

청과물 가격 변동의 시계열 분석

이 용 선	연 구 위 원
최 병 옥	위촉전문연구원
심 송 보	초청 연구원

연구 담당

이 용 선	연 구 위 원	연구총괄, 제1~제5장 집필
최 병 옥	위촉전문연구원	제2, 3, 4장(과일·과채류 부분) 집필
심 송 보	초 청 연 구 원	제2, 3, 4장(채소류 부분) 집필

머 리 말

청과물 가격은 변동이 심하기 때문에 경제주체들의 의사결정을 혼란하게 한다. 청과물 시장 개방은 확대되는 가운데 정부의 시장 개입은 제한될 수밖에 없으므로, 생산자(단체)나 유통·가공업체들은 의사결정을 위해 가격 변동 및 예측 정보를 더욱 필요로 하고 있다.

최근 풍부해진 자료를 기반으로 어떤 변수의 시간적 흐름에 따른 특성을 모형화함으로써 동태적인 특성을 분석하고 예측력을 높이려는 시계열 분석 방법이 빠르게 발전하고 있다. 그러나 이러한 분석 방법을 활용하여 청과물 가격의 변동이나 예측과 관련한 모형 연구는 매우 드문 실정이다. 따라서 이 연구는 청과물 가격의 시간적 흐름에 따른 특성을 규명하고 중 단기 가격 예측을 위해 적절한 시계열 모형을 찾기 위하여 수행되었다.

아무쪼록 이 연구 결과가 청과물 가격의 변동 특성을 이해하고 미래 가격을 예측하기 위한 기초 자료로 널리 활용되기를 기대한다. 아울러 연구 수행 과정에서 귀중한 의견과 참고 자료를 제시하여 주신 원내외 전문가들께 감사드린다.

2006. 11.

한국농촌경제연구원장 최 정 섭

요 약

이 연구 목적은 청과물 가격의 시계열적 특성을 규명하며, 중단기 가격을 예측하기 위해 적절한 시계열 모형을 찾아내는 데에 있다. 이를 통해 생산자(단체), 유통·가공업자, 나아가 정책 당국의 의사결정이 더욱 합리적으로 이루어지도록 도움이 되고자 하며, 특히 농업관측사업의 가격 예측을 위해 필요한 기본적인 시계열 모형을 제공하고자 한다.

이 연구의 주요 내용은 청과물 가격의 특성, 단변량 시계열모형 추정과 예측, 다변량 모형 추정과 예측, 모형간 비교·평가 등으로 구성된다. 청과물 가격의 특성으로 안정성(stationarity)을 검정하였고 월이나 명절 등의 계절 효과를 추정하였으며, 특히 청과물 가격의 ‘계절성’을 파악하는 데 중점을 두었다.

청과물 가격의 ‘계절성’을 고려하여 모형을 구축하였다. 자체 가격변수만으로 구성되는 단변량 시계열모형과 여러 가격 변수 또는 외생변수를 포함하는 다변량 모형을 추정하고 예측하였다. 단변량 모형으로는 자기회귀이동평균(ARIMA) 모형과 일반자기회귀조건부이분산(GARCH) 모형 등의 시계열 모형을 추정하고 사후 예측을 실시하였다. 다변량 모형으로는 벡터자기회귀(VAR) 모형과 시계열모형과 회귀모형의 ‘결합’을 시도하는 일종의 전이함수모형에 의거하여 추정하고 사후 예측을 행하였다. 그리고 사후 예측 결과를 기준으로 모형간 비교·평가를 실시하였다.

이 연구는 배추, 무 등 채소 4 품목, 사과, 배 등 과일 2 품목, 오이, 토마토 등 과채류 4 품목(8 품종)을 대상으로 하였다. 가격 자료는 가락도매시장의 월별 도매가격을 주로 이용하였으며 일별 가격을 보완적으로 이용하였다. 모든 자료는 자연대수를 취하여 사용하였다.

청과물의 품목별 가격 변동률은 30~60%로 나타났다. 이 중 배추·무 등의 엽채류와 호박·풋고추 등의 가격 변동이 특히 심한 것으로 나타났다. 가격 시계열의 추이를 나타내는 그래프와 자기상관함수 등을 관찰하고

안정성 검정 및 회귀분석 등을 통하여 가격의 시계열적 특성을 찾아내어 이를 모형화하였다. 가격 시계열은 마늘과 일반 토마토를 제외하고 모두 14 품종에서 12 품종이 평균과 분산이 시간에 대해 일정하여 안정적이며, 계절차분을 할 경우 일반 토마토도 안정화되었다. 마늘 자료는 계절 차분에 1차 차분을 추가하여 안정화하였다.

가격 자료를 관찰하고 검정한 결과, 청과물 가격은 월이나 주 등의 계절에 따라 평균의 차이가 나는 ‘계절 효과’가 있는 것으로 판별되었다. 예를 들어, 배추 가격은 8~9월이 높은 반면 6월이 낮다. 청과물 가격의 계절 효과를 제거하기 위해 가격 자료에 ‘계절 차분’을 실시하거나 추정 모형에 ‘계절 더미’를 부가하여 모형을 추정하였다. 또한 계절 효과를 제거하더라도 - 즉 평균을 일정하게 하더라도 - 같은 계절(월 또는 주)의 연도 간 연동성은 존재하므로 이를 고려하기 위해 계절항(계절적 자기회귀항이나 이동평균항)을 부가하였다.

분석 대상 10개 청과물 가격에 대한 시계열 분석을 위하여 첫째, ARIMA 모형, GARCH 모형 등 자체 가격 시계열만으로 구성되는 단변량 모형을 추정하였으며, 둘째, 복수의 가격을 포함하거나 물량 변수를 함께 포함하는 다변량 모형으로 벡터자기회귀(VAR) 모형을 추정하였다. 마지막으로, 시계열모형과 회귀모형(가격신축성함수)의 결합을 위한 시도로 공급량을 외생변수로 한 일종의 전이함수모형을 추정하였다.

시계열 모형 추정을 위하여 Box-Jenkins의 식별-추정-진단 과정을 반복함으로써 최적 모형을 찾는 절차를 따랐다. 추정 결과는 다음과 같이 요약된다.

- 1) 대부분의 분석 대상품목에서 12기 계절항(주로 자기회귀항)이 유의하게 나타났으며, 그 계수는 음(-) 부호의 절대치가 1보다 작은 수치인 것으로 계측되었다. ‘거미집 이론’에 의하면 이는 당해년 가격이 전년 가격과의 반대 방향으로 움직이며 균형에 수렴하는 동학적 과정을 따름을 의미한다.
- 2) 배추 가격 모형 추정 시, ‘계절성’을 반영하는 방식에 따라 예측력에

차이가 났다. 원자료에 계절적 자기회귀항(또는 이동평균항)만을 포함하는 계절적 **ARIMA** 모형에 비해 월별 계절항뿐 아니라 계절더미나 계절차분으로 계절효과를 고려해 준 경우가 예측력이 높게 나타났다.

- 3) 배추, 무, 양파에 대한 유통단계별 가격 자료로 그랜저 인과성을 검정한 결과, 공통적으로 도매가격이 농가판매가격이나 소비자 가격에 선행하는 것으로 나타났다. 이는 도매가격을 이용한 가격 예측이 소비자 가격이나 농가판매가격을 이용한 예측보다 상대적으로 더 중요하다는 점을 시사하고 있다.
- 4) 채소 품목에 대한 사후 예측 결과, 모든 품목에 대해 **MAPE** 기준 15% 이하의 예측 오차를 가지는 모형을 찾았다. 배추와 무는 **ARIMA** 모형이 예측력에서 **VAR**보다 우월하였으며, 마늘과 양파는 **VAR** 모형이 우월하였다. 시계열 모형에 공급량을 고려한 전이 함수의 예측력은 전반적으로 우수하였으며, 이는 채소 가격에 대한 중단기 예측시 계절효과 외에 공급량을 외생변수로 포함시켜 고려해야 함을 의미한다.
- 5) 명절 효과를 추정한 결과, 추석은 사과와 배 가격을 10~20% 높이는 효과를 가지는 것으로 나타난 반면, 설은 특별한 효과를 갖지 않는 것으로 나타났다. 따라서 추석 전과 후의 가격 예측시, 이 연구에서 규명한 추석 효과를 포함한 모형이 유용할 것이다.
- 6) 사후 예측 결과, 사과는 모형에 따라 예측력이 차이가 크게 났다. 사과와 배 가격 변수로 구성된 **VAR** 모형과 사과 공급량을 외생변수로 하는 전이함수모형의 예측 오차는 **MAPE** 기준 10% 이내 수준이었다. 그러나 배의 예측 오차는 25% 이상으로 나타났으며, 모든 모형에서 예측치가 실측치보다 큰 것으로 나타났다. 이처럼 배 가격 예측치가 실측치에 비해 ‘체계적’으로 높았던 것은 품질이 예년에 비해 낮았기 때문으로 판단된다. 그러나 현재 품질 지표가 없어 가격 예측 모형에 품질 요인을 포함하는 것은 어려울 것으로 판단된다.
- 7) 과채류 품목의 가격의 연내 변동은 심하지만 모형에 의해 예측 가능

한 것으로 보인다. 과채류의 예측 오차는 10~15%로 나타났다. 오이와 토마토 가격에 대해서는 ARIMA 모형과 전이함수모형의 예측력이 높으며, 호박에 대해서는 VAR 모형의 예측력이 높은 것으로 나타났다.

- 8) 채소류의 일별 또는 주별 가격에서 자주 관찰되는 변동성 군집 현상은 월별 자료에서는 그다지 나타나지 않았다. 이는 분산군집 현상이 보통 빈도수가 높은 자료에서 관찰된다는 사실에서 기인한 것으로 월별 자료를 사용할 경우에는 상대적으로 조건부 이분산에 대한 문제가 완화되는 것으로 판단된다.

주요 연구 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 이 연구는 주요 청과물 가격의 계절성을 검토하였으며 그 결과 ‘계절 차분’을 취하거나 ‘계절 더미(월, 명절 등)’를 취함으로써 평균의 차이에 의한 계절 요인을 고려할 필요성이 있음을 발견하였다. 또한 계절적 자기회귀항 등의 계절항에 의해 같은 계절의 연도 간 음(-) 방향의 연동관계를 고려하였다. 이와 같이 계절성을 충분히 고려함으로써 모형의 설명력과 예측력을 제고하였다.

둘째, 청과물 가격 예측과 관련된 시계열모형에 관한 선행 연구가 적었으나 이 연구를 통해 주요 채소 가격은 물론, 그간 연구가 거의 전무한 과일 및 과채류 가격에 관한 연구를 시도하였으며, 대부분의 품목에서 예측 오차가 15% 이하의 대체로 양호한 모형을 발견할 수 있었다.

셋째, 이 연구는 시계열 분석 방법에만 의존하기보다 공급 물량을 외생 변수로 고려하는 회귀분석적 접근방법도 함께 활용함으로써 모형의 설명력과 예측력을 높였다.

차 례

제1장 서론

1. 연구의 필요성	1
2. 연구 목적	2
3. 선행 연구 검토	3
4. 연구 내용과 방법	6

제2장 청과물 가격의 시계열 특성

1. 가격 자료의 개요	9
2. 청과물 가격의 안정성	17
3. 청과물 가격의 계절효과	25

제3장 단변량 모형에 의한 시계열 분석

1. 단변량 모형 개요	29
2. 단변량 모형에 의한 추정 및 예측 결과	33

제4장 다변량 모형에 의한 시계열 분석

1. 다변량 모형 개요	53
2. 다변량 모형에 의한 추정 및 예측 결과	58
3. 예측 모형간 비교·평가	81

제5장 요약 및 결론	87
-------------------	----

부록	92
Abstract	95
표 · 그림 차례	97
참고 문헌	102

1. 연구의 필요성

가격은 수요와 공급의 의사결정을 위한 신호로 작용하며, 이에 따라 가격은 자원 배분을 위해 중요한 역할을 한다. 농산물 가격은 연도 간 변동이 심할 뿐 아니라 같은 연도 내에서도 변동이 심하다. 특히 채소나 과일과 같은 농산물의 가격은 변동이 심한 것으로 잘 알려져 있다. 농산물 가격의 변동은 농가소득의 변동과 직결됨은 물론, 유통·가공업자의 계획 차질, 소비자의 가계에 대한 불안을 초래하므로 모든 경제주체의 관심 대상이 되고 있다.

농산물 수급과 가격의 변동을 완화하기 위하여 정부는 수급 및 가격 안정화사업을 실시해 왔으며, 근년에는 농업관측사업 등을 실시토록 함으로써 사전적으로 수급이 조절될 수 있도록 지원하고 있다. 정부의 농산물 수급 및 가격안정기금은 2006년 기준 1조 9,760억원이며, 이 중 정부는 비축 및 출하 조절용으로 3,450억원, 민간의 가격안정을 위한 용자사업비로 2,750억원을 책정하여 수급 안정을 도모하고 있다. 이와 같이 정부는 농산물 수급 안정을 위해 많은 예산을 배정하고 노력하고 있지만, 사업 실시를 위한 개입 시점이나 기준 가격의 설정에 어려움을 겪고 있다.

민간업체들은 대형 유통·가공업체를 중심으로 산지와 사전계약에 의한 재배(또는 출하)를 증대하려 하지만, 가격의 변동성은 산지와 업체간 계약 조건을 설정하는 일에 큰 장애 요인이 되고 있다. 박동규 외(2001)의 연

2 서론

구에 의하면 농가가 유통업체와 계약거래시 지속적인 거래, 안정적인 가격 등을 중요하게 생각하는 것으로 나타났다. 농가와 유통인이 받떼기 거래시 수확기 가격의 불확실성에 따라 계약금이 영향을 받는 것으로 분석되었으며(강태훈, 2002), 대형 유통업체가 산지 직구입시 단점으로 생각하는 것으로 가격협상의 어려움, 리스크 부담 등이 지적되었다(이병서·위태석, 2003).

1999년 이후 본격적으로 실시된 농업관측사업은 농축산물의 수요와 공급에 대한 전망과 가격 전망을 주요 정보로 제공하고 있다. 농업관측정보 수요자 조사에 의하면 보다 정확하고 구체적인 가격전망정보에 대한 수요가 높은 것으로 나타난다(예를 들어 이용선 외(2001) 참조). 그러나 현재 농업관측을 위해 구축된 가격예측모형은 월별 공급량 변화에 대한 가격 변화(신축성)를 계측하는 회귀모형으로서 가격 자체가 움직이는 시계열적 특성에 대한 정보를 거의 활용치 않고 있어 예측의 정확성에 한계가 있다.

이상과 같이 농산물에 대한 정부의 수급 안정정책, 민간의 계약 등의 의사결정, 관측사업 등이 원활히 이루어지기 위해서는 농산물 가격의 움직임 분석하고 이를 예측할 수 있는 모형이 필요하다. 그러나 농산물 가격에 관한 시계열 분석 연구는 주로 소, 돼지, 닭 등의 축산물을 중심으로 수행되었으며, 변동이 심한 채소나 과일 가격에 대한 연구는 드물다. 따라서 채소와 과일 가격의 변동 특성을 밝히고 이를 예측할 수 있는 시계열 모형에 관한 연구가 수행될 필요가 있다.

2. 연구 목적

이 연구 목적은 청과물 가격의 시계열적 특성을 규명하며, 중단기 가격을 예측하기 위해 적절한 시계열 모형을 찾는 데에 있다. 변동이 심한 채소나 과일 가격은 계절성 등 어떠한 규칙성을 갖고 움직이는지를 찾아냄으로써 중단기적 가격을 예측하는 데에 적절한 모형을 연구하고자 한다.

이 연구는 청과물 가격 변동¹의 특성을 규명하고 이를 반영하여 예측 모형을 연구함으로써 생산자(단체), 유통·가공업자, 나아가 정책 당국의 의사결정이 더욱 합리적으로 이루어지도록 도움이 되고자 하며, 특히 농업 관측사업의 가격 예측을 위해 필요한 기본적인 시계열 모형을 제공하고자 한다.

3. 선행 연구 검토

농산물 가격의 중단기적 특성이나 예측에 관한 선행 연구는 많지 않다. 그러나 이와 관련되는 주제의 연구들이 있는데, 연구 방법론을 기준으로 구분하여 검토하는 것이 편리하다. 농산물 가격 연구를 위한 연구 방법론은 크게 회귀분석법과 시계열분석법으로 구분할 수 있다. 회귀분석법은 설명변수와 피설명변수를 설정하여 원인과 결과를 분석하며, 시계열분석법은 가격 자체의 자료에 의존하여 변동 특성 등을 분석하는 시계열분석적 방법으로 구분되어 수행되었다.

김명환 외(1999), 김경덕 외(2002)는 가격신축성함수를 이용하여 각각 9개 품목, 26개 품목의 연간 가격을 예측하는 회귀모형을 개발하였다. 이 용선외(2005)는 오이, 호박, 수박, 포도에 대해 고정효과모형을 응용하여 기상 요인의 영향이 큰 계절의 월별 가격을 예측하기 위한 회귀모형을 개발하였다.

윤병삼·양승룡(2004)과 윤병삼·홍승지(2004)는 더미변수로 구성되는 회귀모형을 이용하여 가락도매시장 채소 경락가격의 월 및 요일 효과 등을 분석하였으며, 주초가 주말에 비해 가격이 높다는 것을 발견하였다.

¹ 이 연구에서 ‘변동’이라 함은 통상적인 용어로 시간에 따른 ‘수준’의 변화와 ‘분산’의 변화를 통칭하며, 반드시 시계열상의 조건부 분산, 즉 ‘변동성(volatility)’을 가리키는 것은 아니다.

4 서론

농산물 가격의 움직임을 파악하기 위해 허신행 외(1980)는 전통적인 기술적 분석 방법인 분해법²(decomposition method)에 의해 농산물 가격의 확정적 추세와 계절적 변동 패턴을 분리하고자 하였다. 한편 안병일 외(2002)는 고추, 마늘, 양파 가격이 시장개방을 전후하여 불안정성이 증가하였는지 여부를 월별 가격에 대한 변이계수의 변화와 시계열분석상의 안정성(stationarity)을 검정함으로써 분석한 바 있다.

강태훈(2004)은 배추, 무 등 주요 채소의 주별 가격을 일반화조건부이분산(이후 GARCH) 모형을 이용하여 단기적으로 분산이 달라지는, 즉 변동성(volatility)이 집중되는 특징을 밝혀냈다. 김배성(2005)은 배추, 무, 마늘, 양파의 월별 가격에 대해 시계열모형인 자기회귀-이동평균(이후 ARIMA)모형, GARCH 모형, 그리고 인공신경망(이후 ANN) 모형을 통한 예측력을 비교하였다. 그 결과 시계열모형인 ARIMA와 GARCH의 예측능력이 ANN보다 뛰어난 것을 보였으며, ARIMA와 GARCH 두 모형간의 예측력에는 큰 차이가 없음을 보였다.

축산물과 관련한 시계열 분석적 연구는 비교적 많이 수행되었다. 양승룡 외(1999)는 ANN과 시계열 모형을 이용해 한우, 육계, 돼지가격을 예측한 결과 돼지가격의 경우 ANN의 예측력이 더욱 뛰어난 것을 밝혔다. 권오복(2001)과 권오복·최정섭(2002)은 산지수소가격 예측을 위해 ARIMA, 벡터자기회귀(이후 VAR)모형, 벡터오차수정모형(이후 VECM), 전이함수모형 등을 추정하였으며, 연구결과에 따르면 송아지가격과 도축 물량을 외생변수로 설정한 전이함수 모형의 예측력이 가장 높은 것으로 나타났다. 김태완(2003)은 ARIMA와 VAR, VECM으로 돼지 가격 예측 모형을 분석하였으며, 명광식(2005)은 육계가격예측을 위해 ARIMA모형을 이용하였다.

² 분해법은 시계열 자료의 변동을 추세성, 순환성, 계절성 등으로 분해함으로써 경기변동을 예측하거나 자료를 계절조정하기 위한 수단으로 활용한다. 다만 분해법은 시계열을 구성하고 있는 변동 성분들이 확정적이며 서로 독립적이라는 가정에 의존한다.

유통단계간 가격의 전달 체계나 품목 간 가격이 전이되는 과정에 관한 연구는 자료가 상대적으로 풍부한 축산물에 대해 수행되었다. 정민국·허덕(2000)은 쇠고기 가격의 인과성 검정 시 송아지 가격을 분석범위에 포함시켜 산지와 도소매 가격간 상호 관련이 있으며 도매와 산지 가격이 송아지 가격에 영향을 미침을 보였다. 또한 분산분해를 통해 자체가격을 제외하고 산지 소 가격의 분산에 가장 큰 영향을 미치는 요인은 소비자가격임을 보였다. 이병기(2001)는 돼지고기 가격을 VAR을 이용해 예측한 후 분산분해와 충격반응분석을 통해 돼지 가격의 변동 요인을 분석하였다. 그

표 1-1. 농축산물 가격의 시계열모형 관련 선행 연구

연구명	대상품목	분석법	자료	주요내용
양승룡외 (1999)	돼지	ANN ARIMA GARCH	일별가격	ANN과 시계열의 예측력 비교결과 양돈가격 예측의 경우 ANN의 예측력이 더욱 뛰어남을 밝힘.
이병기 (2001)	돼지	VAR	분기가격	VAR예측 모형 구축후 충격반응함수, 분산분해를 통해 가격 변화요인을 분석함.
권오복외 (2002)	수소	전이함수 모형	월별가격	수송아지가격과 한육우도축물량을 외생변수로한 전이함수모형 추정함.
김태완 (2003)	돼지	ARIMA VAR ECM	월별가격	시계열 모형간의 예측력 비교결과 ARIMA가 돼지가격 예측에 가장 적합함을 밝힘.
강태훈 (2004)	배추 등 7개 채소	GARCH-t	주별가격	채소가격의 이분산성과 비정규분포를 고려해 예측 모형을 구축함.
김배성 (2005)	배추 무 양파 마늘	ARIMA GARCH ANN	월별가격	시계열 모형과 ANN의 예측력비교 결과 시계열 모형의 예측력이 우월함.
명광식 (2005)	육계	ARIMA	월별가격	예측모형

6 서론

결과 새끼 돼지 가격이 돼지고기 가격에 미치는 충격이 가장 크며 양돈사료가격, 쇠고기 가격, 새끼 돼지 가격의 충격은 영구적인 반면 돼지사육두수와 돼지도살두수 등은 일시적인 충격에 그침을 확인하였다. 양승룡(2003)은 사료곡물(국제옥수수), 사료, 축산물(돼지, 닭, 소)의 인과성검정을 통해 사료가격변동이 축산물의 가격 변동에 영향을 미치지 않음을 보였다.

이상과 같이 선행 연구를 검토한 결과 이 연구는 세 가지 점에서 선행 연구와 다른 특징을 가진다. 첫째, 이 연구는 ‘청과물’의 시계열적 가격 특성과 예측 모형을 연구하는 것이다. 기존의 시계열 가격 연구는 주로 축산물을 중심으로 수행되었으나, 이 연구는 변동이 심한 청과물에 대한 연구를 수행한다. 특히 과일 및 과채류 가격에 대한 연구는 선행 연구가 전무한 실정이다. 둘째, 이 연구는 청과물의 ‘계절적’ 특성을 주목하며 이를 시계열모형에 반영한다. 채소나 과일은 계절적 변동이 심하여 계절성을 반영하는 일이 중요하며, 계절성은 월별 또는 주별 자료를 다루는 데 있어서 뿐만 아니라 명절에 의한 효과 여부도 포함한다. 셋째, 이 연구는 시계열 분석 방법과 회귀 분석 방법을 보완적으로 활용한다. 시계열 분석 모형을 주로 다루면서 경우에 따라 회귀분석 모형을 보완적으로 이용하며, 특히 두 형태의 모형을 결합함으로써 가용 정보를 최대한 활용하고 예측력을 높이고자 한다.

4. 연구 내용과 방법

4.1. 연구 내용

이 연구의 주요 내용은 청과물 가격의 특성, 단변량 시계열모형 추정과 예측, 다변량 모형 추정과 예측, 모형간 비교·평가 등으로 구성된다.

- 청과물 가격의 특성
 - 청과물 가격의 개요
 - 청과물 가격의 안정성
 - 확정적 추세/ 확률적 추세
 - 청과물 가격의 계절효과
 - 월별 효과
 - 명절 효과

- 단변량 시계열모형 추정과 예측
 - 자기회귀이동평균(ARIMA) 모형 추정
 - 일반화조건부이분산(GARCH) 모형 추정

- 다변량 모형 추정과 예측
 - 유통단계 및 품목·품종간 인과성 검정
 - 벡터자기회귀(VAR) 모형 추정
 - 시계열모형과 회귀모형의 결합 추정

- 모형간 비교·평가
 - 예측력 기준에 의한 비교와 평가

4.2 연구 범위

이 연구는 청과물 10개 품목을 분석 대상으로 한다. 분석 대상 품목은 배추, 무, 마늘, 양파 등 네 가지 채소, 사과, 배 등 두 가지 과일, 오이, 호박, 토마토, 풋고추 등 네 가지 과채류다. 한편 과채류는 분석 방법에 따라 품종별로 구분하기도 한다. 오이는 백다다기와 취청, 호박은 애호박과 주키니로 구분하며, 토마토는 일반 토마토와 방울토마토, 풋고추는 녹광과 청양 품종으로 구분한다.

8 서론

이 연구는 목적이 주로 관측대상 청과물의 가격에 대한 예측 모형을 구축하는 것이므로 월별 가격을 중심으로 한 중단기 가격 분석에 한정한다.

4.3. 연구 방법

이 연구를 위해 기존 문헌을 통해 관련 선행 연구와 방법론을 검토하였다. 가격 분석을 위해 월한 자료와 일별(또는 주별 특정 요일) 자료 자료는 농수산물유통공사, 농협중앙회, 서울농수산물공사, 통계청 등에서 제공한 자료를 활용하였다.

이 연구의 분석 방법으로는 주로 시계열 분석 방법을 응용하였고 일부 회귀 분석 방법도 보완적으로 실시하였으며, 두 방법을 결합하는 방식도 취하였다. 시계열 분석을 위한 구체적인 방법에 대해서는 본문에서 서술하고자 한다. 다만 예측 모형에 대한 비교·평가는 예측력을 중심으로 실시하며, 평가 지표로는 제공근평균자승오차(RMSE)과 평균백분율절대오차(MAPE)를 이용하였다. RMSE는 예측치가 실제치(observations)의 주위에 확산된 정도를 나타내는 측정치이며, MAPE는 예측오차의 실제치에 대한 상대적 비율을 표시한 것이다.

연구 방법에 대한 자문을 구하기 위해 계량분석전문가로 구성된 연구 협의회를 개최하였으며, 농업관측 품목전문가들로부터도 자문을 구하였다.

1. 가격 자료의 개요

1.1. 이용자료

이 연구는 청과물 가격의 중단기적 변동을 분석 대상으로 한다. 주로 이용된 자료는 가락동 도매시장의 월별 거래금액을 월별 거래물량으로 나누어 산출한 평균가격³(단가)이며, 품종별 가격은 상품기준 평균경락가격 기준의 자료다. 분석을 위해 평균가격을 이용하는 것은, 상품이나 중품이 엄격한 등급 기준에 의해 판정되는 것은 아니므로 평균가격에 비해 대표성이 결여된다고 판단되기 때문이다.

중단기 가격 분석을 위해 월별 가격을 주로 사용하였다. 가격자료의 기준과 분석 기간은 <표 1>과 같다. 모형 추정에 사용된 자료는 2005년 12월까지의 것이며 2006년 1~6월 자료는 사후 예측(ex-post forecasting)을 위해 이용하였다.

³ 평균가격은 각 품목의 월별 총거래금액을 총거래물량으로 나누어 산출하였기 때문에 등급별 가격을 등급별 물량 비중으로 가중평균한 것과 같다. 참고로 등급별 물량 자료는 제공되지 않는다.

10 청과물 가격의 시계열 특성

보다 단기적인 분석이 추가적으로 필요할 경우에는 빈도가 높은 일별 가격 자료를 이용하였다. 일별 자료는 1996년 1월부터 2005년 12월까지 가락시장의 일일 거래금액을 물량으로 나눈 평균 가격을 사용하였다. 경매가 이루어지지 않는 일요일을 제외한 주 6일간의 자료를 사용하였으며 공휴일인 경우 이를 제외하여 사용하였다.

소비자 가격은 통계청의 소비자물가지수를, 산지 가격은 농협중앙회의 농가판매가격 자료를 이용하였다. 농가판매가격의 경우 최근 자료가 발표되지 않아 자료의 끝 시점이 2005년 2월로 다른 가격 자료보다 기간이 짧다.

1.2. 청과물 가격의 개요

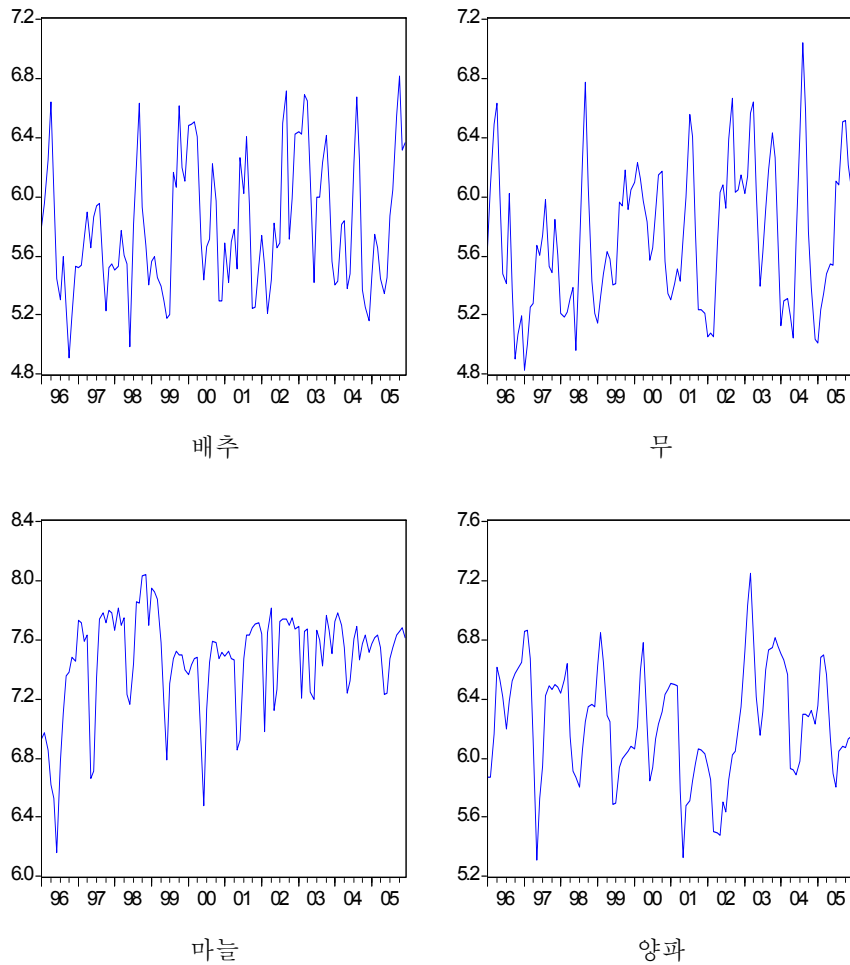
여기서 분석하는 모든 자료는 시간 경과에 따른 분산의 변화를 줄이기 위해 자연대수(natural logarithm)를 취했다. 배추, 무, 마늘, 양파 등 채소 가격에 자연대수를 취한 월간 자료 추세는 <그림 2-1>에 나타나 있다. 배

표 2-1. 품목별 가격 자료 출처와 기간

	출처	가격 기준	기간
배추	가락시장	거래단가	1996.1~2006.6
무	가락시장	거래단가	1996.1~2006.6
마늘	가락시장	거래단가	1996.1~2006.6
양파	가락시장	거래단가	1996.1~2006.6
사과	가락시장	거래단가	1994.1~2006.6
배	가락시장	거래단가	1994.1~2006.6
오이(백다다기, 취청)	가락시장	거래단가(상품)	1995.1~2006.6
호박(애호박, 주키니)	가락시장	거래단가(상품)	1995.1~2006.6
토마토(일반, 방울)	가락시장	거래단가(상품)	1995.1~2006.6
풋고추(청양, 녹광)	가락시장	거래단가(상품)	1999.11~2006.6

주: 괄호 안은 품종별 가격으로 상품기준 평균경락가격임.

그림 2-1. 채소류 품목별 월평균 가격 추이



추와 무 가격은 마늘이나 양파 가격에 비해 등락이 심한 것으로 보인다. 이는 평균가격에서 벗어난 정도를 나타내는 표준편차를 평균으로 나누어 계산된 변이계수(또는 변동계수)를 비교해 보면 그 차이가 뚜렷하다<표 2-2>. 배추나 무의 변이계수는 각 0.48과 0.53으로 평균에서 50% 정도의 가격 편차가 벌어짐을 나타내며, 이는 마늘이나 양파의 0.28과 0.39에 비해 가격 변동률이 큼을 의미한다. 평균연간 변동률 역시 배추, 무가 마늘, 양

12 청과물 가격의 시계열 특성

파보다 크게 나타났다.

이상의 네 가지 채소 가격 계열의 평균과 분산은, 마늘을 제외하면, 대체로 시간에 따라 변화하지 않고 일정함을 알 수 있다. 어떤 시계열의 평균과 분산이 대체로 일정하다는 것을 안정적(stationary)이라고 하며, 이는 시계열 분석에 있어서 매우 중요한 요건이 된다⁴. 그러나 마늘 가격은 시간에 따라 완만하게 상승하는 추세가 보인다⁵.

채소 가격에서는 12개월마다 가격의 패턴이 규칙적으로 반복되는, 즉 계절 순환 등의 계절성(seasonality)이 관찰된다. 예를 들면 배추나 무의 경우 한여름 가격이 높고 늦봄이나 가을 수확기 가격은 낮은 경향이 있다. 이러한 계절성은 다음의 <그림 2-2>와 같이 배추 가격을 월별로 집적된(stacked) 형태로 그려보면 분명히 드러난다. 우선 각 월별 평균을 나타내는 점선을 보면, 배추는 8~9월 가격은 높은 반면, 6월 가격은 낮음을 알 수 있다. 이러한 월별 가격차가 나는 것은 월별 수급 여건에 의해 쉽게 설명되는 데, 8~9월은 고랭지에서 출하되므로 연중 대체로 일정한 수요에 비해

표 2-2. 채소가격의 변이계수

	배추	무	마늘	양파
평균 (원/kg)	369	348	1,836	548
변이계수	0.48	0.53	0.28	0.39
연간 변동률 (%)	59.0	58.8	24.1	43.7

주: 변이계수는 표준편차를 평균으로 나눈 값임.

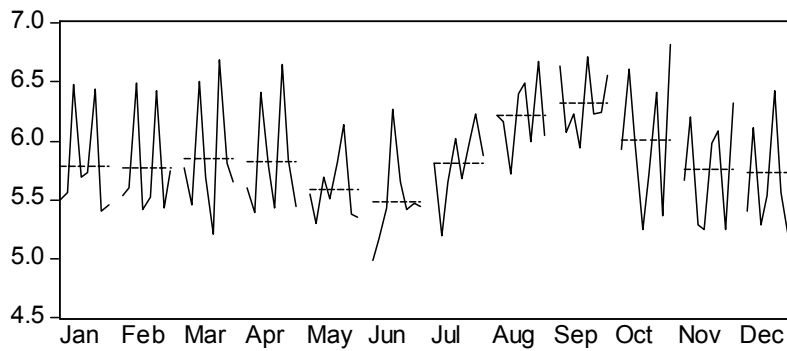
⁴ 가격의 변이 계수의 크기와 시계열의 안정성은 서로 다른 개념임을 유의해야 한다. 확률 과정이 시간에 관계없이 일정하다면, 즉 안정적이라면, 우리는 과거 자료로부터 추정될 수 있는 일정한 고정 계수를 가지는 방정식으로 그 과정을 모형화할 수 있다. 보다 정확한 정의에 대해서는 다음 절 참조.

⁵ 이러한 마늘 가격의 추세가 확정적인(deterministic) 것인지 아니면 확률적인(stochastic) 것인지 검정해 볼 필요가 있다. 만일 추세가 확정적이라면 이는 시간에 따라 평균으로 회귀할 수 있다는 것이지만 확률적이라면 그렇지 않다는 것을 의미한다.

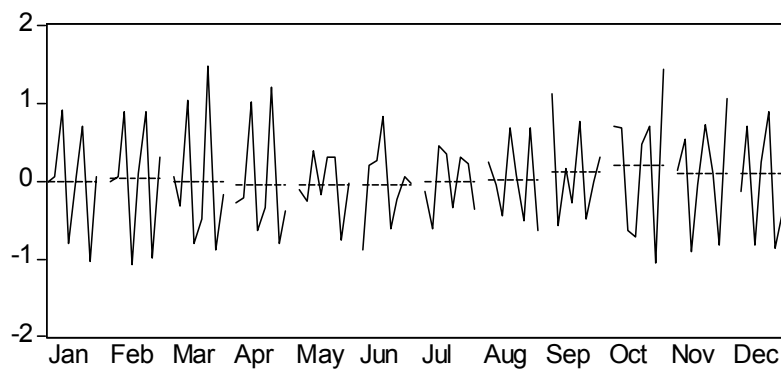
공급이 매우 달리는 한편, 6월에는 노지봄배추가 대량 출하되므로 공급이 과잉되기 때문이다.

배추 가격은 월별로 평균 가격이 차이난다는 사실뿐 아니라 같은 월에서도 전년 동기와 반대로 움직이며 가격이 등락을 거듭한다는 사실을 알 수 있다. 즉 같은 월의 연도 간 반대 방향으로 뚜렷이 움직이고 있다는 것을 의미하고 강한 역의 상관관계가 존재함을 시사한다. 이상과 같은 배추 가격의 계절성은 형태나 정도가 다를 뿐 다른 청과물에서도 발견된다.

그림 2-2. 배추 가격의 월별 집적그래프(stacked line)



(A)

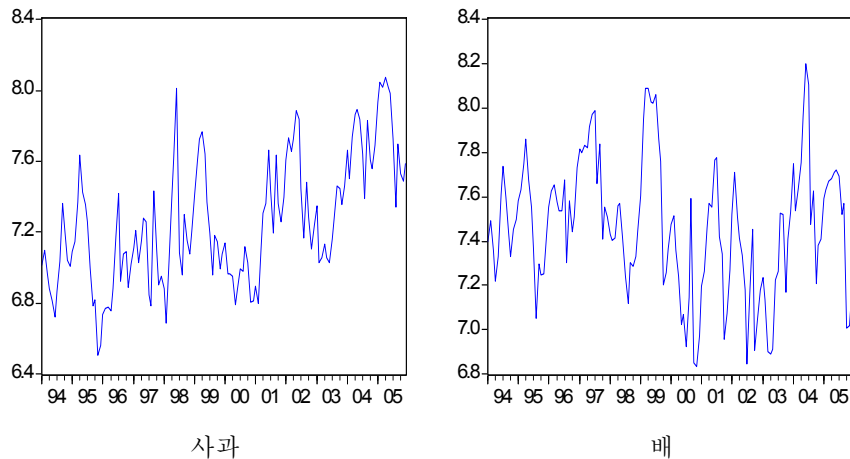


(B)

주: (A)는 원시계열이며 (B)는 계절차분임. 점선은 해당 월의 평균을 나타냄.

14 청과물 가격의 시계열 특성

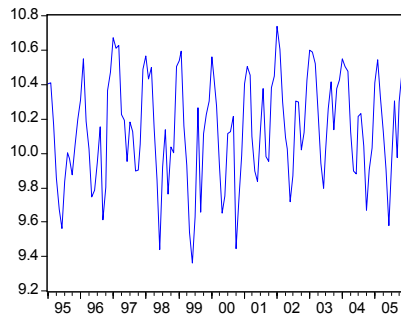
그림 2-3. 과일류 품목별 월평균 가격 추이



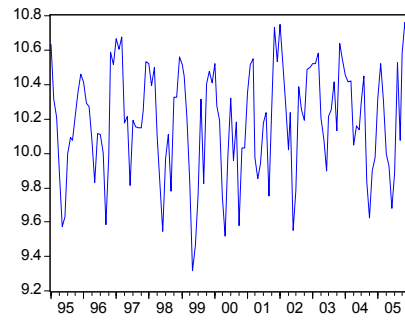
사과, 배의 자연대수를 취한 월간 자료 추세는 <그림 2-3>과 같다. 두 품목의 가격은 모두 평균과 분산이 일정한 계열로 보이며, 수확기인 10~12월 가격은 대체로 낮고 저장출하기의 가격 수준은 높은 계절적 특성이 있는 것으로 보인다.

백다다기 및 취청 오이, 일반 및 방울 토마토, 애호박 및 주키니호박 등 과채류의 가격 추세는 <그림 2-4>와 같다. 과채류 가격은 변이계수가 0.3~0.5 수준으로 평균에서 30~50%의 편차가 벌어지는 것으로 나타났다 <표 2-3>. 과채류 중에서도 주키니 호박과 청양 풋고추 가격의 변동이 크게 나타났으며 오이 가격의 변동은 상대적으로 작은 것으로 나타났다. 과일류의 연도 간 변동률은 과채류와 비슷한 수준을 보였으나 변이계수는 상대적으로 작게 나타났다. 이는 과일류가 대체로 가을에 수확하여 저장한 후 이듬해까지 유통되는 데 비해, 과채류는 대부분 하우스에서 재배하여 정식·출하가 3~6개월 사이에 이루어지며 기상에 민감한 작황과 전국의 지역에 따라 출하 시기도 달라져 수시로 가격이 변동할 수 있기 때문이다.

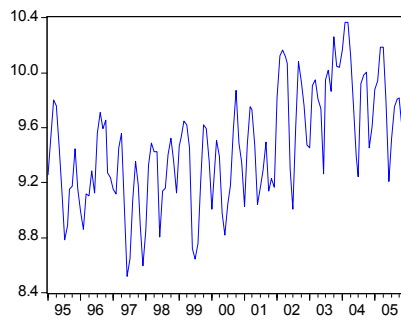
그림 2-4. 과채류 품목별 월평균 가격 추이



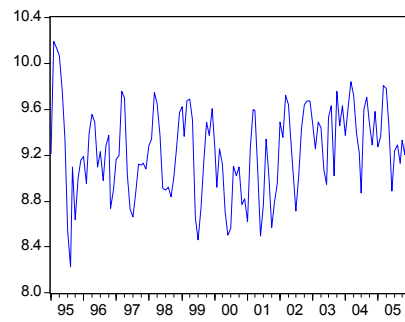
백다다기오이



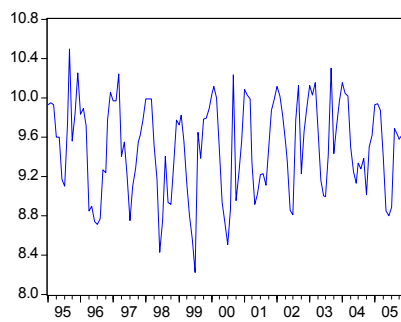
취청오이



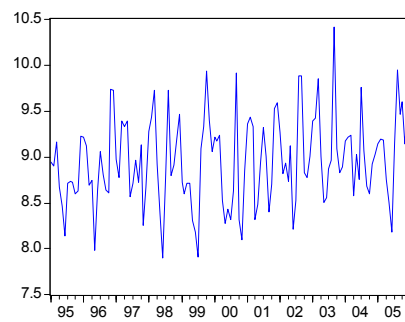
일반토마토



방울토마토



애호박



쥬키니호박

16 청과물 가격의 시계열 특성

과채류의 연중 가격 변동은 대체로 심한 것으로 나타나지만, 가격 계열의 평균이나 분산은 시간에 따라 그다지 변화하지 않는 특성을 갖고 있다. 다만 일반 토마토의 경우에는 시간에 따라 평균 가격이 상승하는 추세성이 관찰된다.

다음은 1996년부터 2005년 중 수요일을 기준으로 한 주별 시계열 자료를 로그변환 후 <그림 2-5>에 나타내었다. 수요일이 공휴일로 경매가 이루어지지 않은 경우 순차적으로 목, 금, 토, 화, 월요일의 자료를 대신 사용하였다. 총 시계열수는 522개이며, 이들 주별 가격 역시 자연대수를 취한 값이다. 이들 주별 가격은 대체로 평균이 일정하며 뚜렷한 추세는 보이지 않았다⁶.

표 2-3. 과일·과채류 가격의 변이계수

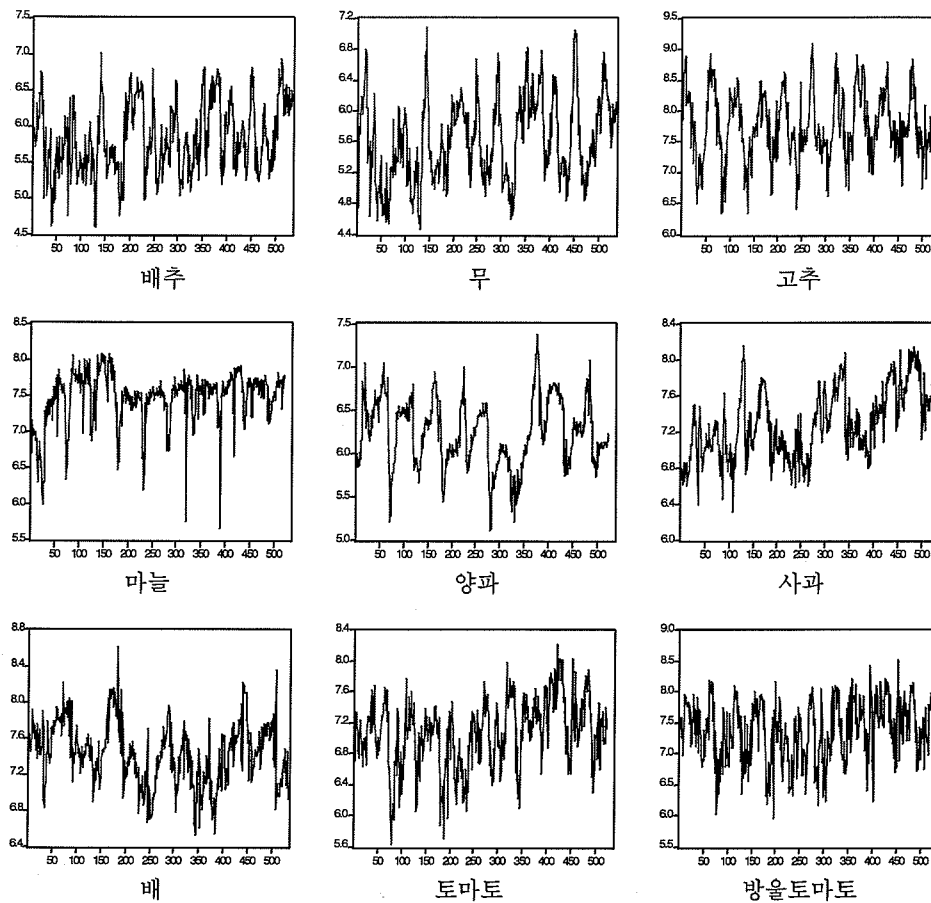
	사과	배	녹광풋고추	청양풋고추	방울토마토
평균(원)	1,518	1,831	33,046	37,066	11,086
변이계수	0.38	0.30	0.39	0.49	0.38
연간변동률(%)	37.8	36.5	26.1	40.2	32.9
	일반토마토	백다다기 오이	취청 오이	애호박	쥬키니 호박
평균(원)	14,014	26,404	27,874	14,887	8,725
변이계수	0.42	0.30	0.30	0.44	0.53
연간변동률(%)	35.9	20.4	27.1	31.9	57.9

1) 변이계수는 표준편차를 평균으로 나눈 값.

2) 물량 기준은 사과·배 1kg, 풋고추 10kg, 방울 5kg, 토마토 10kg, 백다다기 100개, 취청 20kg, 애호박 20개, 쥬키니 10kg임.

⁶ 이들 주별 가격은 단위근 검정 결과, 모든 시계열이 귀무가설을 기각해 단위근은 존재하지 않는 것으로 나타났다.

그림 2-5. 주별 가격 추이



2. 청과물 가격의 안정성

2.1. 시계열의 안정성

시계열 분석은 어떤 변수의 시간의 흐름에 따른 특성을 모형화하여 동태적인 특성을 연구하기 위해 주로 사용된다. 시계열 분석에 사용되는 자

18 청과물 가격의 시계열 특성

료는 시간의 흐름에 따라 관찰된 모집단의 표본이기 때문에 시간에 따라 모집단의 성격이 일정해야 한다는 추가적인 조건이 필요하다. 이러한 조건을 판별하는 것이 시간에 따라 평균과 분산이 일정하다는 안정성(stationarity) 조건을 판별하는 것이다⁷.

이러한 조건을 만족시키지 못할 경우 안정적인 시계열 모형 추정이 불가능해지며, 불안정한 시계열사이의 허구적 또는 가성 회귀(spurious regression)가 발생할 가능성이 있다. 시계열의 안정성을 판별하기 위해서는 자기상관계수들의 계열을 관찰하는 방법이 있으며, 통계량에 의해 단위근 존재 여부를 검정하는 방법도 있다.

농산물에 관한 시계열자료의 특성에서 계절성(seasonality)은 매우 중요하다. 농산물은 생산(또는 공급)과 소비(또는 수요)가 계절적으로 차이가 크게 나타나므로 - 즉 수요는 대체로 계절에 관계없이 크게 변하지 않는 경향이 있으나 공급은 계절에 따라 크게 변할 수 있으므로 - 농산물 가격은 계절성을 띄게 된다. 시계열의 계절성은 다음 절에서 제시하는 자기상관함수(또는 상관도표)를 관찰함으로써 어느 정도 검출할 수 있다.

2.2. 자기상관함수

시계열 분석은 시간의 흐름에 따른 특성을 모형화하므로 시계열 자료의 다른 두 시점에서의 상관관계에 대한 정보는 매우 중요하다. 자기상관함수(autocorrelation function) 또는 그것을 그림으로 나타내는 상관도표

⁷ 시계열 분석에서 안정성이라 하면 주로 약안정성(weak stationarity) 또는 공분산안정성(covariance stationarity)을 가리키며, 이는 확률 과정을 나타내는 어떤 시계열 자료의 평균이 유한하고 일정하며 분산이 유한하고 일정할 뿐 아니라, 공분산이 유한하고 시차에 대해 변하지 않는다는 조건을 충족하는 것을 말한다. 이는 또한 평균에서 벗어나 변동할 확률은 어떤 시점에서도 같음을 의미한다. 확률 과정의 안정성에 대한 보다 정확하고 구체적인 정의에 대해서는 Davidson & Mackinnon(1993) 등을 참조.

(correlogram)는 자기상관계수들의 시차에 따른(시차의 함수로 표현되는) 계열이다. 자기상관계수는 t 기의 값과 자기 자신의 과거 값과의 상관관계를 나타내는 지표가 된다. 예를 들어 l 기전과의 자기상관계수(ρ_l)는

$$\rho_l = \text{cov}(y_t, y_{t-l}) / \sqrt{\text{var}(y_t)\text{var}(y_{t-l})}$$

로 정의되는데, 이는 t 기의 값과 자기 자신의 과거 값과의 움직임을 측정하는 공분산을 분산으로 나눈 값이다. 자기상관성에 관한 정보는 시계열이나 모형의 안정성을 점검하는 데 이용된다⁸. AR(1)의 경우 이들 값을 살펴보면 $\rho_1 = \gamma_1$, $\rho_2 = \gamma_1^2$ (γ 은 자기공분산)으로 정의되기 때문에 안정성 조건 $|\gamma_1| < 1$ 을 만족할 경우 l 값이 증가함에 따라 점차 소멸하게 된다. 즉 시차가 벌어짐에 따라 자기상관계수는 0으로 급격히 작아지게 된다. 만일 시차가 벌어지더라도 자기상관계수가 감소하지 않거나 천천히 감소한다면 당해 시계열이 불안정한(non-stationary) 것으로 판단할 수 있다.

자기상관함수는 시계열의 계절성을 파악하는 데도 활용될 수 있다. 대체로 계절성을 대표하는 주기를 따라 자기상관계수가 크게 나타난다. 즉 자기상관도에서는 규칙적인 봉우리가 관찰된다. 예를 들어 어느 시계열의 자기상관함수가 12개월 주기로 높고 천천히 감소한다면 이 시계열은 12개월의 계절적 불안정성이 있는 것으로 의심해 보아야 한다. 이러한 경우에 12개월의 계절 차분(seasonal difference), 즉 $y_t - y_{t-12}$ 를 실시함으로써 계절적 순환 변동을 제거하여 자료의 안정성을 확보할 수 있다⁹.

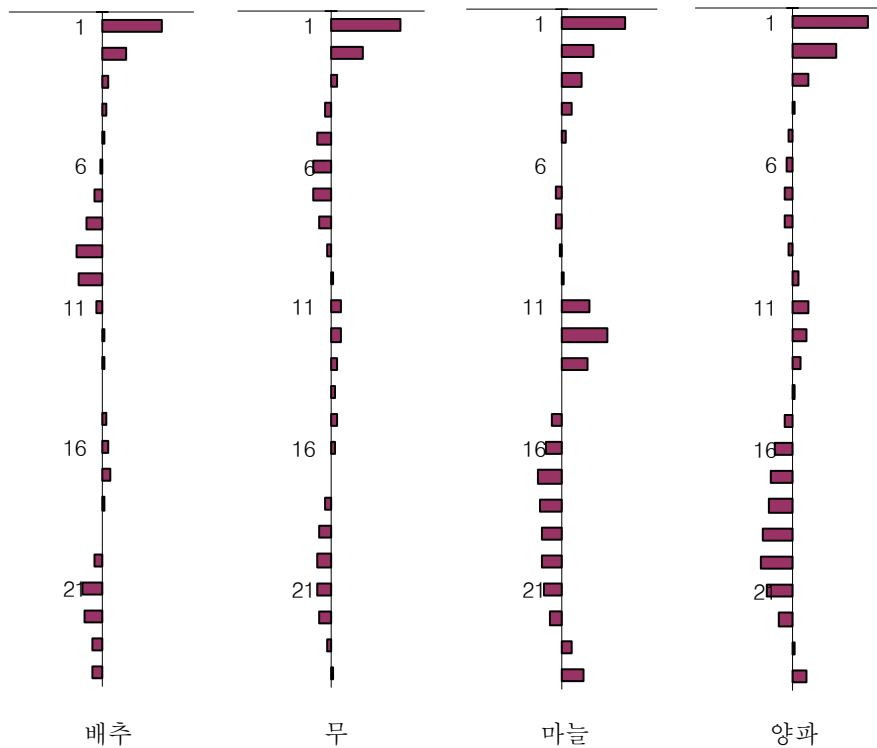
원자료의 자기상관함수를 나타내는 상관도표(correlogram)를 살펴보면 다음과 같은 점이 관찰된다. 배추나 무의 자기상관함수는 빠르게 0으로 수

⁸ 두 시점 이외의 영향이 배제된 순수한 의미의 자기상관성은 편자기상관함수(partial autoregression function)도 함께 검토하면 시계열 자료의 특성이 더욱 명확히 알 수 있다. 다만 이 연구에서는 편자기상관함수를 참고로 하되 계측 결과를 구체적으로 언급하지는 않는다.

⁹ 시계열 분석에서 계절성을 다루는 것은 어려우면서도 중요한데, 계절성과 관련해서는 Davidson & Mackinnon(1993)과 Enders(1995)를 주로 참조하였다.

20 청과물 가격의 시계열 특성

그림 2-6. 채소류 품목별 월평균가격의 상관도표

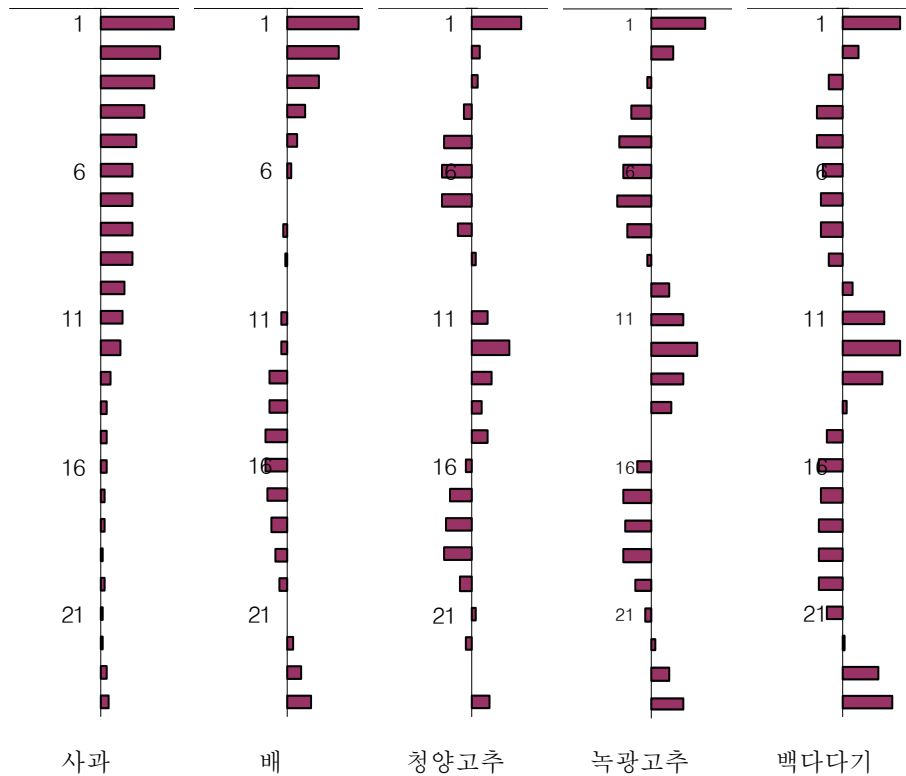


럼하며, 연중 봄, 여름, 가을 작형으로 재배가 이루어지는 생산 특성 때문에 가격도 3~6개월 정도의 변동 패턴을 보인다. 한편 마늘은 0으로 빠르게 수렴하지 않으며, 양파와 함께 연작작물로서 12개월 패턴이 더욱 뚜렷한 것으로 나타났다. 또한 마늘의 12기차 자기상관계수가 비교적 서서히 감소하는 것으로 보인다.

사과나 배 등의 과일류 가격의 자기상관함수는 시차가 벌어짐에 따라 대체로 0으로 수렴해 가므로 비교적 안정적이라고 판단되지만 12기 주기의 상관성은 있는 것으로 보인다.

과채류 가격의 자기상관함수는 대체로 3~6개월의 변동 패턴을 보이며 서서히 감소하는 경향을 보인다. 특히 일반 토마토 가격의 자기상관함수는

그림 2-7. 과일류·과채류 월평균가격의 상관도표

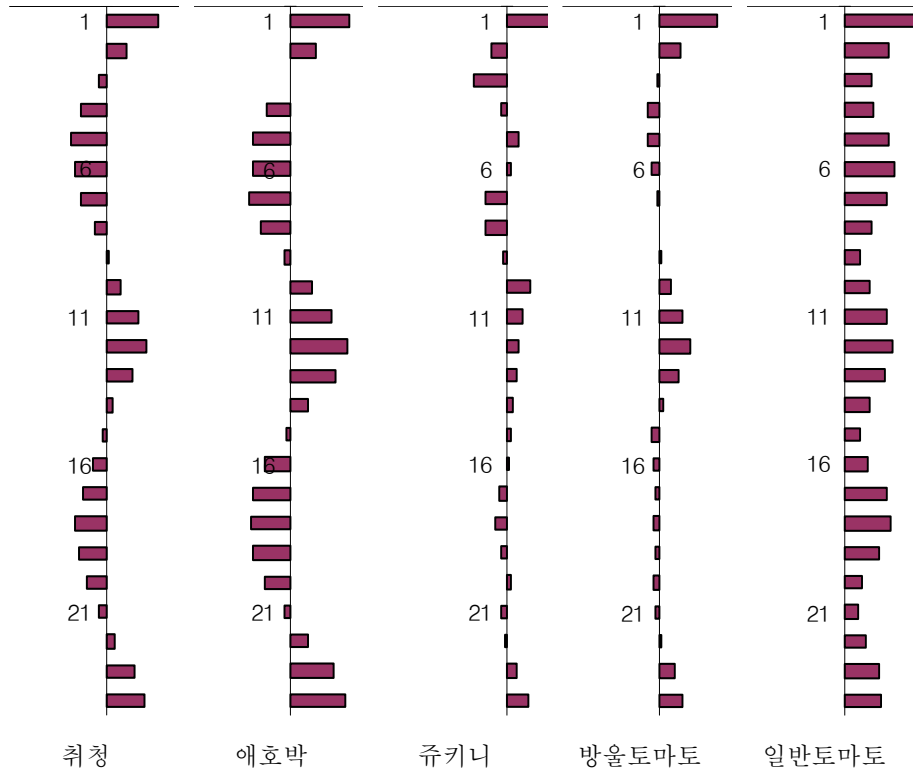


매우 서서히 감소하여 불안정적인 것으로 판단된다. 녹광꽃고추, 백다다기 오이, 방울토마토, 일반 토마토 가격에서 단기적인 변동 패턴이 발견되는데 반해 청양꽃고추, 애호박, 주키니호박 가격에서는 연단위의 변동 패턴이 나타났다.

또한 녹광꽃고추, 백다다기오이, 방울토마토, 일반 토마토 등에서는 12개월 간격의 자기상관계수가 서서히 감소하는 패턴을 보인다. 따라서 과채류 가격의 자기상관함수는 12기 주기의 계절적 불안정성이 존재하기 때문에 전체적으로 서서히 감소하는 것으로 보이는 것으로 판단된다. 만일 12개월 전과의 계절 차분을 실시한다면 계절은 안정적인 것으로 예상된다.

22 청과물 가격의 시계열 특성

그림 2-7. 과일류·과채류 월평균가격의 상관도표<계속>



2.3. 단위근 검정

시계열의 안정성을 통계량에 의해 검정하는 방법은 여러 가지가 있으나 통상 확장된(augmented) Dicky-Fuller에 의한 단위근 검정(unit root test)방법을 주로 이용한다. 이 검정법은 다음 식(2-1)과 식(2-2)를 추정하여 y_{t-1} 의 계수인 감마(γ)값이 0이라는 귀무가설의 기각 여부를 판별한다. γ 값이 0일 경우 y_t 를 종속변수로 하는 식의 설명변수 y_{t-1} 의 계수가 1이 되어 불안정한 식이 된다¹⁰. 이때 감마값은 Dicky-Fuller 분포를 따르며 이를 기준으로 γ 이 0인지의 여부를 판별한다. 확장항(Δy_{t-s})은 다음 식의 계열

상관 문제를 해결하기 위함이며 이의 차수 선택은 1~12 차수 중 SBC(Schwarz's Bayesian criterion) 지수를 참조해 선택하였다.

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \sum \phi_s \Delta y_{t-s} + \epsilon_t \quad (2-1)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_1 t + \sum \phi_s \Delta y_{t-s} + \epsilon_t \quad (2-2)$$

식 (1)에서 만약 γ 값이 0이고 상수항 a_0 은 0이 아니라면 확률과정 y_t 는 편차(drift)를 가지는 무작위보행(random walk)이라 하며 이러한 경우 추세에 있긴 하지만 분산은 시간에 따라 확대되는 확률적 추세(stochastic trend)를 나타낸다. 이에 비해 식 (2)에서 만약 γ 값이 0이 아니고 시간 변수의 계수인 a_1 값도 0이 아닌 것으로 판명된다면, 이는 y_t 가 통상의 확정적 추세(deterministic trend)를 가진다. 확정적 추세를 가지는 시계열은 추세를 따르면서도 시간과 무관하게 동일한 평균과 분산을 가짐을 의미하며, 이 경우 외부의 충격이 있더라도 그 영향은 일시적인 데 그치며 시계열이 평균으로 회귀하는 경향을 가진다. 이와 반대로 시계열이 불안정적이면, 시간의 흐름에 따라 분산이 커지며 외부의 충격이 가해질 경우 항구적인 영향을 미치게 되므로 평균으로 회귀하지 않게 된다.

이들 원시계열의 그래프를 언뜻 살펴보면 표본 기간 두드러진 평균과 분산의 변화가 없기 때문에 시계열 자료가 안정적인 것처럼 보인다. 단위근 테스트 결과 역시 귀무가설을 기각¹¹하는 경우가 많아 안정적인 것으로 나타났다. 그러나 마늘과 일반 토마토 가격 계열에는 단위근이 존재한다라는 귀무가설을 기각하지 못하여 이들 가격 계열은 불안정한 것으로 보인다.

앞 절의 자기상관함수를 통해서도 확인된 계절성이 뚜렷한 청과물 가격의 특성을 고려하기 위해 12개월의 계절차분을 한 후 단위근 검정도 실

¹⁰ 이때의 y_t 는 무작위보행(random walk)이라 하며 예측 불가능한 확률 과정을 의미한다.

¹¹ 대부분 1%의 유의수준에서도 기각된다.

24 청과물 가격의 시계열 특성

행하였다. 단위근 검정 결과, 원시계열은 불안정한 것으로 나타났던 일반 토마토 가격 계열도 안정적인 것으로 나타났다.

마늘은 계절 차분을 하더라도 단위근이 있다는 귀무가설을 기각하지 못하므로 이를 다시 1차 차분한 후 단위근을 검정하였다. 검정 결과, 안정적인 것으로 나타났으므로 마늘에 대해서는 향후 계절차분에 1차 차분을 추가하여 자료를 이용하기로 한다.

표 2-4. 청과물 품목별 가격에 대한 단위근 검정 결과

	원 시 계 열		계 절 차 분	
	시차	ADF 통계치	시차	ADF 통계치
배추	1	-5.77***	0	-4.34***
무	1	-6.32***	1	-4.98***
마늘	12	-2.54	0	-2.29
양파	1	-5.69***	1	-3.92***
사과	0	-3.68***	0	-2.81*
배	0	-4.23***	12	-4.10***
청양풋고추	3	-4.84***	1	-4.87***
녹광풋고추	6	-5.39***	1	-6.86***
백다다기	1	-6.90***	1	-6.81***
취청	0	-6.04***	1	-6.71***
애호박	6	-7.02***	1	-7.59***
쥬키니	1	-8.55***	1	-9.59***
방울토마토	1	-6.72***	1	-6.93***
일반토마토	4	-2.01	1	-5.08***

1) *, **, *** 는 각각 10%,5%,1% 유의수준 하 기각영역에 속한 통계치를 의미함.

2) 시차는 확장항으로 포함된 차수임.

3. 청과물 가격의 계절 효과

3.1. 월별 효과

가락시장 평균 거래단가를 이용해 청과물 가격에 있어서 월이나 명절 등의 계절에 따라 차이가 발생하는 지를 분석하고자 한다. 월별 효과를 분석하기 위해 식 (2-3)과 같이 더미변수로 구성되는 회귀모형을 설정한다. 식 (2-3)에서 피설명변수 R 은 전월대비 가격 변화율이며 가격 자료를 로그 차분하여 구한다¹². 설명변수는 월별더미(D1=1월, D2=2월,)로만 구성된다. 일반최소자승법에 의해 식 (2-3)을 추정하였다. 추정된 월별 계수에 대해 t 검정을 실시하고, 모든 계수가 동시에 0과 다르지 않다는, 즉 ‘모든 월별 효과가 존재하지 않는다’는 귀무가설에 대해서 χ^2 검정을 실시하였다. 식(2-3)에 대한 추정 결과는 <표 2-5>에 요약되어 있다.

표 2-5. 채소류의 월별 효과 추정 결과 1

	D1	D2	D3	D4	D5	D6	D7	D8	D9	D10	D11	D12
배추	0.14 (0.22)	0.01 (0.96)	0.11 (0.29)	0.03 (0.76)	-0.27 (0.01)	-0.12 (0.24)	0.26 (0.02)	0.35 (0.00)	0.01 (0.93)	-0.32 (0.00)	-0.14 (0.18)	0.02 (0.88)
무	-0.19 (0.07)	0.15 (0.12)	0.14 (0.16)	0.09 (0.37)	-0.04 (0.70)	-0.11 (0.25)	0.28 (0.01)	0.34 (0.00)	-0.05 (0.63)	-0.27 (0.01)	-0.18 (0.07)	-0.14 (0.14)
마늘	0.04 (0.18)	0.07 (0.01)	0.03 (0.31)	-0.03 (0.27)	-0.04 (0.09)	-0.15 (0.00)	0.03 (0.28)	0.06 (0.02)	0.05 (0.08)	0.00 (0.91)	0.00 (0.91)	0.01 (0.83)
양파	0.06 (0.24)	0.12 (0.02)	0.12 (0.02)	-0.02 (0.69)	-0.45 (0.00)	-0.14 (0.01)	0.01 (0.88)	0.14 (0.01)	0.14 (0.01)	0.04 (0.42)	0.03 (0.52)	0.03 (0.61)

주 : () 안의 수치는 해당 계수의 한계유의수준.

¹² 이 회귀식의 추정 계수는 전월대비 증감률을 뜻하므로 어느 달에 대한 계수의 크기가 곧 해당 월의 가격이 어느 정도 높은지를 나타내는 것은 아님을 유의해야 한다.

26 청과물 가격의 시계열 특성

$$R_t = D_1\hat{\beta}_1 + D_2\hat{\beta}_2 + D_3\hat{\beta}_3 + \cdots + D_{11}\hat{\beta}_{11} + D_{12}\hat{\beta}_{12} + \epsilon_t \quad (2-3)$$

추정 결과 배추와 무의 경우 예상한 바대로 유의수준 5%하에서 고랭지 상품이 출하되는 7월과 8월의 전월대비 가격 상승률이 26~35% 정도 되는 것으로 추정되었다. 한편 연작 작물인 마늘과 양파는 이와 달리 수확기인 5~6월 가격이 하락하는 것으로 추정되었으며 겨울철인 2월 가격이 상승하는 것으로 추정되었다. χ^2 검정 결과, ‘모든 월별 효과가 존재하지 않는다’는 귀무가설은 5% 유의수준에서 모든 품목에 대해 기각되었다.

월별 효과를 추정한 식(2-3)은 설명변수로 더미변수만을 사용함에 따라 계열상관 테스트인 LM 테스트의 귀무가설을 모두 기각하였다¹³. 이러한 계열상관은 월별 더미와 연관 있는 또 다른 설명변수의 누락에 의한 것일 가능성이 있다. 이 경우 추정치에 편의가 발생하므로 이에 대한 추가적인 검토가 필요하다. 이에 대한 해결 방안 중의 하나로 설명변수에 거래물량을 추가하는 것을 고려해 보았다. 월별 거래물량을 추가해 재추정할 경우 월별 물량 변동에 따른 부분이 제외된 월별 효과를 살펴볼 수 있게 된다.

표 2-6. 채소류의 월별 효과 추정 결과 2(거래물량 변수 포함)

	D1	D2	D3	D4	D5	D6	D7	D8	D9	D10	D11	D12
배추	-0.19 (0.27)	0.13 (0.27)	0.33 (0.02)	0.09 (0.38)	-0.25 (0.02)	-0.10 (0.35)	0.19 (0.08)	0.41 (0.00)	0.04 (0.73)	-0.42 (0.00)	-0.06 (0.57)	-0.12 (0.30)
무	-0.35 (0.0)	0.16 (0.09)	0.28 (0.01)	0.04 (0.64)	-0.11 (0.28)	-0.17 (0.09)	0.19 (0.06)	0.41 (0.00)	0.01 (0.9)	-0.28 (0.00)	0.14 (0.35)	-0.33 (0.01)
마늘	0.01 (0.82)	0.02 (0.73)	0.10 (0.02)	0.00 (0.93)	-0.07 (0.28)	-0.07 (0.13)	0.03 (0.64)	0.01 (0.87)	0.01 (0.89)	0.05 (0.26)	0.13 (0.00)	-0.12 (0.01)
양파	0.00 (0.98)	0.02 (0.75)	0.23 (0.00)	-0.06 (0.34)	-0.10 (0.08)	-0.15 (0.01)	-0.27 (0.00)	0.28 (0.00)	0.06 (0.23)	-0.01 (0.9)	0.03 (0.55)	0.00 (0.92)

주 : () 안의 수치는 해당 계수의 한계유의수준.

¹³ 이를 해결하기 위한 또 다른 방안으로 AR항을 추가해 추정한 결과 역시 유사하였다.

추정 결과, 거래물량을 포함시키지 않았을 경우와 비슷하게 나타났으나 마늘의 경우 3월과 11월은 높게 12월은 낮은 가격에 거래되는 것으로 추정되었다. 그러나 월별 거래물량을 설명변수에 포함시킨 경우에도 잔차항의 계열상관 문제는 해결되지 않았다. 따라서 다음 장에서 시계열 모형에 의해 추정시 월별 더미변수를 추가하여 분석하기로 한다.

3.2. 명절 효과

청과물 가격은 명절에 의해서도 영향을 받을 것으로 예상된다. 특히 사과와 배 등 제수용 과일은 명절 시기에 가격이 오르는 것으로 잘 알려져 있다. 설과 추석시기에 평년의 같은 시기보다 사과와 배 가격이 얼마나 높게 형성되는지를 추정하고자 한다. 추정식은 식 (2-3)과 유사한 것으로서 명절 더미를 설명변수로 하여 가격 변동률에 대해 회귀분석한다. 1996년부터 설과 추석이 포함된 1·2월과 9·10월의 주별 가격 변동률(수요일 기준)을 대상으로 하였으며, 설과 추석이 포함된 주를 구분하기 위해 더미변수를 추가하였다¹⁴. 단, 명절을 충분히 앞둔 시점에서부터 가격이 상승하는 점을 고려해 2주 전 더미변수를 주는 것을 고려하였다.

표 2-7. 명절효과 추정 결과 1

변수	계수	한계유의수준
사과 설 추석	0.05 0.17	0.31 0.00
배 설 추석	0.04 0.17	0.39 0.00

¹⁴ 월별 가격은 명절 이후까지 포함되어 평균한 것이므로 명절 효과만을 구분해내기 어렵다.

28 청과물 가격의 시계열 특성

더미 변수에 대한 추정 결과는 <표 2-7>과 같다. 명절 중, 추석 더미는 유의한 것으로 나타났다. 사과와 배 모두 추석을 앞둔 2주 전후 시점부터 평년보다 17% 정도 높게 주간가격이 상승하는 것으로 추정되었다. 설의 경우 설이 포함된 주나 1주전만 고려한 경우에도 유의한 계수는 추정되지 않았다.

위에서 확인한 명절효과를 주별 가격을 이용해 추정한 자기회귀-이동평균(ARMA)식에 설과 추석 더미를 설명변수로 추가해 살펴보았다. 동일한 방법으로 추정한 결과는 <표 2-8>과 같다¹⁵.

추정 결과 추석더미에 대한 계수가 유의하게 추정되어 추석이 포함되어 있는 주는 그렇지 않은 해보다 전년 대비 10~20% 더 높은 가격이 형성되는 것으로 나타났다. 설 더미에 대한 계수는 위의 회귀분석 방법과 마찬가지로 시계열 분석 방법에 의해서도 유의하게 나타나지 않았다.

표 2-8. ARMA식에서의 명절효과 추정 결과

변수	계수	한계유의수준
사과		
설	-0.02	0.60
추석	0.09	0.04
배		
설	0.00	0.98
추석	0.20	0.00

¹⁵ 보다 구체적인 추정 결과에 대해서는 <표 3-9>와 설명을 참조.

1. 단변량 모형 개요

시계열 모형의 핵심은 주어진 실현값(realization, 표본관측시계열)을 가장 잘 나타내는 표현식(representation)을 찾아내는 것이고, 이 모형의 생성 과정(process)을 밝히는 것이다¹⁶. 따라서 시계열 분석은 주로 통계이론에 기초하여 시계열 변수사이의 동태적 관계를 분석하며, 경제 이론적 틀에 구애받지 않고 주어진 시계열 자료간의 상호관계를 분석하여 예측치를 추정하기 때문에 경제적 인과 관계의 해석보다는 예측의 정확성에 중점을 둔다¹⁷.

시계열 모형은 모형에 포함되는 변수를 기준으로 자체 변수만으로 구성되는 단변량 모형과 복수의 변수를 포함하여 구성되는 다변량 모형으로 구분할 수 있다. 이 장에서는 단변량 모형으로 (누적)자기회귀이동평균(Autoregressive Integrated Moving-average: ARIMA) 모형과 일반자기회귀조건부이분산(Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity:

¹⁶ 회귀분석모형이 원인과 결과 관계를 나타내고자 하는 것인데 반해, 시계열 모형은 무작위성이 확률 과정에 어떻게 체화(내재)되어 있는가를 나타내고자 하는 것이다.

¹⁷ 시계열 모형은 경제이론을 기초로 하는 구조 모형과 달리 변수나 시차에 사전적인 제약을 거의 가하지 않기 때문에 추정해야 할 계수가 훨씬 증가할 수 있으며, 이에 따라 모형을 식별하기 어려운 문제가 있다.

GARCH) 모형을 다루고자 한다.

1.1. 자기회귀-이동평균(ARIMA) 모형

ARIMA 모형은 자기회귀모형과 이동평균모형이 혼합된 모형으로 널리 활용되는 대표적인 시계열 모형이다. 좋은 시계열 모형은 다음과 같은 특성을 갖추어야 한다.

1.1.1. 단순성(parsimoneousness)

Box와 Jenkins가 제시한 모형 설정의 기본 원칙 중 하나는 적은 수의 계수를 가지는 간단한 유형의 ARIMA모형을 권장하고 있는데, 이것은 예측오차를 최소화하면서 정확성을 높이는 효과가 있다.

1.1.2. 안정성(stationarity)

ARIMA모형은 안정성을 가지는 실현값에만 적용되므로 선정된 모형도 안정성이 보장되어야만 한다.

1.1.3. 가역성(invertibility)

MA모형의 경우 AR모형에서 요구하는 것과 마찬가지로 근의 절댓값이 1보다 커야 한다는 안정성이 보장되어야 한다.

1.1.4. 통계적인 유의성

추정된 계수는 유의성 검정을 통과할 수 있는 t값을 가져야 하며, 계수 상호 간에는 높은 상관관계가 있어야 한다.

1.1.5. 통계적으로 독립적인 잔차항

추정단계에서 산출된 모형의 잔차항은 확률충격(random shock) 과정에서도 독립적이어야 한다. 잔차항의 백색잡음 여부를 검정하기 위해 Ljung-Box의 Q-통계량을 이용하였다.

$$Q = t(t+2) \sum_{i=1}^k \frac{\rho_i^2}{t-i} \quad (\rho \text{는 자기상관계수})$$

1.1.6. 적합도가 높은 모형

추정된 모형의 제곱근평균자승오차(root mean squared error: RMSE)와 평균백분률절대오차(mean absolute percent error: MAPE) 값이 낮을수록 바람직하다. 여기서 RMSE는 추정치들이 실제 모수의 주위에 확산된 정도에 대한 측정치로서 편의와 분산의 두 개념을 통합한 지표이며, MAPE는 평균오차의 값을 백분율로 표시한 것이다. 두 지표의 개념은 다음과 같은 식에 의해 정의된다. 즉

$$RMSE = \sqrt{\sum (\hat{y}_t - y_t)^2 / n}$$

$$MAPE = \sum \left| \frac{\hat{y}_t - y_t}{y_t} \right| \%$$

단, $\hat{y}_t$ 는 추정치이며 y_t 는 실측치다.

RMSE는 추정치와 실측치의 비교이므로 품목이 다르거나 단위가 다른 시계열 사이에는 비교할 수 없고 같은 시계열의 서로 다른 모형사이의 비교는 가능하다. 이에 비해 MAPE는 추정오차의 실측치에 대한 상대적 비율로 나타내므로 서로 다른 시계열 사이의 비교도 가능하다.

1.1.7. 예측오차가 작은 모형

과거의 관측치를 잘 대변하는 모형이 바람직하지만, 미래를 만족스럽게 예측할 수 있는 것이 시계열모형에서는 중요하므로 예측오차가 작은 모형이 바람직하다. 예측력에 대해서도 적합도와 마찬가지로 RMSE, MAPE 등의 지표에 의해 평가된다.

안정성이 확인된 가격 시계열 y_t 를 통해 자기회귀항(AR)과 이동평균항(MA)을 결합하여 다음과 같은 ARMA(p,q)식을 구성한다¹⁸.

$$\phi(L)y_t = \theta(L)\epsilon_t \quad (3-1)$$

$$\text{단, } \phi(L) = 1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 \cdots - \alpha_p L^p,$$

$$\theta(L) = 1 + \beta_1 L + \beta_2 L^2 \cdots + \beta_q L^q,$$

L 은 시차연산자(lag operator).

식 (3-1)에서 α_s 와 β_s 는 각각 y_{t-s} , ϵ_{t-s} , 즉 AR(s)와 MA(s)에 대한 추정계수가 된다.

계절적 ARMA 추정식에서 계절항을 고려하는 방식은 가법적(additive) 방식인 (3-2)번식과 승법적(multiplicative) 방식인 (3-3)번식이 있다. 예를 들어 다음 식은 1기 자기상관과 12기 자기상관을 고려한 경우인데 이 분석에서는 주로 (3-3)번식을 사용¹⁹하였으며 계절적 자기회귀(SAR)항으로 표기하였다.

$$y_t = \rho_1 y_{t-1} + \rho_{12} y_{t-12} + \epsilon_t \quad (3-2)$$

$$(1 - \rho_1 L)(1 - \rho_{12} L^{12})y_t = \epsilon_t \quad (3-3)$$

¹⁸ 평균이나 분산이 시간에 따라 일정하지 않아 불안정한 시계열은 차분에 의해 안정화시킨다.

¹⁹ 승법적 방식은 교차항도 고려하게 되므로 가법적 방식보다 선호되는 경향이 있다. 계절적 ARMA(SARIMA라고도 부름) 모형의 계절항은 같은 계절의 연도 간 연동 관계를 고려하기 위한 것이다.

1.2. 일반자기회귀조건부이분산(GARCH) 모형

ARIMA 모형의 의거하여 추정한 식의 잔차에 조건부 이분산이 존재하는지 살펴보았다. 분산이 큰 구간과 작은 구간이 존재 - 이른바 변동성 집중(volatility clustering) 현상이 존재할 경우에는 식(3-4)의 계수 α_i 가 유의하게 추정된다. 이러한 자기회귀조건부이분산(Autoregressive Conditional Heteroscedasticity: ARCH)이 존재할 경우 조건부 이분산의 모형화를 통해 예측에 활용함으로써 더욱 효율적인 추정이 가능하며, 예측치의 신뢰구간을 보다 정확히 할 수 있다.

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \epsilon_{t-i}^2 + v_t \quad (3-4)$$

ARCH효과가 확인된 작물의 경우, 조건부 분산식을 추가로 추정하였다. 이 경우 ARCH항 외에 일반자기회귀조건부이분산(GARCH)항을 추가함으로써 식(3-5)와 같이 추정계수를 줄이는 효과를 볼 수 있는 GARCH모형을 추정할 수 있다.

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \epsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 + v_t \quad (3-5)$$

2. 단변량 모형에 의한 추정 및 예측 결과

2.1. 채소류

배추, 무, 양파, 마늘 가격을 대상으로 ARIMA 모형을 추정하였다. 모든 가격은 계절 차분을 하였다. 배추, 무, 양파 가격과 달리 마늘 가격은 앞서 단위근 테스트의 귀무가설을 기각하지 못하였기 때문에 불안정 시계

34 단변량 모형에 의한 시계열 분석

열일 가능성을 고려해 계절차분과 더불어 1기 차분을 추가로 한 자료를 이용하였다. 추정 결과는 <표 3-1>과 같다.

표 3-1. 채소류 ARIMA 모형 추정 결과

	변수	계수	t 값	한계유의수준	
배추	c	0.03	0.89	0.38	$R^2=0.84$ Adj. $R^2=0.83$ $Q_{12}=0.42$ $Q_{24}=0.38$
	ar(1)	0.73	7.39	0.00	
	sar(12)	-0.88	-8.64	0.00	
	sar(24)	-0.37	-3.88	0.00	
	ma(2)	-0.33	-2.55	0.01	
	ma(24)	-0.88	-30.96	0.00	
무	c	0.03	1.94	0.06	$R^2=0.88$ Adj. $R^2=0.87$ $Q_{12}=0.57$ $Q_{24}=0.61$
	ar(1)	0.98	9.24	0.00	
	ar(2)	-0.38	-3.56	0.00	
	sar(12)	-0.45	-4.21	0.00	
	sar(24)	-0.32	-3.01	0.00	
	ma(6)	-0.26	-2.27	0.03	
마늘 (차분)	ma(12)	-0.88	-24.57	0.00	$R^2=0.50$ Adj. $R^2=0.45$ $Q_{12}=0.38$ $Q_{24}=0.44$
	c	0.00	0.90	0.37	
	ar(1)	0.49	3.52	0.00	
	ar(2)	-0.26	-2.09	0.04	
	ar(3)	0.28	2.35	0.02	
	sar(12)	-0.34	-3.71	0.00	
	sar(23)	0.20	2.35	0.02	
	sar(24)	-0.42	-5.00	0.00	
양파	ma(1)	-0.91	-11.21	0.00	$R^2=0.87$ Adj. $R^2=0.86$ $Q_{12}=0.29$ $Q_{24}=0.11$
	c	-0.02	-0.22	0.83	
	ar(1)	0.85	12.20	0.00	
	sar(12)	-0.62	-6.91	0.00	
	sar(13)	-0.37	-4.63	0.00	
	sar(24)	-0.35	-4.12	0.00	
	ma(1)	0.21	1.70	0.09	

1) Q 값은 잔차의 Ljung-Box Q통계치에 대한 한계유의수준을 나타냄.

배추를 비롯한 무, 마늘, 양파 등 채소 가격 시계열자료의 상관도표(correlogram)를 검토한 결과 12기, 24기를 전후한 자기상관함수 값이 유의하게 나타났으며, AR, MA항 역시 유의하게 추정되었다. 모든 품목의 AR(1)항은 유의하게 나타났는데, 이는 당월 가격이 전월 가격과 상관성을 가진다는 사실을 의미한다. 모든 채소 가격에 대해 12기 계절항 SAR의 계수가 음(-) 부호로 추정되었으며, 이는 금월 가격이 1년 전 동월 가격과 반대 방향으로 자기상관성을 가진다는 사실을 나타낸다. 12기 계절항이 음(-) 부호로 추정된 것은 농산물은 대체로 전년도 가격에 따라 당해년도 생산량이 결정되므로 당해년 가격은 전년 가격과 반대 방향으로 변동한다는 ‘거미집 이론(cobweb theory)’을 실증해 보이며, 그 계수의 크기가 1보다 작아 균형 수준으로 수렴함을 나타낸다²⁰. $\phi(L)$ 과 $\theta(L)$ 의 근의 절댓값은 모두 1보다 크게 추정되어 AR모형의 안정성과 MA모형의 가역성을 만족시켰다.

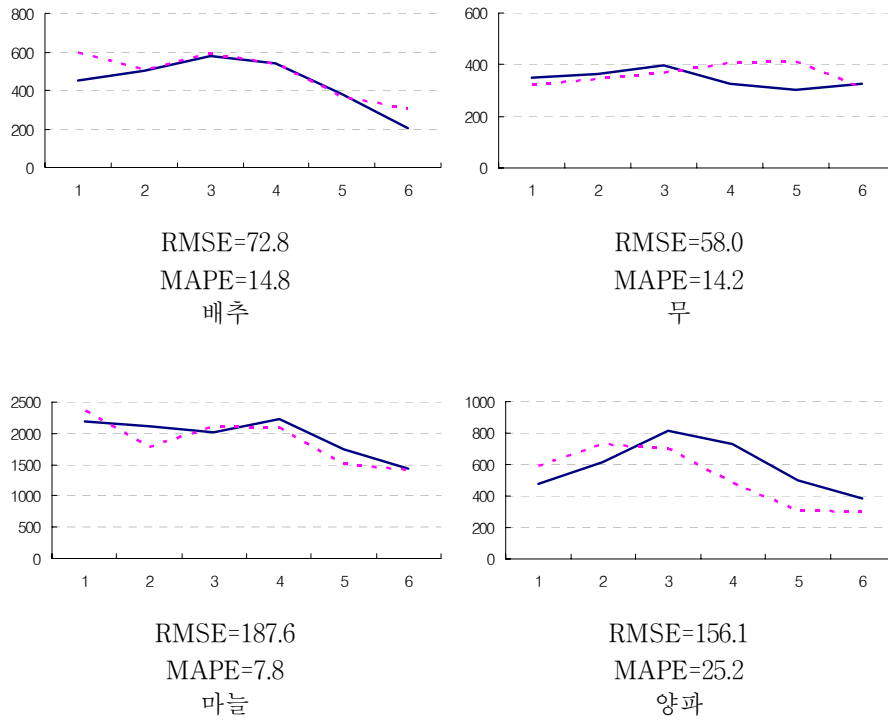
배추, 무, 양파 가격에 대한 ARIMA 모형의 조정결정계수는 0.8 이상으로 설명력은 높았으며, 가격 불안정성으로 인해 1차 차분을 추가한 마늘 가격 추정 모형의 조정결정계수는 0.45로 낮았다. 모형 추정 후 잔차가 안정적임을 확인하기 위해 12기, 24기에 대한 Q통계치를 살펴보았으며 모든 품목에서 잔차가 백색잡음(white noise), 즉 안정적이라는 귀무가설을 기각하지 못하는 것으로 나타났다.

<표 3-1>의 추정 결과를 통해 2006년 1월에서 6월까지의 가격을 사후 예측한 결과는 <그림 3-1>과 같다. 예측결과의 평가 지표로 RMSE와 MAPE를 계산하였다. 배추, 무, 마늘 가격에 대한 예측 오차는 MAPE 기준으로 15%이하로 나타나 예측력이 양호한 것으로 판단된다. 그러나 양파 가격에 대한 예측 오차는 25% 정도로 나타나 다른 품목에 비해 예측력이 낮다. 예측 기간을 기준으로 보았을 때의 예측력은 대체로 3개월 정도가 양호하였으며, 그 후에는 떨어지는 것으로 나타났다.

²⁰ 거미집 이론의 수렴 조건을 만족하는 것이다. 전통적 거미집 이론과 확률적 요소를 추가한 모형에 관해서는 Smyth(1973) 등을 참조.

36 단변량 모형에 의한 시계열 분석

그림 3-1. ARIMA 모형에 의한 채소류 가격 예측 결과



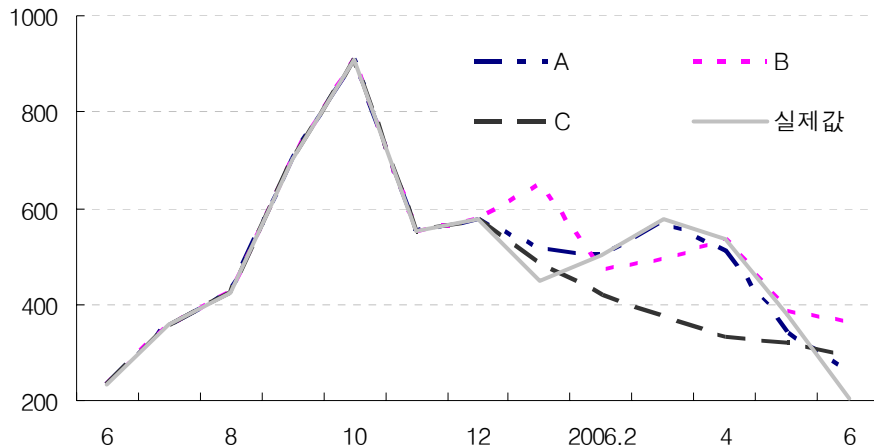
주: 굵은 선은 실측치, 점선은 예측치.

. 농산물은 출하 시기나 생산비용이 높거나 낮은 달이 정해져 있어 가격이 뚜렷한 계절성을 보인다. 따라서 시계열 분석에 앞서 이러한 계절성을 반영해 줄 필요가 있으며 계절성 반영 여부에 따른 시계열 예측결과를 비교해 보면 <그림 3-2>와 같다.

표 3-2. 계절성 반영 유형에 따른 예측력 비교

	RMSE	MAPE
계절차분(A)	72.8	14.8
계절더미(B)	111.5	24.4
원시계열(C)	129.5	25.8

그림 3-2. 계절성 반영 여부에 따른 배추가격 예측 결과



예측결과 비교 시 계절성을 반영하지 않은 경우(C)의 제공근평균제곱 오차(root mean squared error: RMSE)와 평균백분률절대오차(mean absolute percentage error: MAPE)값이 크게 증가함을 확인할 수 있다. 이는 SAR, SMA 항만으로는 특정달의 가격이 지속적으로 높거나 낮은, 즉 월별 평균이 차이나는 농산물 가격의 계절성을 반영하지 못하기 때문이다. 또한 계절더미로 계절성을 반영한 것보다는 계절차분을 통해 반영한 경우의 예측력이 높은 것으로 나타났다²¹. 예측력과 함께 자유도 손실을 최소화한다는 차원에서 별도의 언급이 없는 한 계절 차분을 이용해 계절성을 제거한 자료를 이용하기로 한다.

<표 3-3>은 계절더미를 이용해 계절 조정을 한 경우(B)의 추정 결과를 요약한 것이다. 이 표에 의하면, 제2장에서 회귀분석에 의해 검토한 것에 비해 월별 효과가 뚜렷이 나타난다. 이에 의하면 8, 9월 효과가 0.51, 0.58로 가장 크고 다음으로 1~4월, 7월, 10월 효과가 큰 것으로 나타났다. 한편 노지봄배추가 많이 출하되는 6월은 음(-) 부호로 나타나 5월과 가을배추

²¹ 다만 예측력만을 기준으로 두 방법간의 우열을 단정적으로 논하기는 어렵다.

38 단변량 모형에 의한 시계열 분석

(김장배추라고 함)가 11~12월에 비해서도 낮아 가장 낮은 수준임을 보여 준다. 한편 계절항은 모두 음(-) 부호로 추정되었으며, 다중결정계수도 0.8 수준으로 양호한 것으로 나타났다.

월별 모형외에 주별 모형 추정을 위해 1996년부터 2005년 사이의 수요 일 자료를 기준으로 한 주별 시계열 자료를 이용하였다. 수요일이 공휴일로 경매가 이루어지지 않은 경우 순차로 목, 금, 토, 화, 월요일의 자료를 대신 사용하여 총 522개의 시계열 자료를 확보하였다. 모형추정 후 예측력 검증을 위해서는 2006년 1월부터 3월 사이의 자료를 이용하였다.

주별 가격 역시 분석에 앞서 월별 가격과 동일하게 안정성(stationarity)에 관한 ADF 검정을 실행하였으며, 검정 결과 모든 시계열이 귀무가설을 기각해 단위근은 존재하지 않는 것으로(즉 안정적인 것으로) 나타났다.

표 3-3. 계절더미를 이용한 계절 조정 후 ARIMA모형 추정 결과

	변수	계수	t 값	한계유의수준	
배 추	c	5.73	126.00	0.00	$R^2=0.83$ Adj. $R^2=0.80$ $Q_{12}=0.35$ $Q_{24}=0.26$
	D1	0.15	3.29	0.00	
	D2	0.09	1.71	0.09	
	D3	0.17	3.08	0.00	
	D4	0.19	3.24	0.00	
	D5	-0.06	-1.06	0.29	
	D6	-0.13	-2.09	0.04	
	D7	0.14	2.27	0.03	
	D8	0.51	8.66	0.00	
	D9	0.58	10.11	0.00	
	D10	0.18	3.25	0.00	
	D11	-0.02	-0.54	0.59	
	ar(1)	0.71	7.25	0.00	
	sar(12)	-0.58	-5.14	0.00	
	sar(24)	-0.17	-1.60	0.11	
	ma(2)	-0.26	-1.99	0.05	
	sma(24)	-0.89	-33.55	0.00	

주: Q 값은 잔차의 Ljung-Box Q통계치에 대한 한계유의수준을 나타냄.

월별 자료의 경우 월별 추세를 계절차분이나 월별 더미를 이용하여 고려하였듯이 주간 자료를 이용할 경우도 이러한 연단위 추세를 반영해 줄 필요가 있다. 그렇지 않을 경우 가격이 일정 수준 이상으로 상승하거나 하락하는 추세를 반영 못해 예측력이 크게 떨어지는 문제점이 발생하게 된다. 이러한 문제점 해결을 위해 52주(1년) 차분을 한 후 ARIMA 모형을 추정하였다. 52주 차분한 가격 자료는 모두 1% 유의수준하에서 단위근 존재에 대한 귀무가설을 기각하였다. 주별 자료에 의한 ARIMA모형 추정 결과는 <표 3-4>와 같이 요약된다.

배추의 경우 무 가격과 달리 AR(1), MA(52)항 외에 유의한 계수가 추정되는 항이 없었다. 위 식을 바탕으로 3달간(2006년 1~3월)의 가격을 예측한 결과 배추는 15%, 무는 25% 정도의 예측오차가 발생하는 것으로 나타났다. 배추와 무 예측치 모두 2월 들어 상승하는 가격의 움직임을 예측하지 못하였는데, 이는 월별 자료의 계절 차분에 비해 52기 차분을 통해 연도 간 변동을 모형에 반영시키는 것이 어렵기 때문인 것으로 추정된다.

월간 도매가격을 통해 추정한 ARIMA 모형을 바탕으로 ARCH 효과를 검정해 보았다. 일부 채소작물의 일일 가격을 대상으로 살펴본 결과, 강태

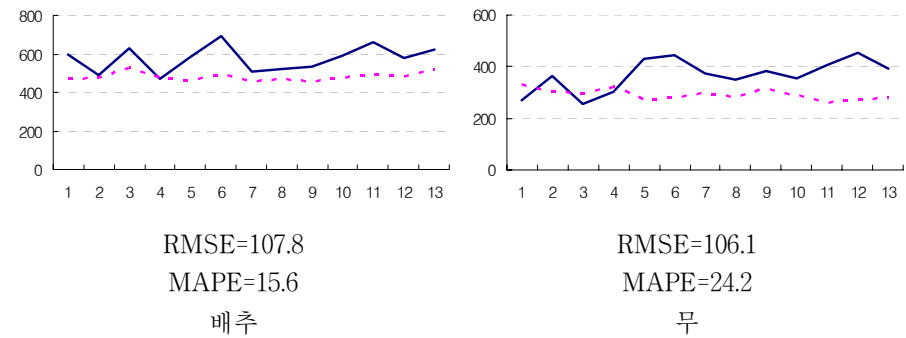
표 3-4. 주별 가격을 이용한 ARIMA 모형 추정 결과

	변수	계수	t 값	한계유의수준	
배 추	c	0.04	1.62	0.11	$R^2=0.85$
	ar(1)	0.84	31.87	0.00	Adj. $R^2=0.85$
	ma(52)	-0.88	-50.44	0.00	$Q_{12}=0.48$
					$Q_{24}=0.70$
무	c	-0.04	-0.64	0.52	$R^2=0.90$ Adj. $R^2=0.89$ $Q_{12}=0.36$ $Q_{24}=0.47$
	ar(1)	0.94	37.55	0.00	
	sar(3)	0.14	2.72	0.01	
	ma(1)	-0.27	-5.35	0.00	
	ma(2)	0.11	2.25	0.03	
	sma(52)	-0.76	-24.44	0.00	
	sma(7)	-0.13	-3.77	0.00	

주: Q 값은 잔차의 Ljung-Box Q통계치에 대한 한계유의수준을 나타냄.

40 단변량 모형에 의한 시계열 분석

그림 3-3. 주별 배추·무 자료를 이용한 ARIMA 예측 결과



주: 굵은 선은 실측치, 점선은 예측치.

훈(2004)의 결과와 동일하게 조건부분산이 변동하는 ARCH효과가 있는 것으로 확인되었다. 이러한 효과가 월간가격을 통해서도 확인되는지를 살펴 보기 위해 ARCH 효과 검정을 실시해 보았다. 검정 결과, 5% 유의수준하에서 ARCH효과가 없다는 귀무가설이 기각되는 경우는 없었다²². 따라서 계절차분한 월별 채소 가격에는 변동성이 집중되는 현상이 없는 것으로 판단된다.

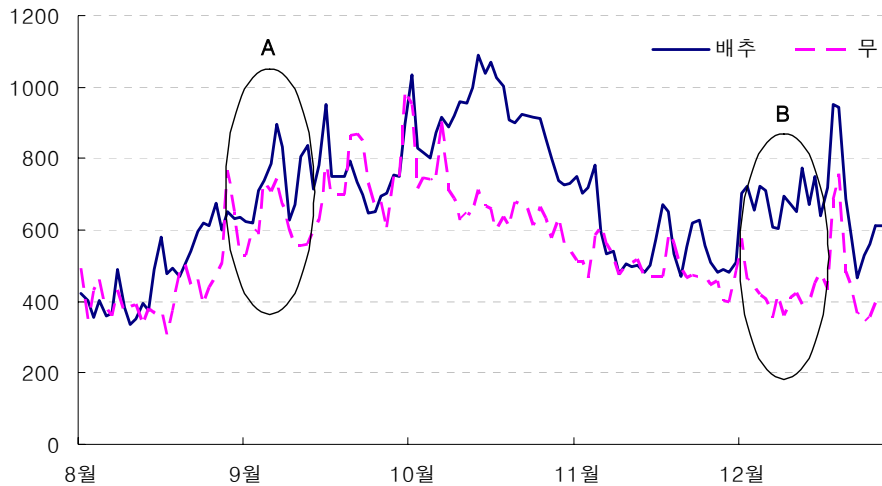
표 3-5. 채소류 가격의 ARCH효과 검정 결과

	1기	2기	3기
배 추	0.12	0.12	0.23
무	0.27	0.22	0.22
마 늘	0.14	0.36	0.53
양 파	0.09	0.23	0.36

주: χ^2 분포를 따르는 LM통계치($n \cdot R^2$)에 대한 한계유의수준.

²² 이는 김배성(2005)의 연구결과와 대비되는 것인데 이는 로그변환과 계절차분을 통한 자료상의 차이 때문인 것으로 추정된다. 실제로 배추와 양파의 경우 로그 변환 없이 계절차분만 한 후 추정한 경우에는 ARCH효과가 존재하는 것으로 나타났다.

그림 3-4. 배추와 무의 일일 가격 추세

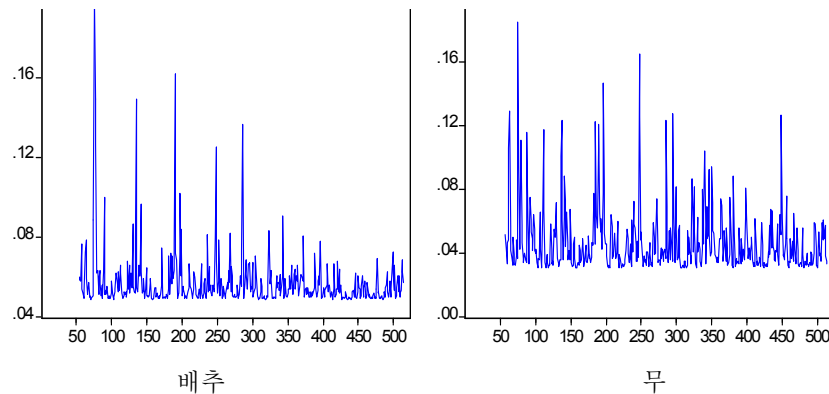


LM테스트 결과 10% 유의수준하에서는 양과 가격이 귀무가설을 기각하였기 때문에 ARIMA식을 바탕으로 ARCH모형을 추정해 보았다. 그러나 ARCH항에 대해 유의한 계수가 추정되지는 않았다. 이는 채소류의 월별 가격을 이용할 경우 빈도수가 높은 일별가격과 달리 분산군집 현상을 관찰하기 어렵기 때문인 것으로 추정된다.

배추와 무의 일별 가격을 대상으로 분산군집 현상이 확인 되는지 살펴 보았다. 2005년도 8월부터 12월까지의 배추와 무 가격을 나타낸 그래프를 살펴보면, 분산이 상대적으로 큰 A구간이 있는 반면 상대적으로 작은 B구간이 있음을 확인할 수 있다.

위 그래프 상에서 확인할 수 있는 분산군집 현상이 실제로 존재하는 지를 확인하기 위해 배추와 무의 일별 가격 자료로 ARIMA 모형을 추정한 후 ARCH 효과를 검정 한 결과는 <표 3-6>과 같다. 그 결과 배추와 무 모두 12기까지 귀무가설을 기각해 ARCH효과가 존재하는 것으로 나타났다. 이는 월별효과에서는 ARCH효과가 무시될 수 있어도 그보다 빈도수가 큰 주별, 일별 자료를 이용할 경우는 이에 대한 효과를 고려해야 함을 의미한다.

그림 3-5. 배추와 무의 조건부 분산



위에서 확인된 배추와 무의 조건부 이분산을 살펴보기 위해 GARCH 모형을 추정 후 조건부 분산을 살펴보았다. 두 식 모두 ARCH(2)항을 추가하여 추정하였으며 조건부 분산은 <그림 3-5>와 같다. 그 결과 배추와 무 가격의 조건부 분산이 커지는 구간과 작아지는 구간이 뚜렷하게 존재함을 확인할 수 있었다. 또한 분석 시각 시점인 1996년부터 지금까지 조건부 분산이 대체로 작아지고 있음을 확인할 수 있다²³.

표 3-6. 일별 자료를 이용한 ARCH 검정 결과

	3기	6기	12기
배추	124.37 (0.00)	160.45 (0.00)	193.58 (0.00)
무	147.48 (0.00)	193.26 (0.00)	212.49 (0.00)

주: ()안의 수치는 해당 통계치의 한계유의수준.

²³ 일별 자료에서 나타나는 보다 단기적인 현상에 대한 ARCH효과를 반영한 모형을 추정하는 일은 이 연구 범위를 벗어난다. 이에 대한 더욱 구체적인 연구로는 강태훈(2004)이 있다.

2.2. 과일류

사과 가격자료를 12기 계절차분하여 확인한 결과 편자기상관함수 1기에서 유의한 값이 나타났으므로 AR(1)의 유형을 따른다. 또한 자기상관함수 1~3기에서 유의한 값이 발견되었으므로 MA(1), MA(2), MA(3)가 존재하는 것으로 판단된다. 그러나 추정식의 잔차에 대해서 자기상관 함수와 편자기 상관함수를 살펴본 결과 후행차수 12차와 24차에서 유의한 스파이크가 나타났기 때문에 계절차분 시계열은 AR(12), AR(24) 또는 MA(12), MA(24)를 첨가하여 모형을 적합화시켰다.

사과, 배 가격에 대한 ARIMA모형 추정 결과, AR항과 MA항들이 유의하게 나타났다. 12기 계절항은 모두 음(-) 부호로 나타났으며 계수의 절댓값도 1보다 작아 가격이 균형으로 수렴하는 연도 간 변동을 하고 있음을

표 3-7. 과일류 ARIMA 모형 추정 결과

	변수	계수	t 값	한계유의수준	
사과	c	0.05	5.06	0.00	$R^2=0.88$ $Adj.R^2=0.87$ $Q_{12}=0.34$ $Q_{24}=0.31$
	ar(1)	0.59	8.74	0.00	
	ar(12)	-0.37	-5.43	0.00	
	ar(24)	-0.31	-4.63	0.00	
	ma(1)	0.22	3.93	0.00	
	ma(2)	0.21	4.18	0.00	
	ma(3)	0.14	2.10	0.03	
	ma(12)	-0.76	-11.73	0.00	
배	c	-0.00	-0.22	0.82	$R^2=0.87$ $Adj.R^2=0.86$ $Q_{12}=0.68$ $Q_{24}=0.84$
	ar(1)	-0.07	-0.42	0.66	
	ar(2)	0.68	4.40	0.03	
	ar(12)	-0.84	-9.06	0.00	
	ar(24)	-0.45	-4.77	0.00	
	ma(1)	1.11	5.94	0.00	
	ma(2)	0.24	2.18	0.03	

주: Q 값은 잔차의 Ljung-Box Q통계치에 대한 한계유의수준을 나타냄.

나타낸다. 추정식의 조정결정계수(adjusted R^2)는 사과 0.87, 배 0.86으로 나타나 전체적인 설명력은 대체로 양호한 것으로 판단된다. 또한, 상관도표 분석을 위하여 Q-통계량을 검정한 결과 모든 차수에서 계절성이 제거되었으며 사과, 배의 잔차계열은 안정적 과정을 나타내는 백색잡음인 것을 알 수 있었다. 또한 AR과 MA 모두 가역근이 1보다 작으므로 가역성 조건을 만족하였다.

계절차분 ARIMA모형은 최종적으로 추정된 ARIMA모형의 결과에 대한 가역근 여부와 자기상관 및 편자기상관의 유의성에 대한 Q-통계량을 만족시키면서 조정결정계수가 큰 모형을 최적모형으로 선택한다. 이상과 같이 선택된 ARIMA모형을 가지고 2006년 1월에서 6월까지 가격을 사후 예측한 결과는 <그림 3-6>과 같다. 사과와 배 가격에 대한 예측 오차는 MAPE 기준으로 사과 16.7%, 배 26.3%로 나타나 배 가격에 대한 예측력은 사과에 비해서 낮은 것으로 평가된다. 예측 오차는 3개월부터 확대되었다.

위 추정된 식을 바탕으로 사과와 배 가격에 대해 변동성 집중현상의 존재 여부를 - 즉 ARCH효과 존재 여부를 - 검정하였다. 검정 결과, 1기, 2기, 3기 모두 귀무가설을 기각하지 않았으므로 ARCH효과가 존재하지 않는 것으로 판단된다<표 3-8>.

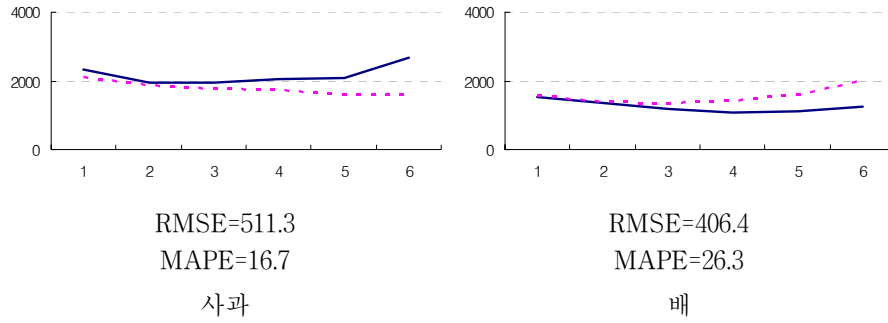
주별 자료를 이용한 ARIMA모형을 추정하기 위해 1996~2005년 중 수요일 자료를 기준으로 시계열 자료를 정리하였다. 그러나 수요일이 공휴일이어서 경매가 이루어지지 않은 경우에는 순차로 목, 금, 토, 화, 월요일의 자료를 대신 사용하였다. 분석에 사용된 총 시계열수는 522개이며, 1년에 해당하는 52주 차분한 가격 자료는 모두 유의수준 1%하에서 단위근 존재

표 3-8. 과일류 가격의 ARCH효과 검정 결과

	1기	2기	3기
사과	0.23	0.27	0.38
배	0.28	0.41	0.62

주: χ^2 분포를 따르는 LM통계치($n \cdot R^2$)에 대한 한계유의수준.

그림 3-6. ARIMA 모형에 의한 과일류 가격 예측 결과



주: 굵은 선은 실측치, 점선은 예측치.

에 관한 귀무가설을 기각하므로, 주별 가격 자료는 안정적인 것으로 판단된다.

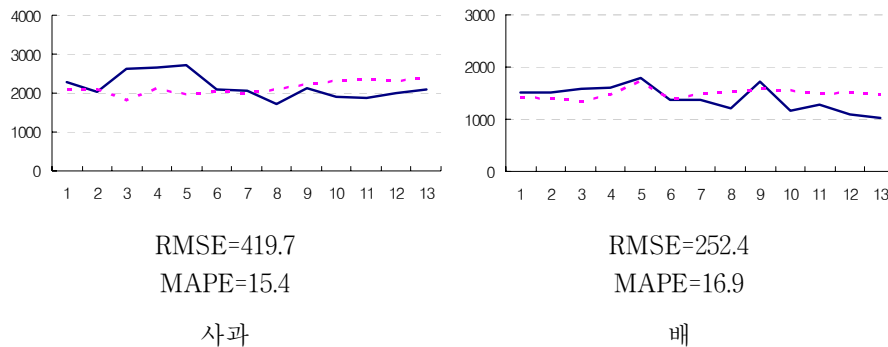
표 3-9. 주별 가격을 이용한 ARIMA 추정결과

	변수	계수	t 값	한계유의수준	
사과	c	0.07	2.23	0.03	$R^2=0.88$ Adj. $R^2=0.87$ $Q_{12}=0.38$ $Q_{24}=0.62$
	ar(1)	0.93	44.51	0.00	
	sar(52)	-0.11	-2.12	0.03	
	ma(1)	-0.34	-6.29	0.00	
	sma(52)	-0.88	-59.19	0.00	
	설더미	-0.02	-0.51	0.61	
	추석더미	0.09	2.08	0.04	
배	c	-0.01	-0.22	0.82	$R^2=0.87$ Adj. $R^2=0.87$ $Q_{12}=0.48$ $Q_{24}=0.54$
	ar(1)	0.95	48.33	0.00	
	sar(52)	-0.16	-3.13	0.00	
	ma(4)	0.08	1.69	0.09	
	ma(1)	-0.53	-11.08	0.00	
	sma(52)	-0.87	-54.53	0.00	
	설더미	0.00	-0.02	0.98	
	추석더미	0.20	4.25	0.00	

주: Q 값은 잔차의 Ljung-Box Q통계치에 대한 한계유의수준을 나타냄.

46 단변량 모형에 의한 시계열 분석

그림 3-7. 주별 과일 가격에 대한 ARIMA 예측 결과



주: 굵은 선은 실측치, 점선은 예측치.

월별 자료에서와 마찬가지로 주별 자료에서도 1년 주기인 52주를 전후한 AR, MA항이 음(-)의 부호로 유의하게 추정되었다. 사과와 배의 경우 앞서 확인된 명절 효과를 고려하기 위해 설과 추석더미 변수를 추가하였다. 추정된 모형을 바탕으로 13주간(3달)의 가격을 예측한 결과는 <그림 3-7>과 같다.

주별 가격을 이용한 ARIMA 모형 추정 후 가격을 예측한 결과 사과와 배의 예측치가 MAPE 값 15% 내외로 산출되었다. 동일한 기간에 대해 월별 ARIMA 모형을 통해 예측할 경우 MAPE값이 7% 내외로 산출되어 주별 ARIMA의 예측력이 낮은 것으로 나타났다.

2.3. 과채류

과채류 가격에 대해서도 과일류와 마찬가지로 로그변환변수를 12기 계절차분하고 자기상관함수 등을 고려하여 AR항과 MA항을 선정하였다. 또한 모형 내에서도 계절적 연동관계를 고려하기 위하여 SAR과 SMA항을 추가하였다. ARIMA 모형을 추정한 결과는 <표 3-10>과 같다.

과채류 품목의 가격 모형은 대체로 AR(1), AR(2), MA(1), MA(2) 등의 항이 유의하게 나타났다. 또한 12기의 SAR항들도 모든 품목에서 음(-) 부호로 유의하게 나타났는데, 이는 과채류 품목의 가격들도 모두 같은 계절에 대해 전년과 반대 방향으로 변동하고 있음을 의미한다.

조정결정계수는 백다다기오이, 일반 토마토, 주키니호박이 0.6~0.7 수준인 반면, 방울토마토와 애호박 0.4 수준으로 나타나 두 품목의 추정식은 전체적인 설명력이 낮았다. 계열상관도 분석을 위하여 Q-통계량을 검정한 결과 각 품목의 잔차 계열은 안정적이었다. 또한 AR과 MA의 가역근은 1보다 작은 것으로 나타나 안정성과 가역성 조건을 만족하였다.

표 3-10. 과채류 ARIMA 모형 추정 결과

	변수	coefficient	t 값	한계유의수준	
백다다기오이	c	0.01	1.35	0.17	$R^2=0.61$ Adj. $R^2=0.60$ $Q_{12}=0.53$ $Q_{24}=0.69$
	ar(1)	0.68	5.21	0.00	
	ar(12)	-0.15	-2.17	0.03	
	sar(12)	-0.30	-1.79	0.07	
	sma(1)	-0.90	-27.34	0.05	
취청오이	c	0.00	0.25	0.80	$R^2=0.52$ Adj. $R^2=0.49$ $Q_{12}=0.20$ $Q_{24}=0.28$
	ar(1)	-0.36	-1.83	0.07	
	ar(2)	0.48	4.14	0.00	
	sar(12)	-0.70	-7.20	0.00	
	sar(24)	-0.53	-5.43	0.00	
	ma(1)	0.85	4.43	0.00	
일반토마토	c	0.05	1.10	0.27	$R^2=0.64$ Adj. $R^2=0.62$ $Q_{12}=0.90$ $Q_{24}=0.55$
	ar(1)	1.27	15.65	0.00	
	ar(2)	-1.31	-19.87	0.00	
	ar(3)	0.57	7.69	0.00	
	sar(12)	-0.47	-5.97	0.00	
	ma(1)	-0.69	-32.42	0.00	
	ma(2)	0.99	30.15	0.00	

48 단변량 모형에 의한 시계열 분석

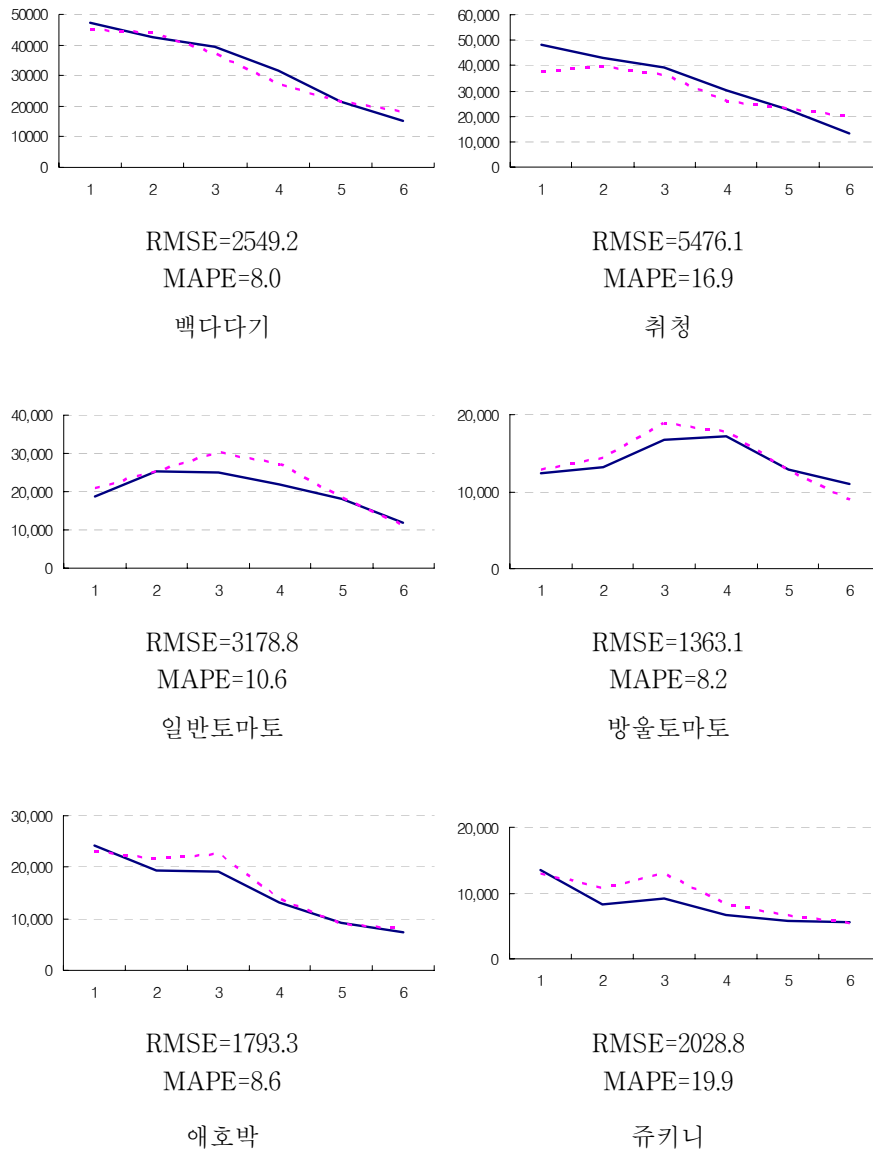
이상의 추정 모형을 통해 2006년 1월에서 6월까지의 과채류 가격에 대한 사후 예측을 실시하였다. 예측 결과 백다다기, 방울토마토, 애호박은 10% 이내의 예측오차를 보였으며, 취청, 일반 토마토, 주키니는 11~20%의 예측오차를 보였다.

표 3-10. 과채류 ARIMA 모형 추정결과(계속)

	변수	coefficient	t 값	한계유의수준	
방울토마토	c	0.03	0.73	0.47	$R^2=0.43$ Adj. $R^2=0.40$ $Q_{12}=0.11$ $Q_{24}=0.46$
	ar(1)	-0.23	-0.91	0.36	
	sar(12)	-0.51	-6.24	0.00	
	ma(1)	0.88	3.92	0.00	
	ma(2)	0.40	3.07	0.00	
애호박	c	0.01	0.45	0.65	$R^2=0.46$ Adj. $R^2=0.43$ $Q_{12}=0.15$ $Q_{24}=0.37$
	ar(1)	1.03	6.81	0.00	
	ar(2)	-0.08	-0.73	0.46	
	sar(12)	-0.77	-0.80	0.00	
	sar(24)	-0.43	-4.76	0.00	
	ma(1)	-0.84	-8.01	0.00	
주키니호박	c	0.03	3.36	0.00	$R^2=0.69$ Adj. $R^2=0.66$ $Q_{12}=0.12$ $Q_{24}=0.72$
	ar(1)	0.51	4.58	0.00	
	ar(2)	-0.82	-6.70	0.00	
	sar(12)	-0.22	-2.16	0.03	
	sar(24)	-0.31	-3.16	0.00	
	ma(1)	-0.36	-2.17	0.03	
	ma(2)	0.65	4.23	0.00	
	sma(12)	-0.91	-31.73	0.00	

주: Q 값은 잔차의 Ljung-Box Q통계치에 대한 한계유의수준을 나타냄.

그림 3-8. ARIMA 모형에 의한 과채류 가격 예측 결과



주: 굵은 선은 실측치, 점선은 예측치.

잔차항에 조건부 분산이 존재하는가를 검정하기 위해 ARCH-LM 테스트를 이용하여 검정하였다. 검정결과, 백다다기 오이에서는 1기와 3기, 일반 토마토는 3기, 애호박은 1기와 3기에서 ARCH 효과가 검출되었다. ARCH효과가 확인된 백다다기오이, 애호박, 일반 토마토를 대상으로 GARCH식을 추정하였다. 조건부 잔차에 대한 분포는 정규분포를 따르는 가정을 완화시켜 GED(Generalized Error Distribution)를 따랐다. 그 결과 왜도를 나타내는 GED 파라미터가 유의하게 추정되어 정규분포를 따르지 않는 것으로 나타났다. 추정 결과는 <표 3-12>에 요약되어 있다²⁴.

조건부분산식을 추정한 결과, 상수항과 ARCH항 모두 양(+)으로 나타났다. 한편 가역성 조건을 만족하며 ARCH와 GARCH 계수를 합한 $\alpha + \beta$ 값은 0.93로 1의 값에 근접하고 있다. 이는 애호박 가격은 대체로 변동성 충격이 지속적이라는 것을 의미한다.

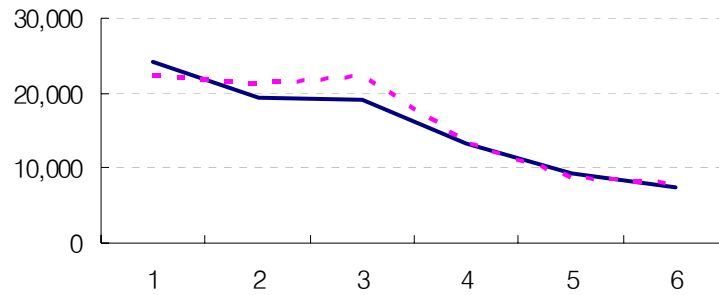
표 3-11. 과채류 가격의 ARCH효과 검정 결과

	1기	2기	3기
백다다기	0.05	0.10	0.03
취청	0.18	0.28	0.32
일반토마토	0.57	0.65	0.01
방울토마토	0.16	0.38	0.13
애호박	0.08	0.16	0.00
쥬키니	0.65	0.91	0.10

주: χ^2 분포를 따르는 LM통계치($n \cdot R^2$)에 대한 한계유의수준.

²⁴ 백다다기오이와 일반 토마토의 경우 ARCH(1)항이 유의하지 않거나 추정된 ARCH항들의 계숫값이 1보다 커 예측된 조건부 분산이 발산하는 문제점이 발생하는 등 ARCH 모형 설정에 문제점이 있는 것으로 나타났다. 이에 애호박의 추정 결과만 제시하기로 한다.

그림 3-9. GARCH 모형에 의한 과채류 가격 예측 결과



RMSE=1728.5

MAPE=8.5

애호박

주: 굵은 선은 실측치, 점선은 예측치.

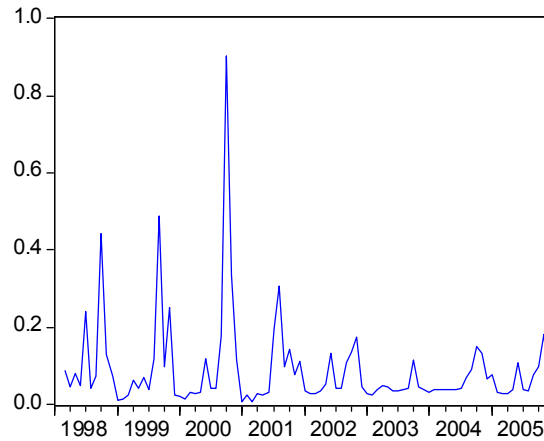
표 3-12. GARCH 모형 추정 결과

	변수	coefficient	z-Statistic	한계유의수준	
애 호 박 ²⁵	c	0.01	0.54	0.59	R ² =0.43 Adj. R ² =0.36 Q ₁₂ =0.22 Q ₂₄ =0.30
	ar(1)	1.18	6.48	0.00	
	ar(2)	-0.24	-1.57	0.12	
	sar(12)	-0.69	-10.27	0.00	
	sar(24)	-0.40	-7.30	0.00	
	ma(1)	-0.78	-6.23	0.00	
	조 건 부 분 산 식				
	c	0.03	2.14	0.03	
	arch(1)	0.89	1.86	0.06	
	garch(2)	0.04	0.41	0.69	

주: Q 값은 잔차의 Ljung-Box Q통계치에 대한 한계유의수준을 나타냄.

²⁵ GARCH항의 추가 여부와 무관하게 ARCH(1)항은 유의하게 추정되나 GARCH항을 제외할 경우 예측오차가 ARIMA 모형보다 커지므로 garch항을 포함하여 추정하였다.

그림 3-10. 애호박의 조건부 분산



위의 추정된 모형을 바탕으로 2006년 1월부터 6월까지의 가격을 예측하였다. 사후예측 결과, 애호박의 경우 같은 기간에 대해 ARIMA 모형으로 예측한 결과에 비해 예측 오차가 조금 감소하는 것으로 나타났다.

애호박의 조건부 분산은 연중 하반기에 커지는 것으로 나타났다. 연중 하반기에는 태풍과 추석의 영향으로 인해 변동성이 커지는 것으로 판단된다.

1. 다변량 모형 개요

청과물은 생산의 특성과 소비자의 수요에 있어서 품목이나 품종 간 대체 관계가 존재한다. 청과물 가격을 분석하기 위해서는 품목 또는 품종 간 대체 관계를 고려할 필요가 있다. 대체 관계를 고려하기 위해서는 단일 가격변수가 아닌 복수의 가격을 동시에 포함하여 분석해야 하며 가격 변수만으로 모형을 구성하기보다 물량 변수도 모형에 포함한다면 더욱 설명력을 높일 수 있을 것으로 판단된다.

이 장에서는 복수의 가격 변수와 물량 변수를 포함하는 다변량 모형을 분석하고자 한다. 본문의 구성은 다변량 모형에 대해 설명을 한 후, 다변량으로 구성된 모형들을 차례로 추정하고 사후예측을 실시한다. 다변량 모형으로 벡터자기회귀(VAR)모형과 시계열모형과 회귀모형의 결합을 시도하는 일종의 전이함수모형을 다루고자 한다.

1.1. 벡터자기회귀(VAR) 모형

벡터자기회귀(vector autoregression: VAR) 모형은 복수 변수들의 자기회귀항, 즉 시차항들을 동시에 포함하여 추정하는 모형이다. VAR 모형은 둘 이상의 변수를 시스템으로 구성한다는 점에서 단일 변수만을 대상으로

하는 ARIMA 계열의 모형과는 다르다. VAR 모형은 또한 내생변수와 외생변수를 명확하게 구별하지 않는 데, 이처럼 마치 모든 변수를 내생적인 것처럼 취급하는 것은 경제 이론에 기초하여 외생변수와 내생변수를 뚜렷이 구분하는 구조 모형과 다른 점이다²⁶.

VAR 모형은 연립방정식(simultaneous equations)을 추정하기 위한 접근 방법에서 구조적 방법과 다르다. 구조적 접근방법은 특정 경제 변수들 간의 관계를 설명하기 위해 분석모형에 적합한 경제이론의 사용과 함께 경제이론의 실증적 적합성을 검정하는 것이다. 그러나 경제이론은 변수들 사이의 동학적 관계(dynamic relationship)를 설명하기에 충분하지 못할 때가 많다. VAR 모형은 기본적으로 자료의 통계적 특성에 의존하여 설정되도록 하기 때문에 변수들 사이의 관계를 선형적으로 정의할 필요가 없다는 장점을 가진다.

이 연구에서 분석하고자 하는 품목이나 품종 간 가격을 예로 들어 보자. 배추와 무에 대한 수요가 대체 관계에 있다면 이들 가격은 동시에 결정될 것이다. 이들 가격간 대체성의 동학적 관계를 사전적으로 정의해야 한다면 경제 이론은 이에 대해 구체적인 대안을 주기 어렵다. 이러한 경우 VAR 등의 다변량 시계열 모형이 유용하다고 판단된다.

VAR 모형을 예시하기 위해 두 시계열간의 상호 관계가 다음과 같은 식으로 표현된다고 하자.

$$P_{c,t} = -\beta_{12}P_{r,t} + c_1 + \gamma_{11}P_{c,t-1} + \gamma_{12}P_{r,t-1} + \epsilon_{1t} \quad (4-1)$$

$$P_{r,t} = -\beta_{21}P_{c,t} + c_2 + \gamma_{21}P_{r,t-1} + \gamma_{22}P_{c,t-1} + \epsilon_{2t}$$

행렬 B 를 $\begin{pmatrix} 1 & \beta_{12} \\ \beta_{21} & 1 \end{pmatrix}$ 로 정의할 경우 식(4-1)은 다음과 같이 정리된다.

$$BP_t = \Gamma_1 + \Gamma_2 P_{t-1} + \epsilon_t \quad (4-2)$$

²⁶ VAR 모형에서도 외생변수를 설정할 수는 있으나 매우 제한적이다.

식 (4-2)의 Γ_1 은 c 를 성분으로 하는 2×1 , Γ_2 는 r 을 성분으로 하는 2×2 , ϵ_t 는 ϵ 를 성분으로 하는 2×1 행렬을 나타낸다. 위 식의 양변에 B^{-1} 을 곱하여 정리하면,

$$P_t = \phi_1 + \phi_2 P_{t-1} + \epsilon_t \quad (4-3)$$

식(4-3)과 같이 흔히 사용하게 되는 모형에 포함된 변수들의 시차항에 의해서 표현되는 VAR식으로 정리가 된다. 식(4-3)은 식(4-2)와 달리 오차항 간에 상관관계가 없으므로 OLS로 추정이 가능한 축약형(reduced form)이다.

VAR 모형은 어떤 설명(선결)변수로 동시적(concurrent) 또는 현기 변수를 포함하지 않는 축약형이기 때문에 동시방정식 모형과 관련된 문제를 회피할 수 있으므로, 통계학적으로 추정이 용이하고 예측에 편리하다는 장점을 갖는다²⁷.

VAR 모형은 그랜저 인과성(Granger causality)을 편리하게 검정할 수 있는 틀을 제공한다. 그랜저(Granger, 1969)는 변수 사이의 인과 관계를 한 변수가 다른 변수의 설명 또는 예측에 얼마나 도움이 되는가로 설명함으로써 시계열 변수의 예측능력에 대한 개념을 새로이 정립하였다.

그랜저 인과성은 이는 두 시계열 중 한 시계열의 과거 값이 다른 변수의 시계열 값을 설명하는지의 여부를 뜻한다. 예를 들어 식 (4-4)에서 귀무가설 $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$ 이 검정에 의해 기각되면, “ x 변수는 y 변수에 대해 그랜저의 의미의 인과성을 가진다”라고 판정한다.

$$y_t = c + \sum_{i=1}^p \alpha_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_i x_{t-i} + \epsilon_t \quad (4-4)$$

²⁷ VAR 모형은 변수나 시차항을 추가함에 따라 추정해야 할 계수가 급격히 증가하기 때문에 모형의 식별이 어려우며, 개별 계수의 크기나 유의성은 의미를 갖기 어렵다는 단점도 있다.

이는 시계열에서 한 변수가 다른 변수를 설명 또는 예측하는 데 ‘통계적으로’ 도움이 되면, 전자는 후자에 대해 그랜저 인과성을 가짐을 뜻한다.

이상과 같이 그랜저 인과성은 시계열 가격간 선행성 여부를 판단하기 위한 수단으로 활용되며, 가격간 상호 연관성을 분석하기 위한 기초 정보를 제공한다²⁸. 따라서 그랜저 인과성을 검정함으로써 VAR 시스템을 구성하기 위한 변수를 선정²⁹하거나 어떤 가격이 가격설정 과정에서 기초가격으로 작용하는가를 나타내는 가격전달(price transmission) 체계 등을 분석하는 데 도움이 된다.

VAR 모형은 상호관련성이 있는 변수들의 단기적 예측과 시계열적 인과 관계를 분석하기 위한 틀을 제공할 뿐만 아니라, 시스템내에서 확률교란(random disturbances)의 충격에 대한 다른 변수들의 동태적 반응 과정을 검토 - 즉 충격반응분석(impulse response analysis)을 실시하는 데에도 유용하다. VAR 모형은 비록 현기 변수를 설명변수로 포함하지 않지만 오차항의 공분산에 의해 동시적 상관관계가 암묵적으로 설명되는 것으로, VAR의 축약형은 선형변환을 통하여 동시적 관계를 구체적으로 설명할 수 있는 구조형으로 전환될 수 있다³⁰. 충격반응분석을 통해 반응이 충격을 받은 변수에 기인한 것인지 다른 변수들과의 관계에 기인한 간접적인 효과인지를 구분하여 변수와 시간에 따른 구체적인 반응 과정을 파악할 수 있다.

²⁸ 그랜저의 인과성 검정은 어떤 변수의 예측능력을 설명하기 위한 것이므로, 그랜저 인과성이 있다하여 반드시 철학적 의미의 원인과 결과를 나타내는 인과관계가 성립하는 것은 아니다.

²⁹ VAR 시스템을 구성하는 변수들은 적어도 어느 하나가 다른 변수에 대해 그랜저의 의미의 인과성, 즉 선행성을 가져야 VAR 모형이 변수들의 예측에 도움이 될 것이다.

³⁰ 축약형을 구조형으로 변환하는 절차는 콜레스키 분해(Cholesky decomposition) 방법에 의해 구해지는 아래삼각행렬을 이용하는 것이다(예를 들어 Enders(1995)나 Greene(2003)을 참조). 이 방법은 간편하다는 장점을 갖지만 벡터시계열을 구성하는 변수의 나열 순서(ordering)에 따라 결과도 달라질 수 있는 단점도 가진다.

1.2. 회귀모형과 시계열모형의 결합

청과물은 수요가 연중 고르지만 공급은 생산자의 재배의사결정, 산지의 생산 환경, 기상 조건 등에 따라 변동을 거듭한다. 따라서 중단기적 가격 분석을 위해서 그에 상응하는 중단기적 공급량(또는 생산량) 정보를 포함한다면 더욱 효율적일 것으로 예상된다.

이 연구는 회귀 모형에서 가격 분석과 예측을 위해 대표적으로 활용하는 가격신축성함수³¹의 공급량 변수를 외생변수로 포함하는 시계열 모형을 분석하고자 한다. 즉 회귀 모형과 시계열 모형을 결합하고자 하며, 추정식은 다음과 같이 외생변수(z_t)를 포함하여 설정하고자 한다.

$$\phi(L)y_t = c + bz_t + \theta(L)\epsilon_t \quad (4-5)$$

단 L 은 시차연산자(lag operator)이며, 이를 포함하는 계수는 다항식으로 구성된다.

외생 변수를 포함하여 활용하기 위한 시계열 분석 방법은 전이함수(transfer function) 모형 또는 다변량 자기회귀-이동평균(MARMA) 모형이라고 알려져 있다(Pindyck & Rubinfeld, 1991). 전이함수모형은 내생변수를 내생변수의 과거치, 하나 또는 복수의 외생변수의 현재치와 과거치, 시계열 모형에 의해 부분적으로 설명되는 오차항 등을 포함한다. 즉 어떤 외생변수(z_t)를 포함하는 일반화된 전이함수모형은

$$\phi(L)y_t = \delta(L)z_t + \theta(L)\epsilon_t \quad (4-6)$$

와 같이 표현된다. 이 식에서 $\delta(L)$ 은 외생변수의 움직임이 내생변수의 시간 경로에 어떻게 영향을 미치는지(또는 전이되는 지)를 나타낸다는 의미에서 ‘전이함수’라 한다(Enders, 1995).

³¹ 가격신축성함수는 일종의 역수요함수로서, 공급량이 (단기적으로) 변화할 때 가격이 어떻게 변화하는가를 나타낸다.

일반화된 전이함수모형은 추정 절차³²가 복잡할 뿐 아니라 추정식에 대한 경제학적 해석이 곤란하다. 따라서 이 연구는 식 (4-6)으로 표현되는 모형 - 단기적으로 어떤 청과물의 가격은 현재의 공급량과 과거 자체 가격 등에 의해 영향을 받는 모형 -을 설정하였다.

2. 다변량 모형에 의한 추정 및 예측 결과

2.1. 인과성 검정

2.1.1. 유통단계간 인과성

앞 절에서 설명한 바와 같이 그랜저 인과성은 VAR 모형들에서 F-통계량으로 편리하게 검정할 수 있다. 유통단계별 가격간의 관계는 크게 비용 부가(cost push) 이론과 유발수요(derived demand) 이론에 의해 설명될 수 있다(Kohls & Uhl, 1990). 생산 단계의 가격이 소매 단계의 가격을 선행한다면 생산비용에 유통비용이 부가되어 소매가격이 결정되는 것으로 풀이되며, 이와 반대로 소매 단계의 가격이 생산 단계의 가격을 선행한다면 소비자의 수요에 유발되어 산지 가격이 결정되는 것으로 해석될 수 있다.

청과물의 월별 농가판매가격, 도매가격, 소비자가격간 그랜저 인과성을 추정해 보았다. 분석 대상품목은 세 단계 가격 자료가 모두 안정적인 것으로 검정된 배추, 무, 양파 등 세 가지이다.

<표 4-1>은 배추가격을 대상으로 유통 단계간 가격의 인과성을 검정한

³² 외생변수와 내생변수의 순화(filtering) 과정, 외생변수와 내생변수의 관계 설정, 다항식 계수의 형태와 차수 결정 등의 절차를 말한다.

결과이다. 검정 결과 도매가격이 농판가격을 선행하고, 농판가격은 소비자 가격을 선행하는 것으로 나타났다.

<표 4-2>는 무 가격을 대상으로 검정한 결과이다. 무 가격 역시 도매가격이 농판가격과 소비자가격에 대해 선행하는 것으로 나타났으며, 소비자 가격은 배추와 동일하게 농판가격에 대해 선행하는 것으로 나타났다

<표 4-3>은 양파의 농판가격, 도매가격, 소비자가격을 이용해 식(4-4)의 귀무가설에 대한 검정결과를 나타낸다. 결과에 의하면 양파의 농판가격과 도매가격은 소비자가격에 대해 선행하는 것으로 나타났으며, 그 외의 관계는 확인되지 않았다. .

표 4-1. 유통단계별 배추가격의 인과성 검정 결과

귀무가설	N	1기	2기	3기
농판가격 -----> 도매가격	109	0.50	0.72	0.77
도매가격 -----> 농판가격		0.06	0.04	0.08
소비자가격 -----> 도매가격	119	0.84	0.79	0.59
도매가격 -----> 소비자가격		0.23	0.56	0.79
소비자가격 -----> 농판가격	109	0.03	0.12	0.37
농판가격 -----> 소비자가격		0.04	0.13	0.28

주: 1기, 2기, 3기는 각각 포함된 시차수를 나타내며, 표 안의 수치는 검정통계량 F값에 해당하는 한계유의수준을 나타냄.

표 4-2. 유통단계별 무가격의 인과성 검정 결과

귀무가설	N	1기	2기	3기
농판가격 -----> 도매가격	109	0.32	0.30	0.38
도매가격 -----> 농판가격		0.12	0.00	0.01
소비자가격 -----> 도매가격	119	0.15	0.70	0.66
도매가격 -----> 소비자가격		0.00	0.00	0.00
소비자가격 -----> 농판가격	109	0.00	0.00	0.05
농판가격 -----> 소비자가격		0.76	0.01	0.04

주: 1기, 2기, 3기는 각각 포함된 시차수를 나타내며, 표 안의 수치는 검정통계량 F값에 해당하는 한계유의수준을 나타냄.

그랜저 인과성 검정이 선행성의 검증이라는 점을 고려할 때 유통단계 상 상위에 존재하는 농판가격과 도매가격이 소비자가격을 선도할 것으로 예상하기 쉽다. 그러나 배추와 무처럼 소비자가격이나 도매가격이 농판가격에 선행한다는 것은 수요 측에서의 변화가 산지의 판매가격을 변화시켰음을 의미하는 점으로 주목된다. 추정된 결과를 도표로 요약하면 <그림 4-1>과 같은데 이를 통해 도매가격의 변화를 통해 나머지 유통단계의 가격 변화도 유추할 수 있음을 확인할 수 있다³³.

이상의 인과성 검정 결과를 종합적으로 고려할 때, 청과물의 유통단계 별 가격 중 도매가격은 예측능력면에서 소비자가격이나 산지가격에 비해 중요하다고 판단되며, 이러한 의미에서 도매가격을 대상으로 분석하는 일은 의미를 갖는다³⁴.

표 4-3. 유통단계별 양파가격의 인과성 검정 결과

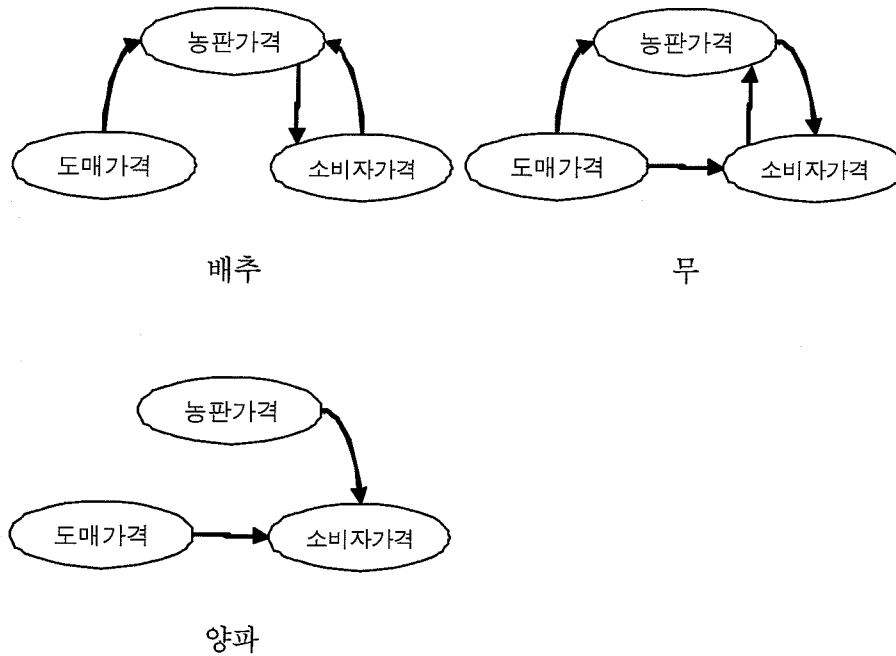
귀무가설		N	1기	2기	3기
농판가격	-----x-----> 도매가격	107	0.22	0.49	0.78
도매가격	-----x-----> 농판가격		0.05	0.11	0.21
소비자가격	-----x-----> 도매가격	122	0.06	0.70	0.58
도매가격	-----x-----> 소비자가격		0.19	0.00	0.00
소비자가격	-----x-----> 농판가격	107	0.05	0.75	0.76
농판가격	-----x-----> 소비자가격		0.00	0.00	0.00

주: 1기, 2기, 3기는 각각 포함된 시차수를 나타내며, 표 안의 수치는 검정통계량 F값에 해당하는 한계유의수준을 나타냄.

³³ 충격반응분석이나 오차분산분해 등의 기법을 적용하여 유통단계별 가격의 전달 과정을 구체적으로 분석해 볼 수 있겠으나 이 연구 범위를 벗어난다.

³⁴ 청과물 도매가격자료가 다른 단계의 자료에 비해 빈도수나 품종 등의 종류에 있어서 훨씬 풍부하다는 점에서 고무적이다.

그림 4-1. 유통단계별 가격의 인과성



2.1.2. 품목 · 품종간 인과성

유통단계별 인과성 검정과 더불어 품목별 가격간 인과성 검정도 실행하였다. 김치가격과 김치의 주 재료상품인 배추, 무, 고추 가격간의 관계를 살펴보기 위해 인과성 검정을 실행하였다. 김치가격은 소비자가격 지수를, 배추, 무, 고추는 도매가격을 이용하였으며 계절 차분을 통해 계절성을 제거한 자료를 사용하였다. 고추와 김치가격은 계절 차분과 더불어 1기차분을 추가로 행하였다<표 4-4>.

위 4가지 가격의 동태성을 더욱 구체적으로 살펴보기 위해 VAR 모형을 추정하였다. 차수는 SBC를 기준으로 할 경우 1~2기가 최적으로 나타났으나 AIC를 기준으로 할 경우 15기 이상으로 나타났다³⁵. 그러나 AIC 지

수에 따라 차수를 15기 이상으로 늘릴 경우 자유도 감소의 문제가 발생하기 때문에 SBC 기준을 따르기로 하되, 시차에 대한 동태적인 변화를 살펴 보기 위해 3기로 결정 하였다. <표 4-5>는 VAR 모형 추정 후 해당 설명변수의 1~3기에 대해 추정된 계수들에 대한 F 검정 결과이다.

표 4-4. 김치, 배추, 무, 고추 가격의 인과성 검정 결과

귀무가설	N	1기	2기	3기
무 가 격 -----x-----> 배추가격	107	0.50	0.00	0.01
배추가격 -----x-----> 무 가 격		0.29	0.19	0.15
고추가격 -----x-----> 배추가격	106	0.76	0.75	0.45
배추가격 -----x-----> 고추가격		0.87	0.51	0.73
김치가격 -----x-----> 배추가격	106	0.69	0.05	0.14
배추가격 -----x-----> 김치가격		0.04	0.05	0.09
고추가격 -----x-----> 무 가 격	106	0.36	0.89	0.67
무 가 격 -----x-----> 고추가격		0.47	0.62	0.60
김치가격 -----x-----> 무 가 격	106	0.22	0.04	0.05
무 가 격 -----x-----> 김치가격		0.13	0.16	0.11
김치가격 -----x-----> 고추가격	106	0.81	0.92	0.68
고추가격 -----x-----> 김치가격		0.90	0.92	0.83

주: 1기, 2기, 3기는 각각 포함된 시차수를 나타내며, 표 안의 수치는 검정통계량 F값에 해당하는 한계유의수준을 나타냄.

표 4-5. VAR 계수에 대한 F 검정 결과

	배추	무	고추	김치
배추	0.00	0.01	0.10	0.20
무	0.00	0.00	0.08	0.24
고추	0.24	0.32	0.01	0.56
김치	0.14	0.00	0.93	0.03

주: F통계치에 해당하는 한계유의수준을 나타냄.

³⁵ 모형선택의 기준으로 사용되는 SBC와 AIC지수는 다음과 같이 정의된다.

$$SBC = -2(l/T) + k \log(T)/T$$

$$AIC = -2(l/T) + 2(k/T)$$

단, l 은 우도함수값, T 는 표본 수, k 는 추정계수의 개수를 나타낸다.

추정 결과 배추와 무 가격의 상호 인과 관계가 확인되었다. 김치와 이의 주재료인 배추, 무, 고추와의 인과성은 확인되지 않았다. 단 무의 가격이 김치 가격을 선도하는 것으로 나타났으나 이에 대해서는 추가적인 확인이 요구된다.

배추와 무의 일일 가격을 이용해 인과성 검정을 실행한 결과, 배추와 무는 서로의 가격에 영향을 미치는 것으로 추정되었다. 이는 작기와 생육 특성이 유사한 두 품종의 특성을 반영한 것으로 추정되며 두 작물 중 한 작물이 다른 한 작물의 가격을 특별히 선도하지는 않음을 의미한다. 한편 배추와 무의 결과와 달리 과일류에서는 배가격이 사과 가격에 선도하는 것으로 추정되었다.

다음으로 과채류 품목·품종간 가격 인과성 존재 여부를 검정하기로 한다. 우선 월별 가격을 이용해 풋고추와 토마토의 품종 간에 인과성이 존재하는지 검정해 보았다. 추정 결과는 <표 4-7>과 같다.

표 4-6. 품목 간 인과성 검정 결과

귀무가설	N	3기	6기	12기
무 가 격 -----> 배추가격	3127	0.05	0.02	0.03
배추가격 -----> 무 가 격		0.00	0.00	0.00
배 가 격 -----> 사과가격	3127	0.37	0.08	0.01
사과가격 -----> 배 가 격		5.77	9.20	6.11

주: 1기, 2기, 3기는 각각 포함된 시차수를 나타내며, 표 안의 수치는 검정통계량 F값에 해당하는 한계유의수준을 나타냄.

표 4-7. 품종 간 인과성 검정 결과

귀무가설	N	1기	2기	3기
녹광가격 -----> 청양가격	78	0.37	0.01	0.03
청양가격 -----> 녹광가격		0.75	0.82	0.06
일반가격 -----> 방울가격	135	0.00	0.02	0.04
방울가격 -----> 일반가격		0.05	0.10	0.15

주: 1기, 2기, 3기는 각각 포함된 시차수를 나타내며, 표 안의 수치는 검정통계량 F값에 해당하는 한계유의수준을 나타냄.

일반 토마토 가격자료는 1차 차분 후 사용하였다. 분석 결과 1기에서 일반 토마토와 방울토마토 상호 간에는 가격 인과 관계가 존재하였다. 풋고추의 경우는 후행차수 3기를 고려한 경우 두 품종의 가격간 인과 관계가 확인되었다. 즉 토마토와 풋고추와 같은 과채류의 품종들은 서로 영향을 주고받는 것으로 해석할 수 있다.

2.2. 채소류 VAR 모형 추정결과

앞 절에서 배추와 무는 가격 상호 간 그랜저 인과성이 존재하는 것으로 검정되었다. 배추와 무의 경우 작기나 생육 특성 등 생산 측면과 김치의 주 재료라는 수요 측면에서 비슷한 요인이 많기 때문에, 두 시계열을 이용해 예측 모형을 추정한다면 더욱 효율적인 가격 예측이 가능할 것으로 예상된다.

분석 대상인 네 가지 채소의 가격간 상관관계를 확인하기 위해 계절차분과 1기 차분을 한 후 배추, 무, 마늘, 양파 가격간의 상관 계수를 계산하였다. 그 결과 배추와 무가격간의 상관계수가 0.75로 높게 나타났으며, 양념채소인 마늘과 양파 가격간 상관계수는 0.27로 낮은 것으로 나타났다.

AIC와 SBC지수를 기준으로 판별해 2기로 결정하였다. 추정식의 전체적인 설명력을 나타내는 결정계수는 배추와 무가 각각 0.51, 0.63으로 나타났다. 추정 결과 배추 가격식의 무 가격에 대한 계수가 유의하게 추정되었다.

표 4-8. 채소류 가격간의 상관관계

	배추	무	마늘	양파
배추	1.00	0.75	0.02	0.24
무	-	1.00	0.07	0.25
마늘	-	-	1.00	0.27
양파	-	-	-	1.00

이상과 같이 결정된 VAR 모형을 이용하여 2006년도 1월부터 6월까지 사후 예측을 실시하였으며, 그 결과는 <그림 4-2>와 같다. 배추와 무 가격에 대한 예측오차는 1~2월에는 작은 편이나 3월 이후 실제가격이 상승한 추세를 예측하지 못해 오차가 20% 이상 나타났다.

마늘과 양파 가격을 이용하여 VAR 모형을 추정³⁶해 보았다. 추정에 앞서 계절 효과를 고려하기 위해 계절차분하였으며 마늘이 1차 적분과정임을 고려해 두 가격 모두 차분 후 추정하였다. 차수는 AIC와 SBC지수를 기준으로 판별해 4기로 추정하였다<표 4-10>. 1차 차분을 추가로 하였으므로 자료는 월간변동률로 해석이 되는데 1기전 가격에 대한 계수가 (-)부호로 추정되어 월간변동률의 등락이 심함을 간접적으로 나타내고 있다. 이상의 추정 결과를 이용하여 사후 예측을 실시한 결과, 마늘과 양파 가격의 예측치는 실제 가격의 추세와 비슷한 형태를 유지하며 예측 오차가 각각 7%와 14%의 비교적 낮은 수준으로 나타났다<그림 4-2>.

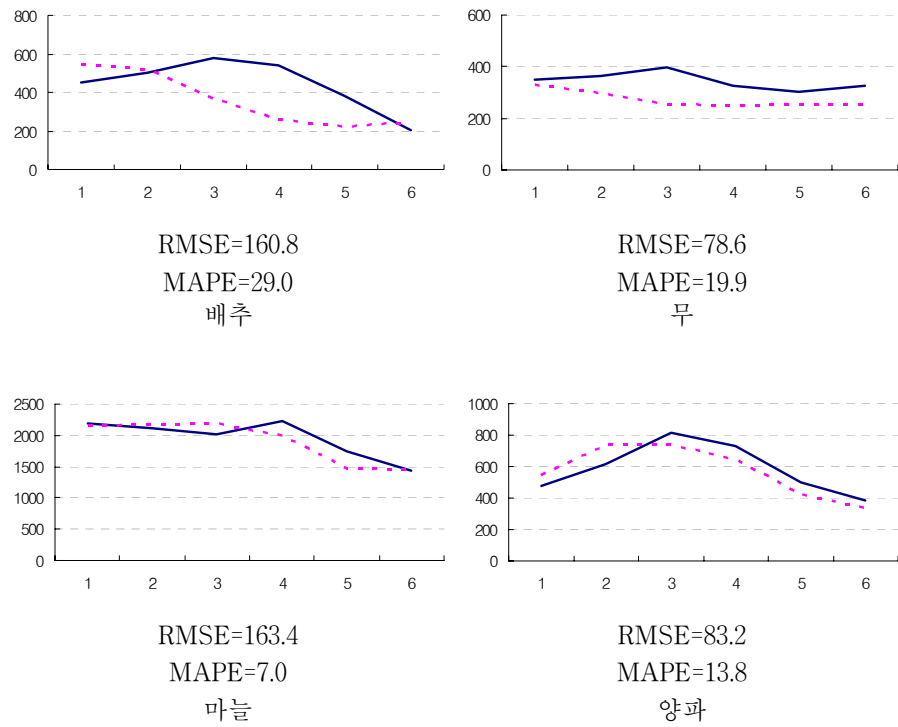
이러한 예측결과를 ARIMA의 예측력과 비교하면 마늘 가격의 예측력은 큰 차이가 없으나 양파 가격의 예측력은 다소 개선된 것으로 나타났다. 이는 마늘과 양파가 같은 양념채소류라는 수요 측면과 생육시기가 비슷하다는 생산 측면에서 비롯된 것으로 추정된다. 마늘과 양파의 소비 용도

표 4-9. 배추와 무의 VAR 모형 추정 결과

시차	배추		무	
	배추	무	배추	무
1	0.42	0.43	0.00	1.03
2	0.29	-0.54	0.21	-0.60
상수	0.02		0.01	
R ²	0.51		0.63	
F치	25.82		42.97	

³⁶ 마늘과 양파간 상관관계는 낮고 중단기적으로 소비나 생산의 대체 관계는 뚜렷하지 않지만 두 품목 모두 양념채소라는 점을 고려하여 시도해 보았다.

그림 4-2. VAR 모형에 의한 채소류 가격 예측 결과



주: 굵은 선은 실측치, 점선은 예측치.

표 4-10. 마늘과 양파의 VAR 모형 추정 결과

	마늘(차분)		양파(차분)	
시차	마늘	양파	마늘	양파
1	-0.54	0.08	-0.15	0.15
2	-0.40	-0.04	-0.23	-0.19
3	-0.24	0.00	-0.17	-0.06
4	-0.01	-0.09	-0.02	-0.13
상수	-0.01		0.00	
R ²	0.28		0.14	
F치	4.61		1.90	

는 두 작물 모두 조미료로서의 소비 비율이 가장 높은 것으로 조사되어³⁷ 두 작물간에 소비대체가 일어날 가능성이 존재한다. 또한 마늘과 양파의 수확기인 4~6월 가격간의 상관계수가 다른 기간에 비해 높고 4~6월의 예측치가 ARIMA의 예측치보다 실측치와 가깝게 예측된 점으로 미루어 볼 때 생산측면의 요인으로 예측력이 개선되었을 가능성이 존재한다. 즉, 마늘과 양파의 비슷한 생육시기로 인해 수확기인 4~6월 두 작물 가격이 연동함으로써 이기간의 예측력을 높일 수 있음을 보여 주고 있다.

위의 추정식별로 예측력을 비교한 결과 품종별로 예측력이 뛰어난 추정방법이 각각 다를 수 있다. 마늘과 양파의 경우 VAR 모형을 통한 가격 예측이 ARIMA 모형보다 예측오차가 작은 것으로 나타났으나 배추와 무는 오히려 예측오차가 증가하였다. 이는 다중시계열 자료를 이용한 예측이 꼭 단일시계열을 이용한 예측보다 뛰어나다고 할 수 없으며 동일한 추정 방법 내에서도 과거자료의 적합도를 나타내는 수치($ex-R^2$)와 예측력은 별개임을 시사한다.

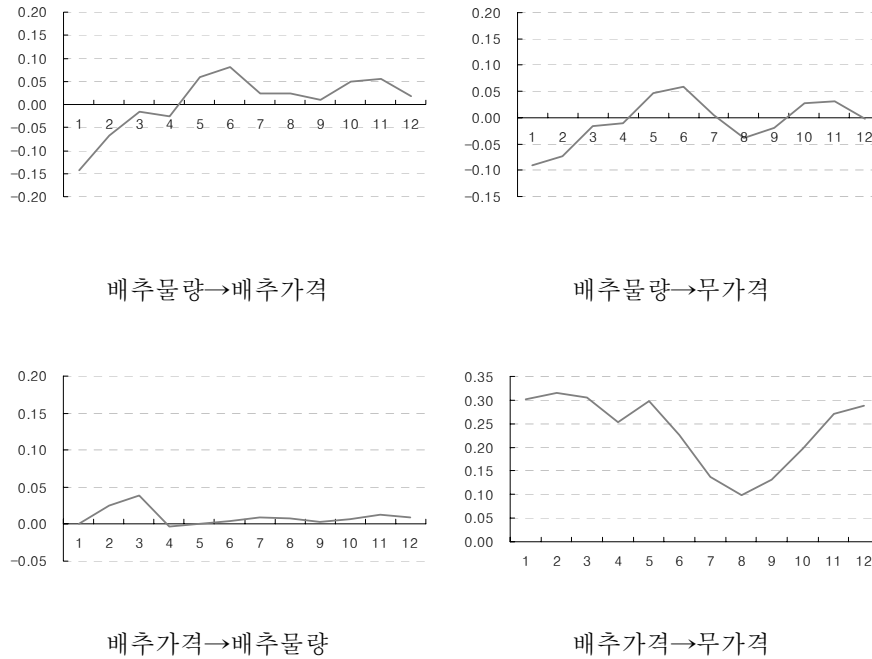
이제까지는 서로 다른 품목의 가격 자료만으로 VAR식을 구성하였으나 이번에는 개별 품목의 가격에 물량 자료를 포함하여 VAR식을 구성하였다³⁸. 계절 차분으로 계절효과가 제거된 상태에서도 존재하는 가격과 물량간의 상관관계를 이용하면 가격 예측이 가능하기 때문이다. 추정 결과는 <부록>에 정리되어 있다. 한편 이를 이용하여 사후예측을 한 결과, 배추, 무, 마늘, 양파 가격에 대한 예측 오차는 각각 29%, 20%, 9%, 29% 등으로 나타났다. 이는 배추와 무, 그리고 마늘과 양파 등 대체가능한 품목의 가격 변수들로 구성된 VAR 모형에 비해 예측력이 거의 개선되지 않았으며, 양파에 대한 예측력은 오히려 저하되었다.

배추와 무 사이의 연관성을 보다 동학적으로 검토하기 위해, 배추와 무의 가격과 물량 등 네 변수로 구성된 VAR식을 추정 후 충격반응(impulse

³⁷ 농수산물유통공사(2006b)에 의하면 마늘에 대해서는 소비자의 56.1%가, 양파에 대해서는 75.7%가 양념을 위해 활용하는 것으로 나타났다.

³⁸ VAR 모형에서는 가격과 물량을 모두 내생적인 것으로 가정한다.

그림 4-3. 배추·무 VAR 모형의 충격누적반응



response)을 분석해 보았다. 충격반응분석을 통해서 4가지 변수 중 하나의 변수에 충격이 주어졌을 때 4개 변수의 변화를 시간에 따라 살펴볼 수 있다³⁹. 추정된 모형을 통해 배추물량, 배추가격 충격에 대한 누적반응을 살펴본 결과는 <그림 4-3>과 같다⁴⁰.

배추물량의 표준오차에 해당하는 충격에 대해 한 달 후 무가격과 배추가격이 반응하는 것으로 나타났다. 배추물량이 증가할 경우 한 달 후의 배

³⁹ 변수들의 나열 순서는 충격반응분석에 영향을 미치므로 변수의 외생성 정도에 따라 정하여야 한다. 배추와 무 사이의 분석을 위해 그랜저인과성 등을 검토한 결과, 배추 물량, 무 물량, 배추 가격, 무 가격 순으로 결정하였다.

⁴⁰ 차수선택은 AIC 지수를 참조할 경우 최적지수가 12기를 넘어서나 SBC지수는 1기인 것으로 나타났다. 그러나 차수를 1기로 할 경우 동태적인 변화를 살펴보기 힘들어 중간 수준인 6기로 결정한 후 추정하였다.

추가가격과 무가격은 하락하는 것으로 나타났으나 이러한 순효과는 한 달 동안만 지속되며 누적효과도 3~4개월 후에 소멸되는 것으로 나타났다. 배추 가격에 대한 충격은 무 가격에 0.3 정도의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이에 대한 순효과 역시 한 달 동안만 지속되나 누적효과는 5개월 내외 지속되는 것으로 나타났다. 배추가격이 상승하였을 경우 배추물량은 2~3달 후 증가하는 것으로 나타났다.

이상과 같은 충격반응 결과는 기상 이변이나 수입 증가 등의 이유로 배추 공급 측의 변동 요인이 발생하면 배추 가격이나 무 가격에 한 달 후 정도까지 비교적 단기적인 영향을 미치며 누적반응도 수개월에 그침을 시사한다.

다음은 외생변수로서 공급량 변수를 포함한 전이함수모형을 추정하였다. 이에 앞서 계절차분한 물량 자료에 대해서 ADF 통계량에 의한 단위근 검정을 실행하였으며 결과는 <표 4-11>과 같다.

검정 결과 마늘의 물량과 가격 자료에서 단위근이 존재하는 것으로 판별되었다. 그러므로 이들 변수간에 허귀적회귀가 이루어질 가능성이 있으나 가격과 물량간의 관계를 허귀적회귀로 보기는 어렵고, 공적분 검정 결과 역시 두 변수간에 공적분이 존재하는 것으로 나타났다. 따라서 계절차분외에 별도의 차분과정 없이 전이함수식을 추정해 보았다. 그 결과는 <표 4-12>와 같다.

전이함수 모형을 추정한 결과 물량변수에 대해 모두 음의 부호를 지닌 계수가 추정되었다. 이는 물량과 가격간의 관계를 나타내므로 음(-)의 부호를 예상할 수 있으며 구체적으로는 같은 달의 연도 간 물량변화율에 대한

표 4-11. 단위근 검정 결과

	가격	물량
배추	0.00	0.10
무	0.00	0.17
마늘	0.15	0.34
양파	0.00	0.01

주: 해당 통계치에 해당하는 한계유의수준.

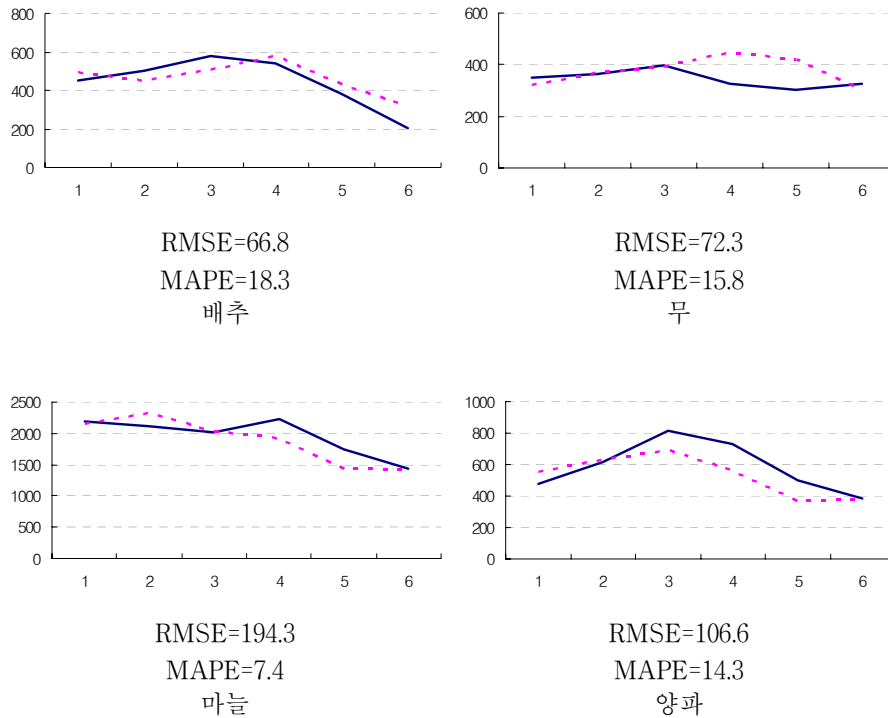
연도 간 가격 변화율의 비율을 의미한다⁴¹. 물량 변수의 계수는 배추가 -0.59, 무 -0.28, 마늘 -0.48, 양파 -0.69 등으로 나타났다. 이는 물량변동률 크기의 절반 정도가 물량변동의 반대 방향으로 가격 변동률에 영향을 미침을 의미한다. 한편 전년동월대비 가격 변동률이 반대(-) 방향의 추세를 모든 채소에서 12기전 계절적 자기회귀향이 음(-) 부호로 나타나 있다.

표 4-12. 채소류 전이함수 모형 추정 결과

	변수	계수	t 값	한계유의수준	
배추	c	-0.01	-0.46	0.65	$R^2=0.82$
	물량	-0.59	-2.67	0.01	
	ar(1)	0.63	7.32	0.00	
	sar(12)	-0.37	-3.64	0.00	
	sar(24)	-0.38	-3.58	0.00	
	ma(12)	-0.89	-25.39	0.00	
무	c	0.02	0.73	0.47	$R^2=0.88$
	물량	-0.28	-1.37	0.18	
	ar(1)	0.57	4.94	0.00	
	sar(12)	-0.47	-4.51	0.00	
	sar(24)	-0.35	-3.24	0.00	
	ma(1)	0.44	3.46	0.00	
	ma(6)	-0.20	-2.00	0.05	
	sma(12)	-0.88	-24.32	0.00	
마늘	c	0.01	0.19	0.85	$R^2=0.84$
	물량	-0.43	-11.57	0.00	
	ar(1)	0.80	12.30	0.00	
	sar(12)	-0.85	-9.94	0.00	
	sar(24)	-0.39	-6.36	0.00	
	ma(12)	0.90	33.73	0.00	
양파	c	0.03	1.23	0.22	$R^2=0.94$
	물량	-0.69	-4.77	0.00	
	ar(1)	0.81	11.15	0.00	
	sar(12)	-0.47	-4.35	0.00	
	sar(24)	-0.27	-2.58	0.01	
	ma(1)	0.28	2.33	0.02	
	sma(12)	-0.91	-31.55	0.00	

⁴¹ 따라서 추정된 물량변수의 계수를 통상적인 가격신축성계수로 해석할 수는 없다.

그림 4-4. 전이함수 모형에 의한 채소류 가격 예측결과



주: 굵은 선은 실측치, 점선은 예측치.

위 추정식은 앞서 추정한 ARMA식과 동일하게 볼 수 있으나 물량 변수가 추가되었다는 점에서 물량효과를 제거시켜 순화된 자료를 대상으로 추정된 ARMA식으로 볼 수 있다. 즉 앞서 계절 차분을 통해 계절 효과를 제거 시켰듯이 물량 변수를 추가함으로써 물량효과까지 제거한 후 ARMA식을 추정한 것으로도 해석할 수 있다.

위 추정 결과를 바탕으로 2006년 1월부터 6월까지의 가격을 예측한 후 예측오차를 살펴보았다. 그 결과 배추, 무가 15%내외의 예측오차를, 마늘은 7% 정도의 예측 오차를 보여 ARIMA를 통한 예측치의 오차와 비슷한 수준을 보였다. 양파의 경우 15% 정도의 예측오차를 보여 25%의 예측오차를 보인 ARIMA식 보다 예측력이 높은 것으로 나타났다.

2.3. 과일류 VAR 모형 추정결과

과일류에서는 생육과 소비 기간이 비슷한 대표적 과일인 사과와 배의 가격을 이용해 VAR 모형을 추정하였다. 사과와 배의 경우 작기나 생육 특성이 비슷하고 소비 측면에서 대체 관계있다고 여겨지기 때문에 두 과종의 가격은 동시에 결정될 가능성이 있기 때문이다. 두 시계열을 함께 이용해 예측 모형을 추정할 경우 보다 효율적인 가격 예측이 가능할 것으로 예상된다. 그 결과는 <표 4-13>과 같다.

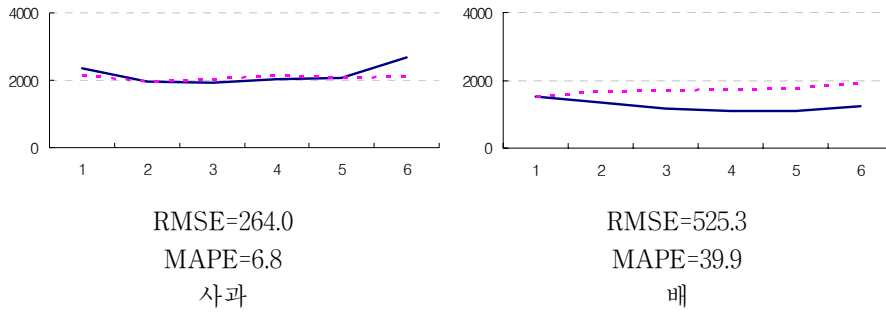
사과와 배는 계절차분한 데이터를 이용하여 VAR 모형을 추정하였다. 추정 결과, 사과와 배는 전기 가격의 영향이 유의한 것으로 나타났다. 차수는 12개월 내에서 AIC와 SBC의 작은 값을 기준으로 2기를 선택하여 추정하였으며 추정 결과 2006년도 가격 예측치는 <그림 4-5>와 같다. 예측 결과 사과는 1월에서 4월까지가 예측치는 실측치와 비슷하였지만 5~6월은 예측치와 실측치의 차이가 있는 것을 알 수 있다. 배는 1월 예측치는 실측치와 비슷하였으나 2~6월까지의 실측치보다 큰 값으로 예측되었다.

물량과 가격 자료를 이용해 VAR모형을 추정하되, 생산 및 소비대체성이 큰 대체작물과 함께 추정하였다(부록 참조). 그러나 이 모형에 의해 사후예측을 실시한 결과, 예측오차는 가격 자료만으로 구성된 VAR 모형에 비해 큰 것으로 나타났다.

표 4-13. 사과, 배의 VAR 모형 추정 결과

시차	사과		배	
	사과	배	사과	배
1	0.93	0.08	-0.02	1.02
2	-0.05	-0.08	0.01	-0.21
상수	0.94		1.57	
R ²	0.80		0.77	
F치	34.13		28.14	

그림 4-5. VAR 모형에 의한 과일류 가격 예측결과



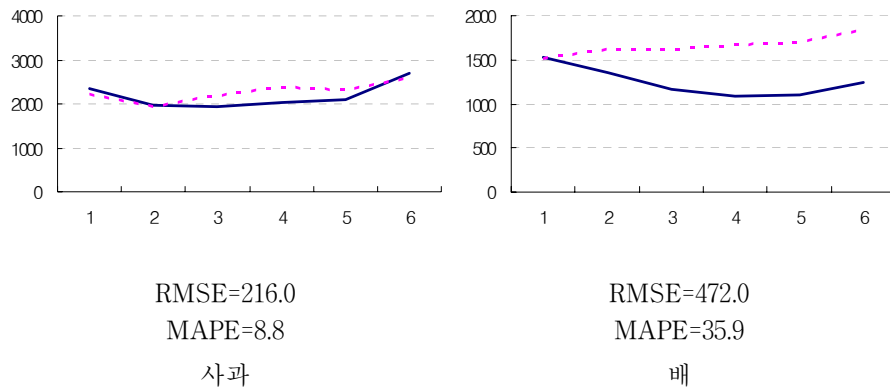
주: 굵은 선은 실측치, 점선은 예측치.

다음은 사과 배에 대하여 물량 자료를 외생변수로 한 전이함수를 추정하였다. 가격과 물량데이터는 계절차분하였으며 자기상관함수 등을 고려하여 AR항과 MA항을 선정하였다. 또한 모형 내에서도 계절항을 고려하기 위하여 SAR항을 선정하였다.

표 4-14. 과일류 전이함수모형 추정 결과

	변수	계수	t 값	한계유의수준	
사과	c	0.11	5.08	0.00	$R^2=0.95$
	물량	0.02	0.90	0.36	
	물량(-24)	-0.06	-2.12	0.03	
	ar(1)	0.84	12.93	0.00	
	sar(12)	-0.44	-4.72	0.00	
	sar(24)	-0.50	-6.46	0.00	
	ma(1)	-0.9	-35.81	0.00	
배	c	-0.01	-0.35	0.73	$R^2=0.89$
	물량	-0.02	-0.48	0.63	
	ar(1)	0.85	16.33	0.00	
	sar(12)	-0.15	-1.70	0.09	
	ma(1)	-0.94	-35.82	0.00	

그림 4-6. 전이함수모형에 의한 과일류 가격 예측결과



주: 굵은 선은 실측치이며 점선은 예측치임.

사과와 배 가격에 대한 전이함수 모형을 추정한 결과, 전체적인 설명력을 나타내는 결정계수는 사과가 0.95, 배 0.89 등으로 매우 높게 나타났다. 대부분의 자기회귀항이나 이동평균항이 유의하였으며, 특히 12기 계절상관항이 모두 음(-)의 부호로 나타나 동월 가격의 연도 간 변동이 반대방향으로 상관성을 가짐을 의미한다. 한편 공급량 변수의 계수는 유의하지 않았는데⁴², 이는 과일 가격이 중단기적으로는 가격만으로 구성된 시계열 자료에 의해 설명되며 물량의 변화보다는 모형에 포함되지 않은 품질의 변화 등에 의해 추가적으로 설명될 수 있을 것으로 예상된다.

전이함수 추정을 통하여 사후 예측을 실시한 결과, 사과의 경우 1~2월 예측치는 실측치와 비슷하였지만 3~5월은 예측 오차가 발생하였다. 배의 경우 1월 가격 예측치가 실측치와 비슷하였으나 2~6월까지의 예측 오차가 큰 것으로 나타났다. 배 가격에 대한 예측치는 앞에서 행한 다른 예측 모

⁴² 물량 변수의 계수가 유의하지 않은 것은 통상적인 계절적 변동이 계절차분과 계절적 자기상관항 등에 의해 이미 설명되기 때문인 것으로 추정된다. 자료를 계절차분하지 않는 채 가격신축성함수를 회귀분석하면 공급량 변수의 계수가 모두 유의하게 예측된다.

형과 마찬가지로 일관되게 실측치보다 높게 나타나며 예측오차도 크게 나타난다. 이는 2006년 상반기의 배 가격은 예외적으로 낮았으며 이는 저장 배의 공급량 증가뿐 아니라 특히 품질이 좋지 않았기 때문인 것으로 판단된다.

2.4. 과채류 VAR 모형 추정결과

과채류는 국민소득이 증가하고 시설재배로 품종이나 품질이 빠르게 제고되어 수요가 증대되고 있고, 소비자에게 건강식품으로서의 인식이 확산되어 지속적으로 소비가 확대되고 있는 품목이다. 오이, 호박, 풋고추, 토마토 등 과채류 품목은 시설을 통한 재배가 주류를 이루기 때문에 시설내 주요 재배품목인 과채류 품목들의 생산상의 대체 관계가 존재하며, 서로 소비상의 대체 관계가 있는 것으로 판단된다.⁴³

2005년도 10월에 농촌경제연구원 농업관측정보센터에서는 오이에 대한 소비자 조사를 실시한 결과 오이의 소비대체 품목은 호박으로 조사되었다. 농수산물유통공사에서 조사한 『2005 주요 과채류 소비 패턴』을 살펴보면, 오이와 호박의 주 구입 시기는 특별히 정해져있는 계절이 없고 필요할 때마다 수시로 구입하여 찌개용이나 무침류 등으로 사용하는 비율이 높다. 토마토 역시 주로 5~6월에 가장 많이 소비되지만 참외나 수박등의 타 과채류에 비하여 연중 고른 소비를 나타내고 있다. 또한, 건강식품으로서의 인식이 확산되어 오이와 토마토는 샐러드용으로 사용되기 때문에 일정부분의 대체 관계가 존재하고 일반 토마토와 방울토마토는 소비 대체 관계를 나타내고 있다고 조사되었다. 이처럼 과채류는 생산과 소비 패턴이 계절적으로 편중되어 있지 않기 때문에 생산과 소비 상의 대체 관계를 고려하기

⁴³ 제2장에서 과채류 가격의 자기상관함수의 모양도 3~6개월의 중단기적 변동을 나타내었다.

위해 과채류를 묶어서 모형을 구성하였다.

과채류 가격간의 상관계수를 살펴본 결과는 다음과 같다. 계절효과를 제거하기 위해 계절차분한 자료로 상관계수를 살펴본 결과, 백다다기와 취청, 애호박과 주키니간의 높은 상관 계수를 보였으며 오이와 호박간에도 비교적 높은 수치를 보였다.

과채류에서는 오이, 호박, 토마토등 세 품목, 여섯 품종의 가격(수준변수)에 대해 모든 가격의 시차 1기, 월별 더미로 구성된 VAR모형을 추정하였다. 추정 결과, 백다다기 오이는 전기의 자체가격과 취청, 애호박의 영향을 받고 있었고 취청은 전기의 자체가격에 의해서만 영향을 받고 있다는 것을 알 수 있다. 한편 일반토마토는 전기의 자체가격과 주키니의 영향을 받고 있었으며, 방울토마토는 전기의 자체가격과 백다다기, 취청, 주키니의 영향을 받고 있었다. 애호박은 전기의 자체가격과 백다다기, 취청의 영향을 받으며 주키니는 전기의 자체가격과 취청, 방울토마토의 영향을 받고 있었다. 이러한 분석 결과로부터 과채류 가격은 전기의 자체가격 영향뿐만이 아니고 생육환경이나 소비의 특성에서 가지는 대체 관계 때문에 과채류 상호 간에 일정한 가격 영향관계가 존재한다는 것을 알 수 있다.

표 4-15. 과채류 가격간 상관관계

	백다다기	취청	일반 토마토	방울 토마토	애호박	주키니
백다다기	1	0.90	0.00	-0.02	0.59	0.58
취청	-	1	0.02	-0.02	0.57	0.58
일반토마토	-	-	1	0.71	-0.11	-0.03
방울토마토	-	-	-	1	-0.11	-0.11
애호박	-	-	-	-	1	0.68
주키니	-	-	-	-	-	1

과채류 가격 예측결과, 취청오이를 제외하면 대체로 모형은 실제가격의 변화 패턴을 잘 반영하고 있다. 백다다기, 취청, 일반 토마토는 예측치가 실측치보다 높았고 방울토마토는 1~2월에는 예측치가 실측치보다 높았으나 5~6월은 예측치가 실측치 보다 낮았다. 애호박과 주키니는 1월의 예측치가 실제치보다 낮게 추정되었다.

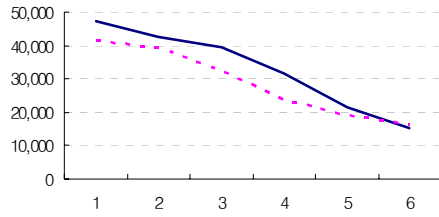
과채류의 가격외에 물량 변수도 포함하여 VAR모형을 구성하였다. 물량 자료는 품종별로 나뉘어 있지 않기 때문에 품목별로 집계된 자료를 이

표 4-16. 과채류 VAR모형 추정 결과

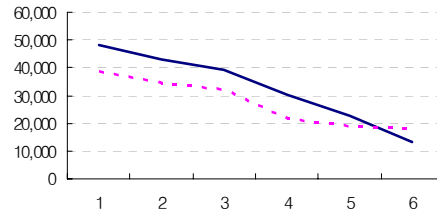
	백다다기	취청	일반 토마토	방울 토마토	애호박	주키니
백다다기(-1)	0.18*	-0.05	0.08	-0.41*	-0.45*	-0.43
표준오차	0.17	0.21	0.22	0.26	0.28	0.43
t 값	1.06	-0.25	0.36	-1.59	-1.62	-0.10
취청(-1)	0.28***	0.49***	0.06	0.55***	0.26*	0.37*
표준오차	0.13	0.17	0.17	0.21	0.22	0.34
t 값	2.12	2.87	0.37	2.71	1.19	1.07
일반토마토(-1)	0.04	0.02	0.82***	0.08	0.07	0.07
표준오차	0.05	0.06	0.07	0.08	0.08	0.13
t 값	0.73	0.25	12.40	0.98	0.89	0.53
방울토마토(-1)	-0.03	-0.07	-0.04	0.51***	-0.04	9.51***
표준오차	0.06	0.08	0.08	0.09	0.10	0.15
t 값	-0.47	-0.90	-0.48	5.60	-0.40	6.20
애호박(-1)	-0.07*	-0.02	-0.02	-0.10	0.47***	-0.10
표준오차	0.07	0.09	0.09	0.11	0.11	0.18
t 값	-1.01	-0.26	-0.23	-0.92	4.14	-0.59
주키니(-1)	0.04	0.00	0.10*	0.13*	-0.07	0.3***
표준오차	0.05	0.06	0.06	0.08	0.08	0.13
t 값	0.78	0.01	1.51	1.68	-0.89	2.51

78 다변량 모형에 의한 시계열 분석

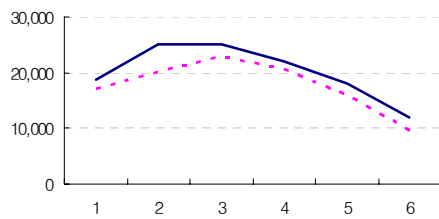
그림 4-7. VAR 모형에 의한 과채류 가격 예측 결과



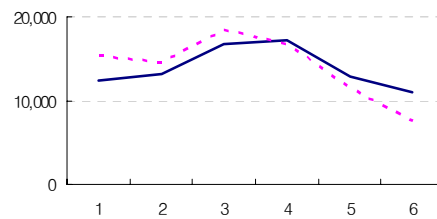
RMSE=5133.9
MAPE=13.4
백다다기



RMSE=7150.4
MAPE=22.4
취청



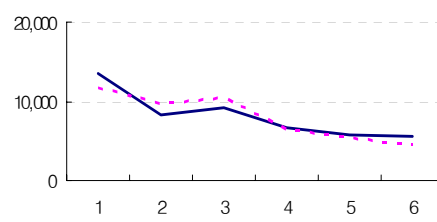
RMSE=2773.6
MAPE=12.7
일반토마토



RMSE=2149.2
MAPE=14.9
방울토마토



RMSE=1842.8
MAPE=6.2
애호박



RMSE=1153.6
MAPE=11.7
주키니

주: 굵은 선은 실측치, 점선은 예측치.

용하였다. 오이, 호박, 토마토의 가격과 물량 자료는 계절차분을 하였으며, 차수 결정을 위해 12기까지 AIC와 SBC 지수를 살펴본 결과 1기가 최적인 것으로 나타났다. 추정 결과는 <표 4-16>에 요약되었다. 이 모형에 의해 사후 예측을 실시한 결과, 오이, 호박, 토마토 가격의 예측 오차는 각각 19%, 16%, 21% 등으로 나타났으며, 이는 가격변수만으로 구성된 VAR 모형에 비해 예측력이 비슷하거나 낮은 수준이다. 따라서 단기적인 동태적 과정을 나타내는 VAR 모형에 가격 변수 외에 물량 변수까지 내생적으로 취급하는 접근 방식은 효율적이지 않은 것으로 판단된다.

다음은 공급량 자료를 외생변수로 한 전이함수모형을 추정하였다. 추정 결과는 <표 4-17>과 같다. 추정 결과 전반적으로 모형의 설명력, 부호의 방향과 통계치가 유의하게 추정되었다. 그러나 현기 공급량에 대한 계수는 토마토의 가격에 대해 (-)부호로 유의하였으나, 오이와 호박은 통계적으로 유의하지 않았다⁴⁴. 위 추정된 전이함수를 바탕으로 6개월간의 가격을 예측한 결과는 <그림 4-8>과 같다.

표 4-17. 과채류 VAR(2) 모형 추정결과

	오이		호박		토마토	
	가격	물량	가격	물량	가격	물량
오이가격(-1)	0.34	-0.00	-0.11	0.11	0.31	-0.27
오이물량(-1)	0.05	0.70	0.01	-0.04	0.01	-0.05
호박가격(-1)	0.01	0.06	0.28	0.04	0.04	0.23
호박물량(-1)	0.07	0.04	0.03	0.61	-0.13	0.05
토마토가격(-1)	-0.05	0.12	-0.03	-0.10	0.32	0.14
토마토물량(-1)	0.14	0.25	0.11	-0.01	-0.56	0.70
상수	-0.01	0.00	0.00	0.08	0.07	0.01
R ²	0.18	0.47	0.08	0.45	0.44	0.43
F치	4.16	17.08	1.74	15.27	15.26	14.14

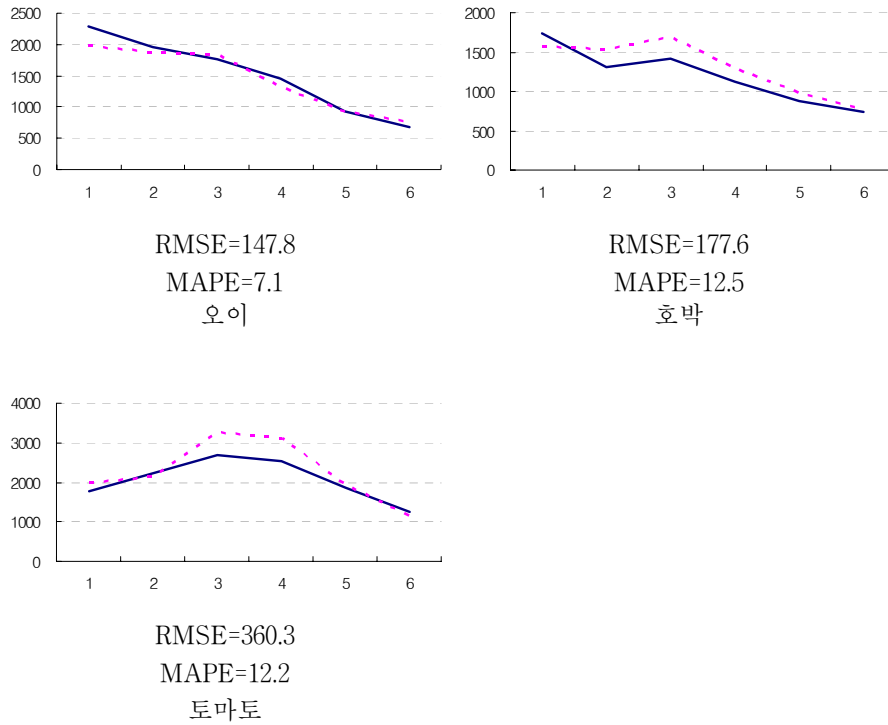
44 자료를 계절차분하지 않는 채 오이와 호박의 가격신축성함수를 고정효과모형에 의해 회귀분석하면 공급량 변수의 계수가 모두 유의하게 계측된다. 그러나 회귀분석만으로는 예측력을 제고하기 어렵다.

전이함수를 통한 과채류 가격의 예측결과 오이, 호박, 토마토는 전반적으로 실측치의 가격 변화 패턴을 잘 반영하였다. 그러나 호박은 2~4월, 토마토는 3~4월의 예측치가 실제가격 변화에 대한 패턴을 반영하고 있으나 실측치보다 작게 추정되고 있는 것을 알 수 있다.

표 4-18. 과채류 전이함수 추정 결과

	변수	계수	t 값	한계유의수준	
오 이	c	0.04	3.82	0.00	$R^2=0.63$
	물량	-0.41	-0.79	0.43	
	ar(1)	1.06	5.10	0.00	
	ar(2)	-0.31	-3.27	0.00	
	sar(12)	-0.2	-2.14	0.03	
	ma(1)	-0.78	-3.88	0.00	
	sma(12)	-0.92	-40.9	0.00	
호 박	c	0.03	3.10	0.00	$R^2=0.68$
	물량	-0.05	-0.71	0.48	
	ar(1)	-0.4	-2.40	0.01	
	ar(2)	0.44	5.53	0.00	
	sar(12)	-0.35	-3.69	0.00	
	sar(24)	-0.31	-3.19	0.00	
	ma(1)	0.8	5.58	0.00	
	sma(12)	-0.93	-38.8	0.00	
토마토	c	0.08	4.42	0.00	$R^2=0.77$
	물량	-0.48	-3.64	0.00	
	ar(1)	0.71	9.07	0.00	
	sar(12)	-0.29	-2.82	0.00	
	sar(24)	-0.25	-2.61	0.01	
	ma(12)	-0.93	-39.7	0.00	

그림 4-8. 전이함수모형에 의한 과채류 가격 예측결과



주: 굵은 선은 실측치, 점선은 예측치.

3. 예측 모형간 비교 · 평가

청과물 가격 변동을 설명하기 위해 이제까지 단변량 모형과 다변량 모형을 추정하였으며, 그에 의거 사후 예측을 실시하였다. 이 절에서는 품목 별로 단변량 모형과 다변량 모형의 사후 예측 결과에 의거하여 예측력을 종합적으로 비교 · 평가하고자 한다. 평가 지표로 사용한 **RMSE**는 예측치와 동일한 단위로 오차를 제시한다는 장점이 있고, **MAPE**는 상대적인 비율로 표시해 다른 품목 간의 비교가 가능하다는 장점이 있다.

채소류의 예측 모형을 RMSE와 MAPE로 평가한 결과, 대체로 15% 내외의 예측 오차를 보였으며 특정 모형의 예측력이 뛰어나다는 결론은 내릴 수 없었다. 단, 배추와 무의 경우 ARIMA 모형이, 마늘과 양파의 경우 VAR 모형의 예측오차가 적게 나타났는데 이들 값이 전이함수 모형과 비슷한 정도를 보여 대체로 시계열 모형과 회귀모형의 결합에 의한 전이함수의 예측력이 제고 될 수 있음을 시사한다. 마늘의 경우 전체적으로 예측오차가 8%내외로 나와 비교적 예측력이 높은 것으로 나타났다. 가격과 함께 물량 시계열을 이용해 추정된 VAR2의 예측력은 전체적으로 떨어지는 것으로 나타났다.

사과 가격은 배 가격과 함께 VAR 모형에 의해 예측할 경우와 사과 공급량을 외생 변수로 포함한 전이함수모형에서 예측 오차가 작은 것으로 나타났다. 한편 배 가격은 ARIMA 모형에 의한 예측 오차가 상대적으로 작았고, 배 물량을 외생변수로 포함한 전이함수모형의 예측 오차가 그 다음으로 작았다. 그러나 배의 경우 모든 모형의 사후 예측치가 실제치에 비해 높게 나타나 품질 요인을 고려하지 못할 경우 과일 가격에 대한 예측에 체계적인 오류가 발생할 가능성이 있음을 시사한다.

표 4-19. 채소류 가격예측모형의 예측력 평가지표

	ARIMA	VAR	VAR2	전이함수
배추	73 (14.8)	161 (29.0)	126 (28.8)	67 (18.3)
무	58 (14.2)	79 (19.9)	82 (20)	72 (15.8)
마늘	188 (7.8)	163 (7.0)	204 (8.8)	194 (7.4)
양파	156 (25.2)	83 (13.8)	198 (29.0)	107 (14.3)

주: RMSE값이며, ()수치는 MAPE값임. VAR2는 물량을 함께 고려한 것.

표 4-20. 과일류 가격예측모형의 예측력 평가지표

	ARIMA	VAR	VAR2	전이함수
사과	511 (16.7)	264 (6.8)	811 (35.7)	206 (8.4)
배	406 (26.3)	525 (39.9)	634 (48.8)	472 (35.9)

주: RMSE값. ()수치는 MAPE값.

VAR2는 물량을 함께 고려한 것.

과채류의 사후 예측을 통하여 가격의 예측력을 비교한 결과, 애호박을 제외하면 단변량인 ARIMA모형이 다변량인 VAR모형에 비해 우월하였다. ARCH 효과가 검출된 애호박에 대해서 ARIMA-GARCH모형을 통하여 가격예측을 행한 결과, 애호박의 예측력이 다소 개선되었다.

표 4-21. 과채류 가격예측모형의 예측력 평가지표

	ARIMA	GARCH	VAR	VAR2	전이함수
백다다기	2,549 (8.0)		5,134 (13.4)	346 (18.6)	148 (7.1)
취청	5,476 (16.9)		7,150 (22.4)		
일반토마토	3,179 (10.6)		2,774 (12.7)	479 (20.8)	360 (12.2)
방울토마토	1,363 (8.2)		2,149 (14.9)		
애호박	1,793 (8.6)	1,729 (8.5)	1,843 (6.2)	196 (15.9)	178 (12.5)
쥬키니	2,029 (19.9)		1,154 (11.7)		

주: RMSE값. ()수치는 MAPE값.

VAR2는 물량을 함께 고려한 것.

VAR2와 전이함수모형 추정에는 오이, 토마토, 호박 등의 품목 기준임.

공급량 변수를 외생변수로 포함한 전이함수모형은 오이 가격 예측에 있어서 다른 모형보다 우월한 것으로 나타나고 토마토와 호박 가격 예측력에서도 대체로 양호한 것으로 나타났다. 한편 가격과 물량을 모두 내생 변수로 취급한 VAR 모형의 예측력은 낮은 것으로 나타났다.

과채류 품목의 가격 예측 오차는 대체로 10~15%로 축소할 수 있었다. 이는 과채류의 가격 변동이 심하지만 예측 모형을 구축하여 체계적으로 예측 오차를 줄일 수 있다는 점에서 고무적이다. 과채류 가격 예측을 위해서는 ARIMA 모형(또는 ARIMA-GARCH 모형)이나 전이함수모형이 적합한 것으로 평가된다.

예측력은 예측대상기간에 따라 달라질 수 있다. 주 출하 시기가 정해져 있는 농산물의 경우 일년 중 특정 시기의 예측력이 다른 시기보다 떨어질 가능성이 있다. 이를 살펴보기 위해 배추와 무를 대상으로 A: 2005년 6월, B:2005년 9월, C:2005년 12월, D:2006년 3월까지로 구분하여 각 모형을 추정하였다. 결정된 모형에 대해 추정기간으로부터 3개월간의 가격을 사후 예측하여 예측력을 평가해 보았다.

표 4-22. 시기별 모형 예측력 지표

기간	배추			무		
	ARMA	VAR	전이함수	ARMA	VAR	전이함수
A (7-9월)	69 (12.4)	180 (26.0)	93 (19.6)	94 (18.6)	194 (33.3)	102 (18.5)
B (10-12월)	398 (50.3)	424 (57.1)	354 (44.3)	65 (7.9)	196 (37.1)	129 (17.2)
C (1-3월)	85 (12.0)	132 (20.4)	57 (11.0)	28 (7.3)	90 (19.7)	19 (3.6)
D (4-6월)	56 (18.8)	142 (30.8)	103 (33.8)	95 (25.4)	41 (9.7)	113 (31.4)

주: RMSE 값. ()값은 MAPE값.

평가 결과 배추의 경우 10~12월(B) 기간의 예측력이 다른 기간보다 크게 떨어지며, 무 역시 기간별로 예측오차가 크게 차이가 나는 것으로 나타났다. 대체로 배추와 무의 경우 상반기보다 하반기의 예측오차가 큰 것으로 나타나 연중 특정 시기의 예측력이 떨어짐을 확인할 수 있다.

청과물 가격은 변동이 심하기 때문에 경제주체들의 의사결정을 혼란하게 한다. 또한 농산물 시장 개방 확대가 예상되는 가운데 정부의 시장 개입은 제한될 수밖에 없다. 이에 따라 현재와 미래 수급 등을 포함한 가격 예측을 생산자(단체)나 유통·가공업체들은 스스로 결정해야 한다. 향후 청과물 가격의 변동과 예측에 관한 수요는 크게 증대할 것으로 예상되나 이를 분석하고 예측하기 위한 모형 개발은 아직 미진한 실정이다.

최근 풍부해진 자료를 기반으로 어떤 변수(예를 들면 가격)의 시간적 흐름에 따른 특성을 모형화 함으로써 동태적인 특성을 분석하고 예측력을 높이려는 시계열 분석 방법이 빠르게 발전되고 있다. 그러나 이러한 분석 방법을 활용하여 청과물 가격의 변동을 모형화한 연구는 매우 드문 실정이다. 따라서 이 연구는 청과물 가격의 시계열적 특성을 규명하고 중단기 가격을 예측하기 위한 시계열 모형을 개발하는 것을 목적으로 하였다.

이 연구는 배추, 무 등 채소 4 품목, 사과, 배 등 과일 2 품목, 오이, 토마토 등 과채류 4 품목(8 품종)을 대상으로 하였다. 가격 자료는 가락도매 시장의 월별 도매가격을 주로 이용하였으며 일별 가격을 보완적으로 이용하였다. 모든 자료는 자연대수를 취하여 사용하였다.

▣ 청과물 가격의 특성

청과물 가격은 표준편차를 평균으로 나눈 변이(변동)계수가 작은 것은 0.3(마늘, 배)에서 큰 것은 0.5(배추, 무, 호박, 풋고추 등)로 나타났다. 이와

같이 청과물 가격의 변동성은 대체로 크며, 그 중에서도 특히 엽채류와 과채류의 변동성이 크다.

가격 시계열의 추이를 나타내는 그래프와 자기상관함수 등을 관찰하고 안정성 검정 및 회귀분석 등을 통하여 가격의 시계열적 특성을 찾아내어 이를 모형화하였다. 가격 시계열은 마늘과 일반 토마토를 제외하고 모두 14 품종에서 12 품종이 평균과 분산이 시간에 대해 일정하여 안정적이며, 계절차분을 할 경우 일반 토마토도 안정화되었다. 마늘 자료는 계절 차분에 1차 차분을 추가하여 안정화하였다.

가격 자료를 관찰하고 검정한 결과, 청과물 가격은 월이나 주 등의 계절에 따라 평균의 차이가 나는 ‘계절 효과’가 있는 것으로 판별되었다. 배추 가격은 8~9월이 높은 반면 6월이 낮다. 청과물 가격의 계절 효과를 제거하기 위해 가격 자료에 ‘계절 차분’을 실시하거나 추정 모형에 ‘계절 더미’를 부가하여 모형을 추정하였다. 또한 계절 효과를 제거하더라도 - 즉 평균을 일정하게 하더라도 - 같은 계절(월 또는 주)의 연도 간 연동성은 존재하므로 이를 고려하기 위해 계절항(계절적 자기회귀항이나 이동평균항)을 부가하였다.

■ 시계열모형에 의한 추정과 예측

분석 대상 10개 청과물 가격에 대한 시계열 모형으로서 자기회귀-이동평균(ARIMA) 모형, 일반화자기회귀조건부이분산(GARCH) 모형 등 자신의 가격 시계열만으로 구성되는 단변량 모형을 추정하였다. 그리고 복수의 가격을 포함하거나 물량 변수를 함께 포함하는 다변량 모형으로 벡터자기회귀(VAR) 모형을 추정하였으며, 시계열모형과 회귀모형(가격신축성함수)의 결합을 위한 시도로 공급량을 외생변수로 한 일종의 전이함수모형을 추정하였다.

시계열 모형 추정을 위하여 Box-Jenkins의 식별-추정-진단 과정을 반복함으로써 최적 모형을 찾는 절차를 따랐다. 추정 결과는 다음과 같이 요약된다.

- 1) 대부분의 분석 대상품목에서 12기 계절항(주로 자기회귀항)이 유의하게 나타났으며, 그 계수는 음(-) 부호의 절대치가 1보다 작은 수치인 것으로 계측되었다. ‘거미집 이론’에 의하면 이는 당해년 가격이 전년 가격과의 반대 방향으로 움직이며 균형에 수렴하는 동학 과정을 따름을 의미한다.
- 2) 배추 가격 모형 추정 시, ‘계절성’을 반영하는 방식에 따라 예측력에 차이가 났다. 원자료에 계절적 자기회귀항(또는 이동평균항)만을 포함하는 계절적 ARIMA 모형에 비해 월별 계절항뿐 아니라 계절더미나 계절차분으로 계절효과를 고려해 준 경우가 예측력이 높게 나타났다.
- 3) 배추, 무, 양파에 대한 유통단계별 가격 자료로 그랜저 인과성을 검정한 결과, 공통적으로 도매가격이 농가판매가격이나 소비자 가격에 선행하는 것으로 나타났다. 이는 도매가격을 이용한 가격 예측이 소비자 가격이나 농가판매가격을 대상으로 한 예측보다 상대적으로 더 중요함을 뒷받침하는 근거가 된다.
- 4) 채소 품목에 대한 사후 예측 결과, 모든 품목에 대해 MAPE기준 15% 이하의 예측 오차를 가지는 모형을 찾았다. 배추와 무는 ARIMA 모형이 예측력에서 VAR보다 우월하였으며, 마늘과 양파는 VAR 모형이 우월하였다. 시계열 모형에 공급량을 고려한 전이 함수의 예측력은 전반적으로 우수하였으며, 이는 채소 가격에 대한 중단기 예측시 계절효과 외에 공급량을 외생변수로 포함시켜 고려해야 함을 의미한다.
- 5) 명절 효과를 추정한 결과, 추석은 사과와 배 가격을 10~20% 높이는 효과를 가지는 것으로 나타난 반면, 설은 특별한 효과를 갖지 않는 것으로 나타났다. 따라서 추석 전과 후의 가격 예측시, 이 연구에서 규명한 추석 효과를 포함한 모형이 유용할 것이다.
- 6) 사후 예측 결과, 사과는 모형에 따라 예측력이 차이가 크게 났다. 사과와 배 가격 변수로 구성된 VAR 모형과 사과 공급량을 외생변수로 하는 전이함수모형의 예측 오차는 MAPE 기준 10% 이내 수준이었

다. 그러나 배의 예측 오차는 25% 이상으로 나타났으며, 모든 모형에서 예측치가 실측치보다 큰 것으로 나타났다. 이처럼 배 가격 예측치가 실측치에 비해 ‘체계적’으로 높았던 것은 품질이 예년에 비해 낮았기 때문으로 판단된다. 그러나 현재 품질 지표가 없어 가격 예측 모형에 품질 요인을 포함하는 것은 어려울 것으로 판단된다.

- 7) 과채류 품목의 가격의 연내 변동은 심하지만 모형에 의해 예측 가능한 것으로 보인다. 과채류의 예측 오차는 10~15%로 나타났다. 오이와 토마토 가격에 대해서는 ARIMA 모형과 전이함수모형의 예측력이 높으며, 호박에 대해서는 VAR 모형의 예측력이 높은 것으로 나타났다.
- 8) 채소류의 일별 또는 주별 가격에서 자주 관찰되는 변동성 군집 현상은 월별 자료에서는 그다지 나타나지 않았다. 이는 분산군집 현상이 보통 빈도수가 높은 자료에서 관찰된다는 사실에서 기인한 것으로 월별 자료를 사용할 경우에는 상대적으로 조건부 이분산에 대한 문제가 완화되는 것으로 판단된다.

■ 종합 및 시사점

주요 연구 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 청과물 가격의 계절성을 검토하였으며 그 결과 ‘계절 차분’을 취하거나 ‘계절 더미(월, 명절 등)’를 취함으로써 평균의 차이에 의한 계절 요인을 고려하였다. 또한 계절적 자기회귀항 등의 계절항에 의해 같은 계절의 연도 간 음(-) 방향의 연동관계를 고려하였다. 이와 같이 계절성을 충분히 고려함으로써 모형의 설명력과 예측력을 제고하였다.

둘째, 청과물 가격 예측과 관련된 시계열모형에 관한 선행 연구가 적었으나 이 연구를 통해 주요 채소 가격은 물론, 그간 연구가 거의 전무한 과일 및 과채류 가격에 관한 연구를 시도하였으며, 대부분의 품목에서 예측력이 15% 이하 수준의 모형을 찾아낼 수 있었다.

셋째, 이 연구는 시계열 모형뿐 아니라 회귀 모형과의 결합을 시도함

으로써 예측력이 상대적으로 양호한 모형을 찾을 수 있었다.

첫째, 청과물 가격 변동에 대한 연구는 향후 다음과 같이 보완 또는 확장될 필요가 있다. 첫째, 주별 또는 일별 가격 자료를 활용한 시계열 모형을 개발할 필요가 있다. 이를 통해 보다 단기적인 가격의 움직임을 표현할 수 있는 정교한 모형을 개발할 수 있을 것이다. 이 연구에서는 그다지 검토하지 못하였으나, 특히 변동성 집중 현상 등을 보다 잘 설명할 수 있도록 연구가 추진될 필요가 있다.

둘째, 시계열 모형과 회귀 모형의 결합을 보다 확대하고 정교하게 구축할 필요가 있다. 구조를 보다 설명할 수 있도록 외생변수를 늘리거나 또는 하나의 외생변수를 보다 순화(filtering)하는 방향으로의 연구가 필요할 것이다.

셋째, 분석 대상 품목 수를 늘려야 한다. 이 연구에서는 10품목에 그쳤으나, 농업관측사업이 원활히 수행되려면 가격 예측 모형이 향후 모든 관측 품목으로 확대되어 개발되어야 한다.

넷째, 예측 시기나 기간의 변화에 대해 예측력이 달라질 수 있으므로 이에 대한 민감도 분석도 확대될 필요가 있다.

부 록

추정 결과

부표 1. pooled data이용한 추정 결과

	변수	계수	t 값	한계유의수준	
배추	c	10.29	7.32	0.00	$R^2=0.49$
	물량	-0.44	-3.17	0.00	
	ar(1)	-0.44	-4.55	0.00	
	ar(2)	-0.50	-5.08	0.00	
무	c	13.00	5.98	0.00	$R^2=0.51$
	물량	-0.75	-3.33	0.00	
	ar(1)	-0.45	-4.55	0.00	
	ar(2)	-0.47	-4.68	0.00	
마늘	c	9.45	23.82	0.00	$R^2=0.73$
	물량	-0.25	-4.92	0.00	
	ar(1)	0.18	1.77	0.08	
	ar(2)	-0.14	-1.94	0.06	
양파	c	25.12	10.47	0.00	$R^2=0.56$
	물량	-1.98	-7.87	0.00	

부표 2. 사과, 배 VAR 모형 추정결과

	사과		배	
	가격	물량	가격	물량
사과가격(-1)	0.79	-0.07	0.05	-0.00
사과물량(-1)	0.02	0.47	0.01	-0.01
배 가격(-1)	-0.01	-0.05	0.77	-0.61
배 물량(-1)	-0.09	-0.36	-0.08	-0.14
상수	0.01	0.04	-0.00	0.04
R^2	0.68	0.27	0.74	0.27
F치	61.59	10.84	82.97	10.97

부표 3. 배추 VAR 추정식 추정 결과

시차	가격(차분)		물량(차분)	
	가격	물량	가격	물량
1	0.67	0.36	0.06	0.28
상수	0.04		-0.04	
R ²	0.45		0.13	
F치	42.14		7.53	

부표 4. 무 VAR 추정식 추정 결과

시차	가격(차분)		물량(차분)	
	가격	물량	가격	물량
1	0.11	0.66	0.03	-0.52
2	-0.21	0.90	0.07	-0.37
3	-0.47	0.41	0.05	-0.16
4	-0.19	0.91	0.06	-0.08
5	-0.23	1.06	0.05	-0.22
6	-0.37	0.70	-0.01	-0.14
7	-0.21	0.59	0.04	-0.14
8	-0.09	0.50	0.02	-0.04
9	-0.17	0.31	0.04	-0.09
10	-0.05	-0.22	-0.01	-0.21
11	0.10	0.16	0.03	0.02
12	-0.48	0.15	0.01	-0.39
상수	0.00		0.00	
R ²	0.57		0.57	
F치	3.84		3.88	

부표 5. 마늘 VAR 추정식 추정 결과

시차	가격(차분)		물량(차분)	
	가격	물량	가격	물량
1	-0.47	-0.01	0.24	-0.37
2	-0.35	0.06	0.40	-0.02
3	-0.24	-0.01	-0.02	-0.02
4	-0.01	0.04	-0.08	-0.11
5	-0.04	-0.07	-0.26	-0.24
6	0.02	-0.05	-0.06	-0.17
7	-0.09	-0.06	0.86	0.28
8	-0.01	0.04	0.42	0.00
상수	-0.01		0.01	
R ²	0.28		0.41	
F치	1.97		3.49	

부표 6. 양파 VAR 추정식 추정 결과

시차	가격		물량	
	가격	물량	가격	물량
1	0.85	-0.05	0.04	0.19
2	0.22	0.50	-0.14	0.01
3	-0.24	0.27	0.08	0.08
4	0.27	0.55	-0.08	-0.16
5	0.03	0.38	-0.04	-0.18
6	-0.07	-0.26	-0.01	-0.04
7	-0.12	-0.77	0.02	0.16
8	-0.01	-0.39	-0.02	0.07
9	-0.14	-0.35	0.07	0.27
10	0.18	0.48	-0.07	-0.19
11	0.15	0.04	0.03	0.19
12	-0.64	-0.04	-0.04	-0.32
13	0.09	0.34	0.20	-0.08
14	0.73	0.85	-0.26	-0.20
15	-0.39	-0.33	0.08	0.06
상수	-0.01		0.01	
R ²	0.91		0.62	
F치	20.34		3.44	

ABSTRACT

A Time Series Analysis on Prices of Fruits and Vegetables

Prices of fruits and vegetables do not only fluctuate between years but also vary considerably between seasons. The purpose of this study is to investigate the patterns (characteristics) of price variation over time and find appropriate models for forecasting future prices.

The study deals with prices of four vegetables, two fruits, and four fruit-bearing vegetables. The study tests stationarity of price series and analyze seasonal effects in them. It applies mainly time-series methods - ARIMA, GARCH, VAR, and the transfer function approach - to model the movements of produce prices.

The main results are summarized as follows:

First, since systematic differences between monthly produce prices are found, price data should be differentiated between monthly figures (seasonal differences) on a year-to-year basis. And Chusok (the harvest festival) is found to have a holiday effect on the prices of apples and pears, whose prices increase by ten to twenty percent.

Second, the coefficients of seasonal autoregressive terms are found to be significantly negative and less than one in absolute value in most models. This implies that prices fluctuate but converge to the equilibrium level following the cobweb theory.

Third, according to ex-post forecasting, the study finds a model whose forecast errors are less than 15 percent for most items. In most cases, the ARIMA/GARCH and transfer function models outperform VAR models.

Lastly, the inclusion of an exogenous variable (supply quantity) into a pure time-series model increases the explanative and forecast power. This

implies that the incorporation of a regression method into the time-series method would be beneficial in modeling the price of produce.

Researchers: Yong-Sun Lee, Byung-Ok Choi, and Song-Bo Sim

E-mail Address: yslee@krei.re.kr; bochoi@krei.re.kr; simsb@krei.re.kr

표 차례

제1장

표 1-1. 농축산물 가격의 시계열분석 관련 선행 연구	5
--------------------------------------	---

제2장

표 2-1. 품목별 가격 자료 출처와 기간	10
표 2-2. 채소가격의 변이계수	12
표 2-3. 과일 · 과채류 가격의 변이계수	16
표 2-4. 청과물 품목별 가격에 대한 단위근 검정결과	24
표 2-5. 채소류의 월별 효과 추정 결과 1	25
표 2-6. 채소류의 월별 효과 추정 결과 2(거래물량 변수 포함)	26
표 2-7. 명절효과 추정 결과 1	27
표 2-8. ARMA식에서의 명절효과 추정 결과	28

제3장

표 3-1. 채소류 ARIMA 모형 추정 결과	34
표 3-2. 계절성 반영 유형에 따른 예측력 비교	36
표 3-3. 계절더미를 이용한 계절 조정 후 ARIMA모형 추정 결과	38
표 3-4. 주별 가격을 이용한 ARIMA 모형 추정 결과	39
표 3-5. 채소류 가격의 ARCH효과 검정결과	40
표 3-6. 일별 자료를 이용한 ARCH 검정결과	42
표 3-7. 과일류 ARIMA 모형 추정 결과	43
표 3-8. 과일류 가격의 ARCH효과 검정결과	44
표 3-9. 주별 과일 가격을 이용한 ARIMA 추정 결과	45

표 3-10. 과채류 ARIMA 모형 추정 결과	47
표 3-11. 과채류 가격의 ARCH효과 검정결과	50
표 3-12. 과채류 GARCH 모형 추정 결과	51

제4장

표 4-1. 유통단계별 배추가격의 인과성 검정 결과	59
표 4-2. 유통단계별 무가격의 인과성 검정 결과	59
표 4-3. 유통단계별 양파가격의 인과성 검정 결과	60
표 4-4. 김치, 배추, 무, 고추 가격의 인과성 검정 결과	62
표 4-5. VAR 계수에 대한 F 검정 결과	62
표 4-6. 품목 간 인과성 검정 결과	63
표 4-7. 품종 간 인과성 검정 결과	63
표 4-8. 채소류 가격간의 상관관계	64
표 4-9. 배추 · 무의 VAR 모형 추정 결과	65
표 4-10. 마늘 · 양파의 VAR 모형 추정 결과	66
표 4-11. 단위근 검정 결과	69
표 4-12. 채소류 전이함수모형 추정 결과	70
표 4-13. 사과 · 배의 VAR 모형 추정 결과	72
표 4-14. 과일류 전이함수모형 추정 결과	73
표 4-15. 과채류 가격간의 상관관계	76
표 4-16. 과채류 VAR모형 추정 결과	77
표 4-17. 과채류 VAR(2) 모형 추정결과	79
표 4-18. 과채류 전이함수모형 추정 결과	80
표 4-19. 채소류 가격예측모형의 예측력 평가지표	82
표 4-20. 과일류 가격예측모형의 예측력 평가지표	83
표 4-21. 과채류 가격예측모형의 예측력 평가지표	83
표 4-22. 시기별 모형 예측력 지표	84

부록

부표 1. pooled data이용한 추정 결과	92
부표 2. 사과, 배 VAR 모형 추정결과	92
부표 3. 배추 VAR 추정식 추정 결과	93
부표 4. 무 VAR 추정식 추정 결과	93
부표 5. 마늘 VAR 추정식 추정 결과	94
부표 6. 양파 VAR 추정식 추정 결과	94

그림 차례

제2장

그림 2-1. 채소류 품목별 월평균 가격 추이	11
그림 2-2. 배추 가격의 월별 집적그래프(stacked line)	13
그림 2-3. 과일류 품목별 월평균 가격 추이	14
그림 2-4. 과채류 품목별 월평균 가격 추이	15
그림 2-5. 주별 가격 추이	17
그림 2-6. 채소류 품목별 월평균가격의 상관도표	20
그림 2-7. 과일·과채류 월평균가격의 상관도표	21

제3장

그림 3-1. ARIMA 모형에 의한 채소류 가격 예측결과	36
그림 3-2. 계절성 반영 여부에 따른 배추가격 예측결과	37
그림 3-3. 주별 채소가격을 이용한 ARIMA 예측결과	40
그림 3-4. 배추와 무의 일일 가격 추세	41
그림 3-5. 배추와 무의 조건부 분산	42
그림 3-6. ARIMA 모형에 의한 과일류 가격 예측결과	45
그림 3-7. 주별 과일가격을 이용한 ARIMA 예측결과	46
그림 3-8. ARIMA 모형에 의한 과채류 가격 예측결과	49
그림 3-9. GARCH 모형에 의한 과채류 가격 예측결과	51
그림 3-10. 애호박의 조건부 분산	52

제4장

그림 4-1. 유통단계별 가격의 인과성	61
그림 4-2. VAR 모형에 의한 채소류 가격 예측결과	66

그림 4-3.	배추·무 VAR 모형에 의한 충격누적반응	68
그림 4-4.	전이함수모형에 의한 채소류 가격 예측결과	71
그림 4-5.	VAR 모형에 의한 과일류 가격 예측결과	73
그림 4-6.	전이함수모형에 의한 과일류 가격 예측결과	74
그림 4-7.	VAR 모형에 의한 과채류 가격 예측 결과	78
그림 4-8.	전이함수모형에 의한 과채류 가격 예측결과	81

참고 문헌

- 강태훈. 2002. “밭떼기거래의 경제적 성격과 계약금의 평가”. 『농업경제연구』. 43(2): 55-76.
- 강태훈. 2004. “채소류가격의 비선형동학적 특성”. 『농업경제연구』. 45(1): 83-101.
- 권오복. 2001. 「시계열 모델을 이용한 쇠고기 가격 전망 모델 개발」. M49. 한국농촌경제연구원.
- 권오복 · 최정섭. 2002. “전이함수를 이용한 산지 수소 가격 예측”. 『농촌경제』. 25(1): 1-18.
- 권오상. 1990. “인과성 검정을 이용한 쇠고기 시장가격의 특성 분석”. 『농촌경제』. 13(4): 17-38.
- 김경덕 · 정학균 · 송우진 · 한석호. 2002. 『과일 · 과채 · 채소 · 축산 수급 및 반응함수 추정』. M52. 한국농촌경제연구원.
- 김경필 · 박미성 · 김현노 · 류상모. 2006. 「농업관측월보 과일」. 한국농촌경제연구원.
- 김명환 · 박재민 · 박준기 · 서대석 · 허주옥. 2000. 「주요 채소 · 과일의 수급함수 추정」. M44. 한국농촌경제연구원.
- 김배성. 2005. “채소가격 예측을 위한 응용기법별 예측력 비교”. 『농업경제연구』. 46(4): 89-113.
- 김태완. 2003. “돼지의 산지가격예측을 위한 계량모형 연구”. 『농업경제연구』. 44(2): 43-66.
- 명광식. 2005. “Box-Jenkins모형을 이용한 육계가격 예측”. 『농촌경제』. 28(2): 73-83.
- 박동규 · 전창곤 · 신승렬 · 임소진 · 이병오 · 고종태 · 김동환 · 강태훈. 2001. 『농축산물 생산 및 유통계약의 효율적 운용 방안』. 한국농촌경제연구원.
- 안병일 · 김성용 · 김병률. 2002. “양념채소 가격의 변동 추세와 요인 분석”. 『농업경제연구』. 43(1): 103-121.
- 양승룡. 2003. “축산물 가격의 인과성 검정: 사료곡물에서 소매 단계까지”. 『농업경제연구』. 44(2): 91-110.
- 양승룡 · 박유신. 1999. “신경망을 이용한 축산물 가격의 예측 모형 개발”. 『농업경

- 제연구』. 40(1): 105-127
- 오치주. 1994. 『주요 농산물의 수급 예측모형 개발과 농업관측 운용체계 개선』. 한국 농촌경제연구원 R316
- 윤병삼 · 양승룡. 2004. “양념채소의 요일효과, 월별효과 및 월중효과에 관한 연구”. 『농업경제연구』. 45(2): 187-210.
- 윤병삼 · 홍승지. 2004. “가락시장 채소가격의 요일효과에 관한 연구”. 『농업경영 · 정책연구』. 31(3): 479-495.
- 이병기. 2001. “축산물가격의 동태적 조정과 시사점”. 『농업경제연구』. 42(1): 63-84.
- 이병서 · 위태석. 2003. “대형유통업체의 농산물 구매특성과 산지의 대응 방안”. 『한국식품유통연구』. 20(2): 129-150.
- 이용선 · 정학균 · 심송보. 2005. 「기상 요인이 청과물 수급에 미치는 영향」. R494. 한국농촌경제연구원.
- 이용선 · 김연중 · 서대석 · 전상곤 · 김윤희. 2001. 「농업관측의 경제적 효과에 관한 연구」. R430. 한국농촌경제연구원.
- 정민국 · 허덕. 2000. “유통단계별 쇠고기 가격의 인과성분석”. 『농촌경제』. 23(1): 55-66.
- 허신행 · 김병택 · 김형모. 1980. 「농산물가격변동분석 및 예측과 수매사업의 효과 분석」. R25. 한국농촌경제연구원.
- 농수산물유통공사. 2005. 「주요 농산물 소비 패턴 조사분석」.
- 농수산물유통공사. 2006a. 「2005년 주요 과채류 소비패턴」.
- 농수산물유통공사. 2006b. 「2006년 주요 채소류 소비패턴」.
- Box, G.E.P. and G.M. Jenkins. 1976. Time Series Analysis: Forecasting and Control. Revised Edition. Holden-Day.
- Davidson, R. and James G. MacKinnon. 1993. Estimation and Inference in Econometrics. Oxford University Press.
- Enders, W. 1995. Applied Econometric Time Series. John Wiley & Sons.
- Granger, C.W.J. 1969. “investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross Spectral Methods.” *Econometrica*. Vol.37. 424-38.
- Granger, C.W.J. 1988. “Some Recent Developments in a Concept of Causality.” *Journal of Econometrics*. Vol. 39. 199-211.
- Greene, W.H. 2003. *Econometric Analysis*, 5th Ed. Prentice Hall.

- Kohls, R.L. and J.N. Uhl. 1990. Marketing of Agricultural Products. 6th Ed. Collier Macmillan Company.
- Pindyck, R. and D.L. Rubinfeld. 1991. Econometric Models and Economic Forecasts. 3rd Ed. McGraw-Hill, Inc.
- QMS. 2004. Eviews 5 User's Guide. Quantitative Micro Software.
- Smyth, D. 1973. "Effect of Public Price Forecasts on Market Price Variation: A Stochastic Cobweb Example." American Journal of Agricultural Economics.

이용선 yslee@krei.re.kr

- 고려대학교 농업경제학과, 일본 츠크바대 경제학 박사
- 농림부 산지유통전문조직 지원위원회위원
- 통계청 통계위원회 경제분과위원
- 「농업관측의 경제적 효과에 관한 연구」 (2001)
- 「기상 요인이 청과물 수급에 미치는 영향」 (2005)

최병욱 bochoi@krei.re.kr

- 고려대학교 농업경제학 석사, 일본 츠크바대 경제학 박사
- 「동경도 중앙도매시장의 가격 효율성과 인과성」 (2004)
- 「도매시장 거래제도 변화가 가격 형성에 미치는 영향」 (2006)

심송보 simsb@krei.re.kr

- 고려대학교 식품자원경제학과, 고려대학교 농업경제학 석사
- 「기상 요인이 청과물 수급에 미치는 영향」 (2005)
- 「농업관측 품목모형 KREI-COMO 2005개발·운용」 (2006)

연구보고 R537

청과물 가격 변동의 시계열 분석

등 록 제6-0007호(1979. 5. 25)

인 쇄 2006. 11.

발 행 2006. 11.

발행인 최정섭

발행처 한국농촌경제연구원

130-710 서울특별시 동대문구 회기동 4-102

전화 02-3299-4000 <http://www.krei.re.kr>

인쇄처 태광인쇄

전화 02-468-9430 E-mail: tprint@hanmail.net

ISBN 978-89-6013-036-4 93520

- 이 책에 실린 내용은 출처를 명시하면 자유롭게 인용할 수 있습니다.
무단 전재하거나 복사하면 법에 저촉됩니다.