

# 우리나라 교역구조와 환율이 경상수지에 미치는 영향

Effects of Trade Structure and Exchange Rate on Current Account in Korea

김창범(Chang-Beom, Kim)

조선대학교 동아시아경제연구소 연구교수

## 목 차

- |                                 |                         |
|---------------------------------|-------------------------|
| I. 서론                           | IV. 분산분해와 충격반응          |
| II. 선행연구 검토, 모형도입, 공적분관계의<br>검정 | V. 요약 및 정책적 시사점<br>참고문헌 |
| III. 장기균형식, 전향적 이동회귀, 오차수정모형    |                         |

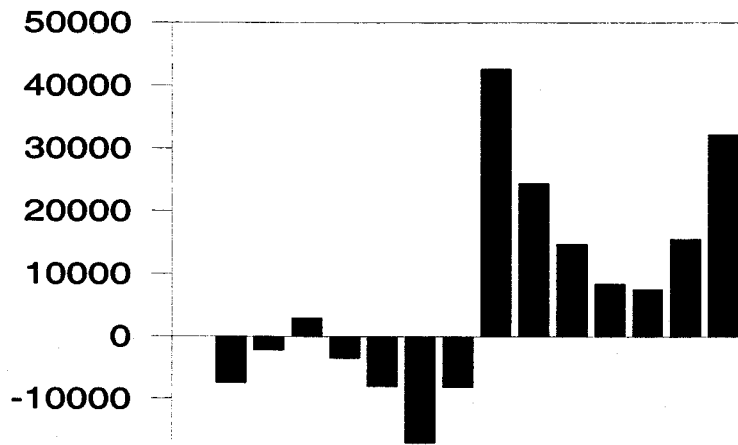
## Abstract

This paper provides an empirical investigation of the determinants of current accounts utilizing an exchange rate (ER), terms of trade (NET), industrial activity (IPI), world import volume (WIM), trade share of the China and Japan (CHIP), proportion of service trade (SERV). The period examined is 1991:1 through 2010:2. It is tested under different cases such as whether variables were cointegrated and whether there was an equilibrium relationship. The result showed that the hypothesis of no cointegrated vector could be rejected at the 5 percent level. The estimated error correction model showed that adjustment speed is fast. This paper also applies impulse-response functions to get additional information by considering the responses of the current account to the shocks of economic variables. The results indicate that current account responds negatively to industrial activity and proportion of service trade, and then decays very quickly.

Key Words : current account, trade structure, exchange rate, service trade

## I. 서론

한국의 경상수지는 1990년 이후 계속 적자를 지속하다가 긴축정책을 사용한 1993년에 일시적으로 개선되었으나, 그 이후 자본자유화로 원화가치의 상승과 확대통화정책으로 경상수지는 계속적으로 악화되었다. 1997년말 IMF의 권고로 인한 긴축통화정책과 원화가치의 하락으로 1998년부터 경상수지는 대폭 개선되었다. 그러나 1999년부터 금융정책이 확대로 전환되면서 흑자폭이 줄어들었다. 2002년부터 2004년까지 꾸준히 개선되었으며, 2005년과 2006년에는 흑자폭이 감소하였다.<sup>1)</sup> 2007년에 일시적으로 경상수지 흑자폭이 확대되다가 2008년말 글로벌 금융위기로 달러가치가 급등하자 2009년에 경상수지 흑자폭이 큰 폭으로 확대되었다.



[그림 1] 우리나라 경상수지의 추이(단위: 백만달러)

경상수지에 대한 연구는 고정환율제도하에서는 국제금융이론 분야에서 비중 있는 연구 주제였으나 변동환율제도가 도입되고 환율이 상대적으로 중요하게 되면서 활발하게 이루어지지 않고 있다. 경상수지 결정요인으로 고전학파는 교역조건 및 환율을, 케인지안은 국민소득 및 환율을 중시하고 있으며, 통화론자들은 단기적으로는 환율이, 장기적으로는 통화량이나 화폐수요가 경상수지를 결정한다고 주장한다.<sup>2)</sup>

한국이 석유파동, IT버블 붕괴, 두 차례의 경제위기와 같은 어려움 속에서도 경제성장을

1) 김정식, “한국의 경상수지 결정요인에 관한 연구”, 『연세경제연구』, 제8권 제1호, 2001, pp.163-182.

2) 윤상규·안동준, “경상수지 결정요인 분석”, 『조사통계월보』, 한국은행, 2008.

지속할 수 있었던 것은 수출을 주축으로 하는 대외부문의 역할이 매우 컸기 때문이다. 그러나 만성적인 서비스수지 적자와 천연자원, 부품소재, 원천기술의 높은 대외의존이 지속되는 가운데 중국과 인도는 빠른 속도로 우리나라를 추격하고 있고, 주요국의 경기침체, 보호무역주의의 확대로 교역환경도 악화되고 있다.

이러한 배경하에서 본고는 공적분 검정, 전향적 이동회귀, 오차수정모형, 충격반응함수와 같은 시계열 기법을 이용하여 교역구조와 환율의 변화가 경상수지에 미치는 영향의 크기와 지속기간을 분석한다.

본고의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ절에서 선행연구를 검토한 후 본고에서 사용하는 모형을 도입하고 변수와 모형의 안정성 검정을 실시한다. 제Ⅲ절에서는 모형이 안정적으로 나타나고 공적분관계가 성립하는 것으로 나타나면 장기균형식과 오차수정모형을 도출하여 구체적인 장·단기 관계를 살펴본다. 제Ⅳ절에서는 분산분해와 충격반응함수를 이용하여 모형내의 변수들이 경상수지에 미치는 방향, 크기, 지속정도를 살펴본다. 그리고 제Ⅴ절에서 결론 및 정책적 시사점을 제시한다.

## Ⅱ. 선행연구 검토, 모형도입, 공적분관계의 검정

### 1. 선행연구검토

경상수지 결정요인에 대한 국외 연구와 국내 연구를 차례로 살펴보면, Bahmani-Oskooee (1992)는 미국의 경상수지를 분석하여 화폐적 요인과 실물적 요인의 상대적 중요성을 밝히고 있다. DeBelle and Faruqee(1996)는 선진국을 대상으로 하여 경상수지가 단기적으로는 교역조건, 실질환율 및 국내수요가 중요한 변수이고, 장기적으로는 교역조건과 경제발전단계가 중요한 변수임을 밝히고 있다. Chinn and Prasad(2003)는 신흥시장국을 대상으로 하여 경상수지가 교역조건과는 정(+)의 관계를 갖지만 경제성장과는 관계가 명확하지 않음을 제시하였다. 그리고 김윤철(1997)은 우리나라의 경상수지가 환율보다는 국내수요와 해외수요에 의해 크게 영향을 받는다고 보았다. 이충렬(1999)는 국내여건보다는 해외경제 여건 변화가 경상수지 변동을 크게 설명하였고, 단기에는 교역조건 충격이 경상수지에 큰 영향을 미치고 있음을 밝히고 있다. 김정식(2001)은 장기에 있어서 경상수지는 화폐적 모형에 의하여 설명될 수 있으며 통화량과 국민소득 그리고 실질환율이 중요한 요인임을 밝히고 있다. 단기적으로는 통화량,

명목환율, 엔/달러환율이 중요한 요인임을 분석하고 있다. 조동철·김준일·김윤기(2001)는 분기별 자료를 이용하여 경상수지가 교역조건과 단기적으로는 정(+)의 관계를 가지나 장기적으로는 불명확하다고 지적하였다. 장동구(2002)는 성장률, 실질환율, 실질수입증가율, 적정 대외부채비율, 적정 외환보유액 등 거시경제의 기초경제변수들을 이용하여 지속가능한 경상수지 적정규모를 파악하였다. 분석 결과 경상수지가 장기적으로 미국과의 상대소득과 인구부양비율은 부(-)의 관계를 보이는 반면 교역조건과 재정수지는 정(+)의 관계를 가짐을 밝히고 있다. 김준태·김용환(2003)은 외환위기 이후 IT 수출입 비중 상승과 외환자유화와 같은 제도적 요인이 경상수지에 큰 영향을 미치고 있음을 분석하였다. 정희석(2006)은 환율의 변동이 경상수지조정에 유효하였는지를 분석하여 새로운 경상수지방정식을 구축하여 제시하였다. 윤상규·안동준(2008)은 경상수지가 기초경제여건 면에서 실질GDP 하락시, 교역조건 개선시, 원/달러 환율 상승시 개선되며, 교역구조면에서는 서비스교역비중 하락시, 대중·대일 무역비중 상승시 개선될 수 있음을 밝히고 있다.

## 2. 모형도입과 안정성 검토

국내의 연구결과들을 종합해 보면 경상수지는 주로 국내수요, 해외수요, 교역조건, 환율 등에 의해 결정된다. 그리고 경상수지의 구조적인 특성을 반영할 수 있도록 우리나라에서 차지하는 중국과 일본의 무역비중과 서비스 교역 비중을 설명변수로 포함시킬 수 있다. 이에 따라 본고는 교역구조와 환율의 변화가 경상수지에 미치는 영향을 살펴보기 위한 모형을 식(1)과 같은 형태로 정의한다. 이론적으로 세계수입물량의 증가, 교역조건 상승, 원/달러 환율 상승, 중국과 일본의 수출비중 증가는 수출증가를 유발하여 경상수지를 개선시킬 수 있으며, 산업생산의 호조와 서비스교역의 비중 확대는 수입증가를 초래해 경상수지를 악화시킬 수 있다.

$$CA_t = \alpha_0 + \alpha_1 IPI_t + \alpha_2 WIM_t + \alpha_3 NET_t + \alpha_4 ER_t + \alpha_5 CHJP_t + \alpha_6 SERV_t + \epsilon_t \dots \dots \dots (1)$$

여기서 경상수지(CA), 산업생산지수(IPI), 세계수입물량(WIM), 순상품교역조건(NET), 원/달러환율(ER), 우리나라 총수출입에서 중국과 일본의 수출입이 차지하는 비중(CHJP), 우리나라 총수출입에서 서비스수입과 지급이 차지하는 비중(SERV)을 나타낸다.<sup>3)</sup> 자료는 한국은행과 IMF의 IFS(International Financial Statistics) CD ROM에서 구하였으며, 자료는 1991년 1월

3) 교역조건, 환율, 산업생산, 세계수입물량은 자연대수를 취하였다.

부터 2010년 2월까지이다.

분석을 시작하기 이전에 먼저 공적분기법을 이용하여 모형이 안정적인가를 살펴보아야 한다. 만약 안정적이지 못할 경우 경상수지와 설명변수들 간에 안정적인 관계가 성립하지 못함으로써 분석결과가 허구적일 가능성이 크기 때문이다. 공적분은 동태적으로 불안정한 시계열간의 균형에 대한 검정이므로 먼저 각 변수들의  $I(d)$  과정에서  $d$ 에 대한 검정이 이루어져야 한다.<sup>4)</sup>

시계열 변수에 대한 단위근 존재유무 검정은 Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin(1992)의 KPSS 검정법을 이용한다.

<표 1> KPSS 단위근검정

	CA	IPI	WIM	NET	ER	CHJP	SERV
수준	0.573	2.005	2.010	1.945	0.964	1.405	0.696
차분	0.031 <sup>a</sup>	0.030 <sup>a</sup>	0.069 <sup>a</sup>	0.130 <sup>a</sup>	0.088 <sup>a</sup>	0.065 <sup>a</sup>	0.263 <sup>a</sup>

주 : 1) Bandwidth는 Barlett kernel를 이용한 Newey-West 방식을 이용하였음.

2) “a”는 5% 유의수준에서 단위근을 갖지 않는다는 귀무가설이 채택됨을 의미함.

<표 1>은 수준변수와 1차 차분변수에 대한 KPSS 단위근검정 결과를 보여주고 있다. 모든 수준변수는 단위근을 갖지 않는다는 귀무가설을 기각하는 반면에, 1차 차분한 시계열자료는 귀무가설의 채택에 완벽하게 성공하고 있다.

다음 단계로 Johansen(1988)<sup>5)</sup>의 다변량 공적분 검정과 GPH(Geweke and Poter-Hudak) 검정 방법<sup>6)</sup>을 이용하여 시계열간의 선형결합에 대한 분석을 실시한다.

Johansen 공적분검정 결과  $\lambda_{trace}$  통계량에 있어서 모두 5% 유의수준에서 귀무가설을 기각시키고 있으며, 적어도 하나의 공적분벡터가 존재한다는 것을 알 수 있다. 또한 분수공적분 검정 결과 모든  $d$  추정치가 0과 다르다는 대립가설에 대해  $d$ 의 추정치가 0과 같다는 귀무가설을 5% 유의수준에서 기각하는 데 성공함으로써 공적분관계 또는 분수공적분관계가 존재

4) 모수원·김창범, “에너지소비와 경제성장의 동태적 인과관계”, 『자원·환경경제연구』, 제12권 제2호, 2003, pp.327-346.

5) 시차길이는 자유도수정(degrees of freedom correction)이 이루어지는 우도비 검정을 이용하여 일반적인 VAR로부터 유의한 최소 시차까지 검정해 내려가는 방법으로 결정한다. 최소시차는 3으로 결정되었다. (모수원, “환율변동성과 무역흐름”, 『무역학회지』, 제26권 제2호, 2001, pp.199-217.)

6) 분수공적분기법의 큰 장점중의 하나는 안정성과 추세회귀성향을 구분해준다는 것이다(Granger and Joyeux, 1980; Hosking, 1981). 즉 시계열의 안정성을 위한 조건은 분수차분계수(degree of fractional differencing:  $d$ )가 0.5보다 작은 경우이다. 그러나  $d$  값이 1보다 작을 경우 시계열에 주어진 예상치 못한 충격은 연이은 상반효과에 의해 결국은 소멸하게 된다. 따라서 이 경우 시계열은 일시적으로 추세를 이탈하나 결국은 회귀하며, 이를 추세회귀성향이라 한다. (모수원, “발달유일의 불평등과 인과성”, 『해운물류연구』, 제54호, 2007, pp.1-21.)

한다는 것을 알 수 있다. 모든 경우에 있어서  $d < 1$ 의 대립가설이 받아들여짐으로써  $d$  추정치가 0과 1사이에서 위치하여 시계열이 정상으로 수렴하는 경향을 보여주고 있다.

〈표 2〉 공적분검정

Johansen검정( $\lambda_{trace}$ 통계량)							
	$r=0$	$r \leq 1$	$r \leq 2$	$r \leq 3$	$r \leq 4$	$r \leq 5$	$r \leq 6$
VAR(3)	164.70b	102.98	88.80	63.87	42.91	25.87	12.51
GPH검정							
Power	0.500	0.525	0.550	0.575	0.600		
$d(d=0)$	0.427** (2.613)	0.541** (2.281)	0.376** (3.335)	0.364** (3.733)	0.365** (4.046)		
$d=1$	0.004**	0.011**	0.000**	0.000**	0.000**		

- 주: 1) 'b'는 5% 수준에서 공적분 관계가 존재하지 않는다는 귀무가설이 기각됨을 의미함.
- 2) VAR의 괄호 안의 숫자는 시차를 의미함.
- 3) 괄호안의 숫자는  $d=0$ 이라는 귀무가설에 대한  $t$  통계량을,  $d=1$ 은  $d < 1$ 이라는 대립가설에 대해  $d=1$ 이라는 귀무가설에 대한 유의수준을 나타냄.
- 4) '\*\*'는 5% 수준에서  $d=0$ 이라는 귀무가설이 기각됨을 의미함.

### III. 장기균형식, 전향적 이동회귀, 오차수정모형

본고에서 도입하는 모형이 안정적임으로써 허구적 회귀 가능성을 배제하는 것으로 나타남에 따라 장기균형식과 오차수정모형을 이용하여 경상수지가 설정된 변수들에 의해 어떠한 영향을 받는가에 대해 추정한 결과가 <표 3>과 <표 4>에 제시되어 있다.

〈표 3〉 장기균형식의 추정

$$CA_t = -0.698 - 0.0771PI_t + 0.065NET_t + 0.074ER_t + 0.109WM_t - 0.279SERV_t + 0.207CHJP_t$$

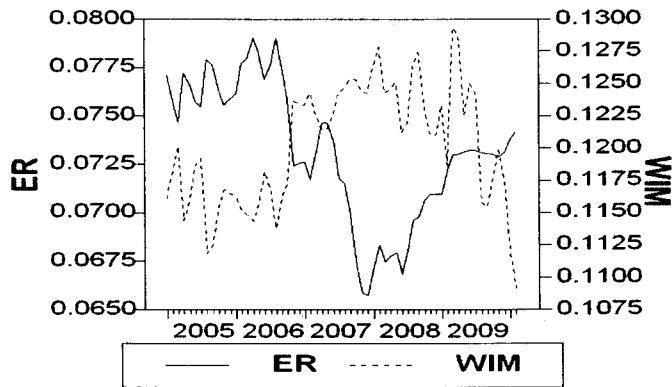
(-6.10)      (5.59)      (12.3)      (7.79)      (-5.51)      (4.28)

주: 괄호 안의 숫자는  $t$  통계량을 의미함.

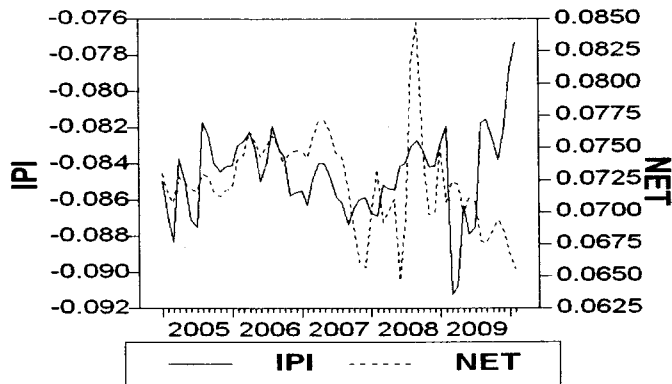
예상한 대로 장기균형식을 도출한 결과에서 국내경기의 호조와 서비스무역 비중의 확대는

경상수지의 악화를, 환율상승, 교역조건 개선, 세계수입물량의 증가, 중국과 일본의 무역비중 확대는 경상수지의 개선시키는 것으로 나타났다. 경상수지에 미치는 영향은 서비스무역의 비중>중국과 일본의 교역비중>세계수입물량>국내경기>환율>교역조건 순으로 분석되었다.

이제 시간이 흐름에 따른 변수들의 설명력 변화를 살펴보기 위하여 전향적 이동회귀(rolling regression)를 실시한다. 2004년 12월까지 추정된 후 2005년 1월의 계수를 도출하고 또 다시 2005년 1월까지 추정된 후 2005년 2월의 계수를 도출한다. 이 과정은 2010년 2월까지 계속된다. [그림 2]-[그림 4]에 전향적 이동회귀의 분석 결과가 제시되어 있다. 2008년 하반기 이후 서비스 무역과 환율의 영향력이 확대되어 가고 있다.7)

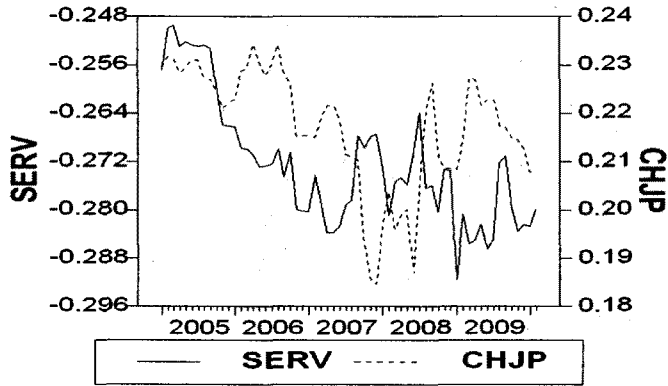


[그림 2] 전향적 이동회귀: ER과 WIM



[그림 3] 전향적 이동회귀: IPI와 NET

7) 구체적인 결과는 <부표 1>에 제시되어 있다.



[그림 4] 전향적 이동회귀: SERV와 CHJP

그리고 오차수정항이 1%에서 음의 부호로 유의함으로써 공적분관계가 존재함을 증명할 뿐만 아니라 공적분 방정식에서 변수들 간에 균형관계가 성립하고 있음을 보여주고 있다.<sup>8)</sup>

<표 4> 오차수정모형의 결과

$$\Delta CA_t = -0.0001 - 0.1394\Delta CA_{t-1} + 0.0891\Delta IPI_{t-1} - 0.0520\Delta WZM_{t-1} + 0.1640\Delta SERV_{t-1} - 0.7128z_{t-1}$$

(-0.15)      (2.05)      (2.61)      (-2.03)      (2.96)      (-9.06)

결정계수: 0.308    F 값: 19.78(0.000)

주: 계수 밑의 괄호 안의 숫자는 t통계량을, F값 옆의 괄호 안의 숫자는 유의수준을 의미함.

또한 오차수정항의 계수는 경상수지의 실제치와 균형치 간의 괴리가 매월 제거되거나 수정되는 비율을 나타내므로 매월 71.3%의 속도로 장기균형으로 매우 빠르게 수렴되고 있음을 알 수 있다. 단기적으로는 산업생산, 세계수입물량, 서비스무역의 비중이 중요한 요인임을 알 수 있다.

8) 오차수정모형에서 각 설명변수의 시차는 처음에 4로 하여 추정한 후 유의하지 않은 설명변수는 제거해 나가는 General-to-specific 기법으로 결정하였다.



#### IV. 분산분해와 충격반응

이제 경상수지가 모형을 구성하는 변수들에 의해 어느 정도 설명될 수 있는가와 이들 변수에 일정한 충격을 가할 경우 반응경로를 살펴본다.<sup>9)</sup> 먼저 설명변수들의 영향력을 비교평가하기 위하여 예측오차의 분산분해를 실시한다.

<표 5> 예측오차의 분산분해

Step	CHJP	SERV	WIM	ER	IPI	NET	CA
1	0.051	7.371	8.046	5.611	2.861	0.018	76.042
2	0.929	7.384	9.641	8.183	2.236	0.020	71.608
3	1.669	7.127	9.755	10.727	2.061	0.027	68.634
4	1.971	6.946	9.470	13.118	2.027	0.078	66.389
5	1.998	6.838	9.176	15.258	2.034	0.174	64.522
6	1.947	6.774	8.963	17.095	2.048	0.305	62.869
7	1.943	6.739	8.823	18.622	2.057	0.453	61.362
8	2.042	6.721	8.731	19.862	2.059	0.606	59.980
9	2.247	6.711	8.661	20.857	2.054	0.754	58.716
10	2.542	6.704	8.599	21.651	2.043	0.890	57.569

<표 5>는 경상수지에 대한 예측오차의 분산분해를 보여준다.<sup>10)</sup> 제 10예측단계에서는 자체 교란에 의해서 57.57% 설명되고 산업생산, 세계수입물량, 교역조건, 환율, 중국과 일본의 교역비중, 서비스무역의 비중이 각각 2.043%, 8.599%, 0.890%, 21.65%, 2.542%, 6.704% 설명됨으로써 경상수지가 이들 변수들의 분산에 의해 상당한 영향을 받는다는 것을 보여주고 있다.

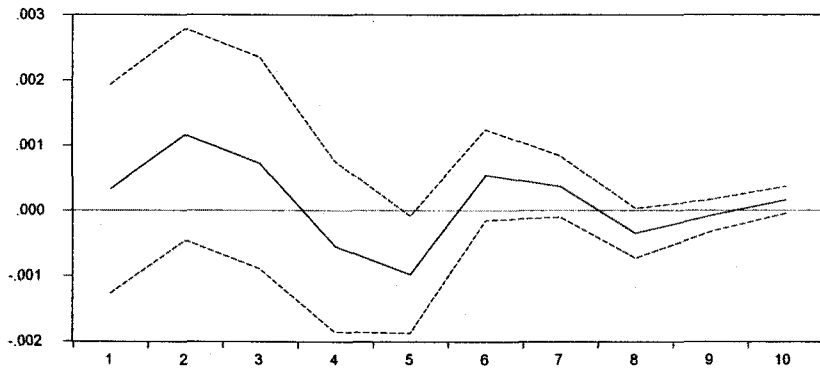
이러한 분산분해의 결과를 시각적으로 살펴봄과 동시에 그 반응경로를 파악하기 위하여 충격반응함수를 이용한다.<sup>11)</sup> <그림 5>-<그림 10>은 경기, 세계수입물량, 교역조건, 환율, 중국과 일본의 교역비중, 서비스무역의 비중의 충격에 대한 경상수지의 반응을 보여주고 있다. 경기 충격 이후 1개월에 상승하여 -0.00222에 도달한 후 2개월-5개월에 걸쳐 경상수지는 악화되고 있다. 교역조건 충격과 환율 충격에 대해서는 1개월-3개월에는 개선 반응을 보인 후

9) VAR모형의 최적시차는 SIC(Schwarz Information Criterion) 기준 최소시차 1로 결정되었다.

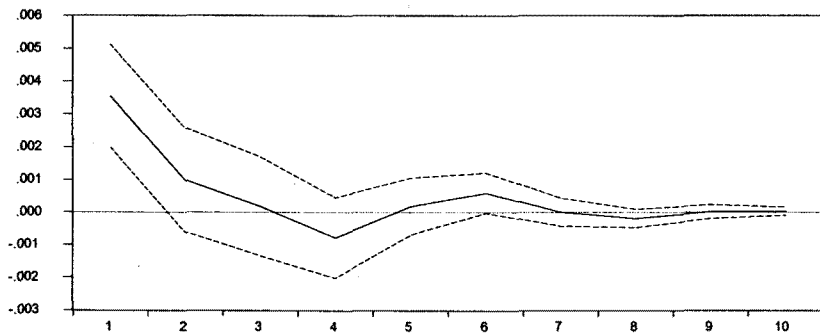
10) 분산분해는 변수의 순서에 따라 결과가 민감하기 때문에 외생성이 높은 순서로 변수를 나열하였다.

11) VAR모형의 충격반응 분석은 차분변수를 이용하였으며, 오차수정항이 포함되었다.

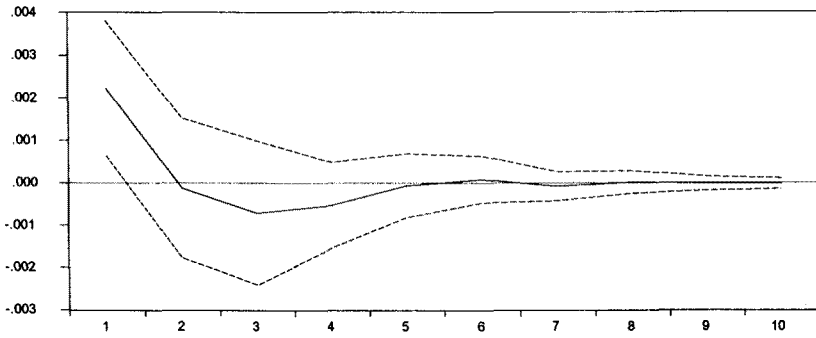
4개월 이후 그 효과가 거의 소멸되고 있다. 세계수입물량 충격과 서비스교역 충격에 대해서는 1개월에 가장 큰 반응을 보인 후 2개월 이후에는 그 효과가 거의 소멸되고 있다. 중국과 일본의 교역 충격에 대해서는 2개월에 가장 큰 반응을 보인 후 6개월 이후에는 그 효과가 거의 소멸되고 있다.



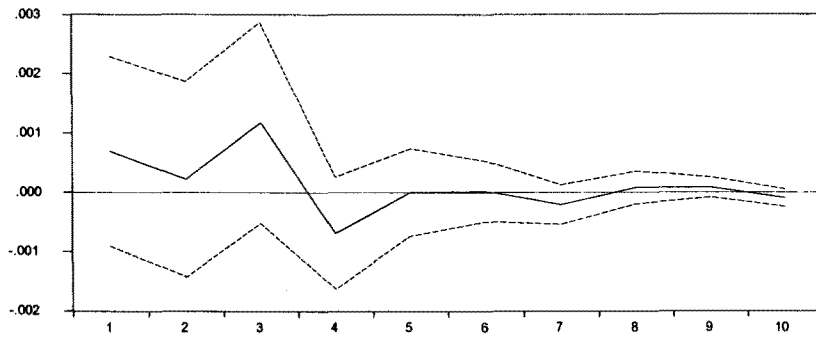
[그림 5] 충격반응:  $\Delta CHJP$



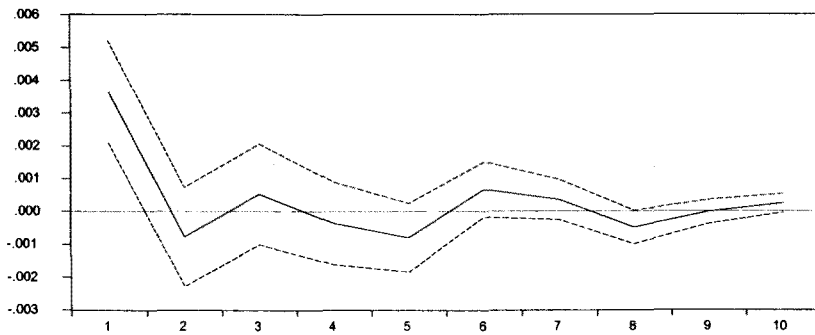
[그림 6] 충격반응:  $\Delta ER$



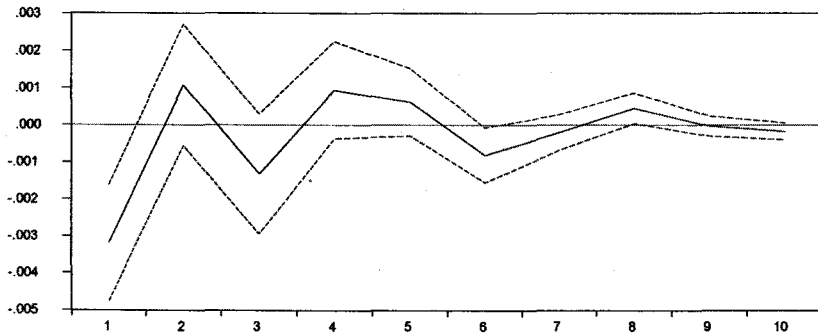
[그림 7] 충격반응:  $\Delta IPI$



[그림 8] 충격반응:  $\Delta NET$



[그림 9] 충격반응:  $\Delta WIM$

[그림 10] 충격반응:  $\Delta SERV$ 

## V. 요약 및 정책적 시사점

본고는 교역구조와 환율의 변화가 경상수지에 미치는 영향을 분석하는 데 연구의 목적을 두었다. 먼저 Johansen검정을 이용하여 살펴본 결과 적어도 하나의 공적분관계가 존재하는 것으로 나타났다. 이에 장기균형식을 추정한 결과 국내경기의 호조와 서비스무역 비중의 확대는 경상수지의 악화를, 환율상승, 교역조건 개선, 세계수입물량의 증가, 중국과 일본의 무역비중 확대는 경상수지의 개선시키는 것으로 나타났다. 경상수지에 미치는 영향은 서비스무역의 비중>중국과 일본의 교역비중>세계수입물량>국내경기>환율>교역조건 순으로 분석되었다. 또한 예측오차의 분산분해 결과 제 10예측단계에서는 환율, 세계수입물량, 서비스무역의 비중의 설명력이 높게 나타남을 확인할 수 있었다. 이러한 실증분석 결과를 바탕으로 정책적 시사점을 제시하면 다음과 같다.<sup>12)</sup>

첫째, 국제사회에서 정치·경제·환경 문제에 대해 적극적인 역할을 수행함으로써 국가 위상 제고 및 국가 브랜드가치를 제고해야 한다. 둘째, 외환위기의 경험이 있는 우리나라는 경상수지 적자 지속으로 인해 외채가 누적되는 것을 경계해야 한다. 단기적으로 경상수지를 개선시키려는 노력보다는 서비스 산업경쟁력 개선을 통해 서비스수지를 개선해야 한다. 구체적으로 기술력 제고 측면에서 과학기술 부문 인재 육성, 기업들의 연구개발 역량 강화, 고부가가치 서비스부문에 대한 인적자본 투자 확대가 필요하다. 규제완화 측면에서 범정부 규제현

12) 박종규(2006), 이근태(2008), 김민정(2009), 한국은행 조사국(2009)를 참조하였음.

황 데이터 베이스를 구축하고 규제의 비용과 편익에 대한 평가를 명확히 하여 지속적인 규제개혁의 기반을 마련해야 한다. 국내교육시스템의 만족도 제고 측면에서 공교육의 공적부담률을 높이고 사교육비 부담을 경감해야 한다. 셋째, 글로벌 불균형 차원에서 환율하락이 지속되더라도 생산성을 더욱 향상시켜 수출품의 부가가치를 높이고 원자재 및 중간재의 수입 의존도를 더 낮춰 수출 증가세와 경상수지 흑자를 유지하여야 한다. 넷째, 이종 산업간의 결합을 활용한 융합 기술 및 융합 녹색 상품 개발과 이를 통한 수출경쟁력 제고가 필요하다. 구체적으로 한국의 주요 수출품목 산업과 다른 산업 영역의 결합기술개발을 통한 신기술 융합 상품 개발 및 수출경쟁력 제고가 필요하다. 그리고 기후 변화협약에 따른 녹색 기술개발을 통한 기존 산업의 경쟁력을 강화하고 융합 녹색 상품 개발을 촉진하여 기존 산업의 친환경화를 추진해야 한다. 다섯째, 수출지역 다변화가 필요하다. 성장 잠재력이 높은 중동, 남미, 인도, 인도네시아 등의 신흥 지역에 대한 수출마케팅을 강화하여 각국의 실정에 맞는 차별화된 수출 전략이 필요하다. 여섯째, 장기적으로는 실제 경상수지가 균형 경상수지 수준에서 크게 벗어나지 않도록 관리하는 방향으로 환율정책을 수립해야 한다.

본 논문은 교역구조와 환율을 고려하여 경상수지의 결정요인을 분석하였는데, 차후 연구에서는 불확실성과 같은 변수를 추가하여 분석함으로써 모형이 갖는 한계점을 극복하고자 한다.

## 참 고 문 헌

- 김민정, “국내 수출 구조의 취약성과 극복 과제”, 『경제주평 09-42』, 현대경제연구원, 2009.
- 김윤철, “경상수지의 변동요인 분석과 시사점”, 『조사통계월보』, 한국은행, 1997.
- 김준태·김용환, “경상수지 결정요인별 영향력 변화 분석”, 『조사통계월보』, 한국은행, 2003.
- 김정식, “한국의 경상수지 결정요인에 관한 연구”, 『연세경제연구』, 제8권 제1호, 2001, pp.163-182.
- 모수원, “발틱운임의 불편성과 인과성”, 『해운물류연구』, 제54호, 2007, pp.1-21.
- 모수원·김창범, “에너지소비와 경제성장의 동태적 인과관계”, 『자원·환경경제연구』, 제12권 제2호, 2003, pp.327-346.
- 모수원, “환율변동성과 무역흐름”, 『무역학회지』, 제26권 제2호, 2001, pp.199-217.
- 박종규, “경상수지와 환율”, 제15권 제20호, 『주간금융브리프』, 2006, pp.3-8.
- 이근태, “경상수지 흑자 기조 지속 어렵다”, 『LG Business Insight』, 2008, pp.19-31.

- 이덕호, “WTO 환경 하에서 국내 환율결정요인에 대한 실증분석”, 『통상정보연구』, 제8권 제4호, 2006, pp.1-18.
- 이충렬, “벡터오차수정모형을 이용한 한국의 경상수지 변동요인에 관한 연구”, 『경제학연구』, 제47집 제2호, 1999, pp.3-29.
- 윤상규·안동준, “경상수지 결정요인 분석”, 『조사통계월보』, 한국은행, 2008.
- 장동구, “경상수지의 장기적 결정요인과 전망”, 『금융경제연구』, 제37호, 한국은행 금융경제연구원, 2002.
- 정희석, “경상수지와 환율의 관계에 관한 실증연구”, 『기업경영연구』, 제13권 제2호, 2006, pp.165-174.
- 조동철·김준일·김윤기, “교역조건 변화의 거시경제 파급효과: 상대가격과 경상수지의 반응을 중심으로”, 『정책연구시리즈 2001-7』, 한국개발연구원, 2001.
- 최창열·함형범, “금융통상환경 변화와 한중일 환율 동조화 분석”, 『통상정보연구』, 제12권 제1호, 2010, pp.153-175.
- 한국은행 조사국, 「우리나라의 경상수지-구조 분석 및 개선방안을 중심으로」, 2009.
- Bahmani-Oskooee, M., “What are the Long-Run Determinants of the U.S. Trade Balance,” *Journal of Post Keynesian Economics*, Vol.15, 1992, pp.85-97.
- Chinn, M.D. and Prasad, E.S., “Medium-Term Determinants of Current Accounts in Industrial and Developing Countries: an Empirical Exploration”, *Journal of International Economics*, Vol.59, 2003, pp.47~76.
- Debelle, G. and Faruqee, H., “What Determines the Current Account?: a Crosssectional and Panel Approach,” *IMF Working Paper*, No.58, 1996.
- Dickey, D.A., and Fuller, W.A., “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root,” *Journal of the American Statistical Association*, Vol.74, 1979, pp.427-431.
- Engle, R.F., and Granger, C.W.J., “Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing,” *Econometrica*, Vol.55, 1987, pp.251-276.
- Fuller, W.A, *Introduction to Statistical Time Series*, New York, Wiley, 1976.
- Goldstein, M., Khan, M.S. and Officer, L.H., “Prices of Tradable and Nontradable Goods in the Demand for Total Imports,” *Review of Economics and Statistics*, Vol.62, 1980, pp.190-199.
- Granger, C.W.J and R. Joyeux, “An Introduction to Long Memory Time Series Models and Fractional Differencing,” *Journal of Time Series Analysis*, Vol.1, 1980, pp.15-39.

---

Johansen, S., "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.12, 1988, pp.231-254.

Osterwald-Lenum, M., "A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.54, 1992, pp.461-471.

Kwiatkowski, D., P.C.B. Phillips, P.J. Schmidt and Y. Shin, "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure are we that Economic Time Series Have a Unit Root," *Journal of Econometrics*, Vol.54, 1992, pp.159-178.

<http://www.bok.or.kr>

〈부표 1〉 전향적 이동회귀

연도	IPI	NET	ER	WIM	SERV	CHJP
2007:7	-0.086	0.075	0.072	0.124	-0.279	0.212
2007:8	-0.086	0.074	0.072	0.125	-0.278	0.211
2007:9	-0.087	0.072	0.070	0.125	-0.268	0.210
2007:10	-0.086	0.069	0.067	0.125	-0.270	0.194
2007:11	-0.086	0.066	0.066	0.124	-0.268	0.185
2007:12	-0.086	0.066	0.066	0.124	-0.267	0.185
2008:1	-0.087	0.07	0.067	0.126	-0.273	0.197
2008:2	-0.087	0.073	0.068	0.128	-0.281	0.204
2008:3	-0.085	0.069	0.067	0.124	-0.275	0.196
2008:4	-0.085	0.070	0.068	0.125	-0.275	0.199
2008:5	-0.085	0.071	0.068	0.125	-0.276	0.200
2008:6	-0.084	0.065	0.067	0.121	-0.270	0.187
2008:7	-0.084	0.07	0.068	0.122	-0.264	0.204
2008:8	-0.083	0.081	0.070	0.126	-0.276	0.221
2008:9	-0.083	0.085	0.070	0.127	-0.276	0.226
2008:10	-0.083	0.075	0.071	0.123	-0.28	0.211
2008:11	-0.084	0.070	0.071	0.121	-0.273	0.209
2008:12	-0.084	0.070	0.071	0.121	-0.274	0.209
2009:1	-0.083	0.075	0.071	0.123	-0.292	0.208
2009:2	-0.082	0.071	0.072	0.119	-0.281	0.214
2009:3	-0.091	0.072	0.073	0.129	-0.286	0.227
2009:4	-0.091	0.072	0.073	0.129	-0.285	0.227
2009:5	-0.086	0.070	0.073	0.123	-0.282	0.222
2009:6	-0.088	0.071	0.073	0.125	-0.286	0.223
2009:7	-0.087	0.071	0.073	0.124	-0.285	0.223
2009:8	-0.082	0.068	0.073	0.116	-0.272	0.217
2009:9	-0.082	0.068	0.073	0.115	-0.271	0.217
2009:10	-0.083	0.069	0.073	0.118	-0.28	0.215
2009:11	-0.084	0.069	0.073	0.120	-0.283	0.214
2009:12	-0.082	0.069	0.073	0.117	-0.282	0.213
2010:1	-0.079	0.067	0.074	0.112	-0.283	0.208
2010:2	-0.077	0.066	0.074	0.109	-0.280	0.208