

무의 중기 선행관측모형 개발

조재환¹ · 이한성^{1*}

¹부산대학교 농업경제학과

Development of a mid-term preceding observation model for radish

Jae-Hwan Cho¹, Han-Sung Lee^{1*}

¹Department of Agricultural Economics, Pusan National University, Miryang 627-706, Korea

Received on 14 July 2011, revised on 30 July 2011, accepted on 19 September 2011

Abstract : This study develops a mid-term preceding observation model of radish to complement an existing short-term agricultural observation model. The first purpose of the study is to extend a three seasonal classification (spring, summer, fall) of fruit-vegetables to a four seasonal classification that involves the winter additionally. This allows us to verify the reason for demand and supply unbalance and unstable price of radish. The second purpose is to construct a mid-term preceding observation model that would be used to forecast planted areas, output, monthly shipment and price. To achieve these purposes, several multiple regression models are estimated. A system is consisted of a planted areas equation, a yield equation, monthly shipment distribution equation, and monthly price equation. To calculate output an auxiliary equation is involved in the system and the consumer price index etc are considered as exogenous variables.

Key words : Mid-Term preceding observation model, Radish, Seasonal classification

I. 서론

한국농촌경제연구원에서 현재 운영 중인 농업관측사업은 농산물 출하기 1~2개월 전에 산지 및 유통정보를 조사·분석·제공하는 단기 관측사업으로 농산물 수급 안정에 일조를 하였다. 그러나 주기적으로 발생하는 수급 불안정에 따른 농산물 가격의 급등락, 또한 농산물 가격 급등으로 인한 물가 불안 심리까지 연결됨에 따라 농업관측기간을 확장할 필요가 있다는 주장이 제기되고 있다. 여기에 주기적으로 발생하는 수급 불안정 상황을 사전에 감지하고, 이에 대한 문제를 사전에 조정할 수 있는 중기 선행관측체계의 구축의 필요성까지 논의 중에 있다. 이에 따르면 중기 선행관측모형에서 3~6개월 전에 예측치를 추가로 발표할 경우 사전에 농가경영의 합리적 조정은 물론 수급 불안정 및 가격 급등락 문제를 완화시킬 수 있을 것으로 기대하고 있다.

중기 선행관측모형에서 산출된 계절별 생산량과 월별 출

하량, 그리고 산지 및 소비자 가격 예측치를 현재 운영 중인 농업관측모형에 투입할 경우 품목별 조기에보지수 산출이 가능할 수 있으며, 농산물의 품목별 수출입, 재고관리, 소비축진 등 농산물 수급 안정대책의 기초자료로도 활용될 수 있다. 뿐만 아니라 농업생산 측면에서 볼 때 농작물 파종 3~6개월 이전에 중기 선행관측정보를 이용하고, 1~2개월 이전에 단기 관측정보를 동시에 활용할 경우 생산자들의 적정 재배면적 유도는 물론 농가소득안정까지 도모할 수 있을 것이다.

농수산물 관측에 관한 선행연구들은 크게 중장기 수급모형과 단기 수급모형으로 구분할 수 있다. 중장기 수급모형은 UR협상의 피해계측을 위해 1995년에 구축되었고, 또한 지금까지 유지·관리되고 있는 「KREI-ASMO」의 경우, 쌀 뿐만 아니라 과채류 재배면적, 생산량, 소비량, 가격 등의 내생변수를 연도별로 산출하는 중장기 수급모형이다. 그 이후 「농업관측모형 KREI-COMO 2005 개발·운영」(Lee와 Shim, 2006)에서는 과채류 재배면적반응함수와 가격신축성함수를 계절별로 각각 설정하여 추정된 후 연도별·계절별로 과채류 생산량과 가격을 축차적(逐次的)으로 산출

*Corresponding author: Tel: +82-55-350-5574

E-mail address: star@pusan.ac.kr

하는 농업관측 품목별 수급모형을 개발하였다. 이 모형의 특징으로는 계절별 재배면적반응함수에 설명변수로 전기 재배면적과 가격이외에도 전작형 가격과 경합작물의 가격이 투입되고 있다는 점이다.

2008년에는 「KASMO 2008」(Kim 등, 2008)이 새롭게 구축되었는데 여기에서도 무, 배추 등 과채류의 계절별 작형¹⁾을 봄, 여름, 가을까지 구분하여 재배면적반응함수, 단수함수, 수요함수 등을 설정한 후 수급 동시균형에 의한 내생변수를 연도별·계절별로 산출한 바 있다. 그러나 KASMO 2008에서 제시한 개별 모형이나 추정식 등을 종합적으로 평가할 경우 개별 모형의 적합도가 낮을 뿐만 아니라 설명변수의 통계적 유의성이 매우 낮다는 점을 지적할 수 있다. 특히 여름 무의 경우 재배면적에 영향을 주는 변수들 중 자체 수익성 변수를 제외하고는 통계적으로 유의한 설명변수가 없다. 뿐만 아니라 시계열자료의 부족 등을 이유로 겨울에 출하되는 월동 무는 연구대상 품목에서 누락되었다. 그 밖에도 재배면적 반응함수에 가격 대신 수익성 시차 변수를 채택함으로써 무, 배추 등 과채류의 수급 불균형 및 가격 불안정 상황을 월별로 예측하기 어려운 문제도 있다.

Han과 Kim(2004)은 농업관측 품목을 배추로 한정하여 작형별 예측지표를 산출할 수 있도록 단기 수급모형을 개발하였다. 이들은 봄, 고랭지, 가을 배추로 작형을 구분한 후 각기 재배면적반응함수, 단수함수, 가격신축성함수, 수출입함수, 생산요소가격결정함수, 경영비함수, 가격연계방정식 등을 설정함으로써 시장개방 조건에 따른 정책실험까지 가능하도록 하였다. Kim 등(2006) 역시 배추를 중심으로 작형별 수급 및 가격 예측을 위하여 단기 수급모형을 개발하였다. 이 모형에서는 배추 재배면적과 단수함수, 가격신축성함수, 그리고 김치 수출입함수를 계절별(봄, 고랭지, 가을)로 구분해서 추정한 후 연립방정식체계에 의해 내생변수를 산출하는 방식을 채택하였다. 한편 Lee 등(2005)은 기상요인이 청과물 수급에 미치는 영향을 연구한 바 있다. 이 연구의 주요특징으로는 주요 청과물(배추, 무, 오이, 호박, 수박, 포도)의 계절별 공급의 변화를 경제적 요인과 기상요인으로 분해하고, 추가적으로 기상요인 변화가 청과물 공급과 가격에 미치는 영향을 분석하였다는 점을 들 수 있다.

1) 본 연구에서의 작형(作型)이란 '월별 재배와 출하'와 구분되도록 '계절별 재배와 출하'의 개념으로 사용됨.

중장기 또는 단기 과채류 수급 모형과 관련된 선행연구를 종합해 보면 모형의 설명력이 낮거나 또는 주요 설명변수에 대한 통계적 유의성이 전반적으로 낮은 점을 지적할 수 있다. 특히 계절별작형별 구분이 봄, 여름, 가을에 한정되어 수급분석이 이루어짐에 따라 월동 작형의 출하시기에 발생하는 수급 및 가격 불안정 문제를 규명하지 못하고 있다. 따라서 이와 같은 문제를 해결할 수 있도록 겨울에 출하되는 월동 과채류를 포함하는 계절별·작형별 수급 또는 가격결정 모형을 설계한 후 예측력을 높일 수 있도록 중기 선행관측모형이 개발되어야 할 것이다.

본 연구의 목적은 계절별 작형 구분을 월동 작형까지 확장함으로써 수시로 발생하는 무의 수급 불균형 및 가격 불안정 요인을 규명하고, 궁극적으로는 계절별·작형별 재배면적과 생산량, 월별 출하량과 산지 및 소비지 가격 예측치를 발표함으로써, 수시로 발생하는 수급 불균형 및 가격 불안정 상황을 사전에 감지하고, 또한 수급 안정화 조치에 필요한 기초정보를 제공할 수 있는 '무 중기 선행관측모형'을 개발하는데 있다.

II. 모형 설계

1. 작형별 무 출하시기

무의 경우 계절에 따라 주산지가 바뀌면서 봄·고랭지·가을·월동 무가 Table 1과 같이 연중 시장에 출하되고 있다. 영호남 지역이 주산지인 봄 무의 경우 4월부터 7월까지 시장에 출하되며, 출하가 집중된 시기는 5월부터 7월까지이다. 강원지역이 주산지인 고랭지 무의 경우 7월부터 출하되지만 출하가 집중된 시기는 8월부터 10월까지이다. 그리고 제주도가 주산지인 월동 무는 1월부터 4월까지 출하량이 집중된다. 하지만 작형간 출하시기가 1~2개월 이상 중복되기도 한다.

따라서 무 재배농가들이 재배면적을 어느 정도 늘리거나 줄일 것인지를 파악하기 위해서는 우선적으로 무 주 출하시기를 기준으로 작형을 구분해야 할 것이다. 또한 작형별로 생산된 무가 월별로 어느 정도 출하되는지, 이어서 월별로 출하된 물량의 크기에 따라 시장가격이 어느 정도 영향을 받는지를 파악할 수 있어야 할 것이다. 그 다음으로는 시장 가격의 변동됨에 따라 무 재배농가들이 어느 정도 반응을 보이고, 그리고 기후조건과 함께 작형별 생산량과 월

Table 1. Periods of radish shipments by seasonal classification.

구분	t년도											t+1년도	
	4월	5월	6월	7월	8월	9월	10월	11월	12월	1월	2월	3월	
봄 무												
고랭지 무												
가을 무												
월동 무												

Note 1) Unbroken lines represent the period of large amount of shipments and dotted lines represent the period of small amount of shipments.

별 출하량 규모가 결정되면, 월별로 출하되는 물량 크기에 따라 시장가격에 어느 정도 영향을 받는지를 파악할 수 있도록 모형이 설계되어야 할 것이다.

2. 모형의 기본구조

본 연구에서 연중 월별로 무의 수급 불안정과 가격 급등

락 현상을 사전에 관측할 수 있도록 Fig. 1과 같이 중기 선행관측모형을 설계하고자 한다. 우선 중기 선행관측모형의 기본구조를 살펴보면 Fig. 1과 같이 작형별로 재배면적 결정모형과 단수결정모형으로부터 출발한다. 따라서 이들 모형에 전기(前期) 재배면적과 가격, 그리고 기후변수 등의 외생변수가 투입될 경우 작형별로 생산 물량이 결정된다. 또한 월별·작형별 출하분포모형을 추가로 설정함으로써 작

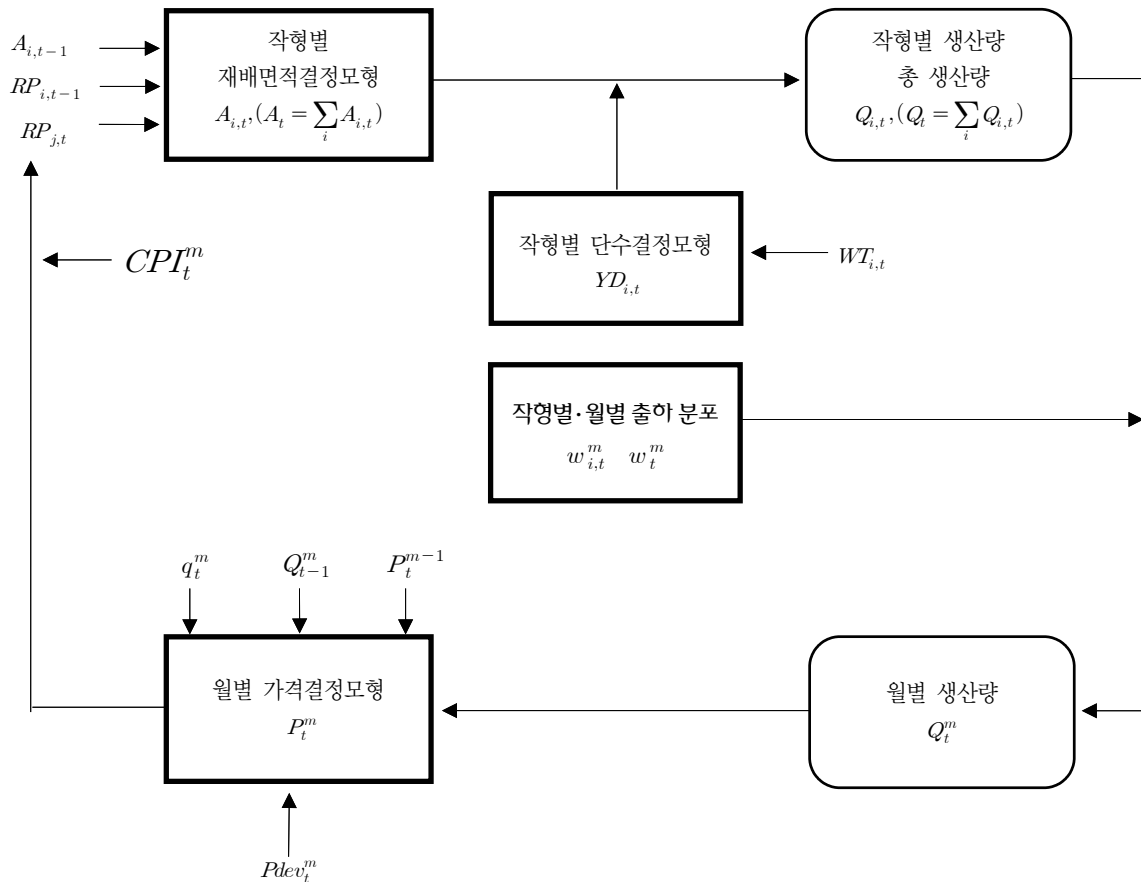


Fig. 1. Main structure of a mid-term preceding observation model for radish.

형별 생산물량이 월별로 어느 정도 배분되어 시장에 출하되는가를 파악할 수 있도록 하였다. 계속해서 월별 출하물량 크기가 결정되면 이것이 시장가격에 미치는 영향을 파악하기 위하여 월별 가격결정모형이 순차적으로 설계되었다. 이때 시장가격에 영향을 미치는 추가 요인으로 무 가격변동의 주기성과 불안정성을 나타내는 월중 일일별 가격 표준편차($pdev_t^m$) 등이 외생으로 투입된다. 그 다음으로 각 모형간의 연관관계 속에서 최종적으로 산출된 월별 가격은 다시 재배면적결정모형에 외생변수로 투입되는 가운데 월별 출하량과 가격 관측치가 산출되도록 개별 모형에 외생변수나 보조계산식 등이 투입된다.

무 중기 선행관측모형을 구성하고 있는 개별 모형과 보조계산식에 대한 구체적인 내용은 다음과 같다.

가. 작형별 재배면적결정모형

작형별 재배면적결정모형의 경우 Nerlove의 부분조정모형을 원용하여 식(1)과 같이 양대수선형모형(log-log linear model)으로 설계하였다. 이에 따르면 농가가 t 년도 i 작형의 무를 어느 정도 파종($A_{i,t}$)할 것인가는 $t-1$ 년도 재배면적($A_{i,t-1}$)에 따라 영향을 받게 된다. 뿐만 아니라 $t-1$ 년도 농가수취가격($t-1$ 년도 i 작형 시장가격, $RP_{i,t-1}$)과 t 년도 파종 당시 시장가격(t 년도 j 작형 시장가격, $RP_{j,t}$) 역시 $A_{i,t}$ 에 영향을 미치는 것으로 가정하였다.

$$\ln A_{i,t} = a_0 + a_1 \ln RP_{i,t-1} + a_2 \ln RP_{j,t} + a_3 \ln A_{i,t-1} \quad (1)$$

나. 작형별 단수결정모형

작형별 재배면적결정모형과는 별도로 작형별 생산량을 산출하기 위해서는 작형별 단수결정모형이 필요하다. 따라서 본 연구에서는 식(2)와 같이 단순선형의 함수식을 가정하였다²⁾. 이때 t 년도 i 작형 무의 단수($YD_{i,t}$)는 생육기, 비대기, 결구기, 월동기 기후에 따라 영향을 받게 된다. 따라서 작형별로 생육기, 비대기, 결구기, 월동기에 해당하는 저온 또는 고온 피해의 영향을 산출하기 위하여 각 시기를 중심으로 월평균 기온($WT_{i,t}^1$)을 설명변수를 식(2)에 투입하였다.

$$YD_{i,t} = b_0 + b_1 WT_{i,t} \quad (2)$$

2) 단수함수에 투입되는 월동기 평균기온은 음의 값을 가지기 때문에 단순선형을 가정하였다.

다. 작형별 생산량 산출을 위한 보조식

식(1)~(2)에 의해 작형별 재배면적과 단수가 결정되면 식(3)의 보조계산식에 의해 t 년도 i 작형의 생산량($q_{i,t}$)이 산출될 수 있다. 또한 t 년도에 모든 작형의 생산량을 합계하면 식(4)와 같이 무 생산량($Q_{i,t}$)이 산출된다.

$$q_{i,t} = A_{i,t} * YD_{i,t} \quad (3)$$

$$Q_t = \sum_i q_{i,t} \quad (4)$$

라. 작형별·월별 출하분포

식(3)에 의해 작형별 무 생산량이 산출되면 다음 단계로 작형별 무 생산량이 월별로 어느 정도 배분되어 시장에 출하되는가를 파악하기 위하여 식(5)~(6)과 같이 작형별·월별 출하분포모형을 추가하였다. 식(5)에서 $w_{i,t}^m$ 는 t 년도 i 작형의 생산량($q_{i,t}$) 중 m 월에 출하되는 물량의 비중을 나타낸다. 따라서 식(3)의 i 작형 생산량($q_{i,t}$)에 월별 출하비중($w_{i,t}^m$)을 곱할 경우 식(5)와 같이 i 작형의 월별 출하량($q_{i,t}^m$)이 산출된다. 이와 같은 산출방법을 기타 작형에 적용할 경우 m 월에 출하되는 물량(q_t^m)은 식(6)과 같다.

$$q_{i,t}^m = q_{i,t} * w_{i,t}^m \quad (5)$$

$$q_t^m = \sum_i q_{i,t}^m \quad (6)$$

마. 월별 가격결정모형

무의 월별 시장가격(P_t^m)은 매월 시장에 반입되는 물량 규모에 따라(q_t^m/q_{t-1}^m ; 전년동월 대비 출하물량의 변동) 영향을 받는 것으로 가정하여 식(7)과 같이 설정하였다. 또한 월별 무 시장가격(P_t^m)이 최근 도매시장에 반입되고 있는 물량(q_{t-1}^m) 크기에 따라, 그리고 최근 도매시장 시세(P_{t-1}^m)에 따라 영향을 받는 것으로 가정하여 식(7)과 같이 함수식을 설정하였다.

$$P_t^m = c_0 + c_1 * \frac{q_t^m}{q_{t-1}^m} + c_2 * q_{t-1}^m + c_3 P_{t-1}^m \quad (7)$$

여기서 P_t^m 는 t 년도 m 월 가락동 도매시장가격(명목)을 나타내며, q_t^m 는 t 년도 m 월에 전국적으로 출하가 예상되는 물량, q_{t-1}^m 는 t 년도 $m-1$ 월에 가락동시장에 반입되는

물량을 각각 나타낸다. 한편 식(7)에서 가락동 도매시장가격(P_t^m)이 결정되면, 이것을 소비자물가(CPI_t^m)로 디플레이트된 실질가격(RP_t^m)이 산출된다. 또한 이 가격들은 다시 식(1)의 재배면적결정모형에 투입되어 $t+1$ 년도 i 작형 재배면적($A_{i,t+1}$)에 영향을 준다. 이어서 식(2)~(8)에 기후변수 등 외생변수가 투입될 경우 $t+1$ 년도 작형별 재배면적과 생산량, 월별 출하량(반입량), 월별 가격 등이 축차적으로 산출된다.

III. 자료 및 추정

1. 작형별 재배면적

통계청에서는 1979년부터 무를 봄 무, 고랭지 무, 가을 무로 작형을 구분하여 재배면적을 매년 발표하고 있으며,

1991년부터 지역별로 재배면적을 발표하고 있다. 따라서 통계청에서 작형별 재배면적 자료 중 제주지역에서 재배되는 면적을 월동 작형으로 분리한 후 작형별·지역별 pooling data를 재정비하면 Table 2와 같다³⁾.

한편 식 (1)에 가격변수를 투입하기 위하여 가락동 도매시장의 연도별·월별 무 가격자료를 이용하였다. 식 (1)에서 투입된 가격($RP_{i,t-1}$)은 봄 무와 가을 무의 경우 $t-1$ 년도 11~12월의 가격을 산술평균한 가격이다. 반면 고랭지 무의 경우 t 년도 3~7월 가격을, 월동 무의 경우 t 년도 5~9월 가격을 산술평균한 가격이다.

식(1)에 작형별로 재배면적과 가격자료를 투입하여 단순회귀분석(OLS)으로 파라메타를 추정한 결과는 Table 3과 같다. 이에 따르면 모형의 적합성을 나타내는 결정계수(R^2)는 작형간에 다소 차이를 보이지만 그 값이 0.71~0.92로 비교적 높다. 또한 가격 파라메타 추정치 부호는

Table 2. Radish planted areas by seasonal classification.

구 분	주산지 및 지역 구분	이용가능한 관측치 수
봄 무	①서남부지역(전남, 전북, 충남, 경기) ②동북부지역(경남, 경북, 충북, 강원)	36개
고랭지 무	①강원	18개
가을 무	①서남부지역(전남, 전북, 충남, 경기) ②동북부지역(경남, 경북, 충북, 강원)	36개
월동 무	①제주	18개

Table 3. Estimates of radish planted area determination function by season.

	봄 무	고랭지 무	가을 무	월동 무
	$\ln A_{1,t}$	$\ln A_{2,t}$	$\ln A_{3,t}$	$\ln A_{4,t}$
상 수	1.8291 (1.29)	6.9576 (11.10 ^{***})	0.2646 (0.17)	3.3915 (3.51 ^{***})
$\ln RP_{i,t-1}^m$	0.1477 (3.00 ^{***})	0.1414 (1.87 [*])	0.1449 (2.94 ^{**})	0.3862 (3.33 ^{***})
$\ln A_{i,t-1}$	0.6640 (4.59 ^{***})	0.0499 (5.86 ^{***})	0.8206 (5.31 ^{***})	0.1803 (10.53 ^{***})
D_1 (1=서남권,0=동북권)	0.1377 (1.49)	- (-)	0.2412 (1.20)	- (-)
D_2 (2001년이후=1,2000년이전=0)	-0.2120 (-3.42 ^{***})	- (-)	-0.2292 (-3.78 ^{***})	- (-)
결정계수(R^2)	0.7977	0.7058	0.9730	0.9325
관측치수(No. of Obs.)	36	18	36	18

Note 1) ^{***}, ^{**}, ^{*} represent significance at the level of 1%, 5%, 10%, respectively.

3) 기존 농업관측모형에서는 12월부터 이듬해 5월까지 출하되는 제주산 무의 경우 작물 특성상 가을 무(또는 봄 무)와는 다르다는 점에 착안하여 이를 월동 무로 간주하고 있다.

생산이론과 일치하고 있으며, 가격 파라메타 추정치의 통계적 유의성도 1~10% 이내에서 유의적인 것으로 밝혀졌다. 봄 무와 가을 무의 경우 전년도 재배면적이 금년도 재배면적에 1년의 시차를 두고 정(正)의 영향을 미치고 있다는 점에서 볼 때 Nerlove의 부분조정 과정이 수용되고 있다. 다만 고랭지 무와 월동 무의 경우 2000년대 초반을 전후로 해서 재배면적이 급격히 변화하고 있기 때문에 Nerlove의 부분조정 과정이 봄 무와 가을 무의 경우보다 상대적으로 작게 나타났다.

2. 작형별 단수

작형별 무 단수는 통계청에서 발표하는 작형별 생산량을 해당 재배면적으로 나누면 산출된다. 또한 작형별로 생육기, 비대기, 결구기, 월동기에 해당하는 저온 또는 고온 피해의 영향을 산출하기 위하여 Table 4와 같이 주산지별 기후를 구분하였다.

작형별 무 단수함수에 투입된 자료의 기간은 1999~2008년이다. 따라서 여기에 기후변수를 투입해서 단순회

귀분석(OLS)으로 식(9)를 추정하면 Table 5와 같다. Table 5에서 통계적으로 유의한 추정치를 중심으로 작형별 단수 결정모형추정결과를 살펴보면 봄 무의 경우 5월 비대기에 기온이 높을수록 고온피해가 발생하며, 재배기술의 진전으로 수량이 증가하는 것으로 나타났다.

고랭지 무의 경우에는 8월 결구기에 기온이 높을 경우 고온피해가 발생하며, 가을과 월동 무의 경우에는 10월과 11월에 저온피해가 발생할 경우 수량이 감소하는 것으로 나타났다. 그러나 단수가 추세수준에서 급등락하는 경우 더미변수로 처리함으로써 모형의 설명력을 향상시키는 측면이 있지만, 더미변수 사용 자체는 한계로 남는다. 앞으로 주산지 기후와 자연재해 발생에 따른 단수 감소에 대한 자료가 충분히 확보되어서 추가적인 연구가 진행되어야 할 것이다.

3. 작형별·월별 출하분포

서울시 농수산물공사가 발표하는 월별·주산지별 무 반입량 내부자료(2008년)를 기초로 해서 월별·작형별 출하물량

Table 4. Weather of main producing district by seasonal classification.

구분		주산지의 기후 구분
봄	무	서산, 부안, 광주, 수원 5월 평균기온, 비대기 고온피해
고랭지	무	대관령, 제천 8월 평균기온, 결구기 고온피해
가을	무	서산, 부안, 광주, 수원 10월 평균기온, 저온 피해
월동	무	제주 성산포 11월 평균기온, 저온피해

Table 5. Estimates of the winter radish yield.

	봄 무 ln YD _{1,t}	고랭지 무 ln YD _{2,t}	가을 무 ln YD _{3,t}	월동 무 ln YD _{4,t}
상수	-30.8800 (-9.63 ^{***})	12.5074 (14.30 ^{***})	5.5677 (5.61 ^{***})	-44.7644 (-3.40 ^{***})
ln WT _{i,t}	-0.4325 (-1.85 [*])	-0.7410 (-5.13 ^{***})	0.5019 (3.22 ^{***})	0.7335 (2.14 ^{**})
T	0.0209 (11.95 ^{***})	- (-)	- (-)	0.0247 (3.73)
D ₁	- (-)	-0.1203 (-5.10 ^{***})	-0.1484 (-4.96 ^{***})	-0.5272 (-4.78 ^{***})
D ₂	- (-)	0.1330 (3.94 ^{***})	- (-)	- (-)
결정계수(R ²)	0.9164	0.8234	0.6894	0.8494
관측치수(No. of Obs.)	17	17	17	16

Note 1) ^{***}, ^{**}, ^{*} represent significance at the level of 1%, 5%, respectively.

Table 6. Monthly shipments of radish by seasonal classification (2007. 4.~2008. 3.).

구분	출하량 (톤)				출하 비중 (%)			
	봄	고랭지	가을	월동	봄	고랭지	가을	월동
4월	1,629	0	0	12,538	0.0455	0.0000	0.0000	0.2576
5월	9,989	0	0	4,657	0.2790	0.0000	0.0000	0.0957
6월	13,789	0	0	0	0.3852	0.0000	0.0000	0.0000
7월	10,392	758	0	0	0.2903	0.0178	0.0000	0.0000
8월	0	13,135	0	0	0.0000	0.3092	0.0000	0.0000
9월	0	15,713	0	0	0.0000	0.3699	0.0000	0.0000
10월	0	12,871	1,089	0	0.0000	0.3030	0.0226	0.0000
11월	0	0	20,659	0	0.0000	0.0000	0.4285	0.0000
12월	0	0	12,778	1,006	0.0000	0.0000	0.2650	0.0207
1월	0	0	5,847	8,994	0.0000	0.0000	0.1213	0.1848
2월	0	0	4,313	9,040	0.0000	0.0000	0.0895	0.1857
3월	0	0	3,528	12,436	0.0000	0.0000	0.0732	0.2555
전체	35,799	42,477	48,214	48,672	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000

을 정비한 후 작형별·월별 출하비중을 산출하면 Table 6과 같다. 이에 따르면 봄 무는 4월부터 7월까지 출하된다. 후기 작형인 고랭지 무는 7월부터 10월까지이며, 가을 무는 10월부터 이듬해 3월까지, 그리고 월동 무는 12월부터 5월까지 출하되고 있다.

작형간 출하시기가 중복되는 기간을 살펴보면 가을 무와 월동 무의 경우 12월에서 이듬해 3월까지 무려 4개월 동안 중복된다. 또한 4월부터 5월까지 봄 무와 월동 무의 출하기간이 2개월 동안 중복된다. 1년 중 무 출하량이 가장 많은 시기는 전체 물량의 11.8%를 차지하는 11월이며, 가장 적은 시기는 전체 물량의 6.4%를 차지한 7월이다. 7월과 11월 이외의 시기는 월 출하비중이 7~9% 대를 유지하고 있다.

4. 월별 도매시장 가격결정 요인

무 도매시장가격은 산지에서 생산된 물량이 평년에 비해서 어느 정도인가에 따라, 그리고 최근 도매시장가격과 반입된 물량 크기에 따라 영향을 받는다고 가정할 수 있다. 따라서 전국적으로 출하가 예상되는 생산량과 실제로 도매시장에 반입되는 물량의 규모가 도매시장가격에 미치는 영향을 설명하기 위하여 Nerlove의 부분조정모형을 식(7-1)과 같이 투입하였다. 이때 식(7-1)을 추정하기 위하여 투입된 자료 중 P_t^m 와 q_t^m 는 서울시 농수산물공사가 발표하고 있는 일일별 도매시장가격과 반입량의 월평균 자료이다. 그리고 $t-1$ 년도와 t 년도의 m 월 전국 생산량의 상대비율(Q_t^m/Q_{t-1}^m)은

통계청에 발표하고 있는 작형별 생산량에 작형별 월별 출하비중을 곱해서 산출한 값이다. 파라메타 추정에 이용된 자료의 기간은 2003년 1월~2009년 12월까지이므로 파라메타 추정에 이용된 관측치 수는 84개이다.

한편 무의 월별 가격 추세에는 비록 높낮이에 차이가 있을 지라도 상승 국면과 감소 국면에 일정한 주기성이 있음을 발견할 수 있다. 따라서 식 (7-1)과 같이 무 가격 변동의 주기성을 계측하기 위하여 *SINE*와 *COSINE* 함수를 추가하였다. 이때 주기성을 파악하기 위해 투입된 *SINE*과 *COSINE* 함수에 π 는 3.1415...이며, m 은 특정 년도의 1월부터 경과한 개월 수를, 그리고 K 는 주기 기간을 나타내는 숫자이다⁴⁾. 또한 월중 일일별 가격 표준편차($pdev_t^m$)의 크기는 도매시장의 월평균 가격의 대·소를 결정하는데 요인 중 하나로 볼 수 있다. 이에 따라 가락동 도매시장에서 발표하고 있는 일일별 가격과 반입량 자료(2003. 1. 1.~2009. 12. 31.)를 기초로 월중 도매시장의 일일별 가격의 표준편차를 투입하였다.

$$P_t^m = c_0 + c_1 * q_t^m + c_2 * Q_t^m / Q_{t-1}^m + c_3 P_{t-1}^{m-1} + c_4 * Pdev_t^m (7-1) + c_5 * SIN(2\pi * m / K) + c_6 * COS(2\pi * m / K)$$

식(7-1)은 선형모형(linear model)이다. 따라서 여기에

4) 본 연구에서는 주기성을 파악하기 위하여 K 를 1개월부터 12개월까지 선택해서 모형을 추정하였다. t 검정에 따르면 K 가 6인 경우가 주기성을 가장 잘 나타내는 것으로 검정되었다.

양대수모형(log-log model)을 추가하여 단순최소자승추정법(OLS)으로 추정한 결과는 Table 7과 같다. 이에 따르면 모든 설명변수의 파라메타 추정치의 부호가 가격결정이론과 일치하고 있다. 또한 도매시장 반입량(q_t^m)과 주기성을 나타내는 SIN 함수의 파라메타 추정치를 제외하고는 모든 파라메타 추정치의 통계적 유의성이 5% 이내인 것으로 밝혀졌다. 모형의 설명력을 나타내는 결정계수(R^2)가 0.75~0.79로 비교적 높다.

따라서 Table 7의 추정결과를 종합적으로 평가하면 가락동 도매시장의 m 월 무 시장가격은 m 월에 반입된 물량 크기보다는 오히려 도매시장에 반입은 되지 않았을지라도 전국에 걸쳐 출하가 예상되는 생산량 크기에 의해서 영향을 받는 것으로 추론을 할 수 있다. 반면에 기상재해 발생에 따른 유통 장애 등 수급 불균형이 발생되더라도 불구하고 재고 또는 출하 조절이 지연될 경우 m 월 중 도매시장 일일별 가격의 변동성은 확대되며, 이것이 다시 m 월의 도매시장 가격 상승을 초래하는 것으로 추론할 수 있다. 그 밖에도 전월($m-1$ 월) 가격(P_t^{m-1})이 클 경우 m 월 도매시장가격은 증가하며, 6개월 주기로 가격이 등락을 거듭하는 것으로 밝혀졌다.

다음은 선형모형 추정결과를 기초로 가락동 도매시장가격 결정의 요인별 영향을 살펴보면 가락동 도매시장가격(P_t^m)은 전년 동월대비 전국 출하예상 물량(생산량)이 20% 정도 증가할 경우 466원(18 kg기준) 정도 감소할 것으로

예상된다. 또한 가락동시장에 반입되는 물량이 10,000톤에서 20% 정도 증가할 경우 58원(18 kg기준) 정도 감소할 것으로 예상된다.

분석기간 동안 월중 도매시장 일일별 가격의 변동성($Pdev_t^m$: 표준편차)은 최저 252원에서 최고 4,100원이다. 따라서 이에 대한 변동성이 최소에서 최대로 확대될 경우 5,311원 정도 증가하며, 월별 주기성으로 인해 가격 등락 폭이 ± 703 원 정도 되는 것으로 밝혀졌다. 또한 1개월의 시차를 두고 전월 시장가격의 42.5%가 현재 시장가격에 반영되고 있다.

5. 무의 중기 선행관측모형 예측력 검증

본 연구는 대파와 무를 중심으로 봄, 여름, 가을에 월동작형까지 확장하여 ‘중기 선행관측모형’을 추정함으로써 작형별 생산량과 월별 출하량, 그리고 월별 도매시장가격 예측치를 산출할 수 있게 되었다. 이를 위해 중기 선행관측모형을 구성하고 있는 작형별 재배면적결정 모형과 작형별 단순결정모형, 그리고 월별 도매시장가격결정모형 등이 이미 추정되었다. 특히 시계열 가격변동 요인에 초점을 맞춘 월별 도매시장가격결정모형을 추정함으로써 작황 부진과 기상재해 발생에 따른 정책실험까지 가능하도록 하였다.

따라서 예측력 검증방법은 개별 모형들에 외생변수가 투입되고, 동시에 개별 모형들의 연관관계 속에 작형별 재배

Table 7. Estimates of monthly price of Karak wholesale market radish.

	P_t^m			$\ln P_t^m$	
	계수	t-값		계수	t-값
상수	5105.829	3.14***	상수	4.1109	2.49**
q_t^m	-0.0289	-0.34	$\ln q_t^m$	-0.1399	-0.79
Q_t^m / Q_{t-1}^m	-2331.378	-2.45**	$\ln Q_t^m / Q_{t-1}^m$	-0.3893	-2.89***
P_t^{m-1}	0.4253	6.20***	$\ln P_t^{m-1}$	0.4939	6.59***
$Pdev_t^m$	1.3802	5.63***	$\ln Pdev_t^m$	0.2409	4.87***
$SIN(2\pi m/6)$	385.337	1.44	$SIN(2\pi m/6)$	0.0646	1.64*
$COS(2\pi m/6)$	-703.457	-2.81***	$COS(2\pi m/6)$	-0.1155	-3.14***
Dummy	5454.796	5.63***	Dummy	0.3471	2.45**
결정계수(R^2)	0.7858		결정계수(R^2)	0.7502	
관측치수(No. of Obs.)	84		관측치수(No. of Obs.)	84	
비고	Dummy=1(2003.3; 2004.8; 2007.10)		비고	Dummy=1(2003.3; 2004.8; 2007.10)	

주 : ***, **, * represent significance at the level of 1%, 5%, 10%, respectively.

면적과 월별 도매시장가격 등의 내생변수가 축차적으로 산출되도록 하였다. 예측력 검증 시 표본외 기간(out-of sample)은 2006년 1월부터 2009년 12월까지이며, 검증방법은 중기 선행관측모형에서 예측된 값과 실제 값을 비교하는 방법으로 시행하고자 한다.

개별모형에서 외생변수가 투입되는 과정에 관해서는 재배면적 결정모형의 경우 $t-1$ 년도 i 작형 재배면적($A_{i,t-1}$)과 도매시장가격($RP_{i,t-1}$), 그리고 t 년도 파종시기의 도매시장가격(t 년도 j 작형 도매시장가격, $RP_{j,t}$) 등이 투입되어 t 년도 i 작형 재배면적이 산출된다. 따라서 예측력 검증 시 무 작형별 재배면적 추정식이 이용되었다.

작형별 단수 결정모형에서는 비대기 또는 결구기 고온피해, 저온피해를 파악하기 위하여 작형별 주산지 기후를 변수로 투입하였다. 그러나 작형별 단수 추정식의 경우 기후 관련 설명변수의 통계적 유의성이 낮거나 또는 단수가 추세수준에서 급등락하는 경우 더미변수로 처리함으로써 예측력 검증에 상당한 한계가 있다. 따라서 작형별로 주산지 기상재해 피해와 단수에 대한 시계열자료가 충분히 확보되기 전까지는 예측력 검증 시 실제치와 추정치가 동일하다는 가정을 채택하고자 한다. 이와 같은 가정 하에 t 년도 i 작형의 재배면적 추정치에 실제 단수를 적용하면 t 년도 i 작형의 생산량($q_{i,t}$) 추정치가 산출된다.

계속해서 무 작형별 월별 출하비중($w_{i,t}^m$)이 예측력 검증 기간 동안 일정하다고 가정할 경우 이것에 i 작형의 생산량 추정치를 곱할 경우 i 작형의 월별 생산량($Q_{i,t}^m$)이 산출된다. 이와 같은 산출방법을 기타 작형에까지 적용할 경우 전국적으로 시장에 출하가 예상되는 월별 출하량(Q_t^m)이 산출된다.

다음은 전국적으로 시장에 반입되는 월별 출하량(Q_t^m) 예측치가 월별 가락동 도매시장가격 결정모형(P_t^m)에 투입된다. 이때 외생변수로 투입되는 변수로는 는 가락동 시장에 반입되는 물량(q_t^m), 가락동 도매시장의 최근 가격시세

(P_t^{m-1}), 그리고 월중 일일별 가격의 표준편차($Pdev_t^m$)와 6개월 주기로 가격이 등락을 거듭하도록 하는 주기 값 등이며, 이것들이 모형에 투입되면 가락동 도매시장가격(P_t^m) 예측치가 월별로 산출된다. 계속해서 이 가격들은 작형별 재배면적 결정모형에 다시 투입되면서 예측치가 축차적으로 산출된다.

이와 같이 예측치가 산출되면 최종단계에서는 실제치와 어느 정도 차이를 보이는 가를 판별하여야 할 것이다. 본 연구에서는 상기 모형의 적합성 여부를 판별하기 위하여 식(9)와 같이 Theil의 불균등계수(Inequality Coefficient)를 기준으로 하였다. 이때 T 는 의태(simulation) 분석기간이며(2006.1~2008.12), Y_t^s 는 모형에서 산출된 예측치를, Y_t 는 실제치를 각각 나타낸다.

$$U = \frac{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (Y_t^s - Y_t)^2}}{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (Y_t^s)^2 + \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (Y_t)^2}} \quad (8)$$

다음은 무 중기 선행관측모형이 실제로 무 산지 및 소비자 시장의 상황(2006. 1.~2009. 12.)을 어느 정도 잘 설명할 수 있는가를 판별하기 위하여 무 월별 도매시장 가격과 작형별 무 재배면적에 초점을 맞추어서 RMSE의태오차(root mean square simulation error)와 Theil의 불균등계수(inequality coefficient)를 Table 8과 같이 산출하였다.

표본외 기간(2006. 1.~2009. 12.)에 대해 예측된 값과 실제 값을 기초로 RMSE와 Theil의 불균등계수를 산출한 결과에 따르면 중기 선행관측모형의 예측력이 낮지 않은 것으로 나타났다. 특히 Fig. 2에서와 같이 무 도매시장가격의 등락에 따른 전환국면에도 예측의 방향이 우수한 것으로 나타났다.

Table 8. Root mean square simulation error and theil's inequality coefficient.

	RMSE	Theil U
무 도매시장가격(P_t^m)	2021.47	0.1273
봄 무 재배면적($A_{1,t}$)	1298.28	0.0948
고랭지 무 재배면적($A_{2,t}$)	204.64	0.0421
가을 무 재배면적($A_{3,t}$)	508.57	0.0555
월동 무 재배면적($A_{4,t}$)	524.87	0.0629

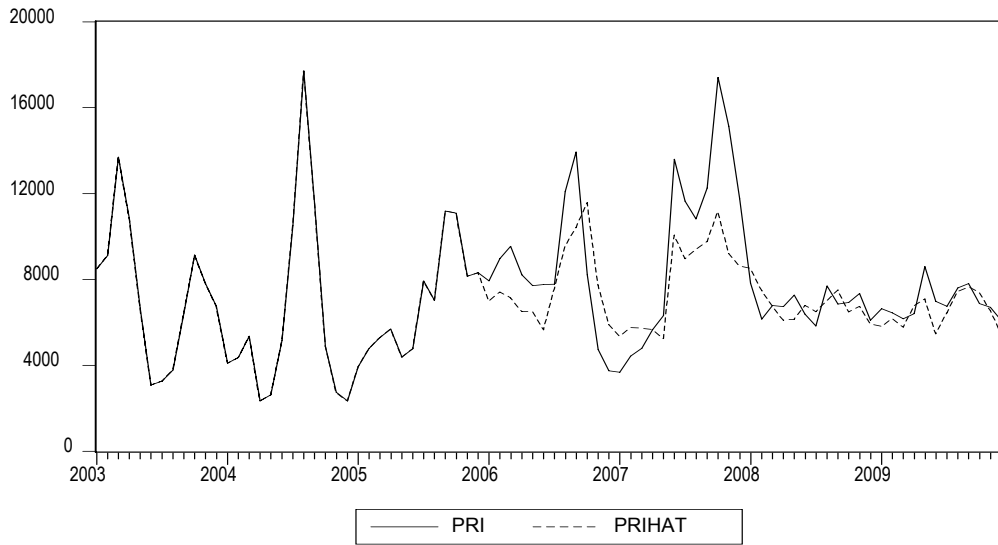


Fig. 2. Tracking test of a mid-term preceding observation model for radish monthly price.

IV. 요약 및 결론

본 연구는 무를 중심으로 봄, 여름, 가을 작형에서 월동 작형까지 확장하여 ‘중기 선행관측을 위한 작형별 수급모형과 예측평가시스템’을 개발함으로써 파종 3~6개월 이전에 작형별 생산량과 월별 출하량, 그리고 월별 도매시장가격 예측치를 산출할 수 있도록 하였다. 특히 수요이론으로부터 유도된 가격신축성함수보다는 시계열 가격변동 요인에 초점을 맞춘 월별 도매시장가격 결정모형을 선택하고, 여기에 도매시장 출하 1~2개월 이전에 예상할 수 있는 작황 조건과 기상재해 발생 조건 등을 감안할 경우 다양한 정책실험까지 가능하도록 하였다.

중기 선행관측모형에 포함되어 있는 개별 모형은 무의 작형별 재배면적과 단수 결정모형, 작형별·월별 출하분포 모형, 그리고 월별 도매시장가격 결정모형 등이 있다. 또한 여기에 소비자물가, 기상재해 정도를 반영하는 대리변수 등의 외생변수를 투입할 경우 무의 작형별 생산량과 월별 출하 예상량, 그리고 월별 시장가격 예측치가 산출될 수 있도록 개별 모형 내에 속한 함수식을 각각 추정한 후 보조계산식과 함께 중기 선행관측모형을 최종적으로 완성하였다.

한편 본 연구에서 개발한 중기 선행관측모형이 실제로 산지 및 소비자 상황을 어느 정도 잘 설명할 수 있는가를 판별하기 위하여 예측력 검정을 실시하였다. 표본의 기간(2006. 1. ~2009. 12.)에 대해 예측된 값과 실제 값을 기초로 RMSE와 Theil의 불균등계수를 산출한 결과에 따르면

중기 선행관측모형의 예측력이 높은 것으로 나타났다. 특히 도매시장가격의 등락에 따른 전환국면에도 예측의 방향이 우수한 것으로 나타났다.

무 중기 선행관측모형 중 개별 모형의 추정결과를 요약하고, 이에 대한 함축적 함의를 도출하면 다음과 같다. 봄 무와 가을 무 재배면적은 전년도 11~12월의 무 시장가격이 높을수록, 그리고 고랭지 무의 경우 당해 연도 3~7월의 무 시장가격이 높을수록 증가하는 것으로 밝혀졌다. 월동 무 재배면적은 당해 연도 5~9월 무 시장가격에 정(正)의 영향을 받고 있다. 또한 봄, 여름, 가을, 월동 무의 경우 전년도 재배면적이 당해 연도 재배면적에 영향을 미치고 있다는 점에서 볼 때 Nerlove의 부분조정모형이 수용되고 있다.

작형별 무 단수 변동은 생육시기에 따라 고온피해, 강우피해, 저온피해 등에 의해 설명되고 있다. 그러나 기후변수에 대한 영향은 크지 않은 반면에 모형의 설명력이 더미변수에 의존하고 있다. 향후 작형과 주산지를 세분하여 기후와 단수에 대한 시계열자료가 충분히 확보한 후 추가적인 연구를 진행해야 할 것이다.

무의 수급 불안정에 따른 가격 급등락 현상을 요인별로 분해하여 영향력을 살펴보면 가락동 도매시장 무 가격은 전년 동월 대비 전국 출하예상 물량이 20%정도 증가할 경우 466원(18kg기준) 정도 감소하는 것으로 밝혀졌다. 또한 가락동시장에 반입되는 물량이 10,000톤에서 20%정도 증가할 경우 58원(18kg기준) 정도 감소하는 것으로 나타났

다. 그 밖에도 자연 재해발생 등으로 산지와 소비지간의 유통 장애가 발생함으로써 월중 도매시장 일일별 가격의 표준편차가 최저 252원에서 최고 4,100원으로 확대될 경우 5,311원(18 kg기준) 정도 증가하며, 월별 가격의 주기성으로 인해 6개월 단위로 가격 최대최소 폭이 ± 703 원 정도 된다.

무의 증기 선행관측모형 추정결과를 종합해 보면 빈번히 발생하는 가격 급등락 현상은 단순히 도매시장에 반입되는 물량 크기 때문에 발생하는 것으로 볼 수 없다. 오히려 작형간 출하시기가 중복되는 기간의 경우, 특히 이 시기에 출하 예상물량이 평년에 비해 너무 많거나 또는 적을 경우 단기적으로 가격이 불안정할 수 있다. 특히 기상재해 발생에 따른 물류 장애가 있거나 작황부진으로 일정기간 동안 수급 불균형이 초래되더라도 불구하고 재고 또는 출하 조절이 신속히 일어나지 않을 경우 도매시장 일일별 가격의 증가 폭은 확대될 수밖에 없다. 또한 이와 같은 상황이 지속될 경우 최대 6개월까지도 도매시장 가격은 급등 추세를 보일 수 있다.

감사의 글

이 논문은 부산대학교 자유과제 학술연구비(2년)에 의하여 연구되었음.

참고 문헌

- Han SH, Kim BR. 2004. Demand and supply outlook model for cabbage under the opening of the agricultural market. *Journal of Rural Economy* 27(3): 35-53. [In Korean]
- Kim MH, Kwon OB, Lee DS, Kim TH, Cho YS, Park SM. 2008. *A Study on Establishment of the Korea Agricultural Outlook Model*. Korea Rural Economy Institute. [In Korean]
- Kim YJ, Kim BS, Song SH, Park YK. 2006. *The Seasonal Cabbage Model*. Korea Rural Economy Institute. [In Korean]
- Lee YS, Jung HK, Shim SB. 2005. *A Study on Determinants of Seasonal Supply and Price of Produce in Korea: With Special Emphasis on Weather*. Korea Rural Economy Institute. [In Korean]
- Lee YS, Shim SB. 2006. *Modelling of KREI-COMO 2005*. Korea Rural Economy Institute. [In Korean]