

# 수출보험이 국내 중소기업 및 대기업의 수출에 미치는 영향에 관한 연구

## A Study on the Effects of Export Insurance on the Exports of SMEs and Conglomerates

이 동 주\* Dong-Joo Lee

### 목 차

I. 서론	IV. 연구 결과
II. 이론적 배경	V. 논의 및 결론
III. 연구 방법	참고문헌
	Abstract

### 국문초록

최근 계속되는 글로벌 경기 침체로 수출 여건이 악화됨에 따라 수출 주도형 소규모 개방경제인 우리나라는 수출이 감소하고 국내 경제 또한 침체가 지속되고 있다. 따라서 앞으로 수출증대를 통한 우리 경제의 지속적인 성장을 위해서는 수출보험과 같은 수출 지원제도의 유효성을 분석하여 수출확대를 위한 방안을 마련할 필요가 있다.

이에 본 연구에서는 수출보험이 국내 중소기업 및 대기업 수출에 미치는 효과를 살펴보기 위해 국내 중소기업 및 대기업 수출실적, 수출보험인수실적, 단기수출보험인수실적, 수출 상대가격지수(수출물가지수), 원/달러 환율, 국내경기 동행지수 등의 자료를 이용하여 시계열 분석을 실시하였다. 특히 벡터자기회귀모형(VAR 모형)을 통한 그랜저 인과관계 검정, VAR 모형 분석, 충격반응 분석, 분산분해 분석 등의 계량경제학적 분석 방법을 이용하여 수출보험이 국내 중소기업 및 대기업의 수출에 미치는 영향을 분석하였다.

첫째, 그랜저 인과관계 검정을 통해 대기업 수출은 국내경기 동행지수에, 국내경기 동행지수는

\* 연세대학교 경제학과 박사과정

수출보험인수실적 및 단기수출보험인수실적에 선행하는 인과관계가 있는 것으로 나타났다.

둘째, VAR 모형 분석 결과 수출보험인수실적 및 수출물가지수의 경우 중소기업의 수출에는 부(-)의 영향을, 그리고 대기업 수출에는 정(+)의 영향을 주는 것으로 나타난 반면, 단기수출보험인수실적의 경우 중소기업의 수출에는 정(+)의 영향을, 그리고 대기업 수출에는 부(-)의 영향을 주는 것으로 나타났다.

셋째, 충격반응분석 및 분산분해 분석 결과 대기업 수출은 중소기업에 비해 단기수출보험인수실적에 크게 영향을 받는 것으로 나타났으며, 수출보험인수실적 역시 중소기업 보다 대기업 수출에 미치는 효과가 더 큰 것으로 나타났다.

결론적으로 수출보험의 경우 중소기업보다 대기업 수출 증대에 더 긍정적인 영향을 주고 있는 것으로 나타났으며, 향후 중소기업의 중장기적 수출보험 활성화를 위해서는 지자체별로 중소기업에 대한 수출보험 지원을 확대할 필요가 있는 것으로 분석되었다.

본 연구는 수출보험이 국내 중소기업 및 대기업의 수출에 미치는 영향을 분석하고 효율적인 수출보험정책을 수립하기 위한 정책적 시사점을 제시하고자 하였다. 그 의의가 있다. 향후 후속연구에서는 수출보험의 수출지원 효과를 보다 정밀하게 측정하기 위해 산업별 보험 인수실적에 따른 수출실적에 대한 시계열 분석을 실시할 필요가 있을 것이다.

<주제어> 수출보험, 단기수출보험, 벡터자귀회귀(VAR) 모형, 시계열분석, 그랜저 인과분석

## I. 서론

우리나라는 1995년 1월 WTO체제의 출범 및 1996년 OECD 가입에 따라 과거 수출장려를 위해 도입된 수출보조금 및 수출지원 금융과 같은 정부의 직접적인 수출지원이 국제간 통상마찰을 이유로 불가능해지면서 수출보험과 같은 간접적 수출지원 방안에 대한 필요성이 대두되었다(조성민 외, 2012).

수출보험은 수출거래를 할 때 상대방의 파산 등 예상치 못한 위험 때문에 수출기업 또는 수출금융을 제공한 금융기관의 대금회수가 불가능할 때 손해를 보상해주는 공적 신용제도를 말하며, 수출기업의 리스크 헤지 및 자금운용 지원을 통한 수출기업의 추가적인 무역거래를 유도하고 시장을 확대하는 긍정적 기능을 갖는다(조성민 외, 2012).

우리나라는 2011년 무역 1조 달러 시대에 진입하면서 수출보험제도를 전담·운영하는 정부출연기관인 한국무역보험공사를 통해 수출기업들의 보험 수요에 대응하여 수출 증대를 지원하고 있다.

특히, 수출보험이 우리 기업의 글로벌화 및 부가가치 확대의 선순환적 효과를 기대할

수 있다는 점에서 수출증대를 통한 우리경제의 지속적 성장을 위하여 수출보험에 대한 연구가 매우 필요한 시점이다(이인주·이은재, 2000).

한편, 수출보험이 국내 중소기업 및 대기업 수출에 미치는 효과는 그 특성이 명백하게 구분됨에도 불구하고, 기존 국내연구들의 경우 단순히 수출규모의 증가와 수출보험간의 인과관계를 분석하는 수준에 그치고 있는 실정이다. 또한 해당 분야에 관한 기존 실증연구들도 인과관계 자체에만 관심이 집중되었던 데 비해 인과관계가 성립하는 원인이나 경로에 대한 심도 있는 분석은 부족한 것으로 확인된다.

이에 본 연구에서는 수출보험의 유효성을 실증분석을 통해 검증하고 이를 근거로 우리경제의 지속적 성장을 위한 수출기업의 수출확대 전략과 정책에 관한 시사점을 도출하고자 한다.

이를 위해 2000년부터 2016년까지 국내 중소기업과 대기업의 수출보험인수실적에 대한 시계열자료를 바탕으로 수출과 단기 및 장기 수출보험간의 연관성을 살펴보고, 중소기업 및 대기업의 수출과 거시경제변수 및 수출보험과 수출 증대 사이의 동태적 상호작용을 벡터자기회귀모형(Vector Autoregressive Model, VAR 모형)을 이용하여 분석하고자 한다.

또한, 기업규모의 특성에 따라 개별변수 중 수출보험인수실적 및 단기수출보험인수실적의 충격이 수출에 미치는 영향의 누적변동을 분석함으로써 중장기적으로 수출증대에 기여하는 거시경제변수의 특성에 대하여 살펴보고자 한다.

그리고 이러한 분석 결과를 통해 수출 확대에 도움이 되는 효율적인 수출보험 정책을 수립하기 위한 정책적 시사점을 제시하고자 하였다.

## Ⅱ. 이론적 배경

### 1. 수출보험의 개념 및 역할

수출보험은 정부기관 또는 정부로부터 업무를 위탁받은 민간기관이 일반금융기관이 제공하지 못하는 수출거래에 대한 보증 등 신용을 제공함으로써 수출기업의 수출거래와 관련하여 신용을 제공하는 공적수출신용(Officially Supported Export Credits)의 하나이다(정운성, 2010). 이는 위험회피적인 수출자가 수입자의 계약 불이행의 위험으로부터 파생되는 리스크를 헤지함으로써 수출을 촉진시키는 역할을 하게 된다(Moser et al., 2008). 특히 금융위기와 같은 시기에 수출신용을 통하여 수출관계를 유지하게 되면 수출자는

경제 회복기에 강력한 수출 신장으로부터 큰 이윤을 얻을 수 있다.

이처럼 수출보험은 무역 등 대외거래에 대한 최종 인수기능을 수행함으로써 수출에 따른 리스크를 헤지하고 기업의 수출 및 글로벌화를 촉진하는 정책보험의 역할을 수행하고 있다.

우리나라의 경우 한국무역보험공사에서 단기수출보험, 중장기수출보험과 같은 수출보험 상품을 제공하고 있으며, 통계적으로는 단기수출보험이 전체 수출보험 인수실적의 80% 이상을 차지하고, 중장기수출보험은 5% 미만에 그치고 있다.

단기수출보험은 스마트폰, 가전제품, 반도체, 철강, 화학제품, 자동차 등의 수출기업의 대금미수 수출거래에서 리스크를 헤지하기 위한 공급자 신용의 일종으로 수출기업에게 해외수출 리스크를 관리할 수 있는 수단을 제공한다(김경철·정홍주, 2013). 이와 달리 중장기수출보험은 플랜트 건설, 선박 건설, 해외에너지 및 자원개발, 해외공장설립 등 자본재거래 및 건설수주 시 차주의 대출금 미상환으로 인한 금융기관의 손실을 보상하기 위해 신용기간 2년을 초과하는 수출 및 해외투자거래를 대상으로 운영되는 것으로 보험 계약자인 금융기관의 리스크를 관리하는 수단을 제공한다.

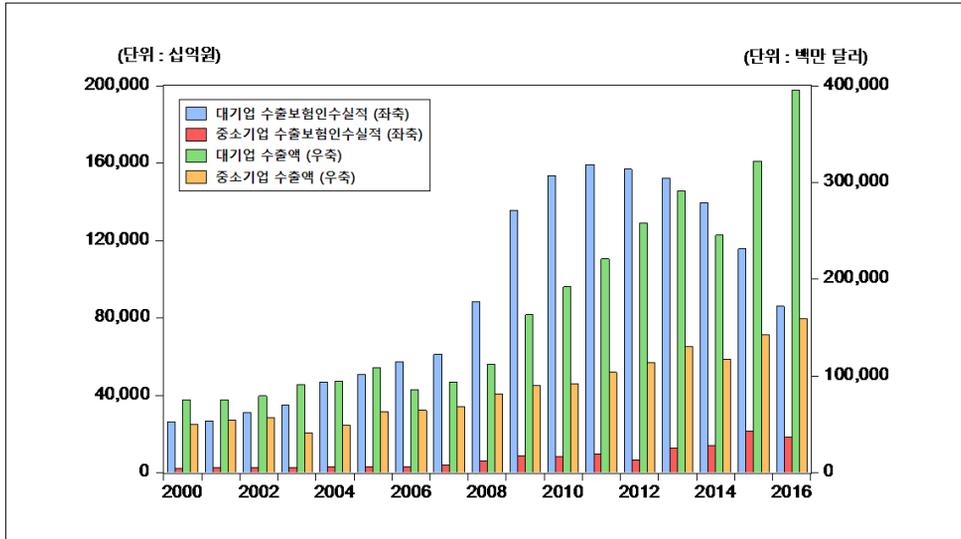
## 2. 수출보험의 활용현황

2014년 기준 우리나라의 수출보험 활용률은 약 23% 수준으로 일본(10%)의 약 2배 수준에 이른다(한국무역보험공사 무역보험업무현황통계, 2015).

기업규모별로 보면, 국내 대기업의 경우 모든 수출거래에 수출보험 가입을 의무화하는 포괄보험 형태가 시스템화 되어있기 때문에 수출규모가 큰 대기업의 경우 약 20%의 활용률을 보이고 있으며 이는 수출규모가 상대적으로 작은 중소기업의 약 4배 수준인 것으로 알려져 있다.

반면, 국내 중소기업의 경우 보험료 부담을 최소화하기 위해 수출보험을 이용하지 않거나 신용도가 떨어지는 수입자에 대해서만 선택적으로 수출보험에 가입하기 때문에 연간 5% 정도의 활용률에 그치고 있다.

〈그림 1〉 국내 중소기업 및 대기업의 수출보험인수실적 및 수출실적



### 3. 선행연구

수출보험과 수출 간의 상관관계를 분석한 해외의 선행연구들에서는 수출보험이 장기적으로는 수출에 상당한 정(+)의 효과를 나타내는 것으로 알려져 있다(Egger and Url, 2006; Moser et al., 2008; Badinger and Url, 2013).

국내의 수출보험이 수출에 미치는 영향에 관한 연구는 수출함수를 이용한 일반최소자승법 분석(OLS : Ordinary Least Square Method), 벡터자기회귀모형(VAR : Vector Autoregressive Model) 또는 벡터오차수정모형(VECM : Vector Error Correction Model)을 이용한 분석이 주를 이루고 있다.

박현희(1999)는 수출수요함수와 수출가격함수를 설정한 후 1971년부터 1998년까지 시계열 자료를 이용하여 수출보험과 수출 간의 관계를 분석하였다. 먼저 단위근 검정을 통해 자료의 안정성을 체크하고, 자기상관 문제를 수정하기 위하여 코크란-오르컷(Cochran-Orcutt)추정방법을 이용하였다. 분석 결과, 수출보험이 수출에 미치는 효과가 유의하지 못한 결과를 보여주고 있다. 즉, 수출보험이 수출 증대에 긍정적인 영향을 미치지 않는다는 것을 알 수 있다.

허인 외(2010)에서는 금리, 동행지수, 환율 및 경기선행지수 등을 변수로 VAR 모형 분석을 실시하여 충격반응 함수를 도출하였으며 단기 및 중기적으로 수출 증가에 정(+)의 효과가

있음을 주장하였다. 또한 수출보험 종목별로 각 산업에 미치는 영향을 패널회귀모형으로 분석하여 수출보험의 종목별 수출탄력성이 상이하다고 주장하였다.

이서영(2011)은 대기업과 중소기업의 수출공급함수 모형을 각각 설정하여 수출보험이 수출공급에 미치는 영향에 대하여 실증 분석하였다. 1992년부터 2009년까지 연도별 자료를 이용하여 OLS로 분석하고 단위근 검정, 공적분 검정을 실시한 결과, 대기업의 수출이 중소기업의 수출보다 수출보험의 영향력이 더 크다는 결과를 제시하였다.

김희국(2012)은 단기수출신용보험이 수출에 미치는 효과를 파악하기 위해 2005년부터 2010년까지의 전기(傳記) 수출, 전 세계 GDP, 실질실효환율, 각 국의 GDP 및 단기수출 신용보험을 변수로 하는 수출수요모형을 설정하고 분기 패널데이터를 이용하여 Arellano and Bond의 동태적 패널모형을 분석하였다.

하지만 위 연구들은 앞서 서론에서 언급한 것처럼 단순히 수출규모의 증가와 수출보험 간의 인과관계를 분석하였으며, 실증분석 논문의 경우 인과관계 자체만 분석한 경우가 많아 수출보험과 수출의 인과관계가 성립하는 원인이나 경로에 대한 심도 있는 분석은 부족한 것으로 확인된다.

이에 본 연구에서는 수출보험의 유효성을 실증분석을 통해 검증하고 이를 근거로 수출 기업의 수출확대 전략과 수출보험 정책에 관한 시사점을 도출하고자 한다.

### Ⅲ. 연구 방법

#### 1. 연구대상 및 자료

본 연구에서는 2000년부터 2016년까지 국내 중소기업과 대기업의 수출보험인수실적에 대한 시계열 자료를 바탕으로 수출보험이 국내 중소기업 및 대기업 수출에 미치는 효과를 분석하였다. 이를 위해 본 연구에서는 내생변수로서 업종별 중소기업 및 대기업의 수출 실적과 수출보험인수실적, 수출 상대가격지수(수출물가지수), 원/달러 환율, 국내경기 동행 지수 등을 사용하였다.

〈표 1〉 분석에 사용된 변수

변 수	적용 단위	자료 출처
수출보험인수실적(중소기업) (P_EL_SM)	단위 : 십억원	한국무역보험공사 내부자료
수출보험인수실적(대기업) (P_EL_LG)	단위 : 십억원	한국무역보험공사 내부자료
단기수출보험인수실적 (ST_EIP)	단위 : 십억원	한국무역보험공사 내부자료
중소기업수출액 (EXPORT_SM)	단위 : 백만 달러	중소기업청
대기업수출액 (EXPORT_LG)	단위 : 백만 달러	중소기업청
수출 상대가격지수(수출물가지수) (EPI)	지수 (2010 =100)	한국은행 경제통계시스템
원달러환율 (EX_R)	원자료	한국은행 경제통계시스템
국내경기 동행지수 (CCI)	지수 (2010 =100)	한국은행 경제통계시스템

## 2. 분석 방법

본 연구에서는 벡터자기회귀모형(VAR 모형)을 이용한 그랜저 인과관계(Granger Causality) 검정, VAR 모형 분석, 충격반응분석, 분산분해 분석 등의 계량경제학적 분석 방법을 이용하여 수출보험이 국내 중소기업 및 대기업의 수출에 미치는 영향을 분석하였다.

특히, VAR 모형을 통한 충격반응분석과 분산분해 분석을 실시하여 수출보험인수실적의 증가의 한 단위 충격이 그 이후의 기간 동안 중소기업 및 대기업의 수출증대 효과에 어떠한 영향을 미치는지를 비교 분석하였다.

모형의 추정에 앞서 분석대상 자료 중 계절성이 있는 것으로 나타난 자료는 계절성을 조정하였으며, 시계열 변수의 장기적 안정을 검정하기 위해 Dickey and Fuller(1981)의 Augmented Dickey and Fuller(ADF) 단위근 검정을 실시하였다.

단위근 검정 결과, 단위근이 존재한다고 판명되면 동 시계열 자료는 불안정한 것이므로 위의 ADF 단위근 검정에서 시계열이 1차 적분 즉, I(1)일 경우 VAR 모형과 관련하여 Johansen(1988, 1991) 및 Johansen & Juselius(1990)이 제시한 시계열 간 공적분의 존재 여부를 확인할 필요가 있다. 공적분 검정 결과, 공적분 관계가 존재하지 않는 경우 로그 1차 차분 등을 통해 안정화된 시계열 자료를 이용하여 VAR 모형으로 분석이 가능하다.

단위근 검정과 공적분 검정을 통해 시계열 자료의 안정성을 확보한 후 각 확률변수 간의 인과관계를 검정하기 위해 Engle & Granger(1987)의 그랜저 인과관계(Granger Causality) 검정을 실시하였다.

마지막으로 각 변수들의 중소기업 및 대기업의 수출에 미치는 효과를 정밀히 분석하기

위해 VAR 모형을 통한 충격반응함수 분석, 예측오차의 분산분해 분석을 실시하였다.

참고로 VAR 모형으로 분석하는 경우 분기별 자료보다 자료의 시간단위가 단기인 월별 시계열 일수록 즉시적인 상관관계를 배제하고 충분히 큰 시차를 고려할 수 있으며 보다 많은 변수를 체계에 도입하여 정확도를 높일 수 있다는 장점이 있다. 하지만 본 연구에서는 수출보험의 특성상 연간 단위의 시계열자료를 사용하여 분석을 수행하였다.

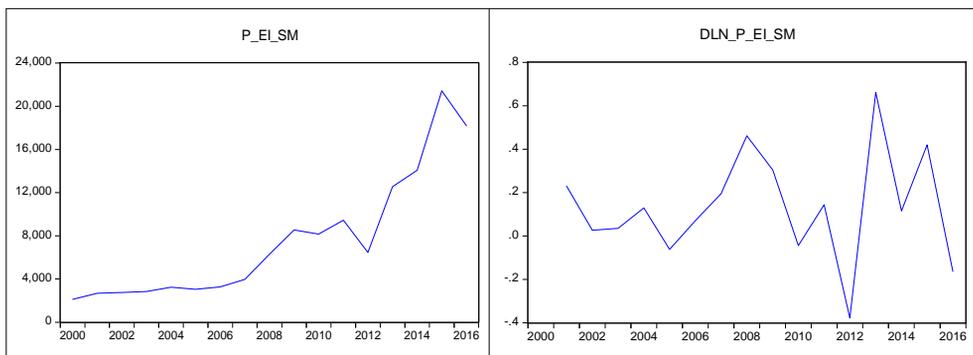
### 3. 분석 모형

VAR 모형은 Sims(1980)에 의해 개발된 다 변수 시계열모형으로 경제이론에 의한 선형적 판단을 배제한 상태에서 거시경제 시계열 변수들 간의 상호의존성을 파악하기 위한 모형이다.

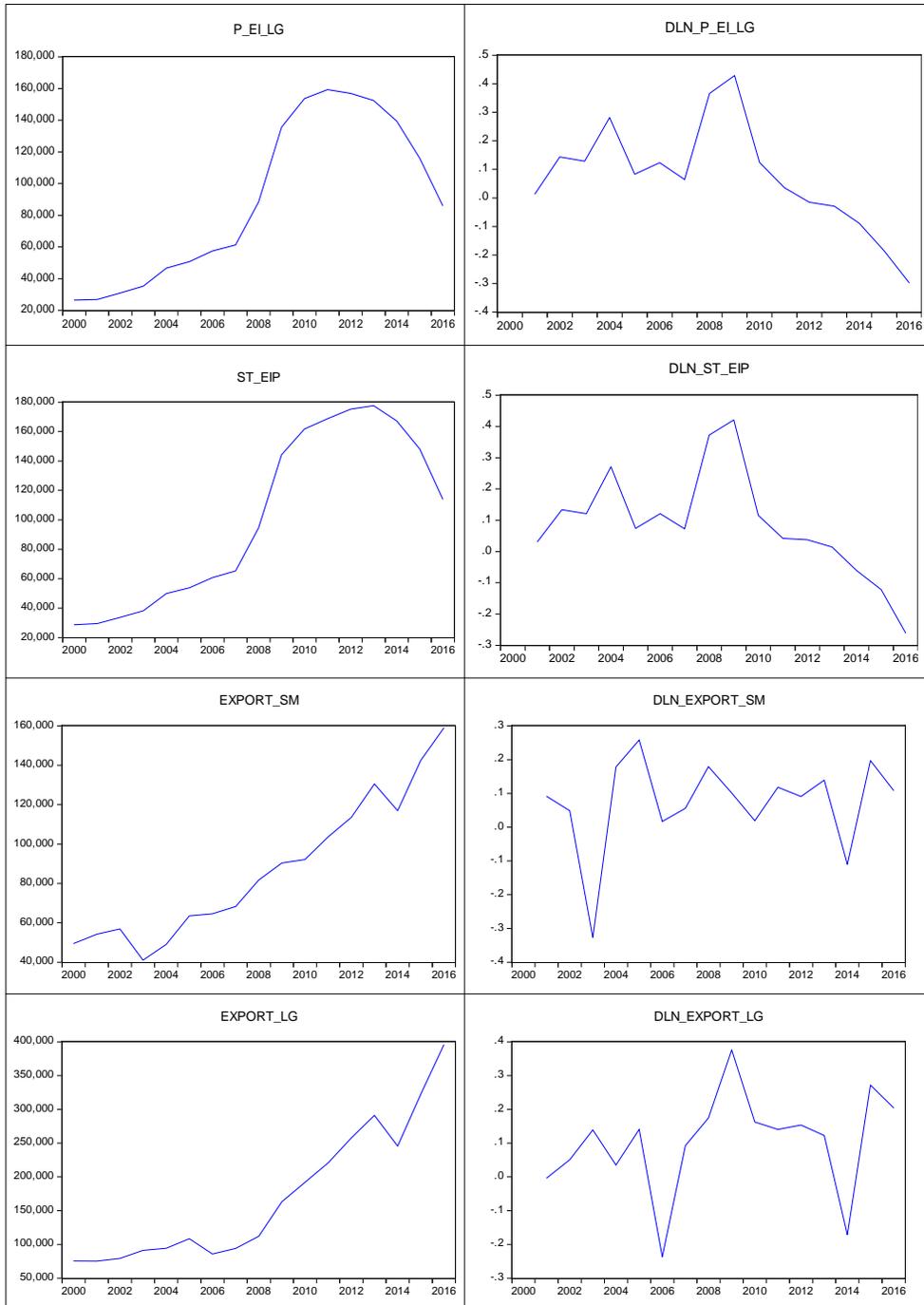
특히 VAR 모형은 전통적인 구조거시계량경제 모형의 문제점을 극복하고자 하는 의도에서 사전적으로 특정 이론에 입각하지 않고 가능한 모든 정보를 동시에 포함시킴으로써 연구자의 주관적인 제약을 배제하고 이론의 임의적 적용을 배제하는 특징을 갖는다.

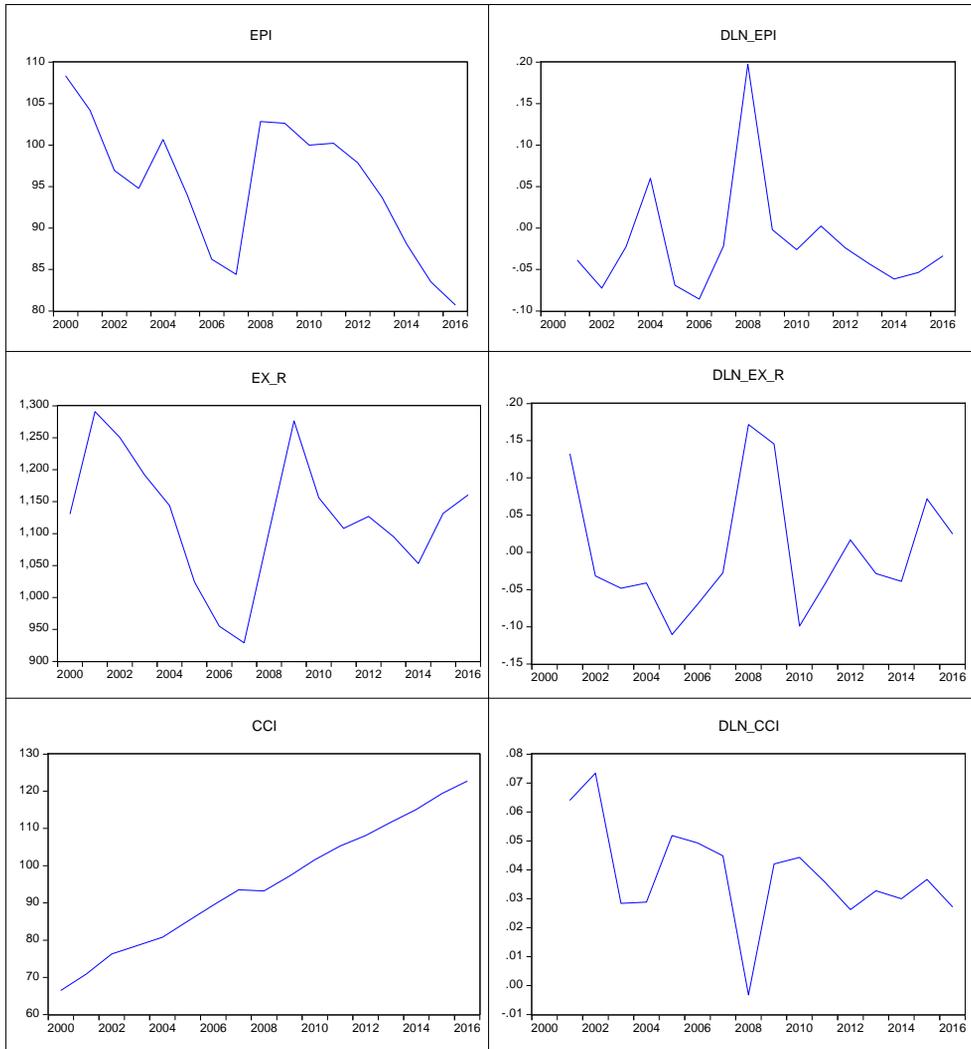
이에 본 연구에서는 예측모형을 설정하기 위해 중소기업과 대기업의 수출에 영향을 주는 변수들을 인과관계 검증 등을 통해 추출하였다. 한편, 두 변수간의 유의적인 관계가 존재하여도 유사변수를 모형에 포함시킬 경우에는 다중공선성의 문제가 야기될 수 있으므로 계량분석결과와 함께 이론적 타당성을 갖는 변수들 중 모형의 유의성과 적합성을 감안하여 아래 <그림 2>와 같은 변수들을 적절히 선택하였다.

<그림 2> 분석에 적용된 개별 경제변수 (원시계열 및 로그차분 값)



수출보험이 국내 중소기업 및 대기업의 수출에 미치는 영향에 관한 연구





## IV. 연구 결과

### 1. 단위근 검정

먼저 본 연구에서는 시계열 자료에 대한 주요변수들의 안정성 여부를 판단하기 위하여 단위근 검정을 수행하였다.

특성방정식  $f(Z) = 0$ 을 만족시키는 하나의 근  $\xi$ 가  $|\xi| = 1$ 인 경우를 단위근이라고 하는데 시계열 변수가 단위근(Unit Root)을 갖는다는 것은 시계열의 특성방정식의 근이 단위원 상에 존재한다는 것을 의미한다.

여기서 시계열 변수  $X_t$ 가 단위근을 갖는다는 것은 시계열  $X_t = X_{t-1} + e_t$ 의 형태로 무작위적 충격이 시계열의 미래치에 영속적인 영향을 미치게 되어 불안정 시계열이 된다는 것을 의미한다. 만일 시계열 변수들이 단위근을 갖는 경우 수준변수를 그대로 이용하여 모형을 추정하게 되면 다수의 불안정한 시계열들 사이에 허구적 회귀(spurious regression)의 문제가 발생하여 두 변수가 상호 독립적이라는 귀무가설을 기각하게 되는 원인이 된다. 따라서 단위근을 갖는 불안정 시계열 변수는 표본수가 커짐에 따라 회귀계수의 값이 증가하여 허구적 회귀문제를 초래하고 이로 인해 추정에 있어서 근본적인 문제를 초래하게 된다.

Dickey & Fuller(1979)는 (식 1)과 같은 자기회귀모형에서 단위근의 존재를 검정하고자 하는 시계열을 그 시차변수에 회귀시킨 후 시차변수에 대한 최소자승추정이 단위근과 유의적으로 다른지 여부를  $t$ 값을 이용해 구하게 된다.

이 때  $t$ 는 추세치를 의미하며 귀무가설은 단위근이 존재한다로서  $H_0 : b = 0$  이 된다.

$$\Delta X_t = a + b \cdot X_{t-1} + c \cdot t + e_t \quad (\text{식 1})$$

본 연구에서는 Dickey and Fuller(1981)의 Augmented Dickey-Fuller(ADF) 방식을 이용하여 단위근 검정을 실시하였으며, 시차선택에 있어서는 Akaike AIC를 이용하였다.

〈표 2〉 단위근 검정 결과

변수	수준변수		로그차분변수	
	t-Statistic	Prob.*	t-Statistic	Prob.*
P_EI_SM (수출보험인수실적(중소기업))	1.479	0.9981	-7.054	0.0001***
P_EI_LG (수출보험인수실적(대기업))	-2.189	0.2172	-2.531	0.0298**
ST_EIP (단기수출보험인수실적)	-2.069	0.2578	-2.679	0.0231**
EXPORT (수출)	-1.404	0.5520	-4.323	0.0064***
EXPORT_SM (중소기업 수출)	1.367	0.9975	-7.054	0.0001***
EXPORT_LG (대기업 수출)	1.303	0.9971	-2.869	0.0167**
EPI (수출물가지수)	-1.998	0.2842	-3.403	0.0293**
EX_R (원달러환율)	-3.573	0.0205**	-3.291	0.0357**
CCI (국내경기 동행지수)	-0.164	0.9243	-4.752	0.0027***

주 : \*\*\*, \*\*는 각각 1%, 5%의 유의수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각함

〈표 2〉는 단위근 검정결과를 나타내고 있으며 그 결과를 살펴보면 원달러환율을 제외한 모든 수준변수들은 단위근이 존재하는 시계열임을 알 수 있다. 즉, 각 변수들은 단위근을 갖는다는 귀무가설을 기각하지 않으므로 본 연구에 사용되어진 시계열은 불안정 시계열로 판정되었다.

이에 따라 모든 변수의 원시계열에 로그 1차 차분을 적용하여 ADF 검정을 실시한 결과, 단위근을 갖는다는 귀무가설이 모두 기각됨으로써 로그 차분 시계열은 모든 변수가 안정적인 시계열로 변환된다는 것을 단위근 검정을 통해 확인하였다.

## 2. 공적분 검정

앞서 언급한 것처럼 불안정한 시계열자료를 이용하여 회귀모형을 추정할 경우 허구적 회귀의 문제가 초래될 가능성이 크다. 따라서 이러한 문제를 해결하기 위해 시계열 자료에 1차 차분이나 증가율을 취하는 등 자료의 사전적 여과(filtering)를 통해 변수의 안정성을 확보하는 방법이 있으나 이러한 방법들은 변수들의 장기적 속성을 무시함으로써 시계열의 중요한 정보를 손실할 우려가 있다.

대부분의 경제 시계열 자료는 가성회귀(spurious regression)의 문제를 갖는 불안정적인

시계열로 알려져 있으며 이러한 시계열은 단위근을 가진다. 이와 같이 단위근을 갖는 시계열을 이용하여 회귀분석을 하는 경우에 발생하는 가성회귀 문제를 해결하기 위한 전통적인 이론은 찾기 어렵다.

기존 이론에 의하면 단위근을 갖는 시계열들이 공적분 관계에 있다면 일치성을 갖는 회귀계수들의 추정값을 구할 수 있다.

Johansen(1988, 1991) 및 Johansen & Juselius(1990)가 제시한 공적분 검정은 공적분 관계의 수와 모형의 파라미터들을 최우도 검정(Maximum Likelihood Test)으로 추정 및 검정하는 방법으로서 모든 변수를 내생변수로 간주한다는 점에서 종속변수를 선택하지 않고 여러 개의 공적분 관계를 식별해 낼 수 있다.

본 연구에서는 앞서 제시한 변수들을 대상으로 공적분 검정을 실시한 결과, 모든 모형에서 공적분 방정식의 개수가 0보다 작거나 같다는 귀무가설이 유의수준에서 기각되지 않았다. 이는 공적분 방정식이 존재하지 않는다는 의미이므로 이에 따라 아래와 같이 VAR 모형을 통해 분석을 진행하였다.

### 3. 그랜저 인과관계(Granger Causality) 검정

인과관계 검정(Causality Test)은 어떠한 특정 경제변수의 외생성 여부를 검증할 수 있는 기법으로 이러한 인과관계 규명을 위한 분석방법에는 여러 가지가 있다.

그 중 Engle & Granger(1987)가 제시한 검증 가능한 선·후행 관계의 정의를 살펴보면 공분산확률과정(Covariance Stationary Stochastic Process)  $X$ ,  $Y$  를 포함하는 정보 집합  $A$ 가 주어졌을 때, 만일  $Y$ 가  $X$ 의 과거 데이터를 포함하지 않을 때보다  $X$ 의 과거 데이터를 포함함으로써 더 나은 예측을 할 수 있다면  $X$ 에서  $Y$ 로의 그랜저 인과관계가 성립하게 된다.

예를 들어, 정상적인 시계열(Stationary Time Series)  $X_t$  와  $Y_t$ 에서  $Y$ 의 과거 시계열 데이터를  $\overline{Y}_t$ , 확률변수  $Z$ 가 주어진 상황에서 최소 예측 분산 오차를  $\sigma^2(\overline{Y}_t, Z)$ 라고 할 때 만약 확률과정  $X$ 에 대하여  $\sigma^2(X_t | \overline{X}_t, \overline{Y}_t) < \sigma^2(X_t | \overline{X}_t)$  이면  $Y$ 에서  $X$ 로의 인과관계가 성립하게 된다.

본 연구에서 고려하고 있는 모든 거시경제변수들과 수출액 및 수출보험인수실적에 대하여 2차의 Lag를 갖는 그랜저 인과분석을 실시한 결과 <부록 1>과 같이 나타났으며, 선행변수가 후행변수에 영향을 미치지 않는다는 귀무가설을 기각하는 관계는 아래 <표 3>과 같이 정리할 수 있다.

〈표 3〉 Granger Causality 분석 결과

Granger Causality	F-Statistic	Prob.*
① 대기업 수출 → 국내경기 동행지수	5.08143	0.0376**
② 국내경기 동행지수 → 수출보험인수실적(대기업)	5.28538	0.0344**
③ 국내경기 동행지수 → 단기수출보험인수실적	5.80029	0.0278**

주 : \*\*는 5%의 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄

모든 변수에 대하여 2차의 Lag를 갖는 그랜저 인과분석을 실시한 결과, 선행변수가 후행변수에 영향을 미치지 않는다는 귀무가설을 기각하는 관계는 모두 3가지 경우로 ① [대기업 수출 → 국내경기 동행지수], ② [국내경기 동행지수 → 수출보험인수실적(대기업)], ③ [국내경기 동행지수 → 단기수출보험인수실적]으로만 선·후행 관계가 있는 것으로 나타났다.

이상의 그랜저 인과관계 검정을 통해 대기업 수출은 국내경기 동행지수, 수출보험인수실적 그리고 단기수출보험인수실적에 선행하는 것으로 분석되었다.

따라서 본 연구에서는 그랜저 인과관계 분석결과를 토대로 VAR 모형에서의 변수의 순서를 [대기업수출액 → 중소기업수출액 → 국내경기 동행지수 → 수출보험인수실적(대기업) → 수출보험인수실적(중소기업) → 단기수출보험인수실적]의 순서(ordering)로 결정하였다.

#### 4. 벡터자기회귀모형(VAR 모형) 분석

벡터자기회귀모형(VAR 모형)은 기존의 경제이론에 의한 변수들 간의 형태적 관계를 모형화한 전통적 구조거시계량경제 모형의 문제점 내지는 한계를 극복하고자 하는 의도에서 가능한 모든 정보를 동시에 포함시키는 방법으로 제시된 모형이다.

따라서 VAR 모형은 모형 작성자의 주관적인 제약을 배제하고 사전적으로 특정 경제이론에 입각함이 없이 모든 가능성을 인정하는 일반적인 형태로 정형화하여 경제변수들 사이의 관계를 경제자료에 의하여 판단하고 이론의 임의적 적용을 배제하고자 하는 비구조적 접근 방식의 모형이라고 할 수 있다.

VAR 모형에 의한 접근방법은 모형 내 모든 변수들과 그 시차변수들의 함수로서 모두 내생적인 것으로 간주한다.

따라서 모형 내에서 고려되는  $n$ 개의 변수 및  $k$ 개의 시차에 대하여  $1 \times n$  변수벡터인  $Y_t$  및  $Y_{t-k}$ ,  $1 \times n$  계수벡터인  $A_k$  라고 할 때 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$Y_t = \sum_{k=1}^{\infty} A_k \cdot Y_{t-k} + E_t \quad (\text{식 2})$$

(식 2)와 같이 VAR 모형에서는 모형 내의 모든 변수의 현재치를 종속변수로 하고 그 자체의 시차변수들(Lagged Variable)과 모형 내의 다른 변수의 시차변수들을 사전에 결정된 변수(Predetermined Variable)로 한다.

한편, (식 2)는  $A(L) = A_1L + A_2L^2 + A_3L^3 + \dots$  인 시차연산자  $L$ 을 이용해 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$Y_t = A(L) Y_t + E_t \quad (\text{식 3})$$

(식 3)에서 보는 바와 같이 식의 우변에는 내생변수의 시차변수만 나타나므로 오차항과 설명변수간의 상관 문제가 발생하지 않으며, 최소자승법(OLS)에 의한 추정량은 일치추정량(consistent estimator)이 된다.

한편, VAR 모형을 추정하기 전에 오차항들을 백색잡음(white noise)인 오차항들로 만드는데 필요한 시차를 결정하기 위해 Akaike Information(AIC)기준을 이용하게 된다.

〈부록 2〉 및 〈부록 3〉을 바탕으로 각 변수의 영향에 대한 중소기업 및 대기업 수출 변화의 기대방향과 실증 분석결과를 정리하면 각각 〈표 4〉와 같다. 여기서 각 변수가 중소기업 및 대기업에 미치는 영향은 시차의 변화에 따라 상이한 방향성을 가지는 것도 있어 시차 1과 시차 2의 가중평균을 통해 분석결과를 도출하였다.

〈표 4〉 각 변수의 영향에 대한 중소기업 및 대기업 수출의 변화

변수명	기대방향	중소기업수출	대기업수출
수출보험인수실적	+	-	+
단기수출보험인수실적	+	+	-
원달러환율	+	+	+
수출물가지수	+	-	+
국내경기 동행지수	+	-	-

분석기간 동안 중소기업 및 대기업의 수출에 정(+)의 영향을 주는 변수는 원달러환율, 부(-)의 영향을 주는 변수는 국내경기 동행지수로 나타났다.

먼저 수출보험인수실적 및 수출물가지수의 경우 중소기업의 수출에는 부(-)의 영향을,

그리고 대기업 수출에는 정(+)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 이는 대기업의 경우 사내 규정 상 수출보험 가입이 의무화되어 있고 수출보험 가입이 거절되면 대부분 거래를 진행하지 않지만, 중소기업의 경우 수출보험에 가입하지 않고 수출하는 경우가 많기 때문인 것으로 판단된다.

최근 우리나라 중소기업 중 약 25%가 수출보험 미가입으로 인해 수출대금 미회수를 경험했다는 통계와 마찬가지로 이러한 결과 역시 중소기업들을 우대해 수출보험 이용을 독려하는 것이 필요함을 말해준다.

둘째, 단기수출보험의 경우 중소기업의 수출에는 정(+)의 영향을, 그리고 대기업 수출에는 부(-)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 이 같은 결과는 중소기업의 해외진출 위험을 줄여 수출을 촉진하고자 하는 단기수출보험제도의 취지에 부합한 것으로 단기수출보험 실적의 활용률은 대기업보다 오히려 중소기업이 높은 것으로 해석할 수 있다.

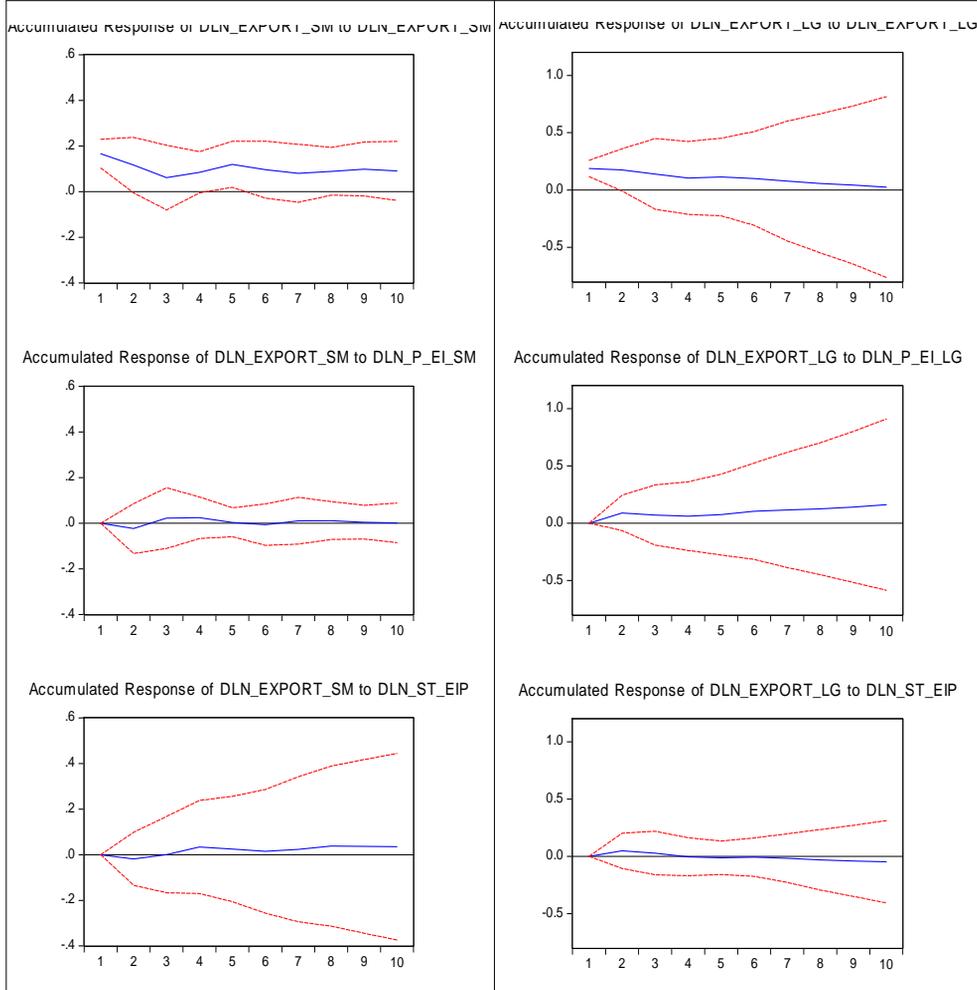
하지만 단기수출보험의 경우 여러 문제점을 내포하고 있는데 우선 무역보험공사 입장에서는 현재 평균 100%(수입보험료=지급보험금)에 달하는 단기수출보험 손해율을 감당하고 있으며 이에 따라 중소기업의 단기수출보험실적이 늘어날수록 무역보험공사의 손해율이 증가하여 수출보험 운영상의 문제가 되고 있다. 또한 수출 중소기업 입장에서는 최근 모뉴엘 사태 등으로 인해 금융기관이 무역보험공사의 보증을 믿고 대출하는 것을 꺼리면서 자금유통에 어려움을 겪고 있다. 뿐만 아니라 정부에서는 단기수출보험시장을 민간 보험사로 개방하고 있는데 민간 보험사 입장에서는 대기업 또는 중소기업의 우량 물건만 인수하려고 하므로 이러한 체리 피킹(Cherry Picking) 현상으로 인해 수출초보 중소기업의 보험가입이 더욱 어렵게 되는 문제가 발생할 수 있다.

따라서 궁극적으로는 단기수출보험이 중소기업의 적극적인 시장 발굴 및 초기 시장진입을 통해 중장기적으로 수출을 증대시키는 역할을 할 수 있도록 정책적인 뒷받침이 필요하다고 할 수 있다.

#### 4. 충격반응분석

충격반응분석은 시스템의 동적특성을 설명하는 것으로 충격반응함수를 통해 VAR 모형에 있는 변수들에 대한 내생변수의 충격효과를 추적할 수 있다.

〈그림 3〉 중소기업 수출에 대한 충격반응분석 결과    〈그림 4〉 대기업 수출에 대한 충격반응분석 결과



〈그림 3〉과 〈그림 4〉의 충격반응곡선은 개별변수 중 수출보험인수실적 및 단기수출보험인수실적의 충격이 중소기업 및 대기업의 수출에 미치는 영향의 누적변동을 분석한 것이다.

먼저, 중소기업의 수출보험인수실적의 1-표준편차 증가 충격(1-Standard Deviation Shock)에 대한 중소기업 수출의 반응을 살펴보면 〈그림 3〉과 같다. 중소기업의 경우에는 수출보험인수실적의 증가에 따라 상대적으로 단기적이고 미약하게 수출증대 효과를 주는 것으로 나타났다.

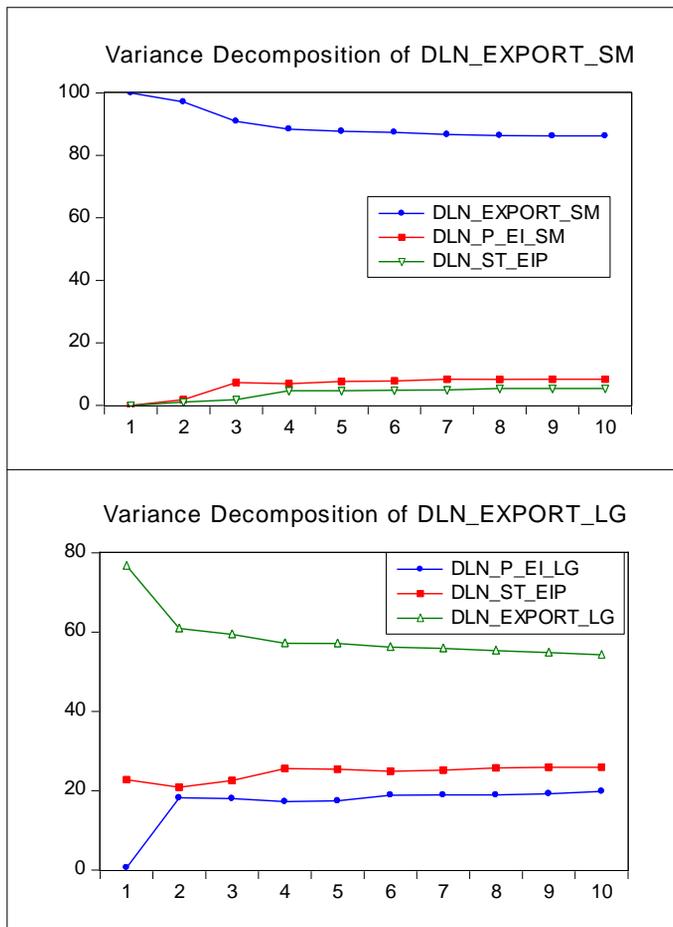
반면, 대기업의 경우에는 〈그림 4〉에서와 같이 수출보험인수실적의 증가에 따라 중장기적으로 수출증대 효과가 나타나는 것을 확인할 수 있다.

## 5. 예측오차의 분산분해 분석

분산분해 분석은 내생변수의 예측기간을 늘려가면서 얻어지는 예측오차의 분산에서 모형 내 개별 설명변수의 변동에 기인하는 부분이 차지하는 비중을 백분율로 계산하여 상대적인 기여도를 분석할 수 있는 방법이다.

본 연구에서는 수출보험인수실적 및 단기수출보험인수실적의 분산분해를 통해 어떠한 변수의 변동의 기여율이 해당변수의 변동분에 영향을 주는지를 분석하였으며 그 결과는 <그림 5>와 같다.

<그림 5> 분산분해 분석 결과



〈그림 5〉의 각각의 그림은 수출보험인수실적 및 단기수출보험인수실적이 중소기업 및 대기업의 수출의 분산에 기인한 변동부분을 나타내고 있다.

먼저 중소기업 수출의 분산분해를 보면 중소기업의 경우 중장기적으로 수출보험인수실적 및 단기수출보험인수실적에 의해 크게 영향을 받지 않는 것으로 나타났다.

반면, 대기업 수출의 분산분해를 보면 대기업의 경우 중장기적으로 수출보험인수실적 보다 단기수출보험인수실적에 의해 더 크게 영향을 받는 것으로 나타나 수출보험의 수출에 미치는 효과는 중소기업보다 대기업에서 더 크게 나타나는 것으로 분석되었다.

## V. 논의 및 결론

최근 계속되는 글로벌 경기 침체로 수출 여건이 악화됨에 따라 수출 주도형 소규모 개방경제인 우리나라는 수출이 감소하고 국내 경제 또한 침체가 지속되고 있다. 따라서 앞으로 우리 경제의 지속적 성장을 위해서는 수출보험과 같은 수출 지원제도의 수출증대 효과를 분석하여 수출을 진흥하기 위한 방안을 마련할 필요가 있다.

수출보험은 그 특성상 고위험 국가로의 수출에 대한 효과가 큰 보험이라고 할 수 있다. 이에 본 연구에서는 2000년부터 2016년까지 국내 중소기업과 대기업의 수출보험인수실적에 대한 시계열 자료를 바탕으로 수출보험과 중소기업 및 대기업의 수출 증대 간의 관계에 대한 실증분석을 실시하고 이를 바탕으로 수출보험이 중소기업 및 대기업의 수출 증대에 미치는 영향을 분석하여 효율적인 수출보험 정책을 수립하기 위한 정책적 시사점을 도출하였다.

첫째, 시계열 분석을 통해 수출보험이 중소기업 및 대기업의 수출에 미치는 영향을 분석한 결과 수출보험은 대기업 수출에 미치는 영향이 중소기업에 비해 더 큰 것으로 나타났다.

이 같은 결과는 플랜트 산업과 같은 대규모 산업의 비중이 높은 대기업은 중장기수출보험을 주로 이용하고 있으며, 중소기업은 제조업 기반의 상품 수출의 특성상 고위험 국가를 대상으로 하는 단기수출보험을 활용하고 있기 때문으로 해석된다.

즉, 수출보험 이용 시 중소기업 보다 대기업의 수출대금 미회수 등의 리스크가 더 크게 감소하면서 수출이 증가한다고 볼 수 있으므로 중소기업이 상대적으로 많이 이용하는 단기수출보험보다 대기업이 주로 활용하고 있는 중장기수출보험의 수출유발효과가 더 크다고 판단된다.

국내 중소기업의 수출은 대기업의 수출 못지않게 산업의 생산성 향상 및 고용 창출을 통한 경제 성장에 중요한 역할을 차지하고 있다. 하지만 중소기업의 경우 대기업에 비해 글로벌 경기 변동성에 따른 충격에 취약하므로 향후 중소기업에 대한 수출 안전망으로서 수출보험에 대한 지원강화가 필요하다고 판단된다.

둘째, 단기수출보험의 경우 중소기업의 수출에 긍정적 영향을 주고 있는 것으로 나타났다. 이는 대기업 중심의 글로벌 시장진출 성과를 중소기업 부문으로 확산시키기 위해 정부가 민간부문과 함께 수출보험시장을 확대한 결과로 풀이된다.

하지만 민간 손해보험회사들이 비교적 안정성이 높은 대기업 중심의 방어적인 영업을 하고 있기 때문에 중소기업의 수출에 실질적인 도움을 주지 못하고 있는 것이 현실이다.

특히 무역보험공사가 대기업과 중견·중소기업의 단기수출보험료를 동일하게 책정하는 것과는 달리, 민간 손해보험업체들은 인수 위험이 낮은 대기업에 대해 더 낮은 보험료를 적용할 수 있다. 이에 따라 무역보험공사의 단기수출보험에는 상대적으로 인수 위험이 큰 중소·중견기업만 남게 돼 ‘공사의 수익성 악화 → 무역보험기금 손실 → 중소·중견기업 보험료 인상 및 지원 축소’의 악순환이 불가피할 것으로 예상된다.

따라서 민간 손해보험사의 단기수출보험의 중소·중견기업 의무인수 비중을 높여 민간 보험사의 수익률 제고를 위해 무역보험공사가 일정 한도 내에서 보험료 할인을 위한 보증서를 제공하는 방안도 검토해야 할 것으로 판단된다.

결론적으로 수출보험 활성화를 통한 국내 중소기업 및 대기업의 글로벌화와 수출 증대를 위해서는 수출보험 자체가 중소기업 수출을 지원하기 위한 제도로 수정될 필요가 있다.

또한 플랜트를 수출하는 대기업이 주로 이용하고 있는 중장기수출보험과 달리, 제조업을 중심으로 하는 중소기업에 대한 단기수출보험 및 수출 활성화를 위해서는 중소기업의 수출보험 한도액을 높이고 지자체별 지원을 통해 보험료를 낮추는 방안도 필요할 것이다.

특히 지자체별 수출 중소기업 지원사업을 통해 각 지자체에 속한 중소기업들이 수출 거래 중 발생하는 각종 위험으로부터 보호받을 수 있도록 단기수출보험, 수출보증보험, 단체보험 등 무역보험공사에서 운영하는 수출보험 상품의 보험료를 업체당 일정금액으로 지원하는 방안도 확대될 필요가 있다고 판단된다.

향후 후속 연구에서는 수출보험의 수출지원 효과를 보다 정밀하게 측정하기 위해서 수출산업별 보험 인수실적에 따른 수출실적에 대한 시계열 분석을 실시하여 실증분석할 필요가 있다.

## 참고문헌

- 강동수 외(2012), “한국산업 및 금융발전에 따른 무역보험공사의 역할과 과제,” 한국개발연구원 연구보고서.
- 김경철·정홍주(2013), “인수심사자 재량적 판단이 단기수출보험 총액한도결정에 미치는 영향에 관한 연구,” 「무역보험연구」, 제14권 제4호, pp.95-114.
- 김명직·장국현(2003), 「금융시계열분석 제2판」, 경문사.
- 김세영·이서영(2004), “우리나라 수출보험이 수출에 미치는 효과분석,” 「관세학회지」, 제5권 제3호, pp.77-97.
- 김희국(2012), “글로벌 금융위기 전후 단기수출신용보험이 수출에 미친 영향 비교,” 「무역보험연구」, 제13권 제2호, pp.29-45.
- 박현희(1999), “수출보험이 수출에 미치는 영향에 관한 연구,” 「무역학회지」, 제24권 제2호, pp.241-255.
- 삼정KPMG(2011), “무역보험운영 개선방안 마련 컨설팅,” 연구용역보고서.
- 송일호·정우수(2002), 「SAS와 Eviews를 이용한 계량경제실증분석」, 삼영사.
- 신의섭 외(2009), 「수출보험의 이해」, 세창출판사.
- 이서영(2011), “수출보험의 대기업 및 중소기업 수출지원에 대한 효과분석,” 「통상정보연구」, 제13권 제3호, pp.377-401.
- 이수일(2004), “한·미·일 수출보험이 수출에 미치는 영향에 관한 실증분석,” 「통상정보연구」, 제6권 제2호, pp.65-84.
- 이인주·이은재(2000), “수출간접지원제도인 수출보험이 수출에 미치는 영향에 관한 실증분석,” 「수출보험학회지」, 통권 제1호, pp.235-288.
- 이종원(2006), 「계량경제학」, 박영사.
- 이홍재 외(2005), 「Eviews를 이용한 금융경제 시계열분석」, 경문사.
- 정윤성(2010), “수출기업의 전사적 리스크관리를 위한 수출보험의 역할에 관한 연구,” 건국대학교 석사학위논문.
- 한국개발연구원(2012), “한국 산업 및 금융발전에 따른 무역보험공사의 역할과 과제,” 한국무역보험공사 연구용역보고서.
- 한국무역보험공사(2012), “공적 수출신용기관으로서 무역보험공사 핵심기능과 중점역량,” 내부보고서.
- 한국무역보험공사, 각 년도 국회 업무보고.

- 허 인 외(2010), “무역보험의 국민경제기여도 분석,” 대외경제정책연구원 보고서.
- 조성민 외(2012), “무역보험의 국민경제기여도 분석,” 현대경제연구원 보고서.
- 황유상(2011), “한국의 수출금융과 수출보험이 수출에 미치는 영향에 관한 실증적 연구,” 동아대학교 박사학위논문.
- 중소기업청, 중소기업 통계 (<http://www.smba.go.kr>)
- 한국은행, 경제통계시스템 (<http://www.bok.or.kr>).
- Badinger, H. and T. Url(2013), “Export Credit Guarantees and Export Performance: Evidence from Austrian, Firm-level Data,” *The World Economy*, pp.1115-1130
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller(1979), “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root,” *Journal of the American Statistical Association*, 74.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller(1981), “Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root,” *Econometrica*, Vol. 49, No. 4, pp.1057-1072.
- Egger, P. and T. Url(2006), “Public Export Credit Guarantees and Foreign Trade Structure:Evidence from Austria,” *The World Economy*, Vol.29, No.4, pp.399-417.
- Engle, R. and C. W. Granger(1987), “Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing,” *Econometrics*, Vol. 55, No. 2, pp.251-276.
- Export-Import Bank of the United States(2011), “Report to the U.S. Congress on Export Credit Competition and the Export-Import Bank of the United States”.
- Ezell S. J.(2011), “Understanding the Importance of Export Credit Financing to U.S. Competitiveness”, ITIF.
- Hilmarsson, Hilmar Por, and Trung Quang Dinh(2013), “Can Export Credit Agencies Facilitate Cross Border Trade to Emerging Markets and Help Increase Investments and Innovations in Their Food Processing Industries?,” *Journal of Applied Management and Investments*, Vol. 2, No. 3, pp. 176-186.
- Johansen, S.(1988), “Statistical analysis of cointegration vectors,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.12, pp.231-254.
- Johansen, S.(1991), “Estimation and hypothesis testing of cointegrating vectors in Gaussian vector autoregressive models,” *Econometrics*, Vol. 59, No. 6, pp.1551-1580.

- Johansen, S. and K. Juselius(1990), "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to money demand," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 52, No. 2, pp.169-210.
- Levchenko, A. A., L. T. Lewis, and L. L. Tesar(2011), "The Role of Trade Finance in the U.S. Trade Collapse: A Skeptic's View," in J.-P. Chauffour and M. Malouche (eds.), *Trade Finance during the Great Trade Collapse* (Washington, D.C.: World Bank), pp.133-147.
- Moser, C., T. Nestmann and M. Wedow(2008), "Political Risk and Export Promotion: Evidence from Germany," *The World Economy*, Vol.31, No.6, pp.781-803.
- Van der Veer, K. J. M.(2010), "The Private Credit Insurance Effect on Trade," DNB Working Paper 264.
- Van der Veer, K. J. M.(2011), "Private Trade Credit Insurers during the Crisis: The Invisible Banks," in J.-P. Chauffour and M. Malouche (eds.), *Trade Finance during the Great Trade Collapse* (Washington, D.C.: World Bank), pp.199-212.

## A Study on the Effects of Export Insurance on the Exports of SMEs and LEs

Dong-Joo Lee

### Abstract

Recently, due to the worsening global economic recession, Korea which is a small, export-oriented economy has decreased exports and the domestic economy also continues to stagnate. Therefore, for continued growth of our economy through export growth, we need to analyze the validity of export support system such as export insurance and prepare ways to expand exports.

This study is to investigate the effects of Export Insurance on the exports of SMEs as well as LEs. For this purpose, this study conducted Time Series Analysis using data such as export, export insurance acquisition, export price index, exchange rate, and coincident composite index(CCI).

First, as a result of the Granger Causality Test, the exports of LEs has found to have a causal relationship with the CCI, and CCI is to have a causal relationship with the short-term export insurance record.

Second, the results of VAR analysis show that the export insurance acquisition result and the export price index have a positive effect on the exports of LEs, while the short - term export insurance has a negative effect on the exports of LEs.

Third, as a result of variance decomposition, the export of LEs has much more influenced for mid to long term by the short-term export insurance acquisition compared to SMEs.

Fourth, short-term export insurance has a positive effect on exports of SMEs. In order to activate short-term export insurance against SMEs, it is necessary to expand support for SMEs by local governments.

This study aims to suggest policy implications for establishing effective export insurance policy by analyzing the effects of export insurance on the export of SMEs as well as LEs.

It is necessary to carry out a time series analysis on the export results according to the insurance acquisition results by industry to measure the export support effect of export insurance more precisely.

---

(Key Words) Export Insurance, Short-term Export Insurance, VAR(Vector Auto Regressive) Model, Time Series Analysis, Granger Causality Analysis

〈부록 1〉 그랜저 인과관계(Granger Causality) 분석결과

Sample: 2000 2016 Lags: 2			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DLN_1_EXPORT_SM does not Granger Cause DLN_1_EXPORT_LG	13	1.26162	0.3340
DLN_1_EXPORT_LG does not Granger Cause DLN_1_EXPORT_SM		0.01835	0.9819
DLN_1_P_EI_LG does not Granger Cause DLN_1_EXPORT_LG	13	1.97662	0.2006
DLN_1_EXPORT_LG does not Granger Cause DLN_1_P_EI_LG		0.50659	0.6206
DLN_1_P_EI_SM does not Granger Cause DLN_1_EXPORT_LG	13	0.89228	0.4469
DLN_1_EXPORT_LG does not Granger Cause DLN_1_P_EI_SM		0.10648	0.9002
DLN_1_ST_EIP does not Granger Cause DLN_1_EXPORT_LG	13	2.17359	0.1762
DLN_1_EXPORT_LG does not Granger Cause DLN_1_ST_EIP		0.40802	0.6781
DLN_CCI does not Granger Cause DLN_1_EXPORT_LG	13	1.90958	0.2099
DLN_1_EXPORT_LG does not Granger Cause DLN_CCI		5.08143	0.0376
DLN_EPI does not Granger Cause DLN_1_EXPORT_LG	13	2.58524	0.1361
DLN_1_EXPORT_LG does not Granger Cause DLN_EPI		1.03725	0.3976
DLN_EX_R does not Granger Cause DLN_1_EXPORT_LG	13	3.57769	0.0776
DLN_1_EXPORT_LG does not Granger Cause DLN_EX_R		0.23226	0.7979
DLN_1_P_EI_LG does not Granger Cause DLN_1_EXPORT_SM	13	0.20817	0.8163
DLN_1_EXPORT_SM does not Granger Cause DLN_1_P_EI_LG		0.29028	0.7556
DLN_1_P_EI_SM does not Granger Cause DLN_1_EXPORT_SM	13	3.36090	0.0872
DLN_1_EXPORT_SM does not Granger Cause DLN_1_P_EI_SM		0.26805	0.7715
DLN_1_ST_EIP does not Granger Cause DLN_1_EXPORT_SM	13	0.10393	0.9025
DLN_1_EXPORT_SM does not Granger Cause DLN_1_ST_EIP		0.38032	0.6954
DLN_CCI does not Granger Cause DLN_1_EXPORT_SM	13	0.67915	0.5340
DLN_1_EXPORT_SM does not Granger Cause DLN_CCI		1.02851	0.4004
DLN_EPI does not Granger Cause DLN_1_EXPORT_SM	13	0.24376	0.7893
DLN_1_EXPORT_SM does not Granger Cause DLN_EPI		1.32237	0.3190
DLN_EX_R does not Granger Cause DLN_1_EXPORT_SM	13	0.31608	0.7377
DLN_1_EXPORT_SM does not Granger Cause DLN_EX_R		0.53857	0.6033
DLN_1_P_EI_SM does not Granger Cause DLN_1_P_EI_LG	13	0.08758	0.9170
DLN_1_P_EI_LG does not Granger Cause DLN_1_P_EI_SM		0.14653	0.8660

DLN_1_ST_EIP does not Granger Cause DLN_1_P_EI_LG	13	0.14684	0.8657
DLN_1_P_EI_LG does not Granger Cause DLN_1_ST_EIP		0.07087	0.9322
DLN_CCI does not Granger Cause DLN_1_P_EI_LG	13	5.28538	0.0344
DLN_1_P_EI_LG does not Granger Cause DLN_CCI		0.13677	0.8742
DLN_EPI does not Granger Cause DLN_1_P_EI_LG	13	3.85523	0.0672
DLN_1_P_EI_LG does not Granger Cause DLN_EPI		1.27751	0.3300
DLN_EX_R does not Granger Cause DLN_1_P_EI_LG	13	2.40568	0.1520
DLN_1_P_EI_LG does not Granger Cause DLN_EX_R		0.35595	0.7111
DLN_1_ST_EIP does not Granger Cause DLN_1_P_EI_SM	13	0.08570	0.9187
DLN_1_P_EI_SM does not Granger Cause DLN_1_ST_EIP		0.09031	0.9146
DLN_CCI does not Granger Cause DLN_1_P_EI_SM	13	1.03154	0.3994
DLN_1_P_EI_SM does not Granger Cause DLN_CCI		0.34537	0.7180
DLN_EPI does not Granger Cause DLN_1_P_EI_SM	13	0.90050	0.4439
DLN_1_P_EI_SM does not Granger Cause DLN_EPI		0.02941	0.9711
DLN_EX_R does not Granger Cause DLN_1_P_EI_SM	13	0.67158	0.5375
DLN_1_P_EI_SM does not Granger Cause DLN_EX_R		0.53625	0.6046
DLN_CCI does not Granger Cause DLN_1_ST_EIP	13	5.80029	0.0278
DLN_1_ST_EIP does not Granger Cause DLN_CCI		0.07835	0.9253
DLN_EPI does not Granger Cause DLN_1_ST_EIP	13	3.48813	0.0814
DLN_1_ST_EIP does not Granger Cause DLN_EPI		1.23005	0.3422
DLN_EX_R does not Granger Cause DLN_1_ST_EIP	13	2.48876	0.1444
DLN_1_ST_EIP does not Granger Cause DLN_EX_R		0.52462	0.6108
DLN_EPI does not Granger Cause DLN_CCI	14	0.65434	0.5428
DLN_CCI does not Granger Cause DLN_EPI		0.44990	0.6513
DLN_EX_R does not Granger Cause DLN_CCI	14	0.34587	0.7166
DLN_CCI does not Granger Cause DLN_EX_R		0.81153	0.4742
DLN_EX_R does not Granger Cause DLN_EPI	14	0.19796	0.8239
DLN_EPI does not Granger Cause DLN_EX_R		1.91483	0.2028

## 〈부록 2〉 벡터자귀회귀(VAR) 모형 분석결과 - 중소기업

Sample (adjusted): 2003 2016 Included observations: 14 after adjustments Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]						
	DLN_EXPORT_SM	DLN_P_EI_SM	DLN_ST_EIP	DLN_EX_R	DLN_EPI	DLN_CCI
DLN_EXPORT_SM(-1)	-0.266210 (0.08984) [-2.96305]	-0.375392 (3.58514) [-0.10471]	-0.611419 (1.85510) [-0.32959]	-0.459570 (0.55570) [-0.82701]	-0.696874 (0.73314) [-0.95053]	0.181246 (0.12250) [ 1.47954]
DLN_EXPORT_SM(-2)	-0.395309 (0.04777) [-8.27475]	1.459818 (1.90635) [ 0.76577]	0.454216 (0.98642) [ 0.46047]	0.452872 (0.29549) [ 1.53264]	0.200221 (0.38984) [ 0.51360]	-0.058417 (0.06514) [-0.89682]
DLN_P_EI_SM(-1)	-0.154286 (0.02776) [-5.55817]	-0.922319 (1.10769) [-0.83265]	-0.065321 (0.57316) [-0.11397]	-0.024788 (0.17169) [-0.14437]	-0.117636 (0.22652) [-0.51933]	0.031512 (0.03785) [ 0.83258]
DLN_P_EI_SM(-2)	0.131947 (0.03034) [ 4.34870]	-0.159697 (1.21077) [-0.13190]	-0.155754 (0.62650) [-0.24861]	-0.000226 (0.18767) [-0.00120]	-0.171707 (0.24759) [-0.69350]	0.054408 (0.04137) [ 1.31514]
DLN_ST_EIP(-1)	0.115154 (0.09017) [ 1.27704]	0.662471 (3.59829) [ 0.18411]	0.010704 (1.86191) [ 0.00575]	-0.710822 (0.55774) [-1.27447]	-0.504734 (0.73583) [-0.68594]	0.207525 (0.12295) [ 1.68788]
DLN_ST_EIP(-2)	0.920183 (0.05791) [ 15.8892]	-0.376226 (2.31096) [-0.16280]	0.406920 (1.19578) [ 0.34030]	0.227954 (0.35820) [ 0.63639]	0.527430 (0.47258) [ 1.11607]	-0.047892 (0.07896) [-0.60651]
DLN_EX_R(-1)	0.654972 (0.10054) [ 6.51429]	0.326747 (4.01214) [ 0.08144]	0.428358 (2.07605) [ 0.20633]	0.617991 (0.62189) [ 0.99374]	1.033852 (0.82046) [ 1.26009]	-0.176304 (0.13709) [-1.28603]
DLN_EX_R(-2)	-1.046548 (0.07338) [-14.2620]	1.380722 (2.92819) [ 0.47153]	-0.875714 (1.51517) [-0.57797]	-0.492354 (0.45387) [-1.08479]	-0.458712 (0.59880) [-0.76605]	0.056516 (0.10005) [ 0.56486]
DLN_EPI(-1)	-0.866266 (0.40794) [-2.12353]	1.173345 (16.2785) [ 0.07208]	3.736842 (8.42317) [ 0.44364]	3.160691 (2.52318) [ 1.25266]	2.470226 (3.32887) [ 0.74206]	-0.782810 (0.55622) [-1.40737]

DLN_EPI(-2)	-1.719867 (0.18873) [-9.11266]	-6.374576 (7.53131) [-0.84641]	-0.399859 (3.89701) [-0.10261]	-1.407345 (1.16736) [-1.20558]	-1.526660 (1.54011) [-0.99127]	0.214107 (0.25734) [ 0.83200]
DLN_CCI(-1)	-4.265127 (1.24967) [-3.41301]	-2.398801 (49.8672) [-0.04810]	11.10613 (25.8034) [ 0.43041]	9.164108 (7.72947) [ 1.18561]	10.15832 (10.1976) [ 0.99615]	-2.768092 (1.70392) [-1.62454]
DLN_CCI(-2)	-4.747219 (0.98850) [-4.80242]	-19.29431 (39.4457) [-0.48914]	-0.708117 (20.4108) [-0.03469]	-5.618503 (6.11412) [-0.91894]	-5.910012 (8.06643) [-0.73267]	1.594682 (1.34783) [ 1.18315]
C	0.298378 (0.02729) [ 10.9343]	0.980803 (1.08892) [ 0.90071]	-0.253498 (0.56345) [-0.44990]	-0.033149 (0.16878) [-0.19640]	-0.067694 (0.22268) [-0.30400]	0.025114 (0.03721) [ 0.67498]
R-squared	0.999371	0.699138	0.823016	0.926632	0.816619	0.863901
Adj. R-squared	0.991817	-2.911201	-1.300793	0.046215	-1.383955	-0.769283
Sum sq. resids	0.000177	0.281581	0.075392	0.006765	0.011775	0.000329
S.E. equation	0.013298	0.530642	0.274576	0.082250	0.108514	0.018132
F-statistic	132.3118	0.193649	0.387519	1.052492	0.371094	0.528968
Log likelihood	59.09041	7.479599	16.70362	33.58014	29.70059	54.74965
Akaike AIC	-6.584344	0.788629	-0.529089	-2.940021	-2.385798	-5.964236
Schwarz SC	-5.990934	1.382039	0.064321	-2.346610	-1.792388	-5.370826
Mean dependent	0.073337	0.134976	0.087037	-0.005349	-0.013054	0.033934
S.D. dependent	0.147006	0.268316	0.181019	0.084219	0.070281	0.013631
Determinant resid covariance (dof adj.)		0.000000				
Determinant resid covariance		0.000000				

〈부록 3〉 벡터자귀회귀(VAR) 모형 분석결과 - 대기업

Sample (adjusted): 2003 2016 Included observations: 14 after adjustments Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]						
	DLN_EXPORT_LG	DLN_P_EI_LG	DLN_ST_EIP	DLN_EX_R	DLN_EPI	DLN_CCI
DLN_EXPORT_LG(-1)	-0.896650 (0.68109) [-1.31649]	-0.315063 (0.24112) [-1.30668]	-0.363556 (0.37728) [-0.96361]	-0.473617 (0.27380) [-1.72981]	-0.048411 (0.47013) [-0.10297]	-0.015329 (0.11426) [-0.13416]
DLN_EXPORT_LG(-2)	0.006682 (0.59986) [ 0.01114]	-0.858109 (0.21236) [-4.04082]	-0.777058 (0.33229) [-2.33851]	-0.292042 (0.24114) [-1.21108]	-0.303675 (0.41406) [-0.73341]	0.032941 (0.10063) [ 0.32734]
DLN_P_EI_LG(-1)	4.568078 (6.90282) [ 0.66177]	-6.693299 (2.44370) [-2.73900]	-6.536127 (3.82376) [-1.70935]	-2.137647 (2.77492) [-0.77035]	-1.782501 (4.76470) [-0.37411]	0.425693 (1.15802) [ 0.36761]
DLN_P_EI_LG(-2)	9.157407 (6.45283) [ 1.41913]	-5.947232 (2.28440) [-2.60341]	-5.924271 (3.57449) [-1.65738]	-3.099309 (2.59402) [-1.19479]	-1.378103 (4.45409) [-0.30940]	0.494478 (1.08253) [ 0.45678]
DLN_ST_EIP(-1)	-6.247262 (7.58629) [-0.82349]	8.278770 (2.68566) [ 3.08258]	7.854882 (4.20236) [ 1.86916]	1.685897 (3.04967) [ 0.55281]	2.119810 (5.23647) [ 0.40482]	-0.450884 (1.27267) [-0.35428]
DLN_ST_EIP(-2)	-9.720646 (7.37271) [-1.31846]	7.708035 (2.61005) [ 2.95321]	7.675228 (4.08405) [ 1.87932]	4.263029 (2.96381) [ 1.43836]	2.249327 (5.08904) [ 0.44199]	-0.640591 (1.23684) [-0.51792]
DLN_EX_R(-1)	2.753130 (1.60165) [ 1.71893]	-0.929594 (0.56701) [-1.63947]	-0.726288 (0.88722) [-0.81861]	0.983556 (0.64386) [ 1.52759]	0.366374 (1.10555) [ 0.33140]	-0.054884 (0.26869) [-0.20426]
DLN_EX_R(-2)	2.263787 (1.81071) [ 1.25022]	-1.386606 (0.64102) [-2.16313]	-1.456006 (1.00303) [-1.45161]	-0.729780 (0.72790) [-1.00258]	-0.341953 (1.24985) [-0.27360]	0.110417 (0.30376) [ 0.36350]
DLN_EPI(-1)	0.874880 (2.19170) [ 0.39918]	1.672727 (0.77589) [ 2.15587]	1.836730 (1.21407) [ 1.51287]	1.656679 (0.88106) [ 1.88033]	-0.202040 (1.51283) [-0.13355]	-0.063171 (0.36768) [-0.17181]

DLN_EPI(-2)	-1,255091 (2,20388) [-0,56949]	1,564974 (0,78021) [ 2,00585]	1,701512 (1,22082) [ 1,39375]	0,234515 (0,88595) [ 0,26470]	-0,864816 (1,52124) [-0,56850]	0,108874 (0,36972) [ 0,29448]
DLN_CCI(-1)	-3,429907 (9,56052) [-0,35876]	4,094109 (3,38457) [ 1,20964]	4,467923 (5,29597) [ 0,84365]	4,358531 (3,84331) [ 1,13406]	0,841536 (6,59919) [ 0,12752]	-0,690597 (1,60387) [-0,43058]
DLN_CCI(-2)	-6,124193 (7,08108) [-0,86487]	13,36301 (2,50681) [ 5,33068]	13,23975 (3,92250) [ 3,37533]	4,048144 (2,84658) [ 1,42211]	2,113630 (4,88774) [ 0,43243]	-0,512149 (1,18792) [-0,43113]
C	0,989661 (0,78706) [ 1,25742]	-0,985431 (0,27863) [-3,53669]	-0,942202 (0,43598) [-2,16109]	-0,358125 (0,31640) [-1,13189]	-0,289017 (0,54327) [-0,53200]	0,108777 (0,13204) [ 0,82384]
R-squared	0,924155	0,994033	0,982364	0,957092	0,818340	0,714760
Adj. R-squared	0,014010	0,922433	0,770738	0,442200	-1,361574	-2,708120
Sum sq. resids	0,024482	0,003068	0,007512	0,003956	0,011665	0,000689
S.E. equation	0,156468	0,055392	0,086674	0,062900	0,108003	0,026249
F-statistic	1,015393	13,88310	4,641979	1,858821	0,375400	0,208818
Log likelihood	24,57688	39,11470	32,84664	37,33521	29,76662	49,57000
Akaike AIC	-1,653840	-3,730671	-2,835234	-3,476458	-2,395231	-5,224286
Schwarz SC	-1,060430	-3,137261	-2,241823	-2,883048	-1,801821	-4,630875
Mean dependent	0,114836	0,072921	0,087037	-0,005349	-0,013054	0,033934
S.D. dependent	0,157576	0,198889	0,181019	0,084219	0,070281	0,013631
Determinant resid covariance (dof adj.)		0,000000				
Determinant resid covariance		0,000000				