

옥수수과 밀 선물가격 결정요인 비교분석 베이지안모델평균을 이용하여

최수진* 김한호**

Keywords

곡물 선물시장(grains futures market), 베이지안모델평균(Bayesian Model Averaging), 옥수수(corn), 밀(wheat)

Abstract

In this paper, we estimated the factors influencing the futures prices of corn and wheat through Bayesian model averaging. Uncertainty in the grains futures price is due to the fact that various factors other than real factors have a probabilistic impact. By using the results of this study and applying probabilistic factors, the ability to forecast grain futures price could be improved. Bayesian model averaging will help increase confidence in price estimates when used with a single model approach.

차례

- | | |
|---------------------------|----------|
| 1. 서론 | 4. 추정 결과 |
| 2. 베이지안 분석과 고전적 계량경제학의 비교 | 5. 결론 |
| 3. 분석 모형과 자료 | |

* 한국육류연구소 책임연구원.

** 서울대학교 농경제사회학부 농업·자원경제학 전공 교수 및 농업생명과학연구원 겸무연구원, 교신저자. e-mail: hanho@snu.ac.kr

1. 서론

2000년대 후반 이후 곡물 선물가격이 급등과 급락을 반복하고 변동주기가 빨라지면서 가격 예측이 이전과는 비할 바 없이 어려워졌으며, 곡물 선물가격 불확실성을 야기한 주원인을 규명하기 위해 수많은 연구들이 국내외에서 수행되었다. 현재까지 선행연구에서 지목한 요인들은 첫째, 금리, 환율, 유가 등 거시경제변수(Belke, Bordon and Volz 2013; Chakraborty and Bordoloi 2013; Chambers and Just 1982; Kawamoto, Kimura, Morishita, and Higashi 2011; Pindyck and Rotemberg 1990; 서진교·이준원·김한호 2011), 둘째, 투기적 수요(Anzuini, Lombardi and Pagano 2012; Gilbert 2010; Irwin and Sanders 2011; Sanders and Irwin 2010), 셋째, 바이오연료 정책(Frank and Garcia 2010; Peñaranda and Rupérez Micola 2009; McPhail 2011; Natanelov, Alam, McKenzie and Van Huylenbroeck 2011; Qiu, Colson, Escalante and Wetzstein 2012; Wang, Wu, and Yang 2014), 넷째, 중국의 수요 증가(Hamilton 2009; Kilian 2006; Tang and Xiong 2012; Radetzki 2006), 다섯째, 이상기후(Brunner 2002; Roache 2010)가 대표적이다.

한편 많은 실증분석들이 서로 상충되는 결과를 보여주고 있으며 어떤 요인들이 곡물 선물가격을 설명할 수 있는가의 문제는 아직 논쟁이 진행 중인 분야이다. 예를 들면 Anzuini et al.(2012), Gilbert(2010), Pindyck and Rotemberg(1990)는 투기적 수요가 곡물 선물가격에 유의한 영향을 미치는 요인이라고 분석한 반면 Irwin and Sanders(2011), Sanders and Irwin(2010)은 투기적 수요는 거품(bubbles)에 불과하며 실물 요인만 유의하다고 주장하였다. 또한 Hamilton(2009), Kilian(2006) 등은 중국의 수요가 상품선물시장에 영향을 미친 결과 상품가격의 동조화(comovement)현상이 발생한다고 주장했으나 Tang and Xiong(2012)은 미국 상품선물의 동조화에 영향을 미치는 요인은 바이오연료정책, 비상업순매수포지션이며 중국과는 관련이 없음을 계량분석으로 증명하였다.

곡물 선물가격의 불확실성에 대한 연구는 대부분 개별 요인과 선물가격의 단편적 인과관계를 판단하는 것을 목적으로 하고 있다. 그러나 우리나라와 같이 곡물 자급도가 낮은 곡물 수입국은 곡물 선물가격 불확실성에 대처할 필요성이 절실하기 때문에 이를 위해 곡물 선물가격에 영향을 미치는 다수의 정보변수들을 활용하는 모형 구축이 시도되었다. 예를 들면 김종진, 김지연, 공민지, 최선우, 이동주, 채주호(2014)는 비상업순매수포지션, 기상지수, 유가, OECD·비OECD국가 평균 환율과 GDP성장률을 변수로 사용하여 국제곡

물가격 조기경보를 위한 신호접근모형과 인공신경망모형을 구축한 바 있다.

한편 단일모형 추정을 이용한 기존의 실증연구들은 모형 구성 및 표본 특성에 따라 설명변수의 부호와 유의성이 달라지는 한계를 지닌다. 그 원인은 단일모형 접근법에서는 선택한 모형이 참이 아닐 가능성, 즉 모형 불확실성이 간과되었기 때문이다. 모형 불확실성 문제로 인해 서로 다른 모형을 이용한 예측치 간에는 적지 않은 차이가 발생하기 때문에 1990년대 중반부터 이러한 단일모형 접근법의 한계가 문제점으로 대두되었다(Madigan and Raftery 1994; Raftery 1995), 이를 극복할 수 있는 유력한 대안으로 베이지안 모형평균법(Bayesian Model Averaging, 이하 BMA)이 주목받기 시작했는데 현재 거시경제학을 포함한 다양한 분야에서 BMA를 이용한 실증분석이 실시되고 있다. 해외에서는 Koop and Korobilis(2012) 등이 미국 인플레이션을 예측하는 데 BMA를 활용하였고, 국내에서는 이재량·성병목(2008)이 인플레이션 예측모형으로, 이철용(2010)이 유가 예측모형으로, 남민호·김현태(2014)가 경상수지 벤치마크 추정모형으로 BMA를 활용하였다. 반면 농업경제학 분야에서는 Balcombe and Rapsomanikis(2010)가 농업생산성에 R&D가 미친 영향을, Tiffin and Balcombe(2011)이 농민 기술습득의 결정요인을 BMA로 분석한 바 있으나 아직까지 많이 활용되고 있지 않다.

본 논문은 최근에 제시된 통계분석방법인 BMA를 이용하여 한정된 변수만을 고려하는 단일 모형의 제약을 극복하고 옥수수와 밀 선물가격 결정요인에 대해 새로운 실증적 근거를 제시하는 것을 목적으로 한다. BMA분석을 통해 금리, 환율, 유가, 투기적 수요, 바이오연료, 중국의 수요, 이상기후가 옥수수와 밀 선물가격에 영향을 미치는 구체적인 확률수치를 추정하는 것이다. 이는 향후 미국 금리 인상 등 거시경제상황의 변화와 투기적 수요의 확대, 미국 에너지 정책의 변화, 중국의 경제성장, 기후변화의 심화에 대응하여 곡물가격 움직임을 조기에 예측하는 데 여러 가지 시사점이 있으므로 연구의 필요성이 있다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제2장에서는 베이지안 분석법을 고전적 계량경제학과 대비하여 설명한다. 제3장에서는 연구자료를 검토하고 실증모형을 제시한다. 제4장에서 추정 결과를 살펴본 후 제5장에서는 결론을 내리고 연구의 시사점을 제시한다.

2. 베이지안 분석과 고전적 계량경제학의 비교

고전적인 계량경제학(frequentist)에서는 추정한 계수가 0과 같다는 귀무가설을 상정하고 95% 유의수준을 기준으로 보면 ‘데이터에서 이 가설이 참일 확률이 5%가 안 될 정도로 너무 희박하므로 대립가설을 받아들여지게 된다’는 방식으로 접근한다. 반대의 경우에는 귀무가설이 참일 증거가 5% 이상 존재하여 충분히 많으므로 변수가 유의하게 영향을 미친다고 할 수 없다고 해석한다. 이것은 ‘주어진 가설을 실현할 데이터의 확률’이다.¹

그러나 베이지안 접근방식에서는 ‘주어진 데이터를 실현할 모수(parameter)의 확률’을 직접적으로 구한다. 베이지안 분석은 모수, 즉 ‘불확실성’을 확률 분포로 표현할 수 있다는 가정에서 출발하며 추정의 궁극적 목표는 하나의 추정치(estimate)를 구하는 것이 아니라 가능한 모수들의 확률분포(probability distribution) 그 자체를 구하는 것이다. 즉, 고전적 계량경제학은 모수를 고정된 값으로 상정하고 점 추정치를 구하는 반면에 베이지안 분석에서는 모수의 참값에 대한 불확실성을 확률분포를 통해 구하려 한다는 점이 두 가지 접근법의 근본적인 차이점이다.

고전적 계량경제학은 추정량(estimator)의 분포, 즉 표집분포(sampling distribution)를 이용하여 추정량의 양호도를 판단하는 근거로 삼는다. 표집분포란 모집단에서 표본을 무수히 선정한 후에 모든 표본에서 추정량의 값(추정치)을 각각 구해 나타난 분포이다. 이와 같은 표집분포는 베이지안 분석에서는 이용되지 않으며 베이지안 분석에서는 주어진 자료만을 사용하여 직접적으로 모수를 포함하는 확률구간을 추정한다. 베이지안 추론 과정은 매우 복잡한 적분 계산이 많이 요구되므로 과거에는 계산의 한계로 인해 추정이 불가능했던 부분이 있었다. 그러나 최근 전산능력의 발전으로 MCMC 방법을 사용하여 적분 계산 대신 시뮬레이션을 통해 임의의 모수 값에 대한 조건부 사후 분포로부터 무작위 변수(random variable)를 생성함으로써 모수의 추정 값을 구할 수 있으므로 베이지안 추정이 용이하게 되었다.

베이지안 추정방법은 베이즈 정리(Bayes Theorem)를 이용함으로써 사전적 정보(prior information)와 표본 정보(sample information)를 객관적으로 결합하여 사후적 정보(posterior information)를 도출하는 것으로 요약할 수 있다. 베이즈 정리는 B(결과)가 발생

¹ 데이터 중 95개가 참이고 5개가 맞지 않는다는 의미이다.

했다는 조건하에서 A(원인)이 발생할 확률을 나타내는 사후확률 $\Pr(A|B)$ 을 $\Pr(A)$ 와 $\Pr(B|A)$ 를 이용해 도출하는 것으로, (1)과 같다. 이때 $\Pr(A)$ 는 결과발생 이전에 A(원인)이 발생할 확률로 인지하고 있는 사전확률(Prior probability)이다. $\Pr(B|A)$ 는 A(원인)이 발생했다는 조건하에서 B(결과)가 발생할 확률인 우도(Likelihood probability)이다. 이를 이용하면 실제 관찰된 결과(y)가 발생했다는 조건하에서 모수(θ)가 구해질 분포인 사후확률분포 $P(\theta|y)$ 를 구할 수 있다.

$$\Pr(A|B) = \frac{\Pr(B|A)\Pr(A)}{\Pr(B)} \quad (1)$$

모수는 모집단의 특성을 설명하는 값으로서 관찰할 수 없는 것을 의미하는데, 고전적 계량경제학에서 모형의 계수를 의미한다. 그러나 베이지안 분석법에서는 불확실한 것을 모두 모수로 설정할 수 있다. 따라서 계수뿐 아니라 모형 자체도 모수로 설정할 수 있으므로 모형 불확실성을 분석하는 데 유용한 도구가 된다.

고전적 계량경제학에서는 종속변수에 영향을 미칠 가능성이 있는 변수가 많은 가운데 어떤 변수가 로버스트(robust)한가, 즉 특정 회귀분석 모형으로부터의 이탈에도 유의성과 이론적으로 예측한 계수의 부호가 영향을 덜 받는가(Leamer 1985)의 문제에 대해 그렇다, 아니다의 이분법적인 판단을 할 수 있을 뿐이었다. 그러나 베이지안 접근법을 통해서는 로버스트한지 여부를 판단할 수 있을 뿐만 아니라 각 변수가 가격을 예측할 확률이 어느 정도 되는가도 연속적인 수치로 도출할 수 있다. 본 논문은 Raftery(1995)와 Masanjala and Papageorgiou(2008)의 가이드라인에 따라 각 변수가 모형에 포함될 확률이 50% 이상인 경우 이 변수는 로버스트한 설명변수로 판단한다. 즉, 특정 요인이 옥수수 선물가격에 대해 설명변수가 될 확률이 반반보다 큰 경우 이는 로버스트한 요인이다.

BMA(Bayesian Model Averaging)분석을 수행하면 참 모형에 대한 확률(posterior inclusion probability, 이하 pip)과 가중평균한 모형의 계수 크기 두 가지 값이 도출된다. BMA는 궁극적으로 모형들의 가중평균을 어떻게 구할 것인가에 대한 문제라고 볼 수 있으므로 pip가 핵심적인 분석결과이며 pip는 통상적인 회귀분석에서 도출하는 계수의 크기와는 전혀 무관하고, 전적으로 각 설명변수를 모형이 포함할 사후확률에 근거한 것이다.

한편 베이지안 분석의 가장 큰 약점은 자료 분석을 위해 모수의 불확실성을 사전확률로 수치화해야 하는데 이 사전확률이 객관적으로 성립되기가 어렵다는 것이다. 고전적 계량경제학자들은 베이지안 분석에서 사전분포가 연구자의 주관에 의해 설정된 것이 아니냐

는 비판을 꾸준히 제기해 왔다. 그러나 본 논문에서 구축한 BMA의 설정에서는 모형의 사전확률은 uniform prior probability로, 계수의 사전확률에는 계수가 0인 것이 얼마나 (불)확실한지에 대해 하이퍼파라미터를 적용한 Zellner's g prior를 설정함으로써 모수의 불확실성에 대해 객관성을 반영할 수 있는 체계를 갖추어 베이지안 분석 시 사전분포 설정의 주관성을 극복하려고 하였다.

3. 분석 모형과 자료

3.1. 베이지안 다변량정규모형(The Bayesian Normal Multiple Regressoin Model)²

모형에 포함되어야 하는 변인이 무엇인가에 대한 이론적 합의가 정립되지 않은 경우 연구자와 논문에 따라 포함되기도 하고 포함되지 않기도 하는 설명변수 $x_1, x_2, \dots, x_k$ 에 대해 x_1, x_2, x_3 을 포함한 회귀분석에서는 x_1 이 유의한 설명변수로 도출되었더라도 x_4 를 추가한 모형에서는 x_1 이 유의하지 않게 나타날 수 있다. 베이지안모형평균을 이용하면 각 변수가 종속변수를 설명하는 확률, 즉 참 모형에 대한 사후확률을 구할 수 있다. j 개의 변인에 대해 성립할 수 있는 전체 선형회귀분석 모형은 다음과 같이 2^j 개다. y 는 종속변수, x 는 잠재적인 j 개의 설명변수, α 는 상수, β 는 계수, ϵ 는 i.i.d. 오차항이다.

$$\begin{aligned} y^1 &= \alpha^1 + \epsilon^1 \\ y^2 &= \alpha^2 + \beta_1^2 x_1 + \epsilon^2 \\ \vdots & \quad \vdots \quad \vdots \quad \vdots \quad \quad \quad \vdots \quad \quad \vdots \\ y^{2^j} &= \alpha^{2^j} + \beta_1^{2^j} x_1 + \beta_2^{2^j} x_2 + \dots + \beta_j^{2^j} x_j + \epsilon^{2^j} \end{aligned} \quad (2)$$

서로 다른 2^j 개의 모형에 대해 (3)과 같이 베이즈이론에 근거한 사후모형확률(posterior model probabilities, PMP)을 구할 수 있는데 이는 모형평균에서 가중치의 역할을 한다. $\Pr(M_j|data)$ 는 자료가 주어졌을 때 모형 M_j 가 참일 사후모형확률(PMP)이고 $\Pr(M_j)$ 는 모형 M_j 에 대해 사전에 갖고 있는 믿음인 사전확률(prior)이다. 모형의 사전확률로 본 연

² 분석결과에서 “BMA 1”이라고 표기하기로 한다.

구에서는 BMA분석 시 통상적으로 이용하는 동일사전확률분포(uniform prior probability)를 설정했는데, 이는 각 모형이 상호 독립적이면서 동일한 분포를 갖는 것으로 가정한 것이다. $\Pr(data|M_j)$ 는 모형의 주변우도(marginal likelihood)이다.

$$\Pr(M_j|data) = \frac{\Pr(data|M_j)\Pr(M_j)}{\sum_{l=1}^{2^k} \Pr(data|M_l)\Pr(M_l)} \quad (3)$$

각 변수를 포함하는 모형에 대한 PMP의 합계는 각 변수가 데이터를 설명하는 데 있어 어느 정도 중요한가를 나타내며 이 지표를 사후모형포함확률(posterior model inclusion probability: pip)이라고 한다.

회귀분석 계수 β_j 에 대한 사전확률은 베이지안모형평균에서 통상적으로 설정하는 Zellner's g 에 따라 (4)와 같은 정규분포를 따른다고 가정한다. 이는 사전에 계수의 평균을 0으로 설정하고 수축모수(g)에 따라 계수가 0인 것이 얼마나 (불)확실한가를 나타낸 것이다. g 가 작은 값이면 분산이 작으므로 계수가 0인 것이 확실하다고 보는 것이며(사전확률이 지배적), g 가 큰 값이면 분산이 크므로 계수가 0인지 불확실하다고 보는 것(사후확률에 데이터에서 얻은 정보를 많이 반영하는 것)이다. 본 논문은 g 를 임의적으로 설정하지 않고 (Fernandez, Ley, and Steel 2001a, 2001b)을 따라 $g = \max(n, j^2)$ 로 설정함으로써 pip가 점근적으로 BIC(Bayesian Information Criterion)를 따르던지($g=n$) 아니면 RIC(Risk Inflation Criterion)을 따르도록($g = j^2$) 함으로써 사전분포 설정의 주관성을 극복하려고 하였다.

$$\beta_j|_g \sim N(0, \sigma^2 (\frac{1}{g} X_j' X_j)^{-1}) \quad (4)$$

실증분석을 위해 종속변수인 옥수수 및 밀 선물가격에 대해 금리, 달러화가치, 유가, 투기적수요(비상업순매수포지션), 바이오에탄올 가격, 중국 경제성장(중국 미국산 사료곡물 수입량), 세계 곡물 기말재고량, 엘니뇨, 라니냐 지표를 설명변수들로 설정하였다. 이 중 세계 곡물 기말재고량은 실물적 요인을 통제하는 변수인데, 옥수수 및 선물가격에 항상 (확률 100%) 영향을 미치는 것이므로 Magnus et al.(2010)에 따라 구조적인 설정을 가함으로써 모형에 확실히 포함되는 변수와 모형에 포함되는지 여부가 불확실한 변수로 구분

하였다.

$$y = X_1\beta_1 + X_{2j}\beta_{2j} + \epsilon_j, \quad j = 1, \dots, 8 \quad (5)$$

X_1 은 확실히 포함되는 변수(기말재고량)이고 X_{2j} 는 포함여부가 불확실한 변수들로 $n \times k_{2j}$ 행렬의 관측치이며, ϵ_j 는 k_{2j} 의 부분집합만 포함되었을 경우 이에 해당하는 잔차항으로 이의 분산은 σ^2 라고 하자. X_{2j} 의 부분 집합만 포함되었을 때의 모형을 M_j 라고 하면 M_j 가 최적모형인 경우의 표본우도함수(sample likelihood function)는 (6)과 같이 표현할 수 있다. (6)의 우도함수와 사전분포(prior distribution)을 결합하여 β_{2j} 의 조건부 추정값을 구하면 (6)과 같은 형태를 통해 도출된다.

$$\hat{\beta}_{2j} = E(\beta_{2j}|y, M_j) = (1 + g)^{-1} (X_{2j}^\top M_j X_{2j})^{-1} X_{2j}^\top M_j y \quad (6)$$

더미변수를 제외한 전체 자료에 단위근이 존재하는 것으로 나타났으므로(부록 참조) 허위상관관계를 피하기 위해 차분을 하였으며 $\ln P_t - \ln P_{t-1}$ 는 선물가격의 월간 수익(return)을 의미한다.³ $j=8$ 이므로 가능한 모형의 개수는 2^8 이다.

$$\begin{aligned} \ln P_t - \ln P_{t-1} = & \beta_1 (\ln Stock_t - \ln Stock_{t-1}) + \beta_2 (\ln r_t - \ln r_{t-1}) \\ & \beta_3 (\ln dollar_t - \ln dollar_{t-1}) + \beta_4 (\ln WTI_t - WTI_{t-1}) + \\ & \beta_5 (\ln CIT_t - \ln CIT_{t-1}) + \beta_6 (\ln ethanol_t - ethanol_{t-1}) \\ & \beta_7 (\ln china_t - \ln china_{t-1}) + \beta_8 Elnino_t + \beta_9 Lanina_t + \epsilon_t \end{aligned} \quad (7)$$

BMA 분석은 R-studio version 3.3.1의 BMS package⁴를 이용하여 프로그램했으며, Monte Carlo Markov Chain(MCMC) Metropolis-Hastings 알고리즘을 이용하였다. 시물레이션에 의한 burn-in은 10,000, iteration은 200,000으로 설정하였다.

³ Return을 측정하는 방법에는 여러 가지가 있는데 $(P_t - P_{t-1})/P_{t-1}$ 를 simple net return이라고 하고 $\ln P_t - \ln P_{t-1}$ 는 continuously compounded return(또는 log return)이라고 한다.

⁴ Stefan Zeugner, Martin Feldkircher(2015). "Bayesian Model Averaging Employing Fixed and Flexible Priors: The BMS Package for R." Journal of Statistical Software. vol. 68, no. 4, pp. 1-37. doi:10.18637/jss.v068.i04

3.2. 베이저안 시간변동계수 모형(The Bayesian Regression Model with Time-Varying Parameter)⁵

앞서 기술한 베이저안 다변량정규모형은 선형모형을 이용한 것이며 과거 시차항을 포함하지 않고 즉각적인 동월 영향만을 고려하도록 설정하였다. 그러나 곡물가격은 거시변수, 에탄올정책, 기후변화 등 변인에 충격이 발생한 후 일정 시차가 지나고 나서 반응하는 시계열적 특성이 있으며 모형에 이를 반영할 필요가 있다. 따라서 베이저안모형평균 프레임에서 이를 반영하기 위해 모수에 동태적 특성을 반영한 시간변동계수 모형을 설정한다.

시간변동계수 모형은 상태공간모형(State Space Model)의 특수형태이며 (8)과 같이 관측방정식(observation equation)과 상태방정식(state equation)으로 구성된다. 식 (8)에서 관측오차항 ϵ_t 와 이행오차항 u_t 는 평균이 0이고 분산이 각각 E_t 와 U_t 이며 계열상관이나 교차상관이 없다고 가정한다. 베이저안 다변량정규모형과 시간변동계수 모형의 차이점은 추정하는 모수가 시계열 구조를 가지고 동태적으로 변한다는 것으로, 추정모수 B_t 와 B_{t-1} 은 구조적으로 연결되어 있다.

$$\begin{aligned} \text{관측방정식 : } y_t &= B_t X_t + \epsilon_t & \epsilon_t &\sim N(0, E_t) \\ \text{상태방정식 : } B_t &= B_{t-1} + u_t & u_t &\sim N(0, U_t) \end{aligned} \quad (8)$$

시간변동계수 모형을 베이저안모형평균으로 분석하기 위해 $B_1, \dots, B_t$ 에 대해 다음과 같이 계층적 사전분포(hierarchical prior)를 설정해야 한다. 0기의 $B_0 = 0$ 이다. 모수의 사전분포는 (9)와 같이 감마분포(G)와 감마분포의 다변량 확장인 위샤트 분포(W)로 설정하였다. 감마분포는 T번째 관측이 일어날 때까지 걸리는 시간에 대한 연속 확률분포, 즉 관측이 총 T번 발생할 때까지 걸리는 시간에 대한 확률분포이므로 감마분포를 도입함으로써 정규분포로 설명할 수 없는 시계열적 특성을 베이저안모형에서 다룰 수 있다.

⁵ 분석결과에서 “BMA 2”라고 표기하기로 한다.

$$\begin{aligned}
p(B_1, \dots, B_T | U_t) &= p(B_1 | U_t) p(B_2 | B_1, U_t) \cdots p(B_t | B_{t-1}, U_t) \\
\text{단, } p\left(\frac{1}{U_t}\right) &\sim W(u, U) \\
p\left(\frac{1}{E_t}\right) &\sim G(s^{-2}, E) \\
p(B_{t+1} | B_t, U_t) &\sim N(B_t, U_t) \\
p(B_1 | U_t) &\sim N(0, U_t)
\end{aligned} \tag{9}$$

사후분포 추정을 위해 데이터확장 깁스샘플러 방식으로 다음 조건부 확률분포에서 모수를 순차적으로 추출한다. 식 (9)의 설정에 따라 식 (10)에서 U_t 와 E_t 의 조건부 확률함수는 각각 역위샷트 분포와 역감마 분포를 따른다.

$$\begin{aligned}
&p(U_t | X_t, Y_t, B_1, \dots, B_T) \\
&p(E_t | X_t, Y_t, B_1, \dots, B_T) \\
&p(B_1, \dots, B_T | X_t, Y_t, U_t, E_t)
\end{aligned} \tag{10}$$

$B_1, \dots, B_t$ 의 조건부 분포로부터 모수를 추출하는 알고리즘은 Carter and Kohn(1994)가 제시한 바에 따라 이하 우측 확률밀도함수로부터 순차적으로 시행하였다. 시뮬레이션을 위한 burn-in은 10,000, iteration은 200,000으로 설정하였다.

$$\begin{aligned}
p(B_1, \dots, B_t | X_t, Y_t, U_t, E_t) &= p(B_t | X_t, Y_t, U_t, E_t) p(B_{t-1} | X_t, Y_t, B_t, U_t, E_t) \times \\
&\cdots p(B_0 | X_t, Y_t, B_1, \dots, B_t, U_t, E_t)
\end{aligned} \tag{11}$$

BMA2의 분석결과는 BMA1의 추정결과와 예측력을 비교하는 형태로 제시한다.⁶ 자료의 일부분을 제외하고 나머지 자료를 이용하여 BMA 1, 2를 각각 추정한 후 예측 결과를 실제 곡물가격과 비교하는 방법이다. 우선 1개월 후를 예측한 뒤 이 결과를 활용하여 그 다음 월의 추정치를 도출하는 방식으로 순차적인 예측을 하였고 예측시계는 6개월, 12개월, 24개월에 대해 각각 비교하였다.

⁶ 모형2에 포함된 시간변동계수의 수가 방대하므로 지면관계상 추정결과를 생략한다.

예측력 측정법에는 평균제곱예측오차, 평균절대백분위예측오차, 평균절대예측오차법이 있는데 본 논문은 평균제곱예측오차(mean square prediction error, 이하 MSE)를 이용한다. 실제 곡물가격을 Y_t , 추정치를 $\hat{Y}_t$, 예측오차는 두 값의 차이라고 하면 평균제곱예측오차는 다음과 같다.

$$MSE = \frac{\sum_{t=1}^n \hat{e}_t^2}{n} \quad (12)$$

3.3. 분석자료

금리는 미 연준 장기채권구입정책의 주 대상인 10년 만기 미 재무성채권의 수익을 자료로 선정하였는데 단기금리(연준 기준금리)는 양적완화 기간 동안 월평균 0.25의 값을 유지하며 변동이 없어 분석이 불가했기 때문이다. 달러화가치는 미국의 무역상대국 통화에 비해 달러화 가치가 얼마나 되는지 지수화한 달러화지수를 이용하였다. 바이오연료정책의 대리변수는 바이오에탄올 선물가격으로 설정했다. 투기적수요의 대리변수는 상품 금융화의 주원인으로 널리 알려져 있는 인덱스펀드(Commodity Index Trader: CIT)의 순매수포지션으로 설정했다. 중국 경제성장의 대리변수는 중국의 미국산 사료곡물 수입량으로 설정했는데 중국의 소득수준이 향상될수록 육류 소비량이 증가하고 이에 미국으로부터의 사료곡물 수입량이 증가할 것이기 때문이다⁷. 엘니뇨와 라니냐는 남방진동계수를 이용하여 더미변수를 구축했다. 남방진동계수는 열대 태평양 서부와 동부의 대규모 기압 차이(남방진동)를 표준화된 지수로 계산하여 엘니뇨와 라니냐의 강도를 나타낸 것으로, 기준(0)은 1951년부터 1980년까지의 평균이다. 대기·해양 현상이 1951~1980년 평균으로부터 -0.5 이하로 이탈한 시기는 라니냐, +0.5 이상으로 이탈한 시기는 엘니뇨가 발생한 것이다. 또한 실물적 요인의 통제를 위해 세계의 전체 곡물 기말재고량을 포함하였다. 선물가격 자료는 일일 청산가격(settlement price)의 월평균이고 인덱스펀드 순매수포지션은 주간 자료를 월평균 하였다.

⁷ 중국 경제성장 지표는 연단위로 발표되며 월단위의 자료가 없으므로 대리변수를 사용하였다.

표 1. 주요 변수

구분	변수명	내용	의미	단위	출처
1	r	10년 만기 미 재무성채권 수익	실질금리	연리 %	FRB
2	$dollar$	달러화지수	실질환율	지수	FRB
3	WTI	서부텍사스중질유 선물가격	실질유가	\$/bbl	NYMEX
4	CIT	인텍스펀드 순매수포지션	선물시장의 투기적 수요	계약 수	CFTC
5	$ethanol$	에탄올 선물가격	바이오연료 정책	센트/갤런	CBOT
6	$china$	중국의 미국산 사료곡물 수입량	중국 경제성장	1,000톤	USDA ERS
7	$Elnino$	엘니뇨	남방진동계수가 +0.5 이상	더미변수	NOAA
8	$Lanina$	라니냐	남방진동계수가 -0.5 이하	더미변수	NOAA
9	$Stock$	세계 곡물 기말재고량	세계의 전체 곡물 기말재고량	백만 톤	USDA
종속 변수	P	CBOT 2등급 yellow corn 근월물 선물가격	실질 옥수수 선물가격	센트/부셸	CBOT
		CBOT 연질밀 근월물 선물가격	실질 밀 선물가격		

주: 모든 가격자료는 미 CPI를 이용하여 실질화하였다.

4. 추정 결과

4.1. 베이지안 다변량정규모형

4.1.1. 옥수수 가격 모형

BMA 추정 결과 참 모형에 대한 확률(pip)과 가중평균한 모형의 계수 크기가 각각 도출된다. 이때 pip는 계수의 크기와는 전혀 무관하며, 전적으로 각 설명변수를 모형이 포함할 사후확률에 근거하여 도출한 것이다. 어떤 변수의 pip가 크다는 것은 주어진 데이터에 보다 적합한 모형을 추정하기 위해 이 변수를 설명변수 벡터에 포함시켜야 할 필요성이 높다는 것을 의미한다. BMA는 궁극적으로 모형들의 가중평균을 어떻게 구할 것인가에 대한 문제라고 볼 수 있으므로 <표 2>의 첫 번째 열에 제시되는 pip가 핵심적인 분석결과이다.

한편 BMA를 통해 <그림 2>에서 제시되는 계수의 확률분포형태가 구해지고 이를 pip

로 가중평균한 값이 <표 2>의 두 번째 열에 제시되는 사후평균이다. 베이저안 추정의 원래 목적은 사후평균이 아닌 사후분포를 구하는 것이지만 현실적으로는 해당 변수의 점 추정치 활용도가 높기 때문에 이 값을 이용해 각 변수가 옥수수와 밀 선물가격에 미치는 영향의 크기를 각각 비교한다. 한편 계수의 사후평균 값은 $E(\theta|data)$ 를 의미하며 고전적 경제학의 일치추정량과는 다른 개념임에 유의해야 한다. 세 번째 열은 사후표준편차, 네 번째 열은 계수 부호의 확실성, 즉 각 변수가 모형에 포함된다는 조건하에 계수의 기댓값이 정의 값을 가질 사후확률(conditional posterior sign)을 보여준다.

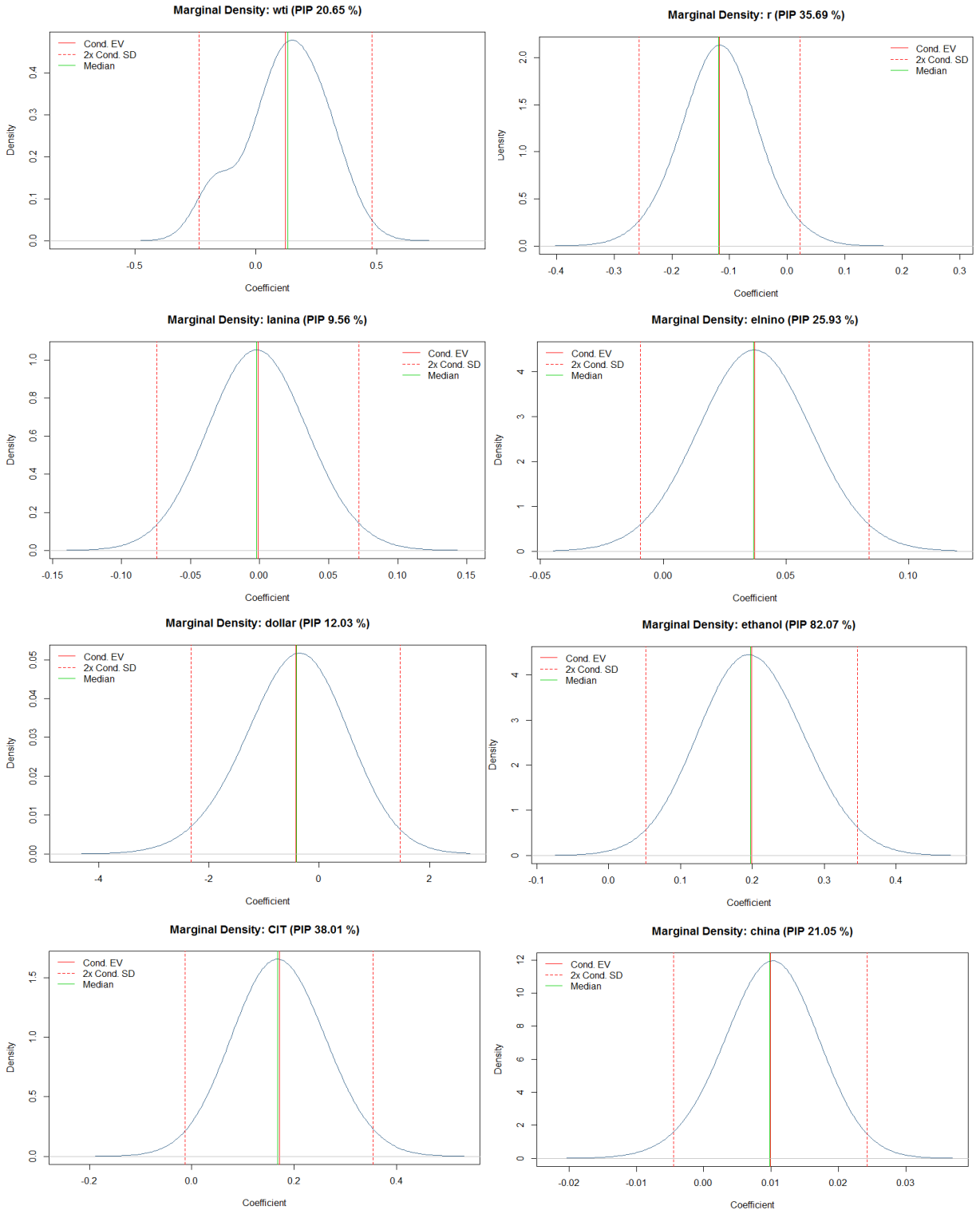
분석결과 2006년부터 2014년까지 옥수수 선물가격에 대해 바이오연료 정책(에탄올 가격)은 82% 확률로 가격상승 영향을 미쳤고 투기적 수요(비상업순매수포지션)는 38%의 확률로 가격상승 영향을 미쳤으며 금리는 36%의 확률로 가격하락 영향을 미쳤다. 유가, 중국 요인은 약 20% 확률로 가격상승 영향을 미쳤으며 달러화가치는 12% 확률로 가격하락 영향을 미쳤다. 기후요인을 살펴보면 라니냐현상은 약 10% 확률로 가격을 하락시킨 반면 엘니뇨현상은 약 26% 확률로 가격을 상승시켰다. 이 분석결과는 재고량이 가격을 안정시키는 영향이 모형에서 100% 확률로 반영되는 것으로 설정한 구조에서 도출된 것이다. 사후평균을 살펴보면 가장 큰 크기의 영향을 미치는 것은 재고량으로 실물적 요인의 영향이 다른 변수들에 비해 가장 큰 것으로 확인되었다.

2000년대 후반 이후 에탄올 정책이 옥수수 가격을 설명하는 확률이 높은 것은 기존의 많은 실증분석의 결론과 일치한다. 또한 각 변수들이 옥수수 선물가격에 미치는 영향의 부호(conditional posterior sign)들도 기존 실증분석 결과들과 일치한다. 그러나 투기적 수요, 금리, 유가, 중국, 달러화가치, 기후가 옥수수 가격에 영향을 미칠 확률이 낮은 것으로 나타난 분석결과는 기존의 연구에서 보여주는 유의성 결과와는 다른 의미를 갖는 결과이다. 고전적 계량경제학에서 단일모형을 구축해 추정한 결과에서는 투기적 수요, 금리, 유가, 중국, 달러화가치, 기후요인의 ‘주어진 가설을 실현할 데이터의 확률’이 높은 것으로 도출된 연구 결과들이 있었다. 그러나 본 연구에서 모형 불확실성 문제를 감안하여 분석한 결과, 주어진 데이터에 보다 적합한 모형을 추정하는 과정에서 투기적 수요, 금리, 유가, 중국, 달러화가치, 기후요인은 설명변수 벡터에 포함시켜야 할 필요성이 크지 않은 것으로 나타났다.

표 2. 옥수수 분석결과

	pip	Post Mean	Post SD	Cond.Pos.Sign
<i>Stock</i>	1.00000000	-0.335602200	0.126261265	1.00000000
<i>WTI</i>	0.20705453	0.025653712	0.095616182	0.82102757
<i>r</i>	0.35795902	-0.041935238	0.070033627	0.01097654
<i>CIT</i>	0.38013724	0.064962315	0.100478956	1.00000000
<i>lanina</i>	0.09557079	-0.000110368	0.011262040	0.45898926
<i>elnino</i>	0.25930331	0.009649269	0.020167913	1.00000000
<i>China</i>	0.21058738	0.002075712	0.005194134	0.99997239
<i>dollar</i>	0.12031300	-0.051330000	0.356516000	0.00000000
<i>ethanol</i>	0.82070134	0.162966718	0.101456076	1.00000000

그림 2. 옥수수 계수의 marginal density



4.1.2. 밀 가격 모형

<표 3>은 밀 선물가격에 대한 BMA 분석결과이고 <그림 2>는 BMA 추정 결과 도출된 계수의 확률분포형태이다. 분석결과 2006년부터 2014년까지 밀 선물가격에 대해 금리는 89.63%의 확률로 가격하락 영향을 미쳤고 엘니뇨가 66%의 확률로 가격상승 영향을 미쳤다. 라니냐는 37% 확률로 가격하락 영향을 미쳤으며 유가, 중국 요인은 약 20% 확률로 가격상승 영향을 미쳤다. 달러화가치는 약 12% 확률로 가격하락 영향을 미쳤다. 이 분석 결과는 재고량이 가격을 안정시키는 영향이 모형에서 100% 확률로 반영되는 것으로 설정한 구조에서 도출된 것이다. 사후평균을 살펴보면 가장 큰 크기의 영향을 미치는 것은 재고량으로 실물적 요인의 영향이 다른 변인들에 비해 가장 크며 그 다음은 금리인 것으로 확인되었다.

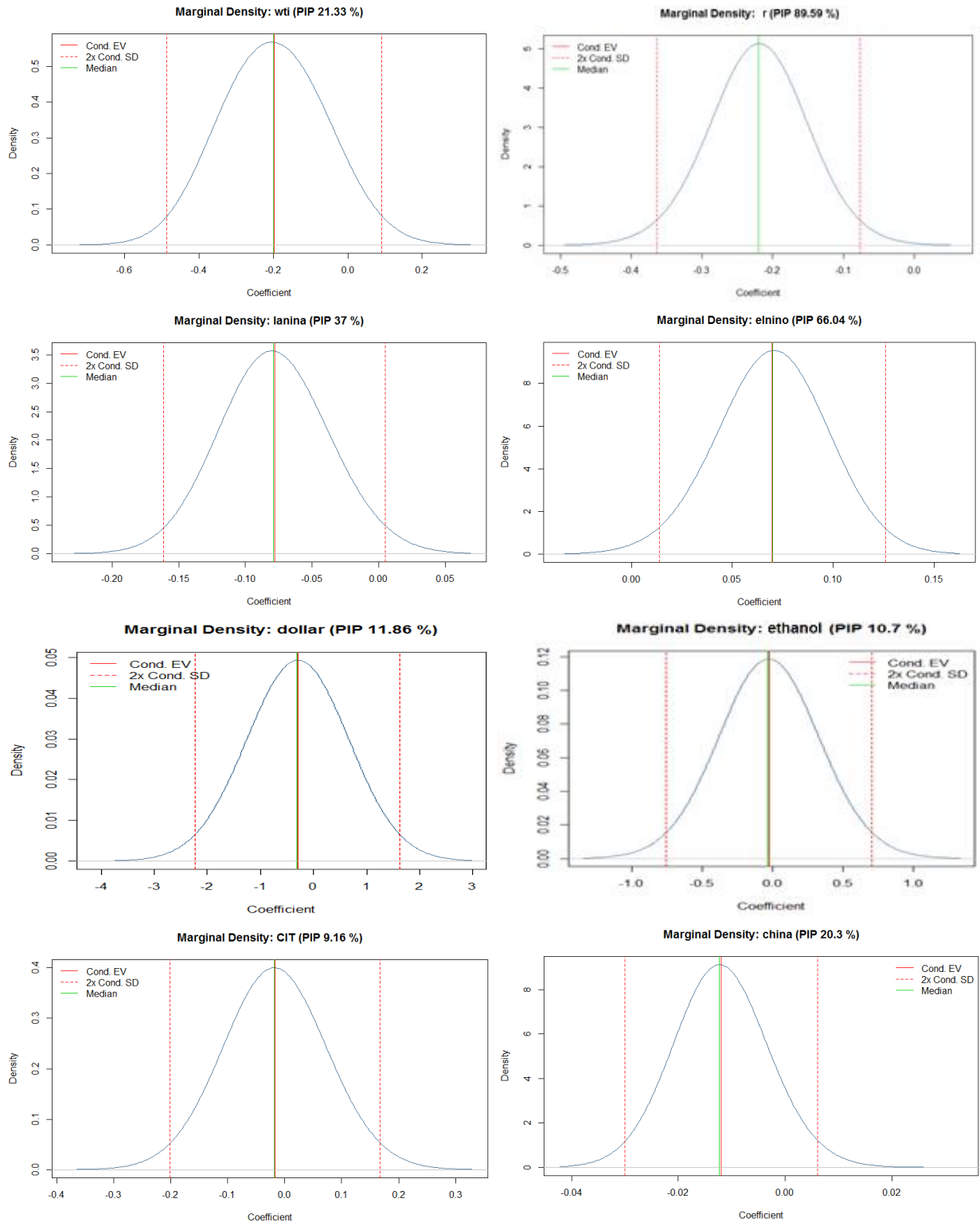
밀 선물가격이 옥수수 선물가격과 달리 금리가 영향을 미칠 확률과 영향의 크기가 큰 것은 밀의 경우 총 생산량 중 국내소비가 차지하는 비중이 옥수수(에탄올 원료용 제외)에 비해 높기 때문에 미국 국내시장 상황에 민감하게 반응하기 때문인 것으로 판단된다. 또한 밀은 주식이기 때문에 기후요인이 가격에 영향을 미칠 확률이 사료곡물인 옥수수에 비해 높은 것으로 보인다. 한편 옥수수 BMA분석결과와 마찬가지로 주어진 데이터에 보다 적합한 모형을 추정하는 과정에서 유가, 중국, 달러화가치, 투기적 수요는 설명변수 벡터에 포함시켜야 할 필요성이 크지 않은 것으로 나타났다.

옥수수와 밀의 베이지안모형평균 분석 결과 2000년대 후반 이후 곡물 선물가격을 예측하기 어려워진 이유를 확인할 수 있었다. 곡물 선물가격에 불확실성이 나타나는 이유는 실물적 요인 외의 다양한 요인들이 확률적으로 영향을 미치기 때문이다. 이는 기존 실증 분석에서 단일모형의 설정에 따라 서로 상충되는 결과가 도출되는 것을 설명해 준다. 투기적 수요가 곡물 선물가격에 유의한 영향을 미치는 요인인지 여부에 대한 논쟁(Anzuini et al. 2012; Gilbert 2010; Pindyck and Rotemberg 1990 등과 Irwin and Sanders 2011; Sanders and Irwin 2010 등의 논쟁), 그리고 중국 경제성장과 상품 수요 증가가 선물시장에 영향을 미치는 요인이 되는지 여부에 대한 논쟁(Hamilton 2009; Kilian 2006 등과 Tang and Xiong 2012 등의 논쟁) 등 여러 논쟁은 어느 한 쪽이 맞고 다른 한 쪽이 틀린 것이 아니다. 베이지안 분석 결과 실물적 요인(재고량)을 제외한 다른 요인들은 곡물 선물가격에 일정 확률로 영향을 미칠 수도, 또는 미치지 않을 수도 있다.

표 3. 밀 분석결과

	pip	Post Mean	Post SD	Cond.Pos.Sign
<i>Stock</i>	1.0000000	-1.175452547	0.129175548	0.0000000
<i>WTI</i>	0.21363031	0.042483533	0.105483458	1.00000000
<i>r</i>	0.89633000	-0.197137182	0.095418722	0.0000000
<i>CIT</i>	0.09162568	0.006833423	0.035981906	0.98020998
<i>lanina</i>	0.37044146	-0.028937314	0.045424299	0.0000000
<i>elnino</i>	0.66027137	0.046108226	0.040126561	1.0000000
<i>China</i>	0.20283685	0.002433320	0.006303303	0.0226530
<i>dollar</i>	0.11858000	-0.035370000	0.344554000	0.3335120
<i>ethanol</i>	0.10700000	0.0244247000	0.086369042	0.00270942

그림 3. 밀 계수의 marginal density



4.2. 베이지안 시간변동계수 모형과의 비교

<그림 4>, <그림 5>는 베이지안 다변량정규모형(BMA 1)과 베이지안 시간변동계수 모형(BMA 2)의 예측결과를 보여준다. 시계열적 특성을 반영한 BMA 2의 결과는 BMA 1과 큰 차이가 나지 않으나 예측결과가 BMA 1에 비해 실제 곡물가격에 소폭 근접한 것을 확인할 수 있다. 이에 대해 MSE 계측을 통해 보다 구체적으로 확인할 수 있다.

그림 4. 옥수수 BMA 1, 2의 예측결과 비교

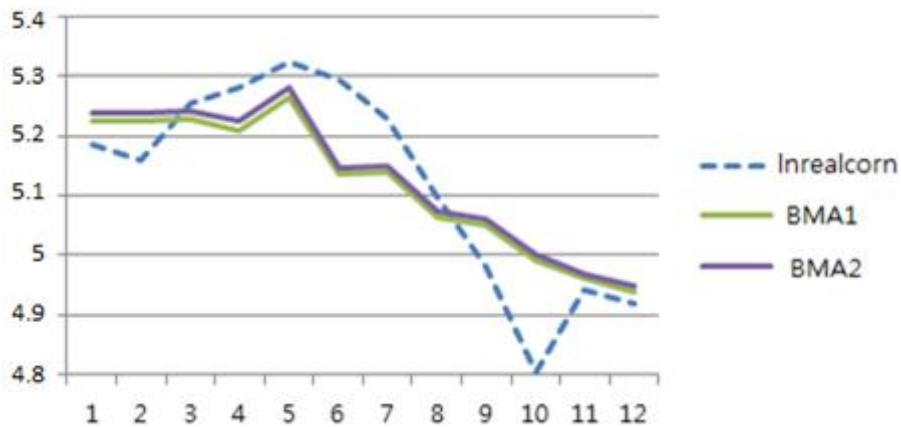
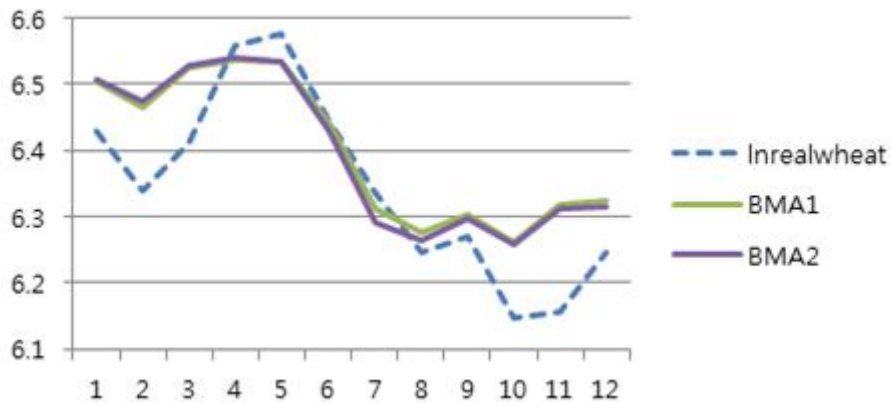


그림 5. 밀 BMA 1, 2의 예측결과 비교



<표 4>는 BMA 1과 2의 예측결과에 대해 MSE를 비교한 것이다. BMA 1의 MSE는 예측시계 6개월, 12개월, 24개월에서 BMA 2에 비해 근소한 차이로 큰 것으로 나타났다. 이는 BMA 1은 설명변수와 종속변수의 관계가 선형적이므로 시간변동계수 모형에 비해 유연성이 떨어지기 때문인 것으로 판단된다. 또한 두 모형의 MSE의 차이는 예측시계가 길어질수록(6개월→12개월→24개월) 커지는 것으로 나타나 중장기 예측일수록 시간변동계수 모형의 예측력이 다소 좋은 것으로 나타났다.

표 4. BMA 1, 2의 MSE 비교

예측시계	모형	옥수수	밀
6개월	BMA1	0.006576383	0.005668472
	BMA2	0.006296841	0.005616303
12개월	BMA1	0.008213321	0.008009326
	BMA2	0.005341707	0.006027837
24개월	BMA1	0.014574326	0.007095577
	BMA2	0.004024176	0.004157325

이재량·성병목 (2008)은 인플레이션에 대해 단순 자기회귀모형과 BMA의 표본 외 예측 오차를 비교한 결과 10분기 이상 예측시계에서는 BMA의 예측오차가 가장 작게 나타나 단기에서보다 장기에서 BMA의 예측력이 우수함을 밝힌 바 있다. 그 이유는 BMA는 다수의 모형을 평균하므로 구조변화에 따라 기간별 최적 모형이 달라지는 문제를 통계적으로 해결하게 되어 모형설정의 오류가 적기 때문이다(Elliott & Timmermann 2013: 1247-1250). 한편 이재량·성병목(2008)은 선형모형만 활용하였으나 본 논문은 시계열적 특징을 반영한 베이지안 시간변동계수 모형(BMA 2)도 분석하여 베이지안 다변량정규모형(BMA 1)의 추정결과와 비교하였고 그 결과 시계열적 특징을 반영한 BMA 2의 예측력은 BMA 1과 유사하거나 근소한 차이로 더 나은 것으로 나타났다.

5. 결론

본 논문은 이재량·성병목(2008)의 인플레이션 예측모형, 남민호·김현태(2014)의 경상수지 벤치마크 추정모형, 이철용(2010)의 국제유가 예측모형으로 활용되었던 베이지안모형평균을 옥수수와 밀 곡물가격에 적용하였다. 옥수수와 밀 선물가격에 영향을 미치는 많은 요인들을 베이지안모형평균을 통해 추정해 본 결과 2000년대 후반 이후 곡물 선물가격을 예측하기 어려워진 이유를 확인할 수 있었다. 곡물 선물가격에 불확실성이 나타나는 이유는 실물적 요인 외의 다양한 요인들이 확률적으로 영향을 미치기 때문이다. 기존 실증분석에서는 단일모형을 이용한 결과 서로 상충되는 결과가 도출되었기 때문에 해결되지 않는 논쟁이 진행 중이었다. 예를 들면 투기적 수요가 곡물 선물가격에 유의한 영향을 미치는 요인인지 여부에 대한 논쟁(Anzuini et al. 2012; Gilbert 2010; Pindyck and Rotemberg 1990 등과 Irwin and Sanders 2011; Sanders and Irwin 2010 등의 논쟁), 그리고 중국 경제 성장과 상품 수요 증가가 선물시장에 영향을 미치는 요인이 되는지 여부에 대한 논쟁(Hamilton 2009; Kilian 2006 등과 Tang and Xiong 2012 등의 논쟁) 등이 있다. 그러나 본 연구의 분석 결과 곡물 선물가격에 영향을 미치는 변인에 대한 여러 논쟁은 어느 한 쪽이 맞고 다른 한 쪽이 틀린 것이 아니라 실물적 요인(재고량)을 제외한 요인들이 곡물 선물가격에 일정 확률로 영향을 미칠 수도, 또는 미치지 않을 수도 있는 것으로 나타났다.

이와 같은 연구결과를 이용하면 각 변인이 미치는 영향에 대해 확률적인 고려를 더함으로써 향후 곡물 선물가격의 예측의 정확도를 높일 수 있다. 예를 들면 Kim, Rhee, Ryu, and Shin(2015)은 독일 GDP 성장률 예측에 베이지안모형평균을 적용하였는데, 여러 기관에서 내놓은 국가성장률 예측치의 과거 데이터를 변수로 투입하고 베이지 정리에 따라 가중평균한 새로운 예측치를 도출하면 예측력이 향상되는 것이다.⁸ 마찬가지로 곡물 선물가격 예측 시 실물적 요인 외에도 거시경제변수, 기후요인 등에 대해 베이지안분석결과 도출되는 가중치를 확률수치로 적용하면 예측력을 향상시킬 수 있다. 베이지안모형평균법은 단일모형 접근법과 함께 활용 시 가격 추정치에 대한 신뢰도를 제고하는 데 도움이 될 것이라고 판단된다.

8 A 연구소의 국가성장률 예측치가 언제나(일관성 있게) 틀린다면 이에 대해서도 예측이 맞을 확률을 가중치로 적용하여 정보변수로 조합하면 그 결과 예측력이 높아지게 된다.

부표. ADF단위근 검정 결과

변수	수준변수		차분변수	
	검정 통계량	P-value	검정통계량	P-value
장기금리(4)	-2.06	>0.1	-7.03	<.01
달러화지수(4)	-2.44	>0.1	-6.32	<.01
WTI(4)	-2.58	>0.1	-5.71	<.01
옥수수가격(4)	-2.40	>0.1	-6.15	<.01
옥수수CIT(4)	-1.5894	>0.1	-4.1061	<.01
밀가격(4)	-2.26	>0.1	-6.01	<.01
밀CIT(5)	200812	-1.2998	>0.1	-3.5934
에탄올가격(1)	-2.1875	>0.1	-4.4236	<.01
중국 사료 수입량(2)	-1.0963	>0.1	-9.3662	<.01
세계 곡물 재고량(1)	-0.8693	>0.1	-6.5157	<.01

주: 모든 검정통계량은 추세 없고 상수항만 있는 모형을 기준으로 함(lag은 AIC기준).

참고 문헌

- 김종진, 김지연, 공민지, 최선우, 이동주, 채주호. 2014. 『국제곡물 조기경보시스템 구축』. pp. 1-169. 한국농촌경제연구원.
- 남민호, 김현태. 2014. “베이지안 모형평균법을 이용한 경상수지 벤치마크 추정.” 『경제분석』 제20권 3호. pp. 39-73. 한국은행.
- 서진교, 이준원, 김한호. 2011. 『국제곡물가격의 변동성 요인분석과 한국의 정책적 대응』. 서울: 대외경제정책연구원.
- 이재량, 성병목. 2008. “베이지안 모형평균법에 의한 인플레이션 예측.” 『조사통계월보』 통권713호 (62권 4호). p. 23. 한국은행.
- 이철용. 2010. 『국제 유가 중 장기예측모형 개발: 베이지안추론 이용』. 에너지경제연구원.
- 최수진. 2016. “미국 곡물 선물가격 결정요인 비교분석.” 국내 박사학위 논문. 서울: 서울대학교 대학원. Retrieved from <<http://www.riss.kr/link?id=T14225885>>.
- Anzuini, A., Lombardi, M. J., & Pagano, P. 2012. The impact of monetary policy shocks on commodity prices. Bank of Italy Temi di Discussione Working Paper(851).
- Aulerich, N., Hoffman, L., & Plato, G. 2009. Issues and prospects in corn, soybeans, and wheat futures markets new entrants, price volatility, and market performance implications. Electronic Outlook Report from the Economic Research Service(FDS-09G-01).
- Balcombe, K., & Rapsomanikis, G. 2010. “An analysis of the impact of research and development on productivity using Bayesian model averaging with a reversible jump algorithm.” *American Journal of Agricultural Economics*. aag050.
- Belke, A., Bordon, I. G., & Volz, U. 2013. “Effects of global liquidity on commodity and food prices.” *World Development*. vol. 44, pp. 31-43.
- Brunner, A. D. 2002. “El Nino and world primary commodity prices: warm water or hot air?” *Review of Economics and Statistics*. vol. 84, no. 1, pp. 176-183.
- Carter, C. and Kohn, R. 1994. “On Gibbs Sampling for State Space Models.” *Biometrika*. vol. 81, pp. 541-553.
- Chakraborty, A. B., & Bordoloi, S. 2013. “International commodity prices~volatility and global liquidity.” *IFC Bulletins chapters*. vol. 36, pp. 239-258.
- Ekland, I., Lautier, D., & Villeneuve, B. 2015. Speculation in commodity futures markets: A simple equilibrium model. Available at SSRN 2323560.
- Elliott, G., & Timmermann, A. 2013. Handbook of Economic Forecasting SET 2A-2B: Elsevier.
- Fernandez, C., Ley, E., & Steel, M. F. 2001a. “Model uncertainty in cross-country growth regressions.” *Journal of Applied Econometrics*. vol. 16, vol. 5, pp. 563-576.

- Fernandez, C., Ley, E., & Steel, M. F. 2001b. "Benchmark priors for Bayesian model averaging." *Journal of econometrics*. vol. 100, no. 2, pp. 381-427.
- Frank, J., & Garcia, P. 2010. How strong are the linkages among agricultural, oil, and exchange rate markets. Paper presented at the Proceedings of the NCCC-134 Conference on Applied Commodity Price Analysis, Forecasting, and Market Risk Management.
- Frankel, J. A. 2014. "Effects of speculation and interest rates in a "carry trade" model of commodity prices." *Journal of international money and finance*. vol. 42, pp. 88-112.
- Gilbert, C. L. 2010. "How to understand high food prices." *Journal of Agricultural Economics*. vol. 61, no. 2, pp. 398-425.
- Hamilton, J. D. 2009. Causes and Consequences of the Oil Shock of 2007-08: National Bureau of Economic Research.
- Irwin, S. H., & Sanders, D. R. 2011. "Index funds, financialization, and commodity futures markets." *Applied Economic Perspectives and Policy*. ppq032.
- Kawamoto, T., Kimura, T., Morishita, K., & Higashi, M. 2011. *What has caused the surge in global commodity prices and strengthened cross-market linkage?* Bank of Japan.
- Kilian, L. 2006. *Not all oil price shocks are alike: Disentangling demand and supply shocks in the crude oil market*.
- Kim, D., Rhee, T.-h., Ryu, K., & Shin, C. 2015. *Crowdsourcing of economic forecast: Combination of forecasts using Bayesian model averaging*.
- Koop, G., & Korobilis, D. 2012. "Forecasting inflation using dynamic model averaging." *International Economic Review*. vol. 53, no. 3, pp. 867-886.
- Leamer, E. E. 1985. "Sensitivity analyses would help." *The American Economic Review*. vol. 75, no. 3, pp. 308-313.
- Masanjala, W. H., & Papageorgiou, C. 2008. "Rough and lonely road to prosperity: a reexamination of the sources of growth in Africa using Bayesian model averaging." *Journal of Applied Econometrics*. vol. 23, no. 5, pp. 671-682.
- McPhail, L. L. 2011. "Assessing the impact of US ethanol on fossil fuel markets: A structural VAR approach." *Energy Economics*. vol. 33, no. 6, pp. 1177-1185.
- Natanelov, V., Alam, M. J., McKenzie, A. M., & Van Huylenbroeck, G. 2011. "Is there co-movement of agricultural commodities futures prices and crude oil?" *Energy Policy*. vol. 39, no. 9, pp. 4971-4984.
- Peñaranda, F., & Rupérez Micola, A. 2009. The emergence of biofuels and the co-movement between crude oil and agricultural prices. Available at SSRN 1505392.
- Pindyck, R. S., & Rotemberg, J. J. 1990. The excess co-movement of commodity prices: National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA.

- Qiu, C., Colson, G., Escalante, C., & Wetzstein, M. 2012. "Considering macroeconomic indicators in the food before fuel nexus." *Energy Economics*. vol. 34, no. 6, pp. 2021-2028. doi:http://dx.doi.org/10.1016/j.eneco.2012.08.018
- Radetzki, M. 2006. "The anatomy of three commodity booms." *Resources Policy*. vol. 31, no. 1, pp. 56-64.
- Raftery, A. E., Madigan, D., & Hoeting, J. A. 1997. "Bayesian model averaging for linear regression models." *Journal of the American Statistical Association*. vol. 92, no. 437, pp. 179-191.
- Roache, S. K. 2010. What explains the rise in food price volatility? IMF Working Papers, 1-29.
- Sanders, D. R., & Irwin, S. H. 2010. "A speculative bubble in commodity futures prices? Cross-sectional evidence." *Agricultural Economics*. vol. 41, no. 1, pp. 25-32.
- Tang, K., & Xiong, W. 2012. "Index investment and the financialization of commodities." *Financial Analysts Journal*. vol. 68, no. 5, pp. 54-74.
- Tiffin, R., & Balcombe, K. 2011. "The determinants of technology adoption by UK farmers using Bayesian model averaging: the cases of organic production and computer usage." *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*. vol. 55, no. 4, pp. 579-598.
- Vercammen, J., & Doroudian, A. 2014. "Portfolio speculation and commodity price volatility in a stochastic storage model." *American Journal of Agricultural Economics*. aat098.
- Wang, Y., Wu, C., & Yang, L. 2014. "Oil price shocks and agricultural commodity prices." *Energy Economics*. vol. 44, pp. 22-35.

원고 접수일: 2016년 12월 6일
원고 심사일: 2017년 1월 23일
심사 완료일: 2017년 6월 16일