

ARIMA 시계열모형을  
이용한  
한미관계의 예측연구

: 2009-2014

이 성 우  
(제주평화연구원)

본 연구보고서의 내용은 집필자의 견해를 바탕으로 작성된 것으로서  
제주평화연구원의 공식입장과는 무관한 것입니다.

# ARIMA 시계열모형을 이용한 한미관계의 예측연구

: 2009-2014



# ▶▶▶ | 목차

I. 서론 .....	8
II. 이론적 배경 .....	10
III. 한미 상호작용의 예측분석 .....	18
IV. 결론 .....	41
참고문헌 .....	43



한미관계는 한반도 안보와 동아시아 국제질서에 핵심 축의 하나라고 할 수 있는 만큼 국내의 국제정치학계에서 가장 빈번하게 연구되어 온 주제이다. 한미관계 연구의 중요성에 비해서 연구의 방법론은 주요 사건을 중심으로 행정부의 변화를 기준으로 사례연구의 전통적인 분석에 치중한 면이 있었다. 본 연구는 기존연구의 한계를 극복하고 새로운 빅데이터 기법으로 축적한 GDELT 시계열 자료를 활용하여 한미동맹의 변화에 대한 ARIMA 분석을 적용하여 한미관계의 경향과 예측을 경험적 연구이다.

미국의 대한국 협력과 분쟁, 그리고 한국의 대미국 협력과 분쟁을 포함한 4가지 시계열 자료를 활용하여 사회과학 여러 분야에서 사용되는 ARIMA모형을 통해 한미간의 협력과 분쟁의 증감에 대한 설명을 제시하였다. 이미 종결된 한미관계에 대한 사후예측(post-diction)이라는 비판에도 불구하고 향후 국제관계연구에 시계열 분석을 활용할 수 있는 방법론적 적용가능성을 제시하였다는 점에서 본 연구의 학문적 및 정책적 의미를 찾을 수 있다.

예를 들면 미국의 한국에 대한 분쟁 시계열의 분석에 있어서 한국의 미국에 대한 분쟁은 당시 한미관계의 주요현안인 전작권 연기와 사드배치 및 전투기 구매와 관련하여 한국은 미국의 적극적인 협력을 요구하는 상황이었고 미국은 한국에 대한 적극적 관여정책을 통해 동아시아에서 미국의 국익을 확장할 수 있다는 점에서 미국의 한국에 대한 분쟁의 여지는 한국의 미국에 대한 분쟁의 여지보다 훨씬 더 낮았다는 점을 설명하고 있다.

**주제어 :** 시계열, 아리마, 빅데이터, 한미관계, 한미동맹, 협력, 분쟁

## I. 서론

한국 외교에 있어서 한미동맹의 중요성은 재론의 여지가 없는 핵심요소로 동아시아의 국제질서를 설명하는 데 있어서 단일의 주요 독립변수의 하나일 뿐 아니라 상황에 따라서는 한미동맹 자체가 한국의 국내정치와 한반도 평화와 안보에 있어서는 중요한 종속변수로 다루어져 왔다. 동아시아의 국제질서와 관련하여 21세기에 접어들면서 중국은 물론 한국과 일본에 의해서 논의되는 다양한 다자주의적 접근을 설명하는 과정에도 동아시아의 국제질서는 미국을 중심으로 중첩된 양자관계를 축으로 하는 허브와 스포크의 구조를 언급해왔다.

한미관계는 시작부터 미국이 한국에 대해 공산주의로부터 군사적 보호를 제공하고 전후 복구과정에 미국은 무상원조를 통한 경제지원뿐 아니라 대외무기판매, 방위산업기술 지원 및 협력사업을 통해 한국에 대한 군사적 원조와 전력증강을 적극 지원했다. 1960년대 중반 이후 월남전에 국군파병을 계기로 한미동맹은 상호보완적인 동맹관계로 발전의 계기를 삼아 한미동맹을 공고히 하게 되었다.

미국은 푸에블로 호 사건과 카터 대통령이 인권외교를 표방하면서 주한미군 철수가 논의되면서 한국이 자주국방의 의지를 강화하기 시작하는 1970년대는 상호보완적 동맹관계로 규정한다. 이후 레이건 대통령이 취임하면서 카터 행정부의 인권외교를 백지화하고 한미연합군의 대북억지력을 강화하는 레이건 대통령의 한반도 정책은 군사동맹의 재결속으로 규정할 수 있다. 다만 이 시기 미국의 무역수지 및 재정적자가 악화된 반면 한국은 급속한 경제성장을 달성하고 군사력의 강화가 가시적인 결과를 보여주면서 미국은 다시 안보지원정책에 대한 변화를 추구하면서 1989년 3월 부시행정부 출범을 계기로 주한미군 철수가 다시 논의되었는데 이 시기를 군사동맹이 재결속된 시기로 규정한다.

소련의 붕괴로 냉전이 종식되고 미국은 동아시아에서 새로운 전략의 틀을 구상하게 되면서 한미는 새로운 안보 동반자관계를 모색하게 되었다. 1990년부터 2001년까지 미국은 동아시아의 안보상황의 변화에 따라 한·미가 미래지향적인 동맹관계를 설정하고 통일이후에도 안보협력관계를 지속하는 데 중점을 두게 되었다. 2000년 이후 중국의 부상과 북한의 핵개발과 미사일 도발로 인해 동아시아의 안보위협이 증가하고 한국의 전 시작전권 전환에 대한 필요성의 확대에 따라 동아시아 안보환경이 변화하게 되었다. 2010년에 접어들면서 한국은 경제적인 어려움을 겪고 있지만 세계 10위권의 경제대국으로 자리를 굳히면서 미국은 동아시아 안보에 있어 한국의 적극적인 역할을 요구하게 되었고 이에 따라 한미동맹의 새로운 관계설정에 대한 논의가 필요한 시점이 되었다.

본 연구는 국제정치와 동아시아 국제질서의 변화 속에서 한미관계를 양자관계의 틀에 기초하여 상호관계의 역학관계를 분석하는 것을 목표로 한다. 2009년 이후 한국의 국제적 위상이 상당히 개선되었음에도 불구하고 한국의 대미관계 분석은 기존의 틀에서 벗어나지 못했다. 본 연구는 한국의 위상 변화에 따른 한미관계의 분석에 새로운 방법론인 ARIMA 시계열 분석을 적용하여 설명을 제시하고자 한다. 본 연구는 경험적 자료에 기초하여 한미관계를 분석하는 것을 목표로 하고, 나아가서 한미관계의 기본원칙에 대한 설명과 함께 단기 예측을 통해 한미관계의 변화를 분석하고 설명하는 것을 주요 목표로 설정한다.

나아가서 본 연구에서 분석하는 시기가 2014년 3월까지라는 점에서 시계열 분석을 통한 설명과 예측이 가지는 이론적 및 정책적 의미는 제한적이지만 향후 한미관계의 연구를 포함한 한국의 양자관계 연구에 시계열 모델을 이용한 설명과 예측의 가능성을 제시하는 것을 이론적 공헌으로 제시하고자 한다.

## Ⅱ. 이론적 배경

### 1. 동아시아 국제정치에서 한미관계 연구

동아시아에서 미국이 자치하는 정책적 중요성이 절대적이라는 점에서 국내 정치학 또는 국제정치학 연구자들에게 가장 빈번하게 논의되는 사례는 미국의 정치와 미국과 관계있는 양자관계의 분석이 주를 이루었다. 동아시아뿐 아니라 세계 모든 지역의 국제 관계를 이해하는데 미국의 정책적 선호를 논의하는 것은 일반적인 추세로 받아들여졌다.

미국의 대외정책과 관련한 연구에서도 상당수가 미국의 국방정책과 같이 전략적으로 시사하는 의미가 큰 경우에는 미국의 단일 사례를 연구하고 동맹국의 대응방안을 논의하거나(강봉구 2002; 조철호 2003), 우리나라의 대응방안을 제시하는 정책제언의 경우가 다수이다(김열수 2012). 한미관계 연구의 상당한 비중은 미국의 대 한반도 및 대 동아시아 정책을 직접 조명하는 경우가 가장 많은 부분을 차지하고 있다(오수열·이명찬 2002). 한미관계 연구의 중심은 미국의 세계전략 차원에서 한반도 문제(전인영 1988), 한반도 통일(박영호 2004), 한반도 통일에 대한 미국의 입장(이재봉 1995; Brown 1996; 박영호·김동수·박인휘·정기웅 2013) 그리고 북한이라는 외부위협에 대한 한미동맹의 역할(신정현 1987; 조윤영 2009)과 같이 안보문제를 중심으로 미국의 대 한반도 정책을 논의해왔다.

다음으로 주된 연구의 유형은 한반도에 영향을 미치는 중요한 양자관계 중에서 주로 중국의 역할과 관련한 상호관계에(이상숙 2008; 강근형·강병철 2016; 김재철 2017; 김흥규 2012; 박창희 2017) 관련한 연구가 다수를 이룬다. 동아시아 다자안보와 미국의 역할의(서보혁 2009) 정책적 의미를 분석하는 경우가 많다.

방법론을 기준으로 보면 국내 연구자들은 외교정책과 여론의 상관관계에 대한 분석을 제외하면 특정사례를 기술(descriptive analyse)하는 전통적 사례분석이 대부분이다. 미국의 2차 세계대전 이전부터 최근에 이르기까지 미국 외교정책과 여론의 상관관계에 대한 연구는 국제정치의 주요한 상황이 여론에 미치는 영향과 여론이 대외정책에 미치는 영향을 분석하고 있다(남궁곤 2002; 정한울·김성한 2005; 손병권 2007). 국내에서 수행되는 미국의 외교정책 및 국제관계 연구에서 실증적 방법론이 적용된 연구는 미국의 외교정책과 여론의 상관관계에 대한 분석이 주를 이룬다.

주제, 대상국가, 분석시기를 종합적으로 고려할 때, 한미관계에 관련한 연구의 전체적인 특징은 미국 대통령의 임기를 중심으로 한 특정한 시기 또는 북한의 핵실험이나 미사일방어체계의 배치와 같은 특정한 사건을 중심으로 한미관계의 변화에 대한 정책적

함의를 주로 분석하였다. 한미관계의 변화에 대한 전체적인 이해를 위해서 기존의 전통적 사례분석의 연구방법과는 다른 실증주의적 계량분석의 필요성이 제시되고 있다.

본 연구는 기존연구의 단점에 착안하여 시계열 분석이라는 새로운 방법론을 적용하고자 한다. 최근 신문기사 자료의 디지털화가 급격하게 이루어지면서 인공지능 기술이 발전함에 따라 데이터 작성에 경제적 제약이 거의 없이 이른바 빅 데이터(big data)의 분석과 기계어로의 전환이 가능해지게 되었다. 컴퓨터 기술의 발전에 따라 국제정치 연구에도 양자관계는 물론 다자관계에 이르기까지 광범위한 연구 주제를 대상으로 시계열 자료를 이용할 수 있게 되었다. 본 연구는 한미관계를 양자관계 외교에 관한 빅 데이터 시계열 자료를 활용하여 ARIMA 모형을 적용하여 한미관계의 추이와 전망을 설명하고자 한다. 기존의 국제관계 연구에 새로운 방법론을 적용하는 것이 많은 한계를 가지고 있지만, 새로운 방법에 따라 기존의 연구가 제시하지 못했던 새로운 연구방향을 제시할 수 있다는 장점이 있다고 판단한다.

## 2. ARIMA 모형의 개요

자기회귀통합이동평균모형(ARIMA: auto-regressive integration moving average model)은 자기회귀, 통합, 이동평균의 세 가지 요소 중에서 일부를 포함하는 모형으로 Box와 Jenkins(1976)가 시계열 예측분석의 기법으로 제시한 이후로 과거의 시계열 자료를 확보할 수 있는 경우에는 간단한 예측을 할 수 있고 다른 모형과 비교해서 정상성 시계열 자료를 나타낼 수 있다는 장점을 가지고 있어서 사회과학의 다양한 분야에서 분석과 예측의 연구에 활용되어 왔다(김영우·손은호 2006, 선일석 2015, 81에서 재인용).

ARIMA모형은 시계열자료가 가지는 경향성, 계절성과 같은 불안정한 시계열자료를 차분(differencing)을 통하여 자료의 안정성을 확보하여 ARIMA 모델을 특정한다. ARIMA 모형은 시계열 변수 자체의 과거 값을 활용하여 회귀식을 구성하는 자기회귀(AR: auto regressive) 과정과 모형 추정 잔차의 이동평균(MA: moving average) 함수로 추정한다. 시계열 자료가 가지는 정보는 크게 규칙성을 가지는 패턴과 불규칙한 패턴의 두 가지 요소의 결합으로 보았다. 규칙성을 구성하는 패턴은 첫째, 이전의 결과와 이후의 결과 사이에서 발생하는 자기상관성(auto correlativeness)이 있다. 자기상관성은 특정한 무작위 변수(random variable)의 시계열자료가 가지는 이전의 값이 이후의 값에 영향을 미치는 상황을 의미한다. 바로 직전의 시계열 값이 다음의 시계열 값에 영향을 주는 경우가 AR(1) 모형인데 수식으로 나타내면 다음과 같다.

$$Y_t = \alpha Y_{t-1} + c + ue_t$$

특정 시점 t에 얻는 Yt의 평균값은 바로 직전인 t-1시점에 얻었던 Yt-1의 값에 a를 곱하고 c를 더한 것과 같다. 여기서 et항은 백색소음(white noise)이라고 하며 평균값은 0이고 분산이 1인 정규분포에서 도출된 random 값으로 평균이 aYt-1+c이며 분산이 μ인 정규분포에서 도출되는 임의의 값이다. 자기상관성 모델을 더 확장하여 이전 시점의 영향을 모델에 반영하는 AR(p) 모형은 차수가 p인 자기회귀 모형이 되며 이를 식으로 표현하면 아래와 같다.

$$Y_t = \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 Y_{t-2} + \dots + \alpha_p Y_{t-p} + e_t$$

$$Y_t = c + \sum_{i=1}^p \alpha_i Y_{t-i} + e_t$$

AR의 모형도 과거의 흔적을 포함하고 있다는 점에서 AR(p) 모형을 MA(q)모형으로 표현할 수 있다.

$$Y_t = \mu + e_t + \rho_1 e_{t-1} + \rho_2 e_{t-2} + \dots + \rho_{t-1} e_1 + \rho_t (Y_0 - \mu)$$

이전에 생긴 불규칙한 사건이 이후의 결과에 편향성을 초래하는 이동평균(moving average)도 마찬가지로 AR모형으로 설명할 수 있다. 특정 시점 t에 얻는 Yt의 평균값은 바로 직전인 t-1시점에서 발생한 에러(error)인 et-1의 값에 a를 곱하고 c를 더한 것과 같다. 여기서 Yt의 값은 평균이 a·et-1이며 분산이 μ인 정규분포에서 도출되는 임의의 값이다. AR(1) 모형과 가장 중요한 차이점은 MA(1) 모형은 이전에 발생한 에러(et-1)가 중요한 의미를 가지며 Yt-1의 값은 중요하지 않다는 것이다. MA 모형도 더 이전의 시점 q시점을 모형에 포함하면 MA(q) 모형인데 수식으로 나타내면 다음과 같다.

$$Y_t = \mu + e_t + \beta_1 e_{t-1} + \beta_2 e_{t-2} + \beta_3 e_{t-3} + \dots + \beta_q e_{t-q}$$

$$Y_t = \mu + \sum_{j=0}^q \beta_j e_{t-j}$$

AR과 MA 모형을 결합하여 t 시점에서 Y 시계열 값 Yt가 Y의 과거 관측치 Yt-1, Yt-2, ..., Yt-p 값과 과거 오차값 et-1, et-2, ..., et-q 들에 의해 설명되는 경우 ARMA(p,q) 모형을 구성하는 것이다.

$$Y_t = \mu + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 Y_{t-2} + \dots + \alpha_p Y_{t-p} + e_t + \mu + e_t + \beta_1 e_{t-1} + \beta_2 e_{t-2} + \beta_3 e_{t-3} + \dots + \beta_q e_{t-q}$$

ARIMA 모형은 추정된 함수에 기초하여 관련된 결과를 도출하는 과정에 모형의 식별(model identification), 모수의 추정(parameter estimation), 모형의 검증(model

diagnostic checking) 그리고 예측(forecasting)의 단계를 반복적으로 실행하여 시계열 자료의 예측분석을 실시한다. 시계열분석의 ARIMA 모형은 경제와 경영 분야에 널리 사용되고 있으며 다양한 산업과 경영의 예측을 위한 모델로 활용되고 있다. 국내 학계에서 ARIMA 방법론은 주로 경제와 경영분야에서 호텔 연회의 매출, 항공기 여객수요의 예측, 전력수요 예측(윤진술 2018), 교통사고 발생 건수의 예측 등의 분야에 다양하게 활용되어왔으나 정치학 또는 국제정치학 분야에서는 실질적으로 이용된 사례가 전무하다고 할 수 있다.

정치학 이외의 경영 및 경제를 중심으로 사회과학의 다양한 분야에서 전체적인 경향을 분석하고 예측하는 모형으로 ARIMA 모형이 다양하게 활용되어 왔다. 정치학 및 국제정치 연구에 있어서 시계열 분석이 활용될 수 없는 제약요인은 종속변수가 전쟁의 발생과 같은 희귀하게 발생하는 사건이 연구의 대상이라는 것이다. 또는 정치학과 관련된 종속변수는 기본적으로 국력이나 무역, 경제성장과 같이 국가를 분석단위로 하는 경우에 국가와 관련된 데이터를 시계열 자료로 수집하는 경우 대부분 연도별(annual)로 작성되기 때문에 ARIMA를 포함하는 시계열 분석은 최소한 30여 개에서 많게는 100여 개 이상의 관측을 포함하는 연속적인 자료의 확보가 사실상 불가능 했다.

국제정치 연구에서 나타난 기존의 한계를 극복하고 새로운 분석을 가능하게 하는 사건자료(event count data)는 1일을 기준으로 자료를 수집하기 때문에 주별 및 월별 자료를 축적하여 분석이 가능해졌다. 국제정치 연구에 사건자료의 활용은 1년 단위의 자료를 분석하는 정적인 연구에서 주별 및 월별 자료를 통해 개별국가의 행위의 역동적인 특성을 분석의 대상으로 할 수 있게 되었다.

사건의 발생에 대한 자료의 축적과 분석을 통해 작성되는 사건 데이터(event data)는 지속적으로 발전하여 초기의 전문가 코딩 또는 전문가 설문방식에 비해 컴퓨터의 적극적 활용은 비용의 경제성과 더불어 역동적이고 민감한 변화를 반영하는 장점이 있다. 최근에 들어와서 컴퓨터와 소프트웨어의 발전으로 사건데이터가 빅데이터 형태로 수집되고 인공지능을 활용하여 대량의 자료를 축적한다는 점에서 보다 방대한 자료를 경제적으로 수집·축적한다는 점에서 역동적인 분석을 가능하게 해주었다.

사건 데이터의 이러한 장점은 국제정치의 다양한 현상을 객관적으로 연구하는 방법으로 활용되는데 COPDAB (Conflict and Peace Data Bank) (Azar 1980)의 경우는 초기 사건 데이터로 사람이 직접 기사를 읽고 자료를 분류하는 방법에서 출발하여 최근에는 컴퓨터를 활용한 기계어 분석에서 인공지능으로 분석기법이 발전하면서 대량의 자료 분석기법으로 발전되었다. 본 연구에서 사용한 GDELT (Global Database of Events, Language, and Tone) 자료는 미국은 물론 유럽과 아프리카의 주요 언론, AFP, AP, 신

화통신의 뉴스 그리고 최근 미국의 포털사이트인 구글 뉴스(Google News)에 올라온 기사를 기초자료로 활용하여 TABARI (Textual Analysis By Augmented Replacement Instructions) 소프트웨어 프로그램을 이용하여 작성되었다(Leetaru and Schrodt 2013).

본 연구에서 사용하는 사건 데이터는 매일 국제무대에서 발생하는 다양한 사건을 129개의 국가는 물론 국제기구, 민간단체, 다국적기업 등을 주요 행위자(source)와 상대방(target)으로 설정하여 양자관계를 기초로 협력과 분쟁 사건을 조사하여 자료로 축적한 것이다. 다시 말해서 국제정치 행위자의 양자간(dyad), 일일(daily), 사건(event), 자료(data)라고 할 수 있다. 사건과 행위자에 대한 분류기준은 CAMEO (Conflict and Mediation Event Observations) (Gerner et al. 2009)를 이용하였다. 그리고 국제관계에 관련된 개별 사건에 대해서는 사건유형이 가지는 가중치를 고려하기 위해 Goldstein (1992, 376-377)의 WEIS의 가중치를 적용하였다. 가중치를 적용하는 것은 협력이나 분쟁의 사건유형에 따라서 협력과 분쟁의 비중이 다른 국제관계의 현실을 반영하기 위한 방법론적 대안이다. 분쟁의 경우에 언어의 형태인 비난과 비판과 무력시위는 재론의 여지없는 분쟁의 의사표현이라고 할지라도 강도가 다르며 협력의 경우도 지지의 표명과 합의도 마찬가지로이기 때문에 이러한 차이를 반영하기 위해서 가중치를 부여한 것이다.

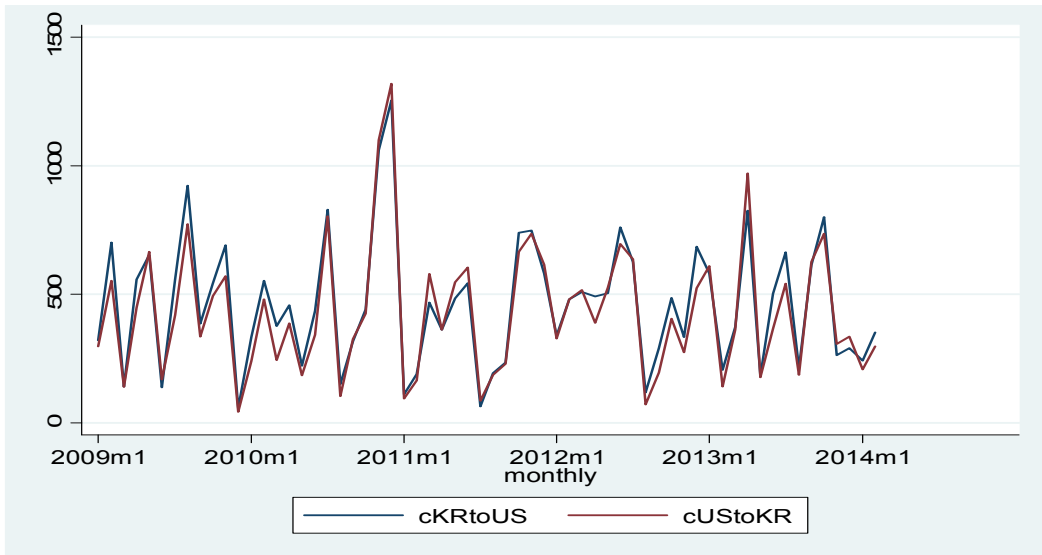
### 3. 분석의 개요

본 연구는 한미관계의 동향을 알아보기 위해 한미관계와 관련하여 언론에 보도된 다양한 문헌을 빅 데이터 형태로 수집하여 이를 분석한 GDELT(Global Data on Events, Location and Tone, 1929-2012) 자료를 활용하였다. 자료가 수집되기 시작한 1979년부터 2013년까지 35여 년의 기간 동안 초기와 비교해서 21세기로 접어들면서 언론사에서 보도한 자료의 양이 극적으로 증가했다.

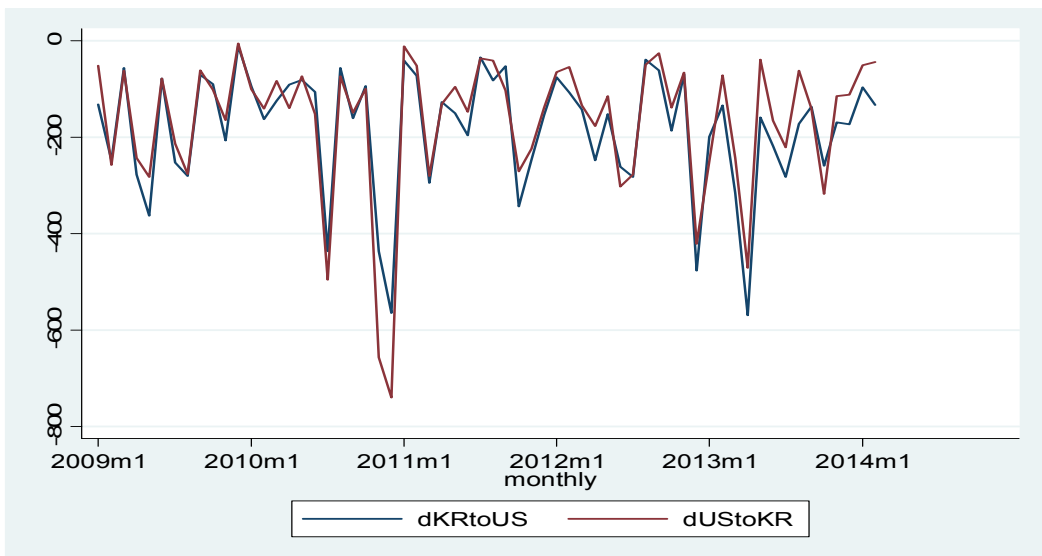
전 세계 뉴스자료를 종합했을 때 1979년의 자료는 전체가 10메가바이트 수준이었으나 2000년에는 100메가바이트로 급증하였고 최근 5년에 해당되는 2008년은 320메가바이트, 2011년에는 820메가바이트로 데이터의 양이 지속적인 증가를 보여주고 있다. 이러한 증가의 원인에는 80년대에는 보도 자체가 많지 않았던 점과 더불어 과거의 자료는 디지털 자료의 형태로 출판되지 않았기 때문에 분석에 사용할 수 있는 자료의 양 자체가 부족했다. 21세기에 들어오면서 보도의 양 자체가 증가한 것과 더불어 출판이 디지털 미디어의 형태로 보도됨으로써 원재료 자체가 80배 가까이 증가했기 때문에 시계열 자료의 시기별 특성을 수평적으로 비교하는 것은 이론적 의미가 적다. 이러한 데이터

의 분포의 문제를 고려하여 본 연구는 분석 기간을 2009년 1월부터 2014년 2월까지 170개월을 분석대상으로 설정하였다.

<그림 A-5> 한국-미국 및 미국-한국의 협력관계 추이



<그림 A-6> 한국-미국 및 미국-한국의 분쟁관계 추이



본 연구의 이해를 돕기 위해서 사용하는 변수의 명칭에 대한 간략한 설명을 먼저 제시한다. 각각의 변수는 행위의 특징인 협력과 분쟁 그리고 행위자와 대상자를 특정 해주

는 형태로 변수의 이름이 구성되어있다. 예를 들어, cKRtoUS의 경우 처음의 소문자 c는 협력을 의미하는 cooperation을 나타내고 그 뒤에 이어지는 두 글자의 대문자는 행위자(source)국가로 마지막의 두 글자의 대문자는 대상자(target)국가를 각각 나타내고 가운데 to는 방향을 나타낸다. 같은 논리적 연장선에서 다른 변수의 명칭인 dUStoKR은 소문자 d는 분쟁을 의미하는 dispute를 나타내고 행위자와 대상자의 국가 명칭은 앞에서 설명한 것과 동일하다.

위의 <그림 1>은 한국과 미국의 상호관계는 한국의 미국에 대한 협력(cKRtoUS)의 정도와 미국의 한국에 대한 협력(cUStoKR)의 정도를 그리고, <그림 2>는 한국의 미국에 대한 분쟁(dKRtoUS)의 정도와 미국의 한국에 대한 분쟁(dUStoKR)의 정도를 가중치의 총합의 형태로 시계열에 따라 보여주고 있다. 전체시기에 걸쳐서 협력과 갈등의 총량이 증가하는 경향이 있지만 전체적으로 시계열의 평균을 중심으로 임의로 변동하는 모습을 보이고 있어 정상적인 시계열 자료로 보인다.

전체 시계열 자료에 걸쳐서 한국이 미국에 또는 미국이 한국에 대한 협력의 변화에 상응하여 상호 작용이 지속적으로 반복하는 패턴을 아래의 <그림 1>과 <그림 2>가 보여주고 있다. 전체적인 추세는 앞에서 설명한 바와 같이 자료 자체가 급증했지만 본 연구에서 사용하는 2000년 이후 시계열자료는 증가 추세가 가지는 의미가 상대적으로 크지 않은 것으로 보인다. 그래프를 통해서 확인할 수 있는 특징은 협력과 분쟁 모두에 있어서 한국과 미국의 상호관계는 정확하게 호혜적(reciprocal) 특성을 보여주고 있다. 다시 말해서 한국과 미국 양국의 상대방에 대한 행태는 협력과 분쟁 두 측면 모두에 있어서 정확하게 반응하는 행태가 수반되는 것으로 나타났다. 다만 호혜성이 드러나는 원인 제공을 촉발한 국가가 한국과 미국 중에서 어느 나라인지 구분하는 것은 이론적으로 쉽지 않다.

한국과 미국의 협력과 분쟁에 대한 4가지 시계열 자료의 안정성을 확인하기 위해 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 단위근(unit root) 검정을 실시하였다. 각각의 시계열 자료의 검정 결과는 아래의 <표 1>에 나타나 있는 바와 같이 5%의 유의수준에서 단위근을 갖는다는 귀무가설을 기각하고 있어 안정적인 시계열로 나타났다.

<표 A-1> 한-미 및 미-한의 협력 및 분쟁수준의 ADF 검증결과

	cKRtoUS	cUStoKR	dKRtoUS	dUStoKR
통계량	-7.630	-7.370	-7.530	-6.811
0.05유의수준 기준값	-2.921	-2.921	-2.921	-2.921
P값	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

&lt;표 A-2&gt; 한-미 및 미-한의 협력 및 분쟁수준의 Portmanteau 검증결과

	cKRtoUS	cUStoKR	dKRtoUS	dUStoKR
포트맨토 (Q) 통계량	38.36	46.63	28.42	32.95
Prob > chi2(40)	0.115	0.021	0.495	0.279

시계열 자료의 안정성을 확인하기 위해서 포트맨토 검정(Portmanteau Test)를 실시하였는데 검정 결과는 아래의 <표 2>에 나타난 바와 같다. 포트맨토 검증에서 귀무가설은 시계열 자료가 백색소음을 가진다는 것이다. 통상적으로 유의수준을 0.05로 설정하고 유의수준이 이 기준보다 낮게 나오면 귀무가설을 기각하게 되어 백색소음이 아니라고 결론을 내리게 된다. 이와 반대로 p 값이 유의수준보다 크게 나오면 귀무가설을 기각할 수 없기 때문에, 시계열 자료가 백색소음을 가진다고 결론 내릴 수 있다. 본 연구에서 사용하는 4가지 시계열 자료 중에서 cUStoKR을 제외하고는 모두 유의도가 0.05보다 크기 때문에 귀무가설을 기각할 수 있어 백색소음이 존재하는 것으로 시계열 자료가 안정적이라고 결론 내릴 수 있다. 다만 cUStoKR는 0.021로 귀무가설을 기각할 수 없다고 할 수 있지만 경계선에 있는 것으로 간주하여 연구를 진행한다.

### Ⅲ. 한미 상호작용의 예측분석

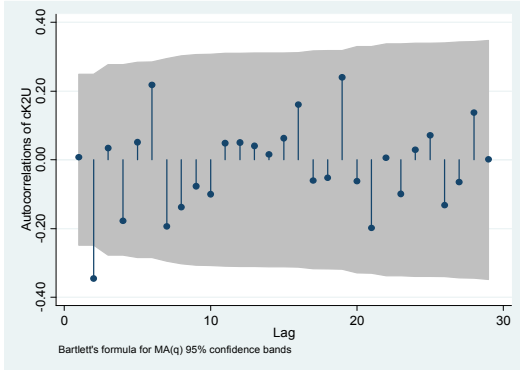
본 연구는 GDELT가 수집한 사건발생자료(event count data)를 기초로 한국과 미국의 상호관계에 대한 시계열자료를 활용하여 자기회귀통합이동평균모형(ARIMA: auto-regressive iteration moving average model)을 설정하고 분석하였다. ARIMA는 한 변수 자체의 현재 및 과거의 값만으로 구성되는 일변량 모형으로 모형이 단순하고 비교적 간단한 통계자료를 통해 우수한 예측값을 도출할 수 있는 장점을 가지고 있다(김영주 2014, 13; 선일석 2015, 82). 분석자료는 2009년 1월부터 2014년 2월까지 전체 61개월의 자료를 활용하였다. ARIMA 모형은 일반적으로 50개의 관측을 포함하는 자료를 활용하면 안정된 예측이 가능하다고 알려져 있는데, 본 연구는 61개의 시계열 자료를 활용했다는 점에서 방법론적으로 적절하다고 할 수 있고 분석에 활용한 프로그램은 STATA 11.2®를 활용하였다

ARIMA모형은 시계열 자료의 정상성 검사를 통과한 후에, ARIMA모형의 자기회귀 요소와 이동평균 요소를 식별하여 모델을 결정해야 한다. 모델을 식별하기 위해서 이론적으로 자기상관함수(Autocorrelation Function; ACF)와 부분자기함수(Partial Autocorrelation Function: PACF)를 비교·분석하여 모델을 설정할 수 있다. 이후 모델의 적합성을 검증하는 모수추정과 모형진단을 통해 최종적인 ARIMA모형을 결정하여 추론한 통계값을 통해 미래에도 유사한 현상의 경향이 지속될 것이라는 전제 아래 미래의 예측값을 유추하는 것이다.

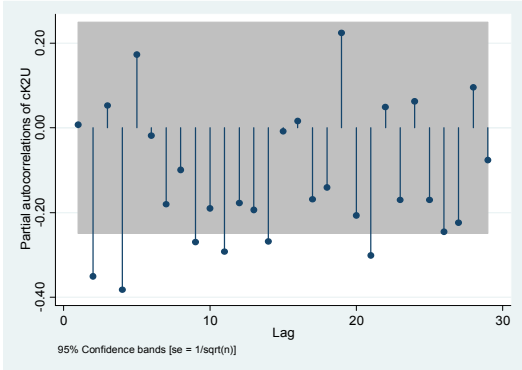
#### 1. 한국의 대미국 협력의 수준(cKRtoUS)

한국의 미국에 대한 협력수준은 모형식별을 위해서 아래에 제시한 자기상관함수와 부분자기상관함수의 결과에 근거하여 ARIMA(2,1,4) 모형을 추정하였으나 모형의 추정 결과가 유의도 기준을 통과하지 못하였다. 이러한 결과는 ARIMA모델에서 자주 나타나는 현상으로 직접적인 원인은 단순히 MA의 모수 추정값이 상호 관련성이 높기 때문이다. 개별적으로는 유의도가 없지만 결합된 형태로는 유의도가 나타나기 때문에 ARIMA(2,1,0) 모형을 추정하였다.

<그림 1-1 > cKRtoUS의 ACF



<그림 1-2 > cKRtoUS의 PACF



<표 1-1> ARIMA(2,1,0) 분석 cKRtoUS

Sample 2009m2 - 2014m2

Number of obs = 61

Wald chi2(4) = 38.66

Log likelihood = -430.54

Prob > chi2 = 0.0000

D.cKRtoUS	Coef.	Std. Err	z	P> z	95% Conf. Interval	
cKRtoUS_C	-0.92	20.26	-0.05	0.96	-40.64	38.79
<b>ARMA</b>						
<b>ar</b>						
L1	-0.48	0.11	-4.51	0.00	-0.69	-0.27
L2	-0.54	0.12	-4.60	0.00	-0.77	-0.31
/sigma	279.41	25.44	10.98	0.00	229.54	329.29

<표 1-2> AR(2)MA(1,4) 분석 cKRtoUS

Sample 2009m2 - 2014m2

Number of obs = 61

Wald chi2(4) = 13.50

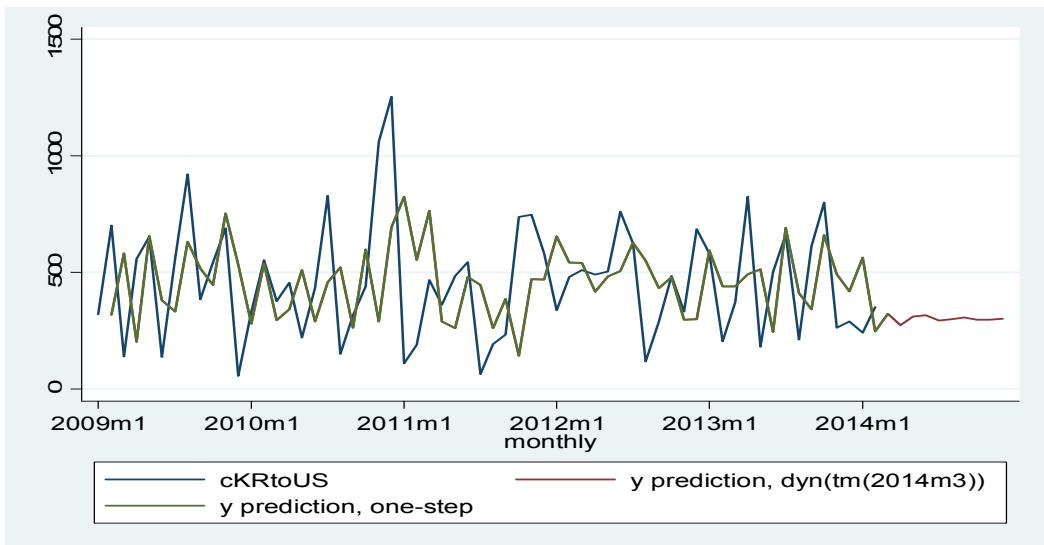
Log likelihood = -419.90

Prob > chi2 = 0.0037

D.cKRtoUS	Coef.	Std. Err	z	P> z	95% Conf. Interval	
cKRtoUS_C	465.76	4.32	107.78	0.000	457.29	474.23
<b>ARMA</b>						
<b>ar</b>						
L2	-0.62	0.18	-3.41	0.001	-0.98	-0.26
<b>ma</b>						
L1	-0.23	0.11	-2.08	0.038	-0.44	-0.01
L4	-0.65	0.21	-3.08	0.002	-1.06	-0.24
/sigma	279.41	25.44	10.98	0.00	229.54	245.39

앞의 <표 1-2>에서 제시한 분석의 결과에 따르면 통계적 유의도가 상당히 높은 것으로 나타났다. 분석 결과 오차의 백색잡음(white noise)이 자기상관함수와 부분자기상관함수의 결과를 기준으로 정상적인 행태를 보인다는 점에서 백색잡음이 독립적으로 존재한다고 볼 수 있고, 유의도가 0.0037로 통계적 유의도 기준인 0.05보다 상당히 낮은 수치이므로 예측모형이 적합하다고 할 수 있다. ARIMA 모델의 적합도를 평가하는 기준으로 AIC =869.09 그리고 BIC=877.53 값이 도출되었다. AIC와 BIC 자체가 모델의 적합성을 판단하는데 적절한 정보를 제공하지 못한다는 평가도 있지만 상당히 높은 수준의 값은 모델의 정확도를 보여주고 있다.

<그림 1-3> cKRtoUS(2,1,0)의 실제값 및 예측값 모델



한국의 미국에 대한 협력수준(cKRtoUS)의 실제치와 예측치를 비교한 결과는 위의 <그림 1-3>과 <표 1-3>에 구체적으로 표시하였다. 한국의 미국에 대한 협력수준(cKRtoUS)은 평균값이 460.1이고 최저값이 56 그리고 최고값이 1254로 나타났다는 사실을 기준으로 볼 때, 한 단계의 앞선 예측값은 관측값과 유사한 형태로 역동적인 변화를 보여주는 것으로 나타났지만 예측값은 전반적으로 관측값에 비해서 증감의 증도가 감소한 상태를 보여주고 있다. ARIMA 분석을 통해서 예측을 시작하는 2014년 3월 이후의 한국의 미국에 대한 협력의 동향은 평균값인 460보다 상당히 낮은 수준의 협력관계를 유지할 것으로 예측되었다.

2014년은 박근혜 정부 2년 차 시기로 박근혜 정부는 취임초기부터 친미반복의 프레임으로 대미관계를 이끌어오면서 미국에 의존하는 모습을 보였다. 한국은 미국에 대해

서 최대무기 수입국으로 남아있는 상태에서 한국의 대미외교에 있어서 원자력 협정, 주둔분담금 협정, MD참여문제와 같이 민감한 외교현안에 대해서 구체적인 발언을 하거나 대안을 제시하지 못했던 시기이다.

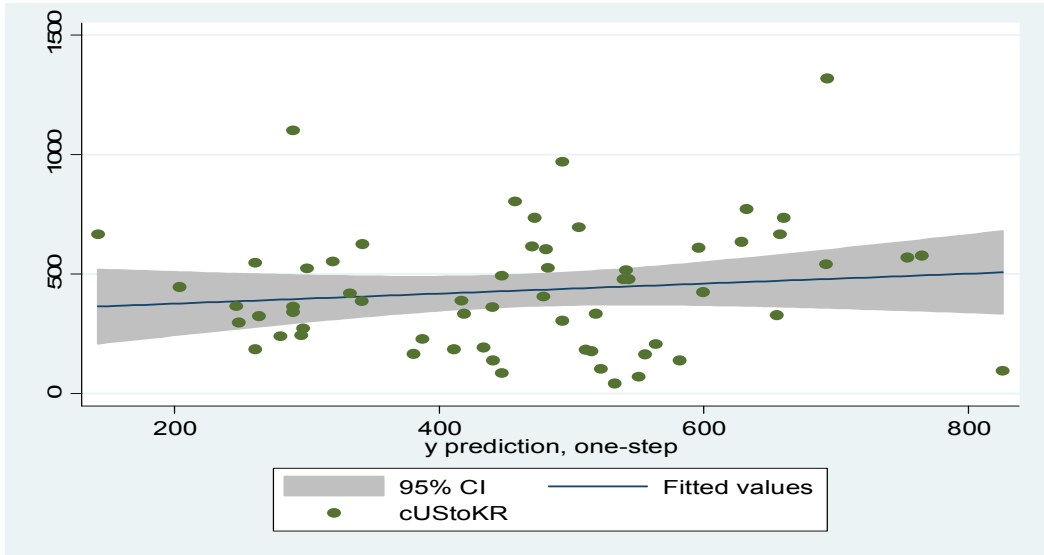
당시 박근혜 정부는 북한 급변론에 근거한 대북정책과 드레스덴 선언, 신뢰 프로세스, 동북아평화협력구상, 통일대박론을 내세우면서 미국의 오바마 행정부가 주장하던 사실상의 무(無)전략이자 방치였던 '전략적 인내'를 그냥 수용하는 입장에 있었다. 당시 집권세력은 국내정치적으로 보수적이며 대외정책에 있어서 친미반북의 이념적 성향을 보이면서 한국이 적극적으로 미국에 대해서 설득과 협력을 개진해나가기보다는 수동적으로 미국의 대 한반도 정책을 수용하는 입장이었다고 할 수 있다.

<표 1-3> ARIMA(2,1,0)모형을 이용한 cKRtoUS의 실제값과 예측값

기간	cKRtoUS실제값	cKRtoUS예측값	표준편차	실제값-예측값
2009/1	320.7		-0.91811	
2009/2	702.3	319.7819	-0.91811	382.5181
2009/3	140.4	581.6238	-120.676	-441.224
2009/4	558.3	203.8227	63.42267	354.4773
2009/5	653.3	657.4927	99.19274	-4.19274
2009/6	136.7	380.9036	-272.396	-244.204
2009/7	559.9	332.4816	195.7816	227.4184
2009/8	922.4	632.1727	72.27264	290.2274
2009/9	385.6	518.3534	-404.047	-132.753
2009/10	542.9	447.2117	61.61166	95.68834
2009/11	690.1	754.0676	211.1676	-63.9676
2009/12	56	532.754	-157.346	-476.754
2010/1	333.6	280.277	224.277	53.32299
2010/2	552.3	539.1846	205.5846	13.11541
2010/3	376.8	295.8145	-256.486	80.98554
2010/4	456.7	341.8027	-34.9973	114.8973
2010/5	221.4	510.7813	54.08129	-289.381
2010/6	435.8	289.8605	68.46053	145.9395
2010/7	828.9	457.2888	21.48874	371.6113
2010/8	150.5	522.4393	-306.461	-371.939
2010/9	316.4	263.8303	113.3303	52.56967
2010/10	440.6	599.5975	283.1975	-158.998
2010/11	1060.6	289.7021	-150.898	770.8978
2010/12	1254.2	693.41	-367.19	560.79
2011/1	110.9	825.613	-428.587	-714.713

기간	cKRtoUS실제값	cKRtoUS예측값	표준편차	실제값-예측값
2011/2	189.4	555.3929	444.493	-365.993
2011/3	467.8	764.7632	575.3632	-296.963
2011/4	361.3	289.6711	-178.129	71.62893
2011/5	484.6	260.9654	-100.335	223.6346
2011/6	544.1	480.6674	-3.93259	63.43259
2011/7	63.3	447.2705	-96.8295	-383.971
2011/8	193.1	260.9406	197.6406	-67.8406
2011/9	233.9	387.3846	194.2846	-153.485
2011/10	738.9	142.5779	-91.3221	596.3221
2011/11	748.4	471.9449	-266.955	276.4551
2011/12	582	470.3175	-278.083	111.6825
2012/1	338	655.1559	73.15593	-317.156
2012/2	480.4	543.1415	205.1415	-62.7415
2012/3	509.4	541.2361	60.83617	-31.8362
2012/4	491	416.9816	-92.4184	74.01844
2012/5	503.9	482.4055	-8.59454	21.49454
2012/6	761.2	505.7326	1.832595	255.4674
2012/7	625.7	628.5187	-132.681	-2.81871
2012/8	118.2	550.679	-75.021	-432.479
2012/9	290.4	433.5927	315.3927	-143.193
2012/10	486	478.632	188.232	7.367963
2012/11	333.6	297.3347	-188.665	36.26534
2012/12	685.1	299.9064	-33.6936	385.1936
2013/1	581.8	595.9818	-89.1182	-14.1818
2013/2	205.3	440.602	-141.198	-235.302
2013/3	373.4	440.2959	234.9959	-66.8959
2013/4	824.6	493.1374	119.7374	331.4626
2013/5	181.6	515.0707	-309.529	-333.471
2013/6	502.9	246.6318	65.03182	256.2682
2013/7	663.2	692.231	189.3309	-29.0309
2013/8	213.7	411.3261	-251.874	-197.626
2013/9	612.8	342.0467	128.3467	270.7533
2013/10	800.1	660.5815	47.78156	139.5184
2013/11	262.8	493.3749	-306.725	-230.575
2013/12	289.6	418.8976	156.0976	-129.298
2014/1	241.9	563.8713	274.2713	-321.971
2014/2	351.1	248.5966	6.696626	102.5034

<그림 1-4> cKRtoUS(2,1,0)의 실제값과 예측값의 Two Way 그래프



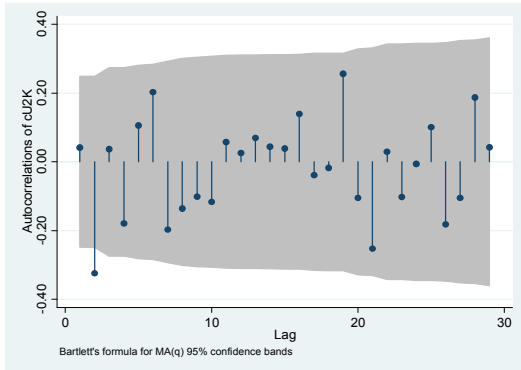
<표 1-4> ARIMA모형을 이용한 cKRtoUS의 향후 예측값

기간	향후 예측값	기간	향후 예측값
2014/3	322.3262	2014/8	300.0736
2014/4	275.5847	2014/9	308.0238
2014/5	311.7146	2014/10	298.7954
2014/6	317.6079	2014/11	297.1081
2014/7	293.4809	2014/12	301.0307

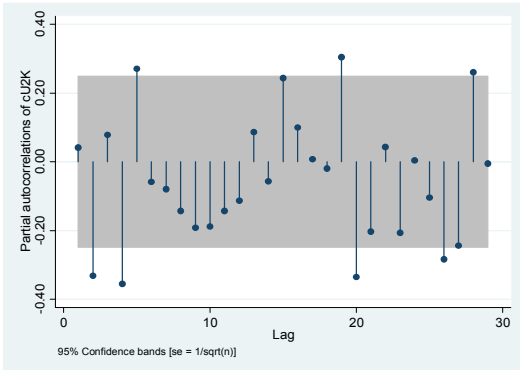
## 2. 미국의 대한국 협력의 수준(cUStoKR)

미국의 한국에 대한 협력수준은 모형식별을 위해서 아래에 제시한 자기상관함수와 부분자기상관함수의 결과에 근거하여 ARIMA(3,1,2) 모형을 추정하였으나 앞의 한국의 대미 협력수준과 마찬가지로 모형의 추정결과가 유의도 기준을 통과하지 못하였다. 이러한 결과는 ARIMA 모델에서 자주 나타나는 현상으로 직접적인 원인은 단순히 MA의 모수 추정값이 상호 관련성이 높기 때문이다. 개별적으로는 유의도가 없지만 결합된 형태로는 유의도가 나타나기 때문에 ARIMA(2,1,0) 모형을 추정하였다.

<그림 2-1> cUStoKR의 ACF



<그림 2-2> cUStoKR의 PACF



<표 2-1> ARIMA 회귀분석 cUStoKR(3,1,2)

Sample 2009m2 - 2014m2

Number of obs = 61

Wald chi2(4) = 15.70

Log likelihood = -419.62

Prob > chi2 = 0.0078

D.cUStoKR	Coef.	Std. Err	z	P> z	95% Conf. Interval	
cUStoKR_C	0.26	2.83	0.09	0.927	-5.29	5.81
<b>ARMA</b>						
<b>ar</b>						
L1	-0.59	0.27	-2.22	0.03	-1.12	-0.07
L2	-0.28	0.21	-1.34	0.18	-0.69	-0.13
L3	-0.02	0.26	-0.06	0.95	-0.52	0.49
<b>ma</b>						
L1	-0.34	504.6	-0.00	1.08	-998.32	988.99
L2	-0.66	420.7	-0.00	0.99	-825.45	823.78
/sigma	226.1	57071.55	0.00	0.99	-111632.1	112084.3

<표 2-2> ARIMA 회귀분석 cUStoKR(2,1,0)

Sample 2009m2 - 2014m2

Number of obs = 61

Wald chi2(4) = 37.34

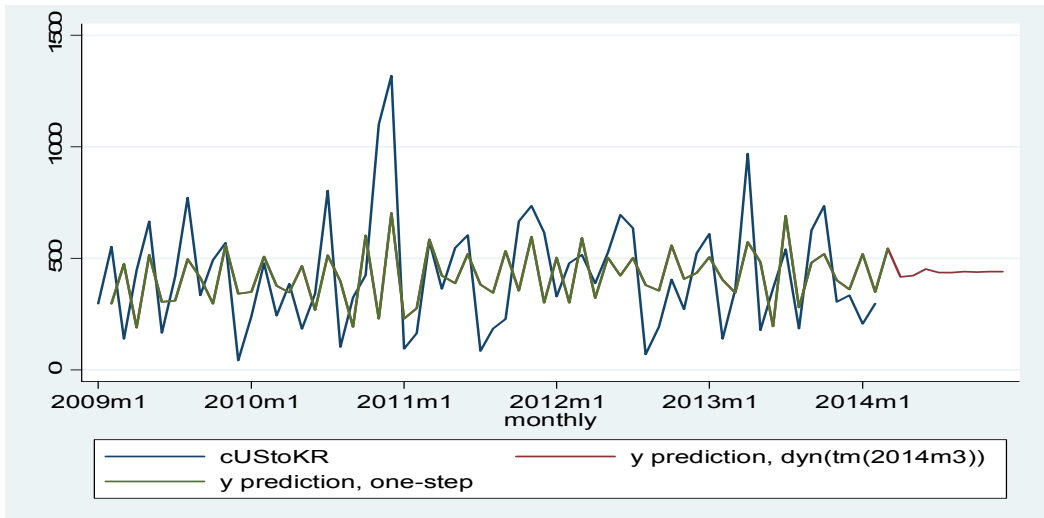
Log likelihood = -431.37

Prob > chi2 = 0.0000

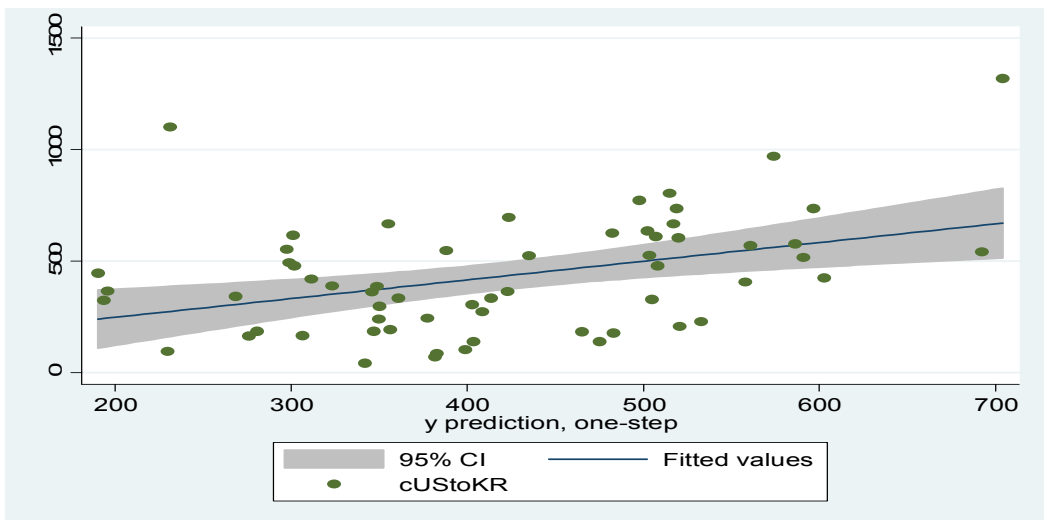
D.cUStoKR	Coef.	Std. Err	z	P> z	95% Conf. Interval	
cUStoKR_C	-0.48	21.34	-0.02	0.98	-42.31	41.35
<b>ARMA</b>						
<b>ar</b>						
L1	-0.46	0.10	-4.44	0.000	-0.67	-0.26
L2	-0.52	0.12	-4.35	0.000	-0.76	-0.29
/sigma	283.66	24.58	11.54	0.000	235.46	331.85

앞의 <표 2-2>에서 제시한 분석의 결과에 따르면 통계적 유의도가 상당히 높은 것으로 나타났다. 분석결과 오차의 백색잡음(white noise)이 자기상관함수와 부분자기상관함수의 결과를 기준으로 정상적인 행태를 보인다는 점에서 백색잡음이 독립적으로 존재한다고 볼 수 있고, 유의도가 0.0000로 통계적 유의도 기준인 0.05보다 상당히 낮은 수치이므로 예측모형이 적합하다고 할 수 있다. ARIMA 모델의 적합도를 평가하는 기준으로 AIC =870.87 그리고 BIC=879.32 값이 도출되었다. AIC와 BIC 자체가 모델의 적합성을 판단하는데 적절한 정보를 제공하지 못한다는 평가도 있지만 상당히 높은 수준의 값은 모델의 정확도를 보여주고 있다.

<그림 2-3> cUStoKR의 실제값 및 예측값 모델



<그림 2-4> cUStoKR실제값과 예측값의 Two Way 그래프



&lt;표 2-3&gt; ARIMA모형을 이용한 cUStoKR의 실제값과 예측값

기간	cUStoKR실제값	cUStoKRY예측값	표준편차	실제값-예측값
2009/1	297.2		0.259096	
2009/2	552.9	297.4591	0.259096	255.4409
2009/3	139.5	474.1501	-78.75	-334.65
2009/4	447.4	192.2775	52.77748	255.1225
2009/5	665.9	517.6843	70.28431	148.2157
2009/6	167.3	304.623	-361.277	-137.323
2009/7	420.3	313.8947	146.5947	106.4053
2009/8	773.4	498.483	78.18304	274.917
2009/9	335.5	411.1344	-362.266	-75.6344
2009/10	493.8	302.2542	-33.2459	191.5459
2009/11	570.8	562.1517	68.3517	8.6483
2009/12	42.4	340.6063	-230.194	-298.206
2010/1	239.6	350.1626	307.7625	-110.563
2010/2	480	506.6469	267.0469	-26.6469
2010/3	243	372.6994	-107.301	-129.699
2010/4	386.9	349.5059	106.5059	37.39412
2010/5	184.8	464.239	77.33897	-279.439
2010/6	342.5	266.5548	81.75478	75.94521
2010/7	804.6	514.3491	171.8491	290.2509
2010/8	102.5	398.3721	-406.228	-295.872
2010/9	325.8	194.4734	91.97343	131.3266
2010/10	424.4	604.8732	279.0732	-180.473
2010/11	1100.4	226.1827	-198.217	874.2173
2010/12	1318.7	708.1046	-392.295	610.5953
2011/1	94.7	235.5943	-1083.11	-140.894
2011/2	164.8	283.5775	188.8775	-118.778
2011/3	578.7	589.2615	424.4615	-10.5615
2011/4	362.9	414.6963	-164.004	-51.7963
2011/5	547.8	390.5317	27.63175	157.2682
2011/6	604.2	519.3055	-28.4945	84.89446
2011/7	85.5	383.7211	-220.479	-298.221
2011/8	185.6	346.9959	261.4959	-161.396
2011/9	229.1	531.8613	346.2613	-302.761
2011/10	666.1	349.3564	120.2564	316.7436
2011/11	735.7	596.5133	-69.5867	139.1867

기간	cUStoKR실제값	cUStoKRY예측값	표준편차	실제값-예측값
2011/12	615.7	301.4091	-434.291	314.2909
2012/1	328.8	509.1479	-106.552	-180.348
2012/2	479.8	303.8192	-24.9809	175.9809
2012/3	516.3	590.0815	110.2815	-73.7815
2012/4	388.7	323.5991	-192.701	65.10095
2012/5	525	502.9347	114.2347	22.06529
2012/6	695.9	425.6362	-99.3638	270.2638
2012/7	636.7	500.8683	-195.032	135.8316
2012/8	70.3	386.3372	-250.363	-316.037
2012/9	194.1	355.2254	284.9254	-161.125
2012/10	405.1	557.9067	363.8067	-152.807
2012/11	273.3	402.0663	-3.03373	-128.766
2012/12	524	435.4448	162.1448	88.55523
2013/1	610.2	505.2523	-18.7477	104.9477
2013/2	140.5	403.749	-206.451	-263.249
2013/3	362.5	346.458	205.958	16.04199
2013/4	970	573.5185	211.0185	396.4815
2013/5	177.2	481.2291	-488.771	-304.029
2013/6	365.4	198.2461	21.04612	167.1539
2013/7	542.1	694.6973	329.2974	-152.597
2013/8	185.7	276.4781	-265.622	-90.7781
2013/9	626.4	482.7445	297.0445	143.6555
2013/10	735.8	519.5825	-106.818	216.2176
2013/11	305.9	400.7528	-335.047	-94.8528
2013/12	335.4	366.0475	60.14746	-30.6475
2014/1	207.3	518.8887	183.4887	-311.589
2014/2	297.3	348.4103	141.1103	-51.1103

&lt;표 2-4&gt; ARIMA모형을 이용한 cUStoKR의 향후 예측값

기간	향후 예측값	기간	향후 예측값
2014/3	541.6661	2014/8	437.7254
2014/4	416.6652	2014/9	441.7399
2014/5	422.5802	2014/10	439.0216
2014/6	454.0449	2014/11	439.9789
2014/7	434.5893	2014/12	440.6517

미국의 한국에 대한 협력수준(cUStoKR)은 평균값이 429.5이고 최저값이 42.4 그리고 최고값이 1381로 나타났다는 사실을 기준으로 볼 때, 협력 수준에 있어서는 한국이 미국보다 더 높은 수준의 협력을 유지하는 반면 미국은 상대적으로 한국에 비해서 낮은 수준의 협력관계를 유지하고 있다. 다시 말해서 호혜성에 있어서 미국보다 한국이 더 적극적이다. 미국의 한국에 대한 협력수준(cUStoKR)의 실제치와 예측치를 비교한 결과는 위의 <그림 2-3>과 <표 2-3>에 구체적으로 표시하였다. ARIMA예측 모델에서 한 단계의 앞선 예측값은 관측값과 유사한 형태로 역동적인 변화를 보여주는 것으로 나타났지만 예측값은 전반적으로 관측값에 비해서 증감의 증도가 감소한 상태를 보여주고 있다. ARIMA 분석을 통해서 예측을 시작하는 2014년 3월 이후의 한국의 미국에 대한 협력의 동향은 평균값인 460보다 상당히 높은 541.6에서 시작하여 급격한 감소를 보였다가 평균수준을 약간 밑도는 수준의 협력관계를 유지할 것으로 예측되었다.

2013년 말에 미국의 한국에 대한 협력의 수준이 급격하게 감소했다는 상황을 고려할 때, 2014년 3월 이후의 미국의 한국에 대한 협력은 상당히 높은 수준으로 유지되는 것으로 평가된다.

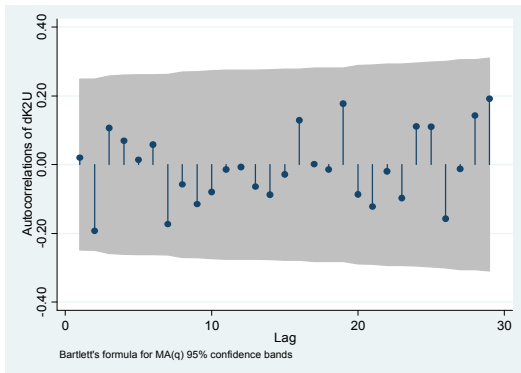
2014년은 한국의 박근혜 정부 2년 차 시기이며 미국의 오바마 대통령의 2번째 임기의 2년 차 시기였다. 2기 오바마 행정부는 2012년 발표한 신국방전략지침(DSG: Defense Strategic Guidance)과 2014년 국방전략검토보고서(QDR: Quadrennial Defense Review)에 비추어 볼 때, 미국은 중동의 전쟁을 끝내고 아시아로 중점을 옮기는 이른바 아시아로 회귀(Pivot to Asia)를 본격적으로 추진하는 시기였다. 미 행정부의 아시아에 대한 관심에도 불구하고 당시 중동에서 ISIS사태가 악화되면서 중동에 다시 군사행동을 개시해야 하는 시기였다. 박근혜 정부는 취임 초기부터 친미반북의 프레임으로 대미관계를 이끌어오면서 미국에 의존하는 모습을 보였다.

한미관계에서 협력관계의 중요한 전환점은 2014년 4월 25일 한미정상회담을 통해 “전시작전권 전환의 시기와 조건을 재검토하기로 합의한 사항을 발표한 것이다. 당시 전작권 전환이 무기 연기하기로 합의하면서, 미군이 전작권을 보유할 경우 대북억지력 강화 효과와 전작권 전환의 전제조건으로 한국형 미사일 방어 체계와 킬 체인(Kill Chain) 구축 및 중거리·장거리 지대공 미사일 개발사업 등을 미국과 같이 추진하게 되었다. 미국의 입장에서 전작권을 조건에 따라서 전환하기로 하는 것은 미국에 대한 방위공약의 약화에 대한 우려를 해소하고 한국이 자체적으로 방어력을 확보할 수 있는 시간을 벌어 준다고 보았다. 나아가서 미국은 전시작전권 전환을 다시 연기하는 것보다 한미연합사령부 체제를 현행대로 유지하는 결정을 한 것이 더 중요한 의미를 가지는 것으로 보았다.

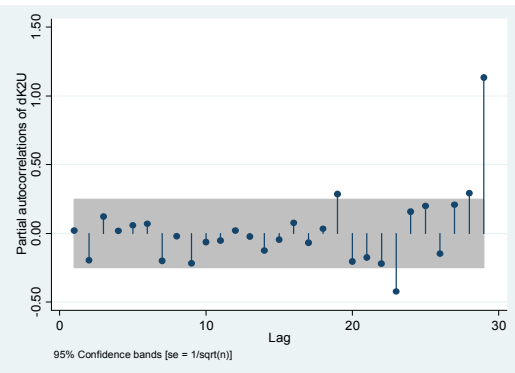
### 3. 한국의 대미국 분쟁수준(dKRtoUS)

한국의 미국에 대한 분쟁수준은 모형식별을 위해서 아래에 제시한 자기상관함수와 부분자기상관함수의 결과에 따르면 정상범위 안에 분포하는 것으로 나타나 ARIMA (1,1,2) 모형을 추정하였으나 모형의 추정결과가 유의도 기준을 통과하지 못하였다. 이러한 결과는 앞에서 설명한 바와 같이 ARIMA 모델에서 자주 나타나는 현상으로 직접적인 원인은 단순히 MA의 모수 추정값이 상호 관련성이 높기 때문이다. 개별적으로는 유의도가 없지만 결합된 형태로는 유의도가 나타나기 때문에 ARIMA(2,1,0) 모형을 추정하였다.

<그림 3-1> dKRtoUS의 ACF



<그림 3-2> dKRtoUS의 PACF



<표 3-1> ARIMA 회귀분석 dKRtoUS(1,1,2)

Sample 2009m2 - 2014m2

Number of obs = 61

Wald chi2(4) = 6.58

Log likelihood = -383.15

Prob > chi2 = 0.086

D.dKRtoUS	Coef.	Std. Err	z	P> z	95% Conf. Interval	
dKRtoUS_C	-0.71	1.42	-0.49	0.62	-3.49 2.08	
<b>ARMA</b>						
<b>ar</b>						
L1	-0.51	0.65	-0.77	0.441	-1.79 0.78	
<b>ma</b>						
L1	-0.38	545.5	-0.00	0.99	-1069.5 1068.7	
L2	-0.62	340.6	-0.00	0.99	-668.2 666.9	
/sigma	125.1	296339.8	0.0	0.99	-66798.15 67048.43	

<표 3-2> ARIMA 회귀분석 dKRtoUS(2,1,0)

Sample 2009m2 - 2014m2

Number of obs = 61

Wald chi2(4) = 35.12

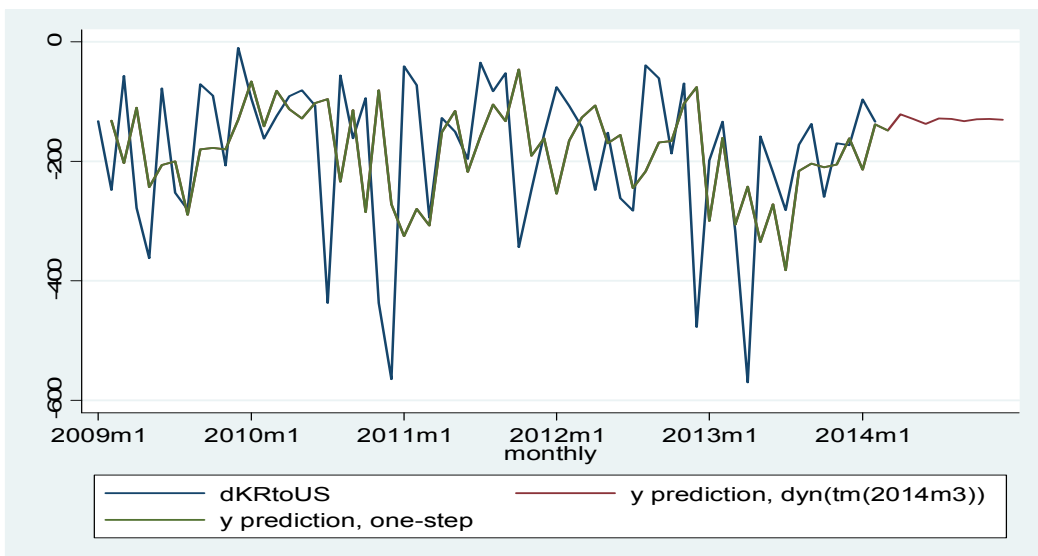
Log likelihood = -389.14

Prob > chi2 = 0.000

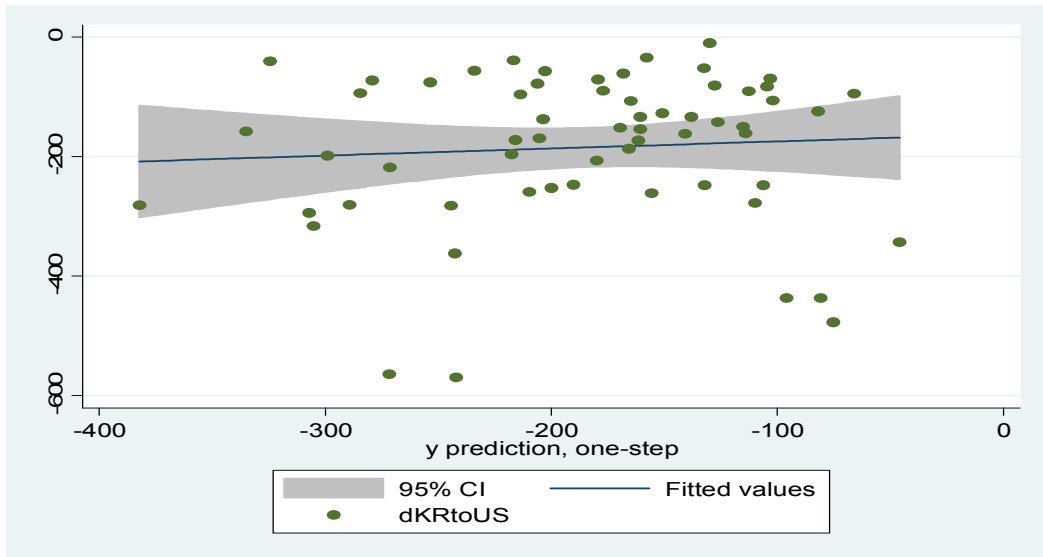
D.dKRtoUS	Coef.	Std. Err	z	P> z	95% Conf. Interval	
dKRtoUS_C	0.25	11.71	0.02	0.98	-22.71	23.19
<b>ARMA</b>						
<b>ar</b>						
L1	-0.57	0.10	-5.56	0.000	-0.78	-0.37
L2	-0.48	0.13	-3.62	0.000	-0.75	-0.22
/sigma	141.83	12.88	11.01	0.000	116.59	167.08

앞의 표 3-2>에서 제시한 분석의 결과에 따르면 통계적 유의도가 상당히 높은 것으로 나타났다. 분석결과 오차의 백색잡음(white noise)이 자기상관함수와 부분자기상관함수의 결과를 기준으로 정상적인 행태를 보인다는 점에서 백색잡음이 독립적으로 존재한다고 볼 수 있고, 유의도가 0.0000으로 통계적 유의도 기준인 0.05보다 상당히 낮은 수치이므로 예측모형이 적합하다고 할 수 있다. ARIMA모델의 적합도를 평가하는 기준으로 AIC= 786.27 그리고 BIC=794.71 값이 도출되었다. AIC와 BIC 자체가 모델의 적합성을 판단하는데 적절한 정보를 제공하지 못한다는 평가도 있지만 상당히 높은 수준의 값은 모델의 정확도를 보여주고 있다.

<그림 3-3> dKRtoUS의 실제값 및 예측값 모델



<그림 3-4> dKRtoUS의 실제값과 예측값의 Two Way 그래프



<표 3-3> ARIMA 모형을 이용한 dKRtoUS의 실제값과 예측값

기간	dKRtoUS실제값	dKRtoUS예측값	표준편차	실제값-예측값
2009m1	-132.3		0.247126	
2009m2	-247.7	-132.053	0.247126	-115.647
2009m3	-56.5	-202.685	45.01514	146.1849
2009m4	-277.9	-109.97	-53.4702	-167.93
2009m5	-362.2	-242.76	35.14009	-119.44
2009m6	-78	-206.069	156.1312	128.0688
2009m7	-252.5	-199.958	-121.958	-52.542
2009m8	-280.5	-289.331	-36.8307	8.830735
2009m9	-70.6	-179.421	101.0789	108.8211
2009m10	-90	-177.128	-106.528	87.12814
2009m11	-207	-179.968	-89.9677	-27.0323
2009m12	-10	-129.879	77.1207	119.8793
2010m1	-94.7	-66.0278	-56.0278	-28.6722
2010m2	-162.1	-140.906	-46.2056	-21.1944
2010m3	-124	-81.8611	80.23895	-42.1389
2010m4	-90.8	-112.749	11.25075	21.94925
2010m5	-80.9	-127.812	-37.0115	46.91146
2010m6	-105.9	-102.153	-21.2527	-3.74731
2010m7	-436.8	-95.8211	10.07885	-340.979

기간	dKRtoUS실제값	dKRtoUS예측값	표준편차	실제값-예측값
2010m8	-55.8	-234.077	202.723	178.277
2010m9	-161	-113.982	-58.1817	-47.0183
2010m10	-93.6	-284.511	-123.511	190.9107
2010m11	-436.9	-80.8822	12.71785	-356.018
2010m12	-564.6	-271.788	165.112	-292.812
2011m1	-40.5	-324.517	240.083	284.017
2011m2	-72.1	-279.275	-238.775	207.1748
2011m3	-294.3	-307.177	-235.077	12.87706
2011m4	-127.4	-150.833	143.4674	23.4326
2011m5	-150.4	-115.202	12.19759	-35.1976
2011m6	-195.6	-217.481	-67.0811	21.88109
2011m7	-34.5	-157.987	37.61267	123.4873
2011m8	-82.4	-104.664	-70.164	22.26397
2011m9	-52.3	-132.367	-49.9674	80.06735
2011m10	-343.4	-45.8939	6.40611	-297.506
2011m11	-246.5	-190.22	153.1804	-56.2804
2011m12	-154	-160.728	85.77205	6.727951
2012m1	-75.4	-253.549	-99.5486	178.1486
2012m2	-106.8	-164.833	-89.4325	58.03247
2012m3	-142.6	-126.305	-19.505	-16.295
2012m4	-247.9	-106.321	36.27896	-141.579
2012m5	-152.1	-169.561	78.33875	17.46126
2012m6	-261.4	-155.65	-3.55027	-105.75
2012m7	-282.3	-244.477	16.92325	-37.8233
2012m8	-39	-216.867	65.43348	177.8665
2012m9	-61	-168.155	-129.155	107.1547
2012m10	-186.4	-165.644	-104.644	-20.7556
2012m11	-69.3	-103.195	83.2055	33.8945
2012m12	-477.1	-75.3563	-6.05634	-401.744
2013m1	-198.5	-298.993	178.1069	100.4931
2013m2	-133.7	-160.62	37.88052	26.91948
2013m3	-316.2	-305.304	-171.604	-10.8965
2013m4	-569.6	-242.213	73.98707	-327.387
2013m5	-158.3	-335.15	234.4502	176.8498
2013m6	-218.1	-271.411	-113.111	53.31117
2013m7	-281.9	-382.364	-164.264	100.4638

기간	dKRtoUS실제값	dKRtoUS예측값	표준편차	실제값-예측값
2013m8	-171.6	-215.785	66.11542	44.18458
2013m9	-136.9	-203.573	-31.9729	66.67294
2013m10	-259.2	-209.729	-72.8286	-49.4714
2013m11	-169.6	-205.227	53.9734	35.6266
2013m12	-172.7	-161.358	8.242272	-11.3423
2014m1	-96.1	-213.79	-41.0897	117.6897
2014m2	-133	-138.099	-41.9991	5.099074

&lt;표 3-4&gt; ARIMA 모형을 이용한 dKRtoUS의 향후 예측값

기간	향후 예측값	기간	향후 예측값
2014/3	-148.377	2014/8	-128.78
2014/4	-121.169	2014/9	-132.241
2014/5	-128.847	2014/10	-129.43
2014/6	-137.1	2014/11	-128.861
2014/7	-128.132	2014/12	-130.04

한국의 미국에 대한 분쟁수준(dKRtoUS)의 실제치와 예측치를 비교한 결과는 위의 <그림 3-3>과 표 3-3>에 구체적으로 표시하였다. 한국의 미국에 대한 분쟁수준(dKRtoUS)은 평균값이 -183.58이고 최저값이 -10 그리고 최고값이 -569로 나타났다는 사실을 기준으로 볼 때, 한 단계의 앞선 예측값은 관측값과 유사한 형태로 역동적인 변화를 보여주는 것으로 나타났지만 예측값은 전반적으로 관측값에 비해서 증감의 정도가 감소하는 상태를 보여주고 있다. ARIMA 분석을 통해서 예측을 시작하는 2014년 3월 이후의 한국의 미국에 대한 분쟁의 동향은 평균값인 -183보다 상당히 낮은 수준의 분쟁관계를 유지할 것으로 예측되었다. 이 결과는 관측값을 보여주는 앞의 시기에 비해서 한국의 미국에 대한 분쟁의 정도가 상당히 감소하는 경향으로 전개될 것으로 예측하는 것이다.

한국 정부는 앞에서 논의한 바와 같이 2014년 초부터 전시작전권 전환 시점을 무기한 연기하는 합의가 이루어지는 시기인 만큼 한국이 미국에 대해서 분쟁을 유발하기 보다는 협력에 치중해야 하는 시기였다. 한국은 2014년 4월 이후 미국의 미사일방어체계(MD)의 핵심 무기체계인 고고도 미사일방어체계(THAAD) 배치와 전시작전권 전환연기를 거래했다는 논의가 나올 만큼 한미관계에 있어서 군사적 동맹관계가 강화되는 시기로 협력이 주요기조를 이루는 시기였다고 할 수 있는 만큼 갈등은 상대적으로 감소하는 경향을 보여주는 것이다.

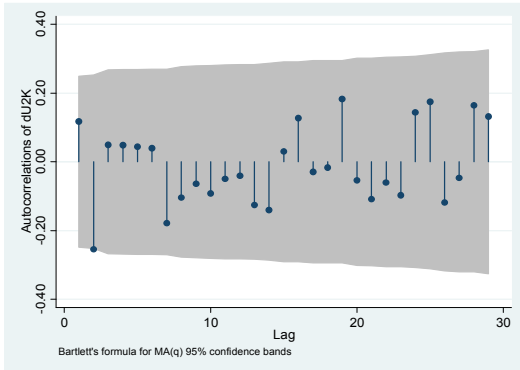
사드 방어체계가 중국을 대상으로 하지 않는다는 한국과 미국의 공식입장과 달리 오바마 행정부가 추진하는 재균형 전략의 핵심은 중국의 반접근 거부 전략을 무력화함으로써 미국이 동맹국과 함께 행동의 자유를 증진하는데 MD는 핵심적 무기체계이다. 2018년 10월 24일에는 한국정부가 미국의 F-35A 전투기 구매계획을 발표하는 등 한국과 미국은 군사분야에서 협력을 지속적으로 강화하였다(연합뉴스 2014년 9월 25일). 무기 구매하는 과정에 한국은 제3국의 전투기구매를 배제하고 미국과의 협력을 적극적으로 강화했다는 점에서 갈등은 감소하는 경향을 보여주는 것이다.

당시 박근혜 정부는 한미동맹에 대한 지나친 중시와 이명박 정권은 물론 그 이전부터 한국의 보수정부가 이어오던 한미동맹에 대한 관성으로 한미관계의 중요성을 지나치게 강조한 나머지 군사안보분야의 협력이라는 실용적인 차원의 협력관계를 넘어서 사회규범 및 이념적 정체성과 연관되면서 신화나 이데올로기가 되었다(프레시안 2014년 3월 12일)고 할 만큼 미국과의 관계에서는 분쟁의 요소가 현격히 감소했다고 할 수 있다. 미국에 대한 이념적 동질성의 확대와 군사 및 경제분야의 협력의 확대가 한국이 미국에 대한 갈등을 확대할 가능성을 차단한 것이다.

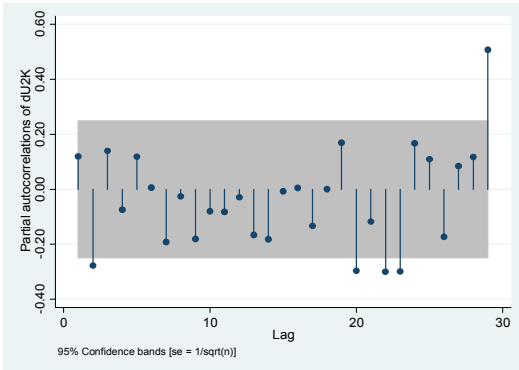
#### 4. 미국의 대한국 분쟁의 수준(dUStoKR)

미국의 한국에 대한 분쟁수준은 모형식별을 위해서 아래에 제시한 자기상관함수와 부분자기상관함수의 결과에 근거하여 ARIMA(1,1,3) 모형을 추정하였으나 앞의 한국의 대미 협력수준과 마찬가지로 모형의 추정결과가 유의도 기준을 통과하지 못하였다. 이러한 결과는 ARIMA 모델에서 자주 나타나는 현상으로 직접적인 원인은 단순히 MA의 모수 추정값이 상호 관련성이 높기 때문이다. 개별적으로는 유의도가 없지만 결합된 형태로는 유의도가 나타나기 때문에 ARIMA(2,1,0) 모형을 추정하였다.

<그림 4-1> dUStoKR의 ACF



<그림 4-2> dUStoKR의 PACF



<표 4-1> ARIMA 회귀분석 cUStoKR(1,1,3)

Sample 2009m2 - 2014m2

Number of obs = 61

Wald chi2(4) = 10.24

Log likelihood = -389.39

Prob > chi2 = 0.0366

D.dUStoKR	Coef.	Std. Err	z	P> z	95% Conf. Interval	
dUStoKR_C	0.09	1.47	0.06	0.949	-2.8	2.99
<b>ARMA</b>						
<b>ar</b>						
L1	-0.042	1.11	-0.04	0.969	-2.22	2.13
<b>ma</b>						
L1	-0.74	1341.95	-0.00	1.0	-2630.91	2629.43
L2	-0.49	351.34	-0.00	0.99	-689.11	688.13
L3	0.22	3.6.68	0.00	0.99	-600.86	601.32
/sigma	138.22	92757.26	0.0	0.99	-181662.7	181939.1

<표 4-2> ARIMA 회귀분석 dUStoKR(2,1,0)

Sample 2009m2 - 2014m2

Number of obs = 61

Wald chi2(4) = 44.27

Log likelihood = -395.77

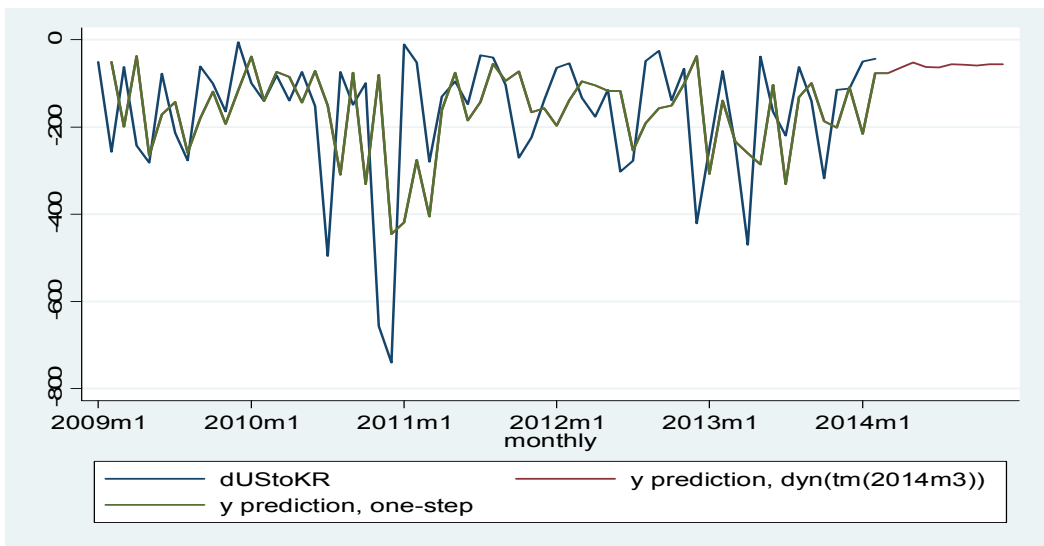
Prob > chi2 = 0.000

D.dKRtoUS	Coef.	Std. Err	z	P> z	95% Conf. Interval	
dKRtoUS_C	0.60	12.96	0.05	0.96	-24.79	26.01
<b>ARMA</b>						
<b>ar</b>						
L1	-0.43	0.09	-4.54	0.000	-0.61	-0.24
L2	-0.51	0.09	-5.42	0.000	-0.69	-0.32
/sigma	158.14	11.37	13.91	0.000	135.85	180.41

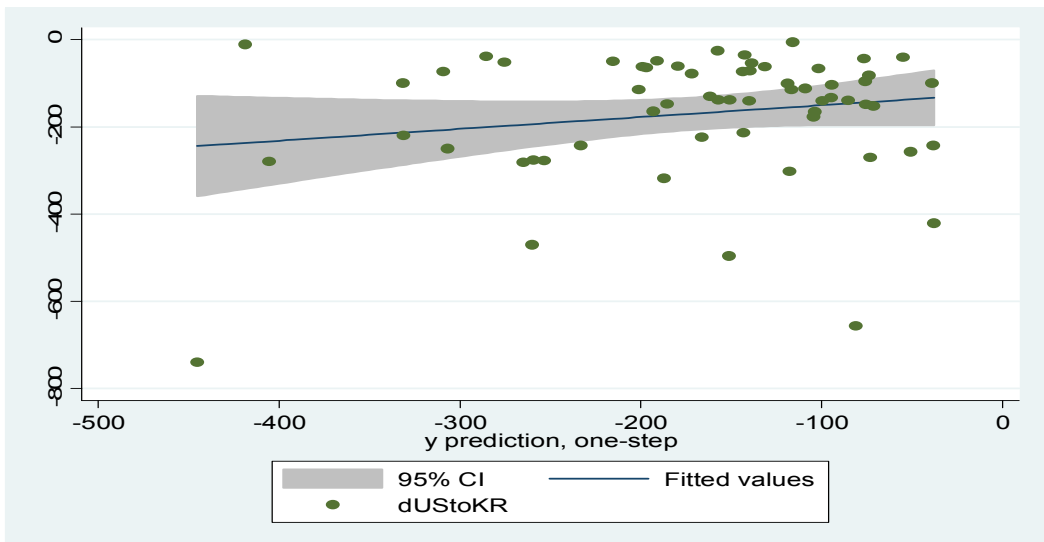
앞의 <표 4-2>에서 제시한 분석의 결과에 따르면 통계적 유의도가 상당히 높은 것

으로 나타났다. 분석결과 오차의 백색잡음(white noise)이 자기상관함수와 부분자기상관함수의 결과를 기준으로 정상적인 행태를 보인다는 점에서 백색잡음이 독립적으로 존재한다고 볼 수 있고, 유의도가 0.0000로 통계적 유의도 기준인 0.05보다 상당히 낮은 수치이므로 예측모형이 적합하다고 할 수 있다. ARIMA모델의 적합도를 평가하는 기준으로 AIC =799.53 그리고 BIC=807.97 값이 도출되었다. AIC와 BIC 자체가 모델의 적합성을 판단하는데 적절한 정보를 제공하지 못한다는 평가도 있지만 상당히 높은 수준의 값은 모델의 정확도를 보여주고 있다.

<그림 4-3> dUStoKR의 실제값 및 예측값 모델



<그림 4-4> dKRtoUS의 실제값과 예측값의 Two Way 그래프



&lt;표 4-3&gt; ARIMA모형을 이용한 dUStoKR의 실제값과 예측값

기간	dUStoKR실제값	dUStoKRY예측값	표준편차	실제값-예측값
2009/1	-51.3		0.603938	
2009/2	-257.3	-50.6961	0.603938	-206.604
2009/3	-62.1	-198.898	58.40193	136.7981
2009/4	-242.8	-38.1872	23.91277	-204.613
2009/5	-282.1	-264.988	-22.188	-17.112
2009/6	-78.1	-171.993	110.1067	93.89326
2009/7	-213.7	-143.081	-64.9809	-70.6191
2009/8	-276.5	-259.448	-45.7476	-17.0524
2009/9	-61.2	-179.504	96.99646	118.3035
2009/10	-101	-118.95	-57.7502	17.9502
2009/11	-164.3	-193.015	-92.015	28.71496
2009/12	-5.4	-116.04	48.25956	110.6404
2010/1	-100	-39.055	-33.655	-60.945
2010/2	-140.3	-140.034	-40.0344	-0.26558
2010/3	-82.5	-73.7627	66.53732	-8.73732
2010/4	-139.2	-85.1727	-2.67272	-54.0273
2010/5	-73.8	-143.598	-4.39813	69.79813
2010/6	-152	-71.3057	2.494281	-80.6943
2010/7	-495.5	-151.194	0.806542	-344.307
2010/8	-73.9	-309.183	186.3175	235.2825
2010/9	-149.2	-75.4297	-1.52972	-73.7703
2010/10	-99.7	-331.617	-182.417	231.9168
2010/11	-656.5	-80.9814	18.71857	-575.519
2010/12	-739.8	-445.27	211.2299	-294.53
2011/1	-11.2	-418.93	320.8704	407.7296
2011/2	-51.7	-275.443	-264.243	223.7427
2011/3	-279.9	-405.686	-353.986	125.7856
2011/4	-130.8	-161.581	118.3188	30.7812
2011/5	-95.3	-76.0583	54.74169	-19.2417
2011/6	-147.6	-185.319	-90.0192	37.71916
2011/7	-35.6	-142.464	5.136037	106.864
2011/8	-40.4	-55.0512	-19.4512	14.65122
2011/9	-103.3	-94.4288	-54.0288	-8.8712
2011/10	-270.3	-73.0925	30.20752	-197.208
2011/11	-224.1	-166.405	103.8953	-57.6953

기간	dUStoKR실제값	dUStoKRe측값	표준편차	실제값-예측값
2011/12	-138.3	-157.133	66.96684	18.83317
2012/1	-64.9	-197.005	-58.7045	132.1045
2012/2	-53.9	-138.597	-73.6965	84.69648
2012/3	-133.8	-94.8849	-40.9849	-38.9151
2012/4	-176.7	-104.48	29.32036	-72.2204
2012/5	-114.9	-116.575	60.12546	1.674539
2012/6	-302.5	-117.935	-3.03504	-184.565
2012/7	-277.4	-253.612	48.88822	-23.7882
2012/8	-49.4	-190.989	86.411	141.589
2012/9	-25.6	-157.43	-108.03	131.8302
2012/10	-138.7	-150.987	-125.387	12.28701
2012/11	-66.1	-101.886	36.81361	35.78639
2012/12	-421.2	-37.832	28.26804	-383.368
2013/1	-249.7	-307.029	114.1706	57.32938
2013/2	-71.6	-139.588	110.112	67.98803
2013/3	-242.6	-233.34	-161.74	-9.26015
2013/4	-470.6	-260.151	-17.551	-210.449
2013/5	-38.9	-285.688	184.9122	246.7878
2013/6	-165.5	-103.713	-64.8127	-61.7873
2013/7	-220.5	-331.393	-165.893	110.8933
2013/8	-62	-131.399	89.10101	69.39899
2013/9	-140.9	-99.7268	-37.7268	-41.1732
2013/10	-317.3	-187.366	-46.4663	-129.934
2013/11	-114.9	-201.256	116.0436	86.35637
2013/12	-112	-109.155	5.745514	-2.84551
2014/1	-50	-215.473	-103.473	165.4727
2014/2	-43.4	-76.5207	-26.5207	33.12072

&lt;표 4-4&gt; ARIMA모형을 이용한 dUStoKR의 향후 예측값

기간	향후 예측값	기간	향후 예측값
2014/3	-76.7004	2014/8	-56.2694
2014/4	-64.8291	2014/9	-57.4772
2014/5	-51.6646	2014/10	-59.3722
2014/6	-62.1268	2014/11	-56.7863
2014/7	-63.263	2014/12	-55.7433

미국의 한국에 대한 분쟁수준(dUStoKR)은 평균값이 -166.96이고 최고값이 -739 그리고 최저값이 -5.4로 그리고 한국의 미국에 대한 분쟁수준(dKRtoUS)은 평균값이 -183.58이고 최저값이 -10 그리고 최고값이 -569로 나타났다는 사실을 기준으로 볼 때, 한미관계에 있어서 2014년의 분쟁수준은 전반적으로 낮은 수준을 유지하고 있다고 할 수 있다. 양국관계의 상호관계를 비교하자면, 분쟁 수준에 있어서는 미국이 한국보다 더 낮은 분쟁수준(-166.96)을 유지하는 반면 한국은 미국에 대해서 상대적으로 높은 수준의 분쟁관계(-183.58)를 유지하고 있다. 다시 말해서 분쟁의 호혜성에 있어서 미국보다 한국이 더 공격적이다.

미국의 한국에 대한 분쟁수준(dUStoKR)의 실제치와 예측치를 비교한 결과는 위의 <그림 4-3>과 <표 4-3>에 구체적으로 표시하였다. ARIMA 예측 모델에서 한 단계의 앞선 예측값은 관측값과 유사한 형태로 역동적인 변화를 보여주는 것으로 나타났지만 예측값은 전반적으로 관측값에 비해서 증감의 증도가 감소한 상태를 보여주고 있다. ARIMA 분석을 통해서 예측을 시작하는 2014년 3월 이후의 미국의 한국에 대한 분쟁의 동향은 평균값인 -166.96보다 상당히 낮은 -70이하로 지속적으로 분쟁의 수준이 감소하여 상당히 낮은 수준의 갈등관계를 유지할 것으로 예측되었다. 이는 한국의 미국에 대한 분쟁의 감소와 대비해서 더 현격한 감소를 보여주는 결과이다.

앞에서 한국의 미국에 대한 분쟁을 설명할 때 논의된 바와 같이 당시 한미관계의 주요현안인 전작권 연기와 사드배치 및 전투기 구매와 관련하여 한국은 미국의 적극적인 협력을 요구하는 상황이었고 미국은 한국에 대한 적극적 관여정책을 통해 동아시아에서 미국의 국익을 확장할 수 있다는 점에서 한국과의 분쟁의 여지는 한국의 그것보다 훨씬 더 감소했다.

다만 미국의 입장에서 한국에 대한 분쟁의 핵심은 한국에 대한 직접적인 것이 아니라 미국의 동아시아에서 중국봉쇄를 중심으로 하는 지역전략에서 한국에 요구하는 미국에 대한 지지와 관련하여 파생한 것으로 해석된다. 2008년 금융위기 이후 미국은 아시아 재균형정책을 통해 중국의 부상을 견제해왔는데 미국의 대중견제 전략의 핵심은 직접적이라기보다 주로 일본 그리고 동아시아 동맹국인 한국을 통하는 것이었다.

2014년 4월 오바마 대통령은 아베 총리와 정상회담을 통해 센카쿠열도가 미일안보조약의 적용범위에 들어가는 점을 재확인하고 중국의 확장에 대해 경제적으로 및 군사적으로 압박하여 봉쇄하겠다는 의지를 분명히 밝혔다. 중국은 이를 인식하고 러시아와 협력관계를 강화하는 한편 미국은 한국에 대해 미일 동맹에 동참하라는 요구를 강하게 받고 있다.

미국과 일본 양국이 2014년 10월 발표한 미·일 방위협력지침 개정 중간보고서에서

미국과 일본 양국이 정보수집과 후방지원 등의 분야에서 동북아시아 역내 동맹국, 파트너와 3국 간 또는 다자간 안전 보장과 방위 협력을 추진하겠다는 것을 골자로 한다. 이는 한·미·일 3국 간의 안전보장과 방위협력으로 그리고 한·일 간 상호군수지원협정을 한·미·일 군사협력의 형태로 전환하려는 것으로 한국의 입장에서는 선택의 폭이 좁아지고 군사적 긴장관계가 격화될 수 있다는 우려가 있다.

당시 한국 정부는 안보 파트너로 미국 그리고 경제 파트너로 중국을 내세우면서 실리외교를 추진한다고 했지만 결과적으로 미국과 중국 어느 쪽으로부터도 긍정적인 반응을 얻어내지 못했다. 미국은 안보비용은 미국에 전가하고 경제적 이익을 중국으로부터 얻어내려는 한국의 입장을 부적절한 것으로 평가하였다. 미국은 지속적으로 미일동맹에 동참을 요구했지만 한국은 일본과의 역사 및 영토문제를 들어 소극적인 입장을 고수하는데 대해 미국의 불만이 상당했다.

## IV. 결론

한미관계의 변화에 관한 연구는 한국의 국제관계 연구에 있어서 가장 정책적 중요성이 높은 분야이며 가장 많은 연구가 이루어진 주제라고 할 수 있다. 한미관계에 대한 연구의 중요성에 비해서 연구의 방법론은 앞에서 논의한 바와 같이 주요 사건을 중심으로 행정부의 변화를 기준으로 사례연구의 정성적 분석에 치중한 면이 있었다.

본 연구는 한미관계의 전통적인 주제에 새로운 데이터에 시계열 분석기법을 적용하여 연구를 수행하였지만 몇 가지 약점이 있다. 첫째, 시계열 자료가 가지는 방대한 자료의 양에도 불구하고 데이터 자체가 어떤 정책적 함의를 가지는가에 대한 정확한 설명을 제시하기 어렵다. 예를 들어 2009년 1월의 미국의 한국에 대한 분쟁이 -51.3에서 다음 달에는 -257.3으로 급증하였는데 이에 대한 정확한 정책적 및 이론적 의미를 제공하지 못한다.

둘째, 새로운 방법론이 적용되어 새로운 설명을 제시하고 있지만 숫자 속에 숨겨진 성급한 일반화가 한미관계의 세부적인 사건과 조건의 의미를 간과하게 하는 가능성은 여전히 남아있다. 예를 들어 2014년 3월 이후의 한미관계 추세는 이전의 분석에 나타난 상관계수를 근거로 볼 때 협력은 증가할 것이고 분쟁은 감소할 것이라는 일반적인 설명과 예측은 보다 자세한 세부사항의 변화를 놓칠 수 있다는 비판으로부터 자유로울 수 없다.

셋째, 방법론과 관련한 과도한 수식과 통계학용어의 사용에서 오는 독자들의 거부감에 대한 문제도 해결해야 한다. 상황에 따라서는 과도한 통계학의 설명에 비해 그 결과가 제시하는 정책적 설명과 함의는 허탈할 정도로 단순하다는 비판으로부터 자유로울 수 없다. 일기예보의 오류와 같이 비가 오는 것과 오지 않는 것 사이에서 양자선택처럼 한미관계의 변화도 협력이 강화되는 것과 약화되는 것 사이의 양자선택은 검증할 방법도 마땅하지 않고 틀렸을 때 책임을 질 수 없는 한계도 분명히 존재한다.

넷째, 과도한 방법론에 비해 단순한 결론의 오류와 동반하는 문제로 본 연구는 사건이 종료된 이후에 상황을 설명하기 때문에 사후예측(post-diction)이 되기 때문에 전통적 방법론처럼 연구자가 내린 결론에 유리한 사례만을 모아서 연구결과를 정당한 것으로 제시할 수 있다는 점에서 방법론적인 한계가 분명하다.

이러한 여러 가지 방법론, 이론, 논리적 한계에도 불구하고 사회과학의 여러 분야가 ARIMA모형을 이용하여 관심의 대상이 되는 현상을 과학적으로 설명하고 전망하고 있다는 점에서 정치학과 국제정치학에서 시계열 분석기법을 적용하는 것은 나름대로의 의미가 있다고 생각한다. 본 연구가 제시하고 있는 설명은 앞에서 스스로 지적한 이러한 한계를 극복하지 못하지만 새로운 이론적 및 방법론적 시도를 통해서 정책적 함의가 있는 설명과 예측을 제시하고자 했다.

## 참 고 문 헌

- Box, G. E. P. and Jenkins, G. M. 1976. Time Series Analysis: Forecasting and Control. San Francisco, CA: Holden-Day.
- Brown, David. E. 1996. "An American View of Korea's Path to Unification," the presented paper at the International Conference on Korean Unification Strategies for the 21<sup>st</sup> Century organized by Kyungnam University and the American University, Seoul Hilton Hotel, Seoul Korea. Many 22~23, 1996.
- Goldstein, Joshua S. 1992. "A Conflict-Cooperation Scale for WEIS Event Data," Journal of Conflict Resolution, 36,(2), pp. 369~385.
- Leetaru K and Schrodtt PA (2013) GDELT: Global data on events, language, and tone, 1979-2012. In: International Studies Association annual conference, San Francisco, CA.
- 강근형·강병철. 2016. "미중관계의 변화와 한국의 대응," 『신아세아』 제23권 2호, pp. 83~111.
- 강봉구. 2002. "MD체제의 전략적 인식: 글로벌 전략환경 변화에 대한 미국의 대응," 『한국정치학회보』 제35집 4호, pp. 395~410.
- 김성한·정한울. 2005 『여론과 미국외교: 부시2기 외교정책의 딜레마와 선택』 EARS Series 3. 동아시아연구원: 서울
- 김시연, 정현우, 박정도, 백승묵, 김우선, 전경희, 송경빈. 2014. "ARIMA 모형을 이용한 104주 주간 최대 전력수요예측," 『조명·전기설비학회논문지』 28권 1호, pp. 50~56.
- 김영우, 손은호. 2006. "계절 ARIMA Model을 이용한 경주방문객의 수요예측에 관한 연구," 『호텔경영학연구』 제15권 1호, pp. 309~326.
- 김열수. 2012. "미국의 신국방전략과 한국의 대비전략," 『국가전략』 제18권 2호, pp. 171~194.
- 김재철. 2017. "미중관계와 한국대미편승전략의 한계: 사드배치의 사례를 중심으로," 『한국과 국제정치』 제33권 3호, pp. 1~31.
- 김홍규. 2012. 『미중관계의 변화와, 한미, 북중, 남북관계의 동학연구』 통일부 정책 연구 용역보고서, 서울: 통일부.
- 남궁근. 2002. "미국 고립주의 외교의 사회적 배경: 1935~1941년 고립주의 여론에 관한 비판적 연구," 『한국정치학회보』 제35집 3호, pp. 397~416.

- 박영호. 2004. 『미국의 한반도 정책과 통일문제』 통일연구원 연구총서 04-12 통일연구원: 서울.
- 박용호·김동수·박인휘·정기웅 2013. 『한국의 대 미국 통일공공외교 실패』 통일연구원 연구총서 13-26-02. 통일연구원: 서울.
- 박창희. 2017. “트럼프 행정부의 동아시아 정책과 미중관계 전망,” 『한일군사문화연구』 제24집 pp. 3~34.
- 서보혁. 2009. “한미관계와 동아시아 안보협력: 동맹관계의 전환과 다자안보협력의 관계,” 『사회과학연구』 제33집 1호, pp. 173~1194.
- 선일석. 2015. “ARIMA 모형을 이용한 보관 및 창고업의 예측 연구,” 『경영컨설팅리뷰』 제6권 1호, pp. 77~91.
- 손병권. 2007. “루즈벨트와 미국의 국제주의로의 전환: 국내외 상황, 여론, 리더십,” 『동서연구』 제19권 1호, pp. 33~57.
- 신정현. 1987. “미국과 남북한관계,” 『한국과 국제정치』 제3권 1호, pp. 275~304.
- 오수열·이명찬 2002. “미국의 동아시아 정책과 한반도,” 『동북아연구』 제15권, pp. 19~37.
- 윤진술. 2018 ARIMA 및 다중회귀모형을 이용한 여름철 중기 최대전력 예측 석사학위논문 연세대학교 대학원.
- 이상숙. 2008. “북미관계 개선 이후 북한의 대중정책: 미중관계의 변화를 중심으로,” 『북한학연구』 제4권 1호, pp. 37~55.
- 이재봉. 1995 “미국의 대외정책과 한반도 통일,” 『현상과 인식』 제19권 4호, pp. 93~111.
- 전인영. 1988. “미국의 세계전략과 한반도,” 『통일문제연구』 제13권, pp. 83~102.
- 조운영. 2009. “북핵 위기와 비핵·개방 3000의 대북정책,” 『정치·정보연구』 제12권 1호, pp. 253~274.
- 조철호. 2003. “미국의 동북아 정책과 군사안보적 제도화,” 『평화연구』 제11권 2호, pp. 33~62.
- “F-35 가격 천문학적인데도 왜 구입할까” 『연합뉴스』 2014년 10월 25일
- 김준형 “박근혜 정부, 외교를 제일 잘했다고? [한반도 브리핑] 박근혜 정부 외교에는 세 가지가 없다” 『프레시안』 2014년 3월 12일

## Abstract

---

The relationship between Korea and the U. S. is one of the key axes in security issues on the Korean Peninsula, and the regional order in East Asia. In spite of the importance of research on the relationship between South Korea and the U.S., their methodology remained centered just on traditional case studies mainly confined to the government transition period. This study, based on empirical methodology, keeps track of the changes in bilateral relations and predicts their future course by applying the ARIMA model based on the GDELT time series data accumulated by the big data technique.

The ARIMA model, used in various social science disciplines, explains the rise and decline of cooperation and disputes between the U.S. and South Korea by utilizing the time series data on the changes in bilateral relations. Despite the criticism that the result of the time-series research might end up just with a post-diction about the relationship between Korea and the U. S., this study can have academic implications for future research on bilateral relationships. It points out the feasibility of the time series analysis method for future research on international relations. In the analysis of the time series of ROK-US disputes, for example, this study shows that South Korea was required to actively cooperate with the U.S. in such case as the proposed return of wartime operational control. The U.S. sought to expand its national interest in East Asia through its active engagement on the Korean Peninsula. Against the backdrop of this kind of security situation, the study explains the reason why the possibility of disputes between the U.S. and South Korea is much lower than that of cooperation in their bilateral relations.

**Key Words** : Time series, ARIMA, Big data, US-ROK relations, ROK-US alliance, Cooperation, Dispute