5로 제한
 출처: 우리나라를 제외한 추정결과는 van den Noord(2000)에서 인용

취업자 1인당 사회보장기여금의 임금탄력성(㉑')은 대표적 근로자 가구의 한계세율과 평균세율의 비율(=한계세율/평균세율)로 계산하는데 우리나라의 경우에는 <표 9>와 같이 0.96으로 추정되었다.

<표 9> 취업자 1인당 사회보장기여금의 임금탄력성

소득분위	소득		사회보장기여금		
	분위별 소득액	소득점유율	평균세율 ¹⁾	한계세율 ¹⁾	임금탄력성 ²⁾ (a')
1분위	8,202,060	0.029	14.3	14.3	1.00
2분위	13,378,332	0.047	14.3	14.3	1.00
3분위	16,675,224	0.058	14.3	14.3	1.00
4분위	19,632,060	0.069	14.3	14.0	0.98
5분위	22,633,668	0.079	14.2	13.9	0.98
6분위	26,068,128	0.091	14.2	13.9	0.98
7분위	30,030,624	0.105	14.1	13.7	0.97
8분위	34,887,228	0.122	14.1	13.7	0.97
9분위	42,233,976	0.147	14.0	13.2	0.94
10분위	72,636,732	0.254	13.4	12.5	0.93
가중평균 ³⁾					0.96

주: 1) OECD의 Tax Calculator를 이용하여 추정

2) 한계세율/평균세율

3) 소득점유율로 가중평균

한편, 취업자수의 GDP탄력성(㉒) 및 임금의 취업자수탄력성(㉓)은 앞에서 구한 0.36 및 1.0을 이용하였다.

다. 법인세의 GDP탄력성

법인세는 세율(tax rate)은 일정한데 반해 세원(tax base)이 경기 상황에 따라 변동한다고 보아 다음과 같이 GDP탄력성을 계산한다.

$$\begin{aligned}
 \alpha &\equiv \frac{\partial T/T}{\partial Y/Y} = \frac{\partial Z/Z}{\partial Y/Y} = \frac{\partial(Y-wL)/Z}{\partial Y/Y} \\
 &= \left[1 - \left(1 - \frac{Z}{Y}\right) \times \left(\frac{\partial L/L}{\partial Y/Y}\right) \times \left(1 + \frac{\partial w/w}{\partial L/L}\right) \right] \times \frac{Y}{Z} \\
 &= [1 - (1 - \text{영업잉여/GDP}) \times \text{취업자수의 GDP탄력성} \\
 &\quad \times (1 + \text{임금의 취업자수탄력성})] \times \text{GDP/영업잉여} \\
 &= [1 - (1 - \text{㉔}) \times \text{㉕} \times (1 + \text{㉖})] \times 1/\text{㉔} \\
 &\quad \text{단, Z(기업 이윤)}
 \end{aligned}$$

(우리나라의 경우)

$$\begin{aligned}
 &= [1 - (1 - 0.439) \times 0.36 \times (1 + 1.0)] \times 1/0.439 \\
 &= 1.36
 \end{aligned}$$

우리나라 법인세의 GDP탄력성은 <표 10>과 같이 1.36으로 추정되었는데 구체적인 산출근거는 다음과 같다.

<표 10> 법인세의 GDP탄력성 추정결과

국 가	국민소득 중 영업잉여의 평균 비중	취업자수의 GDP탄력성	임금의 취업자수 탄력성	법인세의 GDP탄력성
	㉔	㉕	㉖	$=\{1 - (1 - \text{㉔}) \times \text{㉕} \times (1 + \text{㉖})\} \times 1/\text{㉔}$
우리나라	43.9%	0.4	1.0	1.4
미국	30.8%	0.6	0.0	1.8
일본	37.4%	0.3	0.3	2.1
독일	33.8%	0.6	0.8	0.8
프랑스	35.2%	0.5	0.1	1.8
이탈리아	46.7%	0.3	1.0	1.4
영국	30.6%	0.8	0.6	0.6
캐나다	31.0%	0.7	0.5	1.0
호주	39.8%	0.6	0.0	1.6
오스트리아	33.9%	0.4	0.3	1.9

<표 10>의 계속

국 가	국민소득 중 영업잉여의 평균 비중	취업자수의 GDP탄력성	임금의 취업자수 탄력성	법인세의 GDP탄력성
	㉔	㉔	㉔	$=\{1-(1-\text{㉔})\times\text{㉔}\times(1+\text{㉔})\}\times 1/\text{㉔}$
벨 기 에	37.8%	0.6	0.9	0.9
덴 마 크	32.7%	0.6	0.2	1.6
핀 란 드	34.7%	0.7	0.8	0.7
그 리 스	56.2%	0.6	0.8	0.9
아 일 란 드	43.5%	0.6	0.5	1.2
네 델 란 드	37.9%	0.6	0.5	1.1
뉴 질 란 드	42.4%	0.7	0.5	0.9
노 르 웨 이	40.1%	0.6	0.3	1.3
포 르 투 갈	41.9%	0.6	0.2	1.4
스 페 인	44.2%	0.6	0.5	1.1
스 웨 덴	29.8%	0.6	0.7	0.9
평 균	38.0%	0.6	0.5	1.3

출처: 우리나라를 제외한 추정결과는 van den Noord(2000)에서 인용

여기서 국민소득 중 영업잉여의 평균 비중(㉔)은 「국민계정」의 국민소득(NI) 중에서 영업잉여가 차지하는 평균비중으로 계산하는데, 우리나라의 경우에는 <표 11>과 같이 0.439로 계산되었다.

<표 11> 영업잉여의 비중

연 도	영업잉여의 비중
1990년	0.452
1991년	0.444
1992년	0.446
1993년	0.449
1994년	0.449
1995년	0.426
1996년	0.400
1997년	0.417
1998년	0.444
1999년	0.459
1990~1999년 평균	0.439

한편, 취업자수의 GDP탄력성(㉑) 및 임금의 취업자수탄력성(㉒)은 앞에서 구한 0.36 및 1.0을 이용하였다.

라. 간접세의 GDP탄력성

간접세수도 세율은 일정한데 반해 세원인 민간소비가 경기에 대해 변동한다고 보아 다음 식을 추정하여 구해진 민간소비의 GDP탄력성이 간접세의 GDP탄력성이 된다.

$$\log\left(\frac{C}{Y^*}\right) = c_0 + c_1 \cdot \text{TIME} + c_2 \log\left(\frac{Y}{Y^*}\right)$$

단, C(민간소비)

우리나라 간접세의 GDP탄력성은 <표 12>와 같이 0.80으로 추정되었는데 구체적인 산출근거는 다음과 같다.

마. 비이자 경상지출의 GDP탄력성

비이자 경상지출(current primary expenditure)은 실업관련 재정지출의 변동(이것은 실업수당지급률이 일정하므로 실업자수에 비례한다)에 비례하여 변동한다고 보아 다음과 같이 비이자 경상지출의 GDP탄력성을 계산한다.

$$\begin{aligned} \beta &\equiv \frac{\partial G/G}{\partial Y/Y} = \frac{UB}{G} \times \frac{\partial UB/UB}{\partial Y/Y} = \frac{UB}{G} \times \left(\frac{\partial U/U}{\partial Y/Y} \right) \\ &= \frac{UB}{G} \times \left(\frac{\partial L^s/L}{\partial L} \times \frac{\partial L/U}{Y/Y} \right) \\ &= - \frac{UB}{G} \times \left(\frac{\partial L/L}{\partial Y/Y} \right) \times \left[\left\{ \left[1 - \left(\frac{\partial L^s/L^s}{\partial L/L} \right) \right] / \left[\frac{U}{L^s} \right] \right\} - 1 \right] \end{aligned}$$

$$= -\text{실업관련 재정지출의 비중} \times \text{취업자수의 GDP탄력성} \times [(1 - \text{경제활동인구의 취업자수탄력성}) / \text{물가안정실업률} - 1]$$

$$= -\text{e} \times \text{b} \times \{ (1 - \text{f}) / \text{g} - 1 \}$$

단, UB는 실업수당 등 실업 관련 재정지출, LS는 노동공급 즉, 경제활동인구, U는 실업자수

<표 12> 민간소비의 GDP탄력성 추정결과

추정식: $\log\left(\frac{C}{Y^*}\right) = C_0 + C_1 \cdot \text{TIME} + C_2 \cdot \log\left(\frac{Y}{Y^*}\right)^{1)}$

국 가	a_2 추정치	(t-값)	$\overline{R^2}$
우 리 나 라	0.80	(1.8)	0.93
미 국	0.94	12.6	0.88
일 본	0.46	7.5	0.79
독 일	0.95	3.6	0.65
프 랑 스	0.68	7.1	0.73
이 탈 리 아	1.36	7.7	0.74
영 국	1.10	9.0	0.77
캐 나 다	0.73	10.4	0.85
호 주	0.40	3.5	0.43
오 스트 리 아	0.53	2.0	0.54
벨 기 예	0.89	8.9	0.79
덴 마 크	1.59	15.0	0.91
핀 란 드	0.90	11.6	0.91
그 리 스	0.75	3.1	0.57
아 일 랜드	0.47	2.5	0.91
네 덜 란 드	0.74	4.3	0.52
뉴 질 랜드	1.15	4.3	0.26
노 르 웨 이	1.58	11.6	0.83
포 르 투 갈	0.64	5.7	0.74
스 페 인	1.20	12.5	0.89
스 웨 덴	0.86	5.3	0.88

주: 1) 추정기간은 1985년 상반기~1998년 하반기(우리나라는 1985년 상반기~2000년 하반기)이며 2SLS로 추정함.
출처: 우리나라를 제외한 추정결과는 van den Noord(2000)에서 인용

(우리나라의 경우)

$$= -0.064 \times 0.36 \times [(1 - 0.48) / 3.9\% - 1]$$

$$= -0.28$$

우리나라 비이자 경상지출의 GDP탄력성은 <표 13>과 같이 0.28로 추정되었는데 구체적인 산출근거는 다음과 같다.

<표 13> 재정지출의 GDP탄력성 추정결과

국 가	취업자수의 GDP 탄력성	경제활동 인구의 취업자수 탄력성	NAIRU	실업 관련 재정지출의 총지출 비중	실업 관련 재정지출의 GDP탄력성	재정지출의 GDP 탄력성
	(b)	(f)	(g)	(e)	$(h) = (b) \times \{ (1 - (f)) / (g) - 1 \}$	$= (e) \times (h)$
우리 나라	0.4	0.5	3.9%	6.4% ¹⁾	△4.4	△0.3
미 국	0.6	0.3	5.7	1.4%	△7.0	△0.1
일 본	0.3	0.5	2.7	2.0%	△4.7	△0.1
독 일	0.6	0.8	8.7	8.6%	△0.8	△0.1
프 랑 스 ²⁾	0.5	0.0	10.0	6.7%	△4.5	△0.3
이탈 리아	0.3	0.2	9.5	5.2%	△2.5	△0.1
영 국	0.8	0.3	8.4	3.9%	△5.5	△0.2
캐 나 다	0.7	0.2	9.3	4.4%	△5.0	△0.2
호 주	0.6	0.2	9.0	6.0%	△4.4	△0.3
오스트리아	0.4	0.8	5.5	4.0%	△1.2	0.0
벨 기 에 ²⁾	0.6	0.0	11.3	9.4%	△4.4	△0.4
덴 마 크 ²⁾	0.6	0.0	9.9	11.9%	△5.6	△0.7
핀 란 드	0.7	0.1	10.4	8.5%	△5.2	△0.4
그 리 스	0.6	1.0	8.9	2.9%	0.6	0.0
아일 랜드	0.6	0.3	13.0	13.9%	△2.7	△0.4
네덜란드	0.6	0.2	6.3	12.7%	△7.7	△1.0
뉴질랜드	0.7	0.3	7.2	5.7%	△6.7	△0.4
노르웨이	0.6	0.5	4.9	3.5%	△6.1	△0.2
포르투갈	0.6	0.5	5.7	4.8%	△4.2	△0.2
스페인	0.6	0.1	20.2	6.8%	△2.1	△0.1
스웨덴	0.6	0.4	4.6	7.8%	△7.0	△0.5
평 균	0.6	0.3	8.6	6.5%	△4.3	△0.3

주: 1) 1990년~2000년 평균 비중

2) 경제활동인구의 취업자수탄력성이 음수로 추정되어 0으로 제한

출처: 우리나라를 제외한 추정결과는 van den Noord(2000)에서 인용

실업관련 재정지출이 비이자 경상지출에서 차지하는 평균비중 (㉔) 계산시 실업관련 재정지출에 포함되는 지출항목은 공공근로사업, 직업훈련, 청년실업대책, 취업관련 보조금, 장애인고용대책, 실업급여 등이며, 우리나라의 경우 동 비중은 <표 14>와 같이 6.4%로 계산되었다.

<표 14> 비이자 경상지출의 산출탄력성

(단위: 십억원)

	실업관련 재정지출	비이자 경상지출	비중
1990	1,003	24,133	0.042
1991	956	29,962	0.032
1992	1,635	35,623	0.046
1993	2,152	40,149	0.054
1994	1,957	45,664	0.043
1995	2,671	52,262	0.051
1996	3,475	59,968	0.058
1997	6,694	66,522	0.101
1998	5,732	73,681	0.078
1999	11,973	79,499	0.151
2000	4,213	85,198	0.049
90~00 평균			0.064

한편, ㉕는 <부록>에서 추정된 NAIRU(물가안정실업률)를 이용하는데 우리나라의 경우에는 1999~2000년 평균치인 3.9%를 이용하였다. 취업자수의 GDP탄력성(㉖)은 앞에서 구한 0.36을 이용하였다.

경제활동인구의 취업자수탄력성(㉗)은 다음 식을 추정하여 구할 수 있는데 우리나라의 경우에는 <표 15>과 같이 0.48로 추정되었다.

$$\log\left(\frac{L^S}{L^*}\right) = d_0 + d_1 \cdot \text{TIME} + d_2 \cdot \log\left(\frac{L}{L^*}\right)$$

<표 15> 경제활동인구의 취업자수탄력성 추정결과

추정식: $\log\left(\frac{L^S}{L^*}\right) = d_0 + d_1 \cdot \text{TIME} + d_2 \cdot \log\left(\frac{L}{L^*}\right)^{1)}$

국 가	a_2 추정치	(t-값)	$\overline{R^2}$
우 리 나 라²⁾	0.48	(10.0)	0.87
미 국	0.29	(3.7)	0.92
일 본	0.50	(7.4)	0.90
독 일 ³⁾	0.80	(9.7)	0.90
프 랑 스	△0.11	(△2.1)	0.97
이 탈 리 아	0.22	(1.7)	0.62
영 국	0.30	(8.2)	0.94
캐 나 다	0.24	(8.9)	0.97
호 주	0.23	(3.3)	0.32
오 스 트 리 아	0.79	(19.1)	0.97
벨 기 에	△0.13	(△1.2)	0.47
덴 마 크	△0.16	(△0.9)	0.58
핀 란 드	0.07	(1.8)	0.93
그 리 스	1.05	(10.4)	0.82
아 일 랜 드	0.26	(2.4)	0.93
네 델 란 드	0.18	(1.7)	0.85
뉴 질 랜 드	0.28	(6.5)	0.65
노 르 웨 이	0.49	(12.5)	0.88
포 르 투 갈 ⁴⁾	0.54	(5.9)	0.93
스 페 인	0.10	(1.8)	0.07
스 웨 덴	0.42	(11.9)	0.90

주: 1) 추정기간은 1985년 상반기~1998년 하반기(우리나라는 1988년 상반기~2000년 상반기)임

2) 외환위기에 대한 더미변수 포함

3) 더미변수 포함

4) 추정식을 $d \log L^S = d_1 + d_2 \cdot d \log L$ 로 변경

출처: 우리나라를 제외한 추정결과는 van den Noord(2000)에서 인용

3. 구조적 재정수지 추정

OECD에서는 국민경제체계(SNA: System of National Accounts)에 포함된 세입·세출 데이터를 이용하여 회원국들의 구조적 재정수지를 추정하고 있으므로 다른 OECD국가들의 구조적 재정수지 추정결과와 비교 분석이 가능하도록 국민계정 데이터를 이용하여 우리나라의 구조적 재정수지를 추정하였다. 세입통계는 국민계정체계의 「제도부문별 소득계정」상의 일반정부에 대한 원천(Resources) 데이터를 이용하였으며, 세출통계는 「일반정부의 목적별 주요지출」상의 데이터를 이용하였다. 다만 IMF 경제위기 이후 공적자금 투입에 따른 예금보험공사채 등 정부지급보증채에 대한 이자를 형식상으로는 재정용자특별회계에서 예금보험공사 등에 무이자 용자하는 형태를 취하고 있으나 사실상 정부에서 이자를 지급한 것이므로 동 규모를 재정지출 항목 중 이자지급에 포함시켰다(<표 16> 참조).

이와 더불어 본 연구에서는 우리나라의 경우 재정당국을 비롯하여 학계, 재정전문가들이 재정수지 및 재정정책을 논의할 때 IMF의 국제적인 공통기준에 따라 작성된 통합재정(GFS: Government Finance Statistics) 데이터를 주로 이용하고 있는 점을 감안하여 통합재정수지를 기준으로 한 세입·세출 데이터를 이용한 재정수지 분해도 병행하였다.

그런데 우리나라 GFS 및 SNA의 경우에는 재정에 대한 통계작성 범위와 방식이 서로 달라 세입·세출 통계에서 차이가 발생하고 있어 두 가지 통계에 의한 분석결과를 해석할 때 유의해야 한다. 우선 통합재정에서는 일반회계, 5개 기업특별회계 및 18개 기타 특별회계, 외국환평형기금을 제외한 41개 공공기금을 포함시키고 있는 반면 지방정부, 국민건강보험, 공공비영리기관 등은 제외하고 있다. 그러나 국민계정은 일반정부의 범위에 중앙정부뿐만 아니라 광역시·도·시·군의 지방자치단체와 정부시책에 의해 가입이 의무

III. OECD방식에 의한 구조적 재정수지 추정 121

화되어 있는 산업재해보상보험이나 국민건강보험 등 정부가 자금을 관리·통제하는 사회보장기금, 정부출연연구기관 등 공공비영리기관도 포함시키고 있다. 또한 재정수지의 경우 국민계정상의 정부부문 저축투자차액은 지금까지 대부분 흑자를 보여 온 반면, 통합재정수지는 적자와 흑자를 반복해 오고 있다. 재정수지의 대부분의 차이는 주로 재정용자를 재정지출에 포함시키는지의 여부에 기인한다. 국민계정에서는 재정용자를 재정지출에 포함시키지 않고 보전거래로 분류하고 있어 통합재정수지에 비해 그만큼 재정흑자가 많아지는 것이다.

[그림 8] 두 데이터에 의한 재정수지 비교



앞에서 추정된 잠재GDP 및 GDP탄력성을 이용하여 우리나라 통합재정수지 및 국민계정상의 재정수지를 구조적 재정수지와 경기적 재정수지로 분해한 결과를 <표 18>, <표 19> 및 [그림 9], [그림 10]에 요약·정리하였다.

한편 [그림 11]에서는 GDP 갭으로 나타낸 경기상황과 통합재정수지 및 통합재정통계를 이용하여 추정한 구조적 재정수지를 G7국가들과 비교하고 있다. 가장 눈에 띄는 점은 재정적자가 상당기간 지속되거나 그러한 경험을 가진 G7국가들과는 달리 우리나라의 경우에는 재정수지가 경제위기 이후 일시적으로 악화되었던 기간을 제외하고는 대체로 균형을 유지하고 있으며 재정수지 적자규모도 그리 크지 않다. 경기적 요인을 제거한 구조적 재정수지에 대해서도 거의 비슷한 결론을 내릴 수 있다.

<표 16> 국민계정(SNA) 데이터

「제도부문별 소득계정」상의 일반정부	OECD 및 본 보고서의 분류
<본원소득분배계정> 피용자보수 영업잉여 간접세 보조금 재산소득 (이자) (법인기업분배소득) (임료)	(해당사항 없음) (해당사항 없음) 간접세(T ₄) 제외수입 및 자본수입
순본원소득잔액(NNI) 총본원소득잔액(GNI)	
<2차소득분배계정> 직접세 (개인소득세) (법인세) 사회부담금 기타경상이전	개인소득세(T ₁) 법인세(T ₃) 사회보장기여금(T ₂) 제외수입 및 자본수입
순처분가능소득(NDI) 총처분가능소득(GDI)	
「일반정부의 목적별 주요지출」	OECD 및 본 보고서의 분류
최종소비지출 보조금 사회보장수혜금 및 사회부조금 기타경상이전 (이자지급)	ㄱ 비이자 경상지출(G) ㄴ - 이가지급을 제외하고는 비이자 경상지출(G) 이가지급
총고정자본형성 자본이전	※ 금융구조조정을 위한 정부지급보 증채권에 대한 이자 용자를 이자 지급으로 간주하여 포함시킴 ㄱ 자본지출 ㄴ

<표 17> 통합재정(GFS) 데이터

「통합재정」상의 중앙정부	OECD 및 본 보고서의 분류
(재정수입) I. 총수입 및 무상원조 II. 총수입(=Ⅲ+Ⅵ) III. 경상수입(=Ⅳ+Ⅴ) IV. 조세수입 1. 소득 및 이익세 1.1 개인소득세 1.2 법인세 1.3 기타 소득 및 이익세 2. 사회보장기여금 3. 급여 및 인력세 4. 재산세 5. 재화 및 용역세 6. 국제무역거래세 7. 기타 조세 V. 세외수입 VI. 자본수입 VII. 무상원조	개인소득세(T ₁) 법인세(T ₃) 개인소득세와 법인세에 96:4 ¹⁾ 로 배분(T ₁ &T ₃) 사회보장기여금(T ₂) (실적없음) 개인소득세와 법인세에 96:4 ¹⁾ 로 배분(T ₁ &T ₃) ㄱ 간접세(T ₄) ㄴ 세외수입 자본수입 (실적없음)
(재정지출 및 순융자) I. 총지출 및 순융자(Ⅱ+Ⅴ) II. 총지출(Ⅲ+Ⅳ) III. 경상지출 1. 재화 및 용역 2. 이자지급 3. 보조금 및 경상이전 IV. 자본지출 V. 순융자	비이자 경상지출(G) 이자지급 비이자 경상지출(G) 자본지출 순융자

주: 1) 개인소득세와 법인세의 상대적 비중(1990~1999년 평균)임

III. OECD방식에 의한 구조적 재정수지 추정 125

<표 18> 국민계정 통계에 의한 재정수지 분해 결과

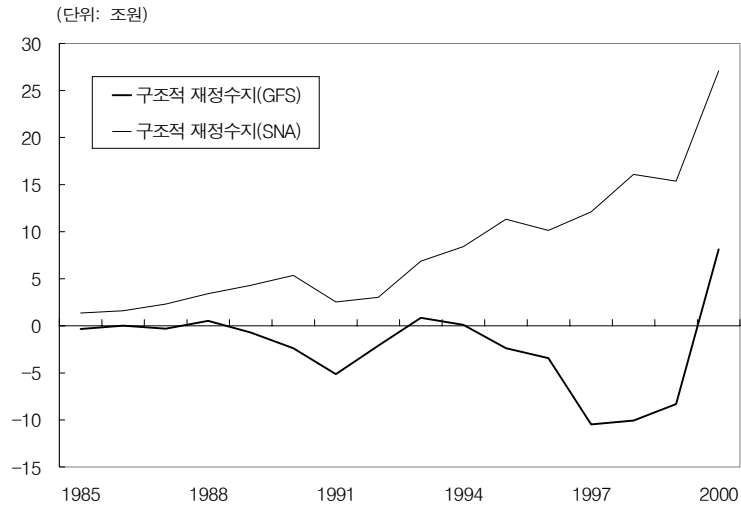
(단위:조원)	경상수입					경상지출		순자본지출	재정수지
	소계	개인소득세	사회보장기여금	법인세	간접세	소계	비이자경상지출		
<실제 재정수지>									
1985	15.4	2.1	0.8	1.7	9.9	11.0	10.3	3.5	0.9
1986	17.7	2.5	0.9	1.8	11.4	12.5	11.8	3.6	1.5
1987	20.9	3.2	1.2	2.3	13.1	14.2	13.4	3.8	3.0
1988	26.3	4.4	2.0	3.2	15.2	16.6	15.8	5.0	4.7
1989	31.0	5.1	2.7	4.6	16.8	20.2	19.5	5.7	5.1
1990	39.0	6.9	3.4	4.9	21.4	24.9	24.1	7.7	6.3
1991	46.0	8.2	4.0	5.9	24.7	30.9	30.0	11.2	3.9
1992	54.1	9.8	5.0	6.7	28.7	36.7	35.6	14.0	3.5
1993	62.6	11.7	7.2	6.7	32.3	41.4	40.1	14.4	6.8
1994	73.6	13.9	7.8	8.3	38.7	47.0	45.7	16.6	10.0
1995	88.8	17.5	8.9	10.0	45.6	54.0	52.3	18.9	15.9
1996	102.5	19.2	11.6	10.7	53.4	61.7	60.0	25.0	15.8
1997	114.0	19.8	13.4	10.8	59.9	68.4	66.5	29.2	16.5
1998	115.9	22.9	15.8	12.1	52.4	79.8	73.7	31.2	5.0
1999	127.1	20.3	18.4	11.4	63.6	88.3	79.5	29.3	9.5
2000	144.9	26.4	20.6	14.8	71.4	94.4	85.2	25.1	25.4
<구조적 재정수지>									
1985	15.8	2.2	0.8	1.7	10.1	10.9	10.3	3.5	1.4
1986	17.7	2.5	0.9	1.9	11.4	12.5	11.8	3.6	1.6
1987	20.4	3.1	1.1	2.3	12.7	14.3	13.5	3.8	2.3
1988	25.2	4.1	2.0	3.0	14.6	16.8	16.1	5.0	3.4
1989	30.3	5.0	2.6	4.4	16.5	20.3	19.6	5.7	4.3
1990	38.2	6.7	3.3	4.8	21.0	25.1	24.3	7.7	5.4
1991	44.9	7.8	3.9	5.7	24.2	31.2	30.2	11.2	2.5
1992	53.7	9.7	5.0	6.5	28.6	36.7	35.7	14.0	3.0
1993	62.6	11.7	7.2	6.6	32.4	41.4	40.1	14.4	6.9
1994	72.3	13.4	7.7	8.2	38.0	47.3	46.0	16.6	8.4
1995	85.0	16.3	8.5	9.6	43.8	54.7	53.0	18.9	11.3
1996	97.8	17.8	11.2	10.0	51.1	62.6	60.9	25.0	10.1
1997	110.3	18.8	13.1	10.1	58.2	69.1	67.2	29.2	12.1
1998	125.0	26.2	17.0	12.3	56.8	77.7	71.6	31.2	16.1
1999	132.1	21.4	18.9	12.7	65.6	87.4	78.6	29.3	15.4
2000	146.4	26.7	20.7	15.4	71.9	94.2	85.0	25.1	27.1
<경기적 재정수지>									
1985	△0.3	△0.1	0.0	△0.1	△0.2	0.1	0.1	0.0	△0.4
1986	△0.1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	△0.1
1987	0.5	0.1	0.0	0.0	0.3	△0.1	△0.1	0.0	0.6
1988	1.1	0.3	0.1	0.2	0.6	△0.2	△0.2	0.0	1.3
1989	0.7	0.1	0.0	0.2	0.3	△0.1	△0.1	0.0	0.8
1990	0.8	0.2	0.1	0.1	0.4	△0.2	△0.2	0.0	1.0
1991	1.1	0.3	0.1	0.2	0.6	△0.2	△0.2	0.0	1.4
1992	0.4	0.1	0.0	0.2	0.1	△0.1	△0.1	0.0	0.5
1993	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	△0.1
1994	1.3	0.4	0.1	0.1	0.7	△0.3	△0.3	0.0	1.6
1995	3.8	1.2	0.3	0.4	1.8	△0.8	△0.8	0.0	4.5
1996	4.7	1.4	0.4	0.7	2.2	△0.9	△0.9	0.0	5.7
1997	3.7	1.0	0.3	0.7	1.7	△0.7	△0.7	0.0	4.4
1998	△9.1	△3.4	△1.2	△0.2	△4.4	2.1	2.1	0.0	△11.1
1999	△5.0	△1.1	△0.5	△1.3	△2.0	0.9	0.9	0.0	△5.9
2000	△1.5	△0.3	△0.1	△0.6	△0.5	0.2	0.2	0.0	△1.7

<표 19> 통합재정 통계에 의한 재정수지 분해 결과

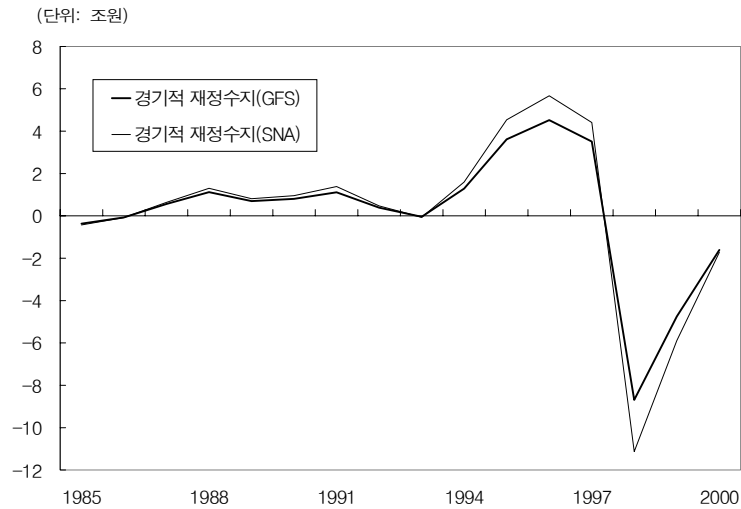
(단위:조원)	중앙정부 총수입					중앙정부 총지출 및 순융자		중앙정부 수지	통합재정 수지
	소계	개인 소득세	사회보장 기여금	법인세	간접세	소계	비이자 경상지출		
<실체 재정수지>									
1985	13.9	1.9	0.2	1.6	8.3	14.9	10.5	△0.9	△0.7
1986	15.8	2.3	0.2	1.7	9.6	15.9	11.7	△0.1	△0.1
1987	18.7	3.0	0.3	2.4	10.9	18.2	13.2	0.5	0.3
1988	22.9	4.1	0.9	3.2	12.3	20.9	15.6	2.0	1.6
1989	26.0	5.2	1.1	4.4	11.7	25.7	19.2	0.3	0.0
1990	32.1	6.7	1.5	4.7	15.6	33.3	23.4	△1.2	△1.6
1991	36.8	7.2	1.8	4.6	18.6	40.3	28.7	△3.5	△4.0
1992	43.8	8.8	2.4	5.9	20.6	45.0	33.9	△1.2	△1.7
1993	50.8	10.9	4.1	5.9	22.7	49.0	37.9	1.7	0.8
1994	61.1	12.9	4.6	7.4	26.9	60.1	43.9	1.0	1.4
1995	72.1	15.3	5.4	8.7	32.8	71.1	47.7	1.0	1.2
1996	84.3	16.3	7.4	9.4	39.4	83.8	53.9	0.4	1.1
1997	92.1	16.5	8.5	9.4	44.0	99.1	60.2	△7.0	△7.0
1998	95.5	18.6	10.5	10.8	38.4	112.4	66.1	△17.0	△18.8
1999	105.9	19.1	12.0	9.4	47.2	118.1	69.1	△12.3	△13.1
2000	134.0	21.8	14.8	17.9	53.3	126.8	79.8	7.3	6.5
<구조적 재정수지>									
1985	14.2	2.0	0.2	1.7	8.5	14.8	10.5	△0.6	△0.3
1986	15.9	2.3	0.2	1.8	9.6	15.9	11.7	0.0	0.0
1987	18.2	2.9	0.3	2.4	10.6	18.3	13.3	△0.1	△0.3
1988	22.0	3.8	0.8	3.0	11.8	21.1	15.8	0.9	0.5
1989	25.4	5.0	1.1	4.1	11.5	25.8	19.3	△0.4	△0.7
1990	31.4	6.5	1.4	4.5	15.3	33.4	23.5	△2.0	△2.4
1991	35.9	6.9	1.8	4.4	18.2	40.5	29.0	△4.6	△5.1
1992	43.5	8.7	2.4	5.8	20.5	45.0	34.0	△1.6	△2.1
1993	50.8	10.9	4.2	5.8	22.7	49.0	37.8	1.8	0.9
1994	60.1	12.5	4.5	7.3	26.5	60.4	44.1	△0.3	0.1
1995	69.2	14.2	5.2	8.3	31.5	71.7	48.4	△2.6	△2.4
1996	80.6	15.1	7.1	8.7	37.7	84.7	54.7	△4.1	△3.4
1997	89.3	15.6	8.3	8.8	42.8	99.8	60.9	△10.5	△10.5
1998	102.4	21.3	11.3	10.9	41.6	110.6	64.3	△8.3	△10.1
1999	109.9	20.2	12.3	10.4	48.7	117.4	68.3	△7.5	△8.3
2000	135.5	22.0	14.9	18.6	53.6	126.6	79.6	8.9	8.1
<경기적 재정수지>									
1985	△0.3	△0.1	0.0	△0.1	△0.2	0.1	0.1	△0.4	△0.4
1986	△0.1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	△0.1	△0.1
1987	0.4	0.1	0.0	0.0	0.3	△0.1	△0.1	0.6	0.6
1988	0.9	0.3	0.0	0.2	0.5	△0.2	△0.2	1.1	1.1
1989	0.6	0.1	0.0	0.2	0.2	△0.1	△0.1	0.7	0.7
1990	0.6	0.2	0.0	0.1	0.3	△0.2	△0.2	0.8	0.8
1991	0.9	0.3	0.0	0.2	0.4	△0.2	△0.2	1.1	1.1
1992	0.3	0.1	0.0	0.2	0.1	△0.1	△0.1	0.4	0.4
1993	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
1994	1.0	0.4	0.1	0.1	0.5	△0.3	△0.3	1.3	1.3
1995	2.9	1.0	0.2	0.4	1.3	△0.7	△0.7	3.6	3.6
1996	3.7	1.2	0.3	0.6	1.6	△0.8	△0.8	4.5	4.5
1997	2.9	0.8	0.2	0.6	1.3	△0.6	△0.6	3.5	3.5
1998	△6.9	△2.7	△0.8	△0.2	△3.2	1.8	1.8	△8.7	△8.7
1999	△4.0	△1.1	△0.3	△1.1	△1.5	0.8	0.8	△4.8	△4.8
2000	△1.4	△0.3	△0.1	△0.7	△0.4	0.2	0.2	△1.6	△1.6

III. OECD방식에 의한 구조적 재정수지 추정 127

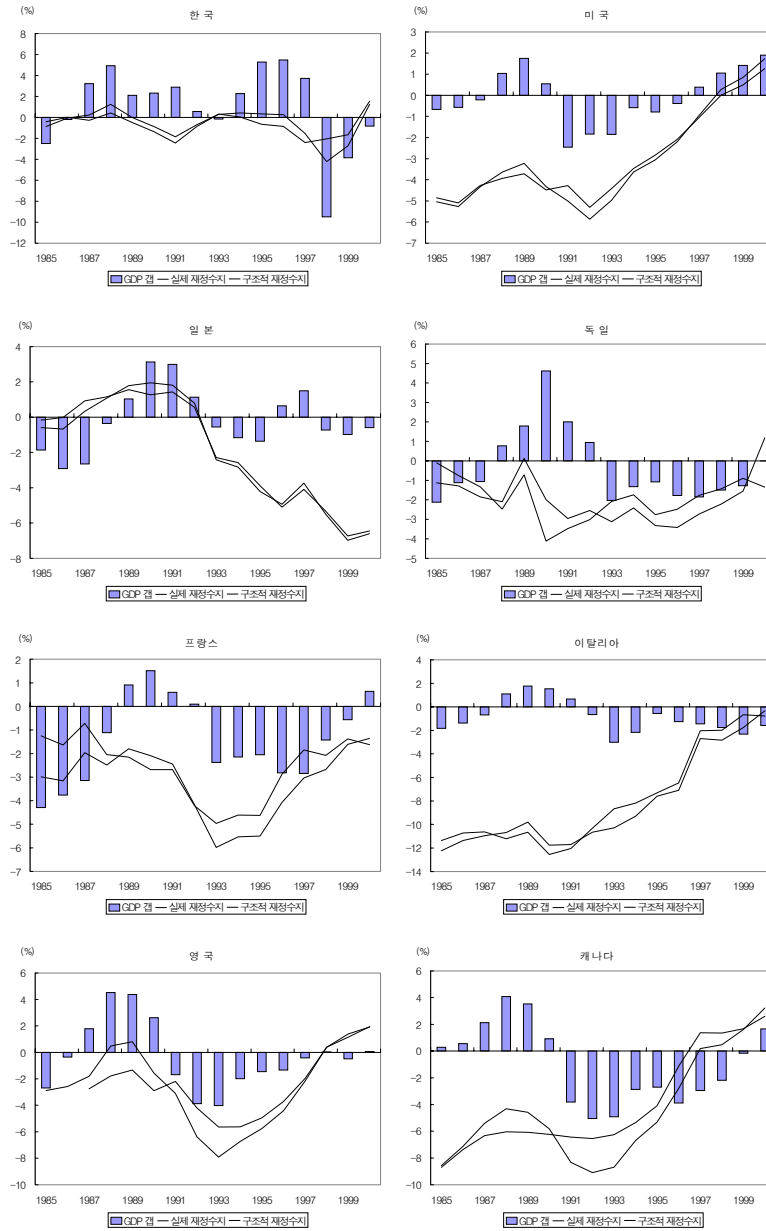
[그림 9] 구조적 재정수지 추이



[그림 10] 경기적 재정수지 추이



[그림 11] G7국가들과의 구조적 재정수지 비교



IV. 자동안정화 기능 및 재량적 정책의 국제비교

여기에서는 제Ⅱ장에서 살펴본 재정정책과 경기변동과의 관계에 기초하여 그간의 우리나라 재정의 자동안정화 장치 및 재량적 재정 정책, 나아가 전반적인 재정정책이 경기상황 변화에 따라 어떻게 작동했는지를 살펴본 후, G7국가들과 비교하여 어떤 평가를 받을 수 있을지에 대해서도 분석하였다. 재정용자를 포함하지 않고 있는 국민계정상의 재정수지가 항상 흑자였고 G7국가들과는 달리 재정에서 차지하는 비중이 큰 재정용자가 경기변동에 민감하다는 점 등을 감안하여 여기에서는 통합재정수지에 한정하여 분석하기로 한다.

1. 자동안정화 기능

우선 우리나라 조세·재정제도 자체에 내재되어 있는 자동안정화 기능이 어느 정도 발휘되고 있는지를 분석해 보자. 자동안정화 장치의 경기안정화 효과는 정부재정이 국민경제에서 차지하는 비중이 클수록([그림 12] 참조), 재정수입 및 재정지출의 GDP탄력성이 클수록, 누진도가 높아 세수의 GDP탄력성이 큰 세목이 총조세수입에서 차지하는 비중이 높을수록 커진다.

추정된 우리나라 재정수입의 GDP탄력성(<표 3> 및 <표 20> 참조)을 보면 소득세와 법인세는 탄력성이 1보다 커 탄력적으로 나타난 반면 간접세와 사회보장기여금은 비탄력적인 것으로 나타났다. 또한 선진국들의 탄력성과 비교해 보면 대부분의 조세수입이 G7국가들과 비슷한 탄력성을 보인 것과는 달리 소득세의 경우에는 우

리나라의 탄력성이 1.38로 G7국가 평균(0.90)보다 훨씬 높을 뿐만 아니라 OECD회원국들 중에서 그리스(2.2) 다음으로 가장 높은 수준이다. 이것은 우리나라 소득세의 누진도가 매우 높아 취업자 1인당 소득세의 임금탄력성이 높기 때문인 것으로 보이며, 취업자수의 GDP탄력성은 낮은 반면 임金的 취업자수탄력성이 높은 데도 일부 기인한다(<표 21>의 a) 및 c) 참조).

<표 20> 재정수입 및 재정지출의 GDP탄력성

	재정수입의 GDP탄력성				재정지출의 GDP탄력성	재정수지의 GDP탄력성 ¹⁾
	소득세	법인세	간접세	사회보장 기여금		
우리 나라	1.38	1.36	0.80	0.71	△0.28	0.21
G7 평균	0.90	1.31	0.89	0.73	△0.16	0.40
미 국	0.6	1.8	0.9	0.6	△0.1	0.28
일 본	0.4	2.1	0.5	0.3	△0.1	0.22
독 일	1.3	0.8	1.0	1.0	△0.1	0.48
프 랑 스	0.6	1.8	0.7	0.5	△0.3	0.41
이탈리아	0.8	1.4	1.3	0.6	△0.1	0.44
영 국	1.4	0.3	1.1	1.2	△0.2	0.52
캐 나 다	1.2	1.0	0.7	0.9	△0.2	0.44
OECD 평균	1.0	1.3	0.9	0.8	△0.3	0.49

주: 1) 1985년~2000년 평균. 계산공식은 본문 제IV장 제1절 참조.
출처: 우리나라를 제외한 추정결과는 van den Noord(2000)에서 인용.

<표 21> 소득세의 GDP탄성치 추정내역

	취업자 1인당 소득세의 임금탄력성	취업자수의 GDP탄력성	임금의 취업자수탄력성	소득세의 GDP탄력성
	a)	b)	c)	=b)×(1+a)×c)
우리 나라	2.83	0.36	1.00	1.38
G7 평균	1.53	0.54	0.47	0.90
OECD 평균	1.7	0.6	0.5	1.0

출처: 우리나라를 제외한 추정결과는 van den Noord(2000)에서 인용.

<표 22> 재정지출의 GDP탄성치 추정내역

	취업자수의 GDP 탄력성	경제활동 인구의 취업자수 탄력성	NAIRU	실업관련 재정지출 의 비중	실업관련 재정지출의 GDP탄력성	재정지출의 GDP탄력성
	①	②	③	④	⑤=①×{(1-②)/③-1}	= ④×⑤
우리 나라	0.36	0.48	3.9%	6.4%	△4.44	△0.3
G7 평균	0.54	0.33	7.8%	4.6%	△4.29	△0.16
OECD 평균	0.6	0.3	8.6%	6.5%	△4.3	△0.3

출처: 우리나라를 제외한 추정결과는 van den Noord(2000)에서 인용.

한편 재정지출의 탄력성은 비이자 경상지출의 GDP탄력성이 △0.28로 G7국가들보다는 높지만 다른 OECD회원국들과는 비슷한 수준을 보였다. 이것은 실업관련 재정지출의 GDP탄력성은 다른 나라와 비슷하지만 공공근로사업 및 청년실업대책관련 지출, 실업급여 및 취업관련 보조금 등 실업관련 재정지출의 비중이 선진국들보다는 상대적으로 크고 OECD국가 평균과는 비슷하기 때문인 것으로 나타났다(<표 22> 참조).

그러나 이러한 재정수입 및 재정지출의 GDP탄성치, 각 항목의 규모 등을 종합적으로 감안하여 다음과 같이 계산된 재정수지의 GDP탄력성은 0.21로 G7국가 중에서 가장 낮은 일본과 비슷한 수준이며 OECD회원국 중에서도 가장 낮은 것으로 나타났다.

$$\text{재정수지의 GDP탄력성} = \frac{\frac{\text{실제 재정수지}}{\text{실제GDP}} - \frac{\text{구조적 재정수지}}{\text{잠재GDP}}}{\frac{\text{GDP갭}}{\text{잠재GDP}}}$$

* 재정수지의 GDP탄력성은 GDP가 변동할 때 실제 재정수지에서 구조적 재정수지를 차감한 재정수지 즉, 경기적 재정수지가 변동하는 정도를 측정하는 일종의 준탄력성(semi-elasticity)임

우리나라 재정수입 및 재정지출의 GDP탄력성이 소득세를 제외하고는 다른 OECD회원국들과 비슷한 수준임에도 불구하고 재정수지의 GDP탄력성이 이처럼 매우 낮게 나타난 것은 <표 23>에서 보듯이 우리나라의 경우 재정이 국민경제에서 차지하는 비중이 상대적으로 낮은 데다 GDP탄력성이 낮은 세목인 간접세가 총조세수입에서 차지하는 비중이 다른 나라에 비해 상대적으로 높은 데 기인한다. 그러나 1997년 경제위기 이후로는 재정의 경기안정화 기능이 강화되면서 재정수지의 GDP탄력성이 상승하고 있어 재정의 자동안정화 기능이 강화되고 있는 것으로 나타났다([그림 13] 참조).

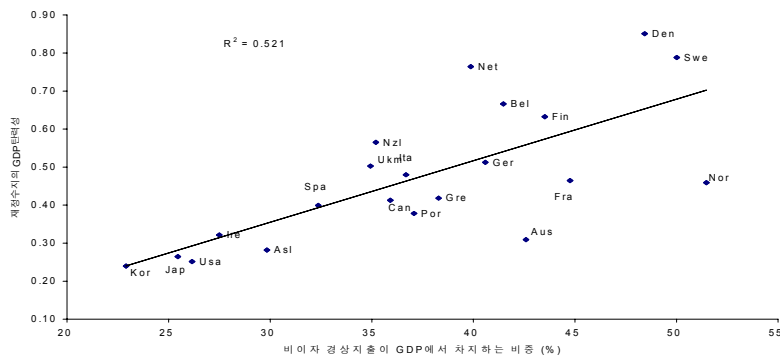
<표 23> 재정규모 및 세목별 조세수입 비중

	재정수입 (GDP비중)	재정지출 (GDP비중)	소득세 (총세입비중)	법인세 (총세입비중)	사회보장 기여금 (총세입비중)	간접세 (총세입비중)
우리 나라	18.1	16.3	19.5	14.5	6.1	59.8
G7 평균	28.8	32.7	30.9	10.6	31.6	26.9

주: 재정수입 및 재정지출 규모는 중앙정부 기준이며, 세목별 조세수입은 <표 1>의 분류기준에 의한 것임.

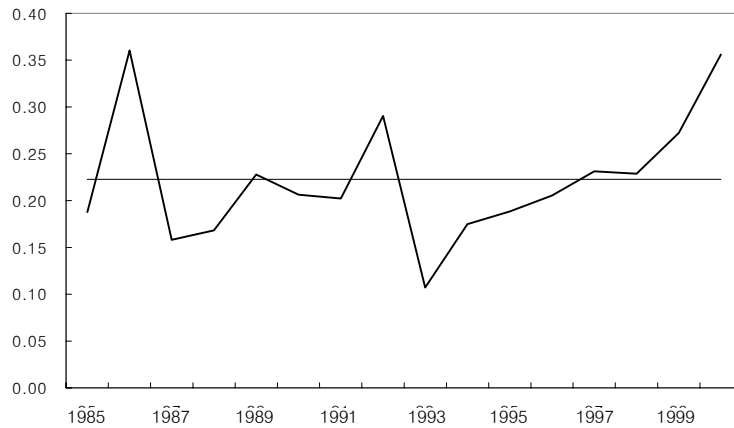
출처: IMF의 통합재정수지(GFS, 1985년~1999년) 기준임.

[그림 12] 재정규모와 자동안정화 효과의 크기
(21개 OECD국가 기준)



출처: 우리나라를 제외한 추정결과는 van den Noord(2000)에서 인용.

[그림 13] 우리나라 재정수지의 GDP탄성치 추이



2. 재량적 재정정책

이제 추정된 구조적 재정수지를 이용하여 정책당국이 수행했던 그간의 재량적 재정정책이 당시의 경기상황에 대응하여 적절하게 집행되었는지 평가해 보자.

우선 간단히 요약하면, 경기불황기(\ominus GDP갭)에는 의도적인 확장적 재정정책으로 구조적 재정수지가 적자를 보이고, 반대로 경기호황기에는 구조적 재정수지가 흑자를 보여야 재량적 재정정책이 적절하다고 평가할 수 있겠다.

그러나 이렇게 GDP갭과 구조적 재정수지의 부호만을 단순 비교하는 방법에는 GDP갭과 구조적 재정수지의 크기에 담긴 중요한 정보를 감안하지 못한다는 문제점이 있다. 특정 시점의 구조적 재정수지가 적자였더라도 전년에 비해 그 적자폭이 줄어든 것이라면 재정정책기조는 ‘전년에 비해 덜 확장적 또는 상대적으로 더 긴축적’이었다고 보는 것이 보다 적절한 판단일 수 있다. 이러한 점을 감안하여 OECD에서는 재정정책기조(Fiscal Stance, 이하 ‘FS’라

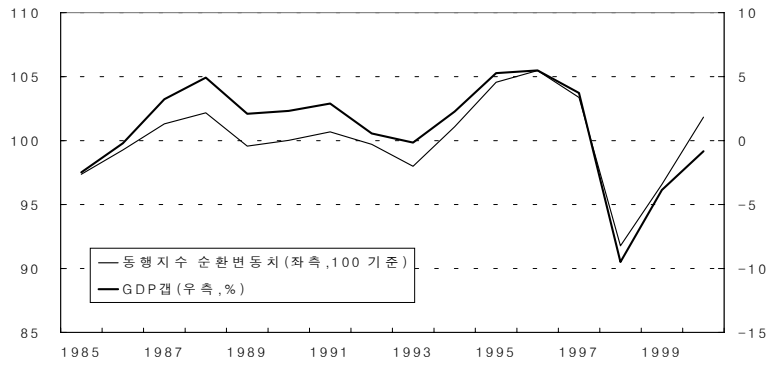
합)를 구조적 재정수지의 개선 여부(금년도 구조적 재정수지-전년도 구조적 재정수지)로 측정하고 있다.

여기서 한걸음 더 나아가 경기상황에 대해서도 GDP갭이 \ominus 이더라도 전년의 \ominus 규모보다 그 절대값이 작아진 것이라면 경기가 회복되고 있는 상황이며, \oplus 의 GDP갭이 줄어들고 있다면 경기가 악화되고 있는 것이므로 경기상황의 변화와 FS를 대비시켜 보는 방법도 고려해 볼 수 있겠다.

<표 25>에는 이러한 세 가지 판단기준에 따라 1985~2000년중 우리나라의 재량적 재정정책이 경기상황에 비추어 적절했는지를 평가한 결과가 요약되어 있다. 대체로 정책당국이 재량적 재정정책을 경기호황기에 비해 경기불황기에 보다 적절하게 집행한 것으로 나타났으며, 경기상황을 GDP갭보다 더 잘 대변한다고 볼 수 있는 통계청에서 매월 발표하는 동행지수 순환변동치를 기준으로 할 경우([그림 14] 참조)에 이러한 경향은 보다 명백해진다. 그러나 경기불황에 대한 재정정책적 대응의 경우에도 구조적 재정수지의 부호로만 판단하면 잘된 경우가 많았으나 정책의 변화까지를 감안하여 잘된 경우는 그리 많지 않았다.

<표 26> 및 [그림 15]에 정리된 G7국가들의 경기변동과 재량적 재정정책의 대비결과와 비교해 보면 정책방향이 부적절했던 해의 비율이 비슷한 수준인 데 반해, 정책방향이 적절했던 해의 비율은 다소 낮은 것으로 나타났다. 특히 경기호황기에 정책방향이 적절했던 해의 비율이 G7국가들에 비해 매우 낮았다. 이는 과거 우리나라 재정당국이 경기호황기에 조세수입이 증가하면 이를 재정흑자로 실현시키지 않고 이를 재원으로 추경예산을 편성하는 등 재정지출을 증가시키는 관행을 반복해 왔던 데 기인한 것으로 보인다.

[그림 14] GDP갭과 경기변동



출처: 박형수(2002) 및 통계청, 「경기종합지수」 각 호

<표 24> 구조적 재정수지와 재정정책 기조(FS)

	통합 재정수지 (A,조원)	구조적 재정수지 (B,조원)	경기적 재정수지 (C,조원)	D=A÷ 명목 GDP (%)	E=B÷ 잠재 GDP (%)	F=D-E (%)	GDP갭 (%)	재정수지 GDP 탄력성	재정정책 기조 (FS)
1985	△0.7	△0.3	△0.4	△0.88	△0.41	△0.47	△2.49	0.19	-
1986	△0.1	0.0	△0.1	△0.07	0.01	△0.08	△0.21	0.36	0.42
1987	0.3	-0.3	0.6	0.23	△0.28	0.51	3.23	0.16	-0.28
1988	1.6	0.5	1.1	1.24	0.41	0.83	4.93	0.17	0.69
1989	0.0	△0.7	0.7	△0.01	△0.49	0.48	2.10	0.23	-0.91
1990	△1.6	△2.4	0.8	△0.88	△1.36	0.48	2.32	0.21	-0.87
1991	△4.0	△5.1	1.1	△1.86	△2.44	0.58	2.89	0.20	-1.08
1992	△1.7	△2.1	0.4	△0.69	△0.86	0.16	0.56	0.29	1.59
1993	0.8	0.9	0.0	0.29	0.31	△0.02	△0.16	0.11	1.17
1994	1.4	0.1	1.3	0.43	0.03	0.40	2.27	0.17	-0.28
1995	1.2	△2.4	3.6	0.33	△0.66	0.99	5.27	0.19	-0.69
1996	1.1	△3.4	4.5	0.26	△0.86	1.13	5.48	0.21	-0.20
1997	△7.0	△10.5	3.5	△1.54	△2.40	0.86	3.72	0.23	-1.53
1998	△18.8	△10.1	△8.7	△4.22	△2.05	△2.17	△9.49	0.23	0.35
1999	△13.1	△8.3	△4.8	△2.71	△1.66	△1.05	△3.86	0.27	0.39
2000	6.5	8.1	△1.6	1.25	1.55	△0.30	△0.83	0.36	3.20

주: 재정수지의 GDP탄력성 및 재정정책기조(FS)에 대해서는 본문 제IV장 참조.

<표 25> 경기상황과 재량적 재정정책의 대비 결과

경기상황	재량적 재정정책	정책방향이 적절했던 해		정책방향이 부적절했던 해	
		경기호황기	경기불황기	경기호황기	경기불황기
GDP갭의 부호로 경기 호황·불황만 판단	구조적 재정수지의 부호로만 판단	10번 중 2번 ('88,'94)	6번 중 3번 ('85,'98,'99)	10번중 3번 ('90,'91,'97)	6번중 0번 (-)
GDP갭의 부호로 경기 호황·불황만 판단	구조적 재정수지의 개선·악화 여부 판단	10번 중 2번 ('88,'92)	5번 중 1번 ('98)	10번중 2번 ('91,'97)	5번중 0번 (-)
GDP갭의 증감으로 경기개선·악화여부 판단	구조적 재정수지의 개선·악화 여부 판단	10번 중 4번 ('86,'88,'99,'00)	5번 중 3번 ('89,'97,'98)	10번 중 0번 (-)	5번 중 1번 ('92)
소 계		8/30=27%	7/16=44%	5/30=17%	1/16=6%
동행지수순환변동치가 100을 넘느냐로 경기 호황·불황만 판단	구조적 재정수지의 부호로만 판단	10번 중 3번 ('88,'94,'00)	6번 중 5번 ('85,'89,'92,'98,'99)	10번 중 1번 ('97)	6번 중 0번 (-)
동행지수순환변동치가 100을 넘느냐로 경기 호황·불황만 판단	구조적 재정수지의 개선·악화 여부 판단	10번 중 2번 ('88,'00)	5번 중 1번 ('89)	10번중 1번 ('97)	5번 중 1번 ('93)
동행지수순환변동치의 증감으로 경기 개선·악화여부판단	구조적 재정수지의 개선·악화 여부 판단	10번 중 4번 ('86,'88,'99,'00)	5번 중 2번 ('89,'97)	10번 중 0번 (-)	5번 중 1번 ('93)
소 계		9/30=30%	8/16=50%	2/30=7%	2/16=13%

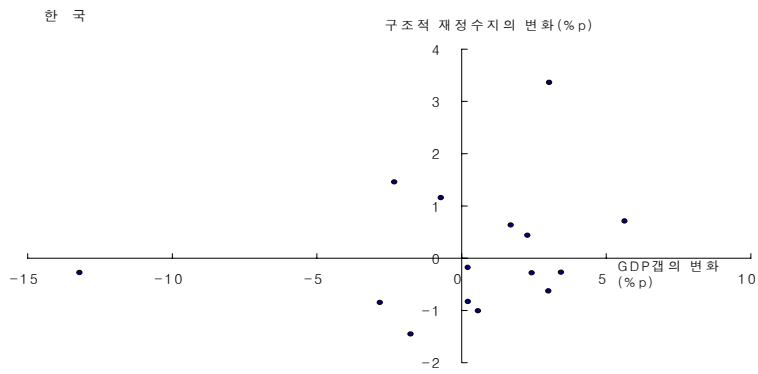
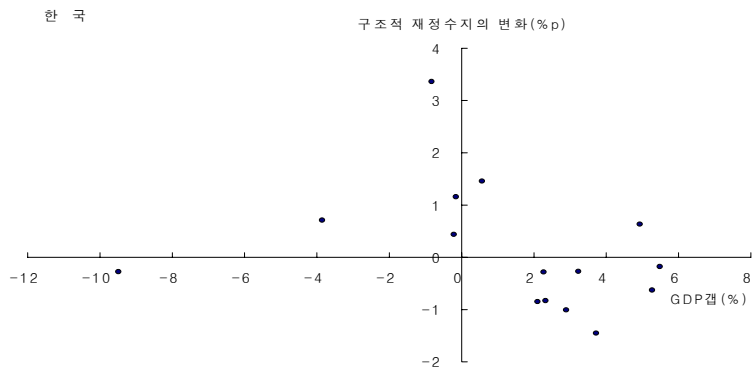
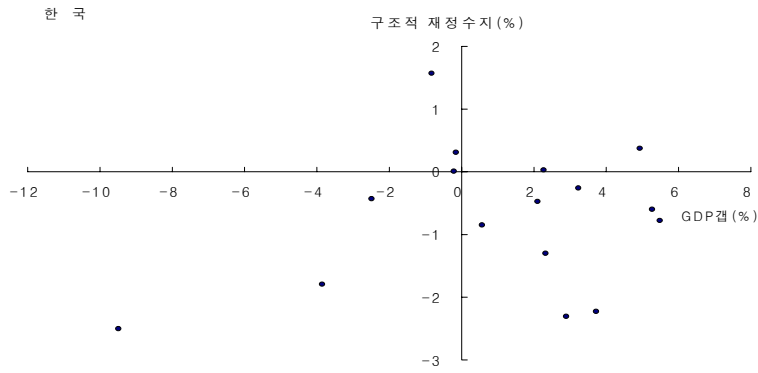
주: '정책방향이 부적절했던 해'는 재정정책의 방향이 명백히 잘못된 경우(본 연구에서는 예를 들어 경기는 GDP갭이 1% 이상의 호황이었는데 구조적 재정수지는 GDP 대비 1% 이상 적자를 보인 해)로 한정

<표 26> 경기상황과 재량적 재정정책(G7국가와의 비교)

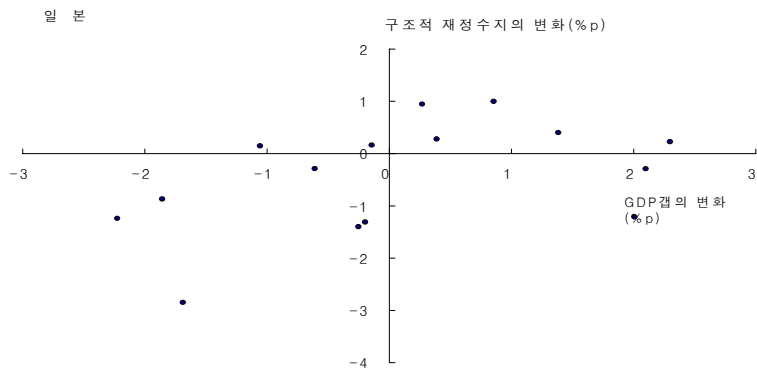
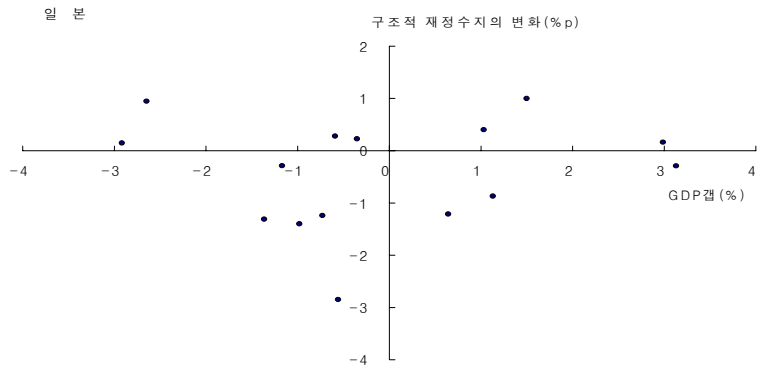
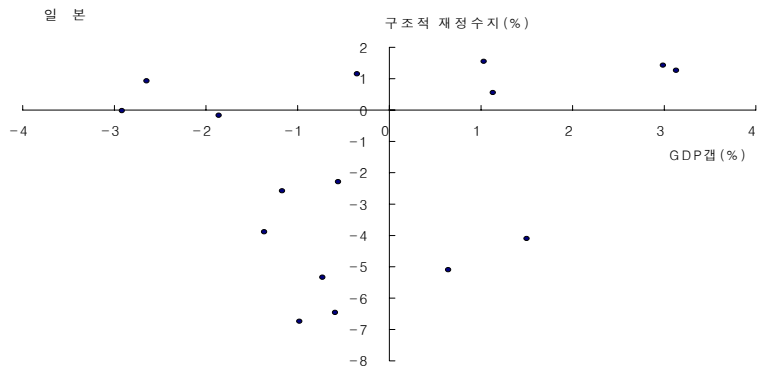
		정책방향이 적정했던 해		정책방향이 부적정했던 해	
		경기호황기	경기불호황기	경기호황기	경기불호황기
기준 1	우리나라	2/10	3/6	3/10	0/6
	G7 합계	10/41	63/69	16/41	2/69
	미국	3/7	9/9	2/7	0/9
	일본	4/6	8/10	1/6	0/10
	독일	0/6	10/10	2/6	0/10
	프랑스	0/5	11/11	1/5	0/11
	이탈리아	0/4	12/12	3/4	0/12
	영국	2/6	7/8	4/6	0/8
캐나다	1/7	6/9	3/7	2/9	
기준 2	우리나라	2/10	1/5	2/10	0/5
	G7 합계	23/39	22/64	3/39	11/64
	미국	6/7	2/8	0/7	0/8
	일본	3/6	5/9	0/6	1/9
	독일	3/6	4/9	1/6	1/9
	프랑스	1/5	5/10	0/5	2/10
	이탈리아	2/4	1/11	1/4	3/11
	영국	4/5	2/8	1/5	1/8
캐나다	4/6	3/9	0/6	3/9	
기준 3	우리나라	4/10	3/5	0/10	1/5
	G7 합계	43/62	18/41	4/62	4/38
	미국	9/11	1/4	0/11	0/4
	일본	5/7	6/8	0/7	0/8
	독일	4/10	0/5	2/10	1/5
	프랑스	4/10	3/5	1/10	0/5
	이탈리아	5/7	1/8	0/7	2/8
	영국	7/7	3/6	0/7	0/6
캐나다	9/10	4/5	0/10	1/5	
소계	우리나라	8/30=27%	7/16=44%	5/30=17%	1/16=6%
	G7 합계	76/142=54%	103/174=59%	23/142=16%	17/174=10%
	미국	18/25=72%	12/21=57%	2/25=8%	0/21=0%
	일본	12/19=63%	19/27=70%	2/19=11%	1/27=4%
	독일	7/22=32%	14/24=58%	5/22=23%	2/24=8%
	프랑스	5/20=25%	19/26=73%	2/20=10%	2/26=8%
	이탈리아	7/15=47%	14/31=45%	4/15=27%	5/31=16%
	영국	13/18=72%	12/22=55%	5/18=28%	1/19=5%
캐나다	14/23=61%	13/23=57%	3/23=13%	6/23=26%	

주: '정책방향이 부적절했던 해'는 재정정책의 방향이 명백히 잘못된 경우(본 연구에서는 예를 들어 경기는 GDP갭이 1% 이상의 호황이었는데 구조적 재정수지는 GDP 대비 1% 이상 적자를 보인 해)로 한정

[그림 15] 경기변동과 재량적 재정정책(G7국가와의 비교)

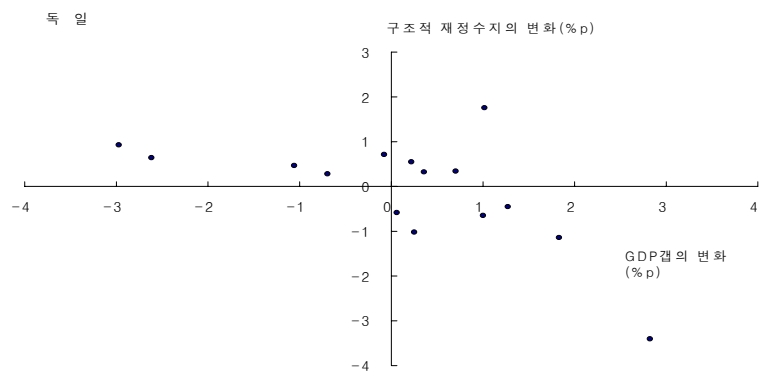
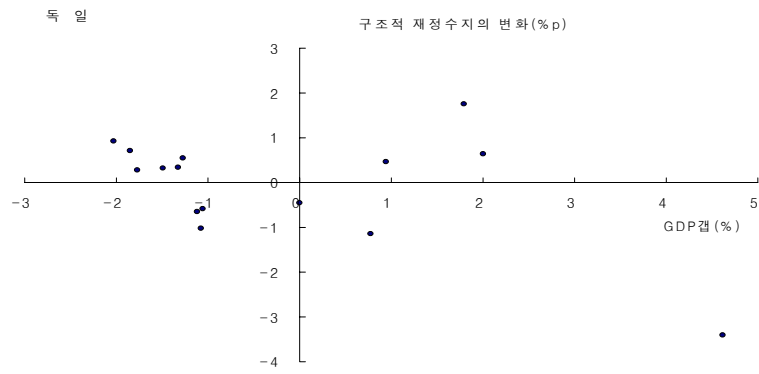
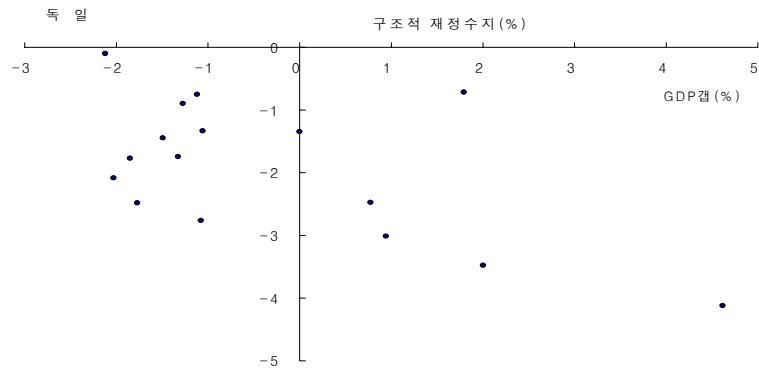


[그림 15]의 계속

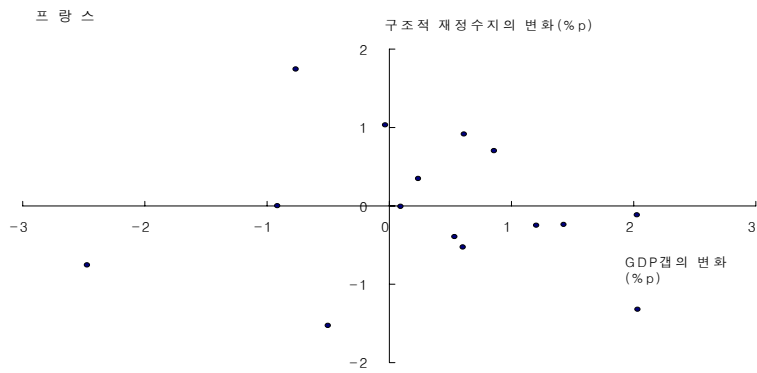
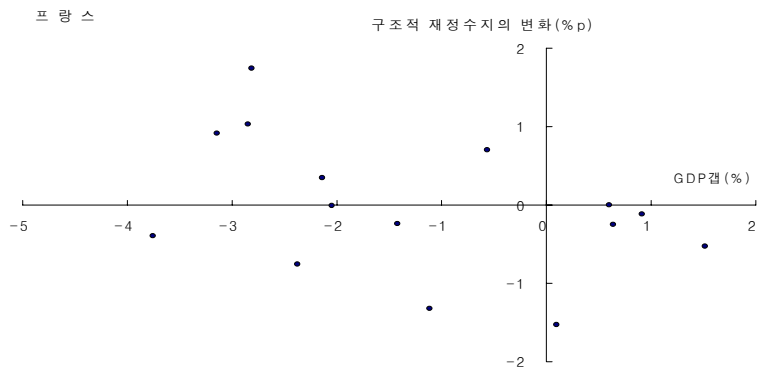
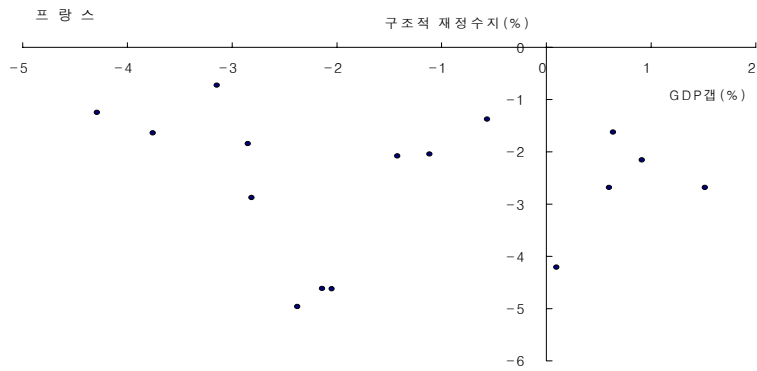


IV. 자동안정화 기능 및 재량적 정책의 국제비교 141

[그림 15]의 계속

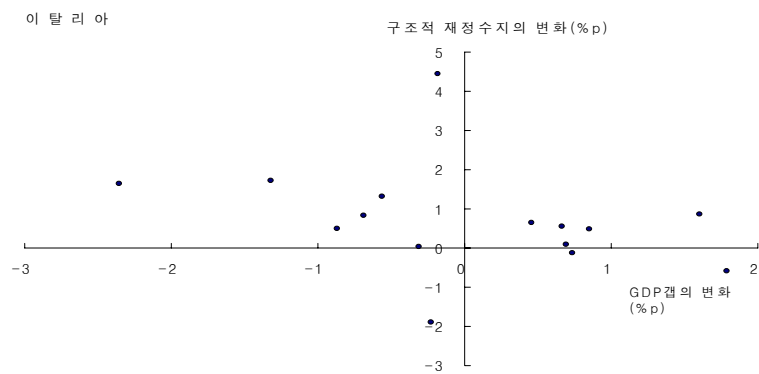
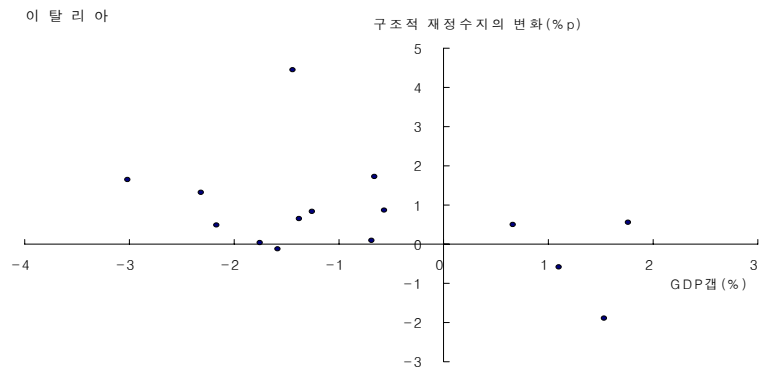
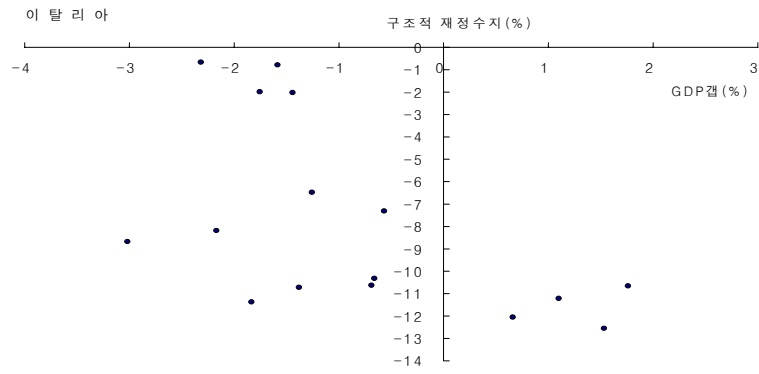


[그림 15]의 계속

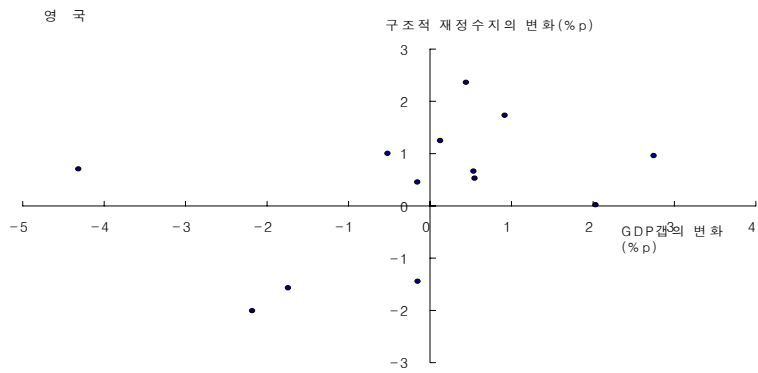
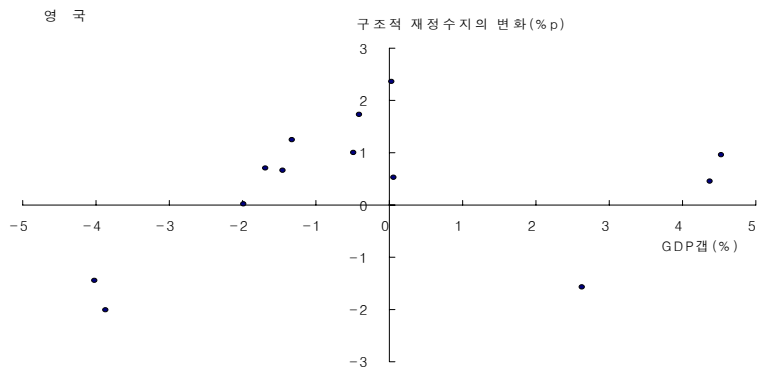
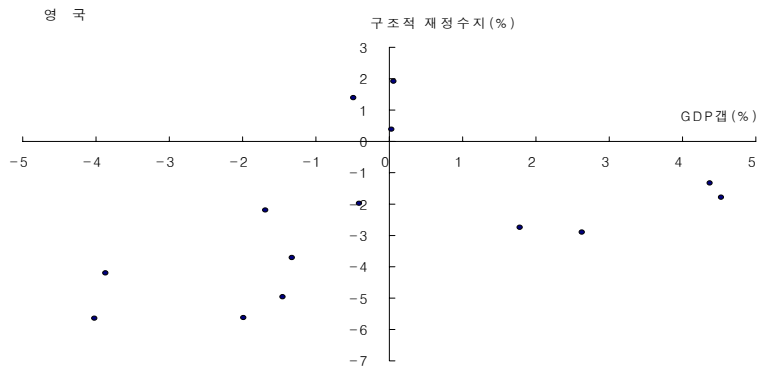


IV. 자동안정화 기능 및 재량적 정책의 국제비교 143

[그림 15]의 계속

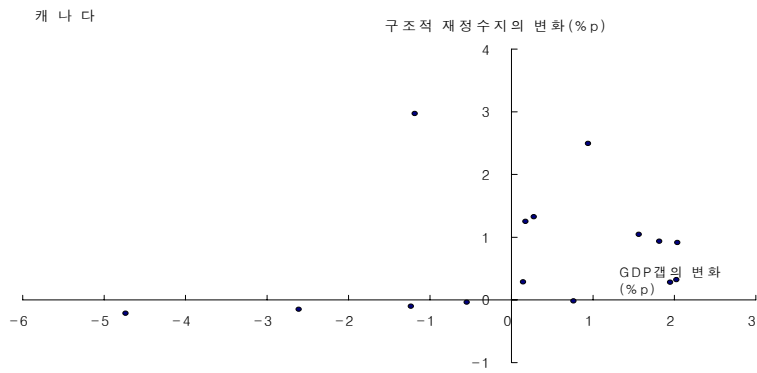
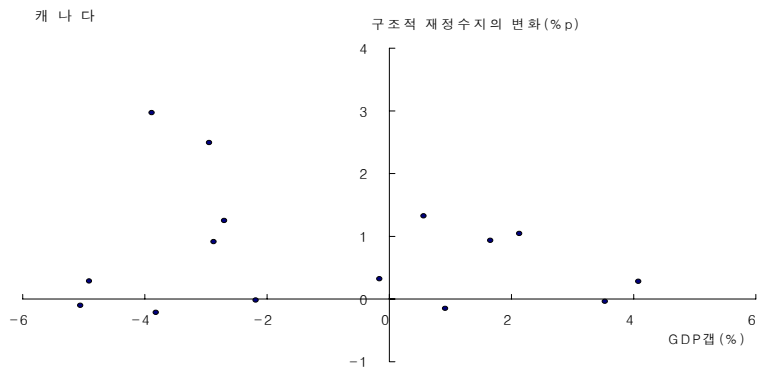
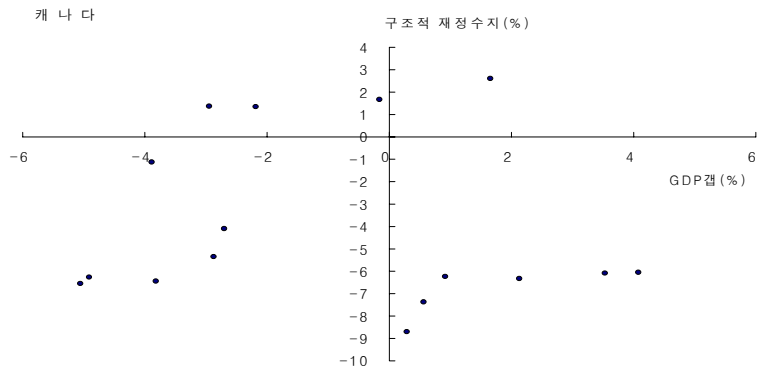


[그림 15]의 계속



IV. 자동안정화 기능 및 재량적 정책의 국제비교 145

[그림 15]의 계속



3. 재정의 경기안정화 기능에 대한 종합평가

앞에서 언급한 바와 같이 재정의 자동안정화 장치에 의해서든, 재량적 재정정책에 의해서든 재정수지의 변화는 모두 경기안정화에 기여할 수 있다. 구조적 재정수지를 이용하여 재량적 재정정책을 평가했던 세 가지 판단기준에 따라 통합재정수지와 재정정책의 기초를 대비·분석해 본 결과, 우리나라의 재정정책은 대체로 적절했던 것으로 평가된다. 특히 동행지수 순환변동치를 기준으로 경기상황을 판단하는 경우 경기호황기 및 불황기 모두 절반이 넘는 기간에서 재정정책이 적절하게 운용된 것으로 나타났다. <표 25>에 의한 재량적 재정정책 평가 결과와 비교해 볼 때, 이러한 결과는 특정 연도에 재량적 재정정책이 다소 미흡했다 하더라도 재정의 자동안정화 기능이 작동하여 전체적인 재정정책기조를 올바른 방향으로 유지했던 사례가 있었기 때문인 것으로 보인다.

앞에서처럼 <표 28> 및 [그림 16]에 정리된 G7국가들의 결과를 비교해 보면 대체로 G7국가들의 재정정책과 비슷한 수준의 평가를 받을 수 있는 것으로 나타났다. 따라서 우리나라의 전반적인 재정정책에 대한 평가는 재량적 재정정책의 경우보다 우수하다는 위에서의 결론과 일치한다.

IV. 자동안정화 기능 및 재량적 정책의 국제비교 147

<표 27> 경기상황과 재정정책의 대비 결과

경기상황	재정정책	정책방향이 적정했던 해		정책방향이 부적정했던 해	
		경기호황기	경기불황기	경기호황기	경기불황기
GDP갭의 부호로 경기 호황·불황만 판단	통합재정수지의 부호로만 판단	10번 중 5번 (’87, ’88, ’94, ’95, ’96)	6번 중 4번 (’85, ’89, ’98, ’99)	10번 중 2번 (’91, ’97)	6번 중 0번 (-)
GDP갭의 부호로 경기 호황·불황만 판단	통합재정수지의 개선·악화 여부 판단	10번 중 4번 (’87, ’88, ’92, ’94)	5번 중 1번 (’98)	10번 중 2번 (’89, ’97)	5번 중 1번 (’99)
GDP갭의 증감으로 경기개선·악화 여부 판단	통합재정수지의 개선·악화 여부 판단	10번 중 6번 (’86, ’87, ’88, ’94, ’99, ’00)	5번 중 3번 (’89, ’97, ’98)	10번 중 0번 (-)	5번 중 1번 (’92)
소 계		15/30=50%	8/16=50%	4/30=13%	2/16=13%
동행지수순환변동치가 100을 넘느냐로 경기 호황·불황만 판단	통합재정수지의 부호로만 판단	10번 중 6번 (’87, ’88, ’94, ’95, ’96, ’00)	6번 중 6번 (’85, ’86, ’89, ’92, ’98, ’99)	10번 중 1번 (’97)	6번 중 0번 (-)
동행지수순환변동치가 100을 넘느냐로 경기 호황·불황만 판단	통합재정수지의 개선·악화 여부 판단	10번 중 4번 (’87, ’88, ’94, ’00)	5번 중 2번 (’89, ’98)	10번 중 1번 (’97)	5번 중 2번 (’93, ’99)
동행지수순환변동치의 증감으로 경기 개선·악화 여부 판단	통합재정수지의 개선·악화 여부 판단	10번 중 6번 (’86, ’87, ’88, ’94, ’99, ’00)	5번 중 3번 (’89, ’97, ’98)	10번 중 0번 (-)	5번 중 2번 (’92, ’93)
소 계		16/30=53%	11/16 =69%	2/30=7%	4/16=25%

주: ‘정책방향이 부적정했던 해’는 재정정책의 방향이 명백히 잘못된 경우(본 연구에서는 예를 들어 경기는 GDP갭이 1% 이상의 호황이었는데 통합재정수지는 GDP 대비 1% 이상 적자를 보인 해)로 한정

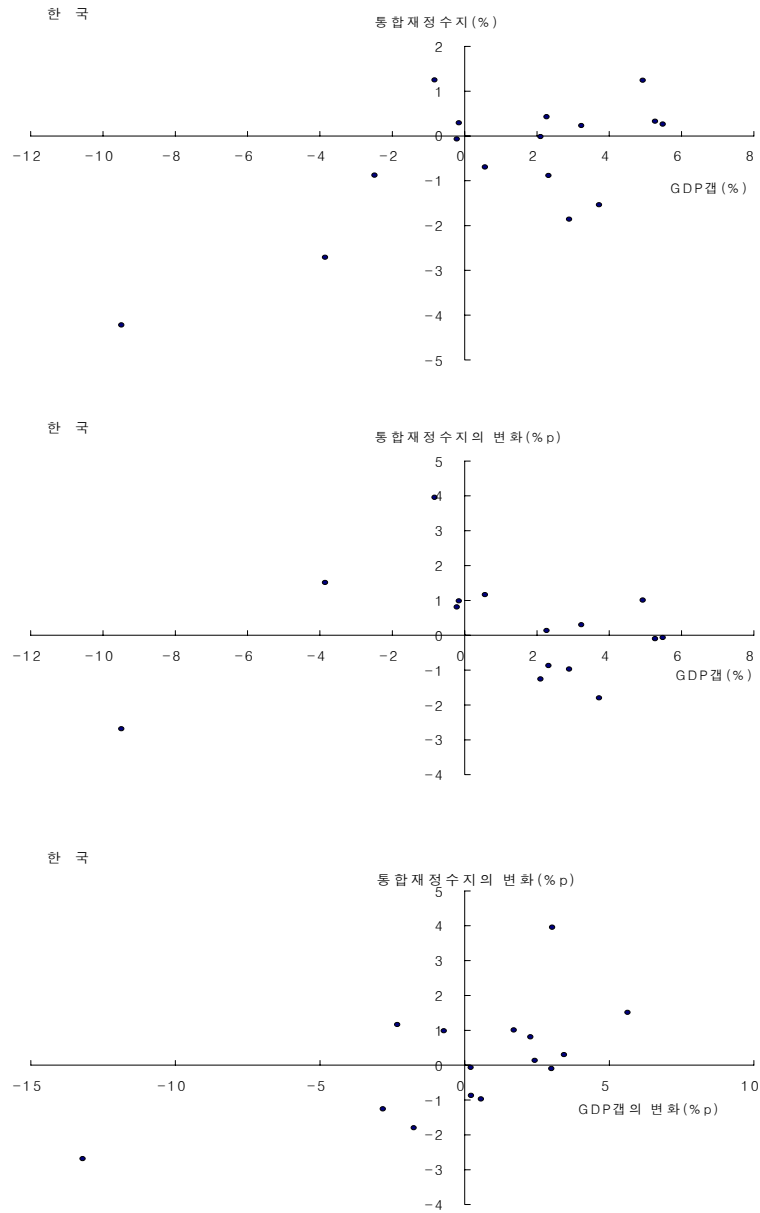
<표 28> 경기상황과 재정정책(G7국가와의 비교)

		정책방향이 적정했던 해		정책방향이 부적정했던 해	
		경기호황기	경기불호황기	경기호황기	경기불호황기
기준 1	우리나라	5/10	4/6	2/10	0/6
	G7 합계	14/41	65/71	14/41	0/71
	미국	3/7	9/9	2/7	0/9
	일본	4/6	8/10	1/6	0/10
	독일	2/6	10/10	2/6	0/10
	프랑스	0/5	11/11	1/5	0/11
	이탈리아	0/4	12/12	3/4	0/12
	영국	4/6	9/10	2/6	0/10
기준 2	우리나라	4/10	1/5	2/10	1/5
	G7 합계	26/40	23/65	4/40	15/65
	미국	6/7	3/8	0/7	0/8
	일본	3/6	6/9	1/6	1/9
	독일	3/6	5/9	1/6	0/9
	프랑스	2/5	3/10	0/5	3/10
	이탈리아	3/4	1/11	1/4	4/11
	영국	5/6	3/9	1/6	3/9
기준 3	우리나라	6/10	3/5	0/10	1/5
	G7 합계	53/64	25/41	1/64	2/41
	미국	9/11	2/4	0/11	0/4
	일본	6/7	8/8	0/7	0/8
	독일	5/10	3/5	1/10	0/5
	프랑스	7/10	3/5	0/10	0/5
	이탈리아	7/7	1/8	0/7	1/8
	영국	9/9	4/6	0/9	0/6
소 계	우리나라	15/30=50%	8/16=50%	4/30=13%	2/16=13%
	G7 합계	93/145=64%	113/177=64%	19/145=13%	17/177=10%
	미국	18/25=72%	14/21=67%	2/25=8%	0/21=0%
	일본	13/19=68%	22/27=81%	2/19=11%	1/27=4%
	독일	10/22=45%	18/24=75%	4/22=18%	0/24=0%
	프랑스	9/20=45%	17/26=65%	1/20=5%	3/26=12%
	이탈리아	10/15=67%	14/31=45%	4/15=27%	5/31=16%
	영국	18/21=86%	16/25=64%	3/21=14%	3/25=12%
캐나다	15/23=65%	12/23=52%	3/23=13%	5/23=22%	

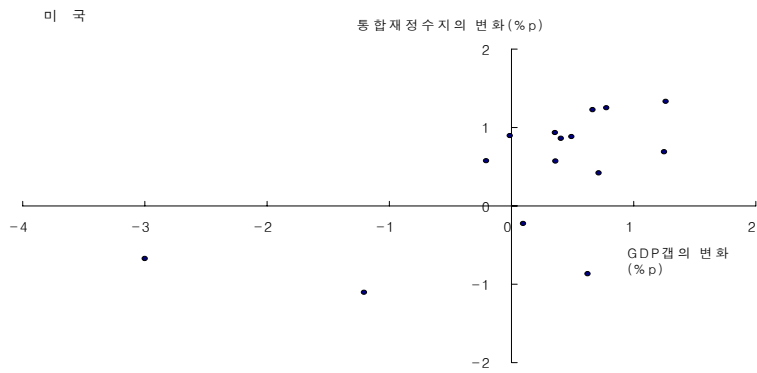
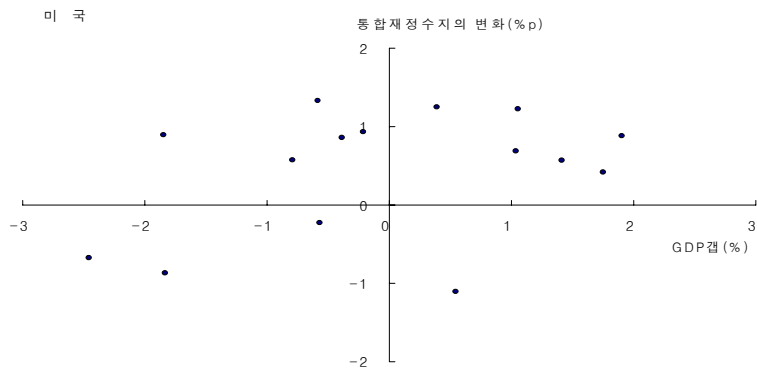
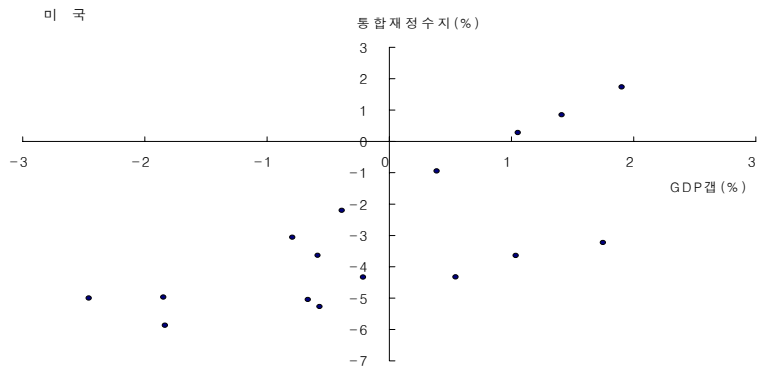
주: '정책방향이 부적정했던 해'는 재정정책의 방향이 명백히 잘못된 경우(본 연구에서는 예를 들어 경기는 GDP갭이 1% 이상의 호황이었는데 통합 재정수지는 GDP 대비 1% 이상 적자를 보인 해)로 한정

IV. 자동안정화 기능 및 재량적 정책의 국제비교 149

[그림 16] 경기변동과 재정정책(G7국가와의 비교)

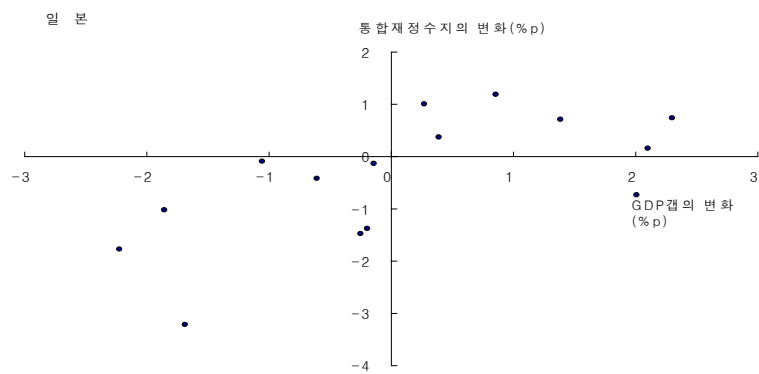
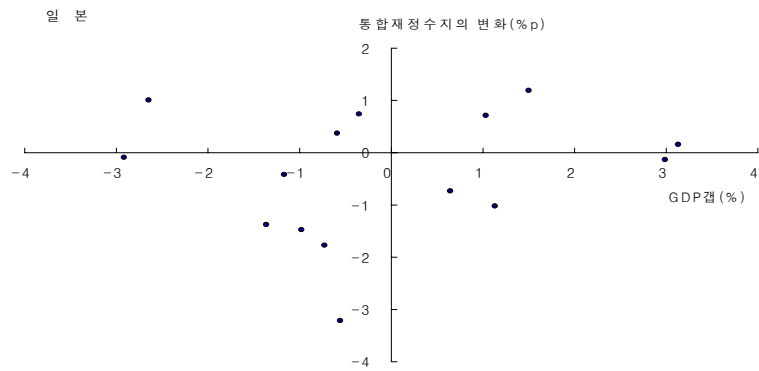
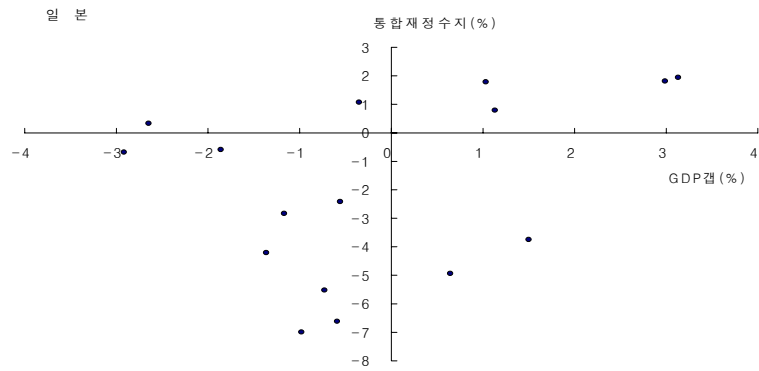


[그림 16]의 계속

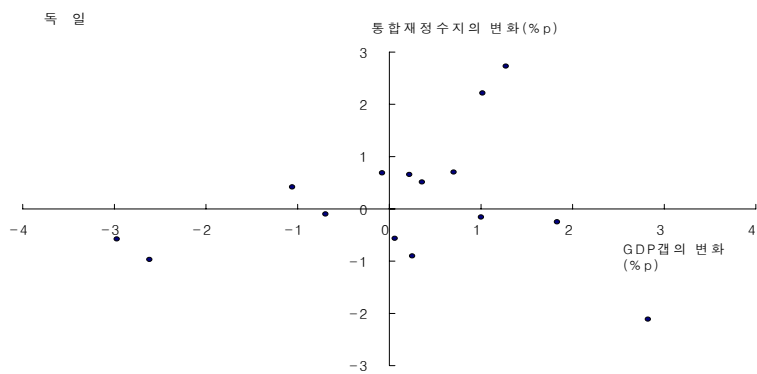
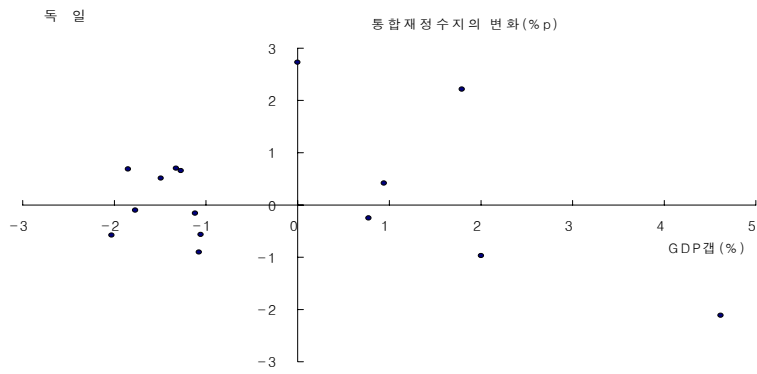
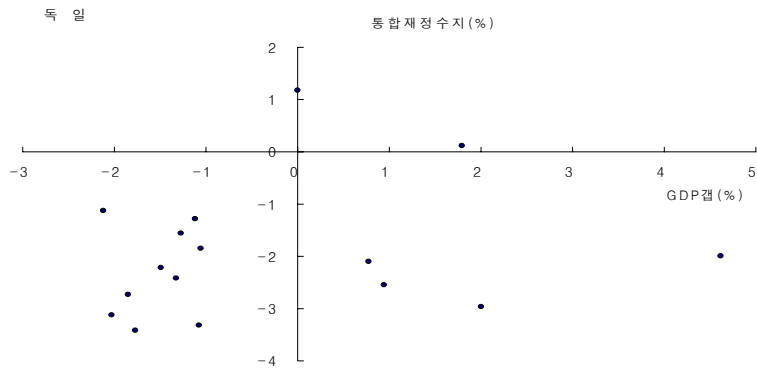


IV. 자동안정화 기능 및 재량적 정책의 국제비교 151

[그림 16]의 계속

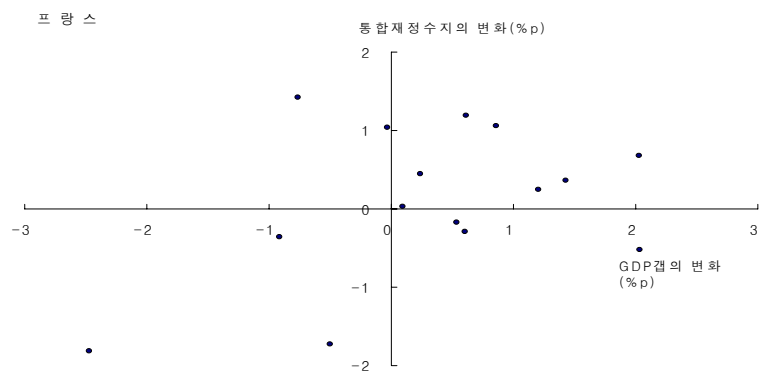
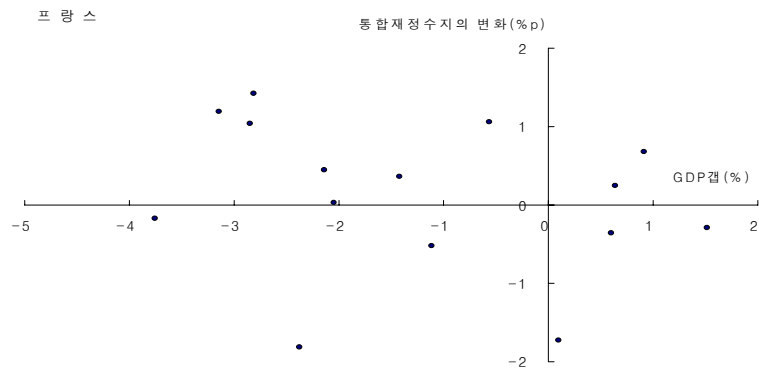
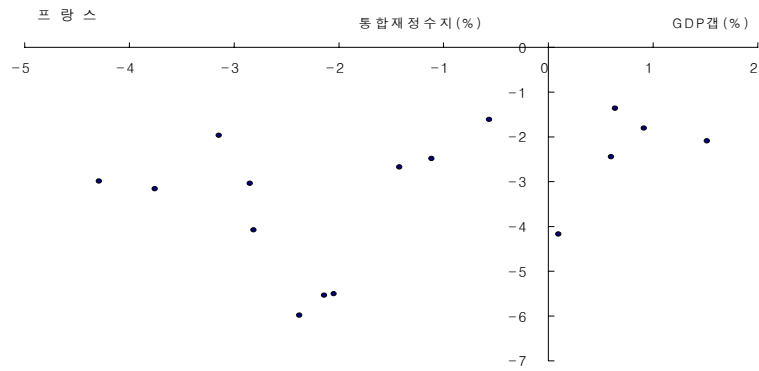


[그림 16]의 계속

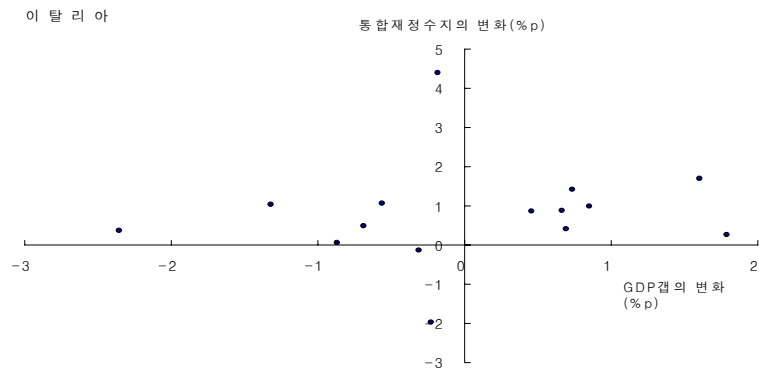
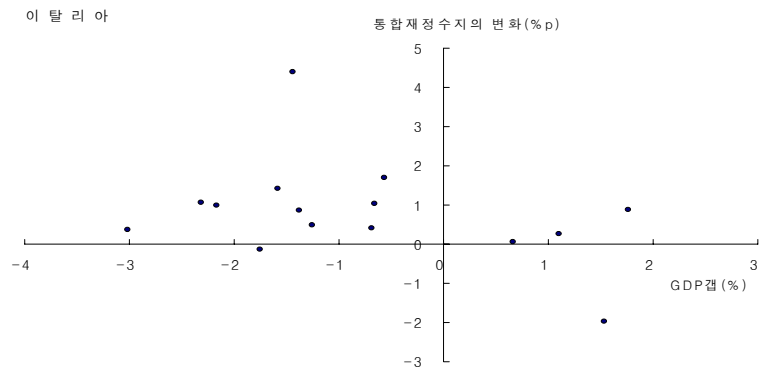
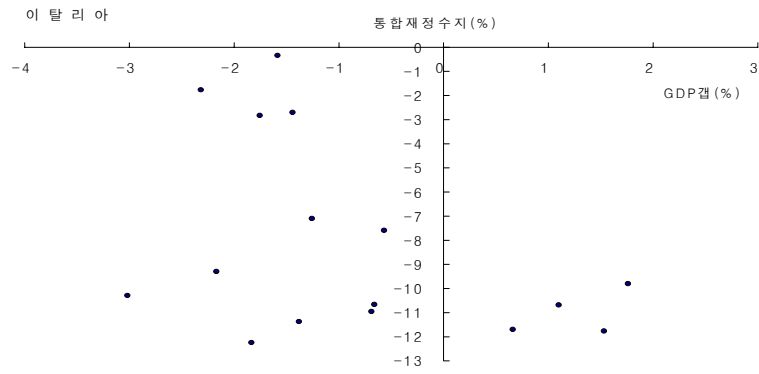


IV. 자동안정화 기능 및 재량적 정책의 국제비교 153

[그림 16]의 계속

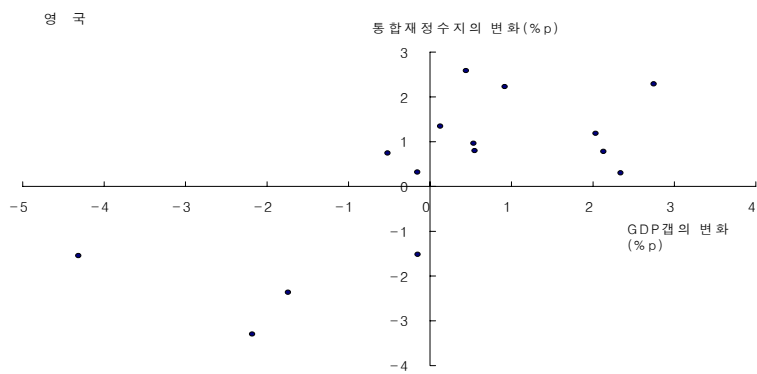
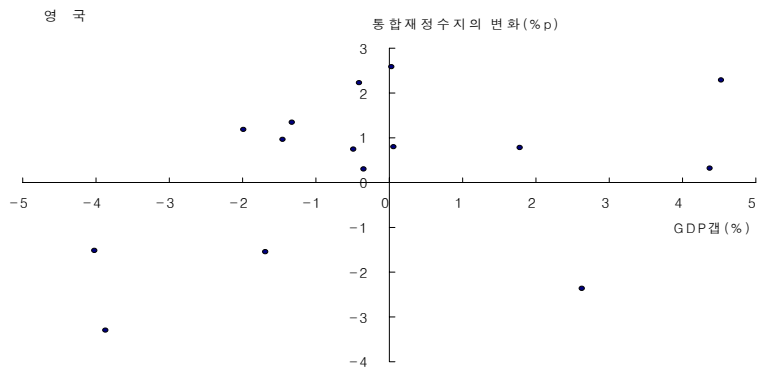
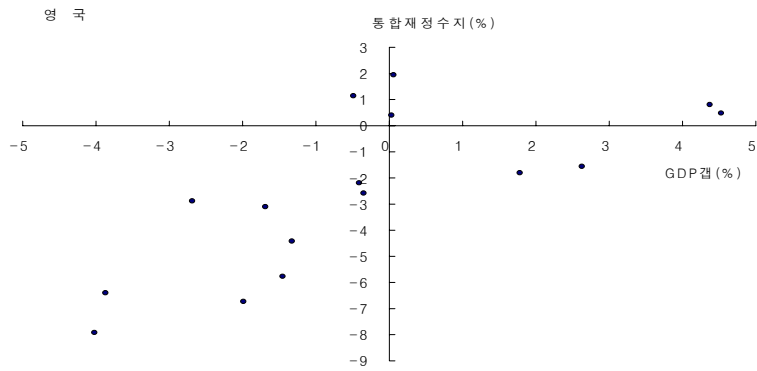


[그림 16]의 계속

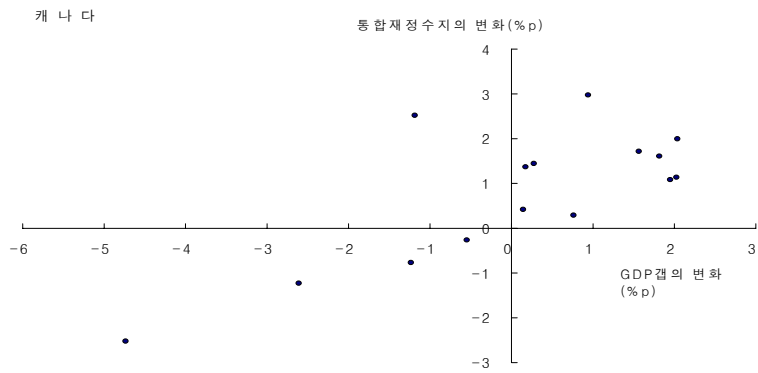
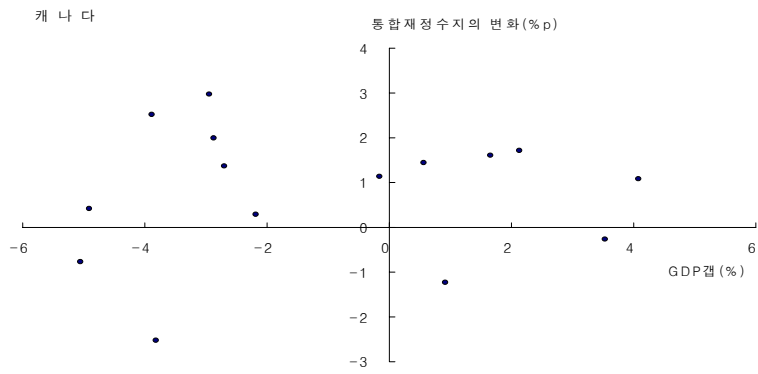
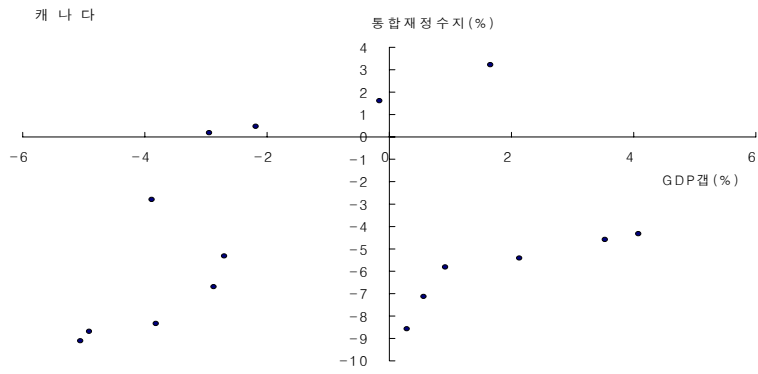


IV. 자동안정화 기능 및 재량적 정책의 국제비교 155

[그림 16]의 계속



[그림 16]의 계속



V. 결론 및 시사점

본 연구에서는 재정정책의 경기안정화 기능을 재정의 자동안정화 장치에 의한 부분과 정책당국의 재량적 정책에 의한 부분으로 구분하여 보다 과학적으로 분석해 보기 위하여 OECD에서 이용하고 있는 방식에 따라 우리나라 재정수지를 구조적 재정수지와 경기적 재정수지로 분해하여 보았다.

추정결과에 의하면 우리나라 조세·재정제도 자체에 내재된 자동안정화 기능이 다소 미흡한 것으로 나타났으나 이것은 우리나라 재정이 국민경제에서 차지하는 비중이 다른 나라보다 낮고 GDP탄력성이 낮은 세목인 간접세가 총조세수입에서 차지하는 비중이 다른 나라에 비해 상대적으로 높기 때문이었다. 탄성치 측면에서는 G7국가나 다른 OECD국가들과 비슷한 수준이고 소득세의 경우에는 오히려 다른 나라보다 경기에 대해 보다 더 탄력적이었다. 또한 1997년 경제위기 이후 재정의 자동안정화 기능이 강화되고 있는 것으로 나타났다.

한편 추정된 구조적 재정수지를 이용하여 정책당국이 수행했던 그간의 재량적 재정정책을 평가해 본 결과, 대체로 경기호황기보다 불황기에 보다 적절하게 운용된 것으로 나타났으나 정책 및 경기의 변화 방향을 감안해 보면 경기불황에 대한 재정정책적 대응이 적절했던 경우가 그리 많지는 않은 것으로 나타났다. 그러나 재정이 자동안정화 장치와 재량적 재정정책을 모두 반영하는 통합재정수지를 기준으로 보면 우리나라의 재정정책은 경기 호황·불황을 불문하고 모두 절반 이상의 기간에서 경기안정화에 기여한 것으로 나타나는 등 대체로 적절하게 운영되었던 것으로 평가할 수 있다.

G7국가들과의 비교분석에서도 경기호황기에 재량적 재정정책의 방향이 걱정했던 해의 비율은 다소 낮은 것으로 나타난 점을 제외하고는, 경기상황 변화에 대비시켜 평가해 본 우리나라 재량적 재정정책 및 전반적인 재정정책에 대한 평가는 G7국가들에 비견할 만한 수준인 것으로 나타났다.

다만, 이상과 같은 분석결과를 해석할 때에는 다음과 같은 점들이 감안되어야 할 것이다. 우선 본고에서는 재정정책을 경기안정화 역할에만 초점을 맞춰 분석·평가하였으므로 소득 재분배 등 재정의 다른 역할까지도 감안하여 총괄적으로 평가할 경우에는 본고의 우리나라 재정정책에 대한 평가결과가 달라질 수 있겠다. 둘째, 경기안정화 기능에 대한 분석·평가에서도 본고에서는 경기상황에 대비하여 재정정책이 걱정했느냐를 판단할 때 특정 기준을 정하여 기계적으로 판단하고 있으나, 분석대상기간의 경기상황을 야기한 주요 원인 및 이에 대한 예측가능성이나 향후 경기전망도 함께 고려되어야 하며 재정이 경제에 영향을 미치는 데에도 어느 정도의 시차가 있다는 점을 감안할 때 본고의 분석결과를 토대로 하여 향후 우리나라 재정정책에 대한 보다 구체적인 평가작업이 필요하다. 셋째, 본고에서는 경기적 재정수지를 제외한 재정수지를 모두 정부의 재량적 정책에 의한 재정수지로 간주하고 있으나 이러한 구조적 재정수지에는 조세감면 시한 종료에 의한 조세수입 변동, 공기업 매각과 같은 일시적 재정수입, 조세행정 변화에 따른 세수변동 등 반드시 정부가 경기에 대응하여 재정을 운용한 결과로 보기에 어려운 항목들이 일부 포함되어 있다. 마지막으로 본고에서는 각종 세목이나 재정지출 항목들이 경제에 미치는 영향의 크기가 서로 다를 수 있다는 점을 고려할 수 없었기 때문에 자동안정화 장치 및 재량적 재정정책이 경제에 미치는 영향이 서로 다름에도 불구하고 두 요인에 의한 재정수지를 직접적으로 비교할 수밖에 없었다. 특히 최근 큰 규모의 흑자재정을 실현하고 있는 국민연금에 경제에 미치는 영

향은 재정의 다른 부문과는 다를 수 있다는 점을 반영시키지 못하였다.

그러나 이러한 한계에도 불구하고 본고의 분석으로 인해 재정정책을 평가하는 중요한 재정지표를 손쉽게 계산할 수 있게 되었다는 점에서 의의를 찾을 수 있겠다. 본고에서 제시하는 우리나라의 잠재GDP, 재정수입 및 재정지출의 탄성치 추정치를 이용할 경우 재정수지를 구조적 재정수지와 경기적 재정수지로 분해하는 데 따르는 기술적 어려움은 이제 거의 없어졌다. 항목별 통합재정수지 통계만 있으면 누구나 간단한 계산과정을 거쳐 재정정책의 수립 및 평가에 필요한 중요한 재정지표를 얻을 수 있게 되었으므로 향후 재정당국자 및 관련 연구자들이 손쉽게 활용할 수 있기를 바란다.

참 고 문 헌

- 고영선, 「구조적 재정수지의 추정」, 『KDI정책연구』 2001. I · II, 한국개발연구원, 2001, pp. 71~147.
- 김동건, 「한국경제성장과정에서의 재정정책의 공과」, 『재정논집』, 제3집, 한국재정학회, 1989. 3.
- 김준일 · 조동철, 「GDP-Gap 추정을 통한 경기진단」, 한국개발연구원, 2000. 10.
- 문형표, 「구조적 재정수지분석에 의한 재정운용의 평가」, 『한국개발연구』 13(3), 한국개발연구원, 1991, pp. 31~53.
- 박성준 · 이정욱, 「재정의 경기조절기능 강화방안」, 『조사통계월보』, 한국은행, 1996. 3.
- 박우규, 「잠재GNP 및 통화에 의한 물가상승압력의 추정: 향후 성장 · 투자 · 통화정책의 방향」, 『한국개발연구』, 제11권 제2호, 한국개발연구원, 1989.
- 박종규, 『재정정책의 경기조정기능』, 한국조세연구원, 1995. 7.
- 박형수, 「최근 재정운영이 경기에 미친 영향과 정책과제」, 『조사통계월보』, 한국은행, 2001. 8, pp. 27~52.
- _____, 「OECD방식에 의한 우리나라 잠재GDP 추정」, 『재정포럼』, 한국조세연구원, 2002. 5, pp. 23~42.
- 박형수 · 김용선, 「최근 재정운영이 경기에 미친 영향과 정책과제」, 『조사통계월보』, 한국은행, 2001. 8.
- 이창용 · 조윤제, 「재정정책기조의 측정 및 운용에 관한 연구」, 한국계량경제학회, 1995. 12.
- 표학길, 『한국의 산업별 · 자산별 자본스톡추계』, 한국조세연구원 연

구보고서 98-01, 1998. 6.

- Aschauer, David Alan, "Is Public Expenditure Productive?," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 23, No. 2, 1989, pp. 177~200.
- Barro, R. J., "Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth," *Journal of Political Economy*, Vol. 98, No. 5, pt. 2, 1990, pp. S103~S126.
- Baxter, M. and Robert G. King, "Fiscal Policy in General Equilibrium," *The American Economic Review*, Vol. 83, No. 3, 1993, pp. 315~334.
- Bayoumi T. and Barry Eichengreen, "Restraining Yourself: The Implications of Fiscal Rules for Economic Stabilization," *IMF Staff Papers*, Vol. 42, No. 1, 1995, pp. 108~133.
- Blanchard, Olivier Jean and Danny Quah, "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances," *American Economic Review* 79(4), 1989, pp. 655~673.
- Blanchard, Olivier Jean, "Debt, Deficits and Finite Horizons," *Journal of Political Economy* 93(2), 1985, pp. 223~247.
- _____, "Suggestions for a New Set of Fiscal Indicators," *OECD Department of Economics and Statistics Working Papers*, No.79, April 1990.
- _____, "Suggestions for a New Set of Fiscal Indicators," *OECD Working Papers* No. 79, 1990.
- Blejer, Mario I. and Adrienne Cheasty, "The Measurement of Fiscal Deficits: Analytical and Methodological Issues," *Journal of Economic Literature* 29(4), 1991, pp. 1644~1678.
- Böhn, Henning, "Budget Deficits and Government Accounting,"

- Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 37, 1992, pp. 1~83.
- Böhn, Henning, "The Sustainability of Budget Deficits in a Stochastic Economy," *Journal of Money, Credit and Banking* 27(1), 1995, pp. 257~271.
- Boone, L., "Comparing Semi-structural Methods to Estimate Unobserved Variables: the HPMV and Kalman Filters Approaches," *Economic Department Working Papers*, No. 240, OECD, 2000.
- CBO, *The Standardized and Cyclically Adjusted Budgets: Updated Estimates*, September 2002.
- Chand, Sheetal K., "Fiscal Impulse and Their Fiscal Impact," IMF WP92-38, 1992.
- Chouraqui, J. C., R. Hagemann and N. Sartor, "Indicators of Fiscal Policy: A Reexamination," *OECD Economics and Statistics Department*, Working Paper No. 78, 1990.
- Cohen, Darrel and Glenn Follette, "The Automatic Fiscal Stabilizers: Quietly Doing Their Thing," *Economic Policy Review* 6(1), FRB of New York, April 2000, pp. 35~68.
- De Leeuw, Frank and Thomas M. Holloway, "Cyclical Adjustment of the Federal Budget and Federal Debt," *Survey of Current Business* 63(12), 1983, pp. 25~40.
- _____, "The High-Employment Budget, 1955~80," *Survey of Current Business* 60(11), 1980, pp. 13~43.
- _____, "The High-Employment Budget: Revised Estimates and Automatic Inflation Effects," *Survey of Current Business* 62(4), 1982, pp. 21~33.
- _____, "The Measurement and Significance of the Cyclically

- Adjusted Federal Budget and Debt,” *Journal of Money, Credit and Banking* 17(2), 1985, pp. 232~242.
- Elmendorf, D. and G. Mankiw, “Government Debt,” *NBER Working Paper*, No. 6470, 1998.
- Ferris, J. Stephen, “Real Government Size, Automatic Feedback Rules and the Measured Effectiveness of Fiscal Policy,” *Applied Economics* Vol. 30, No. 3, 1998, pp. 365~373.
- Fiscal Affairs Department, “Guidelines for Fiscal Adjustment,” *Pamphlet Series*, No. 49, IMF, 1995.
- Giorno, C., P. Richardson, D. Roseveare and P. van den Noord, “Estimating Potential Output, Output gaps and Structural Budget Balances,” *Economic Department Working Papers*, No. 152, OECD, 1995.
- Giorno, C., Pete R., Deborah, R. and Paul van den Noord, “Potential Output, Output Gaps and Structural Budget Balances,” *OECD Economic Studies*, No. 24, 1995, pp. 167~209.
- H.M. Treasury, *Fiscal Policy: Public Finances and the Cycle*, 1998.
- Hansen, Bent, and Wayne W. Snyder, *Fiscal Policy in Seven Countries, 1955~1965: Belgium, France, Germany, Italy, Sweden, United Kingdom, United States*, Paris: OECD, 1969.
- Heller, Peter S., Richard D. H. and Ahsan S. Mansur, “A Review of the Fiscal Impulse Measure,” IMF Occasional Paper No. 44, 1986.
- Jaeger, Albert, “Structural Budget Indicators for the Major Industrial Countries,” in *World Economic Outlook*, Wash-

- ington: International Monetary Fund, Annex I, 1993, pp. 99~103.
- Jones, R., Kwang-Yeol Yoo and Hyungsoo Park, "Assessing Fiscal Policy in Korea: Measuring the Cyclically-adjusted Budget Balance," *Economics Department Working Papers*, Forthcoming, OECD, 2002.
- Karras, Georgios, "Employment and Output Effects of Government Spending: Is Government Size Important?," *Economic Inquiry*, Vol. 31, No. 3, pp. 354~369.
- Noord, Paul van den, "The Size and Role of Automatic Fiscal Stabilizers in the 1990s and Beyond," *OECD Economics Department*, Working Paper No. 230, 2000.
- OECD, *Measuring Potential Output*, Manual, unpublished.
- _____, *OECD Economic Outlook*, Semi-annual.
- Richardson, P., L. Boone, C. Giorno, M. Meacci, D. Rae and D. Turner, "The Concept, Policy Use and Measurement of Structural Unemployment: Estimating a Time-varying NAIRU Across 21 OECD Countries," *Economics Department Working Papers*, No. 250, OECD, 2000.
- Sato, K., "Japan's GDP Estimates: A Critical Review," *Journal of Asian Economics* 12, 2001a, pp. 21~36.
- _____, "Japan's Potential Output and the GDP Gap: a New Estimate," *Journal of Asian Economics* 12, 2001b, pp. 183~196.
- Schinasi, Garry J. and Mark S. Lutz, "Fiscal Impulse," IMF WP91-91, 1991.
- Turner, D. and A. Mourougane, "A New Wage-price System for Interlink," *Economics Department Working Papers*, Forth-

coming OECD, 2002.

Van den Noord, P., “The Size and Role of Automatic Fiscal Stabilizers in the 1990s and Beyond,” *Economic Department Working Papers*, No. 230, OECD, 2000.

<부록> OECD방식에 의한 우리나라 물가안정실업률 추정

OECD에서는 잠재GDP의 가장 중요한 결정요인인 물가안정실업률에 대해 다음과 같이 필립스곡선을 포함한 상태-공간모형(state-space model)을 Kalman filter 기법으로 추정한 시변물가안정실업률(時變物價安定失業率; time-varying NAIRU)을 이용하고 있다(Richardson et al.(2000) 및 Boone(2000) 참조). 과거 OECD는 임금안정실업률(NAWRU: Non-Accelerating Wage Rate of Unemployment)을 이용하기도 하였으나(Giorno et al.(1995) 참조) 최근에는 물가안정실업률을 이용하고 있다.

$$\Delta \pi_t = \alpha(L) \Delta \pi_{t-1} + \beta(U_t - U_t^*) + \gamma(L) \Delta U_t + \theta(L) Z_t + v_{1t}$$

$$\Delta U_t^* = v_{2t} \quad \text{또는} \quad \Delta U_t^* = \phi \Delta U_{t-1}^* + v_{2t}$$

$$v_{1t} \perp v_{2t}$$

단, U_t^* 는 물가안정실업률로 비관측 또는 상태변수(unobserved or state variable)이며 Z 는 물가에 일시적으로 영향을 미치는 공급측 충격(supply shock)을 대표하는 변수임. $\alpha(L)$, $\gamma(L)$, $\theta(L)$ 은 시차연산자(L)에 대한 다항식을 나타냄.

물가상승률(π)에 대해서는 OECD는 대부분의 국가에 대해 가장 광범위한 물가지표인 민간소비 디플레이터를 이용하고 있으나 소규모 개방국가의 경우 GDP 디플레이터 또는 근원 인플레이션율(core inflation)을 이용하기도 한다. 특히 캐나다의 경우 The Bank of Canada의 물가안정목표 대상인 근원 인플레이션율(캐나다의 경우

식료품 및 에너지관련 지수를 제외한 소비자물가지수로 측정)을 이용하고 있다. 변수 Z 의 경우에는 에너지를 제외한 수입물가(경제개방도로 가중하고 단위노동비용의 이동평균에 대한 상대가격으로 측정) 상승률, 에너지관련 수입물가(에너지 수입의존도로 가중하고 단위노동비용의 이동평균에 대한 상대가격으로 측정) 상승률, 총요소생산성과 그 추세와의 차이, mark-up률과 그 추세와의 차이, 기타 여러 요인들 중에서 추정결과 통계적으로 유의한 변수만 포함시킨다. 이외에 실업률 갭($U-U^*$)이 필립스곡선에 포함되는 형태에 대해서도 대부분 선형(linear)을 채택하고 있으나 일부 국가들에 대해서는 $\log\left(\frac{U}{U^*}\right)$ 와 같은 로그형태(벨기에, 스페인, 핀란드, 스웨덴의 경우)나 $\frac{U-U^*}{U}$ 와 같은 비선형(호주의 경우)을 이용하여 추정결과를 개선시키기도 한다.

우리나라의 경우 다음과 같은 형태의 상태-공간모형을 추정(추정기간은 필립스곡선에 대한 추정결과가 안정적으로 나타난 1982년 하반기~2001년 상반기로 하였음)해 보았다.

$$\begin{aligned}\Delta \pi_t^{Core} &= \beta_1 \cdot \Delta \pi_{t-1}^{Core} + \beta_2 \cdot (U_t - U_t^*) + \beta_3 \cdot W_{t-1} \cdot \Delta \pi_t^{imp} \\ &\quad + \beta_4 \cdot W_{t-2} \cdot (\pi_{t-1}^{imp} - \pi_{t-1}^{ULC}) + v_{1t} \\ \Delta U_t^* &= v_{2t} \\ v_{1t} &\sim N(0, 0.5) \\ v_{2t} &\sim N(0, 0.095)\end{aligned}$$

캐나다와 같이 한국은행의 물가안정 목표 대상인 근원 인플레이션을 종속변수로 하였으며 공급측 충격변수로는 여러 변수들 중에서 추정결과 통계적으로 유의한 경제개방도(W)로 가중한 에너지를 제외한 수입물가(π^{imp}) 및 경제개방도로 가중한 상대적 수입물

가($\pi^{imp} - \pi^{ULC}$)의 래그를 이용하였다.

관측방정식 및 상태방정식에 포함된 오차항들(v_1 및 v_2)의 분산을 0.5 및 0.095로 설정한 것은 이들 분산의 크기에 따라 상태변수인 물가안정실업률(U^*)의 추정오차가 크게 달라지기 때문이다. Boone (2000)에 따르면 $Q(v_2$ 의 분산)/ $H(v_1$ 의 분산) 비율(또는 signal-to-noise ratio)이 낮아질수록 물가안정실업률의 추정오차가 커지므로 동 비율에 제약을 부과할 필요가 있으며 이러한 제약은 국가마다 다를 수 있지만 <표 A-1>의 음영된 부분에서 선택할 것을 권고하고 있다.

<표 A-1> Q/H 비율과 물가안정실업률의 추정오차

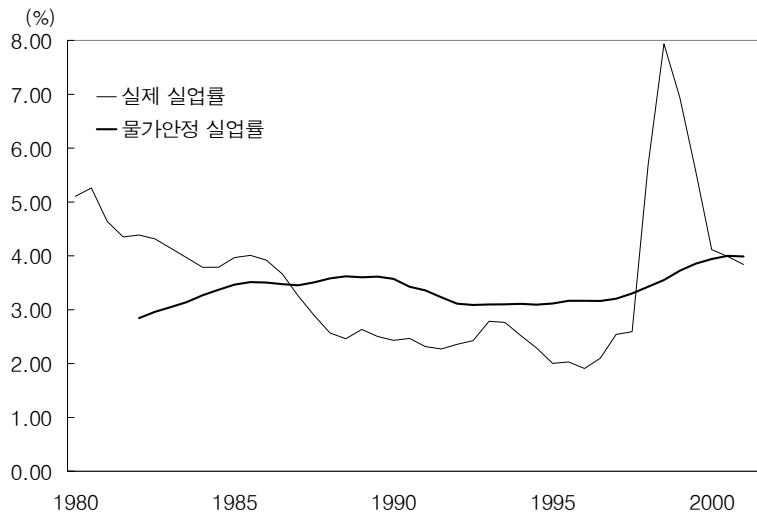
Q(v_2 의 분산) H(v_1 의 분산)	0.0025	0.1	0.5	1
1/256	0.13 (0.64)	0.17 (25.6)	0.29 (128.0)	0.30 (256.0)
1/16	0.29 (0.04)	0.39 (1.6)	0.86 (8.0)	0.92 (16.0)
1/4	0.42 (0.01)	0.58 (0.40)	1.22 (2.00)	1.42 (4.00)
1/2	0.49 (0.005)	0.68 (0.20)	1.47 (1.00)	1.73 (2.00)
1	0.55 (0.0025)	0.78 (0.10)	1.75 (0.50)	2.10 (1.00)

주: ()내는 Q/H 비율임.

추정결과를 보면 회귀계수의 부호는 경제이론과 일치하고 모두 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

$$\begin{aligned} \Delta \pi_t^{Core} = & -0.154794 \cdot \Delta \pi_{t-1}^{Core} - 0.442867 \cdot (U_t - U_t^*) \\ & (-3.480206) \quad (-9.260075) \\ & + 0.435461 \cdot W_{t-1} \cdot \Delta \pi_t^{imp} + 0.471652 \cdot W_{t-2} \cdot (\pi_{t-1}^{imp} - \pi_{t-1}^{ULC}) \\ & (6.703292) \quad (7.625494) \end{aligned}$$

[그림 A-1] 실제 실업률 및 물가안정 실업률의 추이



이러한 우리나라 물가안정실업률을 이용하여 필립스곡선을 추정 한 결과를 G7국가들과 비교해 보면(<표 A-2> 참조) 다음과 같은 특징을 발견할 수 있다. 첫째, 실업률갭이 물가상승률의 변동을 어느 정도 설명할 수 있으나 G7국가들에 비하면 그 규모나 통계적 유의성이 다소 낮다. 다만 최근 우리나라 노동시장의 유연성이 제고되고 있는 점에 비추어 볼 때 실업률갭 또는 물가안정실업률의 물가압력 지표로서의 유용성이 높아졌을 가능성이 크다. 둘째, 우리나라의 물가변동은 G7국가들에 비해 물가변동은 수입물가 등으로 측정된 일시적인 공급측 충격에 의해 좌우되는 경향이 크다. 셋째, sacrifice ratio(물가상승률을 1%p 인하하기 위해 감수하여야 할 실업률의 상승폭)가 1.3으로 나타나 2보다 큰 G7국가들에 비해 현저히 낮은 것으로 나타났다. 이는 우리나라 실업률이 G7국가들에 비해 상대적으로 낮은 수준을 유지하고 있기 때문인 것으로 보인다.

<표 A-2> G7국가들과의 필립스곡선 추정결과 비교

국 가	한국	미국	일본	독일	프랑스	이태리	독일	캐나다
추정기간	82하~ 01상	82상~ 01상	82상~ 00하	92상~ 01상	83상~ 00하	82상~ 00하	82상~ 00하	82상~ 01상
$\Delta \pi_{t-1}^{Core}$	$\Delta 0.19$ ($\Delta 1.59$)	$\Delta 0.70$ ($\Delta 3.8$)	$\Delta 0.23$ ($\Delta 1.6$)	$\Delta 0.53$ ($\Delta 2.7$)	0.30 ($\Delta 2.5$)	$\Delta 0.11$ ($\Delta 0.8$)	$\Delta 0.32$ ($\Delta 3.2$)	$\Delta 0.46$ ($\Delta 3.3$)
$\Delta \pi_{t-2}^{Core}$		$\Delta 0.48$ ($\Delta 2.7$)	$\Delta 0.33$ ($\Delta 2.5$)	$\Delta 0.27$ ($\Delta 1.4$)	$\Delta 0.46$ ($\Delta 4.3$)	$\Delta 0.16$ ($\Delta 1.2$)	$\Delta 0.20$ ($\Delta 2.2$)	
$U_t - U_t^*$	$\Delta 0.23$ ($\Delta 1.89$)		$\Delta 0.21$ ($\Delta 1.6$)			$\Delta 0.17$ ($\Delta 5.2$)	$\Delta 0.19$ ($\Delta 7.4$)	
$U_{t-1} - U_{t-1}^*$		$\Delta 0.21$ ($\Delta 4.6$)		$\Delta 0.11$ ($\Delta 1.1$)	$\Delta 0.19$ ($\Delta 1.9$)			$\Delta 0.18$ ($\Delta 4.0$)
$\Delta(U_t - U_t^*)$			$\Delta 1.05$ ($\Delta 2.9$)			$\Delta 0.50$ ($\Delta 2.4$)	$\Delta 0.25$ ($\Delta 4.0$)	
$W_{t-1} \cdot \Delta \pi_t^{imp}$	0.37 (4.81)	0.57 (1.9)	0.30 (2.3)		0.41 (2.3)	0.47 (3.5)		0.28 (2.0)
$W_{t-2} - (\pi_{t-1}^{imp} - \pi_{t-1}^{ULC})$	0.26 (2.35)	0.66 (2.6)	0.21 (1.6)	0.26 (1.2)	0.43 (2.7)	0.51 (3.7)	0.32 (4.2)	0.44 (3.5)
$\overline{R^2}$	0.45	0.36	0.36	0.24	0.47	0.30	0.78	0.38
Sacrifice Ratio	1.32	2.60	1.89	2.42	2.66	2.00	2.06	2.02

출처: Turner and Mourougane(2002)의 Table A.1

<국문요약>

재정의 경기조절기능 연구 - 재정지표를 중심으로 -

박기백 · 박형수

본 연구의 목적은 재정의 건전성, 재정기조, 재정이 경제에 미치는 영향 등을 나타낼 수 있는 실용적인 지표를 찾는 데 있다. 연구 결과에 따르면 재정안정성은 기초재정수지로, 재정기조는 재정충격 지수나 구조적 재정수지로, 경기조절은 본 연구에서 제시한 경기조절지수로 파악하는 것이 적합한 것으로 나타났다.

우리나라의 경우 적립식 국민연금, 대규모 순유자, 외환위기 이후 지급보증채 형태의 공적자금 투입이 재정수지에 커다란 영향을 미치거나 미칠 것으로 예상된다. 이러한 특성을 고려하여 재정지표를 계산한 결과에 따르면 우리나라의 재정안정성은 외환위기 직후 심각하게 훼손되었고 이후 개선되었으나 2001년에 다시 재정안정성이 떨어졌다. 1998년도에는 재정이 경기를 부양하는 역할을 많이 담당한 반면 1999년과 2000년은 재정의 경기안정효과가 발휘되었던 것으로 나타난다.

또한 본 연구에서는 OECD방식에 따라 재정수지를 구조적 재정수지와 경기적 재정수지로 분해하여 재정의 경기안정화 기능을 재정의 자동안정화 장치에 의한 부분과 정책당국의 재량적 정책에 의한 부분으로 구분하여 분석해 보았다. 추정결과에 의하면 재정이 국민경제에서 차지하는 비중이 다른 나라보다 낮아 우리나라 조세·재정제도 자체에 내재된 자동안정화 기능이 다소 미흡했던 것

으로 나타났으나, 탄성치 측면에서는 G7국가나 다른 OECD국가들과 비슷한 수준이었으며 1997년 경제위기 이후에는 재정의 자동안정화 기능이 강화되고 있는 것으로 나타났다.

한편 구조적 재정수지를 당시 경기상황과 대비시켜 본 결과에 의하면 우리나라의 재량적 재정정책이 경기호황기보다 불황기에 보다 적절하게 운용된 것으로 나타났으나 정책 및 경기의 변화 방향까지를 감안해 보면 경기불황에 대한 재정정책적 대응이 걱정했던 경우가 그리 많지는 않았다. 그러나 재정의 자동안정화 장치와 재량적 재정정책 모두를 반영하는 실제 재정수지로 보면 우리나라의 재정정책은 경기 호황·불황을 불문하고 경기안정화에 기여한 것으로 평가할 수 있다. G7국가들과의 비교분석에서도 경기호황기에 재량적 재정정책의 방향이 걱정했던 해의 비율은 다소 낮은 점을 제외하고는 우리나라의 재량적 재정정책 및 전반적인 재정정책에 대한 평가는 G7국가들에 비견할 만한 수준인 것으로 나타났다.

<Abstract>

Fiscal role in economic stabilization – focused on fiscal indicators –

Park, Ki-baeg · Park, Hyung-soo

The first part of this paper aims to find practical fiscal measures for fiscal stability, fiscal stance, and the fiscal impact to the economy. The results indicate that the primary fiscal balance, the fiscal impulse measure or the structural budget balance, and the ‘stabilizing indicator’ which is derived from the Keynesian model in this paper are is the appropriate indicator for fiscal stability, for fiscal stance, and for the economic stabilization, respectively.

The National pension fund, large amount of net lending, and the public fund in the form of government guaranteed bonds for the financial restructuring after the crisis of 1997 have affected or will affect fiscal stability, stance, and the fiscal impact to the economy. The indicator which reflected the above factors showed that fiscal stability was severely deteriorated after the crisis, and improved afterward, but turned to bad again in 2001. The public finance boosted the economy greatly in 1998 while stabilized the economy in 1999 and 2000.

The second part of this paper tries to analyze the stabilizing property of government budgets in Korea, dividing into auto-

matic fiscal stabilizers(measured by cyclical budget balance) and discretionary fiscal policies(measured by structural budget balance) based on OECD methodology. A marked feature of public finance in Korea is a very low cyclicality of the budget balance even though the output elasticity of the major categories of taxes and expenditures is roughly close to the G-7 countries.

The discretionary fiscal policies, measures by structural budget balance or its difference, in Korea have smoothed the business cycle better during the recession than during the boom. Compared with G-7 countries, the fiscal authority in Korea have made less right decisions on discretionary fiscal policy during the economic boom. But the overall fiscal policies have reduced cyclical volatility in Korea regardless of the phases of business cycle and their performance can be comparable to those of the G-7 countries.

<著者略歷>

朴 寄 白

서울大學校 經濟學科 卒業
美國 Wisconsin-Madison大 經濟學 碩·博士
現, 韓國租稅研究院 研究委員

朴 炯 秀

서울大學校 經濟學科 卒業
美國 University of California-Los Angeles 經濟學 博士
現, 韓國租稅研究院 專門研究委員

研究報告書 02-04

재정의 경기조절기능 연구

2002年 12月 28日 印刷
2002年 12月 31日 發行

著 者 朴寄白·朴炯秀
發行人 宋 大 熙
發行處 韓國租稅研究院

[1318]-[71714] 서울特別市 松坡區 可樂洞 79-6番地
電話: 2186-2114(代), 팩시밀리: 2186-2179

登 錄 1993年 7月 15日 第21-466號
組版 및 一 志 社
印 刷

© 韓國租稅研究院 2002

ISBN 89-8191-223-8

* 잘못 만들어진 책은 바꾸어 드립니다.

값 7,000원