

# 한국수출의 독점정도에 따른 수출보험의 수출촉진 효과 분석

The Role of Export Insurance for the Korean Export Promotion: Reflecting the Market Share  
of Korean Export in Trading Partner Countries

송정석(Jeong-Seok Song)

중앙대학교 무역학과 교수

## 목 차

I. 서 론  
II. 이론적 배경  
III. 실증분석

IV. 결 론  
참고문헌

## Abstract

This paper empirically analyzes the influence of export insurance on export promotion using panel data for the Korean case during the sample period from 2003 to 2006. We use the Korean export's share in trading partners' imports as a weight for the weighted least square (WLS) estimation to measure the effect of export insurance on the export promotion. Our main finding is that export insurance subsidy seems to enhance the export performance when the Korean export takes greater share in other countries' markets. On the other hand, under weaker monopoly power of the Korean export, export risk and trading partners' GDP growth rate has more influence on the export promotion rather than export insurance subsidy. Our finding implies that policy makers and practitioners should discern the Korean exports' monopoly power differential across trading countries for better performing export insurance policy.

Key Words : Export insurance, market share for Korean export, weighted least square

## I. 서론

수출보험은 수출업자가 수입자로부터 수출대금을 회수하지 못해 입는 손실, 또는 수출금융 제공 금융기관이 대출금을 회수하지 못하여 발생한 손실에 대한 보상을 지급함으로써 수출금융을 촉진하는 제도이다. 하지만 수출보험이 무역에 있어서 보다 중요한 의미를 갖는 것은 수출보험 지급액이 실제로 수출기업이 지불하는 보험료에 비해 클 경우 수출보험이 일종의 수출지원 보조금의 역할을 할 수 있기 때문이다. 또한 WTO 출범 이후 보다 엄격해진 수출지원책에 대한 규제 속에서도 예외적으로 WTO의 보조금 금지 규정의 적용을 받지 않아 많은 나라들이 자국의 수출촉진을 위해 수출보험을 이용하고 있는 것이 현실이다. 따라서 수출보험은 선진국을 비롯한 여러 국가에서 활발히 실행되어 왔다. 실제로 일본의 NEXI(Nippon Export Insurance), 영국의 EGCD(Export Credits Guarantee Department), 미국의 EXIM Bank(Export-Import Bank)의 수출보험 기관이 활발한 활동을 하고 있으며, 개도국의 경우 1950년대 기간 중 남아프리카공화국, 인도, 1960년대에 아르헨티나, 브라질, 홍콩, 파키스탄, 1970년대에는 말레이시아, 대만, 베네수엘라, 그리고 보다 최근인 1980년대에 이집트, 인도네시아, 터키 등이 수출보험 기관을 설립하였다. 대부분의 수출보험은 공적(公的) 수출보험의 성격이 강하며, 이는 앞서 언급한 수출지원보조금 수단으로써의 수출보험의 성격에 기인한 측면이 크기 때문이다. 한국의 경우 1992년 발족한 수출보험공사가 수출보험 업무를 관장하고 있으며, 2006년 인수규모 기준으로 세계 4위를 기록하고 있다. 한국수출보험공사는 규모에서 뿐만 아니라 수출보험 적용대상에 따라 다양한 수출보험 품목을 운영하고 있다.

한국수출보험의 주요 유형을 보험대상을 기준으로 분류하면 다음과 같다. 먼저 소비재 등 단기수출을 대상으로 하는 수출보험으로는 단기수출보험, 농수산물수출보험, 지식서비스수출보험 등이 있다. 또한 중장기수출보험, 이자율변동보험, 수출보증보험, 해외공사보험 등은 자본재, 해외건설 등 중장기 수출을 대상으로 하고 있다. 이처럼 수출뿐만 아니라 해외투자에 대한 리스크 축소라는 취지 하에 해외투자보험, 해외사업금융보험 등이 시행되고 있으며, 환율의 변동에 따른 환변동 리스크에 대해서는 환변동보험이 운용되고 있다<sup>1)</sup>.

본 논문은 다양한 교역상대국에 대한 한국의 수출액과 각국 수출에 관련된 수출보험의 패널자료를 이용하여 수출보험과 수출의 관계를 살펴보고자 한다. 패널자료의 표본기간은 2003년부터 2006년까지이며, 129개의 한국의 수출대상국가들을 고려한다. 본 논문은 Dewitt(2001)의 모형을 실증분석에 대한 이론적 배경으로 제시하며, 특히 한국의 수출이 각 수출대상국 총수입에서 차지하는 비중에 따라 수출보험과 수출 사이의 관계가 어떻게 바뀔 수 있는지를 중점적으로 살펴보고자 하는데 연구의 주목적 있다. 이는 기존의 선행연구와의 가장 큰 차이점이라고 할 수 있다. 특히 정책적 측면에서 볼 때, 수출대상국별로 수출보험의 수출촉진 효과가 상이하다는 점을 고려하는 것은 매우 중요하다. 수출보험의

1) 한국수출보험공사 홈페이지 (<http://keic.or.kr>) 참조

수출촉진 효과가 매우 낮은 국가를 대상으로 한 수출과, 반대의 경우에 해당하는 국가를 대상으로 한 수출보험 시책을 획일적으로 시행하는 것은 정책적 측면에서 볼 때 효율성이 떨어진다고 할 수 있다. 본 연구에서는 수출대상국가별로 상이한 한국수출의 시장점유율이, 수출보험의 수출촉진 효과에 영향을 미칠 가능성을 실증연구를 통해 분석하고자 한다. 또한, 본 연구는 국내선행연구들에 비해 최근 자료인 2000년대 이후의 최근 데이터를 사용하였으며, 수출대상국 숫자도 기존에 비해 늘어난 데이터를 고려하고 있다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 실증연구에 바탕이 되는 선행 이론연구에 대해 논의한 뒤, 3장에서는 선행연구의 이론적 설명에서 제시된 변수와 수출증가율 간의 관계를 패널데이터를 이용한 회귀식 추정을 통해 고찰한다. 끝으로 4장에서는 본 논문의 주요 연구결과와 경제적 함의를 요약한 뒤 향후 연구과제를 제시한다.

## II. 이론적 배경

### 1. 선행연구

현실적으로 수출보험의 역할과 비중이 빠르게 성장하고 있는 반면, 수출보험에 관한 연구는 관세제도나 쿼터 등 다른 수출입 관련 통상정책 및 시스템에 비해 상대적으로 부족한 편이다. 예외적으로 수출보험을 주제로 한 선행연구는 다음과 같다. Abraham and Dewitt(2000)은 수출보험 인수 증가와 수출보험료 할인을 통한 수출규모 증대효과는 수출기업이 수출대상국의 시장에서 독점적 경쟁관계에 직면할수록 더 커질 것이라고 주장했다. 또한 Dewitt(2001)은 수출업자의 교역상대국 시장에서의 독점적 위치를 가정하고, 수출보험 인수, 수출보험료 인하를 통한 보조금 성격의 지원, 그리고 수출 관련 리스크가 수출규모에 미치는 영향을 이론적으로 설명하였다.

한편 수출보험이 수출에 미치는 영향에 관한 국내 실증연구로는, 김희국(1998), 박현희(1999), 박현희(2000), 이은재(2004), 이시영·양지환·전성희(2001) 등의 선행연구가 있다. 김희국(1998)의 경우 자기상관 벡터추정(Vector Auto-Regressive Estimation) 기법을 이용하여 수출보험이 수출에 미치는 영향을 분석하였으며, 박현희(1999)와 박현희(2000)는 수출보험과 수출 간 관계에 대한 시계열 분석에 있어서 자기상관 관계 문제를 고려한 코크란-오르컷(Cochran-Orcutt) 추정방법을 적용했다. 이시영·양지환·전성희(2001)의 경우 1990년부터 1997년까지 기간의 패널데이터를 이용하여 수출보험과 수출규모 간의 관계를 추정하였으며, 수출보험 인수액이 수출규모에 통계적으로 유의한 정(+)의 영향을 미침을 보였다. 한편 Ma(2006)는 보조금 성격의 수출보험이 수출에 미치는 영향을 분석하기 위해 일본의 경우에 공적분 기법을 적용하여 고찰하였으며, 일본의 수출보험은 일본의 수출에 기여도가 없다는 실증결과를 제시하였다.

박현희(1999)와 박현희(2000)에서는 코크란-오르컷(Cochran-Orcutt) 추정방법을 적용하여 회귀식의 오차항에 내재한 자기상관문제를 극복하고자 노력했으나, 기본적으로 수출 시계열 통계의 수준(level) 변수는 단위근을 가질 가능성이 매우 크다. 실제로 박현희(2000)의 추정결과, 회귀식의 설명력을 나타내는 R 자승값은 0.9 이상의 값을 나타내었다. 이는 시계열 자료가 단위근을 가질 경우 발생하는 '허구적 회귀'의 가능성을 암시한다. Ma(2006)는 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 단위근 테스트를 이용하여 수출과 수출보험 인수액의 시계열이 단위근을 가지는 불안정한 시계열 변수임을 보였다. 따라서 Ma(2006)는 단위근을 갖는 수출액과 수출보험 인수액 변수를 이용하여 이들 변수 간의 공적분 관계를 통해 수출보험 인수액과 수출액 간의 장기균형 관계 존재 여부를 살펴보았다.

## 2. 이론모형의 소개

Dewitt(2001)은 독점적 수출기업을 고려한 이론적 모형을 통해 수출보험 인수, 수출보험료, 그리고 수출 관련 리스크가 수출규모에 미치는 영향을 분석하였다. Dewitt(2001)은 교역상대국 시장에서 독점적 지위를 갖는 수출기업의 이윤극대화 모형을 통해 수출보험 인수의 증가, 수출보험료의 감소, 수출대상국으로의 수출에 대한 기대 손실이 작을수록 수출규모가 증가할 가능성을 제시하였다.

$$\max_x E\Pi - \left(\frac{\beta}{2}\right) \text{var}(\Pi)$$

이 모형은 재무관리 연구에서 일반적으로 사용되는 평균-분산(mean-variance) 모형으로,  $E\Pi$ 는 기대 이윤,  $\text{var}(\Pi)$ 는 이윤의 분산을 의미하며,  $x$ 는 수출기업의 수출생산량을 나타낸다.  $\beta$ 는 0보다 큰 숫자로 리스크 회피의 정도를 나타내며,  $\beta$ 값이 클수록 수출기업의 리스크 회피 정도가 강해짐을 의미한다. 기대이윤과 이윤의 분산은 각각 다음과 같이 정의된다.

$$E\Pi = [1 - E\lambda + (E\lambda - r)\bar{\gamma}]R(x) - cx$$

$$\text{var}(\Pi) = (1 - \bar{\gamma})^2 R(x)^2 v^2$$

$\bar{\gamma}$ 는 수출보험 인수규모로 0과 1 사이로 가정하며 수출기업이 선택하는 것이 아니라, 외생적으로 주어졌다고 가정한다. 한편  $r$ 은 수출기업이 지불하는 수출보험료를 나타낸다. 또한  $E\lambda$ 와  $v$ 는 각각 수출위험 확률변수의 기댓값과 분산을 나타내며, Dewitt(2001)은  $(E\lambda - r)$ 이 0보다 크거나 같다고 가정한다. 한 가지 주목할 점은 이 모형에서는 수출손실이 실제로 발생할 경우 수출기업에게 지급되는 수출보험지급액은 명시적으로 고려되지 않고 있다는 사실이다. 추가로 Dewitt(2001)은 수출기업의 매출

을 나타내는 함수  $R(x)$ 가  $\frac{dR(x)}{dx} > 0$  와  $\frac{d^2R(x)}{dx^2} < 0$ 의 조건을 만족한다고 가정하였다.  $R(x)$ 에 대한 이러한 조건들은 수출기업이 처하는 수요곡선이 우하향하며, 따라서 수출기업이 시장에서 독점적 성격을 가짐을 의미한다. 논의의 편의를 위해 수출기업의 한계생산비용  $c$ 는 일정하다고 가정한다.

위의 조건들로부터 기대이윤 극대화를 위해서는 기대이윤 함수를 수출생산량  $x$ 에 대해 미분한 후 이를 0과 같게 해주는 값을 구해야 하며, 그에 따른 1차 조건은 다음과 같다.

$$\left[ 1 - E\lambda + (E\lambda - r)\bar{\gamma} - \beta(1 - \bar{\gamma})^2 R(x)v^2 \right] R_x - c = 0$$

이러한 1차조건을 만족하는 최적 수출규모  $x^*$ 는 수출보험 인수  $\bar{\gamma}$ , 수출보험료  $r$ , 수출대상국의 기대 손실  $E\lambda$  등의 함수로 나타낼 수 있으며, Dewitt(2001)은 이러한 함수관계로부터 다시 다음과 같은 결론을 암묵적으로 제시한다. 즉 첫째,  $\left(\frac{dx^*}{d\bar{\gamma}}\right) > 0$  즉 수출보험 인수규모가 증가하면 독점적 수출기업이 선택하는 수출생산량이 증가하며, 둘째,  $\left(\frac{dx^*}{dr}\right) < 0$  로부터 수출보험료 인하 역시 기업이 선택하는 수출생산량 증대를 가져오고, 끝으로  $\left(\frac{dx^*}{dE\lambda}\right) < 0$  를 통해 수출리스크 증가는 기업의 수출생산량 감소 요인일 가능성을 제시하였다. 그러나 이러한 결론들은 앞서 언급한 대로 수출기업이 해당 수출대상국 시장에서 독점적 위치에 있다는 가정 하에 성립한다. 만약 극단적으로 수출기업이 수출대상국 시장에서 완전경쟁기업이라면 수출보험 인수규모나 수출보험료, 그리고 수출리스크와 상관없이 주어진 가격에 상응하는 수출생산량을 선택할 수밖에 없을 것이다. 이상의 이론적 논의에 입각하여, 본 연구에서는 한국수출이 교역상대국 수입에서 차지하는 비중을 통해 간접적으로나마 한국수출의 상대국 시장에서의 독점력을 측정하고, 수출증가율을 종속변수로 하며 수출보험 관련 변수를 설명변수로 하는 회귀식을 추정하는데 있어서 앞서 언급한 한국수출의 독점력을 반영하고자 한다.

### 3. 이론적 배경 하에서의 실증접근 개요

위에서 논의한 이론모형은 1개의 수출대상국을 고려하고 있으나, 현실적으로 한국은 매우 다양한 교역상대국에 수출을 하고 있으며, 각 나라에서 한국수출기업이 항상 독점이 아닐 가능성이 있다. 본 논문에서는 교역상대국에서 한국수출이 독점인지 아닌지를 이분법적으로 가려내기 보다는 ‘독점의 정도’를 고려하고자 한다. 앞서 언급한 대로, 본 연구에서는 ‘독점의 정도’를 나타내는 변수로써 한국수출이 상대국 수입에서 차지하는 비중을 사용하기로 한다. 물론 보다 엄밀하게 ‘독점의 정도’를 측정하기 위

해서는 기업별, 산업별 수출데이터가 필요할 것이나, 그러한 데이터의 접근에 대한 제약으로 인해 한국수출의 수출대상국 수입시장에서의 비중을 간접적인 '독점의 정도' 지표로 선택하였다. 만약 Dewitt(2001)의 모형이 실증적으로도 타당하다면, 한국수출이 독점에 가까울수록 앞서 이론모형에서 언급한 수출보험과 수출의 관계가 성립할 가능성이 높으며, 따라서 모형에서 고려된 수출보험 관련 변수들은 수출촉진에 유의한 설명력을 가져야 할 것이다. 이러한 목적을 염두에 둔 회귀식의 추정은 3장에서 구체적으로 논의하기로 한다.

<표 1> 한국수출이 각 수출대상국의 전체수입에서 차지하는 비중 순위: 상위 10개국<sup>2)</sup>

(2004년~2006년 평균 기준)

순위	국가	한국수출/해당국 총수입
1	파나마	38
2	바하마	15
3	사이프러스	11.12
4	앙골라	11.11
5	베트남	10.4
6	인도네시아	9.25
7	중국	8.44
8	필리핀	8.24
9	캄보디아	6.88
10	과테말라	6.53

<표 2> 한국수출이 각 수출대상국의 전체수입에서 차지하는 비중 순위: 하위 10개국<sup>3)</sup>

(2004년~2006년 평균 기준)

순위	국가	한국수출/해당국 총수입
120	말디브	3.12
121	가봉	2.28

2) 단위: 퍼센트, 무역협회 통계자료 인용 (www.kita.net)

3) <표 1>과 동일

122	르완다	2.25
123	세인트루시아	2.18
124	몰도바	2.15
125	아르메니아	1.87
126	버키나파르소	1.83
127	말리	1.25
128	세인트키츠 네비스	1.20
129	벨라루스	0.96

한편, 위의 <표 1>과 <표 2>는 한국의 수출이 상대국가의 전체수입에서 차지하는 비중을 기준으로 하여 상위 10개국과 하위 10개국을 각각 나타내고 있다. 상위 10개국 중 1위인 파나마는 30 퍼센트 이상의 비중을 차지하고 있으나, 이는 예외적으로 높은 비중이다. 파나마 운하를 경유한 한국수출의 규모가 반영되었을 가능성을 고려할 때 파나마는 예외적인 경우라 할 수 있다. 그러나 파나마를 제외한다 해도 중국, 베트남, 인도네시아, 캄보디아 등 아시아의 주요 수출대상국 각국의 전체 수입에서 한국 수출의 비중은 8퍼센트에서 10퍼센트 내외인 것으로 나타났다. 반면 말디브, 가봉, 그리고 최하위 벨라루스 등은 1퍼센트에서 3퍼센트의 비중을 보이고 있다. 다음 3장에서는 이처럼 수출대상국가별로 상이한 한국수출의 상대국 수입시장에서의 비중이 수출보험의 수출촉진 효과에 어떻게 영향을 미치는지를 구체적으로 살펴보고자 한다.

### Ⅲ. 실증분석

#### 1. 실증분석 방법

본 논문의 실증분석을 위한 회귀추정식의 종속변수는 수출증가율이다. Dewitt(2001)이나 Abraham and Dewitt(2000)의 이론적 논의에서는 수출규모 자체와 같은 수준(level) 변수를 고려하였으나, 실증분석에서 이와 같은 변수들은 시계열 속성상 단위근을 가질 가능성이 있으며, 이 경우 이들 변수를 이용한 회귀추정은 소위 '허구적 회귀'(spurious regression) 문제를 갖게 될 수 있다. 이러한 가능성을 배제하기 위해 본 연구에서는 수출규모 자체 대신 수출증가율 변수를 종속변수로 선택하였다. 수출증가율의 구체적 계산방법은 본 절에서 추후 구체적으로 설명하기로 한다.

### 1) 설명변수 설정과 데이터 개요

위에서 언급한 수출증가율 종속변수에 대한 설명변수는 크게 두 가지 유형으로 분류할 수 있다. 우선 2장의 이론적 배경에서 언급된 수출보험 인수규모, 수출보험 보조금, 수출리스크와 같이 수출보험과 직접적으로 관련된 변수들이다. 또한 일반적으로 수출수요함수의 설명요인으로 알려진 수출대상국의 GDP와 해당국가의 물가수준은 중요한 통제변수 역할을 할 것으로 기대되어 회귀식의 설명변수로 포함시키기로 한다. 수출대상국가의 GDP와 물가 등의 변수는 박현희(2000)와 Ma(2006) 등 기존 선행연구에서도 고려된 설명변수이나, 본 연구에서는 안정적인 시계열 변수를 고려하기 위해 GDP와 물가 두 변수의 증가율을 고려하기로 한다. 특히 앞서 논의된 이론모형은 수출공급자인 수출기업의 이윤극대화 측면만을 고려한 것이기 때문에, 회귀식에 수출수요 관련 변수를 포함시킴으로써 실증적으로나마 수출공급과 수출수요를 균형 있게 고려할 수 있을 것이다.

수출대상 국가는 모두 129개국<sup>4)</sup>이 고려되었으며, 수출보험 자료는 수출보험인수 연도별 건수, 원화표시 수출보험인수액 연도별 총액, 원화표시 수출보험료 연도별 총액, 원화표시 수출보험 지급액 연도별 총액으로 구성되어 있으며, 모든 수출보험 관련 자료는 한국수출보험공사로부터 제공받은 데이터에 기초하였다. 한국수출보험공사로부터 제공받은 원 자료의 기간은 1999년부터 2006년이나, 국가 리스크 변수 자료인 대외부채 자료가 2003년 이후 통계에 대해서만 접근이 가능하여 본 연구의 분석대상 기간은 2003년부터 2006년까지 기간으로 제한하였다. 따라서 패널데이터는 129개국에 대한 3개년도<sup>4)</sup>의 관측치를 고려할 때 387개의 관측치를 포함해야 하지만, 데이터 자체가 누락된 일부 국가의 관측치를 제외한 351개의 관측치만을 이용하였다. 특히 본 연구에서는 세계은행, IMF, 그리고 BIS가 함께 구축한 대외신용관련 금융통계 자료 데이터 베이스<sup>5)</sup>에서 추출한 26개 부채성 자산 항목의 합계를 국가 리스크 변수를 위한 자료로 이용하였다. 그 밖에 본 연구에서는 한국의 129개국에 대한 국가별 수출액, 해당국가별 GDP와 수입물가지수, 그리고 한국의 소비자물가지수를 통제변수를 구성하는데 이용하였으며, 이들 데이터는 무역협회의 통계자료를 이용하였다.

본 연구의 주 관심변수는 수출보험 관련 변수들이며, 그 중 첫 번째 설명변수는 수출보험 인수규모 변수이다. 본 연구에서 수출보험 인수규모 변수는 특정 수출대상국으로의 수출을 대상으로 하는 수출보험의 인수액을 해당국가에 대한 한국수출의 규모로 나눈 값으로 정의된다. 또한 본 연구에서는 수출보험 관련 설명변수 중 두 번째 변수인 수출보험 보조금 변수를 (수출보험 지급액 - 수출보험료)를 수출보험 인수액으로 나눈 값으로 정의한다. 따라서 이 변수는 바로 수출보험료 인자가 수출증대 효과를 가져 온다는 2장의 이론적 모형의 설명과 연관성이 있다. 앞서 2장에서 언급한 바와 같이 이론적 모형은 수출보험 지급액을 명시적으로 고려하지 않았으나, 본 연구의 회귀분석에서는 수출보험 지급액을 포함하며, 그 이유는 다음과 같다. 수입국으로부터 수출대금을 지급받지 못할 경우 기업에 지급되는

4) 원래 표본의 시계열 기간은 2003년부터 2006년으로 4개 년도이나, 증가율 변수를 사용하므로 실제 회귀분석에서는 3개 년도만이 고려된다.

5) [http://www.jedh.org/jedh\\_dbase.html](http://www.jedh.org/jedh_dbase.html) 웹사이트 참조



수출보험 지급액이 수출보험료보다 월등하게 크면 이는 결과적으로 보조금 수단으로 이용될 수 있기 때문이다. 따라서 본 연구에서는 (수출보험 지급액 - 수출보험료)를 수출보험 인수액으로 나눈 값을 수출보험 보조금 변수로 간주하기로 한다. 특히 (수출보험 지급액 - 수출보험료)를 수출보험 인수액으로 나누어주는 이유는 기업에 지급되는 실제 순 보험지급 금액의 단순한 절대적 규모보다는 수출보험 인수액 대비 상대적 크기를 고려하기 위해서이다.

세 번째 수출보험 관련 변수는 수출위험을 측정하는 변수이다. 좀 더 엄밀한 의미에서는 신용위험 (Commercial Risk) 즉 수입자 또는 결제은행의 신용 관련 위험에 따른 지급거절, 지급지체, 지급불능, 인수거절 등을 주로 반영하는 변수이나, 앞서 2장의 이론모형은 수출대상국의 전쟁 등 국가위험을 포함한 모든 종류의 광범위한 수출위험을 암묵적으로 고려하고 있다. 실제로 Abraham and Dewitt(2000)에서는 국가의 대외부채를 수출위험 변수로 사용하였다. Abraham and Dewitt(2000)의 경우 벨기에의 수출보험을 고려하였으며, 벨기에의 수출대상국으로 주로 OECD나 여타 유럽국가를 중심으로 고찰하였다. 이상의 세 가지 수출보험 관련 변수들은 변수의 정의상 수준(level) 변수가 아니기 때문에 단위근을 가질 가능성이 낮으므로 증가율을 별도로 고려하지 않고 원래 변수를 그대로 사용하였다. 예를 들어 수출보험 인수규모 변수의 경우, 수출보험 인수액 자체라는 수준(level) 변수 대신 수출보험 인수액을 수출액으로 나눈 값을 사용하기 때문에, 수출보험 인수액 자체나 수출액 자체의 시계열에서 각각 관측될 수 있는 단위근의 가능성이 낮을 것이다.

주 관심변수인 수출보험 관련 변수와 함께 추정식에 포함될 통제변수로서 앞서 언급한대로 수출수요에 영향을 주는 GDP 증가율과 물가 인상을 변수를 고려하기로 한다. 수출대상국의 GDP 증가율 변수는 (올해 GDP의 로그값 - 전년도 GDP의 로그값)을 전년도 GDP의 로그값<sup>6)</sup>으로 나누어 계산하였으며, 물가 인상을 변수는 해당국가의 CPI 증가율을 한국의 수출가격지수 변화율로 나누어 계산하였다. 따라서 물가 인상을 변수는 한국의 수출물가 인상폭에 비해 수출대상국가의 소비자 물가가 상대적으로 얼마나 더 크게 인상되었는지를 의미한다. 사실 교역대상국의 수입물가지수를 고려하는 것이 더 적합할 수 있으나, 상당수 국가들의 경우 수입물가지수 데이터가 기록되어 있지 않아 그 대안으로 각국의 CPI 물가지수를 고려하였다.

통제변수와 관련하여 언급할 사항 중 하나는 본 연구에서 다루는 데이터의 특성상 명목환율 변동이 수출에 미치는 영향은 별도로 고려하지 않았다는 점이다. 우선 중남미 다수 국가 중 파나마, 발바도스 등 경제규모가 작은 국가들과 사우디아라비아, 오만 등 상당수 중동 산유국들은 표본기간인 2003년부터 2006년 기간 중 명목환율 변화가 전혀 없었다. 또한 선진국들의 명목환율 변화 역시 표본 시계열 기간이 2003년에서 2006년으로 짧은 편인데다가, 관측 주기도 다른 변수와의 일치성을 고려하여, 월별이나 일별이 아닌 연도를 사용하였기 때문에 일별 혹은 월별 명목환율 변동에서 나타나는 활발한 변

6) 일반적으로 증가율은 이번 기의 로그값에서 전기의 로그값을 뺀 로그차분값을 사용하나, 본 연구의 실증분석에 있어서 사전적으로 여러 가지 추정결과를 비교해본 결과, 로그차분값을 전기의 로그값으로 나뉜 경우 R 제곱값이 좀 더 높은 것으로 나타났으며, 추정계수의 부호나 t 값은 거의 비슷하여, 설명력이 좀 더 높은 경우를 고려하기 위해 위에서 언급한 방식으로 증가율을 구하였다.

화를 관측하기 어렵다. 만약 분석대상 기간 중 환율 변동이 전혀 없었던 중남미 소규모 국가들과 중동 국가들의 상당수를 제외할 경우 선진국 중심의 표본에 따른 편향성과 횡단면 표본 숫자의 감소에 따른 자유도 감소의 문제점을 갖게 될 것이다. 따라서 본 연구의 데이터의 특성상 수출증가율을 설명하기 위해 명목환율 변동을 패널회귀 추정식의 설명변수로 포함하지 않기로 한다.

## 2) 외귀 추정식 설정

본 연구의 실증분석에서는 지금까지 논의된 설명변수를 포함시켜 다음과 같은 패널 최소자승 회귀식을 추정하고자 한다.

$$DLEX_{i,t} = \alpha + \beta_1 CV_{i,t-1} + \beta_2 XSUB_{i,t-1} + \beta_3 XRISK_{i,t-1} + \gamma_1 DLGDP_{i,t} + \gamma_2 DLPRICE_{i,t} + \epsilon_{i,t-1} \quad (1)$$

$DLEX_{i,t}$  는 t 년도의 국가 i 에 대한 한국 수출액의 로그값에서 전년도 해당 수출액의 로그값을 뺀 값을 전년도 해당 수출액의 로그값으로 나눈 값<sup>7)</sup>으로, t 년도 기준 국가 i 에 대한 한국의 수출증가율이다.  $CV_{i,t}$  는 t 년도 기간 중 수출대상국 i 로의 수출을 대상으로 한 수출보험 인수액을 같은 해 해당 수출대상국에 대한 한국의 수출규모로 나눈 값이다.  $XSUB_{i,t}$  는 t 년도 i 국에 대한 (수출보험 지급액 - 수출보험료)를 수출보험 인수액으로 나눈 값으로 앞서 언급한 대로 본 연구에서는 수출보험 보조금 변수로 정의한다. 또한  $XRISK_{i,t}$  역시 앞서 논의한 대로 수출대상국 i 의 t 년도 기준의 부채성 자산의 합계를 i 국가의 t 년도 외환보유액으로 나눈 값이다. 이처럼 부채성 자산의 합계를 외환보유액으로 나누어준 이유는 경제규모가 큰 선진국의 경우 부채성 자산의 규모도 크지만, 이들 국가들은 대부분 외환보유고 수준도 높아 국가채무 불이행 리스크가 낮기 때문이다. 반대로 일부 국가들은 부채성 자산 규모가 작아도 외환보유고가 매우 낮아 오히려 국가채무 불이행 리스크가 클 수 있다. 따라서 외환보유고 대비 부채성 자산이 단순히 부채성 자산의 합계보다 해당국가의 리스크를 보다 적절히 반영한다고 볼 수 있다. 끝으로 통제변수인  $DLGDP_{i,t}$  와  $DLPRICE_{i,t}$  는 앞서 언급한 대로 수출대상국 i 의 t 년도를 기준으로 한 GDP 증가율과 물가인상률이다. 한 가지 특기할 사항은  $DLGDP_{i,t}$  와  $DLPRICE_{i,t}$  를 제외한 여타 설명변수의 경우 전년도 관측치를 사용하고 있다는 점이다. 그 이유는 만약 동일 연도의 관측치를 사용한다면, 추정에 있어서 내생성의 가능성을 배제할 수 없기 때문이다.

Abraham and Dewitt(2000)에서도 암시된 바와 같이 수출보험 인수규모는 수출규모 등과 서로 양방향의 인과관계를 가질 가능성이 크다. 실제로 Abraham and Dewitt(2000)의 이론 모형에서는 수출생산량 뿐만 아니라 수출보험 인수액을 수출기업이 선택하는 내생적 선택변수로 설정했다. 간단한 예로 수출

7) 이러한 방식으로 증가율을 구한 배경은 앞서 주석 (5)번에서 설명한 바와 같다.

보험 인수규모가 증가에 따른 수출리스크 감소로 인해 수출이 증가하는 동시에 수출이 증가함에 따라 수출보험에 대한 필요성이 증가하고 그로 인해 수출보험 인수규모도 커질 가능성이 존재한다. 이처럼 설명변수와 종속변수 사이에 가능한 내생성 문제를 회피하기 위해 주 관심변수인 수출보험 관련 설명변수는 전년도의 관측치를 사용하기로 한다. 즉 현재시점의 종속변수가 과거시점의 설명변수에 영향을 줄 가능성은 매우 낮기 때문에 종속변수가 설명변수에 영향을 주는 데 따른 내생성 문제를 어느 정도 회피할 수 있다.

일반적으로 설명변수와 종속변수에 가중치를 두는 방식은, 이분산성을 띄는 오차항의 표준오차의 역수를 설명변수와 종속변수의 관측치에 대한 가중치로 부여함으로써 분산의 이질성 문제를 해결하는 방법으로 쓰인다. 특히 최소자승 추정에 있어 관측치에 가중치를 두는 경우, 이러한 추정방식은 일반적으로 WLS(Weighted Least Square) 추정법으로 알려져 있다. 그러나 Kalemli-Ozcan, Sorensen, and Yosha(2006) 등 일부 실증연구에서는 종속변수와 설명변수 이외의 제 3의 변수 자체를 설명변수와 종속변수의 각 관측치에 대한 가중치로 사용하였다. 이 경우 최소자승 추정시 제 3의 변수의 특성을 많이 반영하는 추정결과를 도출하게 된다. 예를 들어 Kalemli-Ozcan, Sorensen, and Yosha(2006)에서는 제조업 GDP의 로그 값을 추정식의 가중치로 사용함으로써, 제조업 GDP 규모가 큰 지역이나 국가들의 관측치를 상대적으로 더 많이 반영하는 추정결과를 도출하였다. 본 연구에서도 Kalemli-Ozcan, Sorensen, and Yosha(2006)와 같이 다음과 같은 WLS 추정법을 적용하기로 한다.

$$\begin{aligned} \omega_{i,t-1}DLEX_{i,t} = & \omega_{i,t-1}\alpha + \beta_1\omega_{i,t-1}CV_{i,t-1} + \beta_2\omega_{i,t-1}XSUB_{i,t-1} + \beta_3\omega_{i,t-1}XRISK_{i,t-1} \\ & + \gamma_1\omega_{i,t-1}DLGDP_{i,t} + \gamma_2\omega_{i,t-1}DPRICE_{i,t} + \omega_{i,t-1}\epsilon_{i,t-1} \end{aligned} \tag{2}$$

실제로 회귀추정식 (2)에서와 같이 ‘한국수출이 해당국가의 총수입에서 차지하는 비중’을 가중치  $\omega_{i,t}$ 로 부여하는 대신, 한국수출의 비중이 높은 국가와 상대적으로 낮은 국가를 구분하여 표본을 두 개의 집단으로 나누어 각각 추정한 뒤 그 결과를 비교할 수도 있다. 그러나 이 경우 한국수출의 비중이 높은 국가와 낮은 국가를 구분하는 기준을 정하는 것이 자의적일 수 있으며, 또한 그렇게 표본을 분리할 경우 각각의 추정에 사용되는 표본수가 크게 감소할 것이다. 반면, 회귀식 (2)에서와 같이 관측치에 가중치를 부여하는 방식은 전체 표본수를 그대로 유지한 상태에서 단일한 회귀방정식만으로 우리가 원하는 분석목적을 달성할 수 있다. 위 추정식에서  $\omega_{i,t}$ 는 개별 관측치에 주어지는 가중치이며, 앞서 회귀식 (1)과 같은 최소자승 추정식은 회귀식 (2)의  $\omega_{i,t}$ 가 모든 관측치들에 대해 동일한 경우라고 할 수 있다.

## 2. 한국수출의 시장점유율 고려 하에서의 수출보험 효과 실증분석

### 1) 전체 구간에서의 실증분석 결과

본 논문에서는 한국의 수출이 각 수출대상국의 총 수입에서 차지하는 비중, 즉 (1) (해당국가에 대한 한국의 수출 / 교역상대국 총 수입)의 제곱근<sup>8)</sup>과 (2) (교역상대국 총 수입 / 해당국가에 대한 한국의 수출)의 제곱근의 역수라는 두 가지의 가중치를  $w_{i,t}$ 로 정의하여 위의 패널회귀식 (2)를 추정하며 그 추정결과는 아래 <표 3>에 나타내었다. 또한 <표 3>은 가중치를 고려하지 않은 단순 최소자승 추정결과도 나타내고 있는데, 이와 같은 단순 최소자승 추정은 수출과 수출보험 변수의 개별 관측치에 내포된 한국수출의 상대국에서의 비중에 따른 독점력 차이를 고려하지 않고 있다.

본 논문에서는 한국의 수출이 수출대상국 수입에서 큰 비중을 차지하는 국가들의 관측치가 더 큰 비중으로 반영될수록, 수출보험과 여타 수출수요 관련 변수들이 해당국가에 대한 한국 수출 증가율에 미치는 영향이 어떤 양상을 보이는지 살펴보고자 한다. 즉 2장에서 논의한 이론모형에 따르면, 독점기업에 가까울수록 수출기업은 이윤극대화를 위해 수출보험 인수규모나 수출보험 보조금, 수출리스크를 고려하려는 경향이 강해질 것으로 기대된다. 회귀추정식의 관점에서 보면, ‘상대국 수입에서의 한국수출 비중’의 가중치를 회귀식에 주면, 그러한 한국수출의 독점적 성격이 강한 관측치를 그렇지 않은 경우에 비해 좀 더 많이 반영하는 추정결과를 얻게 된다. 그리고 이러한 추정결과가 앞서 이론모형에서 예측된 결과와 일치하다면, Dewitt(2001)의 모형은 실증적으로 타당성을 갖는다고 할 수 있을 것이다.

앞서 논의한 바와 같이 엄밀한 의미에서 한국수출품의 해당수출대상국에서의 독점력 정도를 측정하기 위해서는 수출규모를 산업별, 기업별로 보아야 할 것이다. 하지만 기업별 데이터 접근의 한계점과, 기업차원의 미시적 분석보다는 한국 수출 전체를 고려하는 본 논문의 연구범위를 고려할 때 ‘한국의 수출이 수출대상국 수입에서 차지하는 비중’을 한국수출의 시장점유 정도 혹은 독점력을 간접적으로 나타내는 변수로 고려하기로 한다.

<표 3> 가중치에 따른 패널회귀식 추정결과<sup>9)</sup>

설명변수	가중치	가중치 없음	$\frac{1}{\sqrt{\frac{i\text{국으로의 한국수출}}{i\text{국 총수입}}}}$	$\sqrt{\frac{i\text{국으로의 한국수출}}{i\text{국 총수입}}}$
	수출보험 인수규모		0.0067 (2.220**)	0.0022 (0.590)

8) 만약 제곱근을 취하지 않고 ‘한국수출이 교역상대국 수입에서 차지하는 비중’ 자체를 그대로 가중치로 주면, 회귀식 오차항의 분산이 과도하게 커질 수 있기 때문에 일반적으로 제곱근을 가중치로 준다.

9) \*\*\* 는 1 퍼센트 유의수준에서, \*\*는 5 퍼센트 유의수준에서, \*는 10 퍼센트 유의수준에서 각각 통계적으로 유의함을 나타냄

수출보험 보조금	0.0036 (1.426)	-0.0045 (-0.497)	0.0097 (4.034***)
수출위험	$(-2.86) \times 10^{-6}$ (-2.632***)	$(-3.85) \times 10^{-6}$ (-2.381***)	$(-2.79) \times 10^{-7}$ (-0.092)
수출대상국 GDP 증가율	1.6366 (1.783*)	2.7071 (2.644***)	-0.5370 (-1.063)
수출대상국의 물가 인상율	0.0038 (1.587)	0.0048 (1.615)	0.0015 (1.422)

위의 <표 3>에서 ( ) 안의 값은 화이트-표준오차<sup>10)</sup>에 기초한 t 값이며, 표본 크기는 351개이다.

먼저, 아무런 가중치를 고려하지 않은 경우 수출보험 인수규모 변수의 추정계수 t 값은 2.220으로 5 퍼센트 유의수준에서 유의하게 나타났다. 반면에 종속변수와 설명변수의 개별 관측치에 대하여 ‘한국 수출이 수출대상국 총 수입에서 차지하는 비중’의 제공근을 가중치로 줄 경우 수출보험 인수규모 변수의 추정계수에 대한 t 값은 1.841로 10 퍼센트 유의수준에서 유의하게 나타났다. 한편 ‘한국 수출이 수출대상국 총 수입에서 차지하는 비중’의 제공근의 역수를 가중치로 취할 경우 수출보험 인수규모 변수는 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이처럼 수출보험 인수규모 설명변수에 대한 추정결과는 한국 수출품의 시장점유율이 높은 관측치를 더 많이 반영할 때, 그렇지 않을 경우에 비해 수출보험 인수규모 변수가 수출증가율에 더 크게 기여할 가능성을 암시하고 있다. ‘한국 수출이 수출대상국 총 수입에서 차지하는 비중’의 제공근의 역수를 가중치로 취할 경우, 한국수출의 비중이 높은 관측치들에 대하여 낮은 가중치가 부여되며, 따라서 추정결과는 한국수출의 비중이 낮은 관측치를 중심으로 수출보험과 수출증가율의 관계를 나타내게 된다. ‘한국 수출이 수출대상국 총 수입에서 차지하는 비중’의 제공근을 가중치로 취할 경우는 전자와 반대의 논리로 설명할 수 있으며, 이 경우 수출보험 인수규모 변수의 추정계수가 (+)의 부호를 가짐과 동시에 전자보다 유의하다는 <표 3>의 결과는, 앞서 2장에서 이론 모형의 독점가정하에서의 수출보험 인수가 수출촉진에 기여한다는 예상과 일치한다.

다음은 또 다른 수출보험 관련 변수인 수출보험 보조금 변수의 추정 계수를 살펴보기로 한다. 가중치를 두지 않은 최소자승 추정 결과 추정 계수의 t 값은 1.426으로 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 반면에 종속변수와 설명변수의 개별 관측치에 대하여 ‘한국 수출이 수출대상국 총 수입에서 차지하는 비중’의 제공근의 역수를 가중치로 줄 경우 추정계수는 앞서 언급한 수출보험 인수규모 변수와 마찬가지로 통계적 유의성이 매우 떨어진다. 한편, ‘한국 수출이 수출대상국 총 수입에서 차지하는 비중’의 제공근을 가중치로 이용할 경우 추정계수의 t 값은 4.034로 1 퍼센트 유의수준에서도 통계적으

10) 화이트 표준오차는 분산의 이질성에 대해 영향을 받지 않도록 고안되었다. 따라서 본 연구에서 상대국 수입에서 한국수출이 차지하는 비중의 제공근과 제공근의 역수를 관측치에 대한 가중치로 줄 경우 초래할 수 있는 분산의 이질성을 방지하기 위해 화이트 표준오차에 기초한 t 값을 사용하기로 한다.

로 유의할 정도로 유의성이 크게 증가함을 알 수 있다. (+) 부호를 가진 추정계수는 수출보험 보조금이 수출증가율을 증대시킴을 암시하고, 이는 수출보험료 인하, 즉 다시 말해 수출보험 보조금 증가가 수출 생산량 증대를 가져온다는 앞서 이론모형의 예측과 일치한다. 이는 한국수출의 시장점유율이 높은 관측치들을 위주로 하여 수출보험 보조금 변수와 수출증가율의 관계를 살펴볼 경우, 수출보험을 통한 보조금 성격의 지원이 수출증가율에 크게 기여함을 의미한다. 뿐만 아니라, 가중치를 달리 주는데 따라, 수출보험보조금 변수에 대한 추정계수의 통계적 유의성이 변하는 그 정도가 수출보험 인수규모 변수의 경우에 비해 상대적으로 크다는 사실을 <표 3>으로부터 짐작할 수 있다. 실제로 '수출대상국 총 수입에서 한국 수출이 차지하는 비중'의 제곱근의 역수를 가중치로 할 경우 수출보험보조금 변수 추정계수의 t 값 -0.497과 '수출대상국 총 수입에서 한국 수출이 차지하는 비중'의 제곱근 자체를 가중치로 할 경우 t 값 4.034의 차이는 수출보험 인수규모의 경우인 0.590의 t 값과 1.841의 t 값 사이의 차이에 비해 훨씬 크다.

이론모형에서 수출에 영향을 미치는 세 번째 요소로 논의된 수출위험 변수의 경우, 추정계수의 t 값은 가중치를 고려하지 않은 경우 -2.632 로 1 퍼센트 유의수준에서 통계적으로 유의하다. 한편, '수출대상국 총 수입에서 한국 수출이 차지하는 비중'의 제곱근의 역수를 회귀식의 가중치로 취할 경우 수출위험 변수의 추정계수 t 값은 -2.381로 5 퍼센트 유의수준에서 유의함을 위의 <표 3>으로부터 알 수 있다. 반면, '수출대상국 총 수입에서 한국 수출이 차지하는 비중'의 제곱근을 각 관측치의 가중치로 고려할 경우 추정계수는 유의하지 않은 것으로 나타난다. 이는 한국수출품의 시장점유율이 높은 관측치를 더 많이 고려한 경우 수출위험 변수가 수출증가율에 미치는 부정적 효과는 미미하다는 사실을 암시한다. 이러한 실증결과는 앞서 이론모형에서 독점적 수출기업은 수출위험이 클수록 수출생산을 줄인다는 이론모형의 예측과 일치하지 않는다.

다음은 수출대상국의 GDP 증가율과 물가인상률 변수와 같이, 일반적으로 수출수요 함수에 있어서 중요한 설명요인으로 알려진 설명변수에 대한 추정결과에 대해 논의하기로 한다. 먼저 <표 3>에서의 관측치에 가중치를 두지 않은 최소자승 추정결과, 해당국가의 GDP 증가율에 대한 추정계수 t 값은 1.783으로 10 퍼센트 유의수준에서 유의함을 알 수 있다. '수출대상국 총 수입에서 한국 수출이 차지하는 비중'의 제곱근의 역수를 가중치로 취할 경우 해당국가 GDP 증가율의 추정계수 t 값은 2.644로 1 퍼센트 신뢰구간에서 유의하다. 이는 해당국가의 GDP 증가율이 커질수록 한국수출품에 대한 수요가 증가하여 한국의 해당국가로의 수출이 증가함을 시사한다. 즉 수출대상국가의 소득이 증가하는데 따른 수출수요 증가라는 경제현상과 일치한다. 반면, '한국 수출이 수출대상국 총 수입에서 차지하는 비중'의 제곱근을 가중치로 취할 경우 해당국가의 GDP 증가율 추정계수 t 값은 -1.063 으로 현저히 감소한다. 이는 한국수출품의 시장점유율이 높은 관측치들을 위주로 한 추정결과와 달리, 수출대상국가의 GDP 증가율이 한국수출증가율에 미치는 영향은 상대적으로 낮음을 시사하고 있다.

다음으로, 수출대상국의 GDP 증가율과 함께 또 하나의 수출수요 관련 변수인 수출대상국의 물가인상률에 대한 추정결과를 살펴보기로 한다. 이 변수의 추정계수는 가중치 여부와 상관없이 모두 유의하

지 않는 것으로 나타났다. 즉 앞서 논의한 다른 설명변수들과 달리 추정계수의 t 값이 가중치의 조건에 크게 좌우되지 않는 것으로 보인다. 가중치를 적용하지 않은 경우의 t 값은 1.587, '수출대상국 총수입에서 한국 수출이 차지하는 비중'의 공급근의 역수를 가중치로 둔 경우 t 값은 1.615, 그리고 '수출대상국 총 수입에서 한국 수출이 차지하는 비중'의 공급근을 가중치로 할 경우 t 값은 1.422로 그 차이가 다른 설명변수들에 비해 상대적으로 작음을 알 수 있다.

2) 구간별 추정 결과

위의 <표 3>의 실증분석 결과는 전체 표본기간인 2003년부터 2006년 기간을 고려한 것이다. 반면 세 부 구간별 추정을 통해 <표 3>의 추정결과가 추정기간 변화에 상관없이 일관되게 도출되는지를 확인해 보고자하며, 그 결과는 아래 <표 4>와 같이 나타난다.

<표 4> 구간별 추정 결과<sup>11)</sup>

설명변수	가중치	$\frac{1}{\sqrt{\frac{i\text{국으로의 한국수출}}{i\text{국 총수입}}}}$	$\sqrt{\frac{i\text{국으로의 한국수출}}{i\text{국 총수입}}}$
수출보험 인수규모	2004년	0.00687 (2.692***)	0.0101 (3.072***)
	2005년	0.0145 (1.346)	0.0567 (1.279)
	2006년	-0.0342 (-1.864*)	0.0066 (1.013)
	2004년 ~2005년	0.0066 (2.080**)	0.0247 (1.700*)
	2005년 ~2006년	-0.0021 (-0.233)	0.0330 (1.481)
수출보험 보조금	2004년	0.0031 (0.396)	0.0068 (5.573***)
	2005년	0.0279 (1.527)	0.0435 (1.672*)
	2006년	-0.0695 (-2.152**)	0.0002 (0.013)
	2004년 ~2005년	0.0032 (0.488)	0.0089 (3.422***)

11) t 값과 표본 기간에 대한 설명은 <표 4>와 동일

	2005년 ~2006년	-0.0303 (-0.973)	0.0229 (1.229)
수출위험	2004년	$1.15 \times 10^{-5}$ (0.887)	$(-1.89) \times 10^{-5}$ (-0.677)
	2005년	$(-7.30) \times 10^{-6}$ (-1.188)	$1.82 \times 10^{-5}$ (1.676*)
	2006년	$(-4.03) \times 10^{-6}$ (-2.157**)	$-4.88 \times 10^{-6}$ (-1.643)
	2004년 ~2005년	$(-5.74) \times 10^{-6}$ (-0.869)	$4.92 \times 10^{-6}$ (1.022)
	2005년 ~2006년	$(-4.38) \times 10^{-6}$ (-2.493**)	$1.99 \times 10^{-6}$ (0.413)

위의 <표 4>는 패널회귀식을 (1) 2004년, (2) 2005년, (3) 2006년, (4) 2004년부터 2005년, (5) 2005년부터 2006년 기간 등 총 5개 세부기간으로 분류하여 추정한 결과를 나타내고 있다. 수출보험 변수들의 통계적 유의성이 교역대상국 총수입에서 한국수출이 차지하는 비중을 가중치로 할 때 어떻게 영향을 받는지를 보는 것이 본 연구의 주 관심사항이므로, GDP 성장률과 물가상승률에 대한 구간별 추정결과와 R 자승값들은 생략하기로 한다.

<표 4>의 결과를 앞서 <표 3>의 결과와 비교해 볼 때, 구간을 달리하여 추정을 할 경우 추정결과가 어느 정도 영향을 받는 것으로 나타난다. 우선 통계적으로 유의한 결과들을 중심으로 논의하면 다음과 같다. 2004년 수출보험 인수규모 변수의 통계적 유의성은 상대국 총수입에서 한국수출 비중의 제곱근을 가중치로 할 경우와 상대국 총수입에서 한국수출 비중의 제곱근의 역수를 가중치로 할 경우 모두 1 퍼센트 수준에서 유의하다. 하지만 상대국 총수입에서의 한국수출 비중의 제곱근을 회귀식에 대한 가중치로 둔 경우 추정계수의 t 값이 3.072로, 동일한 비중의 역수를 가중치로 적용한 회귀식 추정으로부터의 t 값인 2.692보다 큰 것으로 나타났다. 이는 앞서 <표 3>의 수출보험 인수규모 변수에 대한 추정결과와 유사한 양상을 보인다. 즉 한국수출의 수출상대국 수입에서의 비중이 높은 관측치들을 위주로 할 경우 수출보험 인수규모 변수의 영향이 반대의 경우보다 더 유의한 것으로 나타났다. 반면 2004년부터 2005년 구간을 대상으로 한 결과는 역으로 나타났다. 즉 상대국 총수입에서 한국수출 비중의 제곱근의 역수를 가중치로 둔 경우 수출보험 인수규모의 추정계수 t 값이 2.080인데 반해 상대국 총수입에서 한국수출 비중을 가중치로 둔 경우 추정계수 t 값은 1.700에 그쳤다. 한 가지 특기할만한 점은 2006년 기간의 경우 상대국 총수입에서 한국수출 비중의 제곱근의 역수를 가중치로 둔 추정 결과는 부호가 (-)이며, 이는 선행연구의 이론모형에서 예측한 바와 정반대 양상을 보였다.

이처럼 수출보험 인수규모 변수의 경우 구간별 추정 결과는 회귀식의 가중치에 따라 다소 혼재된 양상을 보이며 이론모형과의 일치성을 보여 주지 못하였다. 반면 <표 4>의 수출보험보조금 변수에 대



한 구간별 추정 결과는 앞서 <표 3>과 상당히 유사한 것으로 나타났다. 수출보험보조금 변수의 추정계수는 상대국 총수입에서의 한국수출 비중의 제곱근을 가중치로 둔 경우에 대체로 더 높은 통계적 유의성을 나타내었다. 실제로 (1) 2004년 기간과 (2) 2004년부터 2005년까지 기간 중 상대국 총수입에서 한국수출 비중의 제곱근을 가중치로 둔 경우에 수출보험 보조금 변수의 추정계수  $t$  값은 각각 5.573과 3.422로 모두 1 퍼센트 유의수준에서 통계적으로 유의하게 나타났다. 반면에 상대국 총수입에서 한국수출 비중의 제곱근의 역수를 가중치로 한 경우 유일하게 수출보험보조금 변수의 추정계수가 통계적으로 유의한 경우는 2006년 기간이나, 추정계수의 부호가 (-)로 나타나 해석하기 어려운 것으로 나타났다. 앞서 수출보험 인수규모 변수의 경우에서도 2006년 기간에 상대국 총수입에서 한국수출 비중의 역수를 가중치로 한 경우 (-) 추정계수를 보여 2006년 기간 표본이 매우 예외적인 성격을 가짐을 짐작할 수 있다. 만약 2006년 기간이 매우 예외적인 경우이므로 제외한다면 수출보험 보조금 변수는 한국수출이 상대국 수입에서 차지하는 비중이 높은 관측치를 위주로 할 경우, 즉 수출기업 독점력이 강한 관측치들을 비중 있게 회귀추정에 반영할 경우, 수출증가를 증대에 전반적으로 유의한 영향을 미친다고 할 수 있다. 이는 앞서 논의된 이론모형의 결과와 일치하는 결과로 여겨진다.

끝으로 <표 4>의 수출위험 변수의 추정결과를 보면, 상대국수입에서 한국수출이 차지하는 비중의 제곱근을 가중치로 한 경우 2005년 기간 중 추정계수  $t$  값이 1.676으로 10 퍼센트 유의수준에서 유의한 것으로 나타났으나 부호가 (+)로 이론 모형에서의 예측과 반대 양상을 보인다. 즉 이 경우 (+)의 추정계수는 수출위험이 증가할수록 수출생산을 증대시킴을 의미하며 따라서 해석이 용이하지 않다. 한편, 상대국수입에서 한국수출이 차지하는 비중의 제곱근을 가중치로 한 경우 2006년 기간 중에  $t$  값이 -1.643으로 거의 10 퍼센트 유의수준 하에서의  $t$  값 임계치인 -1.645와 비슷하다. 이 같은 (-) 부호의 추정계수는 이론적 모형에서 예측한 결과와 일치한다. 반면에 상대국수입에서 한국수출이 차지하는 비중의 제곱근의 역수를 가중치로 한 경우 수출위험 변수 추정계수는 (1) 2006년 기간과 (2) 2005년부터 2006년까지 기간에서 각각 5 퍼센트 유의수준에서 유의하게 나타났으며, 앞서 <표 3>의 결과와 유사한 양상을 보이고 있다. 즉 이 같은 실증결과는 한국수출의 상대국 수입시장에서 독점력이 작을수록 수출기업의 수출리스크에 대한 반응이 커짐을 의미한다. 그리고 이는 독점적 수출기업 가정 하에서 수출리스크에 따른 수출생산량 감소라는 앞서 2장의 이론모형의 결과와 배치된다.

## IV. 결 론

### 1. 요약 및 시사점

본 연구는 선행연구의 이론적 모형에서 제시된 수출보험 관련 변수인 수출보험 인수규모, 수출보험

보조금, 수출리스크가 수출증가율에 미치는 영향을 실증적 접근을 통해 살펴보았다. 특히 자국의 수출이 상대방 교역대상국에서 독점적이라는 이론적 가정을 실증분석에 반영한 결과, 수출보험이 수출증가율에 미치는 영향이 앞서 언급한 ‘독점의 정도’에 따라 차이가 있음을 발견했다. 독점적 수출기업은 선행연구에서 제시된 이론모형의 중요한 가정이다. 본 연구는 실증연구에서 이러한 가정을 반영하여, 그러한 가정을 만족하는 정도에 따라 수출보험과 수출의 관계가 영향을 받을 가능성을 실증 분석하였다. 본 연구에서는 한국의 수출이 상대국 수입에서 차지하는 비중을 간접적인 독점 정도의 지표로 가정하고, 이를 회귀식의 가중치로 반영하여 수출보험 관련 변수가 수출증가율에 미치는 영향을 분석하였다. 그 결과 상대국 수입에서 한국의 수출이 차지하는 비중이 큰 관측치에 더 높은 가중치를 둔 회귀식의 추정 결과, 수출보험 인수규모나 수출보험 보조금이 수출증가율에 미치는 긍정적 효과는 대체로 큰 것으로 나타났다. 특히 수출보험 보조금은 세부구간별로 분석해도 여전히 한국수출의 상대방 국가 수입에서의 비중이 높을수록 수출증가율에 긍정적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 반면 한국 수출기업의 독점력이 작은 관측치를 더 비중 있게 고려할 경우, 해당국가의 수출위험이 한국수출에 미치는 부정적 효과가 더 큼을 발견했다.

본 연구의 실증결과는 향후 수출보험 관련 상품개발이나 정책을 고려하는데 있어서 좀 더 효율적인 수출보험 활용방안 마련을 위해서는, 한국수출이 교역대상국에서 시장에서 차지하는 비중이 고려되어야 함을 제시하고 있다. 본 연구의 실증결과에 따르면, 수출보험 정책에 있어서 한국수출이 해당 수출대상국에서 차지하는 비중을 고려하지 않을 경우 구체적으로 다음과 같은 상황이 발생할 수 있다. 먼저, 본 연구의 실증분석 결과에 따르면, 보조금 성격을 지닌 수출보험 지원정책은 한국의 수출이 상대국에서 높은 독점력을 가질수록 더 효과적이며, 반대로 한국수출의 독점력이 낮은 국가에서는 실효성이 상대적으로 낮음을 암시한다. 한편 수출대상국의 국가 리스크 등으로 인한 수출에 대한 부정적 영향은 해당국가에서의 한국수출 독점력이 약할수록 발생하기 쉬운데, 이 경우 수출보험을 통한 보조금 성격의 지원을 펼친다면, 앞서 언급한 바와 같이 수출촉진 효과가 떨어질 것이다. 따라서 한국수출의 상대국에서의 비중은 수출보험의 수출촉진에 대한 기여도를 제고하기 위해 고려해야할 요인임을 본 연구는 제시하고 있다.

## 2. 향후 연구과제

끝으로 본 연구의 한계점과 향후 연구과제는 다음과 같다. 본 연구에서는 수출보험 대상에 따라 분류되는 여러 가지 세부 종목들을 고려하지 않고 있다. 실제로 수출보험공사는 단기수출보험, 농수산물수출보험, 지식서비스수출보험, 자본재·해외건설 대상 중장기수출보험, 이자율변동보험, 수출보증보험, 해외공사보험 등 매우 다양한 수출보험을 실시하고 있다. 또한 동일한 수출보험 종목 내에서도 수출산업별로 다시 분류하여 살펴본다면, 좀 더 산업의 특성까지 반영하는 분석이 될 것이다. 또한 본 연구에서는 단순히 한국수출이 상대국 수입시장에서 차지하는 비중을 한국 수출기업의 독점정도를 나타내

는 간접적 수단으로 사용하였으나, 좀 더 엄밀한 독점력 측정을 위해서는 기업별 데이터를 사용한 분석이 필요할 것이다. 이상의 미시적 자료에 대한 접근이 가능하다면, 수출보험시책에 대한 좀 더 다양한 분석할 수 있을 것이며, 이와 같은 이슈들은 중요한 향후 연구과제가 될 것으로 여겨진다.

## 참 고 문 헌

- 김희국, “수출보험이 수출에 미치는 효과분석”, 『수출보험』, 11월호, 한국수출보험공사, 1998.
- 박운서, “수출보험의 역할과 운영방향”, 『수출보험』, 12월호, 한국수출보험공사, 1993.
- 박현희, “수출보험이 수출에 미치는 영향에 관한 연구”, 『무역학회지』, 제 24권 제 2호, 한국무역학회, 1999.
- 박현희, “지역별 수출보험이 수출에 미치는 영향에 관한 연구”, 『수출보험학회지』, 제 2권 제 1호, 한국수출보험학회, 2001.
- 이은재, “한국수출보험제도의 역할과 평가”, 『무역학회지』, 제 25권 제 1호, 한국무역학회, 2000.
- 이시영·양지환·전성희, “한국수출보험제도의 역할과 평가”, 『무역학회지』, 제 26권 제 2호, 한국무역학회, 2001.
- Abraham, F. and Dewit, G., “Export Promotion Via Official Export Insurance”, *Open Economies Review*, Vol. 11, 2000.
- Dewitt, G., “Intervention in Risky Export Markets: Insurance, Strategic Action or Aid?”, *European Journal of Political Economy*, Vol. 17, 2001.
- Kalemli-Ozcan, S., Sorensen, B. E., and Yosha, O., “ *American Economic Review*, Vol. 93, 2003.
- Ma, J., “The Effect of Export Insurance Subsidy on Export Supply: The Experience of Japan”, *Journal of Asian Economics*, Vol. 17, 2006.