

신선농산물 수출의 결정요인과 지원 효과 분석*

문한필** 김경필*** 어명근**** 이지용*****

Keywords

중력모형(gravity model), 확률효과 패널토빗(random-effect panel Tobit), 정부 지원정책(government support strategies)

Abstract

This paper analyzes what factors affect Korea's agricultural export. With a dataset of agricultural export for the period of 2003~2009 and several explanatory variables, we specify an export equation derived from the gravity model, and then estimate it using the random-effect panel Tobit. The main findings are as follows: first, Korean agricultural exports have increased faster and greater in bigger markets with respect to GDP. Second, the distance from Korea or transportation cost is a critical factor determining the agricultural export. Third, the export support programs are proved to play a crucial role in boosting the export of fresh agricultural products. Fourth, the effect of relative exchange rates on the agricultural export is shown to be ambiguous or inconsistent from product to product. Finally, the number of Korean expatriates in foreign markets has a positive effect on the export performance.

차례

- 1. 서론
- 2. 분석 모형
- 3. 분석 결과
- 4. 요약 및 결론

* 본 연구는 한국농촌경제연구원에서 수행한 “농식품 수출지원제도 개선방안” 보고서의 일부를 수정·보완한 내용임.

** 주저자, 한국농촌경제연구원 부연구위원

*** 교신저자, 한국농촌경제연구원 연구위원

**** 한국농촌경제연구원 선임연구위원

***** 한국농촌경제연구원 위촉연구위원

1. 서론

최근에 FTA 체결 국가가 늘어나고 있는 추세에 따라 농식품 수입량도 빠르게 증가하고 있다. 농식품 시장개방의 폭이 지속적으로 확대되면서 직·간접적인 피해를 입게 되는 농업인들은 정부의 동시다발적인 FTA 추진에 부정적인 입장이다. 반면, 시장개방 찬성론자들은 세계경제의 무역자유화 추세에 대응하기 위해서는 FTA를 통한 교역확대가 불가피하며, 시장개방으로 위기에 처한 국내농업의 돌파구를 수출에서 찾아야 한다고 주장한다.

2011년 우리나라 농식품 수입액은 332억 달러를 기록하여, 2007년 대비 70% 가량 증가하였다. 반면, 농식품 수출액은 77억 달러로, 2007년에 비해 두 배 이상 늘어나 최근 수출이 수입보다 빠르게 증가하고 있는 추세이다. 특히, 신선농산물 수출은 농업인의 소득증대와 직결되고, 공급량 조절을 통해 국내시장의 가격안정에도 도움이 되기 때문에 그동안 정부와 지자체에서는 다양한 수출지원정책을 추진해 왔다.

농산물 수출을 결정하는 요인은 수출시장 진출여건과 수출시장까지의 물류여건, 국내 공급여건으로 대분할 수 있다. 수출시장 진출여건 요인은 인구나 GDP 등 시장규모와 소득수준, 우리나라 농산물 잠재소비자 수, 국내 농산물에 대한 선호도 등이 포함된다. 국내 공급여건에는 수출물량의 안정적 확보여건, 품질 및 안전성의 체계적인 관리여건, 정부지원사업 등이 포함된다.

농산물 수출을 효과적으로 확대하기 위해서는 농산물 수출을 결정할 수 있는 요인들에 대한 영향 분석이 선결되어야 하며, 수출결정 요인별 영향의 방향과 크기를 고려하여 정부 수출지원사업의 추진방향을 설정하는 것이 필요하다.

본 연구의 목적은 국내산 신선농산물 수출에 영향을 미치는 요인들을 분석하여 수출증대 전략과 수출지원정책을 수립하는 데 활용할 수 있는 기초정보를 도출하는 것이다.

최근 농식품 분야의 교역확대에 따라 수출증대 요인을 분석한 연구들이 나오고 있다(김한호 등 2009, 곽창근 등 2010, 임정빈 등 2011). 이들 연구는 모두 중력방정식을 활용하여 우리나라 농식품의 무역형태와 무역에 미치는 다양한 요인들을 분석하였다.

김한호 등(2009)은 1991~2007년 수출입 실적을 이용하여 과실류 5개 품목(배, 사과, 단감, 감귤, 오렌지)의 수출입에 영향을 미치는 요인들을 중력모형의 기본변수들을 중심으로 분석하였다. 곽창근 등(2010)은 14개 국가의 최근 5개년 교역자료를 활용하여 한·EU FTA 체결이 농식품 분야 8개 상품군의 수출에 미치는 영향을 규명하고자 관세

을 탄성치를 도출하였다. 임정빈 등(2011)은 1995~2008년간 10개국에 대한 수출자료를 가지고, 원예부분(과일, 채소, 화훼)의 수출입구조를 분석하고 각 품목류의 수출확대에 영향을 미치는 요인들을 규명하였다.

그러나 국내 농산물 수출에 직·간접적인 영향을 미치는 수출지원사업의 성과를 정량적으로 분석한 연구는 거의 없는 실정이다. 이 연구는 우리나라 농산물의 수출에 영향을 주는 전통적인 요인들뿐만 아니라 최근의 수출확대에 큰 기여를 한 것으로 평가되고 있는 정부 지원정책의 효과를 계측한다는 점에서 기존 연구와 차별된다. 또한 국내 가공농식품과 신선농산물의 생산 및 교역구조가 상이하고 수출을 주도하는 주체가 다르다는 점을 고려하여 본 연구에서는 신선농산물만을 대상으로 분석하였다.

2. 분석 모형

2.1. 분석 자료

수출방정식의 종속변수는 품목군·수출대상국·연도별 수출액이며, 설명변수로는 중력방정식의 기본변수, 수출지원 정책변수, 수출대상국의 시장여건 및 국내시장의 수급상황 등을 나타내는 지표를 활용하였다. 품목 군별로 2010년 수출액을 기준으로 수출액이 일정 규모 이상인 상위 14~18개국을 분석 대상으로 선택하였다. 품목 군에 따라 대다수의 수출대상국이 중복되기 때문에 전체 신선농산물의 수출대상국은 28개국으로 정리되었다<표 1>.

분석 대상 신선농산물의 2009년 수출실적은 6억 515만 달러로 2003년부터 2009년까지 연평균 8.5%씩 성장하였다. 품목 군별로 채소류의 수출액이 2억 3,785만 달러로 가장 많으며, 그 다음으로 과실류가 1억 5,780만 달러의 수출액을 기록하였다. 버섯류의 경우 3,278만 달러로 수출규모는 가장 작지만 분석기간 동안 가장 높은 연평균 성장률을 보였다.

수출시장별로는 일본이 가장 큰 규모인 2억 7,240만 달러의 수출실적을 기록한 반면, EU 시장으로의 수출액은 1,338만 달러에 불과하였다. 그러나 지난 7년 동안 일본으로의 신선농산물 수출은 정체 내지는 둔화되고 있는 반면, EU, 중국, 동남아시아, 기타 국가들로의 수출은 연평균 20%에 가까운 성장세를 보이고 있다.

표 1. 품목군별, 권역별 분석대상 국가

구 분		국 가
품 목 군	과실류(14)	대만, 미국, 중국, 일본, 러시아, 리비아, 홍콩, 말레이시아, 싱가포르, 캐나다, 인도네시아, 호주, 태국, 필리핀
	채소류(18)	일본, 미국, 싱가포르, 홍콩, 대만, 중국, 호주, 말레이시아, 인도, 캐나다, 러시아, 독일, 영국, 태국, 필리핀, 네덜란드, 인도네시아, 뉴질랜드
	화훼류(16)	일본, 중국, 네덜란드, 미국, 러시아, 호주, 이스라엘, 캐나다, 대만, 말레이시아, 홍콩, 프랑스, 인도, 스페인, 이탈리아, 멕시코
	버섯류(17)	홍콩, 미국, 중국, 호주, 네덜란드, 일본, 캐나다, 싱가포르, 말레이시아, 독일, 인도네시아, 스페인, 대만, 스위스, 필리핀, 남아공, 이집트
	인삼류(16)	일본, 홍콩, 대만, 중국, 미국, 싱가포르, 캐나다, 독일, 프랑스, 말레이시아, 호주, 태국, 이탈리아, 터키, 필리핀, 스페인
권 역	중국/일본(2)	중국, 일본
	북미(3)	미국, 캐나다, 멕시코
	동남아시아(7)	대만, 말레이시아, 싱가포르, 인도네시아, 태국, 필리핀, 홍콩
	유럽(EU)(7)	네덜란드, 독일, 스위스, 스페인, 이탈리아, 프랑스, 영국
	기타(9)	호주, 뉴질랜드, 러시아, 인도, 터키, 이집트, 리비아, 이스라엘, 남아공

표 2. 품목군별, 수출시장별 수출실적(2009) 및 연평균 성장률(2003-2009)

단위: 만 달러, %

구분	과실류	채소류	화훼류	버섯류	인삼류	계
중국	2,020 (51.6)	619 (5.7)	1,440 (6.3)	941 (186.5)	683 (14.0)	5,703 (19.9)
일본	1,710 (16.2)	16,200 (-0.1)	5,690 (11.4)	190 (-23.1)	3,450 (2.8)	27,240 (2.3)
북미	3,840 (12.0)	1,930 (12.4)	172 (-9.8)	805 (50.9)	938 (9.0)	7,684 (12.2)
동남아시아	6,920 (14.6)	3,690 (30.8)	11 (-32.6)	783 (98.9)	4,660 (13.1)	16,065 (17.3)
EU	0 -	540 (32.5)	235 (18.1)	366 (278.7)	197 (1.1)	1,338 (23.8)
기타	1,290 (17.1)	806 (12.5)	109 (50.0)	193 (234.2)	87 (29.1)	2,485 (17.9)
계	15,780 (16.3)	23,785 (3.9)	7,657 (9.2)	3,278 (21.8)	10,015 (8.3)	60,515 (8.5)

주: 괄호 안의 숫자는 연평균 성장률임.

자료: 농수산물유통공사

신선농산물 수출영향 요인분석에 사용된 주요 설명변수는 중력모형의 기본변수인 수출대상국 GDP, 수출대상국 1인당 GDP, 우리나라와의 거리(great circle distance) 등이 포함되었다¹. 또한, 연도별로 불변인 물리적인 거리에 국제유가를 곱한 변수를 양국 간 교역 시 소요되는 해상운송비용의 대리변수로 삼아, 연도별로 변동하는 실제 운송비를 반영하였다².

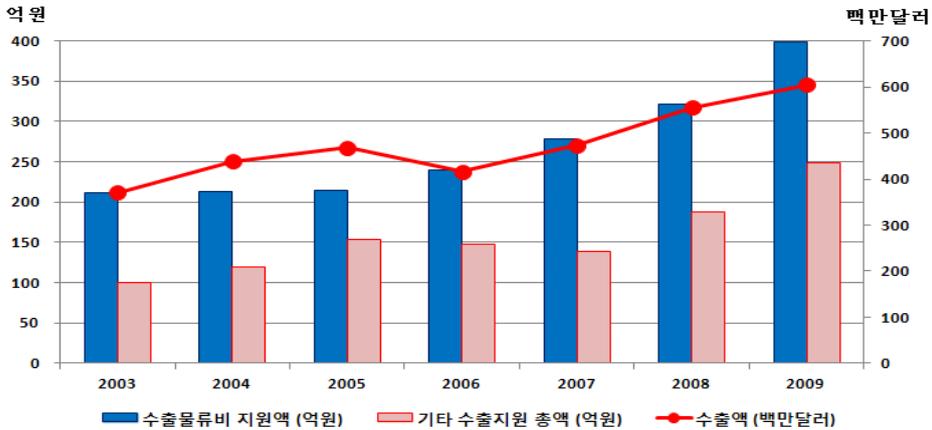
이 연구에서는 농산물 수출을 정책적으로 지원하고 있는 수출진흥사업의 성과를 평가하기 위해 수출물류비 지원액과 기타 지원액(농식품 수출기반 조성사업, 수출성장동력 확충사업, 해외마케팅 사업)을 설명변수에 포함시켰다. 한편, 수출물류비는 세부 품목별, 수출대상국별 지원 실적이 제시된 반면, 기타 지원액은 연도별 총액만 가용하였다³.

매년 수출실적에 따라 개별 수출업체에게 사후 지원되고 있는 물류비 지원액과는 달리 기타 수출지원액은 전반적인 농식품 수출 관련 인프라 구축, 수출인력 및 조직 육성, 해외시장 개척과 같이 지원 성과가 장기간에 걸쳐 누적된 결과로 나타날 가능성이 크기 때문에, 연도별 지원액 대신에 전체 분석기간의 누적지원액을 설명변수로 선택하였다⁴. <그림 1>은 분석기간 동안 5개 품목군의 수출액과 수출물류비 지원액 및 기타

-
- 1 수출대상국 시장의 규모를 나타내는 변수로 ‘GDP’를, 해외시장 개별 소비자의 소득수준 또는 구매력을 나타내는 변수로 ‘1인당 GDP’를 각기 구별하여 모형에 포함하였음. ‘GDP=1인당 GDP×인구’이기 때문에 ‘1인당 GDP’와 ‘인구’를 설명변수로 함께 사용하는 경우가 더 많지만, 본 연구에서는 인구 자체보다는 경제적 시장크기를 반영할 수 있는 GDP를 대체하여 사용함.
 - 2 이외에도 중력모형에서는 양국 간 원활한 무역을 저해하는 다양한 요인들이 변수로 포함될 수 있음. 수입관세, 비관세장벽의 유무 또는 강도, 문화·언어·통화의 차이 여부 등이 이러한 무역장벽을 대리할 수 있는 변수들임. 이 중에서 우리나라의 농산물 수출에 실질적인 영향을 미치는 요인은 수출대상국의 다양한 비관세장벽이라고 할 수 있으나, 국가별 터미 외에는 이를 효과적으로 반영할 수 있는 지표를 얻기가 쉽지 않다는 한계가 있음. 또한 수입관세의 경우 분석기간이 7년으로 짧아 주요 수출대상국의 수입관세율 변화가 거의 없고, 분석대상이 개별 품목이 아니라 품목류인 관계로 이에 대한 평균관세율을 변수로 설정하는 것도 일종의 편(bias)을 발생시킬 여지가 있기 때문에 설명변수로 고려하지 않았음.
 - 3 변수의 내생성 문제가 발생할 가능성이 있을 경우 당해년도 물류비 지원액과 밀접하게 연관되어 있지만 종속변수인 당해년도 수출실적과는 관련성이 낮은 변수를 찾아서 도구변수로 활용해야 함. 본 원고에서 도구변수를 별도로 얻기 어려워 시차변수($t-1$)인 전년도 물류비 지원액을 도구변수로 사용함. 시차변수가 도구변수로서 적정한지 여부는 $E(x'_{t-1}\epsilon_t) = 0$ 이라는 귀무가설을 검정(Test for overidentifying restrictions)해야 하지만, $E(x'_{t-1}\epsilon_t) \neq 0$ 외에도 다른 여러 가지 이유로 귀무가설이 기각될 여지가 크기 때문에 검정결과를 전적으로 신뢰하기 어렵다는 본질적인 문제는 존재함.
 - 4 정부의 농식품 수출에 대한 본격적인 지원이 2000년대 초부터 시작된 것을 고려하면, 이러한 변수 설정이 기타 수출지원액의 성과평가에 적합하다고 판단됨.

수출지원액의 추이를 나타내고 있다. 세 변수 모두 안정적인 증가 추세를 보이고 있어 상관관계의 존재를 짐작할 수 있다.

그림 1. 수출물류비(5개 품목군) 및 기타 수출진흥사업 지원액 추이



<표 3>은 5개 품목군별, 수출시장 권역별 2009년도 수출물류비 지원액과 연평균 성장률을 제시하고 있다. 채소류 수출에 대한 지원이 190억 원으로, 전체 물류비 지원액의 절반 가량을 차지하고 있으며, 특히 일본으로의 채소류 수출에 가장 많은 103억 원이 지원되었다. 그 다음으로 동남아시아 시장으로의 채소류 수출과 과일류 수출에 각각 57억 원, 56억 원의 물류비 지원이 이루어졌다. 인삼류에 대한 지원액이 가장 작은 동시에 분석기간 동안 오히려 줄어들고 있는 것으로 나타났다. 품목류별로 버섯류의 물류비 지원액이 빠르게 증가하고 있으며, 시장별로는 아직 수출실적이 많지 않은 EU와 기타 국가들로의 물류비 지원액이 크게 증가하였다.⁵

5 수출물류비 지원은 수출실적에 따라 지급되기 때문에 수출성장율과 수출물류비 지급액 성장률이 비슷해야 할 것임. 하지만, 인삼류 표준물류비는 2003년 30%에서 2009년에 20%로 낮아져 표준물류비 산정 단가 하락이 수출물류비 지원액 성장률에 부(-)의 영향을 미침. 버섯류의 경우 2003년에 기타 채소류 품목에 해당되어 수출물류비 산정단가가 낮게 책정되었으나 2008년에는 버섯류 품목으로 별도로 분류되고 단가도 상승하여 수출실적은 줄었지만 물류비 지원액 상승률이 크게 높아짐.

표 3. 품목군별·수출시장별 수출물류비 지원액 및 연평균 성장률

단위: 백만 원, %

구분	과실류	채소류	화훼류	버섯류	인삼류	계
중국	621 (80.4)	990 (264.4)	328 (-14.0)	990 (108.1)	31 (-8.9)	2,960 (22.4)
일본	799 (19.0)	10,300 (11.9)	5,870 (7.7)	11 (108.0)	41 (-20.5)	17,020 (10.3)
북미	3,310 (5.5)	1,400 (28.6)	24 (-10.1)	955 (242.5)	118 (-10.1)	5,807 (11.8)
동남아시아	5,570 (-3.7)	5,680 (82.8)	3 (-47.0)	970 (170.2)	329 (-5.5)	12,552 (8.5)
EU	0 -	385 (55.3)	69 (3.9)	400 (199.3)	13 (7.3)	867 (45.7)
기타	32 (17.0)	276 (38.3)	66 (68.9)	201 (617.0)	7 (-9.2)	581 (43.5)
계	10,332 (1.1)	19,031 (22.0)	6,359 (4.8)	3,527 (221.2)	538 (-8.5)	39,786 (11.1)

주: 1. 괄호 안의 숫자는 연평균성장률임.

2. 수출물류비 지원액은 2009년 기준이며, 연평균 성장률은 2003년 대비 2009년임.

수출대상국의 시장여건을 고려하기 위하여, 수출대상국 통화의 대비환율 대비 원/달러 환율, 한국인 체류자 수, 문화콘텐츠 수출액 등을 설명변수로 포함하였다. 상대적 환율은 해당시장에서 우리나라 농산물의 가격경쟁력을 반영하는 변수로 수출대상국에 비해 우리나라의 환율이 높아질수록 우리 농산물의 가격경쟁력이 높아지게 된다. 또한 국가별로 우리 교민이나 체류자 수가 많을수록 신선농산물의 수출이 늘어날 가능성이 큰 사실을 고려하였다. 그리고 최근 한류(韓流)가 세계적으로 확산되면서 이로 인한 우리 농식품의 수출증대 효과를 분석하기 위해 국가별로 한국의 문화콘텐츠 수출액을 대리변수로 설정하였다.

그리고 국내시장의 수급상황이 농식품 수출에 미치는 영향을 반영할 수 있도록 품목군별 국내 소비자물가지수와 생산액을 포함하였다. 이는 국내시장의 수급불균형이 농식품 수출에 영향을 주고 있는 현실을 고려하기 위한 것이다. 즉, 공급과잉이 되면 밀어내기식 수출이 이루어지고, 국내가격이 급등하면 계약되었던 수출이 취소되는 경우가 신선농산물 수출에서 빈번하게 발생하기 때문이다. 이들 변수를 통해 실질가격이 낮아지거나 생산액이 늘어날수록 해당 품목의 수출이 증가하는지 여부를 파악하고자 하였다.

표 4. 분석에 사용된 주요 변수

변수	변수설명 및 자료출처
<i>EX</i>	품목군별 주요국가 수출액; 농수산물무역정보(www.kati.net)
<i>GDP</i>	수출국 GDP; 국가통계포털(www.kosis.kr/index/index.jsp)
<i>PCI</i>	수출국 1인당 GDP; 국가통계포털(www.kosis.kr/index/index.jsp)
<i>EXR</i>	한국의 대미환율/수출대상국의 대미환율 (http://www.imf.org/external/data.htm)
<i>DISO</i>	한국과의 거리*국제유가; (http://distancecalculator.globefeed.com, datastream)
<i>SUB1</i>	수출물류비 지원액; 농수산식품유통공사 내부자료
<i>CUMSUB2</i>	물류비를 제외한 수출진흥사업의 누적지원액(2003~2009); 농수산식품유통공사 내부자료
<i>RCPI</i>	품목군별 실질 소비자물가지수; 국가통계포털(www.kosis.kr/index/index.jsp)
<i>PRO</i>	품목군별 생산액; 농림수산물주요통계, 2010
<i>KORN</i>	한국 교민 수; 국가통계포털(www.kosis.kr/index/index.jsp)
<i>HANR</i>	한류; HS code(4901-4905, 4909-4911, 9740, 852410, 852432, 852451, 852452, 852329, 3706, 950410); 한국무역협회(http://stat.kita.net)

2.2. 분석 모형

우리나라 농산물 수출의 영향요인을 분석하기 위해 중력모형(Gravity model)을 응용한 수출방정식을 구성하였다(Mary 2004, 임정빈 외 2011). 중력모형은 동일 산업 내에서도 국가 간 상품거래가 이루어지는 독점적 경쟁무역(monopolistic competition trade) 현상을 분석하는 데 있어 매우 유용한 분석법으로, 패널자료를 이용한 추정방법이 주로 사용되고 있다. 본래 양방향 무역패턴(bilateral trade patterns)을 설명하는 모형으로 양국의 소득수준, 양국 간 거리, 관세, 다양한 무역장벽들이 양국 간 교역량을 결정한다는 단순하면서도 강력한 이론적 토대를 가지고 있다. 이 연구에서는 양방향 교역 대신에 일방적인 무역흐름인 우리나라의 농식품 수출에 초점을 맞추어 기존의 중력방정식을 수출방정식으로 재구성하였다.⁶

6 이 연구에서는 추정 모형으로서 전통적인 다자 간 중력모형에서 변형된 단일국가 중심의 중력방정식(김한호 등 2009)을 고려하였으며, 나아가 수입 부문을 제외하고 수출 부문만을 대상으로 하는 수출방정식을 선택하였음. 이는 대상국가와 품목군(특히 인삼류 및 버섯류)에 따

농산물 수출 영향요인 및 성과분석에 사용된 수출방정식의 추정식은 식 (1)과 같으며, 추정방법은 확률효과 패널토빗(Random Effect Panel Tobit)모형을 이용하였으며, 각 변수는 자연로그를 취하여 추정하였다.

$$(1) EX_{gct} = \beta_0 + \beta_1 GDP_{ct} + \beta_2 PCI_{ct} + \beta_3 DISO_{ct} + \beta_4 SUB1_{gct} + \beta_5 CUMSUB2_t + \beta_6 EXR_{ct} + \beta_7 RCPI_{gt} + \beta_8 PRO_{gt} + \beta_9 KORN_{ct} + \beta_{10} HANR_{ct} + v_{gc} + \epsilon$$

v_{gc} = 품목군별·국가별 확률효과, $v \sim iidN(0, \sigma_v^2)$,
 ϵ = 교란항, $\epsilon \sim iidN(0, \sigma_\epsilon^2)$

다수의 선행연구들처럼 수출실적이 있는 국가들만을 표본으로 삼아 수출 영향요인을 분석할 경우 표본선택으로 인한 모수 추정치의 편의가 발생할 수 있다. 따라서 이 연구에서는 분석대상인 신선농산물 5개 품목군 중에서 한 품목군이라도 수출되고 있는 28개 국가를 국내산 신선농산물의 수출 가능 국가들로 가정하고, 분석기간 동안 개별 품목군의 수출실적이 없는 국가들 또한 표본에 포함함으로써 표본선택으로 인한 편의(Bias)를 최소화하였다. 따라서 종속변수인 국가별·품목군별·연도별 수출실적이 0 또는 미미한 값을 갖게 되는 다수의 관찰치가 표본에 포함되어 수출실적의 분포가 0에 가까운 수치에서 절단된(truncated) 형태를 가지게 된다. 종속변수가 특정점이나 특정범위에서 절단 또는 삭제된 경우 OLS(Ordinary Least Square) 추정방정식은 불일치한(inconsistent) 추정치를 도출하기 때문에, Tobin(1958)이 제안한 대로 우도함수를 활용하여 최우추정법(Maximum Likelihood Estimation)으로 모수를 추정하는 토빗 모형을 적용하는 것이 바람직하다.⁷

라 수입량이 없는 경우가 많고, 본 연구의 관심사가 교역량 결정요인이 아니라 수출증대요인이기 때문이다.

7 토빗 모형을 추정할 때는 최우추정법이나 헤크만 2단계 추정법(Heckman's two-step estimation)을 사용할 수 있는데, 본질적으로 두 추정방법의 원리는 유사함. 헤크만 2단계 추정법은 먼저 절단점 초과 여부를 프로빗 모형으로 추정한 다음, 절단점을 초과한 관찰치만을 가지고 통상최소자승법(OLS)을 적용하여 토빗 모형의 모수에 대한 일치추정량을 얻는 방식으로, 일반화된 토빗 모형(Generalized Tobit estimation model)이라고 할 수 있음. 최우추정법을 사용할 경우, 절단점 이하의 값을 갖는 관측치의 출현 확률을 증가시키는 요인이 종속변수의 평균을 함께 증가시킬 수도 있다는 우려 때문에, 표본선택과 추정과정을 분리한 헤크만 2단계 추정법이 보다 표본선택의 편의를 완화할 수 있는 방법으로 알려져 있음(Heckman, 1979, Breen, 1996; Greene, 2011). 본 고에서는 전세계 모든 국가를 대상으로 하지 않고 한 품목이라도 신선 농산물을 수출한 적이 있는 28개국을 분석대상으로 사전에 제한하였기 때문에 어느 정도 임의적인 표본선택이 내재되어 있음. 따라서 표본선택 단계를 별도로 분리하여 추정

본 연구에서는 수출실적이 1천 달러 이하인 관측치의 경우 수출실적이 사실상 없는 것으로 간주하고, 토빗 모형에서 수출액 분포의 하방 절단점을 1천 달러로 설정하였다. 결국, 토빗 모형의 추정은 수출액이 1천 달러를 초과하는 관측치들로부터 얻을 수 있는 정보뿐만 아니라 수출액이 1천 달러 이하인 관측치로부터 얻을 수 있는 정보를 바탕으로 우도함수를 극대화하는 것이다.⁸

$$(2) \quad EX_{gct} = EX_{gct}^* \quad \text{if} \quad EX_{gct}^* > \$1,000$$

$$EX_{gct} = \$1,000 \quad \text{if} \quad EX_{gct}^* \leq \$1,000$$

본 연구에서는 패널분석의 장점을 살려서 관찰되지 않은 표본의 이질성(heterogeneity)을 고려할 수 있도록 품목군 및 국가별 확률효과를 오차항의 일부로 포함시켰다.⁹ 일반적으로 패널분석에서는 오차항과 설명변수 간의 독립성이 확보되지 않으면 일치추정량(consistent estimator)을 얻을 수 없기 때문에 그룹효과를 일종의 상수항으로 처리하는 고정효과 모형이 선호되지만, 본 연구와 같이 시계열의 길이가 충분하지 않고, 그룹효과 추정에 관심이 없을 경우에는 확률효과모형이 오히려 더 적합할 수 있다(Cameron and Trivedi, 2005).¹⁰ 더욱이 비선형모형인 토빗 모형을 사용한 패널분석에서는 우도함수로부터 고정효과를 분리시킬 수 있는 충분통계량(Sufficient Statistics)이 존재하지 않기 때문에 고정효과모형을 적용하기가 쉽지 않다. 패널분석의 적합성 여부를 판단하기 위하여 Breusch & Pagan LM(Lagrange Multiplier) 검정을 실

하는 헤크만의 방식보다는, 1차로 선택된 표본(28개국)에서 수출실적의 유무에 따라 하방 절단된 정규분포의 우도함수를 극대화하는 최우추정법이 적합한 것으로 판단됨.

- 8 수출실적이 0보다 크지만 1천 달러보다 작은 경우는 대체로 견본품을 배송하거나 통관 시 발생하는 사소한 문제(세번 재분류, 원산지 오류 등)로 인한 것이기 때문에 원칙적으로는 수출이 이루어지지 않은 관측치로 보는 것이 타당함. 만약 이렇게 작은 수치의 수출실적을 실제 관측치로 간주할 경우, 절단하는 것에 비해 더 큰 편의(bias)가 발생할 가능성이 있기 때문에 1천 달러 이하의 수출실적은 수출이 없는 것과 마찬가지로 간주하였음. 물론, 절단점을 1천 달러로 설정한 것은 연구자의 주관적인 판단에 따른 임의적인 선택임.
- 9 기본적으로 패널 개체(품목군 및 국가)들이 모집단에서 무작위로 추출된 샘플일 경우, v_{gc} 는 확률분포를 따른다고 추론할 수 있지만, 패널 개체가 특정 모집단 그 자체라면 v_{gc} 는 확률변수가 될 수 없음. 이 연구에서 선택한 5개의 신선농산물 품목군이 전체 수출농식품 중의 일부라는 점, 그리고 분석에 포함된 국가들이 특정 시점(2009년도)의 수출액 기준으로 각 품목군에서 상위 국가들인 점에 비추어 볼 때 v_{gc} 를 확률변수로 간주할 수 있음.
- 10 고정효과모형에서는 설명변수들이 v_{gc} 와 상관관계를 가지고 있어도 추정계수의 일치성이 보장되지만, 확률효과모형에서는 v_{gc} 를 확률변수로 간주하고 설명변수들과 상관관계가 없다고 가정하기 때문에 이 가정이 기각될 경우 편의된 추정치를 얻게 됨.

시한 결과 v_{gc} 의 분산이 0이라는 귀무가설이 기각됨으로써 그룹효과를 고려치 않는 pooled OLS보다 확률효과모형이 더 적합한 것으로 판명되었다.

식 (1)의 추정에서 마지막으로 고려해야 하는 문제는 주요 설명변수들의 잠재적 내생성(endogeneity)으로 인한 추정결과의 편의(biased) 가능성이다. 정부의 물류비 지원은 수출업체의 비용을 절감시켜 해외시장에서 국내산 농산물의 가격경쟁력을 높이기 때문에 수출증대를 가져온다. 그러나 물류비 지원이 사전에 이루어지는 것이 아니라 시장별, 품목별 수출실적에 따라 실제 소요된 물류비의 일정 비율만큼 사후에 지원되기 때문에 당해년도 수출실적이 많은 품목이나 시장일수록 당해년도 물류비 지원액이 증가하는 구조를 띠고 있다. 결국 종속변수(수출액)가 독립변수(물류비 지원액)에 영향을 줌으로써 오차항과 독립변수가 상관관계를 갖는 내생성이 존재한다.

또한 품목군별 실질물가지수는 해당 품목군의 수출실적에 부(-)의 영향을 주는 동시에 수출물량의 증감은 국내가격의 등락에도 영향을 줄 수 있기 때문에 해당변수의 내생성을 고려해야 한다.¹¹ 물류비 지원액과 실질물가지수의 내생성 문제를 해결하기 위해 도구변수를 활용한 2단계 추정방법을 적용한다. 1단계에서는 물류비 지원액과 실질물가지수를 해당변수의 시차변수와 여타 설명변수를 도구변수(Instrumental variables)로 삼아 추정하고 두 변수의 예측치를 산출한다.¹² 2단계에서는 앞서 도출한 예측치를 해당변수의 관측치 대신에 사용하여 확률효과 토빗모형을 재추정한다.

11 두 설명변수(물류비 지원액, 실질소비자물가지수)의 내생성 유무를 판단하기 위해, 확률효과 토빗모형 대신에 pooled IV(Instrumental Variable) 모형을 추정하여 내생성 검증(Endogeneity test)을 실시하였음. Wu-Hausman F test와 Durbin-Wu-Hausman χ^2 test 결과, 1% 유의수준에서 두 변수가 실제로는 외생적이라는 귀무가설이 기각되었음($F(2,827)=29.4$, $\chi^2(2)=55.8$).

12 1단계 추정에서 품목군, 국가, 연도에 따라 변동하는 물류비 지원액은 확률효과 패널토빗모형을 그대로 적용한 반면, 품목군과 연도에 따라서만 달라지는 변수인 실질물가지수는 확률효과모형으로 추정한 다음, 각각의 예측치를 산출하였음.

3. 분석 결과

3.1. 전체 신선농산물 분석

2003~2009년 동안 전체 신선농산물(5개 품목군)을 대상으로 수출방정식 (1)을 추정 한 결과가 <표 5>에 제시되어 있다. 상이한 추정방법에 따른 결과를 비교하기 위하여, 확률효과(Random Effects)모형, 확률효과 토빗(Random Effects Tobit)모형, 확률효과 도구변수 토빗(Random Effects Instrumental Variable Tobit)모형을 각각 추정하였다. Log-log 방정식 형태로 추정하였기 때문에 각 설명변수의 추정치는 수출탄력성을 나타 낸다.

분석에 포함된 980개의 관측치 가운데 48%에 해당하는 464개의 관측치가 수출실적이 없는 것으로 나타났다. 종속변수의 값이 0인 관측치가 많을수록 분포의 절단 여부를 고려하지 않은 일반 회귀분석의 추정치는 0으로 편의되는 경향이 있다(Greene, 2011). 두 번째 열에 제시된 확률효과(RE) 모형의 경우 품목군 및 국가별 확률효과를 고려하였지만, 세 번째 열의 확률효과 토빗(RE-Tobit) 모형에 비해 일부 변수(GDP, HANR)의 추정치가 과소 추정되었음을 확인할 수 있다. 반면, 분포의 절단 여부와 관계가 없거나 (CUMSUB2) 거의 영향을 받지 않는(SUB1) 변수들은 과대 추정되었다.

네 번째 열은 내생성이 우려되는 두 변수의 전년도 시차변수를 외부 도구변수(excluded instrument variable)로 활용한 2단계 추정결과를 제시하고 있다. 내생성을 완화시킨 결과, 세 번째 열에 제시된 확률효과 패널 토빗모형의 추정치에 비해서 정부의 수출지원효과가 더 크게 나타난 반면, 거리변수가 수출에 미치는 영향은 더 작게 나타났다. 한편 생산액의 증대가 수출에 미치는 긍정적인 효과는 통계적으로 유의한 것으로 변한 대신에, 한류의 확산이 신선농산물의 수출에 미치는 효과는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 바뀌었다.

이하에서는 2단계 추정방법을 통한 확률효과 도구변수 토빗(RE-IV-Tobit)모형의 추정치¹³를 가지고 신선농산물의 수출 영향요인을 설명하였다.

13 <표 5>의 Tobit모형에서 도출한 추정치는 각 설명변수의 탄성치임. 본 연구에서는 분석대상으로 선정한 28개 국가들을 우리나라의 신선농산물을 수출할 수 있는 모든 국가라고 가정했기 때문에, 수출액이 1천 달러를 초과하는 국가들(절단되지 않은 관측치)만을 대상으로 설명변수의 한계영향을 파악하는 것보다, 수출액이 1천 달러 이하인 국가들까지 포함한 전체 수출대상국을 대상으로 각 설명변수의 한계영향을 살펴보는 것이 본 연구의 목적에 더 부합하다고 볼 수 있음.

표 5. 신선농산물 수출영향요인 분석 추정결과: 전체 품목군

변수	Random Effect Panel	Random Effect Panel Tobit	Random Effect Panel IV Tobit
$\ln(GDP)_{c,t}$	0.291 (0.259)	0.668 ** (0.292)	0.659 *** (0.141)
$\ln(PCI)_{c,t}$	0.396 (0.272)	0.419 (0.316)	0.194 (0.200)
$\ln(DISO)_{c,t}$	-1.430 *** (0.219)	-1.079 *** (0.210)	-0.612 *** (0.206)
$\ln(SUB1)_{g,c,t}$	0.283 *** (0.032)	0.152 *** (0.009)	0.229 *** (0.028)
$\ln(CUMSUB2)_t$	0.521 *** (0.153)	0.304 ** (0.138)	0.472 ** (0.191)
$\ln(EXR)_{c,t}$	-0.040 (0.137)	-0.153 (0.216)	-0.002 (0.097)
$\ln(RCPI)_{g,t}$	0.542 (0.671)	0.341 (0.584)	0.630 (1.040)
$\ln(PRO)_{g,t}$	0.464 ** (0.230)	0.374 (0.238)	0.309 ** (0.131)
$\ln(KORN)_{c,t}$	0.411 ** (0.165)	0.250 * (0.152)	0.302 *** (0.115)
$\ln(HANR)_{c,t}$	0.187 (0.200)	0.609 ** (0.241)	0.197 (0.302)
Constant	-0.210 (3.830)	-10.857 ** (4.674)	-13.262 *** (3.187)
σ_v	2.033	3.349 *** (0.368)	4.112 *** (0.358)
σ_ϵ	1.203	0.904 *** (0.032)	1.014 *** (0.037)
Censored Obs.		464	394
Uncensored Obs.	980	516	446
Wald Stat.	632.0	591.7	358.9
R^2	0.819		
Log likelihood		-941.2	-913.0

주: 1. ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10%에서 유의함.

2. σ_v 는 품목군 및 국가별 확률효과의 표준편차, σ_ϵ 는 오차항의 표준편차임.

3. 세 모형에서 도출된 Wald 통계량은 모든 설명변수의 계수가 0이라는 귀무가설을 기각함.

첫째, 우리나라의 신선농산물 수출도 중력이론과 같이 해외시장의 규모(GDP)가 클 수록 수출이 증가하는 것으로 나타났다. 수출대상국의 GDP가 1% 증가하면 우리나라 신선농산물의 수출이 0.66%씩 늘어난다. 하지만 1인당 GDP의 증가는 수출증대에 의미 있는 영향을 주지 못하고 있다.

둘째, 신선농산물의 특성상 국가 간 거리 또는 운송비용도 수출규모를 결정하는 중요한 요인으로 작용하고 있다. 운송비용이 1% 증가할 때 국내산 신선농산물의 수출이 0.61% 감소하는 것을 의미한다. 따라서 지리적으로 가까운 일본과 중국시장 등 동남아시아 시장 중심의 수출 중요성이 재차 확인된다.

셋째, 정부가 수행한 수출지원정책의 수출증대 효과는 긍정적인 것으로 나타났다. 단기적이고 소모성 지원인 수출물류비 지원액의 성과도 확인되었으며, 장기적이고 지속적인 성격의 기타 수출 지원액(농식품 수출기반 조성사업, 수출성장동력 확충사업, 해외마케팅 사업)의 누적효과 또한 통계적으로 유의하게 나타났다. 해외시장별, 품목별로 지원된 수출물류비의 경우 0.23의 수출탄력성을 기록하였다. 기타 수출지원자금의 누적액 또한 수출물류비보다 높은 0.47의 수출탄력성을 가지는 것으로 나타났다.

넷째, 수출대상국과의 상대적 환율은 우리나라 신선농산물의 수출에 거의 영향을 주지 않은 것으로 분석된다. 또한 통계적 유의성은 없지만, 추정치가 예상된 부호와는 반대인 부(-)의 값으로 나타났다. 이는 우리나라의 신선농산물이 기후나 생산여건의 차이로 인해 해당국에서 생산되지 않는 품목 위주로 수출되고 있어 상대적 환율의 영향이 그다지 크지 않은 것으로 해석할 수 있다. 또한 2000년대 중반부터 중앙정부와 지자체에서 농식품 수출에 대한 적극적인 지원으로 인해 수출업체나 수출농가들이 환율에 크게 영향을 받지 않고 수출량을 확대시키는 것도 이유라고 할 수 있다.

다섯째, 품목별 국내 생산액이 증가할수록 해당 품목류의 수출이 늘어나는 것으로 나타났다. 그러나 품목별 실질소비자 물가지수의 추정치는 통계적으로 유의하지 않을 뿐만 아니라 예상했던 부(-)의 방향과는 반대로 나타났다. 이는 신선농산물의 생산액이 1% 증가할 때 수출액은 0.31% 늘어나며, 국내 공급과잉으로 인한 가격 하락 시 수출업체들이 낮은 단가로 수출을 증가시키는 현실을 반영하고 있다¹⁴. 그리고 유의하진 않지만 실질가격의 수출증대효과가 예상과 달리 정(+)으로 나타난 것은 각 품목군에 포함되는 일부 품목들은 국내가격이 하락해도 수출이 여의치 않은 경우가 많거나, 품목군 내

14 개별품목별로 생산액과 수출액의 관계가 음(-)인 경우도 가능함. 2010년도에 감귤은 생산량이 감소하여 국내가격이 크게 상승함으로써 생산액은 전년도에 비해 증가한 반면, 당해연도의 감귤 수출액은 감소한 바 있음.

에서 생산과 소비 모두 대체관계인 품목들이 많기 때문인 것으로 추정된다.

여섯째, 해외시장의 한국인 체류자(교민 포함) 수가 신선농산물의 수출에 미치는 효과는 긍정적인 것으로 나타났다. 그러나 한류의 저변 확대로 인한 농산물 수출증대 효과는 통계적으로 유의하지 않게 추정되었다. 해외시장의 체류자 수가 1% 증가할 때 신선농산물의 수출액은 0.3% 증가하고 있으며, 해외 교포들이 수출 농산물의 주 소비층인 현실을 반영하고 있다. 그리고 한류의 대리변수인 문화콘텐츠 수출액의 증가가 신선농산물의 수출증대에 미치는 영향은 명확하지 않은 것으로 나타났다. 공산품의 경우 일부 선행연구(강한균 2009)에서는 한류가 확산되고 있는 해외시장에서 수출증대에 미치는 긍정적인 효과를 밝혀낸 바 있으나, 신선농산물의 경우는 지금까지 농산물 전체적으로는 한류의 효과가 수출증대에 미치는 영향이 통계적으로 유의한 수준에까지는 이르지 않은 것으로 판단된다.

3.2. 품목군별 분석

품목군별로 식 (1)의 수출방정식을 추정함으로써 품목군에 따라 설명변수들이 미치는 영향이 어떻게 다른지 살펴볼 수 있다. 각 품목군은 168개의 관찰치를 가지고 있으며, 종속변수의 분포가 절단된 문제와 수출물류비 지원액과 실질가격 변수의 내생성 문제를 해결하기 위해 확률효과 도구변수 토빗(RE-IV-Tobit)모형을 적용하였다.

<표 6>은 품목군별 수출방정식의 추정 결과를 나타낸다. 품목군에 따라 교역형태가 동질적이지 않고, 주요 수출시장도 다르기 때문에 수출액에 영향을 미치는 요인이나 탄력성의 크기가 다르게 나타났다.¹⁵

첫째, 대부분의 품목군들에서 정부의 수출물류비 지원이 확대될수록 수출액이 증가하는 경향을 보이고 있다. 물류비 지원액은 과실류와 화훼류에서 높은 수출탄력성이 도출되었으며, 버섯류의 경우 기타 수출지원사업에 가장 큰 영향을 받고 있는 것으로 나타났다. 하지만 인삼류에 대한 수출물류비 지원은 계수가 크지 않지만 부(-) 효과를 보이고 있는데 수출단가가 높아서 수출물류비 수출지원효과가 적은 것으로 판단된다.

15 품목군별 추정에서는 일부 계수가 이론과 부합하지 않게 나타나기도 했음. 가령, 버섯류의 실질가격 탄성치는 -75.6으로 과대 추정되었으며, 이는 품목군당 168개의 소규모 표본을 가지고 동일한 수출방정식을 추정함으로써 발생할 수 있는 편의라고 볼 수 있음. 세부 품목의 국가별 수출실적과 수출지원액 등의 통계를 이용하여 표본의 크기를 늘릴 수 있다면, 해결할 수 있는 문제로 여겨짐.

정부가 수출을 증대시키기 위해 수출물류비 지원을 품목군별로 차별화시키는 정책을 도입할 경우 수출증대효과가 큰 과실류와 화훼류 중심으로 지원을 확대하고 지원효과가 적은 인삼류에 대한 지원을 감축하는 것이 필요하다.

표 6. 신선농산물 품목군별 수출영향 요인 추정

변수	과실류	채소류	화훼류	버섯류	인삼류
$\ln(GDP)_{c,t}$	-0.516 (0.364)	1.239 *** (0.432)	4.794 *** (1.482)	-0.994 (1.987)	0.746 *** (0.213)
$\ln(PCI)_{c,t}$	0.559 (0.402)	-1.248 ** (0.552)	0.535 (1.638)	4.942 ** (2.304)	-0.523 *** (0.165)
$\ln(DISO)_{c,t}$	-1.060 ** (0.424)	0.506 * (0.303)	-3.941 * (2.189)	-8.253 *** (1.974)	-0.373 ** (0.172)
$\ln(SUB1)_{c,t}$	0.484 *** (0.034)	0.027 (0.025)	0.259 *** (0.062)	0.041 (0.076)	-0.021 ** (0.010)
$\ln(CUMSUB2)_t$	0.369 * (0.224)	0.360 ** (0.170)	3.409 (3.405)	2.602 ** (1.309)	0.047 (0.214)
$\ln(EXR)_{c,t}$	-0.940 *** (0.183)	0.580 *** (0.217)	0.659 (0.994)	-0.603 (1.260)	0.662 *** (0.129)
$\ln(RCPI)_t$	-2.074 * (1.163)	-1.853 (1.882)	-5.135 (43.359)	-75.641 *** (28.204)	2.045 (1.587)
$\ln(PRO)_t$	-0.987 (1.405)	4.356 * (2.358)	0.554 (11.811)	0.220 (2.507)	0.821 (1.019)
$\ln(KORN)_{c,t}$	0.271 (0.223)	0.036 (0.205)	-0.769 (0.939)	2.081 (1.291)	0.407 *** (0.150)
$\ln(HANR)_{c,t}$	0.775 ** (0.349)	-0.236 (0.387)	-4.100 (2.681)	3.194 (2.408)	0.339 (0.434)
Constant	13.012 (14.208)	-57.776 *** (20.317)	-37.532 (80.571)	-6.937 (37.859)	-18.947 ** (8.209)
σ_v	8.290 *** (1.494)	12.407 *** (2.258)	7.825 *** (1.716)	10.500 *** (2.250)	12.654 *** (2.350)
σ_ϵ	0.533 *** (0.046)	0.410 *** (0.031)	2.966 *** (0.260)	3.917 *** (0.358)	0.333 *** (0.026)
Censored Obs.	84	60	83	87	72
Uncensored Obs.	84	108	85	81	96
Wald Stat.	632.4	126.5	60.1	55.8	293.8
Log likelihood	-125.9	-144.2	-264.1	-282.7	-114.9

주: 1. ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10%에서 유의함.

2. σ_v 는 품목군 및 국가별 확률효과의 표준편차, σ_ϵ 는 오차항의 표준편차임.

3. 모든 품목군에서 도출된 Wald 통계량은 모든 설명변수의 계수가 0이라는 귀무가설을 기각함.

둘째, 수출대상국 1인당 GDP와 GDP의 변화에 따른 수출영향은 품목군에 따라서 상이한 반응을 보인다. 이는 품목군에 따라 주력시장이 변화하는 추세가 반영된 결과이다. 일본과 동남아 시장으로 주로 수출하고 있는 채소류와 인삼류의 경우, 일본으로의 수출은 정체 또는 감소하는 반면, 동남아로의 수출은 빠르게 확대되고 있는 추세가 반영되어, GDP는 정(+)의 효과를, 1인당 소득은 부(-)의 효과를 가지는 것으로 나타났다. 그리고 일본으로의 수출이 큰 비중을 차지하면서도 성장률도 높은 화훼류의 경우 GDP의 수출탄력성이 높게 나타났으며, 일본을 제외한 모든 시장에서 높은 성장률을 기록하고 있는 버섯류의 경우에는 1인당 소득의 수출탄력성이 높게 나타났다.

셋째, 채소류를 제외한 대부분의 품목군은 수출시장과 거리가 멀어질수록 수출액이 감소하고 있으며, 버섯류가 거리 변화에 가장 민감하게 반응하고 있다. 일본이 주력시장이고, 동남아가 신흥시장인 채소류의 경우 거리가 멀수록 수출액이 증가하는 것으로 나타났는데, 이는 일본으로의 수출은 정체 또는 감소하는 반면, 동남아로의 수출은 빠르게 확대되고 있는 상황이 반영되었기 때문이다.

넷째, 품목군별로 정책변수와 중력모형 변수들을 제외한 여타 수출증가요인을 살펴 보았다. 생산액 변수와 관련하여 과실류는 유의하지는 않지만 생산액이 증가할 때 수출액이 감소하는 것으로 나타났다. 이는 국내 과실류 생산량이 적지만 국내 가격이 상승하여 생산액이 증가할 경우 수출물량 확보의 어려움으로 인해 수출액이 감소하는 현상이 투영된 것으로 해석할 수 있다. 반면, 채소류는 국내 생산량 증가 및 가격하락이 수출증대 효과를 발생시키고 있다.

상대환율 변수를 보면, 과실류는 상대환율 증가 시 수출 감소를 초래하여 예상과 다른 결과를 보여주고 있는데, 주요 과일의 수출이 환율보다는 국내 수급변동에 따른 가격변화에 더 큰 영향을 받기 때문인 것으로 추정된다. 하지만 채소류의 수출은 상대환율의 증가에 민감하게 반응하며, 국내생산이 증가할 때 수출 또한 크게 증가하였다.

한류 변수와 관련하여 과실류만이 한류 확산으로 수출이 증대하는 효과가 유의한 것으로 나타났다. 사과, 배, 단감 등을 주로 수출하는 대만, 말레이시아, 홍콩, 싱가포르 등 동남아시아 지역에서 한류확산 영향이 나타나고 있음을 보여준다.

실질소비자지수의 추정치를 품목류별로 비교하면, 버섯류가 국내가격의 하락에 가장 크게 영향을 받는 것으로 나타났다. 버섯류의 경우 국내에서 공급과잉으로 인해 가격이 하락할 경우 낮은 단가로 대규모 물량을 수출하는 실태가 반영된 것으로 판단된다. 그리고 수출단가가 상대적으로 높은 인삼류의 경우, 상대환율이 증가할 때 수출이 크게 확대되는 것으로 나타났으며, 또한 해외시장의 체류자 수는 인삼류의 수출증대에 긍정적인 역할을 하는 것으로 나타났다.

3.3. 전체 품목군과 품목군별 추정결과 비교

신선농산물 수출의 결정요인에 대한 전체 품목군과 품목군별 추정결과를 비교·분석하여 <표 7>에 제시하였다. 수출국 GDP는 전체 품목군에서 유의하고 품목군별로는 채소류, 화훼류, 인삼류에서 유의한 변수임을 보여준다. 이 품목들은 중국, 일본, 북미와 같은 GDP 규모가 큰 국가 중심으로 수출증대 효과가 있다는 것을 보여준다.

1인당 국민소득 변수는 전체 품목군에서는 유의하게 나타나지 않지만 품목군별 분석에서 채소류, 인삼류, 버섯류 품목이 유의한 반응을 보이고 있다. 특히 버섯류는 동남아시아 등 1인당 국민소득이 빠르게 증가하는 국가들 중심으로 수출증가율이 높다.

표 7. 전체 신선농산물과 품목군별 수출 결정요인 추정결과 비교

변수		전체	품목군별
$\ln(GDP)_{c,t}$	수출국 GDP	(+) ^{***}	(+)채소류 ^{***} , (+)화훼류 ^{**} , (+)인삼류 ^{***}
$\ln(PCI)_{c,t}$	수출국 1인당국민소득	-	(-)채소류 ^{**} , (-)인삼류 ^{***} , (+)버섯류 ^{**}
$\ln(DISO)_{c,t}$	운송 비용	(-) ^{***}	(-)과실류 ^{**} , (-)화훼류 [*] , (-)버섯류 ^{***} , (-)인삼류 ^{**} (+)채소류 [*]
$\ln(SUB1)_{g,c,t}$	수출물류비	(+) ^{***}	(+)과실류 ^{***} , (+)화훼류 ^{***} (-)인삼류 ^{**}
$\ln(CUMSUB2)_{t}$	기타 지원사업	(+) ^{**}	(+)과실류 [*] , (+)채소류 ^{**} , (+)버섯류 ^{**}
$\ln(EXR)_{c,t}$	상대환율	-	(+)채소류 ^{***} , (+)인삼류 ^{***} , (-)과실류 ^{***}
$\ln(RCPI)_{g,t}$	실질소비자 가격지수	-	(-)과실류 [*] , (-)버섯류 ^{***}
$\ln(PRO)_{g,t}$	생산액	(+) ^{**}	(+)채소류 [*]
$\ln(KORN)_{c,t}$	교민수	(+) ^{***}	(+)인삼류 ^{***}
$\ln(HANR)_{c,t}$	한류	-	(+)과실류 ^{**}

주: 1. 전체 품목군과 품목군별 수출영향요인 추정결과 유의하게 나타난 변수들만을 비교분석함.

2. ()는 추정계수의 부호를 나타냄.

3. ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10%에서 유의한 변수임.

수출시장까지의 운송비용이 증가할수록 전체 품목군과 대부분의 개별 품목군에서 수출이 감소하고 있음을 보여준다. 하지만 채소류의 경우 운송비용이 증가(감소)해도 수출이 증가(감소)하는 것으로 나타나고 있는데, 이는 일본시장으로의 수출이 정체된 반면, 북미, EU, 동남아 지역으로의 수출실적이 증가했기 때문이다.

수출물류비 지원 증가는 전체적으로나 대부분의 개별 품목류에서 수출을 증대시키는 효과가 있는 것으로 나타났다. 단, 인삼류 품목만은 오히려 부(-)의 효과로 나타났다. 인삼류가 상대적으로 고가이기 때문에 수출물류비 지원효과가 적음을 보여준다. 기타 지원 사업비의 투입 증대는 특히 과실류와 채소류, 버섯류 품목의 수출을 증대시키는 데 기여하였다.

상대환율에서 전체 품목군으로는 유의하지 않게 나타났지만 품목군별로는 채소류와 인삼류가 유의하게 나타나 상대환율이 높아지면 수출이 증가하게 됨을 보여준다. 과실류는 상대환율이 높아도 수출이 감소하는 것으로 나타나 환율 외의 외부환경에 더 큰 영향을 받고 있음을 보여준다.

실질소비자가격지수는 전체 품목군에서는 유의하지 않지만 과실류와 버섯류는 부(-)의 효과로 나타나 국내 가격 상승 시 수출감소가 나타나는 대표적인 품목류임을 보여준다. 생산액 변수에서 채소류는 생산액이 증가할 경우 수출액이 증가하는 품목이다.

교민 수는 전체 품목군과 인삼류 품목 추정결과에서 수출을 증대시키는 유의한 변수로 나타나고 있으며, 이는 교민 수가 많은 시장일수록 인삼류 수출이 유리하다는 것을 보여준다. 한류는 아직까지 전체적으로 신선농산물 수출에 유의미한 영향을 미치고 있지 못하지만, 과실류 수출 증대에는 상당한 기여를 하는 것으로 나타났다.

4. 요약 및 결론

신선농산물 수출에서 GDP의 수출탄력성이 유의한 반면, 1인당 GDP의 수출탄력성이 유의하지 않게 나타난 것은 해외시장의 물리적 규모(GDP 또는 인구)가 확대될수록 국내산 신선농산물의 수출이 증가하지만, 개별 소비자들의 소득탄력성은 크지 않다는 것을 의미한다. 이는 최근의 신선농산물 수출 증대가 선진국 시장을 목표로 고품질, 고부가가치의 상품을 판매하는 형태로 진행되기보다는 중국 및 동남아 국가와 같은 개도국 시장에서의 가격경쟁력에 초점을 맞추어 수출물량이 확대되어 온 현실을 반증하고 있다.¹⁶ 개별 품목군별로 버섯류는 수출국 1인당 국민소득이 증가하는 국가들 중심으

16 일부 품목의 경우, GDP가 증가하고 있는 수출시장으로의 진출은 마켓테스트나 홍보용으로 지속되고 있지만, 아직까지는 소득수준이 높은 개인 소비자의 지속적인 구매가 아닌 호기심에 의해 구입하는 행태가 주를 이루는 초기 시장접근 단계임.

로 수출이 증가하고 있음을 보여준다.

수송거리가 멀거나 운송비용이 높을수록 수출이 줄어드는 것으로 나타난 분석 결과는 근접한 해외시장의 중요성을 확인시켜줄 뿐만 아니라, 수출물류비 지원의 필요성을 반증하고 있다. 다만, 채소류는 운송비용이 증가해도 수출이 늘어나는 것으로 나타나 운송비용의 영향을 상대적으로 덜 받고 있다.

현행 물류비 지원제도와 관련해서, 물류비 감축이라는 본래의 취지보다는 국내외 가격차를 보전하는 성격이 강하고 정부와 지자체의 과도한 지원이 오히려 수출경쟁력을 저하시킨다는 우려가 지속적으로 제기되면서 장기적으로는 직접지원보다는 수출농산물의 품질향상 신규시장 개척, 공동마케팅 추진 등의 간접지원으로 전환되어야 한다는 의견이 대두되었다.¹⁷ 그러나 본 연구의 분석 결과, 물류비지원액의 수출탄력성이 0.23으로 나타난 것처럼, 수출물류비 지원이 신선농산물의 수출확대에 긍정적으로 작용한 것 또한 사실이다. 또한 현재까지의 DDA 협상에 따르면, 우리나라가 개도국 지위를 유지할 경우 현재와 같은 수출물류비 지원을 2021년까지 지속적으로 지원할 수 있으므로 수출물류비를 성급하게 폐지할 필요는 없다. 특히 수출물류비 지원이 수출증대효과를 기대하는 것이라면 과실류와 화훼류는 지원이 가장 오랫동안 지속되어야 할 품목인 것으로 판단된다.

기타 수출지원에 해당하는 해외마케팅 지원사업과 수출기반 구축사업은 수출탄력성이 0.47로 물류비지원액 탄력성보다 크다. 또한 이들 지원사업은 품목이나 산업 특정성이 적어 수출을 위한 광범위한 정부 서비스에 해당되므로 수출보조가 아닌 허용보조로 분류할 수 있기 때문에, 중장기적으로 지원효과가 클 것으로 예상되는 과실류, 채소류, 버섯류 품목을 중심으로 수출기반 및 인프라를 강화하는 측면에서 지속적으로 확대할 필요가 있다.

상대환율이 신선농산물 수출에 미치는 영향이 유의하지 않게 나타난 것은 수출시장에서 국내산 농산물의 경쟁 대상품목이 수출국 자체적으로 공급된 농산물이 아닌 그 시장에 수출되는 다른 수출경쟁 국가의 농산물일 가능성이 크기 때문으로 추정된다. 따라서 해외시장에서 비교우위가 있거나 특화가능성이 높은 품목의 경우 수출단가를 낮추려는 노력보다는 품질향상에 주력하는 것이 바람직하다.

17 이는 DDA 농업협상의 결과에 따라 개도국의 경우라도 일정 시점부터는 물류비 지원과 같은 직접적인 수출보조는 철폐해야 한다는 인식을 바탕으로 하고 있음. 우리나라는 2004년까지의 수출보조금 실적을 WTO에 통보하였는데 개도국에게는 감축약속이 면제되는 유통비용 절감목적의 수출보조금으로 과일(116억 원), 화훼(42억 원), 김치(21억 원), 채소(66억 원), 축산물(1억 원), 인삼(10억 원)에 대해 지급한 것으로 통보하였음(2004년 기준).

해외 교포들이 우리 농산물의 주요 소비층인 것은 분석 결과에서도 확인되었지만, 해외 체류자 수는 시간이 지나도 크게 변동할 가능성이 낮기 때문에 실제로 체감하는 수출탄력성은 크지 않을 수 있다. 그럼에도 불구하고 인삼류 등 해외시장의 진입을 시도하려는 신규 수출품목이나 새로운 해외시장을 개척하려는 기존 수출제품의 경우 체류자 또는 교민 규모가 큰 시장을 목표로 삼아야 성공할 가능성이 높기 때문에 이를 감안한 해외마케팅 전략을 강구할 필요가 있다.¹⁸

한류의 확산이 초기 단계여서 아직까지는 신선농산물의 전체적인 수출증대에 직접적인 영향을 주고 있지는 않은 것으로 분석되었다. 그럼에도 최근의 설문조사들에 따르면, 해외 소비자들이 한국산 신선농산물에 대한 호기심과 구입의향은 높은 것으로 보고되고 있으며, 과실류와 같이 개별 품목별로는 유의하게 나타나기도 한다. 향후 누적된 자료를 바탕으로 한 추가적인 연구가 뒤따라야 하며, 한류와 농식품 수출을 보다 효과적으로 연계하는 방안을 강구할 필요가 있다.

참고 문헌

- 강한균. 2009.2. “동남아시아의 한류 문화컨텐츠가 한국의 수출과 FDI에 미치는 경제적 효과.” 「무역학회지」 제34권 1호.
- 곽창근 등. 2010.3. “한·EU 자유무역협정이 농식품부문에 미치는 영향: 중력모형 접근.” 「농업경제연구」 제51권 1호. 한국농업경제학회.
- 김경필 등. 2011.3. “농축산물 수출 물류비의 지원효과 검증.” 「농업과학연구」 제38권(1).
- 김경필, 문한필, 한정희. 2011. 「농식품 수출지원제도 개선방안」. 한국농촌경제연구원.
- 김성훈 등. 2009.11. 「농축산물 판매촉진사업 제도개선 연구」. 한국농촌경제연구원.
- 김한호 등. 2009.7. “중력모형을 이용한 한국 과실류의 교역형태 분석.” 농촌경제 제32권 3호.
- 농림수산식품부. 2010. 「농림수산식품 주요통계」.
- _____. 2011.3. “2011년 농식품 수출확대 정책 추진방향(안).” 농어민신문사 수출간담회 발표 자료.
- 농림수산식품부·농수산식품유통공사. 2011. 「농림수산식품 수출진흥사업 안내」.
- 농수산식품유통공사 내부자료. 2012. “2011년 농림수산식품 수출동향.”
- 임정빈 등. 2011.3. “원예부문의 수출 결정요인 분석.” 「농업경영·정책연구」 제38권 1호. 한국농업정책학회.

18 해외시장의 체류자 수를 제공한 변수를 분석 모형에서 함께 추정할 경우, 체류자 수의 계수가 체류자 수를 제공한 변수의 계수보다 더 크게 추정되면 이러한 해석이 타당함. 실제 분석결과, 통계적으로 유의하진 않지만 추정계수의 크기가 다른 것으로 나타났음.

한국농촌경제연구원. 2011.12. 「농정포커스 제3호」.

_____. 2012. 농업전망 2012.

Breen, R. 1996. *Regression Models: Censored, sample-selected, or truncated data*. California: Sage Publications, Inc.

Cameron, C. A. and P. K. Trivedi, 2005. *Microeconometrics: Methods and Applications*. Cambridge, Cambridge University Press.

Greene, W. H. 2011. *Econometric analysis*(7th ed.). New Jersey: Prentice-Hall, Inc.

Heckman, J. J. 1979. "Sample selection bias as a specification error" *Econometrica* 47(1): 153-161.

Mary E. Burfisher. 2004. "U.S. Agriculture and the Free Trade Area of the Americas." *Agricultural Economic Report* No. 827.

Tobin, J. 1958. "Estimation of relationship for Limited Dependent Variables." *Econometrica* 26: 24-36.

국가통계포털 <<http://kosis.kr/index/index.jsp>>.

농수산식품유통공사 무역정보 <www.kati.net>.

한국무역협회 <<http://stat.kita.net>>.

International Monetary Fund. <<http://www.imf.org/external/data.htm>>.

원고 접수일: 2012년 2월 15일

원고 심사일: 2012년 2월 28일

심사 완료일: 2012년 4월 19일