

# 펄프 수입가격과 수입량 및 해상운임지수 간의 동태적 인과관계 분석

이석일<sup>1</sup>, 윤병삼<sup>2†</sup>

접수일(2022년 7월 26일), 수정일(2022년 8월 12일), 채택일(2022년 8월 16일)

## Dynamic Causal Relationships among Import Price, Import Quantity, and Ocean Freight Rate Index in the Chemical Pulp Market

Seok-Il Lee<sup>1</sup> and Byung-Sam Yoon<sup>2†</sup>

Received July 26, 2022; Received in revised form August 12, 2022; Accepted August 16, 2022

### ABSTRACT

This study investigates the dynamic causal relationships among import price, import quantity, and ocean freight rate index in the chemical pulp market. The Johansen cointegration test was applied to determine the cointegration among the three time series variables in this study, demonstrating their long run equilibrium relationship. Results of the vector error correction model (VECM) indicated that the pulp import quantity has an error correction mechanism that leads to convergence toward the long run equilibrium level or steady state. Furthermore, the Granger causality test results revealed a unidirectional causal relationship between the ocean freight rate index and quantity of wood pulp imported, implying that ocean freight rates influence the quantity of wood pulp imported. Moreover, the results of impulse response analysis revealed that an increase in ocean freight rate index shock has a notably negative impact on pulp import quantity, leading to the general decrease in import quantity in both the short and long run.

**Keywords:** *Hardwood pulp (HwBKP), stationarity, cointegration, Granger causality, impulse response, variance decomposition*

1 충북대학교 농업생명환경대학 농업경제학과(Department of Agricultural Economics, College of Agriculture, Life & Environment Sciences, Chungbuk National University), 강사

2 충북대학교 농업생명환경대학 농업경제학과(Department of Agricultural Economics, College of Agriculture, Life & Environment Sciences, Chungbuk National University), 교수

† 교신저자(Corresponding Author): E-mail: bsyoon@cbnu.ac.kr (Address: Department of Agricultural Economics, College of Agriculture, Life & Environment Sciences, Chungbuk National University, Cheongju, Chungbuk 28644, Republic of Korea)

## 1. 서론

펄프는 제지산업의 주요 원자재에 해당한다. 우리나라는 매년 150만 톤 이상의 펄프를 수입하고 있는데, 2021년에는 1,557,496톤(관세청 수입통관실적 기준)의 수입량을 기록하였다. 이 중 활엽수 표백 크라프트 펄프(HwBKP; hardwood bleached kraft pulp; HS code: 4703.29)의 비중이 73.6%, 침엽수 표백 크라프트 펄프(SwBKP; softwood bleached kraft pulp; HS code: 4703.21)의 비중은 26.4%를 차지하였다.

최근 국제 펄프 수입가격은 급등하는 양상을 보이고 있다. 2022년 5월 펄프 수입가격(HwBKP 기준)은 코로나 유행 초기였던 2020년 연평균 수입가격과 비교하면 무려 46.2%나 상승한 상황이다. 국제 펄프 가격이 급등하게 된 데는 캐나다 서부 브리티시컬럼비아(BC)주의 대홍수에 따른 운송 중단사태, 핀란드 입업기업 UPM키메네(UPM Kymmene) 공장 노동자들의 16주간에 걸친 파업 여파, 러시아·우크라이나 전쟁 장기화와 글로벌 공급망 차질, 세계 경제의 스태그플레이션(stagflation) 우려 심화 등 복합적인 요인들이 작용한 결과이다.

펄프 수입가격의 상승은 단기적으로 제지업체의 주가를 상승시키는 요인으로 작용하기도 한다. 그 이유는 원재료인 펄프의 구매 시점과 실제 투입 시점 간에 2~3개월의 시차가 발생하는데 따른 지연효과(lagging effect)로 말미암아 제품가격 인상에 따른 수익이 발생하기 때문이다. 그러나 펄프 수입가격의 장기적인 상승은 경영비 상승으로 이어져 궁극적으로는 제지업체의 채산성을 악화시킨다. 더욱이 펄프 수입가격의 상승은 종이 가격은 물론 화장지, 생리대, 기저귀, 물티슈 등 주요 생활용품의 가격 상승으로도 이어져 전반적인 물가 상승을 견인하게 된다.

제지업체의 생산원가를 상승시키는 것은 비단 펄프 수입가격만이 아니다. 펄프는 부피가 크고 무거운 물리적 특성으로 인해 물류비, 특히 해상운임의 상승이 펄프 수입가격의 상승에 못지않게 제지업체의 원가 상승 요인으로 작용하기도 한다.

펄프가격과 관련하여 그동안 국내에서는 목재 선물시장(CME Lumber futures)을 이용하여 펄프 가격변동 위험을 관리할 수 있는지에 관한 연구,<sup>1)</sup> 시계열모형(time series model)을 이용하여 펄프 수입가격을 예측하기 위한 연구,<sup>2)</sup> 그리고 수입 펄프 가격의 시계열적 특

성을 파악하기 위한 연구<sup>3)</sup>가 이루어져 왔다. 그러나 펄프 수입가격 및 수입량, 해상운임간의 동태적 인과관계를 분석하기 위한 연구는 아직 이루어지지 않았다.

오늘날 개방경제체제에서 한 경제변수의 변동은 다양한 방면으로 인과적 영향을 미친다. 펄프 수입가격의 변동은 수입량에 직접적인 영향을 미치는 한편, 반대로 펄프 수입량이 수입가격에 영향을 미치기도 한다. 또한 해상운임의 상승은 펄프 수입가격은 물론 수입량에도 직접적인 영향을 미치는 한편, 그 반대방향으로도 인과적 영향이 작용하기도 한다. 이와 관련하여 한 경제변수의 변동이 다른 경제변수들에 얼마만큼의 인과적 영향을 미치고, 어떤 시간적 파급경로로 영향을 미치게 되는지 등은 우리의 큰 관심사가 아닐 수 없다. 이러한 배경 하에서 본 연구는 펄프 수입가격과 수입량, 해상운임 간의 동태적 인과관계를 파악하는 데 목적을 두고 있다.

## 2. 재료 및 방법

### 2.1 분석자료

본 연구에 이용된 시계열자료는 펄프 수입가격과 수입량, 그리고 해상운임 수준을 나타내는 해상운임지수의 월별자료이다. 펄프는 우리나라 펄프 수입량의 절대비중을 차지하는 활엽수 표백 크라프트 펄프(HwBKP)를 대상으로 하였다. 펄프 수입가격과 수입량 자료는 통계청이 제공하는 국가통계포털(KOSIS; Korean Statistical Information Service)로부터 입수한 것이며, KOSIS의 '원자재 수입동향 종합'에 수록된 것이다. 펄프 수입가격은 운임보험료포함가격(CIF; Cost, Insurance and Freight)으로 톤당 달러(US\$/ton)로 표시되고, 수입량은 톤(m/t)으로 표시된다. 한편, 해상운임지수는 글로벌 해운운임 지표로 사용되는 상하이 컨테이너 운임지수(SCFI; Shanghai Containerized Freight Index)를 이용하였다. 이 운임지수는 중국 상하이 수출컨테이너 운송시장에서 출발하는 15개 항로의 컨테이너 해상화물 운임을 반영한 것으로, 20피트 컨테이너(TEU; Twenty-foot Equivalent Unit)당 미국달러(US\$)로 표시되는 운임을 기준으로 산정된다. 각 시계열자료의 표본기간은 2014년 3월부터 2022년 5월까지 8년 3개월이고, 표본의 수는 각각 99개이다. 본 연구에서 모든 시계열자료는 자연로그(natural logarithm)를 취한 값을 사용하였다.

## 2.2 분석방법 및 절차

### 2.2.1 단위근 검정(Unit root test)

본 연구에 이용되는 세 개의 시계열자료, 즉 펄프 수입 가격 및 수입량, 해상운임지수(SCFI)의 시계열이 정상적(stationary)인지 아닌지를 판단하기 위하여 Augmented Dickey-Fuller(ADF) 검정<sup>4)</sup>을 실시하였다. 시계열이 정상적이라는 것은 시간이 경과하더라도 그 확률적 속성(평균, 분산, 자기상관 등)은 변화하지 않는다는 것을 의미한다. 정상적 시계열은 뚜렷한 추세를 형성하지 않고, 시계열의 변동(진폭)이 시간의 흐름에 따라 일정한 특성을 보인다. 만약 ADF 검정 결과 단위근의 존재가 확인된다면, 해당 시계열자료는 비정상적인 시계열로 판정되는 한편 1차 차분(first differencing)을 통하여 정상적인 시계열로 변환한다.

### 2.2.2 공적분 검정(Cointegration test)

본 연구에 이용되는 세 개의 시계열자료(펠프 수입 가격, 수입량, 해상운임지수(SCFI)) 간에 공적분 관계가 존재하는지를 파악하기 위해 Johansen 공적분 검정<sup>5)</sup>을 실시하였다. 복수의 시계열자료 간에 공적분 관계가 존재한다는 것은 각 시계열이 일시적으로 서로 이탈(deviation)하는 현상이 생기기도 하지만, 장기적으로 볼 때는 공통의 추세(common trend)를 형성하면서 장기적 균형 관계(long-run equilibrium)를 유지한다는 것을 의미한다. 한편, 공적분 관계는 서로 지나치게 동떨어지지 않도록 오차를 조정하는 메커니즘이 작용한다는 것을 의미하기 때문에 시계열자료 간의 관계는 오차수정형을 포함하는 오차수정모형(ECM; error correction model)으로 표현될 수 있다. 본 연구에서는 Johansen 공적분 검정의 두 가지 유형, 즉 대각합 검정(trace test;  $\lambda_{trace}$ )과 최대고유근 검정(maximum eigenvalue test;  $\lambda_{max}$ ) 가운데 검정력이 보다 우수한 것으로 알려진 대각합 검정( $\lambda_{trace}$ )<sup>6)</sup>을 실시하였다.

### 2.2.3 벡터오차수정모형(Vector error correction model; VECM)의 추정

본 연구에 이용되는 세 개의 시계열자료(펠프 수입 가격, 수입량, 해상운임지수(SCFI)) 간에 공적분 관계가 존재한다면, 세 공적분 변수들은 다음과 같이 벡터오차수정모형(VECM)<sup>7)</sup>으로 표현될 수 있다.

$$\begin{aligned} \Delta \ln P_t &= a_h + b_h z_{t-1} + \sum_{i=1}^m c_{hi} \Delta \ln P_{t-i} \\ &+ \sum_{j=1}^m d_{hj} \Delta \ln Q_{t-j} + \sum_{k=1}^m e_{hk} \Delta \ln I_{t-k} \\ &+ \epsilon_{ht} \end{aligned} \quad [1]$$

$$\begin{aligned} \Delta \ln Q_t &= a_s + b_s z_{t-1} + \sum_{i=1}^m c_{si} \Delta \ln P_{t-i} \\ &+ \sum_{j=1}^m d_{sj} \Delta \ln Q_{t-j} + \sum_{k=1}^m e_{sk} \Delta \ln I_{t-k} \\ &+ \epsilon_{st} \end{aligned} \quad [2]$$

$$\begin{aligned} \Delta \ln I_t &= a_l + b_l z_{t-1} + \sum_{i=1}^m c_{li} \Delta \ln P_{t-i} \\ &+ \sum_{j=1}^m d_{lj} \Delta \ln Q_{t-j} + \sum_{k=1}^m e_{lk} \Delta \ln I_{t-k} \\ &+ \epsilon_{lt} \end{aligned} \quad [3]$$

여기서,  $P_t$ 는 펄프 수입가격,  $Q_t$ 는 펄프 수입량, 그리고  $I_t$ 는 해상운임지수(SCFI)를 나타내고,  $\ln$ 은 자연로그(natural logarithm)를 나타내며, 하첨자  $t$ 는 시점을 나타낸다.  $\Delta$ 는 차분기호(difference operator)로써  $\Delta \ln P_t$ ,  $\Delta \ln Q_t$ , 그리고  $\Delta \ln I_t$ 는 각각  $\ln P_t$ ,  $\ln Q_t$ , 그리고  $\ln I_t$ 를 1차 차분한(first differencing) 값이다. 한편,  $\Delta \ln P_{t-i}$ ,  $\Delta \ln Q_{t-j}$ , 그리고  $\Delta \ln I_{t-k}$ 는 각각  $\Delta \ln P_t$ ,  $\Delta \ln Q_t$ , 그리고  $\Delta \ln I_t$ 의 시차값(lagged value)이다. 그리고  $z_{t-1}$ 은 오차수정항(ECT; error correction term)으로 공적분 회귀식(cointegrating regression)을 최소자승법(OLS; ordinary least squares)으로 추정함으로써 얻어진 잔차들의 시차값(lagged residuals)이다.

위의 벡터오차수정모형 (1)~(3)이 가지는 장점은 장기적 동태성(long-run dynamics)과 아울러 단기적 동태성(short-run dynamics)을 함께 고려한다는 점이다. 먼저 오차수정항  $z_{t-1}$ 의 계수  $b_h$ ,  $b_s$ , 그리고  $b_l$ 은 각각 장기적 동태성을 반영한다. 한편, 시차변수  $\Delta \ln P_{t-i}$ 의 계수  $\{c_{hi}, c_{si}, c_{li}\}$ ,  $\Delta \ln Q_{t-j}$ 의 계수  $\{d_{hj}, d_{sj}, d_{lj}\}$ , 그리고  $\Delta \ln I_{t-k}$ 의 계수  $\{e_{hk}, e_{sk}, e_{lk}\}$ 는 각각 독립변수가 종속변수  $\Delta \ln P_t$ ,

$\Delta \ln Q_t$ , 그리고  $\Delta \ln I_t$ 에 미치는 단기적인 영향을 측정하는 단기적 모수(short-run parameter)들이다.

**2.2.4 Granger 인과관계(Granger causality) 검정**

Granger 인과관계란 어느 한 시계열 변수의 과거값이 다른 시계열 변수의 현재값을 설명하는 데 있어서 설명력을 가진다는 것을 의미한다. 따라서 일상적인 개념으로 사용되는 원인과 결과의 인과관계를 반드시 내포하는 것은 아니다.

식 (1)에서 만약  $\Delta \ln Q_{t-j}$ 의 계수  $d_{hj}$ 가 모두 0이라면(즉,  $d_{hj}=0$ ), 이것은  $\ln Q_t$ 의 과거 변동이  $\ln P_t$ 의 현재 변동에 대해 아무런 설명력을 지니지 못한다는 것을 시사한다. 따라서  $\ln Q_t$ 는  $\ln P_t$ 에 대한 Granger 인과관계를 형성하지 못한다(“ $\ln Q_t$  does not Granger cause  $\ln P_t$ ”). 이에 대한 통계적 검정은 결합귀무가설  $H_0: d_{h1}=d_{h2}=\dots=d_{hm}=0$ 에 대한 검정을 통하여 이루어진다. 그리고 식 (1)에서 만약  $\Delta \ln I_{t-k}$ 의 계수  $e_{hk}$ 가 모두 0이라면(즉,  $e_{hk}=0$ ), 이것은  $\ln I_t$ 의 과거 변동이  $\ln P_t$ 의 현재 변동에 대해 아무런 설명력을 지니지 못한다는 것을 시사한다. 따라서  $\ln I_t$ 는  $\ln P_t$ 에 대한 Granger 인과관계를 형성하지 못한다(“ $\ln I_t$  does not Granger cause  $\ln P_t$ ”). 이에 대한 통계적 검정은 결합귀무가설  $H_0: e_{h1}=e_{h2}=\dots=e_{hm}=0$ 에 대한 검정을 통하여 이루어진다. 마찬가지로, 식 (2)와 (3)에서도 계수  $c_{ij}$ 와  $e_{sk}$ , 그리고  $c_{ij}$ 와  $d_{ij}$ 에 대한 통계적 검정을 통하여 Granger 인과관계의 성립 여부에 대한 검정이 가능하다.

**2.2.5 충격반응(Impulse response) 및 분산분해(Variance decomposition) 분석**

본 연구에서는 벡터오차수정모형(VECM) 내 한 시계열 변수의 변화가 다른 내생변수에 미치는 동태적 반응을 파악하기 위해 충격반응분석(impulse response analysis)을 실시하였다. 다시 말해서, 벡터오차수정모형 (1)~(3)에서

어느 한 시계열 변수에 충격(shock 또는 innovation)이 발생할 경우 모형내의 다른 시계열 변수에 어떤 영향이 발생하게 되는가(즉, 어떤 반응이 나타나게 되는가)를 파악하였다. 예컨대, 펄프 수입가격이 변동할 경우 펄프 수입량에는 단기 및 장기에 걸쳐 어떤 변화가 발생하고, 또 한 어떤 이행과정을 거치게 되는지를 분석하였다.

한편, 본 연구에서는 벡터오차수정모형(VECM) 내 각 내생변수의 변동이 전체 변동에 기여하는 부분의 상대적 크기를 분석하기 위해 분산분해(variance decomposition)를 실시하였다. 다시 말해서, 벡터오차수정모형 (1)~(3)에서 어느 한 종속변수에 변동이 발생할 경우 그것이 자체 충격에 기인하는 비중이 얼마나 되는지, 그리고 나머지 다른 변수들의 충격에 기인하는 비중은 얼마나 되는지 상대적 기여율(중요도)을 분석하였다. 예컨대, 펄프 수입가격이 변동할 경우 가격 자체 충격에 의해 설명되는 비중(비율)과 나머지 다른 요인(변수)들의 충격에 의해 설명되는 비중(비율)을 세부적으로 분해해서 살펴 보았다.

**3. 결과 및 고찰**

**3.1 기초통계량(Summary statistics)**

Table 1은 본 연구에 이용된 펄프(HwBKP) 수입가격(P), 수입량(Q), 그리고 해상운임지수(I)의 원시계열자료(즉, 자연로그를 취하기 이전의 자료)에 대한 기초통계량을 보여주고 있다. 먼저 펄프 수입가격의 평균값은 \$596.09/톤, 최대값은 \$785.00/톤(2018년 11월), 그리고 최소값은 \$447.00/톤(2020년 9월)으로 나타났다. 펄프 수입량의 평균값은 104,287톤, 최대값은 153,768톤(2016년 3월), 그리고 최소값은 68,689톤(2021년 9월)으로 나타났다. 한편, 해상운임지수(SCFI)의 평균값은 1,413.52, 최대값은 5,066.86(2022년 1월), 그리고 최소

Table 1. Summary statistics

Variable	No. Obs.	Mean	Maximum	Minimum	Skewness	Kurtosis
<i>P</i>	99	596.09	785.00	447.00	0.31	2.11
<i>Q</i>	99	104,287	153,768	68,689	0.37	3.82
<i>I</i>	99	1,413.52	5,066.86	414.13	1.84	4.87

1) *P* denotes the price of imported pulp (US\$/mt), *Q* denotes the quantity of imported pulp (m/t), and *I* denotes the ocean freight rate index (SCFI).

값은 414.13(2016년 3월)으로 나타났다.

### 3.2 단위근 검정(Unit root tests) 결과

Table 2는 펄프 수입가격, 수입량, 그리고 해상운임지수(SCFI)의 세 시계열자료에서 단위근의 존재 여부를 확인하기 위한 Augmented Dickey-Fuller(ADF) 검정 결과를 보여주고 있다. 먼저 수준변수(level)로 표현된 시계열자료에 대해 ADF 검정을 실시한 결과, 펄프 수입량을 제외한 수입가격과 해상운임지수 모두 단위근의 존재를 기각하지 못함으로써 비정상적인(nonstationary) 시계열로 판명되었다.

반면, 시계열자료를 1차 차분(1st differences)한 후 ADF 검정을 실시한 결과에서는 세 시계열 모두 1%의 유의수준에서 단위근이 존재한다는, 즉 시계열 자료가 비정상적이라는 귀무가설( $H_0$ )을 기각하는 것으로 드러났다. 이러한 결과는 펄프 수입가격, 수입량, 그리고 해상운임지수(SCFI)가 각각 1차 차분에 의해 정상적(difference stationary)이 되는 I(1)변수라는 것을 확인해 준다.

Table 2. Results of unit root tests

	Variable	ADF-statistic	P-value
$\ln P_t$	Level	-1.9723	0.2985
	1 <sup>st</sup> differences	-6.0464**	0.0000
$\ln Q_t$	Level	-11.2775**	0.0000
	1 <sup>st</sup> differences	-9.7352**	0.0000
$\ln I_t$	Level	0.6168	0.9896
	1 <sup>st</sup> differences	-8.0802**	0.0000

1) \*\* Indicates statistical significance at the 1% level.

### 3.3 공적분 검정(Johansen cointegration tests) 결과

Table 3은 펄프 수입가격, 수입량, 그리고 해상운임지수(SCFI)의 세 시계열 간에 공적분 관계가 존재하는지를 밝혀내기 위해 Johansen 공적분 검정을 실시한 결과를 보여주고 있다. 대각합 검정( $\lambda_{trace}$ ) 결과 5%의 유의수준에서 세 시계열 간에 하나의 공적분 벡터가 존재하는 것으로 확인되었다. 즉, 첫 번째 귀무가설( $H_0 : r \leq 0$ )에서 검정통계량(59.4688)이 임계값(29.7971)을 초과하여 귀무가설이 기각된 반면 두 번째 귀무가설( $H_0 : r \leq 1$ )에서는 검정통계량(14.7899)이 임계값(15.4947)을 초과하지 못함으로써 공적분 벡터가 최대 1개라는 귀무가설을 기

Table 3. Results of Johansen cointegration tests

Trace test				
$H_0$	$H_A$	$\lambda_{trace}$	Critical value	P-value
$r \leq 0$	$r > 0$	59.4688*	29.7971	0.0000
$r \leq 1$	$r > 1$	14.7899	15.4947	0.0637
$r \leq 2$	$r > 2$	0.2585	3.8415	0.6111

1) Critical values are obtained from MacKinnon-Haug-Michelis (1999).<sup>8)</sup>

2) \* Indicates statistical significance at the 5% level.

각하지 못하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 세 시계열 간에 하나의 공적분 관계, 즉 장기적 균형관계(long-run equilibrium relationship)가 존재한다는 것을 의미한다. 다시 말해서, 펄프 수입가격, 수입량, 그리고 해상운임지수(SCFI)의 세 시계열은 비록 일정한 패턴 없이 각각 움직인다 하더라도 장기적으로는 균형관계를 유지한 채 움직인다는 것이다.

### 3.4 벡터오차수정모형(VECM; Vector error correction model) 추정 결과

Table 4는 펄프 수입가격, 수입량, 그리고 해상운임지수(SCFI)의 세 시계열 간에 공적분 관계가 존재한다는 사실을 바탕으로 식 (1)~(3)의 벡터오차수정모형(VECM)을 추정한 결과를 보여주고 있다. VECM 모형을 추정할 때 중요한 사항은 최적의 시차 수(lag order)를 결정하는 것인데, AIC(Akaike Information Criterion)를 이용한 결과 최적 시차 수는  $m=2$ 로 결정되었다.

Table 4에서 특히 주목할 만한 것은 식 (2)의 오차수정모형(ECM), 즉  $\Delta \ln Q_t$ 을 종속변수로 한 모형의 추정 결과이다. 먼저 오차수정항(ECT)  $z_{t-1}$  계수가 -0.0411로 1%의 유의수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 오차수정항의 계수가 음(-)의 부호를 지닌다는 것은 장기균형에 수렴한다는 것을 나타내며, 계수의 크기(0.0411)는 장기균형에 수렴하는 속도를 보여준다. 즉, 펄프 수입량이 이전 기수(period)에 장기균형으로부터 이탈하여 오차가 발생할 경우 이번 기수에는 4.11% 만큼 수정(조정)되어 장기균형으로 수렴하는 과정을 밝게 된다는 것이다.

한편, 오차수정모형(ECM)  $\Delta \ln Q_t$ 의 시차변수 가운데는 유일하게  $\Delta \ln I_{t-1}$ 의 계수가 -0.4096으로 1%의 유의수준

Table 4. Results of vector error correction model (VECM)

Variable	$\Delta \ln P_t$		$\Delta \ln Q_t$		$\Delta \ln I_t$	
	Coefficient	t-statistic	Coefficient	t-statistic	Coefficient	t-statistic
Intercept	0.0010	0.26	0.0105	0.73	0.0121	1.14
$z_{t-1}$	-0.0002	-0.12	-0.0411**	-6.75	-0.0051	-1.15
$\Delta \ln P_{t-1}$	0.3147**	3.09	0.0669	0.18	0.4436	1.65
$\Delta \ln P_{t-2}$	0.2999**	2.90	0.2775	0.74	-0.2233	-0.81
$\Delta \ln Q_{t-1}$	0.0284	0.63	0.1242	0.77	0.1542	1.30
$\Delta \ln Q_{t-2}$	0.0246	0.87	-0.0025	-0.02	0.0948	1.27
$\Delta \ln I_{t-1}$	0.0216	0.54	-0.4096**	-2.85	0.2149*	2.03
$\Delta \ln I_{t-2}$	-0.0048	-0.12	-0.2693	-1.81	-0.1251	-1.14

Log likelihood: 328.7833  
Akaike information criterion (AIC): -6.2872

1) \* and \*\* indicate statistically significant at the 5% and 1% level respectively.

에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 이것은 해상 운임지수(SCFI)가 상승할 경우 단기적으로 펄프 수입량이 40.96%만큼 감소한다는 것을 의미한다. 이러한 결과는 해상운임지수(SCFI)의 변동이 펄프 수입량에 영향을 미침으로써 Granger 인과관계가 성립한다는 것을 시사한다.

### 3.5 Granger 인과관계 검정(Granger causality tests) 결과

Table 5는 식 (1)~(3)의 벡터오차수정모형(VECM)을 추정한 결과를 바탕으로 Granger 인과관계에 대한 검정 결과를 보여주고 있다. Table 5에서 보는 바와 같이, 대부분의 경우에서 Granger 인과관계가 성립하지 않는 것으로 나타나고 있는 가운데, 단 하나의 경우 Granger 인과관계가 성립하는 것으로 나타났다. 그것은 바로 해상 운임지수(SCFI)로부터 펄프 수입량으로의 Granger 인

과관계이다. 이러한 사실은 식 (2)에서  $\Delta \ln I_{t-k}$ 의 계수에 대한 결합귀무가설  $H_0 : e_{sk} = 0$ , 즉 “ $\ln I_t$ 는  $\ln Q_t$ 에 대한 Granger 인과관계를 형성하지 못한다( $\ln I_t$  does not Granger cause  $\ln Q_t$ )”는 가설이 기각되는 결과로 나타났다. 즉,  $\chi^2$ -검정 결과 검정통계량이 13.2466 (p-value 0.0013)으로 나타남으로써 귀무가설이 기각되는 한편 Granger 인과관계의 성립이 확인되었다. 이러한 결과는 해상운임지수(SCFI)의 변동이 펄프 수입량에 영향을 미치는 일방향적인 인과관계(unidirectional causality)가 작용한다는 것을 의미한다.

### 3.6 충격반응(Impulse response) 및 분산분해(Variance decomposition) 분석 결과

Fig. 1은 식 (1)~(3)의 벡터오차수정모형(VECM) 내에서 한 시계열에 특정 시점에 충격(shock 또는 innovation)이

Table 5. Results of Granger causality tests

	Null Hypothesis ( $H_0$ )	$\chi^2$ -statistic	P-value
$P \Leftrightarrow Q$	$\ln P$ does not Granger cause $\ln Q$	0.8697	0.6474
	$\ln Q$ does not Granger cause $\ln P$	0.7648	0.6822
$Q \Leftrightarrow I$	$\ln Q$ does not Granger cause $\ln I$	1.8665	0.3933
	$\ln I$ does not Granger cause $\ln Q$	13.2466**	0.0013
$I \Leftrightarrow P$	$\ln I$ does not Granger cause $\ln P$	0.2925	0.8639
	$\ln P$ does not Granger cause $\ln I$	2.7281	0.2556

1) \*\* Indicates statistical significance at the 1% level.

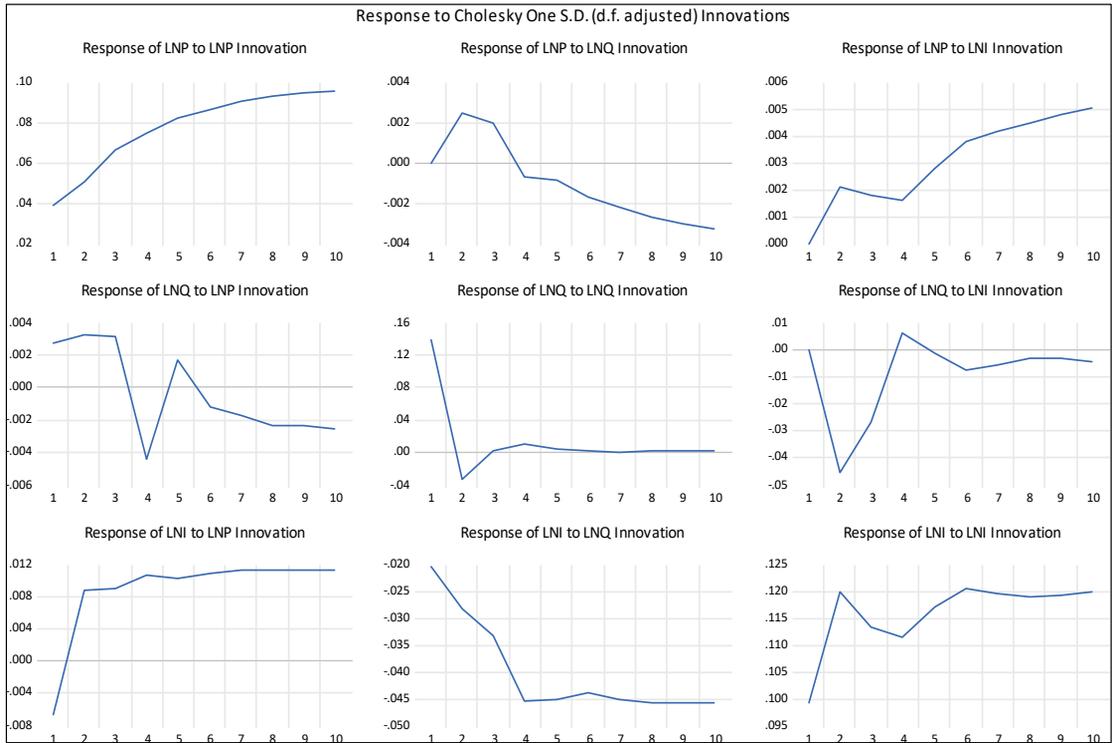


Fig. 1. Results of impulse response analysis.

발생할 때 다른 시계열에 시간의 경과에 따라 어떤 영향을 주는지를 분석한 충격반응함수(IRF; Impulse Response Function)를 보여주고 있다. Fig. 1에서 주대각선 상에 위치한 그림들은 자체 충격에 대한 해당 변수 자체의 반응을 보여주고 있다. 예컨대, 좌측 상단의 그림('Response of LNP to LNP Innovation')은 펄프 수입가격의 변화에 대한 수입가격의 반응을 나타내고 있는데, 펄프 수입가격이 상승할 때 시간이 흘러갈수록 수입가격이 연쇄적으로 상승하는 반응이 나타나고 있다.

좌측 중앙에 위치한 그림('Response of LNQ to LNP Innovation')은 펄프 수입가격의 변화에 대한 수입량의 반응을 나타내고 있다. 펄프 수입가격이 상승할 때 수입량은 최초 3개월 동안 완만히 증가하는 모습을 보이다가 4개월째 접어들어서는 급격히 감소하며, 5개월째는 정상상태(안정상태; steady state)를 다소 상회하는 수준으로 회복한 이후 시간이 갈수록 점점 감소하는 반응을 보이고 있다. 이러한 결과는 펄프 수입가격이 상승할 때 펄프 수입량은 전반적으로 감소한다는 것을 보여준다.

한편, 우측 상단에 위치한 그림('Response of LNP to

LNI Innovation')은 해상운임지수(SCFI)의 변화에 대한 펄프 수입가격의 반응을 나타내고 있다. 해상운임지수가 상승할 때 펄프 수입가격은 단기 및 장기에 걸쳐 모두 상승할 뿐만 아니라 단기에서 장기로 갈수록 상승폭이 커지는 모습을 보이고 있다. 이러한 결과는 해상운임지수가 상승할 때 펄프 수입가격이 전반적으로 상승한다는 것을 보여준다.

우측 중앙에 위치한 그림('Response of LNQ to LNI Innovation')은 해상운임지수(SCFI)의 변화에 대한 펄프 수입량의 반응을 보여주고 있다. 해상운임지수가 상승할 때 펄프 수입량은 2개월째에 급격한 감소를 보인 후 다시 증가하기 시작하여 4개월째에 정상상태(안정상태)를 약간 넘어서다가 이후 시간이 흐를수록 정상상태를 계속해서 밑도는 반응을 보이고 있다. 이러한 결과는 해상운임지수가 상승할 때 펄프 수입량이 전반적으로 감소한다는 것을 보여준다.

Table 6은 식 (1)~(3)의 벡터오차수정모형(VECM) 내에서 한 시계열 변수의 변동이 자체 충격 및 다른 변수들의 충격에 기인하는 비중(비율)이 얼마나 되는지를 분석

Table 6. Results of variance decomposition analysis

Period	Var. Dec. of $\ln P$			Var. Dec. of $\ln Q$			Var. Dec. of $\ln I$		
	$\ln P$	$\ln Q$	$\ln I$	$\ln P$	$\ln Q$	$\ln I$	$\ln P$	$\ln Q$	$\ln I$
1	100.00	0.00	0.00	0.04	99.96	0.00	0.43	4.06	95.51
2	99.73	0.15	0.11	0.08	90.65	9.27	0.47	4.76	94.77
3	99.79	0.12	0.09	0.12	87.78	12.10	0.51	5.89	93.60
4	99.85	0.08	0.07	0.20	87.61	12.19	0.58	8.10	91.32
5	99.86	0.06	0.09	0.21	87.60	12.18	0.60	9.20	90.20
6	99.83	0.05	0.11	0.22	87.37	12.41	0.62	9.68	89.70
7	99.81	0.05	0.14	0.23	87.23	12.53	0.64	10.10	89.26
8	99.79	0.06	0.16	0.25	87.17	12.57	0.66	10.47	88.87
9	99.76	0.07	0.17	0.28	87.11	12.62	0.68	10.75	88.58
10	99.74	0.07	0.19	0.31	87.01	12.68	0.69	10.95	88.36

1) Cholesky one standard deviation (degree of freedom adjusted) is used.

2) Cholesky ordering:  $\ln P$   $\ln Q$   $\ln I$

한 분산분해(variance decomposition) 결과를 보여주고 있다. 먼저 펄프 수입가격( $\ln P$ )의 경우 미래 변동의 대부분이 전적으로 수입가격 자체의 충격에 기인하는 것으로 나타나고 있다. 예컨대, 10개월(period 10) 후의 경우 펄프 수입가격의 변동은 자체 충격요인의 비중이 99.74%, 펄프 수입량의 비중이 0.07%, 그리고 해상운임지수(SCFI)의 비중이 0.19%를 차지한다.

펄프 수입량( $\ln Q$ )의 경우는 단기에서 장기로 이행할수록 수입량의 변동에서 자체 충격요인이 차지하는 비중이 감소하는 반면 해상운임지수(SCFI)의 충격이 차지하는 비중은 확대되는 양상을 보이고 있다. 예컨대, 10개월(period 10) 후의 경우 펄프 수입량의 변동은 자체 충격의 비중이 87.01%, 수입가격의 비중이 0.31%, 그리고 해상운임지수의 비중이 12.68%를 차지한다. 해상운임지수( $\ln I$ )의 경우에서도 단기에서 장기로 이행할수록 해상운임의 변동에서 자체 충격요인이 차지하는 비중이 감소하는 반면 펄프 수입량의 충격이 차지하는 비중은 확대되는 양상을 보이고 있다. 예컨대, 10개월(period 10) 후의 경우 해상운임지수의 변동은 자체 충격의 비중이 88.36%, 펄프 수입가격의 비중이 0.69%, 그리고 펄프 수입량의 비중이 10.95%를 차지한다.

## 4. 결론

본 연구는 국제 펄프가격과 물류비(해상운임)가 급등하고 있는 상황에서 우리나라가 수입하는 펄프의 수입가격, 수입량, 그리고 해상운임지수 간에 작용하는 동태적 인과관계를 분석하는데 목적을 두고 있다.

공적분 검정 결과 펄프 수입가격, 수입량, 그리고 해상운임지수의 세 시계열은 하나의 공적분 관계를 형성함으로써 장기적 균형관계를 유지하는 것으로 나타났다. 벡터오차수정모형(VECM)의 추정 결과에서 펄프 수입량은 장기균형으로 수렴하는 오차수정 메커니즘이 작용하는 것으로 나타났다. 펄프는 제지산업의 필수 원재료에 해당하기 때문에 제지업계는 수입가격, 해상운임 등 외부적 요인들의 변동에도 불구하고 일정한 물량의 펄프를 꾸준히 수입해야 하는 불가피성이 반영된 결과로 해석된다.

한편, 벡터오차수정모형(VECM) 및 충격반응 분석 결과 해상운임이 상승할 경우 펄프 수입량은 단기 및 장기 에 걸쳐 전반적으로 감소하는 반응이 나타났다. 해상운임이 상승하면 국내 제지업계는 전반적으로 펄프 수입량을 감소시키는 방향으로 반응함으로써 물류비(해상운임) 상승에 따른 여파를 최소화하고자 하는 노력에 따른 결과로 해석된다. 이러한 결과는 물류비, 특히 해상운임이 펄프 수입량에 미치는 영향을 실증적으로 확인하였다는 점에서 의미가 크다고 판단된다.

분산분해 결과에서 펄프 수입가격의 변동은 단기 및 장

기를 막론하고 거의 전적으로 자체 충격요인에 기인하는 것으로 나타났다. 한편, 펄프 수입량과 해상운임지수의 변동은 단기에서 장기로 이행할수록 자체 충격요인의 비중은 감소하는 대신 각각 해상운임지수와 펄프 수입량의 충격 비중이 확대되는 것으로 나타났다.

## Acknowledgments

이 논문은 2022학년도 충북대학교 학술연구영역 사업의 연구비 지원에 의하여 연구되었음(This work was supported by a funding for the academic research program of Chungbuk National University in 2022).

## Literature Cited

1. Kim, M. S., Kim, S. W. and Yoon, B. S., The feasibility of cross hedging wood pulp with CME lumber futures, *Journal of Korea TAPPI* 51(5):38-44 (2019).
2. Kim, S. W., Yoon, B. S. and Park, J. S., Forecasting the import price of hardwood bleached kraft pulp using a time-series model, *Journal of Korea TAPPI* 52(4):12-19 (2020).
3. Kim, S. W., Lee, S. I. and Yoon, B. S., Time series characteristics of the imported pulp prices, *Journal of Korea TAPPI* 53(6):98-105 (2021).
4. Hamilton, J. D., *Time series analysis*, pp.516-530, Princeton University Press, New Jersey (1994).
5. Johansen, S., Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models, *Econometrica* 59(6):1551-1580 (1991).
6. Lütkepohl, H., Saikkonen, P. and Trenkler, C., Maximum eigenvalue versus trace tests for the cointegrating rank of a VAR process, *Econometrics Journal* 4(2):287-310 (2001).
7. Engle, R. F. and Granger, C. W., Co-integration and error correction: representation, estimation and testing, *Econometrica* 55(2):251-276 (1987).
8. MacKinnon, J. G., Haug, A. A. and Michelis, L., Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration, *Journal of Applied Econometrics* 14(5):563-577 (1999).