

# 한국 무역수지 변동의 요인 분석: 수요 및 공급측면의 상대적 중요성

한 진 희 \_ 본원 연구위원.. 신 인 석 \_ 본원 연구위원.. 조 동 철 \_ 본원 연구위원..

## **ABSTRACT**

This study attempts to explain why traditionally pro-cyclical trade balance became counter-cyclical since early 1990's in Korea. Structural VAR analysis for two sub-periods reveals two interesting changes in the role of the supply shock. First, impulse response analysis shows that the conditional correlation between the supply shock and trade balance turned from positive to negative over the two sub-periods. Second, the relative importance of the supply shock increased over the sub-periods. These two factors together explain the change in the cyclical properties of trade balance over time. Underlying cause behind these changes is likely to be the trade and financial market liberalization since late 1980's.

## I. 서 론

한국 국민소득에서 수출과 수입, 그리고 무역수지(순수출)가 차지하는 비중은 국제적으로 보아 높은 편이다. 비중이 높은 가운데 한국의 수출·수입·무역수지는 역시 국제비교를 통해 볼 때 변동성도 높은 것으로 나타난다. 국민경제에서 차지하는 비중과 변동성이 높음에 따라 한국의 무역수지 변화는 흔히 시사적(journalistic) 관심사가 되고, 원인에 대한 추측이 거론되곤 한다. 예를 들어, 신문지상에서는 최근 2001년 3/4분기 무역수지 흑자규모가 축소되는 것이 미국 경기의 침체에 따른 수출수요의 감소에 의한 것으로 원인을 제시하고 있다.<sup>1)</sup> 사실 비단 최근 사례뿐 아니라 한국 무역수지의 변동을 주로 실질수요충격 내지는 명목환율의 변동 등 수요측면의 충격에 기인한 것으로 해석하는 인식은 과거에도 대중매체 및 정책당국에 있어 일반적이었던 것으로 생각된다.

그러나 미국 등 선진국 학계의 무역수지 변동에 대한 이론적 이해는 이러한 인식과는 상당한 거리가 있다. 미국 학계의 연구자들은 선진국 국가들의 자료에서 발견되는 무역수지와 국민소득 간의 음의 상관관계에 주목하고 이를 정형화된 사실(Stylized Fact)로 받아들이고 있다.<sup>2)</sup> 그리고 이러한 무역수지의 경기역행성은 많은 연구자들에 의하여

1) 2001년 3/4분기 상품수지는, 한국은행 잠정발표에 의하면, 32억 달러로서 전분기(2001년 2/4분기: 52억 달러) 및 전년동기 대비(2000년 3/4분기: 54억 달러) 크게 감소하였다.

무역수지의 결정요인으로 생산성충격과 같은 공급충격이 중요한 역할을 하고 있음을 의미하는 것으로 이해되곤 한다. 예컨대, Backus, Kehoe, and Kydland(1994)는 확률동태 일반균형모형(Stochastic Dynamic General Equilibrium Model)에서 생산성충격이 있을 경우 경기역행적인 무역수지 패턴이 발생함을 보이고 있으며, Glick and Rogoff(1995)도 생산성충격에 기반을 둔 모형을 이용할 때 G-7 선진국의 경상수지 추이의 기본패턴이 잘 설명된다고 논의하고 있다.

그렇다면 과연 한국 무역수지 변동의 원인에 대한 정확한 이해로서는 어떤 인식이 타당한 것일까? 선진국 일부 연구자의 주장과 같이 생산성충격 등 공급충격의 영향이 한국의 경우에도 절대적인 것인가? 아니면 실질수요충격 및 명목충격 등 수요측면 충격의 역할이 크다는 일반의 인식이 올바른 것인가? 본 연구는 이와 같은 문제의식에서 출발하고 있다.

이를 위하여 우선 한국 무역수지와 국민소득의 단순상관관계를 조사하였다. 그 결과 1990년대에는 선진국에서와 같이 무역수지가 경기에 역행하고 있는 것으로 나타나고 있으나, 1990년대 이전에는 한국의 무역수지가 오히려 경기에 순행하였음을 발견하였다. 이와 같은 관찰은 한국 무역수지의 변동요인으로서 공급충격과 수요측면 충격의 상대적 중요성이 시기에 따라 변천하였을 가능성을 시사하는 것으로 보인다.

- 2) 선진국 자료를 근거로 경기역행(Counter-cyclical)성을 무역수지의 기본성격으로 보고한 연구로서는 Danthine and Donaldson(1993), Backus, Kehoe, and Kydland(1994), Prasad and Gable(1998) 등이 있다. 특히 Prasad and Gable(1998)은 가장 많은 국가인 OECD 22개국의 1970~95년간 자료를 조사하였는데, 22개국 모두에서 무역수지는 국민소득과 음의 상관관계를 갖고 있는 것으로 보고되었다. 자료기간이 한국이 OECD에 가입하기 이전이므로 한국은 그들의 조사에 포함되어 있지 않다.

이러한 기초조사 결과에 따라 본 연구는 보다 정교한 계량분석에 의하여 한국의 무역수지 변동요인을 공급충격과 수요충격(실질수요충격과 명목수요충격)으로 분해하고자 하였다. 이와 같은 식별(Identification)을 위하여 본 논문에서는 Blanchard and Quah(1989) 이후 널리 사용되고 있는 장기제약조건(Long-Run Restriction)을 통한 구조 VAR(Structural Vector Auto-Regression) 분석방식을 사용하였다.<sup>3)</sup> 즉, 공급충격, 실질수요충격, 명목충격 등 3개의 충격을 상정하고 국민소득, 무역수지, 물가의 세 변수로 기본모형을 구성하였다. 이와 같은 기본모형에서 공급충격은 세 변수 모두에 장단기에 영향을 주는 한편, 실질수요충격은 무역수지와 물가에는 장단기에 영향을 미치나 국민소득에는 장기 효과가 없으며, 명목충격은 물가에는 장단기에 영향력이 있으나 나머지 두 실질변수에는 단기에 한하여만 영향을 미친다는 가정을 도입하여 세 가지 종류의 충격을 식별하였다.

이와 함께 분석결과의 견고성(robustness)을 검증하기 위하여 기본모형 이외에 두 가지 변형모형에 대해서도 동일한 분석을 시도하였다. '변형모형 1'은 Prasad(1999)에 의거한 것으로서, 국민소득·실질환율·무역수지 세 변수로 모형을 구성하여 공급충격, 실질수요충격, 명목충격의 세 가지 구조충격을 식별하였다. 여기에서의 식별제약이 기본모형과 다른 점은 명목충격이 장기적으로 무역수지를 변화시킬 수 있음을 가정한 것이다. Prasad(1999)는 이와 같은 가정에 대해 '히스테리 효과(hysteresis effect)'로 정당화하고 있다.

3) 여타 식별조건과 같이 장기제약조건에도 결점이 있다. 예를 들어, Faust and Leeper(1997)는 한정된 자료에서 각 충격의 장기효과는 정확하게 추정되기 어렵다는 점을 지적하고 있다. 그러나 경제이론의 측면에서 장기제약은 비교적 보편성이 있는 식별제약이라고 생각된다.

다음으로 '변형모형 2'는 기본모형과 변형모형 1을 포괄하는 모형을 상징하고 있다. 즉, 국민소득·실질환율·무역수지·물가의 네 변수로 구성된 변형모형을 설정하고, 히스테리충격이 국민소득과 실질환율에는 장기효과가 없으나 무역수지와 물가에는 장기적인 효과가 있는 충격인 반면 명목충격은 물가에만 장기적인 효과가 있는 충격으로 가정하였다. 따라서 명목충격 중 어떤 이유로 무역수지에 장기효과를 미친 충격이 있다면 모형에서 이는 히스테리충격으로 식별된다.

무역수지와 국민소득의 단순상관관계가 1990년대 이전·이후에 달랐다는 점을 상기하여, 위에서 설명한 세 모형을 1970년에서 1989년까지의 표본(1990년대 이전 표본)과 1981년에서 1997년까지의 표본(1990년대를 포함한 최근 표본)으로 구분하여 추정하였다. 이와 같은 계량분석으로부터 나타난 견고한 결과는 다음의 두 가지이다. 첫째, 분산분해 분석에 의거할 때 무역수지 변동을 설명하는 데 있어 공급충격의 상대적 중요성이 최근 표본에서 증가한 것으로 나타났다. 둘째, 충격반응함수에 의할 때 양의 공급충격에 대한 무역수지의 반응방향이 달라졌다. 즉, 1990년대 이전 표본에서는 개선되는 것으로 나타났으나, 최근 표본에서는 악화되는 것으로 나타났다. 이 같은 결과는 공급충격과 무역수지의 조건부 상관관계의 부호가 양에서 음으로 달라지는 한편 무역수지의 변동에 있어 공급충격의 중요성이 증가함에 따라, 국민소득과 무역수지의 단순상관관계가 양에서 음으로 변화되었음을 의미하는 것으로 생각된다.<sup>4)</sup> 아울러 이와 같은 결과는 1990년 이후 한국의 무역수지가, 공급충격의 역할을 중심으로 선진국의 무역수지 동학을 설명하는

4) 양의 공급충격은 국민소득을 증가시킨다. 이제 양의 공급충격이 무역수지를 악화시키고 또한 공급충격이 국민소득과 무역수지 변동을 설명하는 중요한 요인이라면, 국민소득과 무역수지의 단순상관관계는 음으로 나타날 것이다.

확률동태 일반균형 모형의 설명에 부합하는 성격을 지니게 되었음을 뜻하는 것이기도 하다. 본고는 1990년대에 무역수지 변동에 대한 공급 충격의 역할이 변화된 원인에 대한 설명으로서 외환 및 무역관련 규제 의 완화·철폐를 대안으로 제시한다.

한국의 무역수지와 경기의 상관관계를 본 연구에서와 같은 문제의 식하에서 진행한 기존연구는 없는 것으로 알고 있다. 단, 본 연구에서와 같이 장기계약 식별조건을 통한 구조VAR 모형을 한국의 거시경제 자료에 적용한 기존 연구들은 유명삼(1992, 1995), 김준일(1996), 송옥헌(1998) 등을 거론할 수 있다. 이 중 송옥헌(1998)은 구조적 VAR 모형을 사용하였다는 점 이외에도 한국의 무역수지 변동요인에 대하여 고찰하고 있다는 점에서 본 연구와 가장 관련이 깊은 것으로 보이나, 주요 관심사항이 무역수지와 경기의 상관관계가 아닌 교역조건과 무역수지의 관계라는 점에서 본 연구와 구분된다.

이하 본 논문의 구성은 다음과 같다. II장에서는 한국 무역수지의 추이와 기초통계적 성질을 국제비교를 통하여 살펴본다. III장에서는 무역수지 변동의 결정요인에 대한 이론적 논의와 함께 본 연구에서 사용하고 있는 구조VAR 모형에 대해 간략히 소개한다. IV장에서는 이러한 분석기법을 활용하여 한국 무역수지의 변동요인에 관하여 실증적인 분석 및 해석을 시도한다. V장에서는 논문이 마무리된다.

## II. 한국 무역수지의 추이: 기초통계량

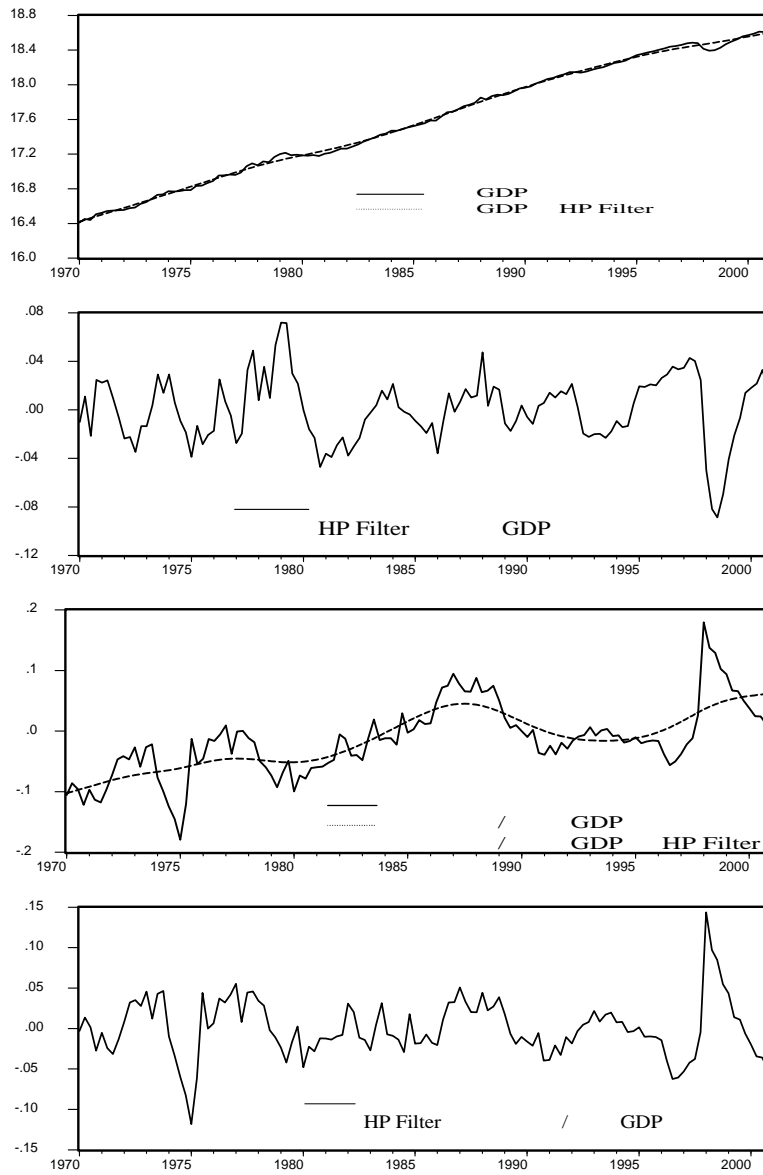
[그림 1]은 한국의 무역수지 변화추이를 국민소득과 함께 보여주고 있다. 우선 1980년대 중반의 이른바 3저 호황기간 이전까지 한국의 무역수지는 항상 적자상태에 머물러 있었으며, 그중에서도 유가 급등이 발생하였던 1972~73년의 기간과 1979~80년의 기간 중에 적자폭이 컸던 것을 알 수 있다. 그러나 무역수지는 1980년대 후반에 국민소득의 7~8%에 이를 정도의 대규모 흑자로 반전되었으며, 이후 1990년대 중반까지는 대체로 균형 내지 소폭의 적자상태를 지속하였다. 이른바 반도체 가격의 폭락이 발생한 1996~97년에는 무역수지적자가 다소 확대되었으나, 외환위기의 발생과 함께 1998년의 무역수지는 사상 유례를 찾을 수 없을 정도의 흑자를 기록하였으며, 이후에는 흑자폭이 완만히 축소되는 추세에 있다.

<표 1>은 이와 같은 한국 무역수지에 대한 기본적인 통계량을 OECD 주요 8개국과 비교하여 제시하고 있다. 우선 한국의 경우 국민소득에서 수출입이 차지하는 비중이 60~70%에 이르러 스위스와 함께 가장 높은 수치를 기록하고 있음을 알 수 있다. 또 무역수지의 경우에도 한국의 국민소득 대비 비중은 70년대 -5.1%, 80년대 2.3%, 90년대 1.6%로서 전체적으로 보아 절대치 기준으로 가장 높은 수준임을 알 수 있다.

<표 1>은 각국 무역수지의 표준편차와 국민소득의 상관관계도 제시하고 있다. 여기에서 국민소득은 실질 국민소득을 로그 변환하여 사



[그림 1] 한국의 GDP 및 무역수지 변화추이



<표 1> 한국 및 주요 OECD 국가의 무역수지와 국민소득

국 가	기간(년)	수출입 · 무역수지의 GDP <sup>a</sup> 대비 비중		표준편차	국민소득과의 상관관계		
		(수출/수입)/경상GDP	무역수지/경상GDP		수출/경상GDP	수입/경상GDP	무역수지/경상GDP
오스트레일리아	1970~1979	0.297	-0.002	0.014	0.250	0.001	0.141
	1980~1989	0.335	-0.021	0.010	0.168	0.608	-0.430
	1990~2000	0.392	-0.001	0.009	-0.361	0.149	-0.441
캐나다	1970~1979	0.366	-0.012	0.011	0.048	0.291	-0.210
	1980~1989	0.471	0.003	0.008	0.568	0.317	0.317
	1990~2000	0.521	0.017	0.009	0.526	0.723	-0.547
이탈리아	1970~1979	0.427	0.001	0.016	0.148	0.711	-0.635
	1980~1989	0.416	-0.002	0.012	-0.154	0.368	-0.579
	1990~2000	0.463	0.025	0.008	0.179	0.425	-0.441
미 국	1970~1979	0.448	0.017	0.013	0.079	0.558	-0.586
	1980~1989	0.156	-0.005	0.005	-0.356	-0.016	-0.391
	1990~2000	0.186	-0.019	0.005	0.185	0.702	-0.488
영 국	1970~1979	0.229	-0.016	0.004	-0.086	0.255	-0.324
	1980~1989	0.208	-0.015	0.005	-0.134	0.284	-0.415
	1990~2000	0.536	-0.004	0.014	-0.152	0.013	-0.182
프랑스	1970~1979	0.523	-0.007	0.011	-0.144	0.344	-0.614
	1980~1989	0.543	-0.011	0.005	0.439	0.509	-0.251
	1990~2000	0.534	-0.009	0.009	0.088	0.411	-0.513
일본	1970~1979	-	-	-	-	-	-
	1980~1989	0.437	-0.013	0.006	0.212	0.397	-0.333
	1990~2000	0.460	0.014	0.005	0.406	0.616	-0.453
스위스	1970~1979	0.452	0.005	0.005	0.295	0.501	-0.393
	1980~1989	0.228	0.020	0.006	0.345	0.569	-0.484
	1990~2000	0.183	0.015	0.005	0.571	0.764	-0.616
한국	1970~1979	0.200	0.017	0.005	0.395	0.639	-0.547
	1980~1989	0.717	-0.001	0.007	0.822	0.642	-0.100
	1990~2000	0.725	0.038	0.007	0.245	0.549	-0.453
한국	1970~1979	0.720	0.024	0.007	0.554	0.579	-0.270
	1980~1989	0.604	-0.051	0.039	-0.116	-0.115	0.023
	1990~2000	0.681	0.023	0.024	0.128	-0.441	0.471
한국	1970~1979	0.694	0.016	0.040	-0.665	0.498	-0.868
	1980~1989	0.690	0.015	0.035	-0.366	-0.013	-0.314
	1990~1996	0.618	-0.009	0.030	-0.136	-0.132	0.003

주 : 수출, 수입은 경상수치임.

무역수지는 수출에서 수입을 뺀 값임.

위의 표준편차와 상관관계값은 Hodrick-Prescott Filter된 자료를 근거로 계산되었음.

자료 : OECD, Quarterly National Accounts, 각호.

용하였으며, 무역수지는 국민소득의 규모에 따른 무역수지구모의 변동 효과를 제거하기 위하여 경상 무역수지의 경상 국민소득에 대한 비율로 계산되었다. 또 모든 자료는 HP 필터링(Hodrick-Prescott Filtering)에 의하여 장기성장추세를 제거하였다.<sup>5)</sup> 우선 국민소득 대비 무역수지의 표준편차가 대부분의 국가에서 1%를 하회하고 있는 반면 한국의 경우에는 3% 내외에 이르고 있어 여타 국가에 비하여 한국의 무역수지 변동성이 현저하게 높음을 알 수 있다.

다음으로 무역수지와 국민소득 간의 상관관계를 살펴보면 대부분의 국가에서 뚜렷한 음의 상관관계가 관찰되고 있음을 확인할 수 있다. 양의 상관관계가 발견되는 경우는 오스트레일리아의 1970년대, 캐나다의 1970년대와 1990년대뿐이다. 그러나 한국의 경우에는 상당히 다른 패턴이 발견되고 있다. 한국의 경우에도 1990년대에는 여타 국가에서와 마찬가지로 음의 상관관계가 관찰되는 반면 1970~80년대에는 두 변수의 상관관계가 오히려 양으로 나타나고 있다. 선진국에서 무역수지와 국민소득의 상관관계가 음인 이유는 보통 수입의 경기순행성이 강하기 때문인 것으로 알려져 있으며, 그와 같은 사실은 <표 1>에서 명확히 확인할 수 있다. 그러나 한국의 경우에는 1990년대를 제외하고는 수입이 국민소득과 오히려 뚜렷한 음의 상관관계를 나타내고 있으며, 이는 1970~80년대 한국의 무역수지가 경기순행적으로 나타나게 된 주요 원인을 제공하고 있다.

이와 같이 국제적으로는 무역수지와 국민소득 간에 음의 상관관계가 일반적이지만 한국의 경우 지난 30년 중 오히려 양의 상관관계가 관찰된 시기가 길었고 최근 들어 음의 상관관계가 나타나고 있다는 사실

5) HP필터링에서 평준화 계수(Smoothing Parameter)로는 분기자료에 통상 사용되는 1,600을 선택하였다.

은 한국 무역수지의 변동요인에 대하여 시사하는 바가 있는 것으로 보인다. 즉, Backus, Kehoe, and Kydland(1994)는 확률동태 일반균형모형을 사용하여 양의 생산성충격이 발생하면 자본총량의 조정, 즉 투자가 이루어지는 동안에 국민소득의 성장과 무역수지의 악화가 동시에 발생한다는 점을 보이고 있는데, 이는 선진국에서 일반적으로 국민소득과 무역수지가 음의 상관관계를 보이고 있다는 사실을 설명하기 위함이었다.<sup>6)</sup> 또한 이 모형은 투자증대에 의해 촉발된 수입증가가 국민소득 상승기에 무역수지를 악화시키는 것을 의미하여, 선진국에서 수입과 국민소득이 양의 상관관계를 보이는 것과는 부합되는 장점이 있다.

그러나 한국의 경우 무역수지가 과거 경기역행적이지 않았고 수입 역시 경기순행적이지 않았다는 사실은 생산성충격이 중심역할을 하는 이론모형이 과거 한국 무역수지의 추이를 설명하는 모형으로서 충분히 적합하지 않을 가능성과 함께 생산성충격 이외에 여타 충격의 역할이 과거 무역수지의 변동요인으로 중요하였을 가능성을 제기한다. 동시에 1990년대 이후 선진국과 같이 무역수지가 경기역행성을 보이고 있다는 점은 무역수지 변동에 있어 공급충격의 상대적 역할이 이 시기에 변화되었을 가능성을 제기한다. 이하 실증분석을 통하여 이를 점검하고자 한다.

6) 생산성충격에 의하여 무역수지를 설명하는 이론모형을 논의하고 있는 다른 연구로서는 Backus, Kehoe, and Kydland(1992), Elliott and Fatas(1996) 등이 있다.

### Ⅲ. 실증분석방법

#### 1. 실증분석의 이론적 배경

여기에서는 실증분석을 위한 이론적 배경으로 Clarida and Gali(1994)가 제시한 모형에 무역수지를 포함시킨 모형을 개략적으로 설명하고자 한다.<sup>7)</sup> 물론 본 연구의 실증분석이 전적으로 하나의 특정한 모형에 의존하고 있는 것은 아니나, 아래 모형은 비교적 표준적인 케인지안 모형으로서 우리가 식별조건으로 사용하고자 하는 장기계약 조건에 대한 이론적 배경을 어느 정도 제공하고 있다. 이 모형은 다음 다섯 개의 식으로 구성된다.

$$y_t^d = d_t + \eta(s_t - p_t) - \sigma(i_t - E_t(p_{t+1} - p_t)) \quad (1)$$

$$p_t = (1 - \theta)E_{t-1}p_t^e + \theta p_t^e \quad (2)$$

$$m_t^s - p_t = y_t - \lambda i_t \quad (3)$$

$$i_t = E_t(s_{t+1} - s_t) \quad (4)$$

$$tb_t = \xi q_t - \beta y_t. \quad (5)$$

7) Clarida and Gali(1994) 모형에는 무역수지에 관한 별도의 식이 없다. 무역수지는 IS식에 암묵적으로 포함되어 있을 뿐이다. 그러나 Prasad(1999)에서와 같이 실질환율과 국민소득의 함수로서 별도의 무역수지식을 설정하면 그들의 모형이 의미하는 균형 무역수지값은 쉽게 구해진다. 본문 모형에서 무역수지 항목은 Prasad(1999)에 의거한 것이다.

여기에서  $y$ 는 국민소득,  $d$ 는 실질수요충격,  $s$ 는 명목환율,  $p$ 는 물가,  $i$ 는 금리,  $m$ 은 통화량,  $tb$ 는 무역수지를 각각 나타내며  $q \equiv s - p$ 로 정의되는 실질환율이다. 모형의 변수는 금리  $i$ 를 제외하고는 모두 로그 변환된 상태이며, 명목환율  $s$ 를 제외하고는 모두 외국에 대비한 상대적 수준을 의미한다. 즉, 국민소득을 예로 할 경우  $y_t \equiv y_t^h - y_t^f$ 와 같이 외국변수를 차감한 상대국민소득을 뜻한다. 모형의 파라미터들은 모두 양의 값을 취하며  $\theta$ 는 0과 1 사이이다.

식 (1)은 IS식이다. 실질수요충격  $d$ 의 전형적인 예로서는 국내외의 재정정책충격을 생각할 수 있다. 국내에서 팽창적인 재정정책충격이 발생하면 이는 양의 실질수요충격으로 해석되며, 반대로 외국에서 같은 재정정책충격이 발생한다면 이는 음의 실질수요충격으로 해석된다. 식 (2)는 이 경제의 물가책정과정을 나타내는 식인데, 가격경직성을 반영하고 있다. 식 (3)은 통화수요함수이고, 식 (4)는 금리평형식이다. 외생변수가 주어지면 식 (1)~(4)에 의하여 각 내생변수의 값이 결정되고, 정해진 실질환율과 국민소득에 따라 무역수지는 식 (5)에 의하여 결정된다.

모형에서 외생변수는 실질수요충격( $d$ ), 통화량( $m$ ), 공급측면의 국민소득( $y^s$ )이다. 이제 이들 외생변수가 따르는 확률과정(Stochastic Process)을 가정하면 모형은 완결된다. 확률과정은 단순한 임의보행(random walk)인 것으로 가정한다. 또 실질수요에 한하여 충격이 MA(1)이라고 가정하여 충격에 항구적 요소와 일시적 요소가 같이 존재하는 것으로 상정한다. 이상의 가정을 식으로 표시하면 다음과 같다. 식에서 ( $z, \delta, \nu$ )는 백색충격(White Noise)항이고,  $\gamma$ 는 0과 1 사이의 값이다.

$$\begin{aligned}
 y_t^s &= y_{t-1}^s + z_t \\
 d_t &= d_{t-1} + \delta_t - \gamma \delta_{t-1} \\
 m_t &= m_{t-1} + \nu_t.
 \end{aligned} \tag{6}$$

모형의 풀이는 먼저 가격이 완전히 신축적인 상태, 즉 모형에서  $\theta$ 가 1인 경우의 균형값( $y_t^e, q_t^e, p_t^e$ )을 찾는 데서 시작된다. 이 균형값은 또한 장기균형상태에서 각 변수가 취하게 될 값이기도 하다.

$$\begin{aligned}
 y_t^e &= y_t^s \\
 q_t^e &= (y_t^s - d_t) / \eta + (\eta(\eta + \sigma))^{-1} \sigma \gamma \delta_t \\
 t b_t^e &= \left( \frac{\xi}{\eta} - \beta \right) y_t^s - \frac{\xi}{\eta} \left[ d_t - \frac{\sigma}{(\eta + \sigma)} \gamma \delta_t \right] \\
 p_t^e &= m_t - y_t^s + \lambda(1 + \lambda)^{-1} (\eta + \sigma)^{-1} \gamma \delta_t.
 \end{aligned} \tag{7}$$

식 (7)은 장기에 있어 공급충격, 실질수요충격, 명목충격이 모형의 각 변수에 미치는 효과를 보여준다. 먼저 상대국민소득  $y$ 의 경우 공급충격 이외의 다른 충격으로부터는 장기에 있어서 아무런 영향을 받지 않는다. 실질환율은 공급충격과 실질수요충격에 의해서는 영향을 받지 않지만 명목충격의 영향은 받지 않는다. 그러나 그 효과의 방향은 두 충격이 상이하다. 양의 공급충격은 실질환율을 절하시키지만 양의 실질수요충격은 실질환율을 절상시킨다. 무역수지의 경우 이러한 국민소득과 실질환율의 움직임을 반영하여 각 충격에 대한 반응의 정도가 정해진다. 명목충격은 무역수지에 장기효과가 없으며 공급충격과 실질수요충격만이 효과를 보인다. 양의 공급충격 효과의 방향은 계수의 구체적인 크기에 의존하나, 양의 실질수요충격은 무역수지의 악화를 가져온다. 마지막으로 물가는 공급충격, 명목충격에 영향을 받는다. 이 모형의 단점은

항구적인 실질수요충격이 장기에 있어 물가에 아무런 영향을 미치지 않는다는 것이다. 그것은 모든 조정이 금리에 의하여 이루어지기 때문인데, 이 점은 모형의 특이한 성질인 것으로 받아들여 Clarida and Gali(1994)도 계량분석에서는 적용하지 않고 있다. 본 연구에서도 계량 분석의 식별제약에서 이 성질은 사용하지 않기로 한다.

이제 위에서 얻어진  $p_t^e$  값을 이용하면  $\theta$ 가 1이 아니고 가격경직성이 존재하는 경우의  $(y_t, p_t, q_t)$ 와 그에 해당하는  $tb_t$ 가 다음과 같이 구해진다.<sup>8)</sup>

$$\begin{aligned} y_t &= y_t^s + (\eta + \sigma)\phi(1 - \theta)(\nu_t - z_t + \alpha\gamma\delta_t) \\ q_t &= q_t^e + \phi(1 - \theta)(\nu_t - z_t + \alpha\gamma\delta_t) \\ tb_t &= tb_t^e + \Phi(\nu_t - z_t + \alpha\gamma\delta_t) \\ p_t &= p_t^e - (1 - \theta)(\nu_t - z_t + \alpha\gamma\delta_t), \\ \text{where } \phi &\equiv (1 + \lambda)(\lambda + \sigma + \eta)^{-1} \\ \alpha &\equiv \lambda(1 + \lambda)^{-1}(\eta + \sigma)^{-1} \\ \Phi &\equiv \phi(1 - \theta)(\xi - \beta(\eta + \sigma)). \end{aligned} \quad (8)$$

이와 같은 해는 가격경직성이 존재하는 단기에 나타나는 각 변수의 균형값으로 해석된다. 즉, 이들은 공급충격, 실질수요충격, 명목충격이 각 변수의 단기적인 동태경로에 미치는 영향을 보여주고 있으며, 그

8) 모형의 풀이에서 중요한 가정은 단기에 있어  $y$ 는 수요측면에 의해 전적으로 결정된다는 것이다. 즉, 먼저 외생변수와  $p, q$ 가 정해지면  $y$ 는 그에 따른 수요에 의해 결정된다. 이러한 케인지안 특유의 가정 때문에 모형에서  $y_t$ 는 단기적으로  $y_t^s$ 와 편차를 보이게 된다.



결과는 비교적 표준적이므로 추가적인 설명은 생략하고자 한다. 단, 본 연구의 관심 변수인 무역수지의 경우, 세 충격에 의해 모두 영향을 받고 있으나 그 방향은 모형에서 상정한 모수들의 상대적 크기에 의존하게 된다. 즉, 무역수지의 충격반응 방향은 장단기에 있어 모두 불확정적인 셈이다.

## 2. 실증분석방법

이상에서 설명한 이론모형을 한국의 자료에 적용하기 위하여 상대국민소득  $y_t$ , 국민소득 대비 무역수지 비율  $tb_t$  및 상대물가  $p_t$ 로 구성된 3변수 VAR를 기본모형으로 설정하였다. 이하에서는 특별한 경우를 제외하고는 상대국민소득, 국민소득 대비 무역수지 비율, 상대물가를 각각 국민소득, 무역수지 및 물가로 지칭하고자 한다.

축약형 모형을 통하여 구조모형의 계수 및 구조적 충격을 추정하는 방식은 비교적 표준적이라고 할 수 있으므로 구체적인 설명은 생략하고자 한다. 단, 3변수 VAR라는 축약형 모형의 추정치로부터 구조모형의 계수 및 충격을 식별하기 위해서는 3개의 식별제약조건이 필요하며, 본고는 Blanchard and Quah(1989)의 방법론을 따라 구조적 모형의 계수에 대한 장기제약조건을 식별조건으로 사용하였다는 점은 강조될 필요가 있다. 이와 같이 구조적 충격에 대한 내생변수의 장기반응에 대해서만 제약을 가하는 방법론이 갖는 장점은 모형의 단기적인 동학(dynamics)에 대해 어떠한 선형적인 제약도 가하지 않는다는 점이다. 전 절에 기술된 이론모형은 실질수요충격 및 명목충격은 각각 국민소득 수준에 장기적으로 영향을 주지 않으며, 또한 명목충격은 무역수지 수준에 장기적으로 영향을 주지 않을 것임을 의미한다. 이러한 세 가지

식별제약을 사용하면 구조모형의 식별이 가능하며, 이처럼 추정된 충격을 각각 공급충격, 수요충격, 명목충격 등으로 해석할 수 있다. 이하의 분석에서는 이와 같은 3변수 모형을 기본모형으로 분석하되, 4변수 모형 등 다소 변형된 모형도 함께 분석하여 분석결과의 견고성(robustness)을 점검하고자 한다.

#### IV. 한국 무역수지의 변동요인: 분석결과 및 해석

##### 1. 자료 및 추정기간

본 연구는 1970년에서 외환위기 이후의 기간을 제외한 1997년까지 28년간의 분기별 자료를 사용하였다. 상대국민소득 및 상대물가는 1995년 한국과의 무역규모로 가중평균된 무역상대국의 실질GDP 및 소비자물가지수 대비 한국의 실질GDP 및 물가의 로그 변환값으로 정의하였다. 국민소득 및 물가가 상대적 수준으로 표시되어 있으므로 분석결과에서 국민소득 및 물가의 변화는 상대적 수준의 변화를 의미하는 것이지 절대적 수준의 변화를 의미하는 것은 아니다.<sup>9)</sup> 본 연구에서 사용된 무역상대국가는 미국·일본·영국·프랑스·이탈리아·캐나다 등 선

9) <표 1>은 상대GDP가 아닌 한국GDP와의 상관관계를 보고하였다. 그러나 상대GDP를 사용할 경우에도 기본적인 패턴은 대체로 유지되고 있는 것으로 나타나고 있다. 예를 들어, 1970년대, 1980년대 및 1990년대의 한국GDP와 무역수지의 상관관계가 0.023, 0.471 및 -0.868로 나타난 데에 비하여 상대GDP와 무역수지의 상관관계는 각각 -0.150, 0.507 및 -0.821로 나타나고 있다.

진 6개국으로 한정되었다. G7 국가 중 독일의 경우 통일 이전과 이후의 자료에 큰 괴리가 발생하여 본 연구에서 제외되었으며, 1980년대 말 이후 한국과의 교역규모가 급신장한 동남아 및 중국의 경우 과거 자료가 가용하지 않은 관계로 포함시킬 수 없었다.

무역수지는 한국의 국민계정에 나타난 총수출물량에서 총수입물량을 차감하여 사용하였으며, 경제규모 변화에 따른 규모효과(scale effect)를 통제하기 위해 관련 문헌의 관행에 따라 국민소득에 대한 비율로 표시되었다. 마지막으로 본 연구에 이용된 대부분의 자료는 OECD Database에서 구하였으나, 각국의 소비자물가지수는 IFS(International Financial Statistics)에서 구하였다.

<표 2>는 한국과 본 연구의 무역상대국으로 포함된 선진 6개국과의 무역거래비중의 추이를 나타내고 있는데, 선진 6개국이 한국의 무역거래에서 차지하는 비중은 1985년의 약 56%를 정점으로 감소하여 2000년에는 약 41% 수준을 보이고 있다. 본 연구의 무역수지변수가 한국 이외의 모든 국가와의 무역거래를 나타내는 반면 상대국민소득 및 상대물가 변수에는 선진 6개국만이 포함되어 있다는 사실은 이하의 분석 결과를 해석하는 데 다소 주의를 요구한다. 예를 들어, 동남아 혹은 중국의 경기변동은 한국의 수출 및 무역수지의 변동을 초래할 수 있으나 측정된 상대국민소득 및 상대물가에는 직접적인 영향을 미치지 않을 것이다.

<표 3>은 각 변수에 대한 단위근 검정결과를 보고하고 있다. 국민소득과 물가의 경우 단위근이 존재한다는 결과는 수없이 보고된 바 있으나, 상대적인 국민소득 및 상대적인 물가와 무역수지가 단위근을 포함하고 있다는 사실은 자주 보고된 적이 없는 것으로 사료된다. 3변수 모두 1차 차분할 경우에는 안정적인 것으로 나타나고 있어 실증분석에

&lt;표 2&gt; 지역별 무역거래비중 추이

(단위 : %)

	표본국가 (선진 6개국)	기타 OECD	ASEAN	중 국	기 타
1980	53.1	10.4	9.0	-	27.6
1985	55.7	11.2	9.8	-	23.4
1990	54.9	12.0	12.1	-	21.0
1995	46.2	12.1	16.9	6.4	18.4
2000	41.4	11.3	17.0	9.4	20.9

주: ASEAN : 말레이시아, 필리핀, 싱가포르, 인도네시아, 대만, 홍콩, 태국.  
G6 : 미국, 영국, 프랑스, 일본, 캐나다, 이탈리아.

&lt;표 3&gt; 단위근 및 공적분 검정결과

	변 수	Lag4	Lag8	임계치
단위근 검정	RGDP	-0.79	-1.05	1%: -3.54 5%: -2.91
	TB	-1.65	-1.80	
	RCPI	0.49	0.43	
공적분 검정	RGDP, TB, RCPI	11.23	12.40	1%: 35.65 5%: 29.68

주: 단위근 검정은 '단위근이 존재한다'는 귀무가설을 설정하고 있으며, 공적분 검정은 '공적분관계가 하나도 없다'는 귀무가설을 설정하고 있음.

서는 1차 차분된 변수를 사용하였다. 아울러 <표 3>은 이 세 변수 사이에 공적분 관계가 없다는 귀무가설을 기각하지 못한다고 보고하고 있어, 앞에서 제시한 구조적 VAR 모형을 적용하는 데에 무리가 없는 것으로 나타나고 있다.

아울러 이하의 실증분석에서는 국민소득과 무역수지의 단순상관관

계가 1990년대 이전과 이후 달라졌다는 앞서의 관찰과 대응시키기 위하여 1970년에서 1997년까지의 전체표본기간뿐 아니라, 1970년에서 1989년까지의 1990년대 이전 기간(기간 I)과 1981년에서 1997년까지의 기간(기간 II)의 표본에 대해서도 분석을 시도하였다. 마지막으로 시차의 길이는 8분기로 상정하였다.<sup>10)</sup>

## 2. 분석결과

### 가. 충격반응

[그림 2]~[그림 4]는 식별된 각각의 구조적 충격에 표준편차 크기의 충격이 발생할 경우에 대한 국민소득, 무역수지, 물가의 충격반응함수를 전체표본, 기간 I(1970~89), 기간 II(1981~97)의 순서로 도시한 것이다. 그림에서 실선은 추정된 충격반응함수이며, 점선은 충격반응함수의 90% 신뢰구간을 의미한다. 신뢰구간의 계산은 1,000번 반복된 Bootstrapping 방법으로 산출된 표준편차에 근거하였다.<sup>11)</sup> 충격반응함수의 모양이 이론의 예상과 합치하는지의 여부를 검토하면 주어진 식별제약의 타당성을 간접적으로 점검할 수 있다. 이와 같은 취지에서 먼저 충격반응함수의 개요를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 전체 표본의 경우 충격반응함수의 모양은 전반적으로 이론의 예측과 부합되는 것으로 나타난다. 먼저 10% 유의수준에서 통계적으로 零과 유의하게 다른 반응을 보이고 있는 것은 공급충격에 대한 국

10) 구조VAR 추정에서 8분기의 시차를 허용하였으므로 실제 추정이 시작되는 시점은 각각 1972년 1/4분기와 1983년 1/4분기이다.

11) 한편 제시된 충격반응은 구조적 충격에 대한 각 변수수준의 반응을 살펴보기 위해서 누적된 충격반응을 계산하여 제시한 것이다.

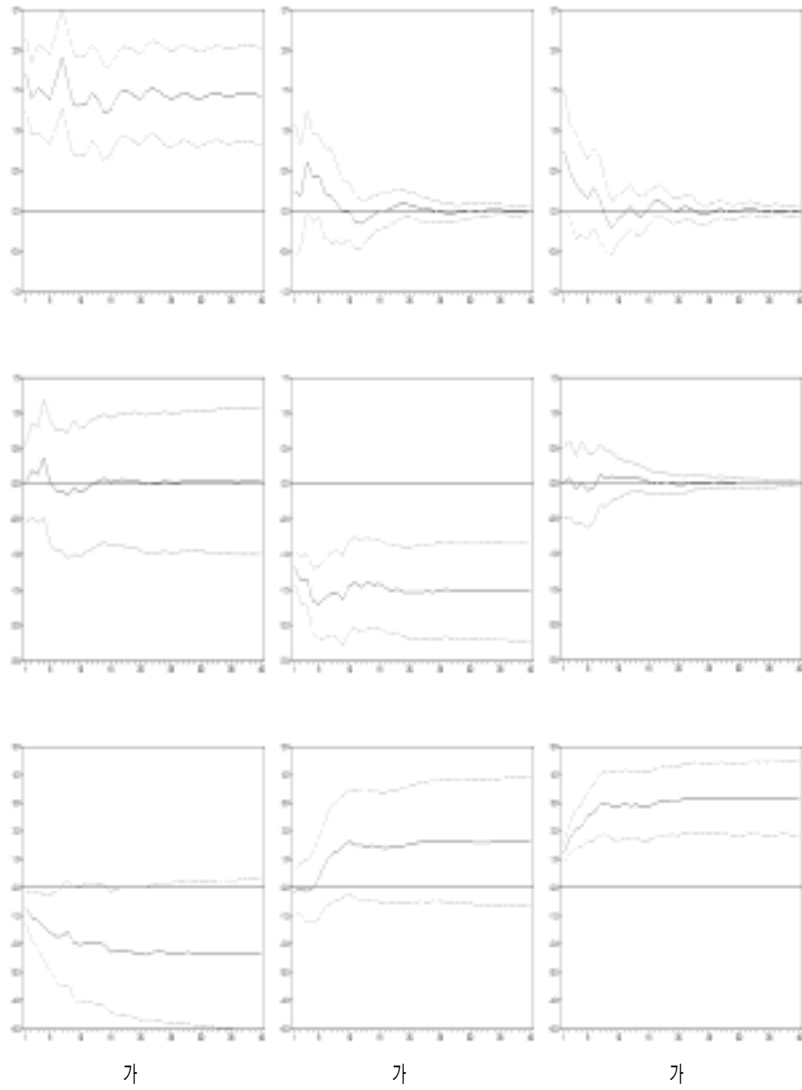
민소득과 물가, 실질수요충격에 대한 무역수지와 물가, 명목충격에 대한 물가이다. 이들의 경우 반응방향은 각각 국민소득 증가·물가하락, 무역수지 악화·물가상승, 물가상승 등으로서 이론적 예상과 일치한다. 기타 충격반응함수는 10% 유의수준에서 零과 다르지 않은 것으로 나타났다. 따라서 크게 언급할 사항은 없으나 추정된 충격반응만을 기준으로 할 경우에도 이론에 비추어 이해하기 어려운 모습은 없는 것으로 판단된다.

둘째, 기간 I 과 기간 II의 충격반응함수의 경우에는 실질수요충격과 명목충격에 대한 반응의 일부에서 이론과는 쉽게 일치하지 않는 모습이 나타난다. 기간 I 을 먼저 살펴보면, 양의 실질수요충격에 대한 물가의 단기반응이 앞서 제시된 이론과는 잘 맞지 않는다. 이론에 따르면 물가는 양의 실질수요충격에 따라 상승하여야 할 것이나, 나타난 결과에서는 충격 후 4분기까지 통계적으로 유의하게 하락하고 있기 때문이다. 또한 기간 II에 있어서는 무역수지의 반응이 앞서 제시된 이론과 배치되지는 않더라도 교과서적 이론과는 다르게 나타나고 있다. 양의 실질수요충격은 통상적으로 무역수지의 악화를 가져오는 것이 기대되나 실제 충격반응함수에서는 무역수지의 개선이 일어났다. 또 양의 명목충격은 예상과는 달리 무역수지의 악화를 가져온 것으로 나타났다.

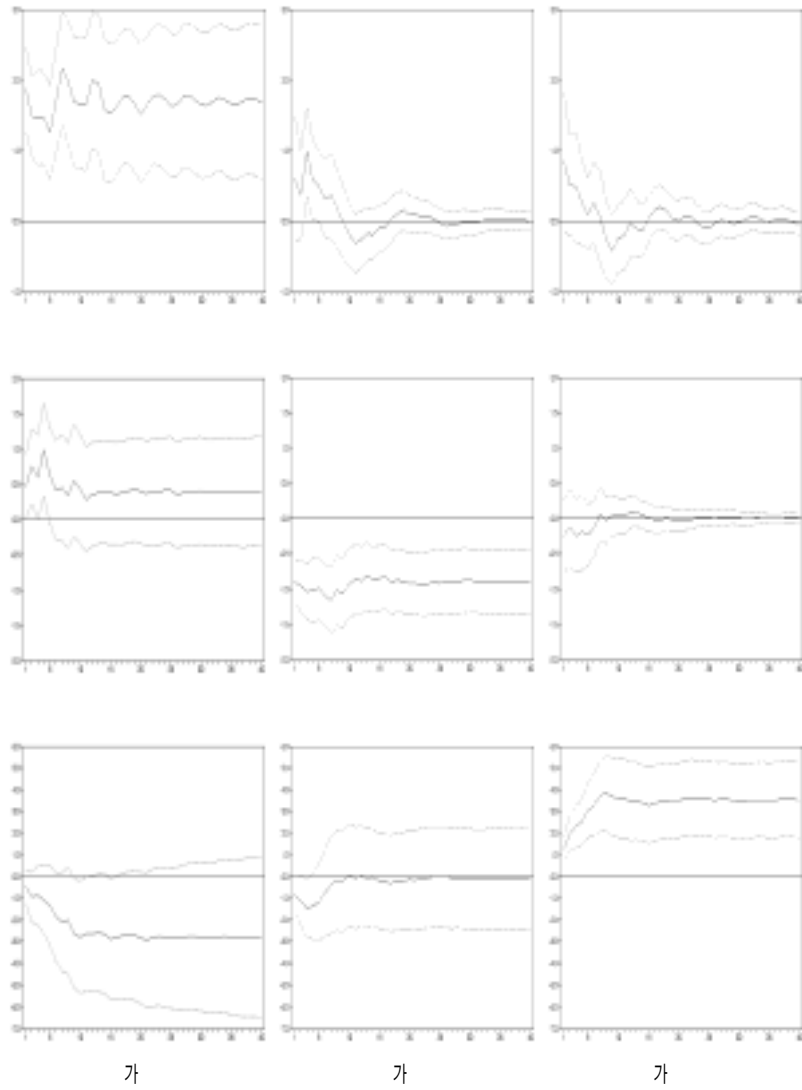
기간 I 에서 실질수요충격에 대한 물가의 반응, 그리고 기간 II에서 실질수요충격과 명목충격에 대한 무역수지의 반응이 이론과 일치하지 않는 것은 우리가 상정한 식별제약의 설득력을 약화시키는 요인이고, 앞으로 내려질 해석이 무엇이든 그에 대한 견고성 점검이 필요함을 시사한다.

다음으로 본 연구의 초점인 무역수지의 변동요인 식별, 특히 기간에 따른 공급충격의 상대적 역할 변화를 기준으로 [그림 2]~[그림 4]의

[그림 2] 기본모형의 충격반응: 전체기간(1970: I ~1997:IV)

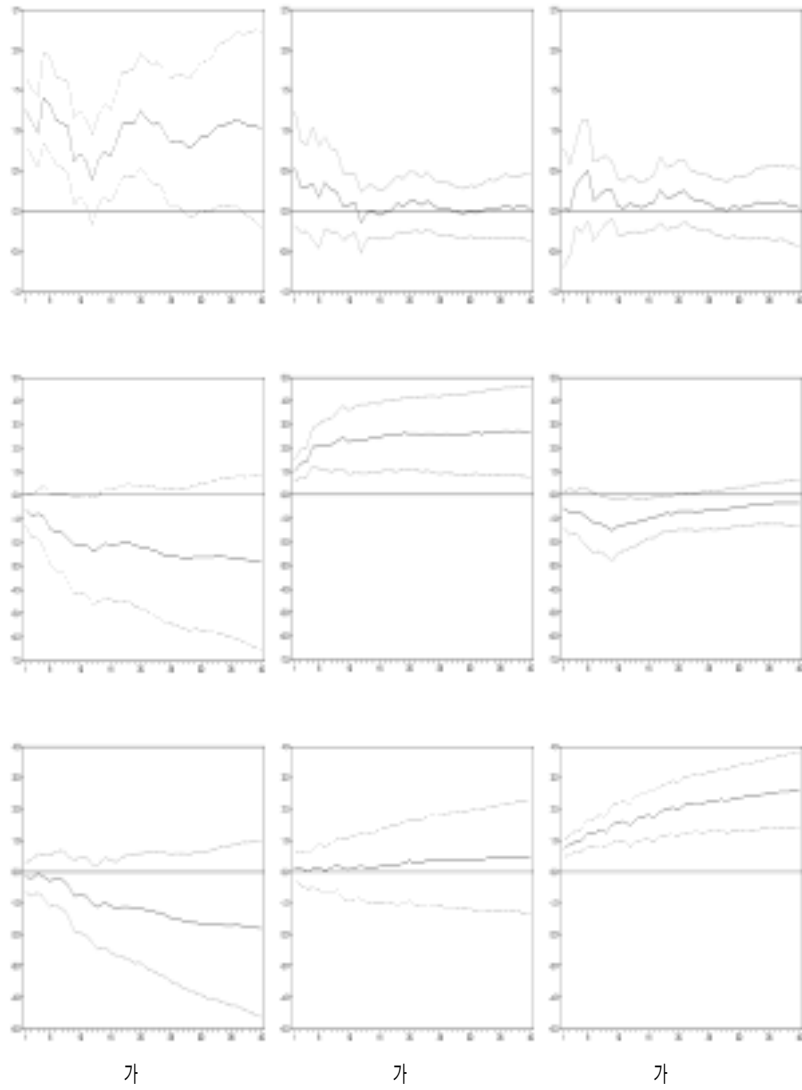


[그림 3] 기본모형의 충격반응: 기간 I (1970: I ~1989:IV)





[그림 4] 기본모형의 충격반응: 기간 II(1981: I ~1997 :IV)



충격반응함수를 살펴볼 경우에는 다음과 같은 점이 강조되어야 할 것이다. 즉, 기간 I 과 기간 II에서 나타나는 공급충격에 대한 무역수지 반응의 차이이다. 기간 I의 경우 양의 공급충격에 대하여 무역수지는 개선되는 반응을 보이고 있으나,<sup>12)</sup> 기간 II에서는 무역수지가 악화되는 것으로 나타난다. 앞의 이론모형 부분에서 설명하였듯이 공급충격에 대한 무역수지의 이론적 반응방향은 불확정적이다. 그러므로 기간 I, II의 어느 쪽이 이론과 합치하는 충격반응이라는 판단은 어려우나, 두 기간에서 반응의 방향이 달라졌다는 점은 기억되어야 할 사항이다.

#### 나. 분산분해

무역수지 변동에 있어서 공급충격, 수요충격, 명목충격의 상대적 중요성을 간단히 살펴볼 수 있는 방법은 분산분해(variance decomposition) 분석이다. <표 4>는 전 기간 및 기간 I·II에 대하여 추정된 구조VAR 모형에서 구해진 무역수지 수준의 예측오차 조건부 분산을 각 구조적 충격별로 분해한 것이다. 이 결과를 특히 공급충격과 수요측면 충격의 상대적 역할에 초점을 두어 살펴보면 다음의 판단이 얻어진다.

첫째, 공급충격의 상대적 역할은 최근 기간으로 오며 증가한 것으로 나타난다. 기간 I의 경우 2년 이후 무역수지 예측오차 분산의 약 25%, 그리고 장기 예측오차 분산의 약 18%가 공급충격에 기인하는 것으로 나타난다. 그러나 기간 II에 대한 결과에서는 공급충격이 2년 이후 무역수지 예측오차 분산의 약 27%를 설명하며, 장기 예측오차 분산의 경우에는 약 46%까지 설명하는 것으로 나타나고 있다.

12) 단, 기간 I에서 무역수지의 공급충격에 대한 반응의 통계적 유의성은 4분기 이후에는 다소 약화되었다.

<표 4> 무역수지 분산분해 : 기본모형

예측 기간	1970~97			1970~89			1981~97		
	공급충격	수요충격	명목충격	공급충격	수요충격	명목충격	공급충격	수요충격	명목충격
1	0.0000 (0.123)	1.0000 (0.167)	0.0000 (0.124)	0.1905 (0.207)	0.7518 (0.252)	0.0578 (0.210)	0.1997 (0.216)	0.6014 (0.292)	0.1989 (0.264)
2	0.0107 (0.124)	0.9882 (0.164)	0.0011 (0.115)	0.2969 (0.226)	0.6724 (0.250)	0.0307 (0.185)	0.2233 (0.223)	0.5881 (0.288)	0.1887 (0.253)
4	0.0221 (0.134)	0.9763 (0.165)	0.0016 (0.104)	0.3411 (0.230)	0.6296 (0.247)	0.0293 (0.168)	0.1855 (0.211)	0.6607 (0.272)	0.1538 (0.225)
8	0.0122 (0.129)	0.9853 (0.149)	0.0025 (0.081)	0.2546 (0.199)	0.7229 (0.212)	0.0225 (0.121)	0.2703 (0.239)	0.5681 (0.274)	0.1617 (0.194)
16	0.0072 (0.142)	0.9905 (0.148)	0.0023 (0.047)	0.2182 (0.198)	0.7671 (0.200)	0.0148 (0.076)	0.3514 (0.262)	0.5130 (0.277)	0.1356 (0.140)
32	0.0038 (0.154)	0.9951 (0.155)	0.0012 (0.027)	0.1900 (0.209)	0.8016 (0.206)	0.0084 (0.051)	0.4148 (0.277)	0.5098 (0.283)	0.0754 (0.090)
50	0.0025 (0.160)	0.9967 (0.161)	0.0007 (0.018)	0.1787 (0.217)	0.8157 (0.213)	0.0056 (0.038)	0.4599 (0.287)	0.4948 (0.291)	0.0453 (0.073)

주 : ( ) 안은 1,000번 반복한 Bootstrapping방법으로 계산된 표준편차임.

둘째, 수요측면 충격의 경우 전 기간을 통틀어 실질수요충격의 역할이 명목충격의 역할을 압도한 것으로 나타난다. 그러한 가운데 최근 기간에서 단기 무역수지 변동요인으로서 명목충격의 역할이 이전에 비하여 다소 커진 것으로 나타난다.

### 3. 변형모형에 대한 추가분석

#### 가. 견고성(Robustness) 점검을 위한 변형모형 설계

앞의 구조VAR 분석결과에서 실질수요충격과 명목충격에 대한 일부 충격반응함수의 모양은 우리가 도입한 식별제약이 과연 이론이 상정하고 있는 구조적 충격을 제대로 식별하고 있는지에 대한 의문을 제기한다. 그러므로 여기에서는 변형된 모형에 의한 구조VAR 분석을 통

하여 위의 기본모형 분석에서 얻어진 결과 중 보다 견고한 결과가 무엇 인지를 점검하고자 한다.

### 변형모형 1

기존문헌 중 본 연구와 가장 유사한 논문으로는 G7 국가의 무역수 지 변동요인을 연구한 Prasad(1999)가 있다. 본 연구와 Prasad(1999)의 방법론상 가장 큰 차이는 식별제약으로서, 본 연구에서는 명목충격이 무역수지에 대하여 장기효과가 없다고 가정하고 있으나 Prasad(1999)는 장기효과를 인정하고 있다. 그는 명목충격이 무역수지에 대하여 단기뿐 아니라 장기에서도 영향을 미칠 수 있다는 가정을 '히스테리 효과 (hysteresis effect)'에 의한 것으로 정당화하고 있다. 여기에서는 이와 같은 식별제약이 본 연구에서 사용된 식별제약에 비해서 우월한 것인가에 대한 논의보다는, 기본모형의 분석결과에 대한 견고성 검정을 위한 하나의 가능한 '변형모형 1'로 고려하고자 한다.<sup>13)</sup>

13) 명목충격이 실질환율, 무역수지 등 실질변수에 대하여 장기효과를 미칠 수도 있다는 것에 대해서는 이론적 기반이 없지 않다. Obstfeld and Rogoff (1995)는 가격경직성이 도입된 모형에서, 무한히 생존하는 경제주체가 상정된 경우라면 통화충격이 장기적으로 실질변수에 영향을 미칠 수 있음을 보이고 있다. 또한 통화충격으로 명목환율이 변동할 때 그에 따른 가격변동이 불충분하여 실질환율에 장기적인 변동이 발생한다는 점에 대해서도 실증연구와 이론적인 연구가 존재한다(Obstfeld and Rogoff[1996], pp.711~712 참조). 그러나 이들 연구에 의거하여 명목충격이 무역수지 및 실질환율에 장기효과가 있다고 가정할 경우, 계량분석에서는 실질수요충격과 명목충격이 '관측상 동일(observationally equivalent)'해지고 따라서 두 충격의 식별이 불가능해지는 문제점이 있다. 그러므로 이들 연구결과를 인정한다고 해도 본 연구의 맥락에서 식별조건으로 도입하는 것은 쉽지 않을 것으로 생각된다. Prasad(1999)의 식별제약도 이들 연구와는 거리가 있다. 그는 무역수지에는 장기효과가 있으나 실질환율에는 장기효과가 없는 충격으로 명목충격을 정의하고 있고, 이는 명목충격이 무역수지 및 실질환율 전반에 장기효과

구체적으로 '변형모형 1'은 Prasad(1999)와 동일한 모형으로서 기본모형의 물가를 제외하고 실질환율을 사용한 국민소득·실질환율·무역수지의 세 변수로 구성된다. 식별조건으로는 공급충격이 모든 변수에 장단기 효과가 있는 충격, 실질수요충격은 국민소득에 대해서는 장기효과가 없는 충격, 명목충격은 국민소득과 실질환율에 대하여 장기효과가 없는 충격이라고 가정한다.

### 변형모형 2

만일 공급충격과 실질수요충격이 아니면서 '히스테리 효과'라는 불확실한 경로에 의하여 무역수지에 장기적인 영향을 미치는 충격이 있다고 한다면, 그 같은 충격을 별도로 설정하여 공급충격, 실질수요충격, 히스테리충격, 명목충격의 네 가지 구조충격을 상정하는 방법도 논리적으로 가능하다. 이에 따라 우리는 국민소득, 실질환율, 무역수지, 물가의 네 변수로 구성된 '변형모형 2'를 설계하였다. 공급충격, 실질수요충격에 대한 식별제약은 그대로인 가운데, 히스테리충격은 국민소득과 실질환율에는 장기효과가 없으나 무역수지와 물가에는 장단기 효과가 모두 있는 충격으로 가정하였다. 또 명목충격은 물가에만 장기효과가 있는 충격으로 가정하였다. 따라서 명목충격 중 어떤 이유로 무역수지에 장기효과를 가져온 충격이 있다면 모형에서 이는 히스테리충격으로 식별될 것이다.

---

가 있을 수 있다는 위의 연구들과는 다른 것이다. 결국 Prasad(1999)의 식별제약은 실질환율에는 장기효과가 없으면서 무역수지에는 장기효과가 있는 충격을 상정하는 새로운 가정이며, 이러한 의미에서 이를 '히스테리충격'으로 정당화한 것으로 보인다.

나. 변형모형 분석결과<sup>14)</sup>변형모형 1

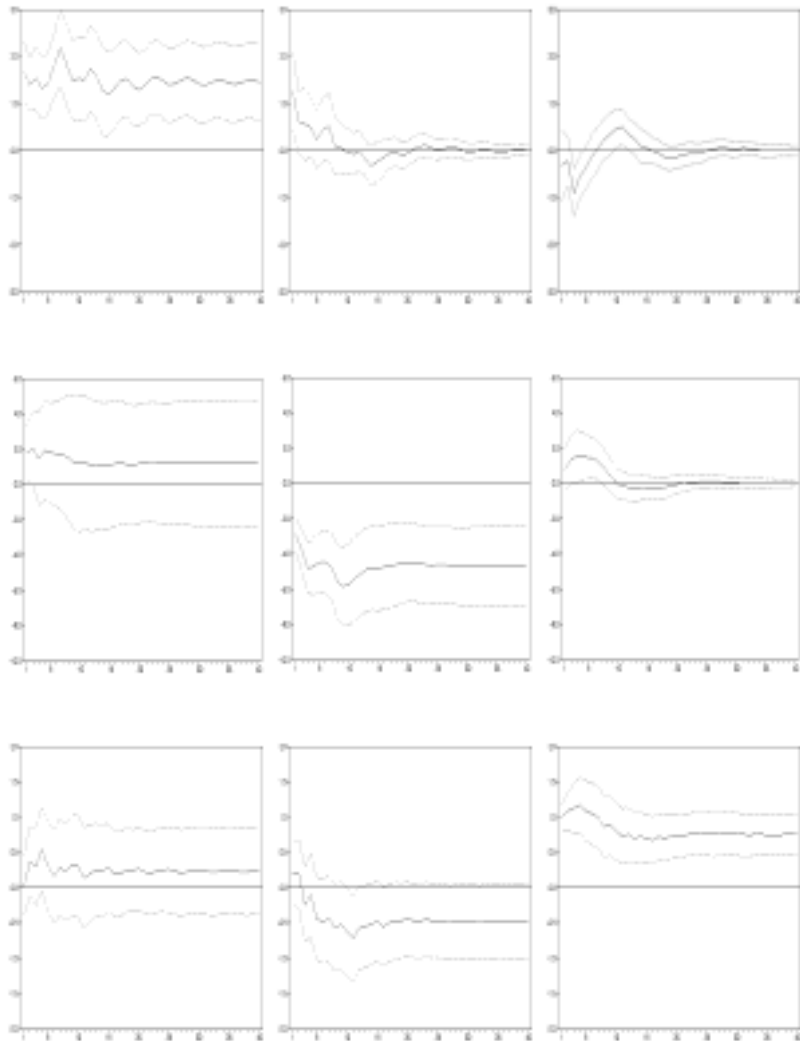
변형모형 1에서 산출된 충격반응함수는 [그림 5]~[그림 6]에 도시되어 있는데, 그 내용은 다음과 같이 요약된다. 첫째, 기간 II에서 실질수요충격과 명목충격에 대한 무역수지의 반응이 이론과 일치하지 않는다는 기본모형 분석에서의 문제점이 사라졌다.<sup>15)</sup> 둘째, 양의 공급충격에 대한 무역수지의 반응이 기간 I의 경우 개선되는 것으로 나타나는 반면 기간 II에서는 악화된다는 점은 기본모형 결과와 동일하다. 다만 기간 I의 무역수지 반응의 통계적 유의성은 기본모형에 비하여 다소 하락하였다.

분산분해분석의 결과는 <표 5>에 정리되어 있으며, 다음과 같이 요약된다. 첫째, 무역수지 변동요인으로서 공급충격의 상대적 역할이 기간 II에서 크게 상승하는 점은 기본모형의 결과와 동일하다. 상승폭은 변형모형 1에서 더욱 확대된 것으로 보인다. 둘째, 수요측면 충격에서 명목충격의 역할은 기간 I에서는 절대적이었으나 기간 II에서는 크게 감소한다. 이 같은 명목충격의 역할 변화는 기본모형에서의 결과와는 다른 것이다.

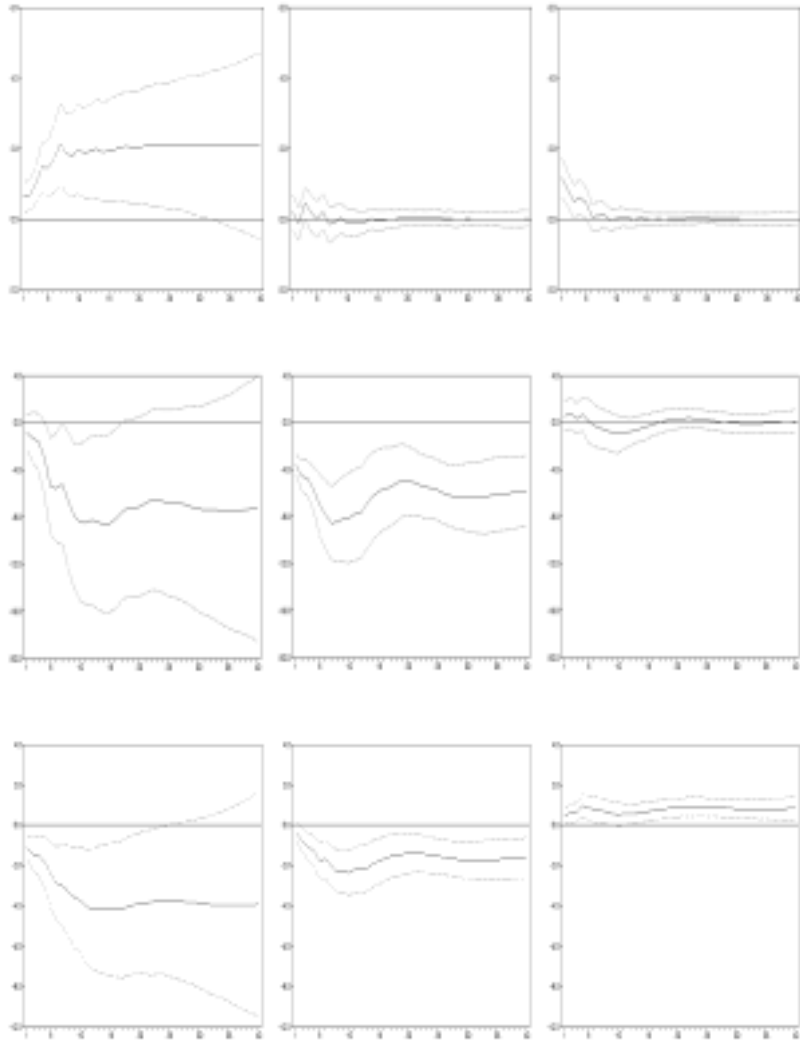
14) 변형모형 1과 2의 추정에는 기본모형의 추정에서와 마찬가지로 모두 상대화된 변수값이 사용되었다. 또 시차변수 8개가 포함되었는데, 다만 기간 II의 추정에서는 특히 변형모형 2의 경우 자유도 부족으로 모형이 불안정해지는 문제가 있는 것으로 보여 시차변수를 6개까지만 포함하였다.

15) 또 하나의 문제점이었던 기간 I에서 양의 실질수요충격에 대하여 물가가 하락하는 반응의 경우, 변형모형 1에서는 물가변수가 없으므로 해당 사항이 없어졌음을 언급해 둔다.

[그림 5] 변형모형 1의 충격반응 : 기간 I (1970 : I ~ 1989 : IV)



[그림 6] 변형모형 1의 충격반응 : 기간 II(1981 : I ~ 1997 : IV)





<표 5> 무역수지 분산분해 : 변형모형 1

예측 기간	1970~97			1970~89			1981~97		
	공급충격	수요충격	명목충격	공급충격	수요충격	명목충격	공급충격	수요충격	명목충격
1	0.0116 (0.122)	0.1128 (0.171)	0.8756 (0.200)	0.0003 (0.121)	0.0422 (0.130)	0.9575 (0.165)	0.7825 (0.234)	0.0781 (0.163)	0.1394 (0.197)
2	0.0088 (0.109)	0.1642 (0.185)	0.8270 (0.207)	0.0570 (0.142)	0.0326 (0.122)	0.9105 (0.170)	0.7299 (0.228)	0.1543 (0.182)	0.1158 (0.175)
4	0.0124 (0.115)	0.2936 (0.209)	0.6941 (0.226)	0.0936 (0.159)	0.0277 (0.112)	0.8787 (0.175)	0.6362 (0.230)	0.2387 (0.198)	0.1251 (0.157)
8	0.0068 (0.119)	0.3895 (0.218)	0.6037 (0.223)	0.0711 (0.153)	0.1058 (0.157)	0.8231 (0.188)	0.6546 (0.235)	0.2858 (0.206)	0.0595 (0.105)
16	0.0073 (0.130)	0.4715 (0.219)	0.5212 (0.213)	0.0680 (0.158)	0.2079 (0.187)	0.7241 (0.200)	0.7419 (0.234)	0.2296 (0.204)	0.0285 (0.069)
32	0.0053 (0.137)	0.5093 (0.226)	0.4854 (0.217)	0.0661 (0.166)	0.2370 (0.203)	0.6969 (0.216)	0.7872 (0.237)	0.1788 (0.205)	0.0340 (0.066)
50	0.0046 (0.140)	0.5233 (0.229)	0.4721 (0.219)	0.0651 (0.173)	0.2508 (0.213)	0.6841 (0.226)	0.7993 (0.238)	0.1665 (0.207)	0.0342 (0.064)

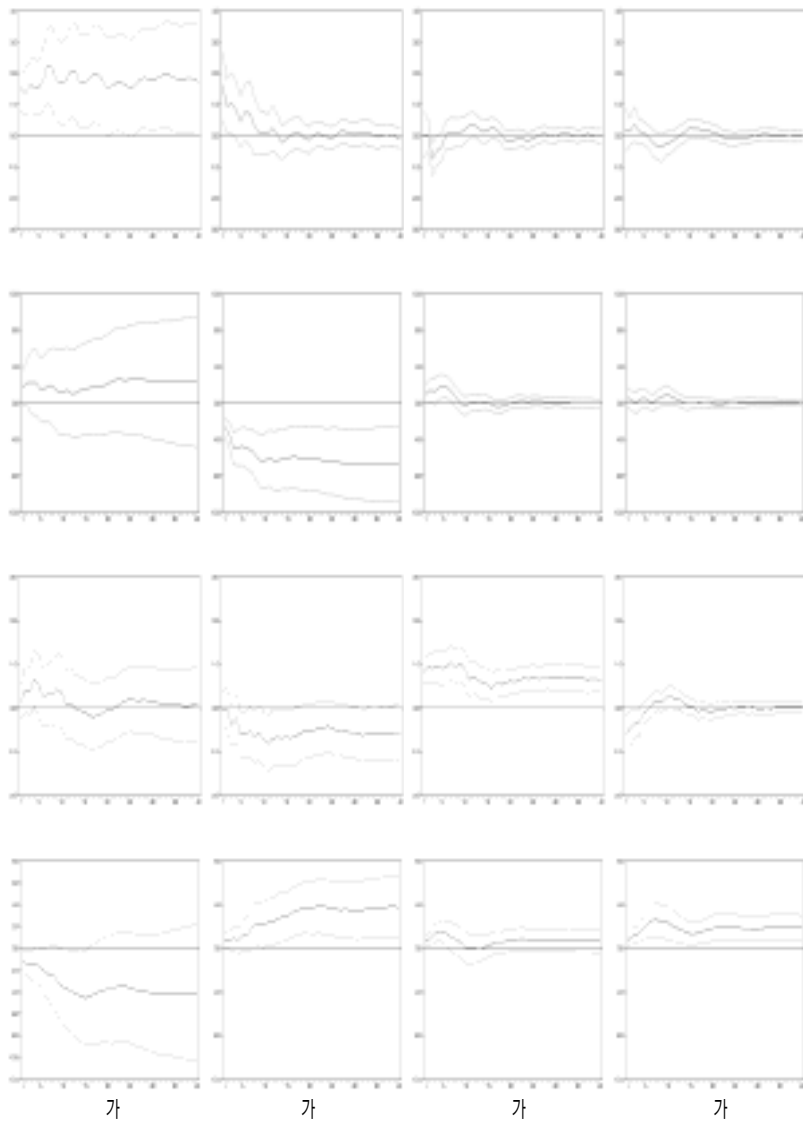
주 : ( ) 안은 1,000번 반복한 Bootstrapping방법으로 계산된 표준편차임.

### 변형모형 2

변형모형 2에서 얻어진 충격반응함수는 [그림 7]~[그림 8]에 도시되어 있으며, 그 내용은 다음과 같이 요약된다. 첫째, 기간 I에서 양의 실질수요충격에 대하여 물가가 상승하는 것으로 나타났고, 또한 기간 II에서 양의 실질수요충격에 대하여 무역수지가 악화되는 것으로 나타났다. 이에 따라 이제 실질수요충격에 대하여 이론의 예상과 합치되지 않았던 기본모형에서의 충격반응함수가 모두 이론과 부합되게 되었다. 또한 기간 II에서 양의 명목충격에 대하여 무역수지는 통계적으로 零과 다르지 않은 반응을 보이는 것으로 나타났으며, 따라서 최소한 무역수지가 악화되는 반응을 보인 기본모형에서의 문제점이 사라졌다. 둘째, 그러한 가운데 양의 공급충격이 있을 경우 무역수지가 기간 I에서

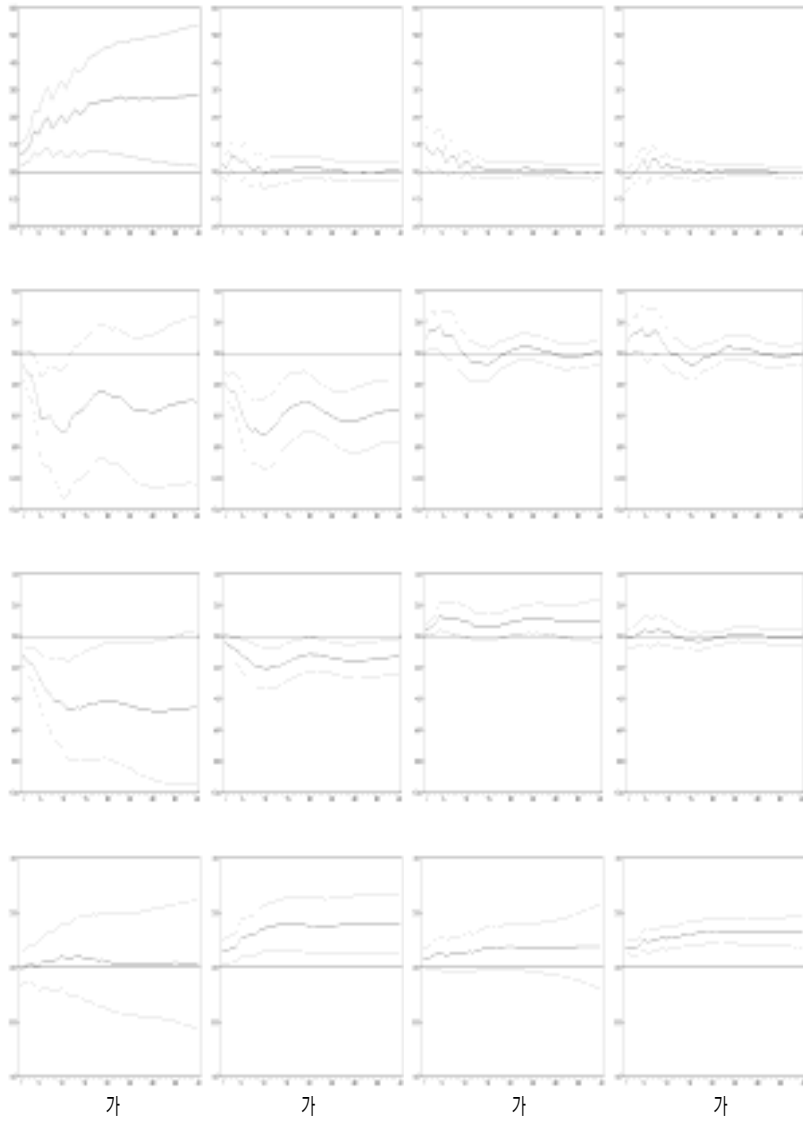
[그림 7] 변형모형 2의 충격반응 : 기간 I (1970 : I ~ 1989 : IV)

hysteresis



[그림 8] 변형모형 2의 충격반응 : 기간 II(1981 : I ~1997 : IV)

hysteresis



는 개선되지만 기간 II에서는 악화된다는 점은 이전 두 모형의 결과와 동일하게 나타났다. 기간 I에서 4분기 이후 무역수지 반응의 통계적 유의성이 약해지는 것은 기본모형에서와 유사하다.

분산분해의 결과는 <표 6>에 정리하였으며 주요 내용은 다음과 같다. 첫째, 무역수지 변동요인으로서 공급충격의 상대적 역할이 기간 II에 상승하는 점은 이전의 두 모형과 동일한 것으로 나타났다. 상승폭은 다른 두 모형에 비하여 변형모형 2에서 가장 큰 것으로 보인다. 둘째, 명목충격의 역할은 기간 I에서는 상당하였으나 기간 II에서는 미미한 것으로 나타났다. 이 점은 기본모형의 결과와는 다르나 변형모형 1의 결과와는 같은 점이다.<sup>16)</sup>

<표 6> 무역수지 분산분해 : 변형모형 2

예측 기간	1970~97				1970~89				1981~97			
	공급 충격	수요 충격	hysteri- sis	명목 충격	공급 충격	수요 충격	hysteri- sis	명목 충격	공급 충격	수요 충격	hysteri- sis	명목 충격
1	0.0088 (0.127)	0.3018 (0.217)	0.6281 (0.241)	0.0612 (0.119)	0.0082 (0.130)	0.0004 (0.125)	0.6388 (0.229)	0.3526 (0.210)	0.8290 (0.259)	0.0729 (0.176)	0.0857 (0.182)	0.0124 (0.160)
2	0.0083 (0.127)	0.3465 (0.225)	0.6153 (0.239)	0.0299 (0.090)	0.0783 (0.154)	0.0003 (0.133)	0.6609 (0.221)	0.2605 (0.183)	0.8074 (0.250)	0.1014 (0.185)	0.0865 (0.176)	0.0048 (0.137)
4	0.0144 (0.143)	0.4470 (0.232)	0.5281 (0.231)	0.0105 (0.059)	0.1519 (0.178)	0.0401 (0.158)	0.6377 (0.215)	0.1702 (0.139)	0.7186 (0.241)	0.1233 (0.193)	0.1528 (0.184)	0.0054 (0.111)
8	0.0084 (0.147)	0.5246 (0.228)	0.4610 (0.215)	0.0061 (0.033)	0.1205 (0.173)	0.1564 (0.186)	0.6381 (0.196)	0.0849 (0.079)	0.7455 (0.243)	0.1483 (0.204)	0.0984 (0.156)	0.0079 (0.079)
16	0.0148 (0.168)	0.5842 (0.227)	0.3968 (0.199)	0.0042 (0.018)	0.0874 (0.168)	0.2888 (0.201)	0.5653 (0.181)	0.0585 (0.055)	0.8036 (0.239)	0.1473 (0.197)	0.0454 (0.109)	0.0037 (0.037)
32	0.0104 (0.183)	0.6317 (0.234)	0.3559 (0.202)	0.0021 (0.011)	0.0650 (0.178)	0.3288 (0.212)	0.5688 (0.191)	0.0375 (0.042)	0.8415 (0.241)	0.1122 (0.190)	0.0440 (0.101)	0.0023 (0.022)
50	0.0082 (0.192)	0.6529 (0.240)	0.3376 (0.206)	0.0013 (0.007)	0.0467 (0.190)	0.3593 (0.225)	0.5680 (0.203)	0.0260 (0.036)	0.8564 (0.243)	0.0995 (0.192)	0.0427 (0.097)	0.0014 (0.016)

주 : ( ) 안은 1,000번 반복한 Bootstrapping 방법으로 계산된 표준편차임.

16) 명목충격과 히스테리충격의 분산에 대한 기여도를 합할 경우에도 두 충격의 역할은 기간 II에서는 크지 않은 것으로 나타났음을 알 수 있다.

#### 4. 분석결과 종합

이제 기본모형 및 변형모형 1, 2의 분석결과를 종합하면 다음과 같다. 첫째, 수요측면 충격 중에서 명목충격과 실질수요충격의 역할이 상대적으로 어떠한지는 확정적으로 말하기 어려운 것으로 보인다. 모형에 따라 결과가 달랐기 때문이다. 둘째, 그러나 공급충격에 따른 무역수지의 변동에 대한 결과는 세 모형이 일치한다. 먼저 분산분해를 근거로 할 때 무역수지를 변동시킨 요인으로서 공급충격의 역할은 기간 II에 증가한 것으로 나타났다. 또 양의 공급충격이 있을 경우 무역수지는 기간 I에서는 개선되었으나 기간 II에서는 악화되는 반응을 보인 것으로 모든 모형에서 추정되었다. 따라서 공급충격과 무역수지 변동 간의 관계에 대한 결과는 모형의 식별제약에 큰 영향을 받지 않는 비교적 견고한 사실인 것으로 받아들일 수 있는 것으로 보인다.

우리는 앞에서 한국의 무역수지가 국민소득과 1990년대에는 강한 음의 상관관계를 보이는 반면 1980년대 이전에는 양의 상관관계를 보이고 있음을 지적하였고, 이를 근거로 1990년대 이전과 이후 한국 무역수지의 변동요인으로서 공급충격과 수요측면 충격의 상대적 역할이 달랐을 가능성을 제기하였다. 구조VAR 분석결과는 이와 같은 가설이 실증에 의해 뒷받침됨을 보여준다. 즉, 최근으로 오며 공급충격의 역할이 커지면서 공급충격에 대하여 무역수지가 악화되는 반응을 보이고 있는 것이 무역수지와 국민소득의 단순상관관계에서는 음의 관계를 낳은 것으로 해석된다.

그렇다면 공급충격과 무역수지의 관계가 최근에 변화된 이유는 무엇인가? 우선 공급충격의 상대적 역할이 커진 것에 대해서는 두 가지 가능성이 존재한다. 하나는 공급충격의 크기 자체가 기간에 따라 달랐

을 가능성이다. 만일 기간 I에 비하여 기간 II에서 공급충격이 커졌다 면 이로 인하여 무역수지의 변동요인으로 공급충격의 상대적 역할이 상승하였을 수 있기 때문이다. 또 다른 가능성은 경제의 구조변화이다. 공급충격의 크기는 일정한 가운데 이에 대해 경제가 반응하는 메커니즘이 변화함에 따라 무역수지의 변동에 기여하는 정도가 커졌을 가능성이 있다.

첫 번째 가능성의 타당성을 보기 위하여 각 모형에서 식별된 구조충격의 표준편차를 <표 7>에 정리하였다. <표 7>을 살펴보면 공급충격의 표준편차는 모든 모형에서 공통적으로 기간 I에 비하여 기간 II에서 오히려 작아졌음을 알 수 있다. 명목충격의 경우 기본모형과 변형모형 1에서 역시 표준편차가 작아졌으나 공급충격 표준편차 크기의 감소율에는 미치지 못함을 알 수 있다.

이와 같은 사실은 두 번째 가능성, 즉 경제의 구조변화 가능성이 설득력이 있을 수 있음을 시사하고 있다. 즉, 어떤 이유로 공급충격에 대하여 둔감하였던 무역수지가 최근 들어 상대적으로 민감하여졌을 가능성이 있다. 기간 I에서는 양의 공급충격에 대하여 무역수지가 둔감하

<표 7> 구조충격의 표준편차

	공급충격		수요충격		명목충격		히스테리충격	
	기간 I	기간 II	기간 I	기간 II	기간 I	기간 II	기간 I	기간 II
기본 모형	1.874	1.249	0.901	1.001	1.276	0.719	-	-
변형 모형1	1.674	0.624	2.942	3.585	0.985	0.469	-	-
변형 모형2	1.560	0.610	2.643	2.913	0.520	0.688	0.815	0.383

거나 또는 개선되는 반응을 보였으나 기간 II에서는 확실히 악화되는 모습을 보였다는 앞의 분석결과는 이와 같은 가능성에 대한 방증으로 해석될 수 있다.

그렇다면 그 구조변화의 내용은 무엇이었을까? 무역수지의 공급충격에 대한 충격반응함수의 기간별 차이는 구조변화의 내용을 추론하는데 있어서도 단서를 제공한다. 앞에서 제시된 이론모형 식 (7)에 의하면 공급충격에 대한 국민소득과 무역수지 간의 조건부 장기 상관관계는  $(\xi/\eta) - \beta$  혹은  $\xi - \eta\beta$ 의 부호에 의하여 결정된다. 즉,  $\xi - \eta\beta > 0$  일 경우 두 변수는 공급충격에 대해 장기적으로 양의 상관관계를 보이게 되는 반면,  $\xi - \eta\beta < 0$  일 경우 음의 상관관계를 보이게 된다. 따라서 본 연구의 실증분석 결과를 이론모형의 관점에서 해석한다면 한국 경제에서  $\xi$ (무역수지의 실질환율 탄력성)의 값이 감소하였거나 아니면  $\eta$ (총수요의 실질환율 탄력성) 및  $\beta$ (무역수지의 소득탄력성)의 값이 증가하였다고 할 수 있다. 무역수지의 실질환율 탄력성과 총수요의 실질환율 탄력성은 유사하다고 가정하면(즉, 실질환율의 총수요에 대한 효과는 무역수지를 통한 효과 이외에는 다른 경로가 없다고 하면), 결국 무역수지의 소득탄력성 증가라는 변화가 있었을 가능성이 제기된다. 여기에서 앞의 <표 1>에서 제시된 수입과 GDP의 상관관계는 이와 같은 추론을 간접적으로 지지하는 듯하다. 즉, 1970~80년대까지 한국의 수입이 선진국과는 달리 경기순행적이지 않았으나 1990년대에 이르러 비로소 경기순행적인 것으로 나타나고 있음은 바로  $\beta$ , 즉 무역수지의 소득탄력성이 1990년대 들어 크게 증가하였다는 가설과 부합된다.

만일 1990년대 이후  $\beta$ 의 값이 크게 증가한 것이 사실이라면 그 궁극적인 원인은 어디에 있을까? 한국경제에 광범위하게 적용되어 왔던 수입규제 혹은 할당이 1980년대 말 3저 호황기를 거치면서 크게 완화

되었다는 사실을 상기해 볼 수 있다. 즉, 3저 호황기 이전까지 무역수지 적자가 지속되는 상황에서 한국정부는 외환통제 및 수입규제정책을 강력히 실시하였으며, 따라서 소득변동에 대해 수입 및 무역수지가 반응할 수 있는 여지를 크게 축소시켰던 것으로 해석할 수 있다. 그러나 3저 호황기 이후에는 세계적인 자유화 추세에 따라 외환 및 수입규제 정책이 크게 완화되었으며, 이 과정에서 수입 및 무역수지의 소득에 대한 탄력성이 여타 선진국과 같이 높아지게 되었을 수 있다.

## V. 맺음말

본 연구는 한국의 무역수지가 선진국의 일반적인 패턴과는 달리 1990년대 이전에는 경기순행적이었으나 1990년대 이후 경기역행적으로 변화하였다는 데에 주목하고, 이를 토대로 한국 무역수지의 변동요인으로서 공급충격과 수요측면 충격의 상대적 역할이 어떻게 변모하였는지를 살펴보았다. 본 연구의 구조VAR 분석결과는 특히 공급충격과 무역수지의 관계가 과거와 최근에 있어 차이가 있었음을 보여주었다. 즉, 공급충격에 대한 무역수지의 반응방향이 달라졌을 뿐 아니라 무역수지 변동요인으로서 공급충격의 상대적 역할도 최근 들어 더욱 증대되었다. 본 연구는 이러한 변화가 80년대 후반 3저호황 이후 진전된 외환 및 수입규제정책의 완화 등에 따른 시장메커니즘의 정착 혹은 경제구조변화에 기인하였을 가능성을 제시하였다.



● 참고 문헌 ●

- 김준일, 「경기변동과 GDP Gap」, 『KDI 정책연구』, 1996 봄호, 한국개발연구원, pp.217~270.
- 송욱현, 「한국의 교역조건과 무역수지: 구조적 벡터자기회귀모형을 이용한 분석」, 『경제분석』, 제4권 제2호, 한국은행, 1998, pp.1~27.
- 유병삼, 「수요 및 공급교란이 한국경제에 미치는 영향」, 『금융경제연구』, 제39호, 한국은행, 1992.
- 유병삼, 「소규모 개방경제로서의 한국경제의 경기변동」, 『경제분석』, 제1권 제1호, 한국은행, 1995, pp.96~126.
- Backus, David, Patrick Kehoe, and Finn Kydland, "International Real Business Cycles," *Journal of Political Economy*, Vol. 100, 1992, pp.745~775.
- Backus, David, Patrick Kehoe, and Finn Kydland, "Dynamics of the Trade Balance and the Terms of Trade: The J-Curve?" *American Economic Review*, Vol. 84, 1994, pp.84~103.
- Blanchard, Olivier and Danny Quah, "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Aggregate Supply Disturbances," *American Economic Review*, Vol.79, 1989, pp.655~673.
- Clarida, Richard and Jordi Gali, "Sources of Real Exchange-Rate Fluctuations: How Important are Nominal Shocks?" *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 41, 1994, pp.1~56.
- Danthine, Jean-Pierre and John Donaldson, "Methodological and

- Empirical Issues in Real Business Cycle Theory," *European Economic Review*, Vol. 37, 1993, pp.1~35.
- Elliott, Graham and Antonio Fatas, "International Business Cycles and the Dynamics of the Current Account," *European Economic Review*, Vol. 40, 1996, pp.361~387.
- Glick, Reuven and Kenneth Rogoff, "Global versus Country-Specific Productivity Shocks and the Current Account," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 35, 1995, pp.159~192.
- Faust, Jon and Eric Leeper, "When Do Long-Run Identifying Restrictions Give Reliable Results?" *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 15, 1997, pp.345~353.
- Obstfeld, Maurice and Kenneth Rogoff, "Exchange Rate Dynamics Redux," *Journal of Political Economy*, Vol. 103, 1995, pp.624~660.
- Obstfeld, Maurice and Kenneth Rogoff, "Foundations of International Macroeconomics," The MIT Press, 1996.
- Prasad, Eswar and Jeffery Gable, "International Evidence on the Determinants of Trade Dynamics," *IMF Staff Papers*, Vol. 45, 1998, pp.401~439.
- Prasad, Eswar, "International Trade and the Business Cycle," *Economic Journal*, Vol. 109, 1999, pp.588~606.

<공급충격> <수요충격> <명목충격>  
<공급충격> <수요충격> <명목충격>  
<공급충격> <수요충격> <명목충격>  
<공급충격> <수요충격> <명목충격>  
<공급충격> <수요충격> <명목충격>  
<공급충격> <수요충격> <hysteresis> <명목충격>  
<공급충격> <수요충격> <hysteresis> <명목충격>

<공급충격> <수요충격> <명목충격>  
<공급충격> <수요충격> <명목충격>  
<공급충격> <수요충격> <명목충격>  
<공급충격> <수요충격> <명목충격>  
<공급충격> <수요충격> <명목충격>  
<공급충격> <수요충격> <hysteresis> <명목충격>  
<공급충격> <수요충격> <hysteresis> <명목충격>

————— 실 질 G D P  
..... 실 질 G D P 의 H P Filter

————— H P Filter 된 실질 G D P

————— 무 역 수 지 / 경 상 G D P  
..... 무 역 수 지 / 경 상 G D P 의 H P Filter

————— HP Filter 된 무 역 수 지 / 경 상 GDP