

재정의 유지 가능성과
세입 · 세출의 인과관계 검토

2006. 12

박기백 · 김우철

서 언

최근 정부 규모와 부채 수준에 대한 논란이 있었다. 일부 학자는 현재 정부 통계에 포함되지 않지만 정부부문의 성격이 강한 공공기관을 포함할 경우 정부 규모 및 부채가 크게 증가할 수 있다고 하고 있다. 이러한 논란의 근원에는 정부부채가 유지 가능한(sustainable) 수준인가에 대한 의문이 존재한다. 다시 말하면, 부채의 범위를 넓게 잡으면 현재의 정부 부채가 위험한 수준일 수도 있다는 것이다.

본 연구는 재정 안정성에 대한 기존의 다양한 분석방법을 활용하여 우리나라 재정의 유지 가능성 또는 재정 안정성을 실증분석하고 있다. 따라서 소모적인 재정 안정성 논쟁을 해소하는 데 큰 기여를 할 것으로 보인다. 먼저 Bohn(1998)이 제안한 방법에 따라 실증분석한 결과를 보면 국가채무 증가에 따라 정부가 재정수지 흑자를 증가시키는 것으로 나타나고 있다. 즉, 우리나라 재정정책은 유지 가능하다고 결론짓고 있다.

다음으로 국가채무가 증가할 경우 재정수지가 어떻게 반응하는가를 벡터자기회귀모형으로 살펴보고 있다. 여기에서도 국가채무 비율이 증가하면 재정수지가 개선되는 것으로 나타났다. 더 구체적으로, 국가채무 비율을 증가시키는 충격이 발생하게 되면 재정수지는 초기에 높은 흑자를 시현한 다음 서서히 감소하다가 이후 시간이 흐름에 따라 급격히 줄어들고 있다. 따라서 우리나라의 재정정책은 단기적으로도 재정수지를 개선하는 방향으로 운용되고 있다.

마지막으로 세입과 세출의 인과관계를 살펴본 바에 따르면 재정

수지 적자는 단기에 보전되기 어렵지만, 재정수지 적자폭은 주로 세출의 변화를 통해 서서히 감소하는 것으로 나타났다. 다시 말하면, 우리나라는 재정의 안정성을 달성하는 방향으로 재정을 운영하였지만, 재정의 안정성 회복에는 시간이 소요되는 것으로 나타났다.

본 보고서는 본 연구원의 박기백 박사와 김우철 박사가 집필하였다. 저자들은 원내 세미나 토론자, 익명의 논평자 등 본 연구에 도움을 주신 분들에게 감사하고 있다. 또한 본 보고서를 발간하기까지 자료 수집 및 정리와 교정에 도움을 준 이정미 주임연구원, 백경하 연구원, 변경숙·주한미 연구행정원, 그리고 출판담당 직원들에게 감사를 표하는 바이다.

마지막으로 본 보고서의 내용은 저자들의 개인적인 견해이지 본 연구원의 공식적인 견해가 아님을 밝혀둔다.

2006년 12월

한국조세연구원

원장 최 용 선

요약 및 정책시사점

GDP 대비 정부부채의 규모가 크거나 그 비율이 급속히 증가하는 국가에서는 정부의 재정정책이 유지 가능한가 (sustainable) 에 대한 논란이 많다. 1980년대 미국, 영국, 캐나다 등 다수의 선진국에서 경험한 사항이며, 우리나라도 1997년 말에 발생한 외환위기 이후에 정부부채 규모가 급증하고, 재정적자가 지속적으로 발생하면서 재정의 유지 가능성에 대한 관심이 커지고 있다. 본 연구는 다양한 실증분석을 통하여 커지고 있는 논란을 실증적으로 살펴보는 것이 목적이다. 따라서 재정의 유지 가능성 또는 재정 안정성과 밀접한 연관을 갖는 정부의 재정 운영 행태에 대하여 서로 다른 세 가지 관점의 실증분석을 시도하였다.

이를 위하여, 본 연구에서는 우리나라의 특수성을 고려하여 국가채무나 정부지출 및 재정수지를 조정하였다. 먼저 국민연금의 경우 재정흑자가 정부부채를 감축하기 위한 정부의 노력과 관계가 없으므로 재정수지를 계산할 때 국민연금의 흑자(순적립 규모 기준)를 제외하였다. 둘째, 외국환평형채권은 순수 금융성 채무이므로 부채 규모에서 제외하였다. 셋째, 금융구조조정을 위한 정부보증채무는 외환위기 발생시점인 1997년에 공적자금에 대한 재정부담이 발생한 것으로 처리하였다.

재정의 유지 가능성은 단순한 시계열 접근법을 이용하는 대신에, Bohn(1998)이 제안한 방법에 따라 국가채무의 변화에 따른 재정수지의 반응을 이용하지만 재정기조의 변화가 있었던

시점을 고려하여 약간의 수정을 하였다. 수정된 Bohn (1998)의 회귀방정식 추정 결과에 의하면 정부가 재정수지 흑자를 증가시키는 것으로 나타나고 있다. 다시 말하면, 우리나라 재정정책은 유지 가능하다고 할 수 있다. 더 세부적으로 보면, 우리나라 정부는 균형재정이라는 재정준칙을 사용하여 정부부채 수준을 감소시켰으며, 균형재정준칙이 사용되지 않은 기간에는 정부부채가 증가할 경우 재정수지를 개선함으로써 재정의 안정성을 도모해왔다는 것을 알 수 있다.

국가채무 변화와 재정수지 간에 존재하는 단기 동학적 관계는 VAR 방법을 이용하였다. 구체적으로는 재정수지, 국가채무 변화, 성장률로 구성된 삼변수 VAR 모형에서 국가채무 동학식(debt dynamics)에 기초한 구조적 충격의 식별 방법을 이용하여, 국가채무 충격 발생에 따른 재정수지의 동태적 반응을 검토하였다. 축약형 VAR 모형의 추정 결과를 보면, 전기의 국가채무 비율의 증가에 대해 금기의 재정수지가 개선되는 경향을 보이고 있다. 예를 들어, 국민연금을 제외한 기초재정수지(S2)와 금융성 채무를 제외한 국가채무(D2)를 중심으로 분석한 축약형 VAR 모형의 추정 결과는 다른 조건이 일정한 경우에 전기의 국가채무 비율 1%의 증가는 금기의 재정수지를 0.22%포인트 증가시키는 것으로 나타났다. 다음으로 구조적 VAR 모형의 추정 결과를 이용하여 외생적 요인에 의해 국가채무 비율을 증가시키는 충격(u_t^{dd})이 발생했을 때 기초재정수지가 시간에 따라 어떤 반응을 보이는지를 조사하였다. 이에 따르면 국가채무 비율을 증가시키는 충격이 발생하게 되면 재정수지는 초기에 즉각적으로 반응하여 가장 높은 흑자를 나타내며, 3~4기(년)까지 흑자 폭은 서서히 감소하다가 이후 시간이 흐름에 따라 급격히 줄어들고 있다. 이는 외생적인 요인에 의해 국가채무 비율이 증가할 때 전 조정 과정에 걸쳐 재정수지가 개선되고 있다는 것을 의미하며, 결과적으로 재

정 안정성에 기여할 가능성을 시사한다.

마지막으로 재정운영 방식이 재정 안정성에 미치는 영향을 파악하기 위해, 세입과 세출 중 어느 일방이 다른 하나를 선도적으로 변화시키는가에 대한 인과관계 분석을 시도하였다. 세입 변화가 세출의 변화에 선행한다는 세입-세출 가설이 성립하는 경우에는, Friedamn(1978)의 주장처럼 금기의 세입 증가가 다음 기의 세출 증가로 연결되는 경향으로 인해 기존의 재정적자가 단기에 해소되지 않아 재정의 안정성에 위협을 줄 수 있다. 반대로 세출이 주도적으로 먼저 변화하고 이에 따라 세입이 적응하게 된다는 세출-세입 가설이 성립한다면, 일시적인 세출 증가는 추후 세입의 증가를 통해 충당되기 때문에 재정적자는 장기간 지속되지 않을 가능성이 높고, 따라서 재정 안정성은 크게 문제되지 않을 것이다. 이를 위하여 VECM 모형에 기초하여 우리나라의 세입과 세출 변화 사이에 존재하는 인과관계를 분석하였다. 또한 세입과 세출의 변화로 구성된 단순 VAR 모형에 전기의 재정수지차를 추가함으로써 금기의 세입과 세출이 전기의 재정수지에 어떠한 반응을 보이는지도 검토하였다.

VECM 모형과 확장 VAR 모형의 추정 결과에 따르면, 세입과 세출의 변화는 단기동학 관계에서 나타나는 교차시차항(cross lagged term)을 통해서는 어느 방향으로도 인과관계를 보이지 않고 있다. 반면, 세입의 변화는 재정수지의 불균형을 초래하게 되어 다음 기의 세출이 불균형을 해소하는 방향으로 움직이게 되지만, 세출의 변화가 초래하는 재정수지의 불균형은 다음 기의 세입에 영향을 주지 못하는 것으로 나타났다. 따라서 재정수지 균형의 회복이라는 경로를 통해서만, 세입에서 세출로의 일방적인 인과관계가 성립한다. 세입의 변화가 장기불균형 해소라는 측면에서 세출의 변화를 선도하는 반면, 세출의 변화는 어느 경로로도 세입의 변화를 선도하지 못한다.

이는 우리나라의 재정 운영방식이 다소 경직적이며, 세수의 변화가 정치적인 요인에 의해 제약되어 왔기 때문인 것으로 해석될 수 있다. 또한 금기의 일시적인 세출 증가는 다음 기의 세입 증가에 의해 즉각적으로 충당되지 않기에 재정수지 적자는 단기에 보전되기 어렵지만, 재정수지 적자폭은 주로 세출의 변화를 통해서서히 감소하게 된다. 결과적으로 우리나라의 정부는 재정의 안정성을 달성하는 방향으로 재정을 운영하였지만, 재정의 안정성 회복은 상대적으로 더디게 이루어진다고 말할 수 있다.

목 차

I. 서론	15
II. 측정 및 자료	19
1. 국가채무의 범위 및 측정	19
가. 국가채무의 범위	19
나. 국가채무의 측정 문제	21
2. 자료	24
가. 정부 자료의 조정	24
나. 자료 구분	25
III. 재정 유지 가능성: Bohn의 검정	29
1. 이론 및 기존 연구	29
가. Debt Dynamics	29
나. 재정안정성의 개념	30
다. 실증 연구	31
2. Bohn's test	34
가. Bohn 방식의 문제점	34
나. 추정모형 및 결과	37
다. 세입 및 세출의 변화	39
III장 부록: 기존의 안정성 검증	45

IV. 국가채무 변화와 재정수지의 단기동학 관계	48
1. 단위근 검정	50
2. 상관관계	53
3. 분석 모형과 추정 결과	57
IV장 부록	75
V. 세입과 세출의 인과관계에 관한 분석	81
1. 기본 가설 및 기존연구	82
가. 세 가지 가설	82
나. 관련 기존 연구	83
2. 자료와 사전 분석	87
가. 기본 시계열 특성	87
나. 단위근과 공적분 검정	90
3. 단기동학 모형에 기초한 인과관계 분석	100
가. 오차수정모형(VECM)	100
나. 확장 VAR 모형	107
V장 부록: 단순 VAR 모형	113
VI. 결 론	119
참고문헌	123

표 목 차

<표 III- 1> Chow Test	3
<표 III- 2> Bohn's Test 추정 결과	3
<표 III- 3> 세입 추정 결과	4
<부표 III-1> 세입과 세출(이자지급포함) 간 공적분 관계	4
<표 IV- 1> 국가부채에 대한 단위근 검정 결과	6
<표 IV- 2> 재정수지에 대한 단위근 검정 결과	3
<표 IV- 3> 기초재정수지에 대한 Structural break 단위근 검정:	52
<표 IV- 4> GDP 성장률에 대한 단위근 검정	3
<표 IV- 5> 벡터자기회귀 모형 추정치(GR, S2, $\Delta D2$)	61
<표 IV- 6> 구조적 벡터자기회귀 모형 추정치 (GR, S2, $\Delta D2$)	63
<표 IV- 7> 구조적 벡터자기회귀 모형 추정치 (GR, S2, $\Delta D3$)	68
<표 IV- 8> 구조적 벡터자기회귀 모형 추정치 (GR, S3, $\Delta D2$)	70
<표 IV- 9> 구조적 벡터자기회귀 모형 추정치 (GR, S3, $\Delta D3$)	72
<부표 IV-1> 벡터자기회귀 모형 추정치(GR, S2, $\Delta D3$)	75
<부표 IV-2> 벡터자기회귀 모형 추정치(GR, S3, $\Delta D2$) - 두 번째 모형	76
<부표 IV-3> 벡터자기회귀 모형 추정치(GR, S3, $\Delta D3$)	77

<부표 IV-4> 벡터자기회귀 모형 추정치(GR, S1, $\Delta D1$)	78
<부표 IV-5> 구조적 벡터자기회귀 모형 추정치 (GR, S1, $\Delta D1$)	79
<표 V- 1> 모형 및 추정방법에 대한 분석결과	8
<표 V- 2> Granger causality tests	8
<표 V- 3> 단위근 검정(자료 I: 무조정)	92
<표 V- 4> 단위근 검정(자료 II: 사회보장부분 조정)	93
<표 V- 5> 세입과 세출 간 공적분 검정(자료 I: 무조정 자료, 로그값)	96
<표 V- 6> 세입과 세출 간 공적분 검정(자료 II: 사회보장부분, 로그값)	97
<표 V- 7> 세입과 세출 간 공적분 검정(자료 II: 사회보장부분 조정, GDP 비율)	98
<표 V- 8> 세입과 세출 간 공적분 검정(자료 I: 무조정 자료, GDP 비율)	99
<표 V- 9> VECM 모형 추정 결과: 자료 I(1970~2004) 로그 실질 세입·세출	103
<표 V-10> VECM 모형 추정 결과: 자료 I(1970~2004) GDP 대비 세입·세출 비율	104
<표 V-11> VECM 모형 추정 결과: 자료 II (사회보장부분 조정, 1977~2003) 로그 실질 세입·세출	106
<표 V-12> VECM 모형 추정 결과: 자료 II (사회보장부분 조정, 1977~2003) GDP 대비 세입·세출 비율	106
<표 V-13> 확장 VAR 모형 추정 결과: 자료 I (1970~2004)	109
<표 V-14> 확장 VAR 모형 추정 결과: 자료 I	

(1977~2003)	110
<표 V-15> 확장 VAR 모형 추정 결과: 자료 II (사회보장부분 조정, 1977~2003)	111
<부표 V-1> 단순 VAR와 Granger 검정: 자료 I (1970~2004)	115
<부표 V-2> 단순 VAR와 Granger 검정: 자료 I(1970~2004) GDP 대비 세입·세출 비율	116
<부표 V-3> 단순 VAR와 Granger 검정: 자료 II (사회보장부분조정, 1977~2003) 로그 실질 세입·세출	117
<부표 V-4> 단순 VAR와 Granger 검정: 자료 II (사회보장부분조정, 1977~2003) GDP 대비 세입·세출 비율	118

그림 목 차

[그림 II-1] GDP 대비 국가부채비율	26
[그림 II-2] GDP 대비 재정수지(S1 vs S2, S1 vs S3)	28
[그림 III-1] 국가채무와 기초재정수지의 관계	36
[그림 III-2] 부채와 추정 수입 및 지출	41
[그림 III-3] 1970년대 세입·세출 및 부채 비율의 변화	42
[그림 III-4] 1980년대 세입·세출 및 부채 비율의 변화	43
[그림 III-5] 1980년대 이후 세입·세출 및 부채 비율의 변화	44
[부도 III-1] 이자지급을 포함한 정부지출과 세입: 1970~2004	46
[그림 IV-1] 국가부채 변화분과 재정수지(ΔD & S)	54
[그림 IV-2] ΔD vs S	55
[그림 IV-3] S vs ΔD (and S vs Lagged ΔD)	56
[그림 IV-4] S vs D (and S vs Lagged D)	57
[그림 IV-5] 충격반응함수(GR, S2, $\Delta D2$)	66
[그림 IV-6] 충격반응함수(GR, S2, $\Delta D3$)	69
[그림 IV-7] 충격반응함수(GR, S3, $\Delta D2$)	71
[그림 IV-8] 충격반응함수(GR, S3, $\Delta D3$)	73
[부도 IV-1] 충격반응함수(GR, S1, $\Delta D1$)	80
[그림 V-1] 세입·세출 추이	88
[그림 V-2] GDP 대비 비율	89
[그림 V-3] 재정수지차: 무조정	90

I. 서 론

정부부채가 증가하는 현상은 다수의 국가에서 나타나고 있으며, 특히 GDP 대비 정부부채의 규모가 크거나 그 비율이 급속히 증가하는 국가에서는 정부의 재정정책이 유지 가능한가(sustainable)에 대한 논란이 많다. 우리나라도 1997년 말에 발생한 외환위기 이후에 금융구조조정을 위한 공적자금, 사회안전망 확충 등으로 재정적자가 확대되고, 그에 따라 정부부채 규모가 급증하였다. 최근에는 양극화 현상이 심화되고, 이를 극복하는 과정에서 재정의 역할이 강조되면서 재정적자가 지속적으로 발생하고 있다. 건전 재정의 기초를 유지해왔던 과거와는 달리 최근 우리나라의 국가부채가 증가하면서 재정의 유지 가능성에 대한 의문은 우리 내부에서도 제기되고 있다.

재정의 유지 가능성을 검증하는 방법은 다양하다. Hamilton and Flavin(1986)의 단위근 검정이나 Trehan and Walsh(1988, 1991) 등이 제시한 공적분 검정이 사용되기도 한다. 재정의 유지 가능성을 검정하기 위해 최근에 가장 일반적으로 사용되는 것은 국가채무 비율의 변화에 따른 기초재정수지의 반응을 검토하는 Bohn(1998)의 방법이다. 만일 양자 간에 정(+)의 관계가 존재하여 국가채무 증가에 따라 재정수지 흑자 폭이 증가하는 반응이 나타난다면, 정부는 부채증가를 상쇄하기 위해 지출을 감소하거나 세수를 증가시키는 노력을 한다고 해석할 수 있을 것이다. 국가채무비율은 성장률, 이자율, 정부지출의 변동과 같은 다양한 충격에 의해 영향을 받아 실제로는 평균회귀성(mean reversion)을 보이지 않게 되는 경우가

많기때문에, Bohn(1998)의 방법은 이전의 일변수 시계열 분석법(univariate time series analysis)에 비해 보다 현실적인 분석도구라고 할 수 있다. 그러나 우리나라의 재정자료에 Bohn(1998)의 방법을 '단순' 적용한 결과에서는 국가부채 비율과 재정수지 흑자 사이에 유의미한 정(+의) 관계가 발견되지 않고 있는데, 이는 우리나라 재정의 불안정성을 의미하기보다는 Bohn(1998)의 접근법이 갖는 한계와 관련 깊다. 제III장에서는 이와 관련한 대안적 분석방법으로, 먼저 분석기간 중에 우리나라 재정의 운영방식에 구조적 변화가 있었다는 점에 착안하여, Bohn(1998)의 단순회귀식에 구조적 변화를 도입할 것을 제안한다. 즉, 재정 건전화(fiscal consolidation)가 강력하게 추진되었던 시점에 해당하는 1980년대 중반부터 1990년대 말까지의 기간을 단순 더미처리하거나 회귀식 자체에 균형재정 원칙을 추가하는 방법을 고려한다.

재정의 안정성과 관련하여 국가채무의 단기적 변화에 따라 정부가 재정을 어떻게 대응시키는 것 또한 중요한 주제이다. 제III장의 Bohn의 검정은 재정의 유지 가능성에 중점을 두어 국가채무 수준과 재정수지 사이의 장기적인 관계를 조사하지만, 제IV장에서는 재정 안정성의 단기적 측면에 역점을 두어 국가채무 변화와 재정수지 간에 존재하는 단기 동학적 관계(short-run dynamic relationship)를 살펴본다. 즉 재정수지, 국가채무 변화, 성장률로 구성된 삼변수 VAR 모형을 설정하고, 국가채무 동학식(debt dynamics)에 기초한 구조적 충격의 식별 방법을 제시한 후, 충격 반응함수를 통해 국가채무 충격 발생에 따른 재정수지의 반응을 검토한다. 이러한 작업은 제III장에서 고려하지 못하는 국가채무 증가에 따른 정부 재정의 단기적 조정 과정을 이해하는 데 도움을 줄 수 있다.

재정의 운영방식도 재정의 안정성과 깊은 관련을 지닌다. 특히, 세입과 세출의 상호작용에 있어, 실제로 어느 한 부문이 다른 부문을 선도적으로 결정하고 있는가는 재정 운영방식의 이해를 위

해 매우 중요한 주제이다. 또한 전기에 발생한 재정적자에 대응하여 금기의 세입과 세출이 특정한 반응을 보이는지와 이들의 변화가 재정적자를 해소하는 방향으로 나타나고 있는지의 여부도 재정 안정성을 판단하는 데 유용하다.

이와 관련하여, 세입과 세출의 동적 관계(intertemporal relations)에 대해 세 가지 가설이 존재한다. 첫 번째 가설은 Musgrave(1966)와 Melzer and Richard(1981)가 주장하는 동시화 가설(fiscal-synchronization hypothesis)로서, 세입이 세출과 동시에 움직이는 경향을 보인다는 견해이다. 이는 재정책 교과서의 원론적 경우에 해당한다고 볼 수 있으며, 투표자들이 균형 예산의 한계적 변화에 대한 비용과 편익을 가늠하여 이상적인 세입과 세출을 동시에 결정하는 경우에 성립한다고 볼 수 있다. 이 가설에 따르면, 세출 변화는 동시적인 세입 변화에 의해 충당될 수 있으므로 재정 안정성에 큰 문제를 발생시키지 않는다.

두 번째 가설인 세입-세출 가설(tax-spend hypothesis)은 세입 변화가 세출의 변화에 선행한다는 것으로, 주로 Friedamn(1978)과 Buchanan and Wagner(1977, 1978) 등에 의해 주장되었다. 제도적인 이유로 인해 예외적인 상황을 제외하고는 재정적자를 허용하지 않아 정부지출 증가에 정치적인 제약이 존재하고, 세출의 변화가 세입의 변화에만 실질적으로 의존하게 될 때 성립하는 가설이다. 이 경우, 정책의 주요한 고려가 경제적 효율성보다 정치적 제약에 의해 결정되는 부작용이 있을 수 있다. 이 가설이 성립하면, Friedamn(1978)의 주장처럼 금기의 세입 증가는 다음 기의 세출 증가로 연결되는 경우가 많아, 기존의 재정적자가 단기에 해소되지 않을 수 있어 재정 안정성에 위협을 줄 수 있다.

세 번째 가설인 세출-세입 가설(spend-tax hypothesis)은 세출이 주도적으로 먼저 변화하고 이에 따라 세입이 적응하게 되는 경우를 의미한다. Peacock and Wiseman(1961, 1979)에 따르면, 위기 상황

시에 초래된 정부지출의 증가는 정부 수입에 대한 제약을 순차적으로 완화하여, 일시적 세출 증가는 항구적인 세입 증가를 야기하게 된다. 세출-세입 가설이 성립한다면, 재정적자는 장기간 지속되지 않을 가능성이 높다. 세출-세입 가설과 유사한 또 다른 예로서, 금기의 지출 증가는 재정적자를 초래하여 국가채무를 증가시키고 미래의 조세부담 증가로 연결된다는 Ricardian equivalence(Barro, 1974)를 들 수 있다.

일반적으로 세입과 지출 간의 동적관계를 실증적으로 분석하기 위해서 Granger인과관계 검정(Granger Causality Test)을 사용한다. 세입과 세출 중 어느 한 방향으로만 인과관계가 있는 경우는 세입-세출 가설 또는 세출-세입 가설 중의 하나를 지지하는 것이고, 양쪽 방향에 모두 인과관계가 있으면 동시화 가설이 성립함을 의미한다. 실제의 실증분석의 결과는 국가 간에 다양하게 나타나고 있는데, 제V장에서는 VECM 모형에 기초한 단기동학 관계를 이용하여 우리나라의 세입과 세출 변화 사이에 존재하는 인과관계를 분석한다. 또한 세입과 세출의 변화로 구성된 단순 VAR 모형에 전기의 재정수지차를 추가함으로써 금기의 세입과 세출이 전기의 재정수지에 어떠한 반응을 보이는지도 추가적으로 검토한다.

II. 측정 및 자료

1. 국가채무의 범위 및 측정

가. 국가채무의 범위

IMF의 1986년도 정부재정통계편람(GFS)에 따르면 국가채무의 개념은 정부(통합재정 일반정부 기준)가 정부 이외(민간, 해외)에 진채무의 총계이다. 여기에서 정부 내부 거래, 정부 간 거래, 화폐발행 및 금융당국의 부채, 휴면 또는 거부된 부채, 지급이 확정되지 않은 유동부채(우발채무)는 제외된다.¹⁾ 그러나 IMF의 2001년도 편람에서는 국가채무를 국민계정처럼 제도단위를 기준으로 계산하도록 권고하고 있다. 여기서 '제도단위'란 자신의 명의로 자산을 소유하고 부채를 부담하며 경제활동 및 거래활동을 수행하는 경제적 실체를 의미한다. 국가채무에 대한 기본적인 개념이 바뀐 것은 아니고 기존의 정부회계를 중심으로 계산하는 방식에서 제도단위를 기준으로 계산하는 방식으로 전환된 것이다. 이 경우 부채는 제도단위의 대차대조표상 부채 항목에 해당하는 것이므로 부채는 금융자산의 반대 개념이 된다. 그리고 OECD도 국민계정의 일반정부를 기준으로 부채를 계산하도록 하고 있으므로 국민계정(SNA93)의 일반정부에 속하는 조직(institution)의 부채 및 기타 채무가 곧 국가채무가 된다.

1) 우발채무의 경우 명시적인 부채에 포함시키지는 아니지만 기록하도록 권고하고 있다. 우발채무에는 정부(공공부문)의 명시적 보증과 사회보장 제도 채무의 현재가치가 포함된다.

제도단위를 기준으로 하는 경우 개별 제도단위에 대해 정부부문 여부를 판단하여야 한다. 불분명한 부분은 대부분 공기업 분야인데 기업적 활동을 수행하는 공기업은 정부가 아닌 기업으로 판단하므로 일반정부의 범위에는 포함되지 않는다. 특정 공기업, 공사 등을 정부에 포함시켜야 하는지 여부는 해당 기업이 얼마나 민간의 기업과 유사하게 행동하는가에 달려 있다.

제도단위를 기준으로 하는 경우 금융 분야도 성격에 따라 정부에 포함될 수 있다. 그러나 금융기관의 경우 부채의 증가가 대부분 자산의 증가를 수행하므로 전체적인 채무보다는 금융자산을 제외한 순채무가 정부의 채무부담을 더 잘 나타내게 된다. 따라서 제도단위를 기준으로 정부부채를 계산하는 경우는 전체적인 채무가 아닌 순채무를 계산하여야 한다.

유사한 문제는 공공부문이 관리하는 각종 연금에서도 발생한다. 제도단위를 기준으로 하는 경우 해당 제도단위의 대차대조표상(순)부채는 상환의무가 있는 국가채무에 포함된다. OECD의 국민계정 부표의 주석에 따르면 나라마다 국민계정에서 피고용자에 대한 정부의 채무를 취급하는 방식이 다른 것으로 나타나고 있다. 1993년도 SNA 해석에 따르면 자립형(autonomous) 적립식 연금은 일반정부외로 취급하여 자산과 부채를 정부 자료에 반영하지 않는다. 비 자립형(non-autonomous) 연금은 일반정부로 분류하되 적립부문(funded component)만 정부부채에 포함시킨다. 적립하지 않는 연금의 부채는 정부부문의 주석으로 하도록 되어 있다. 그러나 소수의 국가가 해당 잠재(implicit) 채무의 추계를 내고 있지만 1993년도 SNA 지침을 따르는 국가는 거의 없다고 한다.

우리나라의 국가채무 통계 기준은 예산회계법과 국가채무에 관한 계산서이다. 예산회계법 시행령(제23조 4항)에 따르면 국채, 차입금, 국고채무부담행위가 국가채무의 유형에 속한다. 국가채무에 관한 계산서는 좀더 포괄적으로 '중앙정부와 지방정부가 차입의 주체로서

원리금 상환의무를 부담하는 확정채무'라고 함으로써 일반정부의 확정채무가 국가채무의 범위에 속한다. 그러나 실제로는 예산회계법에 따라 중앙정부의 채무만을 계산하고 있다. 이에 따라 현재 중앙정부의 채무 통계에는 일반회계 및 특별회계의 국채, 차입금, 국고채무 부담행위와 공공기금의 채권발행(국민주택, 외국환평형, 양곡증권정리 등)과 차입금 및 공공차관이 포함된다. 즉, 제도단위가 아닌 회계를 기준으로 정부부채를 계산하고 있다.

이러한 국가채무 통계기준은 자산을 고려하지 않은 금융성 채무를 국가채무에 포함시키는 문제가 있다. 금융성 채무는 비록 원리금 상환의무가 있다 하여도 채무에 상응하는 채권이 있으므로 이를 상환하기 위하여 세입을 증대시키거나 세출을 축소함으로써 재정수지를 개선해야 하는 것이 아니다. 따라서 제도단위로 전환하기 이전까지는 외국환평형기금과 같은 금융성 채무는 제외하는 것이 더 정확한 국가의 상환부담을 보여줄 것이다. 반면 지방정부를 비롯하여 정부부문으로 보아야 하는 공기업이나 정부출연기관 및 금융당국 등의 부채는 정부부채에서 제외되고 있는 문제가 있다.

나. 국가채무의 측정 문제

1) 경제변수의 영향

물가상승은 정부부채 상환과 이자지급에 영향을 준다. 물가수준을 P 라고 하면 명목부채는 B , 실질부채는 B/P 가 된다. 그리고 물가상승률을 $\pi = \Delta P/P$ 라고 하면 실질 정부부채의 변화는 $\Delta(B/P) = \Delta B/P - \pi B/P - \pi \Delta B/P$ 가 된다. 즉, 물가가 상승하면 경상으로 확정되어 있는 기존 부채의 실질 이자지급액 및 상환액이 감소하는 현상이 발생한다. 만약 민간의 화폐환상(money

illusion)이 없다면 물가상승은 부(富)에 대한 과세 역할을 하므로 민간은 정부부채의 실질가치 하락을 정부부채의 조기 상환으로 보고 그에 맞게 소득이나 지출에는 변화가 없이 부(富) 수준을 조정하지만 화폐환상이 있다면 민간은 이와 다르게 반응할 수도 있다. 그러나 어느 경우가 맞는지에 대해서는 이론적으로나 실증적으로 분명히 밝혀지지 않고 있는 실정이다.

반대로 물가가 상승하면 정부의 금융자산 가치가 하락한다. 이러한 물가상승 문제를 해결하려면 구매력 기준 발생주의 회계(purchasing power accrual accounting) 개념을 사용하여야 한다는 주장도 존재한다. 즉, 모든 부채와 자산을 시장가치로 평가하고, 대차대조표의 수치는 구매력의 변화를 나타내는 지수를 사용하여 할 인하하는 것이다. 그러나 GDP 대비 비율을 사용하면 부채를 경상으로 측정하는 문제가 축소되고 정부의 지불 능력을 나타낼 수 있다. 구매력 기준으로 부채 및 자산을 조정하는 것이 복잡하고, 추가적인 업무 부담을 야기하는 반면 실익이 크지 않으므로 물가상승이 심한 경우에 한하여 실질 부채를 보조지표로 사용하는 것이 바람직하다.

물가 이외에 이자율도 부채에 영향을 줄 수 있다. 이자율이 오르면 국채의 가치가 하락하고 반대의 경우에는 국채의 가치가 증가하는 현상이 발생하기 때문이다. 국채를 되사는(buy-back) 경우를 고려하면 부채의 시장가치가 액면가치보다 중요할 수도 있다. 그러나 액면가나 시장가치가 유사한 흐름을 보이는 것이 일반적이므로 시장가치로 부채를 측정하는 것은 실익이 적다.

경기상황도 부채에 영향을 준다. 부채는 경기가 나빠지면 증가하고, 경기가 호전되면 감소하는 경향이 있다. 따라서 경기를 고려하지 않은 부채는 잘못된 정보를 제공할 가능성이 있다. 그러나 경기상황을 조절한 부채 또한 계산하기 어렵다는 약점이 있다. 예를 들면, 잠재성장 수준 등 기준이 되는 경제상황을 정확하게 알기 어렵다.

2) 가치평가 및 자산의 문제

국가채무는 정부가 상환할 의무가 있는 금액을 의미한다. 그러나 신규로 발행되는 채권은 할증 또는 할인된 가격으로 팔릴 수가 있다. 그리고 발행된 채권은 발행가격 이하나 액면가 이상으로 시장에서 유통될 수 있다. 게다가 대부분의 유가증권들의 액면가는 채권의 유효기간 동안 정부가 지급해야 할 의무가 있는 이자를 포함하지 않고 있다. 따라서 정부가 상환해야 할 금액을 정확히 나타내기가 쉽지 않다. 그러나 채권자의 자산을 평가하기보다는 정부의 채무금액을 평가하는 것이 주된 목적이므로 만기일에 지급해야 하는 정부의 채무 상환금액은 액면가로 평가한다. 해외 통화로 표시되어 있는 차관은 환율을 고려하면 된다.

정부는 민간에 대한 부채 이외의 채권과 자산을 보유하고, 해당 자산이 수입을 창출하므로 기업의 대차대조표처럼 정부자산과 채무를 총괄적으로 고려하는 것이 필요하다는 주장도 존재한다. 이러한 생각은 IMF나 OECD의 채무 계산규정과도 상통하고 있다.

자본예산제도를 사용하여 정부 소비와 용자 및 투자를 구별하지는 주장도 존재한다. 국민계정에서 정부 투자와 소비를 다르게 취급하듯이 자본예산제도를 사용하여 자산형 지출과 소비형 지출을 구분하지는 것이다. 미국의 경우 용자 프로그램은 현재 용자 규모가 아닌 용자의 실질적인 지원 규모를 계산하고 있지만 자본지출을 별도로 구분하지는 않고 있다. 이러한 문제는 GFS 규정에 따라 자산과 부채를 측정하면 자동으로 해결될 것으로 보인다.

2. 자료

가. 정부 자료의 조정

앞의 논의에서 보듯이 우리나라 국가부채에 대한 통계는 정확한 국가채무 규모를 나타내기 어렵다. 이에 따라 본 연구에서는 국가채무나 정부지출 및 재정수지를 계산할 때 우리나라의 특수성을 고려하여 아래와 같은 조정을 하였다.

첫째는 국민연금 부문과 관련한 조정이다. 우리나라의 경우 국민연금(national pension fund)이 적립식(funded system)이어서 재정흑자가 누적되고 있다. 그러나 이러한 국민연금의 흑자는 정부부채를 감축하기 위한 정부의 재정적 노력과는 관계가 없다. 따라서 재정수지를 계산할 때 국민연금의 흑자(순적립 규모 기준)를 제외할 필요가 있다. 이와 유사한 이유로, 정부의 지출 규모를 계산할 때도 국민연금의 지출 규모는 제외되어야 한다.

둘째는 금융성 채무와 관련한 조정이다. 외국환평형채권(foreign currency stabilization bond)은 법률적으로는 국가채무에 속하지만, 재정지출소요를 충당하기 위하여 발행되는 것이 아니라 외환시장 안정화를 위해 발행되는 금융성 채무이다. 이러한 이유로 외국환평형채권의 증감은 통합재정수지에 포함되지 않고 있으며, 정부채무를 계산할 때에도 제외하는 것이 바람직하다. 국민주택기금에서 발행하는 채권도 금융성 채무의 성격이 있지만, 해당 채권발행을 통한 수입은 용자 등의 지출에 사용되고 있으므로 국가채무에 포함시킬 수 있다고 판단된다.

세 번째 조정은 외환위기 극복을 위해 금융구조조정에 사용된 정부보증채무와 관련된다. 이러한 보증채무는 정부와 일반국민 모두 사실상 정부의 부채로 인식하고 있었고, 2003년에 발표된 공적자금

상환계획에서도 공적자금(정부보증채권)은 정부와 금융부분이 분담하여 상환하기로 되어 있다. 재정의 부담 규모는 2003년 기준 49조 원이며 2003년부터 국채를 발행하여 원금 및 이자를 상환하고 있다. 따라서 정부가 상환하기로 한 채무 규모는 정부의 채무로 계산하여야 한다. 또한 이 경우의 정부부채는 외환위기로 발생한 것이므로, 외환위기 발생시점인 1997년에 공적자금에 대한 재정부담이 발생한 것으로 처리할 필요가 있다. 이를 위해, 공적 자금 49조원을 2002년도의 국가채무로 이월(이자율을 고려하여 할인)하고, 2003년 이후부터 정부가 상환한 금액은 국가부채에서 차감하는 방법을 이용하였다.

나. 자료 구분

본 연구의 분석에서는 1970년부터 2004년까지 정부 통합재정수지에 발표된 연간 재정자료들을 이용한다. 국가 채무 및 지출의 범위 등에 대한 이론의 여지로 인해 상이한 포괄 범위의 자료도 사용하였다.

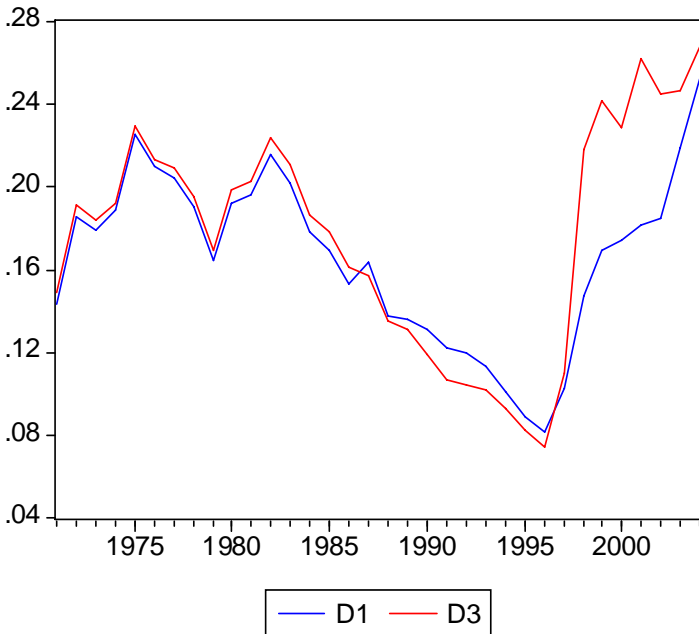
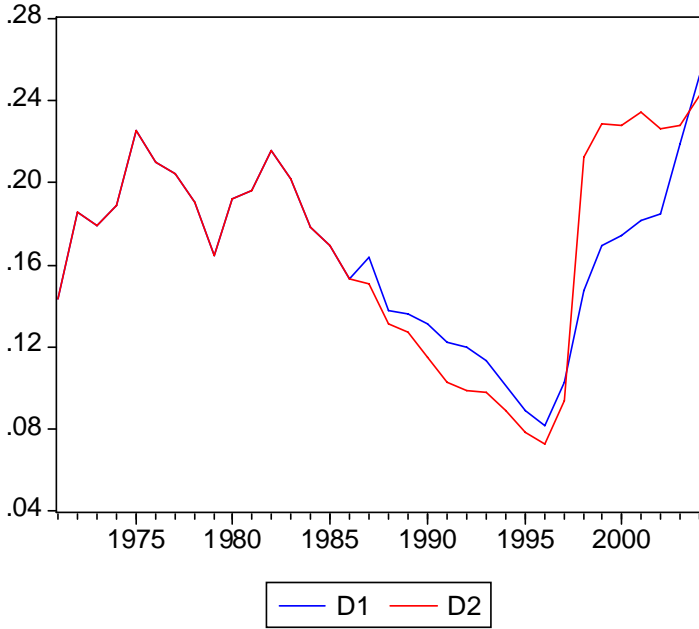
먼저 국가부채의 경우 포괄 범위와 관련하여 외평채권과 공적자금 및 보증채무에 대한 조정이 필요할 수 있기에 다음의 세 가지 국가 부채에 대한 정의를 이용한다.

국가부채 1(D1) = 정부집계 공식 국가 부채

국가부채 2(D2) = 국가부채 1 - 외국환 평형채권 + 공적자금 손실(기준 자료)

국가부채 3(D3) = 국가부채 2 + 보증채무

[그림 II-1] GDP 대비 국가부채비율



GDP 대비 국가채무 비율은 1980년대 중반까지는 대체로 20% 내외 수준을 유지하다가 1987년부터 뚜렷하게 감소하여 1996년에는 8.2% 수준까지 하락하였다. 1997년에 발생한 외환위기 여파에 따른 금융권의 구조조정, 실업구제 등 공적자금 투입에 필요한 자금소요 등을 국가부채로 조달하면서 이후 급격하게 증가하여, 2004년에는 26.3% 수준까지 도달하였다.

정부 재정수지의 경우도 국민연금 등 연금수지와 순융자에 대한 조정의 필요성을 고려하여, 기초재정수지에 대한 세 가지 정의를 사용한다.

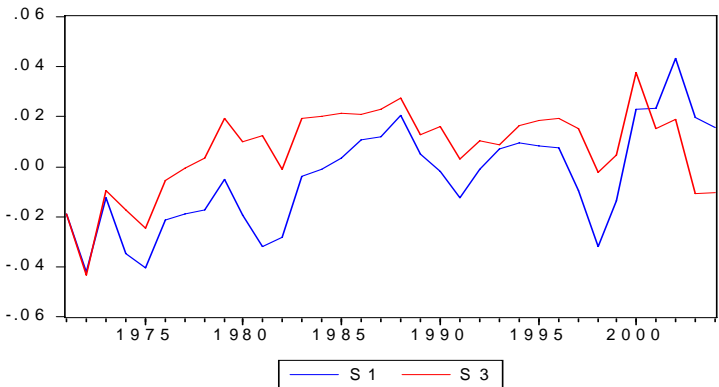
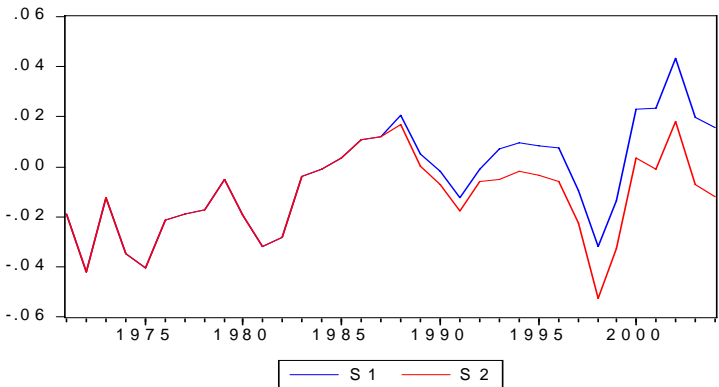
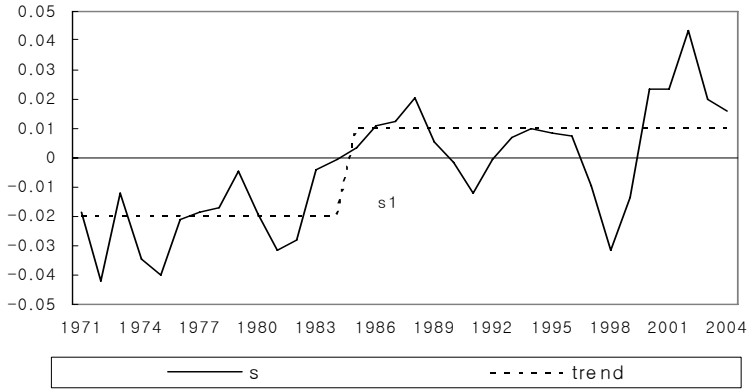
기초재정수지 1(S1) = 기초재정수지 = 통합재정수지 - 이자지급

기초재정수지 2(S2) = 기초재정수지 - 국민연금수지(기준 자료)

기초재정수지 3(S3) = 기초재정수지 - 국민연금수지 - 순융자

아래의 그림은 GDP 대비 기초재정수지 비율의 시계열 추이를 보여준다. 기초재정수지의 경우, 대체로 1984년 이전까지는 적자상태였으나, 이후부터 1996년까지는 흑자 기조를 나타내다가, 외환위기 이후부터는 변동 폭이 커진 것을 확인할 수 있다. 특히, [그림 II-2]의 점선(가상의 trend)에서와 같이 기초재정수지는 1985년을 기점으로 구조적 변환이 있었던 것으로 보인다.

[그림 II-2] GDP 대비 재정수지(S1 vs S2, S1 vs S3)



III. 재정 유지 가능성: Bohn의 검정

1. 이론 및 기존 연구

가. Debt Dynamics

재정 안정성에 대한 논의는 정부의 예산제약에 대한 식에서 출발한다. B 는 명목부채, i 는 부채에 대한 명목이자율, G 는 이자를 제외한 명목정부지출, T 는 명목세입이라고 하면, 정부부채의 변화는 다음과 같이 표시할 수 있다.

$$(III-1) \quad \Delta B_t = B_t - B_{t-1} = G_t - T_t + i_t B_{t-1}^{2)}$$

식 (III-1)은 재정적자만큼 정부부채가 증가한다는 것을 나타내고 있다. 또한 현재의 정부부채 규모는 과거 재정적자가 누적된 것이라는 것을 알 수 있다. 그러나 재정적자의 규모 자체가 재정적 부담을 의미하지는 않는다.

일반적으로 소득이 채무를 상환하는 기초가 되므로 소득 대비 채무 비율이 재정적 부담을 나타내는 적절한 지표이므로 정부의 예산 제약식은 보통 GDP 대비 비율을 기준으로 살펴본다(논의의 편의상 시간을 나타내는 첨자는 생략).

2) 정부의 예산제약식 또는 국가채무에 대한 동태식(Debt Dynamics)은 Blanchard et al.(1990)를 참조.

$$(III-2) \quad \Delta b = g - t + (r - \theta)b = -s + (r - \theta)b$$

여기서 소문자는 모두 GDP 대비 비율을 나타내며, r 은 실질이자율, θ 는 실질성장률을 나타낸다. 그리고 s 는 기초재정수지 ($S = T - G$)의 GDP 대비 비율을 의미한다. 따라서 식 (III-2)는 GDP 대비 부채비율이 두 가지 요소에 의해 결정된다는 것을 보여준다. 첫째는 정부의 수입과 지출의 차이를 나타내는 기초재정수지 항목이며, 둘째는 이자율에서 성장률을 차감한 값에 과거의 부채를 곱한 항목인 것이다.

만약 성장률이 이자율보다 높은 경우에는 정부부채가 소득보다 느리게 증가한다.³⁾ 이 경우 기존의 정부부채를 신규 정부부채로 상환하는 것(Ponzi Scheme)이 가능하며, 적자재정을 운용하여 이자율을 높임으로써 과도한 자본축적을 축소시키는 것이 바람직하다. 이자율이 성장률보다 높은 경우에는 정부부채가 소득보다 빠르게 증가한다. 따라서 재정안정을 위해서는 최소한 기초재정수지의 흑자가 요구된다.⁴⁾ 반면 이자율과 성장률이 동일한 경우에는 재정안정을 위해 기초재정수지가 균형이어야 한다.

나. 재정안정성의 개념

Blanchard 등(1990)에 따르면 유지 가능한 재정정책이란 GDP 대비 부채비율이 원래 또는 일정 수준으로 복귀하도록 하는 재정정책을

-
- 3) 경제이론에 따르면 실질이자율은 자본의 한계생산성을 의미하고, 실질성장률은 인구증가율과 기술진보의 합으로 결정됨. 따라서 성장률이 이자율보다 높다는 것은 자본을 과다하게 축적하였다는 것을 의미하므로 경제가 비효율적(inefficient)이라고 함. Elmendorf & Mankiw(1998), Abel, Mankiw, Summers and Zeckhauser(1989).
- 4) 최적 안정상태(Golden Rule Steady State)보다 낮은 자본축적 상태이므로 경제가 효율적(efficient)이라고 함.

의미한다. 이자율 및 성장률이 고정되어 있다고 가정하고, 식 (III-2)를 특정 시점 n 을 기준으로 풀면 다음과 같다.

$$(III-3) \quad \sum_0^n \frac{s_t}{(1+r-\theta)^t} = b_0 - \frac{b_n}{(1+r-\theta)^n}$$

따라서 부채비율이 안정화된다는 것은 부채비율이 일정한 수준이라는 것을 의미하므로 무한대의 미래에 있어서 정부부채 비율의 현재가치가 0으로 수렴하여야 한다.

$$(III-4) \quad \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{b_n}{(1+r-\theta)^n} = 0$$

따라서 식 (III-3)이 의미하는 것은 유지 가능한 재정정책이 되려면 기초재정수지의 현재가치가 현재의 부채수준과 같아야 한다는 것이다. 즉, 기초재정수지를 흑자로 운용하여야 재정 안정성이 달성될 수 있다는 것을 의미한다.

다. 실증 연구

Hamilton and Flavin(1986)의 경우도 Blanchard 등(1990)이 사용한 수식을 그대로 사용한다. 다만 GDP 대비 비율이 아닌 실질변수를 사용하는 점이 차이가 있다.

$$(III-5) \quad B_t = \sum_{i=t+1}^n \frac{S_i}{(1+r)^{i-t}} + \frac{(1+r)^t B_n}{(1+r)^n}$$

재정안정성에 대한 개념도 동일하여 식 (Ⅲ-4)에 해당하는 값 (=A)이 0으로 수렴하는지 여부를 기준으로 재정 안정성을 검증한다. Hamilton and Flavin(1986)이 사용한 추정식은 다음과 같다.

$$(Ⅲ-6) \quad B_t = \sum_{i=1}^{\infty} (1+r)^{-i} S_{t+j} + A(1+r)^t + e_t$$

Hamilton and Flavin(1986)은 먼저 재정수지와 부채에 대한 단위 근 검정을 하였다. 기초재정수지 자료가 안정적인 시계열을 가지면 A가 0일 때 부채도 안정적이어야 하기 때문이다. 반면 A가 0이 아니면 부채는 안정적이지 않기 때문이다. 단위근 검정 결과는 안정적이지 않다는 귀무가설을 기각하는 것으로 나왔다.

그들이 제시한 다른 추정방법은 다음과 같다. 재정수지의 미래 예상치는 과거 재정수지 추이로 설명하고, 부채는 시계열 연관성 (serial correlation)을 제거하기 위하여 과거 값을 포함시켜 식 (Ⅲ-6) 추정하는 것이다. 이를 위하여 이자율은 고정된 것으로 하였다. 추정 결과를 보면 A의 값이 유의하지 않으므로 A가 0이라는 것을 기각하지 못하는 것으로 나왔다. 결과적으로 1964년에서 1984년까지의 자료를 이용하여 Hamilton and Flavin(1986)이 검정한 결과에 따르면 미국의 재정정책이 지속 가능한 것으로 나타나고 있다. 그러나 이러한 검정 방법은 이자율이 매기 일정하다고 가정하여야 하므로 문제가 되고 있다. Kremers(1988)는 시차차분의 기간을 증가시키면 부채 시계열이 단위근을 갖기 때문에 미국의 재정정책이 지속 가능하지 않다고 반박하기도 하였다.

이자율이 고정되어 있다는 가정의 문제점을 극복하기 위하여 공적분을 이용하는 방법도 사용되었다. 이를 위한 기본적인 수식은 식 (Ⅲ-1)과 이자율이 변동한다는 점을 고려하여 변형한 식

(III-5)를 활용하여 구한다. A_s 를 s 시점에서의 무한 미래 부채의 현재가치 값이라고 하면 다음과 같은 수식을 얻을 수 있다.

(III-7)

$$\Delta B_t = G_t - T_t + r_t B_{t-1} = \sum_{j=0}^{\infty} \Pi_{j=0}^t (1 + r_{t+j})^{-1} \Delta S_{t+j} + A_t - A_{t-1}$$

식 (III-7)에서 부채가 안정화되기 위한 조건은 이전과 마찬가지로 A_s 값이 0으로 가는 것이다. 따라서 Hamilton and Flavin(1986)과 마찬가지로 우변의 시계열이 안정적이려면 좌변 시계열 변수가 공적분되어 있어야 한다.

Trehan and Walsh(1988, 1991)은 $-S_t + r_t B_{t-1}$ 가 안정적이려면 정부부채와 기초재정수지가 공적분 벡터($r, -1$)를 가지는 공적분 관계이어야 한다고 보고 이를 검증하는 방법을 사용하였다. Hamilton and Flavin과 동일한 기간의 자료를 사용한 결과 미국의 재정정책이 유지 가능하지 않은 것으로 나타났다. 이자율이 공적분 벡터가 되는 문제점을 극복하기 위하여 Hakkio and Rush(1991)는 이자지급을 포함한 정부지출과 조세수입이 공적분되고 있는지를 이용하여 재정정책의 유지 가능성을 검정하였다. 즉, 좌변의 식을 $(G_t + r_t B_{t-1}) - T_t$ 로 분리하여 공적분 관계를 살펴본 것이다. 추정 결과를 보면 미국의 재정정책이 1980년대에는 유지 가능하지 않은 것으로 나타났다. Ahmed & Rogers(1995)도 사실상 동일한 방법으로 재정 안정성을 살펴보고 있다. 좌변의 식을 정부지출, 이자지급 및 세입으로 분리하여 공적분 벡터 $(1, 1, -1)$ 을 가지면 재정정책이 안정적인 것으로 평가할 수 있다는 것이다. 따라서 미국(1792~1992)과 영국(1692~1992)의 자료를 이용한 결과에 따르면 재정이 지속 가능하다는 것을 기각하지는 못하는 것으로 나타났다.

Bohn(1998)은 재정 안정성을 전혀 다른 방법으로 검정하고 있다.

그는 재정수지가 기본적으로 부채수준의 함수라고 보고 있다. 수식으로 표현하면 $s = f(b) + u$ 이 된다. 그리고 만약 $f'(b) > 0$ 이면, 즉 GDP 대비 정부부채가 증가하는 경우에 정부가 이전보다 기초재정수지를 개선한다면 재정의 유지 가능성은 확보된다는 사실을 보여주었다. 또한 $f(b)$ 로 표시된 재정수지와 정부부채와의 관계는 장기적인 것이므로, 재정수지는 단기적으로 재정지출의 재량적인 변화나 경기 변동에 따른 세입의 변화에 영향을 받는다. 수식에서 오차항은 이러한 외부변화 요인을 고려한 것이다. Bohn은 기초재정수지가 정부지출이나 경기의 변동에 영향을 받으므로 정부지출이나 수입이 적절히 조정되지 않고 공적분 관계를 살펴보는 방법이 잘못되었다고 하고 있다. Bohn이 사용한 기본 추정식은 다음과 같다.

(III-8)

$$s_t = \rho \cdot b_t + \mu_t = \rho \cdot b_t + \alpha_0 + \alpha_G GVAR_t + \alpha_Y YVAR_t + \epsilon_t,$$

$$GVAR = (G - G^*)/Y, \quad YVAR = (1 - Y/Y^*)(G^*/Y)$$

Y 는 실질 GDP를 나타내며, μ_t 및 ϵ_t 는 오차항을 의미한다. 그리고 ρ 와 α 는 해당 변수의 계수이며, *는 추세치를 의미한다. Bohn이 미국자료를 이용하여 여러 기간에 대하여 검증한 결과를 보면 미국의 재정은 지속 가능한 것으로 나타났다.

2. Bohn's test

가. Bohn 방식의 문제점

Persson and Tabellini(2000)는 Bohn(1988)이 사용한 검증방법의 기초가 되고 있는 Barro(1970)의 tax-smoothing 모형이 전시(war

time)의 대규모 재정적자나 부채 누적에 대한 설명력은 높지만 1970년 이후 주요 선진국에서 부채가 지속적으로 누적된 사유를 설명하기에는 한계가 있다고 말하고 있다. 이들은 정치 및 제도적 특성이 정부부채에 영향을 미칠 수 있는 다수의 이론적 모형과 실증적 결과를 제시하고 있다. 예를 들어, 연립정부 또는 불안정한 정권, 그리고 거부권이나 의사결정체계가 복잡성 등이 정부부채의 누적과 상관관계가 있다는 점을 지적하고 있다.

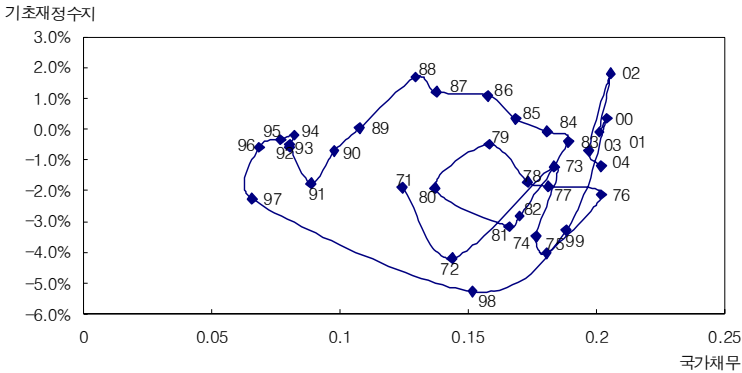
이러한 정치적 변화에 따른 재정운영의 구조변화가 가능성을 살펴보기 위하여 우선 기초재정수지와 정부부채를 plotting하여 보자. 재정수지 및 정부채무 자료 등은 앞에서 논의한 것처럼 조정된 자료를 사용하였다. 조정되지 않은 자료를 사용하는 경우에도 결과는 유사하다. 아래 그림에 나타난 plotting 결과를 보면 정부의 재정운영이 기간별로 차이가 있음을 알 수 있다; 즉, 80년대 이전, 80년대 초반부터 1997년 외환위기 이전까지, 1998년 이후로 구분된다. 그리고 이러한 변화 시점은 우리나라의 정치적 변화와 밀접한 관련이 있다. 그림(III-1)은 중요한 정치적 변화가 재정운영 기초의 변화에 영향을 미쳤을 가능성을 보여준다.

실제로 우리나라에서 재정 건전화를 강력하게 추진한 시점은 1980년대이다. 1980년대 초에 고도성장의 부작용인 인플레이션으로 경제의 불안정성이 심각해지자 새로 들어선 전두환 정부는 경제 및 재정 안정화 정책을 추구하였다. 외국에 비해 상대적으로 건전하다고 평가받고 있는 우리나라의 재정 건전성도 이러한 정책 변화에 기인하다. 재정 건전화 정책에 따라 1980년대에는 국가부채가 낮아지는 시점에도 기초재정수지를 흑자로 유지하였고, 결과적으로 재정수지와 국가채무가 정(+)의 관계가 아닌 부(-)의 관계를 가지게 되었다. 1980년대를 포함할 경우 우리나라 재정의 유지 가능성이 Bohn's test를 통해 잘 검정되지 않는 본질적인 이유가 여기에 있다.

본 연구에서는 먼저 적정한 분리 시점을 찾기 위하여 Chow test를

실시하였다. 정권의 교체와 그에 따른 재정구조의 변화가 있었을 것으로 보이는 1980년대 초반을 대상으로 검정한 결과를 보면 1% 유의수준에서 구조적 변화가 없다는 것을 기각하고 있다. 즉, 1982~83년에 구조적 변화가 있었음을 강력하게 보여주고 있다. 따라서 본 연구에서는 1980년대 초에 시작된 재정 안정화 정책이 반영된 적절한 시점은 1983년으로 한다. 또 다른 구조 변화의 가능성이 있는 시점은 외환위기가 있었던 1997~1998년이다. Chow test에 따르면 1998년에 구조적 변화가 있었는지 여부는 확인되지 않는다. 그러나 본 연구에서는 외환위기 이후가 이전과는 재정운영 방식이 다르다고 보았다.

[그림 III-1] 국가채무와 기초재정수지의 관계



<표 III-1> Chow Test

	1982	1983	1984	1997	1998
F 값	12.688** (43.985)	12.105** (42.806)	8.973** (35.840)	2.320 (13.404)	2.226 (12.953)

주 : 1. *는 5% 유의수준, **는 1% 유의수준을 의미함
 2. () 안은 Log likelihood ratio값

나. 추정모형 및 결과

정부는 정부부채가 커지는 경우 Bohn이 예측한 것처럼 재정수지를 개선함으로써 재정 안정성을 도모할 수 있다. 일본의 경우처럼 소비세의 세율을 올리거나 미국의 지출통제법처럼 지출 총액에 제한을 두는 것이 대표적인 방법이다. 이와는 다르게 예상되는 세입 내에서 세출의 규모를 결정하는 균형재정준칙(balanced budget rule)을 재정운영의 틀로 사용할 수도 있다. 이러한 재정준칙하에서는 기초재정수지가 흑자가 되므로 자연스럽게 정부부채가 감소된다. 실제로 우리나라 정부는 1980년대 전두환 정부가 들어선 이후부터 1997년 말의 외환위기 이전까지 세입의 규모 안에서 세출의 규모를 결정하는 것이 관례였다.

만약 정부가 재정의 수지 균형을 강제하게 되면 기초재정수지 흑자의 규모는 이자지급 규모와 같아야 한다. 그러나 균형재정준칙은 예산에만 적용되므로 GDP의 변화나 정부지출의 변동에 따라 사후적인 재정수지는 이자지급의 규모와 차이가 발생한다. 이러한 요소를 감안하면 Bohn의 추정식은 아래와 같이 달라진다. 이 경우 균형재정준칙이 적용된 기간에는 기초재정수지가 흑자가 되므로 당연히 재정의 안정성은 확보된다. 따라서 균형재정준칙이 적용되지 않은 기간에서 정부부채에 대한 기초재정수지의 반응이 양수이면 재정의 안정성이 검정된다.

(III-9)

$$s_t = \delta r_t D + \rho b_t (1 - D) + \alpha_0 + \alpha_G GVAR_t + \alpha_Y YVAR_t + \epsilon_t,$$

여기서 D 는 수지 균형을 추구한 시점을 나타내는 디미이며, r_t 는 이자지급의 GDP 대비 비율이고, δ 는 r_t 의 계수이다.

본 추정에서는 네 가지 형태를 사용하였다. 첫 번째는 Bohn (1988)의 기본모형이다. 다음은 Bohn(1988)이나 Valdrrama (2005)처럼 비선형(non-linear) 반응을 나타내는 변수(DVAR = $(b - \bar{b})^2$, \bar{b} = 평균)가 포함된 추정식이다. 세 번째는 재정운영 방식이 변한 시점을 단순한 더미로 처리한 추정식이다. 더미로 처리한 기간은 1983년부터 1997년까지이다. 마지막은 앞에서 언급한 균형재정준칙 모형을 사용한 추정식이다.

재정지출이나 GDP의 추세를 구할 때 Bohn은 Barro(1986) 등이 사용한 자료를 그대로 활용하였지만 미국을 제외한 다른 나라의 경우에는 정확한 추세를 구한 자료가 없다. 따라서 본 연구에서는 추세를 구하는 방법으로 Hodrick and Prescott Filter를 사용하였다. 그리고 추정에 사용된 자료는 본 연구에서 기준자료로 보는 국가부채2(D2)와 기초재정수지2(S2)이다.

추정결과를 보면 Bohn(1988)의 기본모형(Reg 1)을 사용하는 경우에 정부부채의 계수가 양수이기는 하지만 유의하지가 않다. 비선형 반응을 고려하여 추정한 결과(Reg 2)도 유사하다. 다시 말하면, Bohn의 검정방법을 사용하는 경우에는 우리나라 재정의 안정성이 확인되지 않는다.

그러나 앞에서 살펴본 것처럼 우리나라에서 재정운영 방식의 차이가 있었던 시점을 고려하면 추정 결과가 달라진다. 1983~1997년 기간을 단순히 더미로 처리하여 추정한 결과(Reg 3)를 보면 b의 계수가 0.349이며 유의한 것으로 나타나고 있다. 즉, 우리나라의 재정 안정성은 확보되고 있다고 할 수 있다.

식 (III-9)를 추정한 결과도 마찬가지이다. 즉, 균형재정준칙이 적용된 시점을 고려하여 추정한 결과(Reg 4)를 보면 b의 계수가 0.398로 계수의 크기가 매우 크며, 유의한 것으로 나타나고 있다. 결과적으로 우리나라 정부는 균형재정이라는 재정준칙을 사용하여 정부부채 수준을 감소시켰으며, 균형재정준칙이 사용되지 않은 기간에는

정부부채가 증가할 경우 재정수지를 개선함으로써 재정의 안정성에도 모해왔다고 할 수 있다. 따라서 이러한 정부부채에 대한 정부 또는 국민의 성향이 달라지지 않는 한 우리나라의 정부부채는 향후에도 유지 가능하다고 할 수 있다.

<표 III-2> Bohn's Test 추정 결과

	Reg1	Reg2	Reg3	Reg4
상수	-0.020 (-1.522)	-0.028 (-1.570)	-0.083** (-4.045)	-0.084** (-4.025)
b	0.039 (0.469)	0.073 (0.751)	0.349** (3.243)	
GVAR	-0.953** (-3.167)	-0.948** (-3.120)	-0.393 (-1.361)	-0.561** (-3.212)
YVAR	-1.459* (-2.388)	-1.299* (-1.973)	-2.094** (-3.612)	-0.966* (-2.343)
DVAR		1.741 (0.690)	0.252 (0.119)	-3.159 (-1.847)
D			0.038** (3.853)	0.076* (2.532)
b×(1-D)				0.398** (3.275)
R×D				1.326 (0.797)
R ²	0.378	0.388	0.600	0.832
D-W	1.018	0.953	1.123	0.725

- 주: 1. D는 1983~1997년을 의미
- 2. () 안은 t 값
- 3. *는 5% 유의수준, **는 1% 유의수준을 의미

다. 세입 및 세출의 변화

Bohn(1988)의 추정식은 부채가 커질 때 재정수지의 조정, 즉 세입이나 세출의 추세적인 변화가 있는지를 살펴보는 데도 적용

할 수 있다. 다만 세입을 추정할 때는 경기 상황에 따른 세입을 조정하기 위하여 YVAR을 사용하여야 하지만 GVAR을 사용하여야 하는지 여부는 불분명하다. 본 연구에서는 GVAR을 포함한 추정식을 사용하여 변화를 살펴본다(GVAR이나 YVAR이 제외된 추정치도 아래 표에 제시되어 있다). 이 경우 세출은 세입에서 재정수지를 차감한 값이므로 별도로 추정하지는 않는다. 또한 이전의 추정처럼 비선형 반응을 나타내는 변수(DVAR)를 포함시켰다. 비교를 위하여 1983~1997년 기간을 단순히 더미로 처리한 추정식을 사용하였다.

(III-10)

$$t_t = \rho \cdot b_t + \alpha_0 + \alpha_G GVAR_t + \alpha_Y YVAR_t + \epsilon_t,$$

추정 결과를 보면 전년도 부채에 대한 계수가 0.299이며 유의미하므로 부채가 증가할 때 세입을 증대시킨다고 할 수 있다. 즉, 세입을 증대시켜 재정수지를 개선함으로써 부채를 감소시키고자 하는 노력이 있었다고 할 수 있다. 반면 세출의 계수는 세입의 계수에서 재정수지의 계수를 차감한 것이므로 $0.299 - 0.349 = -0.050$ 이 된다. 다시 말하면 정부부채가 증가할 때 세출이 감소하여 재정수지를 개선하고 있지만 그 정도는 세입에 비해 상대적으로 작다고 할 수 있다.

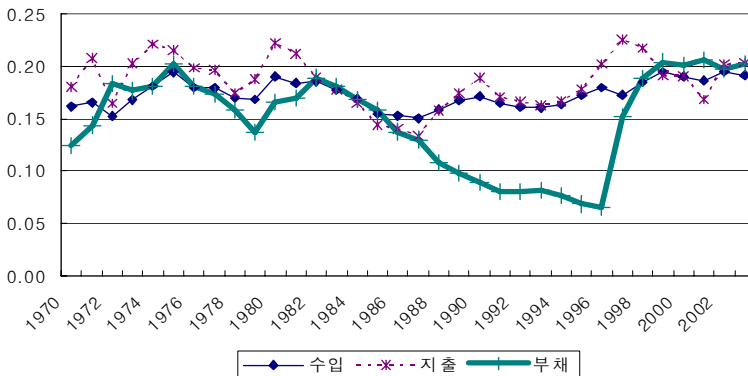
<표 III-3> 세입 추정 결과

	b	GVAR	YVAR	DVAR	D
세입 추정	0.299** (4.128)	0.696** (3.594)	0.019 (0.048)	4.762** (3.360)	0.003 (0.444)
세입 추정	0.137** (8.959)		0.406 (0.915)	5.113** (3.045)	-0.009 (-1.313)
세출 추정	0.059 (0.532)	1.277** (4.341)		2.008 (0.973)	-0.022* (-2.280)

- 주: 1. D는 1983~1997년을 의미
- 2. () 안은 t 값
- 3. *는 5% 유의수준, **는 1% 유의수준을 의미

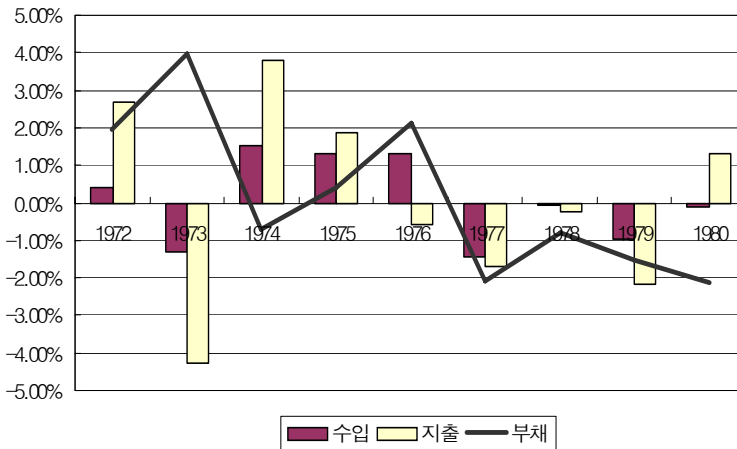
추정한 세입과 세출 및 부채의 움직임을 보면 추정 결과가 이렇게 나타난 원인을 알 수 있다. 아래 그림을 보면 부채와 세입은 같은 방향으로 움직이는 경우가 많다. 따라서 부채가 증가하는 경우 세입도 증가하여 재정수지를 개선하는 것이 된다. 그러나 세출은 부채가 늘어남에 따라 증가하는 경우가 많다. 따라서 재정수지 개선을 위한 세출의 역할이 상대적으로 작은 것처럼 나타나게 된다.

[그림 III-2] 부채와 추정 수입 및 지출



다음으로 추정된 세입 및 세출을 이용하여 시점별로 구분한 부채의 변화 및 세입·세출의 변화를 살펴보자. 1970년대의 경우, GDP 대비 부채 비율의 증가율은 낮아지는 추세를 보이고 있다. 세입의 경우는 1970년대 초반부에는 전년도보다 높아지는 추세였으나 후반부에는 전년도보다 낮아지는 추세를 보이고 있다. 지출의 경우는 특이한 추세를 파악하기 힘들다. 따라서 1970년대에는 부채 비율의 증가율이 대체적으로 낮아짐에 따라 세입 증대를 통한 재정안정의 노력이 약화되었다고 할 수 있다.

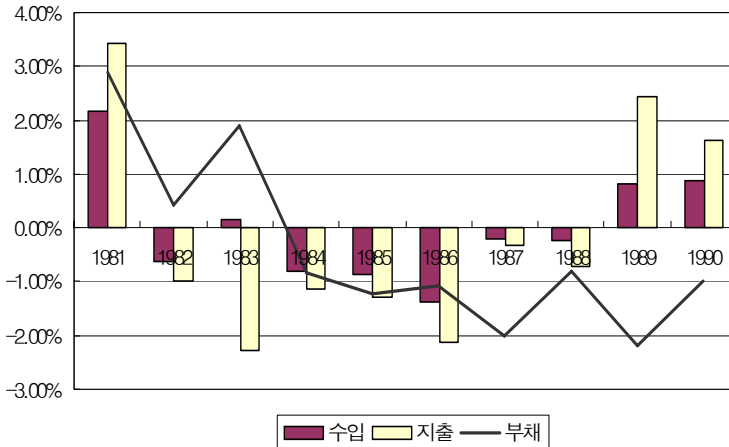
[그림 III-3] 1970년대 세입·세출 및 부채 비율의 변화



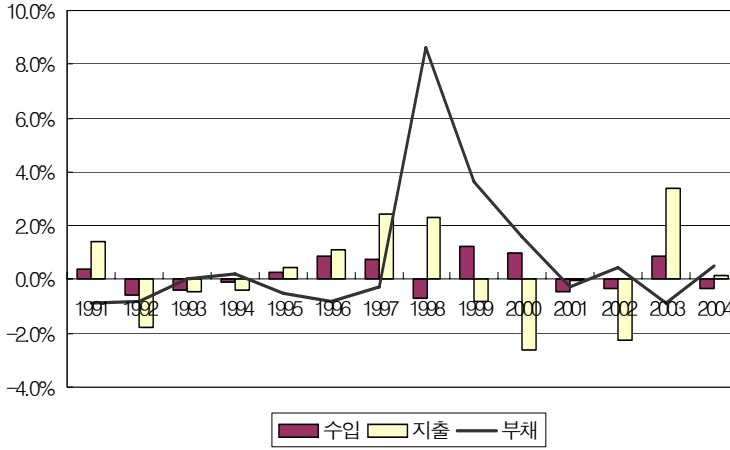
1980년대 초반은 GDP 대비 부채 비율이 증가하고 있는 시점으로 나타나고 있다. 반면 1984년부터는 부채 비율이 낮아지고 있다. 특징적인 것은 1980년 초반부터 시작하여 GDP 대비 지출이 지속적으로 낮아지고 있는 것이다. 이는 당시의 재정 안정화가 주로 세출의 조정에 의해 발생하고 있었다는 것을 의미한다. 해당 시점에 세입의 비중이 낮아지고 있으므로 세입에 의한 재정수지 조정은 없었던 것처럼 보인다. 1980년대에는 정부부채가 감소하는 시점이므로 단기가 아닌 중장기적으로 세출이 정부부채에 반응하여 재정수지를 개선하였다고 해석할 수 있다. 그러나 1989년부터는 세출의 비중 감축이 한계에 달하여 큰 폭의 지출 증가가 발생하고 있다.

1990년대 초반은 세입과 세출이 모두 감소하였으며, 1990년대 중반부터 외환위기까지는 세입 및 세출 모두가 증가하는 시점으로 나타나고 있다. 외환위기 이후인 1999년과 2000년은 세출은 감소시키고, 세입은 증대시키는 전형적인 재정 안정화 현상이 보이기도 한다.

[그림 III-4] 1980년대 세입·세출 및 부채 비율의 변화



[그림 III-5] 1980년대 이후 세입·세출 및 부채 비율의 변화



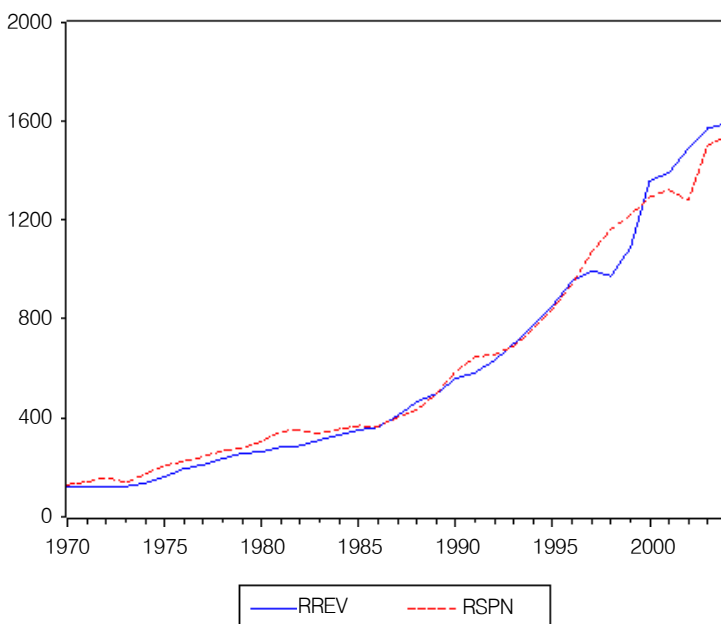
III장 부록: 기존의 안정성 검증

Hamilton and Flavin(1986)의 방법을 이용하여 국가채무에 대한 단위근 검정을 통해 우리나라의 재정의 유지 가능성을 검정해 볼 수 있다. 실제 Hamilton and Flavin(1986)의 분석에서는 국가채무의 수준 변수가 검정에 이용되었지만, 대부분의 집계 거시경제 변수들의 수준 변수가 단위근의 특성을 지닌다는 일반적 사실과 더불어 재정부담의 실질적인 지표로 GDP 대비 국가채무 비율이 국가채무의 절대적 수준보다 더 적절하다는 점을 고려할 필요가 있다. 제III장 제2절의 나항에서 정의된 세 가지 국가채무의 GDP 대비 비율에 대한 단위근 검정 결과는 다음의 제IV장 제1절에 자세히 정리되어 있다. <표 IV-1>에서 보는 바와 같이 ADF 및 P&P 단위근 검정 결과에 따르면, 세 가지 국가부채 비율은 모두 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 못하여 불안정(non-stationary)한 자료로 나타났다. 반면, 제IV장 제1절의 <표 IV-2>와 <표 IV-3>에서 보는 바와 같이 우리나라의 기초재정수지에 대한 단위근 검정 결과는 대체로 기초재정수지가 안정적인(stationary) 시계열일 가능성이 있다고 지지하고 있다. 이 두 가지 Hamilton and Flavin(1986)의 단위근 검정 결과로는 우리나라 재정의 유지 가능성이 확인되지 않음을 의미한다. 재정의 안정성을 국가채무라는 단일한 시계열 변수의 평균 회복성(mean reversion) 측면에서만 판단하기에는 다소 비현실적이라는 비판이 있을 수 있다. 이하에서는 이러한 한계를 고려하여, 재정의 유지가능성에 대한 공적분 검정도 아울러 실시한다.

[부도 III-1]은 이자지급을 포함한 정부지출($G_t + r_t B_{t-1}$)과 세입(T_t)의 시계열 자료(1970~2004)를 GDP deflator를 이용하여 실질 변수로 환산한 후, 그 추이를 나타낸 것이다. 두 자료 모두 시간에 따라 점차 증가하는 경향을 보여, 시간추세(time trend)를 분석에

포함시킬 필요가 있음을 보여주고 있다. 각 자료의 안정성(stationarity) 여부에 대해서는 제V장의 제2절의 단위근 검정 결과를 참조한다. 단위근 검정 결과, 세출과 세입 모두 단위근을 갖는 불안정한(nonstationary) 자료임을 알 수 있다.

[부도 III-1] 이자지급을 포함한 정부지출과 세입: 1970~2004



이제 Hakkio and Rush(1991)에 따라 양자 사이에 공적분 관계가 존재하는 지를 검토하기 위해, Jonhansen(1991, 1995) 검정을 이용한다. 아래의 <부표 III-1>의 Trace와 고유치를 이용한 위수검정(Rank test) 결과는 모두 이자지급을 포함한 정부지출($G_t + r_t B_{t-1}$)과 세입(T_t) 사이에 공적분 관계가 존재한다는 것을 지지하고 있다. 뿐만 아니라, 세입의 계수를 1로 놓았을 때 세출의

공적분 계수가 -1.14(표준오차 0.12)로 나타나, 공적분 벡터가 (1,-1)이라는 것을 기각하지 않아 재정의 유지 가능성을 지지하고 있다. 그러나 공적분 검정에 이용된 관측치의 개수가 제한적이라는 점과 검정 결과 자체가 시간추세의 존재 유무에 민감하게 영향을 받을 수 있다는 가능성 등으로 인해, 주어진 공적분 결과를 재정 유지 가능성에 대한 판단의 직접적인 증거로 해석하기엔 한계가 있다.

<부표 III-1> 세입과 세출(이자지급포함) 간 공적분 관계

i) Johansen 공적분 검정			
Hypothesized No. of CE(s)	Trace Statistic	5 % CV	P-value
None	31.4*	25.9	0.01
At most 1	7.8	12.5	0.27
Hypothesized No. of CE(s)	Max-Eigen Statistic	5 % CV	P-value
None	23.5*	19.4	0.01
At most 1	7.8	12.5	0.27

ii) 공적분 계수 (괄호안은 표준오차)			
RREV	RSPN	TREND	
1.000	-1.143	-5.434	
	(0.127)	(4.928)	

주: 1. * denotes rejection of the hypothesis at the 5% level
 2. No deterministic trend: No intercept in CE or test VAR
 3. Lags(in first differences): 1

IV. 국가채무 변화와 재정수지의 단기동학 관계: 구조적 VAR 모형 분석

제III장의 Bohn(1998)의 모형에서는 기초재정수지와 국가채무의 수준 사이에 존재하는 장기적 관계가 연구의 초점이었는데 반해, 여기서는 양자 사이의 장기적 균형이 깨어졌을 때 단기적으로 어떠한 조정 과정이 작동하는 지에 관심을 둔다. 재정의 유지 가능성에 대한 검정 자체는 장기적인 측면의 주제이지만, 국가채무 증가에 대한 정부의 재정 운영방식은 단기적인 조정 과정을 통해서도 판단할 수 있는 문제이다. 즉, 단기적인 요인에 의한 국가채무 증가에 대해 정부가 즉각적으로 반응하여 재정수지 흑자를 실현하는 노력을 기울인다면, 균형으로의 회복이 신속히 이루어질 수 있고 재정은 그만큼 안정적인 성향을 보인다고 할 수 있다.

재정수지와 국가채무 수준 사이의 장기적 관계에 대해서는 Bohn (1998)에 의해 채택된 Barro의 tax-smoothing 모형과 같은 이론적 연구가 존재하지만, 이들의 단기적 조정 과정을 이론을 통해 사전에 모형화하기란 쉽지가 않다. 이러한 이유로 여기에서는 재정수지와 국가채무 변화 사이에 존재하는 단기적 동학 관계(short-run dynamic relationship)를 분석하기 위해, 특정한 재정모형의 선택에 의존하지 않는 VAR 모형을 이용한다. VAR 모형이 갖는 장점은 외생적인 경제적 충격이 발생했을 때 각각의 내생변수가 어떠한 반응을 보이는지를 충격반응함수를 통해 손쉽게 구할 수 있다는 점이다. 예를 들어, 일시적인 요인으로 인해 국가부채를 외생적으로 증가시키는 충격이 발생했을 때, 정부가 재정의 건전성 확보를 위해 단기적으로 재정수지를 개선하려는 노력을 기울이는가의 여부를 판단할 수 있

게 된다. 정부의 재정수지 개선 노력이 단기적 조정 과정을 통해 확인된다면, 이를 재정의 안정성에 대한 보조적인 증거로 해석할 수 있다. 이러한 맥락에서 VAR 모형은 Bohn(1998)의 접근 방법을 단기적 측면에서 일반화한 것이라고 볼 수 있을 것이다.

Bohn(1998)의 경우 장기적인 차원에서 국가채무의 수준에 대한 재정수지의 반응이 문제였다면, VAR 분석에서는 국가채무의 '변화'에 대한 재정수지의 반응이 핵심을 차지한다. 다음의 1절에서 실시한 단위근 검정 결과에서 보듯이, GDP 대비 국가채무 비율은 불안정한(nonstationary) 시계열 자료이지만 국가채무 비율의 변화 자체는 안정적(stationary)인 시계열 자료이기에, VAR 분석대상으로 국가채무 비율의 변화분을 선택하는 것이 적절하다고 할 수 있다. GDP 대비 기초재정수지 비율에 관한 단위근 검정 결과는 재정수지의 정의와 구조적 변화(structural break)의 존재 여부에 의존하지만, 대체로 안정적인 시계열의 특성을 지닌다고 볼 수 있다. 재정수지와 국가채무 변화 사이의 단기동학 분석을 위해서는 이들 두 개 변수만으로 구성된 단순한 형태의 VAR을 고려할 수 있으나, 여기서는 이들 두 변수 외에 성장률을 추가적으로 포함하는 삼변수 형태의 VAR 모형을 고려하기로 한다. 분석의 핵심적 고려대상인 재정수지가 실물경제 요인에 크게 의존한다는 점을 고려하면, 경기변동 효과를 반영할 수 있는 성장률을 포함하는 삼변수 VAR 모형이 더욱 적합할 것이다. 끝으로 VAR 모형의 분석 결과인 충격반응함수에 경제적인 해석을 부여하기 위해서는 모형의 외생적 충격을 식별할 수 있어야 한다. 이를 위해 금융정책의 효과 분석에서 주로 이용되는 순차적(recursive)인 형태의 제약 대신, 국가채무 동학식(debt dynamics)을 단순화한 것을 제약으로 이용한다.

이하에서는 기초재정수지와 국가채무의 GDP 대비 비율 및 성장률의 시계열적 특성을 검토한 후, 구조적 VAR 모형을 이용한 재정의 안정성 분석 결과를 제시한다.

1. 단위근 검정

대부분의 경우 거시경제 시계열 자료(macroeconomic time series data)는 불안정적(non-stationary)인 특성을 지닌다. 그러므로 본 연구에서 사용할 각각의 자료가 1차 적분계열[I(1)]인지를 분석하기 위해 단위근(unit-root) 검정을 실시한다.

아래의 <표 IV-1>은 국가부채에 대해 ADF(Augmented Dickey Fuller, 1979) 및 Phillips-Perron(Phillips & Perron, 1988) 단위근 검정을 시행한 결과이며, D1, D2, D3은 포괄 범위를 다르게 했을 때의 세 가지 종류의 국가채무를 각각 나타낸다(제III장 제2절의 정의 참조). ADF 및 P&P 단위근 검정 결과에 의하면, 세 가지 국가채무 비율의 수준변수는 모두 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 못하여 불안정(non-stationary)한 자료로 나타났다.

<표 IV-1> 국가부채에 대한 단위근 검정 결과

	ADF Test		P&P Test		
	Test St.	P-Value*	Test St.	P-Value*	
D1	-2.008488	0.2817	-1.149860	0.6838	4*
D2	-1.160400	0.6794	-1.455964	0.5430	
D3	-0.951107	0.7587	-1.353397	0.5927	
Δ D1	-0.804781	0.8023	-4.447804	0.0013**	2**
Δ D2	-4.612811	0.0008**	-4.628387	0.0008**	
Δ D3	-4.540832	0.0010**	-4.561601	0.0010**	

주 : 1. ADF와 P&P 모두 상수(constant)만을 포함.

2. ADF에서 적정시차는 Schwartz Information Criterion을 이용하여 선택.

3. P&P에서는 Bartlett kernel을 이용한 Newey-West Bandwidth 선택.

4. * : MacKinnon(1996) one-sided p-values.

** : 5% 유의 수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하는 경우.

국가채무 비율의 적분차수(integration order)를 확인하기 위해 국가채무 비율을 1계 차분(first-order difference)한 후 동일한 단위근 검정을 반복한다. 국가채무 비율의 1계 차분 변수에 대한 ADF 및 P&P 검정 결과는 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하고 있어, 국가채무 비율의 증가분은 안정적(stationary)인 자료로 파악된다. $\Delta D1$ 에 대한 ADF 검정 결과는 단위근이 존재하는 것으로 나타났으나, 이는 ADF 검정이 지니는 검정력(power of test)의 약소문제 때문인 것으로 보인다. 동일한 자료에 대한 P&P 검정의 결과는 단위근의 존재를 기각하고 있다.

재정수지에 대한 단위근 검정 결과인 <표 IV-2>를 보면, 국가채무 비율과 달리 재정수지 비율의 수준변수에 대한 단위근이 존재 여부는 어떠한 재정수지의 정의를 선택하는가에 의존하고 있다(기초 재정수지에 대한 세 가지 정의는 제II장의 제2절 참조). ADF 및 P&P 방법에 의하면, 연금을 제외한 기초재정수지(S2)는 5% 내외의 유의수준에서 단위근이 기각되고 있어 안정적인 시계열로 볼 수 있지만, 연금을 포함하는 경우의 기초재정수지(S1)에서는 단위근의 존재가 기각되지 않아 불안정적인 특성을 보이고 있다.

기초재정수지(S1)의 불안정성 여부를 판단할 때 중요한 고려사항 중 하나는 1980년대 중반 이후 시작되었던 정부의 급격한 재정 안정화 정책(fiscal consolidation)이다. 1980년대 중반 이전 계속해서 적자를 보이던 재정수지는 안정화 정책 이후 눈에 띄게 개선되어 상당 기간 흑자 상태를 보이게 된다. 이는 우리나라 재정수지에 1980년대 중반을 기점으로 한 구조적 변화(structural break)가 존재한다는 가능성을 강하게 시사한다. 기초재정수지의 구조적 변화 가능성을 고려하기 위해서는, 이동 더미(shift dummy)를 포함하는 Lanne, Lutkepohl and Saikkonen(2002)의 단위근 검정 결과를 추가적으로 실시할 필요가 있다. 1985년을 기준시점으로 하는 이동 더미(shift dummy)를 이용한 <표 IV-3>의 단위근 검정 결과는 5% 유

의수준에서 기초재정수지(S1)는 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하고 있어, 연금을 포함하는 경우의 기초재정수지(S1)도 안정적인 시계열 자료임을 보이고 있다.

<표 IV-2> 재정수지에 대한 단위근 검정 결과

	ADF Test		P&P Test	
	Test St.	P-Value*	Test St.	P-Value*
S1	-2.198081	0.2107	-2.212630	0.2058
S2	-2.908629	0.0551	-2.950412	0.0504
S3	-2.805821	0.0683	-2.634866	0.0964

- 주: 1. ADF와 P&P 모두 상수(constant)만을 포함.
 2. ADF에서 적정시차는 Schwartz Information Criterion을 이용하여 선택.
 3. P&P에서는 Bartlett kernel을 이용한 Newey-West Bandwidth 선택.

<표 IV-3> 기초재정수지에 대한 Structural break 단위근 검정:
 Lanne, Lutkepohl and Saikkonen(2002)

	통계치	임계치(5%유의수준)	적정시차
기초재정수지(S1)	-2.9415**	-2.88	2*

- 주: 1. 상수(constant)를 포함.
 2. *: 적정시차는 Akaike Information Criterion을 이용함.
 **: 5% 유의 수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하는 경우.

끝으로 GDP 성장률에 대한 ADF와 P&P 검정의 결과는 모두 단위근의 존재를 기각하여, 성장률의 시계열 자료는 안정적인 것으로 나타나고 있다.

<표 IV-4> GDP 성장률에 대한 단위근 검정

	ADF Test		P&P Test	
	Test St.	P-Value*	Test St.	P-Value*
GR	-4.967199	0.0003**	-4.972336	0.0003**

주: 1. 상수(constant)를 포함.

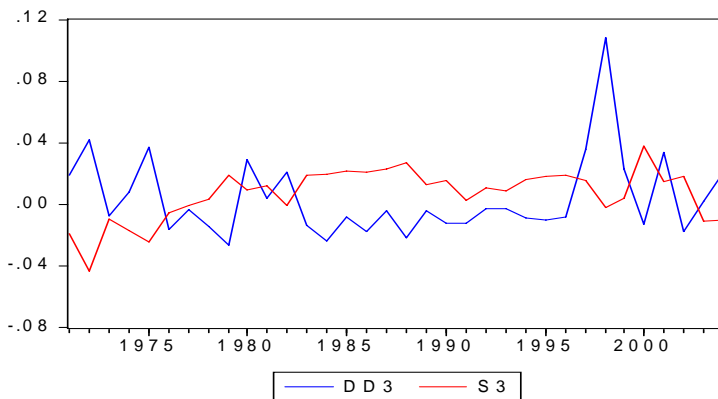
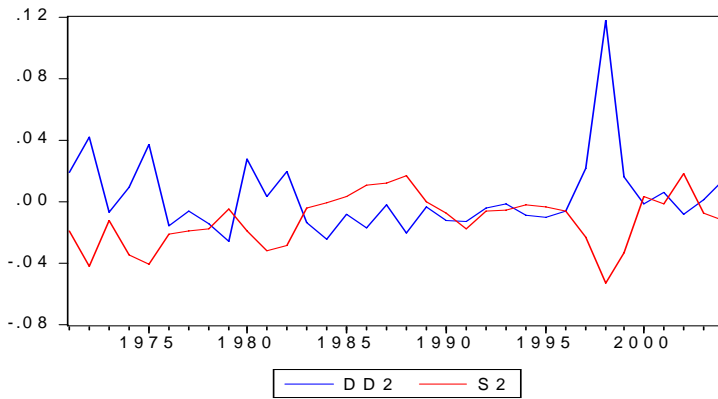
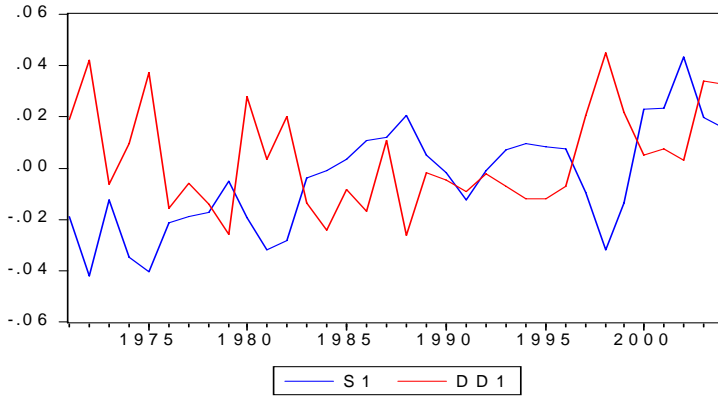
2. * : 적정시차는 Schwartz Information Criterion을 이용함.

** : 5% 유의 수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하는 경우.

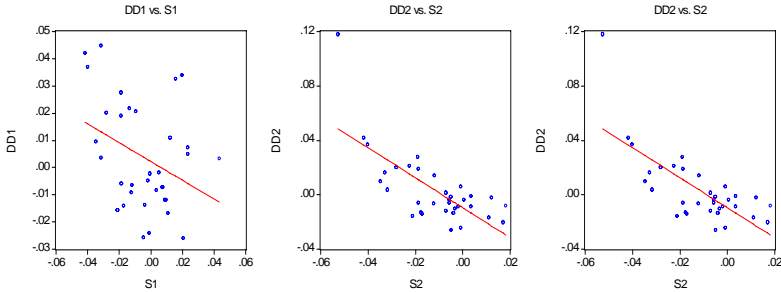
이상의 단위근 검정 결과에 기초하여, 다음의 3절에서는 GDP 성장률(GR), GDP 대비 기초재정수지 비율(S1, S2, S3) 그리고 GDP 대비 국가채무 비율의 변화분($\Delta D1$, $\Delta D2$, $\Delta D3$)을 이용하여 벡터자기회귀모형(Vector Auto Regressive Model, VAR)을 구성하고 분석의 대상으로 삼는다.

2. 상관관계

VAR 모형의 구체적인 추정에 앞서, 기초재정수지와 국가채무 변화 자료의 추이를 대비함으로써 양자 사이에 존재하는 상관관계를 간단히 살펴보고자 한다. [그림 IV-1]에서 기초재정수지와 국가채무의 변화는 대체로 서로 상반되는 추이를 보여주고 있는데, 이는 재정수지가 개선될 때 국가채무의 수준이 감소하는 현상을 반영한다고 볼 수 있다. 국가채무 비율과 기초재정수지 간의 관계를 간단한 회귀분석을 통해 살펴보게 되면, 거의 모든 경우에 있어 양자 사이에 음(-)의 상관관계가 존재하는 것을 알 수 있다. 즉, 국가채무 비율의 변화와 기초재정수지를 각각 종속변수와 설명변수로 놓았을 때의 단순 회귀분석 결과[그림 IV-2]는 양자 사이에 뚜렷한 음(-)의 상관관계가 있음을 보여준다. 이러한 현상은 성장률과 이자율이 동일하다고 가정하는 경우에 다른 외생적인 요인이 없다면, 국가채무 비율은 재정수지의 흑자 폭만큼 감소한다는 국가채무 비율 동학식(debt dynamic equation)의 내용을 그대로 반영하는 것으로 간주할 수 있다.

[그림 IV-1] 국가부채 변화분과 재정수지(ΔD & S)

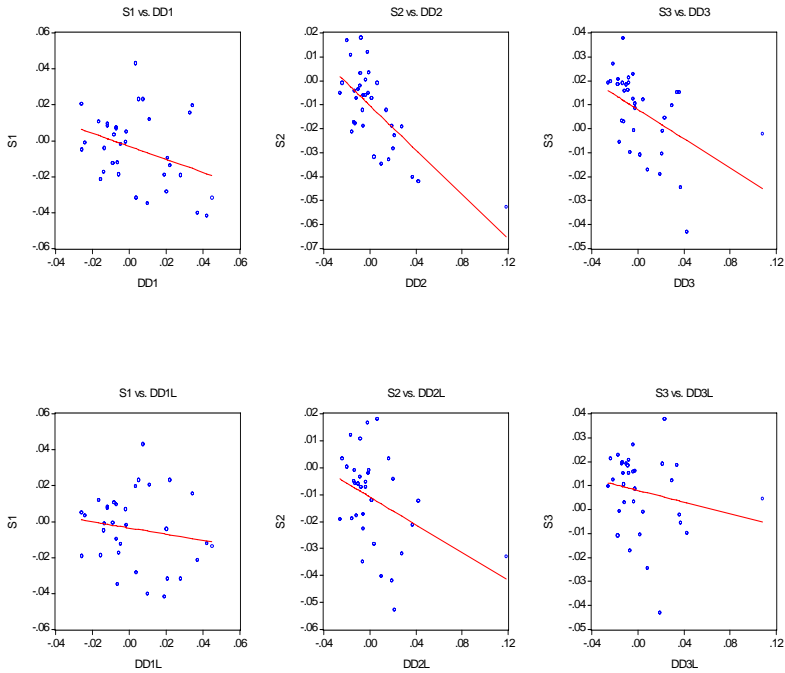
[그림 IV-2] ΔD vs S



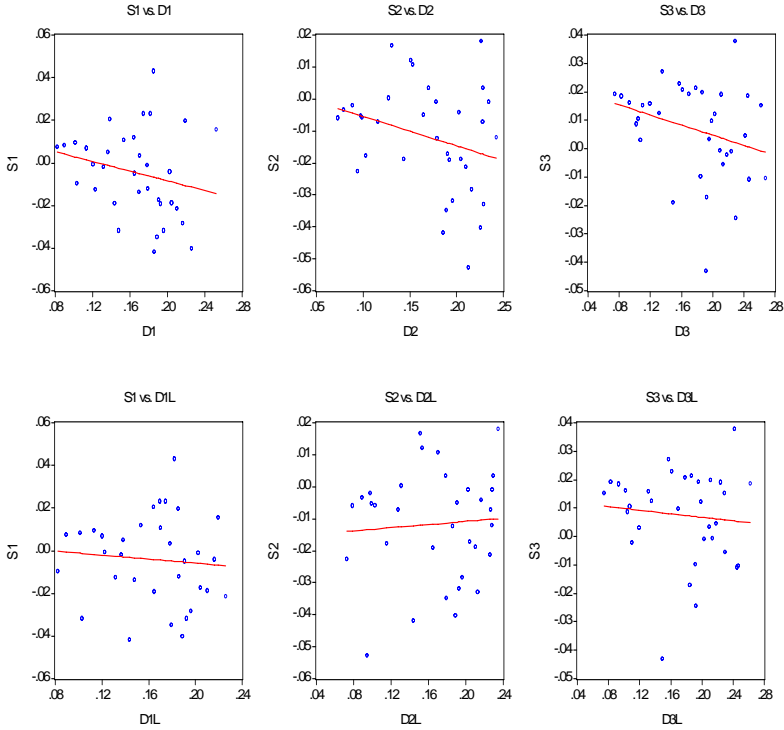
재정 안정성과 관련하여 중요한 것은 국가채무 수준 변화에 대한 기초재정수지의 반응이기에, 기초재정수지를 종속변수로 놓고 국가채무 비율의 변화를 설명변수로 설정한 회귀분석 결과도 살펴볼 필요가 있다. [그림 IV-3]에 의하면, 이 경우에도 양자 사이에는 여전히 강한 음(-)의 상관관계가 존재함을 보여주고 있다. 동일한 현상은 전기의 국가채무 변화를 설명변수로 설정하는 경우에도 나타나고 있다. 이를 문자 그대로 해석하여 전기의 국가채무 비율이 증가한다고 해서 금기의 재정수지가 개선되지 않는다고 결론을 내릴 수는 없다. 왜냐하면, 여기에서 소개한 단순회귀 모형은 각 변수의 내생성 또는 시차성을 고려하지 못하고 있으며, 실물 경기의 변동 요인을 배제하고 있어 재정의 안정성과 관련한 유의미한 해석을 얻기에는 부적합한 방법이므로 주의해야 한다. 재정수지는 부채변화 이외에도 다른 경기적인 요인에 의해 직접적으로 영향을 받는다는 점을 상기할 필요가 있다. 실제로 다음 절의 VAR 분석은 성장률 변수를 통해 경기적인 요인을 통제하는 경우 국가채무 수준 변화에 대한 기초재정수지의 반응이 다르게 나타날 수도 있음을 보여준다. 그러나 [그림 IV-3]에서 나타난 음(-)의 상관관계는 적어도 재정 안정성이라는 결론의 도출이 단순한 모형만으로는 가능하지 않다는 사실을 입증한다.

국가채무 수준 변화 대신에 국가채무 비율의 수준을 설명변수로 취하는 경우의 단순한 회귀분석 결과는 [그림 IV-4]에 정리되어 있다. 그림에서 보듯이 이 경우에는 음(-)의 상관관계 정도가 매우 미약해지고 거의 0에 가까운 값을 갖는다. 특히 연금을 제외한 기초재정수지(S2)와 전기의 국가채무(D2) 수준 사이에는 약하기는 하지만 양(+)의 상관관계가 존재하여, Bohn(1998)의 접근 방법과 관련하여 의미 있는 시사점을 주고 있다.

[그림 IV-3] S vs ΔD (and S vs Lagged ΔD)



[그림 IV-4] S vs D (and S vs Lagged D)



3. 분석 모형과 추정 결과

구조적 VAR 모형(이하 ‘SVAR’이라 한다)은 축약형 VAR 모형과 달리 경제이론에 입각한 제약조건하에 외생적 충격을 식별하고, 이를 근거로 주요 내생변수들의 동학적 경로와 각 외생적 충격들이 내생변수에 미치는 영향을 분석할 수 있다는 장점이 있다. 본 연구에서도 재정수지와 국가부채의 관계를 분석하기 위해 SVAR 모형을 이용한다.

SVAR 모형의 기본적인 아이디어는 축약형 방정식(reduced-form

VAR)을 추정한 후 일정한 개수의 식별조건을 부여하여 구조방정식을 도출하는 것으로, 모형의 구조는 다음과 같이 축약형 방정식에서 시작한다.

$$\text{식 (IV-1)} \quad X_t = \gamma + \beta(L)X_{t-1} + e_t$$

여기서 $X_t = [gr_t \Delta d_t s_t]'$ 는, t 기의 GDP 증가율(gr_t), t 기 말의 GDP 대비 국가부채율의 변화(Δd_t), t 기 말의 GDP 대비 재정수지(s_t)로 구성된 3×1 벡터이며, $\beta(L)$ 은 3×3 차원의 행렬다항식(lag polynomial)이다. $e_t \equiv [e_t^{gr} e_t^{\Delta d} e_t^s]'$ 는 축약형 방정식의 예측오차 벡터로 자기계열 상관성이 없으며 공분산 행렬이 Σ_e 인 것으로 가정한다. 식 (IV-1)의 축약형 방정식에서 계수행렬은 최소자승법(Ordinary Least Square, OLS)을 적용하면, 일치적(consistent)이고 효율적(efficient)인 추정치를 얻을 수 있다.

구조방정식의 충격 벡터를 $u_t \equiv [u_t^{gr} u_t^{\Delta d} u_t^s]'$ 라고 하고, 동 기간 내생변수 간의 상호작용을 나타내는 구조적 파라미터(contemporaneous structural parameters)로 구성된 행렬을 A 라고 하면, 축약형 방정식의 예측오차와 구조적 충격 사이에는 $e_t = A^{-1}u_t$ 라는 관계가 성립한다. j 번째 구조적 충격이 i 번째 변수에 미치는 동시적인 효과(contemporaneous effect)는 행렬 A^{-1} 의 (i, j) 의 원소에 의해 표현된다. 본 연구에서는 구조적 충격을 식별하기 위해 아래의 관계식을 가정한다. 먼저, $\Sigma_u = I$ 를 가정한다.

$$\text{식 (IV-2)} \quad e_t^{gr} = c_1 u_t^{gr}$$

$$\text{식 (IV-3)} \quad e_t^s = b_1 e_t^{gr} + b_2 u_t^s + b_3 u_t^{\Delta d}$$

$$\text{식 (IV-4)} \quad e_t^{\Delta d} = a_1 e_t^{gr} - e_t^s + a_2 u_t^{\Delta d}$$

Debt Dynamic에 따르면, $\Delta d = (r-g)d - s$ 를 만족해야 한다. 여기서 r 은 실질 이자율이고, g 는 실질 성장률이며, $r \approx g$ 로 가정하면 재정수지는 동기에 직접적으로 국가부채 변화에 반영되게 된다.⁵⁾ 따라서 식 (IV-4)와 같이 동기에 예상하지 못한 국가부채 변화(축약형 방정식의 예측오차)는 외생적인 경기변동 요인 및 국가부채 변화의 구조적 충격에 의한 부분, 그리고 예상하지 못한 재정수지 오차로 표현이 가능하다. 다음으로 예상하지 못한 재정수지(축약형 방정식 예측오차)는 식 (IV-3)와 같이 각각의 구조적 충격이 결합된 것으로 볼 수 있다.

전통적인 SVAR 모형과의 비교를 위해, 식 (IV-2)~식 (IV-4)를 다음과 같은 행렬식으로 표현할 수 있다.

$$\text{식 (IV-5)} \quad \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ -b_1 & 1 & 0 \\ -a_1 & 1 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e_t^{gr} \\ e_t^s \\ e_t^{\Delta d} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} c_1 & 0 & 0 \\ 0 & b_2 & b_3 \\ 0 & 0 & 0a_2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u_t^{gr} \\ u_t^s \\ u_t^{\Delta d} \end{pmatrix}$$

여기서 식 (IV-5)의 좌변의 첫째 행렬을 A, 우변의 첫째 행렬을 B라고 하면, 동시적인 효과를 반영하는 행렬인 $D^{-1} = A^{-1}B$ 와 같다. 예를 들어 b_3 은 국가부채를 증가시키는 외생적 충격($u_t^{\Delta d}$)에 대한 재정수지의 동시적인 반응의 정도를 나타내는 것으로 볼 수 있다. 만일 이 값이 양(+)이면, 정부는 외생적인 요인에 의한 국가채무 발생 시에 재정수지를 흑자 기조로 운영함으로써, 재정 안정화에 기여한다고 볼 수 있다. 이상과 같은 제약하에서 구조적 충격이 식별되면, 구조적 충격이 각 내생변수에 미치는 동학적 경로는 충격반응함수를 이용하여 구할 수 있다. 재정의 유지 가능성에 대한 동태적인 측면에서의 평가는 바로 외생적 국가채무 충격($u_t^{\Delta d}$)에 대한 재정 수

5) 성장률과 이자율의 관계는 Elmendorf & Mankiw(1998) 참조.

지의 시간에 따른 반응을 조사함으로써 이루어질 수 있다. 이하에서는 국가부채와 기초재정수지의 조정 자료를 중심으로 VAR 모형의 추정 결과를 정리한다. 국민연금수지의 변화는 정부 재정정책 운영과 무관하게 제도적으로 결정된다는 점에서 기초재정수지는 S1에서 이를 제외한 자료인 S2를 중점적으로 고려한다. 우리나라의 경우, 정부 지출상의 순용자는 재정적인 필요에 따라 결정되는 측면이 있기에 이를 포함하는 것이 바람직하다고 생각하지만, 이를 재정수지에서 제외시켜야 한다는 견해를 참작하여 조정된 기초재정수지로서 S3도 함께 고려한다. 국가채무 지표로는 금융성 채무를 제외하는 것(D2)을 기본으로 하고, 추가적으로 공적자금을 포괄하는 지표(D3)도 이용한다.

먼저 국민연금을 제외한 기초재정수지(S2)와 금융성 채무를 제외한 국가채무(D2)를 이용하여 식 (IV-1)의 축약형 VAR 모형을 추정한 결과가 <표 IV-5>에 실려 있다. 표에 따르면, 성장률과 재정수지는 전기의 자기 자신의 값과 양(+)의 상관관계를 갖는 반면, 국가채무 비율의 변화는 전기의 값과 음(-)의 상관관계를 지니는 것으로 나타나 서로 대비된다. 즉, 성장률과 기초재정수지 비율은 매우 높은 지속성(persistence)을 보이는 시계열 자료에 속하지만, 국가채무 비율의 변화는 다소 변동이 심한 자료로 볼 수 있다. 변수 간의 상호관계 중에서 가장 흥미로운 부분은 전기의 국가채무 비율의 변화가 금기의 재정수지에 주는 효과일 것이다. <표 IV-5>의 가운데 항목 중 하단을 보면, 다른 조건이 일정한 경우에 전기의 국가채무 비율 1%의 증가는 금기의 재정수지를 0.22%포인트 증가시킨다는 것을 알 수 있다. 전전기의 국가채무 비율에 대해서도 비슷한 유형의 반응이 탐지되고 있으나, 효과의 크기는 훨씬 줄어들고 있다. Bohn(1998)의 회귀분석 모형과 유사한 형식으로 설정된 축약형 VAR 모형에서도 전기의 국가채무 비율 변화폭의 증가에 대해 금기의 재정수지가 개선되는 경향이 발견된다고 볼 수 있다. 여타 변수

간의 상호관계를 보면, 전기의 성장률 증가는 금기의 재정수지 흑자(적자)를 증가(감소)시키고 국가부채 비율은 감소시킨다는 것을 알 수 있다. 또한 전기의 국가채무 비율의 증가나 재정수지 적자의 증가는 모두 단기적으로 경기를 활성화하는 방향으로 작용하여 금기의 성장률을 높이는 효과가 있다.

<표 IV-5> 벡터자기회귀 모형 추정치(GR, S2, ΔD2)

	GR	S2	ΔD2
GR(-1)	0.952527 (0.40634)	0.141241 (0.15832)	-0.307215 (0.29894)
GR(-2)	-0.246490 (0.35875)	-0.013553 (0.13978)	0.050035 (0.26392)
S2(-1)	-0.005368 (0.68050)	0.684772 (0.26514)	-0.528808 (0.50062)
S2(-2)	0.251635 (0.67467)	0.069607 (0.26287)	0.323000 (0.49633)
ΔD2(-1)	1.307799 (0.60923)	0.223968 (0.23737)	-0.362744 (0.44819)
ΔD2(-2)	-0.443469 (0.63495)	0.085629 (0.24739)	0.212879 (0.46711)
C	0.021218 (0.02952)	-0.011480 (0.01150)	0.017288 (0.02171)
R-squared	0.210416	0.405772	0.131365
Adj. R-squared	0.020915	0.263157	-0.077107
F-statistic	1.110371	2.845228	0.630131

주: () 안은 standard errors를 의미함.

축약형 VAR 모형의 계수 추정 결과들로부터 전기의 국가부채 증가는 금기의 재정수지를 증가시키는 것으로 나타났으나, 이를 재정 안정화를 지지하는 단기적 측면의 증거로 보기에는 아직 부족한 면이 있다. 왜냐하면 축약형 VAR 모형의 계수는 단기적인 조정 과정에 나타나는 내생변수 간의 직접적인 시차 효과만을 의미하는 것일 뿐, 실제의 조정 과정은 더 복잡할 수 있기 때문이다. 또한 전기의 국가채무 비율의 증가가 외부적 충격에 의한 외생적 변화인지 아니면 단순히 조정 과정상에 나타난 내생적인 변화인지를 식별할 수 있어야만 재정 안정화와 관련된 논의가 가능하기 때문이다.

이러한 한계를 극복하기 위해, 구조적 VAR 모형은 축약형 VAR 모형의 오차항들에 추가적인 제약을 부과함으로써 이들 혼합 충격을 경제적 의미를 부여할 수 있는 구조적 충격들로 분리·식별한다. 식 (IV-2)~식 (IV-4)의 제약을 이용한 구조적 VAR 모형의 추정 결과는 <표 IV-6>에 소개되어 있다. 먼저 식별 제약 식 (IV-3)에서 계수 b_3 는 국가채무 비율을 증가시키는 구조적 충격(u_t^{Ad})에 대한 재정수지의 동시적(simultaneous) 반응의 정도를 나타내는데, 이 계수의 추정치는 절대적인 크기는 작지만 통계적으로 유의미한 양(+)의 값을 갖는 것으로 나타나고 있다. 이는 다른 조건이 동일하다면, 외생적 요인에 의해 국가채무 비율이 증가하는 충격이 발생했을 때 동기의 재정수지가 증가함을 의미하는 것으로, 단기적인 측면에서의 재정 안정성과 관련된 부분적인 증거로 해석할 수 있다. 또한 계수 추정치(b_1)로부터 재정수지는 금기의 예측되지 않는 성장률의 변화에 대해서도 양(+)의 반응을 보임을 알 수 있으며, 그 반응의 정도는 상대적으로 매우 커서 1%의 성장률 증가에 대해서 기초재정수지 비율이 약 0.25%포인트 개선되는 효과가 있다. 따라서 동시적 반응의 측면에서만 보면, 재정수지는 실물경기 요인에 의해 가장 많이 영향을 받게 되며, 국가채무 변화를 안정화시키기 위해 재정수지를 개선하려는 노력이 일부 감지되고 있으나 그 정도는 상대적으로 미

약한 것을 알 수 있다. 국가채무 비율의 예측되지 않은 변화를 설명하는 식별제약 식 (IV-4)의 추정 결과는 금기의 성장률이 1% 증가함에 따라 동기의 국가채무 비율이 0.41%포인트 감소하게 됨을 보이고 있다. 이러한 방향의 변화는 기본적으로 국가채무 비율의 동학 관계(debt dynamics)로부터 충분히 예상되는 결과이며, 구체적으로는 앞 장의 식 (III-2)과 적절히 부합되고 있다.

<표 IV-6> 구조적 벡터자기회귀 모형 추정치(GR, S2, ΔD2)

Ae = Bu, 여기에서 E[uu']=I			
Estimated A matrix	1.000000	0.000000	0.000000
	-0.254856	1.000000	0.000000
	0.414731	1.000000	1.000000
Estimated B matrix	0.036545	0.000000	0.000000
	0.000000	0.009140	0.005697
	0.000000	0.000000	0.012060

	Coefficient	Std. Error	Prob.
b(1)	0.254856	0.052098	0.0000
a(1)	-0.414731	0.058335	0.0000
c(1)	0.036545	0.004568	0.0000
b(2)	0.009140	0.001143	0.0000
b(3)	0.005697	0.001766	0.0013
a(2)	0.012060	0.001507	0.0000

$$\text{식 (2)'} \quad e_t^{gr} = 0.037u_t^{gr}$$

$$\text{식 (3)'} \quad e_t^s = 0.255e_t^{gr} + 0.009u_t^s + 0.006u_t^{\Delta d}$$

$$\text{식 (4)'} \quad e_t^{\Delta d} = -0.415e_t^{gr} - e_t^s + 0.012u_t^{\Delta d}$$

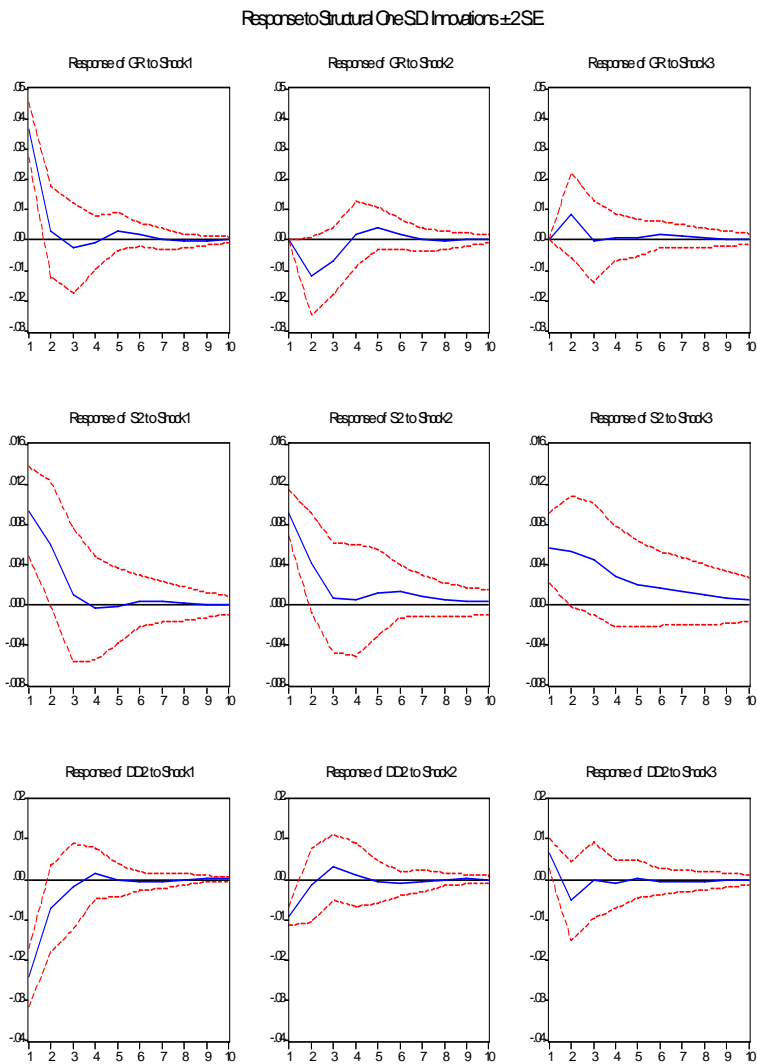
경제 내에 발생하는 외생적인 충격에 대해서 각 경제 변수들은 위에서 설명한 동시적 반응 이외에 일정한 기간에 걸쳐 조정되는 것이 일반적이다. VAR 모형의 충격반응함수는 이러한 시간에 따른 조정 과정을 함축적으로 표현한 것이다. [그림 IV-5]는 구조적 VAR 모형의 추정 결과를 이용하여 개별 구조적 충격의 발생에 따른 세 가지 내생변수의 시간에 따른 반응을 보여준다.

이 중 재정 안정성과 관련하여 중요한 것은, 외생적 요인에 의해 국가채무 비율을 증가시키는 충격($u_t^{\Delta d}$)이 발생했을 때 기초재정수지가 보이는 시간에 따른 반응이다. 가운데 줄의 충격반응함수들은 모두 구조적 충격에 대한 재정수지의 반응을 살펴본 것인데, 이 중 세 번째 그림이 국가채무 충격($u_t^{\Delta d}$)에 대한 재정수지의 반응에 해당한다. 도출된 결과에 의하면, 국가채무 비율을 증가시키는 충격이 발생하게 되면 재정수지는 초기에 즉각적으로 반응하여 가장 높은 흑자를 나타내며, 3~4기(년)까지 흑자 폭은 서서히 감소하다가 이후 시간이 흐름에 따라 급격히 줄어들고 있다. 이는 외생적인 요인에 의해 국가채무 비율이 증가할 때 전 조정 과정에 걸쳐 재정수지가 개선되고 있다는 것을 의미하며, 결과적으로 재정 안정성에 기여할 가능성을 시사한다. 성장률을 증가시키는 기술적 충격에 대하여 재정수지가 나타내는 반응은 가운데 줄의 첫 번째 그림을 통해 알 수 있다. 그림에 따르면, 성장률 증가에 따른 세입 확대에 의해 초기에 재정수지는 높은 흑자를 기록하고 이후 급격히 감소하여 3기(년째)부터는 수지가 균형을 이루고 있는 모습을 보인다.

[그림 IV-5]의 첫 번째 줄에 있는 그림은 구조적 충격 발생에 따른 GDP 성장률의 반응을 나타낸다. 첫 번째 줄의 두 번째 그림은

정책적인 이유에 의해 재정수지 흑자를 실현하려는 정부의 노력(긴축적인 재정정책)에 따라 성장률이 감소하게 되는 조정과정을 보이며, 세 번째 그림은 국채 발행에 따른 일시적 경기 진작 효과를 암시한다. 끝으로 세 번째 줄의 그림에서 나타나는 국가채무 비율의 충격반응함수를 보면, 성장률 증가를 유발하는 기술적 충격의 발생이나 수지 흑자를 실현하는 긴축적인 재정정책 모두 단기적인 조정 과정에 걸쳐 국가채무 비율을 감소시키게 되는데, 전자는 후자에 비해 보다 상대적으로 강한 국가채무 감소 효과를 보이고 있다.

마지막 세 번째 그림은 재정 안정성과 관련하여 흥미로운 시사점을 준다. 즉, 일시적인 요인에 의해 국가채무 비율이 증가하더라도, 이후에 발생하게 되는 단기적인 조정과정에 의해 국가채무 비율의 변화 분은 증가(+)와 감소(-)가 교차하고 있어 비교적 조기에 원래의 균형 수준이 회복되는 양상을 나타내고 있다.

[그림 IV-5] 충격반응함수(GR, S2, $\Delta D2$)

주: 가운데 줄의 세 번째 그림은 국가채무 충격에 대한 재정수지의 반응을 나타냄(충격3에 대한 S2의 반응).

이하에서는 국민연금을 제외한 기초재정수지(S2)와 금융성 채무를 제외한 국가채무(D2)를 이용하여 분석한 위의 결과들이 재정수지와 국가채무의 포괄범위를 추가적으로 조정하는 경우에도 여전히 성립하는지의 여부를 검토한다.

금융성 채무는 제외하지만 공적자금을 추가하여 재제산한 국가채무 자료(D3)를 국민연금을 제외한 기초재정수지(S2)와 함께 이용한 구조적 VAR 추정 결과와 충격반응함수가 아래의 <표 IV-7>과 [그림 IV-6]에 각각 정리되어 있다⁶⁾. <표 IV-6>과 <표 III-7>을 비교하면, 식별제약식의 계수 추정치들은 부호나 절대 값에서 큰 변화를 보이지 않고 있으며, 금융성 채무를 제외한 국가채무에 공적자금을 포함시키더라도 분석 결과에서는 질적인 차이가 발견되지 않음을 알 수 있다. 단, 공적자금을 포함시키는 경우에 국가채무 충격에 대한 재정수지(S2)의 개선 정도는 이전보다 감소하고, 성장률 증가에 따른 국가채무 비율의 동시적 반응 효과도 줄어드는 것으로 나타나고 있다. 이러한 비교 결과는 충격반응함수에서도 그대로 반영되어, 모든 충격반응함수의 모양은 금융성 채무를 제외한 국가채무에 공적자금을 포함시키더라도 거의 바뀌지 않는다. 단, 국가채무 충격에 대한 재정수지의 반응을 보면 재정수지 개선 효과는 초기가 아닌 2기(년째)에 최대치에 도달하고 있어 공적자금을 포함시키지 않는 이전의 경우와 다소 차이가 난다.

6) 이 경우의 축약형 VAR 모형에 대한 추정치는 IV장의 부록 참조.

<표 IV-7> 구조적 벡터자기회귀 모형 추정치(GR, S2, ΔD3)

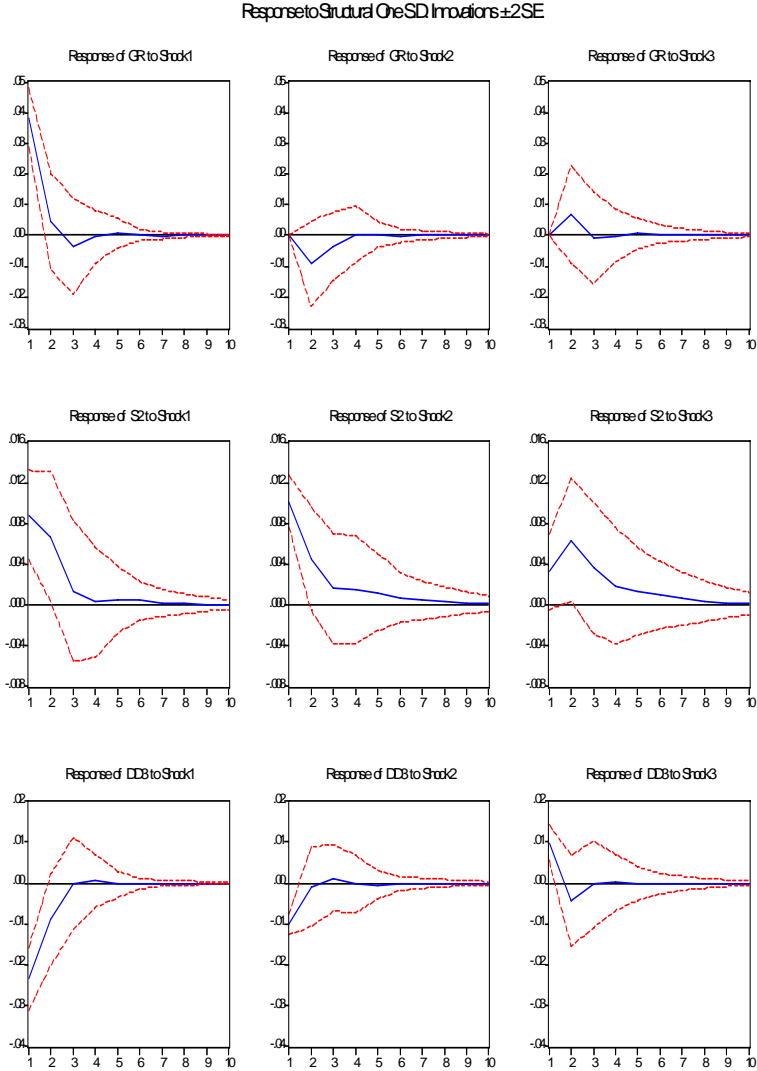
$$\text{식 (2)'} \quad e_t^{gr} = 0.038u_t^{gr}$$

$$\text{식 (3)'} \quad e_t^s = 0.229e_t^{gr} + 0.010u_t^s + 0.003u_t^{\Delta d}$$

$$\text{식 (4)'} \quad e_t^{\Delta d} = -0.380e_t^{gr} - e_t^s + 0.013u_t^{\Delta d}$$

	coefficient	Std. Error	Prob.
b(1)	0.2289	0.0491	0.0000
a(1)	-0.3797	0.0604	0.0000
c(1)	0.0386	0.0048	0.0000
b(2)	0.0102	0.0013	0.0000
b(3)	0.0033	0.0019	0.0725
a(2)	0.0132	0.0017	0.0000

[그림 IV-6] 충격반응함수(GR, S2, $\Delta D3$)



주: 가운데 줄의 세 번째 그림은 국가채무 충격에 대한 재정수지의 반응을 나타냄(충격3에 대한 S2의 반응).

이제 금융성 채무를 제외한 국가채무(D2)와 국민연금과 순융자 모두를 제외한 기초재정수지(S3)를 이용한 분석 결과를 고려해본다. 이 경우에도 구조적 VAR 추정 결과(<표 IV-8>)는 앞의 결과(S2와 D2 이용)와 매우 유사하며 질적인 차이를 보이지 않고 있다. 기초재정수지에서 추가적으로 순융자를 제외하는 경우, 성장률 증가에 대한 재정수지의 동시적인 개선 효과는 다소 줄어들지만 성장률 증가에 대한 국가채무 비율의 동시적인 감소 효과는 더욱 확대되는 점만이 다르다. 충격반응함수(그림 IV-7) 측면에서도 앞의 결과와 비교해서 큰 차이가 없으며, 단지 국가채무 충격에 대한 재정수지의 반응에 있어 재정수지 개선 효과가 3기(년째)에 최대치에 도달하고 있다는 점이 순융자를 제외시키지 않는 경우와 다르다.

<표 IV-8> 구조적 벡터자기회귀 모형 추정치(GR, S3, ΔD2)

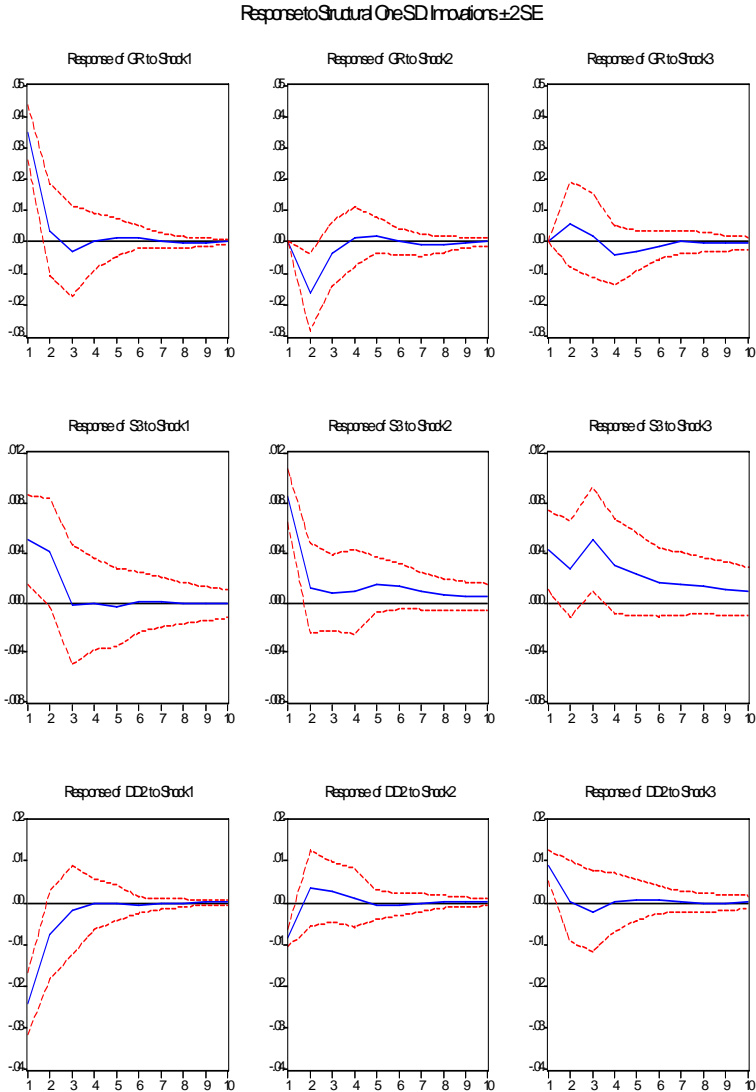
$$\text{식 (2)'} \quad e_t^{gr} = 0.035u_t^{gr}$$

$$\text{식 (3)'} \quad e_t^s = 0.142e_t^{gr} + 0.009u_t^s + 0.004u_t^{\Delta d}$$

$$\text{식 (4)'} \quad e_t^{\Delta d} = -0.545e_t^{gr} - e_t^s + 0.013u_t^{\Delta d}$$

	coefficient	Std. Error	Prob.
b(1)	0.1421	0.0476	2.9859
a(1)	-0.5455	0.0655	-8.3308
c(1)	0.0353	0.0044	8.0000
b(2)	0.0085	0.0011	8.0000
b(3)	0.0042	0.0016	2.6067
a(2)	0.0131	0.0016	8.0000

[그림 IV-7] 충격반응함수(GR, S3, $\Delta D2$)



주: 가운데 줄의 세 번째 그림은 국가채무 충격에 대한 재정수지의 반응을 나타냄(충격3에 대한 S2의 반응).

국민연금과 순유자 모두를 제외한 기초재정수지(S3)와 금융성 채무를 제외하지만 공적자금을 포함하는 국가채무(D3)를 이용한 분석 결과도 소개한다. 이 경우에도 역시 구조적 VAR 추정 결과(<표 IV-9>)와 충격반응함수 모두 앞의 결과(S2와 D2 이용)와 거의 유사하다. 성장률 증가에 대한 재정수지의 동시적인 개선 효과는 이 경우에 가장 많이 줄어들고 있다. 또한, 충격반응함수(<그림 IV-8>)를 살펴보면 대부분 이전과 유사한 형태를 갖는데, 국가채무 충격에 대한 재정수지의 반응은 2기(년제)에 최대치에 도달하고 있다는 차이가 있다.

<표 IV-9> 구조적 벡터자기회귀 모형 추정치(GR, S3, $\Delta D3$)

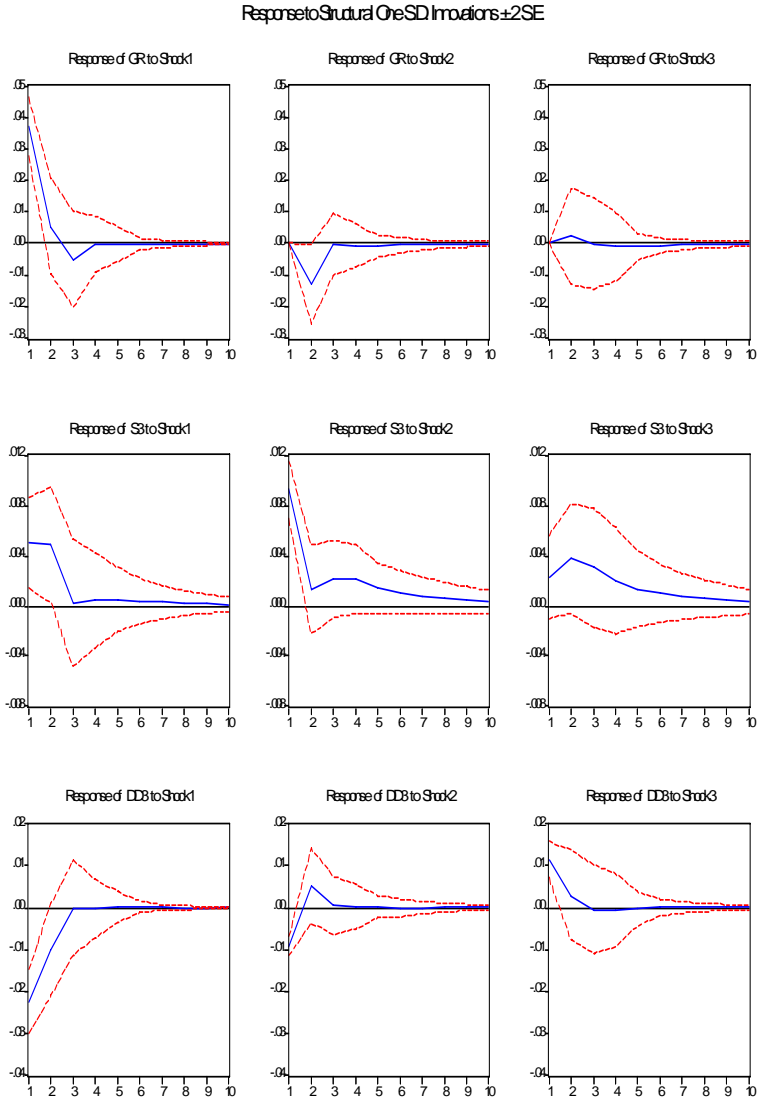
$$\text{식 (2)'} \quad e_t^{gr} = 0.037u_t^{gr}$$

$$\text{식 (3)'} \quad e_t^s = 0.135e_t^{gr} + 0.009u_t^s + 0.002u_t^{\Delta d}$$

$$\text{식 (4)'} \quad e_t^{\Delta d} = -0.467e_t^{gr} - e_t^s + 0.014u_t^{\Delta d}$$

	coefficient	Std. Error	Prob.
b(1)	0.134662	0.045387	0.0030
a(1)	-0.467605	0.065621	0.0000
c(1)	0.037192	0.004649	0.0000
b(2)	0.009258	0.001157	0.0000
b(3)	0.002340	0.001663	0.1593
a(2)	0.013806	0.001726	0.0000

[그림 IV-8] 충격반응함수(GR, S3, $\Delta D3$)



주: 재정의 안정성은 가운데 세번째 그림 참조(충격3에 대한 S3의 반응).

끝으로 국가채무와 재정수지의 조정 자료의 다양한 결합을 통해 분석한 결과를 비교할 때, 재정 안정성과 관련하여 해석상의 주의를 요하는 부분에 대해 강조하고자 한다. 국민연금을 제외한 기초재정수지(S2)와 금융성 채무를 제외한 국가채무(D2)를 이용한 VAR 분석 결과, 외생적 요인에 의해 국가채무 비율이 일시적으로 증가하더라도, 이후에 발생하게 되는 단기적인 조정 과정에 의해 국가채무 비율은 원래의 균형 수준을 회복한다는 것은 앞에서 이미 언급한 바 있다. 그러나 이러한 현상은 조정 자료를 다른 방식으로 결합한 분석에서는 그대로 성립되지 않고 있다. [그림 IV-6], [그림 IV-7], 그리고 [그림 IV-8]의 셋째 줄 중 마지막 그림에서 나타나는 충격반응함수들을 보면, [그림 IV-5]의 그것과는 중요한 차이를 지닌다. 전자의 경우는 일시적인 요인에 의해 국가채무 비율이 증가할 때, 국가채무 비율의 변화가 단기적인 조정과정을 거치면서 증가(+)와 감소(-)가 교차하더라도 증가분(+)의 절대적 크기가 더 크거나([그림 IV-6] 또는 [그림 IV-7]), 아니면 단지 증가분(+)의 크기만이 감소하고([그림 IV-8]) 있음을 알 수 있다. 따라서 새로운 균형점에서의 국가채무 비율의 수준은 결과적으로 원래의 균형에서보다 높게 유지될 수밖에 없다. 그림에 따르면, 재정수지로 S3을, 그리고 국가채무로 D3을 이용하는 경우가 외생적인 국가채무 충격 발생시 새로운 균형점의 국가채무 비율이 가장 높게 된다. 이러한 사실은 재정 안정성과 관련하여 중요한 시사점을 갖는다. 즉, 외생적인 요인에 의해 일시적으로 증가된 국가채무비율은 단기적인 조정 과정을 거치더라도 원래의 수준으로 감소하지 않고 계속해서 더 높은 수준으로 유지될 가능성이 있어, 재정 안정성을 위협할 수 있다.

IV장 부록

1. 축약형 VAR 모형 추정치: 성장률, 조정기초재정수지(S2), 조정 국가채무(D3)

<부표 IV-1> 벡터자기회귀 모형 추정치(GR, S2, ΔD3)

	GR	S2	ΔD3
GR(-1)	0.6094 (-0.3713)	0.2103 (-0.1337)	-0.3274 (-0.2640)
GR(-2)	-0.0953 (-0.3519)	-0.0903 (-0.1267)	0.1289 (-0.2503)
S2(-1)	-0.1618 (-0.7783)	0.8186 (-0.2802)	-0.3947 (-0.5534)
S2(-2)	0.2045 (-0.7782)	-0.0976 (-0.2802)	0.2150 (-0.5534)
ΔD3(-1)	0.7466 (-0.6083)	0.3695 (-0.2190)	-0.3041 (-0.4326)
ΔD3(-2)	-0.1377 (-0.6236)	-0.1132 (-0.2245)	0.2388 (-0.4435)
C	0.0320 (-0.0321)	-0.0112 (-0.0116)	0.0138 (-0.0228)
R-squared	0.1183	0.4334	0.1235
Adj. R-squared	-0.0933	0.2975	-0.0869
F-statistic	0.5593	3.1875	0.5869

주: () 안은 Standard errors를 의미함.

2. 축약형 VAR 모형: 성장률, 조정 기초재정수지(S3),
조정 국가채무(D2)

<부표 IV-2> 벡터자기회귀 모형 추정치(GR, S3, $\Delta D2$)
- 두 번째 모형

	GR	S3	$\Delta D2$
GR(-1)	0.9343	0.1811	-0.3302
	-0.4022	-0.1224	-0.3102
GR(-2)	-0.2365	0.0083	-0.0102
	-0.3561	-0.1084	-0.2747
S3(-1)	-0.8575	0.2967	0.3015
	-0.6085	-0.1852	-0.4694
S3(-2)	0.6133	0.4698	-0.2965
	-0.6546	-0.1992	-0.5050
$\Delta D2(-1)$	1.0277	0.1593	-0.0956
	-0.5554	-0.1690	-0.4284
$\Delta D2(-2)$	-0.4228	0.1416	0.0307
	-0.5828	-0.1774	-0.4495
C	0.0216	-0.0108	0.0251
	-0.0340	-0.0103	-0.0262
R-squared	0.2630	0.5184	0.1087
Adj. R-squared	0.0861	0.4029	-0.1053
F-statistic	1.4869	4.4857	0.5079

주 : () 안은 Standard errors를 의미함.

3. 축약형 VAR 모형: 성장률, 조정 기초재정수지(S3),
조정 국가채무(D3)

<부표 IV-3> 벡터자기회귀 모형 추정치(GR, S3, ΔD3)

	GR	S3	ΔD3
GR(-1)	0.522042 (0.36286)	0.228730 (0.10520)	-0.294083 (0.26159)
GR(-2)	-0.057817 (0.35670)	-0.075797 (0.10341)	0.005719 (0.25715)
S3(-1)	-0.991390 (0.71926)	0.391450 (0.20853)	0.678168 (0.51854)
S3(-2)	0.595991 (0.76994)	0.320008 (0.22322)	-0.618436 (0.55507)
ΔD3(-1)	0.400537 (0.55363)	0.249395 (0.16051)	0.116120 (0.39912)
ΔD3(-2)	-0.005068 (0.58906)	-0.036763 (0.17078)	-0.104580 (0.42467)
C	0.038722 (0.03586)	-0.007541 (0.01040)	0.021466 (0.02585)
R-squared	0.182187	0.515032	0.164261
Adj. R-squared	-0.014089	0.398639	-0.036317
F-statistic	0.928220	4.424963	0.818940

주: () 안은 standard errors를 의미함

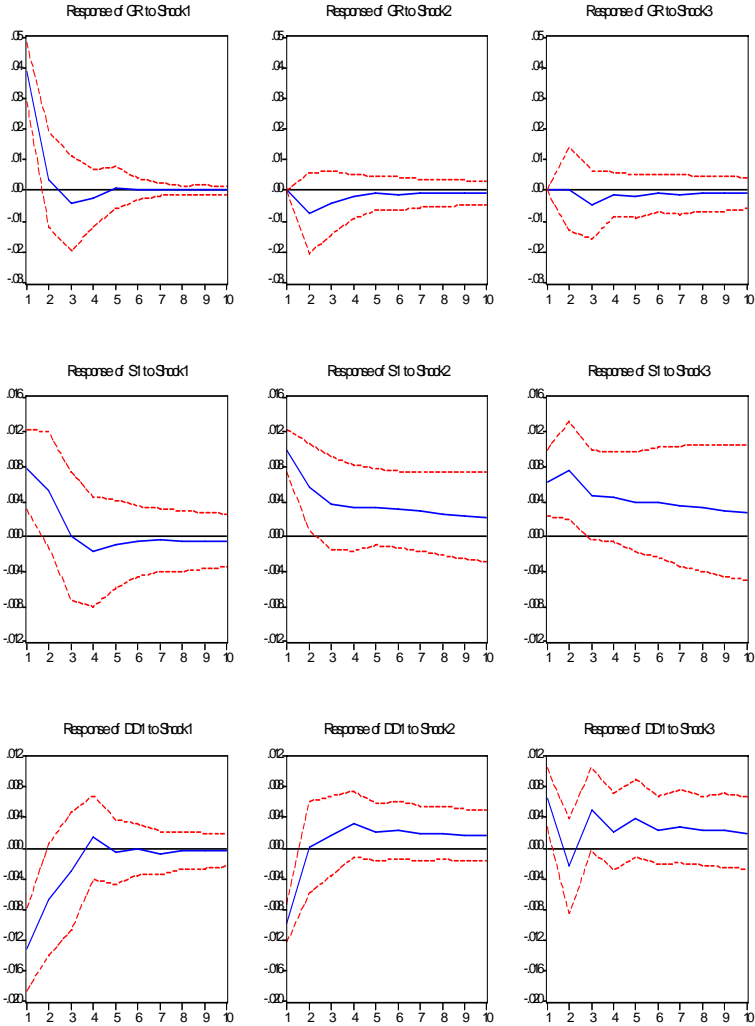
4. 축약형 VAR 모형: 성장률, 기초재정수지(S1), 국가채무(D1)

<부표 IV-4> 벡터자기회귀 모형 추정치(GR, S1, $\Delta D1$)

	GR	S1	$\Delta D1$
GR(-1)	0.299269	0.067723	-0.200466
	(0.27936)	(0.10076)	(0.12815)
GR(-2)	-0.036391	-0.065860	-0.031175
	(0.25734)	(0.09282)	(0.11805)
S1(-1)	-0.356777	0.891134	-0.181712
	(0.66195)	(0.23875)	(0.30364)
S1(-2)	-0.081490	-0.140394	0.536274
	(0.71887)	(0.25928)	(0.32975)
$\Delta D1(-1)$	0.405160	0.313121	-0.188625
	(0.57623)	(0.20784)	(0.26432)
$\Delta D1(-2)$	-0.098311	-0.061793	0.420720
	(0.58077)	(0.20947)	(0.26641)
C	0.047367	-0.000212	0.019916
	(0.02674)	(0.00964)	(0.01226)
R-squared	0.110083	0.591857	0.301289
Adj. R-squared	-0.103497	0.493903	0.133598
F-statistic	0.515420	6.042179	1.796696

<부표 IV-5> 구조적 벡터자기회귀 모형 추정치(GR, S1, $\Delta D1$)

Ae = Bu, 여기에서 E[uu']=I			
Estimated A matrix	1.000000	0.000000	0.000000
	-0.199419	1.000000	0.000000
	0.141748	1.000000	1.000000
Estimated B matrix	0.038797	0.000000	0.000000
	0.000000	0.009886	0.006184
	0.000000	0.000000	0.012802
	Coefficient	Std. Error	Prob.
b(1)	0.199419	0.053129	0.0002
a(1)	-0.141748	0.058332	0.0151
c(1)	0.038797	0.004850	0.0000
b(2)	0.009886	0.001236	0.0000
b(3)	0.006184	0.001911	0.0012
a(2)	0.012802	0.001600	0.0000

[부도 IV-1] 충격반응함수(GR, S1, $\Delta D1$)Response to Structural One SD Innovations ± 2 SE

V. 세입과 세출의 인과관계에 관한 분석

재정의 안정성은 정부가 세입과 세출을 결정하는 재정운영 방식과 깊은 연관을 갖는다. 예를 들어 1980년대 중반 이후 적극적으로 실시된 재정 안정화 정책에서는 양입제출이라는 원칙에 입각하여 세출을 엄격히 관리하였다. 세출을 결정하는 데 있어 재정수요 대신 예상 세입액을 일차적인 기준으로 고려하는 재정운영 방식은 재정의 불안정성이 만성적인 문제로 대두될 때 흔히 사용하게 되는 제도이다.

이러한 경직적인 제도는 경제가 불황을 경험하게 되더라도 세출을 줄여든 세입 수준 이하로 고정시켜 불황을 장기화할 수 있는 부작용이 있다. 경기 조절의 관점에서 적절한 재정운영 방식은 호황기에 늘어난 재정수입을 정부가 재정수지 흑자 형태로 저축하고 이를 불황기의 지출수요 증대를 위해 사용하는 것이다. 만일 정부가 호황기 세입 확대에 의한 재정 여력을 특별한 재정수요의 변화가 없음에도 당해 또는 다음 해에 정부지출로 모두 사용하게 되면, 재정은 그만큼 불안정해 질 수밖에 없다.

따라서 정부가 재정을 운영함에 있어 세입의 변화에 따라 세출을 종속적으로 변동시키는 일방적인 결정 방식은 경기 대응의 측면에서나 재정 안정화의 측면에서 모두 바람직하지 않을 수 있다. 세입 규모에 의존하여 세출을 결정하는 것과는 대조적으로, 필요한 정부지출 수준에 맞추어 세입의 규모를 변화시키는 경우도 있다. 최근에 사회 안전망 확충에 필요한 정부지출이 급격히 증대되면서 증세의 가능성이 논의되었던 것이 이러한 경우에 해당한다고 볼 수 있다. 경제적 필요에 따라 세출이 먼저 변화하고 이를 충당하기 위해 세

입의 변화가 후행적으로 나타나는 현상은 안정적인 재정운영의 조건에 부합되는 측면이 있다.

본 장에서는 재정운영 방식이 재정 안정성에 미치는 영향을 파악하기 위해, 재정의 수입과 지출의 변화 사이에 특별한 인과관계가 존재하는지를 분석한다. 즉 세입과 세출의 두 가지 측면 중에서 어느 일방이 다른 하나를 선도적으로 변화시키는가에 대한 분석을 함으로써 재정 안정성과 관련된 재정운영 방식의 이해를 높이고자 한다. 또한 안정적인 재정운영 방식과 관련한 중요 주제로 금기의 세입과 세출이 전기의 재정수지에 어떠한 반응을 보이는지의 문제도 추가적으로 고려한다. 만약 정부가 전기에 발생한 재정수지 적자에 대응하여 다음 기의 세입을 증가시키거나 세출을 감소시키는 방향의 반응을 나타낸다면, 정부는 일반적인 ‘동적 예산 제약(inter-temporal budget constraint)’ 조건을 충족하는 재정운영 행태를 보인다고 해석할 수 있다.

1. 기본 가설 및 기존연구

가. 세 가지 가설

세입과 세출의 동적 관계(inter-temporal relation)에 관한 세 가지 가설을 간단히 소개한다. 동시화 가설(fiscal-synchronization hypothesis)은 세입과 세출이 동시적으로(simultaneously) 결정된다는 견해로서, 주로 Musgrave(1966)와 Melzer and Richard(1981) 등에 의해 주장되었다. 경제주체들이 균형예산의 한계적 변화에 대한 비용과 편익을 고려하여 투표로써 세출과 세입을 동시에 결정하는 이상적인 경우가 이에 해당한다.

Friedam(1978)과 Buchanan and Wagner(1977, 1978)가 주장한

바 있는 세입-세출 가설(tax-spend hypothesis)은 세입으로부터 세출로의 일방적인 인과관계가 성립한다는 견해이다. 세입의 변화가 세출의 변화를 선도한다는 주장은, 제도적인 이유로 인해 예외적인 상황을 제외하고는 재정적자가 허용되지 않아서 세입이 세출을 실질적으로 제약하는 경우에 성립한다. 정책의 주요한 고려가 경제적 효율성보다 정치적 편의에 기초하는 경우에 발생하게 되며, 금기의 세입 증가가 다음 기의 세출 증가로 연결되는 경향으로 인해 재정적자는 단기적으로 해소되기 어려워 재정 안정성에 부정적인 영향을 준다. 이와는 반대로 세출-세입 가설(spend-tax hypothesis)에서는 세출로부터 세입으로의 일방적인 인과관계가 성립한다고 주장한다. Peacock and Wiseman(1961, 1979)은 위기 상황시에 초래된 정부지출의 증가가 정부 수입에 대한 제약을 순차적으로 완화하게 됨에 따라, 세출이 주도적으로 먼저 변화하고 이에 따라 세입이 적응하게 된다고 주장하였다. 초기에 세출이 세입 이상으로 증가하게 만드는 심각한 위기 상황이 있다고 할 때, 이는 점차로 정부의 적절한 크기에 대한 경제주체의 태도 자체를 바꾸게 한다는 것이다. 세출-세입 가설에서는 정부지출 증가로 인한 재정수지 적자가 시간이 흐름에 따라 세입의 증가에 의해 보전되기에, 재정적자는 장기간 지속되지 않고 재정은 안정화되는 경향을 보인다.

나. 관련 기존 연구

세입과 세출의 인과관계에 관한 실증분석에 대한 초기의 선구적인 연구로는 von Furstenberg et al.(1986)를 들 수 있다. 이 연구는 미국의 분기별 장기 재정자료(1954~1982)를 VAR 모형 이용에 이용하여 세입과 세출의 충격반응함수를 도출하고, 이를 통해 양자 사이의 인과관계를 살펴보았다. 재량적인 정부의 재정정책만을 분석대상

으로 삼기 위해서 세입과 세출 자료에서 경기 효과를 제거하였으며, 세입 자료로는 총세입을 사용한 반면 세출 자료는 기능별로 분류한 것도 사용하였다. VAR 분석에 필요한 자료의 안정성(stationarity)을 얻기 위해서는 재정변수들을 모두 잠재GDP로 나눈 후에 차분한 것을 이용하는 방식을 택했다. 분석 결과에 따르면, 미국의 경우에 세출의 변화가 세입의 변화를 이끈다는 세출-세입 가설이 성립하는 것으로 나타났다. 큰 규모의 정부지출 변화가 있었던 시기에 이전지출과 국방비지출은 모두 세입에 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 주었고, 지속적인 국방비지출 충격은 총세입을 14분기에 걸쳐 최대 초기 충격규모의 2배까지 증가시키는 것으로 나타났다. 반면, 세입의 변화가 총세출에는 영향을 미치지 않으며, 기능별로 나누어진 소규모 세출단위(예: 국방비)는 조세개혁에 의해 약간의 영향만을 받는 것으로 나타났다. Bohn(1991)은 GDP 대비 세입과 세출의 비율 변화분으로 구성된 단순 VAR 모형에 전기의 재정수지차를 외생변수로 포함시킴으로써, 미국정부가 과거의 재정불균형을 해소하기 위해 세입과 세출을 어떻게 조정하는가를 살펴보았다. 분석에 따르면, 세입의 변화는 세출의 변화를 선도하는 것으로 나타났다. 보다 구체적으로, 세입의 감소로 인해 발생한 재정적자 중 50~65%는 지출의 감소를 통해 보전되고 35~50%는 미래 조세의 증가를 통해 보전되는 것으로 추정되었다.

초기의 인과관계에 대한 실증분석이 VAR 모형의 충격반응함수 위주로 진행되었던 것에 비해 최근의 연구에서는 주로 Miller and Russek(1990)에서 시작되었던 VECM 모형에 기초한 Granger Causality Test를 이용하는 경향이 늘어나고 있다.

Payne(1998)은 50년에 걸친 48개 미국 주정부의 연간 재정 자료(1942~1992)를 VECM 모형에 이용하여 세입과 세출의 인과관계를 실증적으로 분석하였다. 그는 먼저 단위근 검정을 통해 세입과 세출이 모두 불안정한 시계열 자료라는 점을 보인 후, 공적분 검정

(cointegration test)을 통해 대부분의 주에서 세출과 세입 간에 안정적인 장기적 관계가 존재한다는 점을 밝혔다. Payne(1998)은 공적분의 추정 결과에 기초하여 오차수정(error correction)항을 구성하고, VECM 모형 내에서 오차수정항이 세입과 세출에 주는 영향을 추정함으로써 인과관계를 분석하는 방법을 이용하였다. 분석 결과, 24개 주에서는 세입-세출 가설이, 8개 주에서는 세출-세입가설이 성립하고, 11개 주에서는 동시화가설에 부합되는 결과가, 그리고 나머지 3개 주에서는 어느 방향으로도 인과관계가 나타나지 않음을 보였다.

<표 V-1> 모형 및 추정방법에 대한 분석결과

추정방법	결과
① 단위근	Null: 세입과 세출은 단위근이 있다 수준변수: Null 기각안됨 1차 차분변수: Null 기각됨
② 공적분	Null: 세출은 세입과 인과관계 없음 거의 대부분의 주에서 Null이 기각 (5개주 제외: 높은 차수의 lag이 필요 -Kentucky,Massachusetts,Nevada,Oklahoma,Oregon)
③ ECM 모형	-tax-spend: 24개주 -spend-tax: 8개주 -synchronization: 11개주 -No causality: 3개주

Kollias and Makrydakis(2000)는 유럽 4개국의 재정 자료를 VECM 모형과 VAR 모형에 이용함으로써 세입과 세출 간의 인과관계를 분석하였다. 이 연구는 EU에서 가장 빈곤한 국가로 분류되는 그리스, 스페인, 아일랜드, 포르투갈을 분석 대상으로 삼았다. 추정 결과에 따르면, 그리스와 아일랜드에서는 동시화 가설이 성립하고 스페인의 경우에는 세입-세출 가설이 성립하는 것으로 나타났다. 포르투갈에서는 세입과 세출 간에 어느 방향으로도 통계적으로 유의

한 인과관계가 나타나지 않았다. 이들 역시 단위근 검정(ADF, PP test)을 통해 재정 자료의 불안정성을 보인 후에 인과관계를 분석하기 위해서, 세입과 세출 간에 공적분 관계가 존재하는 그리스와 아일랜드에서는 VECM 모형을 사용하였고, 공적분 관계가 존재하지 않는 스페인과 포르투갈에 대해서는 단순 VAR 모형을 이용하였다. Payne(1998)이 VECM 모형의 오차수정항을 통한 인과관계에만 초점을 두는 것과 달리, Kollias and Makrydakis(2000)는 전기의 세입과 세출 변화가 금기의 세입과 세출에 주는 교차효과도 인과관계에 포함시켰다.

<표 V-2> Granger causality tests

나라	사용 모형	lag 기간	인과방향	통계결과	
				χ^2 검정	P-value
그리스	VECM	2	세출이 세입에 영향	8.113	0.017
		2	세입이 세출에 영향	14.643	0.0007
아일랜드	VECM	1	세출이 세입에 영향	6.592	0.0102
		1	세입이 세출에 영향	5.576	0.0182
스페인	VAR	1	세출이 세입에 영향	0.016	0.899
		1	세입이 세출에 영향	4.804	0.028
포르투갈	VAR	1	세출이 세입에 영향	0.598	0.439
		1	세입이 세출에 영향	1.91	0.167

이외에도 세입과 세출의 인과관계에 관한 가장 최근의 실증분석으로는 Krishnakumar, Martin, and Soguel(2004)이 74개의 스위스 지방정부의 세입과 세출 자료를 VECM 모형을 이용하여 분석한 것이 있다. 이들 역시 본격적인 인과관계 분석에 앞서 단위근 검정을 통해 재정 자료가 불안정한 시계열 자료임을 보였는데, 공적분 검정 결과 많은 주에서 세입과 세출 간의 공적분 관계가 존재하지 않는 것으로 나타났다. 공적분 관계가 존재하지 않는 경우 Kollias and

Makrydakis(2000)가 단순 VAR 모형을 활용했던 것과 달리, Krishnakumar, Martin, and Soguel(2004)는 세입과 세출의 규범적인 관계를 인정하여 공적분이 존재한다고 가정하고 VECM 모형에 기반한 인과관계 분석을 실시하였다. VECM 분석 결과, 세입과 세출의 변화율을 이용한 경우에는 인과관계가 없는 것으로 나타난 반면, 수준변수를 사용한 경우에는 인과관계가 존재하는 것으로 나타났다. 이 연구는 장기적으로 세입이 세출을 확대시키거나 세출이 세입을 확대시키는 직접적인 증거는 존재하지 않지만, 세입과 세출의 인과관계는 Oates(1975)가 제안했던 것처럼 세출은 경제성장에 따른 세입의 증가에 기인하는 것이라는 결론에 비중을 두고 있다.

2. 자료와 사전 분석

가. 기본 시계열 특성

세입과 세출의 인과관계를 검정하기 위한 자료 역시 통합재정수지상의 연간 자료를 이용한다. 첫 번째 자료(data set I)는 통합재정수지 자료를 수정 없이 사용한 것이며, 관측 기간은 1970년부터 2004년까지이다.

자료 I

세입 1 = 통합재정수지상 세입

세출 1 = 통합재정수지상 세출 및 순융자

두 번째 자료(data set II)는 첫 번째 자료에서 이전지출과 관련된 분야를 제외한 것이다. 이를 위하여 통합재정 자료의 기능적 분류의 '사회보장 및 복지'로부터 '사회보장기여금+공무원연기금기여금'과

‘사회보장지출’에 나타난 자료를 각각 세입 및 세출에서 제외하였다. 따라서 이러한 자료의 제약으로 인해 분석 기간은 1977년부터 2003년까지로 줄어든다.

자료 II

세입 2 = 세입 1 - (사회보장기여금+공무원연금기여금)

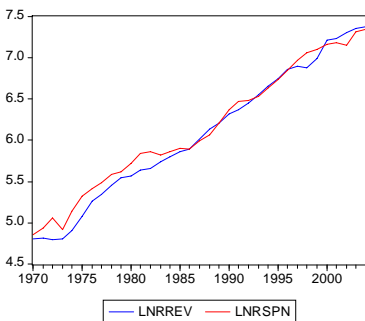
세출 2 = 세출 1 - 사회보장지출

이밖에 이자수입 및 이자지급 항목을 제외시키는 방법이 있으나 본 보고서에서는 포함시키지 않았다.⁷⁾

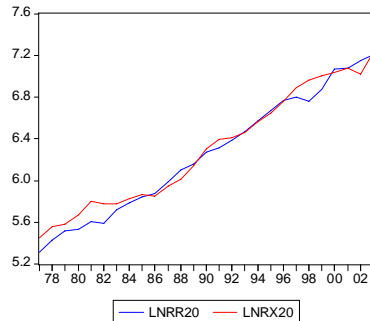
앞서 주어진 재정 자료의 정의에 따라 통합재정수지상 ‘세입’과 ‘세출 및 순융자’(1970~2004, 연간)는 각각 R0와 X0로 나타내고, 사회보장부분의 수입과 지출을 조정한 세입과 세출 항목(1977~2003, 연간)은 각각 R20와 X20로 표현한다. 여기에서의 모든 수준변수는 로그 변환된 것을 의미한다. 아래의 그림은 각 재정 자료의 시간에 따른 추세를 보여준다.

[그림 V-1] 세입·세출 추이

i) 자료 I



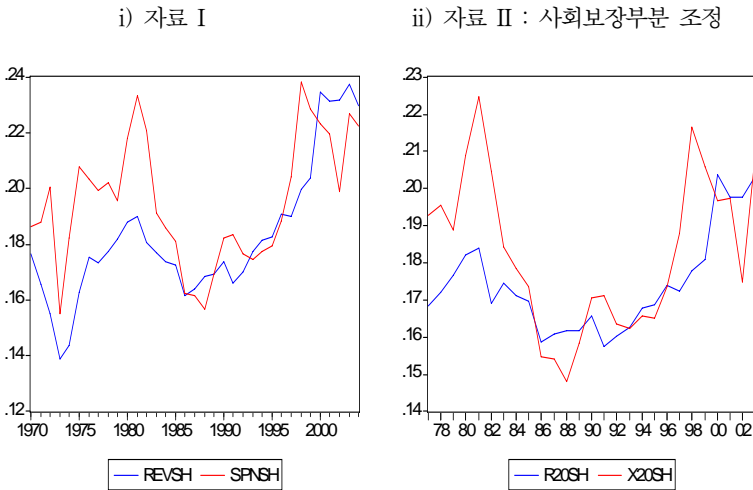
ii) 자료 II : 사회보장부분 조정



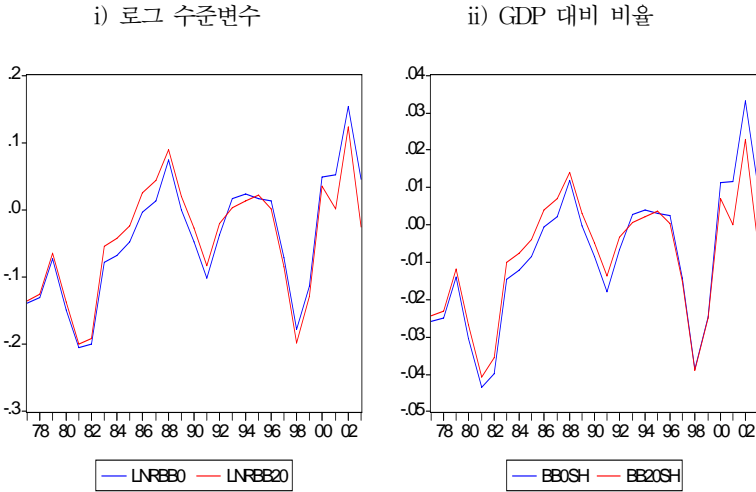
7) 실제 추정된 결과는 큰 차이를 보이지 않았음.

위의 [그림 V-1]은 각 재정 자료의 수준변수는 모두 시간추세와 확률적 추세를 모두 가질 가능성을 보이고 있다. 만일, 해당 자료가 확률적 추세를 갖는 I(1) 계열이라면, 이후의 인과관계 분석은 각 자료의 1계 차분 값을 이용하는 것이 바람직하다. 다음의 [그림 V-2]는 동일한 재정 자료를 수준변수의 로그값 대신에 GDP 대비 비율을 취한 것을 나타낸 것이다. 앞에서 언급한 것처럼 재정운영 방식의 안정화 기능을 검토하기 위해서는 세입과 세출이 전기의 재정수지에 대해 어떠한 반응을 보이는 지를 조사할 필요가 있다. 다음의 [그림 V-3]은 재정수지의 움직임은 로그수준변수 값의 차이와 GDP 대비 비율의 차이라는 관점에서 각각 보여주고 있다.

[그림 V-2] GDP 대비 비율



[그림 V-3] 재정수지차: 무조정



[그림 V-2]는 [그림 V-1]과 마찬가지로 두 가지 재정 자료가 모두 확률적 추세를 가질 가능성을 보이고 있으나, 시간추세(deterministic time trend)가 존재할 가능성은 거의 없어 보인다. 재정수지차는 로그 수준변수의 차이나 GDP 대비 비율의 경우 모두 정태적 또는 안정적(stationary) 시계열 자료에 가까운 특성을 보인다. 다음 절에서는 이상에서 제기된 시계열 특성(확률적 추세 유무)을 보다 명확히 판단하기 위해 단위근 검정을 실시한다. 단위근이 존재하는 경우에는 세입과 세출 간의 장기적 관계 여부를 파악하기 위해 공적분 검정도 병행한다.

나. 단위근과 공적분 검정

세입과 세출 간의 인과관계를 분석한 이전 연구를 보면, 다른 나라의 경우 해당 자료가 확률적 추세를 갖는 불안정한 시계열 자료

(nonstationary time series process)임을 알 수 있다. 한국의 경우에도 세입과 세출은 다른 거시경제 변수처럼 적분자료(integrated processes)일 가능성은 대단히 높아 보이기에, 이러한 추측을 단위근 검정(unit-root test)을 통하여 검토한다.

세입과 세출 자료가 확률적 추세를 갖는 시계열 자료인지를 두 가지 단위근 검정 방법(ADF와 Phillip-Peron Test)을 통해 검토한 결과, 두 자료 모두 확률적 추세를 갖는 불안정한 자료로 나타났다. 아래의 <표 V-3>와 <표 V-4>를 보면, R0와 X0(그리고 R20와 X20)는 모두 I(1), 즉, 일계 적분(integrated of order 1) 자료인 것으로 판단된다.

<표 V-3> 단위근 검정(자료 I: 무조정)

i) 수준변수에 대한 결과

	세입				세출			
	ADF		PP		ADF		PP	
log 실질변수	C	-0.03(0.95)	C	-0.03(0.95)	C	-0.60(0.86)	C	-0.61(0.86)
	C+T	-2.80(0.21)	C+T	-3.05(0.13)	C+T	-2.43(0.36)	C+T	-2.49(0.33)
GDP share	ADF		PP		ADF		PP	
	C	-0.19(0.93)	C	-0.19(0.93)	C	-2.06(0.26)	C	-2.06(0.26)
	C+T	-1.86(0.65)	C+T	-2.06(0.55)	C+T	-2.19(0.48)	C+T	-2.25(0.45)

ii) 1계 차분 변수에 대한 결과

	세입				세출			
	ADF		PP		ADF		PP	
Δ log 실질변수	C	-4.33*(0.00)	C	-4.19*(0.00)	C	-5.97*(0.00)	C	-5.97*(0.00)
Δ GDP share	ADF		PP		ADF		PP	
	C	-4.65*(0.00)	C	-4.58*(0.00)	C	-6.00*(0.00)	C	-6.15*(0.00)

주: 1. test statistic(p-value) : MacKinnon(1996) one sided p-value.

2. In ADF, lag length chosen : automatic based on Schwartz Information Criterion

3. In P&P, Newey-West automatic bandwidth selection, using Bartlett kernel

4. *: H_0 (the presence of unit-roots) is rejected at the 5% significance level.

<표 V-4> 단위근 검정(자료 II: 사회보장부분 조정)

i) 수준변수에 대한 결과

	세입				세출			
	ADF		PP		ADF		PP	
	log 실질변수	C	-0.14(0.93)	C	0.15(0.96)	C	0.20(0.96)	C
	C+T	-3.36(0.07)	C+T	-3.00(0.14)	C+T	-1.89(0.62)	C+T	-1.89(0.62)
GDP share	ADF		PP		ADF		PP	
	C	-0.41(0.89)	C	-0.23(0.92)	C	-1.61(0.46)	C	-1.61(0.46)
	C+T	0.06(0.99)	C+T	-0.94(0.93)	C+T	-1.50(0.80)	C+T	-1.50(0.80)

ii) 1계 차분 변수에 대한 결과

	세입				세출			
	ADF		PP		ADF		PP	
	Δ log 실질변수	C	-5.00*(0.00)	C	-7.65*(0.00)	C	-4.25*(0.00)	C
Δ GDP share	ADF		PP		ADF		PP	
	C	-5.70*(0.00)	C	-5.70*(0.00)	C	-4.12*(0.00)	C	-4.08*(0.00)

주: 1. test statistic(p-value) : MacKinnon(1996) one sided p-value.
 2. In ADF, lag length chosen : automatic based on Schwartz Information Criterion
 3. In P&P, Newey-West automatic bandwidth selection, using Bartlett kernel
 4. *: H0(the presence of unit-roots) is rejected at the 5% significance level.

세입과 세출 간의 인과관계를 분석하기 위한 계량모형을 설정할 때, 만일 해당 자료에 단위근이 존재하지 않는다면 양자 간의 단기동학 관계(short-term dynamic relationship)는 수준변수로 구성된 단순 벡터자귀회귀모형(VAR)을 이용하면 된다. 그러나 해당 자료가 단위근을 갖는 경우에는, 양자 간에 장기적 관계 여부를 검토하기 위해서 공적분 검정을 실시할 필요가 있다. 만일 세입과 세출 사이에 공적분이 존재하는 경우에는 양자 간의 단기동학관계는 이들의 차분 자료와 오차수정항으로 구성된 VECM(vector error-correction model) 모형을 이용하여 분석하고, 공적분이 존재하지 않는다면 이들의 차분 자료로만 구성된 단순 벡터자귀회귀모형(VAR)을 이용하는 것이 일반적이다. 앞의 단위근 검정 결과에서 세입과 세출은 모두 확률적 추세를 갖는 I(1) 자료로 나타났기에, 이하에서는 이들 간에 안정적인 장기적 관계가 존재하는지를 공적분 검정을 통해 알아본다.

Jonhansen(1991, 1995)과 Phillips and Ouliaris(1990)의 공적분 검정 방법을 두 가지 종류의 세입·세출 자료(자료 I과 자료 II)에 적용한 결과가 <표 V-5>~<표 V-8>에 정리되어 있다. <표 V-5>에 따르면, 사회보장 부문에 대한 조정을 취하지 않는 원자료(자료 I)의 경우 실질수준으로 환산한 세입·세출 자료에 대해서 Jonhansen 검정과 Phillips and Ouliaris 검정 모두 양자 사이에 공적분 관계가 있음을 지지하고 있다. <표 V-7>은 사회보장 부문에 대한 조정을 취한 경우(자료 II)에도 실질수준으로 환산한 세입·세출 자료 간의 공적분 관계가 적어도 Jonhansen 검정 결과에 의해서는 여전히 지지되고 있음을 알 수 있다. 단 동일 자료에 대해 Phillips and Ouliaris 검정 결과는 양자 사이에 공적분 관계가 존재하지 않는다는 귀무가설을 5% 유의수준에서 기각하지 못하고 있어, 사회보장 부문에 대한 조정 여부에 따라 약간의 차이가 발생한다. 그러나 <표 V-6>과 <표 V-8>에 따르면, 사회보장 부문에 대한 조정 여부

와 관계없이 GDP 대비 세입·세출의 비율을 이용하는 경우에는 Jonhansen 검정과 Phillips and Ouliaris 검정 모두 양자 사이에 공적분 관계가 존재한다는 귀무가설을 5% 유의수준 내에서 기각하지 못하고 있다. 따라서 세입과 세출 간의 공적분 관계 존재 여부는 검정에 사용된 세입·세출 자료가 로그 수준 변수인지 GDP 대비 비율인지에 크게 영향을 받을 뿐 아니라, 사회보장 부문에 대한 조정 유무와 검정 방법에도 부분적으로 의존하고 있음을 알 수 있다.

<표 V-5> 세입과 세출 간 공적분 검정
(자료 1: 무조정 자료, 로그값)

i) Johansen 공적분 검정

Hypothesized No. of CE(s)	Trace Statistic	5 % CV	P-value
None	16.4*	12.32	0.01
At most 1	3.32	4.12	0.08
Hypothesized No. of CE(s)	Max-Eigen Statistic	5 % CV	P-value
None	13.1*	11.2	0.02
At most 1	3.3	4.12	0.08

ii) Phillips and Ouliaris(1990) 공적분 검정

unit-roots test on residual	test statistics	5% CV
ADF Test	-3.59*	-3.40
Phillips' Z Test : Z_alpha	-20.6*	-19.2
Z_t	-3.84*	-3.40

- 주: 1. * denotes rejection of the hypothesis at the 5% level
 2. No deterministic trend: No intercept in CE or test VAR
 3. Lags(in first differences): 1

<표 V-6> 세입과 세출 간 공적분 검정
(자료 II: 사회보장부분 조정, 로그값)

i) Johansen 공적분 검정

Hypothesized No. of CE(s)	Trace Statistic	5 % CV	P-value
None	27.57*	20.26	0.00
At most 1	8.21	9.16	0.07

Hypothesized No. of CE(s)	Max-Eigen Statistic	5 % CV	P-value
None	19.36*	15.89	0.01
At most 1	8.21	9.16	0.07

ii) Phillips and Ouliaris(1990) 공적분 검정

unit-roots test on residual	test statistics	5% CV
ADF Test	-2.89	-3.40
Phillips' Z Test : Z_alpha	-13.1	-19.2
Z_t	-2.87	-3.40

- 주: 1. * denotes rejection of the hypothesis at the 5% level
 2. No deterministic trend: Intercept in CE and no intercept in VAR
 3. Lags(in first differences): 1

<표 V-7> 세입과 세출 간 공적분 검정
(자료 II: 사회보장부분 조정, GDP 비율)

i) Johansen 공적분 검정

Hypothesized No. of CE(s)	Trace Statistic	5 % CV	P-value
None	9.81	12.32	0.12
At most 1	0.68	4.12	0.46
Hypothesized No. of CE(s)	Max-Eigen Statistic	5 % CV	P-value
None	9.12	11.2	0.11
At most 1	0.68	4.12	0.46

ii) Phillips and Ouliaris(1990) 공적분 검정

unit-roots test on residual	test statistics	5% CV
ADF Test	-2.56	-3.91
Phillips' Z Test : Z_alpha	-12.82	-25.5
Z_t	-2.79	-3.91

주: 1. No Intercept in CE or test VAR
Lags(in first differences): 1

2. Intercept and Deterministic trend in CE

<표 V-8> 세입과 세출 간 공적분 검정
(자료 I: 무조정 자료, GDP 비율)

i) Johansen 공적분 검정

Hypothesized No. of CE(s)	Trace Statistic	5 % CV	P-value
None	22.5	25.87	0.12
At most 1	4.01	12.51	0.74
Hypothesized No. of CE(s)	Max-Eigen Statistic	5 % CV	P-value
None	18.52	19.39	0.07
At most 1	4.01	12.52	0.74

ii) Phillips and Ouliaris(1990) 공적분 검정

unit-roots test on residual	test statistics	5% CV
ADF Test	-3.65	-3.91
Phillips' Z Test : Z_alpha	-19.61	-25.5
Z_t	-3.75	-3.91

주: 1. Intercept and Trend in CE/ No trend in VAR
2. Lags(in first differences): 1

3. 단기동학 모형에 기초한 인과관계 분석

전 절의 검정 결과로부터 세입과 세출 간에 공적분 관계가 존재하는지에 대한 일률적 판단을 내리는 것이 쉽지 않은 이유는 분석에 이용된 연간 재정 자료 수가 35~27개로 매우 제한되어 있어 신뢰할 만한 공적분 검정 결과를 기대하기 어렵기 때문이다. Krishnakumar, Martin, and Soguel(2004)는 공적분 관계가 존재하지 않는 경우에도 세입과 세출의 규범적인 관계를 인정하여 공적분이 존재한다고 가정하고 인과관계에 대한 분석을 했다는 것은 전술한 바와 같다. 따라서 우리의 실증분석에서도 인과관계 검정을 위해 공적분 관계를 전제하는 VECM 모형을 이용하는 것에 비중을 두기로 한다. 단 공적분 관계가 아예 존재하지 않거나 공적분 관계에 대한 추정치가 매우 부정확할 수도 있다는 가능성을 참작하여, 공적분 관계를 전제하지 않는 단순 VAR에 전기의 재정수지차를 포함시킨 확장 VAR 모형도 추가적으로 분석한다. 확장 VAR 모형은 공적분의 존재에 관한 고려와 무관하게, 재정의 안정성을 분석하는 데 유용한 정보를 줄 수 있다는 점을 상기할 필요가 있다. 실제로 전 절에서 소개한 Bohn(1991)의 연구에서는 유사한 형태의 확장 VAR 모형이 세입과 세출의 인과관계 분석을 위해 이용되기도 했다.

가. 오차수정모형(VECM)

세입과 세출 간의 단기동학 관계를 어떻게 설정하는가의 문제는 양자 사이의 인과관계를 분석하는 데 있어 핵심적인 사항이다. 전 절의 검정 결과가 대체로 세입과 세출 간에 안정적인 장기적 관계가 존재한다는 것을 의미한다고 해석하는 경우, 세입과 세출의 변화를 설명하기에 적합한 모형은 벡터오차수정모형(VECM)이다. 세입(REV)과 세출(EXP)

간에 존재하는 공적분 관계식이 $REV = c_0 + \theta EXP + \delta$ 로 주어진다고 가정할 때, 세입과 세출의 변화 사이에 존재하는 단기동학 관계는 다음의 오차수정모형을 통해 구체적으로 표현된다.

VECM 모형

$$\Delta REV_t = C_1 + \sum_{i=1}^L \alpha_{1i} \Delta REV_{t-1} + \sum_{i=1}^L \beta_{1i} \Delta EXP_{t-1} + \gamma_1 \delta_{t-1} + \epsilon_{1t}$$

$$\Delta EXP_t = C_2 + \sum_{i=1}^L \alpha_{2i} \Delta REV_{t-1} + \sum_{i=1}^L \beta_{2i} \Delta EXP_{t-1} + \gamma_2 \delta_{t-1} + \epsilon_{2t}$$

여기에서, ΔREV_t 와 ΔEXP_t 는 각각 t 기의 세입과 세출의 변화분을 의미하고, $\delta_t (\equiv REV_t - c_0 - \theta EXP_t)$ 는 공적분 관계식에 의해 정의되는 오차수정항을 나타낸다. VECM 모형이 VAR 모형과 다른 점은, 세입과 세출의 수준이 장기적인 균형으로부터 이탈하게 되면 양자 간의 불균형 정도가 세입과 세출 변화의 단기적 조정과정에서 직접적인 영향을 준다는 것이다. 특히 오차수정항의 계수가 $\gamma_1 < 0$ 과 $\gamma_2 > 0$ 을 만족하게 되면, 단기적인 세입과 세출 변화는 장기적 불균형을 개선시키는 방향으로 진행되어, 조정 과정이 모두 끝나게 된 후 세입과 세출은 새로운 장기균형 수준을 안정적으로 회복할 수 있다.

Granger Causality를 검정하는 방법의 측면에서도 VECM 모형은 VAR 모형과 차이가 있다. 세입과 세출의 인과관계를 조사하기 위해 VAR 모형은 전기의 세입(세출)의 변화가 직접적으로 금기의 세출(세입)에 주는 영향을 파악한다. 즉 VAR 모형에 나타나는 교차시차변수들(cross lagged terms)의 계수 추정치가 통계적으로 유의한지를 t -검정이나 F -검정을 통해 조사하는 것으로 충분하다. 그러나 VECM 모형에서는 양자 사이의 인과관계가 교차시차변수와 오차수

정향의 두 가지 통로를 통해 나타나게 된다. 따라서 전기의 세입(세출)이 금기의 세출(세입)에 영향을 줄 것인가를 조사하기 위해서는 교차시차변수의 계수와 오차수정향의 계수 추정치를 모두 고려해야만 한다. Payne(1998)에서는 VECM 모형에서 세입과 세출의 인과관계를 분석하면서 오차수정향의 계수가 통계적으로 유의한지만을 검토했지만, 보다 최근에 이루어진 Kollias and Makrydakis(2000)의 분석에서는 교차시차변수의 계수와 오차수정향의 계수 중 어느 하나가 또는 모두가 통계적으로 유의한지를 검토하였다. 이하에서는 우리나라의 세입과 세출 자료를 이용한 VECM 모형의 추정 결과를 소개하고, 교차시차변수와 오차수정향의 계수를 함께 고려함으로써 양자 간의 인과관계를 파악한다.

먼저, 사회보장 부문과 관련된 수입과 지출을 조정하지 않은 세입과 세출 자료를 이용한 VECM 추정 결과를 <표 V-9>과 <표 V-10>에 소개하였다. 전자에서는 세입과 세출 자료로 로그 실질변수로 환산한 것을 사용하였기에, VECM 모형에 등장하는 세입과 세출의 변화(1계 차분)는 해당 변수의 변화율로 해석된다. 반면, 후자의 경우에는 GDP 대비 비율로 계산한 세입과 세출 자료를 이용하고 있기에, 세입과 세출의 변화(1계 차분)는 해당 변수의 GDP 대비 비율의 변화를 나타낸다. 표에 따르면, 세입과 세출 자료로 로그 실질변수나 GDP 대비 비율을 이용하는 것에 관계없이 교차시차항(cross lagged term)의 계수 추정치는 통계적으로 유의하지 않아, 전기의 세입(세출) 변화가 금기의 세출(세입) 변화에 직접적인 영향을 주지 못하는 것으로 나타났다. 반면, 전기의 오차수정향은 금기의 세출 변화에 통계적으로 유의한 양(+의) 영향을 주는 것으로 나타났다. 각 표에 명시되어 있는 것처럼 여기서의 오차수정향은 공적분 계수에 따라 세입에서 세출을 차감한 것이기에, 오차수정향이 클수록 장기적 균형의 측면에서 세입이 세출에 비해 상대적으로 더 큰 수준에 있음을 의미한다. 따라서 전기에 일시적인 요인에 의해

세입이 증가하여 장기적인 수지 불균형이 발생하게 되면, 오차수정항의 영향을 통해 금기의 세출이 증가하여 단기적인 조정 과정이 진행됨에 따라 세입과 세출 간의 장기 불균형이 점차 해소된다. 금기의 세입 변화에 대한 전기 오차수정항의 계수도 음(-)의 값을 갖는 것으로 나타나고 있어 세입·세출의 장기 불균형은 단기적인 세입 조정을 통해서도 점차 개선되는 경향이 있을 수 있으나, 그 효과는 일반적인 통계적 유의수준에 비추어 매우 미약한 정도이다.

<표 V-9> VECM 모형 추정 결과: 자료 I(1970~2004)
로그 실질 세입·세출

i) 공적분 관계

$$\text{LNRR0} = 1.09 \cdot \text{LNRX0} + 0.67,$$

$$\text{EC(오차수정항)} \equiv \text{LNRR0} - 1.09 \cdot \text{LNRX0} - 0.67$$

ii) VECM 모형 추정 결과

	금기의 세입 증가율(R0)	금기의 세출 증가율(X0)
전기의 세입 증가율 R0(-1)	0.34 [1.82]	0.10 [0.43]
전기의 세출 증가율 X0(-1)	-0.11 [-0.73]	0.07 [0.37]
상수항	0.05 [3.37]	0.05 [2.66]
전기의 오차수정항 EC(-1)	-0.21 [-1.57]	0.39* [2.28]

<표 V-10> VECM 모형 추정 결과: 자료 I(1970~2004)
GDP 대비 세입·세출 비율

i) 공적분 관계

$$R0SH = 1.89 * X0SH - 0.18,$$

$$EC(\text{오차수정항}) \equiv R0SH - 1.89 * X0SH + 0.18$$

ii) VECM 모형 추정 결과

	금기의 R0/GDP 변화	금기의 X0/GDP 변화
전기의 R0/GDP 변화	0.23 [1.21]	0.21 [0.60]
전기의 X0/GDP 변화	-0.06 [-0.54]	0.08 [0.40]
상수항	0.001 [0.97]	0.0005 [0.19]
전기의 오차 수정항 EC(-1)	-0.006 [-0.11]	0.23* [2.44]

<표 V-9>와 <표 V-10>의 결과를 세입과 세출의 인과관계라는 관점에서 요약하면, 세입의 증가가 세출의 증가를 선도하지만 세출의 증가는 세입의 증가를 선도하지 못한다는 ‘세입-세출 가설’이 성립하는 것으로 해석할 수 있다. 여기에서 주의할 것은 세입에서 세출로의 인과관계가 오차수정항, 즉 장기 불균형을 통해서만 나타난다는 점이다. 바꾸어 말하면, 금기의 세입이 장기적인 세입·세출 간의 균형을 초과하는 수준으로 증가하는 경우에 한하여 다음 기의 세출 증가를 유도한다. 이 같은 현상은 외환위기 이전 우리나라의 재정운영 방식이 세입 내 세출 원칙하에서 이루어진 것과 관련이 깊다고 할 수 있다.

다음의 <표 V-11>과 <표 V-12>는 사회보장 부문과 관련된 수입과 지출을 조정한 후의 세입·세출 자료를 위와 동일한 형태의 VECM 모형에 기초하여 분석한 결과를 보여주고 있다. 표에 따르면

사회보장 부문에 대한 조정 자료를 사용하더라도 VECM 모형의 추정 결과에는 큰 차이가 없음을 확인할 수 있다. 즉, 전기의 세입(세출) 변화는 금기의 세출(세입) 변화에 직접적인 영향을 주지 못하고 있다. 반면 금기의 세입과 세출의 수준이 장기적 균형관계를 이탈했을 때, 예를 들어 세입의 세출에 대한 상대적 크기가 균형 관계 이상으로 커지게 될 때, 금기의 세출이 증가하는 것으로 나타난다. 그러나 금기의 세출 증가로 인한 장기적 재정 불균형의 발생에 대해서는 다음 기의 세입이 변화하지 않는 것으로 나타났다. 따라서 이 경우에도 여전히 세입-세출 가설이 성립하는 것을 알 수 있다. <표 V-11>과 <표 V-12>에서 보이는 세출 결정식의 오차수정항의 계수는 <표 V-9>와 <표 V-10>의 그것에 비해 상대적으로 더 크다는 것을 알 수 있다. 이는 사회보장부문의 수입과 지출을 세입과 세출에서 제외하고 분석하는 경우에, 세출의 변화가 장기불균형에 더 민감하게 반응한다는 것을 의미한다. 국민연금 등과 관련된 사회보장 관련 수입과 지출이 제도적인 이유로 인해 사전에 정해져 있고 정부의 재정운영 방식에 영향을 받지 않는다는 점에서 위의 결과는 자연스러운 것으로 생각할 수 있다.

<표 V-11> VECM 모형 추정 결과: 자료 II
(사회보장부분 조정, 1977~2003) 로그 실질 세입·세출

i) 공적분 관계

$$\text{LNRR20} = 1.02 * \text{LNRX20} + 0.17,$$

$$\text{EC(오차수정항)} \equiv \text{LNRR20} - 1.02 * \text{LNRX20} - 0.17$$

ii) VECM 모형 추정 결과

	금기의 세입 증가율 R20	금기의 세출 증가율 X20
전기의 세입 증가율 R20(-1)	-0.10 [-0.45]	-0.15 [-0.62]
전기의 세출 증가율 X20(-1)	-0.22 [-1.10]	0.15 [0.74]
상수항	0.09 [4.28]	0.06 [3.04]
전기의 오차 수정항 EC(-1)	-0.03 [-0.21]	0.45* [3.01]

<표 V-12> VECM 모형 추정 결과: 자료 II
(사회보장부분 조정, 1977~2003) GDP 대비 세입·세출 비율

i) 공적분 관계

$$\text{R20SH} = 0.87 * \text{X20SH} - 0.01,$$

$$\text{EC(오차수정항)} \equiv \text{R20SH} - 0.87 * \text{X20SH} + 0.01$$

ii) VECM 모형 추정 결과

	금기의 R20/GDP 변화	금기의 X20/GDP 변화
전기의 R20/GDP 변화	-0.09 [-0.41]	0.20 [0.47]
전기의 X20/GDP 변화	-0.13 [-0.98]	0.25 [1.02]
상수항	0.001 [0.84]	0.0004 [0.16]
전기의 오차 수정항 EC(-1)	-0.06 [-0.57]	0.53* [2.40]

세입-세출 가설이 성립하게 되면, 특정한 시기의 세입의 확대가 다음기의 세출 증가로 연결되는 경향이 높은 것이 일반적이다. 그러나 여기서의 분석 결과에서는 세입의 변화에 따라서 세출이 기존의 재정수지 불균형을 해소하는 방향으로 변화하고 있기 때문에, 기존의 적자가 확대되거나 만성적인 상태로 유지될 가능성은 그리 높지 않다. 하지만 세출의 일시적인 증가로 인한 발생한 재정수지 적자가 다음기의 세입 확대에 의해 조기에 보전되지 못하고, 단지 다음기의 세출 변화를 통해서만 서서히 조정되고 있다는 점에 유의할 필요가 있다. 요컨대, 본 절의 분석 결과에서 나타나고 있는 세입-세출 가설에 따르면, 과거 우리나라의 정부는 재정의 안정성을 달성하는 방향으로 재정을 운영하였지만, 재정의 안정성 회복은 상대적으로 더디게 이루어진다고 말할 수 있다.

나. 확장 VAR 모형

전 절에서는 세입과 세출 간에 장기적 균형 관계가 존재한다는 전제하에, 공적분 계수를 실제 자료를 이용하여 추정한 후에 오차수정항을 구성하고 세입과 세출의 단기동학 관계를 분석하기 위한 VECM에 이용하였다. 여기에서는 이러한 접근방법의 대안으로서, 세입과 세출의 변화로 구성된 단순 VAR 모형에 전기의 재정수지차를 포함시킨 확장 VAR 모형을 활용하여 세입과 세출 간의 인과관계를 분석한다.

확장 VAR 모형

$$\Delta REV_t = C_1 + \sum_{i=1}^L \alpha_{1i} \Delta REV_{t-1} + \sum_{i=1}^L \beta_{1i} \Delta EXP_{t-1} + \gamma_1 FB_{t-1} + \epsilon_{1t},$$

$$\Delta EXP_t = C_2 + \sum_{i=1}^L \alpha_{2i} \Delta REV_{t-1} + \sum_{i=1}^L \beta_{2i} \Delta EXP_{t-1} + \gamma_2 FB_{t-1} + \epsilon_{2t},$$

여기에서, FB_{t-1} 은 t-1기의 기초재정수지 차를 나타낸다. 이러한 확장 VAR 모형은 표준적인 VECM에 비해서 몇 가지 측면에서 유리한 점이 있다. 첫째, 분석에 이용될 수 있는 재정자료의 제한으로 인해 제2절의 공적분 검정 결과로부터 세입과 세출 간에 안정적인 공적분 관계가 존재한다는 것을 확정적으로 말하기 어려울 뿐만 아니라, 공적분 계수의 추정치에 대한 신뢰도도 사전적으로 높지 못하다. 둘째, 이론적인 측면에서 세입과 세출이 순수한 의미의 장기적 균형 관계를 이루는 것은 기초재정수지가 균형 선을 중심으로 정태적인(stationary) 변동을 보이는 경우이다. 이 경우의 공적분 계수는 1의 값을 가지며 오차수정항은 단순히 기초재정수지차로 주어지게 되어, 이상적인 조건하에서 확장 VAR 모형은 VECM 모형으로도 해석 가능하다. 셋째, 세입과 세출이 전기의 재정수지 차에 어떤 반응을 보이는가에 대한 질문은, 공적분에 대한 고려와는 독립적인 차원에서 정부의 재정운영 방식이 재정 안정화에 기여하는지를 현실적인 측면에서 판단할 수 있도록 도와준다. 실제로 Bohn(1991)은 재정수지 차를 포함하는 확장 VAR 모형의 충격반응 함수를 통해 세입과 세출의 인과관계를 분석하였다. 이하의 분석에서는 VAR 모형에 오차수정항 대신 재정수지 차를 추가적 설명변수로 사용하게 되는 경우, 세입과 세출 변화 사이에 존재하는 인과관계에 관한 이전의 결론이 어떻게 달라지는지를 살펴본다.

자료 I(1970~2004)를 이용하여 확장 VAR을 추정한 결과인 <표 V-13>를 보면, 전기의 세입(세출) 변화는 여전히 금기의 세출(세입) 변화에 직접적인 영향을 주지 못한다는 것을 알 수 있다. 재정수지의 계수추정치 부호($\gamma_1 < 0$ 과 $\gamma_2 > 0$)는 전기에 발생한 재정수지 흑자는 금기의 세입은 줄이고 세출은 증가시키는 것을 암시하고 있으나, 이러한 효과의 크기는 일반적인 통계적 유의성을 만족시키지 못하고 있다. 특히 로그실질 변수를 이용하는 경우, 재정수지 차이가 세출에 미치는 양(+)의 영향이 VECM 모형의 경우에 비해

훨씬 작게 추정되고 통계적으로도 유의하지 않다는 점으로 인해, 확장 VAR 모형의 적합도에 대한 의문을 제기할 수도 있다. 그러나 VECM의 경우에 이용된 공적분 계수의 추정치(1.09)가 1에 매우 가깝다는 사실로부터, 이러한 결과의 차이가 단지 표본의 크기가 작아서 발생하는 sample error상의 문제일 가능성이 높다고 생각한다.

<표 V-13> 확장 VAR 모형 추정 결과: 자료 I(1970~2004)

i) 로그 실질 세입/세출 자료 (1970~2004)

	EQ1	EQ2
	금기의 세입 증가율 R0	금기의 세출 증가율 X0
전기의 세입 증가율 R0(-1)	0.33 [1.78]	0.19 [0.76]
전기의 세출 증가율 X0(-1)	-0.08 [-0.54]	-0.05 [-0.29]
상수항	0.04 [2.42]	0.07 [2.79]
전기의 재정수지차 BB01(-1)	-0.15 [-1.48]	0.14 [1.04]

ii) GDP 대비 세입/세출 비율 자료 (R0SH vs X0SH) : (1970~2004)

	금기의 R0/GDP 변화	금기의 X0/GDP 변화
전기의 R0/GDP 변화	0.27 [1.32]	0.06 [0.17]
전기의 X0/GDP 변화	-0.08 [-0.74]	0.01 [0.08]
상수항	0.001 [0.44]	0.004 [1.21]
전기의 재정수지차 비율 BB02(-1)	-0.05 [-0.56]	0.28 [1.68]

주 : 1. BB01 = $\log(R0/Def) - \log(X0/Def)$

2. BB02 = $R0/GDP - X0/GDP$

이 같은 가능성을 간접적인 방법으로 확인하기 위해, 분석에 이용되는 표본의 크기에 약간의 변화를 주는 방법을 활용한다. 다음의 <표 V-14>는 자료 I의 관측기간을 1977년-2003년으로 줄인 후, 이

전과 동일한 방법으로 확장 VAR 모형을 재추정한 결과이다. 관측 기간에 약간의 차이만 주었을 뿐인데도, <표 V-14>의 결과는 <표 V-13>과는 매우 다르며, 오히려 VECM에 기초한 분석 결과(<표 V-9>와 <표 V-10>)와 매우 유사해짐을 알 수 있다. 즉, 교차시차항(cross lagged term)을 통한 일방적인 인과관계는 발견되지 않지만, 재정수지 흑자라는 불균형 상태가 다음 기의 세출 증가를 통해서만 해소되고 있기에, 세입의 증가가 세출의 증가를 선도하는 세입-세출 가설이 성립하게 된다.

<표 V-15>은 사회복지장 부분을 조정한 세입·세출 자료를 이용하여 확장 VAR 모형을 추정하는 경우에도, <표 V-14>와 거의 동일한 결과가 성립한다는 사실을 보이고 있다.

<표 V-14> 확장 VAR 모형 추정 결과: 자료 I(1977~2003)

i) 로그 실질 세입/세출 자료(1977~2003)

	EQ1	EQ2
	금기의 세입 증가율 R0	금기의 세출 증가율 X0
전기의 세입 증가율 R0(-1)	0.007 [0.03]	-0.17 [-0.73]
전기의 세출 증가율 X0(-1)	-0.10 [-0.50]	0.37 [1.87]
상수항	0.08 [3.21]	0.07 [3.13]
전기의 재정수지차 BB01(-1)	-0.03 [-0.23]	0.39* [2.98]

ii) GDP 대비 세입/세출 비율 자료(1977~2003)

	금기의 R0/GDP 변화	금기의 X0/GDP 변화
전기의 R0/GDP 변화	0.03 [0.16]	-0.04 [-0.10]
전기의 X0/GDP 변화	-0.04 [-0.30]	0.39 [1.62]
상수항	0.002 [1.05]	0.004 [1.44]
전기의 재정수지차 비율 BB02(-1)	-0.01 [-0.09]	0.45* [2.52]

<표 V-15> 확장 VAR 모형 추정 결과: 자료 II
(사회보장부문 조정, 1977~2003)

i) 사회보장부문을 제외한 로그 실질 세입/세출 자료(1977~2003)

	EQ1	EQ2
	금기의 세입 증가율 R20	금기의 세출 증가율 X20
전기의 세입 증가율 R20(-1)	-0.11 [-0.47]	-0.14 [-0.57]
전기의 세출 증가율 X20(-1)	-0.22 [-1.09]	0.15 [0.70]
상수항(C)	0.09 [3.89]	0.08 [3.48]
전기의 재정수지차 BB21(-1)	-0.02 [-0.18]	0.44* [2.97]

ii) 사회보장부문을 제외한 GDP 대비 세입/세출 비율 자료(1977~2003)

	금기의 R20/GDP 변화	금기의 X20/GDP 변화
전기의 R20/GDP 변화	0.03 [0.16]	-0.04 [-0.10]
전기의 X20/GDP 변화	-0.04 [-0.30]	0.39 [1.62]
상수항	0.002 [1.05]	0.004 [1.44]
전기의 재정수지차 비율 BB22(-1)	-0.05 [-0.54]	0.46* [2.40]

주: 1. BB21 = $\log(R20/Def) - \log(X20/Def)$

2. BB22 = $R20/GDP - X20/GDP$

결론적으로 세입·세출 간의 인과관계를 분석하기 위해 오차수정 항을 포함하는 VECM 모형을 이용하는 것과 재정수지 차이를 포함하는 확장 VAR 모형을 이용하는 것 사이에는 결과에 있어 큰 차이가 없다. 두 가지 접근법 모두 세입과 세출의 변화는 단기동학 관계에서 나타나는 교차시차항(cross lagged term)을 통해서 어느 방향으로도 인과관계를 보이지 않고 있다. 반면, 세입의 변화는 재정

수지의 불균형을 초래하게 되어 다음 기의 세출이 불균형을 해소하는 방향으로 움직이게 되지만, 세출의 변화가 초래하는 재정수지의 불균형은 다음 기의 세입에 영향을 주지 못하는 것으로 나타났다. 따라서 재정수지 균형의 회복이라는 경로를 통해서만, 세입에서 세출로의 일방적인 인과관계가 성립한다.

이상의 분석에서 알 수 있듯이, 세입·세출의 인과관계를 분석함에 있어 세입과 세출의 장기적인 균형 관계에 대한 고려는—그것이 공적분 관계에 의한 것이든 단순한 재정수지 균형에 의한 것이든—필수적인 사항이 된다. 만일 양자 간의 장기적 균형 관계를 배제하고 분석하는 경우에는, 모형의 오설정(model misspecification)으로 인해 세입·세출 양자 사이에 어느 방향으로도 인과관계가 없다는 결과가 나타날 가능성이 높다. 부록의 단순 VAR 분석 결과는 이러한 가능성을 실제로 확인해 주고 있다.

V장 부록: 단순 VAR 모형

제V장에서는 세입과 세출 간의 인과관계를 분석하기 위한 회귀모형을 설정하면서, 양자 간에 장기적 균형 관계가 존재한다는 점을 가정하고 이를 단기동학 모형에 반영하려고 노력하였다. 여기서는 세입과 세출 간의 장기적 균형을 배제하는 매우 단순한 형태의 VAR 모형에 기초하여 인과관계 분석을 실시한 결과를 소개함으로써, 제V장의 주요 결과에서 오차수정 항이나 재정수지차 항이 인과관계에서 차지하는 중요한 역할을 보이고자 한다.

단순 VAR 모형

$$\begin{aligned}\Delta REV_t &= C_1 + \sum_{i=1}^L \alpha_{1i} \Delta REV_{t-1} + \sum_{i=1}^L \beta_{1i} \Delta EXP_{t-1} + \epsilon_{1t}, \\ \Delta EXP_t &= C_2 + \sum_{i=1}^L \alpha_{2i} \Delta REV_{t-1} + \sum_{i=1}^L \beta_{2i} \Delta EXP_{t-1} + \epsilon_{2t}.\end{aligned}$$

다음의 <부표 V-1>~<부표 V-4>는 두 가지 종류의 세입·세출 자료(자료 I과 자료 II)를 위에서 정의한 단순 VAR 모형에 이용하여 분석한 Granger 인과관계 검정 결과이다. 세입과 세출 자료의 종류와 변환과 관계없이, 단순 VAR 모형의 추정 결과들은 모두 전기의 세입(세출) 변화는 금기의 세출(세입) 변화에 영향을 주지 못한다는 것을 알 수 있다. 이러한 결론은 VAR 모형의 시차를 2로 증가시키고 F-검정을 이용하는 경우에도 변함없이 성립하고 있다. 따라서 Granger 인과관계 검정 결과, 세입과 세출 간에 어느 일방의 인과관계도 발견되지 않는다.

그러나 제 V장 3절의 결과에서 보듯이, 이러한 현상은 세입과 세출 간에 존재하는 안정적인 장기 균형관계를 분석에서 고려하지 않음으로써 빚어지는 잘못된 결론이다. VECM 모형이나 확장 VAR

모형의 예에서 알 수 있듯이, 전기의 오차수정항이나 전기의 재정수지차는 금기의 세출에 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 주고 있다. 이러한 사실에도 불구하고, 세입과 세출의 단기동학 모형으로 단순 VAR 모형을 사용하는 것은 '생략 변수의 문제'(a problem of omitted variables)를 초래하게 되어 잘못된 모형의 설정(model misspecification)에 해당하게 된다.

<부표 V-1> 단순 VAR와 Granger 검정: 자료 I(1970~2004)
로그 실질 세입·세출

i) VAR 추정 결과

	EQ1	EQ2
	세입 증가율	세출 증가율
전년도 세입 증가율	0.24 [1.36]	0.27 [1.14]
전년도 세출 증가율	-0.002 [-0.01]	-0.13 [-0.70]
상수항	0.05 [3.24]	0.06 [2.59]

ii) Granger Causality Test(lag = 1 : obs = 33)

H0	F-Stat	P-value
세출 증가율 does not Granger Cause 세입 증가율	0.00	0.98
세입 증가율 does not Granger Cause 세출 증가율	1.31	0.25

iii) Granger Causality Test (lag = 2 : Obs = 32)

H0	F-Stat	P-value
세출 증가율 does not Granger Cause 세입 증가율	0.03	0.97
세입 증가율 does not Granger Cause 세출 증가율	1.01	0.37

<부표 V-2> 단순 VAR와 Granger 검정: 자료 I(1970~2004)
GDP 대비 세입·세출 비율

i) VAR 추정 결과

	EQ1	EQ2
	금기의 R0/GDP 변화	금기의 X0/GDP 변화
전년도 R0/GDP 변화	0.23 [1.23]	0.24 [0.65]
전년도 X0/GDP 변화	-0.05 [-0.56]	-0.13 [-0.66]
상수항	0.001 [0.99]	0.0007 [0.24]

ii) Granger Causality Test(lag = 1 : Obs = 33)

H0	F-Stat	P-value
세출비율 변화분 does not Granger Cause 세입비율 변화분	.31	.57
세입비율 변화분 does not Granger Cause 세출비율 변화분	.42	.51

iii) Granger Causality Test(lag = 2 : Obs = 33)

H0	F-Stat	P-value
세출비율 변화분 does not Granger Cause 세입비율 변화분	.20	.81
세입비율 변화분 does not Granger Cause 세출비율 변화분	.48	.62

<부표 V-3> 단순 VAR와 Granger 검정: 자료 II
(사회보장부분조정, 1977~2003)로그 실질 세입·세출

i) VAR 추정 결과

	EQ1	EQ2
	세입 증가율	세출 증가율
전년도 세입 증가율	-0.13 [-0.66]	0.21 [0.86]
전년도 세출 증가율	-0.21 [-1.11]	-0.02 [-0.09]
상수항	0.09 [4.56]	2.05 [2.05]

ii) Granger Causality Test(lag = 1 : Obs = 25)

H0	F-Stat	P-value
세출 증가율 does not Granger Cause 세입 증가율	1.24	0.27
세입 증가율 does not Granger Cause 세출 증가율	0.74	0.39

iii) Granger Causality Test(lag = 2 : Obs = 24)

H0	F-Stat	P-value
세출 증가율 does not Granger Cause 세입 증가율	0.45	0.63
세입 증가율 does not Granger Cause 세출 증가율	0.36	0.70

<부표 V-4> 단순 VAR와 Granger 검정: 자료II
(사회보장부분조정, 1977~2003) GDP 대비 세입·세출 비율

i) VAR 추정 결과

	EQ1	EQ2
	세입 증가율	세출 증가율
전년도 R0/GDP 변화	-0.13 [-0.63]	0.52 [1.16]
전년도 X0/GDP 변화	-0.09 [-0.82]	-0.03 [-0.14]
상수항	0.001 [0.91]	-0.0001 [0.03]

ii) Granger Causality Test(lag = 1 : Obs = 25)

H0	F-Stat	P-value
세출 증가율 does not Granger Cause 세입 증가율	0.67	0.41
세입 증가율 does not Granger Cause 세출 증가율	1.36	0.25

iii) Granger Causality Test(lag = 2 : Obs = 24)

H0	F-Stat	P-value
세출비율 변화분 does not Granger Cause 세입비율 변화분	1.76	0.19
세입비율 변화분 does not Granger Cause 세출비율 변화분	0.63	0.54

VI. 결 론

본 연구는 재정의 유지 가능성 또는 재정 안정성과 밀접한 연관을 갖는 정부의 재정운영 행태에 대하여 서로 다른 세 가지 관점의 실증분석 결과를 제시하였다. 통합재정수지상의 연간 자료(약 30년 내외)를 다양한 시계열 모형에 이용하여, 과거 우리나라의 정부가 보인 재정운영 방식이 재정의 유지 가능성에 부합되는지 또는 재정의 안정화에 일정한 기여를 하고 있는지를 평가하였다.

재정의 유지 가능성에 대한 주요 분석은 Hamilton and Flavin(1986)이나 Trehan and Walsh(1988, 1991) 등이 제시한 단순한 시계열 접근법을 이용하는 대신에, Bohn(1998)이 제안한 방법에 따라 국가채무의 변화에 따른 재정수지의 반응을 검토하였다. 우리나라의 재정자료에 Bohn(1998)의 방법을 단순 적용한 결과는 국가부채와 재정수지 흑자 사이의 유의미한 정(+)의 관계를 확인하지 못하고 있는데, 이는 우리나라 재정운영 방식의 구조적 변화를 제대로 파악하지 못한 결과라 할 수 있다. 제Ⅲ장에서는 재정 건전화(fiscal consolidation)가 강력하게 추진되었던 시점에 해당하는 1980년대 중반부터 1990년대 말까지의 기간을 단순더미처리하거나 회귀식 자체에 균형재정 원칙을 부가하는 방법을 통해, Bohn(1998)의 단순회귀식이 갖는 문제를 극복하고자 노력하였다. 수정된 Bohn(1998)의 회귀방정식 추정 결과에 의하면, 1983~1997년 기간을 단순히 더미로 처리하는 경우나 균형재정준칙을 회귀식에 부과하는 경우 모두 국가채무 증가에 따라 정부가 재정수지 흑자를 증가시키는 것으로 나타나, 재정의 유지 가능성에 대한 실증적 근거를 확인할 수 있었다. 특히 후자의 결과로부터, 우리나라 정부는 균형재정이라는 재정준칙을 사용하여

정부부채 수준을 감소시켰으며, 균형재정준칙이 사용되지 않은 기간에는 정부부채가 증가할 경우 재정수지를 개선함으로써 재정의 안정성을 도모해왔다는 것을 알 수 있다.

제III장의 Bohn(1998)의 검정이 재정의 유지 가능성에 중점을 두어 국가채무 수준과 재정수지 사이의 장기적인 관계를 증명한 반면, 제IV장에서는 국가채무 변화와 재정수지 간에 존재하는 단기 동학적 관계(short-run dynamic relationship)에 역점을 두어 국가채무 증가에 따른 정부재정의 단기적 조정 과정을 분석한다. 구체적으로는 재정수지, 국가채무 변화, 성장률로 구성된 삼변수 VAR 모형에서 국가채무 동학식(debt dynamics)에 기초한 구조적 충격의 식별 방법을 이용하여, 국가채무 충격 발생에 따른 재정수지의 동태적 반응을 검토한다. 먼저 Bohn(1998)의 회귀분석 모형과 유사한 형식으로 설정된 축약형 VAR 모형의 추정 결과는 전기의 국가채무 비율의 증가에 대해 금기의 재정수지가 개선되는 경향을 보이고 있다. 예를 들어, 국민연금을 제외한 기초재정수지(S2)와 금융성 채무를 제외한 국가채무(D2)를 중심으로 분석한 축약형 VAR 모형의 추정 결과는 다른 조건이 일정한 경우에 전기의 국가채무 비율 1%의 증가는 금기의 재정수지를 0.22%포인트 증가시키는 것으로 나타났다. 전기의 국가채무 비율의 증가가 외부적 충격에 의한 변화인지 아니면 단순히 조정 과정상에 나타난 내생적인 변화인지가 식별될 수 없기 때문에, 축약형 VAR 모형의 추정결과만으로는 정부운영 방식이 재정 안정화에 부응하는 것인지를 판단하기 어렵다. 이러한 한계를 극복하기 위해서는, 구조적 VAR 모형의 추정 결과를 이용하여 외생적 요인에 의해 국가채무 비율을 증가시키는 충격(u_t^{AD})이 발생했을 때 기초재정수지가 시간에 따라 어떤 반응을 보이는지를 조사하는 것이 필요하다.

제IV장의 실증분석 결과에 따르면, 국가채무 비율을 증가시키는 충격이 발생하게 되면 재정수지는 초기에 즉각적으로 반응하여 가

장 높은 흑자를 나타내며, 3~4기(년)까지 흑자 폭은 서서히 감소하다가 이후 시간이 흐름에 따라 급격히 줄어들고 있다. 이는 외생적인 요인에 의해 국가채무 비율이 증가할 때 전 조정 과정에 걸쳐 재정수지가 개선되고 있다는 것을 의미하며, 결과적으로 재정 안정성에 기여할 가능성을 시사한다.

재정운영 방식이 재정 안정성에 미치는 영향을 파악하기 위해, 세입과 세출 중 어느 일방이 다른 하나를 선도적으로 변화시키는가의 인과관계 분석도 중요하다. 예를 들어, 세입 변화가 세출의 변화에 선행한다는 세입-세출 가설이 성립하는 경우에는, Friedmann(1978)의 주장처럼 금기의 세입 증가가 다음 기의 세출 증가로 연결되는 경향으로 인해 기존의 재정적자가 단기에 해소되지 않아 재정의 안정성에 위협을 줄 수 있다. 반대로 세출이 주도적으로 먼저 변화하고 이에 따라 세입이 적응하게 된다는 세출-세입 가설이 성립한다면, 일시적인 세출 증가는 추후 세입의 증가를 통해 충당되기 때문에 재정적자는 장기간 지속되지 않을 가능성이 높고, 따라서 재정 안정성은 크게 문제되지 않을 것이다.

제V장에서는 VECM 모형에 기초한 단기동학 관계를 이용하여, 우리나라의 세입과 세출 변화 사이에 존재하는 인과관계를 분석하였다. 또한 세입과 세출의 변화로 구성된 단순 VAR 모형에 전기의 재정수지 차를 추가함으로써 금기의 세입과 세출이 전기의 재정수지에 어떠한 반응을 보이는지도 검토하였다. 만약 정부가 전기에 발생한 재정수지 적자에 대응하여 다음 기의 세입을 증가시키거나 세출을 감소시키는 방향의 반응을 나타낸다면, 정부는 일반적인 '동적 예산 제약(inter-temporal budget constraint)' 조건을 충족하는 재정운영 행태를 보인다고 할 수 있을 것이다. 제V장의 VECM 모형과 확장 VAR 모형의 두 가지 추정 결과에 따르면, 세입과 세출의 변화는 단기동학 관계에서 나타나는 교차시차항(cross lagged term)을 통해서 어느 방향으로든 인과관계를 보이지 않고 있다. 반면, 세

입의 변화는 재정수지의 불균형을 초래하게 되어 다음 기의 세출이 불균형을 해소하는 방향으로 움직이게 되지만, 세출의 변화가 초래하는 재정수지의 불균형은 다음 기의 세입에 영향을 주지 못하는 것으로 나타났다. 따라서 재정수지 균형의 회복이라는 경로를 통해서만, 세입에서 세출로의 일방적인 인과관계가 성립한다. 세입의 변화가 장기불균형 해소라는 측면에서 세출의 변화를 선도하는 반면, 세출의 변화는 어느 경로로도 세입의 변화를 선도하지 못한다. 이는 우리나라의 재정 운영방식이 다소 경직적이며, 세수의 변화가 정치적인 요인에 의해 제약되어 왔기 때문인 것으로 해석될 수 있다. 또한 금기의 일시적인 세출 증가는 다음 기의 세입 증가에 의해 즉각적으로 충당되지 않기에 재정수지 적자는 단기에 보전되기 어렵지만, 재정수지 적자폭은 주로 세출의 변화를 통해 서서히 감소하게 된다. 요컨대, 본 절의 분석 결과에서 나타나고 있는 세입-세출 가설에 따르면, 과거 우리나라의 정부는 재정의 안정성을 달성하는 방향으로 재정을 운영하였지만, 재정의 안정성 회복은 상대적으로 더디게 이루어진다고 말할 수 있다.

참 고 문 헌

- Abel, Mankiw, Summers and Zeckhauser, "Assessing Dynamic Efficiency : Theory and Evidence," *Review of Economic Studies* 56, 1989, pp. 1~20.
- Ahmed, S, and J. H. Rogers, "Government Budget Deficits and Trade Deficits are Present Value Constraints Satisfied in Long-run Data?" *Journal of Monetary Economics* 36, 1995, pp. 351~374.
- Barro, Robert J., "The Ricardian approach to budget deficits," *Journal of Economic Perspectives* 3, 1989, pp. 37~54.
- Barro, Robert J., "On the Determination of the Public Debt," *Jornal of Political Economy*, Vol. 87, No. 5, pt. 1, 1979, pp. 940~971.
- _____, "U.S. Deficits Since World War 1," *Scand. J. of Economics* 88(1), 1986, pp. 195~222.
- _____, "Are government bonds net wealth?," *Jornal of Political Economy*, 81, 1987, pp. 1095~1117.
- Bennett, J. T. and DiLorenzo, T.J, "Off-budget activities of local governments; The bane of the tax revolt," *Public Choice* 39; 1982, pp. 333~342 .
- Bernheim, D., "A neoclassical perspective on budget deficits," *Journal of Economic Perspectives* 3, 1989, pp. 55~72.

- Blackley, P. R, "Causality between revenues and expenditures and the size of the federal budget," *Public Finance Quarterly* 14, 1986, pp. 139~156.
- Blackley, P. R, "Asymmetric causality between federal spending and tax changes: Avoiding a fiscal loss," *Public Choice* 66, 1990, pp. 1~13.
- Blanchard, Oliver, Jean-Claude Chouraqui, Robert P. Hagemann and Nicola Sartor, "The Sustainability of Fiscal Policy : New Answers to An Old Question," *OECD Economic Studies*, No.15, Autumn 1990.
- Blanchard, Olivier J., "Debt, Deficits, and Finite Horizons," *Journal of Political Economy*, Vol. 93, No. 2, 1985, pp. 223~247.
- Bohn, H. (1991). "Budget balance through revenue or spending adjustments? Some historical evidence for the United States," *Journal of Monetary Economics* 27, 1991, pp. 333~359.
- Bohn, Henning, "The Behavior of U. S. Public Debt and Deficits," *The Quarterly Journal of Economics*, Autumn 1998, pp. 949~963.
- Broda, C., and David Weinstein, "Happy News from the Dismal Science: Reassessing Japanese Fiscal Policy and Sustainability," *NBER WP* 10988, Dec. 2004.
- Buchanan, J and Wagner, R, *Democracy in deficit*, New York: Academic Press, 1977
- Buchanan, J and Wagner, R. "Dialogues concerning fiscal religion," *Journal of Monetary Economics*(August),

- 1977, pp. 626~627.
- Buiter, Willem H., "Notes on A Code For Fiscal Stability," *NBER WP 6522*, April 1998.
- Campbell, J., "Does savings anticipate declining labor income? An alternative test of the permanent income hypothesis," *Econometrica* 55, 1987, pp. 1249~1273.
- Chowdhury, A. R. "Expenditures and receipts in state and local government finances; Comment," *Public Choice* 59; 1988, pp. 277~285.
- Dickey, D. and W. Fuller, "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root," *Econometrica* 49, 1981, pp. 1057~1072.
- Eisner, R., "Budget deficits : Rhetoric and reality," *Journal of Economic Perspectives* 3, 1989, pp. 73~93.
- Elmendorf, Douglas W. and N. Gregory Mankiw, "Government Debt," *NBER WP 6470*, March 1998.
- Engle, R. and C. Granger, "Cointegration and error-correction : Representation, estimation, and testing," *Econometrica* 55, 1987, pp. 251~276.
- Engle, R., C. Granger, and B.S. Yoo, "Forecasting and testing in cointegrated systems," *Journal of Econometrics* 35, 1987, pp. 143~159.
- Feldstein, M., "Government deficits and aggregate demand," *Journal of Monetary Economics* 9, 1982, pp. 1~20.
- Fischer, Stanley, "Relative Shocks, Relative Price Variability, and Inflation," *Brookings Papers on Economic Activity* 2, 1981, pp. 381~431.

- Friedman, Benjamin M., "The Roles of Money and Credit in Macroeconomic Analysis," in James Tobin (ed.), *Macroeconomics, Prices, and Quantities* Washington, D.C. : The Brookings Institution, 1983, pp. 161~189.
- Friedman, M., "The limitations of tax limitation," *Policy review*: summer, 1978, pp. 7~14.
- Hakkio, C. S. and M. Rush, "Is the Budget Deficit 'Too Large?'" *Economic Inquiry*, Vol. 29, 1991, pp. 429~445.
- Hamilton, J.D. and M. Flavin, "On the Limitations of Government Borrowing: A Framework for Empirical Testing," *American Economic Review* 76, 1984, pp. 808~819.
- Hansen, B.E., "Tests for parameter instability in regressions with I(1) processes," *Journal of Business & Economic Statistics*, 10, 1992, pp. 321~335.
- Hemming, Richard and Murray Petrie, "A Framework for Assessing Fiscal Vulnerability," IMF WP/00/52, March 2000.
- Hoover, K. D. and Sheffrin, S.M., "Causation, spending, and taxes : Sand in the sandbox or tax collector for the welfare state?" *American Economic Review* 82, 1992, pp. 225~248.
- Johansen, S., "Statistical analysis of cointegration vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 1988, pp. 231~254.
- Joulfaian, D. and Mookerjee, R., "The government revenue-expenditure nexus: Evidence from a state," *Public Finance Quarterly* 18, 1980, pp. 92~103.
- Kollias, C. and Stelios Markyadkis, "Tax and spend or spend and tax? Empirical evidence from Greece, Spain, Portugal and

- Ireland,” *Applied Economics*, 32, 2000, pp. 533~546
- Lanne, M., Lutkepohl, H. and Saikkonen, P., “Comparison of Unit Root Tests for Time Series with Level Shifts,” *Journal of Time Series Analysis*, 2002.
- Larkey, Patrick D., Chandler Stolp, and Mark Winer, “Why Does Government Grow?” in Trudi C. Miller (ed.), *Public Sector Performance: A Conceptual Turning Point* Baltimore, MD : The Johns Hopkins University Press, 1984, pp. 65~101.
- Leamer, Edward E., “Vector Autoregressions for Causal Inference?” in Karl Brunner and Allan H. Meltzer (eds.), *Understanding Monetary Regimes*, Carnegie- Rochester Conference Series on Public Policy, Vol. 22 Amsterdam : North-Holland, Spring 1985, pp. 255~303.
- Macdonald, R. and Kearney, C., “On the specification of Granger-causality tests using the cointegration methodology,” *Economics letters*, 25, 1987, pp. 149~153.
- Manage, N. and Marlow, M., “The causal relationship between federal expenditures and receipts,” *Southern Economic Journal*, 52, 1986, pp. 617~629.
- Marlow, M. L. and Manage, N., “Expenditures and receipts : Testing for causality in state and local government finance,” *Public Choice* 53 1987, pp. 243~255.
- Marlow, M. L. and Manage, N, “Expenditures and receipts in state and local government finances : Reply,” *Public Choice* 59, 1989, pp. 287~290.
- Marlow, M. L. and Manage, N., “The determinant of off-budget

- activity of state and local government,” *Public Choice* 63 : 1988, pp. 113~123.
- Meltzer, A. and Richard, S., “A rational theory of the size of government,” *Journal of Political Economy* 89 1981, pp. 914~927
- Miller, S. and F. Russek, “Co-integration and error-correction models: The temporal causality between government taxes and spending,” *Southern Economic Journal* 57, 1990, pp. 221~229.
- Musgrave, Richard A., “Principles of Budget Determination,” in Helen A. Cameron and William Henderson (eds.), *Public Finance: Selected Readings*, New York : Random House, 1966, pp. 15~27.
- Owoye, O., “The causal relationship between taxes and expenditures in the G7 countries: cointegration and error correction models,” *Applied Economics Letters*, 2, 1995, pp. 19~22.
- Payne, James, “The tax-spend debate: Time series evidence from state budgets,” *Public Choice* 95 1998, pp. 307~320
- Peacock, Alan T., and Jack Wiseman, *The Growth of Public Expenditure in the United Kingdom*, Princeton, NJ : Princeton University Press for the National Bureau of Economic Research, 1961.
- _____, “Approaches to the Analysis of Government Expenditure Growth,” *Public Finance Quarterly* 7, Jan. 1979, pp. 3~23.
- Persson, T. and Guido Tabellini, *Political Economics : Explaining*

- Economic Policy*, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts, 2000.
- Phillips, P. and P. Perron, "Testing for a unit root in time series regression," Working paper, Yale University, New Haven, CT, 1986.
- Phillips, P., "Unit Root Tests", *Encyclopaedia of Statistical Science*, 1997, pp. 531~542.
- Ram, R., "Additional evidence on causality between government revenue and government expenditure," *Soiahern Economic Journal* January, 1988, pp. 763~769.
- Saikkonen, P and Lutkepohl, H., "Testing for a Unit Root in a Time Series with a Level Shift at Unknown Time," *Econometric Theory*, Vol. 18, 2002, pp. 313~438.
- Shin, Y., "A residual based test of the null of cointegration against the alternative of no cointegration," *Econometrics Theory*, 10, 1994, pp. 91~115.
- Sims, Christopher A., "Macroeconomics and Reality," *Econometrica* 48, Jan 1980, pp. 1~48.
- _____, "Policy Analysis with Econometric Models," *Brookings Papers on Economic Activity* 1, 1982, pp. 107~152.
- Trehan, B. and C. E. Walsh, "Common Trends, the Government Budget Constraint, and Revenue Smoothing", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, 1988, pp. 425~444.
- Valderrama, D., "Fiscal Sustainability and Contingent Liabilities from Recent Credit Expansions in South Korea and Thailand," *FRBSF Economic Review* 2005,

2005, pp. 29~41,

Von Furstenberg, G. M., Green, R. J. and Jeong, J., “Tax and spend, or spend and tax?” *Review of Economics and Statistics* May 1986, pp. 179~188.

White, H., “A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and direct test for heteroskedasticity,” *Econometrica* 48, 1980, pp. 817~838.

Zivot, E. and Andrews, D. W. K., “Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis,” *Journal of Business & Economic statistics*, 10, 1992, pp. 251~270.

<국문요약>

재정의 유지 가능성과 세입·세출의 인과관계 검정

박기백·김우철

본 연구는 우리나라 정부의 재정운영방식을 재정의 안정성 측면에서 평가하기 위해, 세 가지 서로 다른 실증 분석을 실시하였다. 첫 번째 분석에서는 재정의 유지가능성을 검정하기 위해 가장 일반적으로 사용되는 Bohn(1998)의 방법에 따라 국가채무 비율의 변화에 따른 기초재정수지의 반응을 검토하였다. 1980년대 중반 이후 재정건전화(fiscal consolidation)가 강력하게 추진되었던 점을 고려하여, Bohn(1988)의 모형 내에 재정운영방식의 구조적 변화를 명시적으로 도입하는 방법을 이용하였다. 두 번째는 국가 채무의 단기적 변화에 따라 정부재정의 대응 방식을 파악하기 위해, 국가채무 변화와 재정수지 간에 존재하는 단기동학 관계(short-run dynamic relationship)를 분석하였다. 재정수지, 국가채무 변화, 성장률로 구성된 삼변수 VAR 모형을 설정하고, 국가채무 동학식(debt dynamics)에 기초한 구조적 충격의 식별 방법을 제시한 후, 충격 반응함수를 통해 국가채무 충격 발생에 따른 재정수지의 반응을 검토하였다. 끝으로, 세입과 세출 중 어느 일방이 다른 하나를 선도적으로 변화시키는 가에 대한 인과관계를 VECM 모형과 확장VAR 모형을 이용하여 실증적으로 분석하였다. 전기에 발생한 재정적자에 대응하여 금기의 세입과 세출이 특정한 반응을 보이는지와 이들의 변화가 재정적자를 해소하는 방향으로 나타나고 있는지의 여부도 함께 검토하였다.

<Abstract>

An Analysis on the Fiscal Sustainability and the Granger Causality between Tax and Spending in Korea

Ki-Baek Park, Woocheol Kim

This paper provides three different analyses on the Korean fiscal policy from the perspective of fiscal stability. The first part of the paper concerns Bohn(1998)'s test of the fiscal sustainability in Korea. After pointing out that sustainability can be spuriously rejected owing to the fiscal consolidation policy pursued by the Korean government in the mid 1980's, we suggest to modify the original Bohn's test to encompass the structural changes in the operation of fiscal policies.

While Bohn's test focuses on the fiscal stability from the long-run perspective, the second part of the paper puts an emphasis on the short-run adjustment of the primary budget surplus in a response to changes in government debt. To capture the short-run dynamic relationship between the debt and the primary surplus, we use a structural VAR model whose identification is given by exploiting the period-by-period budget equation. A basic impulse-response analysis then can show how Korean government reacts to an increase of debt.

Stability of fiscal policy can also be appraised from analysing the causality between tax and spending. In general, stable operation of fiscal policy is likely to be expected under the spending–tax hypothesis, since deficits in the primary balance from an increase in the spending can soon be covered by the consecutive increase in the tax revenue. Considering nonstationarity of the relevant fiscal variables, a VECM approach is applied to analyse the Granger causality between tax revenue and government spending. As an auxiliary analysis, we also examine how tax revenue and spending response to changes in the primary surplus in the previous year.

<著者略歷>

박기백

서울대학교 경제학과 졸업

미국 Wisconsin-Madison University 경제학 석·박사

현, 한국조세연구원 선임연구위원

김우철

서울대학교 경제학과 졸업

미국 Yale University 경제학 박사

현, 한국조세연구원 연구위원

研究報告書 06-14

재정의 유지 가능성과
세입·세출의 인과관계 검정

2006년 12월 22일 인쇄

2006년 12월 29일 발행

저 자 박기백·김우철

발행인 최용선

발행처 한국조세연구원

11318-7774 서울특별시 송파구 가락동 79-6번지

전화 : 2186-2114(대), www.kipf.re.kr

등 록 1993년 7월 15일 제21-466호

조판및 (주) 천 세

인 쇄

© 한국조세연구원 2006

ISBN 89-8191-346-3

* 잘못 만들어진 책은 바꾸어 드립니다.

값 6,000원