



The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search
<http://ageconsearch.umn.edu>
aesearch@umn.edu

Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.

No endorsement of AgEcon Search or its fundraising activities by the author(s) of the following work or their employer(s) is intended or implied.

전이함수를 이용한 산지 수소 가격 예측

권 오 복* 최 정 섭**

Abstract

A transfer function model that allows exogenous variables in time series analysis is used to forecast monthly beef cattle prices. Three models are considered: i) a transfer function with male calf price (model I), ii) a transfer function with the quantity of beef slaughter (model II), and iii) a transfer function with male calf price and the quantity of beef slaughter (model III). Model II turns out superior for three and six month-forecasting, while model I shows best fitness for one-year period forecasting. A downward trend from its peak in November 2001 is forecasted. Beef cattle price is likely to fall until July 2002. Later the price will become back to rise, reaching peak of 4,150 or 4,300 thousand won around November 2002. It may also be worthwhile to apply time series models for 1. 연구의 배경 및 목적 2. 시계열 분석 모델 3. 모델의 추정과 가격 전망 4. 요약 및 결론

1. 연구의 배경 및 목적

산지 소 값을 포함한 농축산물 가격을 정확하게 예측하여, 농민에게 미리 알려주면 가격의 불안정성이 줄어들고 농업 경영도 안정될 수 있다. 가격 예측에 기초한 농업관측은 해당 유통업체, 정책 담당자들의 합리적인 의사결정에 필요한 기초 정보를 제공한다는 의미에서 의의가 크다 (이용선 외,

2001)¹⁾.

2001년 쇠고기 시장의 완전 관세화로 이전에 비해 국내 쇠고기 가격이 환율 및 수입가격 등 해외 시장 변수에 더 큰 영향을 받게 되었다. 더욱이 일본의 광우병 발생 사례처럼 악성 가축질병

* 부연구위원

** 연구위원

¹⁾ 이용선 외(2001)는 농업관측이 가격 안정 효과, 사회 후생 증진 효과, 농가 소득 증대 및 수입 대체 효과, 학습 효과 등이 있음을 분석한 바 있다.

발생으로 인한 수요 변화 가능성 등도 상존하여 쇠고기 가격이 불안정해질 우려가 커졌다.

축산물 가격 예측과 같은 농업관측에는 관련 이론 및 농업생산의 생물학적인 특성 등을 반영한 구조 모델이 널리 이용된다. 이러한 접근 방법은 이론에 부합하고 여러 유형의 정책실험을 할 수 있다는 점에서는 이점이 있지만 적정 모델과 변수 선정에 어려움이 따른다(Judge, et al., 1988). 만일 정확한 모델이나 변수 선정에 실패할 경우 예측의 정확성이 떨어진다.

자신 및 관련 변수의 현재 및 과거 값에 주로 의존하는 시계열 분석 방법은 구조적 접근 방법보다는 이러한 요인의 제약을 적게 받는다. 특히 외생 변수가 크게 변화하지 않는 상태에서 분석 대상 시계열이 과거의 추세를 따르다면, 구조식 접근방법보다 시계열 분석 방법이 단기 예측에 더 우월한 예측력을 발휘할 수 있다.

지금까지 돼지, 닭고기의 가격전망을 위해 시계열 모델을 적용한 사례가 있었지만 쇠고기 가격 예측을 위해 시계열 모델을 적용한 체계적인 연구는 많지 않다²⁾. 본 연구는 시계열 모델, 그

중에서도 외생변수를 포함하는 전이함수(Transfer Function)를 이용하여 산지 수소 가격을 전망하는 데 기본 목적을 두었다³⁾. 이를 위해 전이함수를 수립하고 이를 추정하여 모델 유형별 예측 능력을 비교한다. 분석 대상 기간은 1990년 1월부터 2001년 10월로 한정하였고, 수립된 모델을 기초로 2001년 11월부터 2002년 12월까지 14개월간 산지 수소 가격을 전망한다. 이용된 자료는 농협중앙회(2000년 이전은 축협중앙회)의 월별 자료이다.

2. 시계열 분석 모델

본 분석에 이용된 전이함수는 ARIMA 모델의 변형이다. 따라서 본 장에서는 ARIMA 모델 및 전이함수의 일반적인

1979), 주기변동에 의한 육계 가격 예측(김용진, 1990), ARIMA모델에 의한 육계 가격 추정(유철호, 이철현, 1991), 전이함수모델을 이용한 육계가격예측(민병문, 1994) 등이 있다.

시계열 모델을 이용한 축산물 가격 전망에 관한 해외의 연구성과로는 VAR 및 ARIMA 모델을 이용하여 미국 산지 돼지 가격의 전망을 시도한 Brandt and Bessler (1984), 베이지안 VAR 기법을 이용하여 미국 산지 소 가격전망 모델을 검토한 Zapata and Garcia (1990), VAR 및 ARIMA 모델을 이용한 미국 산지 소 가격 모델 연구(Goodwin, 1992) 등이 있다.

²⁾ 국내에서 시계열 모델을 이용하여 축산물 가격 전망을 시도한 연구로는 Robust 회귀분석모델을 이용한 소, 돼지 가격 예측(이준배, 1992), ARIMA 및 전이함수 등을 이용한 돼지 가격변동의 예측(민병문, 1993), ARIMA 모델을 이용한 돼지 가격 예측(김석현, 1998) 등이 있다. 육계가격 예측을 위한 연구로는 조화분석을 이용한 육계가격 예측(허신행,

³⁾ 본 논문에 앞서 수행한 연구 결과에 따르면 전이함수 모델의 예측 오차가 일반 ARIMA 모델, VAR (Vector Autoregressions) 또는 VEC (Vector Error Correction) 모델의 예측 오차 보다 더 낮게 나타났다(권오복, 2001).

특성과 추정방법을 소개한다.

2.1. ARIMA

확률변수인 시계열 자료 $\{y_t\}$ 를 모델화하는 기본적인 방법으로서 식 (1)과 같은 시차 p 인 자기회귀 모델 (Autoregressive model: AR(p))이 있다.

$$(1) \quad y_t = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i y_{t-i} + x_t$$

여기서 잔차항 x_t 는 반드시 백색교란 (white noise)이어야 한다⁴⁾. 다시 말하여 잔차항의 평균과 분산이 시차에 관계없이 각각 0과 σ^2 으로 일정해야 하고 공분산이 영(0)이어서 잔차항간 자기상관성이 없어야 한다. 잔차항 x_t 역시 식 (2)와 같은 일정한 시차 q 인 자기회귀모델로 표시할 수 있다.

$$(2) \quad x_t = \sum_{i=0}^q \beta_i \varepsilon_{t-i}$$

잔차항이 식 (2)와 같이 표시되면 그 잔차항은 MA(q)과정을 따른다고 말한다. 따라서 일정한 시계열 $\{y_t\}$ 가 식 (1)과 같은 AR(p)과정을 따르면서 그에 따른 잔차가 식 (2)와 같은 MA(q)과정을 따를 때 시계열 자료 $\{y_t\}$ 는 개별 y_t 에 대해 ARMA(p, q) 모델로 표현된다고 말하고 식 (3)과 나타낸다.

⁴⁾ 시계열 자료 $\{\varepsilon_t\}$ 가 다음의 세 가지 조건을 충족하면 백색교란과정이라고 부른다.

- i) $E(\varepsilon_t) = E(\varepsilon_{t-1}) = \dots = 0$
- ii) $E(\varepsilon_t)^2 = E(\varepsilon_{t-1})^2 = \dots = \sigma^2$
- iii) $E(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-s}) = E(\varepsilon_{t-j}, \varepsilon_{t-j-s}) = 0$ (모든 j 에 대하여)

$$(3) \quad y_t = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i y_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_i \varepsilon_{t-i}$$

식 (3)을 시차 연산자 (lag operator) L 을 이용하여 다시 정리하면 식 (4)가 된다⁵⁾.

$$(4) \quad y_t = \frac{a_0 + \sum_{i=1}^q \beta_i \varepsilon_{t-i}}{1 - \sum_{i=1}^p a_i L^i}$$

ARMA모델의 전제 조건은 잔차항이 백색교란이어야 하는데 만일 원자료 $\{y_t\}$ 를 d 번 차분한 후 잔차가 백색교란이 되면 ARIMA (p, d, q)가 된다⁶⁾. 따라서 ARIMA (p, d, q)는 ARMA(p, q)와 동일한 모델이다.

한편 농축산물 가격자료처럼 분석 대상 시계열이 계절성을 지니면 단순한 차분만으로는 정상성 (stationary)을 가진 자료를 얻기 어려운 경우가 있다. 그러한 경우 계절성을 모델에 반영하기 위하여 계절차분 (seasonal difference)하여 잔차항이 백색교란이 되도록 해야 한다. 예를 들면 월별 자료인 경우 원자료를 1차 계절 차분한 다음 $(1-L^{12})$ 다시 1차 차분 $(1-L)$ 하여 1년전 자체 가격에 의해 영향을 받는 식 (5)와 같은 모델을 상정할 수 있다.

⁵⁾ 예를 들면 $L^2(y_t) = L(Ly_t) = L(y_{t-1}) = y_{t-2}$ 이다. 따라서 $y_t - a_1 y_{t-1}$ 은 $(1-a_1 L)y_t$ 로 다시 표시할 수 있다.

⁶⁾ 예를 들면 ARIMA (2,1,2)는 $(1-L)y_t = \frac{a_0 + \varepsilon_t + \beta_1 \varepsilon_{t-1} + \beta_2 \varepsilon_{t-2}}{1 - a_1 L - a_2 L^2}$ 로 표시할 수 있다.

$$(5) \quad (1-L)(1-L^{12})(1-\alpha_1 Y_{t-1} - \alpha_{12} L^{12})Y_t = a_0 + \varepsilon_t$$

식 (5)에서 $\alpha_{12}L^{12}$ 항은 기존 모델에 단순히 추가되었다는 의미에서 부가(附加)적인 (additive) 계절 요인을 나타내는 부가 계절 AR ($\alpha_{12}Y_{t-12}$) 부분이다. 그런데 모델 추정의 효율성 면에서⁷⁾ 그와 같은 부가 AR 또는 MA 보다는 배가 (multiplicative) 계절 AR 및 MA를 도입하는 경우도 있다. 즉 배가 (倍加)계절 AR 및 MA은 기존의 AR 및 MA항과 상호 영향을 주도록 짜여진다. 식 (5)에 부가 계절 AR대신 배가 계절 AR를 삽입하면 식 (6)o] 된다.

$$(6) \quad (1-L)(1-L^{12})(1-\alpha_1 Y_{t-1})(1-\alpha_{12} L^{12})Y_t = a_0 + \varepsilon_t$$

통상적인 ARIMA(p, d, q)에 시차 P 인 배가 계절 AR과 시차 Q 인 배가 계절 MA, D 차 계절 차분한 모델은 ARIMA(p, d, q) (P, D, Q)s로 나타낼 수 있으며, 식 (7)과 같이 표현된다.

(7)

$$\begin{aligned} & (1-L)^d(1-L^s)^e Y_t \\ &= \frac{(1+\Theta_1 L + \dots + \Theta_p L^p)(1+\Psi_1 L^s + \dots + \Psi_q L^{sq})}{(1-\zeta_1 L - \dots - \zeta_p L^p)(1-\xi_1 L^s - \dots - \xi_m L^{sm})} \mu_t \end{aligned}$$

여기서 d 는 차분 횟수, s 는 계절 (월)의 수, e 는 계절 차분 횟수, q 는 비계절 MA항의 수, I 는 계절 MA 항의 수,

⁷⁾ 이에 대한 더 자세한 내용은 Enders (1995) 115쪽을 참조할 것.

Θ 는 MA 계수, Ψ 는 계절 MA계수, p 는 비계절 AR 항의 수, m 은 계절 AR항의 수, ζ 는 AR 계수, ξ 는 계절 AR 계수를 나타낸다. μ_t 는 백색 교란항이다.

ARIMA 모델은 여러 가지 방법으로 추정할 수 있지만 Box-Jenkins 추정 방법을 이용하는 것이 편리하다. Box-Jenkins 추정은 다음의 세 단계를 거친다. 첫 번째 단계는 모델 선정 단계이다. 시계열 자체의 현재 및 과거 값간 자기 상관 및 부분 상관 등의 그래프를 작성, 검토하여 잠정적 모델 형태 및 시차를 결정하는 단계이다. 두 번째 단계는 추정 단계로서 1단계에서 정립된 모델을 추정하여 추정된 계수들의 유의성, AIC (Akaike Information Criterion) 등의 모델 선정 기준을 검토하는 단계이다. ARIMA 모델 추정의 마지막 단계는 진단검토 (diagnostic checking) 단계로서 잔차항의 백색교란 여부, 모델의 적합도 등을 검토하여 최종 적합 모델을 선정하는 단계이다. 이때 잔차항의 백색교란 여부는 Ljung-Box의 Q 통계치⁸⁾를 이용하여 점검할 수 있다. 만일 검정 통계량이 기각역보다 크면 잔차항간 계열 상관이 없다는 귀무 가설이 기각되어 잔차항이 백색 교란이라는 조건을 충족시키지 못하는 경우이다. 이런 경우가 발생하면 앞의 제 1단계

⁸⁾ Ljung-Box의 통계치는 다음과 같다.

$$Q = T(T+2) \sum_{k=1}^s r_k^2 / (T-k)$$

여기서 T 는 관찰치 수, r_k^2 는 잔차항간 자기 상관계수, k 는 추정파라미터수이다.

및 2단계를 거쳐 모델을 다시 설정, 추정해서 잔차항의 백색교란여부를 재점검해야 한다.

2.2.

ARIMA모델은 모델내에 외생변수가 없이 자체 시계열의 시차항(AR) 및 잔차항의 오차 시차항(MA)으로 이루어진 모델인 반면 전이함수(Transfer Function)모델은 ARIMA 모델에 외생변수(z_t)를 도입하여 외생변수를 포함하는 모델이다. 예를 들면 농산물 가격 모델의 경우 외생변수로서 물가 상승률과 같은 거시변수를 모델내에 포함시키는 것이다. 이 경우 농산물 가격은 자체 가격의 과거값 뿐만 아니라, 현재 및 과거의 물가 상승률에 영향을 받는다고 본다. 이때 포함되는 외생변수도 ARIMA 과정으로 표시할 수 있다. 식 (8)은 외생변수 $\{z_t\}$ 를 포함한 전이함수의 일반적 모델이다⁹⁾.

$$(8) \quad y_t = a_0 + A(L)y_t + C(L)z_t + B(L)\varepsilon_t$$

여기서 $A(L), B(L), C(L)$ 은 시차연산자 L 을 이용한 다항식이다. 모델의 추정을 통해 $a_0, A(L), B(L), C(L)$ 의 파라미터들을 구한다. $C(L)$ 은 외생변수

z_t 의 변화가 내생변수인 $\{y_t\}$ 에 어떤 영향을 미치는지를 나타낸다는 의미에서 전이함수라 불린다.

전이함수를 추정하는 방법도 Box-Jenkins 방법과 유사하다. 첫 번째 단계는 통상적으로 비정상성의 외생변수를 ARIMA모델을 적용시켜 잔차항이 백색교란이 되도록 하는 과정이다. 이때 구해진 백색교란 잔차항은 외생변수(z_t)의 순화(filtered)된 값이라 부른다. 두 번째 단계는 첫 번째 단계에서 이용된 ARIMA모델을 적용하여 내생변수(y_t)를 순화시키고 순화된 y_t 과 z_t 의 잔차항간의 부분상관 및 자기상관 정도를 검토하여 외생변수와 내생변수간의 관계를 잠정적으로 결정하는 단계이다. 세 번째 단계는 두 번째 단계에서 얻어진 사전적인 정보를 바탕으로 식 (8)의 $A(L)$ 및 $C(L)$ 의 형태 및 시차 등을 결정하는 단계이다. 네 번째 단계는 세 번째 단계에서 얻어진 모델의 잔차항의 구조를 결정하는 단계로서 식 (8)에서 $B(L)$ 의 형태를 결정하는 것이다. 마지막 단계는 잠정적으로 구해진 $A(L), C(L), B(L)$ 를 연립해서 동시에 추정하는 단계이다. 이때 잔차항이 백색 교란이 되면 추정 과정이 종료되지만 그렇지 못할 경우 다시 세 번째 단계부터 재추정하여 최종 모델의 잔차항이 백색교란이 되도록 해야 한다. 만일 잔차항들이 백색교란인 여러 가지 모델이 있는 경우 AIC 등을 통해 가장 적합한 모델을 선정한다.

2.3.

⁹⁾ 본함수는 앞서 살펴본 ARIMA (p,d,q) (P,D,Q_s)로 표현될 수 있는 반면 전이함수는 ARMA (n,m)의 형태를 띤다. 여기서 n 은 MA의 시차수(전이함수 시차 다항식의 분자의 시차), m 은 AR의 시차수(전이함수 다항식 분모의 시차수)를 나타내며, A 는 본함수와 전이함수간 연결 시차를 나타낸다.

시계열 분석에 앞서 해당 자료가 비정상성을 가지는지의 여부를 파악하는 것이 필요하다. 비정상적인 자료의 시계열 분석은 많은 경우 가성회귀(spurious regression) 등과 같은 문제가 발생할 수 있다. 비정상적인 자료는 차분 등을 통해 정상화시키거나 공적분의 관계를 분석하여 오차수정모델을 적용하는 것이 일반적이다.

ADF (Augmented Dickey Fuller) 단위근 검정법을 이용하여 산지 수소 가격 및 수송아지 가격, 한육우 도축물량 자료에 대해 단위근 검정을 실시하였다. 검정에 이용된 모델은 상수항이 포함된 식 (9)와 같다.

$$(9) \Delta Y_t = a_0 + \gamma Y_{t-1} + \sum_{j=2}^p \beta_j \Delta Y_{t-j+1} + u_t$$

단위근 검정 모델의 시차 p 는 t 통계치의 유의성(0.01)에 기초하여 결정하였다. 산지 수소 가격 및 수송아지 가격 모델의 시차는 각각 1개월인 반면, 한육우 도축물량자료는 13개월의 시차를 보였다(표 1). 자료의 계절성을 고

려하기 위해 원자료 뿐만 아니라 계절 차분한 자료에 대해서도 단위근 검정을 실시하였다.

한우 수소 가격 자료는 원자료와 계절 차분한 자료 모두 검정 통계량이 $\gamma = 0$ 귀무 가설 기각역보다 커서 단위근을 갖는다는 귀무가설을 기각하지 못하였다. 그러나 그러한 자료를 1차 차분한 자료는 모두 0.01%에서 귀무가설을 기각할 수 있어서 1차 차분 자료는 정상성을 가짐을 확인하였다. 따라서 한우 수소 산지 가격자료는 1차 적분 ($I(1)$: ‘integrated of order 1’)임을 알 수 있다.

수송아지 가격은 계절 차분하지 않으면 비정상성을 나타내나 1차 차분 자료는 정상성을 가진다. 계절 차분한 수송아지 가격은 1차 차분하기 전후 모두 0.05%에서 정상성을 나타냈다. 한우육 도축 물량도 수송아지 가격과 비슷한 결과를 보인다. 즉 계절 차분하지 않은 원자료는 비정상성을 보이다가 1차 차분하면 정상성을 나타낸다. 계절 차분한 자료는 1차 차분 전후 모두 정

표 1

		원 자료		1차 차분	
		시 차	t -값	시 차	t -값
한우수소 가격 (원/500kg)	MFP	1	-2.04	1	-7.77 **
	$MFP_t - MFP_{t-12}$	12	-2.36	11	-3.93 **
수송아지 가격 (원/두당)	CFP	1	-1.49	1	-7.13 **
	$CFP_t - CFP_{t-12}$	6	-3.12 *	5	-3.12 *
한육우 도축물량 (톤)	SLT	13	-2.19	12	-3.77 **
	$SLT_t - SLT_{t-12}$	11	-3.12 *	10	-3.25 *

주: ** 는 0.05% (0.01%) 유의수준을 나타냄.

상성을 보인다.

3. 모델의 추정과 가격 전망

본 장에서는 산지 수소 가격의 예측 모델을 설정하고 추정하며, 모델의 적합도를 검토한 후, 추정된 결과를 바탕으로 2001년 11월부터 2002년 12월까지 14개월간의 가격을 예측한다. 분석에 이용된 자료는 농협중앙회 (2000년까지는 축협중앙회)에서 발간하는 「축산물 가격 및 수급자료」의 월별 산지 수소 가격(원/두 (500kg)), 월별 수송아지 가격 (원/두), 월별 한육우 도축 물량 (톤)이다. 모델 추정에 포함된 기간은 1990년 1월부터 2000년 10월까지이고, 2000년 10월부터 2001년 10월까지의 자료는 적합도 검정 (out-of-sample test)에 이용하였다.

3.1.

ARIMA 모델의 외생변수인 전이함수로 선정한 변수는 수송아지 가격과 한육우 도축물량이다. 수송아지 가격은 비육 농가의 가장 큰 비용항목을 구성한다는 의미에서, 그리고 한육우 도축물량은 농가 단계에서 유발 수요를 구성한다는 의미에서 선정하였다¹⁰⁾. 수

송아지 가격이 오르면 비육 농가의 비용이 증가하여 산지 소 가격도 그만큼 오를 가능성이 높다¹¹⁾. 도축 물량이 늘어나면 그 만큼 산지 소에 대한 (유발) 수요가 늘어나 산지 가격이 상승하게 될 것이다. 반면에 도축 물량의 증가는 도매 시장 및 소매시장에서 공급증가를 초래하여, 수요 등 다른 조건이 일정할 경우 도매 및 소매 가격은 물론 산지 가격도 하락할 것이다¹²⁾. 물론 이들 두 변수는 일정한 시차를 가지고 산지 수소가격에 영향을 미칠 것이다.

3.1.1. 모델 I

소 사육농가들이 출하 또는 입식 의사 결정시 송아지 가격과 산지 성우 가격의 비(比)를 고려할 것이라는 가설하에 산지 수소 가격에 대한 수송아지 가격의 비를 외생변수로 이용하였다¹³⁾. 제 2장에서 설명한 절차에 따라 최종적으로 선정한 모델은 ARIMA (0,1,0)

다.

¹¹⁾ 수송아지 가격, 산지 수소 가격, 쇠고기 소매 가격 등 세 변수로 구성된 다변량 인과성 검정 (multivariate causality test) 결과, 수송아지 가격은 산지 수소 가격에 영향을 미치지만 산지 가격은 수송아지 가격에 영향을 미치지 않는 것으로 분석되었다.

¹²⁾ 이변수 인과성 분석 결과, 수송아지 가격은 산지 수소 가격에 영향을 미치나 도축물량은 산지 가격에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

¹³⁾ 전상곤·이정환(2001)은 암소 사육농가가 자신이 보유한 소를 번식용으로 계속 기를 것인지 아니면 도축용으로 시장에 출하할 것인지를 결정하는데 송아지 가격과 큰 소 가격을 고려한다는 것을 분석한 바 있다.

¹⁰⁾ 수송아지 가격 및 도축 물량을 외생변수로 취급하는 데 전혀 문제가 없는 것은 아니다. 산지 가격이 도축 물량 또는 수송아지 가격에 영향을 미칠 수 있기 때문이다. 여기에서 두 변수는 산지 수소 자체 가격의 설명 변수로 이용되었

$(1,1,1)_{12}$ 이다. 즉 로그로 전환한 산지 수소 가격을 계절 차분한 뒤 다시 1차 차분하였고, 시차 1개월의 계절적 AR 및 MA를 가정하였다. 전이함수는 ARMA $(1,1)_0$ 로 표시된다. 즉 본 모델과 전이함수는 시차 없이 연결되며 전이 함수 시차 다항식의 분자 및 분모 시차가 각각 1인 모델이 채택되었다. 전이함수의 순화(prefiltering)를 위해 외생변수를 ARIMA (p,d,q) $(P,D,Q)_s$ 에 적용시켜 Box-Jenkins 절차를 따라 적정 모델을 선정하였다. 이때 선정된 모델은 ARIMA $(0,1,0)(0,1,1)_{12}$ 이다. 즉 순화모델에는 시차 1인 계절적 MA만이 포함되었다.

식 (10)은 순화에 이용된 모델과 본 모델의 추정결과를 나타낸 것이다.

그림 1

|

추정값
· 실제값

(10) (외생변수의 순화모델)

$$\begin{aligned} & (1-L)(1-L^{12})LPCF_t \\ & = (1-0.9221L^{12})\varepsilon_t \\ & \quad (-13.45) \end{aligned}$$

$\bar{R}^2=0.8944$, Q=35.48 < $X^2_{(0.01)}(28)=48.3$
 단, PCF는 산지 수소가격에 대한 수송
 아지 가격비이다.

(전체 모델)

$$\begin{aligned} & (1-L)(1-L^{12})LMFP_t \\ & = \frac{(-3.28) \quad (3.24)}{(-0.2740+0.2718L)} LPCF_t + \\ & \quad \frac{(-0.83)}{(1+0.2279L)} \\ & \quad \frac{(-1.06)}{(1-0.2689L^{12})} \varepsilon_t \\ & \quad \frac{(-2.21)}{(1+0.5336L^{12}+0.2972L^{24}+0.3028L^{36})} \quad \frac{(-1.59)}{} \quad \frac{(-2.27)}{} \end{aligned}$$

() 내는 t 값임.

$$\bar{R}^2=0.8417, Q=12.54 < X^2_{(0.01)}(11)=24.7$$

추정된 순화함수는 자료를 약 89% 설

명하는 것으로 나타났다. Q 통계치가 귀무가설의 기각역보다 크지 않기 때문에 잔차항도 백색교란인 것으로 나타났다. 계절 MA항 계수는 -0.9221로서 통계적 유의성을 나타냈다.

전체 모델의 설명력은 84% 정도이며, 잔차항 역시 백색교란으로 나타났다. 전체 모델에 연결된 전이함수 계수는 MA항 계수를 제외하고 모두 유의한 것으로 추정되었다. 전체 모델에서 계절적 AR계수 중 시차 12 및 36은 통계적으로 유의한 것으로 추정된 반면 시차 24는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 전체 모델의 MA항 추정계수는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다¹⁴⁾. <그림 1>은 전이함

¹⁴⁾ 당초 전이 모델과 전체 모델을 분리해서 추정했을 때는 모든 계수가 통계적으로 유의한 것으로 추정되었으나, 전체 통합 모델에서는 유의하지 않은 것으로 변한 계수가 있다. 그러나 통계적으로 유의하지 않은 항을 제외한 전체 모델은 잔차항이 백색 교란이 되지 않아 비록 통계적으로 유의하지 않은 계수도

수 모델 I의 추정결과와 실제값을 비교한 것이다. 추정값은 실제값에 매우 근사하게 나타났다.

3.1.2. 모델 II

전이함수 모델 II는 한육우 도축물량을 설명 변수로 사용한 ARIMA모델이다. 전이 함수의 순화, 전이 함수 변수 및 종속 변수간 자기상관 및 부분 상관계수의 검토, 잔차항의 구조 결정, 전이 함수 모델 및 잔차항 구조, 본 함수 선정 절차를 걸쳐 최종 모델을 결정하였다 (식 11). 외생변수의 순화모델은 ARIMA(1,1,1)(0,1,1)₁₂ 으로 선정하였다. 즉 시차 1인 비계절 AR 및 MA에 시차 1의 계절 MA 항이 포함된 모델이다. 전이함수 변수인 한육우 도축 물량은 종속변수에 시차 1개월로 연결되고 전이함수 시차 다향식 분자의 시차는 영 (0), 분모 시차는 2개월 즉 ARMA(0,2)₁인 모델이 선정되었다.

전이 모델을 포함한 전체 모델은 ARIMA (0,1,1)(1,1,1)₁₂ 로 추정하였다. 즉 종속변수인 산지 수소 가격의 로그치를 계절 차분한 후 다시 차분하여 시차 1의 전이 함수로 연결시키고, 시차 1의 비계절 MA항, 각각 시차 1 인 계절적 AR 및 MA항을 포함하는 모델이다.

(11)

모델에 포함시켰다.

(외생변수 순화모델)

$$(1-L)(1-L^{12})LSLT_t = \frac{(1+0.4923L)(1-0.6503L^{12})}{(1+0.3490L)} \varepsilon_t \quad (-3.27)$$

$$\bar{R}^2=0.6975, \quad Q=27.96 < X \\ ^2(0.01)(29)=49.6$$

(전체 모델)

$$(1-L)(1-L^{12})LMFP_t = \frac{-0.0003}{(1+0.1567L+1.0713L^2)} LSLT_{t-1} \quad (-11.4) \quad (-30.56) \\ (0.33) \quad (-8.08) \\ + \frac{(1+0.0325L)(1+0.7820L^{12})}{(1+0.0853L^{12})} \varepsilon_t \quad (-0.69)$$

() 내는 t 값임.

$$\bar{R}^2=0.8222, \quad Q=26.20 < X \\ ^2(0.01)(20)=37.6$$

추정된 순화모델은 자료의 70% 정도를 설명한다. 계산된 Q 통계값이 귀무가설의 기각역보다 크지 않으므로 잔차항은 백색교란으로 나타났다. 순화 모델의 추정된 계수는 모두 통계적으로 유의성을 보였다. 추정된 전체 모델은 자료의 82% 정도를 설명하는 것으로 나타났으며, 잔차항은 백색교란이다. 추

정된 여섯 개의 계수 중 반 정도가 통계적으로 유의한 것으로 나타났는데 앞의 모델 I에서와 같은 이유로 통계적으로 유의하지 않은 계수들도 모델에 포함시켰다. 전이함수 부분이 음의 부호를 갖기 때문에 도축두수의 증가는 산지가격을 하락시키는 요인으로 작용하는 것으로 추정되었다.

<그림 2>는 모델 II의 추정값과 실제값을 비교한 것이다. 추정 전기까지는 추정값이 실제값에 대체로 부합하는 양상을 보이다가 1990년 중반 이후에는 추정값과 실제값의 차이가 커져 이 모델은 1990년 중반 이후 산지 소값을 설명하는 데에 다소의 문제가 있는 것으로 판단된다.

그림 2

II

가격과 한육우 도축물량을 외생변수로 사용하였다. 따라서 모델 III은 모델 I과 II을 조합한 것이라 할 수 있다. 모델 III의 순화모델은 앞의 모델 I, II에서 이용된 모델들을 그대로 이용하였다. 전이함수와 본함수의 연결관계는 수송아지 가격은 시차없이 본함수에 연결되고, 도축물량은 1개월의 시차를 두고 본함수와 연결되는 것으로 나타났다.

수송아지 전이함수 시차 다향식은 분자만이 1의 차수를 갖는 ARMA(1, 0)₀ 모델로, 도축물량 시차 다향식은 분모만이 시차 1을 가지는 ARMA(0, 1)₀ 모델로 결정되었다. 본모델은 시차 1의 계절적 MA만 포함하는 모델이 선정되었다. 식 (12)는 모델 III의 추정결과를 나타낸 것이다.

추정값
· 실제값

3.1.3. 모델 III

모델 III은 산지 가격 대비 수송아지

(12)

(수송아지 가격 순화 모델)

$$(1-L)(1-L^{12})LPCF_t$$

그림 3

III

$$= (1 - 0.9221L^{12})\varepsilon_t$$

(-13.45)

□ 추정값

◇ 실제값

$$\bar{R}^2 = 0.8944 \quad Q = 35.48 \quad < \quad X$$

$${}^2_{(0.01)}(28) = 48.3$$

(도축 물량 순화 모델)

$$(1-L)(1-L^{12})LSLT_T$$

$$(-4.84) \quad (-7.57)$$

$$= \frac{(1-0.4923L)(1-0.6503L^{12})}{(1+0.3490L)} \varepsilon_t$$

(-3.27)

$$\bar{R}^2 = 0.6975, \quad Q = 27.96 \quad < \quad X$$

$${}^2_{(0.01)}(29) = 49.6$$

(전체 모델)

$$(1-L)(1-L^{12})LMFP_t =$$

$$(-3.11) \quad (2.66)$$

$$(-0.2217 + 0.1870L)LPCF_t +$$

(-2.23)

$$- \frac{0.008}{(1+1.4504L+0.6768L^2)} LSLT_{t-1}$$

(-5.95) (-2.86)

$$+ (1 - 0.7912L^{12})\varepsilon_t$$

(-11.71)

() 내는 t 값임.

$$\bar{R}^2 = 0.8348, \quad Q = 30.23 \quad < \quad X$$

$${}^2_{(0.01)}(27) = 47.0$$

추정된 전체 모델은 종속변수의 84%

를 설명하며, 잔차항은 백색 교란으로 나타났다. 또한 추정된 모든 계수는 통계적으로 유의하다. 앞의 두 모델에서 나타난 바와 유사하게 수송아지 가격의 상승은 산지 수소 가격을 상승시키는 요인으로 작용하는 반면, 도축 물량의 증가는 산지 수소 가격을 하락시키는 요인으로 작용하는 것으로 나타났다. <그림 3>은 전이함수 모델 III의 추정값과 실제값을 비교한 것이다. 전체적으로 추정값은 실제값에 어느 정도 근사하게 나타났다.

3.1.4. 모델의 예측력 비교

모델별 적합도를 분석하기 위하여 세 모델의 예측력을 비교하였다. 추정된 모델을 이용하여 2000년 11월부터 2001년 10월까지의 모델의 예측값과 실제값을 비교하였다(표 2). 먼저 모델 간 RMSE를 살펴보면¹⁵⁾ 예측 기간이

¹⁵⁾ RMSE(Root Mean Square Error)는 다

3개월, 6개월인 경우 도축물량을 외생 변수로 삼은 모델 II가 가장 우수한 것으로 나타났다. 즉 예측 기간 3개월, 6개월에는 모델 II의 RMSE가 각각 124,061, 83,436으로 가장 작았다. 예측 기간 3개월 및 6개월에 대해 모델 III은 모델 II 다음으로 작은 예측 오차를 나타냈다. 반면 산지 가격대비 수송아지 가격비를 외생변수로 한 모델 I은 가장 큰 예측 오차를 나타냈다.

예측 기간이 1년인 경우 모델 I이 가장 우수한 예측력을 가지고 있는 것으로 나타났다. 예측 기간 12개월간 모델 I의 RMSE는 135,267인 반면 모델 II와 모델 III은 각각 488,224, 378,914의 RMSE를 보였다. 평균절대백분률오차(MAPE)도¹⁶⁾ 모델 I이 가장 작은 수치를 보인다.

<그림 4>, <그림 5>, <그림 6>은 각각 전이함수 모델의 예측값과 실제값을 비교한 것이다. 이 중 모델 I의 그림은 전 예측 기간에 걸쳐 작은 오차를 보이고 있는 반면 모델 II와 III은 2001년 5월까지는 대체로 양호한 예측력을 보이다가 그 이후에는 예측값과 실제값의 차이가 크게 확대됨을 볼 수 있

음과 같이 정의된다.

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum(y_t^f - y_t)^2}{T-2}} \quad \text{여기서 } y_t^f \text{는 예측치, } y_t \text{는 실제값, } T \text{는 예측치수를 나타낸다.}$$

¹⁶⁾ 평균절대백분률오차(Absolute Percentage Error: MAPE)은

$$MAPE = \frac{1}{T} \sum \left[100 * \frac{|y_t - y_t^f|}{y_t} \right] \text{으로 정의된다.}$$

표 2

	실제값	모델 I		예측값
		예측값	예측오차	
2000.11	3,029,000	2,890,538	4.57	2,940,338
2000.12	2,900,000	3,064,784	5.68	2,917,000
2001.1	2,807,414	2,745,143	2.21	2,722,300
2001.2	2,743,081	2,753,014	0.36	2,773,000
2001.3	2,680,208	2,609,038	2.65	2,776,200
2001.4	2,690,835	2,627,191	2.36	2,739,200
2001.5	2,665,288	2,670,296	0.19	2,648,500
2001.6	2,714,843	2,640,219	2.75	2,613,100
2001.7	3,034,423	2,817,223	7.16	2,670,000
2001.8	3,343,846	3,254,700	2.67	2,754,100
2001.9	3,584,825	3,520,145	1.80	2,779,400
2001.10	3,945,256	3,703,072	6.13	2,842,500
평균	3,011,585	2,941,280	3.21	2,764,600
RMSE (00.11-01.1)		224,060		
RMSE (00.11-01.4)		121,878		
RMSE(00.11-01.10)		135,267		

다¹⁷⁾.

3.2. 가

18)

¹⁷⁾ 이처럼 2001년 6월 이후 모델의 예측력이 크게 저하되는 하나의 원인으로서 산지 수소가격이 2001년 7월 이후 종전의 200만원대에서 300만원대로 급격하게 인상되어 주로 200만원대의 가격에서 추정된 모델이 이러한 갑작스런 변화를 충분히 포착하지 못한다는 사실을 가설적으로 들 수 있다.

¹⁸⁾ 여기에서 제시된 가격 전망은 본 연구에서 추정된 모델을 근거로 계산된 하나의 시산에 불과한 것임에 유의할 필요가 있다. 다시 말해 수송아지 가격 등 모델내 변수가 과거 추세대로 움직인다는 가정하에서 구해진 전망치라는 의미이다. 만일 급격한 수요 변화 등 외부충격에 의해 모델내 변수에 큰 변화가 생기면 여기서 제시된 예측치의 정확성은 그 만큼 떨어지게 마련이다.

그림 4

I

(1)

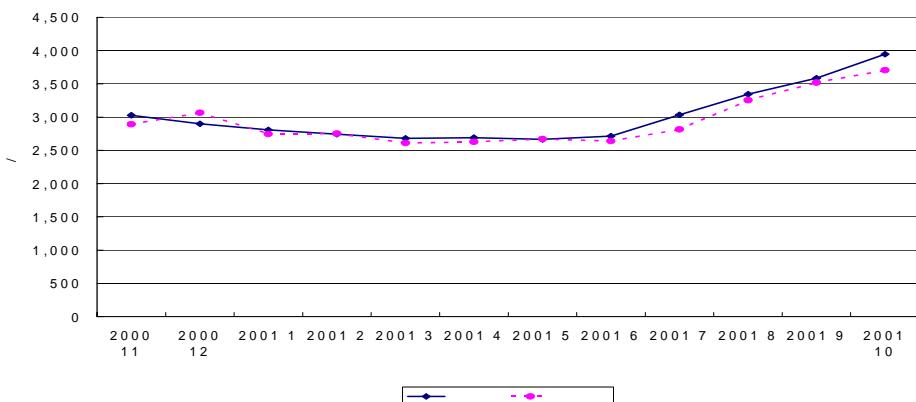


그림 5

II

(II)

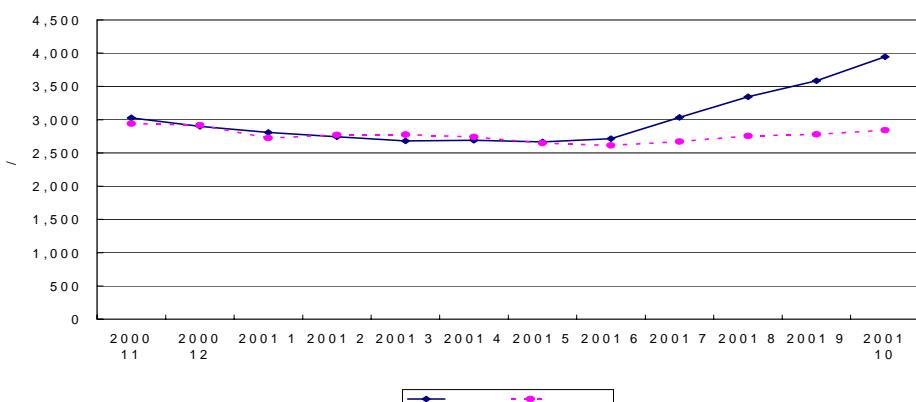
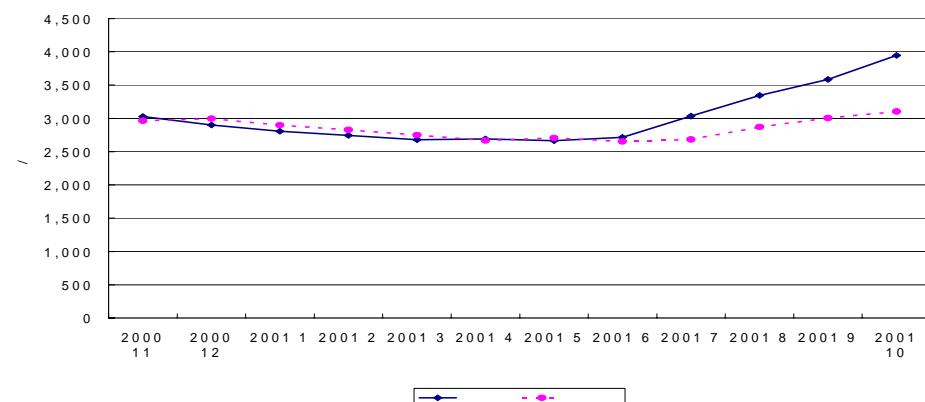


그림 6

III

(III)



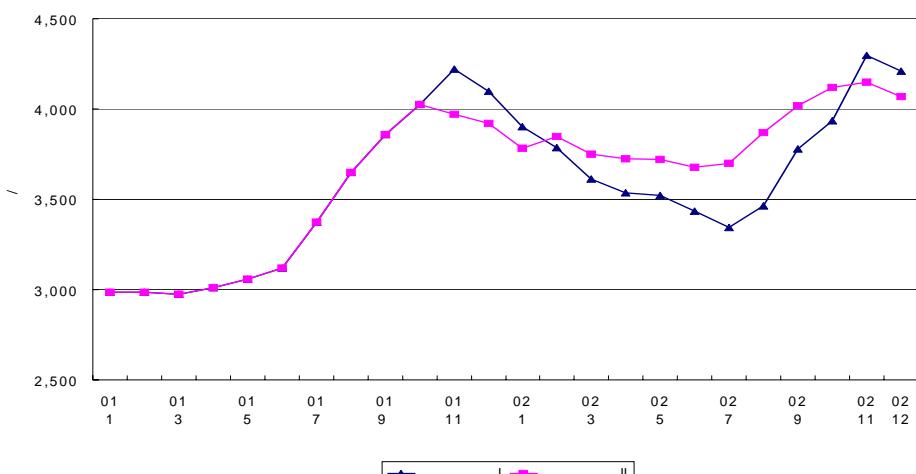
지금까지 세 개의 전이함수 모델을 추정, 각각의 예측력을 살펴 본 결과 3개월 및 6개월 예측에는 전이함수 모델 II가 가장 우수한 예측력을 가지고 있었고 12개월 예측에는 전이함수 모델 I이 가장 높은 예측력을 나타냈다. 이들 두 모델을 기초로 2001년 11월부터 2002년 12월까지의 산지 수소 가격을 전망해 보았다. 예측 기간에 외생변수는 AR(1)과정을 따르는 것으로 가정하였다.

두 모델 모두에서 산지 수소 가격은 2001년 11월을 정점으로 하락할 것으로 예측되었는데 모델 II에서보다 모델 I에서 더 큰 폭으로 하락할 것으로 예측되었다(표 4)와 (그림 7). 이 같은 하락세는 2002년 6 ~ 7월까지 이어져 산지 수소 가격이 두당 3,345,000원에서 (모델 I) 또는 3,677,000원 (모델 II) 정도로 떨어진 후 2002년 8월부터 다시 상승세로 돌아서 2002년 11월에 500kg 수소 한 마리당 약 4,149,000원

(모델 II) 내지 4,299,000원 (모델 I) 정도가 될 것으로 예측된다. 산지 수소 가격은 2002년 11월을 정점을 기준으로 다시 하향세로 돌아설 것이다. 이 같이 예측된 가격을 2001년 11월 실제 가격을 기초로 전환한 가격은 모델 I의 경우 산지 수소 가격이 2002년 7월까지 3,659,000원 (모델 II는 2002년 6월 4,274,000원) 수준으로 하락하다가 상승세로 돌아서 2002년 11월에 각각 약 4,702,000원 (모델 I), 4,822,000원 (모델 II)에 이를 것으로 예측되었다.

표 4 가 (2001.11-2002.12)

그림 7 가



	전이함수모델 I	전이함수모델 II
2001.11	4,221,735 (4,617,569)	3,972,716 (4,617,569)
2001.12	4,097,580 (4,481,773)	3,918,581 (4,554,648)
2002.01	3,901,535 (4,267,346)	3,781,863 (4,395,737)
2002.02	3,786,271 (4,141,276)	3,849,318 (4,474,141)
2002.03	3,614,067 (3,952,925)	3,749,979 (4,358,677)
2002.04	3,536,637 (3,868,235)	3,724,960 (4,329,598)
2002.05	3,521,755 (3,851,959)	3,722,348 (4,326,561)
2002.06	3,433,394 (3,755,313)	3,676,736 (4,273,546)
2002.07	3,344,990 (3,658,620)	3,700,772 (4,301,483)
2002.08	3,464,381 (3,789,206)	3,869,196 (4,497,246)
2002.09	3,780,725 (4,135,209)	4,018,543 (4,670,835)
2002.10	3,936,510 (4,305,601)	4,118,446 (4,786,955)
2002.11	4,298,820 (4,701,882)	4,148,992 (4,822,459)
2002.12	4,209,151 (4,603,805)	4,069,399 (4,729,947)

주: () 내는 각 예측치를 2001.11실제가격을 기준으로 환산한 수치임.

4. 요약 및 결론

본 연구는 ARIMA 모델에 외생변수를 도입한 전이함수를 이용하여 산지 수소 가격을 예측하였다. 제2장에서는 ARIMA 모델과 전이함수 모델의 특성 및 추정 방법을 검토하였다. 분석에 이용된 자료의 단위근을 검정한 결과 원자료는 비정상성을 나타냈으나, 차분한 자료는 정상성을 보여 1차 적분 자료임이 밝혀졌다.

세개의 서로 다른 전이함수 모델을 추정하여 예측력을 비교한 결과, 3개월 및 6개월의 단기 예측에는 한육우 도축물량을 외생변수로 하는 모델 II가 가장 낮은 예측 오차를 보였다. 반면 1년 예측에는 수송아지 가격을 외생변수로 하는 모델 I이 가장 높은 예측력을 나타냈다.

모델 I 및 모델 II를 이용하여 2001년

11월부터 2002년 12월까지 14개월간 산지 수소가격을 예측한 결과, 산지 수소가격은 2001년 11월을 정점으로 하락세로 돌아서 2002년 7월까지 하락한 이후 상승하여 2002년 11월에 약 415만원에서 430만원 정도의 최고치에 도달할 것이다. 이 같은 예측치를 2001년 11월 실제 가격을 고려하여 재조정한 예측에 따르면, 산지 수소 가격은 2001년 11월부터 하락세로 돌아서 2002년 6~7월까지 하락하다가 다시 상승하여 2002년 11월에 470만원 내지 482만원의 최고치에 도달할 것으로 예측되었다.

시계열 분석 기법을 이용하여 산지 수소 가격 예측 모델을 수립하여, 추정해본 결과, 과거 가격추세와 추정값이 근사하게 나타나 시계열 분석 기법도 가격 예측에 유용한 도구가 될 수 있음을 확인하였다. 산지 수소 가격의 추세가 8~9월부터 11월까지 상승하다가 하락세로 반전하여 다음해 7~8월까지 하락한 다음 추석을 앞두고 다시 상승하는 양상은 이전의 산지 수소 가격의 움직임과 매우 유사하다.

돼지 및 닭 등 다른 축종에 대해서도 시계열 분석 기법을 이용해 가격을 예측하면 유용한 정보를 얻을 것으로 기대된다. 시계열 분석 기법은 가격과 다른 영향 요인이 과거추세대로 움직인다는 가정하에서는 비교적 정확한 예측이 가능하지만 외생 요인의 변화 효과를 반영하는 데에는 구조 방정식 접근보다 크게 우월하지 않다는 한계를 지닌다. 앞으로의 연구를 통하여 이러

한 한계점을 보완하면서 가임 암소 두 수와 같은 산지 수소 가격의 설명력이 높은 변수를 자료가 허락하는 범위내에서 외생변수로 포함하는 전이함수를 개발하면 가격 예측력이 더욱 높아질 것으로 보인다.

참 고 문 헌

- 권오복. 2001. 「시계열모델을 이용한 쇠고기 가격전망 모델 개발」. 기타연구보고 M49. 한국농촌경제연구원.
- 김석현. 1998. “산지돼지가격 변동패턴과 원인.” 「농촌경제」. 21(1): 19-32.
- 김용진. 1990. 「축산물수요 및 가격관측에 관한 연구」, 건국대학교 농축산개발 대학원 석사학위논문.
- 민병준. 1994. “육계가격예측을 위한 Transfer Function 모델의 적용.” 「한국축산경영 학회지」. 10(1): 177-188.
- 민병준. 1993. “돼지 가격변동의 예측.” 「한국축산경영학회지」. 9(1): 57-68.
- 유철호·이철현. 1991. 「축산관측모델」. 연구보고 R242. 한국농촌경제연구원.
- 이용선 등. 2001. 「농업관측사업의 경제적 효과에 관한 연구」. 연구보고 R430. 한국농촌경제연구원.
- 이준배. 1992. “Robust 회귀분석모델을 이용한 소돼지 가격 예측 분석.” 「농업경제연구」. 33: 73-90.
- 전상곤·이정환. 2001. “한육우 사육 의향 전망을 위한 예측 지표 개발.” 「농촌경제」. 24(4): 73-88.
- 허신행. 1979. “축산물가격의 조화분석.” 「농촌경제」. 2(4): 44-50.
- Brandt, Jon A. and David Bessler. 1984. “Forecasting with Vector Autoregressions versus a Univariate ARIMA Process: An Empirical Example with U.S. Hog Prices.” *North Central Journal of Agricultural Economics*. 6(2): 30-36.
- Dickey, David. and Wayne A. Fuller. 1979. “Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root.” *Journal of the American Statistical Association*. 74.
- Doan, Thomas. 1996. *Rats User's Manual*, Version 4.
- Enders, Walter. 1995. *Applied Econometric Time Series*, John Wiley & Sons.
- Engle, Robert F. and C.W. J. Granger. 1987. “Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing.” *Econometrica*, 55(2): 251-276.
- Goodwin, Barry, K. 1992. “Forecasting Cattle Prices in the Presence of Structural Change.” *Southern Journal of Agricultural Economics*. 24(4): 11-22.
- Hamilton, James D. 1994. *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- Judge, George G., R. Carter Hill, William E. Griffiths, Helmut Lütkepohl, and Tsoung-Chao Lee. 1988. *Introduction to the Theory and Practice of Econometrics*. John Wiley & Sons.
- Ramanathan, R. 1995. *Introductory Econometrics*. The Dryden Press.
- Zapata, Hector O. and Philip Garcia. 1990. “Price Forecasting with Time Series Methods and Nonstationary Data: An Application to Monthly U.S. Cattle Prices.” *Western Journal of Agricultural Economics*. 15: 123-132.