

재정정책이 거시경제에 미치는 영향

김영덕

재정정책이 거시경제에 미치는 영향

1판1쇄 인쇄/ 2007년 12월 10일

1판1쇄 발행/ 2007년 12월 14일

발행처/ 한국경제연구원

발행인/ 김종석

편집인/ 김종석

등록번호/ 제318-1982-000003호

(150-756) 서울특별시 영등포구 여의도동 28-1 전경련회관

전화 3771-0001(대표), 3771-0057(직통) / 팩스 785-0270~1

<http://www.keri.org>

© 한국경제연구원, 2007

한국경제연구원에서 발간한 간행물은
전국 대형서점에서 구입하실 수 있습니다.
(구입문의) 3771-0057

ISBN 978-89-8031-460-7

8,000원

* 제작대행: (주)FKI미디어

요 약	10
제1장 서 론	21
제2장 기존의 연구	25
I. 해외연구	25
II. 국내연구	33
제3장 재정정책변수의 추이와 동향	37
I. 재정변수의 추이와 동향	37
II. 통합재정수지 추이	53
제4장 구조적 VAR 접근	65
I. 모형설정과 식별가정	65
제5장 자 료	78
I. 자료의 구성	78
II. 재정정책변수 정의	79

목 차

제6장 추정결과	104
I. 기준모형 분기자료(1) 추정결과	104
II. 분기자료(2) 추정결과(fsq3): 5변수, 4시차	115
III. 분기자료(3)	124
IV. 4-VAR: 재정수지 충격에 대한 거시경제의 충격반응	135
V. 6-VAR 충격반응 추정결과: 민간소비와 투자의 반응	142
VI. 추정결과 요약 및 시사점	149
제7장 결론과 시사점	156
참고문헌	162
부 록	165
부록 A	165
부록 B: 비계절조정 자료의 추정결과	167

표 1. 재정정책의 GDP와 물가에 미치는 영향에 대한 해외연구	32
표 2. 재정정책의 영향에 관한 기존의 국내연구	36
표 3. 총수입의 구성	55
표 4. 정부 총수입의 구성비	55
표 5. 조세수입의 구성	57
표 6. 총지출 및 순융자	58
표 7. 재정수입 및 재정지출의 GDP 탄력성	70
표 8. 재정지출(g)과 순세입(t)의 GDP 비중	19
표 9. 정부 총지출과 총수입의 GDP 비중	95
표 10. 거시경제부문 축약형 오차의 공분산 행렬	106
표 11. 당기구조계수의 고정값 가정	107
표 12. 당기구조계수의 추정결과	107
표 13. 거시경제부문 축약형 오차의 공분산 행렬	116
표 14. 당기구조계수의 추정결과	116
표 15. 재정정책이 GDP, 물가, 이자율에 미치는 영향	155

부표 1.	165
부표 2. 통합재정수지에서의 변수 정의	166
부표 3. 거시경제부문 축약형 오차의 공분산 행렬	167
부표 4. 당기구조계수의 추정결과	168
부표 5. 거시경제부문 축약형 오차의 공분산 행렬	172
부표 6. 당기구조계수의 추정결과	173

그림 목차

그림 1. 재정수입과 지출 추이	37
그림 2. 총지출과 순융자 대 총수입	38
그림 3. GDP 대비 정부수입과 정부지출(순융자 포함)	41
그림 4. GDP 대비 정부수입과 정부지출(순융자 포함)	41
그림 5. GDP(LGDP)와 GDP 추세선(LGDPH)	34
그림 6. GDP 격차(LGDPR): GDP-GDP 추세	34
그림 7. GDP 갭: 구조적 VAR 추정에 의한 GDP 갭	44
그림 8. GDP 갭: H-P Filter를 이용하여 추정한 GDP 갭	44
그림 9. 우리나라 분기별 실업률 추이	45
그림 10. GDP 추세격차(LGDPR), GDP 대비 정부수입(LGREVY), GDP 대비 정부지출(LTEXPY)	64
그림 11. GDP 격차(LGDPR)와 GDP 대비 정부수입(LGREVY)	74
그림 12. GDP 추세격차(LGDPR)와 GDP 대비 정부지출(LTEXPY)	84
그림 13. 실업률(UR), GDP 대비 정부수입(LGREVY), GDP 대비 정부지출(LTEXPY)	94
그림 14. 실업률(UR)과 GDP 대비 정부수입(LGREVY) 추이	105
그림 15. 실업률(UR)과 GDP 대비 정부지출(LTEXPY) 추이	115
그림 16. GDP 추세격차(LGDPR)와 재정수지(LF)	115
그림 17. 실업률(UR)과 재정수지(LF)	125
그림 18. 총수입과 총지출+순융자	33
그림 19. 총수입과 총지출 추이	34
그림 20. 경상수입의 구성	35
그림 21. 조세수입의 구성	38
그림 22. 총지출의 구성	39
그림 23. 경상지출의 구성	40

그림 24. 경상지출의 구성 및 추이	61
그림 25. 보조금 및 경상이전의 구성 및 추이	62
그림 26. 보조금 및 경상이전의 구성	63
그림 27. 자본지출의 구성	64
그림 28. 재정지출(g)의 추이: 1994~2003년	28
그림 29. 재정지출의 경상구매 추이	62
그림 30. 재정지출의 자본구매 추이	63
그림 31. 통합재정수지하에서의 자본지출 세부항목 추이	64
그림 32. 순세입(t) 추이	66
그림 33. 통합재정수지에서의 정부수입 추이	66
그림 34. 이자지급과 보조금 및 경상이전 추이	67
그림 35. 이자지급 추이	68
그림 36. 보조금 및 경상이전 추이	69
그림 37. 정부수입과 보조금 및 경상이전	70
그림 38. 1인당 실질GDP의 로그값(LY)	19
그림 39. GDP 디플레이터의 로그값(LP)	29
그림 40. 국채수익률(IR)	29
그림 41. 1인당 실질 재정지출의 로그 수준(LG): $\log(g)$	29
그림 42. 1인당 실질 순세입의 로그 수준(LT): $\log(t)$	39
그림 43. 재정수지(LF): $\log(t) - \log(g)$	39
그림 44. 재정지출 대 재정수입 추이	65
그림 45. 재정수지 추이	66
그림 46. 1인당 실질GDP 로그 수준(LY)	79
그림 47. GDP 디플레이터 로그 수준(LP)	79
그림 48. 국채수익률(IR)	89

그림 목차

그림 49. 1인당 실질 정부지출 로그 수준(LG)	89
그림 50. 1인당 정부수입 로그 수준(LT)	89
그림 51. 재정수지(LF): 로그정부수입-로그정부지출	99
그림 52. 정부소비지출 추이(2000년 기준)	99
그림 53. 조세수입의 추이	103
그림 54. 충격반응함수의 추정결과 : 분기자료(1), 계절조정, 5변수, 4시차	103
그림 55. 구조적 재정지출과 순세입 충격에 대한 GDP의 반응	112
그림 56. 구조적 재정지출 증가와 순세입 감소 충격에 대한 물가의 반응	113
그림 57. 구조적 재정지출과 순세입 감소 충격에 대한 이자율의 반응	113
그림 58. 충격반응함수의 추정결과 : 분기자료(2), 계절조정, 5변수, 4시차	113
그림 59. 총지출 증가와 총수입 감소 충격에 대한 GDP의 반응	121
그림 60. 총지출과 총수입 충격에 대한 물가의 반응	121
그림 61. 총지출과 총수입 충격에 대한 이자율의 충격반응	122
그림 62. 충격반응함수의 추정결과 : 분기자료(3), 계절조정, 5변수, 4시차	122
그림 63. 충격반응함수의 추정결과 : 분기자료(3), 계절조정, 5변수, 4시차	122
그림 64. 충격반응함수의 추정결과 : 분기자료(3), 계절조정, 5변수, 4시차	123

그림 65. 충격반응함수의 추정결과 : 분기자료(1), 계절조정, 4변수, 4시차	0
그림 66. 충격반응함수의 추정결과 : 분기자료(2), 계절조정, 4변수, 4시차	1
그림 67. 충격반응함수의 추정결과 : 분기자료(3), 계절조정, 6변수, 4시차, 소비	1
그림 68. 충격반응함수의 추정결과 : 분기자료(3), 계절조정, 6변수, 4시차, 투자	8
부록그림 1. 충격반응함수의 추정결과 : 분기자료(1), NSA, 5변수, 4시차	11
부록그림 2. 재정지출 증가와 순세입 감소 충격에 대한 GDP 반응 ...	171
부록그림 3. 재정지출 증가와 순세입 감소 충격에 대한 물가의 반응	171
부록그림 4. 재정지출 증가와 순세입 감소 충격에 대한 이자율의 반응	172
부록그림 5. 충격반응함수의 추정결과 : 분기자료(2), NSA, 5변수, 4시차	171
부록그림 6. 총지출 증가와 총수입 감소에 대한 GDP의 반응	176
부록그림 7. 총지출과 총수입 충격에 대한 물가의 반응	176
부록그림 8. 총지출과 총수입 충격에 대한 이자율의 반응	177
부록그림 9. 충격반응함수의 추정결과 : 분기자료(3), 비계절조정, 5변수, 4시차	177
부록그림 10. 충격반응함수의 추정결과 : 분기자료(3), 비계절조정, 5변수, 4시차	8

요 약

거시경제에서 정부정책은 경기변동을 완화하는 치유책일 수도, 경제성장을 변화시키는 충격일 수도 있다는 점에서 주요한 연구대상이다. 정부의 거시경제정책은 크게 재정정책과 통화금융정책에 의존한다. 경제이론모형과 계량경제모형의 발전으로 이러한 거시경제정책의 효과에 대한 평가들이 진행되어 왔으며, 이러한 정책효과에 대한 실증적 평가가 통화정책과 관련한 분석에서 주로 행해진 것도 사실이다. 그러나 최근에 재정정책이 거시경제에 영향을 미치는지, 또 그렇다면 어떠한 방향으로 영향을 미치는지에 대한 논의가 다양하고 광범위하게 이루어지고 있다. 그럼에도 불구하고 재정정책의 영향에 대한 연구결과들이 공통적으로 일관성을 가진 정형화된 사실로 평가된 경우는 드물다.

이론적인 측면에서 재량적 재정정책 영향의 방향과 규모는 연구들이 제시하는 주요한 가정과 모형에 따라서 다른 결과를 도출하고 있다. 재정정책의 효과는 일반적으로 가격 경직성의 존재 여부, 노동공급의 임금탄력성, 투자의 이자율탄력성, 화폐수요의 이자율과 소득탄력성, 경제의 개방정도, 부(wealth)의 효과의 크기 등에 따라서 다르게 나타날 수 있다. 실증적인 연구에서도 재정정책의 효과에 대한 일치된 결과가 제공되지 못하는 것도 사실이다. 실증분석 방법에 따라 다르게 나타날 수 있지만, 동일한 추정방법을 사용하여도 국가

별로 또는 대상 기간별로 추정결과가 다르게 나타나기도 한다. 예를 들면, 구조적 VAR(Structural VAR)를 사용한 미국과 독일을 대상으로 한 최근의 연구에서는 대체로 재정지출의 증대와 세금감면은 생산에 대하여 단기적으로 양(+)¹⁾의 승수를 가지는 것을 보여 주고는 있으나, 그 크기와 지속성에 대해서는 뚜렷한 일관된 결과를 가지고 있지는 않다. 한편, OECD 국가를 대상으로 한 연구에서는 1980년 이후에 재정승수가 음(-)으로 나타나기도 하고 있어, GDP에 대한 경기확장적 재정정책이 효과적이라고 보기도 어렵다.

우리나라를 대상으로 한 연구에서는 김성순(2003)은 정부지출의 외생적 충격은 외환위기 이전에는 GDP에 미치는 영향이 음(-)인 반면, 외환위기 이후에는 양(+)²⁾의 영향이 나타나고 있음을 강조하였다. 이는 외환위기 이후 경기확장적 재정정책이 수행되었음을 지지하는 결과이다. 허석균(2004)은 1994년 이후 자료인 통합재정수지의 수입과 지출을 사용하여 세출이 GDP에 미치는 영향은 나타나지 않는 반면 세수증대를 통한 재정축소는 GDP에 일시적이지만 경기확장적 효과가 나타나고 있음을 제시하였다. 이는 건전재정의 효과를 지지하는 결과라고 할 수 있다. 한편, 김우철(2006)은 정부지출의 증가와 감세 모두 소득을 증가시키는 것으로 추정되었으며, 경기부양 측면에서 감세정책이 정부지출 확대보다 더욱 지속적이며 더욱 큰 효과를 갖는다고 논하고 있다. 이는 재정정책의 경기조절 기능을 강조하는 결과라고 할 수 있다. 한국을 대상으로 한 실증적 연구에서도 외생적 재정정책이 소득에 미치는 영향이 연구에 따라 다르게 추정되고 있음을 알 수 있다. 대상 기간이 다르고 사용한 자료가 상이한 경우 재정정책의 효과가 다르게 추정되었다고 할 수 있다.

이러한 이론과 실증연구를 바탕으로 본 연구에서는 외생적인 재

량적 재정정책이 GDP에 어떠한 방향과 어떠한 크기로 그리고 어떠한 경로를 통해서 영향을 미치는지를 실증적으로 분석하고자 하였다. 재정정책의 효과가 어떠한 경로로 GDP에 영향을 주는지를 확인하기 위해서는 더욱 다양한 설명변수가 필요하다. 우리나라를 대상으로 한 연구에서는 재정정책이 GDP에 미치는 영향에 초점을 맞추어 그 정책효과를 추정하는 것이 대부분이며, 특히 VAR를 이용한 연구에서는 Blanchard and Perotti(2002)의 방법을 적용하여 재정지출, 세입, GDP, 3변수를 추정하는 형식을 나타내고 있다. 본 연구에서는 거시경제의 움직임을 설명하고 정부 재정 의사결정에 영향을 미치는 변수인 물가와 이자율을 추가하여 5변수 VAR를 구성하였다. 이로써 재정정책에 대한 식별을 명확히하고 GDP에 미치는 재정정책의 파급경로를 더욱 구체적으로 파악할 수 있다.

실증분석을 위한 자료는 분기별 통합재정수지 자료이며, 1994년부터 2006년까지 대상 기간으로 설정하였다. 재정정책 충격에 대한 거시경제의 반응을 실증적으로 분석한 연구들은 대부분 구조적 VAR (Structural VAR) 모형에 기반을 두고 있으며, 이러한 연구들은 재정정책 충격을 식별하는 방법에 따라 서로 차별화되고 있다. 본 연구에서는 Blanchard and Perotti(2002)와 Perotti(2004)의 재정정책 충격 식별을 원용하여, 정책수행 시 의사결정의 시차와 거시경제활동에 대한 재정변수의 탄력성에 대한 정보를 이용하여 경기조절 기능과 자동안정화 기능을 구분하는 식별가정을 설정하였다. 이를 통하여 재정정책의 구조적 충격을 식별하고, 이러한 식별된 재정정책의 충격에 대하여 경제가 어떻게 반응하는지를 구조적 VAR를 이용하여 충격반응함수를 추정하여 제시하였다.

실증분석에 앞서 재정정책변수의 동태적 변화에 대하여 살펴보았

다. 이를 위하여 1994년 이후 재정통합수지의 분기별 자료를 이용하여 우리나라의 재정정책변수를 분석하였다. 이에 따르면 2000년 들어 재정정책변수들, 예를 들면 정부수입과 정부지출의 추세와 변동성에서 적지 않은 변화를 발견할 수 있었다. GDP 대비 정부수입의 경우, 2000년 이후 GDP에 비하여 증가하고 있으며 변동성 측면에서는 안정적인 방향으로 움직이고 있는 반면, 정부지출은 GDP 대비 증가하나 2003년 이후 증가 추세가 심화되고 변동성도 이 기간 이후 증가하는 모습을 나타내고 있다. 또한, 2003년 이후 통합재정수지의 구성에서도 변화가 나타나고 있다. 특히 정부수입 중 경상수입에서 조세수입의 비중이 줄어드는 형태의 추세가 나타나고 있으며, 조세수입에서 2005년에 직접세의 비중이 간접세의 비중보다 커지는 현상을 확인할 수 있었다. 정부지출에서는 경상지출에서 보조금 및 경상이전이 규모뿐만 아니라 비중도 증가하는 추세를 나타내고 있으며, 그 구성에서 지방정부 경상이전과 비영리기구 경상이전이 크게 증가하고 있는 것으로 나타나고 있다. 이러한 사실들로부터 외환위기 이후 재정정책은 그 내용과 구조가 변화하고 있으며, 이러한 변화가 재정정책의 과급효과에도 많은 영향을 주었을 것으로 추정할 수 있다.

상기의 방법과 자료를 가지고 구조적 재정정책 충격에 대한 거시경제의 반응을 충격반응함수로 추정한 결과 다음과 같이 정리할 수 있었다. 우선 1994~2006년 1/4분기를 대상 기간으로 하는 통합재정수지 분기자료(2)의 추정결과에서 다음과 같은 충격반응을 관찰할 수 있었다. 첫째, 재정정책의 경기조절 효과에 관한 것으로 재정정책의 변수로 사용한 정부 총지출과 정부 총수입의 재량적 충격은 GDP에 대한 효과가 미약하다는 것이다. 두 정책 충격 모두에서 GDP의

반응은 장기적으로 지속되지 못하고 일시적으로 매우 미약한 반응을 나타내는 것으로 추정되었다. 따라서 1990년대 중반 이후 우리나라의 재량적 재정정책은 경기조절 효과가 미약하였다는 점을 결론적으로 언급할 수 있다. 그러나 모형과 자료 그리고 대상 기간이 제한되어 있어 이러한 결과가 도출되었을 가능성도 배제할 수 없다. 이러한 가능성으로는 다음과 같은 요인들을 열거할 수 있다. 대상 자료인 통합재정수지 자료가 정부정책을 반영하지 못하였을 가능성이 있으며, 1994년 이후 한국경제는 외환위기를 거치면서 정책의 방향과 목표가 변경되었을 가능성이 있으며, 이에 더불어 민간 경제에서 정부정책에 대한 반응의 경로가 달라졌을 가능성이 있다. 둘째, 재정정책의 두 가지 수단인 지출정책과 수입정책에 대해서 두 정책 모두 효과적이지 못하다는 점을 나타내고 있다. GDP의 충격반응으로부터 계산한 두 정책의 승수가 모두 1보다 작은 값을 갖는 것으로 계산되었다. 이는 정책에 사용한 자원이 정책효과보다 많음을 의미한다. 분기자료(2)에서 계산한 결과 정부수입의 승수는 0.348이고 정부지출의 승수는 0.308로서 둘 다 1보다 작으며, 두 승수도 역시 서로 다르지 않은 것으로 나타나 두 가지 수단의 재정정책 모두 효과가 미미하다는 점을 제시하고 있다. 셋째, 정부지출과 정부수입의 재량적 재정정책은 정책 그 자체가 일시적이며 지속성을 가지지 않는다는 유사성이 있는 반면, 서로에 대한 반응의 형태에는 다소 차이가 있다. 정부지출 충격의 경우 충격 후에 정부수입도 같이 감소하여 확장적 재정정책을 강화하는 방향으로 정책 방향이 나타나고 있어, 세수기반 없는 정부지출 증대 정책을 시사하고 있다. 반면에 정부수입의 양(+)의 충격은 정부 회계기간 내에 일시적인 정부지출을 증대시키는 반응을 보여 주고 있어, 세수의 확보를 통한 일부 재

정지출의 증대를 나타내고 있다.

재정수지 충격에 대한 거시경제의 반응을 살펴보기 위하여 추정된 4변수 VAR는 분기자료(2)를 사용하여 재정수지를 정부 총수입과 정부 총지출의 차이로 설정하였고, 대상 기간은 1994~2006년 1/4분기로서, 이로부터 동 기간 동안의 재정수지 충격의 특성과 그 효과에 대한 의미를 살펴볼 수 있다. 추정결과와 그 특징은 다음과 같이 요약할 수 있다. 첫째, 재정수지 흑자 충격은 일시적이며, 충격 후 회계기간 내에 재정적자 반응이 나타나지만 흑자 충격을 상쇄할 정도로 크지 않다는 점이다. 이는 재정수지의 구조적 충격이 회계기간 내에 재정균형의 범위에서 벗어날 수도 있다는 점을 의미한다. 둘째, 재정수지 흑자의 재량적 정책 충격에 대한 GDP의 반응은 일시적인 음(-)의 반응을 나타내고 있다. 동 기간 동안의 재정수지 흑자 충격은 GDP에 영향을 미치기는 하지만 일시적이어서 경기조절적 정책효과가 미약하다는 것을 의미한다.

분기자료(3)을 이용한 VAR의 추정은 우선 대상 기간이 1981~2003년으로 상대적으로 충분한 시계열이 확보되었지만, 재정정책변수는 범위가 좁은 재정정책으로 설정되었다. 재정지출 정책변수로 정부 소비지출을 이용하였고, 재정수입 정책변수로는 조세수입을 사용하였다. 반면에 시계열이 충분해짐에 따라 민간소비와 투자를 포함하는 6변수 VAR의 구성이 가능하여 이들의 재정정책에 대한 반응을 추정할 수 있었고, 이로부터 대상 기간 동안의 재정정책의 파급경로를 파악할 수 있었다. 이로부터 추정된 결과를 요약하면 다음과 같이 정리할 수 있다. 첫째, 1994년 이후를 추정한 결과와 달리 정부 소비지출 충격은 장기간 지속성을 나타내며, 이 외에도 지출충격에 대해서 단기적이지만 조세수입도 증가하는 반응을 나타내고 있다.

이는 정부소비지출의 증대 정책 이후에 일부 조세수입을 증대시키는 세수기반의 정부소비지출 증대 정책이 시행되었음을 의미한다. 반면, 조세수입 충격은 일시적인 증가에 그치는 것으로 나타나 대상 기간에 관계없이 유사한 자기 반응을 보이고 있음을 알 수 있다. 둘째, 정부소비지출 증가의 구조적 재정정책에 대하여 GDP는 장기적으로 증가하는 양(+)¹의 반응을 나타내고 있으며, 그 반응이 지속성을 가지는 것으로 추정되었다. 이로부터 두 정책의 승수를 구하면 둘 모두 1보다 큰 승수를 가지는 것으로 계산되어 동 기간 동안 재정정책이 경기조절 측면에서 효과적이었음을 확인할 수 있다. 이는 1994년 이후의 자료와는 상반된 것이기 때문에 이러한 재정정책의 효과는 1994년 이전에 나타난 정책의 효과라고 해석할 수 있을 것이다. 셋째, 1981~2003년 기간 동안 민간소비를 포함한 VAR 모형을 추정 한 결과, 정부소비지출의 증대나 조세수입의 감소 정책은 민간소비를 증대시키고, GDP를 증대시키는 경로를 통하여 경기조절 효과를 가지고 있음을 확인할 수 있다. 넷째, 정부소비지출 증대 충격은 투자를 증대시키고 GDP를 증가시키는 경로를 가지고 있으며 이 경로를 통하여 정부소비지출의 경기조절 효과가 나타난다고 할 수 있다. 또한 단기적인 투자의 고점에서 GDP도 피크를 나타내고 있어 투자는 단기적인 GDP 증가에 영향을 주는 것으로 판단할 수 있다. 조세수입의 구조적 충격에 대한 투자의 반응은 감소하는 음(-)²의 반응을 나타내고 있다. 조세수입이 증대하게 되면 경기를 위축시키는 경기조절 기능이 발휘되고 이는 투자를 둔화시키는 것으로 나타난다고 볼 수 있다.

이러한 결과에 비추어 보면, 1994년 이후 재량적 재정충격은 경기조절 효과가 일시적으로만 기능하고 있다고 판단할 수 있다. 정책수

단에 대해서는 정부지출과 세입감면 모두 같은 방향으로 경제에 영향을 주며, 그 영향도 일시적으로 나타나고 있어 일방적인 우월성이 존재하고 있다고는 보기 어렵다. 1990년대 이후의 재정정책의 특성은 정부지출이나 정부수입 모두 일시적인 경기조절적 효과만을 가지고 있으며, 정책수단 측면에서 세입과 지출 모두 정책적 효과를 기대하기에는 미흡할 수 있음을 시사하고 있다. 따라서 정부의 재정정책을 무리하게 사용하는 것은 경기조절 효과를 크게 달성하지 못하면서 경기안정화 기능을 희생할 수 있는 가능성이 있음을 인식할 필요가 있다.

균형 있는 공공부문 규모와 역할 모색

재정정책이 거시경제에 미치는 영향



제1장 서론

정부의 거시경제정책은 크게 재정정책과 통화금융정책에 의존한다. 최근 많은 연구들은 경제이론모형과 계량경제모형의 발전으로 이러한 거시경제정책의 효과에 대한 평가들이 진행되어 왔다. 이러한 정책효과에 대한 평가가 주로 통화정책과 관련한 분석이 주로 이루어진 것도 사실이다. 그러나 최근에 재정정책이 거시경제에 영향을 미치는지, 또 그렇다면 어떠한 방향으로 영향을 미치는지에 대한 논의가 이루어지고 있으며, 이론적으로 재정정책이 미치는 영향과 실증적으로 재정정책이 미치는 영향에 대한 다양한 논의가 진행되고 있다.

거시적 경제활동에 대한 재정정책의 역할을 논의한 연구는 다양하고 광범위하다. 그럼에도 불구하고 재정정책이 경제에 미치는 영향에 대해서 알려진 사실들이 공유되어 합의된 것은 드물다고 볼 수 있다. 이론적인 측면에서 재량적 재정정책의 영향의 방향과 규모는 연구들이 제시하는 주요한 가정에 따라 다르게 나타나며, 모형에 따라서도 다른 결과를 도출하고 있다. 재정정책의 효과는 일반적으로 가격 경직성의 존재 여부, 노동공급의 임금탄력성, 투자의 이자율탄력성, 화폐수요의 이자율과 소득탄력성, 경제의 개방정도, 부(wealth)의 효과의 크기 등에 따라서 다르게 나타날 수 있다.

실증적인 연구에서도 재정정책의 효과에 대한 일치된 결과를 제공하지 못하고 있는 것도 사실이다. 실증적 분석의 방법에 따라 다르게 나타날 수 있지만, 동일한 추정방법을 사용하여도, 국가별로

또는 대상 기간별로 추정결과가 다르게 추정되기도 한다. 최근의 구조적 VAR(Structural VAR)를 사용한 다양한 국가에 대한 연구에서는 대체로 재정지출의 증대와 세금감면이 생산에 대하여 단기적으로 양(+)¹⁾의 승수를 가지는 것을 보여 주고는 있으나 그 크기와 지속성에 대해서는 뚜렷한 통일된 결과를 보이지는 않는다. 또한, OECD 국가들에서는 1980년 이후에 재정승수가 음(-)으로 나타나기도 하고 있다. 특히, OECD 국가를 연구한 결과 1980년 이전과 이후를 비교하면, 1980년 이전에는 재정정책의 효과가 상대적으로 크게 나타나는 반면, 1980년 이후에는 상대적으로 재정정책 효과가 줄어드는 형태의 반응을 나타내고 있다.¹⁾ 이러한 최근의 재정정책 효과의 상대적인 감소에 대한 연구는 더욱 재정정책의 영향과 파급경로에 대한 연구의 중요성을 부각시키고 있다.

우리나라를 대상으로 한 연구에서는 김성순(2003)은 정부지출의 외생적 충격은 외환위기 이전에는 GDP에 미치는 영향이 음(-)인 반면, 외환위기 이후에는 양(+)¹⁾의 영향이 나타나고 있음을 강조하였다. 허석균(2002)은 통합재정수지의 수입과 지출을 사용하여 세출이 GDP에 미치는 영향은 나타나지 않는 반면 세수증대를 통한 재정축소는 GDP에 일시적이지만 경기확장적 효과가 나타나고 있음을 제시하였다. 한편, 김우철(2006)은 정부지출의 증가와 감세 모두 소득을 증가시키는 것으로 추정되었으며, 경기부양 측면에서 감세정책이 정부지출 확대보다 더욱 지속적이며 더욱 큰 효과를 갖는다고 논하고 있다. 우리나라를 대상으로 한 실증적 연구에서도 외생적 재정정책이 소득에 미치는 영향이 연구에 따라 다르게 추정되고 있음을 알 수 있다. 대상 기간이 다르고 사용한 자료가 상이한 경우 재정정책의

1) 이에 대한 자세한 내용은 Perotti(2004)를 참조할 수 있다.

효과가 다르게 추정되었다고 할 수 있다. 따라서 이러한 점을 바탕으로 본 연구에서는 국민계정 자료와 통합재정수지 자료를 이용하고 대상 기간을 정하여 두 자료에서 나타나는 효과를 비교하여 부합하는지 여부를 밝히고자 하였다.

물론 본 연구의 목적은 외생적인 재량적 재정정책이 GDP에 어떠한 방향과 크기로 영향을 미치는지를 실증적으로 분석하는 것이라 할 수 있다. 그러나 재정정책의 효과가 어떠한 경로로 GDP에 영향을 주는지를 확인하기 위해서는 더욱 다양한 설명변수가 필요하다. 우리나라를 대상으로 한 연구에서는 재정정책이 GDP에 미치는 영향에 초점을 맞추어 그 정책효과를 추정하는 것이 대부분이며, 특히 VAR를 이용한 연구에서는 재정정책의 효과를 추정하는 데 있어서 Blanchard and Perotti(2002)의 방법으로 3변수를 추정하는 형식을 나타내고 있다. 본 연구에서는 이를 조금 더 외연적으로 확장하고 GDP에 미치는 영향의 경로를 파악하기 위하여, 거시경제의 내생변수이면서 거시경제의 움직임을 설명하는 변수인 물가와 이자율을 추가하였다. 5변수를 추정하는 경우, 재량적 재정정책을 더욱 명확하게 식별할 수 있고, 내생적 변수들의 변화에 대한 반응을 통해 재정정책의 반응을 더 명확히 인식할 수 있으며, 이로부터 재정정책의 파급경로를 더욱 구체적으로 파악할 수 있다. 다양한 내생변수와 파급경로로 상정되는 변수들을 포함하는 것이 바람직하나 모형을 지나치게 확대하는 것 또한 문제가 있으므로 최근의 재정정책 연구들이 다루는 변수들의 범위를 넘어서지 않는 범위에서 가장 기본적인 거시경제변수들을 포함하여 본 연구를 진행하였다.²⁾ 이러한 배경으

2) 본 연구와 동일한 5변수를 사용하고 있는 최근의 연구로는 Fatas and Mihov(2001b), Perotti(2004), de Castro and Hernandez de Cos(2006), Favero and Giavazzi(2007)

로 본 연구에서는 재정정책이 물가와 이자율에 대하여 어떠한 방향으로 얼마만큼의 크기로 영향을 미치는지를 설명할 수 있도록 모형을 구성하였다.

본 연구에서는 한국을 대상으로 분기별 통합재정수지 자료를 이용할 수 있는 1994년부터를 기본적인 대상 기간으로 설정하여, VAR 모형을 구성하고, 이를 이용하여 정부지출과 정부수입이 경제의 내생적 변수인 GDP, 물가, 이자율에 미치는 영향을 실증적으로 조망하고자 하였다. 재정정책 충격에 대한 거시경제의 반응을 실증적으로 분석한 연구들은 대부분 구조적 VAR(Structural VAR) 모형을 기반으로 두고 있다. 이러한 연구들은 재정정책 충격을 식별하는 방법에 따라 서로 차이를 나타내고 있다. 본 연구에서는 Blanchard and Perotti(2002)와 Perotti(2004)의 재정정책 충격 식별을 원용하여, 정책수행 시 의사결정의 시차와 경제활동에 대한 재정변수의 탄력성에 대한 정보를 이용하여 재정정책의 외생적 충격을 식별하였다.

본 연구는 다음과 같은 내용으로 구성되어 있다. 제2장에서는 재정정책의 효과에 대한 기존의 이론적인 연구와 실증적인 연구들을 정리하고, 우리나라를 대상으로 한 연구들의 연구결과를 분석하여 본 연구의 내용을 이해하는 데 도움이 되고자 하였다. 제3장에서는 최근의 통합재정수지의 현황과 추이에 대해서 간략하게 그 특성과 구성 등의 변화를 살펴보았다. 제4장에서는 구조적 VAR 모형의 설정과 재정충격의 식별에 대해서 살펴보고, 제5장은 실증분석에 사용하는 자료에 대하여 설명하였다. 제6장에서는 구조적 VAR로 추정한 재정정책의 효과에 대한 추정결과를 정리하여 설명하였으며, 제7장에서는 결론을 도출하였다.

등이 있다.

제2장 기존의 연구

재정정책에 대한 연구는 일반적으로 재정정책이 경기를 활성화하는지와 경제의 변동성을 안정화하는지에 대한 논의가 주를 이루고 있다. 여기서는 이러한 연구들을 해외연구와 국내연구로 나누어 설명하고자 한다.

I. 해외연구

일반적으로 이론적인 연구와 실증적인 연구로 나누어 볼 수 있으며, 이론적인 연구로는 대표적으로 Baxter and King(1993)의 일반적인 신고전학과 모형에 따른 이론적 토대가 대표적이며, New Keynesian의 최근 연구로서 Gali(2005)의 정부구매의 후생적 접근을 들 수 있다.

1. Baxter and King(1993)의 연구

신고전학파의 일반균형모형을 이용하여 재정정책이 경제에 미치는 영향에 대하여 논한다. 전형적인 일반균형 모형에 정부의 재정정책 역할을 모형에 포함하고 있는데, 정부의 역할을 크게 정부구매와 공공투자 행위로 구분하고 정부구매는 민간의 효용을 증대시킬 수 있으며 정부투자에 의하여 형성된 정부 자본 역시 민간의 효용에 정 의 영향을 주는 모형을 설정하였으며, 정부의 공공투자로 형성된 공공자본은 민간의 생산활동에 투입요소로서의 역할도 담당한다.

상기와 같은 신고전학파의 모형에서 이들은 다음과 같은 결론을 도출하였다. 첫째, 정부구매에서의 항구적인 변화는 장단기적으로 1보다 큰 재정승수를 가져올 수 있으며, 둘째, 정부구매의 항구적인 변화가 일시적인 변화보다 더 큰 효과를 유발하며, 셋째, 정부구매 변화의 효과를 결정하는 데 있어서 재정적인 의사결정이 중요하며, 넷째, 공공투자는 민간 생산과 사적 투자에 극적인 효과가 있다.

이러한 모형으로부터 정부구매의 항구적인 변화에 대한 동태적 반응은 다음과 같이 설명할 수 있다. 정부구매의 항구적인 증가는 민간에 있어서 음(-)의 부의 효과를 가지며, 소득의 항구적인 감소를 가져오게 된다. 이에 따라 개인은 소비와 여가(이들이 열등재가 아니라면)를 줄이려는 반응을 하게 되고, 균제 상태에서의 노동공급을 증가시키게 된다. 노동공급의 증가로 자본에 대한 한계생산은 상향 이동하게 되고, 이는 투자와 자본에 대한 민간의 중대한 장단기적 효과를 가져오게 된다. 단기적으로 가속화 메커니즘이 작동하여 강한 투자 증대가 발생하며, 장기적으로는 경제가 빠르게 수렴하는 곳에서 더 많은 자본 축적과 노동 투입이 이루어지나, 자본과 노동의 투입 비율은 변하지는 않는다. 단기적인 노동투입의 증가는 충격 당시 실질임금의 극적인 하락을 가져오며, 자본의 임대율도 충격 당시 급격히 상승한다. 정부구매의 증가가 항구적임에도 불구하고, 이러한 요소가격의 움직임은 일시적 움직임에 불과하며, 자본이 축적됨에 따라 본래의 자본-노동비율과 임금-자본임대율로 복귀하게 된다. 파라미터에 대하여 일정값을 대입한 통제된 모의실험에서 항구적인 정부구매의 초기생산에 대한 1% 증가는 장기적으로 생산은 1.16 단위 증가하였고, 소비는 약 0.2 단위 정도 줄었으며, 투자는 0.3 단위 정도 증가하는 결과를 얻을 수 있었다. 이렇게 장기적으로 정부구매의

향구적인 증가의 승수가 1보다 크게 나타나는 것은 노동공급의 증가와 이에 따른 자본의 한계생산의 상승과 이에 따른 자본축적의 증대라고 할 수 있다. 한편 실질이자율의 반응은 전이 경로를 따라서 충격 당시에는 높으나 점차 하락하는 반응을 보여 주고 있다. 초기의 높은 이자율은 노동공급의 증대를 유발하고 소비를 지연하여 투자 활성화가 일어나도록 한다.

이 신고전학과 모형에서 공공투자의 장기적인 효과에 대한 논의는 흥미로운 점을 지적하고 있다. 공공투자의 기대치 않은 증대에 대한 산출의 반응은 다음의 두 가지 효과에 의존하는 것으로 논의된다. 첫째, 사적 자본과 노동공급이 고정된 상태에서 공공투자 증대의 직접적 효과와 둘째, 사적 자본과 노동공급의 반응에 따른 공급 효과이다. 노동을 고정하는 것과 노동을 고정하지 않는 것에 따라 두 번째 공급효과의 크기도 차이가 나타나게 된다. 특히, 공공자본의 생산성 파라미터의 크기에 따라 이러한 두 공급효과의 크기도 달라지는데, 낮은 공공자본의 생산성 파라미터 값에 대해서는 노동공급을 고정한 공급효과보다 노동공급의 변동을 허용한 공급효과가 상대적으로 크게 나타나는 반면, 높은 생산성 파라미터에서는 그들의 크기가 상대적으로 유사해지는 현상을 나타내고 있다. 이는 생산성 파라미터가 높으면 부(wealth)의 효과가 대체효과를 상대적으로 압도하여 노동공급을 증가시키려고 하지 않기 때문이라고 설명하고 있다. 이는 공공자본의 생산성과 노동공급의 연관성에 대한 시사점을 주고 있다. 공공자본의 생산성이 매우 높다면, 공공자본에 대한 투자는 노동공급의 증대를 자극하기보다는 부의 효과 때문에 여가에 대한 수요를 증대시킬 수 있다는 것이다.

상기의 설명들은 신고전학과 모형이 갖는 특성으로부터 결론지을

수 있다. 상기의 모형에서 재정승수가 높을 수 있는 가능성은 논문에서도 지적하였던 것처럼 정부구매의 증가가 소비와 노동공급을 증가시킬 수 있는 메커니즘과 관련될 수밖에 없다. 노동공급(여가)이 임금에 대하여 얼마나 탄력적인가와 노동공급의 증가가 민간투자에 미칠 수 있는 민간자본의 한계생산성 상향이동 및 공공투자와 민간자본의 한계생산성과의 연관성이 이 연구의 결과와 밀접한 관련이 있다고 할 수 있다.

2. Gali(2005)의 연구

이 연구는 케인즈의 일반이론이 제시하는 다음의 두 주제에 대하여 설명하였다. 우선 경기침체가 사회적인 후생의 손실과 연관되어 있으며, 둘째, 경기안정화 수단으로서 재정정책의 유효성에 대하여 논하고 있다. 경기변동에 대한 케인지안의 견해를 표방하여, 경기침체기에는 생산적 자원에 대한 이용이 비효율적으로 낮은 반면, 경기확장기에는 경제 활동이 사회적 적정 수준에 도달하는 견해를 가지고 출발하였다. 이러한 견해하에 경제의 실제 수준과 적정 수준 사이의 차이를 'gap'으로 정의하고 다음과 같은 형태를 나타낸다고 소개하였다.

$$gap_t = mrs_t - mpn_t$$

여기서 mrs_t 는 소비와 여가 간의 한계대체율의 로그로 정의되고, mpn_t 는 노동의 한계생산물의 로그로 정의된다. 경제 활동이 효율적이라면 이 두 변수의 차이는 0으로 표현된다. 다양한 종류의 왜곡이 존재하게 되면 이 gap_t 변수는 음(-)의 값을 갖게 된다. 이 gap 변수는 전통적인 산출갭 변수와 상관관계가 높은 것이 미국의 실증적인

연구에서 밝혀졌다. 한편, 이 *gap* 변수는 다음과 같이 두 구성요소로 표현할 수 있다.

$$gap_t = -(\mu_t^p + \mu_t^w)$$

여기서 μ_t^p 는 노동생산성과 실질임금 간의 차이이며, 재화시장에서 완전경쟁으로부터의 격차를 측정하고, 평균 가격 마크업으로 해석할 수 있다. μ_t^w 는 실질임금과 한계대체율 간의 차이이며, 노동시장에서의 왜곡을 반영하는 노동시장 wedge라고 해석할 수 있다. 마크업은 반경기적인 것으로 알려져 있지만, 여기서 *gap* 변수의 변동은 노동시장 wedge의 변동이 주도하고 있다는 것이 실증분석의 결과이다. 따라서 경기침체는 노동의 기회비용에 비하여 상대적으로 실질임금이 높은 기간과 연관되어 있음을 알 수 있다.

명목임금의 경직성과 노동자와 기업 간의 계약 관계는 왜 실질임금이 경기침체에 한계대체율보다 더 높아지는지를 설명한다. 그렇지만, 실질임금을 완전히 신축적으로 하고 노동시장에서 완전경쟁을 회복한다고 해서 사회적 후생을 최적화하는 자원배분을 복구하기에는 충분하지 않을 수 있다. 왜냐하면 개선된 임금신축성이 한계대체율의 상승을 가져오는 경제활동 수준의 증가를 가져오지 않는 정도까지 노동시장 wedge의 하락이 평균 가격 마크업에서의 증가에 의하여 상쇄되기 때문이다. 따라서 기업이 그들 재화의 수요가 완전 탄력적이라고 인지하지 못하는 상황에서는, 경제활동과 노동시간을 증대시키는 유일한 방법은 총수요를 증대시키는 것뿐이다. 총수요의 확대는 실질임금의 하락에 의해서 유발되는 것이 아니므로 경제활동 수준의 확대를 보장하도록 취해지는 재정정책이나 금융정책이 요구되는 것이다. 이는 경기침체기에서의 재정정책의 타당성을 제공하여 준다.

Gali and Perotti(2003)에서 재정정책의 역할에 대해서 11 EMU국가, 3 비EMU인 EU 국가와 5개 비EU 국가를 대상으로 추정하여, 정책결정자들이 구조적인 반경기적 방향으로 재량적 재정정책을 수행하였다는 근거를 제시하였다.

3. 해외 실증연구의 요약

재정정책의 효과에 대한 실증적 연구들은 Blanchard and Perotti (2002)의 연구 이후 VAR 모형을 이용하는 경우가 많아졌다. VAR 모형을 이용하는 경우, 충격에 대한 거시경제의 동태적 반응을 추정할 수 있고, 그 파급경로를 쉽게 파악할 수 있다. 그러나 당기구조계수 행렬에 대한 사전적인 제약이 필요하고, 사전적인 식별을 위하여 경제이론이나 자료의 시간 흐름 정보를 이용할 수 있어야 한다. 이러한 재정정책 식별의 문제에 대해서 최근의 연구들은 다음과 같은 방향의 정책식별을 방법을 제안하고 있다. Blanchard and Perotti (2002)의 연구에서는 재정정책을 식별하기 위하여 구조적 VAR의 오차항에서 재정정책변수의 오차항에 대한 사전 식별 제약을 이용하였다. 이들은 재량적 재정정책을 식별하기 위하여 자동 안정화 변동에 대한 단기 오차항 관계를 식별함으로써 재량적 재정정책을 식별하는 방법을 제시하였다. 이러한 방법은 최근의 많은 연구에서도 그대로 적용하여 사용되고 있다.³⁾ 또한 Edelberg, Eichenbaum and Fisher(1999)와 Burnside, Eichenbaum and Fisher(2004)의 경우에는 외생적이고 유의적인 재정지출이 발생한 시점에 대해 더미변수를 구성하고 이를

3) 최근의 연구로는 Perotti(2004), de Castro and Hernandez de Cos(2006)의 연구 등이 있다.

이용하여 재정정책의 효과를 분석하였는데, 이는 통화정책에 이 방법을 이용한 Romer and Romer(1989)에서 제시하고 있는 방법을 재정정책 식별에 적용한 것이다. 한편, Mountford and Uhlig(2002)는 충격반응함수의 부호에 제약을 가함으로써 정부지출과 정부수입의 충격을 식별하였으며, Fatas and Mihov(2001b)는 재정충격을 식별하기 위하여 출레스키 서열배정을 이용하였다.

<표 1>은 재정지출과 순세입이 GDP와 물가에 미치는 영향에 대하여 해외에서 최근에 실증적으로 연구된 결과들을 요약한 표이다. 대상 국가는 미국과 독일로 한정되어 있지만, Perotti(2004)의 연구에는 다른 유럽 국가들의 외생적 재정정책이 GDP와 물가에 미치는 영향에 대한 연구결과들이 제시되어 있다.

<표 1>에서 볼 수 있듯이 미국의 경우 재정지출이 GDP에 미치는 영향은 대부분 양(+)으로 나타나고 있음을 알 수 있다. 단지, Perotti(2004)의 실증결과 중에서 1980년 이후를 대상 기간으로 선정한 경우에만 장기적으로 음(-)의 영향이 유의적인 것으로 나타나고 있다. 따라서 대부분의 대상 기간 동안에 미국에서 외생적 재정지출은 GDP에 대하여 양(+)의 영향이 있다고 할 수 있다. 반면, 물가에 대한 재정지출의 영향은 다소 혼합된 결과를 보여 주고 있다. 연구의 방법과 대상 기간의 선정에 따라 양(+)의 영향을 나타내기도 하고 음(-)의 영향을 나타내기도 하는 혼합된 방향의 영향이 나타나고 있다.

독일의 경우에도 재정지출이 GDP에 미치는 영향은 양(+)으로 나타나고 있으며, 물가에 대한 영향 역시 양(+)으로 나타나고 있는 것이 특징적이다.

세입충격에 대해서는 미국과 독일에 대한 연구결과가 공히 GDP에 대하여 음(-)의 영향이 있음을 뚜렷하게 제시하고 있다. 재정지출

표 1. 재정정책의 GDP와 물가에 미치는 영향에 대한 해외연구

분기	GDP				물가			
	1	4	12	20	1	4	12	20
지출충격 - 미국								
Blanchard & Perotti(2002) 1947~1997	+	+	+	+				
Perotti(2004) 1961~2000	+	+	+	+	+	-	-	-
Perotti(2004) 1980~2000	+	+	-	-	+	-	+	+
Neri(2001) 1965~1996	+	+	-	-	+	+	+	+
Fatas & Mihov(2001) 1960~1996	+	+	+	+	-	-	-	-
Edelberg, Eichenbaum & Fisher(1998) 1948~1996	+	+	+		+	+	-	
Burnside, Eichenbaum & Fisher(1999) 1947~1994	+	+	+					
Mountford & Uhlig(2002) 1955~2000	+	+	-	-	-	-	-	-
Canzoneri, Cumby & Diba(2002)	+	+	+		-	+	+	
지출충격 - 독일								
Perotti(2004) 1961~2000	+	+	-	+	+	+	+	+
Perotti(2004) 1980~2000	+	-	-	-	+	+	+	+
Marcellino(2002) 1981~2001	+	+			-	-		
세입충격 - 미국								
Blanchard & Perotti(2002) 1947~1997	-	-	-	-				
Perotti(2004) 1961~2000	-	-	-	-	+	-	-	-
Perotti(2004) 1980~2000	-	-	-	-	-	-	-	-
Neri(2001) 1965~1996	-	-	-	-	-	-	-	-
Mountford & Uhlig(2002) 1955~2000	-	-	-	-	+	+	-	-
Canzoneri, Cumby & Diba(2002)	-	-	-		+	-	-	
세입충격 - 독일								
Perotti(2004) 1961~2000	-	-	-	-	-	+	+	-
Perotti(2004) 1980~2000	+	-	-	-	-	-	-	-
Marcellino(2002) 1981~2001	-	-			+	+		

자료: de Castro and Hernandez de Cos(2006)

충격과는 달리 혼합된 결과를 보여 주지 않으며, 두 국가에서 음(-)의 GDP에 대한 영향을 나타내고 있다. 이는 감세정책이 다소나마 GDP에 대한 효과 면에서 유의적일 가능성을 제시하는 것이라고 볼 수 있다.

세입충격의 물가에 대한 영향도 GDP의 경우와 달리 유의적인 경우에 혼합된 결과 없이 일관되게 음(-)의 영향을 나타내고 있다. 이는 정부수입의 증가는 물가에 음(-)의 영향을 주는 것으로 GDP에 대한 음(-)의 영향과 함께 수요가 둔화되는 것을 나타내고 있다.

II. 국내연구

재정정책이 거시경제변수에 미치는 영향에 대한 국내연구는 다양하지는 않지만, 다수가 존재한다. 특히, 김성순(2003), 허석균(2004), 김우철(2006)의 연구는 VAR 모형을 이용하여 재정정책이 거시경제에 미치는 영향을 조명한 연구들로 본 연구와 유사한 방법과 자료를 대상으로 하였다는 점에서 시사하는 바가 크다고 할 수 있다.

김성순(2003)의 연구는 VAR 모형을 이용하여 외환위기 이전과 이후의 재정지출이 GDP, 투자, 소비에 미치는 영향이 어떻게 달라지는지를 실증적으로 분석하였다. 그 결과, 정부지출의 외생적 충격이 GDP에 미치는 영향은 외환위기 이전과 그 이후에 각기 상이하며, 외환위기 이전에는 정부지출이 민간투자에 미치는 양(+)의 영향을 제외하곤, 다른 부문에는 음(-)의 영향을 미쳐 GDP에 미치는 영향이 음(-)인 반면, 외환위기 이후에는 순수출을 제외하고 모든 부문에 양(+)의 효과를 미침으로써 GDP에도 양(+)의 효과를 나타내는 것으로

제시하고 있다. 또한, 정부지출을 소비성지출과 투자성지출로 구분하여 추정한 결과, 정부소비지출은 외환위기 이전과 이후에 총정부지출의 경우와 비슷한 부호 변화를 보이고 있으며, 특히 민간소비에 미치는 효과는 위기 이전에 음(-)에서 양(+)으로 부호가 반전됨으로써 양 변수 간에 대체관계에서 보완관계로 반전되는 현상을 제시하고 있다. 반면, 정부의 투자성 지출의 경우 외환위기 이전에는 각 부문에 음(-)의 영향을 미쳐 GDP에도 음(-)의 영향을 미쳤으나, 외환위기 이후에는 소비부문을 제외하고 모든 부문에 양(+)의 효과로 반전됨으로써 양 변수 간에 대체관계에서 보완관계로 반전되었음을 나타내고 있다. 이러한 실증결과를 토대로 외환위기 전후로 재정정책의 구조변화가 발생하였음을 시사하고 있다. 분석에 사용된 자료는 국민계정상의 분기별 자료를 이용하였으며, 실증분석을 위한 모형은 VAR 모형을 이용하였다. VAR 모형은 출레스키 서열배분에 의하여 추정되었으며, 외환위기 이전과 이후를 비교하였지만 상대적으로 외환위기 이후의 시계열이 충분하지 않은 아쉬움이 있다.

허석균(2004)의 연구는 Blanchard and Perotti(2002)의 연구방법을 통합재정수지가 분기별로 제시되는 1994년부터의 자료를 이용하여, 세입과 세출의 재정정책변수를 구성하고 여기에 GDP를 포함하여 3변수 VAR 모형을 추정하였다. 단지 Blanchard and Perotti(2002)의 식별가정을 사용하지 않고 세 변수의 순서를 임의로 정하는 방법으로 가능한 경우에 대하여 추정하였다. 추정 결과, 지출증가를 통한 재정확대의 경우 재정정책의 유효성이 나타나지 않은 반면, 세수증대를 통한 재정축소 또는 건전화정책이 일시적이지만 경기 확장적 효과를 띠고 있는 것으로 나타나고 있다. 또한 재정정책의 중장기적 효과도 전통적인 케인지안의 견해를 지지하기 어려움을 나타내고

있으며, 재정승수의 크기가 미미할 정도로 구축효과가 크다고 제시하고 있다. 결론적으로 재정정책의 유효성이 장기에서는 물론 단기에서도 뚜렷이 관찰되지 않으며, 이러한 패턴이 조세감면이나 지출 확대 양 정책수단에 대해서 동일하게 성립한다는 결론을 제시하고 있다.

김우철(2006)의 연구는 감세와 정부지출확대의 거시경제적 효과를 비교하고자 하였으며, 국민계정의 국민소득과 조사통계월보의 세입-세출에 관한 분기자료를 이용하여, Blanchard and Perotti(2002)가 제안한 구조적 VAR 모형을 구성하여 정부의 재정정책이 국민소득에 미치는 영향을 추정하였다. 실증분석 결과, 정부지출의 증가와 감세 모두 국민소득을 증가시키는 것으로 나타났고 재정정책의 경기안정화 역할 중 동시효과가 재량적 재정정책으로 인한 효과보다 더 크게 나타났으며, 경기부양 측면에서 감세정책이 정부지출확대보다 더욱 지속적이며 더욱 큰 효과를 갖는다는 결론을 제시하고 있다. 이 연구의 자료는 1970~2000년까지를 대상으로 하고 있어, 2000년 이후의 재정정책의 영향을 분석하지 못하는 아쉬움을 가지고 있다. 또한 허석균(2004)의 연구와 마찬가지로 3변수 VAR 모형을 추정하여 분석하고 있다.

이 외에도 아래의 표에서 제시하고 있는 연구들 중 김성순(2001), 이인실·김기승(2004), 최종수(2002) 등은 감세와 지출확대의 재정정책이 소득에 양(+)의 영향을 주는 것으로 추정하고 있다. 모수원·봉우종(1996), 박종구(1995), 조하현(1996) 등은 소비에 미치는 영향을 중심으로 분석하였고, 그 결과 소비는 재정지출에 대하여 양(+)의 반응을 나타내거나 무반응을 나타내는 것으로 제시하고 있다.

표 2. 재정정책의 영향에 관한 기존의 국내연구

연구	방법론	결과
김성순(2001)	Ahmed & Rogers(1995)의 현재가치제약 접근법에서 도출된 말기조건식을 추정 방정식으로 이용	소득에 정부지출은 양(+), 조세는 음(-)의 영향 투자성지출이 소비성지출보다 더 큰 양(+) 의 효과를, 직접세가 간접세보다 더 큰 음(-)의 효과
김성순(2003)	더미변수를 포함한 단기 SVAR 모형을 이용(Cholesky Decomposition)	정부지출이 소득에 미치는 영향은 외환 위기 전후에 상이하여 위기 이전에는 음(-), 이후에는 양(+) 소비성지출은 소득에 음(-), 소비에는 위기 이전에는 음(-)에서 이후에는 양(+) 의 영향 투자성지출은 소득에 위기 이전에는 음(-) 이후에는 양(+), 소비에는 위기 이후에도 여전히 음(-)
모수원·봉우종 (1996)	Modigliani & Sterling(1986) 모형에 근거하여 공적분기법과 Geweke & Poter-Hudak (1987)의 2단계 추정법을 이용	정부지출이 소비에 미치는 영향이 대체로 미약
박종구(1995)	Feldstein(1982), Komendi(1983)의 방법 및 VAR 모형 이용	정부지출은 소비에 양(+) 의 영향
박하섭·최종수 (1997)	VAR 모형 이용	재정적자 및 국채의 충격이 소비, 이자율, 환율 및 경상수지 등에 미치는 영향력의 크기가 미미하며, 정부지출의 경우도 유사
이인실·김기승 (2004)	케인즈 단순모형 하에서 승수를 도출 후 산업연관표를 이용하여 분석	경기부양에는 정부지출 정책이, 실업률을 줄이는 데는 감세정책이 적절
조하현(1996)	Aschauer(1985)의 동태적 최적화 모형에서의 오일러 방정식에 유효소비개념과 합리적 기대를 적용한 교차방정식 제약을 유도하여 완전정보최우추정법(FIML)을 이용	리카디안불변정리(Ricardian Equivalence Theorem)와 합리적 기대의 결합가설을 기각할 수 없음
조하현·박광우 (1997)	항상소득-소비 모형과 Kalman Filter를 사용한 Time-varying parameter 모형을 이용	정부의 적자 재정정책 및 공채발행이 소비에 거의 영향을 미치지 않음
최종수(2002)	자산수요함수와 VAR 모형하에서 인과관계 분석을 이용	국공채 조달에 대한 실질소득, 명목소득 및 GDP 디플레이터의 변화가 미흡
허석균(2002)	Blanchard and Perotti(2002)를 적용한 VAR 모형을 이용	정부지출은 소득에 미미한 영향, 세수증대를 통한 재정축소는 일시적으로 소득에 양(+) 의 영향

자료: 김우철(2006)에서 재인용하고, 허석균(2002)의 연구를 추가

제3장 재정정책변수의 추이와 동향

I. 재정변수의 추이와 동향

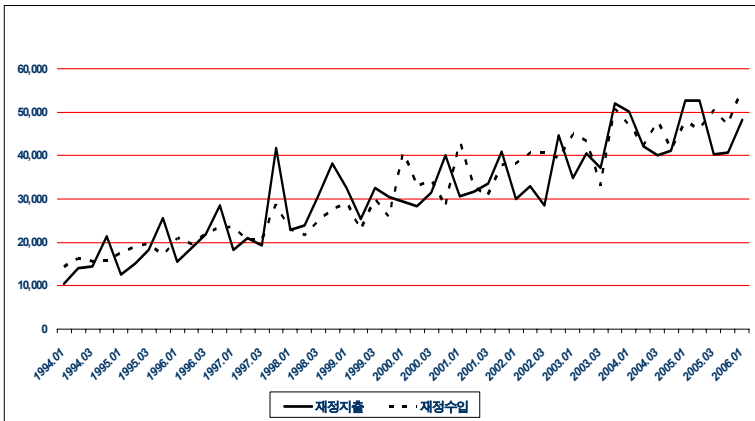
본 연구에서는 분기별 통합재정수지 자료를 이용하여 재정정책의 효과를 분석하고자 한다. 통합재정수지는 재정수지차를 정확히 계산하고 포괄 범위 내에 있는 각종 회계 및 기금 간의 내부거래를 제거하여 타 경제부문과의 외부거래만을 일정기준에 따라 통합하여 작성하게 된다. 따라서 재정정책의 경제적 영향을 분석하기 위해서는 통합재정수지를 이용하는 것이 바람직하다고 할 수 있다. 여기에서는 통합재정수지에서 발표된 재정정책변수들의 동향과 움직임을 1994년부터 추적하여 추이를 살펴보고자 한다.

■ 그림 1. 재정수입과 지출 추이



<그림 1>은 통합재정수지에서 발표된 분기별 정부 총수입과 정부 총지출을 1994년 1/4분기부터 2006년 1/4분기까지 그 추이를 나타내고 있다. 재정수입의 경우 1999년까지는 비교적 시계열상으로 변동성이 심하게 나타나지 않는 반면 2000년부터 변동성이 심화되는 모습을 나타내고 있다. 정부지출의 경우에도 1999년까지는 시계열상 계절성의 변동이 변동의 주요한 요인으로 나타나나, 그 이후부터는 계절성 이외의 변동성이 나타나고 있음을 보여 주고 있다. 이러한 변동성의 변화와 함께 정부 총수입과 총지출은 1994년 이후 지속적으로 성장하는 모습을 나타내고 있다.

■ 그림 2. 총지출과 순유자 대 총수입



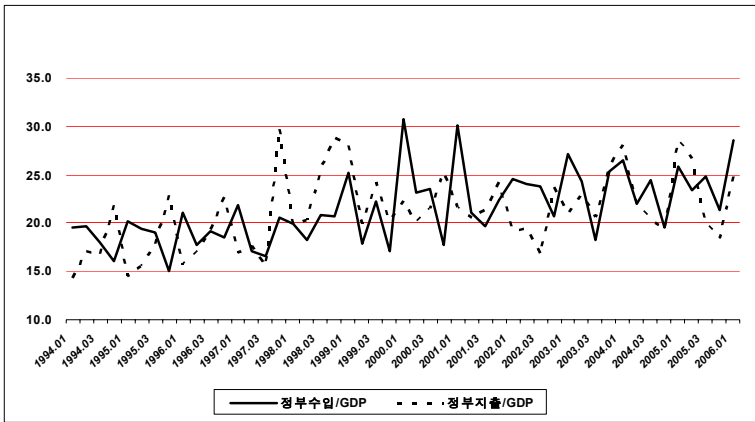
<그림 2>는 통합재정수지에서 총지출에 순유자를 포함한 전체 정부지출과 정부수입의 추이를 나타내고 있다. 순유자가 2000년 이전까지는 의미 있는 수치를 나타내고 있었으나 그 이후는 그 비중이 작아지는 관계로 2000년 이후에는 앞의 <그림 1>과 유사한 형태를 나타내게 된다. 대체로 눈에 띄는 것은 총지출의 연중 피크가 4/4분

기에 나타나고 있으며, 이러한 총지출의 패턴이 대상 기간 전체에서 나타나고 있다는 점은 눈여겨볼 필요가 있다. 반면에 정부수입은 연중 고점이 1/4분기에서 나타나고 있음을 알 수 있다. 이는 정부 재정에서 구조적으로 계절성을 가지고 있음을 나타내는 결과이며, 실증모형에서 계절성을 취급하는 문제가 쉽지 않음을 간접적으로 시사하고 있다.

<그림 3>은 1994년부터 2006년까지 GDP 대비 정부수입과 정부지출을 각각 나타내고 있다. 1994년에서 2006년 동안 GDP 대비 정부수입은 1/4분기에서 연중 피크가 나타나는 반면, GDP 대비 정부지출은 2003년까지는 4/4분기에서 연중 고점이 나타나다가 2004년부터는 1/4분기에서 연중 고점이 나타나고 있는 것이 특징이다. GDP는 연중 피크가 4/4분기에 나타나므로 최소한 2003년까지는 정부지출은 GDP와 동일한 계절적 피크를 가지며, 계절성 면에서 그 정부지출의 강도가 GDP보다 강하다는 것을 알 수 있다. 정부지출과 정부수입의 계절성 패턴의 차이는 최소한 2003년까지는 재정지출이 증가하면 그 다음 기에 재정수입을 증가시키는 패턴을 보일 가능성이 있다. 이는 재정수입의 특성상 구조적 패턴을 나타내고 있을 가능성이 높다. 이러한 점에서 계절조정이 되지 않은 정부지출과 GDP를 사용하는 경우, 정부지출에 대한 GDP 탄력성이 양(+)의 값으로 나타날 가능성이 높다. 다시 말해서 정부지출의 자동안정화장치와 소득이 증가하면 높아지고, 소득이 낮으면 작아지는 형태로 나타날 가능성이 크다. 반면 정부수입은 1/4분기에 연중 피크가 나타나고 GDP는 1/4분기에 계절적 저점을 형성하므로 계절적으로는 GDP가 낮을 때 정부수입이 커지는 모습을 나타낸다고 할 수 있다. 이 또한 정부수입의 GDP 탄력성이 음(-)으로 나타날 가능성이 있다고 할 수

있다. 소득이 늘어나면 수입이 줄어들고, 소득이 줄어들면 수입이 늘어나는 형태가 나타날 가능성을 배제할 수는 없다. 한편 2004년부터는 정부지출의 연중 고점이 1/4분기에서 나타나, 정부수입과 지출의 연중 고점이 동시에 나타나게 되는 것을 의미한다. 또한, 그 이전과는 정부지출의 패턴이 달라졌다는 것을 의미하기 때문에 지출의 구성이 변경되었을 가능성이 있다.

■ 그림 3. GDP 대비 정부수입과 정부지출(순용자 포함)

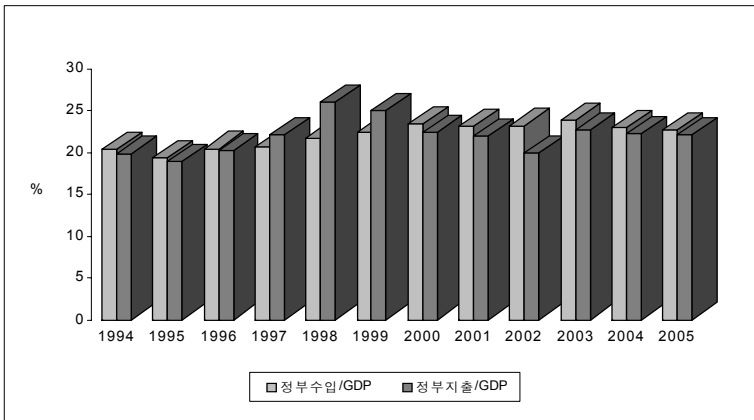


<그림 3>의 GDP 대비 정부수입은 1998년까지는 약 20% 근처에서 변동이 있었던 반면, 1999년부터는 약 23%의 수준에서 등락을 보이고 있어, 외환위기 이후 GDP 대비 정부수입의 상향조정이 있었음을 알 수 있다. 정부지출도 비슷하여 1998년 이전과 이후에 GDP 대비 지출규모가 상향조정되었음을 알 수 있으며, 2004년 이후에는 GDP 대비 정부지출규모의 변동폭이 확대되고 있음도 보여 주고 있다.

<그림 4>는 연도별 GDP 대비 정부수입과 정부지출(순용자 포함)을 나타내고 있다. 그림에서 보는 바와 같이 정부수입은 1999년까지와

그 이후가 구분이 될 정도로 2000년부터는 GDP 대비 정부수입이 상향조정되었음을 알 수 있다. 1994~1997년까지는 GDP 대비 정부수입이 안정적이다가 이후 2000년까지 증가추세를 나타내며, 2000년 이후에는 상향된 GDP 대비 정부수입이 안정적인 모습을 나타내고 있다. 연도별로 살펴보면 GDP 대비 정부수입은 상대적으로 안정적인 모습을 나타낸다고 볼 수 있다. 반면, GDP 대비 정부지출은 정부수입보다는 변동성이 심한 모습을 나타내고 있다. 1997~1999년 기간 동안에는 정부지출이 정부수입을 초과하는 재정적자의 모습이 나타났으며, 이는 외환위기 이후의 경제안정화를 위한 정부지출이 크게 증가한 결과로 볼 수 있다. 이후 건전재정화의 영향으로 GDP 대비 정부지출이 감소하다가 다시 증대하여 2003년부터는 일정수준에서 안정적인 모습을 나타내고 있다.

■ 그림 4. GDP 대비 정부수입과 정부지출(순용자 포함)



이제 재정정책과 경기변동 사이에 어떠한 관계를 보이고 있는지를 살펴보자. 재정정책은 경기를 조절하는 역할만이 존재하는 것은

아니나, 재정정책의 경기조절적 기능은 주요한 기능의 하나라고 할 수 있다. 물론 <그림 5>, <그림 6>만 가지고는 재정정책이 자동조절적 기능과 재량적 재정정책을 구분할 수는 없다.

재정정책이 경기변동과 어떠한 연관을 가지고 있었는지를 살펴보기 위하여 우선 경기변동에 대한 적절한 거시경제변수를 살펴보는 것이 필요하다. 경기변동과 밀접한 관련을 가지는 변수는 일반적으로 GDP 갭일 것이다. 이러한 GDP 갭을 구하기 위해서는 잠재GDP를 구하여야 하나, 여기서는 단순화하여 GDP 추세를 추정하고, GDP와 GDP 추세의 차이를 단순한 GDP 추세격차로 간주하고 이를 경기변동의 변수로 고려하였다. 여기서 GDP 추세는 GDP를 시간의 선형, 2차, 3차 함수에 회귀한 결과이다. <그림 5>는 실제GDP와 GDP 추세를 나타내고 있다. 이제 GDP와 GDP 추세와의 격차를 GDP 추세격차로 해석할 수 있다.⁴⁾ <그림 5>에서 보는 바와 같이 1970년 이후 증가추세가 나타나며 추세선으로부터 차이가 발생하였음을 살펴볼 수 있다. <그림 6>은 상기의 GDP와 GDP 추세의 차이로 정의하여 구한 GDP 추세격차를 나타내고 있다. GDP 추세격차는 단지 설정한 GDP 추세로부터 얼마나 떨어져 있는가를 판단하는 참고자료로서 활용하였다. 이를 이용하여 재정정책을 평가한 것은 아니며, 단지 경기변동과 재정정책변수 간의 관계를 살펴보기 위한 참고자료로서 이용하였다. 경기변동과 재정정책변수와의 관계를 보기 위한 참고자료로서 아래에 실업률을 추가하여 비교하였다.

4) GDP 갭의 의미로서 정의한 것이 아니고 단지 GDP와 GDP 추세 사이의 차이를 본 것이다. 추세에서 아래로 벗어나는 경우 불경기일 가능성이 있으며, 추세를 상회하는 경우 호경기의 가능성이 있다. GDP 추세격차가 하향하면 경기하강기로 접어들 가능성이 있으며, 상향하면 회복기일 가능성이 있다. 하지만, 정확하게 불경기와 호경기를 구분하는 명확한 개념은 아니라는 것을 밝혀둔다.

그림 5. GDP(LGDP)와 GDP 추세선(LGDPH)

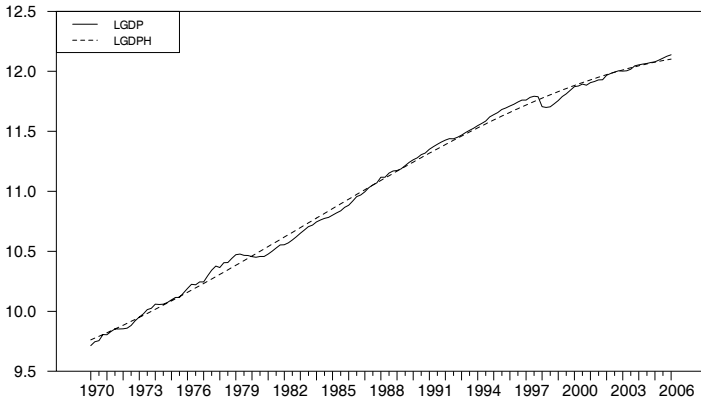
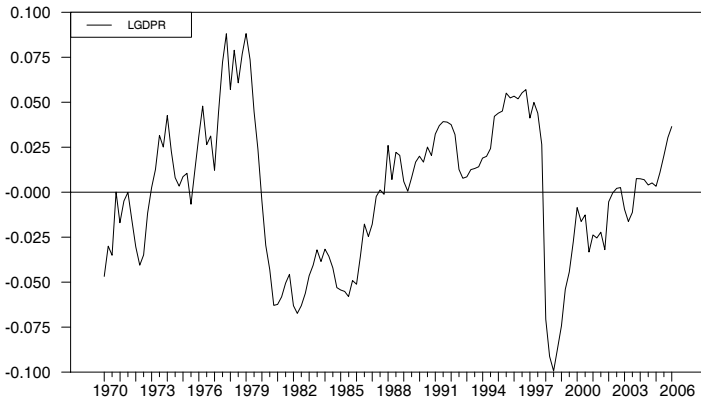


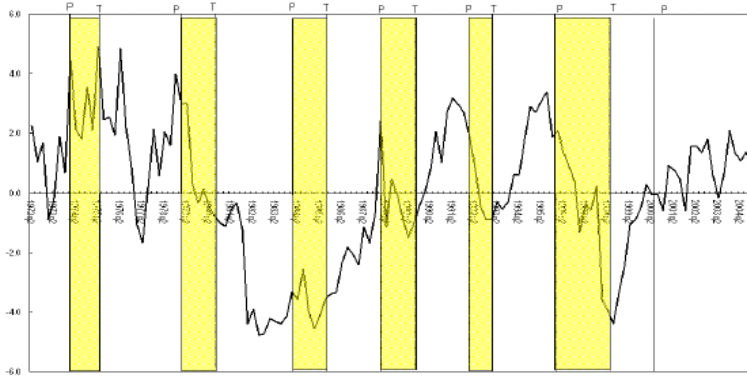
그림 6. GDP 격차(LGDPR): GDP-GDP 추세



<그림 6>은 본 보고서에서 추정한 GDP 추세격차이고, <그림 7>과 <그림 8>은 이삼호(2006)의 연구에서 제시하고 있는 GDP 갭의 추세이다. 이삼호(2006)의 연구에서도 이 GDP 갭이 통계청의 경기변동치와 부분적으로 일치하지 않는다고는 하였으나, <그림 8>의 GDP 갭을 재정정책의 경기조절 평가에 사용하였다.<그림 6>과 <그림 7>,

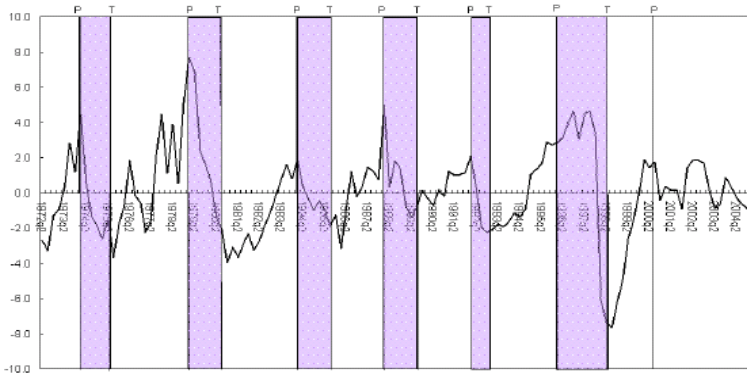
<그림 8>의 추이를 살펴보면, 그들의 움직임에서 거의 유사한 방향으로 움직이는 것을 살펴볼 수 있다. 따라서 <그림 6>이 단지 GDP 추세로부터의 차이지만, 쉽게 추정할 수 있는 장점을 가지면서도, 크게 GDP 겹과 차이가 없다는 점에서 참고자료로 이용할 수 있다고 판단된다.

▮ 그림 7. GDP 겹: 구조적 VAR 추정에 의한 GDP 겹



자료: 이삼호(2006)에서 인용

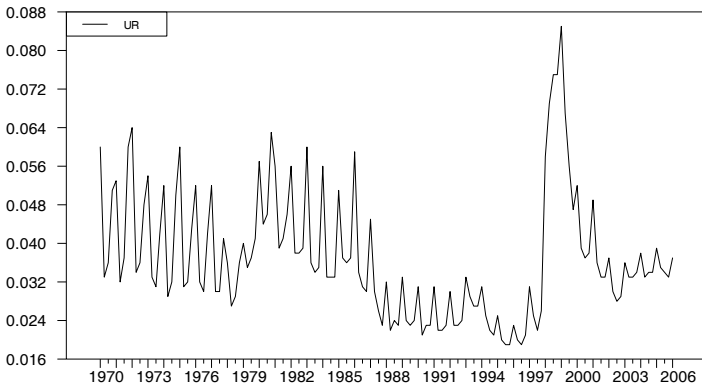
▮ 그림 8. GDP 겹: H-P Filter를 이용하여 추정한 GDP 겹



자료: 이삼호(2006)에서 인용

경기변동을 대표하는 또 다른 변수로서는 실업률을 들 수 있다. 경기조절적 재정정책은 실업에 반응하여 취해지기도 한다. <그림 9>는 1970년부터 2006년 1/4분기까지의 우리나라 실업률의 추이를 나타내고 있다.

■ 그림 9. 우리나라 분기별 실업률 추이

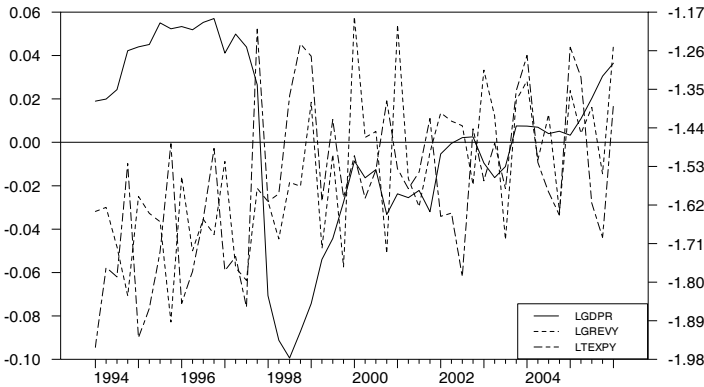


경기변동 관련 참고 변수인 GDP 추세격차와 실업률에 대하여 재정정책은 어떻게 반응하였는지를 살펴보기 위하여 재정정책변수는 앞서 설명한 GDP 대비 재정지출과 GDP 대비 정부수입을 사용하였다. 이제 GDP 추세격차(LGDPR)와 GDP 대비 정부수입(LGREVY) 및 GDP 대비 정부지출(LTEXPY)의 1994년 1/4분기에서 2006년 1/4분기까지의 추이는 다음의 <그림 10>에서 살펴볼 수 있다.

<그림 10>이 나타내는 바와 같이 1994~1997년 기간 동안에는 GDP 대비 정부수입과 정부지출이 다른 기간에 비하여 낮은 수준에 있으나, 1998년과 1999년에는 정부수입의 증가보다는 정부지출이 더 확대되는 모습을 보이며 재정적자를 통한 경기복원의 적극적인

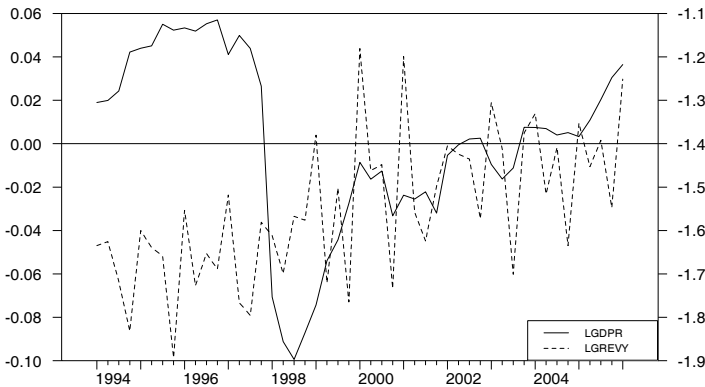
재정정책이 이루어졌음을 알 수 있다. 반면에 2000~2002년 기간 동안에는 정부수입이 확대되고 정부지출이 축소되는 모습을 나타내며, 2003년 이후에는 상대적으로 정부수입에 비하여 정부지출이 확대되는 모습을 나타내고 있다. 따라서 경기조절적 측면에서만 살펴보면, 1994년 이후의 우리나라의 재정정책은 경기조절 측면에서 1999년까지는 경기조절적 기능을 가지고 있었던 반면, 2000년부터는 경기조절에 다소 상반된 방향으로 움직인 것으로 보인다. 특히, 2000년 들어 GDP 대비 정부수입과 정부지출의 변동성에서 패턴의 변화가 있음을 확인할 수 있다. 정부수입은 GDP에 대하여 2000년대에 변동성이 작아지는 방향으로 나타나고 있는 반면, 정부지출은 GDP에 비하여 변동성이 증가하는 방향으로 움직이고 있는 것을 알 수 있다. 이러한 변화는 경기안정화 기능으로서의 재정정책 기능이 축소되었을 가능성을 암시하고 있다.

■ 그림 10. GDP 추세격차(LGDPR), GDP 대비 정부수입(LGREVY), GDP 대비 정부지출(LTEXPY)



<그림 11>은 GDP 추세격차와 GDP 정부수입의 추이를 나타내고 있다. GDP 대비 정부수입과 GDP 추세격차의 추이를 살펴보면 2000년과 2001년이 가장 특징적인 것으로 보인다. 경기가 여전히 추세를 하향함에도 불구하고 정부수입이 증대하였음을 잘 나타내고 있다. 반면에 2003년 이후에는 GDP 대비 정부수입이 증가하지는 않는 것으로 나타나고 있어 정부수입은 GDP가 증가와 독립적으로 유지되거나 변화하는 것으로 보인다. 또한 1997년 이전에도 GDP 대비 정부수입이 일정 수준에서 지속적으로 유지된 것으로 보인다. 이는 재정지출을 보장하는 정도의 균형재정이 지속된 것으로 판단할 수 있다.

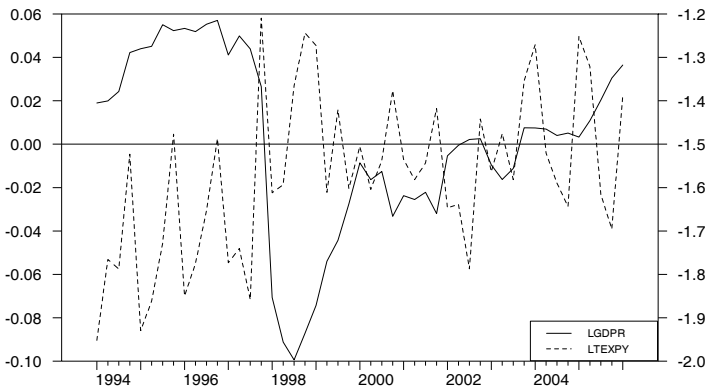
■ 그림 11. GDP 격차(LGDP)와 GDP 대비 정부수입(LGREVY)



<그림 12>는 GDP 추세격차와 GDP 대비 정부지출을 나타내고 있다. 1994년에서 1997년까지는 GDP 추세격차가 상대적으로 높은 수준에서 GDP 대비 정부지출은 상대적으로 낮은 수준을 나타내고 있으며, 1998년과 1999년 기간 동안에는 GDP 추세격차가 급격히 하락

하는 반면 GDP 대비 정부지출은 급격하게 상승하며 높은 수준의 정부지출이 이루어졌음을 확인할 수 있다. 2000년과 2001년에는 정부지출이 다소 높은 수준을 유지하였음을 알 수 있다. 반면에 2003년부터는 GDP 대비 정부지출이 상대적으로 높은 수준을 나타내고 있어 경기조절 역할과는 다소 상반된 기능의 변화가 있었음을 시사하고 있다.

▮ 그림 12. GDP 추세격차(LGDPR)와 GDP 대비 정부지출(LTEXPY)

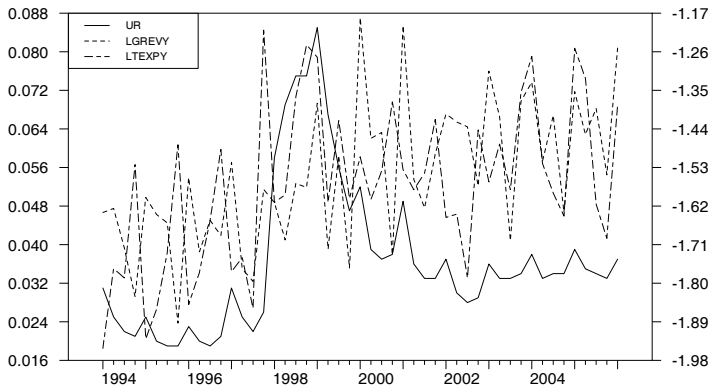


지금까지 GDP 추세격차와 재정정책변수들 사이의 추이를 살펴보았다. 이제부터는 경기변동을 나타내는 변수로 실업률을 선택하여, 실업률과 재정정책변수의 추이도 상기의 모습과 유사한 형태를 나타내는지를 살펴보도록 하자. 재정정책이 경기조절과 관련되어 있다면, 실업률이 높을 때, 정부지출은 증가하는 방향으로 정부수입은 감소하는 방향으로 움직이는 것을 살펴볼 수 있을 것이다. 따라서 실업률과 정부지출은 같은 방향으로 정부수입은 반대방향으로 움직이는 것을 기대할 수 있다. <그림 13>은 실업률(UR)과 GDP 대비 정

부수입(LGREVY) 그리고 GDP 대비 정부지출(LTEXPY)의 움직임을 1994년 1/4분기부터 2006년 1/4분기까지 나타내고 있다.

실업률은 1996년까지 하향추세를 보이다가 1997년과 1998년 외환 위기로 급격히 증가하였으며, 1999년부터 하향추세를 나타내다가 2003년부터는 안정적인 실업률을 나타내고 있다. GDP 대비 정부수입은 2000년과 2001년 상향이동이 있는 후 안정적인 모습을 나타내고 있다. GDP 대비 정부지출은 1994~1996년은 안정적이다가 1997년과 1998년 급격히 증가하였다가 2002년까지는 하향 안정화를 나타내었으나 2003년 이후에 다시 지출수준이 높아지는 것을 볼 수 있다.

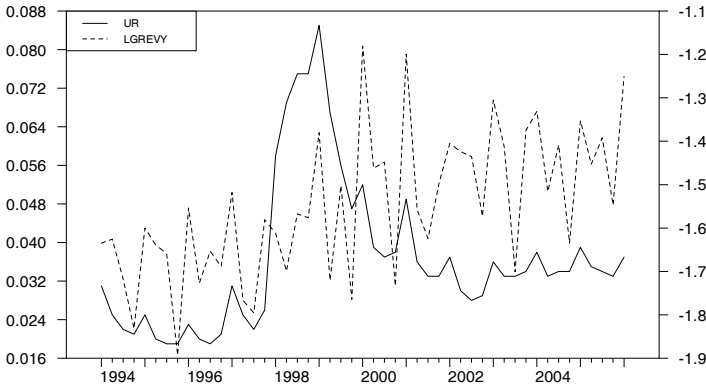
【 그림 13. 실업률(UR), GDP 대비 정부수입(LGREVY), GDP 대비 정부지출(LTEXPY)】



<그림 14>는 실업률(UR)과 GDP 대비 정부수입(LGREVY)의 추이를 나타내고 있다. 1997년과 1998년에 다른 기간과 비교하였을 때 상대적으로 정부수입이 크게 높은 수준이 아닌 것으로 나타나고 있으며, 이는 외환위기 기간 동안 정부수입이 증가하지 않았음을 간접적으로

로 시사하고 있다. 반면 실업률이 하향 안정세로 전환되지만 다소 높은 상태에서 2000년과 2001년에 정부수입이 크게 증가하는 모습을 보여 주고 있어 정부수입증대의 필요성이 반영된 것으로 보인다. GDP 대비 정부수입은 2000년 이후 실업률이 안정화되는 것과 함께 안정적인 추세를 보여 주고 있다. 대체로 실업률이 안정화되기 시작한 2000년부터 GDP 대비 정부수입도 증가한 후 안정화되는 모습을 나타내고 있다.

▣ 그림 14. 실업률(UR)과 GDP 대비 정부수입(LGREVY) 추이



<그림 15>는 실업률(UR)과 GDP 대비 정부지출(LTEXPY)의 추이를 나타내고 있다. 실업률이 크게 상승하는 1997년과 1998년에 GDP 대비 정부지출 역시 크게 증가하는 모습을 보여 주고 있어 경기조절적인 정부지출의 형태를 확인할 수 있다. 실업률이 하향 안정화하면서 GDP 대비 정부지출도 역시 감소하다가 실업률이 안정화된 2003년부터는 정부지출이 다시 높은 수준을 보이고 있어 경기조절 기능에 반하는 형태의 재정지출이 나타나고 있음을 확인할 수 있다.

그림 15. 실업률(UR)과 GDP 대비 정부지출(LTEXPY) 추이

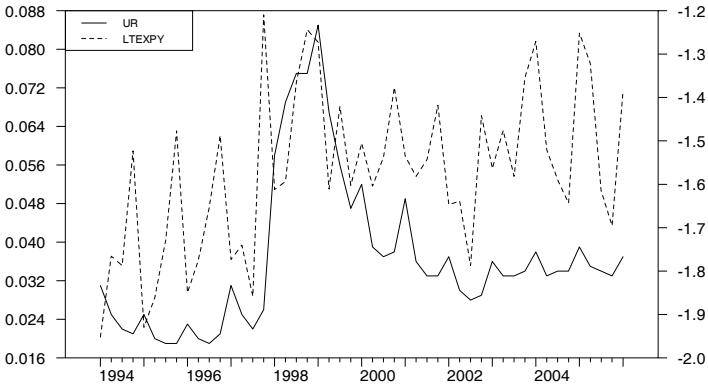
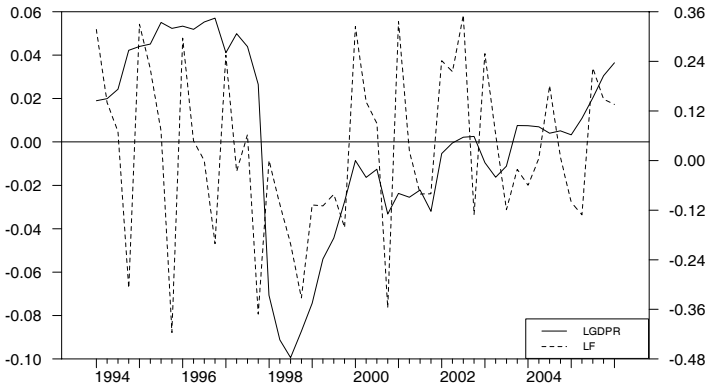


그림 16. GDP 추세격차(LGDPR)와 재정수지(LF) 추이

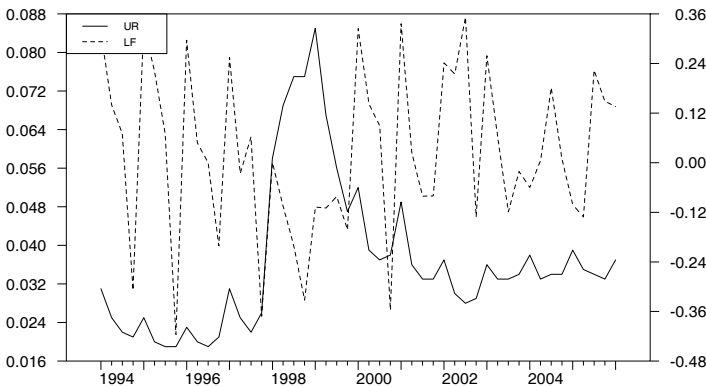


재정정책의 경기조절적 기능을 살피기 위하여 재정수지의 경기조절적 기능에 대하여 살펴볼 수 있다. 일반적으로 경기하강국면에서는 재정적자가 나타나고 경기상승국면에서는 재정흑자가 나타난다면 재정수지가 경기조절적으로 움직이는 것으로 간주할 수 있다. <그림 16>은 GDP 추세격차(LGDPR)와 재정수지(LF)의 추이를 나타내

고 있다. GDP 추세격차가 급속하게 하락한 1998년에 재정수지는 적자로 전환되고 있음을 알 수 있다. 이는 앞에서 살펴본 바와 같이 정부수입이 줄고 정부지출이 증가한 현상을 그대로 반영하고 있는 것을 반영하고 있다. 1999년에서 2002년까지는 재정수지 증가추세를 보이고 있는 반면, 2003년 이후에는 재정수지는 안정적인 형태를 보이며, 이 기간 중에 정부지출이 증가한 것을 반영하고 있다.

<그림 17>은 실업률과 재정수지의 추이를 나타내고 있다. 기간별로 살펴보면 실업률이 다소 안정적인 기간 동안에는 재정수지의 소규모 흑자를 보여 주고 있는 반면, 실업률이 상승하던 1998년 기간 동안에는 재정수지 적자가 나타나고 있음을 확인할 수 있다.

■ 그림 17. 실업률(UR)과 재정수지(LF)

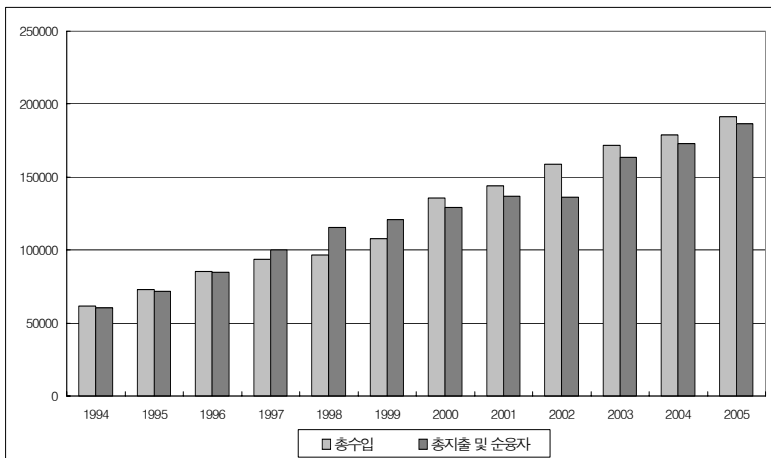


II. 통합재정수지 추이

통합재정에 의거하여 총수입과 총지출(순용자 포함)을 1994~2005년 기간 동안 살펴보면, 1996년까지는 수입과 지출이 거의 동일한 수준으로 수입이 미세하게 초과하는 형태를 나타내고 있다. 1997~1999년 기간 동안은 제외하면 재정의 총수입이 총지출과 순용자보다 큰 것으로 나타나며, 재정수지 면에서 흑자를 기록한 것으로 나타나고 있다.

반면, 1997~1999년 기간 동안에는 지출이 수입을 초과하는 재정적자를 나타내었음을 알 수 있다. 그 이후인 2001년부터는 다시 수입이 지출을 초과하는 현상이 나타나고 있다. 2005년 현재 총수입이 총지출을 다소 초과하여 재정수지는 흑자를 이룬 것으로 나타나고 있다.

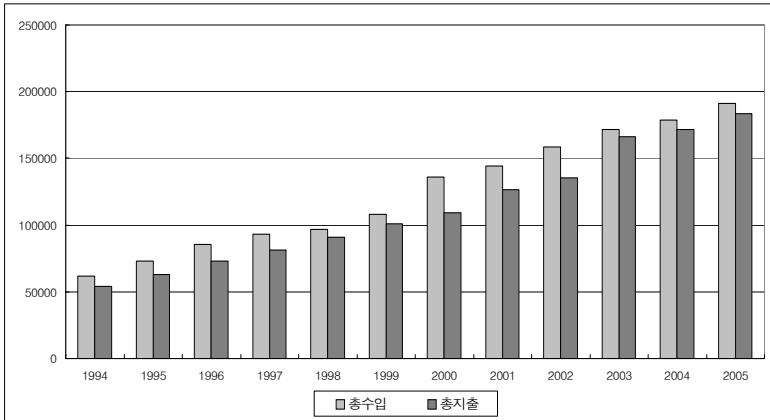
그림 18. 총수입과 총지출+순용자



순용자를 제외하고 총지출만을 총수입과 비교한 경우에는 1994~

2005년 전 기간을 통하여 정부의 재정수입이 총지출을 초과하는 것으로 나타났다.

■ 그림 19. 총수입과 총지출 추이



총수입은 조세수입, 사회보장기여금 및 세외수입으로 구성된 경상수입과 자본수입으로 구성된다. 조세수입은 소득세 및 법인세, 재산세, 재화 및 용역세, 관세 및 기타세입으로 구성된다. 아래의 표로부터 총수입 구성의 추이를 살펴볼 수 있다.

총수입은 크게 경상수입과 자본수입으로 구성되고, 경상수입은 조세수입, 사회보장기여금, 세외수입의 함으로 정의된다. 경상수입은 1994년에 총수입의 약 97%를 차지하였으며 시간이 경과하면서 그 비중이 더욱 커져 2005년에는 경상수입은 총수입의 99% 이상을 차지하고 있다. 역으로 자본수입은 총수입에서 거의 미미한 비중을 차지하고 있으며, 그 비중은 점차 줄어들고 있다.

표 3. 총수입의 구성

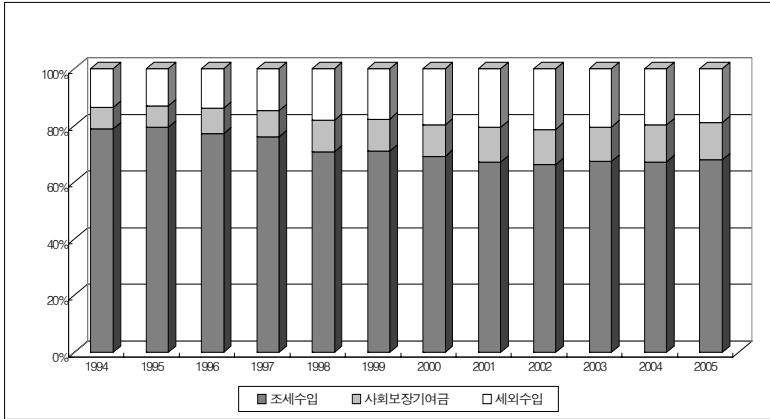
(단위: 10억 원)

연도	총수입 (1)+(5)	경상수입 (1)=(2)+(3)+(4)	국세수입 (2)	사회보장 기여금 (3)	세외수입 (4)	자본수입 (5)
1994	61,741	59,957	47,261	4,576	8,120	1,784
1995	72,820	71,554	56,774	5,436	9,344	1,266
1996	85,528	84,176	64,960	7,425	11,791	1,352
1997	93,368	92,073	69,928	8,506	13,639	1,295
1998	96,673	95,790	67,798	10,512	17,480	883
1999	107,923	106,537	75,658	12,008	18,871	1,386
2000	135,811	134,415	92,935	14,798	26,682	1,396
2001	144,033	142,709	95,793	17,538	29,378	1,324
2002	158,712	157,226	103,967	19,723	33,536	1,486
2003	171,731	170,272	114,664	20,703	34,905	1,459
2004	178,784	177,453	117,796	22,848	34,629	1,331
2005	191,488	190,206	129,102	24,882	36,224	1,281

표 4. 정부 총수입의 구성비

연도	경상수입	조세수입	사회보장 기여금	세외수입	자본수입	총수입
1994	97.11	76.55	7.41	13.15	2.89	100.00
1995	98.26	77.96	7.46	12.83	1.74	100.00
1996	98.42	75.95	8.68	13.79	1.58	100.00
1997	98.61	74.90	9.11	14.61	1.39	100.00
1998	99.09	70.13	10.87	18.08	0.91	100.00
1999	98.72	70.10	11.13	17.49	1.28	100.00
2000	98.97	68.43	10.90	19.65	1.03	100.00
2001	99.08	66.51	12.18	20.40	0.92	100.00
2002	99.06	65.51	12.43	21.13	0.94	100.00
2003	99.15	66.77	12.06	20.33	0.85	100.00
2004	99.26	65.89	12.78	19.37	0.74	100.00
2005	99.33	67.42	12.99	18.92	0.67	100.00

■ 그림 20. 경상수입의 구성



조세수입은 경상수입의 약 70% 정도를 차지하고 있으며, 1994년 약 77%의 비중에서 그 비중이 점차 줄어들어 2005년에는 약 67%를 차지하고 있다. 조세수입의 구성은 2005년 기준으로 소득세 및 법인세가 약 42%를 차지하고 있으며, 재산세는 3.6%, 재화 및 용역세는 약 41%, 관세는 약 4.9%, 기타가 약 7.9%를 차지하는 것으로 나타나고 있다.

소득세 및 법인세는 1999년에 약 33% 수준까지 하락하였지만 꾸준히 약 40%의 비중을 유지하고 있으며, 최근 3년 동안에는 40%를 웃돌아 소득세 및 법인세의 비중이 상대적으로 높은 수준에 있다. 세수에서 소득세 및 법인세는 중요한 부분이며, 비중도 점차 확대되고 있다. 재산세는 그 비중이 2005년에 약 3.6%로 2004년에 비하여 크게 상승하였다. 재화와 용역세는 2002년 약 46%에 이르렀으나, 2005년 현재에는 비중이 줄어 41%를 약간 상회하고 있는 것으로 나타났다. 조세수입에서 재화와 용역세가 차지하는 비중은 2004년까지는 가장 비중이 큰 부문이었으나, 2005년에는 소득세 및 법인세가

더 큰 비중을 나타내는 역전이 발생하였다. 대체로 여러 부문 중에서 소득세 및 법인세와 재화와 용역세가 조세수입에서 가장 비중이 크며, 대부분을 차지하고 있다. 관세는 1990년대 중반에 약 8%에 이르렀으나, 2005년에는 약 4.9%로 관세의 비중이 크게 줄어들었으며, 이는 개방 및 자유화가 큰 영향을 미친 결과라고 할 수 있다.

표 5. 조세수입의 구성

연도	조세수입	소득세 및 법인세	재산세	재화 및 용역	관세	기타
1994	100.00	39.46	3.55	42.25	7.30	7.44
1995	100.00	39.29	2.86	40.50	8.16	9.19
1996	100.00	37.16	2.27	42.30	8.17	10.10
1997	100.00	34.74	2.27	43.83	8.29	10.87
1998	100.00	41.26	2.03	40.06	5.66	10.99
1999	100.00	33.33	4.32	44.42	6.19	11.73
2000	100.00	38.08	4.59	40.91	6.24	10.19
2001	100.00	37.20	3.05	45.74	6.18	7.82
2002	100.00	36.94	2.78	46.21	6.35	7.71
2003	100.00	40.48	2.55	44.40	5.97	6.60
2004	100.00	40.84	2.54	43.97	5.77	6.87
2005	100.00	42.18	3.63	41.36	4.89	7.93

<그림 21>에서는 이러한 조세수입에서 여러 부문의 비중을 연도별로 확인할 수 있다. 소득세 및 법인세와 재화 및 용역 세금이 조세수입의 대부분을 차지하고 있음이 그림에서 잘 나타나 있다. 2005년의 추세를 살펴보면 조세수입에서 소득세 및 법인세의 비중이 가장 크며, 1999년부터 소득세 및 법인세의 구성비가 증가하였음을 확인할 수 있다. 반면에 재화 및 용역에 관한 세금은 2001년부터 비중

이 점차 축소되는 모습을 보이고 있다.

그림 21. 조세수입의 구성

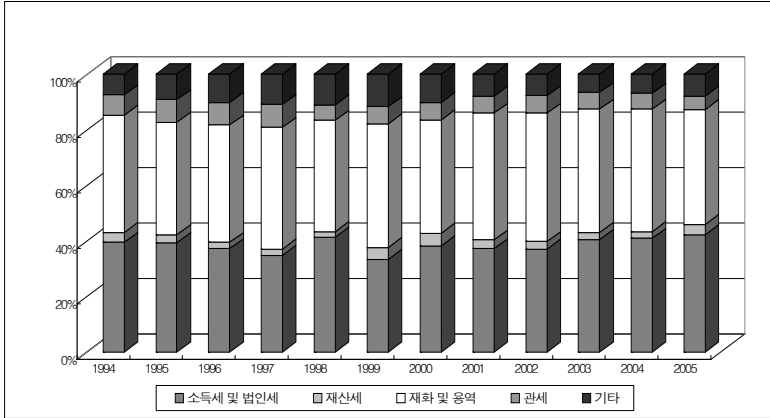


표 6. 총지출 및 순유자

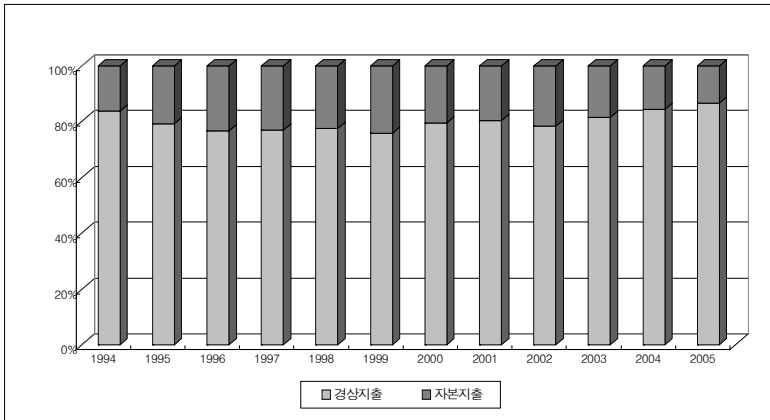
(단위: 10억 원)

연도	총지출 및 순유자 (1) + (4)	총지출 (1) = (2) + (3)	경상지출 (2)	자본지출 (3)	순유자 (4)
1994	60,357	54,082	45,346	8,736	6,275
1995	71,579	62,847	49,803	13,044	8,732
1996	84,429	73,321	56,198	17,123	11,108
1997	100,327	81,604	62,813	18,791	18,723
1998	115,430	90,990	70,631	20,359	24,440
1999	120,988	101,236	76,798	24,438	19,752
2000	129,284	109,443	87,170	22,273	19,841
2001	136,765	126,688	101,744	24,944	10,077
2002	136,046	135,610	106,255	29,355	436
2003	163,592	166,295	135,695	30,600	-2,703
2004	173,189	171,800	144,803	26,997	1,389
2005	186,398	183,370	158,721	24,649	3,028

우리나라 통합재정수지에서 총정부지출은 크게 총지출과 순융자로 나뉜다. 순융자는 정부가 융자 형태로 지원해 주는 사실상 재정지출정책으로서 고려해 볼 수 있다. 그러나 <표 6>에서 보는 바와 같이 순융자는 2001년까지는 상대적으로 비중이 존재하였으나, 2002년 이후에는 그 비중이 작아지는 것을 확인할 수 있다. 2005년 현재 총지출 및 순융자의 합은 약 186조 원이며, 이 중 약 183조 원 정도가 총지출이고 나머지 약 3,000억 원이 순융자로 나타나고 있다.

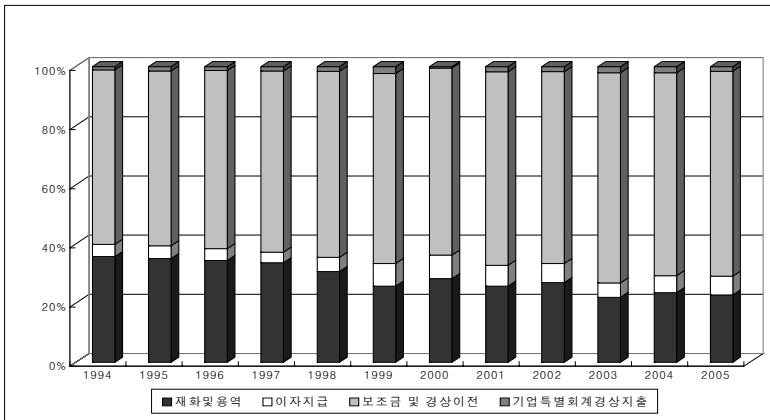
총지출은 경상지출과 자본지출로 나뉘는데, 2005년 현재 경상지출은 약 159조 원이며, 자본지출은 약 24.6조 원 정도 되는 것으로 나타나 있다. 총지출을 연도별로 살펴보면 1994년 이래 지금까지 꾸준히 증가한 것으로 나타나고 있으며, 경상지출 역시 지속적으로 증가하는 추세를 나타내고 있다. 반면 자본지출의 경우에는 2003년까지는 대체로 증가추세를 나타냈으나, 그 이후에는 감소하는 추세를 나타내고 있다.

■ 그림 22. 총지출의 구성



<그림 22>에서와 같이 총지출은 크게 경상지출과 자본지출로 나누어 볼 수 있는데, 경상지출은 1999년에 그 비중이 축소되기는 하였지만, 최근에 다시 증가하여 2005년에는 80% 이상을 차지하는 것으로 나타나고 있다. 2000년대 들어 자본지출의 구성이 줄고 경상지출의 비중이 확대되고 있는 것이 최근 통합재정수지 지출측면의 특성이라고 할 수 있다.

▮ 그림 23. 경상지출의 구성

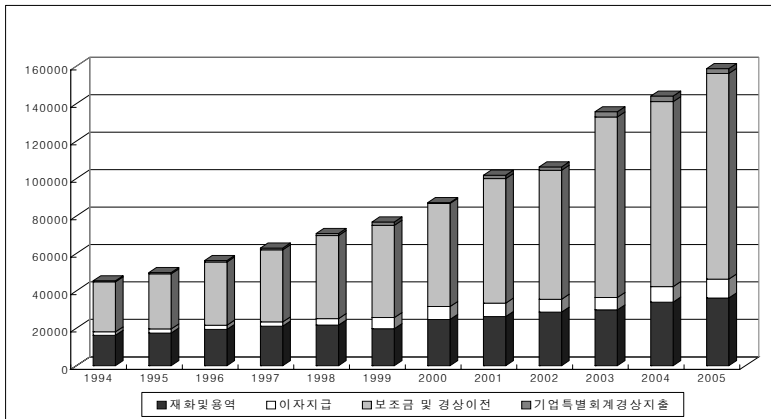


경상지출은 크게 재화 및 용역에 대한 지출, 이자지급, 보조금 및 경상이전, 기업특별회계 경상지출로 구분하는데, <그림 23>에서 보는 바와 같이 경상지출에서 가장 큰 비중을 차지하는 것은 보조금 및 경상이전이다. 보조금 및 경상이전은 1994년 이래 그 비중이 증가하여, 2005년에는 경상지출의 약 70%가량을 점유하고 있다. 경상지출에서 이러한 보조금 및 경상이전의 비중이 확대되고 있는 것은 사회안전망의 요구와 복지사회 추구에 의한 결과라고 할 수 있으며, 이러한 비중확대는 경제적으로 재정지출정책에서 자동안정화의 역

할이 강화되었음을 의미한다. 경상지출에서 재화 및 용역에 대한 비중은 1990년대 중반에는 그 비중이 경상지출의 35% 이상을 차지하였으나, 외환위기를 거치면서 줄어들어, 2005년에는 약 20% 내외의 비중을 차지하고 있다. 따라서 2000년대 들어서는 재정지출에서 정부구매의 역할이 축소되고 있음을 알 수 있다. 이자지급은 지출에서 차지하는 비중이 작은 편이었으나, 외환위기를 겪으면서 그 비중이 확대되어 약 10%에 가까워졌으나, 최근 들어 다시 축소되는 모습을 보이고 있다.

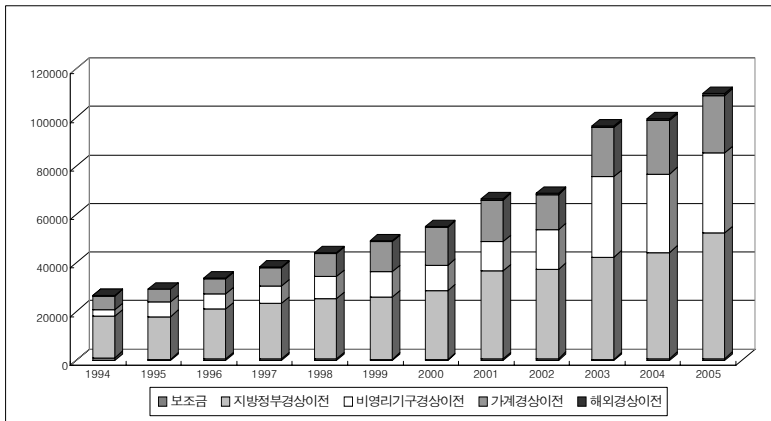
<그림 24>는 경상지출을 구성하는 부분들의 연도별 추이를 나타내고 있으며, 경상지출이 지속적인 증가추세를 보이고 있음을 확인할 수 있다. 또한 경상지출에 가장 큰 비중을 차지하는 보조금 및 경상이전의 증가추세가 경상지출의 증가추세를 주도하고 있음도 알 수 있다. 이러한 증가추세와 더불어 2003년에는 경상지출이 기존의 추세보다도 더욱 확대되는 모습이 나타나고 있다.

■ 그림 24. 경상지출의 구성 및 추이



<그림 25>는 보조금 및 경상이전의 구성과 연도별 추이를 나타내고 있다. 보조금 및 경상이전의 지출항목 중에서 보조금은 그 구성액이 매우 작음을 알 수 있으며, 비중이 가장 큰 항목은 지방정부의 경상이전이다. 이 지방정부 경상이전은 매년 확대되고 있는 추세이며, 보조금 및 경상이전을 주도하는 것으로 나타나고 있다. 이러한 지방정부 경상이전의 증가 추세는 지방정부에 대한 역할 확대 추세와 부합한다고 볼 수 있다. 그러나 그 추세가 완만한 것도 특징적이다.

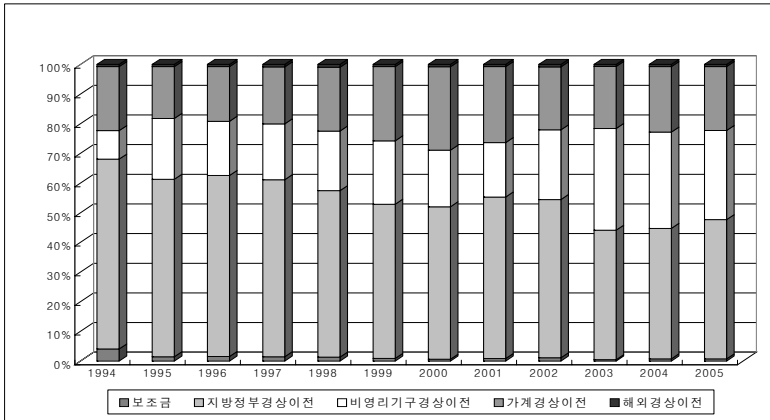
▣ 그림 25. 보조금 및 경상이전의 구성 및 추이



<그림 25>에서 보는 바와 같이 보조금 및 경상이전의 증가에 크게 기여하는 부분은 비영리기구경상이전과 가계경상이전이다. 가계경상이전은 꾸준히 지속적으로 증가하는 추세를 나타내고 있어 가계경상이전이 보조금 및 경상이전에서 중요한 부분으로 자리하고 있음을 확인할 수 있다. 비영리기구경상이전의 경우에는 1990년대 중반에는 가계경상이전지출에도 미치지 못하였지만, 최근에는 보조금 및 경상이전의 증가와 구성을 주도하는 역할 확대가 나타나고 있

다. 특히, 최근 3년 동안에는 그 이전에 비하여 약 두 배의 지출확대가 이루어졌음을 확인할 수 있다.

■ 그림 26. 보조금 및 경상이전의 구성

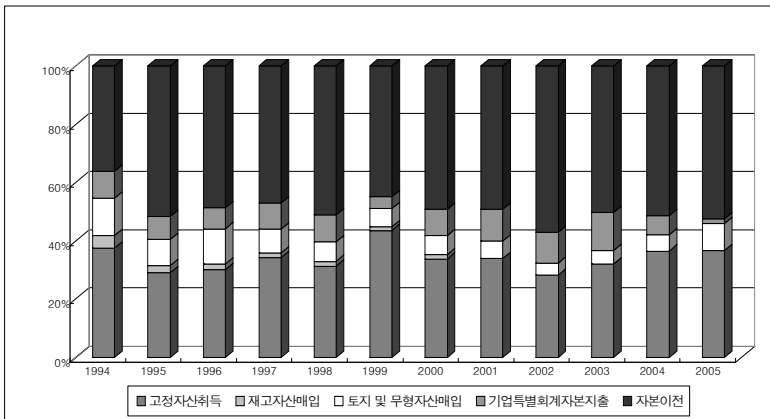


<그림 26>은 보조금 및 경상이전 구성항목의 비중과 비중의 변화를 연도별로 살펴본 것이다. 그림에서 보듯이 1990년대에 약 60%의 비중을 차지하던 지방정부경상이전은 2003년부터 그 구성비가 크게 줄어들어 40%를 상회하는 정도의 비중을 차지하고 있는 것으로 나타났다. 반면에 비영리기구경상이전은 2003년 들어 크게 증가하여 약 35% 정도의 비중을 차지하였으며, 그 이후 다소 비중이 줄었지만, 1990년대에 비해서는 상당히 큰 비중을 나타내고 있다. 가계경상이전은 등락이 있지만 약 20%의 비중을 유지하는 것으로 나타나고 있다.

<그림 27>은 자본지출의 구성을 나타내고 있다. 자본지출은 고정자산취득, 재고자산매입, 토지 및 무형자산 매입, 기업특별회계자본지출 및 자본이전으로 구성된다. 자본지출의 항목별 구성비를 살펴보면, 고정자산취득은 연도별로 차이는 나지만 자본지출에 약 30~

40%를 차지하고 있는 것으로 나타났다. 재고자산매입은 거의 비중이 미미하며, 토지 및 무형자산 매입은 1990년대에는 10% 내외의 모습을 보였으나, 2000년 이후에는 비중이 다시 줄어들고 있다. 자본지출 중 가장 큰 비중을 나타내는 것은 자본이전 항목으로 대략 50% 이상의 수준에서 등락을 보이는 것으로 나타나고 있다.

그림 27. 자본지출의 구성



지금까지 통합재정수지의 세부항목의 연도별 추이와 구성의 변화에 대하여 살펴보았다. 이로부터 정부 총수입의 경우에는 그 구성의 내용이 크게 변동하지 않고 안정적이었던 반면에, 총지출의 경우에는 경상지출의 구성 면에서 변화가 있었음을 관찰할 수 있었다. 재정정책에서 재정지출의 영향에는 그 구성의 변화 때문에 나타날 수 있는 효과도 고려할 수 있는 틀이 필요할 것이다. 반면 정부수입의 경우에는 커다란 내용의 변화가 나타나는 것이 아니어서 세입 충격이 경제에 미치는 영향이 시간에 대하여 일관된 움직임을 보일 가능성이 높다고 볼 수 있다.

제4장 구조적 VAR 접근

I. 모형설정과 식별가정

1. 5변수 VAR 구성

거시경제를 구성하는 VAR 모형은 Blanchard and Perotti(2002)의 모형과 식별가정을 기준으로 Perotti(2004)의 연구에서 제시하는 거시경제를 대표하는 5변수를 사용한다. 5개 변수와 관련한 변수의 정의는 다음과 같이 정의한다.

- g_t : 1인당 실질 정부지출의 로그수준; 여기서 정부지출은 정부 소비와 정부투자를 포함한다. 정부투자의 자료가 불충분한 경우 정부소비지출을 사용한다.
- t_t : 1인당 실질 순수입의 로그수준; 정부수입-정부 이전지출
- y_t : 1인당 실질소득의 로그수준
- π_t : GDP 디플레이터 인플레이션을
- i_t : 장기 명목 이자율; 소비와 투자의 중요한 결정요인으로서 장기 이자율이 포함된다.
- X_t : 내생변수의 벡터
- U_t : 축약형 오차의 벡터

이러한 5개의 변수는 재정정책 변화의 동태적 효과를 분석하는데 필요한 거시경제를 구성하는 변수의 최소 집합으로 생각할 수 있

다. 5변수를 추정하는 경우, 재량적 재정정책을 더욱 명확하게 식별할 수 있으며, 내생적 변수들의 변화에 대한 반응을 통해 재정정책의 반응을 더욱 명확히 인식할 수 있으며, 이로부터 재정정책의 과급경로를 더욱 구체적으로 파악할 수 있다. GDP, 물가, 이자율의 변화에 대해서 재정변수들이 속한 예산 및 세출이 변경될 수 있다. 예를 들면 물가가 두 배로 상승하는 경우 명목세입은 두 배로 증가할 수 있지만 실질세입은 그대로일 것이다. 이러한 물가에 대한 실질세입의 움직임은 물가에 대한 실질세입의 당기의 반응에 제약으로 존재하게 된다. 따라서 물가를 모형에 포함함으로써 세입 충격을 더욱 명확하게 식별할 수 있게 된다. 이자율 역시 같은 역할을 통하여 명확한 재정정책 식별에 도움을 주게 된다. 5변수보다 많거나 적은 수의 변수를 포함하기도 하지만, 최근의 재정정책 연구들의 기본적인 모형은 상기의 5변수 모형을 기준으로 삼고 있다.⁵⁾ 상기의 정의를 이용하면 축약형(reduced form) VAR는 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$X_t = A(L)X_{t-1} + U_t \quad (1)$$

여기서 $X_t \equiv [g_t, t_t, y_t, p_t, r_t]'$ 이며 $U_t \equiv [u_t^g, u_t^t, u_t^y, u_t^p, u_t^r]'$ 이다. 즉, X_t 는 정부지출, 세입, 총생산, 물가, 이자율을 포함하고 있으며, X_t 에 포함된 변수들에 대한 재정정책의 효과를 분석하기 위하여 축약형 오차 벡터인 U_t 로부터 관찰된 충격들을 식별하는 과정이 우선적으로 필요하다. 모든 식은 각 내생변수의 4기 시차를 포함하고 있다. 또한 상수항과 분기더미, 선형 추세 등이 포함되어 있다.

5) 최근의 연구로는 Perotti(2004), Fatas and Mihov(2001b), Favero and Giavazzi(2007) 등을 참조할 수 있다.

재정정책의 충격을 어떻게 식별하는가에 대한 논의는 다수의 연구에서 이루어져 왔다. 여기서는 VAR 접근에서 가장 일반적으로 사용되고 있는 Blanchard and Perotti(2002), Perotti(2004), Favero and Giavazzi(2007)의 연구를 따르기로 한다.⁶⁾

Blanchard and Perotti(2002)와 Perotti(2004)에서처럼 g_t 와 t_t 식에서의 축약형 오차항인 u_t^g 와 u_t^t 는 다음의 세 구성요소의 선형 결합으로 생각할 수 있다. 첫째, 국내총생산, 물가, 이자율의 변동(innovations)에 대한 정부지출과 세금의 자동적 반응(automatic response)을 생각할 수 있다. 예를 들면 주어진 세율에 대해서 산출 충격에 대한 반응으로서 기대치 않은 세금의 변화를 생각해 볼 수 있다. 둘째, GDP, 물가, 이자율의 변화(innovation)에 대한 정책입안자의 체계적인 재량적 반응(systematic discretionary response)을 생각할 수 있다. 예를 들면 불황에 대한 반응으로서 체계적으로 시행되는 세율의 저감 등을 예로 들 수 있다. 셋째, 재정정책에 대한 무작위적 재량 충격(random discretionary shocks)을 생각할 수 있다. 이는 구조적인 재정충격으로서 축약형 오차와는 달리 다른 구조적 충격과 상관관계가 없다고 생각할 수 있다.

6) 재정정책의 효과를 분석하기 위한 다양한 접근이 기존의 연구들에서 제시되고 있다. VAR를 이용하는 경우, 재정정책을 식별하는 것이 필요하다. 이에 대해서 Blanchard and Perotti(2002) 이외의 방법을 제시한 연구들은 다음과 같다. Edelberg, Eichenbaum and Fisher(1999)와 Burnside, Eichenbaum and Fisher(2004)의 경우에는 외생적이고 유의적인 재정지출이 발생한 시점을 더미변수를 구성하고 이를 이용하여 재정정책의 효과를 분석하였는데, 이는 통화정책에 이 방법을 이용한 Romer and Romer(1989)에서 제시하고 있는 방법이다. 한편, Mountford and Uhlig(2002)는 충격반응 함수의 부호에 제약을 가함으로써 정부지출과 정부수입의 충격을 식별하였으며, Fatas and Mihov(2001b)는 재정충격을 식별하기 위하여 출레스키 서열배정을 이용하였다.

이러한 세 구성요소의 선형결합에 대해서 다음과 같이 축약형 오차를 표현할 수 있다.

$$u_t^g = \alpha_{gy}u_t^y + \alpha_{gp}u_t^p + \alpha_{gr}u_t^r + \beta_{gt}e_t^g + e_t^g \quad (2)$$

$$u_t^t = \alpha_{ty}u_t^y + \alpha_{tp}u_t^p + \alpha_{tr}u_t^r + \beta_{tg}e_t^g + e_t^t \quad (3)$$

여기서 e_t^g 와 e_t^t 는 구조적 재정 충격을 의미하며, 이러한 두 충격이 거시경제에 미치는 영향을 추정하는 것이 이 연구의 주요 내용이다. 이러한 두 충격의 거시경제 영향을 분석하는 데 상기의 α_{ij} 와 β_{ij} 계수를 추정하는 것이 필요하다. α_{ij} 계수는 세 가지 선형 결합의 다른 두 구성 요소를 표현하고 있다. e_t^g 와 e_t^t 가 축약형의 오차항과 상관관계를 가지고 있으므로 식 (2)와 (3)을 추정하는 데 있어서 OLS에 의하여 추정하면 이들을 얻을 수가 없다.

실제로 분기나 월 자료를 이용하여 추정하는 경우 GDP, 물가, 이자율에 대한 정부의 재량적 반응이 정책으로 수립되고 새로운 정책 수단으로 수행하는 데 있어서 3개월 이상의 시간이 경과되기 때문에 재량정책의 즉각적 반응은 없는 것으로 설정할 수 있다. 이러한 경우 α_{ij} 계수는 다른 거시경제변수의 변화에 대한 재정정책의 자동조절적 반응만을 반영한다고 할 수 있다.

정부의 재정지출과 순세입(net taxes)을 어떻게 정의하여야 하는가에 대한 문제와 직접적으로 연결되겠지만, 재정지출과 순세입이 정부부채에 대한 이자지급을 포함하고 있지 않다면 이자율 변동에 대한 재정지출과 순세입의 탄력성은 0으로 가정할 수 있다. 즉, α_{gr} 과

α_{tr} 은 0으로 규정할 수 있다. 그러나 이러한 가정은 재정지출에서는 다소 정당한 것으로 보일 수 있으나, 순세입의 경우에는 다소 문제를 안고 있다고 볼 수 있다. 여기서는 재정지출과 순세입의 정의에 따라 다소 차이가 날 수 있음을 인정하지만, 이자율 변동에 대한 지출과 수입의 당기에서의 자동조절적 반응이 크지 않다고 가정하고, 또 자동조절적 반응이 존재한다고 하더라도 그 반응의 탄력성에 대한 실증적인 자료가 미비하다는 점을 인정하여, 모든 경우에 이러한 가정을 적용하였다.

정부의 재정지출이 경제활동에 어떻게 반응하는지에 대하여 식(2)를 다시 살펴보자. 경제활동에 대한 재정지출의 자동조절적 반응이 존재한다고 생각할 수 있다. 여기서는 재정지출에서 실업관련 재정지출이 존재하며, 경제활동에 대한 자동조절적 안정화 기능이 존재한다고 가정하였다. 박기백·박형수(2002)에 따르면 재정지출의 GDP 탄력성으로서 실업관련 재정지출의 GDP 탄력성을 제시하고 있다. 이에 따르면 비이자 경상지출은 실업관련 재정지출의 변동에 비례하여 변동한다고 보고 비이자 경상지출의 GDP 탄력성을 계산하여 제시하였다. 실업관련 재정지출이 비이자 경상지출에서 차지하는 평균비중 계산 시 실업관련 재정지출에 포함되는 지출항목은 공공근로사업, 직업훈련, 청년실업대책, 취업관련보조금, 장애인고용대책, 실업급여 등이며, 이 비중은 우리나라에서 약 6.4%로 제시하고 있다. 그러나 본 연구에서 재정지출변수로서 협의로 정의하는 경우, 보조금 및 경상이전을 제외하게 되므로 탄력성은 -0.3보다 더 비탄력적일 가능성이 높다. 이러한 면에서 $\alpha_{yy} = -0.2$ 로 설정하였다.

반면에 가격변동에 대한 재정지출의 자동조절적 반응은 다르게 접근할 수 있다. 재정지출에는 정부의 고용에 대한 지출이 포함되어

있고, 이는 가격에 포함되어 있으므로 가격변동에 대한 재정지출은 자동적으로 변동할 수 있다. 다시 말해서 재정지출의 어떤 부분들은 물가수준에 대하여 반응하기 쉽다. Perotti(2004)에선 이러한 점을 고려하여 재정지출의 가격탄력성을 -0.5 로 설정하였다. 그러나 이러한 임의적 선택 역시 제한적이며, 가격탄력성을 0 으로 설정한다 하더라도 추정결과에 영향을 주지는 않는 것으로 나타났다. 여기에서도 이러한 점을 감안하여 가격탄력성을 0 으로 설정하고 추정하였다.

▣ 표 7. 재정수입 및 재정지출의 GDP 탄력성

구 분	재정수입 형태별 GDP 탄력성				재정수입의 GDP 탄력성	재정지출의 GDP 탄력성	재정수지의 GDP 탄력성
	소득세	법인세	간접세	사회보장 기여금			
우리나라	1.38	1.36	0.80	0.71	1.09	-0.28	0.21
OECD 평균	1.0	1.3	0.9	0.8		-0.3	0.49

자료: 박기백·박형수(2002)에서 인용

식(3)에서는 정부의 순세입이 어떻게 경제활동에 대해서 자동적으로 반응하는지에 대하여 생각할 수 있다. 순세입의 경우에, 산출이 증가하면 자동적으로 세수가 증가하므로 이 계수의 값이 계산되거나 추정될 필요가 있다. Blanchard and Perotti(2002)와 Perotti(2004)의 경우에는 순세입의 산출과 가격탄력성을 추정하거나 계산하여 이를 고정된 값으로 식(3)에 대입하는 방식을 사용하고 있다. 박기백·박형수(2002)에 따르면 우리나라의 경우 세수의 GDP 탄력성은 1.09로 제시하고 있다.⁷⁾ 본 보고서에서는 특정한 값을 찾기 어려워 박기백·박형수(2002)에서 제시하는 탄력성 1.09를 고정하여 대입하는 방

7) 그러나 허석균(2004)에 따르면 탄력성을 1.09로 놓고 추정하는 경우와 거짓으로 -1.09 로 대입하여 추정하는 경우 설명력에 차이가 없음을 제시하고 있다.

식을 취하였다.

한편, 순세입의 가격탄력성에 대하여 우리나라를 대상으로 한 연구를 찾는 것은 쉽지 않으므로, 외국의 사례를 참고로 하여 순세입의 가격탄력성을 대입하였다. 스페인의 경우 가격탄력성이 0.78로 제시되어 있다. 이러한 면을 고려하여 순세입의 GDP 탄력성은 1.09, 가격탄력성은 0.7로 적용하여 추정하였다.⁸⁾

자동적 반응에 대한 GDP 탄력성과 가격탄력성이 구해지면 다음과 같은 적응적 재정충격(u^{CA})을 도출할 수 있다.

$$u_t^{g, CA} \equiv u_t^g - (\alpha_{gy}u_t^y + \alpha_{gp}u_t^p + \alpha_{gr}u_t^r) = \beta_{gt}e_t^g + e_t^g \quad (4)$$

$$u_t^{t, CA} \equiv u_t^t - (\alpha_{ty}u_t^y + \alpha_{tp}u_t^p + \alpha_{tr}u_t^r) = \beta_{tg}e_t^g + e_t^t \quad (5)$$

식(4)와 (5)에서는 상기의 계수값이 주어진 상태에서 재정정책의 역할이나 기능으로부터 재정충격을 식별하는 더 세밀한 가정이 필요하다. 예를 들어 재정지출의 의사결정이 세입에 대한 의사결정보다 앞서 진행되었다면, β_{gt} 를 0으로 설정할 수 있고, 이렇게 된다면 β_{tg} 를 추정할 수 있다. 반대로 세입에 대한 의사결정이 더 먼저 이루어진다면, β_{tg} 를 0으로 설정하고 β_{gt} 를 추정할 수 있게 된다. Perotti (2004)의 경우에는 이러한 두 가지 상황을 모두 추정하여 재정충격에 대한 식별을 도출하고 충격반응을 도출하였다. 본 보고서에서는 재정지출의 의사결정이 먼저 이루어지는 것으로 가정하고 β_{gt} 를 0으로 설정하고, β_{tg} 를 추정하는 것으로 한다. 일반적으로 지출에 대한 의사결정이 먼저 이루어질 것이라는 가정을 염두

8) 이와 같은 값 이외에도 GDP 탄력성 1.0, 가격탄력성 1.0의 값을 대입하여 추정한 경우에도 결과에 큰 영향을 미치는 것은 아니었다.

에 두었다고 볼 수 있다.

5개 변수 중 재정정책변수에 대한 당기구조계수의 식별은 상기와 같이 가정하였고, 나머지 3개 변수에 대한 식별가정에 대하여는 다음의 식 (6)~(8)로 식별가정을 두었다. 식(6)은 GDP의 당기구조계수에 대한 가정으로 GDP는 당기에 재정정책변수들의 축약형 오차에 대하여 반응하지만 다른 거시경제변수의 축약형 오차에 대해서는 반응하지 않는 것으로 가정하였다.

$$u_t^y = \gamma_{yt}u_t^t + \gamma_{yg}u_t^g + e_t^y \quad (6)$$

가격의 당기구조계수를 식별하는 식은 다음의 식(7)으로 표현한다. 식(7)에서 물가는 당기에서 GDP와 재정정책의 축약형 오차에 대하여 반응하는 것으로 식별하였다.

$$u_t^p = \gamma_{pt}u_t^t + \gamma_{pg}u_t^g + \gamma_{py}u_t^y + e_t^p \quad (7)$$

이자율의 경우에는 식(8)과 같이 당기구조계수에 대한 식별 가정을 구성하였다. 이자율은 당기에서 모든 거시경제변수의 축약형 오차와 관련되어 있음을 표현하고 있다.

$$u_t^r = \gamma_{rt}u_t^t + \gamma_{rg}u_t^g + \gamma_{ry}u_t^y + \gamma_{rp}u_t^p + e_t^r \quad (8)$$

지금까지 5개 변수의 당기구조계수의 식별가정을 종합하여 행렬의 형태로 표현하면 다음의 식(9)와 같다.

$$AU_t = Be_t \quad (9)$$

여기서 e_t 는 5변수의 구조적 충격을 포함하는 벡터이며, 구체적

인 행렬은 다음과 같은 일반형의 모습을 가진다.

$$A = \begin{pmatrix} 1 & 0 & -\alpha_{gy} & -\alpha_{gp} & -\alpha_{gr} \\ 0 & 1 & -\alpha_{ty} & -\alpha_{tp} & -\alpha_{tr} \\ -\gamma_{yy} & -\gamma_{yt} & 1 & 0 & 0 \\ -\gamma_{py} & -\gamma_{pt} & -\gamma_{py} & 1 & 0 \\ -\gamma_{ry} & -\gamma_{rt} & -\gamma_{ry} & -\gamma_{rp} & 1 \end{pmatrix}$$

$$B = \begin{pmatrix} 1 & \beta_{gt} & 0 & 0 & 0 \\ \beta_{tg} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$$

이러한 계수 행렬은 일반적인 가정이며, 앞에서 추가적으로 구체적인 값들을 제시한 것들은 그대로 고정값을 주었다. 계수들의 고정값과 추정값은 추정결과에서 제시하기로 한다.

2. 6-VAR 모형: 소비와 투자

GDP의 구성 변수인 소비와 투자를 모형에 포함하는 것은 재정정책 충격이 경제에 미치는 효과에 대한 파급경로를 파악하는 데 도움이 된다. 일반적으로 재정정책에 대해서 소비와 투자가 어떻게 반응하는가는 정책적 시사점뿐만 아니라 이론적 시사점도 제공해 준다. 다양한 실증연구들이 제시한 바에 따르면, 확장적 재정정책에 따라 소비는 증가하는 반응을 나타내고 투자도, 다소 상반된 경우도 있지만, 증가하는 반응을 보여 준다.⁹⁾ 대체로 이러한 반응은 케인지안의 전통적 이론과 부합한다고 볼 수 있다. 특히, 소비가 재정정책과 양(+)의 반응 관계를 나타내는 것은 당기의 GDP와 소비가 양(+)의 관

9) 이에 관해서는 Fatas and Mihov(2001b)를 참조할 수 있다.

계에 있다는 것을 의미하고 있어, 이론적인 면에서 시사하는 바가 크다. 따라서 구체적인 GDP 구성요소의 재정정책에 대한 반응을 확인한다면, 재정정책의 과급경로를 파악할 수 있고, 구체적인 정책에 접근하는 데 용이할 수 있다.

여기서는 GDP 구성요소인 민간소비와 투자를 상기의 기준 추정식에 각각 포함하여 6-VAR 모형을 구성하여 정부지출과 세금 충격의 충격반응을 추정한다. 재정지출에 대한 민간투자의 반응을 추정하는 경우, 내구재에 대한 정부구매와 민간 재고 사이에 음(-)의 상관관계가 존재할 수 있기 때문에 음(-)의 충격반응이 나타날 수도 있다. 이는 갑작스런 내구재의 정부구매에 호응하기 위하여 민간기업은 재고를 줄이는 행동을 취하기 때문에 가능하다. 이 경우에는 장기 이자율이 상승하는 반응이 나타나지 않을 가능성이 높다. 이와 같은 여러 상황을 고려하여 재정지출에 대한 투자의 반응을 살펴보는 것도 필요하다.

6-VAR의 모형은 앞서 5-VAR 모형과 동일하며, 추가적으로 민간소비와 투자를 6번째 변수로 포함한 것에 지나지 않는다. 다만, 당기구조계수행렬이 6×6 행렬로 표시되며, 민간소비와 투자는 다른 변수들에 대해서는 당기에 영향을 받지만, 이 변수들이 다른 거시경제 변수에는 당기에 영향력이 없는 것으로 가정하여 추정하였다는 점이 다르다. 다음의 행렬은 6-VAR를 구성하는 경우에 민간소비를 6번째 변수로 추가한 경우의 식(9)에서 제시하고 있는 일반적인 형태의 당기구조계수행렬을 표현한 것이다.

$$A = \begin{pmatrix} 1 & 0 & -\alpha_{gy} & -\alpha_{gp} & -\alpha_{gr} & 0 \\ 0 & 1 & -\alpha_{ty} & -\alpha_{tp} & -\alpha_{tr} & 0 \\ -\gamma_{yy} & -\gamma_{yt} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ -\gamma_{py} & -\gamma_{pt} & -\gamma_{py} & 1 & 0 & 0 \\ -\gamma_{ry} & -\gamma_{rt} & -\gamma_{ry} & -\gamma_{rp} & 1 & 0 \\ -\gamma_{cy} & -\gamma_{ct} & -\gamma_{cy} & -\gamma_{cp} & -\gamma_{cr} & 1 \end{pmatrix}$$

$$B = \begin{pmatrix} 1 & \beta_{gt} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \beta_{tg} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$$

상기의 5변수 모형과 마찬가지로 계수들은 두 가지 형태로 추정에 이용된다. 식별의 문제 때문에 일부 계수는 사전적으로 고정값을 주고, 나머지는 추정을 하게 된다. 고정값을 주게 되는 경우 5변수 모형의 가정을 그대로 따르며, 나머지는 앞에서 설명한 식별가정을 사용한다.

3. 4-VAR의 구성: 재정수지

재정수지에 대한 거시경제의 반응을 살펴보기 위하여 4-VAR 모형을 구성한다. 재정수지 적자를 광범위한 국가채무로 고려할 수 있다면, 재정수지의 외생적 충격이 거시경제에 미치는 영향을 분석하는 것은 국가부채의 거시경제적 영향을 가늠할 수 있는 방법일 수 있다. 상기의 5변수 VAR에서 재정정책변수인 정부지출과 순세입을 모형에서 제외하고 이들의 차이(여기서는 로그수준의 차이)를 재정수지변수로 모형에 포함하여 이 변수가 외생적으로 변화하였을 때 거시경제를 구성하는 GDP, 물가, 이자율의 변동을 살펴보도록 하였다. 재

정지출과 수입의 차이를 재정수지로 정의하였으므로 재정수지의 증가 충격은 주어진 세입하에서 재정지출의 증가나 아니면 주어진 재정지출하에서 세입의 감소로 해석할 수 있다. 이러한 재정수지의 증가 충격은 세입을 확보하지 않은 재정지출의 구조적 증가 또는 재정지출을 줄이지 않은 세입의 감소를 의미하며, 이는 미래에 세입과 재정지출의 변화를 수반하지 않는다면 국채로 재원이 조달되는 재정정책으로 생각할 수 있다. 여기서는 세입이나 지출의 조정 없이 시행되는 재정정책의 충격으로서 재정수지의 충격을 고려하여, 재정 충격 후에 재정수지의 반응에서 일정기간 내에 재정수지의 상반된 반응이 나타나는지를 살펴보고, 상반된 반응이 나타나는 경우에는 세입이나 지출이 조정된 재정수지 충격으로 확인하고 그렇지 않은 경우 국채로 재정이 조달되는 충격으로 상정한다. 따라서 우리나라의 경우 재정수지 충격 후에 어떠한 재정수지의 반응이 나타나는지를 살펴보고, 그 반응에 따라서 재정수지 충격의 의미를 파악하고, 그 충격에 대한 거시경제의 반응에 대해서 살펴본다. 이러한 의미에서 4변수로 구성된 VAR을 설정하였다.

상기의 5-VAR 모형과 차이는 재정수지가 경제활동에 의하여 어떻게 영향을 받는가에 대한 식별가정이 다르기 때문에 발생할 수 있다. 여기서는 재정수지가 GDP의 변동에 의하여 당기에 영향을 받는 것으로 가정하였다. 이제 당기구조계수행렬을 추정을 위해서 계수의 식별이 필요하며, 이러한 식별을 위해서 재정수지가 GDP의 변동에 대하여 당기에 받는 영향을 평균적인 재정수지의 GDP 탄력성으로 고정시키고, 물가와 이자율이 재정수지에 미치는 영향은 당기에는 나타나지 않는다고 가정하였다. 재정수지의 GDP 탄력성은 <표 7>에서 제시된 재정수지의 GDP 탄력성을 그대로 가정하여, 재정수지

의 GDP 탄력성 0.2로 고정된 값을 당기구조계수행렬에 대입하고, 당기구조계수행렬을 추정하였다. 아래의 행렬 A 와 B 는 상기의 5-VAR에서 구조형 오차와 축약형 오차 간의 관계를 나타낸 식 (9)에서 제시된 행렬 A 와 B 를 재정수지와 거시경제변수 GDP, 물가, 이자율 4변수 모형에서 표시한 행렬의 일반형 모습을 제시한 것이다.

$$A = \begin{pmatrix} 1 & -\alpha_{fy} & -\alpha_{fp} & -\alpha_{fr} \\ -\gamma_{yf} & 1 & 0 & 0 \\ -\gamma_{pf} & -\gamma_{py} & 1 & 0 \\ -\gamma_{rf} & -\gamma_{ry} & -\gamma_{rp} & 1 \end{pmatrix}$$

$$B = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$$

상기의 5-VAR 또는 6-VAR 모형에서 계수에 대한 취급과 같이 4-VAR에서도 추정되어야 하는 계수의 수가 너무 많아 사전적으로 고정값을 주어야 하는 경우가 발생하므로 이를 위하여 A 의 α_{ij} 를 고정값을 주고 나머지 γ_{ij} 계수들은 추정하며, 고정계수들의 값은 상기의 값들을 이용한다.

제5장 자 료

I. 자료의 구성

통합재정수지의 분기별 자료는 1994년부터 출발하며, 월별자료는 1999년부터 시작하는 관계로 충분한 시계열을 가지고 있지 않다. 본고에서는 분기별 자료를 이용하는 것을 기본으로 하여 자료의 구득이 가능한 부분을 고려하여 재정변수를 정의하고 이를 이용하여 재정정책 충격의 효과를 분석하였다. 통합재정수지는 재정수지 차이를 정확히 계산하고, 포괄범위 내에 있는 각종 회계 및 기금 간의 내부거래를 제거시켜 타 경제부문과의 외부거래만을 일정기준에 따라 통합하도록 작성되었다. 따라서 재정정책의 실물경제 효과를 분석하기 위해서는 통합재정수지를 이용하는 것이 적절하다고 볼 수 있다. 통합재정수지에서 제공하는 변수들에 대한 정의는 부록에 제시되어 있다.

본고에서 이용한 자료는 1994~2003년의 분기별 자료(fsq1), 1981~2003년의 분기별 자료(fsq2), 1994~2006년의 분기별 자료(fsq3) 3세트를 사용한다. 이러한 자료의 차이는 가용한 재정정책변수들이 다르기 때문이다. 가장 기본적이고 정의에 충실한 자료인 분기자료1(fsq1)이며, 이는 재정정책변수인 재정지출과 정부순수입(net taxes)을 기존의 해외연구와 같은 정의로 사용할 수 있는 반면, 다른 자료를 이용하는 경우에는 다소 다른 형태의 재정정책변수들을 사용하게 된다.

다양한 자료를 사용하는 것은 우선적으로 발표된 통합재정수지의 상세한 분기별 자료가 충분한 시계열을 구성하기에는 대상 기간이

다소 짧기 때문이다. 통합재정수지의 세부항목에 대한 분기별 자료는 1994년 1/4분기에서 2003년 4/4분기만이 가용할 뿐이다. 또한 월별 세부자료의 경우에는 1999년 7월에서 2003년 12월까지만이 가용하다. 따라서 최근의 재정정책의 영향이나 지난 1980년대의 재정정책의 효과 등을 분석하는 데 한계를 지니고 있다. 이러한 한계를 다소나마 극복하기 위하여 재정정책의 변수 정의를 조정하여 국민계정상의 재정관련 시계열을 확보하고, 이를 통해서 과거와 최근의 재정정책의 효과를 분석에 포함하고자 한다.

분기별 자료에서는 재정정책변수와 거시경제변수인 GDP, 소비, 투자의 경우 1인당으로 계산하여 변수를 구성하고 로그를 취하여 사용하였다. 물가는 GDP 디플레이터를 로그를 취하여 사용하였고, 이자율은 장기이자율로 국제이자율을 이용하였다. 장기이자율을 사용할 수 없는 경우에는 콜금리를 이용하였으며,¹⁰⁾ 이자율은 로그를 취하지 않고 사용하였다.

II. 재정정책변수 정의

사실상 재정정책변수를 정의하는 것은 어려운 작업의 하나이다. 우선 기존의 연구에서도 국가마다 재정정책변수에 대한 자료가 상이하며, 통일되어 있지 않은 문제가 있어 하나의 기준에 의하여 자료를 구성하는 것이 일반적이다. 본 보고서에서도 재정변수 자료가 실증분석을 하기에는 다소 짧은 시계열을 가지고 있어 더욱 장기의

10) 콜금리를 이용하는 경우, 통화정책에 의한 콜금리의 변화가 이자율의 변동에 영향을 줄 수 있다. 따라서 콜금리를 사용하는 경우에 그 해석은 제한적일 수 있다.

시계열 확보와 실증분석의 타당성을 확보하기 위하여 다소 유연한 정의를 제시하여 실증분석을 시도하고자 하였다.

우선 재정정책변수를 정의하는 데 있어서 합리적인 정의를 가진 경우부터 출발하는데 이 자료에서 재정정책변수는 시계열 구성에서 표본기간이 너무 짧아서 VAR 분석에서 실증적 타당성을 제시하는데 한계를 가지고 있다. 불충분한 시계열에 대한 대응으로 재정정책변수의 정의를 조금 유연하게 정의하는 방법을 고려할 수 있다. 이러한 경우에 시계열은 2006년 1/4분기까지 연장된 시계열을 확보할 수 있게 된다. 그러나 이 또한 시계열이 충분하다고 제시하기엔 부족한 것도 사실이다. 따라서 더욱 유연한 재정정책변수의 정의를 통하여 국민계정상에서 다소 장기의 시계열을 확보하고 VAR 모형을 추정하여 재정정책의 효과에 대한 분석을 시도하고 이용한 자료에 따른 실증분석 결과의 타당성을 확보하고자 하였다.

1. 분기자료(1)(fsq1)에서의 재정정책 및 거시경제 변수

분기자료(1)은 통합재정수지의 세부항목을 기준으로 재정정책변수를 정의하고, 재정정책에 부합하는 재정정책변수를 정의할 수 있는 기준이 되는 자료이다. 시계열의 표본기간은 통합재정수지 통계가 최소한 분기별로 발표되는 1994년 1/4분기~2003년 4/4분기의 기간을 대상으로 하고 있다. 이 분기자료(1)로부터 재정정책변수와 거시경제변수는 다음과 같은 정의를 가지고 있다.

재정정책변수에 대한 정의는 Blanchard and Perotti(2002)와 Perotti(2004)의 정의를 기준으로 하는데, 이 기준에 따르면 정부지출(government spending)은 정부소비(government consumption)와 정부투자

(government investment)의 합으로 정의되고, 순세입(net taxes)은 수입(revenues)에서 이전지출(transfers)을 차감한 것으로 정의하였다. 정부지출과 순세입의 상기의 정의에 따라 다음과 같이 통합재정수지 통계에 의거하여 재정정책변수를 정리하였다. 이러한 정의에 따르면 재정지출은 경상구매와 자본구매의 합으로 정의될 수 있다.

$$\begin{aligned} \text{재정지출}(g) &= \text{정부소비(경상구매)} + \text{정부투자(자본구매)} \\ &= (\text{재화 및 용역 경상지출} + \text{비금융기업 경상지출}) + (\text{자본지출} - \text{자본이전}) \\ &= (\text{cexp1} + \text{cexp4}) + (\text{kexp1} + \text{kexp2} + \text{kexp3} + \text{kexp4}) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{정부순수입}(t) &= \text{정부수입} - \text{정부이전} \\ &= \text{수입} - (\text{이자지급} + \text{보조금 및 경상이전}) \\ &= \text{grev} - (\text{cexp2} + \text{cexp3}) \end{aligned}$$

$$\text{국내총생산}(y) = \text{GDP}$$

$$\text{장기이자율}(r) = \text{국채수익률(3년)}$$

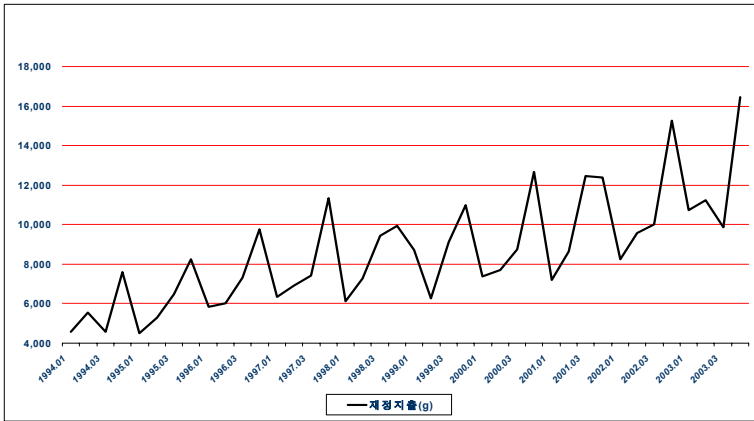
$$\text{물가}(p) = \text{GDP 디플레이터}$$

재정지출은 정부소비와 정부투자의 합으로 정의하여 이에 부합하는 통합재정수지의 변수들로 재구성하였다. 정부소비는 통합재정수지 항목에서 재화 및 용역의 경상지출과 비금융기업 경상지출의 합으로 구하였고, 정부투자의 경우에는 자본지출에서 자본이전 부분을 차감하여 구성하였다. 각 항목별로 살펴보면 <그림 28>과 같다.

이 그림에서는 1994년에서 2003년까지의 재정지출 추이를 볼 수 있다. 재정지출은 이 기간 중에 증가하는 추세에 있음을 알 수 있으며, 계절적 변동이 뚜렷하게 나타나고 있다. 전 기간에 걸쳐 4/4분기에 재정지출의 피크가 나타나고 있으며, 대부분 기간 중 1/4분기에 저점을 가지고 있다. 이러한 계절적 변동은 재정지출에서 구조적으로 나타난다고 볼 수 있다. 이러한 계절적 변동은 GDP의 계절적

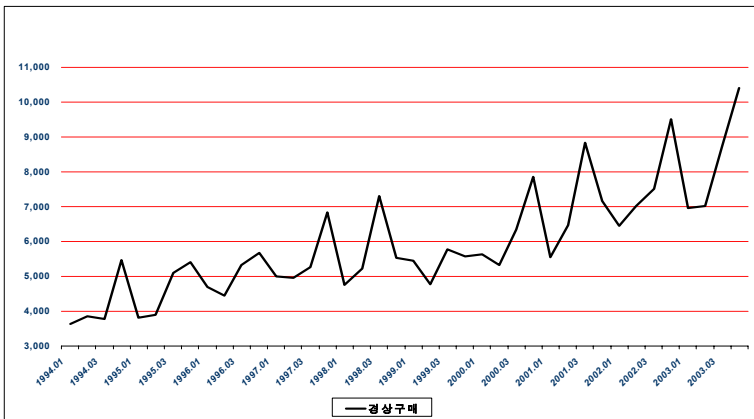
변동과 동일한 계절적 변동 패턴을 보여 주는 것이다.

그림 28. 재정지출(g)의 추이: 1994~2003년

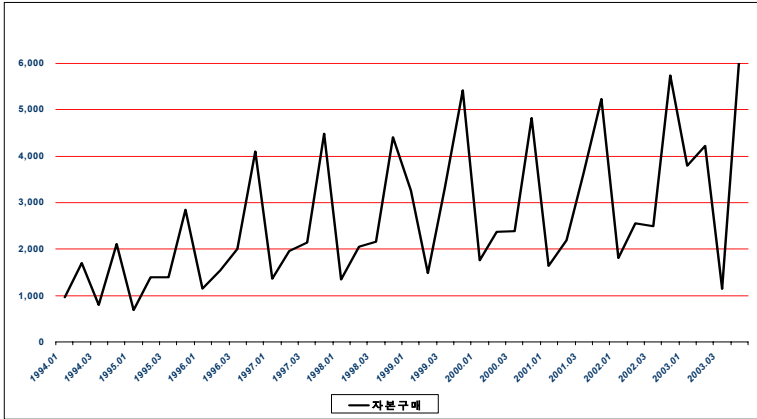


재정지출을 구성하는 경상구매와 자본구매에 대한 추이는 아래 그림에서 살펴볼 수 있다. 경상구매의 경우에 재정지출과 마찬가지로 증가추세를 보이고 있으며, 계절변동도 뚜렷하게 나타나고 있다.

그림 29. 재정지출의 경상구매 추이



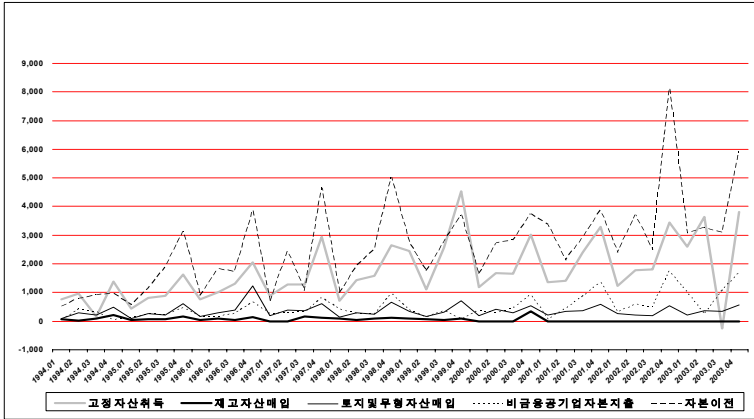
■ 그림 30. 재정지출의 자본구매 추이



자본구매의 추이는 <그림 30>에서 찾아볼 수 있다. 계절변동은 뚜렷하게 나타나고 있으나, 1996년 이후에 증가추세가 나타나지 않고 있어 재정지출에서 자본지출이 정체 또는 완만하게 되고 있음을 알 수 있다. 이러한 현상은 국민계정의 토목건설 투자 추이에서도 나타나고 있다. 1996년 이후의 정부의 자본구매 정체 현상은 정부의 투자에 대한 역할이 변화되었음을 간접적으로 시사하고 있다. 다시 말해서 정부의 자본구매에 의한 역할을 성장에서 유지로 변화하는 기능적 전환이 이루어진 것으로 보인다.

통합재정수지의 세부항목 추이로부터 자본구매에 대한 정부의 역할 전환을 살펴보기 위하여 통합재정수지의 자본지출부문의 5개 세부항목의 표본기간에 걸친 추이는 <그림 31>에서 찾아볼 수 있다.

그림 31. 통합재정수지하에서의 자본지출 세부항목 추이



우선, 5개 항목 중 고정자산취득 항목을 살펴보면 정부의 기능 전환을 찾을 수 있다. 고정자산취득은 1997년까지는 증가추세를 나타내고 있는 반면, 그 이후에는 증가추세가 정체되는 현상을 나타내고 있다. 재고자산매입은 대부분의 기간에서 매우 미미한 지출을 나타내고 있으며, 2001년 이후에는 거의 나타나지 않고 있다. 토지 및 무형자산 매입도 전 기간에 걸쳐 완만하며 지출의 크기도 크지 않음을 알 수 있으나, 계절적 변동은 뚜렷이 표시되고 있다. 비금융 공기업자본지출은 지출의 비중이 크지는 않으나 표본기간에 걸쳐 증가추세가 나타나고 있으며, 계절변동도 있음을 보여 주고 있다. 통합재정수지의 자본지출부문에서 가장 큰 비중을 차지하는 항목이 자본이전이다. 자본이전은 1999년까지는 증가추세를 나타내다가 그 이후 증가추세가 뚜렷이 나타나지 않고 있으며, 계절적 변동 역시 2000년 정도까지 보이다가 그 이후 사라지는 모습을 나타내며, 변동성에 특성을 찾기 어려운 모습을 보여주고 있다.

이제 통합재정수지 통계를 바탕으로 순세입의 추이를 살펴보면 <그림 32>와 같다. 순세입의 추이에서 살펴볼 수 있는 특성은 우선 추세와 계절적 변동이 뚜렷하게 나타나지 않는다는 점이다. 1998년 이전까지는 어느 정도 증가추세가 나타나다가 그 이후에는 그러한 현상이 사라지고 있다. 또한 계절적 변동 역시 뚜렷하게 나타나지 않고 있다. 재정지출과 달리 증가추세를 언급하기는 쉽지 않으나, 2000년부터 순세입이 크게 증가하다가, 그 이후에는 증가추세를 보이지 않고 정체되는 모습을 나타내고 있다. 이는 구조적인 정부수입의 변화가 2000년 정도에 나타났음을 시사하고 있다. 2000년 이후의 뚜렷한 특성 중의 하나는 순세입의 분기별 변동 정도가 확대되었다는 것이다. 어떤 분기에서는 높았던 순세입이 그 다음 분기에서는 크게 줄어드는 모습을 나타내고 있으며, 분기별 변동성이 그 이전 기간에 비하여 지나치게 확대되는 모습을 나타내고 있다. 정부의 순세입이 시간에 걸쳐 안정적이지 못하고 변동성이 심화되는 형태를 가지고 있어 세입에 대한 관리가 필요한 것으로 보인다. 앞서 정의한 순세입에서 순세입은 정부수입에서 정부이전을 제외한 것으로 정의되고 있기 때문에 이러한 변동성 확대가 수입에서의 변동 때문에 나타나는 것인지 아니면 정부이전에서의 변동성에 의하여 나타나는 것인지를 확인할 필요가 있다.

정부수입의 추이를 살펴보면 <그림 33>에서 보듯이 순세입과 뚜렷한 차이를 살펴볼 수 있다. 앞서의 순세입과 달리 증가추세가 뚜렷하나, 2000년 이후에 수입에서 분기별 변동성이 확대되는 모습이 나타나고 있다.

그림 32. 순세입(t) 추이

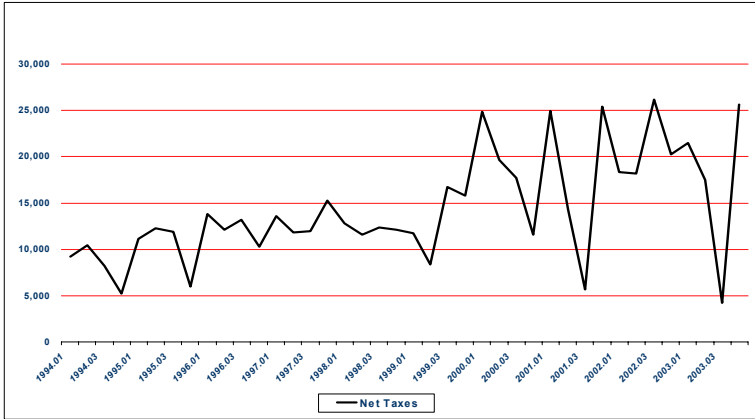
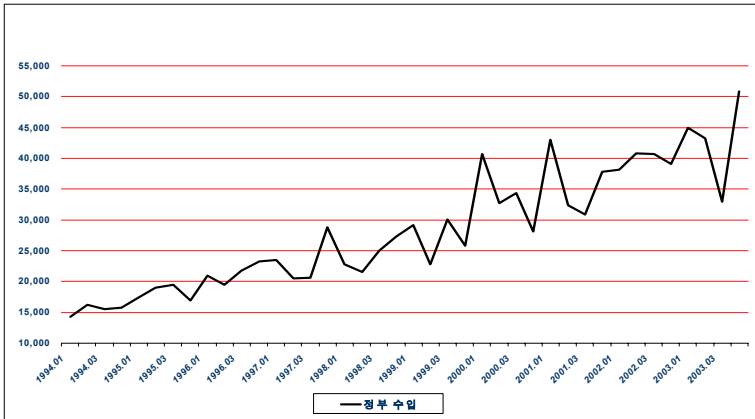


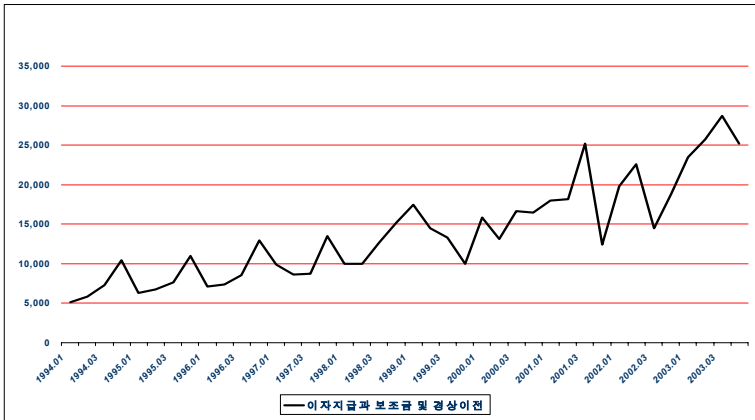
그림 33. 통합재정수지에서의 정부수입 추이



순세입을 정의할 때 정부수입에서 이자지급과 보조금/경상이전을 차감하였다. 이러한 정의에 따라서 순세입의 추이를 살펴보면 2000년부터 분기별 변동성이 심화되는 것을 볼 수 있었고, 이러한 특성이 정부수입에서는 뚜렷이 나타나지 않음을 확인할 수 있었다. 따라

서 정부수입에서 차감하는 부분인 이자지급과 보조금 및 경상이전의 추이를 아래의 그림과 같이 살펴보면 그 변동성이 유래되는 현상을 확인할 수 있다. 1998년 정도까지 증가추세와 계절적 변동이 동시에 나타나는 반면 2000년에 접어들면 증가추세가 확대되고 계절적 변동성은 분기별 변동성으로 변화되어 나타나는 것을 확인할 수 있다. 따라서 2000년 이후에 이자지급과 보조금 및 경상이전에서 구조적 변화가 나타났음을 알 수 있다.

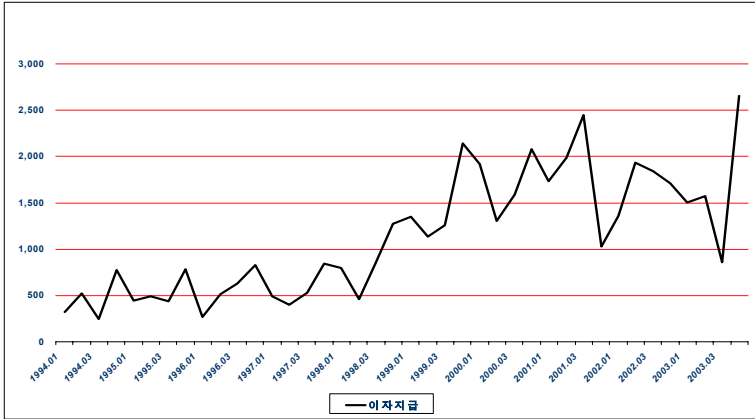
■ 그림 34. 이자지급과 보조금 및 경상이전 추이



통합재정수지에서 이자지급의 추이는 <그림 35>에서 볼 수 있다. 정부 재정에서 이자지급은 1997년 이후에 규모가 증대하였음을 알 수 있다. 이는 1997년 외환위기 이후 차입금에 대한 이자지급에 따른 것이라고 할 수 있다. 이러한 이자지급은 2001년 이후 규모가 정체 또는 둔화되는 것으로 나타나고 있으나 2003년 하반기 이후에는 다소 증가하는 모습을 나타내고 있다. 그러나 이자지급 항목은 이자지급과 보조금 및 경상이전의 지출금액에 비하여 규모가 작은 편이

라 추세를 변동시키지는 못하고 있다. 이자지급의 규모가 1999년부터 크지만 전체 순세입은 증가하고 있어 이자지급의 규모 확대는 순세입의 추세에 영향을 주지 못하고 있는 것으로 판단된다.

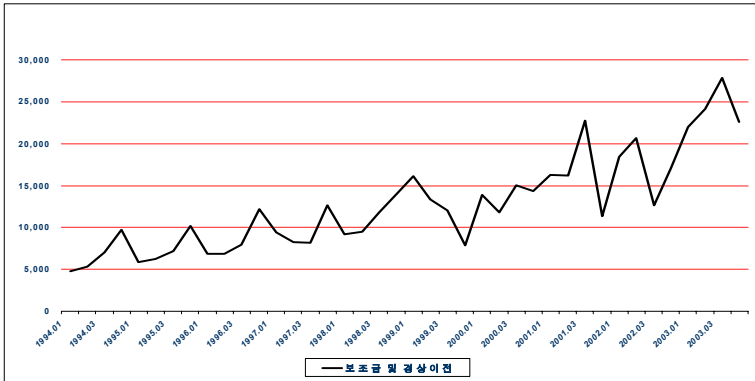
■ 그림 35. 이자지급 추이



보조금 및 경상이전의 추이는 <그림 36>에서 살펴볼 수 있다. 1999년까지 이어져오던 증가추세의 형태가 2000년에는 다소 흐트러진 모습을 나타내지만 증가추세는 그 이후에도 계속 이어지는 것으로 나타나고 있다. 2003년에 규모가 다소 확대되는 모습을 보이는 것이 특징이라고 할 수 있다. 2000년부터의 이러한 보조금 및 경상이전 추세의 변화가 결과적으로 순세입의 변화를 초래하는 요인인 것으로 보인다. 정부의 재정 순세입이 정부수입의 추세적 특성에서 벗어나고 있는 것은 정부수입에서 차감하는 부분 중의 하나인 보조금 및 경상이전의 2000년부터의 추세적 변화와 규모의 확대가 주요한 변동 요인이라고 할 수 있다. 특히 2003년 하반기의 보조금 및 경상이전의 규모 확대는 아직까지 그 이후의 분기별 자료의 미비로 추세적

변동을 가지는 것이라고 하기는 어려우나 시사하는 바가 크다고 할 수 있다. 앞서 통합재정수지에서 2003년 경상이전의 규모가 확대되는 주요한 요인은 지방정부 경상이전과 비영리기구 경상이전의 지출확대이며, 연도별 자료에서 이 두 항목의 지출구성이 2003년 이후에도 비중이 커지고 있어 순세입으로 정의되는 정부의 재정정책변수의 추이는 그 증가추세가 완만하게 변화할 가능성이 높다고 볼 수 있다. 반면 순세입의 변동성 확대는 정부수입의 변동성이 확대되는 것이 주요한 요인의 하나인 것으로 판단된다. 순세입의 측면에서 살펴보면 2000년부터 정부의 재정정책에 대한 시각이 다소 변화된 것으로 판단되며, 이는 재정정책의 효과에도 영향을 주었을 것으로 보인다.

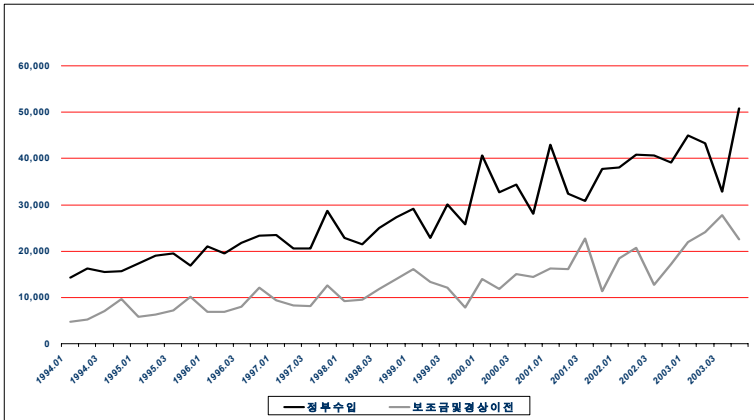
■ 그림 36. 보조금 및 경상이전 추이



정부수입과 보조금/경상이전의 추이를 동시에 살펴보면 상기의 그림과 같다. 이 두 변수의 차이는 순세입과 이차지급으로 남지만 이차지급의 비중이 작으므로 두 변수의 차이는 결국 순세입이 대부분을 설명하게 된다. 2000년에는 정부수입의 증대와 변동성이 심화되는 것으로 나타나고, 2001년 이후에는 보조금 및 경상이전의 증대

와 변동성의 확대가 나타났으며, 이러한 두 가지 현상으로 2000년 이후 순세입의 변동성이 심화되는 시계열적 특성이 나타나게 된다.

■ 그림 37. 정부수입과 보조금 및 경상이전



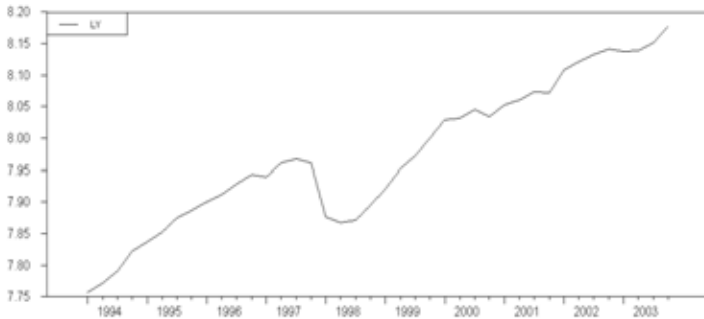
재정정책변수로서 재정지출과 순세입을 상기와 같이 정의하는 경우 이들이 GDP에서 차지하는 평균적인 비중을 구하면 다음과 같다. 1994년에서 2003년까지의 기간 동안 여기서 정의한 재정지출(g)은 평균적으로 GDP의 약 6.4%를 차지하고 있으며, 대략 5~8%의 범위를 가지고 있는 것으로 나타났다. 반면, 순세입(t)은 동 기간 동안 평균적으로 GDP의 약 10.8% 정도의 비중을 가지며, 그 값의 범위는 다소 넓어 7~18%의 범위를 가지는 것으로 나타났다. 여기서 정의한 순세입과 재정지출의 경우 순세입의 재정지출을 크게 상회하고 있어 재정수지가 양(+)의 값을 가지게 된다. 이와 같은 평균적인 비중 및 그 값의 범위는 재정지출승수나 조세승수를 구하는 경우에 사용된다. 그 값의 범위에 따라 대체로 승수의 범위도 헤아릴 수 있다.

표 8. 재정지출(g)과 순세입(t)의 GDP 비중

표본기간	재정지출(g)/GDP	순세입(t)/GDP
1994~2003	6.433%	10.860%

다음의 그림들은 VAR 모형의 추정에서 실제로 사용한 GDP, 물가, 이자율, 재정지출, 순세입 및 재정수지를 나타낸 그림이다. GDP, 재정지출, 순세입은 1인당 실질값에 로그를 취한 값이며, 물가는 GDP 디플레이터에 로그를 취한 값이며, 이자율은 국채이자율을 그대로 이용하였다. 물가로는 GDP 디플레이터와 소비자물가지수 등을 사용할 수 있으나, 본 연구에서는 GDP 디플레이터를 이용하였다. 이자율은 국채이자율을 사용하였는데, 이는 재정정책에 따른 장기이자율의 변동을 살펴보기 위하여 채택하였다.¹¹⁾

그림 38. 1인당 실질GDP의 로그값(LY)



11) 장기이자율의 사용에 대해서는 Perotti(2004)를 참조할 수 있다. 장기이자율을 사용하는 것은 민간소비와 투자가 장기이자율에 대해서 반응하므로 재정정책의 효과를 파악하는 데 적절하다.

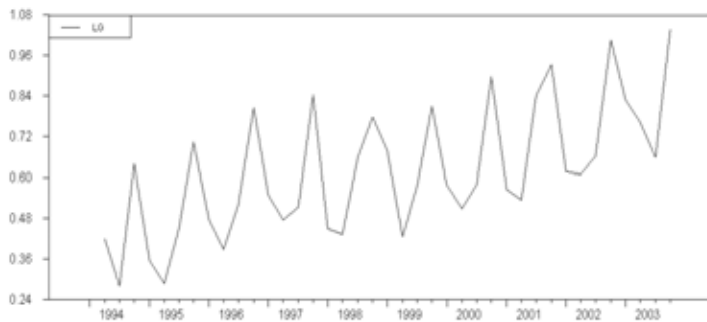
■ 그림 39. GDP 디플레이터의 로그값(LP)



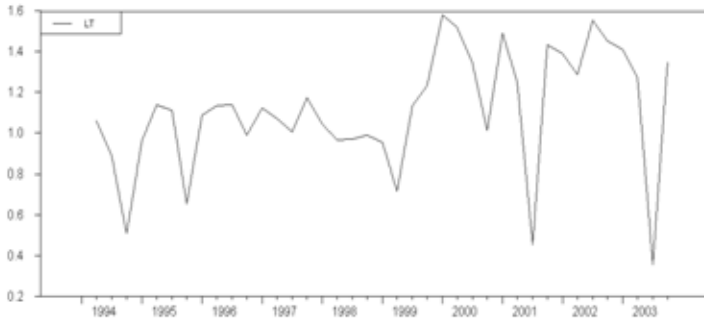
■ 그림 40. 국채수익률(IR)



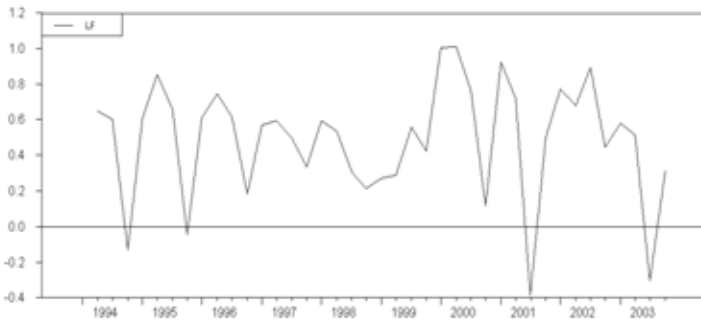
■ 그림 41. 1인당 실질 재정지출의 로그 수준(LG): $\log(g)$



■ 그림 42. 1인당 실질 순세입의 로그 수준(LT): $\log(t)$



■ 그림 43. 재정수지(LF): $\log(t) - \log(g)$



2. 분기자료(2)(fsq3)에서의 재정정책 및 거시경제변수

통합재정수지는 1994년부터 분기별로 추계가 가능하지만, 세부항목에 대한 통계는 2003년 이후에는 제공되지 않고 있다. 2003년 이후에는 경상수입, 경상지출, 자본지출 등 대분류의 항목만이 통계에 제시되고 있을 뿐이고 자세한 세부항목의 자료는 제시되지 않고 있다. 따라서 조금이라도 시계열을 확보하기 위하여 재정정책변수의 정의를 다소 확대할 필요가 있다. 분기자료(2)에서는 이러한 점을 감안

하여 재정지출은 경상지출과 자본지출의 합인 총지출로 정의하고 정부수입이 아니라 정부수입을 그대로 사용하는 것으로 하여 2006년 1/4분기까지 시계열을 확보하였다. 이 경우 재정지출에는 순융자만이 제외되게 된다.¹²⁾ 따라서 재정지출은 총지출, 정부수입은 총수입으로 정의하게 된다. 이러한 정책변수 정의가 오히려 정책결정자의 재정수지 차원의 의사결정에 있어서는 더욱 중요한 변수일지도 모른다. 재정지출에는 이자지급과 보조금 및 경상이전 그리고 자본이전이 포함되며, 이 경우 재정승수는 순수한 의미에서 재정승수라고 할 수는 없다. 또한, 정부수입은 순세입이 아니라 총수입으로 확대되며 정부가 순수하게 가용할 수 있는 수입과는 차이가 발생할 수 있다. 이러한 점을 감안한 정책변수의 정의는 아래와 같다.

기간: 1994년 1/4분기 ~ 2006년 1/4분기

재정지출변수 = 경상지출 + 자본지출 = $cexp + kexp$

재정수입변수 = 정부수입 = $grev$

총생산 = 국내총생산

장기이자율 = 국채수익률(3년)

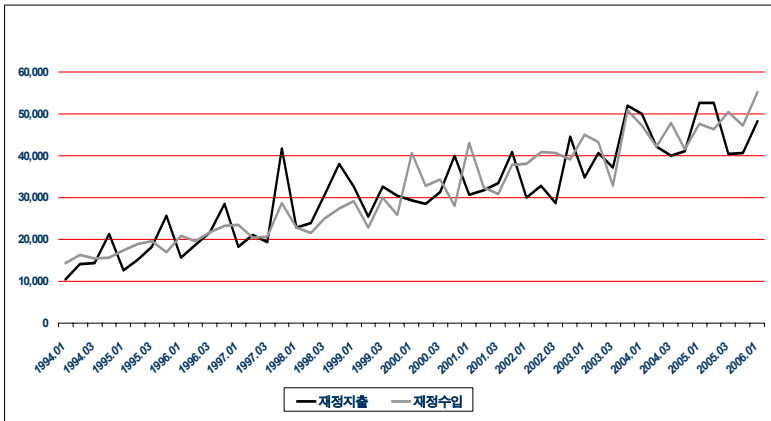
인플레이션 = GDP deflator

이제 상기의 재정정책변수 정의로부터 재정지출과 재정수입 변수의 추이를 살펴보면 <그림 44>와 같다. 재정지출과 재정수입 모두 대상 기간 동안 증가하는 추세를 나타내고 있으며, 대상 기간에 걸쳐 추세선을 따라 등락이 거듭되는 현상을 보이고 있다. 두 변수 모두 계절적 변동이 추세 등락의 대부분을 설명하고 있다. 재정수입의 변동은 1999년까지는 완만한 추세를 보이고 있으나, 2000년부터는 등락폭이 확대되는 형태를 나타내고 있다. 반면에 재정지출은 등락

12) 순융자를 포함하여 재정지출을 정의하여 사용하였으나 결과에는 차이가 없었다.

폭의 변동이 나타나는 것은 아니며 계절적 변동이 지속적으로 나타나고 있다. 1997년 이전까지 일관적인 형태의 계절적 변동이 나타났으나 1998년 이후에는 계절적 변동의 일관성이 약해지며 등락이 거듭되는 형태를 보이고 있다.

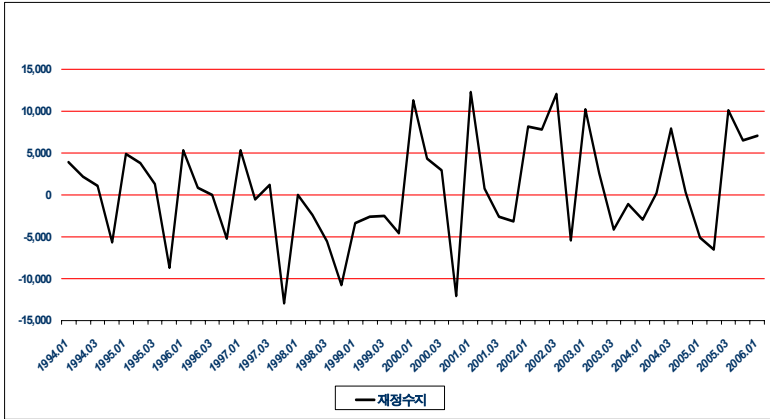
■ 그림 44. 재정지출 대 재정수입 추이



상기의 재정지출과 재정수입의 차이로 재정수지를 정의하고 대상 기간에 걸쳐 그 추세를 살펴보면 <그림 45>로 표현할 수 있다. 재정수지 추이는 1998년을 중심으로 패턴에 변화가 나타나고 있음을 알 수 있다.

1997년까지는 분기별 등락폭이 크지 않은 것으로 나타나고 있는 반면, 1999년부터는 등락폭이 확대되는 모습과 재정흑자가 나타나고 있으며, 2003년 이후에는 재정흑자 규모가 축소되는 모습을 보이고 있다.

그림 45. 재정수지 추이



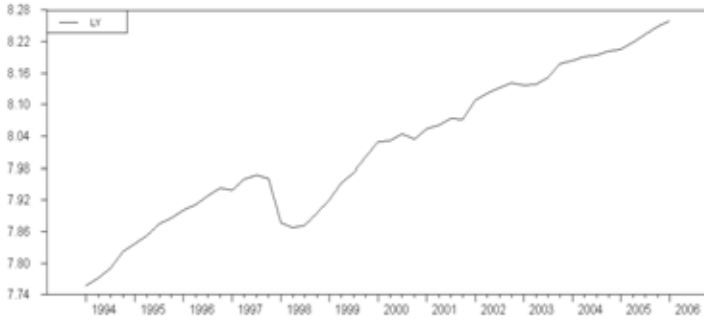
여기서 정의한 정부 총지출과 총수입이 GDP에서 차지하는 비중은 <표 9>에서 제시하고 있다. 1994년 1/4분기에서 2006년 1/4분기까지의 기간 동안 정부 총지출은 GDP의 약 19.4%를 차지하는 것으로 나타나고 있으며, 정부 총수입은 동 기간에 평균적으로 약 21.5%의 비중을 나타내고 있다. GDP에 대한 정부 총지출 비중의 범위는 13~28%이며, 정부 총수입의 비중은 15~30%로 나타나고 있다. 1994년에서 2006년 1/4분기 기간 동안 평균적으로 정부 총수입이 정부 총지출에 비하여 약 2%포인트 정도 큰 것으로 나타나고 있으며, 재정수지 면에서 균형에 가까운 흑자를 기록하는 것으로 나타나고 있다.

표 9. 정부 총지출과 총수입의 GDP 비중

표본기간	정부 총지출/GDP	정부 총수입/GDP
1994~2006년 1/4분기	19.431%	21.523%

상기의 변수정의를 바탕으로 이용한 자료들의 실제값은 <그림 46>~<그림 51>에서 제시되고 있다. 거시경제변수들은 분기자료(1)과 차이가 없으며 단지 대상 기간이 2003년에서 2006년 1/4분기로 확장된 것에 불과하다.

■ 그림 46. 1인당 실질GDP 로그 수준(LY)



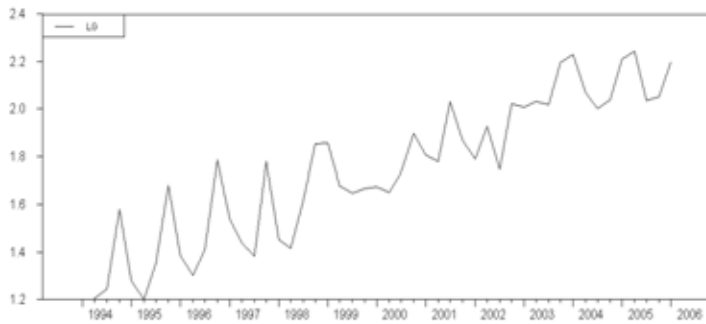
■ 그림 47. GDP 디플레이터 로그 수준(LP)



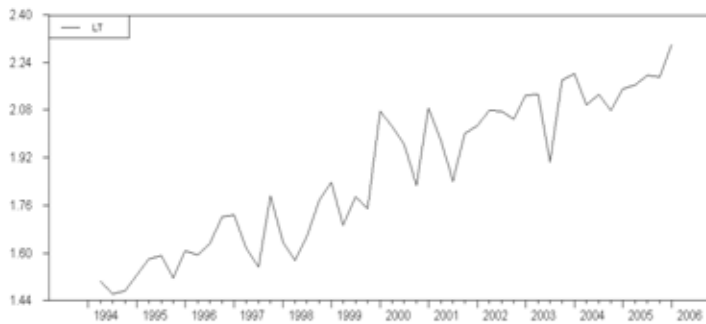
■ 그림 48. 국채수익률(IR)



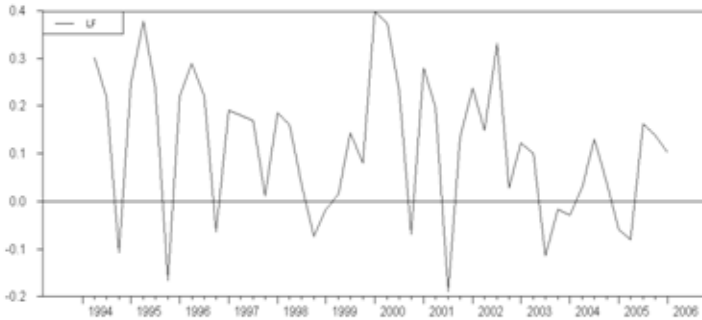
■ 그림 49. 1인당 실질 정부지출 로그 수준(LG)



■ 그림 50. 1인당 정부수입 로그 수준(LT)



■ 그림 51. 재정수지(LF): 로그정부수입-로그정부지출



상기의 그림에서 재정정책 관련 변수들로부터 앞서 분기자료(1)에서 재정변수들의 모습과는 다소 차이가 나타는 모습을 확인할 수 있다. 분기자료(1)의 재정지출과 순세입으로 평가한 경우 재정수지는 완만하게 안정적이고 재정수지 흑자의 경향이 나타남을 확인할 수 있는 반면, 분기자료(2)에서 재정수지의 모습은 등락이 심하고 변동이 급하며, 연간으로는 재정수지 흑자이나 변동이 심한 모습을 나타내고 있으며, 2003년 이후에는 소규모 재정수지 흑자를 중심으로 변동을 보이는 것이 아니라 재정수지 균형에서 등락을 보이는 모습을 보여 주고 있다. 이는 2003년부터 정부지출(총지출)이 상향이동한 반면 정부수입은 기존의 증가세를 유지하고 있기 때문에 나타난 현상이라고 할 수 있다. 분기자료(1)에서 재정지출과 순세입이 안정적인 증가세를 유지하는 것과는 차이가 있다고 볼 수 있다. 이를 통해 2003년 이후 재정정책에서 지출이 증대한 것이 원인을 제공하고 있음을 알 수 있으며, 이러한 지출의 증대는 분기자료(1)에서 정의한 재정지출 이외의 지출 증대에 따른 것이라고 할 수 있다. 즉 정부지출의 증대가 정부구매를 통해서가 아니라 보조금이나 경상이전

지출의 증대를 통하여 이루어진 것으로 보인다. 이는 2003년 이후 정부의 재정지출정책이 구조적 변화를 보이고 있음을 알 수 있다. 이러한 구조적 변화는 본 연구에서 상대적으로 짧은 기간 동안 나타나는 것이어서 이러한 변화가 표본기간 동안의 전반적인 재정정책의 효과에 영향을 미칠 정도로 뚜렷이 나타나지는 않을 것으로 판단된다. 따라서 이러한 구조적 변화를 고려하는 것이 필요하나, 그 변화의 지속성 여부를 판단하기에는 시계열이 부족하기 때문에 여기서는 이를 고려하지 않고, 충분한 시계열이 확보되는 향후의 과제로 남겨둘 수밖에 없다. 재정지출의 구조적 변화가 양적으로 그리고 구성에서도 나타나는 것으로 보임에 따라 이 두 가지를 모두 분석하는 것이 필요하다.

3. 분기자료(3)(fsq2)에서의 재정정책 및 거시경제변수

상기의 두 분기자료는 통합재정수지에 근거하여 구성된 자료이기 때문에 충분한 시계열을 얻는 데 제한적이다. 더욱 장기적인 시계열을 확보하기 위해서는 국민계정상의 정부지출을 사용하는 것이 바람직하다. 다만, 국민계정에서 정부지출은 정부소비지출만이 제시되어 있으며, 투자지출은 분기별로 제시되지 않고 있다. 이러한 제한적인 정부의 지출을 염두에 두고 여기서는 정부의 정부소비지출만을 정부지출로서 정의하고, 정부수입은 조세수입으로 한정하여 질적으로 변형되기는 하였지만 장기적인 시계열을 확보하여 재정정책의 효과를 분석하고자 한다.

이러한 변형된 재정정책변수가 거시경제에 어떻게 영향을 주는가에 대하여 분석하는 것은 한계가 있으므로 일단 1994년 이후의 자료

만을 이용하여 5-VAR 모형을 추정하고 이로부터 도출된 충격반응함수를 이전의 분기자료(1)과 분기자료(2)로부터 추정된 충격반응함수와 비교하고, 차이점이 존재하는지를 확인하고, 다시 1994년 이전 자료를 추가하여 충격반응함수를 도출하였다. 이 경우 제한적이지만 기존의 통합재정수지에 근거한 자료로부터 추정된 충격반응과 비교하는 것이 가능하여 장기 시계열에서 추정된 충격반응을 해석하는 데 도움이 될 수 있을 것이라고 판단된다. 이러한 장기 시계열의 확보는 6-VAR의 구성을 가능하게 하여 재정정책이 투자와 소비에 미치는 영향을 파악하는 데도 도움을 줄 수 있을 것으로 기대된다. 분기자료(3)에서 사용한 자료에 대하여 요약하면 다음과 같이 표현할 수 있다.

1981년 1/4분기 ~ 2003년 4/4분기

재정지출 = 정부소비지출(gcoqr)

정부수입 = 조세수입(taxrev)

국내총생산 = GDP

이자율 = 콜금리

물가 = GDP 디플레이터

민간소비 = 가계소비지출

민간투자 = 총고정자본형성

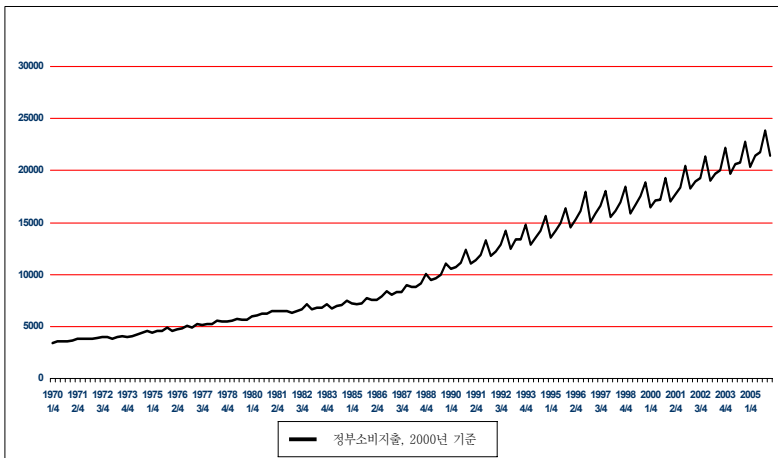
이와 같은 분기자료로부터의 분석에는 제약이 따른다. 우선, 시계열을 확보한 반면 변수의 선택에서 제약이 발생하였다는 점이다. 앞서 지적한 바와 같이 재정정책변수가 재정지출과 순세입으로서 구분하기 어렵다는 점이다. 단지, 조세수입과 정부소비지출만이 고려되므로 재정정책 중에서 일부 구성부분만을 고려한 것으로 전체를 설명하기엔 부족하다. 따라서 재정정책의 파급경로 중 일부만을 설명할 수밖에 없을 것이다. 또한, 이자율의 경우 장기이자율이 장기

적인 시계열이 부족하여 가장 긴 시계열을 가진 콜금리를 이용하였는데, 이는 장기이자율이 아니라 단기이자율을 대표하고 있으며, 통화정책의 목표금리로서 통화정책변수의 역할도 하기 때문에 통화정책과 재정정책과의 관계 설정 없이 이자율의 재정정책 반응을 분석하는 것 역시 제한적일 수밖에 없다.

정부소비지출 자료는 1970년부터 분기별로 제공되고 있으며, 2000년 기준 정부소비지출은 <그림 52>에서 제시하고 있다. 1970년부터 1980년대 중반까지 완만한 상승세를 나타내고 있으며, 이후 가파른 증가세를 보이면서 계절적 변동성이 확대되는 모습을 나타내고 있다. 2000년 이후에는 증가추세가 그 이전보다 조금 가파른 모습을 보이고 있다.

■ 그림 52. 정부소비지출 추이(2000년 기준)

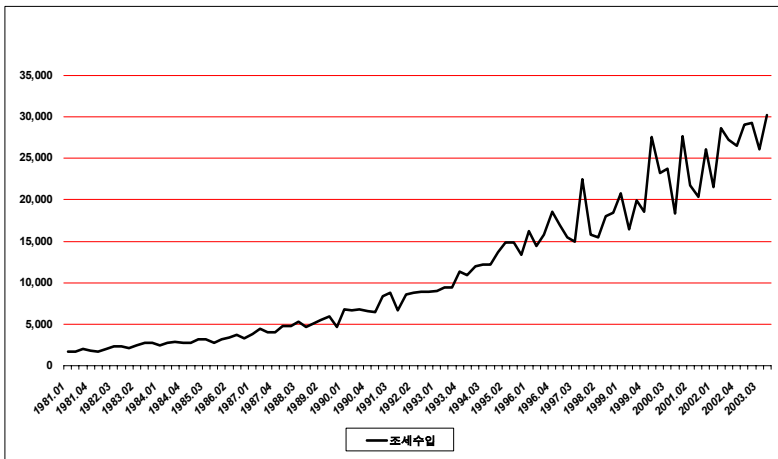
(단위: 10억 원)



1981년부터 조세수입의 추세는 <그림 53>에서 살펴볼 수 있다. 조세수입의 추세적 특징은 1997년부터 그 변동성이 매우 심화되는 모습을 보이고 있다는 점이다. 1999년에는 다소 안정적이었으나 이후 다시 2000년부터 변동성이 커지는 모습을 찾아볼 수 있다. 앞서서도 살펴본 바와 같이 2000년에 정부수입에 있어서 수입증대 조정이 나타난 것과 맥을 같이하는 것으로 보인다.

■ 그림 53. 조세수입의 추이

(단위: 10억 원)



제6장 추정결과

I. 기준모형 분기자료(1) 추정결과

여기서는 앞서 설명한 S-VAR 구성에 따라 거시경제와 재정정책을 대표하는 5개의 변수를 가지고 구조적 재정정책이 거시경제에 미치는 영향을 충격반응함수를 추정함으로써 분석하였다. 여기서 기준모형이라 함은 앞서 자료에서 기술한 통합재정수지의 세부항목에 따라 재정지출과 순세입을 정의하고 이를 가지고 5변수 S-VAR를 추정한 것을 의미한다.

앞서 살펴본 바와 같이 우리나라의 재정변수와 GDP에서 나타나는 주요한 이슈 중의 하나는 계절조정에 관한 것이다. 재정정책이 그 목적을 가지고 계절적으로 의도적인 재정정책을 시행할 가능성도 충분히 가지고 있으므로 재정변수를 계절조정하는 것은 정책의 의미를 반영하지 않을 가능성도 내재하고 있다. 예를 들면, 기존의 계절성이 변경되는 경우에 그러할 것이다. 실제로 우리나라의 경우 계절적 피크가 변경되었음을 앞 장에서 살펴볼 수 있었다. 이러한 경우에 기존의 동일한 계절성을 조정된 방식으로 계절성을 조정하는 경우, 의도하거나 시행하지 않은 재정정책이 기술적으로 나타날 가능성이 높으며, 이는 재정정책의 효과가 유의하게 나타나지 않을 가능성을 초래한다고 볼 수 있다. 반면에 재정변수들이 갖는 계절성이 확연한 것이기도 하여 이를 제거하는 것도 필요하다. 이러한 상반된 견해를 수용하여 계절조정된 자료와 조정되지 않은 자료를 동

시에 이용하고 이들로부터 추정된 충격반응함수를 비교하여 공통된 반응을 찾는 것도 추정결과의 견조성(robustness)을 확보하는 방법일 수 있을 것이다. 이러한 사항들을 참고하기 위하여 계절조정되지 않은 자료를 이용하여 추정한 결과를 부록에 수록하였다.

기준모형 추정을 위하여 이용한 자료는 1994년 1/4분기에서 2003년 4/4분기를 대상 기간으로 하는 분기자료(1)이며, 이를 계절조정된 것과 계절조정되지 않은 자료를 동시에 이용하였다. 계절조정은 재정변수의 경우, 1~2시차와 당기의 자료에 가중치를 주어 구하였다. 기준모형에서 시차는 4를 이용하였으며, 필요에 따라 5시차를 주기도 하였다.¹³⁾

1. 5-VAR(1): 분기자료(1), 5변수, 계절조정, 4시차

다음은 계절조정된 5변수(재정지출, 순세입, GDP, 물가, 이자율)로 구성된 S-VAR를 추정한 결과이다. 우선, 거시경제부문에 대한 축약형 VAR 추정에서 오차의 공분산행렬은 다음의 <표 10>에서 제시되고 있다. 재정변수들 사이의 공분산으로부터 재정지출과 순세입의 축약형 오차 간에는 음(-)의 상관관계가 존재하고 있음을 확인할 수 있다. 재정지출의 축약형 오차는 GDP의 축약형 오차와는 음(-)의 상관관계가 존재하며, 물가의 축약형 오차와는 양(+)의 상관관계가 존재하며, 이자율의 축약형 오차와는 음(-)의 상관관계가 존재함을 확인할 수 있다. 또한, 순세입의 축약형 오차는 GDP의 축약형 오차와는

13) 시차선택을 위하여 시차에 대하여 AIC와 SC 통계량을 구하였다. SC의 결과 시차 1이 적절하나, 이는 재정정책의 효과를 추정하는 데 너무 짧은 시차선택이라고 할 수 있다. 정책효과를 반영하기에는 최소한 1년은 필요할 것으로 판단하여 시차는 4를 설정하였다.

양(+)¹⁾의 상관관계가 존재하며, 물가의 축약형 오차와도 양(+)²⁾의 상관관계가 있으며, 이자율의 축약형 오차와는 음(-)³⁾의 상관관계가 존재함을 알 수 있다. 이자율의 축약형 오차는 GDP의 축약형 오차와는 음(-)⁴⁾의 상관관계가, 물가의 축약형 오차와는 양(+)⁵⁾의 상관관계가 존재하는 것으로 나타나고 있다. 물가의 축약형 오차는 GDP와 음(-)⁶⁾의 상관관계가 존재하고 있음을 알 수 있다.

표 10. 거시경제부문 축약형 오차의 공분산 행렬

구분	LY	LP	IR	LG	LT
LY	4.42971e-05				
LP	-2.78306e-05	5.99146e-05			
IR	-5.64380e-06	3.92709e-06	1.43329e-06		
LG	-3.09971e-05	1.36578e-05	-1.35834e-05	0.00189	
LT	2.83422e-04	1.86016e-04	-6.88513e-06	-0.00198	0.01743

이제 앞에서 설명한 당기구조계수행렬의 추정결과에 대하여 살펴보자. 식별가정을 설정하고 특정한 계수에 대하여 고정값을 주어 계수를 고정하고, 나머지 당기구조계수행렬의 계수를 최우추정법(MLE)으로 추정한 결과는 아래의 표에 제시되어 있다.

$$A = \begin{pmatrix} 1 & 0 & -\alpha_{gy} & -\alpha_{gp} & -\alpha_{gr} \\ 0 & 1 & -\alpha_{ty} & -\alpha_{tp} & -\alpha_{tr} \\ -\gamma_{yy} & -\gamma_{yt} & 1 & 0 & 0 \\ -\gamma_{py} & -\gamma_{pt} & -\gamma_{py} & 1 & 0 \\ -\gamma_{ry} & -\gamma_{rt} & -\gamma_{ry} & -\gamma_{rp} & 1 \end{pmatrix} \quad B = \begin{pmatrix} 1 & \beta_{yt} & 0 & 0 & 0 \\ \beta_{ty} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$$

상기의 구조계수행렬 A와 B에서 식별가정을 통하여 고정된 계수는 다음의 <표 11>과 같으며, 추정된 계수들의 추정치는 다음의 <표 12>와 같다.

▣ 표 11. 당기구조계수의 고정값 가정

계수	α_{yy}	α_{yp}	α_{yr}	α_{ty}	α_{tp}	α_{tr}	β_{gt}
고정값	-0.2	0.0	0.0	1.09	0.7	0.0	0.0

▣ 표 12. 당기구조계수의 추정결과

계수	β_{tg}	γ_{yy}	γ_{yt}	γ_{pg}	γ_{pt}
계수값 (표준오차)	-1.0110 (0.7946)	0.0031 (0.0376)	0.0156 (0.0131)	0.0201 (0.0373)	0.0245 (0.0133)*
계수	γ_{py}	γ_{rg}	γ_{rt}	γ_{ry}	γ_{rp}
계수값 (표준오차)	-0.7777 (0.2519)***	-0.0085 (0.0047)*	0.0009 (0.0019)	-0.1390 (0.0403)***	0.0001 (0.0336)

축약형 오차의 공분산 행렬 추정에서도 유추할 수 있는 바와 같이 β_{tg} 의 추정치는 약 -1.0의 계수를 갖는 것으로 추정되었다. 이는 구조적 재정지출 충격이 발생하는 경우 순세입은 당기에 그 지출충격만큼 감소하는 충격이 있음을 의미한다. 그러나 이 추정값은 90%의 신뢰수준하에서도 통계적으로 유의하지는 않은 것으로 추정되었다. 10개의 계수 중에서 4개만이 통계적으로 유의적인 것으로 추정되었다. γ_{pt} 의 계수는 양의 값으로 유의적인 것으로 추정되어 순세입의 증가에 대해서 물가가 양(+)의 반응을 나타내는 것으로 나타나, 기대하였던 바와는 다른 방향을 제시하고 있다. γ_{py} 의 계수는 음(-)의 값으로 추정되어, GDP 증가는 물가에 있어서 당기에 음(-)의 충격이 나타나는 것으로 추정되고 있어 단기에서 수요곡선을 따라 변동하는 것과 같은 형태가 추정되었으나, 이 역시 기대하는 방향과는 차이가 있다. γ_{rg} 도 음(-)의 값으로 추정되어, 재정지출의 증가는 이자율에 음(-)의 충격을 주는 것으로 나타나고 있어, 이 역

시 경제적인 타당성이 부족한 추정결과라고 할 수 있다. γ_{ry} 도 역시 음(-)의 값으로 추정되고 있어, GDP 증가가 당기에 이자율에 음(-)의 방향의 충격으로 나타나고 있어 경제적 타당성이 부족한 추정결과라고 할 수 있다. 당기구조계수의 추정에 있어서 대부분 경제적 타당성을 부여하기 어려운 결과이며, 이는 모형과 자료의 구성 또는 계절조정에서 어느 정도 문제가 노정된 것으로 보인다.

이제 재정지출과 순세입의 구조적 충격에 대한 거시경제의 반응을 충격반응함수를 통하여 살펴보면 아래의 <그림 54>에 제시되어 있다. 그림에서 첫 번째 열의 다섯 그림은 재정지출(LG)의 구조적 충격에 대한 5개 변수의 반응을 나타낸다. 처음은 재정지출(LG) 자신의 반응을, 두 번째는 순세입(LT), 세 번째는 GDP(LY), 네 번째는 물가, 다섯 번째는 이자율의 반응을 차례로 나타낸다. 두 번째 열의 다섯 그림은 순세입의 구조적 충격에 대한 다섯 변수의 반응을 차례로 나타낸다.

첫 번째 열의 그림을 살펴보면 구조적 재정지출 충격에 대한 반응을 살펴볼 수 있다. 우선, 재정지출의 증가충격은 당기에 그치고, 다음 기부터 감소를 나타내며, 1년 후에 재증가하는 형태의 충격을 나타내고 있어, 계절조정에도 불구하고 계절적 변동이 사라지지 않고 있는 것으로 보인다. 재정지출 충격이 일시적으로 증가하는 충격이며, 지속성은 나타나지 않고 있다.

순세입은 재정지출의 증가와 함께 일시적으로 감소하는 것을 알 수 있다. 재정지출의 증가 충격에도 불구하고 1년 내에 순세입의 증가가 나타나지 않고 있음을 확인할 수 있으며, 이는 재정지출 충격이 세입의 확보를 전제로 하지 않은, 재정적자로 충당하는 재정지출임을 의미한다.

재정지출 증가의 구조적 충격에 대해서 GDP는 충격 후 2분기에

일시적으로 증가하는 모습을 보여 주고 있으나, 장기적으로 충격반응이 사라지는 것으로 나타났다. 재정지출 충격이 일시적으로 국내총생산에 양(+)의 영향을 주는 것으로 나타났지만, 이 영향이 장기적으로 총생산에 영향을 주는 것은 아니어서 장기적 효과를 얻을 수 있다고 할 수는 없다. 재정지출의 충격이 장기적으로 지속성을 가지지는 않고 있음을 나타내고 있다.

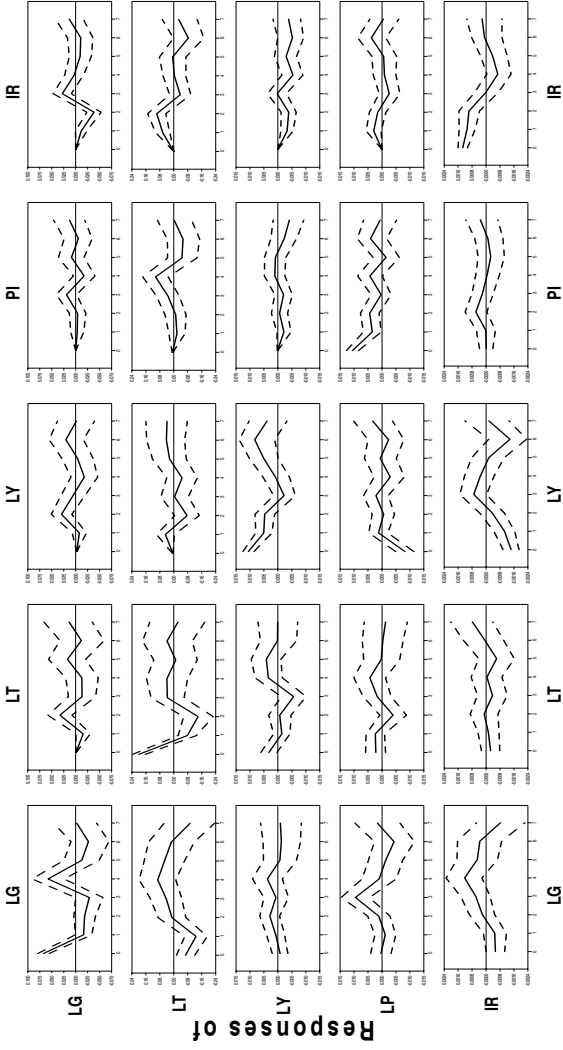
물가는 충격 후 3분기에 일시적으로 상승한 후 충격반응이 사라지는 것으로 나타났다. 이는 일시적으로 재정지출의 증가가 수요를 자극하였을 가능성을 제기하고 있다. 장기이자율은 초기 하락 후 상승하여 충격 후 4분기에 일시적으로 상승하는 모습을 보여 주고 있다. 초기의 이자율 하락은 물가의 반응 없이 나타나고 있어 설명하기는 어렵지만, 재정지출의 증가와 함께 확장적 통화정책을 동시에 사용하였다면 설명이 가능하다.¹⁴⁾ 가능성은 있지만, 두 정책이 동시에 경기확장적인 경우에 국내총생산이 일시적인 증가에 그치는 현상을 설명하기에는 부족하다.

재정지출의 구조적 충격은 자체적으로 일시적인 충격이며, 그 충격에 대한 반응도 GDP, 물가, 이자율 모두 일시적인 반응에 불과한 것으로 나타났다. 재정지출의 구조적 충격은 일시적이지만 GDP에는 미약한 양(+)의 반응을, 물가에도 양(+)의 반응을, 이자율에도 양(+)의 반응을 가져오는 것으로 나타났다. 따라서 구조적 재정지출 충격은 경기조절적 효과가 일시적이고 단기적인 것으로 해석할 수 있으며, 장기적으로 지속적인 재정지출의 효과는 나타나지 않고 있다.

14) 이러한 경우에 대한 설명은 Taylor(1999)를 참조할 수 있다. 재정지출의 증가와 확장적 통화정책이 동시에 수행되는 경우에 재정지출의 증가에 따라 소비의 증가가 발생하는 현상도 설명이 가능하다.

그림 54. 충격반응함수의 추정결과: 분기자료(1), 계절조정, 5변수, 4시차

Impulse responses: 1994:01 ~ 2003:04



<그림 54>의 두 번째 열의 그림들은 순세입의 구조적 충격에 대한 거시경제의 반응을 제시하고 있다. 두 번째 열의 첫 그림은 순세입의 구조적 충격에 대한 재정지출의 동태적 반응을 나타내고 있다. 순세입 증가 충격에 대하여 재정지출은 일시적 하락 후, 충격 후 2분기에 증가하는 모습을 나타내고 있어 순세입이 증가한 후 3분기에는 이를 지출로 사용하는 모습을 보여 주고 있다. 순세입의 구조적 충격은 차후에 단기적으로 재정지출의 증가를 예측할 수 있는 모습을 반영하고 있다.

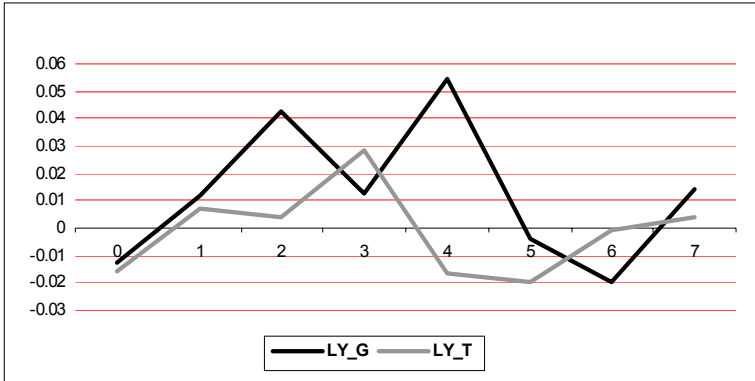
두 번째 그림은 순세입 자체의 반응으로 구조적 순세입 충격은 증가 후 곧바로 감소하고 이후 사라지는 일시적인 충격임을 나타내고 있다. 앞서 살펴본 바와 같이 어느 정도 단기적으로 재정지출의 증가를 가져오는 동시에, 순세입을 단기적으로 줄임으로써 일시적인 구조적 충격의 모습을 나타내고 있다.

세 번째 그림에서 순세입의 구조적 충격에 대한 GDP의 반응을 확인할 수 있다. 그림에서 나타나는 바와 같이 충격 후 3분기에 GDP가 하락하는 반응을 보이고 있어, 순세입의 증가는 소득을 감소시키는 효과가 있으며, 일시적이지만 순세입의 경기조절적 효과가 나타난다고 볼 수 있다. 그러나 이러한 GDP의 감소는 일시적인 감소에 그치고 그 이후 그 효과가 사라져 장기적으로 효과가 나타나지 않고 있다. 앞서 재정지출의 경우에서와 같이 순세입의 구조적 충격도 GDP에 대한 일시적인 효과만이 나타나고 장기적으로 지속적인 효과를 나타내지는 않고 있다. 따라서 순세입의 GDP에 대한 효과는 경기조절적 효과를 가진다고 하기에는 너무 일시적인 효과만을 가지고 있다.

물가도 일시적이지만 충격 후 2분기 후에 하락하며, 이자율은 순세입에 대하여 반응하지 않는 것으로 나타나고 있다. 순세입 증가

충격에 대한 물가의 하락은 수요를 자극하고 있다고 볼 수 있으며, 재정지출 충격에서와 달리 순세입의 충격에 대해서 장기이자율이 반응하지 않고 있는 점은 특징적이라고 할 수 있다.

▣ 그림 55. 구조적 재정지출과 순세입 충격에 대한 GDP의 반응

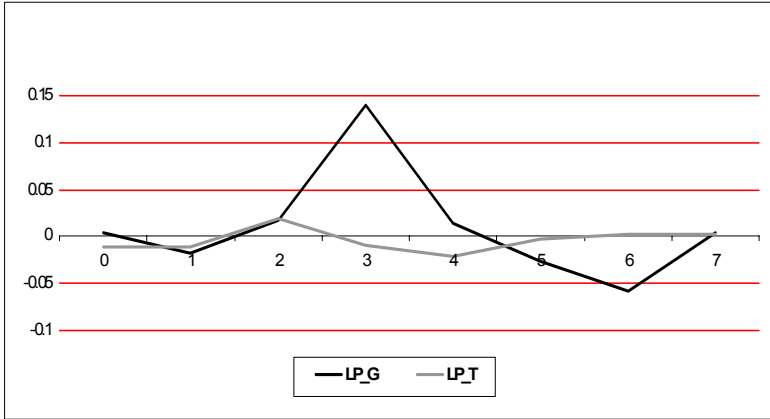


<그림 55>는 재정지출 증가와 순세입 감소의 동일한 구조적 충격에 대하여 GDP의 동태적 반응을 나타낸 그림이다. 재정지출 1% 증가와 순세입 1% 감소의 구조적 재정충격에 대한 GDP의 반응은 각각 4분기 이후와 3분기 후에 정점의 반응을 보이는 것으로 나타났으며, 재정지출 증가 충격에 대한 GDP 증가 반응이 순세입 감소 충격에 대한 반응보다 더 크게 나타나고 있어 다소나마 재정지출의 경기조절 효과의 크기가 더 큰 것으로 나타나고 있다. 그러나 두 충격 모두 GDP에 대한 반응이 절대적으로 큰 것은 아니어서 재정정책의 경기조절 효과가 규모 면에서는 효과적이라고 판단하기 어렵다.

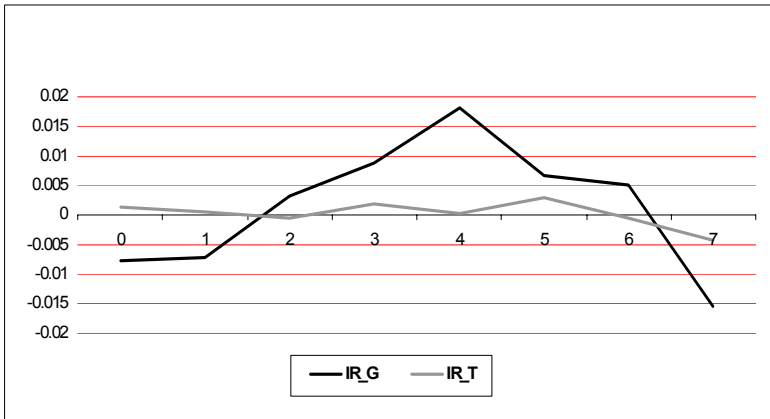
<그림 56>은 재정지출의 증가 1%와 순세입 감소의 1% 충격에 대한 물가의 동태적 반응을 제시하고 있다. 순세입 감소 충격에 대한 물가의 반응은 상대적으로 미미하게 나타나고 있으며, 재정지출 증

가 충격에 대한 물가의 반응은 3분기 이후에 상대적으로 큰 충격을 나타내고 있어, 구조적 재정지출 증가 충격은 물가를 자극하는 경향이 있음을 확인할 수 있다.

■ 그림 56. 구조적 재정지출 증가와 순세입 감소 충격에 대한 물가의 반응



■ 그림 57. 구조적 재정지출과 순세입 감소 충격에 대한 이자율의 반응



<그림 57>은 재정지출 1% 증가와 순세입 1% 감소 각각의 충격에 대한 이자율의 동태적 반응을 나타내고 있다. 여기서도 동일한 충격 크기에 대하여 재정지출 증가는 순세입 감소보다 큰 규모로 이자율에 양(+)의 영향을 미치는 것을 확인할 수 있다. 순세입의 감소 충격은 이자율에 있어서는 거의 미미한 영향만을 전달하는 것으로 판단된다.

재정지출과 순세입의 승수에 관하여 살펴보자. 이를 위하여 <그림 54>의 충격반응을 이용하여 재정지출 승수와 순세입 승수를 계산한다. 재정지출과 순세입의 구조적 표준오차는 각각 0.0678과 0.1991로 추정되었으며, 재정정책의 표준오차 충격에 대한 GDP의 충격반응 중 오차밴드 안에서 0과 다른 충격반응만을 계산하고, 이를 각 정책의 표준오차로 나누면 재정정책의 탄력성을 계산할 수 있다. 여기에 앞서 구한 재정지출의 GDP 비중과 순세입의 GDP 비중을 계산하여 나누면 재정정책의 승수를 구할 수 있다. 앞서 언급한 바와 같이 재정지출은 GDP의 5~8% 정도이고 순세입은 7~15%를 차지하고 있어 이를 이용하면, 대체로 재정지출의 승수는 평균적으로 0.67 그 범위는 약 0.54~0.85 정도이고 순세입의 승수는 평균적으로 0.26이고 그 범위는 0.18~0.41 정도로 계산된다. 재정지출 승수가 순세입 승수보다 크기는 하나 두 승수 모두 1 미만으로 재정정책의 효과가 미약함을 시사한다. 다만, 자료가 충분치 않고, 모형에서 사전적으로 식별한 가정을 도입하여 추정된 계수값이 경제적 이론에 부합하지 않는 경향이 있고 통계적으로 유의성이 떨어지는 점을 고려한다면, 재정정책의 효과에 대해서 충분한 언급을 하기는 제한적이다.

II. 분기자료(2) 추정결과(fsq3): 5변수, 4시차

상기의 기준모형은 충분한 시계열을 확보하지 않은 상태에서 재정지출과 순수입을 재정정책의 정의에 맞추어 구성한 자료로 재정정책의 구조적 충격에 대한 반응을 추정한 결과였다. 여기서는 통합재정수지의 분기별 자료를 그대로 이용하면서 시계열을 조금 더 확보할 수 있는 방법으로 재정지출변수로 총지출을 사용하고 재정수입변수로 총수입을 이용하여 5변수 VAR을 추정하였다. 이와 같이 변수를 재구성하는 경우 2006년 1/4분기까지 시계열을 연장할 수 있다. 다만, 재정정책변수의 성격이 다소 달라지므로 이에 대한 차이는 염두에 두어야 한다. 여기서도 앞서와 마찬가지로 계절조정된 시계열과 그렇지 않은 시계열을 둘 다 사용하였으나 계절조정된 자료의 결과만을 제시하고 계절조정되지 않은 자료는 부록에 제시하여 참고할 수 있도록 하였다.

재정지출을 대표하는 변수로 총지출을 재정수입은 총수입을 이용하여 5변수 VAR 모형을 구성하여 추정한 경우, 거시경제부문의 축약형 오차의 공분산 행렬은 다음의 <표 13>에 나타나 있다. 앞선 분기자료(1)과 비교할 때 정부 총지출과 총수입의 오차항 분산이 작게 나온 것을 알 수 있다. 이는 재정정책 추정식의 많은 부분이 설명되었음을 의미한다. 따라서 축약형 오차에서 볼 때 경제 내에서 설명되는 부분이 충분히 설명되었을 가능성을 가진다.

표 13. 거시경제부문 축약형 오차의 공분산 행렬

구 분	LY	LP	IR	LG	LT
LY	4.97774e-05				
LP	-3.95548e-05	1.16137e-04			
IR	-4.25904e-06	2.46709e-06	1.95195e-06		
LG	1.04918e-04	-4.12872e-05	-2.01590e-06	0.00527	
LT	1.39708e-04	-7.82463e-05	-1.14742e-05	8.23238e-04	0.00303

표 14. 당기구조계수의 추정결과

계수	β_{tg}	γ_{yg}	γ_{yt}	γ_{pg}	γ_{pt}
계수값 (표준오차)	0.1429 (0.1527)	0.0157 (0.0190)	0.0357 (0.0250)	0.0099 (0.0275)	-0.0075 (0.0378)
계수	γ_{py}	γ_{rg}	γ_{rt}	γ_{ry}	γ_{rp}
계수값 (표준오차)	-0.8321 (0.2923)***	0.0014 (0.0037)	0.0000 (0.0050)	-0.0979 (0.0445)**	-0.0115 (0.0276)

구조적 오차항의 계수 중 고정값을 사전적으로 제약한 계수는 상기의 분기자료(1)과 같으며, 고정계수값 역시 동일하다. 따라서 고정값은 <표 11>과 동일하므로 이를 여기에 표시하지는 않았다. <표 14>는 당기구조계수를 추정한 결과를 나타내고 있다. <표 12>의 경우와 다르게 추정된 계수가 다수 존재하지만, 유의성이 충분하지는 않다. β_{tg} 의 값이 양(+)의 값을 가지는 것으로 추정된 것이 기대하는 방향이라는 점이지만, 유의성은 약한 것으로 나타나고 있다. 하지만 구조적 재정지출 충격이 발생하는 경우 정부수입이 증가하는 반응을 보이는 것은 재정지출과 정부수입의 관계를 적절히 반영한 것으로 평가할 수 있다. 그러나 <표 12>의 결과와 마찬가지로 γ_{py} 와 γ_{ry} 의 계수가 음(-)의 값에서 유의적인 것으로 추정된 것은

다소 기대한 것과는 상반된 결과라고 할 수 있다. <표 14>의 결과가 <표 12>와 차이가 나고, 추정된 계수의 방향이 개선된 점에서 앞선 분기자료(1)보다 고정계수가 더 적합한 역할을 한 것으로 판단되며, 구조계수행렬의 식별가정과 고정계수가 분기자료(2)에서 더 타당함을 의미한다.

<그림 58>은 재정지출을 총지출로 재정수입을 총수입으로 설정한 분기자료(2)의 계절조정된 시계열을 가지고 추정한 구조적 VAR에 의해서 도출된 충격반응함수를 나타낸 그림이다.

정부 총지출 충격에 대한 정부 총지출 자신의 반응은 <그림 58>의 첫 열의 첫 번째 그림에 제시되어 있으며, 정부 총지출의 증가 충격이 일시적이고 그 다음 2분기에 음(-)의 반응을 나타내고 있다. 정부 총지출 충격은 일시적이며 지속성이 나타나지 않으며, 충격 후에 잠시 정부 총지출이 줄어드는 반응을 나타내고 있다. 정부 총지출 충격에 대한 정부 총수입의 반응은 1분기와 3분기 후에 음(-)의 반응을 나타내고 있어 최소한 회계 단위 기간 동안 정부 총지출 충격이 정부수입의 증가 없이 수행되고 있음을 반영하고 있다. 재량적인 재정지출 증가 정책이 단기적이며 차후 정부수입의 증가 없이 수행되었음을 확인할 수 있다.

정부 총수입 충격에 대한 정부 총수입의 반응은 <그림 58>의 둘째 열의 두 번째 그림에서 나타나고 있으며, 정부수입의 증가 충격이 일시적이고 다음 기에 정부수입이 감소하며, 지속성을 가지지 않는 것으로 나타나고 있다. 한편, 정부 총수입 증가 충격에 대하여 정부 총지출은 충격 2분기 후에 증가하는 반응을 나타내고 있어, 재량적 정부수입 증가가 정부지출을 유도하는 형태를 취하고 있다.

<그림 58>로부터 정부 총지출과 정부 총수입의 구조적 정책 충격

은 서로 동질성과 이질성을 동시에 보여 주고 있다. 정부 총지출과 정부 총수입의 충격은 서로 일시적이며 지속성이 없으며, 충격 후 2 분기에는 충격을 상쇄하는 반응을 보인다는 점에서 동질적이다. 반면에 상대의 충격에 대한 반응은 다소 다른 방향을 가지는데, 확장적 정부 총지출 충격에 대하여 정부 총수입은 단기적으로 음(-)의 반응을 보임으로써 확장적 재정정책을 강화하는 방향으로 반응하는 반면, 정부 총수입의 양(+)의 충격에 대한 정부 총지출의 반응은 2분기 후에 양(+)의 반응을 나타내고 있어 긴축적 정부 총수입정책을 완화 또는 상쇄하는 방향으로 반응하고 있음을 나타내고 있다.

총지출의 구조적 충격에 대한 GDP의 반응을 살펴보면, 충격 2분기 후에 GDP가 상승하는 반응을 나타내고 있으며, 통계적으로 유의적인 것으로 나타나고 있다. 그러나 이후에는 뚜렷이 유의적으로 양(+)의 반응을 나타낸다고 보기 어렵다. 따라서 재정지출 증가의 구조적 충격은 일시적으로 GDP를 증대시키는 일시적인 경기조절 기능을 가진다고 말할 수 있다. 2분기에 GDP의 증가반응이 일시적이라는 점에서 앞서 분기자료(1)에서 나타난 반응과 매우 유사하다는 것을 알 수 있다. 분기자료(1)과 다른 점은 정부 총지출이 증가하는 그 시점에 GDP가 양(+)의 반응을 한다는 점이며, 이는 보조금/이전지출을 포함하는 총지출의 경우에 정부지출과 함께 GDP가 동시에 반응한 것을 의미한다.

한편, 총지출의 증가 충격은 충격 3분기 후에 물가를 상승시키고, 이자율은 충격 시 하락한 후 반응이 사라지는 모습을 나타내고 있다. 이러한 모습의 반응 역시 앞서 분기자료(1)과 거의 유사한 모습이라고 할 수 있다.

총수입의 구조적 충격에 대한 GDP의 반응을 살펴보면, 총수입 증

가 충격 3분기 후에 GDP가 일시적으로 감소하는 반응을 나타내고 있으며, 오차밴드 내에서 감소를 나타내고 있어 통계적 유의성도 가지고 있다. 이로부터 재정수입의 구조적 충격이 일시적인 경기조절적 기능을 가지고 있음을 확인할 수 있다.

총지출 충격과는 달리 총수입의 증가는 물가를 일시적이지만 상승시키는 반응을 초래하는 것으로 추정되었으며, 이자율도 하락하는 반응을 나타내고 있다. 이러한 이자율의 반응은 장기적으로 감세와 같은 정책을 추진하였을 때 경기조절 효과를 구축하는 효과가 나타날 가능성을 시사하고 있다.

총지출 증가와 총수입 감소 충격이 동일한 단위로 발생하였을 때 GDP의 동태적 반응은 <그림 59>에 제시되어 있다. 동일한 충격에 대한 GDP의 반응은 단기적으로는 총수입의 감소가 더 효과적인 것으로 나타나는 반면, 더욱 장기적으로는 총지출의 증가가 더 효과적인 것으로 나타나고 있다. 총수입의 감소는 단기적으로 GDP를 상승시키는 정도가 더 강한 것으로 나타나고 있는 반면, 총지출의 증가는 그 강도 면에서 상대적으로 미약하지만 장기적으로 양(+)의 영향이 계속되는 것이 특징적이거나 장기적 반응이 유의적인 것은 아니다. 그러나 두 정책의 효과는 절대적인 크기에 있어서 지속적이고 강력한 경기조절 능력을 가지고 있다고 보기는 어렵다. 정책효과가 나타나는 시차를 고려한다면, 총수입 감소에 따른 GDP 증가가 더 효과적이라고 할 수 있으며, 총지출의 증가는 상당한 기간(여기서는 약 2년)의 시차를 가지고서야 GDP의 증가 효과가 나타나므로 정책 효력이 나타나는 시점에 대한 고려가 요구된다고 할 수 있다. 총수입 감소 정책은 단기적으로 효과적이라고 할 수 있다.

그림 58. 충격반응함수의 추정결과: 분기자료(2), 계절조정, 5변수, 4시차

Impulse responses: 1994:01 ~ 2006:01

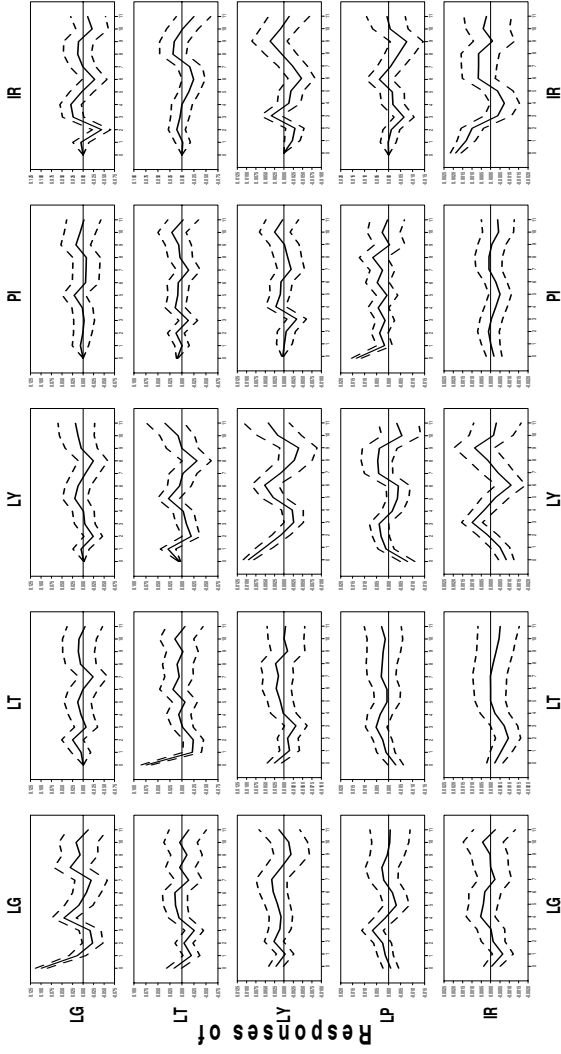


그림 59. 총지출 증가와 총수입 감소 충격에 대한 GDP의 반응

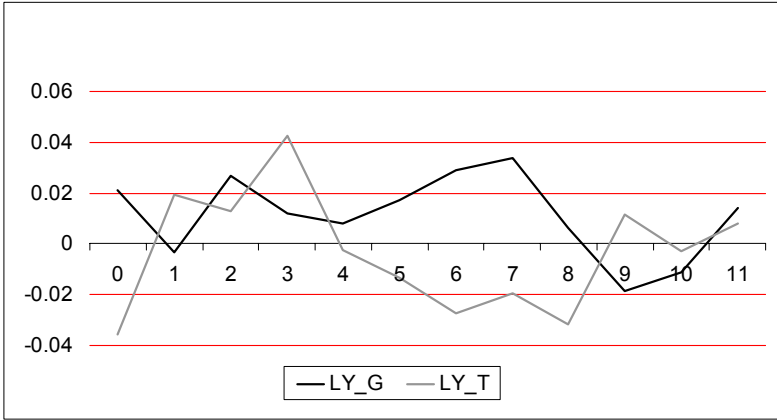
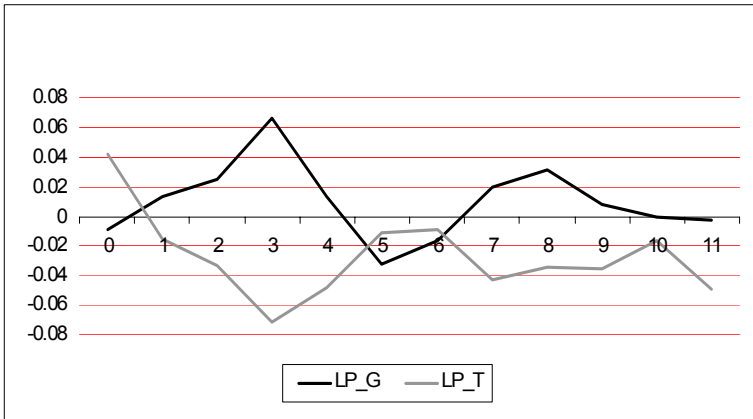


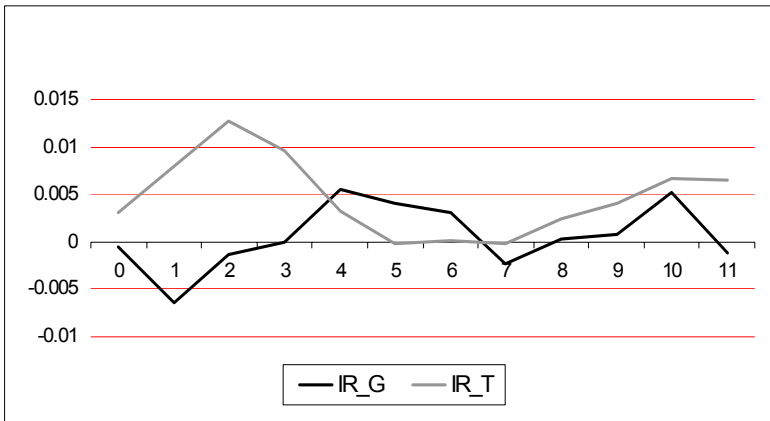
그림 60. 총지출과 총수입 충격에 대한 물가의 반응



<그림 60>은 정부 총지출 증가와 정부 총수입 감소가 동일한 단위로 발생하였을 때의 물가(GDP deflator)의 반응을 제시한 것이다. 총지출 증가와 총수입 감소는 물가의 정반대 방향의 반응을 초래하는 것으로 추정되었다. 두 충격에 대한 반응의 방향은 반대이지만 반응의 규모는 매우 유사하다.

<그림 61>은 정부 총지출 증가와 정부 총수입 감소가 동일한 단위로 시행되었을 때 장기 이자율의 반응을 제시한 그림이다. 물가의 반응과 마찬가지로 두 충격에 대해서 반대 방향의 충격반응을 나타내고 있으며, 정부지출 충격에 대해서 이자율이 하락하는 반면, 정부수입 충격에 대해서는 이자율이 상승하는 반응을 보이고 있다.

▮ 그림 61. 총지출과 총수입 충격에 대한 이자율의 충격반응



정부 총지출과 정부 총수입의 재량적 재정정책의 승수를 살펴보자. 우선 두 정책 충격의 크기는 표준오차의 크기이며, 이는 정부지출 충격의 경우 0.0989로 추정되었으며, 정부수입의 경우 0.0744로 추정되었다. 재정지출이 GDP에서 차지하는 비중은 약 19.4%이며, 표본기간 동안 13~28%의 범위에 놓여 있다. 정부수입이 GDP에서 차지하는 비중은 약 21.5%이며, 표본기간 동안 15~30%의 범위에 놓여 있다. <그림 58>의 두 정책 충격에 대한 GDP의 반응 추정치들을 이용하면 분기자료(1)에서와 같이 두 정책의 승수의 평균값과 범위를 파악할 수 있다. 정부지출의 승수는 0.308을 평균으로 가지

며 그 값의 범위는 약 0.21~0.46 정도로 계산되었다. 정부수입의 승수는 0.348을 평균으로 가지며 0.24~0.50의 범위를 가지는 것으로 계산되었다. 이는 승수 차원에서 재정정책의 효과가 미약함을 보여 주는 것이다. 물론 이러한 단순한 승수 계산만으로 정책효과를 전적으로 판단하기는 어렵다.

여기까지 분기자료(1)과 분기자료(2)를 이용한 모형 추정을 통하여 재정정책 충격에 대한 충격반응을 분석하였다. 분기자료(1)과 분기자료(2)는 동일한 자료를 이용하였지만 정책변수의 정의에 차이가 존재하고 있고, 분기자료(2)에서 시계열이 확장되었다는 점에서 차이가 있다. 이러한 차이는 추정결과에서 주요한 차이로 나타나고 있지는 않다. <그림 52>와 <그림 58>에서 보는 바와 같이 재정정책의 충격은 지출충격이든 수입충격이든 단기적이며 일시적인 GDP의 반응을 초래하는 것으로 나타나고 있으며, 이러한 단기적이며 일시적인 GDP 반응에서 정부수입 충격이 다소 유의적인 충격을 보이고 있음을 알 수 있다. 다만, 충격반응의 크기를 동일한 충격에서 살펴보면, 분기자료(1)과 분기자료(2) 사이에 차이가 존재함을 알 수 있다. 분기자료(1)에서는 지출충격이 다소 규모가 크지만 분기자료(2)에서는 정부수입 충격의 반응이 규모가 크고 신속하게 나타나고 있음을 알 수 있다. 이러한 차이는 재정정책변수 정의의 차이일 수도 있으며, 분기자료(2)의 경우가 식별가정의 역할에 적합한 형태이기 때문에 발생할 수도 있다.

식별가정과 고정계수에 부합하는 분기자료(2)를 바탕으로 요약하여 정리하면, 첫째, 정부지출과 정부수입의 재량적 재정정책 충격은 지속적이지 않고 일시적인 충격 특성을 가진다. 둘째, 정부지출 충격은 정부수입을 감소시키는 반응을 초래하는 반면, 정부수입 충격

은 정부지출을 증대시키는 반응을 나타내게 한다. 정부지출 충격의 경우 정부수입도 같이 감소하여 확장적 재정정책을 강화하는 방향으로 정책 방향이 나타나고 있어, 세수기반 없는 정부지출 증대 정책을 시사하고 있다. 반면에 정부수입의 양(+)의 충격은 정부 회계 기간 내에 일시적인 정부지출을 증대시키는 반응을 보여 주고 있어, 세수의 확보를 통한 일부 재정지출의 증대를 나타내고 있다. 셋째, 정부지출 증대와 수입 감소 충격은 GDP를 증대시키는 방향의 반응을 초래한다. 그러나 두 정책 모두 GDP의 일시적 증대 반응만을 가지므로 재량적 재정정책 충격은 일시적인 경기조절 효과만을 갖는다고 할 수 있다. 넷째, 정부지출 증대 정책 충격은 물가가 상승하고 이자율이 하락하는 반응을 가지는 반면, 정부수입 감소 정책 충격은 물가가 하락하고 이자율이 상승하는 반응을 가진다. 두 정책 충격에 대한 물가와 이자율의 반응은 일시적이다. 다섯째, 승수로 판단하였을 때, 두 정책 모두 1보다 작은 승수를 나타내고 있어 경기조절적 효과가 미약함을 나타내고 있다.

Ⅲ. 분기자료(3)

여기서는 분기자료(3)을 이용하여 구조적 재정정책의 거시경제적 효과에 대하여 살펴보기로 한다. 분기자료(3)은 앞서 설명한 바와 같이 국민계정상의 정부소비지출을 재정지출변수로 설정하고 조세수입을 정부수입변수로 설정한 자료이다. 대상 기간은 자료를 구할 수 있는 1981년 1/4분기부터 2003년 4/4분기까지이어서, 다소간 장기의 시계열을 확보할 수 있으며, 장기 시계열 확보에 따라 민간소

비와 투자를 포함하는 6변수 VAR도 추정할 수 있는 장점을 가질 수 있게 된다. 다만, 재정정책변수의 정의가 다소간 모호해지는 단점이 있을 수 있다.

우선, 1994년 1/4분기부터 2003년 4/4분기까지의 자료만을 이용하여 5변수 VAR를 추정하고, 이로부터 충격반응함수를 도출하여, 상기의 분기자료(1)과 분기자료(2)의 결과와 비교하여 같은 특성을 유지하는지 살펴보고, 유사한 결과라면 장기 시계열을 이용하여 대상 기간 전체에 대한 구조적 재정정책의 거시경제적 영향에 대하여 분석한다. 분기자료(1), 분기자료(2)와 비교할 수 있도록 계절조정된 자료를 추정하였으며, 참고하기 위하여 계절조정되지 않은 자료에 대하여 추정하고 부록에 수록하였다. VAR 모형 구성에서 시차는 앞에서와 마찬가지로 4시차를 적용하였다.

1. 분기자료(3): 1994. 1/4 ~ 2003. 4/4; 계절조정

재정지출변수로 국민계정상의 정부소비지출을 사용하고, 정부수입변수로 조세수입을 사용하는 분기자료(3)에서 1994년 1/4분기부터 2003년 4/4분기를 대상 기간으로 5변수 VAR를 추정하여 충격반응함수를 도출하여 <그림 62>에 제시하였다.

<그림 62>에서 보는 바와 같이 정부소비지출의 구조적 충격은 그 자체가 지속성을 가지는 것으로 나타나고 있다. 즉 정부소비지출이 증가하면 약 3분기 후에까지 증가세가 유지되는 것을 보여 주고 있어 일시적인 충격이 아니라 약 1년 가까이 정부소비지출이 구조적으로 증가하는 것으로 나타나고 있다. 이는 분기자료(1)과 분기자료(2)에서 추정한 재정지출의 충격과는 약간 다른 형태임을 알 수 있다. 이는 여기서 정부소비지출이 통합재정수지의 정의상 다른 것도

작용한 것으로 보이며, 정부소비지출이 임금 등의 정부지출을 포함하고 있어 일시적인 증가가 아니라 지속성을 어느 정도 갖고 있는 것으로 보인다. 정부소비지출 충격에 대해서 조세수입의 반응은 분기자료 (1)과 (2)의 경우와 유사하게 회계기간 내에 조세수입이 증대하는 반응을 나타내고 있다.

반면, 조세수입의 구조적 충격은 그 자체가 일시적으로 증가한 후 사라지는 모습을 보이고 있다. 이는 앞서 분기자료(1)과 분기자료(2)의 경우와 유사하다. 조세수입의 경우 정부수입에 많은 부분을 차지하고 있기 때문에 이러한 유사 현상이 나타날 개연성이 있다. 한편, 조세수입 증대 충격에 대한 정부소비지출의 반응은 기존의 분기자료 (1)과 (2)의 경우와 다르게 추정되었다. 조세수입이 증대되면 정부소비지출은 감소하며, 이러한 감소가 장기적으로 지속되는 반응을 나타내고 있다. 결국 세금을 증대하는 경우 이에 따라 정부의 소비지출은 줄어드는 반응이 나타나며, 세금감면을 통한 경기부양 정책은 정부소비지출 증대를 수반한다고 해석할 수 있다.

정부소비지출 증가의 구조적 충격에 대하여 GDP는 단기적으로 증가하는 반응을 나타내다가 장기적으로 사라지는 반응을 보이고 있으며, 물가는 다소 양(+)의 반응이 보이기는 하지만 뚜렷한 반응이 나타나지 않으며, 이자율도 초기에 일시적인 하락이 보이나 유의적이지는 않아서 뚜렷한 반응을 보인다고 할 수는 없다. 이러한 물가와 이자율의 반응은 분기자료 (1)과 (2)에서 추정한 충격반응과는 다소 차이가 있음을 알 수 있다. 정부소비지출의 구조적인 증가정책은 물가와 이자율이 반응하지 않으면서 단기적으로 GDP를 증대시키는 특성을 가지는 것으로 나타나고 있다. 정부소비지출 증대 충격은 GDP에 대해서 단기적으로 효과가 지속된다는 점이 특징적이다.

이는 정부소비지출의 특성에서 나타나는 것으로 해석할 수 있다.

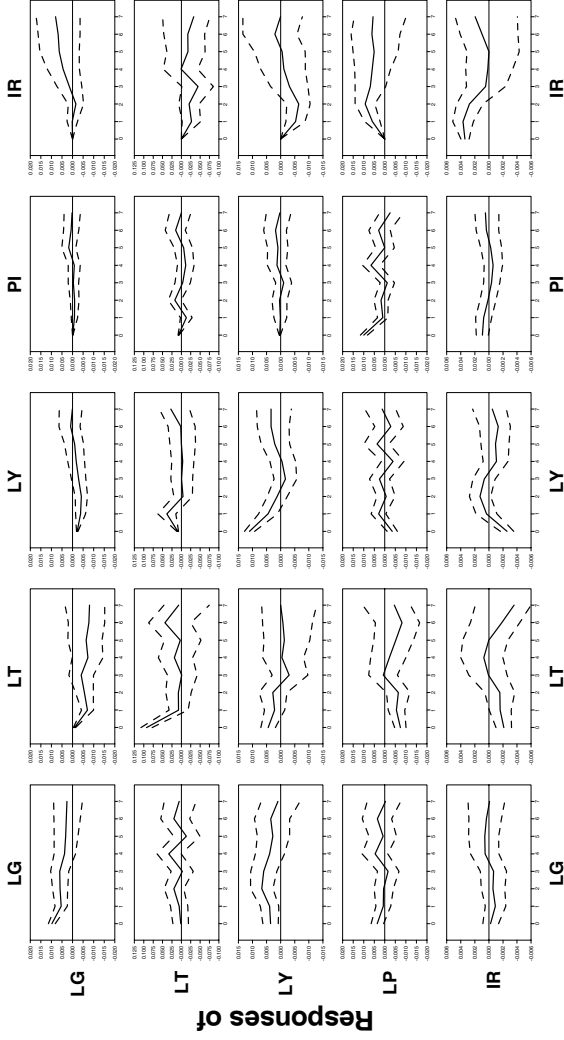
한편, 조세수입을 증대하는 구조적 재정정책은 그 자체가 일시적인 상승에 그치는 형태를 취하고 있으며, GDP는 하락하는 반응이 나타나나 유의적이지 않은 것으로 나타나고 있다. 물가와 이자율은 단기적으로 하락하는 반응을 나타내는 것으로 추정되고 있다. 이는 앞서 분기자료 (1)과 (2)의 경우와 매우 다른 형태의 반응이다. 조세수입을 증대하는 정책적 충격은 정부소비지출을 감소시키고, GDP는 반응을 보이지 않고, 물가와 이자율을 단기적으로 하락시키는 효과를 가진다. 이는 분기자료 (1)과 (2)의 결과와 비교하여도 기대되는 방향의 결과라고 하기는 어렵다.

1994년에서 2003년의 자료만을 가지고 5-VAR를 추정한 결과 앞선 분기자료 (1)과 (2)의 추정결과와는 다른 결과를 얻을 수 있었다. 다만 정부소비지출의 충격이 단기적으로 GDP에 영향을 미치고 있다는 점은 앞선 결과들과 유사한 것으로 볼 수 있다. 따라서 정부투자지출이나 이전지출 등의 경기조절적 효과가 더욱 일시적일 가능성을 생각해 볼 수 있다. 결과만을 보고 해석한다면, 1994년에서 2003년까지의 기간 동안 재량적 재정정책의 구조적 충격은 경기조절적인 효과가 미약하다는 것을 확인할 수 있으며, 이는 앞서 분기자료 (1)과 (2)의 충격반응 추정결과에서도 확인할 수 있다. 이러한 재정정책의 미약한 경기조절 능력이 1990년대 중반 이후의 자료에서 나타나고 있는 원인과 정책효과의 부진에 대한 연구는 향후의 과제가 될 수 있을 것이다.¹⁵⁾

15) Perotti(2004)의 경우에 1980년 이전과 이후를 비교하면서 1980년 이후에 미국의 재정정책의 효과가 약해졌음을 논의하고 있으며, Favero and Giavazzi(2007)는 이러한 원인을 1980년대 이후 재정정책이 국가채무의 움직임에 대하여 반응하였기 때문이라고 논의하고 있다.

그림 62. 충격반응함수의 추정결과: 분기자료(3), 계절조정, 5변수, 4시차

Impulse responses: 1994:01 ~ 2003:04



2. 분기자료(3): 1981. 1/4 ~ 2003. 4/4; 계절조정

<그림 63>은 계절조정된 자료를 이용하여 1981년 1/4분기에서 2003년 4/4분기까지를 대상 기간으로 설정하여 추정한 구조적 VAR로부터 도출된 충격반응함수를 표현한 것이다.

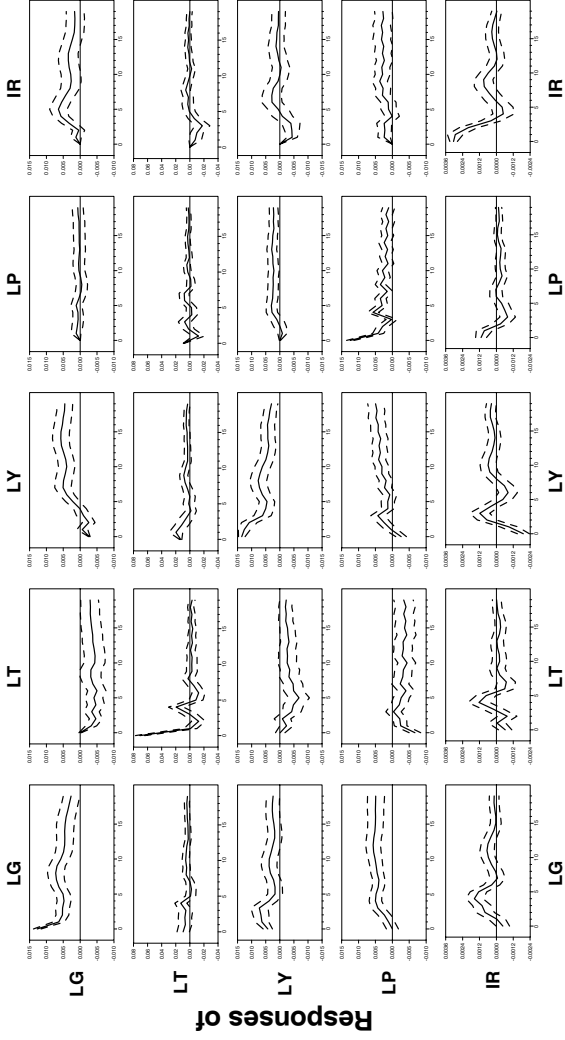
1981년부터 대상 기간으로 하는 경우 앞서 1994년부터 대상 기간으로 한 충격반응함수와 차이가 존재함을 알 수 있다. 우선, 정부소비지출의 증가정책은 그 자체가 상당기간 지속되는 것으로 나타나고 있다. 다시 말해서, 재정지출 증가가 발생하면, 그 증가가 지속적으로 상당기간 동안 나타나고 있어 지속성을 가지는 것으로 보인다. 1994년 이후의 결과와 다르게 정부소비지출 충격은 장기간 지속성을 나타내는 것 이외에도, 정부소비지출 충격에 대해서 단기적이지만 조세수입도 증가하는 반응을 나타내고 있다. 이는 정부소비지출의 증대 정책 이후에 일부 조세수입을 증대시키는 세수기반의 정부소비지출 증대 정책이 시행되었음을 의미한다.

반면, 조세수입 충격은 일시적인 증가에 그치는 것으로 나타나 대상 기간에 관계없이 유사한 자기 반응을 보이고 있음을 알 수 있다. 조세수입 증대 충격에 대한 정부소비지출의 반응은 지속적으로 감소하는 모습을 보이고 있어 1994년 이후의 자료와 같은 추정결과를 보여 주고 있다. 그러나 정부수입 증대 후에 정부지출을 증대시키는 반응을 보인 분기자료 (1)과 (2)의 추정결과와는 차이가 있다.

정부소비지출 증가의 구조적 재정정책에 대하여 GDP는 장기적으로 증가하는 양(+)의 반응을 나타내고 있으며, 그 반응이 지속성을 가지는 것으로 추정되었다. 또한 물가는 장기적으로 상승하는 반응을 보이고 있어, 대상 기간을 1980년대로 확장함에 따라 차별화된 특

■ 그림 63. 충격반응함수의 추정결과: 분기자료(3), 계절조정, 5변수, 4시차

Impulse responses: 1981:01 ~ 2003:04



성을 가지게 됨을 확인할 수 있다. 이자율도 상승하는 반응을 나타내며 이자율 상승이 상당기간 지속되는 것을 살펴볼 수 있다. 따라서 대상 기간을 1980년대까지 포함하는 경우, 정부지출에 대한 충격에 있어서 차이가 나타나고 있음을 확인할 수 있다. 따라서 1980년대와 1990년대 중반 이후 재정정책의 효과가 다르게 나타나며, 1990년대 중반 이후에는 정부지출 증대의 재정정책이 효과적이 되었음을 알 수 있다. 따라서 1990년대 중반 이후의 재정지출정책이 효과적이지 않은 원인에 대한 분석이 필요하다.

조세수입 증대의 구조적 충격도 1980년대를 포함시키는 경우 다르게 나타남을 <그림 63>에서 확인할 수 있다. 조세수입의 증대 충격에 대하여 GDP는 감소하는 반응을 나타내고 있으며 감소하는 반응이 지속적으로 나타나고 있다. 물가 또한 하락하며 상당기간에 걸쳐 물가하락 반응을 나타내고 있으며, 이자율은 상승과 하락을 반복하는 반응이 나타나나, 피크에서는 상승 반응이 나타나고 있음을 확인할 수 있다. 이 역시 분기자료 (1)과 (2)의 추정결과와 차별적이며, 특히, 조세수입 증대에 대해서 GDP 감소가 지속성을 가지는 것은 1990년대 중반 이후의 추정결과와도 차별적인 것이다.

상기의 분기자료(3)의 추정결과로부터 재정정책의 승수를 구할 수 있다. 정부소비지출의 구조적 오차항 표준오차는 0.0127로 추정되었으며, 조세수입의 구조적 오차항의 표준오차는 0.0711로 추정되었다. <그림 63>의 충격반응을 8분기까지 유의적인 부분만을 포함하여 계산하고, 정부소비지출과 조세수입의 GDP 비중을 계산하여 이 이용하면 두 정책의 승수를 구할 수 있다. 정부소비지출은 1981~2003년의 표본기간 동안 평균적으로 11.8%의 비중을 가지며 그 범위는 10~14%를 가지는 것으로 계산되었으며, 조세수입은 동 기간 동안

평균적으로 14.6%이며, 그 범위는 10~20%인 것으로 계산되었다.
 이로부터 승수를 구하면, 정부소비지출의 경우 평균적으로 23.66으로
 계산되었으며 값의 범위는 20.0~28.0을 가지는 것으로 계산되었다.
 조세수입의 승수는 평균적으로 2.6이며, 값의 범위는 1.9~3.7에
 이르는 것으로 계산되었다. 이렇게 정부소비지출의 승수의 값이 크게
 나타나는 것은 오차항의 표준오차가 상대적으로 작기 때문이다. 두
 방법의 재정정책 모두 승수가 1보다 큰 것으로 계산되고 있어 동기간
 동안 재정정책은 효과적이었음을 확인할 수 있다. 반면, 동기간
 동안의 정부소비지출 승수가 조세수입의 승수보다 크게 나타나고
 있어 정부소비지출이 효과적이었음을 제시하고 있다. 그러나 이러한
 비교가 절대적인 것은 아닌데, 앞서도 언급한 바와 같이 정부소비지출의
 구조적 오차항의 표준편차의 크기가 상대적으로 작기 때문에 나타났을
 가능성이 높으며, 만일 정부소비지출의 오차항의 표준편차가 조세수입의
 그것과 유사하다면, 두 승수는 거의 유사할 것이다. 조세수입의 오차항의
 표준편차가 큰 것은 조세수입 변동의 많은 부분이 모형에서 설명되지
 못하였기 때문으로 판단된다. 그 원인은 구조적 계수의 고정값과 사전적
 식별제약이 조세수입과 부합하는 것이 아니라 앞서도 언급한 바와
 같이 정부 총수입에 부합하기 때문이다. 따라서 정부 총수입과 유사하게
 부합하는 고정계수 및 식별가정이 도입된다면 조세수입의 오차항의
 크기가 줄어들 가능성이 있으므로 여기서와 같이 두 승수의 비교가
 타당하다고 보기는 어렵다. 이러한 비교를 배제한다면, 결론적으로
 두 정책의 승수가 1보다 크다는 결과가 1980년대를 포함한 경우에
 나타났다는 점이 특징적이라 할 수 있다.

3. 분기자료(3): 1981. 1/4 ~1993. 4/4; 계절조정

<그림 64>는 두 기간에서의 차이를 살펴보기 위하여 1981~1993년까지를 대상으로 하여 추정한 VAR 모형으로 추정된 충격반응함수를 제시한 그림이다. 1981~2003년까지를 대상으로 한 자료를 이용한 경우의 충격반응은 대부분 이 기간의 충격이 반영되는 것으로 판단된다.

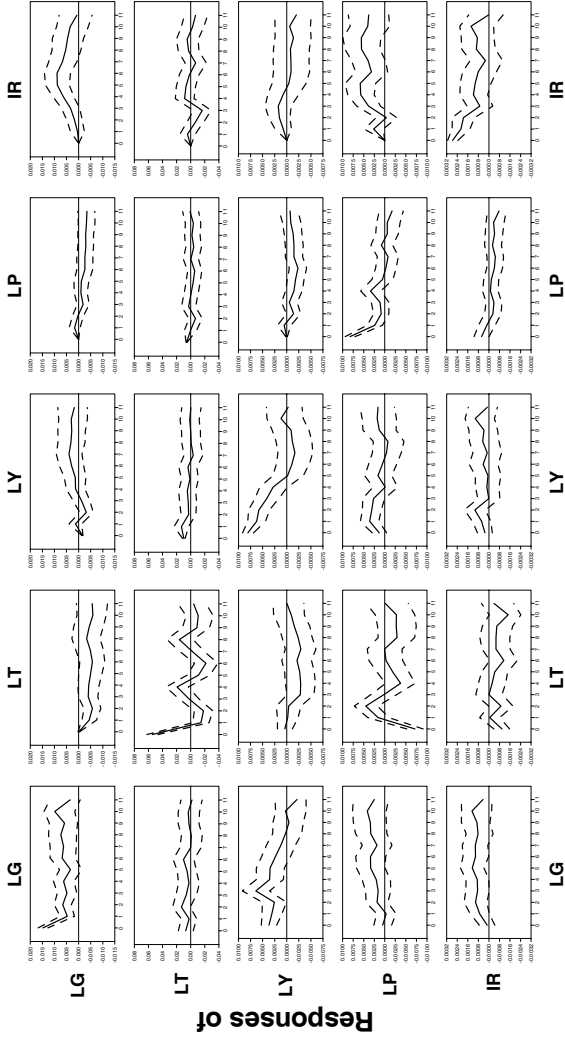
첫 열의 첫 그림은 정부소비지출 충격에 대한 자신의 반응을 나타내고 있으며, 증대한 정부소비지출이 다소 줄어들지만 장기적으로 관성을 가지는 것으로 나타났으며, 둘째 그림에서는 정부소비지출의 증대 충격에 대해서 조세수입은 일시적으로 증대될 뿐 지속성은 없는 것으로 나타났다.

첫 열의 셋째 그림은 정부소비지출 충격에 대한 GDP의 반응을 나타내고 있는데, GDP의 반응이 상당기간 동안 지속되고 있음을 확인할 수 있으며, 이는 앞서 1981~2003년 표본기간 동안 나타났던 GDP의 반응의 지속성이 1980년대의 반응을 반영하고 있음을 말해주고 있다.

둘째 열의 두 번째 그림은 조세수입 충격에 대한 자신의 반응을 표현하고 있으며, 등락을 거듭하는 반응을 나타내지만 조세수입 충격에는 지속성이 있는 것으로 보이지는 않는다. 또한, 둘째 열 첫 그림의 조세수입 충격에 대한 정부소비지출 반응은 지속적인 음(-)의 반응을 나타내고 있으며, 이는 1981~2003년 기간의 추정결과와 유사하다. 셋째 그림에서 조세수입 충격에 대한 GDP의 반응을 나타내고 있는데, 충격에 대한 GDP의 반응이 장기간 지속되고 있어, 이 역시 1981~2003년 기간의 추정결과와 유사하며, 이 기간의 GDP 반응이 전 기간의 GDP 반응에 반영된 것으로 보인다.

그림 64. 충격반응함수의 추정결과: 분기자료(3), 계절조정, 5변수, 4시차

Impulse responses: 1981:01 ~ 1993:04



따라서 1981~1994년 기간을 대상 기간으로 삼아 재정정책 충격에 대한 거시경제의 반응을 살펴본 결과, 1981~2003년 기간에서의 추정결과와 유사한 결과를 보이는 것으로 나타났으며, 이는 1980년대의 재정정책과 1990년대 중반 이후의 재정정책 사이에는 정책적 효과에서 차별적 효과가 나타나고 있으며, 1990년대 중반 이후 재정정책의 효과가 줄어들고 있음을 확인할 수 있다.

IV. 4-VAR: 재정수지 충격에 대한 거시경제의 충격반응

앞서 다양한 대상 기간을 가지고 재정지출과 정부수입의 구조적 충격에 대하여 거시경제가 어떻게 반응하는가에 대하여 살펴보았다. 1994년 이후를 대상 기간으로 하는 경우, 대부분 일시적이지만 재정지출에 대하여 GDP는 양(+)의 반응을, 정부수입에 대하여 GDP는 음(-)의 반응을 나타내는 것으로 나타났다. 한편, 물가는 일시적이지만 재정지출에 대해서는 양(+)의 반응을, 정부수입에 대해서는 음(-)의 반응을 나타내는 것으로 생각할 수 있으며, 이자율은 매우 다양하고 혼합된 반응을 나타내고 있다. 이러한 상황에서 정부의 재정수지의 충격이 어떻게 거시경제에 영향을 주는가는 관심의 대상이 아닐 수 없다.

재정수지를 하나의 변수로 고려하여 모형에 포함시키는 경우, 두 가지 가능성을 고려할 수 있다. 우선 재정수지 적자 충격은 세수기반 없는 지출 충격이거나, 지출을 고려하지 않은 수입 충격이 가능할 수 있으며, 이러한 충격 후에 재정수지가 어떻게 반응하는가에 따라 재정수지 적자 충격이 재정균형으로 회귀하는가 아니면 국채

등의 재원 조달이 필요한가의 특성을 살펴볼 수 있다. 둘째로 이러한 재정수지 적자 충격의 특성하에서 거시경제는 그 충격에 대해서 어떻게 반응하는지를 가늠할 수 있다. 따라서 재정수지 적자 충격에 대하여 GDP, 물가, 이자율 등이 어떠한 반응을 나타내는지를 살펴보는 것은 재정정책 충격에 있어서 중요한 시사점을 가지고 있다고 할 수 있다. 여기서는 분기자료(1)과 분기자료(2)의 계절조정 자료를 사용하여 1994년 이후 재정수지 충격에 대한 거시경제의 반응을 살펴보도록 한다.

1. 4-VAR: 분기자료(1), 계절조정, 1994~2003.

여기서는 재정수지의 구조적 충격에 대한 거시경제의 반응을 살펴보기 위하여, 1994~2003년을 대상으로 분기자료(1)을 이용하여 4변수 4시차 VAR를 추정하여 충격반응함수를 도출하였다. <그림 65>는 충격반응함수를 도출한 결과이다. 그림의 첫째 열의 4개의 그림은 위에서부터 각각 재정수지 흑자 충격에 대한 재정수지, GDP, 물가, 이자율의 반응을 표현한 것이다.

재정수지 흑자 충격에 대한 재정수지 자신의 반응은 충격 당시 흑자가 다음 기부터 감소하여 재정적자의 방향으로 전환된 이후 3분기 이후에는 반응이 사라지고 있음을 나타내고 있다. 재정수지 흑자 충격은 곧바로 적자로 전환되고 단기적으로 사라지는 일시적인 충격임을 나타내고 있다. 이러한 재정수지의 움직임은 동 기간 동안 재정수지 흑자 충격은 회계기간 내에 재정수지 적자로 돌아섬으로써 재정균형을 유지하려는 재정정책의 성격을 반영하고 있다. 따라서 이 기간 동안에는 재정수지 적자 충격이 발생하는 경우 국가 채

무 증대의 충격으로 상정하는 것은 바람직하지 않다.

재정수지 흑자 충격에 대한 GDP의 반응은 첫째 열, 두 번째 그림에 나타나 있다. 그림에서 보는 바와 같이 재정수지 충격에 대하여 GDP는 일시적으로 유의적이지는 않지만 미약한 음(-)의 반응을 나타내다가 사라지는 형태의 반응을 나타내고 있다. 매우 미약하지만 재정수지 흑자 충격에 대하여 GDP는 감소하는 방향의 반응이 나타난다고 할 수 있다. 물가의 경우에는 거의 반응이 나타나지 않는 것으로 나타나고 있으며, 이자율은 단기적으로 하락하는 반응을 나타내고 있다. 재정수지 흑자 충격에 대해 물가가 변동하지 않는 상황에서 이자율이 하락하는 반응을 나타내므로, 재정수지 적자 충격에 대하여 장기 이자율이 상승하여 구축효과가 나타날 가능성을 시사하고 있다.

분기자료(1)의 재정수지는 재정수지의 충격을 충분히 설명하지 못할 가능성이 있다. 분기자료(1)에서 재정지출과 순세입의 차이로 재정수지를 정의하게 되는 경우 정의한 재정지출이 순세입에 비하여 항상 작기 때문에 재정수지라기보다는 재정지출에 상대적인 순세입으로 보는 것이 타당하다. 재정수지에 적합하도록 접근하고 상대적으로 시계열 확보에서도 유리한 분기자료(2)를 사용하여 재정수지를 정의하는 것이 더 타당할 것이다. 다음은 분기자료(2)를 사용한 추정결과를 살펴본 것이다.

2. 4-VAR: 분기자료(2), 계절조정, 1994~2006. 1/4

여기서는 분기자료(2)를 사용하여 1994년 1/4분기~2006년 1/4분기의 기간을 대상으로 재정수지 충격에 대한 거시경제의 반응을 분석

하였다. <그림 66>은 분기자료(2)를 사용하여 재정수지를 정의하고, 이러한 재정수지와 거시경제변수인 GDP, 물가, 이자율을 포함하여 4 변수, 4차 VAR를 추정하여 충격반응함수를 도출한 그림이다.

재정수지 흑자 충격은 그 자체가 단기적으로 등락을 거듭하기는 하나 지속성을 가지지 않는 일시적인 충격임을 나타내고 있으며, 앞서 <그림 65>에서 보는 것과는 달리 초기 재정흑자 충격은 다음에 재정적자로 반응하기는 하지만 상쇄할 정도로 크지 않은 것을 알 수 있다. 또한 충격 4분기에 흑자 반응 5분기에 적자 반응을 나타내고 있어 어느 정도 계절성이 관련되어 있는 것으로 보인다. <그림 65>와 달리 재정흑자 충격이 완전히 상쇄되지 않고 회계기간 내에 재정흑자가 유지되는 현상이 나타나고 있어 재정흑자가 재정균형을 유지하지 않는 방향의 재정 충격이 존재함을 확인할 수 있다. 이러한 현상이 앞서 <그림 65>와 다르게 나타난다는 점에서 두 가지 가능성을 고려할 수 있다. 첫째, 대상 기간이 2006년 1/4분기까지 연장된 자료를 이용하여 나타난 것일 수 있으며, 이는 2003년 이후 재정정책이 재정수지의 균형을 고려하지 않았을 가능성을 의미한다는 점이다. 둘째는 재정수지의 정의가 현실에 접근하는 자료를 사용함으로써 이러한 현상이 나타났을 가능성이 있으며, 1990년대 중반 이후 현실적으로 재정수지의 균형 유지와는 독립적으로 일부 재정정책이 운영되었을 가능성이 있음을 의미한다. 두 가능성을 고려하면, 1990년대 중반 이후 재정정책은 재정수지 균형을 유지하지 않고 일부 재정정책이 수행되었으며, 세수기반이 없는 재정지출의 가능성을 배제할 수 없고, 이는 결국 국가 부채의 증대로 이어졌을 가능성을 의미하는 것이다. 따라서 1990년대 이후 재정지출정책은 일부 국가 부채의 증가에 대한 경제의 반응을 수반하였고, 이러한 반

응이 충격반응에 반영되었을 것이다.

<그림 66>의 첫 열, 두 번째 그림에서 나타나는 바와 같이 재정수지의 구조적 흑자 충격에 대하여 GDP는 단기적으로 일시적인 음(-)의 반응을 나타내고 있다. 이는 앞선 <그림 65>의 GDP 반응과는 다른 반응을 나타내는 것이다. 수지균형을 유지하지 않는 재정수지 흑자 충격은 일시적이지만 GDP를 감소시키는 경기조절 효과를 가지고 있는 것으로 보인다. 재정적자의 충격인 경우에 세수기반 없는 재정지출은 일시적으로 GDP를 증대시키는 효과가 있음을 의미한다.

반면, 물가는 거의 변동하지 않는 것으로 나타났으며, 장기 이자율은 일시적으로 하락하는 경향의 반응을 나타내고 있지만 유의적인 것은 아니다. 따라서 앞서 분기자료(1)을 사용한 결과와 유사하지만 유의성 면에서 뚜렷하지 않아, 물가와 장기 이자율의 반응은 뚜렷하지 않은 것으로 판단된다. 이자율의 반응이 다소 <그림 65>와 차이가 나는 점은 여기서 사용한 자료와 재정정책이 국가부채를 자극하는 정책이어서 유의적이지 않은 이자율 하락 반응을 초래하였을 가능성이 있다.

그림 65. 충격반응함수의 추정결과: 분기자료(1), 계절조정, 4변수, 4시차

Impulse responses: 1994:01 ~ 2003:04

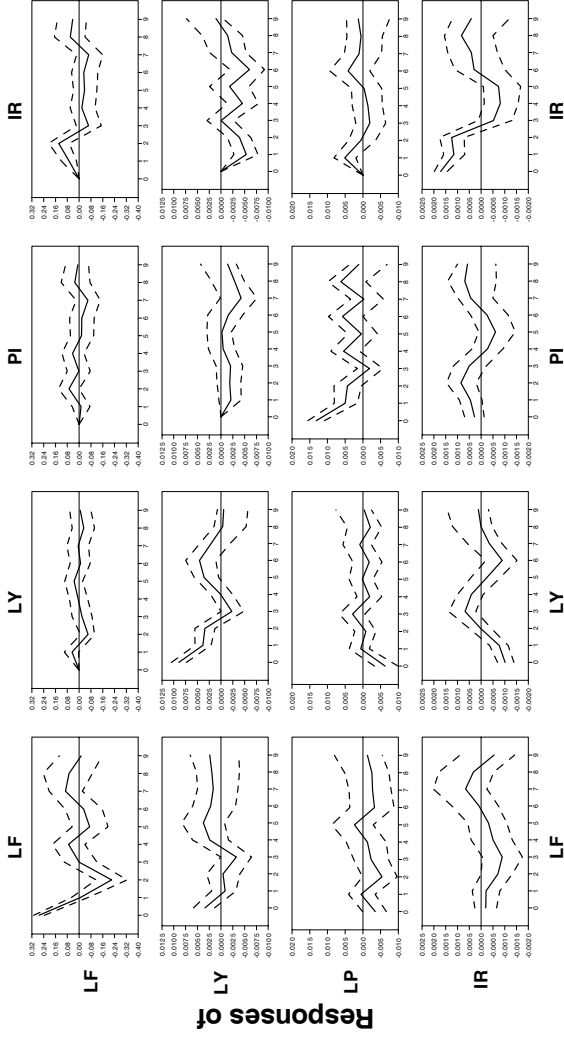
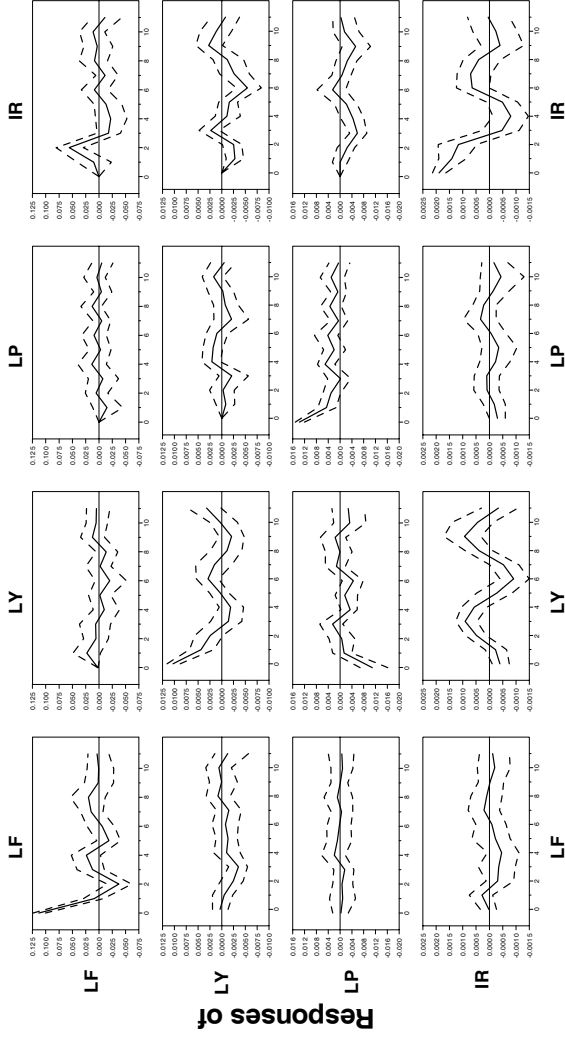


그림 66. 충격반응함수의 추정결과: 분기자료(2), 계절조정, 4변수, 4시차

Impulse responses: 1994:01 ~ 2006:01



V. 6-VAR 충격반응 추정결과

: 민간소비와 투자의 반응

장기 시계열을 가진 분기자료(3)을 이용하면 6변수의 VAR를 추정하는 것이 가능하다. 이 경우 재정정책이 어떠한 경로를 거쳐서 거시경제에 영향을 주는가를 조금 더 구체적으로 살펴볼 수 있다. 여기서는 1981~2003년 자료를 이용하여 재정지출변수로 정부소비지출을 정부수입변수로서 조세수입을 이용하여 상기의 5변수 VAR에 민간소비와 투자를 각각 포함시켜 재정정책이 소비와 투자에 어떻게 영향을 미치는지를 분석하였다. 민간소비지출과 투자지출은 GDP의 구성요소이며, 재정정책의 경기조절 효과가 어떠한 경로를 통하여 GDP에 영향을 미치는지를 살펴볼 수 있게 한다. 또한, 소비와 투자를 모형에 포함시킴으로써 재정정책에 대한 이들의 반응을 추정하여 경제이론이 실제 경제와 어떻게 부합하는가를 살펴 재정정책의 정책적 효과 분석에 적절하게 접근할 수 있게 한다.

여기서는 앞서 VAR 모형의 이론에 설명한 바와 같이 민간소비와 투자를 모두 모형에 포함시키는 것이 아니라, 기본적인 5변수 VAR 모형에 추가적으로 민간소비와 투자를 각각 포함하여 6변수의 VAR를 추정하였다.

1. 6-VAR: 분기자료(3), 계절조정, 1981~2003, 민간소비 포함

분기자료(3)을 사용한 앞서의 5변수 VAR에 민간소비를 포함하여 6변수 VAR를 추정하고 이로부터 민간소비의 재정정책에 대한 반응을 살펴보도록 한다. 사용한 6변수는 재정정책을 의미하는 정부소비

지출과 조세수입, 거시경제를 대표하는 GDP, 물가, 이자율 그리고 민간소비지출이다. <그림 67>은 민간소비를 포함한 6변수 VAR의 추정을 통하여 구한 충격반응함수를 나타낸 것이다. 민간소비를 제외하고 정부소비지출에 대한 변수들의 반응과 조세수입에 대한 변수들의 반응은 모두 앞서 분기자료(3)의 5-VAR 모형 추정 충격반응과 유사하다. <그림 67>의 첫째 열, 마지막 그림은 정부소비지출 충격에 대한 민간소비의 반응을 나타낸 것이고, 둘째 열, 맨 밑의 그림은 조세수입 충격에 대한 민간소비의 반응을 나타낸 것이다.

재정지출의 구조적 충격에 대한 민간소비의 반응은 단기적으로 증가한 후 다소 크기가 줄어들지만 다시 커져 장기적으로 지속되는 양(+)의 반응을 나타내고 있다. 민간소비의 양(+)의 반응이 다소 줄어드는 상황이 이자율이 상승하는 반응을 보이는 기간과 유사한 기간에서 나타나는 것은 흥미로운 결과이다. 이자율이 양(+)의 반응을 보이는 동시에 물가도 상승하나 이자율의 양(+)의 반응이 더 빠른 것으로 보여 실질이자율이 상승하면서 민간소비의 증가가 주춤하는 것을 볼 수 있다. 이 기간에 실질이자율의 상승과 저축의 증대를 고려할 수 있다.

정부소비지출 증대 충격에 대하여 민간소비가 증가하는 반응을 보이는 것은 여러 연구에서 나타나 있다.¹⁶⁾ 정부소비지출의 증대 정책에 따라 민간소비가 증대하는 반응을 보이는 실증적 결과와 부합하는 이론을 찾는 것은 쉬운 일은 아니다. 대표적인 RBC 이론과 많은 적정화 이론의 연구들이 소비증대 반응과는 상반된 이론적 추론을 제기하고 있다. 한 가지 지적하고 싶은 것은 정부소비지출의 하

16) 대표적으로 Fatas and Mihov(2001b)를 참조할 수 있다.

나인 정부의 임금지출이 증대하는 경우, 경기부양 효과가 클 수 있다는 점이다. 이는 소비지출의 증대를 통하여 나타날 수 있으며, 이러한 점에서 추정된 실증결과가 의미를 가질 수도 있다. 다만, 세분화된 정부소비지출의 구성 요인 변화 충격에 대한 세부적인 연구는 향후의 과제라 할 수 있다.

조세수입 증가 충격에 대한 민간소비의 반응은 단기적으로 뚜렷하게 음(-)의 반응을 나타내며 장기적으로도 지속성을 가지고 있는 것으로 나타나고 있어, 정부수입의 증가는 민간소비를 위축시키고 이는 장기적으로 GDP를 감소시키는 경로를 가지고 있음을 확인할 수 있다.

1981~2003년 기간 동안 민간소비를 포함한 VAR 모형을 추정한 결과, 정부소비지출의 증대나 조세수입의 감소 정책은 민간소비를 증대시키고, GDP를 증대시키는 경로를 통하여 경기조절 효과를 가지고 있음을 확인할 수 있다.

2. 6-VAR: 분기자료(3), 계절조정, 1981~2003, 투자 포함

<그림 68>은 상기의 분기자료(3)를 이용하여 투자를 포함한 6변수 VAR를 추정하였을 때의 충격반응함수를 나타낸 그림이다. 투자도 소비와 마찬가지로 GDP의 지출 구성요소이며, GDP의 변화에 중요한 역할을 하는 주요 변수이다. 재정정책 충격에 따라 투자지출이 어떻게 변화하는가는 GDP의 변화를 설명하는 데 핵심적 역할을 할 수 있다. 앞서 민간소비를 포함한 추정결과에서와 마찬가지로 <그림 68>의 다른 변수들의 반응은 앞선 5-VAR의 추정결과와 매우 유사하다. 따라서 여기서도 투자의 충격 반응만을 살펴보고자

한다. <그림 68>의 첫 열의 마지막 그림이 정부소비지출 증가에 대한 투자의 반응을 나타내며, 두 번째 열의 마지막 그림은 조세수입 증가에 대한 투자의 반응을 나타내고 있다. 다만, 지적할 것은 여기서 사용한 투자에는 정부투자지출도 포함되어 있어, 이에 대한 주의가 요망된다. 실제로 정부소비지출과 정부투자지출이 동시에 증대하는 정책을 시행한다면, 민간투자의 증대 없이도 여기서 사용한 투자는 증가할 수 있다.

정부소비지출 증가의 구조적 충격에 대한 투자의 반응은 단기적으로 상승하여 정점을 이루고 이후에는 양(+)¹의 반응이 줄어들어 장기적으로 사라지는 모습의 반응을 나타내고 있다. 정부소비지출 증가에 대한 단기적인 투자의 증대는 두 가지 가능성을 생각할 수 있다. 우선, 투자에 정부투자지출이 포함되어 정부투자가 정부소비지출과 동시에 증가하였을 가능성이고, 둘째로는 정부소비지출 증대에 따라 민간투자가 증대하였을 가능성이다. 민간투자가 단기적으로 증대하는 동안 물가와 이자율이 동시에 상승하는 상황이기 때문에 정부투자지출이 정부소비지출과 동시에 증가하는 재정지출이 이루어졌을 가능성이 있다. 시간이 지날수록 투자의 증대가 점차 줄어드는 모습을 보이는데 물가는 상승하고 이자율은 제자리인 점을 감안할 때, 정부투자는 점차 줄어들 가능성이 있다.

정부투자가 증가하였든 민간투자가 증가하였든 정부소비지출 증가에 대해 투자가 단기적으로 증가하고 장기적으로 증가가 사라지는 반응을 확인할 수 있다. 따라서 정부소비지출 증대 충격은 투자를 증대시키고 GDP를 증가시키는 경로를 가지고 있으며 이 경로를 통하여 정부소비지출의 경기조절 효과가 나타난다고 할 수 있다. 또한 단기적인 투자의 고점에서 GDP도 피크를 나타내고 있어 투자는

단기적인 GDP 증가에 영향을 주는 것으로 판단할 수 있다.

앞서 민간소비의 반응과 함께 고려한다면 전반적으로 정부소비지출 증가는 경기를 활성화하고 활성화된 경기는 투자를 증대하고 소비를 진작시키는 효과가 있음을 의미한다고 볼 수 있다. 또한 투자는 단기적으로 GDP의 피크에 영향을 주고 GDP의 장기적인 증가는 민간소비에 의하여 영향을 받는다고 할 수 있다.

조세수입의 구조적 충격에 대한 투자의 반응은 감소하는 음(-)의 반응을 나타내고 있다. 조세수입이 증대하게 되면 경기를 위축시키는 경기조절 기능이 발휘되고 이는 투자를 둔화시키는 것으로 나타난다고 볼 수 있다. 다만, 장기적인 영향 면에서 민간소비와 투자 감소 모두가 유의적인 것으로 나타나고 있어 장기적인 GDP 감소의 지속성은 투자와 민간소비의 감소로 인한 영향에 의한 것으로 해석할 수 있다.

그림 67. 충격반응함수의 추정결과: 분기자료(3), 계절조정, 6변수, 4시차, 소비

Impulse responses: 1981:01 ~ 2003:04

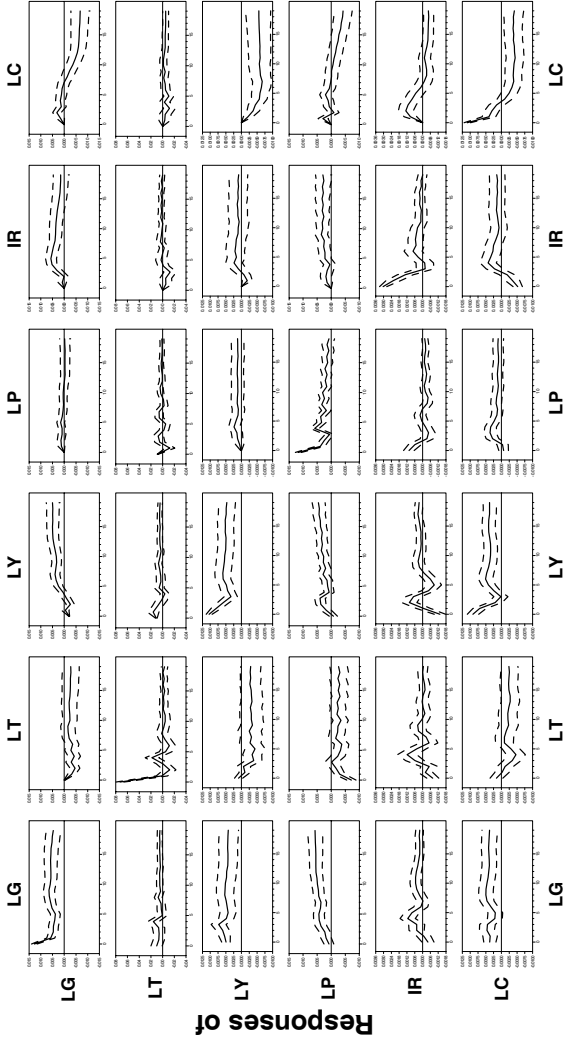
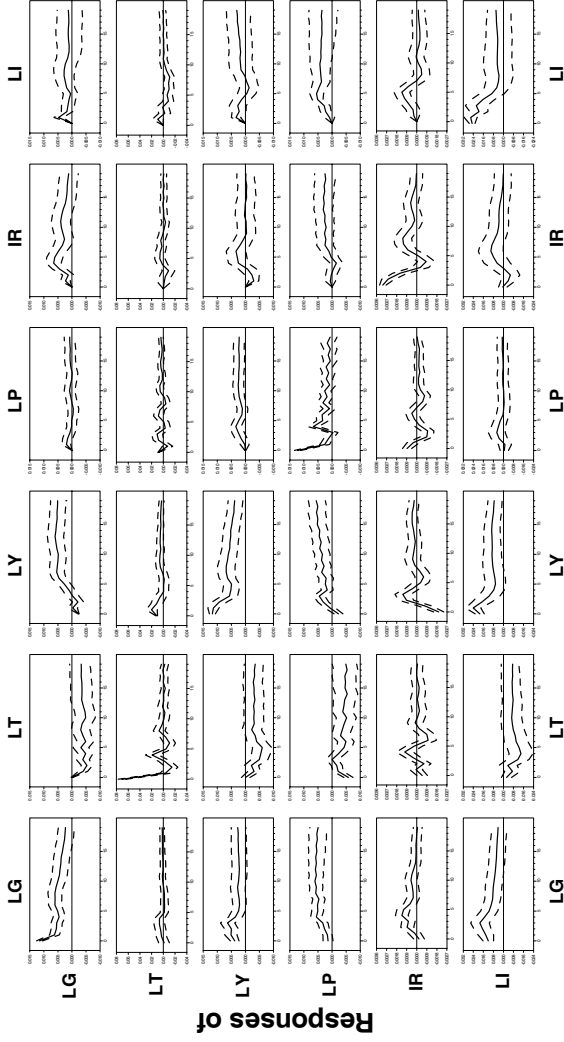


그림 68. 충격반응함수의 추정결과: 분기자료(3), 계절조정, 6변수, 4시차, 투자

Impulse responses: 1981:01 ~ 2003:04



VI. 추정결과 요약 및 시사점

지금까지 재정정책의 재량적 충격에 대한 거시경제의 반응을 추정하여 살펴보았다. 추정에 사용된 모형은 재정정책과 거시경제변수에 따라 5변수, 4변수, 6변수를 가지는 구조적 VAR 모형을 이용하였다. 추정에 사용한 자료는 그 대상 기간에 따라 또한 대상 자료에 따라 다양하게 이용되었는데, 통합재정수지를 사용하는 경우에 1994~2003년의 대상 기간을 가지는 분기자료(1)과 1994~2006년 1/4분기를 대상 기간으로 가지는 분기자료(2)를 이용하였다. 이 두 자료는 재정지출과 정부수입에 대하여 다른 정의를 가진다. 분기자료(1)의 경우 재정지출과 순세입을 재정정책변수로 정의하였고, 분기자료(2)의 경우에는 정부 총지출과 정부 총수입을 재정정책변수로 설정하였다. 5변수 VAR를 추정할 때, 두 자료 모두에서 거시경제변수로는 GDP, 물가, 장기이자율을 사용하였으며, 4변수 VAR를 추정하는 경우에는 분기자료(1)에서는 재정수지를 재정지출과 순세입의 차이로, 분기자료(2)에서는 정부 총지출과 정부 총수입의 차이를 설정하여 재정수지변수로 이용하였으며 거시경제변수는 GDP, 물가, 이자율로 5변수 VAR와 동일하다. 6변수 VAR인 경우에는 분기자료(3)을 이용하였는데, 여기서 재정정책변수는 정부소비지출과 조세수입을 사용하였으며, 거시경제변수는 GDP, 물가, 이자율을 사용하였으며, GDP 지출의 구성요소인 민간소비와 투자를 각각 하나씩 차례로 포함하여 6변수 VAR를 두 차례 추정하였다. 이러한 다양한 모형과 자료로부터 다음과 같은 추정결과를 얻을 수 있었다.

우선 1994~2006년 1/4분기를 대상 기간으로 하는 통합재정수지 분기자료(2)의 추정결과에서 다음과 같은 충격 반응을 관찰할 수 있

었다. 첫째, 재정정책의 경기조절 효과에 관한 것으로 재정정책의 변수로 사용한 정부 총지출과 정부 총수입의 재량적 충격은 GDP에 대한 효과가 미약하다는 것이다. 두 정책 충격 모두에서 GDP의 반응은 장기적으로 지속되지 못하고 매우 미약한 일시적인 반응을 나타내는 것으로 추정되었다. 따라서 1990년대 중반 이후 우리나라의 재량적 재정정책은 경기조절 효과가 미약하였다는 점을 결론적으로 언급할 수 있다. 그러나 모형과 자료 그리고 대상 기간이 제한되어 있어 이로부터 상기의 결과가 도출되었을 가능성도 배제할 수 없다. 이러한 가능성으로는 다음과 같은 요인들을 열거할 수 있다. 우선, 여기서 사용한 자료가 통합재정수지 자료로서 정부정책을 표현하지 못하였을 가능성이 있다. 또한, 1994년 이후 한국경제는 외환위기를 거치면서 정책의 방향과 목표가 변경되었을 가능성이 있으며, 이에 더불어 민간 경제에서 정부정책에 대한 반응의 경로가 달라졌을 가능성이 있다. 둘째, 재정정책의 두 가지 수단인 지출정책과 수입정책에 대해서 두 정책 모두 효과적이지 못하다는 점을 나타내고 있다. GDP의 충격반응으로부터 계산한 두 정책의 승수가 모두 1보다 작은 값을 갖는 것으로 계산되었다. 이는 정책에 사용한 자원이 정책 효과보다 많음을 의미한다. 분기자료(2)에서 계산한 결과 정부수입의 승수는 0.348이고 정부지출의 승수는 0.308로서 둘 다 1보다 작으며, 두 승수도 역시 서로 다르지 않은 것으로 나타나 두 가지 수단의 재정정책 모두 효과가 미미하다는 점을 제시하고 있다. 셋째, 정부지출과 정부수입의 재량적 재정정책은 충격 자체가 일시적이며 지속성을 가지지 않는다는 유사성이 있는 반면, 서로에 대한 반응의 형태에는 다소 차이가 있다. 정부지출 충격의 경우 충격 후에 정부수입도 같이 감소하여 확장적 재정정책을 강화하는 방향으로 정책

방향이 나타나고 있어, 세수기반 없는 정부지출 증대 정책을 시사하고 있다. 반면에 정부수입의 양(+)의 충격은 정부 회계기간 내에 일시적인 정부지출을 증대시키는 반응을 보여 주고 있어, 세수의 확보를 통한 일부 재정지출의 증대를 나타내고 있다.

재정수지 충격에 대한 거시경제의 반응을 살펴보기 위하여 추정된 4변수 VAR는 분기자료(2)를 사용하여 재정수지를 정부 총수입과 정부 총지출의 차이로 설정하였고, 대상 기간은 1994~2006년 1/4분기로서, 이로부터 동 기간 동안의 재정수지 충격의 특성과 그 효과에 대한 의미를 살펴볼 수 있다. 추정결과와 그 특징은 다음과 같이 요약할 수 있다. 첫째, 1994~2003년 자료와 비교할 때 상대적으로 명확하게 나타나지만, 재정수지 흑자 충격은 일시적이며, 충격 후 회계기간 내에 재정적자 반응이 나타나지만 흑자 충격을 상쇄할 정도로 크지 않다는 점이다. 이는 재정수지의 구조적 충격이 회계기간 내에 재정균형의 범위에서 벗어날 수도 있다는 점을 의미한다. 둘째, 재정수지 흑자의 재량적 정책 충격에 대한 GDP의 반응은 일시적인 음(-)의 반응을 나타내고 있다. 동 기간 동안의 재정수지 흑자 충격은 GDP에 영향을 미치기는 하지만 일시적이어서 경기조절적 정책효과가 미약하다는 것을 의미한다.

분기자료(3)을 이용한 VAR의 추정은 우선 대상 기간이 1981~2003년으로 상대적으로 충분한 시계열이 확보되었지만, 재정정책변수는 범위가 좁은 재정정책으로 설정되었다. 재정지출 정책변수로 정부 소비지출을 이용하였고, 재정수입 정책변수로 조세수입을 사용하였다. 반면에 시계열이 충분해짐에 따라 민간소비와 투자를 포함하는 6변수 VAR의 구성이 가능하여 이들의 재정정책에 대한 반응을 추정할 수 있었고, 이로부터 대상 기간 동안의 재정정책의 파급경로

를 파악할 수 있었다. 이로부터 추정된 결과를 요약하면 다음과 같이 정리할 수 있다. 첫째, 1994년 이후를 추정한 결과와 달리 정부 소비지출 충격은 장기간 지속성을 나타내며, 이 외에도 지출충격에 대해서 단기적이지만 조세수입도 증가하는 반응을 나타내고 있다. 이는 정부소비지출의 증대 정책 이후에 일부 조세수입을 증대시키는 세수기반의 정부소비지출 증대 정책이 시행되었음을 의미한다. 반면, 조세수입 충격은 일시적인 증가에 그치는 것으로 나타나 대상 기간에 관계없이 유사한 자기 반응을 보이고 있음을 알 수 있다. 둘째, 정부소비지출 증가의 구조적 재정정책에 대하여 GDP는 장기적으로 증가하는 양(+)의 반응을 나타내고 있으며, 그 반응이 지속성을 가지는 것으로 추정되었다. 이로부터 두 정책의 승수를 구하면 둘 모두 1보다 큰 승수를 가지는 것으로 계산되어 동 기간 동안 재정정책이 경기조절 측면에서 효과적이었음을 확인할 수 있다. 이는 1994년 이후의 자료와는 상반된 것이기 때문에 이러한 재정정책의 효과는 1994년 이전에 나타난 정책의 효과라고 해석할 수 있을 것이다. 셋째, 1981~2003년 기간 동안 민간소비를 포함한 VAR 모형을 추정한 결과, 정부소비지출의 증대나 조세수입의 감소 정책은 민간소비를 증대시키고, GDP를 증대시키는 경로를 통하여 경기조절 효과를 가지고 있음을 확인할 수 있다. 넷째, 정부소비지출 증대 충격은 투자를 증대시키고 GDP를 증가시키는 경로를 가지고 있으며 이 경로를 통하여 정부소비지출의 경기조절 효과가 나타난다고 할 수 있다. 또한 단기적인 투자의 고점에서 GDP도 피크를 나타내고 있어 투자는 단기적인 GDP 증가에 영향을 주는 것으로 판단할 수 있다. 조세수입의 구조적 충격에 대한 투자의 반응은 감소하는 음(-)의 반응을 나타내고 있다. 조세수입이 증대하게 되면 경기를 위축시키는 경기

조절 기능이 발휘되고 이는 투자를 둔화시키는 것으로 나타난다고 볼 수 있다.

<표 15>는 지금까지 추정된 모든 충격반응함수를 정리하여 제시한 표이다. 우선 지출충격에서 1~6까지는 1994년 이후를 대상으로 한 것인데, 재정지출 충격에 대하여 GDP는 대체로 양(+)¹⁾의 반응이 일시적으로 나타나는 것으로 보이며, 물가는 양(+)²⁾의 일시적 반응이 우세하며, 이자율은 일시적인 음(-)³⁾의 반응이 우세한 것으로 나타났다. 따라서 재정정책 충격에 대한 거시경제의 반응은 동 기간에서 정책적 효과가 미약하다는 점을 확인할 수 있다. 지출충격 7~11은 1981년부터를 대상으로 추정한 충격반응인데, 재정지출 충격에 대하여 GDP는 양(+)⁴⁾의 지속적인 반응이 나타나며, 물가도 양(+)⁵⁾의 장기적인 반응이 우세하며, 이자율도 양(+)⁶⁾의 장기적인 반응이 나타나고 있으며, 소비와 저축도 양(+)⁷⁾의 장기적인 반응이 나타났다. 이로부터 1994년 이후의 추정결과와 1981년 이후의 추정결과 사이에 차이가 발생하였음을 확인할 수 있다. 이러한 현상은 여러 가지 원인에 의하여 나타날 수 있지만, 만일 모형의 설정이 합리적이고 재정정책의 식별이 타당하였다면, 표본 기간의 차이에 의하여 결과가 차이를 나타낼 수 있었을 가능성을 먼저 생각할 수 있다. 이러한 경우, 1980년대와 1990년대 중반까지는 재정정책이 경기조절적 효과를 가지고 있었으나 그 이후에는 경기조절적 효과가 줄어들었을 가능성이 있다. 물론 이러한 해석은 하나의 가능성이며, 이러한 결과를 뒷받침할 수 있는 다양한 연구가 진행되는 것이 필요할 것이다.

세입충격의 1~6은 1994년부터를 대상으로 추정한 충격반응인데, 세입충격에 대하여 GDP는 대체로 혼합된 반응이지만 일시적

인 음(-)의 반응이 우세한 것으로 나타났으며, 물가도 음(-)의 반응을 나타냈고, 이자율도 음(-)의 반응이 우세한 것으로 나타났다. 이도 앞선 재정지출정책과 마찬가지로 일시적이고 지속성이 없는 정부수입정책의 효과를 나타내고 있다고 볼 수 있으며, 동 기간 중에 정부수입 충격도 경기조절적 효과가 미약하다고 평가할 수 있다. 7~11은 1981년부터를 대상으로 추정한 충격반응의 결과인데, GDP는 대체로 장기적인 음(-)의 반응을 나타냈으며, 물가도 음(-)의 반응이 장기적으로 나타났으며, 이자율도 음(-)의 반응이 우세한 것으로 나타났으며, 소비와 투자도 각각 장기의 음(-)의 반응을 보여 주고 있다. 앞서 재정지출정책과 마찬가지로 정부수입 정책에 대한 거시경제의 반응 역시 대상 기간에 따라 다르게 나타나고 있다. 이로부터 1994년 이후의 재정수입의 구조적 충격은 1980년대와는 달리 경기조절적 정책효과가 제한적이었을 것으로 평가할 수 있다.

재정수지 충격에 대해서는 GDP는 음(-)의 반응이 일시적으로 유의적인 것으로 나타났고, 물가도 음(-)의 반응을 이자율도 음(-)의 반응이 우세한 것으로 나타났다. 이 역시 1994년 이후를 대상으로 한 것으로 이 기간 동안 재정수지 정책도 경기조절적 효과는 일시적이고 미약한 것으로 평가할 수 있다.

표 15. 재정정책이 GDP, 물가, 이자율에 미치는 영향

충격반응	GDP				물가				이자율				민간소비				투자			
	4	8	12	16	4	8	12	16	4	8	12	16	4	8	12	16	4	8	12	16
지출충격																				
1.분기자료(1), SA, 94-03	+	*	0		+	*	0		-	*	+									
2.분기자료(1), NSA, 94-03	-	*	+		0	+			-	0										
3.분기자료(2), SA, 94-06	+	*	+		+	*	-		-	*	+									
4.분기자료(2), NSA, 94-06	+	*	+		+	*	0		-	*	0									
5.분기자료(3), SA, 94-03	+	*	+		+0	+			-	0										
6.분기자료(3), NSA, 94-03	+	*	+		+	0			-	*	0									
7.분기자료(3), SA, 81-03	+	*	+	+	+	+	+	+	+	+	+	0								
8.분기자료(3), NSA, 81-03	+	*	+	+	0	+	+	+	+	+	+	0								
9.분기자료(3), SA, 81-93	+	*	0		+	+	+		+	+	+									
10.분기자료(3), SA, 81-03	+	*	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+				
11.분기자료(3), SA, 81-03	+	*	+	+	+	+	+	+	+	+	+	0					+	+	+	+
세입충격																				
1.분기자료(1), SA, 94-03	-	*	+		-	*	+		0	0										
2.분기자료(1), NSA, 94-03	-	*	+		+	0			+	0										
3.분기자료(2), SA, 94-06	-	*	+		+	0			-	0										
4.분기자료(2), NSA, 94-06	+	*	+		+	0			-	*	-									
5.분기자료(3), SA, 94-03	+	-	0		-	*	-		-	0										
6.분기자료(3), NSA, 94-03	+	*	+		-	+			-	0										
7.분기자료(3), SA, 81-03	-	*	+	+	-	*	+	+	-	+	+	0								
8.분기자료(3), NSA, 81-03	-	*	+	+	-	*	+	+	+	+	-									
9.분기자료(3), SA, 81-93	-	*	-		+	*	-	-	-	+	+									
10.분기자료(3), SA, 81-03	0	*	+	+	-	*	+	+	+	0	0	0	+	+	+	+				
11.분기자료(3), SA, 81-03	-	*	+	+	-	*	+	+	-	+	+	+					+	+	+	+
재정수지충격																				
1.분기자료(1), SA, 94-03	+	-	0		-	0	-		-	0	0									
2.분기자료(1), SA, 94-06	-	*	0		0	0	0		0	-	0									

제7장 결론과 시사점

재정정책이 경기에 어떠한 영향을 미치는지를 분석한 이론적 연구에서는 재정정책이 경기를 조절할 수 있는 능력을 가지고 있으며, 재정승수도 1보다 클 수 있다는 가능성도 제시되어 있을 뿐만 아니라, 불경기하에서 경기부양을 위하여 시행하는 재정정책이 경기를 활성화하고, 사회적 후생도 개선할 수 있는 효과가 있다고 분석하고 있다. 반면에, 실증적 연구에서는 재정정책이 GDP에 대하여 양(+)의 효과를 가지는지에 대하여도 일관되고 일치된 결론에 이르지 못하는 것도 사실이다. 우리나라를 대상으로 한 경우에도 사용한 자료와 추정 대상 기간에 따라 재정정책이 경기에 어떠한 영향을 미치는지도 다를 뿐만 아니라, 어떤 재정정책수단이 효과적인지에 대하여 다른 결과를 제시하고 있다. 본 연구는 이러한 실증적 연구결과를 바탕으로 통합재정수지를 중심으로 재정정책의 효과와 정책수단 간의 정책효과를 비교하여 재정정책의 경기조절능력을 분석하였다.

재정정책의 충격이 경제에 미치는 영향을 살펴보기 위하여 1994년 이후의 통합재정수지의 분기별 자료가 표현하고 있는 우리나라의 재정정책변수를 분석하였다. 이에 따르면 2000년대 들어 재정정책변수들, 예를 들면 정부수입과 정부지출의 추세와 변동성에서 작지 않은 변화를 발견할 수 있었다. GDP 대비 정부수입의 경우, 2000년 이후 GDP에 비하여 증가하고 있으며 변동성 측면에서는 안정적인 방향으로 움직이고 있는 반면, 정부지출은 GDP 대비 증가하나 2003년 이후 증가하는 모습을 보이고 변동성도 이 기간 이후 증가하는 모습

을 나타내고 있다. 또한, 2003년 이후 통합재정수지의 구성에서도 변화가 나타나고 있으며, 특히 정부수입 중 경상수입에서 조세수입의 비중이 줄어드는 형태의 추세가 나타나고 있으며, 조세수입에서 2005년에 직접세의 비중이 간접세의 비중보다 커지는 현상이 나타났으며, 이러한 추세가 진행 중임을 확인할 수 있었다. 정부지출에서는 경상지출에서 보조금 및 경상이전이 규모뿐만 아니라 비중도 증가하는 추세를 나타내고 있으며, 그 구성에서 지방정부 경상이전과 비영리기구 경상이전이 크게 증가하고 있는 것으로 나타나고 있다.

본 연구에서는 재정정책의 경기조절 효과를 분석하기 위하여 재정정책의 두 가지 기능, 자동안정화 기능과 경기조절 기능을 구분하여 가능하면 경기조절 기능에 초점을 맞추어 구조적이고 외생적인 재정정책 충격이 거시경제, GDP, 물가, 이자율에 미치는 영향이 무엇인지를 분석하고자 하였다. 이를 위하여 경기조절 기능과 자동안정화 기능을 구분하는 식별가정을 통하여 재정정책의 구조적 충격을 식별하고, 이러한 식별된 재정정책의 충격에 대하여 경제가 어떻게 반응하는지를 구조적 VAR를 이용하여 충격반응함수를 추정하여 제시하였다.

분석한 자료는 통합재정수지를 중심으로 1994년 이후를 주로 대상 기간으로 설정하였으며, 시계열을 조금 더 확보하기 위하여 다양한 자료와 재정정책의 정의에 변화를 주어 충격반응함수를 추정하였다. 이용한 통합재정수지 자료를 분석하여 일반적으로 두 가지 사항을 확인할 수 있었는데, 우선 통합재정수지 항목을 바탕으로 정의한 재정정책변수들의 계절성을 가지고 있으며, 뚜렷한 패턴을 보이고 있지 않는다는 것이고, 둘째는 재정정책변수 중 정부수입부문은

그 구성과 추이 면에서 안정적인 구성, 다시 말해서 구성의 변동이 연도별로 그렇게 크지 않은 모습을 보이는 반면, 지출은 그 구성과 추이에서 구성항목의 비중이 크게 변화하는 모습을 가진다는 점이다. 이러한 모습은 재정지출의 변화가 그 성격상 모든 기간에서 동일한 질적 구성내용을 가지는 것으로 판단할 수는 없다는 것이다. 따라서 재정지출 충격에 대한 거시경제의 반응이 명확하게 나타나지 않을 수도 있다는 점을 염두에 두어야 할 것이다.

상기의 방법과 자료를 가지고 구조적 재정정책 충격에 대한 거시경제의 반응을 추정된 결과 다음과 같이 정리할 수 있었다.

우선 1994~2006년 1/4분기를 대상 기간으로 하는 통합재정수지 분기자료(2)의 추정결과에서 다음과 같은 충격 반응을 관찰할 수 있었다. 첫째, 재정정책의 경기조절 효과에 관한 것으로 재정정책의 변수로 사용한 정부 총지출과 정부 총수입의 재량적 충격은 GDP에 대한 효과가 미약하다는 것이다. 두 정책 충격 모두에서 GDP의 반응은 장기적으로 지속되지 못하고 일시적으로 매우 미약한 반응을 나타내는 것으로 추정되었다. 따라서 1990년대 중반 이후 우리나라의 재량적 재정정책은 경기조절 효과가 미약하였다는 점을 결론적으로 언급할 수 있다. 그러나 모형과 자료 그리고 대상 기간이 제한되어 있어 이로부터 상기의 결과가 도출되었을 가능성도 배제할 수 없다. 이러한 가능성으로는 다음과 같은 요인들을 열거할 수 있다. 우선, 여기서 사용한 자료가 통합재정수지 자료로서 정부의 정책을 표현하지 못하였을 가능성이다. 또한, 1994년 이후 한국경제는 외환 위기를 거치면서 정책의 방향과 목표가 변경되었을 가능성이 있으며, 이에 더불어 민간 경제에서 정부정책에 대한 반응의 경로가 달라졌을 가능성이 있다. 둘째, 재정정책의 두 가지 수단인 지출정책

과 수입정책에 대해서 두 정책 모두 효과적이지 못하다는 점을 나타내고 있다. GDP의 충격반응으로부터 계산한 두 정책의 승수가 모두 1보다 작은 값을 갖는 것으로 계산되었다. 이는 정책에 사용한 자원이 정책효과보다 많음을 의미한다. 분기자료(2)에서 계산한 결과 정부수입의 승수는 0.348이고 정부지출의 승수는 0.308로서 둘 다 1보다 작으며, 두 승수도 역시 서로 다르지 않은 것으로 나타나 두 가지 수단의 재정정책 모두 효과가 미미하다는 점을 제시하고 있다. 셋째, 정부지출과 정부수입의 재량적 재정정책은 충격 자체가 일시적이며 지속성을 가지지 않는다는 유사성이 있는 반면, 서로에 대한 반응의 형태에는 다소 차이가 있다. 정부지출 충격의 경우 충격 후에 정부수입도 같이 감소하여 확장적 재정정책을 강화하는 방향으로 정책 방향이 나타나고 있어, 세수기반 없는 정부지출 증대 정책을 시사하고 있다. 반면에 정부수입의 양(+의 충격은 정부 회계기간 내에 일시적인 정부지출을 증대시키는 반응을 보여 주고 있어, 세수의 확보를 통한 일부 재정지출의 증대를 나타내고 있다.

재정수지 충격에 대한 거시경제의 반응을 살펴보기 위하여 추정된 4변수 VAR는 분기자료(2)를 사용하여 재정수지를 정부 총수입과 정부 총지출의 차이로 설정하였고, 대상 기간은 1994~2006년 1/4분기로서, 이로부터 동 기간 동안의 재정수지 충격의 특성과 그 효과에 대한 의미를 살펴볼 수 있다. 추정결과와 그 특징은 다음과 같이 요약할 수 있다. 첫째, 1994~2003년 자료와 비교할 때 상대적으로 명확하게 나타나지만, 재정수지 흑자 충격은 일시적이며, 충격 후 회계기간 내에 재정적자 반응이 나타나지만 흑자 충격을 상쇄할 정도로 크지 않다는 점이다. 이는 재정수지의 구조적 충격이 회계기간 내에 재정균형의 범위에서 벗어날 수도 있다는 점을 의미한다. 둘

째, 재정수지 흑자의 재량적 정책 충격에 대한 GDP의 반응은 일시적인 음(-)의 반응을 나타내고 있다. 동 기간 동안의 재정수지 흑자 충격은 GDP에 영향을 미치기는 하지만 일시적이어서 경기조절적 정책효과가 미약하다는 것을 의미한다.

분기자료(3)을 이용한 VAR의 추정은 우선 대상 기간이 1981~2003년으로 상대적으로 충분한 시계열이 확보되었지만, 재정정책변수는 범위가 좁은 재정정책으로 설정되었다. 재정지출 정책변수로 정부소비지출을 이용하였고, 재정수입 정책변수로는 조세수입을 사용하였다. 반면에 시계열이 충분해짐에 따라 민간소비와 투자를 포함하는 6변수 VAR의 구성이 가능하여 이들의 재정정책에 대한 반응을 추정할 수 있었고, 이로부터 대상 기간 동안의 재정정책의 파급경로를 파악할 수 있었다. 이로부터 추정된 결과를 요약하면 다음과 같이 정리할 수 있다. 첫째, 1994년 이후를 추정한 결과와 달리 정부소비지출 충격은 장기간 지속성을 나타내며, 이 외에도 지출충격에 대해서 단기적이지만 조세수입도 증가하는 반응을 나타내고 있다. 이는 정부소비지출의 증대 정책 이후에 일부 조세수입을 증대시키는 세수기반의 정부소비지출 증대 정책이 시행되었음을 의미한다. 반면, 조세수입 충격은 일시적인 증가에 그치는 것으로 나타나 대상 기간에 관계없이 유사한 자기 반응을 보이고 있음을 알 수 있다. 둘째, 정부소비지출 증가의 구조적 재정정책에 대하여 GDP는 장기적으로 증가하는 양(+)의 반응을 나타내고 있으며, 그 반응이 지속성을 가지는 것으로 추정되었다. 이로부터 두 정책의 승수를 구하면 둘 모두 1보다 큰 승수를 가지는 것으로 계산되어 동 기간 동안 재정정책이 경기조절 측면에서 효과적이었음을 확인할 수 있다. 이는 1994년 이후의 자료와는 상반된 것이기 때문에 이러한 재정정책의 효과

는 1994년 이전에 나타난 정책의 효과라고 해석할 수 있을 것이다. 셋째, 1981~2003년 기간 동안 민간소비를 포함한 VAR 모형을 추정 한 결과, 정부소비지출의 증대나 조세수입의 감소 정책은 민간소비를 증대시키고, GDP를 증대시키는 경로를 통하여 경기조절 효과를 가지고 있음을 확인할 수 있다. 넷째, 정부소비지출 증대 충격은 투자를 증대시키고 GDP를 증가시키는 경로를 가지고 있으며 이 경로를 통하여 정부소비지출의 경기조절 효과가 나타난다고 할 수 있다. 또한 단기적인 투자의 고점에서 GDP도 피크를 나타내고 있어 투자는 단기적인 GDP 증가에 영향을 주는 것으로 판단할 수 있다. 조세수입의 구조적 충격에 대한 투자의 반응은 감소하는 음(-)의 반응을 나타내고 있다. 조세수입이 증대하게 되면 경기를 위축시키는 경기조절 기능이 발휘되고 이는 투자를 둔화시키는 것으로 나타난다고 볼 수 있다.

이러한 결과에 비추어 보면, 1994년 이후 재량적 재정충격은 경기조절 효과가 일시적으로만 기능하고 있다고 생각할 수 있다. 정책수단에 대해서는 정부지출과 세입감면 모두 같은 방향으로 경제에 영향을 주며, 그 영향도 일시적으로 나타나고 있어 일방적인 우월성이 존재하고 있다고는 보기 어렵다고 할 수 있다. 1990년대 이후의 재정정책의 특성은 정부지출이나 정부수입 모두 일시적인 경기조절적 효과만을 가지고 있으며, 정책수단 측면에서 세수와 지출 모두 정책적 효과를 기대하기에는 미흡할 수 있음을 시사하고 있다. 따라서 정부의 재정정책을 무리하게 사용하는 것은 경기조절 기능 효과를 크게 달성하지 못하면서 경기안정화 기능을 희생할 수 있는 가능성도 있음을 인식할 필요가 있다고 하겠다.

참고문헌

- 고영선, 『재정지출의 생산성 제고를 위한 연구』, 한국개발연구원, 2004.
- 김성순, 「재정적자의 파급효과와 지속가능성」, 『재정논집』, 제15집 제2호, 2001.
- _____, 「우리나라 외환위기 이후 재정정책의 구조변화에 관한 연구」, 『경제분석』, 제9권 제4호, 2003, pp.70-100.
- 김우철, 『세입과 세출의 변화가 국민소득에 미치는 효과 분석』, 『재정포럼』, 2006, pp.24-40.
- 모수원·봉우중, 「리카르도 등가가설: 정수차분과 분수차분」, 『경제학연구』, 제47집 제2호, 1996.
- 박기백·박형수, 『재정의 경기조절기능 연구 - 재정지표를 중심으로』, 한국조세연구원, 2002.
- 박종구, 「재정지출과 민간소비」, 『재정논집』, 제9집, 1995.
- 박하섭·최중수, 「한국에 있어서 리카도 중립성 가설의 실증적 검증」, 『재정논집』, 제12집, 1997)
- 이삼호, 「재정정책의 경기 대응에 대한 평가」, 『한국개발연구』, 제28권 제2호, 2006, pp.1-43.
- 이인실·김기승, 「재정정책의 경제적 효과와 건전재정의 과제」, 『공공경제』, 제9권, 2004, pp.253-294.
- 조하현, 「리카르도 불변정리에 대한 실증분석: 한국의 경우(1971-1995)」, 『경제학연구』, 제44집 제4호, 1996.
- 조하현·박광우, 「리카르도 불변정리와 재정정책의 효과」, 『한국경제의 분석』, 제3권 제2호, 1997.
- 최중수, 「배로-리카르도 동등성 가설에 대한 실증 분석」, 『공공경제』, 제7권 제1호, 2002.

- 허석균, 『재정정책의 경기조절기능에 관한 연구』, 고영선 편저, 『재정지출의 생산성 제고를 위한 연구』, 제10장, 2004, pp.373-409.
- Alesina, A., S. Ardagna, R. Perotti, and F. Schiantarelli, “Fiscal Policy, Profits and Investment,” *American Economic Review*, 92, 2005, pp.571-589.
- Baxter, M. and R.G. King, “Fiscal Policy in General Equilibrium,” *American Economic Review*, 83:3, 1993, pp.315-334.
- Blanchard, O. and R. Perotti, “An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output,” *Quarterly Journal of Economics*, 117:4, 2002, pp.1329-1368.
- Burnside, C., M. Eichenbaum, and J. Fisher, “Fiscal Shocks and their Consequences,” NBER Working Paper 9772, NBER, 2003.
- Canzoneri, M., R. Cumby, and B. Diba, “Should the European Central Bank and the Federal Reserve be Concerned About Fiscal Policy,” the FRBKC’s Jackson Hole Symposium on Rethinking Stabilization Policy, 2002.
- de Castro and Hernandez de Cos, 2006.
- Devereux, M.B., A.C. Head, and B.J. Lapham, “Monopolistic Competition, Increasing Returns, and the Effects of Government Spending,” *Journal of Money, Credit, and Banking*, 28:2, 1996, pp.233-254.
- Edelberg, W., M. Eichenbaum, and J. Fisher, “Understanding the Effects of Shocks to Government Purchases,” *Review of Economic Dynamics*, 2, 1999, pp.166-206.
- Fatas, A. and I. Mihov, “Fiscal Policy and Business Cycles: An Empirical Investigation,” mimeo, 2001a.
- _____, “The Effects of Fiscal Policy on Consumption and Employment: Theory and Evidence,” mimeo, 2001b.

- Favero, C. and F. Giavazzi, "Debt and the Effects of Fiscal Policy," NBER Working Paper 12822, NBER, 2007.
- Feldstein, M.S., "Government Deficits and Aggregate Demand," *Journal of Monetary Economics*, 1982, pp.1-20.
- Gali, J., "Modern Perspectives on Fiscal Stabilization Policies," *CESEifo Economic Studies*, 51:4, 2005, pp.587-599.
- Gali, J., J.D. Lopez-Salido and J. Valles, "Understanding the Effects of Government Spending on Consumption," ECB Working paper No.339, 2003.
- Gali, J. and R. Perotti, "Fiscal Policy and Monetary Policy Integration in Europe," *Economic Policy*, 37, 2003, pp.533-572.
- Geweke and Poter-Hudak, 1987.
- Kormendi, R.C., "Government Debt, Government Spending and Private Sector Behavior," *American Economic Review*, 1983, pp.994-1010.
- Marcellino, M., "Some Stylized Facts on Non-Systematic Fiscal Policy in the Euro Area," CEPR Working Paper 3635, 2002.
- Mountford, A. and H. Uhlig, "What Are the Effects of Fiscal Policy Shocks?," CEPR Discussion Paper No.3338, 2005.
- Neri, S., "Assessing the Effects of Monetary and Fiscal Policy," Banca d'Italia, Discussion Paper 425, 2001.
- Perotti, R., "Fiscal Policy in Good Times and Bad," *Quarterly Journal of Economics*, 114, 1999, pp.1399-1436.
- _____, "Estimating the Effects of Fiscal Policy in OECD Countries," mimeo, 2004.
- Romer, C. and D. Romer, "Does Monetary Policy Matter? A New Test in the Spirit of Friedman and Schwartz," in Blanchard O. and S. Fischer (eds.), NBER Macroeconomics Annual, Cambridge, MIT Press, 1989, pp.121-170.
- Taylor, J., *Monetary Policy Rules*, The University of Chicago Press, 1999.
- _____, "Reassessing Discretionary Fiscal Policy," *Journal of Economic Perspectives*, 14:3, 2000, pp.21-36.

부 록

부록 A

부표 1.

gdpqn	nominal gdp 10억 원
gdpqr	real gdp 2000년 기준 10억 원
gdpdfq	gdp deflator 2000년 기준
pop	population estimated 명
tconqn	total consumption expenditure nominal 10억 원
tconqr	total consumption expenditure real 2000 10억 원
pcoqn	가계소비지출 명목
pcoqr	가계소비지출 실질 2000년
gcoqn	정부소비지출 명목
gcoqr	정부소비지출 실질 2000년
tivqn	자본형성 명목
fivqn	고정자본형성 명목
tivqn	자본형성 실질 2000년
fivr	고정자본형성 실질 2000년
isocn	토목건설투자 명목
isocr	토목건설투자 실질 2000년
expqn	수출 명목
impqn	수입 명목
expqr	수출 실질 2000년
impqr	수입 실질 2000년
taxrev	조세수입 명목
cpiq	소비자물가지수 2000년 기준
call	콜금리-익일물
nbond3	국채수익률(3년)
fbond3	회사채수익률(AA-, 3년)

부표 2. 통합재정수지에서의 변수 정의

grev	I = 1+5	수입
crev	1 = 2+3+4	경상수입
trev	2	국세수입
rev1	2.1	소득세 및 법인세
rev2	2.2	재산세
rev3	2.3	재화 및 용역세
rev4	2.4	관세
rev5	2.5	기타
srev	3	사회보장기여금
orev	4	세의수입
krev	5	자본수입
txp	II = 1+4	지출 및 순융자
gexp	1 = 2+3	지출
cexp	2	경상지출
cexp1	2.1	재화 및 용역
cexp2	2.2	이자지급
cexp2_dom	2.2.1	이자지급(국내)
cexp2_for	2.2.2	이자지급(해외)
cexp3	2.3	보조금 및 경상이전
cexp31	2.3.1.	보조금
cexp32	2.3.2	지방정부 경상이전
cexp33	2.3.3	비영리기구 경상이전
cexp34	2.3.4	가계경상이전
cexp35	2.3.5	해외경상이전
cexp4	2.4	비금융공기업 경상지출
kexp	3	자본지출
kexp1	3.1	고정자산취득
kexp2	3.2	재고자산매입
kexp3	3.3	토지및무형자산매입
kexp4	3.4	비금융공기업자본지출
kexp5	3.5	자본이전
nyun	4	순융자

로 낮아지는 것으로 나타났으나, 부호의 방향 면에서는 경제적 논리에 접근하는 결과를 나타내고 있는 것으로 보인다. 계절조정되지 않은 자료를 사용하는 경우에 추정결과가 논리적으로 접근 가능하게 되는 것으로 판단된다.

▣ 부표 4. 당기구조계수의 추정결과

계수	β_{tg}	γ_{yg}	γ_{yt}	γ_{pg}	γ_{pt}
계수값 (표준오차)	-0.8243 (1.0087)	0.0658 (0.0460)	0.0118 (0.0106)	0.0416 (0.0428)	0.0107 (0.0100)
계수	γ_{py}	γ_{rg}	γ_{rt}	γ_{ry}	γ_{rp}
계수값 (표준오차)	-0.4007 (0.2234)*	-0.0054 (0.0071)	-0.0002 (0.0015)	0.0164 (0.0387)	0.0526 (0.0420)

<부록그림 1>은 계절조정되지 않은 자료를 그대로 이용하여 VAR 모형을 추정하고 변수들의 충격반응함수를 도출한 그림이다. 그림에서 살펴보는 바와 같이 재정지출의 구조적 충격이나 순세입의 구조적 충격 모두 그 자체에 있어 일시적인 변화만이 나타나고 있는 것을 알 수 있다.

재정지출의 구조적 충격에 대한 GDP의 반응은 첫 번째 열, 세 번째 그림에서 확인할 수 있는데, 충격과 동시에 상승하다가 감소한 후, 충격 4분기 이후에 상승하는 동태적 반응을 나타내고 있다. 물가는 구조적 재정지출 충격 후 3분기 이후에 상승하는 반응을 나타내고 있으며, 이자율은 별다른 반응이 나타나지 않는 것으로 추정되었다. 재정지출 증가의 구조적 충격에 대하여 GDP가 일시적이지만 양(+)의 반응을 하고 있는 것으로 도출되어서 재정지출이 일시적인 경기조절적 기능만을 가지고 있는 것으로 판단되나, 효과의 유효성

이 크다고는 판단하기 어렵다.

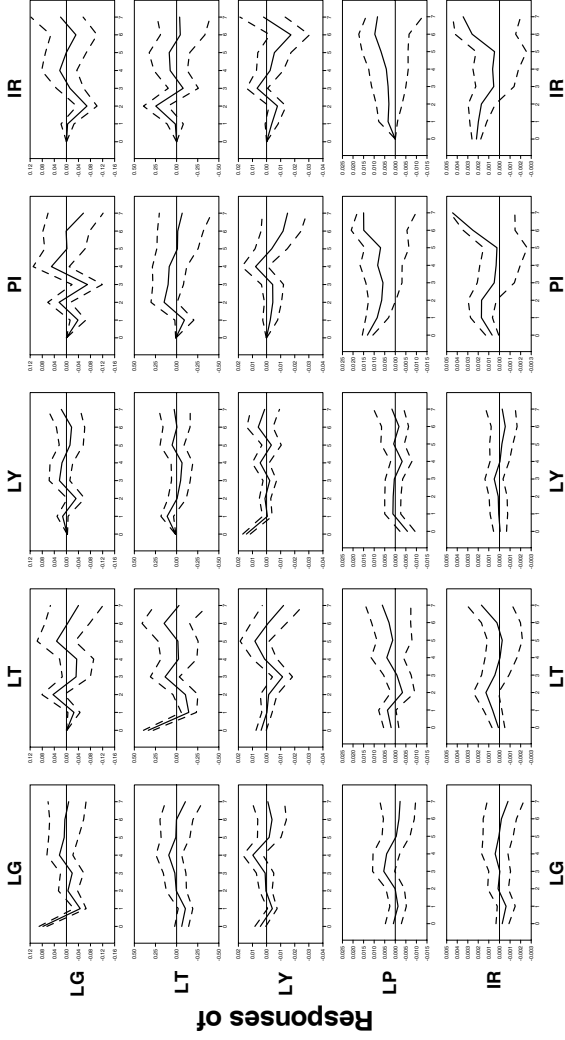
순세입의 구조적 충격에 대한 GDP의 반응은 두 번째 열, 세 번째 그림에서 확인할 수 있다. 순세입의 증가는 충격 3분기 이후에 GDP의 하락을 가져오는 것으로 나타나고 있으며, 물가는 순세입 증가에 대하여 1분기 이후에 상승한 후 충격이 사라지며, 이자율은 2분기 후에 상승한 후 사라지는 반응을 나타내고 있다. 순세입 증가의 구조적 충격에 대하여 GDP는 일시적이지만 음(-)의 반응을 보이고 있어 경기조절적 기능이 있는 것으로 보이나, 효과의 크기 면에서 유효성이 있는지에 대하여는 유보적이다.

<부록그림 2>는 재정지출 증가와 순세입 감소가 동일한 단위로 변경되었을 때 GDP의 반응 정도를 동태적으로 표현한 그림이다. 동일한 크기의 재정정책별 충격에 대한 GDP의 반응의 정도는 재정지출의 충격에서 더 크게 나타나는 것으로 보이며, 순세입의 경우에는 상대적으로 미약한 반응 정도를 나타내고 있다. 다만, 재정지출의 정책적 효과가 나타나는 데는 시차가 존재함을 고려하여야 할 것이다.

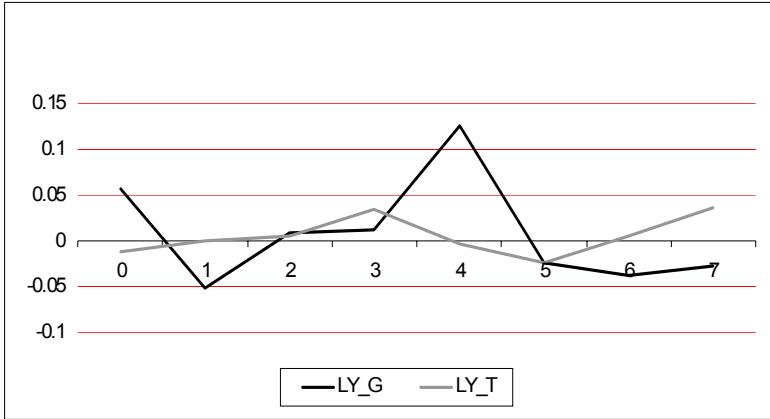
<부록그림 3>은 재정지출 증가와 순세입 감소의 구조적 재정정책 충격이 동일한 크기로 발생하였을 때, 물가의 반응을 각각에 대하여 표현한 그림이다. 동일한 크기라면 재정지출 증가의 충격이 물가에 미치는 영향이 강도 면에서 더 크다는 것을 알 수 있다. 재정지출 충격은 순세입 감소 충격보다 물가를 자극할 가능성이 크다고 할 수 있다.

부록그림 1. 충격반응함수의 추정결과: 분기자료(1), NSA, 5변수, 4시차

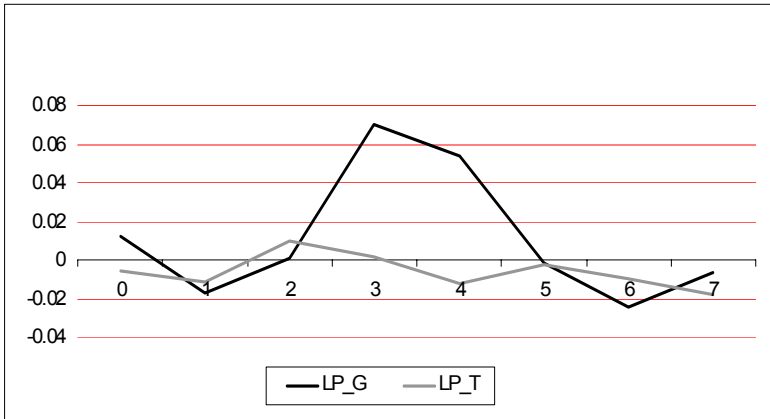
Impulse responses: 1994:01 ~ 2003:04



부록그림 2. 재정지출 증가와 순세입 감소 충격에 대한 GDP 반응

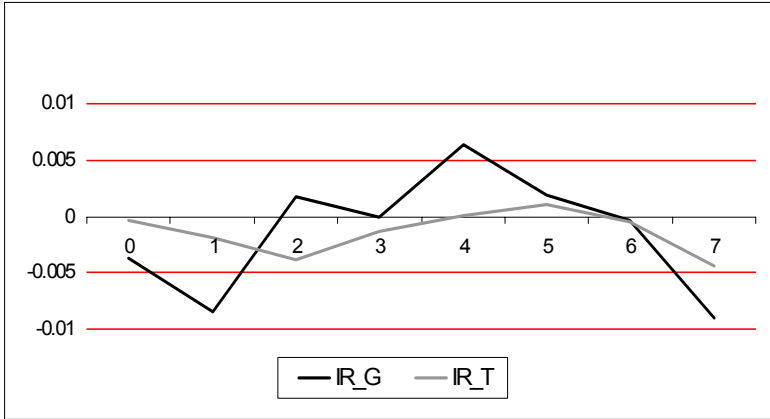


부록그림 3. 재정지출 증가와 순세입 감소 충격에 대한 물가의 반응



<부록그림 4>는 재정지출의 증가와 순세입의 감소가 동일한 크기로 발생하였을 때 각각에 대하여 이자율이 동태적으로 반응하는 정도를 나타낸 그림이다. 재정지출의 증가는 이자율에 대한 반응 강도가 더 강하며 이자율을 상승시키는 반응이 존재함을 확인할 수 있다.

부록그림 4. 재정지출 증가와 순세입 감소 충격에 대한 이자율의 반응



2. 분기자료(2): 비계절조정, 5변수, 4시차

비계절조정된 자료를 사용하고, 재정지출을 대표하는 변수로 총지출을 재정수입은 총수입을 이용하여 5변수 VAR 모형을 구성하여 추정할 경우, 거시경제부문의 축약형 오차의 공분산 행렬은 다음의 <부표 5>에 나타나 있다.

부표 5. 거시경제부문 축약형 오차의 공분산 행렬

구분	LY	LP	IR	LG	LT
LY	7.74702e-05				
LP	-9.09528e-08	1.01192e-04			
IR	-1.74469e-06	4.03233e-06	1.78067e-06		
LG	2.42374e-05	2.04000e-04	-4.34462e-05	0.01748	
LT	2.34444e-04	1.44058e-04	-9.34059e-06	0.00180	0.00439

부표 6. 당기구조계수의 추정결과

계수	β_{tg}	γ_{yg}	γ_{yt}	γ_{pg}	γ_{pt}
계수값 (표준오차)	0.0951 (0.0953)	-0.0021 (0.0127)	0.0404 (0.0259)	0.0097 (0.0158)	0.0197 (0.0352)
계수	γ_{py}	γ_{rg}	γ_{rt}	γ_{ry}	γ_{rp}
계수값 (표준오차)	-0.0965 (0.2524)	-0.0028 (0.0018)	-0.0016 (0.0035)	-0.0166 (0.0266)	0.0479 (0.0240)**

<부표 6>은 당기구조계수의 추정결과를 나타내고 있다. β_{tg} 의 추정값이 양(+)으로 추정되어 계절조정자료 추정결과와 유사한 결과를 얻었지만, 분기자료(1)을 사용한 결과와는 차이가 있음을 알 수 있다. 양(+)의 값으로 추정되었지만 유의성이 있다고 보기는 어렵다. 계절조정 자료와의 차이점은 γ_{py} 와 γ_{ry} 의 추정값이 음(-)의 값을 나타내고는 있으나, 유의수준이 매우 낮아 유의성이 없는 것으로 나타나고 있다는 점이라고 할 수 있다. 또한, γ_{rp} 의 값이 기존의 결과와는 달리 양(+)의 값에서 유의적이어서 이론적으로 기대하는 결과를 가지고 있다.

<부록그림 5>는 정부 총지출과 정부 총수입을 재정정책변수로 설정한 분기자료(2)의 계절조정되지 않은 자료를 이용하여 구조적 VAR를 추정하고 이로부터 충격반응함수를 도출한 결과를 제시하고 있다.

정부 총지출의 구조적 충격에 대한 GDP의 동태적 반응을 살펴보면, 충격 2분기 후에 GDP가 증가하는 양(+)의 반응을 나타내고 있으며, 그 이후는 양(+)의 반응이지만 오차밴드 범위 내에서 유의적이지 않은 것으로 나타나고 있다. 따라서 정부 총지출은 GDP에 대하여 일시적이고 단기적이지만 양(+)의 반응을 초래하는 효과가 존재하는

것으로 판단할 수 있다. 정부 총지출의 구조적 증가에 대하여 물가는 충격 3분기 후에 상승하는 반응을 보이고 있어, 재량적 정부 총지출 증가는 단기적으로 물가를 자극하는 것으로 이해할 수 있다. 한편, 이자율은 정부 총지출 충격 후 하락한 후 상승하지만, 상승하는 경우 오차 범위 내에서 유의적이지는 않은 것으로 나타나고 있다. 따라서 이자율은 시간이 지나면서 어느 정도 상승하려는 힘이 존재하지만 미약한 것으로 판단할 수 있다.

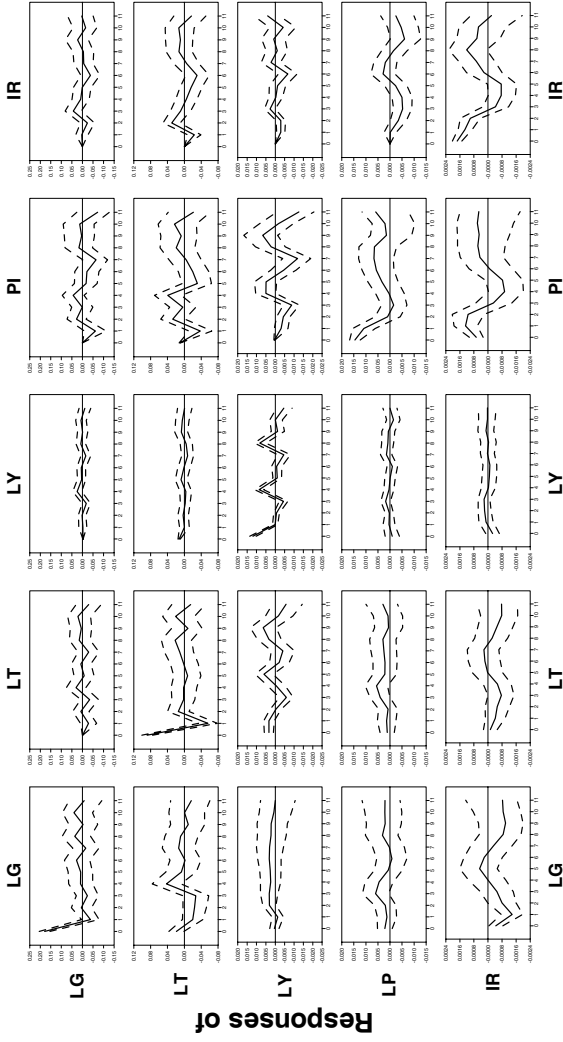
정부 총수입이 증가하는 구조적 재정충격에 대하여 GDP는 시간이 흐름에 따라 등락을 거듭하는 모습을 나타내고 있다. 이는 계절조정이 없는 시계열을 가지고 추정된 결과가 갖는 특성이라고 할 수 있다. GDP는 충격 초기 상승 후 단기적으로 하락하는 모습을 보여 주고 있다. 이후에는 계절적 변동이 충격반응함수에 반영된 것으로 보인다. 따라서 이러한 점을 고려한다면 충격 3분기 후에 일시적인 GDP의 음(-)의 반응이 존재하는 것으로 해석할 수 있다. 정부 총수입 증가 후 물가는 일시적으로 상승하는 반응을 보이며, 이자율은 충격 후 4분기까지 감소하는 반응을 나타내고 있다. 이러한 이자율의 반응은 앞서도 지적한 바와 같이 세입 감소 정책을 시행할 때, 이자율 상승에 따른 구축효과의 가능성을 배제할 수 없는 결과라고 할 수 있다.

<부록그림 6>은 정부 총지출 증가와 정부 총수입 감소의 동일한 크기의 충격에 대하여 GDP가 동태적으로 반응하는 정도를 제시한 그림이다. 그림에서 보는 바와 같이 정부 총수입의 감소는 단기적으로 효과의 정도가 강하지만, 시간이 지날수록 불안정하게 등락을 거듭하는 모습을 보여 주고 있어 경기조절적 효과의 안정성을 확보하기 어려운 것으로 나타나고 있다. 반면, 정부 총지출 증가는 미약한 양(+)의 반응이 나타나고 있어 안정적이지만, 경기조절 효과의 유효

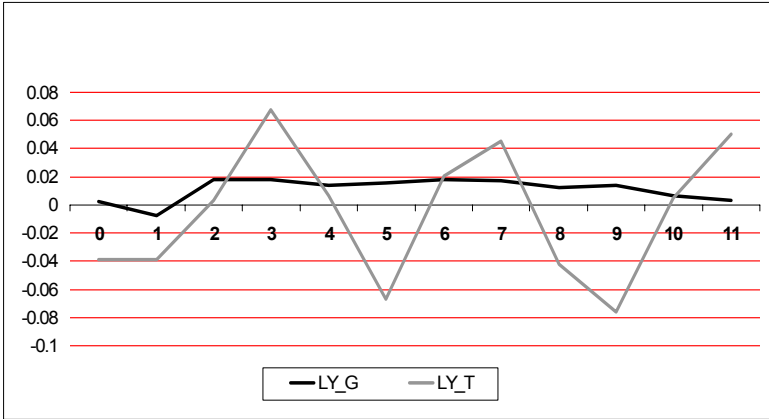
성은 그다지 크지 않은 것으로 나타나고 있다.

부록그림 5. 충격반응함수의 추정결과: 분기자료(2), NSA, 5변수, 4시차

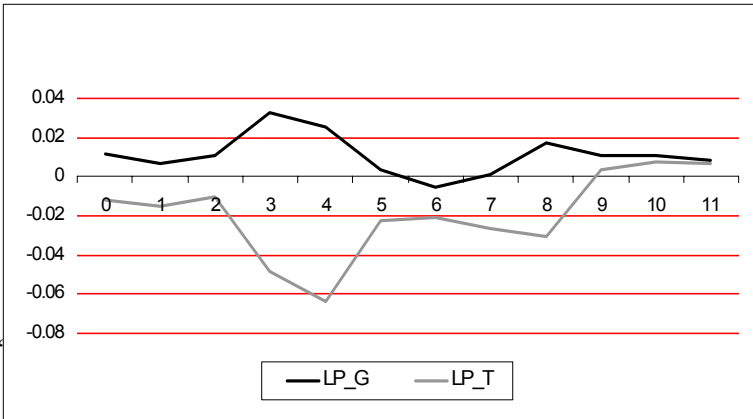
Impulse responses: 1994:01 ~ 2006:01



부록그림 6. 총지출 증가와 총수입 감소에 대한 GDP의 반응



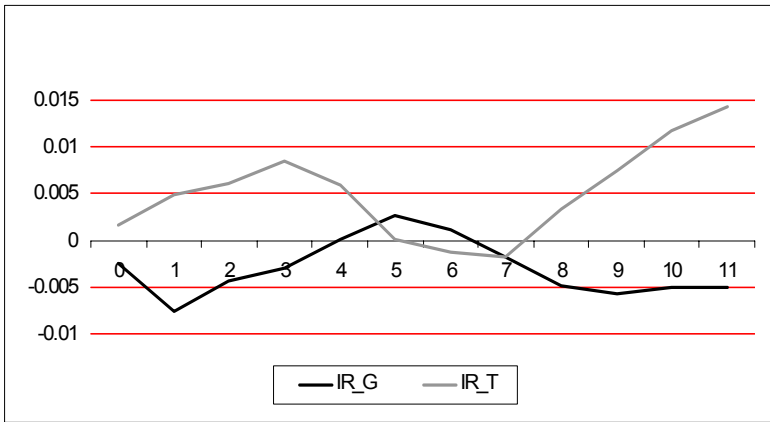
부록그림 7. 총지출과 총수입 충격에 대한 물가의 반응



<부록그림 7>과 <부록그림 8>은 정부 총수입과 정부 총지출의 구조적 충격에 대한 물가와 이자율의 반응을 각각 표현한 그림이다. 정부 총지출의 증가 충격은 물가를 다소 상승시키는 효과가 나타나는 반면, 정부 총수입 감소의 구조적 충격은 물가를 하락시키는 영

향이 있음을 그림을 통하여 확인할 수 있다. 또한 정부 총수입의 감소 충격이 물가에 대한 하락 효과가 더 크게 나타나는 것을 알 수 있다. <부록그림 8>은 두 재정충격에 대한 이자율의 반응을 표현한 그림이다. 정부 총지출의 증가는 이자율의 음(-)의 반응을 나타내게 하는 반면, 정부 총수입 감소 충격에 대해서 이자율은 양(+)
의 반응을 하고 있는 것으로 나타났다.

■ 부록그림 8. 총지출과 총수입 충격에 대한 이자율의 반응



재정정책의 변수로 정부 총지출과 정부 총수입을 대상으로 하여 시계열을 다소나마 연장한 경우 특징적인 것은 정부 총지출의 효과가 미약하지만 시간에 걸쳐 지속적인 것으로 나타난다는 점을 우선 고려해 볼 수 있을 것이다. 또한, 정부 총수입의 경우에는 단기적이고 일시적이지만 상대적으로 강도가 큰 효과가 존재하는 것으로 나타나고 있다.

3. 분기자료(3): 1994. 1/4 ~ 2003. 4/4; 비계절조정, 5변수, 4시차

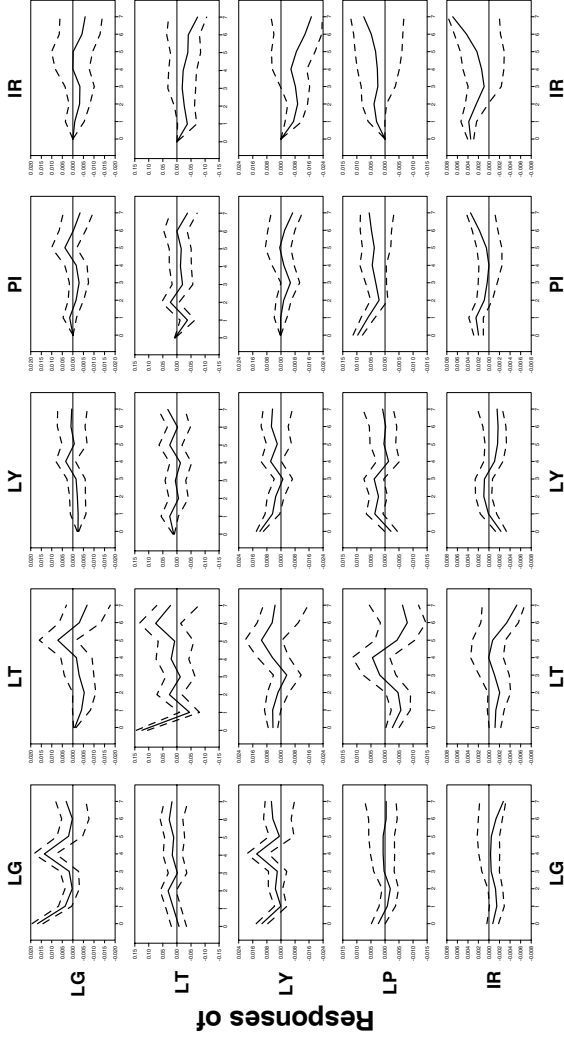
<부록그림 9>는 분기자료(3)의 계절조정하지 않은 자료를 사용하여 추정된 VAR 모형으로부터 도출한 충격반응함수를 표현한 그림이다. 정부소비지출 증가의 구조적 재정정책에 대하여 GDP에 일시적인 상승의 반응을 나타내고 있으나, 4분기 후의 반응은 계절조정이 반영되지 않았기 때문에 나타나는 반응으로 판단된다. 물가는 거의 반응하지 않는 모습을 보이고 있으나, 이자율은 단기적으로 하락하는 반응을 나타내고 있다.

조세수입의 구조적 증가 정책에 대해서는 GDP는 하락하는 반응을 보이고 있으나 유의적이지 않은 것으로 나타나 뚜렷한 반응이 나타나지는 않고 미약한 것으로 판단되며, 물가는 단기적 하락의 반응을 보이고, 이자율도 단기적인 하락의 모습을 보여 주고 있다. 계절조정된 자료를 이용하는 경우와 계절조정되지 않은 자료를 이용하는 경우에 있어서 차이가 존재하며, 다른 모습을 보이고 있어서 계절조정에 대하여 민감한 결과가 나타날 수 있음을 확인해 주고 있다.

이제 이러한 계절조정 여부에 대한 추정결과의 차이를 감안하여 보다 장기적인 시계열로부터 구조적 재정정책의 효과를 가늠해 보도록 한다.

부록그림 9. 충격반응함수의 추정결과: 분기자료(3), 비계절조정, 5변수, 4시차

Impulse responses: 1994:01 ~ 2003:04



4. 분기자료(3): 1981. 1/4 ~2003. 4/4; 비계절조정, 5변수, 4시차

<부록그림 10>은 계절조정하지 않은 자료를 이용하여 추정한 충격반응함수를 표현한 그림이다. 특징적인 것은 정부지출 충격에 대한 GDP의 반응이 계절적으로 반복하여 증가하는 반응을 나타내며, 상승하는 반응이 지속적으로 나타나는 형태를 보이고 있다는 점이다. 또한, 조세수입 충격에 대한 GDP의 반응도 계절적으로 반복하여 감소하는 특성을 나타내고 있다. 반면, 물가와 이자율의 반응은 두 충격 모두에서 계절조정된 자료를 사용하여 추정한 충격반응과 유사한 형태를 나타내고 있다. 이로부터 계절조정의 여부가 재정정책의 효과를 평가하는 데 어려운 작업이라는 것을 다시 한 번 확인할 수 있다.

부록그림 10. 충격반응함수의 추정결과: 분기자료(3), 비계절조정, 5변수, 4시차

Impulse responses: 1981:01 ~ 2003:04

