

原木輸入價格의 動態的 分析*¹

韓祥烈² · 金兌均³ · 曹在煥⁴ · 崔 寬⁵

A Dynamic Analysis of Import Price of Roundwood*¹

Sang-Yoel Han², Tae-Kyun Kim³, Jae-Hwan Cho⁴ and Kwan Choi⁵

요 약

국내 원목수요량의 대부분을 수입에 의존하고 있는 우리 나라는 해외원목의 안정적 공급이 필수적이다. 이를 위해서는 해외원목시장의 전반적인 동향을 정확히 파악하고 그 움직임을 예측할 수 있는 능력이 무엇보다 중요하다. 따라서 본 연구는 우리 나라의 주요 원목 수입 대상국의 시계열 수입가격을 이용하여 가격들간의 인과관계 규명과 특정 시장의 예상치 못한 외부충격에 대하여 다른 시장들이 어떻게 반응하는지를 분석하였다. 이를 위하여 벡터자기회귀(VAR) 모형을 추정하여 인과성 검정 및 오차분산분해분석, 충격반응분석을 수행하였다.

그 결과, 우리 나라에 수입되는 원목중 약 40%를 차지하고 있는 뉴질랜드와 러시아 원목수입가격은 과거 자국의 가격에 의해서만 설명될 뿐 다른 나라의 영향을 전혀 받지 않는 것으로 나타났다. 반면 다른 나라들에 있어서는 자체 자국의 수입가격뿐만 아니라 다른 나라들의 수입가격에 영향을 받는 것으로 나타났다. 충격반응분석 결과에 있어서는 뉴질랜드 원목시장에 충격이 발생할 경우 자체시장은 물론 PNG와 미국 원목수입가격에 영향을 미치고, 칠레의 경우에서도 자체시장 뿐만 아니라 러시아, 미국 원목수입가격에 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 이외 국가들은 자체가격에서만 민감하게 반응하는 것으로 분석되었다.

ABSTRACT

The dynamic relationships among import prices of roundwood are analyzed using the time series approach. A vector autoregression(VAR) model is estimated for six import prices(New Zealand, Chile, Russia, U.S.A., PNG, and Malaysia). Then Granger's causality test, variance decomposition analysis, and impulse response function analysis are also conducted.

The major results are summarized as follows : ① The prices of New Zealand and Russia are caused by only own lagged prices. ② The prices of Chile and PNG are effected by New Zealand, the price of PNG is effected by New Zealand and Russia, and the price of U.S.A. is effected by those of Chile and PNG, respectively. ③ An exogenous shock in New Zealand will affect the prices of New Zealand, PNG, U.S.A., Chile, Russia. ④ An exogenous shock in Chile may also affect the prices of Chile, U.S.A., Russia.

*接收 1998年 6月 5日 Received on June 5, 1998.

¹ 본 논문은 1998년도 경북대학교 Post-Doc. 연수지원에 의하여 연구되었음.

² 경북대학교 Post-Doc., Department of Agricultural Economics, Kyungpook National University, Taegu 702-701, Korea.

³ 경북대학교 농과대학 농업경제학과 Department of Agricultural Economics, Kyungpook National University, Taegu 702-701, Korea.

⁴ 밀양산업대학교 인문사회과학부 산업경제학과 Department of Applied Economics, Miryang National University, Kyungnam 627-702, Korea.

⁵ 경북대학교 농과대학 임학과 Department of Forestry, Kyungpook National University, Taegu 702-701, Korea.

Key words : Import price of roundwood, VAR model, unit root test, cointegration test, causality test, variance decomposition analysis, impulse response analysis

서 론

우리 나라의 원목자급율은 최근 10년 동안 약 11~13% 수준으로 원목 수요량의 대부분을 수입 원목에 의존하고 있다. 1997년 폐재를 제외한 국내 원목수요량 9,225천m³중 약 87%를 수입에 의존하였으며, 8억8천만 달러에 달하는 외화가 수입비용으로 지출되었다(목재정보, 1998년 3월호). 또한 최근 원화가치의 급격한 하락으로 인하여 앞으로 수입비용은 크게 상승할 것으로 전망된다. 원목수입 패턴은 열대활엽수 별채의 강력한 규제와 자국내 목재산업육성을 위한 원목수출규제가 강화되면서 국내 목재가공업체의 원자재 수급 및 제조기술이 열대활엽수에서 가격이 상대적으로 저렴한 침엽수 위주로 전환되어 오고 있다. 그 결과 최근 수입원목에서 침엽수가 차지하는 비율이 약 85%(금액으로는 75%)로 대부분을 차지하고 있다.

이러한 국내·외 원목시장의 변화 하에서 국내 원목수요를 원활히 충족하기 위해서는 수입원목의 안정적 확보가 필수적이다. 이를 위해서는 국제 원목시장의 전반적인 동향을 정확히 파악하고 그 움직임을 예측할 수 있는 능력이 무엇보다 중요하다. 즉, 주요 원목수출국의 생산 및 무역정책이 국제시장에 어떻게 영향을 미치고, 그것이 우리 원목수입에 미치는 영향을 분석할 수 있는 능력이 원목의 안정적인 확보에 필수적이라 하겠다.

일반적으로 시장의 동향파악과 그 움직임을 예측하는 데 있어 가격을 이용하는 것이 가장 용이하다. 왜냐하면 시장의 움직임은 가격의 변동으로 집약되기 때문이다. 최근 가격의 움직임을 통하여 시장의 연관성(linkage)을 규명하고, 적절한 추정모형을 개발하여 시장간의 인과관계 규명 및 특정 시장의 예상치 못한 외부충격에 대하여 다른 시장들이 어떻게 반응하는지를 파악하여 가격이 동태적으로 서로 어떠한 영향을 주고받는가를 규명하는 많은 연구들이 활발히 진행되고 있으나(Alavalapati 등, 1997; 양승룡·조재환, 1997; 이병서·고성보, 1992), 우리 나라 임업분야에서의 연구는 전무한 실정이다.

본 연구는 이러한 관점에 기초하여 우리 나라

의 주요 원목 수입 대상국들의 최근 98개월간(1990년 1월부터 1998년 2월까지)의 월별 시계열 원목수입가격을 이용하여 원목시장의 현황을 파악하여 시계열 분석 모형을 설정한다. 그리고 인과성 검정(causality test)과 분산분해분석(variance decomposition analysis), 그리고 충격반응분석(impulse response analysis)을 이용하여 원목수입시장의 동태적 특성을 실증적으로 규명한다.

이러한 연구결과는 우리 나라 원목시장의 수입 가격의 형성과정과 그 구조를 파악하는 측면에서나 또는 원목의 수입과정상 어떤 시장에서 충격이 작용할 경우 그 파급효과를 판단하는데 유용한 자료로 제공할 것이다.

원목수입시장의 현황

1. 원목수입량과 교역국의 변화추이

우리 나라의 수입원목은 주로 건축토목용, 가구용, 그리고 포장용 등에 소비되고 있다(임업경제동향, 1997). 최근 1990년~1997년까지의 원목수입량은 주택건설이 다소 침체되었던 1993년과 1994년을 제외하고는 연간 약 8,211천m³으로 안정세를 보이고 있으며, 가격 또한 평균 입방당 \$122.7로 지속적인 안정세를 보이고 있다. 건설 부문 침체기인 93년에는 수입물량은 크게 줄었으나 원목가격은 입방당 \$154.6로 급상승하여 수입비용이 다른 해에 비해 증가하였다(그림 1).

한편 주요 교역국의 시장점유율(원목수량을 기준)은 1990년 말레이시아(36.3%)와 미국(33.9%)이 전체 수입량의 약 70%를 차지하고 있었다. 그러나 1992년을 기점으로 뉴질랜드와 칠레산 라디에타 소나무(radiata pine)가 대량 수입되면서

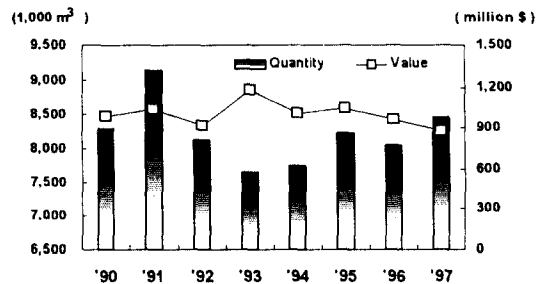


Fig. 1. Quantity and Value of Roundwood Imports

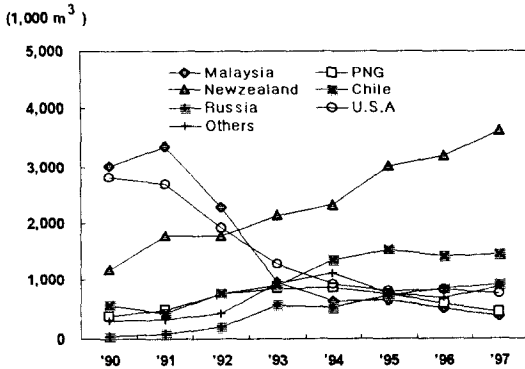


Fig. 2. Roundwood Imports by Sources

1997년에는 뉴질랜드(42.7%), 칠레(17.4%), 러시아(10.9%)로 주요 교역국이 완전히 변화되었다(그림 2). 침엽수원목의 경우 미국산 원목에서 뉴질랜드와 칠레산 원목으로 주 수입선이 교체되었다. 남방재의 경우 말레이시아산 원목수입이 급격히 감소된 반면, 파푸아뉴기니(PNG)산 원목은 상대적으로 큰 변동없이 꾸준히 수입되고 있어 1993년 이후 말레이시아산 원목수입량을 추월하고 있다.

이와 같은 국가별 수입물량의 급격한 변화추이는 원목가격과 매우 밀접한 관계를 유지하고 있는 것으로 분석된다. 즉, 소비용도가 유사한 수종에 있어서 가격이 상대적으로 저렴한 수종으로 수입선이 변화하고 있는 추세를 나타내고 있다. 말레이시아산 케루잉, PNG산 말라스, 그리고 미국의 더글라스회·햄록 등 가격이 상대적으로 높은 수종의 수입은 감소하며, 뉴질랜드와 칠레산 라디에타 소나무, 그리고 러시아산 가문비나무와 같은 가격이 상대적으로 저렴한 수종의 수입은 증가하고 있다.1) 한편, 원목수입액에 대한 교역국의 변화추이 또한 수량 시장점유율의 변화와 유사한 결과를 보이고 있다.

1) 남방재에 있어서 말레이시아산은 케루잉과 케루통이 수입되고 있으나, 케루잉이 대부분을 차지하고 있으며, PNG의 경우 말라스가 대부분이다. 뉴질랜드와 칠레의 경우 극소량의 활엽수도 포함되어 있지만 거의 대부분 라디에타 소나무가 수입되고 있다. 미국의 경우 더글라스회, 햄록, 잣나무, 가문비나무, 단풍나무, 물푸레나무 등 다양한 수종이 수입되고 있으나 더글라스회, 햄록이 주류를 이루고 있으며, 러시아의 경우는 가문비나무, 잣나무, 낙엽송 등이 수입되고 있다(목재공업연합회, 1990. 1~1998. 2).

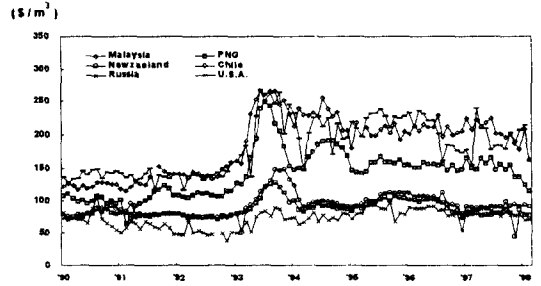


Fig. 3. Import Prices of Roundwoods

2. 수입원목의 가격 변화

원목수입가격(통관기준단위)은 전반적으로 1993년에 큰 폭으로 증가한 이후 전반적으로 안정적인 추세를 보이고 있다(그림 3). 수입원목의 입방당 가격을 국가별로 살펴보면 말레이시아산과 미국산 원목이 가장 높은 가격대를 형성하고 있으며, 다음으로 PNG산 원목이 뒤따르고 있다. 이에 반해 뉴질랜드와 칠레산 원목은 대부분이 라디에타 소나무로 거의 동일한 추세로 변화하면서 칠레산이 소폭 높은 가격대를 유지하고 있으며 러시아산 원목이 가장 낮은 가격대를 형성하고 있다. 이와 같은 원목가격대의 형성은 남양재의 경우 말레이시아와 PNG산 원목의 대부분을 차지하고 있는 케루잉과 말라스 수종이 높은 가격대에서 수입되고 있으며, 침엽수의 경우 미국산 더글라스회·햄록 등이 뉴질랜드송, 칠레송, 러시아산 가문비나무, 잣나무, 낙엽송 등에 비하여 상당히 높은 가격대에서 거래되고 있기 때문이다.

한편 남양재의 주수입국인 말레이시아와 PNG 원목의 가격추이를 비교 검토하면, 말레이시아산은 93년 급격한 가격상승으로 정점에 달하고 그 후 소폭으로 가격이 하향 안정세를 보이고 있다. 반면에 PNG의 경우 1993년 중반 가장 높은 가격을 형성하다 1993년말 가격이 급격히 하락하던 것이 1994년도에 재차 상승과 하락을 반복한 후 하향 안정세를 보이고 있다.

여기에서 흥미로운 사실은 <그림 2>에서 검토된 바와 같이 이 시기가 남양재와 침엽수의 주 수입선이던 말레이시아와 미국의 수입물량이 급격히 줄어들고 가격면에서 비교우위에 있는 뉴질랜드, 칠레, 러시아, PNG산 수입원목으로 교체되는 시기이다. 이러한 현상은 국내 원목수입 동향이 과거 수종위주의 수입형태에서 1993년을 기

점으로 가격위주로 급격히 변화하고 있다는 사실을 뒷받침한다. 따라서 우리 나라에 대한 수입원목시장에 대한 정확한 동향파악과 원목수급분석을 위해서는 가격변화를 이용하는 것은 큰 의미를 갖는다고 하겠다.

연구방법 및 자료

본 연구는 우리 나라의 주요 원목 수입 대상국의 원목수입가격을 이용하여 시계열 분석 모형을 설정하고, 수입원목시장의 동태적 특성을 규명한다. 또한 이를 통하여 가격선도(價格先導) 국가를 규명하고 국가간 원목수입가격들 사이의 영향이 시간이 경과되면서 어떻게 변화하는지를 분석한다.

분석의 순서는 먼저 시계열자료의 비정상성(nonstationarity)으로 인하여 초래되는 허구적 회귀(spurious regression)²⁾를 방지하기 위하여 시계열자료의 정상성(stationarity)을 판별하는 단위근 검정(unit root test)을 실시한다. 만약, 원시계열자료(raw data)가 비정상성을 보일 경우 차분(difference)한 자료에 대하여 정상성을 검정한다. 정상성을 검정하는 방법으로는 Dickey-Fuller(DF) 검정법³⁾, augmented Dickey-Fuller(ADF) 검정법⁴⁾, 그리고 Phillips-Perron(PP) 검정법⁵⁾ 등이 있으나 통상적으로 가장 많이 사용되는 ADF 검정법을 채택하여 검정한다.

다음으로 원시계열 자료가 비정상성을 보이고 1차 차분한 시계열자료가 정상으로 판명될 경우 공적분 검정(cointegration test)을 실시한다. 이는 비록 원시계열자료는 단위근을 갖지만 만약 차분하기 전에 불안정한 시계열들간의 선형결합이 안정적일 때 공적분 관계에 있다고 말한다.⁶⁾

만약 분석에 이용되는 변수들간에 공적분 관계가 존재하지 않는다면 1차 차분한 자료를 이용하여 벡터자기회귀(vector autoregression, VAR) 모형을 설정하며, 공적분 관계가 존재할 경우에는 단기적인 관계뿐만 아니라 장기적인 관계까지 포함시킬 수 있는 오차수정모형(error correction model, ECM)⁷⁾을 이용한다. 대표적인 공적분검

2) 일반적으로 경제변수의 시계열자료는 대부분 불안정성을 갖고 있는 것으로 알려져 있다. 만약 불안정한 시계열자료를 일반적인 회귀분석을 실시할 경우 실제로 변수들간의 상관관계가 존재하지 않음에도 불구하고 연관관계가 존재하는 것으로 보이는데, 이를 허구적 회귀라고 부른다.

정의 방법에는 Engle-Granger(1987) 방식⁸⁾과 Johansen(1988) 방식⁹⁾ 등이 있으나, 본 연구목적

3) DF의 단위근 검정은 단위근의 유무를 검정하고자 하는 시계열을 그 시차변수(lagged variable)와 상수항에 회귀시킨 다음, 시차변수에 대한 계수의 최소자승법(OLS) 추정치가 단위근과 유의하게 다른지를 t -값을 이용하여 검정하는 방법으로 아래식과 같이 정의된다. $X_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_{t-1} + \varepsilon_t$ 에서 양변에 X_{t-1} 을 빼주고 정리하면 $\Delta X_t = \alpha_0 + (\alpha_1 - 1)X_{t-1} + \varepsilon_t$ 가 유도된다. 이때, 단위근 $\alpha_1 = 1$ 인가를 검정한다(Fuller, 1976).

4) DF 검정식에 시차차분변수가 포함될 경우 이를 ADF라 하며, 이는 $\Delta X_t = \alpha_0 + (\alpha_1 - 1)X_{t-1} + \Delta X_{t-1} + \varepsilon_t$ 로 표현된다. 이때, 단위근 α_1 의 추정치의 t -값은 통상의 t -분포를 하지 않기에 시물레이션에 의해 구해진 분포를 이용하여야 하며, 만약 시차변수의 t -값이 시물레이션 임계치보다 절대값이 크다면 "단위근이 존재한다"는 귀무가설을 기각하게 되고, 그렇지 않다면 귀무가설을 기각할 수 없다(Dickey & Fuller, 1979).

5) PP 검정은 $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$ 와 같은 오차항에 대한 가정이 충족되지 않는 경우까지도 상정하여 1차적으로 DF검정통계량을 변환시킴으로써 자기상관 등의 영향을 제거시킨 검정통계량을 창출한 다음 검정을 실시하는 방법이다(Phillips & Perron, 1988).

6) 어떤 시계열자료가 안정성을 회복할 때까지 필요한 차수를 d 라고 할 때 원시계열은 d 차적분된 시계열이라 부르고 이를 $Y_t \sim I(d)$ 라 표기한다. 만약 두 시계열자료 Y_t 와 X_t 가 각각 $I(1)$ 의 변수라 할 때, 이의 선형결합인 $Y_t - \beta X_t$ 도 일반적으로 $I(1)$ 변수라고 기대할 수 있다. 만약 이것이 $I(1)$ 의 변수가 아니라 $I(0)$ 로 나타난다면, 두 변수 Y_t 와 X_t 는 서로 공적분관계에 있다고 말한다.

7) ECM은 변수들간의 장기적 균형관계를 중심으로 단기적으로 이탈되는 단기적 동태분석을 결합시킬 수 있는 분석장치로 Engle & Granger(1987)가 제시한 제2단계 추정법이 가장 보편적으로 이용되고 있다. 2단계 추정법이란 장기적 관계를 나타내는 공적분함수식을 바탕으로 하되 차분변수들의 시차구조와 오차항을 이용하여 동태적 관계를 파악해냄으로서 단기적 이탈현상을 규명함과 동시에 통계적 적합도를 아울러 제고시킨다(이종원·이상돈, 1997, p.1078). 이에 대한 기본식은 $\Delta Y_t = \alpha + \gamma \varepsilon_{t-1} + \sum \delta_i \Delta X_{t-i} + \sum \theta_i \Delta Y_{t-i} + v_t$ 와 같이 표현된다. 여기서, $\gamma \varepsilon_{t-1}$ 는 오차수정항, $\sum \delta_i \Delta X_{t-i}$ 는 시차설명변수, $\sum \theta_i \Delta Y_{t-i}$ 는 시차종속변수이다.

8) 임의의 모형 I의 경우 오차항 $\varepsilon_t = Y_t - \beta X_t$ 는 $I(1)$ 시계열들의 선형결합 형태로 표현되는데, 이때 오차항이 단위근을 갖는다면 공적분은 존재하지 않는 것으로 판정한다. 그러나 이것이 단위근을 갖지 않는 안정적 선형결합이라면, $I(1)$ 시계열 간에는 안정적 장기균형상태를 의미하는 공적분이 존재한다고 한다. 따라서 Engle & Granger는 $Y_t = \beta X_t + \varepsilon_t$ 를 통상의 최소자승법으로 추정한 다음, 이들의 회귀잔차에 대하여 DF와 ADF 검정을 실시한다.

9) 이 방법은 Engle & Granger가 가지는 2단계 추정

이 가격들간의 공적분 관계의 유무에 초점이 있기 때문에 적용이 용이한 Engle-Granger 검정방법을 이용한다.

마지막으로 단위근 검정과 공적분 검정의 결과를 토대로 적절한 모형을 설정하고 추정하여 Granger(1969)의 인과성 검정, 분산분해분석 및 충격반응분석을 실시한다.

분석에 이용된 자료는 목재공업연합회에서 매월 발간하는 「목재정보」지에서 발췌하였으며, 원목수입가격중 <그림 2>에서 검토된 바와 같이 우리나라의 주요 원목 수입 대상국인 뉴질랜드(N), 칠레(C), 러시아(R), 미국(U), 말레이시아(M), 그리고 PNG(P)산 원목의 통관기준 수입가격을 적용한다. 자료의 기간은 1990년 1월부터 1998년 2월까지 최근 98개월간의 시계열 가격자료를 이용한다. 그러나 「목재정보」지에 나타난 자료중 91년 9월의 러시아 원목수입가격과 91년 8월, 그리고 95년 3월 말레이시아 원목수입가격은 수입물량과 금액의 집계과정에서 착오가 있었을 것으로 추정되어 분석대상에서 제외하였다.¹⁰⁾

분석 결과

1. 단위근 검정

일반적으로 경제변수들의 시계열자료는 불안정성을 갖고 있는 것으로 알려져 있어, 이에 따라 초래되는 허구적 회귀를 피하고 표본통계량에 대한 점근적 속성(asymptotic property)을 얻기 위하여 시계열 자료의 정상성을 판별하는 단위근 검정을 실시한다. 원시계열자료가 비정상성을 보일 경우 안정된 시계열을 얻기 위하여 차분을 이용하며 검정 방법은 통상적으로 가장 많이 사용되는 ADF 검정법을 채택하여 검정하였다. 또한 각 가격자료가 시간에 따라 분산이 일정하지 않게 되는 문제를 완화하기 위하여 자연로그를 취한 자료가 이용되었다(그림 4).

단위근 검정의 결과는 <표 1>과 같이 요약된다. 여기서 ADF 검정시 포함시켜야 할 시차차분변수는 Akaike의 정보판단기준(Akaike's Information Criterion, AIC)¹¹⁾의 최소치 기준으로 정하였다. 아래 결과와 같이 원시계열 자료는 모두 5% 유의수준에서 "단위근이 존재한다"는 귀

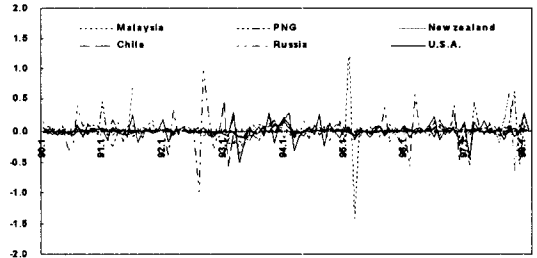


Fig. 4. Difference and Logarithmic Transformation from Raw Data

무가설을 기각하지 못하고 있어, 이들 가격들의 움직임은 어떤 평균을 중심으로 일정하게 변화하는 것이 아니라 임의적으로 움직이고 있어 원자료를 회귀분석할 경우 오류를 범할 가능성이 높다. 그러나 이들 자료들을 1차 차분할 경우 1% 유의수준에서 모두 정상적인 것으로 나타나고 있어, 가격의 변화분은 시간의 흐름과 상관없이 일정하고 평균을 중심으로 하는 변동량, 즉 분산이 유사한 값을 가지며, 어떤 외부충격이 발생할 때 그로 인해 발생하는 효과는 평균을 중심으로 일정정도 내에서 변동으로 나타나되 항상 평균으로 복귀하려는 성향을 가진다.

2. 공적분 검정

앞에서 원목수입가격의 시계열자료는 1차 차분을 거치면 안정적인 시계열이 된다는 것이 확인되었다. 단위근 검정 결과 개별적으로는 임의로 움직이는 주요 수입 대상국의 원목수입가격 사이에 공적분 관계가 존재하는지의 여부를 판단하기 위하여 단위근 검정에 이용된 ADF 검정 방식과 동일한 방법으로 적용하였으며, 시차결정은 AIC

10) 「목재정보」지에 산출된 분석자료중 러시아의 입방당 수입단가는 90년부터 98년 2월까지 평균 \$79로 안정적이었으나 92년 9월의 경우에는 \$130로 급등한 것으로 나타났다. 또한 말레이시아의 경우 입방당 수입단가 평균 \$209인데, 91년 8월의 경우 \$67, 95년 3월에는 \$51로 급락하고 있는 것으로 나타났다. 따라서 연구결과의 신뢰성을 확보하기 위하여, 이들 극단적인 이상치(outlier)를 나타내는 자료는 분석에서 제거하여 missing 처리하였다. 이를 제안한 익명의 심사자에게 지면을 빌어 감사드린다.

11) AIC는 $T \log 1 \Delta^2 + 2N$ 로 계산되는데, T는 관측치, $1 \Delta^2$ 는 잔차의 분산 - 공분산행렬, N은 추정모수로 $N = n^2 p + n$ 이며, 이때 n은 변수수, p는 시차(lags) 수로 계산된다(Enders, 1996). 본 연구에서는 시차 2로 결정되었다.

에서 오는 단점을 극복하고, 다수의 공적분 벡터의 존재를 검정할 수 있다는 장점이 있다(Enders, 1996, p.173).

Table 1. Results of Nonstationarity Tests (ADF Unit Root Test)

Variables	Raw Data		First Difference	
	$\hat{\tau}_{\mu}^a$	$\hat{\tau}_r^b$	$\hat{\tau}_{\mu}^a$	$\hat{\tau}_r^b$
ln M	-0.1375	-2.0872	-5.2479**	-5.2840**
ln P	-1.4957	-0.6986	-4.0302**	-4.2230**
ln N	-2.2234	-2.0777	-4.3596**	-4.3527**
ln C	-2.2426	-2.2261	-4.3830**	-4.3764**
ln R	-0.3753	-2.5973	-4.7523**	-4.7237**
ln U	-2.2631	-2.4797	-4.3484**	-4.3780**
1% ^{c)}	-3.51	-4.04	-3.51	-4.04
5% ^{c)}	-2.89	-3.45	-2.89	-3.45

a) Constant and no trend, b) Constant and trend, c) The critical values (Fuller, 1976).

** Significant at 1% level.

Table 2. Results of Cointegration Test.

Dependent Variable	Statistic Value(t-value)	Dependent Variable	Statistic Value(t-value)
ln N	-3.8228	ln U	-4.1318
ln C	-5.7175	ln M	-3.8791
ln R	-4.1584	ln P	-3.6131

Note : The critical value of ADF cointegration test are 4.88(significant at 5%) and 5.51(significant at 1% level). See Mackinnon(1991) pp.271-275 for details.

의 최소치를 기준으로 설정하였다. 여기에서 계산된 검정통계량의 값이 시뮬레이션 임계치보다 크지 않을 경우 “공적분 관계가 존재하지 않는다”라는 귀무가설을 기각할 수 없으며, 만약 크다면 귀무가설을 기각하고 “공적분 관계가 존재한다”는 대립가설을 채택하게 된다. 본 연구에서의 결과는 <표 2>와 같이 나타나며 변수들간의 공적분 관계에 대한 귀무가설을 5%수준에서 기각할 수 없는 것으로 나타났다.

이상의 결과에서 공적분 관계가 존재하지 않으므로 VAR 모형이 적용된다. 따라서 VAR 모형에 근거하여 인과성 검정, 분산분해분석 및 충격 반응분석이 시행되었다.

3. 인과성 검정

국가별 원목수입가격간 인과성을 검정하기 위하여 단위근 검정과 공적분 검정의 결과를 토대로 VAR 모형이 적용되었으며, 시차의 결정은 AIC에 근거하여 시차 2로 결정되었다. 그 결과는 <표 3>과 같다. 다음으로 추정된 이들 모형을 이용하여 인과성 검정을 실시하였으며, 그 결과는 <표 4>와 같다.

뉴질랜드와 러시아 원목수입가격은 과거 자체 가격에 의해 설명될 뿐 다른 나라의 영향을 전혀

받지 않는 것으로 나타난 반면, 나머지 국가들은 자체가격 뿐만 아니라 다른 나라의 원목수입가격에 영향을 받는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 우리 나라에 수입되고 있는 국제 원목시장의 구조를 잘 반영하고 있는 것으로 판단된다. 뉴질랜드의 경우는 라디에타 소나무의 지속적인 조림사업과 한국과 일본 시장을 겨냥한 원목수출정책으로 인하여 다른 국가들의 원목가격에 영향을 받지 않고 자체가격에만 영향을 받는다고 해석할 수 있으며, 러시아는 채취업의 전형적인 국가로 풍부한 원목자원을 보유하고 있어 자체가격에만 영향을 받는다고 볼 수 있다.

여기서 흥미로운 것은 뉴질랜드와 칠레의 경우로, 칠레산 원목수입가격은 자체가격과 뉴질랜드 수입가격에 영향을 받는 것으로 나타난 반면, 뉴질랜드는 자체가격에만 영향을 받는 것이다. 이는 수입원목의 약 60%를 차지하는 라디에타 소나무 원목시장의 경우에서 시장 지배력은 뉴질랜드에 있다는 것을 의미한다. 또한 뉴질랜드는 수입원목 수종중 사용용도가 다른 말레이시아와 PNG산 원목수입가격에도 영향을 주는 것으로 나타났는데, 이는 가격이 상대적으로 높은 남양재에서 가격이 저렴한 침엽수 위주로 수입선이 전환되어 뉴질랜드산 원목수입가격의 영향력이 침엽수 시장

Table 3. Estimates of VAR Model.

Dependent Independent Var.	Var.	$\Delta \ln N_t$	$\Delta \ln C_t$	$\Delta \ln R_t$	$\Delta \ln U_t$	$\Delta \ln M_t$	$\Delta \ln P_t$
Constant		-0.004	-0.001	-0.004	0.005	0.002	-0.004
$\Delta \ln N_{t-1}$		-0.480**	0.139	-0.005	0.083	0.138	0.702**
$\Delta \ln N_{t-2}$		-0.431**	0.263*	0.076	-0.164	-0.126	0.162
$\Delta \ln C_{t-1}$		0.091	-0.455**	-0.334	0.085	-0.015	-0.262
$\Delta \ln C_{t-2}$		0.208	-0.090	-0.059	0.494**	-0.042	-0.140
$\Delta \ln R_{t-1}$		0.026	0.020	-0.441**	0.106	0.088	0.195*
$\Delta \ln R_{t-2}$		-0.027	-0.041	-0.142	-0.049	0.073	0.254**
$\Delta \ln U_{t-1}$		0.123	0.173	0.062	-0.486**	0.008	-0.084
$\Delta \ln U_{t-2}$		0.195	0.015	0.030	-0.321**	0.055	-0.157
$\Delta \ln M_{t-1}$		0.106	0.439*	0.652	-0.276	-0.222	0.757**
$\Delta \ln M_{t-2}$		0.243	0.375	0.704	0.024	0.203	0.879**
$\Delta \ln P_{t-1}$		0.077	-0.187	-0.132	0.178	-0.027	-0.483**
$\Delta \ln P_{t-2}$		0.001	0.103	-0.019	0.339**	-0.022	-0.206
R^2		0.305	0.311	0.239	0.478	0.278	0.578
\bar{R}^2		0.186	0.193	0.144	0.389	0.154	0.505
d. w.		2.066	2.192	2.105	2.250	1.93	2.039

* Significant at 5% level, ** Significant at 1% level.

Table 4. Result of Causality Test (F-value)

Independent Variables	Dependent Variables	N	C	R	U	M	P
N		11.5822***	2.5848*	0.0743	1.2764	2.6842*	18.5843***
C		1.3104	7.4654***	1.4164	7.1275***	0.1209	1.9596
R		0.2014	0.3221	6.6338***	0.8902	1.7960	5.9316***
U		1.8770	1.8333	0.0760	11.1326***	0.3410	1.0807
M		0.5561	2.9827*	1.7916	0.8940	2.9601**	9.2771***
P		0.2590	3.2380**	0.2815	5.3453***	0.0878	8.4536***

* significant at 10% level, ** significant at 5% level, *** significant at 1% level.

뿐만 아니라 남양재까지로 점차 증대되고 있는 것으로 해석된다.

4. 분산분해분석과 충격반응분석

지금까지 논의된 원목수입가격들간의 상호관계 및 영향력을 입체적으로 살펴보기 위하여 예측오차분산분해(forecast error variance decomposition) 방법으로 분석하였다. 이 방법은 Granger의 인과관계를 다른 시각에서 규명할 수 있는데, 즉 F-검정을 통한 Granger의 인과성 검정은 주어진 표본기간 하에서 원인과 결과의 관계를 검정하는 반면, 분산분해는 예측기간별 설명력의 상대적 강도를 포함하는 동태적인 정보를 측정할 수 있는 장점이 있다. 원목수입가격의 예측오차

분산을 분해한 결과는 <표 5>와 같다.

위의 결과는 인과성 분석에서 검토된 바와 같이 뉴질랜드와 러시아 원목수입가격은 24개월 후에 이르기까지 자체 설명력이 각각 88%, 85%로 높게 나타나, 이들 시장들은 자체가격에 의해서만 설명된다. 반면, 미국과 PNG의 경우에서 초기 자체가격의 설명비율이 81%와 87%에서 24개월 후에는 각각 48%와 46%로 설명력이 떨어진다. 이를 구체적으로 살펴보면 미국의 원목수입가격은 24개월 후 뉴질랜드와 칠레산 원목수입가격으로 각각 15%, 11% 정도로 설명할 수 있으며, PNG의 경우는 뉴질랜드 원목수입가격으로 28%가 설명되는 것으로 나타났다.

이상의 분석결과를 종합하면, 뉴질랜드와 러시

Table 5. Result of Variance Decomposition Analysis

Variable	Month	Std. Error	Explain Percentage					
			N	C	R	U	M	P
N	1	0.0929	98.94	0.00	0.00	0.00	0.55	0.50
	6	0.1118	87.25	1.88	0.78	3.56	4.25	2.26
	12	0.1126	86.40	2.02	0.86	3.87	4.28	2.55
	24	0.1126	86.35	2.02	0.87	3.89	4.28	2.56
C	1	0.0860	2.78	84.11	0.00	0.00	11.01	2.07
	6	0.1035	4.13	70.75	2.79	3.56	10.63	8.11
	12	0.1041	4.32	69.95	2.94	3.80	10.71	8.26
	24	0.1042	4.35	69.90	2.94	3.81	10.71	8.26
R	1	0.1455	0.74	2.07	97.06	0.00	0.11	0.00
	6	0.1704	1.49	7.68	85.24	0.53	4.36	0.68
	12	0.1710	1.63	7.70	84.84	0.61	4.49	0.72
	24	0.1710	1.63	7.70	84.83	0.61	4.49	0.72
U	1	0.0963	1.42	1.23	8.69	81.26	1.26	6.11
	6	0.1389	12.16	10.93	5.61	50.75	10.85	9.66
	12	0.1440	14.61	11.13	5.61	48.53	10.31	9.79
	24	0.1443	14.71	11.14	5.60	48.39	10.29	9.84
M	1	0.0623	0.00	0.00	0.00	0.00	100.00	0.00
	6	0.0743	14.85	0.21	3.97	1.25	79.10	0.60
	12	0.0744	14.89	0.25	4.02	1.29	78.88	0.63
	24	0.0744	14.90	0.25	4.02	1.30	78.87	0.64
P	1	0.0962	0.00	0.00	0.00	0.00	12.20	87.79
	6	0.1486	27.46	2.17	5.86	4.06	13.13	47.29
	12	0.1507	27.23	2.58	5.83	4.53	13.16	46.63
	24	0.1509	27.25	2.59	5.82	4.58	13.15	46.57

아는 자체가격에 의해서만 설명되는 독립적인 원목수입가격을 형성하고 있는 반면, 미국산 원목수입가격은 뉴질랜드와 칠레 수입가격에 의해, 그리고 PNG는 뉴질랜드 수입가격에 의해 영향을 받으면서 변화하는 것으로 분석된다. 따라서 우리나라 수입원목 시장중 뉴질랜드 원목시장의 영향력이 가장 큰 것으로 나타났다. 이러한 사실은 최근 10년동안 수입물량이 급격히 증가하여 현재 총 수입물량의 약 43%를 차지하고 있는 뉴질랜드산 원목의 시장 점유율에서도 잘 설명된다.

다음으로 자연재해 등으로 인한 예상치 못한 외부충격이 어느 특정 시장에서 발생할 경우, 그 파급영향이 다른 원목시장에 어떻게 얼마만큼 영향을 미치는가를 동태적으로 분석하는 충격반응 분석을 실시하였다. 그 결과는 <그림 5>의 (a)~(f)와 같다. 그림 (a)는 뉴질랜드의 수입원목시장에 표준오차 1단위만큼의 외부충격이 가해질 경우 다른 시장들의 가격반응을 시간대별로 제시하고 있다. 뉴질랜드 수입원목시장의 충격은 자체

시장은 물론 PNG, 미국 원목수입가격에 영향을 미쳐 6개월까지 민감하게 반응하다 그 후에는 안정적인 수준을 유지한다. 그림 (b)의 칠레 원목수입시장의 경우에서도 자체시장 뿐만 아니라 러시아, 미국 원목수입가격에 영향을 미치고 7개월 후부터 안정적인 수준을 유지하는 것으로 나타났다. 그러나 러시아, 미국, 말레이시아, PNG 수입원목시장에서 외부충격이 가해질 경우 자체가 가격에서만 민감하게 반응하다 5개월 후부터 안정적인 수준을 유지하는 것으로 나타났다.

결 론

국내 원목수요량의 대부분을 해외 수입에 의존하고 있는 우리로서는 해외원목의 안정적 공급이 필수적이다. 최근 국가간에 다양하게 논의되고 있는 지구환경문제와 주요 원목수출국의 국내 정책의 변화, 그리고 국내 IMF 위기와 연계된 수입원목시장은 앞으로 매우 불안정하게 전개될 것

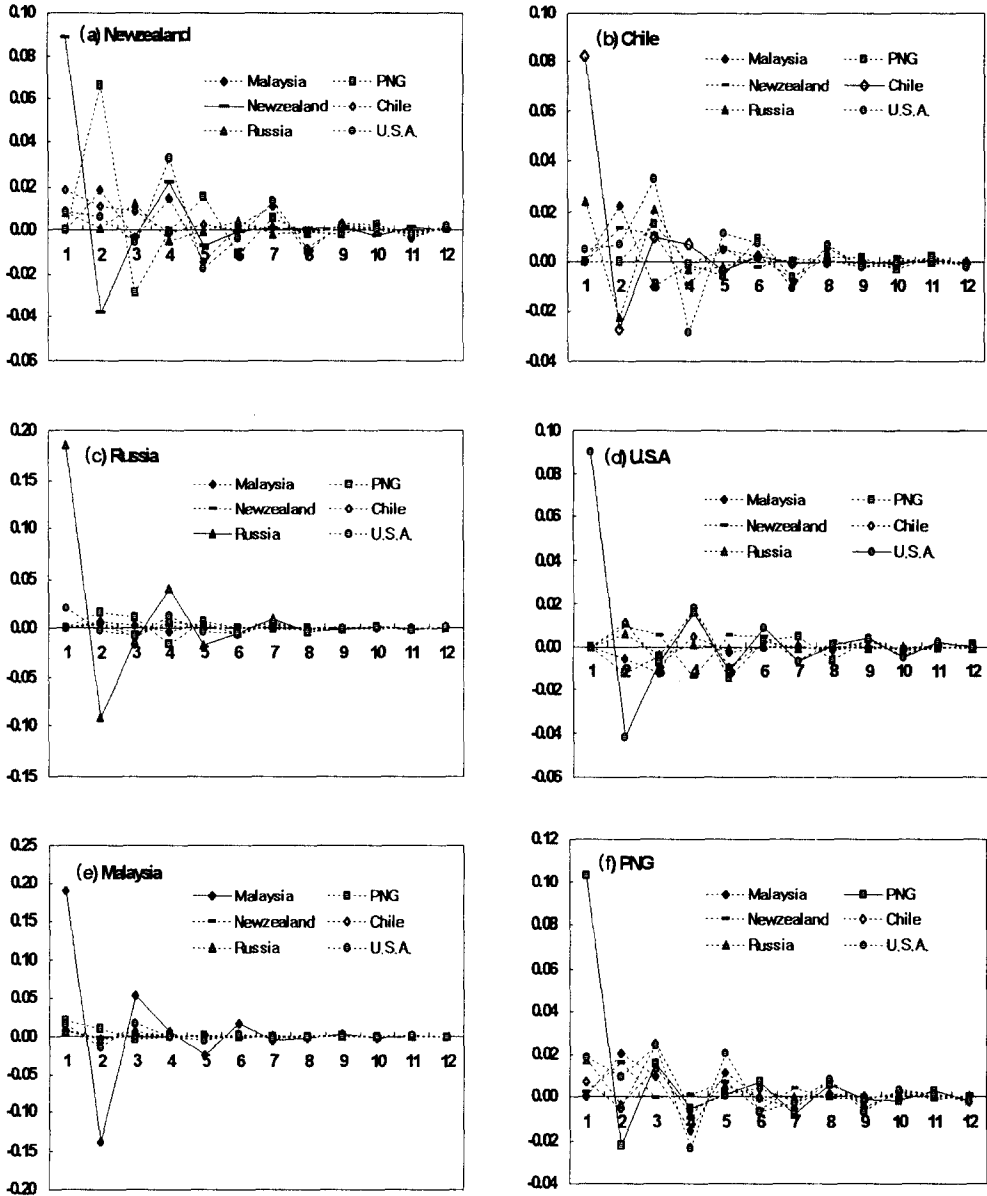


Fig. 5. Result of Impulse Response Analysis

으로 예상된다. 따라서 안정적이고 효율적인 원목의 확보를 위해서는 수입원목시장의 전반적인 동향을 정확히 파악하는 체계적이고 실증적인 연구가 요청되고 있다. 이러한 관점에서 본 연구는 우리 나라의 주요 원목 수입 대상국들의 원목수입가격의 움직임을 통하여 주요 원목 수입 대상국간의 인과관계 규명 및 특정 시장의 예상치 못한 외부충격에 대하여 다른 시장들이 어떻게 반

응하는 지를 동태적으로 분석하였다.

분석 결과, 뉴질랜드와 러시아산 원목수입가격은 과거 자국의 가격에 의해서만 설명될 뿐 다른 나라의 영향을 전혀 받지 않는 것으로 나타났으며, 칠레산 원목수입가격은 뉴질랜드산 수입가격에 영향을 받고, 미국산 원목은 뉴질랜드와 칠레에 영향을 받으며, PNG는 뉴질랜드와 러시아산 원목수입가격에 영향을 받는 것으로 나타났다. 특

히 뉴질랜드 원목수입가격은 칠레와 PNG산 수입가격에 영향을 주는 것으로 분석되어 국가간 인과 연계성을 보이고 있다. 따라서 국내 수입원목시장에서 수입가격에 가장 큰 영향력을 지닌 국가는 뉴질랜드라 할 수 있다.

예기치 않은 외부충격이 어느 특정 시장에서 발생할 경우, 그 파급영향이 다른 원목시장에 어떻게 얼마만큼 영향을 미치는가를 동태적으로 분석하는 충격반응분석 결과, 뉴질랜드와 칠레의 원목시장이 자체시장은 물론 다른 나라의 원목시장에도 영향을 주는 것으로 나타났다. 뉴질랜드 원목시장에서 외부충격이 발생할 경우 자체시장은 물론 PNG, 미국 원목수입가격에 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 칠레의 경우에는 자체시장 뿐만 아니라 러시아, 미국 원목수입가격에 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 이외 국가들은 대체적으로 자체가격에서만 민감하게 반응하는 것으로 분석되었다.

따라서 이상의 연구분석 결과를 종합하여 정리하면 아래와 같은 정책적 함의(policy implication)가 제시될 수 있다.

첫째, 우리 나라의 주요 원목 수입 대상국의 수입가격 동향을 파악하기 위해서는 원목시장가격에 순차적 파급영향을 미치는 뉴질랜드와 러시아산 원목수입가격을 주시해야 한다. 왜냐하면 이들 국가의 원목수입가격은 국가간 인과관계의 정점에 있는 것으로 분석되었기 때문이다. 특히 수입원목의 약 60%를 차지하는 라디에타 소나무의 수출국인 뉴질랜드와 칠레에 있어서는 뉴질랜드산 원목수입가격은 칠레산 수입가격에 영향을 주고 있어 뉴질랜드산 원목수입가격의 변화에 대한 철저한 분석과 대비가 이루어져야 한다. 둘째, 만약 특정시장에서 인도네시아의 대형 산불과 같은 자연재해 등 예상치 못한 외부충격이 발생할 경우, 그 파급영향력이 가장 큰 국가로는 뉴질랜드와 칠레로 분석되었다. 따라서 이들 국가의 국내 원목수출정책의 변화나 혹은 예기치 못한 자연재해발생 등 급격한 원목시장의 변화에 대한 대응전략수립이 요청된다.

인 용 문 헌

- 목재공업연합회. 1990~1998. 목재정보. 1990년 1월호~1998년 2월호.
- 양승룡·조재환. 1997. 국제 쌀 가격의 동태적 분석. 농업정책연구 24(1) : 33-46.
- 이병서·고성보. 1992. 주요 축산물의 시장단계별 가격간 인과성 분석. 농촌경제 15(2) : 35-36.
- 이종원·이상돈. 1997. RATS를 이용한 계량경제분석. 박영사.
- 임업연구원. 1997. 임업경제동향. 임업연구원 연구자료 제130호.
- Alavalapati, J.R., W.L. Adamowicz and M.K. Luckert. 1997. A cointegration analysis of canadian wood pulp prices. *American Journal of Agricultural Economics* 79 : 975-986.
- Dickey, D. and W.A. Fuller. 1979. Distribution of the estimates for autoregressive time series with a unit root test. *Journal of the American Statistical Association* 74 : 427-431.
- Enders, W. 1996. RATS Handbook for Econometric Time Series. *John Wiley & Sons : New York*. 204p.
- Engle, R. and C. Granger. 1987. Cointegration and error correction : representation, estimation and testing. *Econometrica* 55 : 251-276.
- Fuller, W. 1976. Introduction to Statistical Time Series. *John Wiley & Sons : New York*. 229p.
- Granger, C. 1969. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral method. *Econometrica* 37 : 24-36.
- Johansen, S. 1988. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control* 12 : 231-254.
- Mackinnon, J. 1991. Critical Values for Cointegration Tests. in Engle, R. and C. Granger(eds.), Long-run Economic Relationships : Readings in Cointegration, Oxford Univ. Press. 312p.
- Phillips, P. and P. Perron. 1988. Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika* 75 : 335-346.