# 공간중력모형을 이용한 목재류 수출의 결정요인 분석

이병훈* 장철수** 송성환***

Keywords
공간적 효과(Spatial effect), 공간계량경제(Spatial econometrics), 공간중력모형(Spatial gravity model)

Abstract
The objective of this study is to account for the influencing factors of the exports of wood sector and to draw out the implication for exports strategies. This study estimated the spatial gravity model to consider spatial autocorrelation effects among export countries using spatial econometrics approaches. The empirical results of this study are as follows. The export of wood products are positively influenced by the number of Korean residents, exchange rates variables. On the other hand, the export countries' production level and distance have negative effects on the dependent variable. As additional findings, The general gravity-type model was enhanced by adding the spatial autocorrelation effect. The results of goodness of fit test confirmed the spatial gravity models are more accurate than using general gravity model.

차례

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

* 교신저자, 한국농촌경제연구원 글로벌협력연구부 부연구위원, bhlee@krei.re.kr.
** 한국농촌경제연구원 산림정책연구부 연구위원
*** 한국농촌경제연구원 산림정책연구부 전문연구원

# 1. 서 론

최근 세계적인 시장개방 추세에 따라 국내산 임산물 수출량도 빠르게 증가하고 있으며 뿐만 아니라 국내산 임산물을 다른 해외시장으로 수출할 필요성도 커지고 있다. 이는 임산물 수출을 통해 국내 임산물 수급을 조절하는 기능뿐만 아니라 해외시장 소비자들의 수요를 창출함으로써 국내산 임산물의 가치를 높일 수 있는 기회로 활용할 수도 있기 때문이다.

해외시장으로 임산물 수출을 효율적으로 확대하면서 지속가능한 수출구조를 만들기 위해서는 수출과정상의 주요특징을 파악하여 현재 임산물 수출의 문제점을 파악하고 개선해야 할 것이다. 특히, 국내산 임산물에 대한 수출시장의 수출결정 요인을 분석한다면 보다 의미 있는 수출시장 확대전략을 도출할 수 있을 것이다. 따라서 현재 임산물의 수출구조가 최선인지 혹은 다른 가격 및 품질경쟁력 전략을 취할 필요는 없는 것인지 파악하기 위해서는 수출 대상국을 중심으로 수출에 미치는 영향 요인을 분석할 필요가 있다. 나아가 임산물을 부류별로 분석할 경우 수출가능 전략을 수립하는 데 필요한 정보도 부류별 맞춤형 형태로 제공할 수 있을 것이다.

이 같은 맥락에서 최근 우리나라 농산물의 수출이 확대됨에 따라 수출확대요인을 분석한 연구들이 지속적으로 수행되어 왔다. 이들 연구의 대부분은 중력유형 모형(gravity-type model)을 활용하여  우리나라 농산물의 교역 및 수출에 미치는 다양한 요인들을 분석하였다.

대표적인 예로서 김한호 외(2009)는 과실류의 교역량 및 수출량 결정요인을 확률효과 패널 토빗모형을 적용하여 찾고자 한 결과, 국가간 지리적 거리보다 국가고유의 경제사회적 특성이 주요 수출결정요인인 것으로 결론지었다.

임정빈 외(2011)는 과일, 채소, 화훼류의 수출구조 및 수출결정요인을 분석함으로써 수출전략 수립에 필요한 기초자료를 제공코자 하였다. 특히, 농산물 교역의 특화정도를 나타내는 무역보완성, 무역투자액 등이 수출확대에 긍정적으로 영향을 주는 것으로 분석되었으며 반면에, 중력모형의 주요변수인 상대국 간의 거리가 수출에 미치는 영향은 부류별로 상당한 차이를 보이는 것으로 분석되었다.

문한필 외(2012)는 신선농산물의 수출결정요인과 정부의 수출지원정책의 효과를 품목군별, 권역별 수출액을 종속변수로 하여 수출영향 요인을 분석하였으며, 물류비지원액, 수출상대국 GDP 규모 등이 수출증대에 긍정적인 효과를 미치는 것으로 분석하였다. 하지만, 일부 품목군의 추정결과에 의하면 예상과 달리 수출 거리가 증가해도 오히

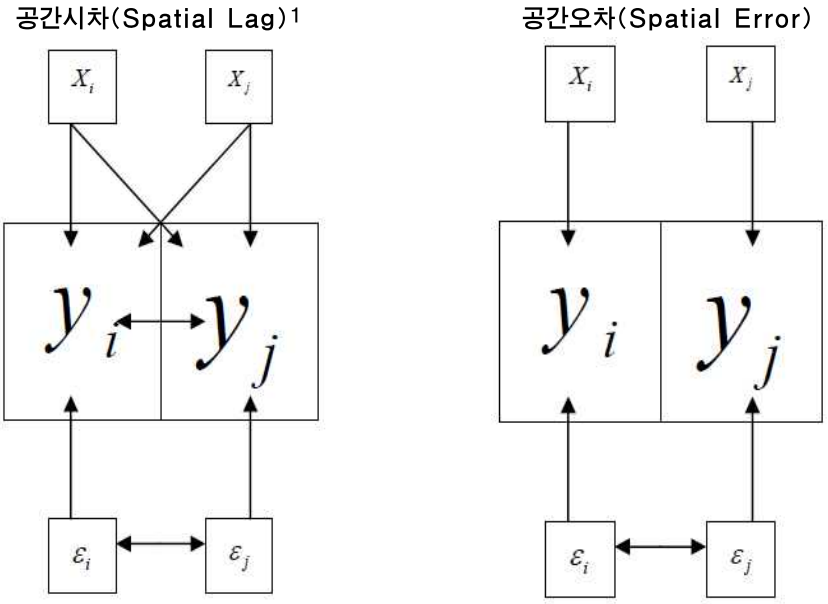
려 수출이 증대되는 것으로 나타났다. 이처럼 중력모형(Mary 2004)을 원용한 일부 연구에서 무역 상대국과의 거리변수와 관련하여 추정결과가 예상과 다르거나 일관되지 않은 결과를 보여주고 있다. 이와 같은 이유는 선행연구에서의 중력모형 분석은 일반적인 중력모형 변수와 고정 및 확률 효과, 그리고 개별효과 등을 고려한 전통적인 패널데이터 분석 방법을 이용하였을 뿐 국가단위 자료들이 가지는 국가 간 공간적 특성은 명확하게 고려하지 못한 것에 기인한다. 다시 말하면 한국과 무역 상대국 간의 영향(메카니즘)뿐만 아니라 무역상대국들 간의 파급효과(spillover effects)도 함께 감안해 주어야 한다는 것이다. 따라서 국가 간의 공간자료가 가지는 공간적 효과(spatial effects)가 고려되지 않고 모형을 추정할 경우 관련 변수의 추정계수가 과대 추정되는 경향을 보이게 되어 전반적인 추정결과의 신뢰성을 담보할 수 없게 된다(Gautschi 1981, Eppli & Shilling 1996).

이와 관련하여 Anselin(1988)은 국가나 지역 같은 공간자료를 이용한 모형추정 시 개별 국가의 종속변수 또는 오차항은 인접국가들의 종속변수 또는 오차항 관측치 간 상관관계를 가지게 되는데 이것을 공간적 종속성(spatial dependency) 또는 공간적 자기상관(spatial autocorrelation)이라고 하였다.

<그림 1>은 종속변수들 또는 오차항들이 공간적으로 상호 연관되어 있는 것을 나타내고 있다. 이것은 설명변수들과 오차항들에 대한 계량경제학적 기본 가정을 위반하게 되는 것이기 때문에 이러한 공간적 종속성이 고려되지 않고 일반적인 회귀방법을 이용하여 추정할 경우 오차항에 공간적 자기상관이 나타나게 되며 따라서 추정계수는 편의(bias)되거나 비효율적(inefficient)일 가능성이 높다.

그렇다면 일반적인 중력모형을 적용할 경우 어느 경우에 공간적 자기상관이 발생하는지 살펴보면, 추정 시 이용되는 상대국가들의 중력모형 기본변수(GDP, 인구, 분석품목 생산량 등)들은 국경과 관계없이 상당 부분 지정학적으로 상호 연계되는 경향이 있음에도 국경이라는 인위적 공간단위로 자료를 구축하기 때문이다(Lesage 1999). 예를 들면, EU 및 NAFTA 국가들의 GDP 및 인구의 경우 인접국가의 사회·경제적 상황 및 국가간 노동력 이동 등 주변국가의 특성과 인접성의 영향을 받고, 분석품목 생산량은 생산기술 정보 교류, 토양, 기상, 산악지형, 병해충 발생 영향의 지배를 받는 등 국경과 관계없이 인접국가의 영향을 서로 주고받을 수 있다. 이와 같은 이유에서 공간자료가 가지는 공간적 효과 즉, 공간적 종속성을 고려한 중력모형을 적극적으로 이용할 필요가 있다. 국외문헌의 경우 Porojan(2001)과 LeSage & Pace(2005)는 수정된 중력모형을 이용하여 제조업분야에서의 교역량과 공간적 효과 간의 관계를 분석한 바 있다.

그림 1. 공간적 종속성(자기상관)의 주요 2가지 형태[1]




주: LeSage(1999)

그러나 그동안 국내연구 중 공간적 종속성(자기상관)을 고려한 중력모형 연구는 수행되지 않았고, 이뿐만 아니라 임산물 수출에 영향을 미치는 요인들을 정량적으로 분석한 연구는 전무한 실정이다. 따라서 본 연구의 목적은 국내산 목재류 수출에 영향을 미치는 다양한 요인을 공간중력모형을 이용하여 분석함으로써 수출확대와 관련된 정보 및 시사점을 도출하는 것이다.

1 공간시차(spatial lag)는 $i$국의 종속변수가 $i$국과 $j$국의 설명변수들로부터 동시에 영향을 받음에 따라 종속변수들 및 오차항들도 서로 상호 연계된 경우를 말하여, 공간오차(spatial error)는 공간단위가 다른 오차항들 간 서로 연계되어 있는 경우임. 따라서 이들 경우 통계학적 기본 가정을 위반하게 되어 공간적 효과를 고려하지 않고 추정할 경우 추정량은 비효율적이게 됨.

# 2. 분석 자료와 모형

## 2.1. 분석 자료

임산물은 크게 목재류, 석재류, 단기임산물로 구분할 수 있으며, 2008년 임산물 수출액은 1억 3,793만 달러에서 2012년 1억 9,436만 달러로 지속적으로 증가하였다. 임산물 수출액 중 단기임산물은 최근 5년 평균 1억 1,255만 달러로 전체 임산물 수출액의 절반 이상을 차지하고 있으며, 석재류는 1,416만 달러로 7%를 차지하고 있다. 그러나 이들 수출부류는 원료 내지 1차 단순가공 형태로 수출되는 등 부가가치가 높지 않은 편이다. 반면, 목재류의 경우 원료목 수입을 통한 재가공형태로 수출되는 등 성장잠재력이 높은 것으로 평가되고 있다.

**표 1. 임산물 수출동향**

단위: 천 달러, %

| 품 목 | 2008 | 2009 | 2010 | 2011 | 2012 | 평균 | 비율 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 임산물 | 137,927 | 123,525 | 155,122 | 245,469 | 309,759 | 194,361 | 100.0 |
| 석재류 | 20,323 | 8,211 | 9,835 | 15,329 | 17,119 | 14,163 | 7.3 |
| 단기임산물 | 58,684 | 57,988 | 92,848 | 156,931 | 196,290 | 112,548 | 57.9 |
| 목재류 | 58,920 | 57,325 | 52,440 | 73,209 | 96,350 | 67,649 | 34.8 |
| -섬유판 | 13,253 | 10,615 | 10,224 | 22,992 | 39,243 | 19,265 | 28.5 |
| -목제케이스 | 10,088 | 9,992 | 11,469 | 15,082 | 16,444 | 12,615 | 18.6 |
| -기타 | 7,918 | 6,620 | 6,876 | 8,978 | 13,986 | 8,876 | 13.1 |
| -제재목 | 7,345 | 5,794 | 6,130 | 7,996 | 7,393 | 6,932 | 10.2 |
| -건축목공 | 4,309 | 8,562 | 5,612 | 6,833 | 9,007 | 6,864 | 10.1 |
| -합판 | 9,050 | 5,986 | 5,018 | 5,370 | 4,326 | 5,950 | 8.8 |
| -단판 | 1,917 | 2,722 | 2,062 | 1,810 | 1,531 | 2,008 | 3.0 |
| -목제틀 | 892 | 2,161 | 1,086 | 1,698 | 994 | 1,366 | 2.0 |
| -파티클보드 | 719 | 913 | 2,357 | 1,017 | 1,579 | 1,317 | 1.9 |
| -성형목재 | 1,702 | 2,336 | 954 | 734 | 748 | 1,295 | 1.9 |
| -마루판 | 923 | 1,291 | 127 | 146 | 698 | 637 | 0.9 |
| -목탄 | 220 | 227 | 312 | 325 | 161 | 249 | 0.4 |
| -원목 | 559 | 107 | 168 | 131 | 132 | 219 | 0.3 |
| -칩 | 26 | - | 45 | 98 | 109 | 56 | 0.1 |

자료: 임산물수출입통계, 산림청.

최근의 목재류 수출액은 6,765만 달러로 임산물 전체 수출액의 35%를 차지하고 있으며, 목재류 중 수출액이 가장 큰 섬유판은 평균 1,927만 달러를 수출하여 목재류 수

출액의 28%를 차지하고 있으며, 목제케이스(19%), 제재목(10%), 건축목공(10%) 등의 순으로 나타났다.

주요 10개국의 목재류 5개년 평균 수출액은 전체 목재류 수출액의 59%를 차지하고 있으며, 국가별로 일본에는 섬유판, 제재목, 목제케이스 등이 주로 수출되고 있으며, 중국에는 제재목, 목제케이스, 미국에는 목제케이스, 건축목공, 러시아에는 섬유판, 건축목공, 인도네시아에는 제재목, 건축목공 등이 수출되고 있는 것으로 나타났다.

특히, 수출액이 가장 큰 섬유판은 일본과 러시아, 대만을 위주로 수출되고 있으며, 제재목은 일본, 중국, 인도네시아의 수출비중이 전체 제재목 수출액의 96%에 달하고 있다. 목제케이스는 이들 10개국의 비중이 전체 목제케이스 수출액의 59%를 차지하고 있으며, 건축목공의 경우는 41%를 차지하는 것으로 나타났다.

**표 2. 주요 국가별 목재류 수출동향('08~'12년 평균)**

단위: 천 달러, %

| 금 액 | 목재류 | 섬유판 | 제재목 | 파티클보드 | 건축목공 | 목제케이스 | 기타 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 전체 | 67,649 | 19,265 | 6,932 | 1,317 | 6,864 | 12,615 | 20,655 |
| -일본 | 16,038 | 5,207 | 3,335 | - | - | 2,416 | 5,080 |
| -중국 | 8,026 | - | 2,741 | - | 429 | 1,495 | 3,360 |
| -미국 | 4,173 | - | - | 235 | 612 | 1,771 | 1,554 |
| -러시아 | 2,447 | 1,790 | - | - | 303 | - | 354 |
| -인도네시아 | 1,802 | - | 464 | - | 138 | 78 | 1,122 |
| -필리핀 | 1,611 | - | - | - | 428 | 653 | 530 |
| -멕시코 | 1,889 | 604 | - | - | - | 883 | 402 |
| -대만 | 1,005 | 888 | - | - | - | 73 | 44 |
| -베트남 | 2,404 | 443 | 91 | - | 788 | - | 1,082 |
| -싱가폴 | 617 | 7 | - | - | 105 | 147 | 358 |
| 10개국 비중 | 59.1 | 46.4 | 95.7 | 17.9 | 40.8 | 59.6 | 67.2 |

자료: 임산물수출입통계, 산림청.

이와 같은 목재류의 국가별 연도별 수출통계를 국가단위 패널자료로 구축하여 본 연구에 활용하였다. 일반적으로 패널자료는 시계열 및 횡단면 분석자료 분석 시 개별 내지 시간적 특성효과를 통제할 수 있을 뿐만 아니라 다중공선성 문제를 완화하고 보다 많은 자유도 확보 및 가변성 제공 등 분석을 용이하게 하는 것으로 알려져 있다. 한편, 본 연구의 분석모형에서 활용된 종속변수는 수출대상국별 목재류 수출액 10개 수출국(대만, 베트남, 중국, 미국, 러시아, 인도네시아, 싱가폴, 일본, 필리핀, 멕시코)이며, 분

석기간은 16년간(1996~2011년), 수출결정요인으로는 중력모형에서 가장 중요한 요인으로 무역상대국 간 거리를 포함하였고, 1인당 GDP, 수출대상국의 1인당 원목생산량, 수출대상국의 환율 대비 원달러 환율, 수출대상국의 시민, 거주 및 체류 등 거주 교민수 등으로 구성하였다. 보다 정확한 분석을 위해 본 연구에서는 공간가중치행렬을 모형 구축 시 적용하여 대상국가의 공간적 상관성을 적극적으로 고려하였다.

**표 3. 목재류 수출액 및 수출결정요인 기초통계량(1996~2011년)**

| 변 수 | 평 균 | 표준편차 | 최 대 | 최 소 | 출 처 |
|---|---|---|---|---|---|
| log(수출액, 10억$) | 7.605 | 0.032 | 10.930 | 4.914 | 농산물무역정보 (www.kati.net) |
| log(1인당 GDP, $) | 8.622 | 0.026 | 10.790 | 5.820 | 통계청 |
| log(거리, km) | 8.153 | 0.106 | 9.398 | 6.862 | LIS www.lisdatacenter.org |
| log(교민수, 명) | 11.070 | 0.224 | 14.830 | 7.318 | 통계청 |
| log(환율비, 比) | 3.847 | 0.462 | 9.929 | 0.000 | IMF |
| log(1인당 원목생산량, ㎥/명) | 0.237 | 0.094 | 1.159 | 0.113 | FAO |

자료: 기초통계량은 실측치의 대수변환치임.

## 2.2. 분석 모형의 이론적 검토

### 2.2.1. 공간계량경제모형(Spatial Econometrics Model)

목재류 수출결정요인을 분석하면서 공간적 자기상관(종속성) 문제를 해결하기 위해서는 전통적인 중력모형이 아닌 공간모형을 이용한 분석을 실시해야 한다. 이를 위해 본 연구에서 공간중력모형(Spatial Gravity model)[2]을 활용하기로 한다. 이 모형은 전통적인 중력모형에 공간종속항을 포함하여 분석하는 공간자기회귀모형(spatial autoregressive model: SAR)[3], 공간오차항을 포함하는 공간오차모형(spatial error model: SEM) 그리고

2 일반 중력모형에 공간종속항 및 공간오차항에 공간(국가, 지역)의 상관성을 나타내는 공간가중치행렬($Wy$, $W\varepsilon$)을 적용

이들 모형을 결합한 일반공간모형(general spatial model:SAC)으로 나눌 수 있으며 다음과 같이 나타낼 수 있다.

일반적인 공간중력모형은 식(1)과 같으며 오차항의 공간가중치행렬( $W_2$)이 0일 경우에 공간자기회귀모형(SAR)을 사용하고 종속항의 공간가중치행렬( $W_1$)이 0일 경우 공간오차모형(SEM)을, 그리고 공간가중치행렬( $W_1, W_2$)≠0의 경우 일반공간모형(SAC)을 활용한다.

(1) $y = \lambda W_1 y + X\beta + \epsilon,$

$\epsilon = \rho W_2 \epsilon + \varepsilon, \quad \varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I),$

$y$는 종속변수 벡터, $X$는 설명변수들의 행렬, $W_1$와 $W_2$은 n × n 행렬, $\lambda$와 $\rho$는 공간자기회귀계수[4]를 나타내며 $\varepsilon$는 오차항 벡터로 평균이 0이고 분산이 $\sigma^2$인 독립적으로 동일한 분포를 따른다. 따라서 $W_2 = 0$이면 식(2)과 같이 나타낼 수 있으며 다시 역행렬 행태로 식(3)으로 정리할 수 있다. 식(3)의 $(I - \lambda W)^{-1}$는 공간승수(spatial multiplier)로서 국가 간 상관성을 나타내는 공간가중치행렬에 의해 한 국가로의 수출은 수출상대국의 설명변수뿐만 아니라 수출상대국 주변(인접) 국가의 설명변수들에서도 영향을 받는 것을 나타낸 것이다. 이와 관련해서 Anselin(1988)은 공간승수를 공간적 상호작용에 대한 전체 외부효과(global externality)로 이해하고 하나의 시스템으로 모든 국가가 연계되어 있음을 주장하였다.

(2) $y = \lambda W_1 y + X\beta + \varepsilon$

(3) $y = (I - \lambda W_1)^{-1} X\beta + (I - \lambda W_1)^{-1} \varepsilon$

한편, 공간오차모형(SEM)은 식(4)와 같이 나타낼 수 있으며 모형에서 고려되지 않고 있는 변수 즉, 오차항 간에 공간적 자기상관(종속성)을 가정한 모형이다.

(4) $y = X\beta + \epsilon, \quad \epsilon = \rho W_2 \epsilon + \varepsilon, \quad \varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I)$

(5) $y = X\beta + (I - \rho W_2)^{-1} \varepsilon$

---

3 공간시차모형(spatial lag model: SLM)으로도 일컬음.

4 만일 $\lambda > 0 (\rho > 0)$일 경우 각 국가의 종속변수(오차항)가 다른 국가의 종속변수들(오차항들)과 양의 상관관계로 연관되어 있음을 의미한다.

일반공간모형(SAC)은 식(1)을 의미하며 $W_1$과 $W_2$의 공간가중치행렬을 통해 종속변수의 공간자기상관성이 설명변수와 연계되는 동시에 오차항 간의 종속성도 함께 고려한 모형이다. 여기서 공간가중치행렬의 구성은 각 국가와 거리의 역함수로 환산하여 구축하는데 이는 대상국가 간 영향을 받는 정도에 있어 근접국가가 원거리 국가보다 더 많은 영향을 미치는 동시에 대상국가의 공간적 상관성을 모두 함께 적용할 수 있기 때문이다. 추가적으로 각 국가의 공간적 상관성을 나타내기 때문에 모든 국가가 인접 정도에 따라 동일한 가중치를 갖는다고 가정하면 일반적으로 가중치 행들의 합이 1이 되도록 표준화(standardization)하여 모형에 적용해야 한다.[5] 공간모형을 추정하여 만약 $\lambda \neq 0, \rho \neq 0$일 경우 각 국가의 종속변수 내지 오차항들이 다른 국가의 그것들과 상관관계로 연관되어 있음을 의미한다. 따라서 공간중력모형은 일반적인 최소자승법을 사용하여 분석할 경우 내생성 등으로 인한 추청량이 편의되거나 불일치되기 때문에 2SLS, GMM, IVE 등 도구변수 추정법과 최우추정법(maximum likelihood estimation) 등이 활용되며 이 연구에서는 최우추정법[6]을 활용하였다.

## 2.3. 공간중력모형(Spatial Gravity Model)의 구조 및 분석 절차

우선 공간모형의 구조를 살펴보면, 식(1)의 $W_1$와 $W_2$을 $W_N$로 나타내고 분석기간(t)을 고려하여 행렬식으로 공간중력모형구조를 식(7)과 식(8)로 보다 쉽게 나타낼 수 있다.

$$(7)\quad y_{t,N} = \lambda W_N y_{t,N} + X_{t,N}\beta + D_N\gamma + \epsilon_{t,N},$$
$$\epsilon_{t,N} = \rho W_N \epsilon_{t,N} + \varepsilon_{t,N}, \quad \varepsilon_{t,N} = \mu_N + \nu_{t,N}$$

$$(8)\quad y_{t,N} = \lambda W_N y_{t,N} + X_{t,N}\beta + D_N\gamma + \rho W_N \epsilon_{t,N} + \mu_N + \nu_{t,N}$$

$$y_{t,N} = \begin{pmatrix} y_{t1,N} \\ \vdots \\ y_{tN,N} \end{pmatrix}, W_N = \begin{pmatrix} w_{11,N} & \cdots & w_{1N,N} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ w_{N1,N} & \cdots & w_{NN,N} \end{pmatrix}, D_N = \begin{pmatrix} d_{1,N} \\ \vdots \\ d_{N,N} \end{pmatrix}, \mu_N = \begin{pmatrix} \mu_{1,N} \\ \vdots \\ \mu_{N,N} \end{pmatrix}, \nu_{t,N} = \begin{pmatrix} \nu_{t1,N} \\ \vdots \\ \nu_{tN,N} \end{pmatrix}$$

---

5 $w_{ij} = 1/d_{ij}(i \neq j)$ ,$w_{ij} = 0\,(i = j)$는 공간가중치 행렬원소를 의미하고, $w_{ij}s = w_{ij}/\sum_{j=1}^{n} w_{ij}$ 는 표준화된 행렬 원소를 의미함.

6 우도함수 등과 같은 보다 자세한 내용은 Viton(2010. pp. 14-17)을 참조할 수 있음.

식(8)의 공간중력모형을 일반 패널형태인 식(9)로 정리될 수 있으며, 함수식은 식(10)과 같이 콥더글라스 함수형태가 고려되었다.

$$(9)\ \ y_{it} = \lambda \sum_j w_{ij} y_{ij} + \sum_l \beta_l x_{lit} + d_i \gamma + \rho \sum_j w_{ij} \epsilon_{jt} + \mu_i + \nu_{it}$$

$$(10)\ \ \ln(y)_{it} = \lambda \sum_j w_{ij} \ln(y)_{ij} + \sum_l \beta_l \ln(x)_{lit} + \ln(d)_i \gamma + \rho \sum_j w_{ij} \epsilon_{jt} + \mu_i + \nu_{it}$$

여기서 $y_{it}$는 종수변수로서 수출대상국별 목재류 수출액이며 $i$는 10개 수출국($i$=대만, 베트남, 중국, 미국, 러시아, 인도네시아, 싱가폴, 일본, 필리핀, 멕시코)이며, $t$는 분석기간(1996~2011년)을 나타내며, $x_{lit}$는 설명변수들의 행렬로서 1인당 GDP, 수출대상국의 1인당 원목생산량, 환율비율(대미환율(한국)/대미환율(수출국)), 수출대상국의 거주 교민 수(시민, 거주 및 체류) 등으로 구성되어 있으며 $d_i$는 무역상대국 간 거리를 나타낸다. 이 때 선정된 설명변수는 선행연구에서 범용되고 있는 변수들 중에서 최적 변수 선정을 위한 사전검정(pre-test)과 전체 모형의 적합성 검정(goodness of fit test)을 병행하여 선정한 것이다.

한편, $\mu_i$는 개별국가효과(individual country effect)를 나타내며 이 개별국가효과의 유무에 따라 pooled OLS 모형을 이용할 것인지 또는 확률효과 모형(random effect model)를 적용할 것인지 결정되는데, 이 때 그 분산을 통해 판별된다. $\sigma_\mu^2$= 0이라면 두 모형의 추정결과는 동일하기 때문에 pooled OLS 모형을, $\sigma_\mu^2 \neq 0$ 이면 확률효과모형을 적용한다. 다음 단계에서 이 개별국가효과를 고정효과 또는 확률효과로 취급할 것인지 공간하우스만검정(spatial hausman test)[7]을 통해 결정한다. 만일 확률효과모형이라면 $\mu_i$는 평균이 0이고, 분산이 $\sigma^2$인 독립적으로 동일한 분포를 따르게 될 것이다.

본 연구에서는 위에서 언급한 두 가지 문제 선택 차원에서 우선 개별국가효과의 유무와 공간자기상관(종속성) 여부를 검정하기 위해 Baltigi et al.(2003)의 LM 검정($H_o$: $\sigma_\mu^2 = 0$, $H_o$: $\lambda(\rho) = 0$)과 Pesaran(2004)의 Pesaran CD($H_o$: $\sigma_\mu^2 = 0$) 검정, 그리고 마지막으로 공간하우스만 검정을 각각 실시하였으며 이 때 사용된 프로그램은 R의 SPLM(spatial panel linear model) package이다. 끝으로 이들 검정결과를 기반으로 최종 모형을 선정하여 추정하였다.

---

7 Mutl and Pfaffermayr(2011)은 우선 모형이 공간적으로 상관되어 있다는 것($\lambda \neq 0, \rho \neq 0$)을 가정하고 전통적인 하우스만검정식에 공간 프레임워크(spatial framework)를 고려한 공간하우스만 통계량($\chi^2$)을 추계하였다.

# 3. 분석결과

## 3.1. 공간자기상관 검정

본 연구는 공간자기상관(종속성) 및 개별국가효과 존재유무를 검정하기 위해 몇 가지 LM검정을 실시하였다. 검정결과 <표 4>에 의하면 공간중력모형에서 개별국가효과와 공간자기상관(종속성)이 존재하는 것으로 각각 검정되었다.

반면에 공간하우스만 검정 결과, 귀무가설($H_o: Cov(\mu_i, x) = 0$)을 기각하여 개별국가효과는 확률적 효과보다는 고정적 효과로 취급하는 것이 바람직한 것으로 나타났다. 따라서 본 연구에서는 Pooled OLS 모형이 아닌 확률효과모형을, 전통적인 중력모형이 아닌 공간적 상관성을 고려한 공간중력모형을 채택하여 추정하였다.

**표 4. 개별국가효과 및 공간자기상관(종속성) 존재유무에 관한 LM검정 결과**

| 검정법 | 귀무가설 | 통계량 | P값 | 대립가설 |
|---|---|---|---|---|
| Baltagi, Song and Koh LM-lamda test (Baltagi et al., 2003) | $H_o$: $\sigma_\mu^2 = 0$<br>$H_o$: $\lambda(\rho) = 0$ | LM*-lambda = 2.8299 | 0.004657 ** | Spatial autocorrelation |
| Pesaran CD test for cross-sectional dependence in panels (Pesaran, 2004) | $H_o$: $\sigma_\mu^2 = 0$ | Z=3.8009 | 0.0001442 *** | Cross-sectional dependence |
| Spatial Hausman test | $H_o: Cov(\mu_i, x) = 0$ | SPHaus=24.587 | 0.0000061 *** | $H_A: Cov(\mu_i, x) \neq 0$ |

주: ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10%에서 유의함.

## 3.2. 분석모형 추정결과

<표 5>는 목재류 수출결정요인에 대한 추정결과로서 공간중력모형 결과와 비교를 위해 Pooled OLS모형의 추정결과를 함께 제시하였다. 우선, 공간중력모형들 중 설명력 비교결과 SEM(77.3%)모형이 다른 모형들보다 모형의 적합도가 뛰어난 것으로 나타났으며 다음으로 SAC(60.6%), SAR(59.9%) 그리고 Pooled OLS(57.3%)순으로 설명력이 뛰어난 것으로 분석되었다. 한편, 개별 요인에 대한 추정결과를 살펴보면, Pooled OLS

모형의 추정결과에 의하면 국가 간의 거리와 교민 수 요인은 1% 수준에서 그리고 1인당 원목생산량 요인은 10% 수준에서 통계적으로 유의하게 나타났다. 반면, 공간중력모형인 SAR, SEM, SAC 모형들의 경우 모든 요인의 추정계수에서 대부분 1% 또는 5% 수준에서 유의하게 나타났다. 따라서 개별 설명요인 및 전반적인 모형의 적합도 내지 설명력이 공간(국가)의 상관성을 나타내는 공간종속항($Wy_{it}$) 및 공간오차항($W\epsilon_{it}$)의 포함으로 크게 개선된 것으로 판단된다. 이는 공간자기회귀계수가 모두 1% 수준에서 통계적으로 유의한 양($\lambda > 0$, $\rho > 0$)의 값을 보이고 있어 각 국가의 종속변수(오차항)가 다른 국가의 종속변수들(오차항들)과 양의 상관관계로 연관되어 있음을 의미하는 것이다.

추정계수 중심으로 살펴보면, 1인당 GDP 요인은 수출대상국의 소득수준이 수출에 미치는 영향을 살펴보기 위한 것으로 공간중력모형의 추정계수(수출탄성치)가 0.1354~0.1917로 추정되어 수출대상국의 1인당 GDP가 10% 상승할 경우 평균 목재류 수출은 약 1.3~1.9% 증가하는 것으로 추정되었다. 이 결과는 김한호 외(2009)의 채소류 수출에 대한 소득탄성치(0.13)와 비슷한 수준이나 문한필 외(2012)의 신선농산물 수출에 대한 소득탄성치(0.19)보다는 작게 추정되었다.

또한 중력모형에서 가장 중요한 변수인 국가 간의 거리요인의 경우 추정계수가 -0.9237~-0.6088로 나타나 거리가 10% 증가할 경우 수출량은 약 6.1~9.2% 사이에서 감소할 것으로 추정되었다. 다른 수출결정요인 중 교민수의 경우 10% 증가하면 목재류 수출은 약 3.9~4.2% 증가할 것으로 예상되었다. 이 결과는 문한필 외(2012)의 신선농산물 증가 수준(3.0%)과 비슷한 결과로서 농식품뿐만 아니라 목재류의 경우도 교민 수가 중요한 수출 결정요인으로 나타났다. 한편, 환율요인의 경우 추정계수가 수출과 정(+)의 관계를 보이고 있어 수출대상국의 환율 대비 원달러 환율이 10% 증가하면 수출은 0.61~0.79% 증가하는 것으로 나타나 다른 요인들보다 환율효과가 수출에 미치는 영향은 상대적으로 미미한 것으로 판단된다. 1인당 원목생산 요인은 수출대상국의 1인당 가용할 수 있는 목재량이 수출에 미치는 영향을 파악하기 위해 도입된 것으로 추정계수가 -0.0918~-0.1346로 추정되어 수출대상국의 1인당 원목생산이 10% 증가(감소)할 경우 수출은 약 0.92~1.35% 감소(증가)하는 것을 의미한다.

이상의 수출요인에 대한 추정결과를 탄성치 기준으로 살펴보면, 국가 간의 거리요인이 수출에 가장 민감하게 반응하고 있는 것으로 나타났으며 다음으로 교민 수, 1인당 GDP, 1인당 원목생산량, 환율비율순으로 영향력을 미치는 것으로 분석되었다.

**표 5. 공간중력모형(고정효과모형)의 추정 결과[1)]**

| 변 수 | Pooled OLS | | | SAR(spatial lag) | | | SEM(spatial error) | | | SAC(spatial lag-error) | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Coeff | t값 | P값 | Coeff | t값 | P값 | Coeff | t값 | P값 | Coeff | t값 | P값 |
| 상 수 | 7.4058*** | 5.78 | 0.0000 | 8.1919*** | 9.79 | 0.0000 | 5.3396*** | 6.84 | 0.0000 | 7.3585*** | 9.55 | 0.0000 |
| 1인당 GDP | 0.0832 | 1.22 | 0.2228 | 0.1354** | 2.94 | 0.0032 | 0.1917*** | 4.15 | 0.0000 | 0.1672*** | 3.68 | 0.0002 |
| 국가 간 거리 | -0.6500*** | -5.92 | 0.0000 | -0.9237*** | -13.68 | 0.0000 | -0.6088*** | -9.91 | 0.0000 | -0.8709*** | -14.36 | 0.0000 |
| 교민 수 | 0.3689*** | 9.38 | 0.0000 | 0.3990*** | 15.61 | 0.0000 | 0.4204*** | 16.92 | 0.0000 | 0.4116*** | 16.82 | 0.0000 |
| 환율비율 | 0.0104 | 0.28 | 0.7784 | 0.0676** | 2.81 | 0.0049 | 0.0611* | 2.54 | 0.0108 | 0.0787*** | 3.34 | 0.0008 |
| 1인당 원목생산량 | -0.1323* | -2.35 | 0.0196 | -0.0918** | -2.64 | 0.0082 | -0.1346*** | -4.00 | 0.0000 | -0.0988** | -2.98 | 0.0028 |
| lambda($\lambda$) | | | | 0.0845** | 2.59 | 0.0094 | | | | 0.0729* | 2.36 | 0.0182 |
| rho ($\rho$) | | | | | | | 0.3141*** | 2.80 | 0.0051 | 0.2935* | 2.55 | 0.0106 |
| Pseudo $R^2$ [2)] | 0.573 | | | 0.599 | | | 0.773 | | | 0.606 | | |

주:1) ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10%에서 유의함, 2) 공간중력모형의 경우 최우추정법(MLE)을 통해 추정하였기 때문에 로그우도(log-likelihood) 통계량으로 모형의 적합성을 판단해야 하나, OLS 모형과의 비교를 위해 사후적으로 Pseudo $R^2$를 계측하였음.

## 4. 요약 및 결론

본 연구는 국내산 목재류 수출에 영향을 미치는 다양한 요인을 공간중력모형을 통해 분석하고 수출확대와 관련된 정보 및 시사점을 제시하고자 하였다.

목재류 수출결정요인을 추정한 결과, 수출대상국과의 거리와 수출은 높은 부(-)의 관계를 가지고 있는 것으로 나타났다. 즉 수송거리가 멀지 않을 경우 운송비용이 낮아지게 되고 수출이 증가하며 반대로 수송거리가 멀수록 운송비용이 늘어나므로 수출이 감소하는 것으로 분석되었다. 이와 같은 분석결과에 의하면, 우리나라를 둘러싼 근거리 해외시장이 목재류 수출에 매우 중요함을 알 수 있고 원거리 국가로의 수출확대를 위

해서는 수출물류비 지원이 절실함을 알 수 있었다. 그러나 수출물류비의 지원이 시장 개방과 함께 폐지 내지 축소되고 있는 점을 고려하면 수출인프라를 확충하는 방향으로 수출정책을 전환하는 것이 바람직하다. 즉 노후시설의 현대화를 통해 수출단가를 낮추는 한편, 제품의 품질 고급화를 통해 해외시장에서의 품질경쟁력을 향상시켜야 할 것이다.

현지 교민 수와 우리 목재류의 수출이 직접적인 정(+)의 관계를 가지고 있는 것으로 분석되어, 해외시장의 진입을 시도할 경우 교민규모가 큰 곳을 우선적인 목표시장으로 설정하면 성공가능성이 높으므로 이를 감안하여 해외수출시장 개척을 위한 마케팅전략을 마련하는 것이 필요하다.

한편, 1인당 GDP가 높은 국가일수록 우리 목재류의 수출이 증가하는 것으로 분석되었는데, 이는 성장잠재력이 높고 안정된 성장을 보이는 국가일수록 목제품의 소비가 증가하는 것을 의미한다. 따라서 목재를 활용한 주택건설 내지 주택내장재, 가구재 등 안전하고 인체에 유해한 물질 방출량이 적은 고부가가치 친환경목제품을 개발하여 수출하는 것도 고려해 볼 필요가 있다.

끝으로 국내산 목재류 원료의 안정적 확보차원에서 인도네시아, 말레이시아, 베트남 등 목재자원이 많은 국가들에 대한 해외투자를 늘리는 동시에 비관세협상과 협력을 강화하여야 할 것이다.

## 참고 문헌

김한호 등. 2009.7. “중력모형을 이용한 한국 과실류의 교역형태 분석.”「농촌경제」제32권 3호.

임정빈 등. 2011.3. “원예부문의 수출 결정요인 분석.”「농업경영·정책연구」제38권 1호. 한국농업정책학회.

문한필 등. 2012. 3. “신선농산물 수출의 결정요인과 지원효과 분석.”「농촌경제」제35권 1호.

Anselin, L. 1988. *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers.

Baltagi, B. H., Song S. H., Koh W. 2003. “Testing Panel Data Regression Models With Spatial Error Correlation.” *Journal of Econometrics, 117, 123-150.*

Eppli, Mark J. and James D. Shilling. (1996). “How Critical Is a Good Location to a Regional Shopping Center?” *Journal of Real Estate Research* 12, 459-468.

FAO. <http://www.fao.org>.

Gautschi, David A. 1981. “Specification of Patronage Models for Retail Center Choice.” *Journal of Marketing Research* 18, 162-174.

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

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

LeSage, J. P. 1999. *Spatial Econometrics using MATLAB*. a manual for the spatial econometrics toolbox functions available at <www.spatial-econometrics.com>.

LeSage, J. P., Pace, K. 2005. "Spatial Econometric Modeling of Origin-Destination." *Journal of Regional Science*. 48(5): 941-967.

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

Pesaran, M. H. 2004. General diagnostic tests for cross section dependence in panels. Cambridge Working Papers in Economics No. 0435. University of Cambridge.

Porojan, A. 2001. "Trade Flows and Spatial Effects: The Gravity Model Revisited." *Open Economies Review,* 12(3): 265-280.

Mutl, J., Pfaffermayr, M. 2011. "The Hausman Test In a Cliff and Ord Panel Model." *Econometrics Journal,* 14: 48-76.

Viton, P. A. 2010. "Notes on Spatial Econometric Models." *City and regional planning*, 870(03), 9-10.

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

한국무역협회 <http://stat.kita.net>.

원고 접수일: 2013년 2월 22일
원고 심사일: 2013년 3월 11일
심사 완료일: 2013년 4월 16일