

무역보험과 환위험이 수출에 미치는 영향

Effects of the Trade Insurance and Exchange Risk on Export: The Experience of Korea

김창범(Chang-Beom Kim)

조선대학교 동아시아경제연구소 연구교수

목차

- | | |
|-------------------------|-------------|
| I. 서론 | VI. 요약 및 결론 |
| II. 선행연구의 검토 | 참고문헌 |
| III. 무역보험과 환율변동성의 추이 | 부록 |
| IV. 모형도입, 안정성 검증 그리고 추정 | ABSTRACT |
| V. 분산분해와 충격반응 | |

국문초록

본고에서는 무역보험과 환위험이 우리나라의 수출에 미치는 영향을 분석하였다. 먼저 공적분 검정을 통해 적어도 하나의 공적분 벡터가 존재하는 것을 확인하였고, CCR, DOLS, FMOLS와 같은 공적분 벡터식과 오차수정모형을 추정하였다. 설정된 모형 내 변수들이 수출에 미치는 영향의 방향이 무역보험, 세계경기, 상대가격, 는 양(+)으로, 환위험과 실업률은 음(-)으로 나타났다. 또한 모형1의 오차수정 모형의 경우 단기 불균형에서 균형으로의 조정역할은 세계경기과 상대가격이 하고 있으며, 모형2의 오차수정모형의 경우 단기 불균형에서 균형으로의 조정역할은 환율변동성이 수행하고 있는 것으로 분석되었다. 다음으로 충격반응분석 결과 모형1과 모형2에서 무역보험 충격에 대한 수출의 반응은 충격을 받은 시점에서 2개월까지는 상승하고, 이후에는 상승세가 둔화되면서 상승효과가 소멸되는 것으로 나타났다. 모형2에서 환율변동성 충격에 대한 수출의 반응은 충격을 받은 시점에서 4개월이 되는 시점에서 가장 큰 폭으로 하락하고 빠른 속도로 감소하고 있음을 알 수 있었다. 결과적으로 우리나라의 경우 무역보험은 수출촉진을 위한 무역정책의 역할을 수행하며, 환율변동성 확대는 환위험을 증가시켜 수출을 위축시키는 것으로 나타났다. 따라서 무역보험의 정책적 지원이 확대되어야 하며, 외환시장의 다변화와 거래 규모 확대가 필요하다.

주제어 : 무역보험, 환위험, 수출, DOLS, FMOLS, 충격반응

I. 서론

무역보험제도는 수출기업이 물품을 수출하고 수출대금을 지급받지 못하거나, 수출금융을 제공한 금융기관이 대출금을 회수하지 못하는 손실을 보상해주는 정책보험제도로 비상위험과 신용위험을 보장한다.¹⁾ 무역보험의 지원은 기업의 수출 유발, 생산 증가, 부가가치 및 고용 유발의 경로로 국민경제에 영향을 준다. 최근 연구결과²⁾ 무역보험 파급효과는 수출유발 38조원, 부가가치 유발 25조원, 고용유발 30만명으로 추정되었다.

통상적으로 환율변동성이 확대³⁾되어 환위험이 증가하면 수출은 위축되고, 기업들은 환위험을 회피할 수 있는 방법을 찾게 된다. 그러나 중소기업들이 선물환, 스왑, 옵션과 같은 파생금융상품들을 이용하기에는 상당히 제한적이다. 환위험은 기업의 수익에 대한 불확실성을 증가시켜 미래의 현금흐름에 영향을 미치고, 나아가 개별기업의 가치뿐만 아니라 그 기업이 속한 산업의 조직과 경쟁구조 등에 변화를 초래하고 있다. 경제 전체적으로도 파생금융상품 수지가 큰 폭의 적자를 기록하고 있는 등 외환위험 관리의 중요성이 날로 부각되고 있다. 개별기업 입장에서는 이러한 환위험 노출을 적절히 관리하고 대응함으로써 수출채산성을 보전하고 미래 현금흐름의 불확실성을 축소 또는 제거하는 것이 중요한 사업전략 이슈로 부각되고 있으며, 정부 차원에서는 적절한 환위험 관리를 통해 경제주체들의 의사결정 과정에서 나타나는 환위험관련 불확실성을 제거하는 것이 중요한 정책목표가 되고 있다.⁴⁾

무역보험과 수출의 관계에 대한 연구는 국내외에서 활발히 연구되고 있는데, 분석기간, 분석대상국, 분석방법에 따라 일관된 결론을 도출하지 못하고 있다. 대부분의 선행연구가 세계경기, 환율, 상대가격, 실업률과 같은 변수를 수출공급함수를 구성한 후 무역보험이 수출에 미치는 영향을 분석하고 있다. 변동환율제도 이후 수출에 영향을 줄 수 있는 중요한 요인인 환율변동성을 포함시켜서 분석한 연구는 미흡한 실정이다. 따라서 본고에서는 환율변동성과 무역보험 인수액을 포함한 수출함수를 구성한 후 환위험과 무역보험이 수출에 미치는 영향의 크기, 방향, 지속기간을 분석한다.

1) 한국무역보험공사의 웹사이트(www.ksure.or.kr)를 참조하였음.

2) 한국무역보험공사·대외경제정책연구원, 『무역보험의 국민경제 기여도 분석』, 2011년 1월 31일자 보도자료.

3) 우리나라는 외환위기 이후 자유변동환율제도가 시행되고 자본자유화가 진전되면서 원/달러 환율변동성이 크게 확대되었다.

4) 김수동의 3인, 2010, pp.123-128.

II. 선행연구의 검토

Dewit(1996)은 수출보험을 수출보험 보조금으로 규정하고 이러한 수출보험이 국제무역에 미치는 영향에 대해 분석하였다. 분석결과 수출보험이 국제무역시장에서 위험을 분산하는 역할에 의해 국제무역을 증가시키는 것으로 나타났다. Mah(2006)는 시계열분석 방법으로 일본에서 수출보험이 수출을 촉진하는지의 여부에 대해 분석하였다. 수출상대가격은 탄력성은 통계적으로 유의한 0.8-1.0의 값을 갖는 것으로 나타났으며, 국내수요압력은 통계적으로 유의하지 않았다. 그리고 일본의 수출보험은 수출을 촉진하는데 기여하지 않은 것으로 분석하였다. 박현희(1999)는 시계열 분석방법을 이용하여 수출보험이 수출에 미치는 영향을 분석하였다. 분석결과 수출보험이 수출에 미치는 영향은 크지 않았다는 것과 수출보험이 수출가격에 미미한 수준의 영향을 미침을 밝히고 있다. 그러나 수입물가지수와 환율의 변화는 통계적으로 유의하게 수출에 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 김억현·이수일(2002)은 1980년부터 1999년까지의 연간자료를 이용하여 한국과 미국의 수출보험이 수출에 미치는 영향을 분석하였다. 분석결과 두 국가 모두에서 수출보험인수액이 수출에 정(+)의 영향을 주었으며, 미국의 경우에는 두 변수간에 유의성이 떨어진 것으로 나타났다. 이시영·양지환·전성희(2001)는 1990년부터 1997년까지의 총 750개 국가의 국가별 총수출액, 총수출보험 인수실적, GDP를 합동 데이터로 작성하여 한국수출보험제도의 역할과 국가위험도를 분석하였다. 분석결과 수출보험은 무역거래비중을 줄여 수출을 촉진시키며, 기존연구에 비해 상대적으로 높은 수출보험탄력도가 추정되었으며, 수출보험의 국가그룹별 수출에 미치는 영향은 저위험국가가 고위험국가보다 더 크다는 결과가 추정되었다. 김세영·이서영(2004)은 1990년부터 2002년까지의 분기별 자료에 대해 벡터자기회귀 모형을 이용하여 수출보험이 수출에 미치는 영향을 분석하였다. 충격반응함수 결과 수출보험인수액의 충격에 대해 수출이 4분기까지 점진적으로 상승 반응을 보이고, 그 이후에는 상승세가 둔화되면서 상승효과가 소멸되는 것으로 나타났다. 이서영·홍선의(2008)은 시계열 분석을 이용하여 한국과 일본의 수출보험과 수출촉진에 관한 연구를 수행하였다. 한국의 오차수정모형 추정 결과에서 수출상대가격과 실업률이 통계적으로 유의하지 않았으며, 수출보험의 손해율은 유의한 것으로 나타났다. 그러나 일본의 경우는 수출보험의 손해율과 수출상대가격은 유의하지 않았으며, 실업률만이 유의한 것으로 나타났다.

Ⅲ. 무역보험과 환율변동성의 추이

1. 무역보험의 추이

종목별 무역보험 인수실적이 <표 1>에 제시되어 있다. 단기수출보험은 2007년까지는 소폭 증가하다가 외환위기 이후 기업들의 비상위험과 시장위험이 증가함에 따라 무역보험의 인수실적이 크게 증가하고 있음을 알 수 있다. 농수산물수출보험과 해외사업금융보험의 인수실적은 2009년부터 빠르게 증가하고 있다. 환변동보험은 2005년부터 2007년까지는 꾸준한 증가세를 보이다가 2008년과 2009년에 감소추세를 보인 후 2010년에 다시 증가하고 있다. 또한 환변동보험 환수금과 보험금을 살펴보면, 환율이 하향 안정화되었던 2007년까지 1조 4000억원의 보험금 지급을 통해 수출기업의 환손실을 보전해 주었으나, 2008년 금융위기에 따른 환율급등으로 2008년부터 2009년간 환수금이 급증하였다가 최근에 와서야 다소 안정화되고 있다.

<표 1> 종목별 무역보험 인수실적(단위: 10억원)

보험종목	년도	1969년-2003년	2004년	2005년	2006년	2007년	2008년	2009년	2010년
단기수출보험		208,098	49,946	53,785	60,692	65,240	94,674	144,215	161,837
농수산물수출보험		295	6	7,487	13	13	18	156	484
수출신용보증		14,480	1,540	1,428	1,315	1,159	1,562	5,963	6,196
중장기수출보험		13,629	898	1,977	2,617	4,804	9,041	2,561	4,517
해외공사보험		2,146	31	440	237	872	2,159	195	1,716
해외투자보험		2,142	80	64	131	481	982	637	2,071
수출보증보험		11,270	1,491	999	1,324	1,734	5,218	6,012	5,118
환변동보험		16,137	6,977	12,360	16,270	16,979	14,525	1,408	2,704
서비스종합보험*		-	-	14	57	112	189	885	75
부품소재신뢰성보험**		1,051	1,577	1,811	7	6	5	5	10

주) '*'는 기존 지식서비스 수출보험 폐지 후 신설된 종목이며, '**'는 기존 신뢰성보험의 명칭이 변경됨.
자료) 한국무역보험공사, 『무역보험』, 01-02호(165), 2011.

<표 2> 환변동보험 환수금 및 보험금 현황(단위: 억원)

		2005년 이전	2006	2007	2008	2009	2010	계
환수금	선물환	1,590	270	432	13,682	8,375	668	25,017
	입찰	137	3	17	2,290	4,378	1,912	8,737
	계	1,727	273	449	15,972	12,753	2,580	33,754
보험금	선물환	4,664	1,334	851	313	473	385	8,020
	입찰	2,629	2,469	1,634	178	-	-	6,910
	계	7,293	3,803	2,485	491	473	385	14,930

주) 2010년 통계는 9월까지임.

자료) 한국무역보험공사의 웹사이트(<http://www.ksure.or.kr>); 김수동외 3인, 2010, pp.134-135.

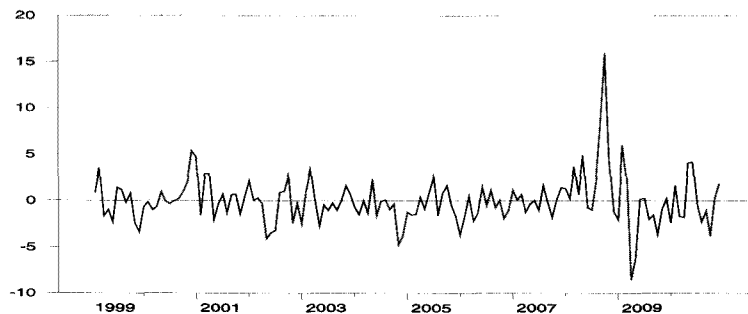
2. 환율변동성의 추이

환율변동성은 Bollerslev(1986), Engle, Lilien and Robins(1987)의 GARCH(1, 1) 모형에서 산출되는 조건부 이분산으로 추정하였다. <표 3>의 결과는 분산방정식의 계수들의 합이 1보다 작아 추정식이 안정적이나, 계수들의 합이 1에 근접하여 현재의 변동성 충격이 장래에도 지속적으로 영향을 줄 수 있음을 보여주고 있다.

<표 3> GARCH모형의 추정

<p>평균방정식: $\Delta USDKRW_t = -0.196 + 0.269\Delta USDKRW_{t-1}$ (-1.05) (2.35)</p> <p>분산방정식: $\sigma_{ut}^2 = 0.866 + 0.253\epsilon_{t-1}^2 + 0.575\sigma_{ut-1}^2$ (1.86) (1.83) (3.24)</p>
--

주) $\Delta USDKRW$ 은 원/달러 환율의 로그 차분치이며, 괄호 안의 숫자는 t값을 의미함.



[그림 1] 환율변동성의 추이

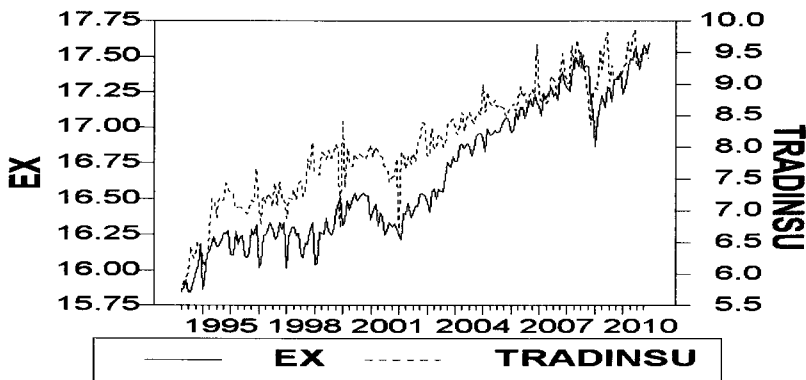
<그림 1>은 외환위기 이후 환율변동성의 추이를 보여주고 있다. 원/달러 환율변동성은 외환위기 이후 안정되었다가 소폭 확대되는 국면이 반복되는 양상을 보였다. 그러다가 글로벌 금융위기 이후 환율변동성이 2008년 10월부터 2009년 7월까지 급격히 확대되었고 그 이후 안정됨을 알 수 있다. 이처럼 글로벌 금융위기 이후 변동성이 크게 확대되었는데 이는 다른 나라에 비해 상대적으로 높은 수준이다.

이것은 높은 자본이동 자유화 정도에 비해 상대적으로 작은 외환시장 규모, 외부충격이 발생할 때 채무불이행 또는 외환위기 경험이 있는 국가의 위험도가 그렇지 않은 국가에 비해 상대적으로 큰 폭으로 상승할 수 있다는 낙인효과(stigma effect)에 기인한다. 구체적으로 채무불이행 또는 외환위기 경험국의 CDS 프리미엄이 그렇지 않은 국가들에 비해 높은 수준이었으며 이러한 현상은 특히 CDS 프리미엄의 상승기에 확연하게 나타난다.⁵⁾

IV. 모형도입, 안정성 검정 그리고 추정

1. 모형도입

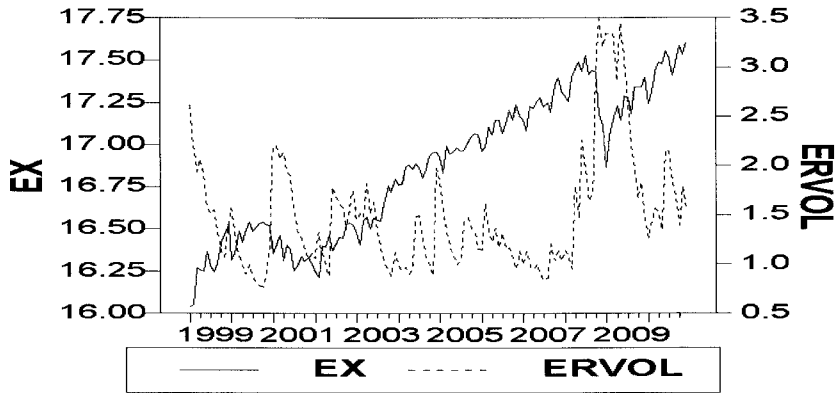
먼저 실증 분석에 있어서 핵심 변수들인 무역보험 인수액 및 환율변동성과 수출의 관계를 살펴보고자 한다.⁶⁾ <그림 2>-<그림 3>에서 보는 바와 같이 환율변동성과 수출은 부(-)의 관계가 뚜렷하며, 무역보험과 수출은 정(+)의 관계가 존재함을 알 수 있다.



[그림 2] 수출과 무역보험 인수액

5) 김용복, 2009, pp.5-7.

6) 모든 변수는 자연대수를 취하였다.



[그림 3] 수출과 환율변동성

본 논문은 무역보험과 환위험이 수출에 미치는 영향을 분석하기 위해 다음과 같은 선형 대수(log-linear) 형태의 모형을 구성한다. (박현희, 1999; 김세영·이서영, 2004; 이서영·홍선희, 2008)

$$EX_t = \alpha_0 + \alpha_1 TRADINSU_t + \alpha_2 EXRP_t + \alpha_3 UNEMP_t + \alpha_4 WIP_t + \epsilon_{1t} \dots\dots\dots (1)$$

$$EX_t = \beta_0 + \beta_1 TRADINSU_t + \beta_2 ERVOL_t + \beta_3 WIP_t + \epsilon_{2t} \dots\dots\dots (2)$$

여기서 *EX*는 우리나라의 총수출액을, *TRADINSU*는 달러표시 무역보험 인수액⁷⁾을, *EXRP*는 수출물가지수를 생산자물가지수로 나눈 수출상대가격을, *UNEMP*는 실업률을, *WIP*는 세계 경기⁸⁾를, *ERVOL*은 GARCH모형에서 구한 원/달러 환율변동성을 나타낸다. 모형1의 분석기간은 1994년 4월부터 2010년 12월까지이며, 모형2의 분석기간은 1999년 1월부터 2010년 12월까지이다. 여기서 이용되는 자료는 한국은행과 한국무역보험공사의 웹사이트, IMF의 IFS CD ROM에서 구하였다.

수출국이 무역보험을 많이 인수하면 할수록 수출이 증가하게 되며, 국내가격에 비해 높은 수출가격은 수출을 증가시키게 될 것이다. 그리고 국내수요압력의 대리변수인 실업률이 증가하면 수출이 감소하고, 실업률이 감소하면 수출은 증가하게 된다. 세계경기(미국, 중국, 일본의 경기)가 호황이면 수입수요가 증가하게 되어 수출이 증가한다. 또한 환율변동성이 확대되어 환위험이 증가하게 되면 수출은 위축된다.

7) 한국무역보험공사에서 제공하는 원화표시 무역보험 인수액을 원/달러 환율로 나누었다.
8) 미국, 중국, 일본의 GDP합계에서 미국, 중국, 일본이 차지하는 비중을 3국의 산업생산지수에 곱해서 산출하였다.

2. 안정성 검정과 추정

불안정적인 시계열 변수들의 분석 결과는 허구적일 가능성이 크기 때문에 변수들이 안정적인가를 검토하여야 한다. 이를 위해 Phillips and Perron⁹⁾의 PP검정법을 이용한다. PP검정은 DF검정의 변형된 형태로 잔차항의 계열상관 또는 이분산성의 비모수수정에 근거하고 있다. <표 4>는 수준변수와 1차 차분변수에 대한 단위근 검정결과를 보여주고 있다. 모든 수준변수는 5% 유의수준에서 단위근을 갖는다는 귀무가설을 기각하지 못하는 데 비해, 1차 차분한 시계열자료는 귀무가설을 기각시키고 있다.

<표 4> PP 단위근 검정

	수출	무역보험	상대가격	실업률	세계경기	환율변동성
수준	-0.736	-2.532	-1.695	-2.158	-0.049	-3.350
차분	-42.980***	-41.139***	-7.312***	-8.034***	-45.551***	-12.510***

- 주) 1. '***'는 1% 유의수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설이 기각됨을 의미함.
 2. 밴드폭(bandwidth)은 Newey-West 방법을 이용하였음.

안정성을 갖기 위하여 1차차분을 필요로 하는 시계열 $I(1)$ 으로 확인되었으므로, 다음 단계로 $I(1)$ 시계열간의 선형결합에 대한 분석이 필요하다. 여기에는 Johansen의 다변량 공적분 기법이 이용된다. Johansen의 다변량 검정은 특성근에 기초하여 λ_{trace} 통계량과 λ_{max} 통계량을 이용하여 이루어진다. λ_{trace} 통계량은 최대 r 개의 공적분 벡터가 존재한다는 가설에 대한 우도비 검정통계량이며, λ_{max} 통계량은 $r+1$ 개의 공적분 벡터에 대한 r 개의 공적분 벡터가 존재한다는 가설에 대한 통계량이다. 우도비검정통계량을 구하기 이전에 투입되는 시차길이는 Ljung-Box Q 검정통계량을 이용하여 잔차가 백색오차인 최소의 시차길이를 선택한다.¹⁰⁾ <표 5>와 <표 7>에서 보는 바와 같이 귀무가설을 5% 유의수준에서 기각함으로써 두 가지 모형 모두 최소한 1개의 공적분벡터가 존재함을 알 수 있다.

9) P.C.B., Phillips and P., Perron, 1988, pp.335-346.

10) 모수원, 2001, pp.43-44.

〈표 5〉 공적분 검정(모형1)

$\lambda_{trace}(r)$		$\lambda_{max}(r, r+1)$	
$r = 0$	81.10**	$r = 0 r = 1$	36.84**
$r \leq 1$	44.26	$r = 1 r = 2$	30.79**
$r \leq 2$	13.46	$r = 2 r = 3$	7.917
$r \leq 3$	5.544	$r = 3 r = 4$	5.285
$r \leq 4$	0.285	$r = 4 r = 5$	0.258

- 주) 1. “**”는 5% 수준에서 유의함을 의미함.
 2. 상수항만 있고, 추세항은 없는 경우임.

공적분 벡터의 추정치는 Park(2002)에 의해 개발된 CCR(canoncial cointegration regression), Stock and Watson(1993)이 제시한 DOLS(dynamic OLS), Phillips and Hansen(1990)이 제시한 FMOLS(fully modified OLS)가 사용된다. 이러한 기법들은 기본적으로 OLS의 편의를 제거 또는 수정하기 위한 방법들로 CCR은 공적분 오차항과 설명변수간의 확률적 관계를 점근적으로 독립이 되게 만들고, 공적분 회귀식을 최소자승법으로 추정하는 경우에 발생하는 점근적 편의를 제거한다.¹¹⁾

〈표 6〉 공적분 벡터의 추정: CCR, DOLS, FMOLS(모형1)

CCR(Canoncial Cointegrating Regression)			
$EX_t = 8.022 + 0.146 TRADINSU_t + 0.482 EXRP_t - 0.051 UNEMP_t + 1.512 WIP_t$	$R^2 = 0.967$		
(20.57) (4.011) (6.180) (-1.568) (12.72)			
DOLS(Dynamic OLS)			
$EX_t = 8.288 + 0.180 TRADINSU_t + 0.466 EXRP_t - 0.062 UNEMP_t + 1.405 WIP_t$	$R^2 = 0.974$		
(28.97) (5.943) (8.581) (-2.638) (14.92)			
FMOLS(Fully modified OLS)			
$EX_t = 7.959 + 0.136 TRADINSU_t + 0.482 EXRP_t - 0.050 UNEMP_t + 1.541 WIP_t$	$R^2 = 0.967$		
(21.37) (4.332) (6.135) (-1.511) (14.48)			

- 주) 1. CCR, DOLS, FMOLS의 최소사차는 SIC(Schwarz Information Criterion)를 따랐음.
 2. 괄호 안은 t통계량을 의미함.

11) 박준용외 2인, 2004, pp.328-330.

<표 7> 공적분 검정(모형2)

$\lambda_{trace}(r)$		$\lambda_{max}(r, r+1)$	
$r=0$	68.99**	$r=0 r=1$	39.63**
$r \leq 1$	29.35	$r=1 r=2$	16.57
$r \leq 2$	12.78	$r=2 r=3$	12.74
$r \leq 3$	0.035	$r=3 r=4$	0.035

주) 1. '**'는 5% 수준에서 유의함을 의미함.
 2. 상수항만 있고, 추세항은 없는 경우임.

<표 8> 공적분벡터의 추정: CCR, DOLS, FMOLS(모형2)

CCR(Canoncial Cointegrating Regression)		
$EX_t = 9.076 + 0.226 TRADINSU_t - 0.124 ERVOL_t + 1.190 WIP_t$	$R^2 = 0.948$	
(23.91) (3.734) (-5.537) (7.157)		
DOLS(Dynamic OLS)		
$EX_t = 9.722 + 0.357 TRADINSU_t - 0.128 ERVOL_t + 0.843 WIP_t$	$R^2 = 0.974$	
(39.01) (8.246) (-9.169) (7.228)		
FMOLS(Fully modified OLS)		
$EX_t = 8.811 + 0.179 TRADINSU_t - 0.121 ERVOL_t + 1.327 WIP_t$	$R^2 = 0.951$	
(28.01) (3.910) (-5.497) (10.62)		

주) 1. CCR, DOLS, FMOLS의 최소사차는 SIC를 따랐음.
 2. 괄호 안은 t통계량을 의미함.

그리고 DOLS는 편의를 수정하기 위하여 원래의 공적분식에 차분된 설명변수의 전·후기 시차변수를 추가하며, FMOLS는 OLS를 실행하기 전에 종속변수를 장기 공분산행렬에 기초하여 자료를 변형한다.

<표 6>과 <표 8>은 각 모형들의 공적분 벡터식이 나타나 있고, <표 9>에는 이들 공적분 벡터식의 추정계수 범위가 제시되어 있다. 모형1에서 무역보험이 1% 증가하면 수출이 0.136-0.180% 증가함을, 상대가격이 1% 상승하면 수출이 0.466-0.482% 증가함을, 실업률이 1% 상승하면 수출이 0.050-0.062% 감소함을, 세계경기가 1% 호조를 보이면 수출이 1.405-1.541% 증가함을 보여주고 있다. 모형2에서 무역보험이 1% 증가하면 수출이 0.179-0.357% 증가하는 것으로 나타나고, 세계경기가 호조를 보이면 수출이 0.843-1.327% 증가하는 것을 알 수 있다. 그

리고 환율변동성이 증대되면 수출이 위축됨을 보여주고 있다.

<표 9> 공적분 벡터로 살펴본 추정계수의 범위

모형1		모형2	
변수	추정계수	변수	추정계수
<i>TRADINSU</i>	0.136-0.180	<i>TRADINSU</i>	0.179-0.357
<i>EXRP</i>	0.466-0.482	<i>ERVOL</i>	(-)0.121(-)0.128
<i>UNEMP</i>	(-)0.050(-)0.062	<i>WIP</i>	0.843-1.327
<i>WIP</i>	1.405-1.541		

<표 10>에는 오차수정모형의 결과가 제시되어 있다. 모형1의 오차수정모형의 경우 단기 불균형에서 균형으로의 조정역할은 세계경기와 수출상대가격이 하고 있으며, 오차수정항 (z_{t-1})은 0.452로 나타나 매월 45.2%의 매우 빠른 속도로 조정됨을 알 수 있다. 모형2의 오차수정모형의 경우 단기 불균형에서 균형으로의 조정역할은 환율변동성이 하고 있으며, 오차수정항은 0.267로 나타나 매월 26.7%의 속도로 균형으로 수렴되고 있음을 알 수 있다.

<표 10> 오차수정모형의 추정

모형1: $\Delta EX_t = 0.015 + 0.931\Delta EXRP_t - 0.496\Delta WIP_t - 0.452z_{t-1}$ (2.404) (2.389) (-3.468) (-6.205)
$R^2 = 0.210 \quad F = 17.34(0.000)$
모형2: $\Delta EX_t = 0.014 - 0.235\Delta EX_{t-1} - 0.204\Delta EX_{t-2} - 0.073\Delta ERVOL_{t-2} - 0.267z_{t-1}$ (2.259) (-3.137) (-2.675) (-3.418) (-3.888)
$R^2 = 0.253 \quad F = 11.52(0.000)$

주) 괄호 안은 t통계량을 의미하며, F통계량 옆의 숫자는 유의수준을 의미함.

V. 분산분해와 충격반응

이제 환위험과 무역보험이 수출을 어느 정도 설명할 수 있는가를 분산분해로, 이들 변수에 일정한 충격을 가할 경우 수출의 반응경로를 충격반응함수¹²⁾로 살펴본다.

먼저 적정시차 결정을 위해 SIC(Schwarz Information Criterion)를 실시한 결과 <표 11>에서 보는 것처럼 모형1에서는 시차2가, 모형2에서는 시차1이 적정한 것으로 나타났다.

<표 11> SIC에 따른 최소시차의 선정

	1	2	3	4	5	6	7	8
모형1	-12.967	-13.361*	-13.084	-12.863	-12.529	-12.156	-11.879	-11.579
모형2	-5.130*	-4.836	-4.542	-4.245	-4.026	-3.655	-3.240	-3.176

주) **는 최소시차를 의미함.

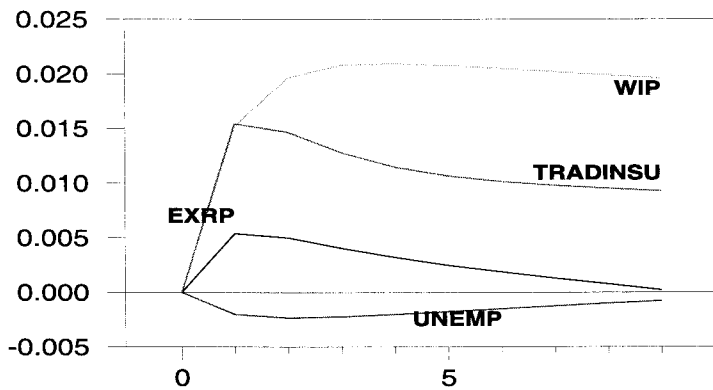
<표 12> 예측오차의 분산분해

단계 수 (개월)	모형1					모형2			
	TRADINSU	WIP	UNEMP	EXRP	EX	TRADINSU	ERVOL	WIP	EX
1	6.381	21.07	2.92	0.00	69.61	9.027	4.10	25.13	61.73
2	10.16	23.72	3.91	1.86	60.33	22.412	5.83	24.96	46.78
3	12.73	30.53	3.98	4.03	48.70	29.023	8.77	25.94	36.26
4	13.85	35.71	3.82	5.85	40.74	31.312	10.89	28.66	29.13
5	14.05	40.82	3.48	7.04	34.58	31.711	12.39	31.86	24.02
6	13.84	45.23	3.12	7.65	30.14	31.020	13.34	35.24	20.39
7	13.43	49.10	2.80	7.85	26.80	29.955	13.83	38.51	17.69
8	12.98	52.42	2.52	7.78	24.28	28.783	14.01	41.55	15.65
9	12.54	55.26	2.31	7.56	22.31	27.651	13.96	44.31	14.06
10	12.14	57.67	2.14	7.27	20.75	26.615	13.77	46.79	12.81

12) 시계열분석에서 공적분관계가 존재하지 않는 경우 차분변수로 구성된 VAR모형을 추정하는 것이 일반적이며, 공적분 관계가 존재하는 경우 오차수정모형을 도출하고 오차수정항이 포함된 VECM모형이나 수준변수로 구성된 VAR모형을 추정하는 것이 일반적이다. 본고에서는 수준변수로 구성된 VAR모형을 이용하였으며, VECM을 이용한 충격반응 분석 결과도 부록에 제시하였다.

다음으로 설명변수들의 영향력을 비교평가하기 위하여 예측오차의 분산분해를 실시하였다.¹³⁾ <표 12>는 모형1과 모형2에 대한 예측오차의 분산분해를 보여준다. 모형1의 경우 제 10예측단계에서 수출이 무역보험에 의해 12.15%, 세계경기에 의해 57.62%, 실업률에 의해 2.15%, 상대가격에 의해 7.28%, 자체변수에 의해 20.76%로 설명됨으로써 수출이 이들 변수들의 분산에 의해 상당한 영향을 받는다는 것을 보여주고 있다. 모형2의 경우 제 10예측단계에서 수출이 무역보험에 의해 26.62%, 세계경기에 의해 46.80%, 환율변동성에 의해 13.78%, 자체변수에 의해 12.81%로 설명됨으로써 수출이 이들 변수들의 분산에 의해 상당한 영향을 받는다는 것을 보여주고 있다. 이로써 수출이 내생적이라는 것을 알 수 있다.

<그림 4>와 <그림 5>는 모형1과 모형2의 충격반응분석 결과이다. 모형1에서 무역보험과 상대가격 충격에 대한 수출의 반응은 1개월까지는 큰 폭으로 상승하고, 이후에는 상승세가 둔화되면서 상승효과가 소멸되는 것으로 나타나고 있다.

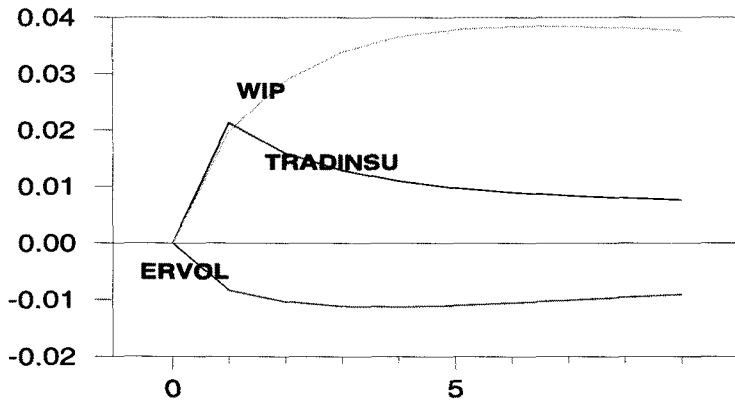


[그림 4] 모형1의 충격반응

이러한 현상은 수출기업들이 무역보험에 부보를 많이 할수록 수출업자들이 직면하는 위험이 감소하게 되어 수출이 증가할 것이라는 예상과 같이 무역보험 인수액의 증가는 수출에 정적 영향을 미친다는 사실을 확인할 수 있다. 또한 국내가격에 비해 높은 수출가격은 수출업자들로 하여금 수출공급을 증가시키게 하는 유인이 된다. 경기충격에 대한 수출의 반응은 충격을 받은 시점에서 4개월 지난 후에 가장 큰 반응을 보이다가 소멸속도가 매우 느림을 확인할 수 있다. 이것은 수출상대국의 소득증가는 곧바로 우리나라의 수출증가로 즉시 연결되는 것이 아니라 수출품 주문, 투자계획 결정, 생산설비 증설, 생산능력 증대, 수출물 생산까지 일정한 시간이 소요됨을 의미한다. 또한 실업률 충격에 대한 수출의 반응은 충격을 받

13) 분산분해는 외생성이 높은 순서로 변수를 나열하였다.

은 시점에서 2개월이 되는 시점에서 가장 큰 폭으로 하락하고 비교적 빠르게 감소하고 있음을 알 수 있다. 그리고 충격의 지속성 측면에서 살펴보면 9개월에 수출에 대한 EXRP, UNEMP, WIP, TRADINSU의 충격효과가 각각 0.00024, -0.00076, 0.01959, 0.00929가 남아있는 것으로 보아 세계경기가 충격의 지속성 효과가 가장 크며, 상대가격이 충격의 지속성 효과가 가장 작은 것을 알 수 있다.



[그림 5] 모형2의 충격반응

모형2에서 무역보험 충격에 대한 수출의 반응은 충격을 받은 시점에서 급격히 상승하고, 이후에는 상승세가 둔화되면서 그 효과가 점차적으로 소멸되는 것으로 나타나고 있다. 경기충격에 대해 수출은 8개월에 가장 큰 반응을 보인 후 매우 느린 속도로 균형으로 수렴하고 있음을 확인할 수 있다. 이는 경기충격이 다른 변수들의 충격과는 달리 수출에 장기간 영향을 미친다는 것을 보여주는 것이다. 그리고 환율변동성 충격에 대한 수출의 반응은 4개월이 되는 시점에서 가장 큰 폭으로 하락하고 빠른 속도로 그 효과가 감소하고 있음을 알 수 있다.

VI. 요약 및 결론

본고에서는 무역보험과 환위험이 우리나라의 수출에 미치는 영향의 방향, 크기, 지속기간을 분석하였다. 분석을 시작하기 이전에 먼저 단위근 검정과 공적분 검정을 이용하여 변수와 모형이 안정적인가를 살펴보았다. 만약 안정적이지 못할 경우 모형을 구성하는 변수들 간에 안정적인 관계가 성립하지 못함으로써 분석결과가 허구적일 가능성이 있기 때문이다. 단위근

검정 결과 1차차분한 시계열자료는 귀무가설의 기각에 성공함에 따라 Johansen 검정을 실시하여 적어도 하나의 공적분 벡터가 존재하는 것으로 나타났다. 이에 따라 CCR, DOLS, FMOLS와 같은 공적분 벡터식과 오차수정모형을 추정하였다. 공적분 벡터식을 통해 무역보험 인수액의 증가, 상대가격의 상승, 세계경기의 호조는 수출을 증가시키는 것으로, 실업률의 증가와 환위험의 증대는 수출을 위축시킨다는 것을 알 수 있었다. 또한 오차수정모형 추정 결과 모형1의 경우 단기 불균형에서 균형으로의 조정역할은 세계경기와 상대가격이 하고 있으며, 모형2의 경우 단기 불균형에서 균형으로의 조정역할은 환율변동성이 수행하고 있는 것으로 분석되었다. 충격반응분석 결과 모형1에서 무역보험과 상대가격 충격에 대한 수출의 반응은 충격을 받은 시점부터 점차적으로 상승하고, 이후에는 상승세가 둔화되면서 상승효과가 소멸되는 것으로 나타났다. 경기충격에 대한 수출의 반응은 충격을 받은 시점에서 4개월 지난 후에 가장 큰 반응을 보이다가 소멸속도가 매우 느림을 확인할 수 있었다. 모형2에서 무역보험 충격에 대한 수출의 반응은 1개월까지는 급격히 상승하고, 이후에는 상승세가 둔화되면서 빠르게 상승효과가 소멸되는 것으로 나타났다. 경기충격에 대한 수출의 반응은 모형1과 동일하게 충격의 소멸속도가 매우 느림을 확인할 수 있었다. 그리고 환율변동성 충격에 대한 수출의 반응은 충격을 받은 시점에서 4개월이 되는 시점에서 가장 큰 폭으로 하락하고 빠른 속도로 감소하고 있음을 알 수 있었다.

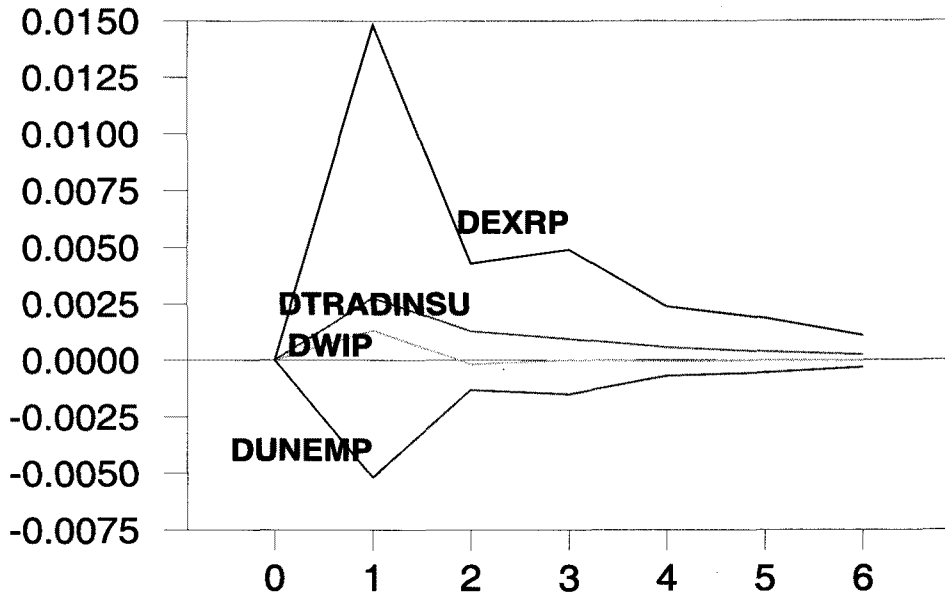
결과적으로 우리나라의 경우 환율변동성의 확대가 수출을 감소시키며, 무역보험의 인수액 증가는 수출을 촉진하는 것으로 나타났다. 이를 바탕으로 정책적 방안을 제시하면 다음과 같다. 첫째, 우리나라는 수출의존도가 매우 높기 때문에 환율변동성이 확대되지 않도록 노력해야 하며, 경제규모에 비해 규모가 작고 제한적인 외환시장의 기반을 확대해 나가야 한다. 둘째, 비은행예금취급기관인 수출입은행과 특수은행인 한국산업은행이 중심이 되어 신용이 낮은 중소기업들에게 다양한 무역보험을 제공할 수 있는 여건을 만들어 주어야 한다. 특히, 환변동보험의 환수금 및 보험금에 합리적인 상한제를 적용하여 과도한 환수액 납부로 인한 경영난을 해소하고, 과도한 환율변동에 적용 가능하도록 환변동보험제도의 개선 및 다양한 상품 개발이 필요하다.

참 고 문 헌

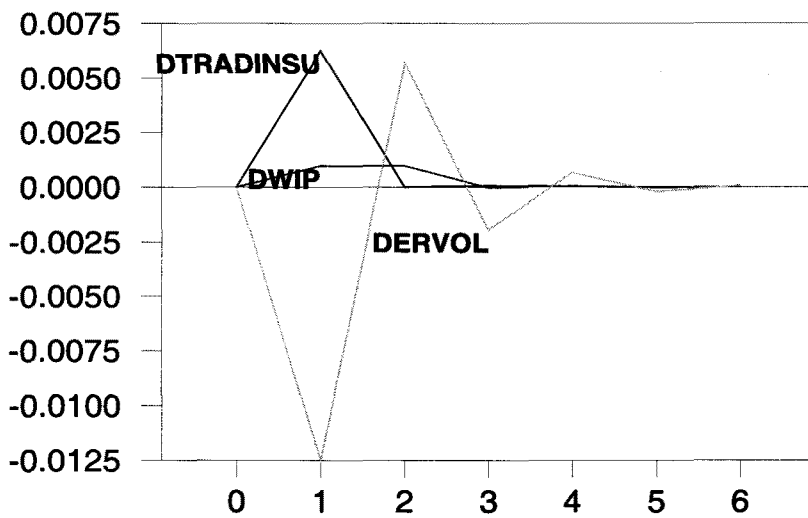
- 김세영·이서영, “우리나라 수출보험이 수출에 미치는 효과분석”, 『관세학회지』, 제5권 제3호, 한국 관세학회, 2004, pp.1-22.
- 김수동·이원복·이상호·최용재, “환위험 노출의 업종별 파급효과 분석과 대응 방안 연구”, 『연구보고서』, 2010-570, 산업연구원, 2010.12.
- 김용복, “낙인효과(stigma effect)와 자본이동성이 국제 CDS프리미엄에 미치는 영향”, 『금융경제연구』, 제 388호, 한국은행, 2009, pp.1-32.
- 김익현·이수일, “한·미 수출보험이 수출에 미치는 영향에 관한 비교연구”, 『무역학회지』, 제27권 제4호, 한국무역학회, 2002, pp.263-280.
- 모수원, “수출입합수의 추정과 환위험”, 『국제통상연구』, 제6권 제2호, 한국국제통상학회, 2001, pp.39-55.
- 박준용·장유순·한상범, 『경제시계열분석』, 경문사, 2004.
- 박현희, “수출보험이 수출에 미치는 영향에 관한 연구”, 『무역학회지』, 제24권 제2호, 한국무역학회, 1999, pp.241-255.
- 이서영·양지환·전성희, “한국수출보험제도의 역할과 국가위험도”, 『무역학회지』, 제26권 제5호, 한국무역학회, 2001, pp.17-39.
- 이서영·홍선희, “한일 수출보험과 수출촉진에 관한 비교연구”, 『통상정보연구』, 제10권 제4호, 한국통상정보학회, 2008, pp.495-512.
- 한국무역보험공사, 『무역보험』, 01-02호(165), 2011.
- 한국무역보험공사대외경제정책연구원, 「무역보험의 국민경제 기여도 분석」, 2011년 1월 31일자 보도자료.
- Bollerslev, T., “Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity,” *Journal of Econometrics*, Vol.31, 1986, pp.307-327.
- Dewit, G., “Export Insurance Subsidization and Undistorted Trade Creation,” *Discussion Papers in Economics*, 9610, University of Glasgow, 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.

- Engle, R.F., D.M. Lilien, and R.P. Robinson, "Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: the ARCH-M Model," *Econometrica*, Vol.55, 1987, pp.391-407.
- Fuller, W.A., *Introduction to Statistical Time Series*, New York, Wiley, 1976.
- Johansen, S., "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.12, 1988, pp.231-254.
- Mah, J.S., "The Effect of Export Insurance Subsidy on Export Supply: The Experience of Japan," *Journal of Asian Economics*, Vol.17, 2006, pp.646-652.
- Mo, S.W., and Kim, C.B., "Tramper Freight and Asymmetric News Impact," *Journal of Korea Trade*, Vol.5, 2001, pp.145-169.
- Newey, W.K. and West, K.D., "A Simple Positive-Definite Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica*, Vol.55, 1987, pp.703-708.
- 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.
- Park, J.Y., "Canonical Cointegrating Regressions," *Econometrica*, Vol 60, 1992, pp.119-143.
- Phillips, P.C.B. and B. Hansen, "Statistical Inference in Instrumental Variables Regressions with I(1) Processes," *Review of Economic Studies*, Vol.57, 1990, pp.99-125.
- Stock, J.H. and M. Watson, "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems," *Econometrica*, Vol.61, 1993, pp.783-820.
- 한국은행(<http://www.bok.or.kr>)
- 한국무역보험공사(<http://www.ksure.or.kr>)

부 록



[부도 1] VECM을 이용한 충격반응: 모형1



[부도 2] VECM을 이용한 충격반응: 모형2

ABSTRACT

Effects of the Trade Insurance and Exchange Risk on
Export:
The Experience of Korea

Chang-Beom Kim*

This paper investigates the relationship between export and economic variables such as trade insurance, world economy activity, relative price, unemployment rate, exchange rate volatility, using monthly data. I employ Johansen cointegration methodology since the model must be stationary to avoid the spurious results. The results indicate that there is a long-run relationship between export and variables. Also, the empirical analysis of cointegrating vector using the CCR, DOLS, FMOLS reveals that the increases of trade insurance has positive relations and the increases of exchange rate volatility have negative relations with export. Especially, DOLS based on Monte Carlo simulations, of this estimator being superior in small samples compared to a number of alternative estimators, as well as being able not only to accommodate higher orders of integration but also to account for possible simultaneity within regressors of a potential system. This paper also applies impulse-response functions to get the additional information regarding the responses of the export to the shocks of the variables. The result indicates that export positively to trade insurance and then decay fast compare with exchange rate volatility. Consequently, trade insurance plays the role of trade policy for export promotion in Korea. Whereas, increase of exchange risk result in reduction of export. Therefore, the support of trade insurance should be expanded and the stabilization of the foreign exchange market must be done for the export promotion.

Key Words: trade insurance, exchange risk, DOLS, FMOLS, impulse response

* Research Professor, Institute for East Asian Economy, Chosun University