연구보고서 2015–14

통계적 원격상관 기반 기후–수문 장기예측 모형 구축 및 적용성 평가: 경남지자체를 중심으로

Development of long-range hydroclimate prediction models and their assessment links with statistical teleconnections: A case study of Gyeongnam, Korea

윤선권

APCC
APEC CLIMATE CENTER

연구보고서 2015–14

통계적 원격상관 기반 기후–수문 장기예측 모형 구축 및 적용성 평가: 경남지자체를 중심으로

Development of long-range hydroclimate prediction models and their assessment links with statistical teleconnections: A case study of Gyeongnam, Korea

윤선권

APCC
APEC CLIMATE CENTER

발간사

해마다 여름철이면 반복적으로 발생하는 홍수피해로 인하여 전 세계적으로 많은 인명과 재산상의 손실을 초래하고 있습니다. 특히 최근의 기후변화와 이상기후현상 등으로 인하여 장기 간에 걸쳐 발생하는 홍수피해에 고충을 겪는 사례가 많이 증가하고 있습니다. 이러한 홍수피해에 적절히 대응하지 못하였을 경우 국가적, 그리고 사회·경제적으로도 큰 손실을 가져올 수 있어 적절한 대비가 필요합니다. 그간 우리나라의 홍수대책들을 살펴보면, 초단기 및 단기적 관점에서 국지적으로 짧은 시간에 발생하는 홍수피해에 대응하기 위한 노력들을 많이 기울여 왔으나, 중·장기적으로 발생하는 홍수위험에 대한 대응 노력은 부족한 실정입니다.

최근 세계적으로 과학기술의 발달에 힘입어 초단기에서부터 기후변화에 이르기까지 거의 모든 예측과 전망 시간영역에 대한 신뢰할만한 기후정보를 생산하여 응용분야에 활용하는 이음새 없는 예측(Seamless Prediction) 개념이 도입되고 있습니다. 이는 중·장기적으로 발생 가능한 홍수위험을 사전에 예측하여 재난 발생의 선행시간을 확보할 수 있다는 측면에서 중요한 개념으로 적용될 수 있습니다. 특히 엘니뇨, 라니냐 등 알려진 기후 메커니즘에 의한 수문변동예측과 원격상관기반 지역기후예측 기술의 개발은 이러한 중·장기 수문예측의 가능성을 더욱 뒷받침할 수 있습니다.

따라서 본 연구에서는 기후요소와 수문인자를 고려한 중·장기 홍수위험의 저감 방안 모색을 목적으로 경상남도 18개 시·군 지자체를 대상으로 중·장기

홍수위험예측 연구를 수행하였습니다. 이를 위하여 AR, MA, ARMA, ARIMA, VAR모형 등 다양한 추계예측 모형을 구축하였으며, 지역 맞춤형 통합홍수위험지수 개발과 평가를 통해 그 적용성을 검토하였습니다. 올해와 같이 엘니뇨가 강하게 발달하는 해의 장기 수문 예측 및 전망에 본 연구의 결과가 유용한 정보로 활용이 가능할 것입니다.

지금까지의 홍수위험 대책들이 주로 단기적 관점에서 이루어져 왔다면, 앞으로는 중·장기적 관점으로 예측범위를 확장하여 선행시간 확보를 통한 사전 대응적 홍수위험 대책 마련과 연구개발 투자 노력이 필요할 것으로 사료됩니다. 모쪼록 본 연구의 결과가 국가 및 지자체, 나아가 해외 개발도상국가 여러 지역에 이르기까지 홍수위험관리를 위한 정책지원 및 의사결정 지원에 활용되기를 기대해 봅니다.

끝으로 연구결과가 나오기까지 본 연구를 수행해 주신 윤선권 박사의 노고에 감사드립니다. 또한 바쁘신 중에도 자문을 해주신 세종대학교 배덕효 교수, 부산대학교 신현석 교수께 깊은 감사의 말씀을 드립니다. 아울러 시계열 분석과 태풍강우 분석에 도움을 주신 경상대학교 이태삼 교수와 손찬영 박사후연구원에게 감사드리며, 지자체 실무관점에서 많은 도움과 조언을 아끼지 않으신 경남도청 재난안전건설본부 재난대응과 권현진 사무관, 안연주 주무관께 깊은 감사의 말씀을 드립니다.

2016년 1월

APEC 기후센터

소장 **정 진 승**

ABSTRACT

This study analyzed the variability of hydro-meteorological extremes that are exacerbated by large scale climate change,and their local impacts. The diagnostic study performed links with teleconnection-based prediction between climate indices and hydrologic variables using statistical methods. Also, various statistical prediction models such as autoregressive (AR), moving average (MA), autoregressive moving average (ARMA), autoregressive integrated moving average (ARIMA), and vector autoregressive moving (VAR) were developed to predict hydro-meteorological variables in Gyeongnam region. The prediction models also allow local governments to compare and evaluate their predictability and verify their applicability. And an index for mid and long-term integrated flood risk assessment was developed and the predicted risk results were visualized in each local government using the geographic information system (GIS) tool.

The characteristic changes in precipitation over the Korean Peninsula (KP) were analyzed using composit anomalies (CA) from the Global Precipitation Climatology Center's (GPCC) monthly precipitation observations during different types of strong El Niño events. The number of precipitation events over 30mm/h was analyzed in each meteorological observatory, and a Mann-Kendall test was performed to determine the trend of the annual top 10th maximum events. The 100-year return period rainfall frequency and the typhoon-induced rainfall over the Gyeongnam province in KP were also analyzed. Time-series forecasting models were developed in accordance with the Box-Jenkins methodology and forecast the monthly climate indices in the Tropical Pacific Ocean (TPO) region and the hydro-meteorological

variables in Gyeongnam areaIn this study, the five different time series forecasting models were used: AR(p), MA(q), ARMA(p,q), ARIMA(p,d,q)×(P,D,Q)$_{12}$, VARMA(p,q).

The integrated flood risk assessment indicators for Gyeongnam area were developed and the flood risk analysis was performed by saparating the 1990s and 2000s research periods. In addition, the integrated flood risk during El Niño events with varying levels of strength were assessed and evaluated and the integrated flood risk during the warm season (June to September) in 2015, was predicted. Long-term hydrological forecasts during strong El Niño events were developed as of this year. It is possible to take advantage of the results of this study as useful information.

From a mid to long-term point of view, this study is believed to help the fields of water resource prediction, efficient water management, and sustainable water supply. It can also be utilized by flood hazard vulnerability assessments for target local governments in KP during El Niño years. In addition to providing monthly prediction for the climate indices and the hydrological variables, using statistical models can improve seasonal forecasts through dynamic models. The assessments of the long-term flood risk forecasts are possible to be used for various statistical forecasting information. These types of prediction information can be utilized to establish local water-related disaster management and proactive planning. It is also a possibility that this information can focus and reduce local administrative work by being the crucial information needed by emergency managers.

Based on the results of this study, three policy issues were identified: (1) the development, invesment, and improvement in utilization of seamless prediction technology; (2) the development of risk assessment techniques by central government based on the long-term prediction; and (3) the establishment and creation of flood risk management guidelines by local governments.

This research allows for the provision and utilization of the mid and long-term

forecasts to prepare for floods to prevent and reduce possible damages. In addition, long-term flood risk assessments will make it possible to minimize flood-related disasters through the creation of proactive policies by local governments.

Keyword: Hydro-meteorological extreme events, Teleconnections, Statistical prediction model, Flood risk assessment, Gyeongsangnam-do

목 차

1. 서론 ---- 1
1.1 배경 및 필요성 ---- 1
1.2 연구 동향 ---- 2
1.3 연구 목적 및 범위 ---- 3
1.4 연구 내용 및 방법 ---- 3

2. 연구 대상지역 및 자료 ---- 5
2.1 연구 대상지역 ---- 5
2.2 연구 자료 ---- 6
2.3 수문기상 자료 ---- 7

3. 극치 수문 분석 ---- 10
3.1 대규모 해수면 온도 변화 분석 ---- 10
3.1.1 해수면 온도 패턴 분류 ---- 10
3.1.2 해수면 온도 합성편차 분석 ---- 11
3.1.3 해수면 온도 변화에 따른 한반도 강수영향 ---- 12

3.2 경남 지역 극치 수문 평가 ---------- 16
3.2.1 홍수기 호우패턴 분석 ---------- 16
3.2.2 시간당 30mm이상 폭우 발생 횟수 분석 ---------- 20
3.2.3 TOP 10th 백분위 강수량 경향 분석 ---------- 22
3.2.4 지점별 확률 강수량 산정 ---------- 29
3.2.5 태풍에 의한 강수량 분석 ---------- 34

4. 시계열 예측 모형 개발 ---------- 39
4.1 시계열 자료 분석 ---------- 39
4.1.1 시계열 구성요인 ---------- 39
4.1.2 시계열 분석 방법 ---------- 40
4.1.3 정상확률과정 ---------- 40
4.2 시계열 예측 모형 ---------- 41
4.2.1 자기회귀과정 모형 ---------- 42
4.2.2 이동평균 과정 모형 ---------- 44
4.2.3 ARMA(p,q)모형 ---------- 46
4.2.4 ARIMA(p,d,q)×(P,D,Q) 모형 ---------- 46
4.2.5 VARMA(p,q) 모형 ---------- 47
4.3 비정상시계열의 정상화 ---------- 48
4.3.1 분산의 안정화 ---------- 49
4.3.2 추세의 제거 ---------- 49
4.3.3 모형의 식별 ---------- 50
4.3.4 모형의 추정 ---------- 51
4.3.5 모형의 검진 ---------- 52

4.4 시계열 예측 ---- 53
4.4.1 모형 예측성 평가 ---- 54
4.4.2 월강수량 예측 ---- 55
4.4.3 기후지수 예측 결과 ---- 60

5. 경남 중·장기 홍수위험도 평가 ---- 64
5.1 홍수위험도 평가 지표 조사 ---- 64
5.1.1 도시홍수 위험관리 지수 ---- 64
5.1.2 치수분야 핵심지표 ---- 65
5.1.3 홍수위험도 평가 요소 ---- 65
5.1.4 치수 취약성 대용변수 ---- 66
5.1.5 도시홍수 위험도 지표 선정 ---- 68
5.2 경남 홍수 위험도 평가 지표 개발 ---- 69
5.3 지표의 표준화 및 가중치 적용 ---- 70
5.3.1 홍수위험도 평가 지표의 표준화 ---- 70
5.3.2 홍수위험도 평가 지표 가중치 산정 ---- 71
5.3.3 세부지표 항목별 자료 수집 ---- 72
5.4 경남 중·장기 홍수위험도 평가 결과 ---- 73
5.4.1 기간별 홍수위험도 평가 결과 ---- 75
5.4.2 엘니뇨/라니냐 시기별 홍수위험도 평가 결과 ---- 82
5.4.3 홍수기 월별 홍수위험도 예측 결과 ---- 84

6. 결론 및 정책제언 ---- 90
6.1 결론 및 토의 ---- 90

6.1.1 극치 수문 평가 결과 ---------- 90
6.1.2 시계열 예측 모형 결과 ---------- 92
6.1.3 경남 중·장기 홍수위험도 평가 결과 ---------- 93
6.2 활용 방안 및 정책 제언 ---------- 94
6.2.1 활용 방안 ---------- 94
6.2.2 정책 제언 ---------- 95

참고 문헌 ---------- 99

부록 ---------- 102

1. 서론

1.1 배경 및 필요성

해마다 우기 철이면 반복되는 홍수피해로 인하여 인명과 재산상의 막대한 손실을 초래하고 있다. 특히 강우량이 많이 발생하고 있는 적도지역 부근의 아시아 태평양 지역 개발도상국가에서는 반복되는 홍수로 인하여 많은 고충을 격고 있다. 이러한 홍수피해에 적절히 대비하지 못하였을 때 국가적으로 큰 손실을 초래할 수 있다. 그러나 국지적으로 짧은 시간에 넓은 범위로 확산하여 발생하는 홍수재해 적절히 대비하기란 매우 어려운 일이며, 더욱이 중·장기적 관점에서, 홍수위험을 예방하고 대비하고자 하는 것은 많은 노력이 필요하다. 하지만 최근 중·장기 기후예측 기술의 발달로 이음새 없는 예측(seamless prediction)이 가능해 짐으로 홍수재난 관리에 중·장기 예측 정보를 활용하기 위한 새로운 패러다임이 미국과 호주 등 선진 연구자들에 의해 수행되어지고 있다. 이러한 노력은 홍수 재난발생의 선행시간 확보 차원에서 사전 예방과 대비를 위하여 매우 중요한 일이라 할 수 있다.

특히 엘니뇨, 라니냐 등 알려진 기후학적 메커니즘에 의하여 전 지구적 수문순환 패턴의 변화와 원격상관(teleconnection)기반 지역별 유효한 극치수문사상발생의 연구 결과들은 장기 수문예측의 가능성을 더욱 뒷받침 한다. 따라서 지역적 수문 변동 특성은 전 지구적 기후시스템 변화와 밀접한 관련성이 있으며, 수자원의 효율적인 예측 및 관리를 위해서는 기후인자와 수문자료간의 관계를 규명하는 일이 매우 중요하며, 수문 환경변화에 영향을 미치는 대기 순환패턴의 주요인자와 원격상관 관계를 통한 통계예측모형구축으로 수자원의 장기 예측이 가능하다.

우리나라는 강수량의 계절적 편중과 기상·기후학적 영향, 지형학적 특성에 따라 홍수위험에 매우 취약한 지역에 해당하며, 매년 여름이면 집중된 강수와 태풍으로 인한 피해가 빈번히 발생하고 있다. 지금까지의 홍수위험 대책들은 주로 단기 및 초단기적 차원에서 이루어져 왔다. 중·장기적 측면에서 홍수위험에 대처하고 홍수피해 노출과 홍수방어 취약성을 줄이고자 하는 노력은 국가 및 지자체 단위에서 잘 이루어지지 않은 실정이며, 그 활용을 위한 노력도 매우 미흡한 실정이다. 홍수위험에 대비한 중·장기적 차원의 예측정보의 활용과 그 대비책 마련에 대한 노력을 통한, 발생 가능

한 홍수위험을 예방하고 대비할 필요성이 있다. 또한 지역단위 지자체의 중·장기 홍수위험성을 상대적으로 평가하여 기존의 대응 및 복구 중심의 대책에서 사전 예방을 통한 홍수 피해를 최소화 방안을 마련할 필요성이 있다.

1.2 연구 동향

최근 한반도를 대상으로 엘니뇨와 라니냐 등 기후현상에 따른 강수량의 변동 특성 분석 및 예측과 관련한 연구가 우리나라 및 동아시아 인근 연구자들에 의하여 일부 수행되고 있으나 수자원 분야에서 그 활용예가 극히 드문 실정이다.

Kang (1998)은 El Niño가 발생한 겨울에 우리나라 겨울철 기온이 평년 이상의 분포를 보이고 그 다음해 여름철 강수량이 증가함을 제시하였으며, Cha et al. (1999)은 El Niño/La Niña 해의 우리나라 기후 특성에 관한 연구를 통하여 El Niño가 발생한 여름에는 북태평양 고기압의 발달이 늦어지고 위치도 남하하기 때문에 우리나라에는 저온이 나타나고 장마 역시 늦게 시작됨을 밝혔다. Moon et al. (2005)은 Wavelet 분석과 독립성분 분석을 통한 저빈도 분석으로 필리핀과 호주 연안의 3개월 SST를 이용한 우리나라의 계절 강우량 예측 가능성을 진단하였으며, Yoon and Yeh (2009)는 1950~2007년 동안의 Niño3와 Niño4 해수면 온도 지수를 이용하여 최대 표층 수온 편차가 열대 동태평양에서 나타나는 경우를 the eastern Pacific (EP) El Niño로, 중앙태평양에서 나타나는 경우를 the central Pacific (CP) El Niño로 정의하였으며, 1990년 이후에 CP-El Niño의 발생 빈도가 증가하였고 여름철 열대 중태평양 지역의 높은 표층수온의 선형 경향성과 밀접한 상관성이 있음을 밝혔다. 또한, Oh and Moon (2010)은 우리나라의 61개 기상관측지점의 강수량 자료와 해수면 온도 자료를 통하여 군집분석과 주성분 분석을 통한 상관성 분석을 실시하였으며, 지역가중 다항식을 이용한 해수면 온도 관측에 따른 우리나라의 3개월 정량적 강우량 예측 가능성을 분석하였다.

Kug et al. (2010)은 두 가지 형태의 El Niño 사상과 우리나라의 기후변동에 관한 통계적 분석결과 El Niño 발달기에 CT El Niño해에는 우리나라 대부분 지역에서 차가운 기후특성이 있으며, WP El Niño해에는 따뜻한 기후특성이 있음을 제시한 바

있다. Kim et al. (2012)은 El Niño Modoki일 때 우리나라 여름철 계절 강수량과 최대 강수량, 그리고 중호우사상의 뚜렸한 증가경향을 밝힌 바 있으며, Yoon et al. (2013)은 전형적인 El Niño와 El Niño Modoki를 구분하여 서로 다른 형태의 El Niño에 따른 한강유역의 여름철 강수량과 극치강수의 변동특성을 분석하여 El Niño Modoki일 때 한강유역의 여름철 강수량과 극치강수의 증가 특성이 있음을 밝혔고, Son et al. (2014)은 3가지 중앙태평양 El Niño의 진화패턴에 따른 우리나라 영향 태풍에 의한 강수량의 지역적 변동특성을 분석하였다.

연구 동향 분석 결과, 지금까지 예방적 차원의 홍수피해 방지를 위하여 여러 가지 대비책들이 마련되고 있지만, 초단기 및 단기 예측 정보를 활용한 사례가 대부분이며, 중장기 예측 정보를 활용한 사례는 극히 드문 실정이다. 향후 홍수 장기예측의 연구가 미흡한 실정이며, 이에 대한 연구 수행을 통한 장기 수문예측과 수자원 정책 반영에 대한 노력이 필요한 것으로 보인다.

1.3 연구 목적 및 범위

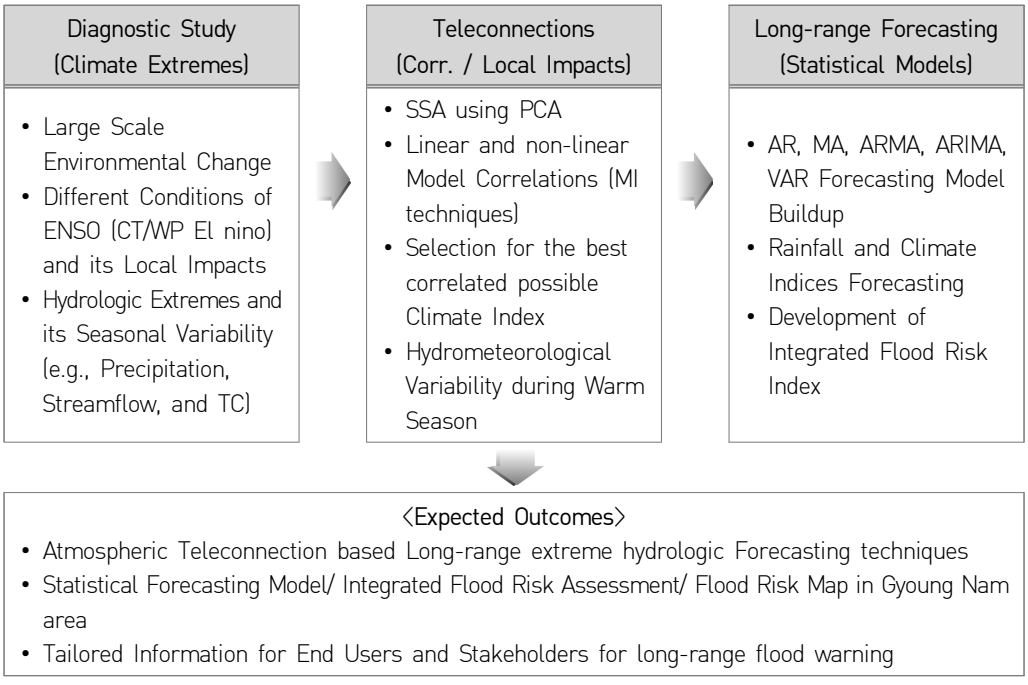
본 연구의 목적은 기후요소를 고려한 홍수재해의 저감 방안을 모색하는 것이다. 극한기후 패턴변화에 따른 수자원의 효율적인 예측과 관리를 위하여 수문인자와의 기후지수와의 원격상관 관계를 규명하여 수자원의 지역적 변동특성을 분석 하였으며, 기후지수 및 수문기상인자를 연계한 극치 수문량의 통계 예측 모형을 개발하고, 관측자료 기반 극치 수문사상의 장기 예측 능력을 평가 하고자한다. 또한 경남 지자체를 대상으로 중·장기 통합 홍수위험 지수 개발을 통한 홍수위험 예측으로 위험도 개념의 분석 방법을 적용하고 검증·평가하고자 한다. 향후 APCC MME 계절예측 정보와 기후전망 자료를 활용하여 통계-역학 모형 기반 한반도 수자원 계절예측 가능성을 평가하고 그 예측능력을 검증하여 실무에 활용하는 것을 목적으로 한다.

1.4 연구 내용 및 방법

본 연구에서는 대규모 대기환경패턴 변화에 따른 극한 기후발생 및 극치 수문사상

(태풍, 폭우사상)의 지역적 변동 특성을 분석하고, 통계기법을 이용한 기후지수와 수문변량간의 원격상관관계를 분석결과를 이용하여 기후지수와 수문변량간의 비선형 상관관계를 통한 수문변량 예측을 실시하였다. 또한 경남 지자체를 대상으로 강수량과 기후지수의 다양한 추계예측모형을 구축하여 그 성능을 비교·분석하였다. 추계예측 모형은 일반적으로 많이 사용되는 시계열 예측모형인 AR, MA, ARMA, ARIMA, VAR 모형을 사용하였으며, 이를 취사선택 또는 MME (Multi Model Ensemble)를 취하여 각각에 대하여 예측력을 평가하고 그 적용성을 검토하였다. 또한, 중·장기 통합홍수위험 평가를 위한 인덱스를 개발하였으며, 이를 경남 지자체를 대상으로 평가하여 GIS tool을 활용한 홍수위험도의 가시화 작업수행하였고, 여름철 극치 수문사상의 장기예측 정보 활용 방안을 마련하였다. 본 연구에서는 중·장기 홍수위험 예측을 위하여 위험도 개념의 분석 방법을 적용하였고, 통계예측 모형 개발을 통한 수문예측으로 경남 지자체 대상으로 홍수위험도를 평가하여, 중장기예측 정보의 활용 방안을 제시하였다. 본 연구 결과를 발전시켜 APCC MME 기후예측정보를 활용한 통계-역학 모형 기반 다중 원격상관 홍수 장기예측·전망 시스템 구축이 가능할 것이다. 다음 Table 1은 본 연구의 흐름도와 예상 성과물을 나타내었다.

Table 1 연구 내용 및 흐름도



2. 연구 대상지역 및 자료

2.1 연구 대상지역

본 연구의 대상유역인 경상남도는 한반도의 남동쪽에 위치(북위 35°29′~35°54′, 동경 127°34′~129°13′)하고 있으며, 남쪽으로 남해안에 직면해 있고, 동쪽으로는 부산광역시와 울산광역시, 서쪽으로는 전라남도와 전라북도, 북쪽으로는 대구광역시와 경상북도와 접해있다. 경남지역의 인구는 336.1만명(2015년 행정자치부, 주민등록 인구통계)이며, 행정구역은 총 18개의 시군(8개 시, 10개 군)으로 구성되어 있으며, 경남도청 소재지는 창원시 의창구 사림동이다. 경상남도의 면적은 11,859km^{2}이며, 남한 면적의 10.6%를 차지한다. 경상남도의 기후특성을 살펴보면, 남쪽은 바다와 접해있어 해양성 기후 특성이 뚜렷이 나타나며, 북쪽은 백두대간 끝자락의 높은 산맥이 가로 높여 있어 겨울철 북서쪽에 불어오는 찬 서북풍을 막아 줌으로써 대체로 기후가 온화한 편이다. 경남의 연평균 강수량은 1,500mm 정도이며, 강수량의 지역별 편차가 매우 큰 편이다(2014년까지 종관기상 관측자료 기준 최소지역은 밀양 1,275mm, 최대지역은 거제 2,007mm).경남 내륙지방의 연평균 기온은 12~13℃(1월 평균 -0.5℃, 8월 평균 25.1℃)이며, 강수량은 1,200~1,500mm이다. 또한 경남 해안지방의 연평균 기온은 14~15℃(1월 평균 2.3℃, 8월 평균 25.9℃)이며, 강수량은 1,400~1,800mm이다. 국가수자원관리종합정보시스템(WAMIS, www.wamis.go.kr)에 의하면, 1971~2010년 기준 경남 지역의 홍수 피해액은 4조 2천억원이며, 침수피해 면적은 46만ha이다. 다음 Figure 1은 경상남도 연구대상지역의 현황 및 위치도이다.

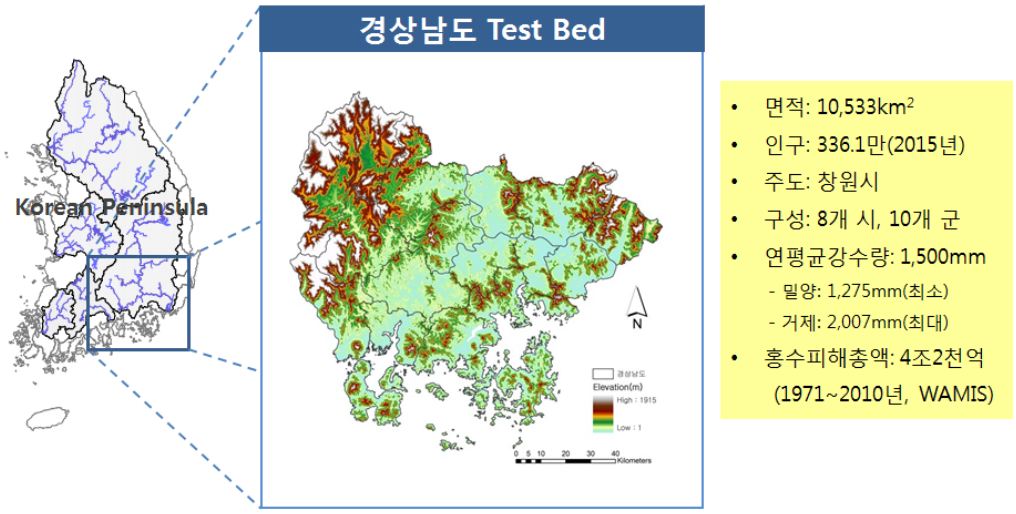


Figure 1 경상남도 연구대상지역 위치도 및 기본현황

2.2 연구 자료

본 연구에서 사용한 자료는 해수면온도 자료와 전 지구 강수량 관측자료, 한반도 기상 및 수문관측자료, 태풍 Track 정보, 기후지수자료, 지자체 기초통계자료 등이다. 각 자료 및 출처는 다음 Table 2와 같다.

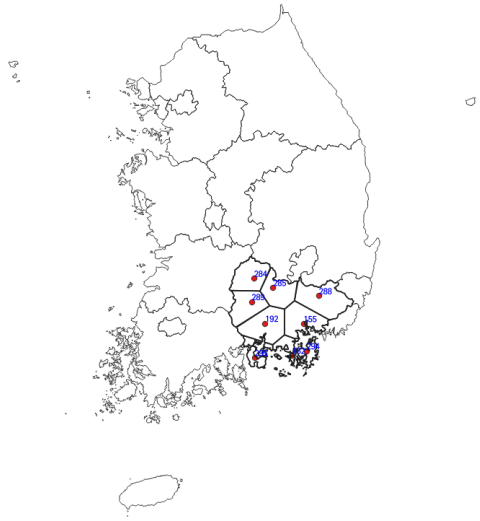
Table 2 중·장기 홍수위험 예측을 위하여 사용한 자료

사용 자료
• 해수면온도 자료: NOAA (http://www.esrl.noaa.gov/psd/data/climateindices/list/) • 전 지구 강수량 관측 자료: NOAA GPCP (URL: http://www.esrl.noaa.gov/psd/cgi-bin/data/composites/printpage.pl) • 아시아 강수량 관측자료: APHRODITE (http://www.chikyu.ac.jp/precip/index.html) • 한반도 기상관측자료: KMA ASOS자료, AWS자료 • 한반도 중권역별 수문자료: 국가수자원관리종합정보시스템(WAMIS, http://wamis.go.kr/) • 태풍 Track 정보: 국가태풍센터(http://typ.kma.go.kr/index.jsp), 일본기상청태풍자료(JMA, http://www.data.jma.go.jp/fcd/yoho/typhoon/index.html), 태풍연구센터(TRC, http://www.typhoon.or.kr/) • APCC MME 자료: APEC Climate Center (URL: http:// www.apcc21.org) • 기후지수자료 NOAA CPC (URL: http://www.cpc.ncep.noaa.gov/data/teledoc/telecontents.shtml)

2.3 수문기상 자료

본 연구에서는 극치강수평가 및 시계열 예측, 중·장기 홍수위험도 평가를 위하여 경남지역의 창원(ID: 155), 통영(ID: 162), 진주(ID: 192), 거창(ID: 284), 합천(ID: 285), 밀양(ID: 288), 산청(ID: 289), 거제(ID: 294) 및 남해(ID: 295)의 9개 기상관측소를 선정하였다. 각 지점의 관측자료는 기상청(Korea Meteorological Agency; www.kma.go.kr)에서 제공하는 종관기상관측장비 ASOS(Automated Surface Observing System)에 의해 관측된 강우자료를 사용하였으며, 관측개시일로부터 2014년 12월 31일까지의 시간 자료로부터 일 자료와 월 자료, 계절 자료, 그리고 년 자료를 추출하여 극치강우 분석에 활용하였다. Figure 2는 경남 지역 기상자료 수집 기상관측소 9개 지점의 위치도와 티센(Thiessen)망도이며, Table 3은 9개 기상관측 지점의 일람표와 지점별 관측자료 보유기간을 나타내고 있다.

(a) ASOS stations



(b) Thiessen polygon network

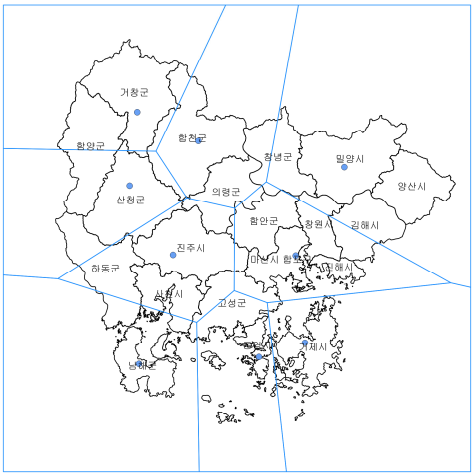


Figure 2 경남지역 (a) 기상 관측소 위치도 및 (b) 티센망도

Table 3 경남 9개 기상관측 지점 일람표 및 지점별 관측자료 보유기간

Station ID	Station Name	Lat. (North)	Long. (East)	H (EL.m)	h_r (m)	Data hold
						Hourly
155	Changwon	35°10'	128°34'	37.2	0.5	1961-2014
162	Tongyeong	34°50'	128°26'	32.7	0.6	1968-2014
192	Jinju	35°09'	128°02'	30.2	0.7	1969-2014
284	Geochang	35°40'	127°54'	221.0	0.5	1973-2014
285	Hapcheon	35°33'	128°10'	33.1	0.6	1973-2014
288	Miryang	35°29'	128°44'	11.2	0.5	1973-2014
289	Sancheong	35°24'	127°52'	138.1	0.6	1973-2014
294	Geoje	34°53'	128°36'	46.3	0.5	1973-2014
295	Namhae	34°48'	127°55'	45.0	0.7	1973-2014

* H means height of observation field above mean sea level, and h_r means height of rain gauge above the ground.

본 연구에서는 티센방법으로 경남 지역의 9개 우량관측소별로 다각형 삼각망을 구축하여 각 우량계에 대표되는 경남지역의 관측소별 면적비와 지자체별 해당관측소의 면적비를 산정하였다. 티센면적은 총면적에 대한 비로 나타내게 되며, $a_i = A_i/A$로 가중인자가 된다. 이는 산술평균보다 정확도가 높고 수문분석 시 실무에서 활용도가 높다. 다음 Eq. (1)은 티센 면적평균 강우량 산정식이다.

$$\overline{P} = \frac{\sum P_i A_i}{\sum A_i} = \sum \frac{A_i}{A} P_i = \sum a_i P_i \quad (1)$$

여기서 A_i는 i관측소의 면적이고 A는 유역면적, a_i는 가중인자이다.

다음 Table 4는 경남 지역 지상관측소별 티센면적 가중치를 산정한 결과이며, Table 5는 경남 지역 18개 시·군의 행정구역별 면적비에 대한 대표관측소의 티센면적 가중치를 산정한 결과이다.

Table 4 ASOS 관측지점별 티센비 계산결과

Stations	CODE(ID)	Thiessen Polygon Ratio	Remark
Changwon	155	0.134507	
Tongyeong	162	0.047733	
Jinju	192	0.163304	
Geochang	284	0.122128	
Hapcheon	285	0.120785	
Miryang	288	0.189493	
Sancheong	289	0.129516	
Geoje	294	0.038761	
Namhae	295	0.053772	

Table 5 경남 지자체별 티센 면적 계산 결과

Cyeongnam	Representation Stations	Thiessen Area Ratio
창원시	창원, 밀양	89.6%, 10.4%
마산시	창원, 밀양	89.6%, 10.4%
진주시	창원, 진주	17.0%, 83.0%
진해시	창원, 밀양	89.6%, 10.4%
통영시	통영, 거제, 남해	92.7%, 6.2%, 1.1%
사천시	진주, 남해	55.9%, 44.1%
김해시	창원, 밀양	45.3%, 54.7%
밀양시	밀양	100%
거제시	창원, 통영, 거제	0.6%, 7.8%, 92.2%
양산시	밀양	100%
의령군	창원, 진주, 합천, 산청	17.1%, 31.8%, 47.3%, 3.9%
함안군	창원, 진주, 합천, 밀양	68.3%, 16.7%, 5.1%, 10.0%
창녕군	창원, 합천, 밀양	9.3%, 36.9%, 53.8%
고성군	창원, 통영, 진주, 거제, 남해	20.6%, 42.6%, 21.4%, 6.7%, 8.7%
남해군	남해	100%
하동군	진주, 산청, 남해	37.6%, 27.5%, 34.9%
산청군	진주, 거창, 산청	35.7%, 5.1%, 59.3%
함양군	거창, 산청	48.4%, 51.6%
거창군	거창, 합천, 산청	85.6%, 3.4%, 11.0%
합천군	진주, 거창, 합천, 산청	0.4%, 28.5%, 52.6%, 18.5%

3. 극치 수문 분석

3.1 대규모 해수면 온도 변화 분석

3.1.1 해수면 온도 패턴 분류

열대 동태평양(Tropical Eastern Pacific)지역의 이상적인 해수면온도 상승으로 인하여 전형적이 CT 엘니뇨현상이 발생하며, 중앙태평양(Central Pacific)지역의 이상적인 해수면온도 상승으로 인하여 WP 엘니뇨현상이 발생한다. 열대 태평양지역의 이상적인 해수면온도 하강으로 인하여 라니냐현상이 발생한다.

본 연구에서는 「윤선권, 2015. APEC기후센터 연구보고서 2015-12」의 연구결과를 바탕으로 엘니뇨 사상을 분리하였다. 전형적인 El Niño 사상의 구분은 N_{CT} 지수에 대하여 표준화된 3개월 이동평균(moving window)값을 산정하고 상위분위(upper quartile) 0.45 이상을 기준으로 하여, El Niño가 발달하기 시작하는 해(developing year)의 7월에서 그 다음해 즉, 쇠퇴하기 시작하는 해(decaying year)의 2월까지 8개월 동안 anomaly가 0.87 이상 지속되는 기간을 기준으로 선정하였다. 위의 기준에 따라 선택된 6개의 전형적인 CT El Niño 사상은 1965/1966, 1972/1973, 1982/1983, 1987/1988, 1991/1992, 1997/1998이다. 또한, 중앙태평양 지역의 이상적인 해수면온도 상승에 의해 발생하는 WP El Niño 사상의 구분은 N_{WP} 지수에 대하여 표준화된 3개월 이동평균값을 산정하고 상위분위 0.40 이상인 값을 기준으로 하여, El Niño가 발달하기 시작하는 해의 9월에서 그 다음해 즉, 쇠퇴하기 시작하는 해의 2월까지 6개월 동안 anomaly가 0.40 이상 지속되는 기간을 기준으로 선정하였다. 위의 기준에 따라 선택된 6개의 WP El Niño 사상은 1968/1969, 1990/1991, 1994/1995, 2002/2003, 2004/2005, 2009/2010이다. 다음으로, La Niña해의 구분은 미국의 NOAA CPC (http://www.cpc.ncep.noaa.gov/)에서 제공하는 분류 기준을 적용하였으며, 강한 La Niña 사상으로 선택된 해는 1973/1974, 1975/1976, 1988/1989, 1999/2000, 2010/2011이다. 열대 태평양 지역의 SST 조건에 따라 강한 CT El Niño 해와 WP El Niño해, La Niña 해를 구분하여 정리하면 다음 Table 6과 같다.

Table 6 SST조건에 따른 강한 ENSO 해 및 라니냐 해 구분결과

Different Types of SST condition	The Strong years during 1960-2014
CT El Niño	1965/66, 1972/73, 1982/83, 1987/88, 1991/92, 1997/98
WP El Niño	1968/69, 1990/91, 1994/95, 2002/03, 2004/05, 2009/10
La Niña	1973/74, 1975/76, 1988/89, 1999/00, 2010/11

3.1.2 해수면 온도 합성편차 분석

Figure 5는 El Niño가 시작되는 해의 12월(DEC)에서 그 다음해 2월(FEB)까지의 3개월 동안 열대태평양(Tropical Pacific) 지역에서의 해수면온도(sea surface temperature, SST) 관측 자료에 대한 1981–2010년 Climatology의 합성편차 (Composit Anomaly, CA)를 분석한 결과이다. 해수면온도의 합성편차 분석은 NCEP/NCAR Reanalysis (URL: http://www.esrl.noaa.gov) 자료를 사용하였다. 전형적인 El Niño 해(CT El Niño)의 경우 평년에 비하여 비정상적으로 높은 해수면 온도가 남아메리카 페루연안의 동태평양에서 부터 시작하여 중앙태평양까지 길게 늘어서 분포하고 있음을 확인할 수 있으며, 같은 해에 평년보다 낮은 해수면 온도는 북태평양지역과 서태평양지역, 그리고 남태평양 지역 전체에 걸쳐 발생하고 있음을 확인할 수 있다(Figure 3a). 또한, WP El Niño 해의 경우 평년에 비하여 비정상적으로 높은 해수면 온도가 중앙태평양(central pacific)지역에서 넓게 분포하고 있으며, 같은 해에 동태평양과 서태평양 지역에서 평년보다 낮은 해수면 온도가 분포하고 있으나 전형적인 El Niño 해에 비하여 편차가 작음을 확인할 수 있다(Figure 3b). 반면에, La Niña 해의 경우 남아메리카 페루연안의 동태평양에서 부터 시작한 SST cold anomaly가 중앙태평양까지 길게 늘어서 분포하고 있음을 확인할 수 있으며, 같은 해에 평년보다 높은 해수면 온도는 북태평양지역 일부와 남태평양 지역 전체에 걸쳐 발생하고 있음을 확인할 수 있다(Figure 3c).

(a) CT El Niño years (DJF) (b) WP El Niño years (DJF) (c) La Niña years (DJF)

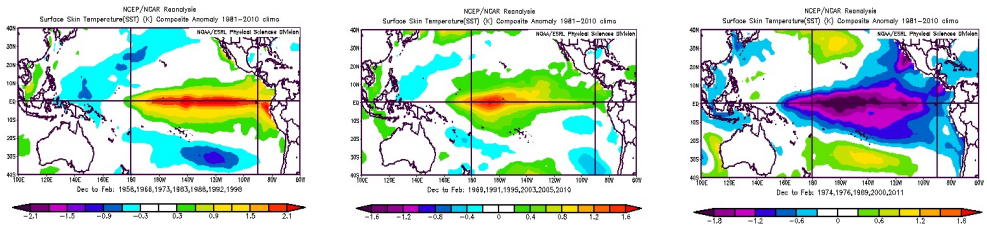


Figure 3 열대 태평양지역 해수면온도 합성편차 분석결과 (a) 엘니뇨 발달기 (b) 중앙태평양 엘니뇨 발달기 (c) 라니냐 발달기

3.1.3 해수면 온도 변화에 따른 한반도 강수영향

Figure 4~6는 GPCC (Global Precipitation Climatology Center) Precipitation V6 Combined (전 세계 67,200개 관측지점의 Quality-Control된 월강수량) 자료 합성(composite analysis, CA)을 통하여, 한반도를 포함하는 아시아와 동북아시아 영역에 대하여 CT/WP El Niño 쇠퇴기와 La Niña해로 구분하여 여름철(June to eptember, JJAS) Global 강수량 변화 패턴을 분석한 결과이다(Data: NOAA GPCC, http://www.esrl.noaa.gov/psd/cgi-bin/data/composites/printpage.pl). 합성편차 분석을 통한 GPCC 강수량의 증감 패턴 분석의 기후값(climatology)은 1981년부터 2010년까지 30년 자료를 사용하였다.

3.1.3.1 엘니뇨 시기

Figure 4는 전형적인 엘니뇨 발달기와 쇠퇴기에 한반도에서 관측된 GPCC강수량의 합성편차를 분석한 결과이다. 그림에서 보는바와 같이, CT 엘니뇨 발달기(developing)의 봄철(MAM)에는 한반도 북쪽은 평년에 비하여 Dry한 상태가 지속되며, 한반도 남쪽 남한 지역은 평년에 비하여 다소 Wet한 것으로 나타났고, 여름철(JJA)에는 평년과 비슷한 수준을 유지하는 것으로 분석되었다(Figure 4a, b). 또한 CT 엘니뇨 쇠퇴기(decaying)에는 봄철에는 평년과 비슷한 수준을 유지하는 것으로 분석되었으며, 한반도 남쪽은 다소 Wet할 것으로 보인다. CT 엘니뇨 쇠퇴기 여름철에는 북한 지역은 평년에 비하여 다소 강수량이 증가하는 경향이 있는 것으로 나타나

나, 남한지역은 평년에 비하여 강수량이 감소하는 경향이 뚜렷이 나타나는 것으로 분석되었다(Figure 4c, d).

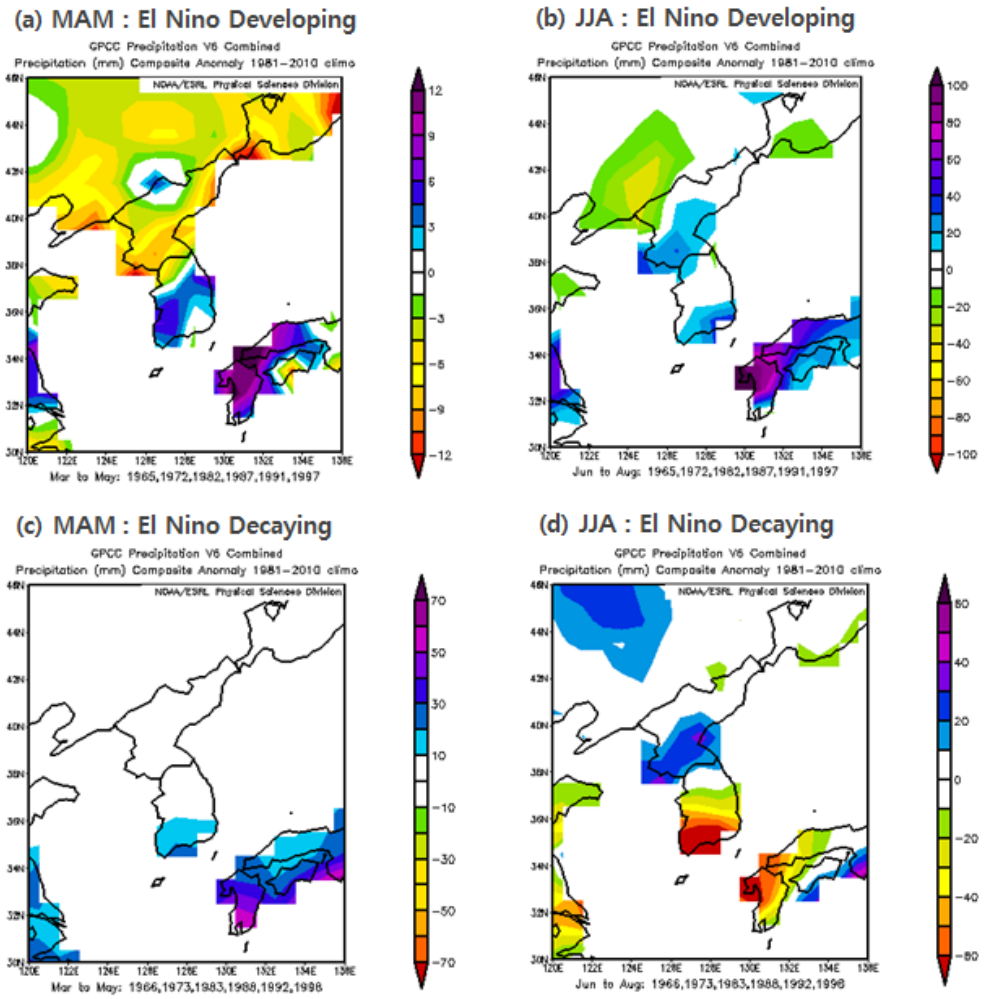


Figure 4 엘니뇨 발달기와 쇠퇴기의 한반도 GPCC강수량의 합성편차 분석결과

3.1.3.2 중앙태평양 엘니뇨 시기

Figure 5는 WP 엘니뇨 발달기와 쇠퇴기의 한반도에서 관측된 GPCC강수량의 합성편차를 분석한 결과이다. 그림에서 보는바와 같이, WP 엘니뇨 발달기의 봄철과 여름철에는 한반도 지역에서 뚜렷한 강수패턴이 나타나고 있지 않으나(Figure 5a, b),

WP 엘니뇨 쇠퇴기의 봄철과 여름철에는 한반도 전 지역에 걸쳐 평년에 비하여 강수량이 증가하는 패턴이 나타나는 것으로 보이며, 그 현상은 여름철에 더욱 뚜렷이 나타나는 것으로 분석된다(Figure 5c, d).

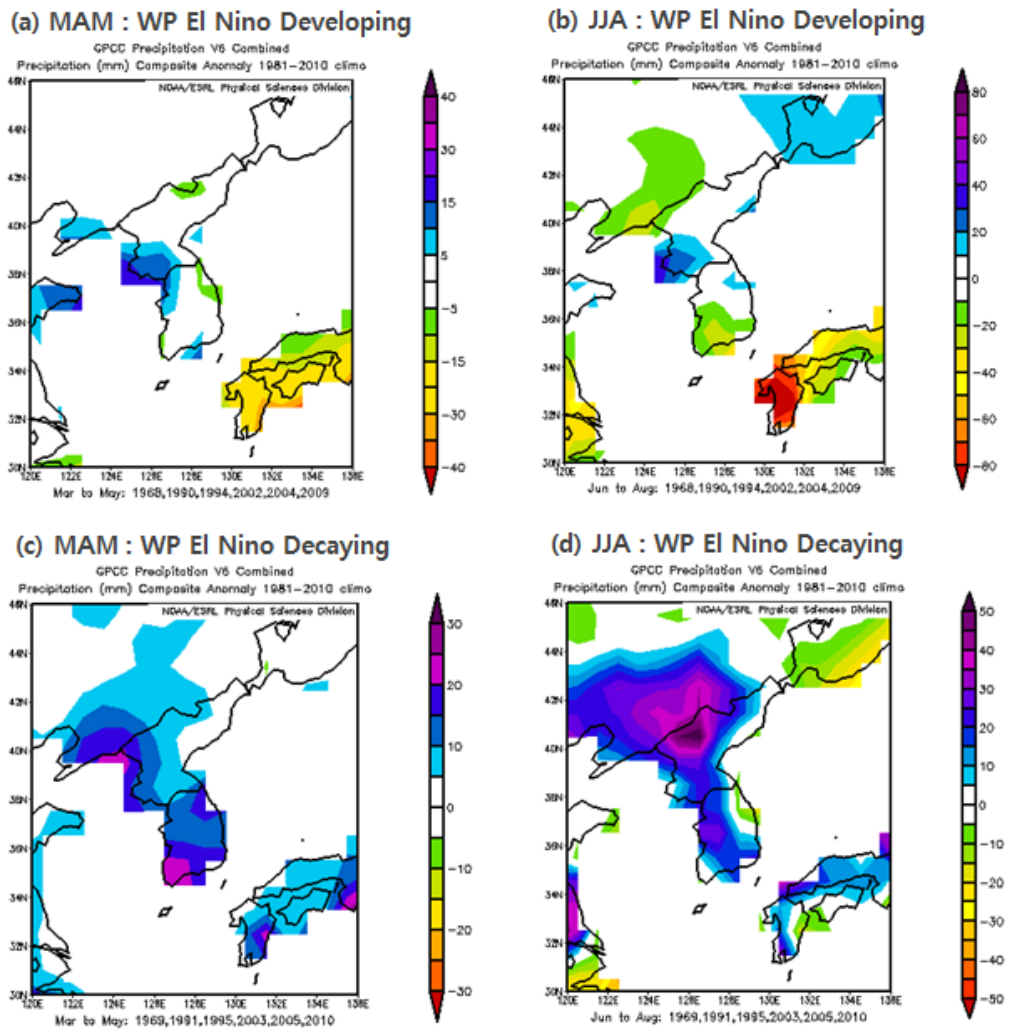


Figure 5 중앙태평양 엘니뇨 발달기와 쇠퇴기의 한반도 GPCC강수량의 합성편차 분석결과

3.1.3.3 라니냐 시기

Figure 6는 라니냐 발달기와 쇠퇴기에 한반도에서 관측된 GPCC강수량의 합성편차를 분석한 결과이다. 그림에서 보는바와 같이, 라니냐 발달기의 봄철에는 평년에 비하여 한반도 남쪽의 강수량이 다소 증가하는 것으로 분석되며, 여름철에는 한반도 남쪽 지역에서 강수량이 감소하는 것으로 분석된다(Figure 6a, b). 또한 라니냐 쇠퇴기의 봄철과 여름철에는 한반도 지역에서 뚜렷한 강수패턴 변화는 나타나지 않으나, 여름철의 경우 남한의 서부지역에서 약한 강수증가 경향이 있는 것으로 나타났다(Figure 6c, d).

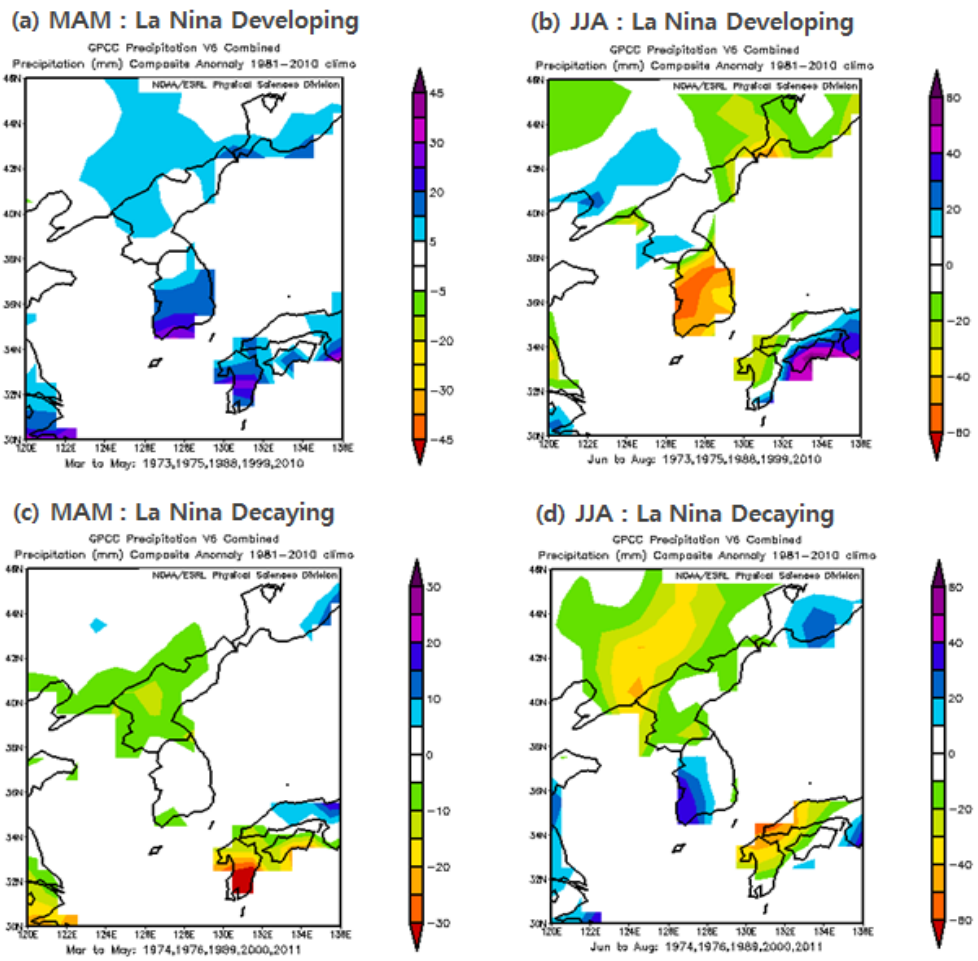


Figure 6 라니냐 발달기와 쇠퇴기의 한반도 GPCC강수량의 합성편차 분석결과

GPCC 관측 강수량자료를 통한 한반도 지역에서의 엘니뇨 시기의 강수패턴 분석결과를 종합해 보면, CT엘니뇨 쇠퇴기의 여름철에는 남한지역에서 평년에 비하여 강수량 감소패턴이 나타날 것으로 보이며, WP엘니뇨 쇠퇴기의 봄철과 여름철에는 한반도 전 지역에서 평년에 비하여 강수량의 증가패턴이 나타날 것으로 분석된다. 또한 라니냐 발달기의 봄철에는 남한지역에서 평년에 비하여 강수량 증가패턴이 발생하고 여름철에는 평년에 비하여 강수량 감소패턴이 발생할 것으로 분석된다.

3.2 경남 지역 극치 수문 평가

본 장에서는 경남지역 9개 ASOS 기상관측 지점(창원, 통영, 진주, 거창, 합천, 밀양, 산청, 거제, 남해)을 대상으로 극치수문 평가를 실시하였다. 첫 번째로 홍수기 호우 패턴을 분석하였으며, 두 번째로 시간당 30mm/h이상의 폭우 사상 발생 횟수를 분석하였다. 세 번째로 연간 Top 10^{th} 연최대치 강수량계열의 경향성을 분석하였으며, 네 번째로 강우빈도해석에 의한 지점별 확률강수량을 산정하여 분석하였다. 마지막으로는 태풍에 의한 강수량을 분석하여 경남지역의 극치수문 사상을 평가하였다. 본 장에서 비교·평가 실시를 통하여 산정한 극치수문량의 결과는 5장의 경남지역 지자체별 중·장기 홍수위험도 평가를 위한 세부지표 항목으로 활용되었다.

3.2.1 홍수기 호우패턴 분석

Figure 7은 경남지역 홍수기 호우패턴분석을 통한 여름철 강수량의 경년변동성(inter-annual variability)분석을 실시한 결과이다. 분석 방법은 경남지역 지점별 시간강수량 자료를 일별로 합성하여 일강수량자료를 만든 후, 1986년에서 2014년까지의 10일 이동평균을 산정하여 장기간의 Anomaly를 생성하고, 여름철(6~9월) 계절 강수량과 2011, 2012, 2013, 2014년 최근 4년의 10일 이동평균 일강수량의 분포특성을 분석하였다. 이는 5장의 경남 지자체 별 중·장기 홍수위험도 분석 시에는 강한 엘니뇨 발생시기별로 구분하여 합성편차를 분석함으로써 여름철 월별 강수패턴 변화의 진단연구로 활용하였다.

분석결과를 정리하면, 창원(ID: 155)의 10일 이동평균 일강수량의 최대값과 발생 시기는 10.2mm/7월 중순으로 나타났으며, 여름철 10일 이동평균 계절강수량은 94.9mm로 분석되었다. 또한 최근 4년 창원지점의 10일 이동평균 일강수량의 최대값과 발생 시기는 각각 2011년(15.4mm/7월 중순), 2012년(12.4mm/8월 상순), 2013년(9.8mm/6월 중순), 2014년(14.7mm/8월 상순)으로 분석되었으며, 여름철 10일 이동평균 계절강수량은 각각 90.5mm, 98.2mm, 54.3mm, 96.3mm로 분석되었다. 통영(ID: 162)의 10일 이동평균 일강수량의 최대값과 발생시기는 8.8mm/7월 중순으로 나타났으며, 여름철 10일 이동평균 계절강수량은 85.0mm로 분석되었다. 또한 최근 4년 창원지점의 10일 이동평균 일강수량의 최대값과 발생 시기는 각각 2011년(11.7mm/7월 중순), 2012년(10.7mm/9월 상순), 2013년(9.5mm/6월 중순), 2014년(13.8mm/7월 하순)으로 분석되었으며, 여름철 10일 이동평균 계절강수량은 각각 81.6mm, 83.5mm, 55.6mm, 96.1mm로 분석되었다. 진주(ID: 192)의 10일 이동평균 일강수량의 최대값과 발생시기는 10.6mm/7월 중순으로 나타났으며, 여름철 10일 이동평균 계절강수량은 97.4mm로 분석되었다. 또한 최근 4년 창원지점의 10일 이동평균 일강수량의 최대값과 발생 시기는 각각 2011년(23.1mm/7월 중순), 2012년(16.5mm/9월 상순), 2013년(9.9mm/6월 중순), 2014년(13.3mm/8월 상순)으로 분석되었으며, 여름철 10일 이동평균 계절강수량은 각각 132.3mm, 113.1mm, 66.6mm, 100.0mm로 분석되었다. 거창(ID: 284)의 10일 이동평균 일강수량의 최대값과 발생시기는 9.8mm/7월 하순으로 나타났으며, 여름철 10일 이동평균 계절강수량은 89.3mm로 분석되었다. 또한 최근 4년 창원지점의 10일 이동평균 일강수량의 최대값과 발생 시기는 각각 2011년(15.5mm/7월 중순), 2012년(16.0mm/9월 상순), 2013년(7.5mm/7월 중순), 2014년(10.7mm/8월 상순)으로 분석되었으며, 여름철 10일 이동평균 계절강수량은 각각 86.1mm, 109.5mm, 70.0mm, 77.5mm로 분석되었다. 합천(ID: 285)의 10일 이동평균 일강수량의 최대값과 발생시기는 10.0mm/8월 상순으로 나타났으며, 여름철 10일 이동평균 계절강수량은 89.0mm로 분석되었다. 또한 최근 4년 창원지점의 10일 이동평균 일강수량의 최대값과 발생 시기는 각각 2011년(18.3mm/7월 중순), 2012년(18.5mm/9월 상순), 2013년(9.3mm/7월 중순), 2014년(11.5mm/8월 상순)으로 분석되었으며, 여름철 10일 이동평균 계절강수량은 각각 108.5mm, 128.7mm, 83.9mm, 79.7mm로 분석되었다. 밀양(ID: 288)의 10일 이동평균 일강수량의 최대값과 발생시기는 8.9mm/7월 중순으로 나타났으며, 여름

철 10일 이동평균 계절강수량은 94.9mm로 분석되었다. 또한 최근 4년 창원지점의 10일 이동평균 일강수량의 최대값과 발생 시기는 각각 2011년(17.6mm/7월 중순), 2012년(12.1mm/8월 하순), 2013년(7.4mm/6월 중순), 2014년(11.9mm/8월 상순)으로 분석되었으며, 여름철 10일 이동평균 계절강수량은 각각 100.7mm, 86.5mm, 60.9mm, 79.6mm로 분석되었다. 산청(ID: 289)의 10일 이동평균 일강수량의 최대값과 발생시기는 11.5mm/8월 상순으로 나타났으며, 여름철 10일 이동평균 계절강수량은 106.1mm로 분석되었다. 또한 최근 4년 창원지점의 10일 이동평균 일강수량의 최대값과 발생 시기는 각각 2011년(26.9mm/7월 중순), 2012년(19.6mm/8월 하순), 2013년(9.9mm/6월 중순), 2014년(14.6mm/8월 상순)으로 분석되었으며, 여름철 10일 이동평균 계절강수량은 각각 145.3mm, 131.5mm, 75.9mm, 100.8mm로 분석되었다. 거제(ID: 294)의 10일 이동평균 일강수량의 최대값과 발생시기는 11.8mm/7월 중순으로 나타났으며, 여름철 10일 이동평균 계절강수량은 108.3mm로 분석되었다. 또한 최근 4년 창원지점의 10일 이동평균 일강수량의 최대값과 발생 시기는 각각 2011년(12.4mm/7월 중순), 2012년(13.6mm/8월 하순), 2013년(8.3mm/6월 중순), 2014년(20.6mm/7월 하순)으로 분석되었으며, 여름철 10일 이동평균 계절강수량은 각각 90.5mm, 98.2mm, 54.3mm, 96.3mm로 분석되었다. 남해(ID: 295)의 10일 이동평균 일강수량의 최대값과 발생시기는 11.9mm/7월 중순으로 나타났으며, 여름철 10일 이동평균 계절강수량은 94.9mm로 분석되었다. 또한 최근 4년 창원지점의 10일 이동평균 일강수량의 최대값과 발생 시기는 각각 2011년(21.3mm/7월 중순), 2012년(20.9mm/8월 하순), 2013년(10.8mm/6월 중순), 2014년(17.6mm/8월 상순)으로 분석되었으며, 여름철 10일 이동평균 계절강수량은 각각 129.5mm, 134.2mm, 72.3mm, 123.0mm로 분석되었다.

경남지역 홍수기 호우패턴분석을 통한 여름철 강수량의 경년변동성 분석결과를 종합해 보면, 최근 30년 평년 10일 이동평균 값의 평균은 10.1mm로 최대치는 7월 중순에 발생하는 것으로 분석되며, 최근 4년 동안 강수량의 최대치 분포 특성을 살펴본 결과 경년변동성이 매우 큰 것으로 나타났으며, 10년 이동평균 강수량의 최대치 분포는 8.9mm~19.0mm의 편차가 발생하였고, 그 발생 위치는 6월 중순에서 8월 하순까지 다양하였다. 또한 6~9월 10년 이동평균 강수량 총량은 66.9~109.6mm의 분포를 보였다. 경남지역 여름철 강수량 분포 특성을 살펴본 결과 여름철 변동 특성이 매우

큰 것으로 보이며, 정량적인 강수량 예측과 그 발생 시기에 대한 중·장기 예측이 가능하다면, 빈번히 발생하는 홍수피해에 적절히 대응이 가능할 것으로 사료된다.

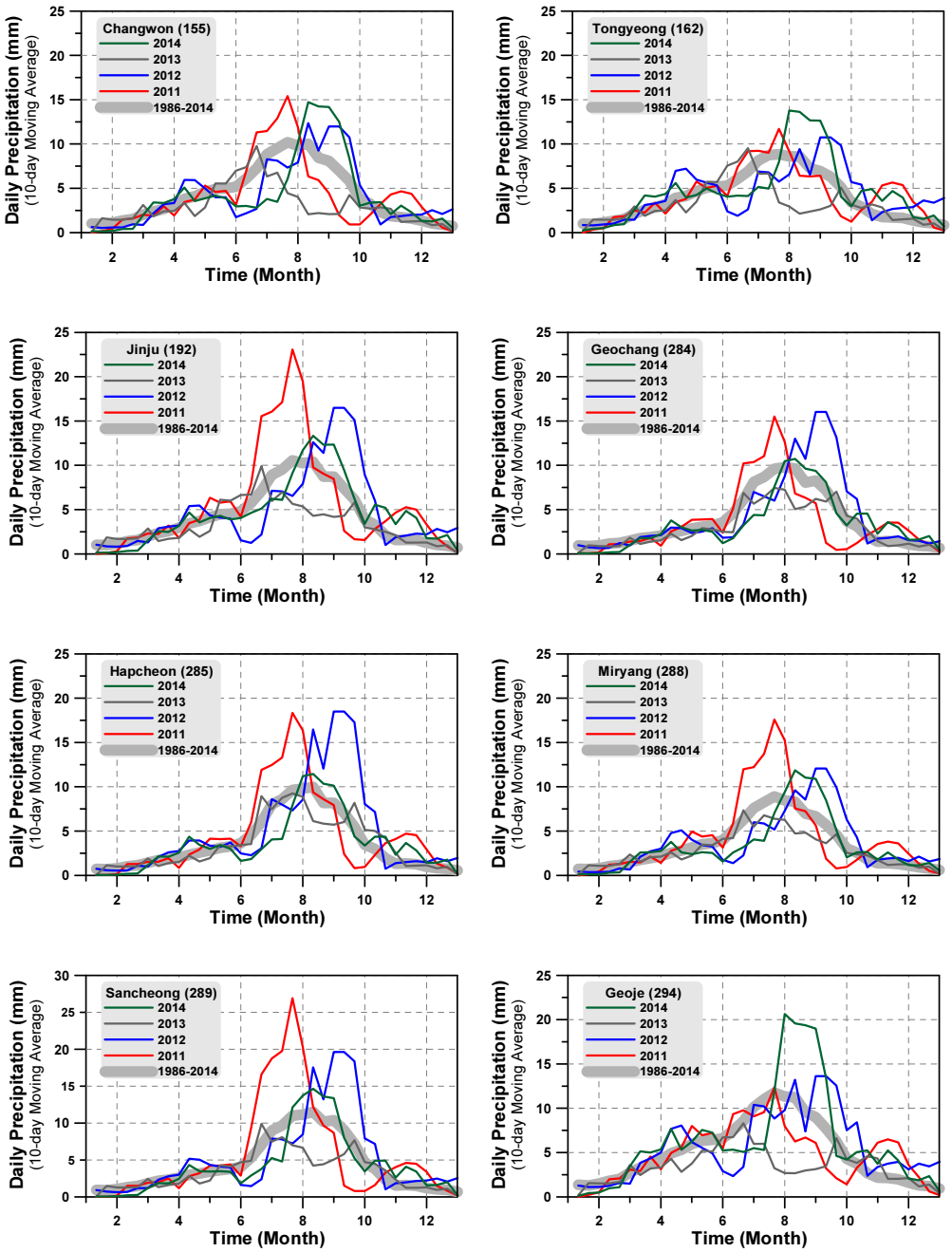


Figure 7 경남지역 지점별 홍수기 호우 패턴 분석 결과

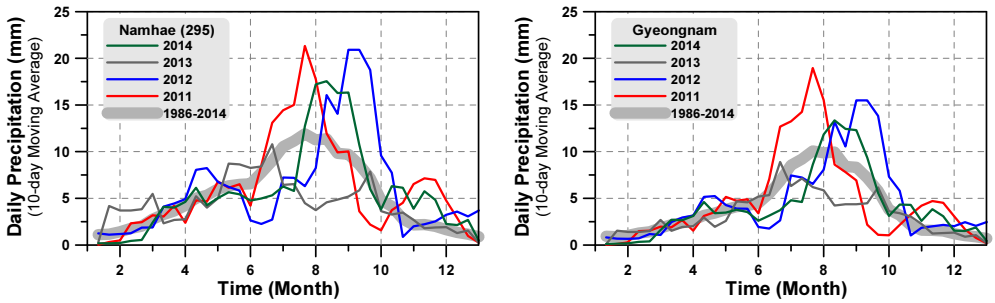


Figure 7 계속

3.2.2 시간당 30mm이상 폭우 발생 횟수 분석

시간당 30mm이상 폭우의 발생횟수 분석을 통하여 경남지역의 극치강수 발생 패턴을 분석하고, 중·장기 홍수위험도 평가를 위한 지표로 사용하였다. 분석에 사용한 강우자료는 경남 지역 ASOS 9개 지점을 선정하였으며, 관측 시점부터 2014년까지의 시간강수량 관측 결과를 사용하였다. 홍수위험도 평가 시에는 강한 엘니뇨 발생시기(CT El Niño, WP El Niño, La Nina)별로 폭우발생 결과를 분류하여 위험도 평가를 위한 지표 입력자료로 활용하였다.

과거 30년 관측 자료를 바탕으로 시간당 30mm이상의 폭우발생 횟수를 분석한 결과, 평균 2.3회/년 발생하는 것으로 분석되었으며, 가장 많이 발생한 지점은 거제(ID: 294)지점으로 평균 4.2회/년, 가장 적게 발생하는 지점은 거창(ID: 284)지점으로 평균 1.1회/년 발생한 것으로 분석되었다. 대부분 여름철에 발생하였으며, 일부 가을철에, 간혹 타 계절에 발생하는 경우 있음을 확인하였다. 최근 30년의 폭우사상의 지점별로 총발생 횟수에 대한 여름철 발생횟수를 살펴보면, 창원(ID: 155) 44회/66회, 통영(ID: 162) 32회/52회, 진주(ID: 192) 46회/63회, 거창(ID: 284) 23회/25회, 합천(ID: 285) 46회/54회, 밀양(ID: 288) 25회/33회, 산청(ID: 289) 57회/76회, 거제(ID: 294) 77회/127회, 남해(ID: 295) 70회/121회로 분석되었다.

Figure 8은 2000년을 기준으로 하여 이전 15년(Before 2000)과 이후 15년(After 2000) 동안의 경남지역 강우관측 지점별 시간당 30mm이상의 폭우발생을 비교하여 분석한 결과이다. 이전과 이후의 폭우발생 결과를 지점별로 살펴보면, 창원(ID: 155)

31회/35회, 통영(ID: 162) 21회/31회, 진주(ID: 192) 23회/40회, 거창(ID: 284) 11회/14회, 합천(ID: 285) 19회/35회, 밀양(ID: 288) 18회/15회, 산청(ID: 289) 30회/46회, 거제(ID: 294) 73회/54회, 남해(ID: 295) 63회/58회로 분석되었다. 2000년을 기준으로 과거 15년과 최근 15년의 시기별 경남지역의 폭우발생 특징을 분석한 결과 밀양(ID: 288), 거제(ID: 294), 남해(ID: 295) 지점을 제외한 대부분 지점에서 최근 15년에 경남지역의 폭우발생 빈도가 증가하고 있음을 확인할 수 있다.

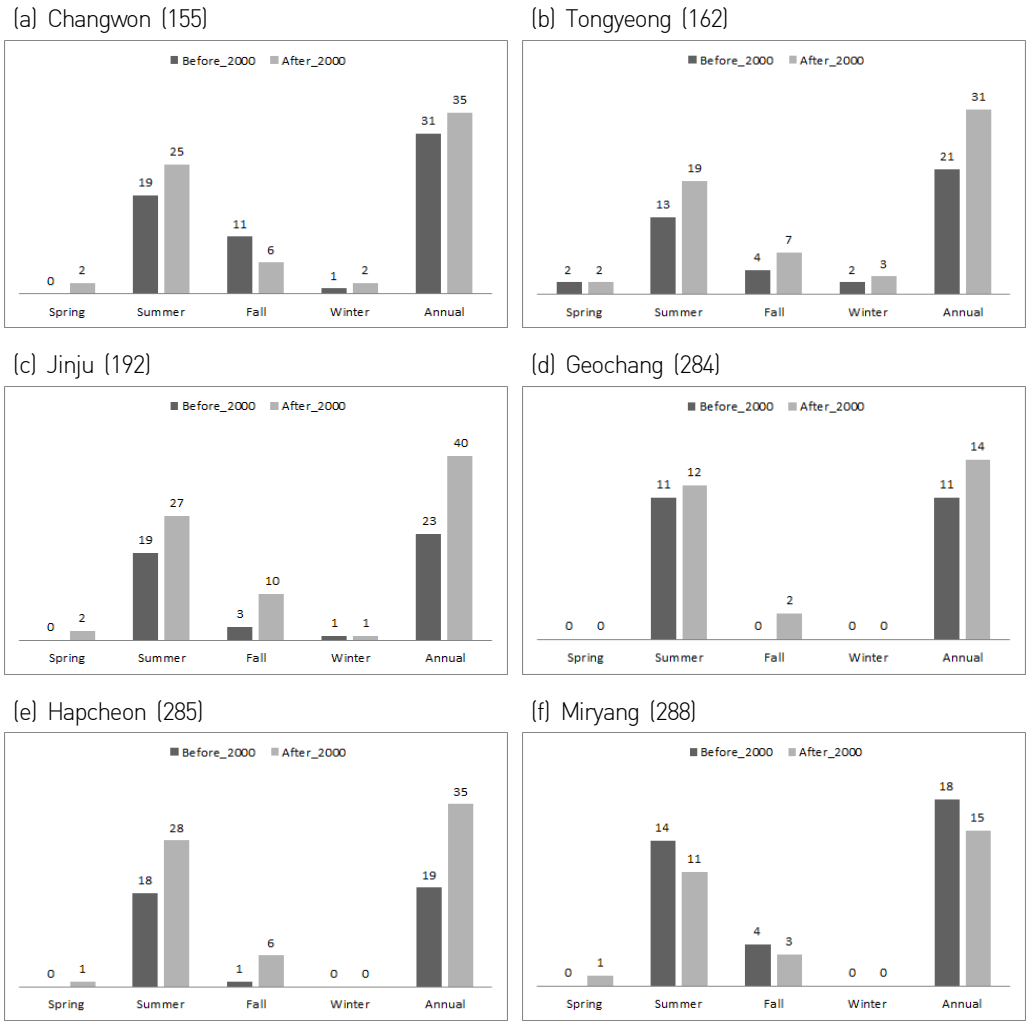
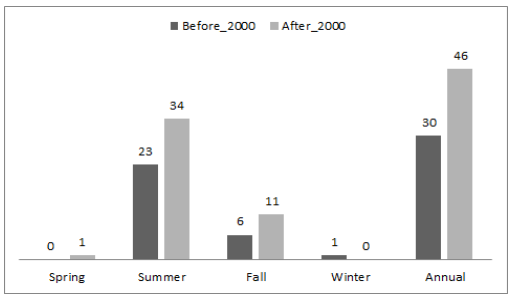
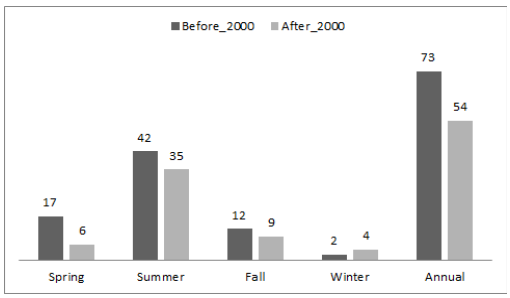


Figure 8 경남지역 강우관측 지점별 시간당 30mm/h이상의 폭우발생 분석 결과

(g) Sancheong (289)



(h) Geoje (294)



(i) Namhae (295)

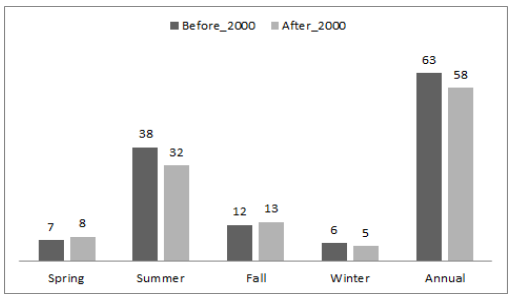


Figure 8 계속

3.2.3 TOP 10th 백분위 강수량 경향 분석

극치 수문변량 평가를 위해서는 어떤 해에 발생한 최대치뿐만 아니라 두 번째와 세 번째 등의 값도 중요한 의미를 갖는다(윤선권 2014). 수문자료가 갖는 고유의 계절변동성(seasonal variability)과 경향성(trend) 분석을 위해서는 부분 기간치 계열(partial duration series)에 대한 분석이 필요하다. 따라서 본 연구에서는 경남 지자체의 9개 강우 관측 지점을 대상으로 여러 차례에 걸쳐 내린 폭우사상의 발생 빈도와 강도의 최근 증가경향 분석을 위하여 매년 발생한 강수의 상위 10번째까지의 백분위 강수사상을 추출하였다.

3.2.3.1 Mann-Kendall 검정

수문시계열자료의 변화를 추정하는데 있어서 경향성 분석이 주로 이용이 되며, 시계열 경향성의 유의성을 판별하기 위한 많은 통계학적 방법들이 사용되고 있다. 그중 비모수통계(non-parametric statistics)는 모수에 대한 가정을 전제로 하지 않고 모

집단의 형태에 관계없이 주어진 데이터에서 직접 확률을 계산하여 통계학적 검정을 하는 분석법이며, 비모수검정법 혹은 분포무관(distribution-free)검정법이라고도 한다.

본 연구에서는 시계열자료의 경향성 분석을 위하여 자료의 정규화 과정을 거친 후 각각의 검정통계량으로 부터 가설검정을 실시하였으며, 대표적인 비모수적 통계방법으로 사용되고 있는 Mann-Kendall 검정을 사용하였다. 경향성이 존재하지 않는다는 귀무가설을 전제로 경향성이 존재하는 대립가설을 만족하는 경우를 유의수준 α에 대하여 양측검정($Z_{1-\alpha/2}$)에 의한 시계열 관측 자료의 추세를 평가함으로써 경남지역 강우량 관측 자료의 최근 증가경향을 분석할 수 있다.

Mann-Kendall 검정은 평균의 변동 경향성을 분석하는 대표적인 방법으로 수문 및 기상 분야 시계열자료의 비모수적 경향성분석을 위하여 폭넓게 사용되고 있다(Mann, 1945; Kendall, 1975). 주어진 시계열 자료 $Y_t(t=1,2,...,N)$에 대하여 $Y_{t'}(t'=1,2,...,N-1)$과 $Y_t(t=t'+1,...,N)$의 크기를 비교하여 다음과 같이 정의할 수 있다.

$$Z_k = 1 \quad \text{if} \quad Y_t > Y_{t'}$$

$$Z_k = 0 \quad \text{if} \quad Y_t = Y_{t'}$$

$$Z_k = -1 \quad \text{if} \quad Y_t < Y_{t'}$$

여기서, $k=(t'-1)(2N-t')+(t-t')$라 하면 Mann-Kendall 검정의 검정통계량은 다음 Eq. (2)~(3)과 같이 주어진다(Hirsch et al., 1982).

$$S=\sum_{t'=1}^{N-1}\sum_{t=t'+1}^{N} Z_k \tag{2}$$

$$U_c=\frac{S+j}{[\,V(S)\,]^{1/2}} \tag{3}$$

여기서,

$$V(S)=\frac{1}{18}\left[N(N-1)(2N+5)-\sum_{i=1}^{G}E_i(E_i-1)(2E_i+5)\right] \tag{4}$$

$S<1$이면 $j=1$, $S>1$이면 $j=-1$, $S=0$이면 $j=0$의 값을 가지고, G는 같은 값을 갖는 자료군의 총수이며, E_j 는 i 번째 자료군에 속하는 같은 값을 갖는 자료의 수이다. 다음의 Eq. (5)의 조건이 만족되면 유의수준 α에서 주어진 자료가 상향경향(upward trend) 또는 하향경향(downward trend)을 갖는다고 할 수 있다.

$$|U_c| > u_{1-\alpha/2} \tag{5}$$

주어진 자료에 대하여 $S=0$이면 $U_c=0$으로 경향을 갖지 않으며, S가 양수인 경우에는 상향경향을 가지며, S가 음의 값을 갖는 경우에는 하향경향을 갖는다.

3.2.3.2 Quantile Regression

경남 지역 9개 강우 관측소 지점의 관측시점부터 2014년까지 시간 강수량 자료를 대상으로, 지속시간 1시간 강수자료를 추출하여 강우를 크기순으로 분류한 후 연간 상위 10번째 백분위 강수량을 추출하였다.

상자수염(box and whisker plot) 분석을 통한 최소치(min.), 1사분위수(1^{st} quartile), 2사분위수(median), 3사분위수(3^{rd} quartile), 최대치(max.)의 값을 구한 후 Quartile 1과 Median, Quartile 3 그리고 3 IQR (inter-quartile range)의 최근 경향성을 분석하였으며, 각 Quantile별 백분위강수의 증가경향에 대한 신뢰성 분석은 강수자료의 표준오차 분석을 통하여 실시하였다. 또한, Quantile Regression (Buchinsky, 1994; McGuiness and Bennett, 2007) 방법에 의하여 각 백분위 계열에 대한 경향성을 분석하였다. 이는 극대치 수문 시계열자료의 연차별 경향을 판단할 수 있는 지표로 활용될 수 있다.

3.2.3.3 TOP 10th 강수량의 증가경향 분석 결과

Figure 9은 경남지역 9개 관측소별 연간 Top 10^{th} 시간 강수량에 대한 상자수염도와 경향성 분석결과를 나타내었다. 그림에서 보는바와 같이 대부분 지점의 상위 10번째 백분위 강수계열의 증가경향을 확인할 수 있으며, 각각의 강수계열의 순위백분율 값의 증가경향도 뚜렷하게 나타남을 확인할 수 있다. 창원(155) 지점의 경우 3IQR의 기울기가

+0.358로, Median의 기울기가 +0.132로 나타나 최근에 올수록 폭우사상의 증가경향이 나타나는 것으로 분석되었으며, 3IQR의 기울기에서 뚜렷이 찾아 볼 수 있다. 또한 Percentile 90%에 해당하는 강수량은 67.7mm, 경향성은 +0.506mm/yr로 분석되었고 연최대치 폭우사상의 증가경향이 가장 큰 것으로 분석되었다. 통영(162) 지점의 경우 3IQR의 기울기가 +0.160으로, Median의 기울기가 +0.097로 나타나 최근에 올수록 폭우사상의 증가경향이 있는 것으로 분석되었으며, Percentile 90%에 해당하는 강수량은 61.2mm, 경향성은 +0.110mm/yr로 분석되었고 연최대치 폭우사상의 증가경향 보다 3번째 폭우사상의 증가 경향이 가장 큰 것으로 분석되었다. 진주(192) 지점의 경우 3IQR의 기울기가 +0.2401으로, Median의 기울기가 +0.100으로 나타나 최근에 올수록 폭우사상의 증가경향이 뚜렷이 나타나는 것으로 분석되었으며, Percentile 90%에 해당하는 강수량은 53.4mm, 경향성은 +0.055mm/yr로 분석되었고 연최대치 폭우사상의 증가경향 보다 세 번째 폭우사상의 증가경향(+0.165mm/yr)이 가장 큰 것으로 분석되었다. 거창(284) 지점의 경우 3IQR의 기울기가 +0.105로, Median의 기울기가 +0.094로 나타나 최근에 올수록 폭우사상의 증가경향이 나타나는 것으로 분석되었으며, Percentile 90%에 해당하는 강수량은 47.0mm, 경향성은 +0.201mm/yr로 분석되었고 연최대치 폭우사상의 증가경향이 가장 큰 것으로 분석되었다. 합천(285) 지점의 경우 3IQR의 기울기가 +0.376로, Median의 기울기가 +0.198로 나타나 최근에 올수록 폭우사상의 증가경향이 나타나는 것으로 분석되었으며, 3IQR의 기울기에서 뚜렷이 찾아 볼 수 있다. 또한 Percentile 90%에 해당하는 강수량은 53.9mm, 경향성은 +0.123mm/yr로 분석되었고 연최대치 폭우사상의 증가경향보다 네 번째 폭우사상의 증가경향(+0.262mm/yr)이 가장 큰 것으로 분석되었다. 밀양(288) 지점의 경우 3IQR의 기울기가 +0.078로, Median의 기울기가 +0.042로 나타나 최근에 올수록 폭우사상의 증가경향이 나타나는 것으로 분석되었으며, Percentile 90%에 해당하는 강수량은 55.9mm, 경향성은 +0.113mm/yr로 분석되었고 연연최대치 폭우사상의 증가경향이 가장 큰 것으로 분석되었다. 산청(289) 지점의 경우 3IQR의 기울기가 +0.379로, Median의 기울기가 +0.227로 나타나 최근에 올수록 폭우사상의 증가경향이 나타나는 것으로 분석되었으며, 3IQR의 기울기에서 뚜렷이 찾아 볼 수 있다. 또한 Percentile 90%에 해당하는 강수량은 55.6mm, 경향성은 +0.242mm/yr로 분석되었고 연최대치 폭우사상의 증가경향보다 두 번째 폭우사상의 증가경향(+0.313mm/yr)이 가장 큰 것으로 분석되었다. 거제(294) 지점의 경우 3IQR의 기울기가 +0.092로, Median의 기울기가 +0.053으로 나타나 최근에 올수록

폭우사상의 증가경향이 나타나는 것으로 분석되었으며, Percentile 90%에 해당하는 강수량은 35.0mm, 경향성은 +0.145mm/yr로 분석되었고 연연최대치 폭우사상의 증가경향이 가장 큰 것으로 분석되었다. 남해(295) 지점의 경우 3IQR의 기울기가 +0.286로, Median의 기울기가 +0.201로 나타나 최근에 올수록 폭우사상의 증가경향이 나타나는 것으로 분석되었으며, Percentile 90%에 해당하는 강수량은 60.4mm, 경향성은 +0.133mm/yr로 분석되었고 연최대치 폭우사상의 증가경향보다 여섯 번째 폭우사상의 증가경향(+0.201mm/yr)이 가장 큰 것으로 분석되었다.

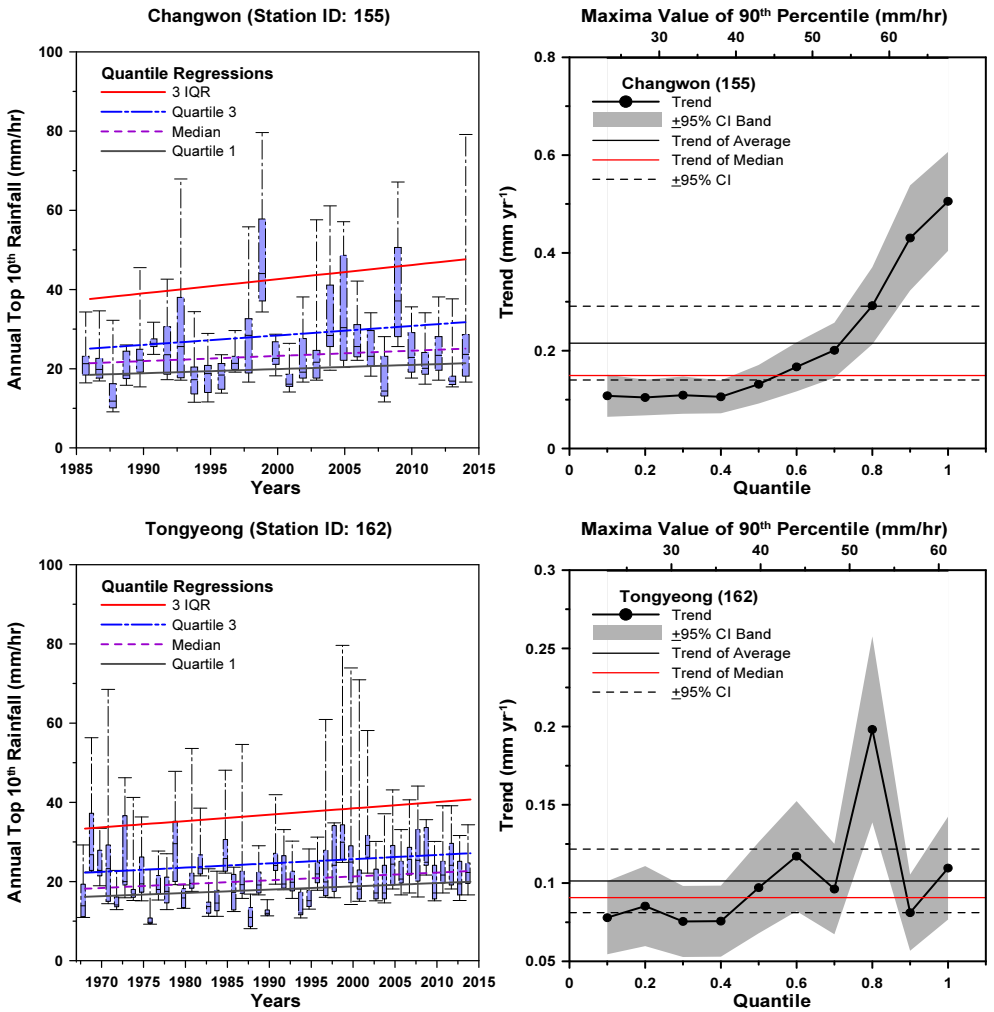


Figure 9 경남지역 9개 기상관측소별 연간 Top10th 시간 강수량에 대한 상자수염도와 경향성 분석 결과

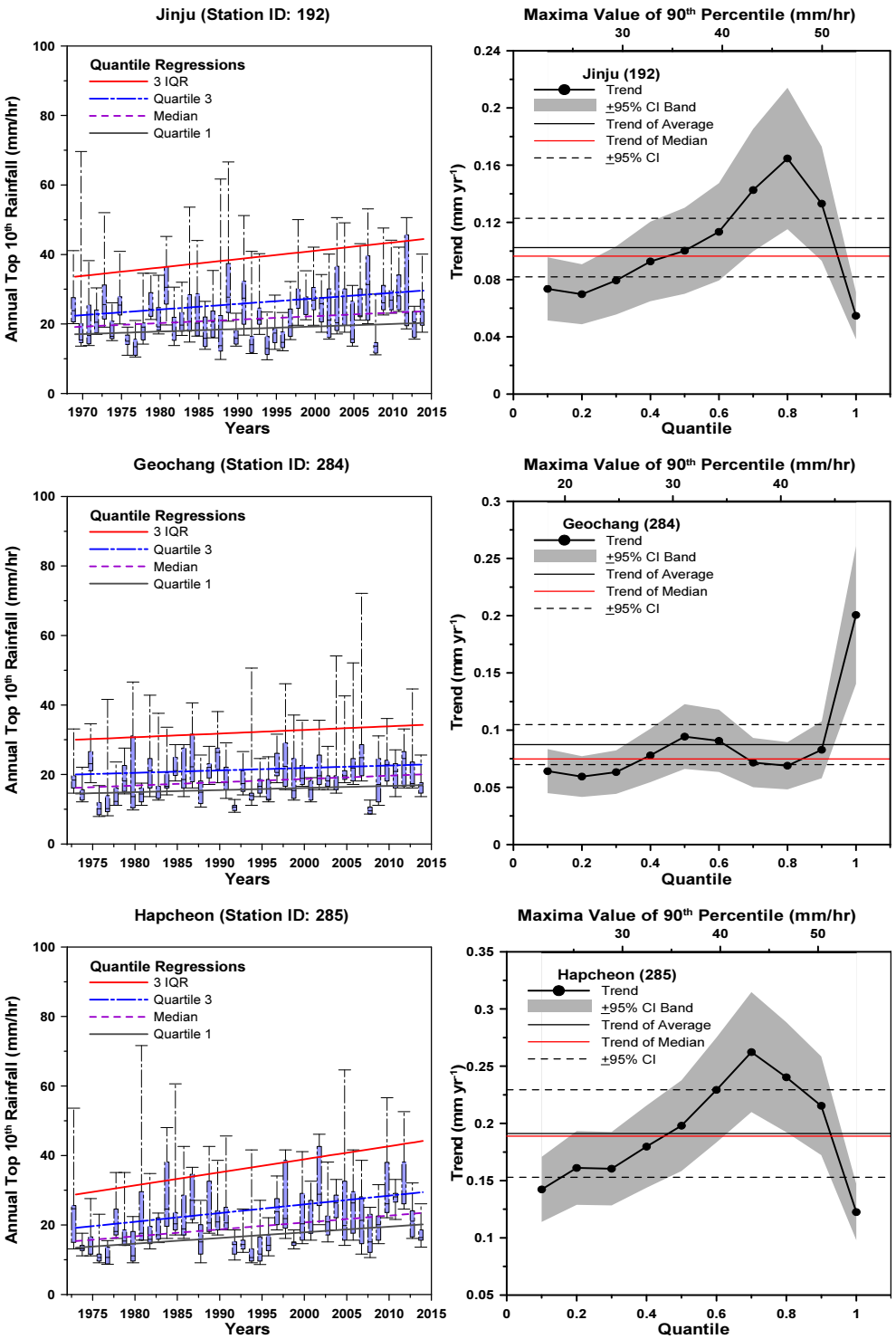

Jinju (Station ID: 192)
Quantile Regressions
3 IQR
Quartile 3
Median
Quartile 1
Annual Top 10th Rainfall (mm/hr)
Years
Maxima Value of 90th Percentile (mm/hr)
Jinju (192)
Trend
±95% CI Band
Trend of Average
Trend of Median
±95% CI
Trend (mm yr-1)
Quantile
Geochang (Station ID: 284)
Geochang (284)
Hapcheon (Station ID: 285)
Hapcheon (285)

Figure 9 계속

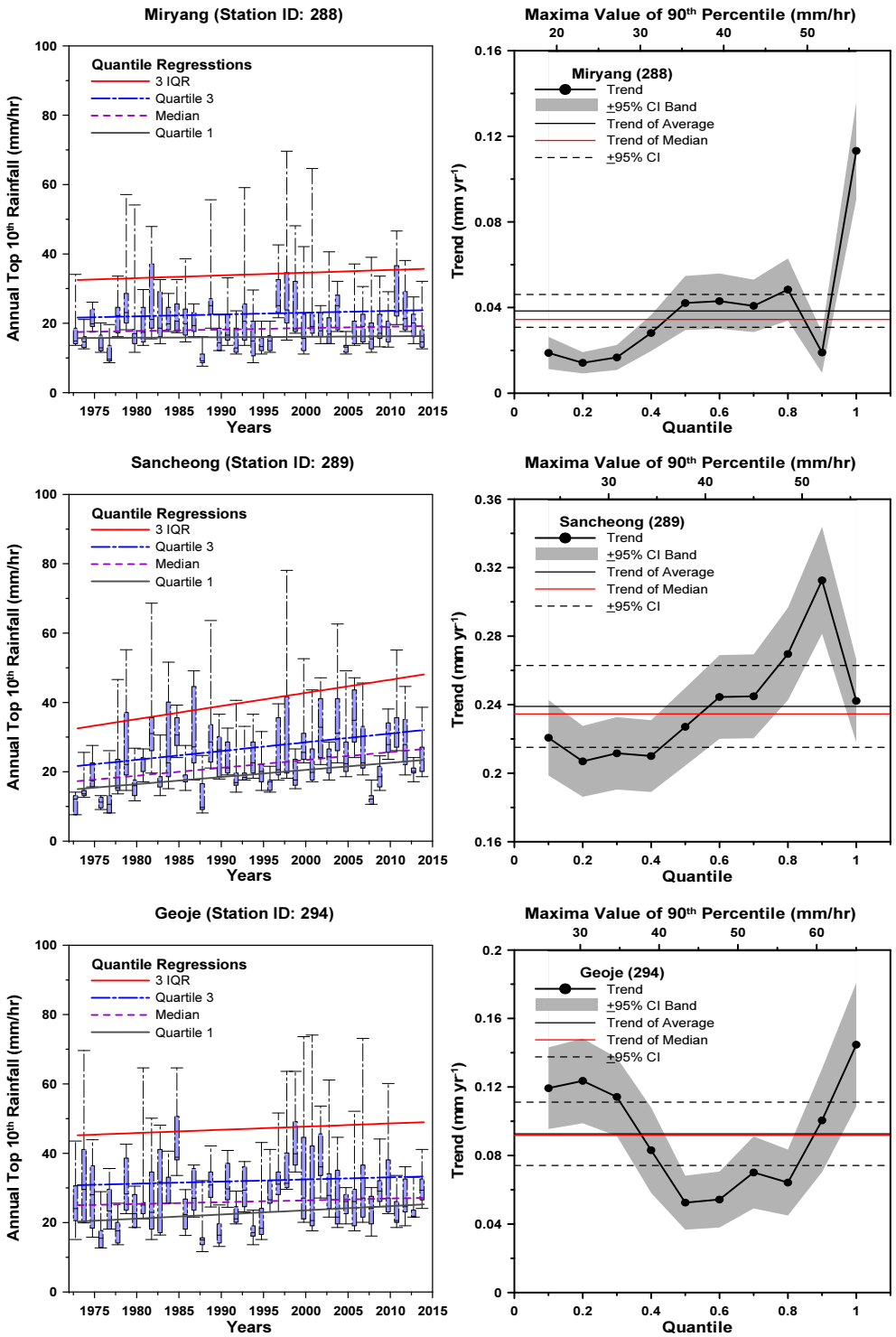

Miryang (Station ID: 288)
Quantile Regresstions
3 IQR
Quartile 3
Median
Quartile 1
Annual Top 10th Rainfall (mm/hr)
Years
Maxima Value of 90th Percentile (mm/hr)
Miryang (288)
Trend
±95% CI Band
Trend of Average
Trend of Median
±95% CI
Trend (mm yr-1)
Quantile
Sancheong (Station ID: 289)
Quantile Regressions
3 IQR
Quartile 3
Median
Quartile 1
Annual Top 10th Rainfall (mm/hr)
Years
Maxima Value of 90th Percentile (mm/hr)
Sancheong (289)
Trend
±95% CI Band
Trend of Average
Trend of Median
±95% CI
Trend (mm yr-1)
Quantile
Geoje (Station ID: 294)
Quantile Regressions
3 IQR
Quartile 3
Median
Quartile 1
Annual Top 10th Rainfall (mm/hr)
Years
Maxima Value of 90th Percentile (mm/hr)
Geoje (294)
Trend
±95% CI Band
Trend of Average
Trend of Median
±95% CI
Trend (mm yr-1)
Quantile

Figure 9 계속

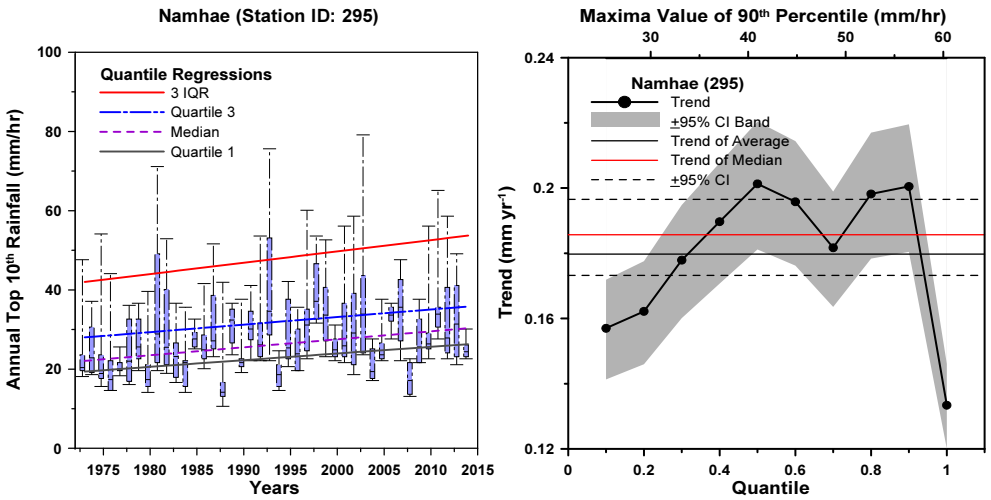


Figure 9 계속

3.2.4 지점별 확률 강수량 산정

경남지역의 9개 기상관측지검을 대상으로 강우빈도해석을 통한 재현기간과 지속시간별 확률강수량을 산정하였다. 확률강수량 산정은 강우관측 지점별로 관측시점부터 2014년까지의 시간강수량 자료를 수집하여 연최대치 계열을 추출한 후 임의지속시간 환산계수를 적용한 시계열 자료를 바탕으로 매개변수 추정과 적합도 검정을 통한 최적확률분포형을 선정하는 매개변수적 지점빈도해석을 수행하였다. 본 연구의 결과는 경남 지자체별 중·장기 홍수위험도 산정을 위한 위해도 지표의 100년 빈도 일강수량에 해당하는 세부항목 지표로 사용되었다.

매개변수적 방법에 의한 확률강우량을 산정하기 위해서는 다음과 같은 과정을 거쳐야 한다. 첫째로, 대상지점의 실측된 강우량으로 연 최대치, 또는 연초과치의 강우량을 선정한다. 이러한 자료는 빈도해석을 위한 기초자료로 사용된다. 둘째로, 추출된 강우자료에 대한 통계적 특성을 파악하기 위해서 기본적인 통계값이라 할 수 있는 평균, 표준편차, 왜곡도 계수, 첨예도 계수 등을 계산하고, 대상자료를 도시하여 시간별 크기 및 변화추이를 파악, 자료의 무작위성(Randomness)을 검토한다. 셋째로, 빈도해석에 사용할 확률분포형을 선정한다. 확률분포형은 분포군(Family)에 따라 Normal Family, Gamma Family, Extreme Value Family, Wakeby Family 등으로 나누어진다. Normal 분포군에는 정규분포(Normal), 2변수 대수정규분포, 3변수 대

수정규분포 등이 있고, Gamma 분포군에는 Exponential분포, 2변수 Gamma분포, Pearson Type Ⅲ분포 (또는 3변수 Gamma분포), Log-Pearson Type Ⅲ분포 등이 있으며 Extreme Value 분포군에는 EVI 분포 (또는 Gumbel), GEV, Weibull분포가 있다. 또한 Wakeby 분포군에는 5변수 Wakeby분포와 4변수 Wakeby분포가 있으나 해석적으로 오직 역함수형태로 주어지기 때문에 확률밀도함수나 누가분포함수 형태를 갖지 않는다. 넷째로, 대상자료에 확률분포형을 적용하여 매개변수를 추정하는 단계이다. 확률분포의 매개변수(Parameters)를 추정하기 위해 사용하는 일반적인 방법은 여러 가지가 있으며 많이 쓰이는 방법으로는 모멘트법(Method of Moments; MOM)과 최우도법(Maximum Likelihood; ML), 그리고 확률가중모멘트법(Probability Weighted Moments; PWM)과 L-모멘트법(L-moments)등이 있다. 다섯째로, 대상자료에 선정된 확률분포형을 적용하여 구해진 매개변수 추정값이 선정된 확률분포형의 확률변수나 매개변수가 일정한 조건을 만족하는가를 판단하는 것이다. 이를 적합도 검정이라 하며, 적합도 검정에는 대표적으로 χ^2(Chi-Square) 검정, K-S (Kolmogorov-Smirnov) 검정, CVM(Cramer Von Mises) 검정, PPCC(Probability Plot Correlation Coefficient) 검정들이 있다. 여섯째로, 대상지점의 강우자료에 가장 적합한 최적 확률분포형을 선정하는 단계이다. 그러나 최적 확률분포형을 선정하는 기준은 따로 존재하지 않는다. 그렇기 때문에 개인의 판단이 중요하다고 할 수 있다. 마지막 단계로, 선정된 확률분포형을 가지고 확률강우량을 산정한다. 다음 Figure 10은 매개변수적 확률강우량 산정 절차이다.

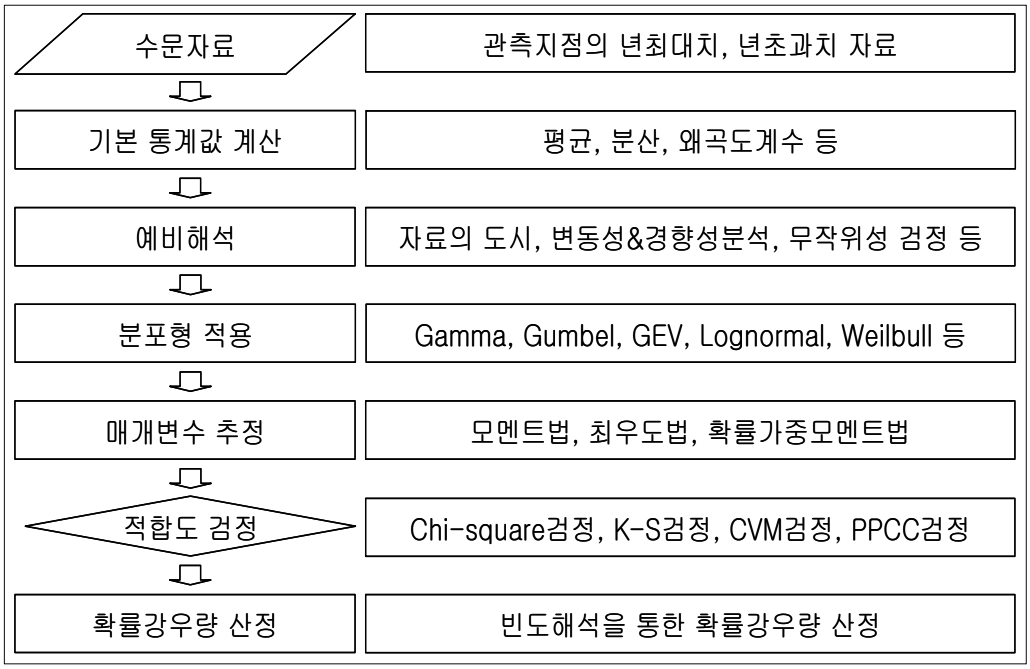


Figure 10 매개변수적 확률강우량 산정 절차

「한국확률강우량도작성, 2012. 국토교통부」에서는 우리나라의 최적 확률분포형을 Gumbel 분포로 채택한 바 있으며, 설계강우량산정 실무에서도 가장 많이 선택하여 사용되는 분포형이 Gumbel이다. 따라서 본 연구에서도 Gumbel 분포형을 경남지역의 확률강우량 산정에 활용하였다. 다음은 Gumbel 분포형의 확률밀도함수($f(x)$)와 누가분포함수($F(x)$)를 나타내면 다음 Eq. (6)~(7)과 같다.

$$f(x) = \frac{1}{\alpha} exp\left[- \frac{x - x_0}{\alpha} - \exp\left(- \frac{x - x_0}{\alpha} \right) \right], \; - \infty < x < \infty \tag{6}$$

$$F(x) = \exp\left[- \exp\left(\frac{x - x_0}{\alpha} \right) \right] \tag{7}$$

여기서, α는 축척매개변수(scale parameter), x_0는 위치매개변수(location parameter)이다.

Figure 11은 경남 지점별 강우 빈도해석 수행을 통한 확률강수량 산정으로 강우강도-지속시간-재현기간(IDF, Intensity-Duration-Frequency) 곡선을 작성한 결과

이다. 강우빈도해석을 위하여 선정한 확률분포형을 Gumbel 분포형이며, 확률가중모멘트법에 의하여 축척매개변수와 위치매개변수를 추정하였다. 재현기간 100년에 대한 24시간 강수량을 분석한 결과, 남해안에 위치하고 있는 거제(ID: 294) 지점이 497.5mm로 가장 높게 나타났으며, 경남의 북서부 내륙 지역에 위치하고 있는 거창(ID: 284) 지점이 294.7mm로 가장 작게 나타났다. 지점별로 산정한 100년 빈도 24시간 확률강수량을 살펴보면 창원(ID: 155) 349.4mm, 통영(ID: 162) 350.2mm, 진주(ID: 192) 349.0mm, 거창(ID: 284) 294.7mm, 합천(ID: 285) 340.5mm, 밀양(ID: 288) 322.0mm, 산청(ID: 289) 464.7mm, 거제(ID: 294) 497.5mm, 남해(ID: 295) 481.8mm로 분석되었다. 경남지역은 해안지역에 위치한 지점과 내륙지역에 위치한 지점의 확률 강수량 값의 편차가 매우 크게 나타났으며, 이는 태풍에 의한 강수 영향을 많이 받는 지역으로 비교적 남해안 지역에 위치한 지자체 일수록 큰 빈도의 강수량을 기록하였다.

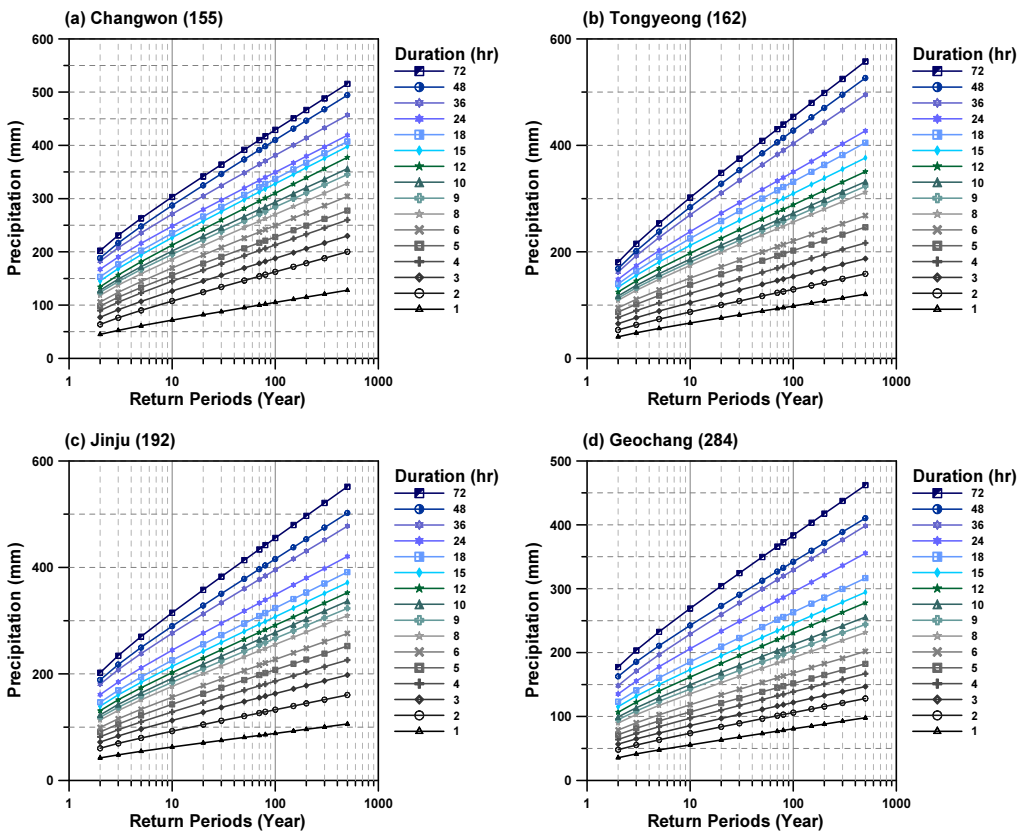


Figure 11 경남 기상관측소별 확률강우량 산정 및 IDF곡선 작성 결과

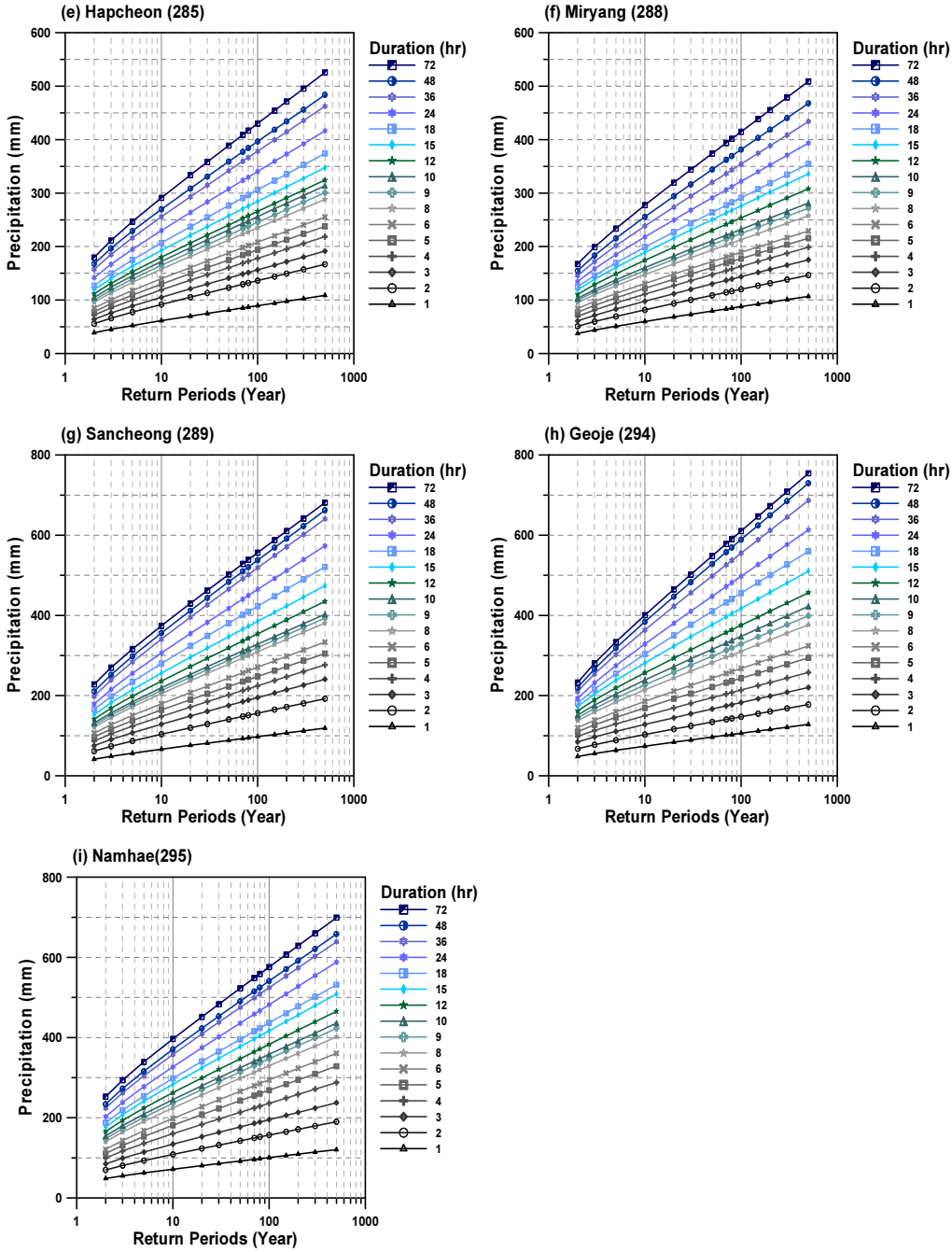

(e) Hapcheon (285)
(f) Miryang (288)
(g) Sancheong (289)
(h) Geoje (294)
(i) Namhae(295)
Precipitation (mm)
Return Periods (Year)
Duration (hr)
72
48
36
24
18
15
12
10
9
8
6
5
4
3
2
1

Figure 11 계속

Table 7 강우지속 24시간의 확률강우량 산정결과 (단위: mm)

재현기간 (year)	창원 (ID:155)	통영 (ID:162)	진주 (ID:192)	거창 (ID:284)	합천 (ID:285)	밀양 (ID:288)	산청 (ID:289)	거제 (ID:294)	남해 (ID:295)
2	167.2	148.3	161.0	135.2	141.7	134.8	179.0	193.4	202.8
3	190.3	173.9	184.8	155.4	166.9	158.5	215.2	231.9	238.2
5	216.0	202.3	211.3	177.9	194.9	184.9	255.5	274.8	277.5
10	248.3	238.1	244.6	206.2	230.1	218.1	306.1	328.7	327.0
20	279.3	272.5	276.6	233.3	263.9	249.9	354.7	380.4	374.4
30	297.1	292.2	295.0	248.9	283.4	268.2	382.7	410.2	401.7
50	319.4	316.9	318.0	268.4	307.7	291.1	417.6	447.4	435.8
70	334.0	333.1	333.1	281.2	323.6	306.1	440.5	471.7	458.2
80	339.8	339.5	339.0	286.2	329.9	312.1	449.6	481.4	467.0
100	349.4	350.2	349.0	294.7	340.5	322.0	464.7	497.5	481.8
150	367.0	369.6	367.1	310.0	359.6	340.0	492.2	526.8	508.6
200	379.4	383.4	379.9	320.9	373.2	352.8	511.7	547.5	527.7
300	396.9	402.8	397.9	336.2	392.2	370.8	539.1	576.7	554.4
500	418.9	427.2	420.6	355.5	416.3	393.4	573.6	613.4	588.1

3.2.5 태풍에 의한 강수량 분석

북서태평양 지역에서 발생한 태풍은 한 해 3개 정도가 우리나라에 영향을 주며, 8월과 7월, 그리고 9월 순으로 자주 우리나라에 내습한다(국가태풍센터, 2015). 7월, 8월, 9월 석당 동안에 내습한 태풍의 수는 전체의 약 90%를 차지하며, 아주 드물게 6월이나 10월에도 내습하는 경우가 있다. 본 연구에서는 경남지역의 극치강수 평가와 중·장기 홍수위험도 평가를 위한 인자로 사용하기 위하여 태풍에 의해 발생한 강수량을 분석하였다. 한반도 영향 태풍 분석은 국가태풍센터(http://typ.kma.go.kr/index.jsp)의 태풍발생현황 자료 중 한반도 영향 태풍 자료를 참고하였다.

Table 8 우리나라에 영향을 준 태풍수(1904~2014년)

월	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	합계	평균
횟수	-	-	-	-	2	22	103	124	80	10	-	-	341	3.1

* 자료: 국가태풍센터(http://typ.kma.go.kr/index.jsp)

3.2.5.1 한반도 영향 태풍분석

한반도 영향 태풍의 비상구역은 북위 28° 북쪽, 동경 132° 서쪽 지역을 의미하고, 경계구역은 북위 25° 북쪽, 동경 135° 서쪽 지역을 의미한다. 또한, 감시구역은 북위 25° 남쪽, 동경 135° 동쪽 지역을 의미한다. 본 연구에서는 한반도 영향 태풍에 의한 강수량 분석을 위하여 국가 태풍센터에서 제공하는 태풍 자료를 사용하였으며, 경계구역을 통과한 태풍을 대상으로 하였다. 또한 우리나라 ASOS기상관측 지점 중 60개 지점을 선정하여 1973년부터 2014년까지의 시간강우량 자료를 바탕으로 태풍이 발생하여 한반도에 영향을 준 시점을 중심으로 1시간 지속시간의 시간당 강우량과 24시간 지속시간 강우량을 산정하였다.

Figure 12는 한반도 영향 태풍에 의한 지속시간 1시간과 24시간 강수량을 60개 지점별로 산정하여 IDW(Inverse Distance Weighted)방법에 의하여 보간하여 강수장을 생성한 결과이다. 한반도 영향 태풍의 지속시간 1시간 강수량을 살펴보면, 매년 태풍에 의하여 평균 16.7mm/h의 강수량이 영향을 미치고 있는 것으로 분석되었으며, 주로 우리나라 남쪽 해안 지방과 동족 해안지역에서 높은 강우강도를 기록하고 있음을 확인할 수 있다(Figure 12a). 평균적으로 가장 큰 시간당 강수량을 기록한 지점은 산청(ID: 289) 지점으로 29.4mm/h이며, 가장 작은 시간당 강수량을 기록한 지점은 인제(ID: 211) 지점으로 9.1mm/h로 나타났다. 경남지방의 지점별 시간당 강수량은 창원(ID: 155) 24.2mm/h, 통영(ID: 162) 20.9mm/h, 진주(ID: 192) 22.2mm/h, 거창(ID: 284) 19.4mm/h, 합천(ID: 285) 20.5mm/h, 밀양(ID: 288) 22.5mm/h, 산청(ID: 289) 29.4mm/h, 거제(ID: 294) 27.5mm/h, 남해(ID: 295) 27.9mm/h로 나타났으며, 대체로 한반도의 내륙 지역의 다른 지점들에 비하여 많은 양의 태풍 강수량을 기록하는 것으로 분석되었다. 다음으로 한반도 영향 태풍의 지속시간 24시간 강수량을 살펴보면, 매년 태풍에 의하여 평균 78.9mm/d의 강수량이 영향을 미치고 있는 것으로 분석되었으며, 주로 우리나라 남쪽 해안 지방과 동족 해안지역에서 높은 강우강도를 기록하고 있음을 확인할 수 있다(Figure 12b). 평균적으로 가장 큰 시간당 강수량을 기록한 지점은 산청(ID: 289) 지점으로 151.2mm/d이며, 가장 작은 시간당 강수량을 기록한 지점은 인제(ID: 211) 지점으로 44.9mm/d로 나타났다. 경남지방의 지점별 시간당 강수량은 창원(ID: 115.1 mm/d), 통영(ID: 162) 93.3mm/d, 진주(ID: 192) 104.4mm/d, 거창(ID: 284) 90.9mm/d, 합천(ID: 285)

98.4mm/d, 밀양(ID: 288) 88.1mm/d, 산청(ID: 289) 151.2mm/d, 거제(ID: 294) 136.9mm/d, 남해(ID: 295) 136.7mm/d로 나타났으며, 지속시간 1시간의 경우와 마찬가지로 태풍에 의한 일강수량도 대체로 한반도의 내륙역의 다른 관측 지점들에 비하여 많은 양의 태풍 강수량을 기록한 것으로 분석되었다.

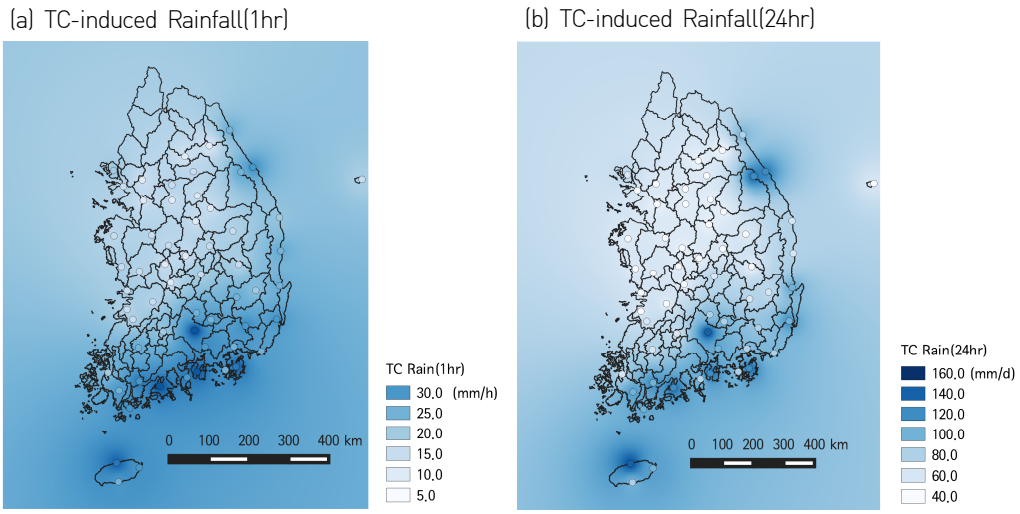


Figure 12 한반도 태풍에 의한 강수량 분석결과(지속시간 1hr, 24hr)

3.2.5.2 엘니뇨 패턴 변화에 따른 태풍활동 영향

Figure 13은 엘니뇨 발생 시기의 북서태평양 지역에서 발생한 태풍 중 한반도에 영향을 태풍을 살펴본 결과이다. 엘니뇨의 발달기(developing)에는 10.2%, 쇠퇴기(decaying)에는 3.0% 증가 하였으며, 중앙태평양 엘니뇨의 발달기에는 8.9% 증가, 쇠퇴기에는 12.1%감소하였다. 또한 라니냐 발달기에는 14.2%감소, 쇠퇴기에는 4.7% 증가하였다. 특히 북서태평양 지역 태풍의 발생 패턴의 중앙값의 변화는 주목할 만하며, 엘니뇨가 발달하기 시작하는 시기에는 평년에 비하여 다소 늦은 8월말에서 9월초에 태풍발생 빈도가 높아지고 있음을 확인할 수 있다.

Figure 14은 엘니뇨 발생 시기에 북서태평양 지역에서 발생한 태풍 중 한반도에 영향을 미친 태풍의 특성을 살펴본 결과이다. 한반도 영향 태풍의 경우, 엘니뇨의 발달기에는 25.0% 증가, 쇠퇴기에는 53.1% 감소하였으며, 중앙태평양 엘니뇨의 발달

기에는 14.6% 증가, 쇠퇴기에는 27.1%감소하였다. 또한 라니냐의 발달기에는 31.2% 감소, 쇠퇴기에는 25.0%증가하였다. 특히 엘니뇨 발생 시기에 한반도 영향 태풍 발생패턴은 평년과 비슷하며, 라니냐 시기에는 다소 늦은 8월 중순에서 하순경에 태풍 발생의 중앙값이 존재하고 있음을 확인할 수 있다.

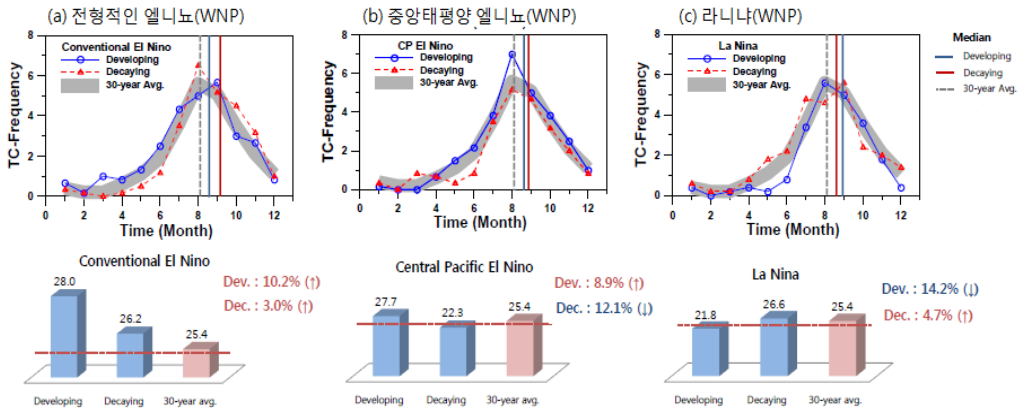


Figure 13 서로 다른 엘니뇨 패턴 변화에 따른 중앙태평양(WNP)지역 태풍발생변화

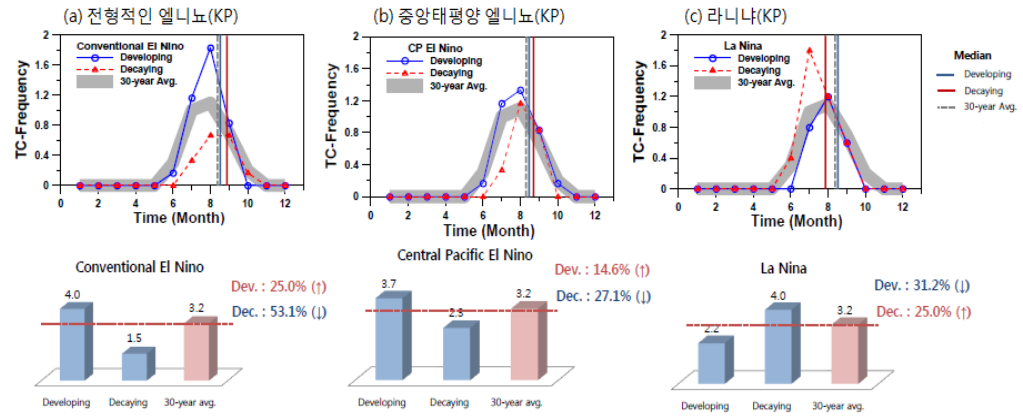


Figure 14 서로 다른 엘니뇨 패턴에 따른 한반도(KP) 영향 태풍의 변동특성

3.2.5.3 엘니뇨 패턴 변화에 따른 한반도 태풍강수 영향

Figure 15와 16은 서로 다른 엘니뇨에 따른 한반도 영향 태풍의 1시간과 24시간 지속시간 강수량의 증감 패턴을 분석한 결과이다(분석결과는 엘니뇨 쇠퇴기임). 그림

에서 보는 바와 같이 CT엘니뇨 시기에는 한반도 영향 강수량이 대부분 지역에서 감소하는 것을 확인할 수 있으며, 지속시간 1시간에서 평균 -23.9% 감소, 지속시간 24시간에서 평균 -11.8% 감소하는 것으로 분석되었다. 또한 WP 엘니뇨 시기와 라니냐 시기에는 한반도에 태풍에 의한 강수가 감소하는 지역과 증가하는 지역이 공존하여 나타나 뚜렷한 패턴을 찾을 수는 없으나, WP 엘니뇨 시기에는 태풍에 의한 지속시간 1시간에서 평균 3.8%증가(중북부 지역 증가, 남서부지역 감소), 지속시간 24시간에서 -0.9%감소(서부지역 감소, 동부해안지역 증가) 하는 것으로 분석되었으며, 라니냐 시기에는 태풍에 의한 지속시간 1시간에서 평균 1.4%증가(중서부 지역 증가, 중북부지역 감소), 지속시간 24시간에서 -3.9%감소(서부일부 지역 증가) 하는 것으로 분석되었다.

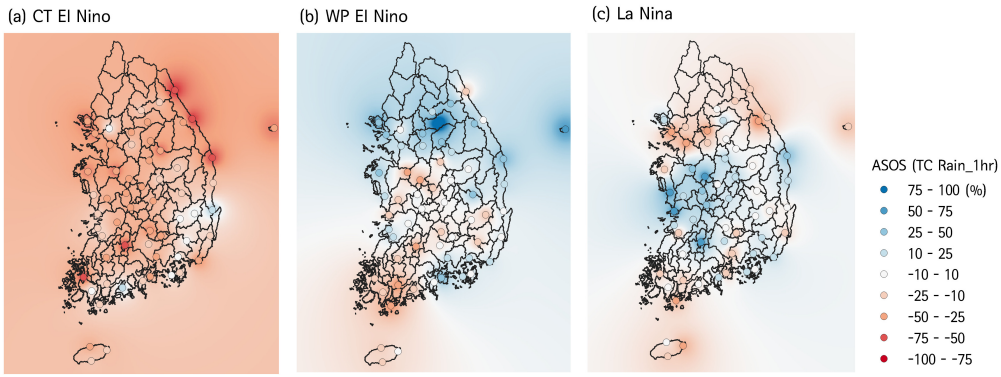


Figure 15 엘니뇨 패턴에 따른 한반도 영향 태풍 강수증감 분석(1hr-duration)

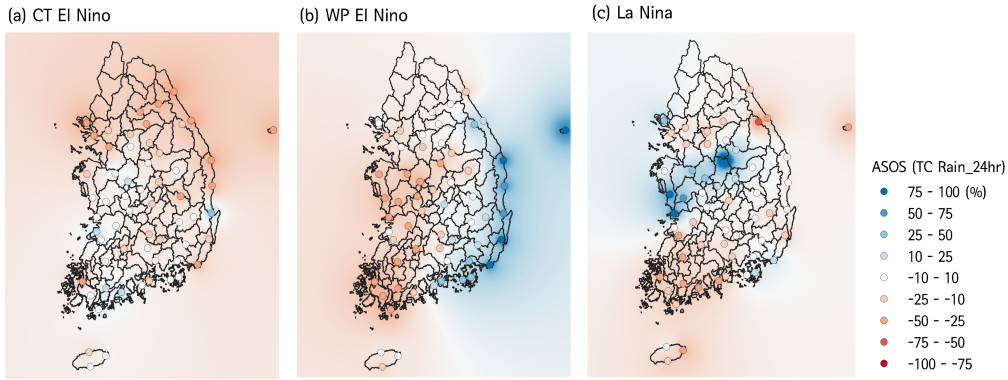


Figure 16 엘니뇨 패턴에 따른 한반도 영향 태풍 강수증감 분석(24hr-duration)

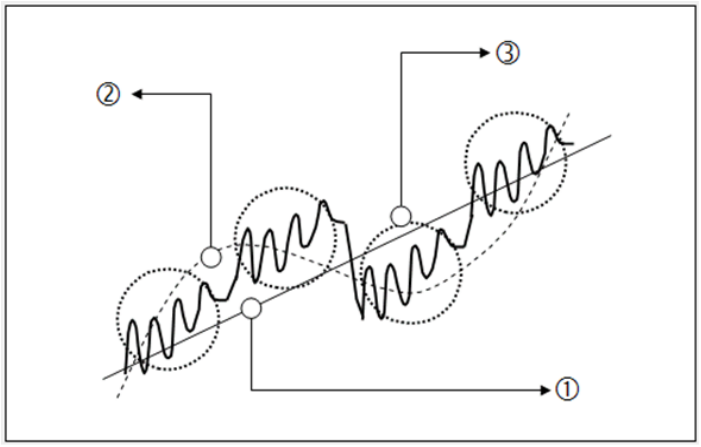
4. 시계열 예측 모형 개발

4.1 시계열 자료 분석

시계열 자료(time series data)는 시간과 더불어 관측된 횡단면(cross sectional data) 자료를 말하며, 매 단위시간(일, 월, 분기, 년 등)에 따라 규칙적으로 측정되어 생성된 자료를 의미한다. 시계열자료를 분석하기 위해서는 기술(description), 예측(forecasting), 설명(explanation), 제어(control)의 네 가지 과정을 수행하게 된다(Chafield, 1980). 네 가지 모두 중요하지만 상대적으로 예측에 무게가 실리게 된다. 예측이라 함은 미래에 일어날 상황을 미리 알고자 하는 것이므로 누구나 알고 싶어 하는 것이지만 사실 정확한 예측을 한다는 것은 매우 어려운 일이 아닐 수 없다. 또한 예측결과를 얻었다 하더라고 이를 인정받기 위해서는 타당한 근거와 논리가 준비되어 있어야 한다. 시계열자료의 경우 과거의 자료로부터 얻어진 변화의 패턴이 미래에도 유지될 것이라는 가정을 하고 이것을 전제로 예측을 하게 된다.

4.1.1 시계열 구성요인

시계열의 분석단계 중 기술 부분에서 시계열 자료의 패턴을 찾기 위한 처음 출발선은 시도표에 의해 시계열의 구성요인을 파악하는 것이다. 시계열의 구성요인을 살펴보면, ① 추세요인(trend factor): 기술의 변화, 소비행태의 변동, 인구변동, 인플레이션이나 디플레이션 등의 영향을 받아 시계열 자료에 영향을 주는 장기 변동요인이다. ② 순환요인(cycle factor): 통상적으로 2년에서 10년의 주기를 가지고 순환하는 시계열의 구성요소로 중기 변동요인에 해당한다. '경기가 바닥을 통과하였다'라는 말처럼 경기주기는 순환요인의 적절한 예이다. ③ 계절요인(seasonal factor): 주로 1년을 단위로 발생하는 시계열의 변동요인으로 추세나 순환요인에 비하여 상대적으로 단기변도에 해당하며, 월 효과나 분기 효과 등이 좋은 예가 된다. ④ 불규칙요인(irregular factor): 측정 및 예측이 어려운 오차변동을 의미한다. 측 시계열을 위의 세 가지 요인으로 설명하고 남은 변동을 의미한다고 보아도 무리가 없을 것이다. 다음 Figure 17은 개념적이지만 시도표에서 나타나는 시계열의 구성요인을 보여주고 있다.



① 추세요인
(trend factor)
- 시계열에 변화를 주는 장기변동

② 순환요인
(cycle factor)
- 시계열에 변화를 주는 중기변동

③ 계절요인
(seasonal factor)
- 1년을 주기로 발생하는 단기변동

불규칙요인 (irregular factor) – 측정 및 예측이 어려운 오차변동을 의미한다. 시계열을 위의 세 가지 요인으로 설명하고 남은 변동을 의미한도고 보아도 무방하다.

Figure 17 시계열 자료의 구성요인(박유성과 김기환, 2002)

4.1.2 시계열 분석 방법

시계열을 분석하는 방법을 나누는 기준은 시간에 따른 변동성과 시계열의 차수이다. 먼저 시계열의 시간에 따른 변동성에 대해 알아보면, 변동이 작은 시계열과 변동이 큰 시계열은 시계열의 구성요소가 어떻게 움직이느냐에 따라 영향을 받게 된다. 시계열의 구성요소가 시간에 의존한다는 의미는 어떤 선형모형에서 회귀계수가 시간에 따라 변화한다는 것을 의미한다. 시계열의 구성요소가 단지 불규칙요인에 의해서만 매우 적은 변동을 보인다면 회귀분석을 사용하여 장기예측이 가능하지만 대부분의 시계열은 시간에 의존하여 구성요소가 빠르게 변화하는 양상을 보이므로 예측이 어려워지게 되고 예측을 하더라고 짧은 기간에 대하여 예측을 실시하는 단기예측만을 실시한다. 본 연구에서 사용한시계열 자료 중 경남지역 월강수량 자료의 경우 빠른 시간변화 패턴을 보이는 자료로서 단기예측(12개월)을 실시하였고, 기후지수의 경우 장기예측(24개월 이상)을 실시하였다.

4.1.3 정상확률과정

정상확률과정(stationary process)은 ① 평균이 일정하다(모든 t에 대하여

$E(z_t)=\mu$)와, ② 분산이 존재하며 상수이다(모든 t에 대하여 $Var(z_t)=\gamma(0)<\infty$), 그리고 ③ 두 시점 사이의 자기공분산은 시차(time lag)에 만 의존 한다(모든 t와 s에 대해 $Cov(z_t,z_s)=\gamma(|t-s|)$) 는 세 조건을 만족하는 확률과정을 정상시계열이라고 한다. 추세를 갖는 시계열, 계열값의 변동이 증가하거나 감소하는 경향을 갖는 시계열, 시계열이 일정한 형태의 반복이 없는 경우는 정상시계열의 범주에 들지 못한다. 한 정상시계열 $\{z_t\}$의 평균은 $E\{z_t\}=0$로 가정한다. 만약 한 시계열의 평균 $E\{z_t\}\neq 0$이라면 z_t가 정상시계열이기 때문에 z_t의 평균 μ를 z_t에서 제거해줌으로서, 즉 z_t대신에 $z_t-\mu$를 이용하여 항상 $E\{z_t\}=0$로 가정할 수 있다. 다음 Figure 18은 정상성조건을 모두 만족하는 시계열의 시도표이며, 위의 세 조건을 모두 만족하는 정상시계열이란 매우 제한적인 모습을 갖게 된다.

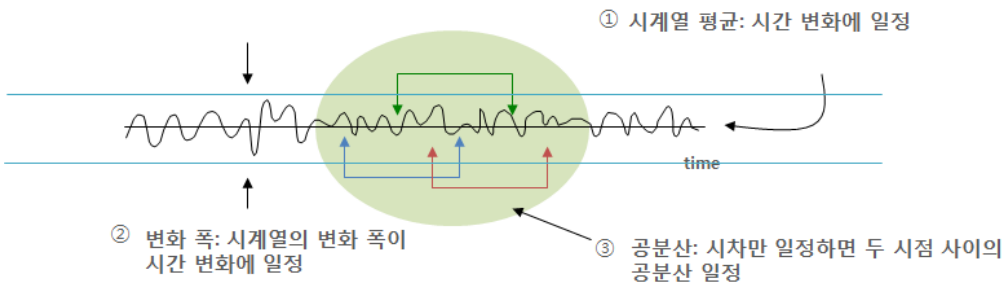


Figure 18 정상조건을 만족하는 시계열 시도표

4.2 시계열 예측 모형

본 연구에서 경남지역 기상관측 지점별 월강수량 시계열 예측과 기후지수의 시계열 예측을 위하여 사용한 시계열 예측모형은 다음의 총 5가지 모형이다.

- AR(p) 자기회귀과정(autoregressive process)모형
- MA(q): 이동평균과정(moving average process)모형
- ARMA(p,q): 자기회귀이동평균과정(autoregressive moving average process)모형
- ARIMA(p,d,q)x(P,D,Q)12: 승법 계절형 ARIMA(autoregressive integrated

moving average)모형

■ VARMA(vector autoregressive moving average) 모형

계절로 인한 비정상성을 다분히 띄고 있는 월강수량 시계열 자료의 경우 위에서 언급한 5개의 모형(AR, MA. ARMA, ARIAM, VARMA)을 모두 사용하였으며, 기후지수의 시계열 예측에는 3개의 모형(AR, ARMA, VARMA)을 사용하였다. 본 연구에서 사용한 시계열 예측 모형 방법과 특징을 각각 정리하였으며, 주요 내용은 (박유성과 김기환, 2002)의 정리 내용을 참고하였다.

4.2.1 자기회귀과정 모형

자기회귀과정(autoregressive process)은 AR(p)과정이라고 하며 시계열의 현재 값은 과거의 영향을 받아 실현된다고 가정하는 것으로 상식적으로도 매우 타당하다고 볼 수 있는 예측 모형이다.

4.2.1.1 AR(1)과정

AR(p)과정에 p=1 경우를 말하며, AR(1)과정은 $|\Phi| < 1$이라는 가정 하에서 다음 Eq. (8)과 같은 구조식을 갖는 모형이다.

$$z_t = \Phi_1 z_{t-1} + a_t \tag{8}$$

여기서 a_t는 평균이 0이고 분산이 σ^2인 백색잡음과정이고 모든 $k>0$에 대해 Cov (a_t, z_{t-k})=0이 만족 된다. 즉 무상관관계임을 의미한다. 위의 식에서 정의된 AR(1)과정은 z_t를 설명하는데 가장 최초의 값인 z_{t-1}이 가장 많은 정보를 가지고 있고 시간이 과거로 갈수록 정보의 양이 줄어드는 시계열자료에 적합한 모형이다. $|\Phi| < 1$이라는 가정 하에 다음 Eq. (9)을 얻을 수 있다.

$$\gamma(k) = Cov(z_t, z_{t-k}) = \Phi^k Var(z_{t-k}) = \Phi^k \gamma(0) \tag{9}$$

이 식에 다시 $\gamma(0)$를 양변에 나누어 주면, 다음 Eq. (10)과 같이 Φ는 1차 자기상관계수와 같아지게 된다.

$$Corr(z_t, z_{t-k}) = \Phi^k \tag{10}$$

즉 z_{t-1}이 z_t를 설명하는데 Φ만큼의 상관관계를 가지고 있고 z_{t-k}는 z_t를 설명하는 Φ^k, $k>2$만큼의 상관계수를 가지고 있으므로 시간이 과거로 갈수록 즉 z_t에 대한 z_{t-k}의 정보는 지수적으로 감소하게 된다.

4.2.1.2 AR(2)과정

AR(2)과정은 시계열 자료가 월별로 측정되었다고 했을 때 현재의 시계열 자료는 1개월 전과 2개월 전의 자료로부터 많은 영향을 받는 것으로 보는 모형이다. 모형식은 다음 Eq. (11)으로 AR(1)과정에서 자연스럽게 확장된다.

$$z_t = \Phi_1 z_{t-1} + \Phi_2 z_{t-2} + a_t \tag{11}$$

여기서 a_t는 평균이 0이고 분산이 σ^2인 백색잡음과정이고 모든 $k>0$에 대해 $Corr(a_t\ ,\ z_{t-k}) = 0$이 된다. 시계열 z_t가 정상시계열이라는 가정 하에서 시계열 z_t의 분산을 이용하여 기댓값을 취한 후 전개하여 $\gamma(0)$에 관하여 정리하면, 다음 Eq. (12)와 같이 나타낼 수 있다.

$$\gamma(0) = \frac{(1-\Phi_2)\sigma^2}{1+\Phi_2\left\{(1-\Phi_2)^2 - \Phi_1^2\right\}} \tag{12}$$

여기서, Φ_1과 Φ_2의 추정치를 구하게 되면 AR(2)과정의 자기상관을 모든 시차에 대하여 구할 수 있게 된다. AR(1)과정의 경우 시계열 z_t정상시계열임을 가정하였을 때 $|\Phi|<1$이라는 가정을 하였다. AR(2)과정의 경우도 시계열 z_t가 정상시계열임을 가정하고 있으므로 이 가정을 만족시킬 수 있는 Φ_1과 Φ_2의 범위를 결정하여야 한다. $\gamma(0)>0$을 만족해야하므로 부호를 비교하는 방법을 사용하면, 다음 Eq. (13)을 구할 수 있다.

$$\Phi_1 + \Phi_2 < 1,\ \Phi_2 - \Phi_1 < 1,\ -1 < \Phi_2 < 1 \tag{13}$$

4.2.1.3 AR(p)과정

AR(1)과정과 AR(2)과정을 일반화 시킨 것이 차수 p를 가지고 있는 자기회귀과정(autoregressive process with order p)이라 하고 AR(p)과정이라고 표기 한다. 즉 z_t를 설명하는데 z_{t-1}, z_{t-2}, ... , z_{t-p}는 정보를 가지고 있고 z_{t-p}이후의 값은 지수적으로 감소하는 정보를 가지는 시계열에 적합한 모형이다. AR(p)과정의 수학적 모형은 다음 Eq. (14)과 같이 표현할 수 있다.

$$z_t = \Phi_1 z_{t-1} + \Phi_2 z_{t-2} + ... + z_{t-p} + a_t \tag{14}$$

이 모형 역시a_t는 평균이 0이고 분산이 σ^2인 백색잡음과정이고 모든 $k>0$에 대해 $Corr(a_t\ ,\ z_{t-k}) = 0$임을 가정하고 있다.

AR(p)과정의 자기상관함수는 다음 Eq. (15)과 같이 나타낼 수 있다.

$$\rho(k) = \Phi_1 \rho(|k-1|) + \Phi_2 \rho(|k-2|) + ... + \Phi_p \rho(|k-p|) \tag{15}$$

이 식을 율-워커(Yule-Walker)방정식 이라 하며, 자기 공분산함수가 주어졌을 때 위의 식으로부터 파생되는 p개의 연립방정식을 풀어 AR계수들을 구할 수 있다.

4.2.2 이동평균 과정 모형

4.2.2.1 MA(1)과정

MA(1)과정을 이동평균과정에 따라 표현하면 다음 Eq. (16)과 같다.

$$z_t = \mu + a_t + \theta a_{t-1} \tag{16}$$

여기서 a_t는 평균이 0이고 분산이 σ^2인 백색잡음과정이다. 과거 한 시점 전까지의 백색잡음과정 a_{t-1}까지를 이용하게 되므로 MA(1)이라고 한다. MA(1)과정의 모형식은 편리성을 위하여 좀 다른 표현을 사용하는데 $\mu = 0$이라는 가정 하에서 $z_t = \mu + a_t + \theta a_{t-1}$ 대신 $z_t = a_t - \theta a_{t-1}$와 같은 표현법을 주로 사용한다.

MA(1)의 자기공분산함수와 자기상관함수는 다음과 같으며, 아래의 Eq. (17), (18)을 통하여 산정할 수 있다.

$$Cov(z_t,\, z_{t-k}) = \begin{cases} -\theta\sigma^2 & k=1 \\ 0 & k \geq 2 \end{cases} \tag{17}$$

$$Corr(z_t,\, z_{t-k}) = \begin{cases} \dfrac{-\theta}{1+\theta^2} & k=1 \\ 0 & k \geq 2 \end{cases} \tag{18}$$

이는 z_t를 설명하기 위해 오직 z_{t-1}만이 정보를 가지게 됨을 알 수 있다. 여기서 추가적으로 알 수 있는 중요한 사실은 MA(1)과정을 따르는 시계열은 정상시계열의 조건을 만족하는 시계열이라는 것이다.

4.2.2.2 MA(q)과정

위의 식 $z_t = a_t - \theta_1 a_{t-1}$의 일반화된 모형, 즉 z_{t-1}, z_{t-2}, ... , z_{t-p}만이 z_t를 설명하기 위한 정보를 가지고 있을 때의 모형은 아래와 같은 Eq. (19)이 되며, 이를 MA(q)과정이라고 표시한다.

$$z_t = a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \ldots - \theta_{q-1} a_{t-q+1} - \theta_q a_{t-q} \tag{19}$$

MA(q)과정의 자기공분산함수와 자기상관함수는 다음 Eq. (20), (21)과 같이 표현할 수 있다.

$$Cov(z_t,\, z_{t-k}) = \begin{cases} (-\theta_k + \theta_1\theta_{k+1} + \ldots + \theta_{q-k}\theta_q)\sigma^2 & k \leq q \\ 0 & k > q \end{cases} \tag{20}$$

$$Corr(z_t,\, z_{t-k}) = \begin{cases} \dfrac{-\theta_k + \theta_1\theta_{k+1} + \ldots + \theta_{q-k}\theta_q}{1+\theta_1^2 + \ldots + \theta_q^2} & k \leq q \\ 0 & k > q \end{cases} \tag{21}$$

시차 q에서 절단된 패턴(cut-off pattern)을 가지게 되며 MA(q)과정은 AR(p)과정과 달리 항상 정상성조건을 만족함을 알 수 있다. MA과정의 특성상 늘 정상성조건을 만족하기 때문에 MA(1)과정과 외형상 큰 차이가 없다.

4.2.3 ARMA(p,q)모형

ARMA(p,q)모형은 대표적인 모수적 확률모형이며, 정상확률과정에서 자귀회기이동평균과정(autoregressive moving average process)으로 표기된다. 시계열의 구성요소가 빠르게 변동할 때 유용한 모형이며, 모형의 식별(Identification), 추정(Estimation), 검진(Diagnostic checking)의 3단계로 구성이 되된다. 여기서 자기회귀과정(autoregressive process)은 AR(p)로 표현이 되며, 이동평균과정(moving average process)은 MA(q)로 표현되고, 자귀회기이동평균과정(autoregressive moving average process)은 ARMA(p,q)로 표현될 수 있다. 따라서 시계열 z_t가 두 확률과정(AR(p), MA(q))에 의하여 각자 설명되기 보다는 두 확률과정이 동시에 작동하고 있음을 의미하는 모형이다. 그러므로 AR(p)과정의 식과 MA(q)과정의 식을 합쳐보면, 다음 Eq. (22)가 된다.

$$z_t = \Phi_1 z_{t-1} + \cdots + \Phi_p z_{t-p} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \cdots - \theta_q a_{t-q} \tag{22}$$

이를 ARMA(p,q)과정이라고 표기한다. 그러므로 ARMA(p,0)는 AR(p)과정이 되고 ARMA(o,q)는 MA(q)과정이 된다.

4.2.4 ARIMA(p,d,q)×(P,D,Q) 모형

계절로 인한 비정상성을 해결하기 위해 계절차분(seasonal differencing)방법을 쓰며 계절성의 주기를 s라고 할 때 계절차분은 다음 Eq. (23)과 같이 정의된다.

$$\nabla_s z_t = z_t - z_{t-s} \tag{23}$$

이때 시점 t와 시점 t-s는 동일 계절에 속하기 때문에 계절차분 이후 계열 $\{\nabla_s z_t ; t = s+1, \ldots, T\}$는 더 이상 기댓값에 있어서는 계절성을 갖지 않는다. $\nabla_s z_t$를 D번 시행한 것을 $\nabla_s^D z_t$로 표기할 때, 순수계절형 ARIMA 모형은 다음 Eq. (24)와 같이 정의된다.

$$\Phi(B^s)\nabla_s^D z_t = \Theta(B^s)\alpha_t \tag{24}$$

여기서 D는 통상 1이고 α_t는 기존의 비계절형 ARIMA(p,d,q)로 모형화 될 수 있는

확률변량으로서 계절수정계열(seasonally adjusted series, deseasonalized series)로 생각될 수 있다. 비계절형 시계열 ARIMA 모형은 다음 Eq. (25)와 같다.

$$\phi(B)\nabla^{d}\alpha_t = \theta(B)\alpha_t \tag{25}$$

여기서 α_t는 평균이 0, 분산이 σ^2인 정규분포를 따르는 백색잡음이다. Eq. (2)와 Eq. (3)을 함께 표현하면 ARIMA(p,d,q)×(P,D,Q)s 라고 하는 다음의 Eq. (26)와 같은 승법계절형 ARIMA (multiplicative seasonal ARIMA) 모형을 얻을 수 있으며 차분계절이 평균 $E(\nabla_s^D\nabla^d z_t) = \mu$를 갖도록 승법계절형 ARIMA 모형을 나타내면 Eq. (27)과 같다(박유성과 김기환, 2005).

$$\phi(B)\Phi(B^s)\nabla_s^D\nabla^d z_t = \theta(B)\Theta(B^s)\alpha_t \tag{26}$$

$$\phi(B)\Phi(B^s)\left\{\nabla_s^D\nabla^d z_t - \mu\right\} = \theta(B)\Theta(B^s)\alpha_t \tag{27}$$

계절형 ARIMA 모형의 식별, 추정, 진단 및 예측은 비계절형 ARIMA 모형의 식별, 추정, 진단 및 예측 방법의 확장으로 근본적으로는 동일하다. 다만 모형의 식별에서 비계절형과 계절형 ACF, PACF로 각각 나누어 모형식별을 한다는 차이점이 있다.

4.2.5 VARMA(p,q) 모형

다변량시계열(multi variate time seires)분석법에 근거한 상태공간모형(state space model)은 벡터(vector)와 행렬(matrix)을 이용하게 된다. 어떤 두 시계열을 $\{z_{1,t} : t = 1, 2, \cdots, T\}$, $\{z_{2,t} : t = 1, 2, \cdots, T\}$라 하며, 두 시계열이 각각 $AR(1)$과정을 따른다고 할 때, 이를 모형화하면 다음 Eq. (28), (29)와 같다.

$$z_{1,t} = \phi_{11} z_{1,t-1} + a_{1,t} \tag{28}$$

$$z_{2,t} = \phi_{21} z_{1,t-1} + a_{2,t} \tag{29}$$

이는 두 시계열을 독립적인 관계로 표현하였을 뿐 어떠한 관계도 고려하지 못한다. 이런 점을 개선하기 위하여 모형을 다음 Eq. (30), (31)과 같이 만들 수 있다.

$$z_{1,t} = \phi_{11} z_{1,t-1} + \phi_{12} z_{2,t-1} + a_{1,t} \tag{30}$$

$$z_{2,t} = \phi_{21} z_{2,t-1} + \phi_{22} z_{2,t-1} + a_{2,t} \tag{31}$$

위의 식은 두 시계열의 연관성을 나타내기 위하여 $\phi_{1,2} z_{2,t-1}$과 $\phi_{2,2} z_{1,t-1}$을 추가해준 것이며, 다음 Eq. (32)와 같이 벡터로 표현할 수 있다.

$$\begin{pmatrix} z_{1,t} \\ z_{2,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \phi_{11}\, \phi_{12} \\ \phi_{21}\, \phi_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} z_{1,t} \\ z_{2,t} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} a_{1,t} \\ a_{2,t} \end{pmatrix} \tag{32}$$

여기서, 위의 Eq. (32)는 $Z_{t=} \Phi_1 Z_{t-1} + a_t$ 또는 $(I - \Phi_1 B) Z_t = a_t$로 표현할 수 있으며, 시계열 벡터 Z_t가 VAR(1)과정 (first order vector autoregressive process)을 따른다고 한다.

또한, 시계열 $z_{1,t}$와 $z_{2,t}$가 $MA(1)$과정을 따른다고 하면, 시계열벡터 Z_t가 VMA(1)(first order moving average process)을 따르는 경우이다. 이를 모형화 하면 다음 Eq. (33)과 같이 표현할 수 있다.

$$\begin{pmatrix} z_{1,t} \\ z_{2,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1\ 0 \\ 0\ 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} a_{1,t} \\ a_{2,t} \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} \theta_{11}\, \theta_{12} \\ \theta_{21}\, \theta_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} a_{1,t-1} \\ a_{2,t-1} \end{pmatrix} \tag{33}$$

식(3)은 다시, $Z_{t=} a_t - \Theta_1 a_{t-1} = (1 - \Theta_1 B) a_t$로 표현할 수 있다.

위의 Eq. (32)와 Eq. (33)를 바탕으로 $VARMA(p,q)$를 정의하면, 다음 Eq. (34)와 같이 확장할 수 있다.

$$\left(1 - \Phi_1 B - \Phi_2 B^2 - \cdots \Phi_p B^p\right) z_t = \left(1 - \Theta_1 B - \Theta_2 B^2 - \cdots \Theta I_q B^q\right) a_t \tag{34}$$

$VARMA$모형은 $ARMA$모형과 마찬가지로 정상성조건을 만족하는 정상시계열만을 분석대상으로 하며, 다변량정상성조건(multivariate stationary condition)을 만족하는 시계열을 대상으로 한다.

4.3 비정상시계열의 정상화

대부분의 시계열은 비정상시계열의 특징인 추세의 변동과 분상의 변동을 보인다.

따라서 비정상시계열을 정상화 하여야 하며, 비정상시계열을 정상시계열로 만드는 첫 번째 조치로서 분산을 상수화하기 위해 변환법을 적용한다. 이를 위한 방법으로 일반적으로 대수변환법을 이용한다. 또한 선형추세를 갖는 시계열을 정상확률과정으로 모형화 하기 위해서는 차분(differencing)을 실시한다. 경남지역 지점별 강수량 자료의 시계열 예측을 위하여 Box-Jenkins의 ARIMA 방법론에서는 모형의 식별(identification), 추정(estimation), 검진(diagnostic checking)의 세 단계를 거쳐 예측(forecasting)을 수행하고, 계절로 인한 비정상성을 해결하기 위해 계절차분(seasonal differencing)방법을 사용한다.

4.3.1 분산의 안정화

실제 자료분석에서는 시도표를 통한 목측에 의하여 분산안정화(variance stabilizing) 여부를 판단하게 된다. a 값(변환모수)에 따라 다양한 형태의 멱변환이 가능하며 다소 복잡한 연산을 통하여 분산안정화를 이루는 최적의 a값도 찾을 수 있다. 주로 사용되는 멱변환은 다음 Table 9와 같으며, 본 연구에서는 $\log z_t$ 변환을 실시하였다.

Table 9 주로 사용되는 멱변환의 종류

a	-1.0	-0.5	0.0	0.5	1.0
분산안정화변환	$\frac{1}{z_t}$	$\frac{1}{\sqrt{z_t}}$	$\log z_t$	$\sqrt{z_t}$	z_t

4.3.2 추세의 제거

정상시계열의 평균은 일정해야 하기 때문에 정상시계열은 추세를 가질 수 없다. 따라서 선형추세를 갖는 시계열을 정상확률과정으로 모형화하기 위해서 차분(differencing)을 실시한다. 비정상시계열을 정상시계열로 만드는 첫 번째 조치로서 분산을 상수화하기 위해 변환법을 적용한다. 이를 위한 방법으로 일반적으로 대수변환법을 이용하고 있다. 원자료에 대하여 Box-Cox변환을 실시하여 분산의 안정화를 시키기 위하여 각 시계열 자료에 자연로그변환과 1차 차분(1st differencing)을 적용한 후의 시계열에서도 여전히 계절주기 12를 가지는 계절성의 비정상성을 보임을 알

수 있었다. 따라서 시계열자료의 계절성의 비정상성 제거를 위한 계절차분(seasonal differencing)을 실시하여야 한다. 본 연구에서는 경남 지역의 강수량 관측 시계열 자료에 대하여 Box-Cox변환을 실시한 후 1차 차분과 계절차분을 수행하였다.

1차 추세가 존재한다고 판단되는 경우, 다음 Eq. (35)와 같이 1차 차분(first differencing)을 실시한다.

$$\nabla z_t \equiv z_t - z_{t-1} = (1-B)z_t \tag{35}$$

1차 차분한 시계열 자료에 2차 추세가 존재한다고 판단되는 경우, 다음 Eq. (36)과 같이 2차 차분(second differencing)을 실시한다.

$$\begin{aligned} \nabla^2 z_t \equiv \nabla\nabla z_t &= (z_t - z_{t-1}) - (z_{t-1} - z_{t-2}) \\ &= (1-B)^2 z_t = (1-2B-B^2)z_t \\ &= z_t - 2z_{t-1} + z_{t-2} \end{aligned} \tag{36}$$

계절로 인한 비정상성을 해결하기 위해 계절차분(seasonal differencing)방법을 쓰며 계절성의 주기를 s라고 할 때 수문시계열 자료에서 $s=12$를 취하면 Eq. (37)이 된다.

$$\begin{aligned} \nabla_{12}\nabla - z_t^{-1/2} &= \nabla_{12}\left\{ - z_t^{-1/2} - \left(- z_{t-1}^{-1/2} \right) \right\} \\ &= - (z_t)^{-1/2} + (z_{t-1})^{-1/2} + (z_{t-12})^{-1/2} - (z_{t-13})^{-1/2} \end{aligned} \tag{37}$$

각 시계열자료의 자연로그변환과 1차차분을 거쳐 계절성분을 제거하기 위해 계절차분을 적용한 후의 시계열인 $\{(1-B)(1-B^{12})\ln z_t\}$의 시도표를 그려서 더 이상의 비정상성이 보이지 않음을 확인할 수 있다. 시계열 분석 시 원 자료의 차분을 거친 자료의 ACF, PACF를 확인하여 모형의 차수를 결정하였고, 차분을 거친 수문시계열자료의 추세와 주기성이 사라지고 분산이 안정화되었음을 확인하였다.

4.3.3 모형의 식별

시계열이 적절한 변환을 통하여 정상화된 후에는 정상시계열의 ACF와 PACF를 가

지는 모형을 잠정적으로 선택해야 하며, 이 과정을 모형의 식별(model identification)이라 한다. 근본적으로 AR(p) 모형은 PACF에서 절단점으로부터 p를 정할 수 있고, MA(q) 모형은 ACF의 절단점으로부터 q를 정할 수 있다. 그러나 ACF와 PACF의 특징을 이용하여 p와 q의 값을 결정하기 위해서는 많은 경험이 필요하다. ACF, PACF 도시하여 분석한 결과 시계열 자료 모두 12개월을 주기로 강한 자기상관을 나타내는 것을 확인 할 수 있었다.

본 연구에서는 자기상관함수(ACF)와 편자기상관함수(PACF)를 참고로 하여 분석 시계열자료의 모형차수 범위를 결정하였고, 일반적으로 모형선택의 기준으로 사용되는 통계량인 AIC (akaike's information criterion)와 SBC (schwartz's bayesian criterion)의 값이 가장 작은 모형을 선택하여 모형식별 및 차수결정에 이용하였다. AIC와 SBC는 Eqs. (38), (39)과 같이 정의된다.

$$\mathrm{AIC}=n\ln\widehat{\sigma^2}_{\epsilon}+2(p+q) \tag{38}$$

$$\mathrm{SBC}=n\ln\widehat{\sigma^2}_{\epsilon}+2(p+q)\ln n \tag{39}$$

여기서, n은 시계열 관측값의 개수이며, $\widehat{\sigma^2}_{\epsilon}$는 $\sigma^2{}_{\epsilon}$의 최대가능도추정량이다. p+q는 일종의 벌칙함수로써 p와 q가 커짐에 따라 AIC값을 증가시키는 역할을 한다. 일반적으로 모형에 포함되는 모수의 개수가 증가하면 $\widehat{\sigma^2}_{\epsilon}$의 값은 작아지며, 따라서 AIC값도 작아질 것이나 추가되는 모수의 개수만큼 AIC값을 크게 하므로 모수를 많이 포함시키는 것이 반드시 AIC값을 줄이는 것은 아니다.

4.3.4 모형의 추정

모형내의 모수추정(model estimation)을 위해 사용되는 방법은 크게 세 가지가 있다. 첫 번째로, 조건부 최소제곱법(CLS; conditional least squares)으로 모수추정을 간편하게 하기 위하여 처음 몇 개의 관측값에 조건화 하거나 처음 몇 개의 잔차를 0으로 고정시킨 상태에서 잔차제곱합을 최소화하는 방법이다. 이 방법은 계산이 비교적 간단한 반면 처음 몇 관측값이 갖는 정보가 효율적으로 이용되지 못하는 단점이 있다. 두 번째로 비조건부최소제곱법(ULS; unconditional least squares)으로 앞의

방법에서와 같은 조건이 없이 잔차제곱합을 최소화하는 방법이다. 세 번째로 최우도 추정법(ML; maximum likelihood method)이 있으며, 이는 표본계열에 대한 우도를 수치적으로 최대화하는 방법으로 특히 많은 계산을 필요로 한다. 본 연구에서는 모형의 모수추정을 위한 방법 중 세 번째로 언급한 최우도추정법(ML)을 사용하였으며, 모수의 도함수 식은 Eq. (40)와 같다.

$$L(\Phi,\ \mu,\ \sigma_a^2) = \left(\frac{1}{2\pi\sigma_a^2}\right)^{n/2} \cdot (1-\Phi^2)^{1/2} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma_a^2} S(\Phi,\ \mu)\right\} \tag{40}$$

위의 Eq. (13)으로부터 관측된 시계열 $Z_1, Z_2, \ldots, Z_n$의 결합확률밀도함수의 모수 $\Phi, \theta, \mu, \sigma_a^2$의 가능도함수(Likelihood Function)를 최대화시킴으로서 모수를 구해 낼 수 있다.

4.3.5 모형의 검진

추정된 모형의 적합잔차가 백색잡음과 같이 완전히 랜덤한가의 여부를 확인하는 모형의 검진(model diagnostic checking)단계에서 사용되는 방법은 크게 두 가지가 있다. 하나는 적합잔차들의 자기상관함수(autocorrelation plot of residuals)인 ACF와 PACF를 그려보고 모든 시차에서의 자기상관 및 편자기 상관이 충분히 0에 가까운가를 확인하는 것이며, 다른 하나의 방법은 포트만토우검정법(portmanteau test)이다. 첫 번째로 적합잔차들의 자기상관함수를 그려보는 도식적 방법의 기준치는 $\pm 2/\sqrt{n}$을 사용하며, 이를 잔차분석(residual analysis)이라 한다. 두 번째 방법인 포트만토우검정법(portmanteau test)은 Box-Jenkins방법의 통계량을 Ljung and Box (1978)가 개선한 것으로 검정통계량은 Eq. (41)과 같고 귀무가설 H_0: "적합된 시계열 예측 모형이 타당하다."이다. 이것이 사실이라면 위의 Q통계량은 근사적으로 자유도가 $(K-p-q)$인 χ^2분포를 따른다.

$$Q = n(n+2)\sum_{k=1}^{K} \frac{r_k^2}{(n-k)} \tag{41}$$

여기서, n은 차분 후 시계열 예측모형의 적합에 쓰인 자료수이고 r_k는 시차 k의 잔차 간 자기상관이며 K(보통, $K = n/5$)는 분석자가 정한 충분히 큰 시차이다.

본 연구에서는ARMA(p,q), ARIMA(p,d,q)×(P,D,Q)$_{12}$, VARMA(p,q)로 추정된 모형의 적합잔차가 백색잡음과 같이 완전히 랜덤한가를 판단하기 위하여 잔차의 자기상관계수를 구하였으며, 각각의 포트만토우 검정분석 결과 통계량 모두 유의수준보다 큰 것을 확인하였다. 따라서 모형이 적합하다는 귀무가설을 기각하지 못하여 모형선택과 모수추정이 만족할 만한 수준임을 확인 하였다.

4.4 시계열 예측

Box-Jenkins 방법론에 따라 각 시계열에 적합한 모형을 구축하여 12개월 예측 값인 Z_{n+12}를 추정하였다. Box-Cox 변환을 통하여 원자료 시계열이 가지고 있는 추세와 경향, 분산을 제거한 후 모형의 식별과 추정, 검진의 과정을 거쳐 만들어진 시계열 예측모형을 통하여 예측을 실시하였다. 변환된 모든 시계열자료는 SSA (Singular Spectrum Analysis) 기법을 이용한 주성분분석(Principle Component Analysis, PCA)을 실시하여 원자료 시계열에 가장 적합한 RC (reconstructed component) 시계열 자료를 추출하여 예측 모형구축에 활용하였다(윤선권, APEC기후센터 연구보고서 2015-12). 경남 지역 지점별 월강우예측 기간은 2015년 1~12월까지이며, 열대태평양 지역 기후지수의 경우 2015년 10월 ~ 2017년 12월까지 2년 3개월이다. 본 연구에서 구축한 개별 통계 모형의 시계열 예측은 오픈소스 통계분석 패키지인 gretl (http://gretl.sourceforge.net/)을 이용하였다. Figure 19은 본 연구에서 실시한 시계열 자료 예측 과정에 대한 모식도이다.

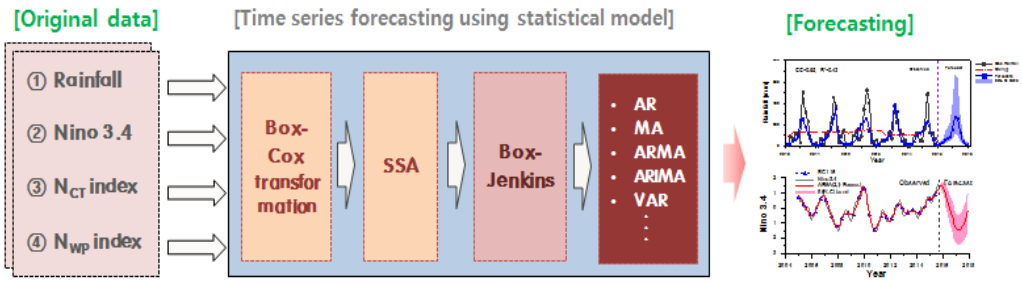


Figure 19 시계열 자료 예측 과정 모식도

4.4.1 모형 예측성 평가

시계열 예측 모형에 의한 월강우 예측성 평가를 위하여 상관계수(CC), 결정계수(R^2), 평균제곱근오차($RMSE$), 그리고 용적오차(VE)를 산정하여 관측과 예측의 결과를 비교·분석하였다.

관측과 모형에 의한 예측 결과의 통계적 상관성 분석을 위하여, 상관계수(CC)를 구하여 평가하였다. 일반적으로 상관계수는 두 변수 사이에 존재하는 관계의 특성과 정도에 대한 정보를 제공한다. 또한, 월강우량 관측과 시계열 모형에 의한 예측결과의 상관성에 기초한 회귀분석 식의 정확도를 판단하기 위하여 결정계수(R^2)를 산정하였다. 관측자료과 예측 자료간의 상관성을 분석하기 위한 상관계수는 Eq. (42)와 같이 나타낼 수 있으며, 결정계수는 Eq. (43)과 같다.

$$CC = \frac{\sum_{i=1}^{n}\left(x_i - \bar{x}\right)\left(y_i - \bar{y}\right)}{\left[\sum_{i=1}^{n}\left(x_i - \bar{x}\right)^2 \sum_{i=1}^{n}\left(y_i - \bar{y}\right)^2\right]^{1/2}} \tag{42}$$

$$R^2 = \frac{SSR}{SST} = 1 - \frac{SSE}{SST} \tag{43}$$

여기서, x_i는 월별 관측강우 시계열자료이며, y_i는 시계열 모형에 의한 월별예측강우 시계열자료이다. 또한, $\bar{x} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} x_i$이고, $\bar{y} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} y_i$이다. 또한 SST (total sum od squares)는 종속변수의 총분산이며, SSR (regression sum of squares)는 모형에서 설명되는 분산, SSE (error sum of squares)는 모형에서 설명이 되지 않는 분산 즉 잔차를 의미한다.

다음으로 관측과 예측의 오차에 대한 적합성을 판단하기 위하여 일반적인 통계지표로 많이 사용되는 평균제곱근오차(RMSE, Root Mean Square Error)의 합과 백분위 용적오차(VE)를 산정하여 평가하였으며, 각각의 식은 다음 Eqs. (44), (45)와 같이 나타낼 수 있다.

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n}(SC_i - SO_i)^2}{n}} \tag{44}$$

$$\left(\frac{\sum_{i=1}^{n} SC_i - \sum_{i=1}^{n} SO_i}{\sum_{i=1}^{n} SO_i} \right) \times 100(\%) \tag{45}$$

여기서, SC_i는 시계열 모형에 의하여 예측된 월별 예측 강우량이며, SO_i는 관측 월강우량, n은 자료의 개수를 의미한다.

4.4.2 월강수량 예측

Figure 20는 AR(p), MA(q), ARMA(p,q), ARIMA(p,d,q)×(P,D,Q)12, VARMA(p,q)의 다양한 통계예측 모형을 통하여 경남 지점별 월강수량을 예측한 결과이다. Z_{n+12}의 예측 시계열(forecasting series)과 원자료 시계열(observed series), 그리고 예측모형에 의한 결과의 평균값을 의미하는 MME (Multi Model Ensemble) 모형 결과를 나타내었다. 예측에 사용한 시계열자료는 지점별 관측 시점부터 2014년 12월까지의 월강우 관측자료이며, 예측은 2015년 1월부터 12월까지 실시하였다.

지점별 월강수량 예측 결과를 살펴보면(Table 10, 참고), 창원(ID: 155) 지점의 경우, 모형 상관계수는 MME 모형의 결과가 0.85로 가장 높게 나타났으며, 결정계수는 0.73으로 분석되었다. 평균제곱근오차와 용적오차가 가장 적은 모형은 AR(p) 모형(RMSE=84.9, VE=27.7)이며, MME 모형 결과 또한 두 번째로 양호한 기록하였다. 통영(ID: 162) 지점의 경우, 모형 상관계수는 VARMA(p,q)의 결과가 0.67로 가장 높게 나타났으며, 결정계수는 0.45로 분석되었다. 평균제곱근오차가 가장 작게 나타난 모형은 MA(q) 모형(RMSE=90.6)이며, 용적오차가 가장 작은 모형은 MA(q) 모형(VE=−0.4)으로 분석되었다. 진주(ID: 192) 지점의 경우, 모형 상관계수는 MME의 결과가 0.75로 가장 높게 나타났으며, 결정계수는 0.56로 분석되었다. 평균제곱근오차가 가장 작게 나타난 모형은 MME 모형(RMSE=88.0)이며, 용적오차가 가장 작은 모형은 ARIMA(p,d,q)×$(P,D,Q)_{12}$ 모형(VE=−3.3)으로 분석되었다. 거창(ID: 284)

지점의 경우, 모형 상관계수는 MME의 결과가 0.83로 가장 높게 나타났으며, 결정계수는 0.69로 분석되었다. 평균제곱근오차가 가장 작게 나타난 모형은 MME 모형(RMSE=86.3)이며, 용적오차가 가장 작은 모형은 AR(p) 모형(VE=11.2)으로 분석되었다. 합천(ID: 285) 지점의 경우, 모형 상관계수는 MME의 결과가 0.83으로 가장 높게 나타났으며, 결정계수는 0.69로 분석되었다. 평균제곱근오차가 가장 작게 나타난 모형은 MME 모형(RMSE=86.3)이며, 용적오차가 가장 적은 모형은 AR(p) 모형(VE=11.2)으로 분석되었다. 밀양(ID: 288) 지점의 경우, 모형 상관계수는 MME의 결과가 0.75로 가장 높게 나타났으며, 결정계수는 0.57로 분석되었다. 평균제곱근오차가 가장 작게 나타난 모형은 VAR(p) 모형(RMSE=88.8)이며, 용적오차가 가장 적은 모형은 MA(q) 모형(VE=21.0)으로 분석되었다. 산청(ID: 289) 지점의 경우, 모형 상관계수는 MME의 결과가 0.86으로 가장 높게 나타났으며, 결정계수는 0.73으로 분석되었다. 평균제곱근오차가 가장 작게 나타난 모형은 ARMA(p,q) 모형(RMSE=79.9)이며, 용적오차가 가장 적은 모형은 AR(p) 모형(VE=0.9)으로 분석되었다. 거제(ID: 294) 지점의 경우, 모형 상관계수는 MME의 결과가 0.59로 가장 높게 나타났으며, 결정계수는 0.34로 분석되었다. 평균제곱근오차가 가장 작게 나타난 모형은 MME 모형(RMSE=92.4)이며, 용적오차가 가장 작은 모형은 AR(p) 모형(VE=-1.9)으로 분석되었다. 마지막으로 남해(ID: 295) 지점의 경우, 모형 상관계수는 MA(q)의 결과가 0.67로 가장 높게 나타났으며, 결정계수는 0.45로 분석되었다. 평균제곱근오차가 가장 작게 나타난 모형은 MME 모형(RMSE=90.3)이며, 용적오차가 가장 작은 모형은 AR(p) 모형(VE=0.4)으로 분석되었다.

통계예측모형을 통하여 경남 지역의 지점별 월강우량 예측을 실시한 결과를 종합해보면, 상관계수가 0.59~0.82로 높게 나타났으며, 평균제곱근오차(RMSE) 또한 79.9~116.8의 분포를 보이는 것으로 분석되었다. 다만 6~10월 우기시에는 대부분 모형에 서 다소 과소 추정되는 경향을 보였으며, 일부 지점에서 2014년 강우량 자료의 경우 이상치에 가까운 극치강우가 관측되어 강우량 예측 결과가 실제 관측치를 잘 반영하지 못하는 것으로 나타났지만, 2014년을 제외하면 전반적으로 강수량의 예측이 비교적 타당한 결과로 분석된다. 상관계수와 결정계수, 평균제곱근오차 및 용적오차 평가에서 가장 좋은 평가를 받은 모형은 MME모형으로, 여러 통계모형의 결과를 취합하여 사용하는 경우가 예측력이 가장 좋게 나타남을 확인하였다. 추후 보다 다양

한 통계예측 모형의 적용과, 극치 수문사상 예측에 활용이 가능한 모형의 개발 및 적용이 필요할 것으로 사료된다.

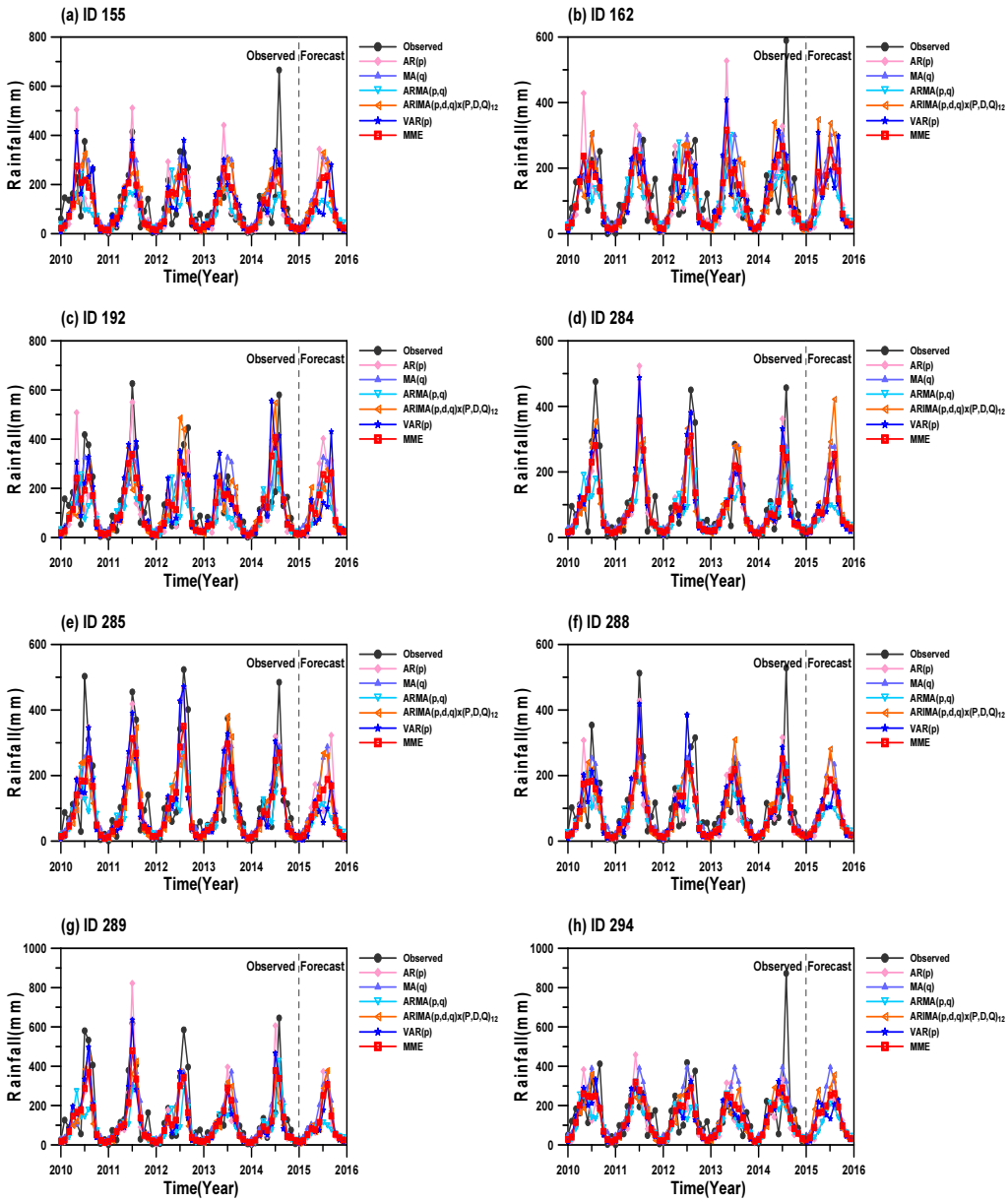


Figure 20 경남 지점별 시계열 예측모형에 의한 월강수량 예측 결과

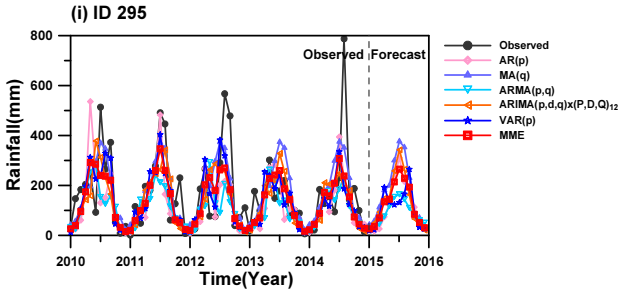


Figure 20 계속

Table 10 경남 지점별 시계열 예측모형에 의한 월강수량 예측 결과

Stations	Forecasting Models	Statistics			
		CC	R^2	RMSE	VE (%)
창원 (ID: 155)	AR(p)	0.68	0.46	95.9	13.8
	MA(q)	0.69	0.47	88.6	-4.3
	ARMA(p,q)	0.52	0.27	110.3	49.0
	ARIMA(p,d,q)×(P,D,Q)12	0.55	0.30	104.2	9.1
	VAR(p)	0.73	0.54	83.8	5.9
	MME	0.72	0.51	84.6	12.2
통영 (ID: 162)	AR(p)	0.62	0.38	101.2	9.5
	MA(q)	0.61	0.37	90.6	-0.4
	ARMA(p,q)	0.48	0.23	110.1	26.3
	ARIMA(p,d,q)×(P,D,Q)12	0.48	0.23	111.7	10.5
	VAR(p)	0.67	0.45	95.8	6.7
	MME	0.65	0.42	92.5	9.9
진주 (ID: 192)	AR(p)	0.70	0.49	103.0	10.8
	MA(q)	0.75	0.56	89.5	-4.0
	ARMA(p,q)	0.53	0.28	110.1	30.2
	ARIMA(p,d,q)×(P,D,Q)12	0.59	0.35	116.8	-3.3
	VAR(p)	0.73	0.54	101.9	-8.3
	MME	0.75	0.56	88.0	3.4

Table 10 계속

Stations	Forecasting Models	Statistics			
		CC	R^2	RMSE	VE (%)
거창 (ID: 284)	AR(p)	0.82	0.67	84.9	27.7
	MA(q)	0.81	0.65	90.0	15.3
	ARMA(p,q)	0.81	0.65	93.6	50.4
	ARIMA(p,d,q)×(P,D,Q)12	0.79	0.62	100.1	33.1
	VAR(p)	0.83	0.69	87.3	27.7
	MME	0.85	0.73	85.2	29.9
합천 (ID: 285)	AR(p)	0.80	0.64	89.3	11.2
	MA(q)	0.82	0.67	89.8	17.5
	ARMA(p,q)	0.75	0.56	94.7	45.1
	ARIMA(p,d,q)×(P,D,Q)12	0.75	0.56	105.1	26.0
	VAR(p)	0.80	0.63	90.4	11.9
	MME	0.83	0.69	86.3	21.1
밀양 (ID: 288)	AR(p)	0.71	0.51	91.7	39.2
	MA(q)	0.72	0.52	92.6	21.0
	ARMA(p,q)	0.65	0.42	102.8	57.1
	ARIMA(p,d,q)×(P,D,Q)12	0.66	0.44	103.2	37.6
	VAR(p)	0.75	0.56	88.8	30.0
	MME	0.75	0.57	90.6	36.0
산청 (ID: 289)	AR(p)	0.77	0.60	107.7	0.9
	MA(q)	0.80	0.64	93.8	-5.8
	ARMA(p,q)	0.76	0.58	79.9	27.8
	ARIMA(p,d,q)×(P,D,Q)12	0.78	0.61	103.9	8.6
	VAR(p)	0.85	0.72	92.3	3.4
	MME	0.86	0.73	81.1	5.9
거제 (ID: 294)	AR(p)	0.54	0.29	101.7	-1.9
	MA(q)	0.57	0.32	104.3	-23.9
	ARMA(p,q)	0.52	0.27	100.6	6.5
	ARIMA(p,d,q)×(P,D,Q)12	0.50	0.25	105.4	-7.0
	VAR(p)	0.58	0.34	95.6	-6.8
	MME	0.59	0.34	92.4	-7.8

Table 10 계속

Stations	Forecasting Models	Statistics			
		CC	R^2	RMSE	VE (%)
남해 (ID: 295)	AR(p)	0.57	0.32	103.1	0.4
	MA(q)	0.67	0.45	105.7	-25.3
	ARMA(p,q)	0.57	0.32	101.1	14.9
	ARIMA(p,d,q)×(P,D,Q)12	0.54	0.29	111.4	-8.2
	VAR(p)	0.66	0.44	93.2	-9.7
	MME	0.67	0.44	90.3	-7.4

*MME (Multi Model Ensemble)

4.4.3 기후지수 예측 결과

통계모형을 이용한 기후지수와 수문변량의 월별 예측을 통한 경남 지자체를 대상으로 위험도 예측 평가를 실시하였으며, 진단 연구차원의 연구결과 이며, 추후 역학모형을 통한 계절예측 정보의 활용 등 계절예측 신뢰도가 향상된 다양한 예측 정보를 활용한 중·장기 홍수위험 예측이 가능할 것으로 사료 된다. 이러한 예측 정보는 이미 몇 개월 전에 사전 예방적 차원의 지자체 물 관련 재난관리 및 관심과 보강계획 수립이 지자체별로 가능하여 사전에 행정력을 집중 시킬 수 있어 재난관리자에게 중요한 정보로 활용될 수 있다.

경남 지역 중·장기 홍수위험 예측의 대규모 해양관련 지표로 활용이 될 열대태평양지역 기후지수 예측을 실시하였다. 예측에 사용된 기후지수는 Nino 3.4지역의 SST anomaly자료와 NCT index, NWP index이며, 1950년 1월~2015년 9월까지의 월별 자료를 사용하였다.

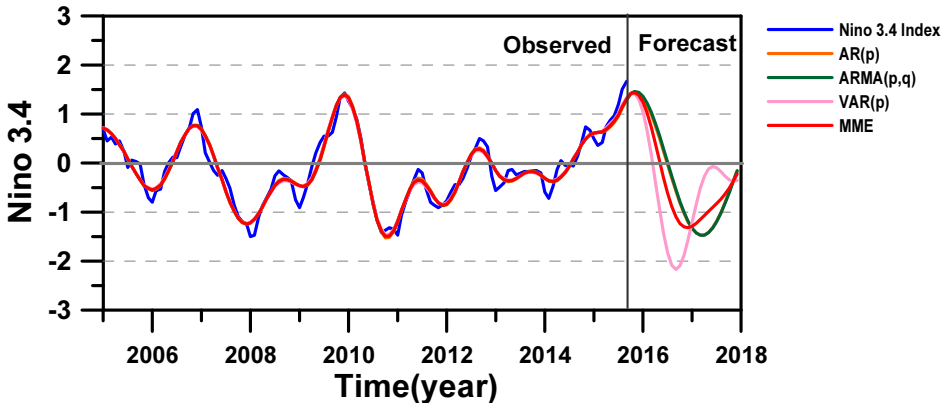
Figure 21은 기후지수 예측을 위하여 구축한 AR(p), ARMA(p,q), VARMA(p,q) 통계예측 모형을 통하여 열대태평양 지역의 SST anomaly를 예측한 결과이며, Z_{n+12}의 예측 시계열과 원자료 시계열, 그리고 예측모형에 의한 결과의 평균값인 MME 모형 결과를 나타내었다. 기후지수 시계열 자료의 예측은 관측 시점부터 2015년 9월까지의 자료를 바탕으로 2017년 12월까지 2년 3개월 예측을 실시하였다.

열대 태평양 지역의 기후 지수별 예측 결과를 살펴보면(Table 11, 참고), Nino 3.4

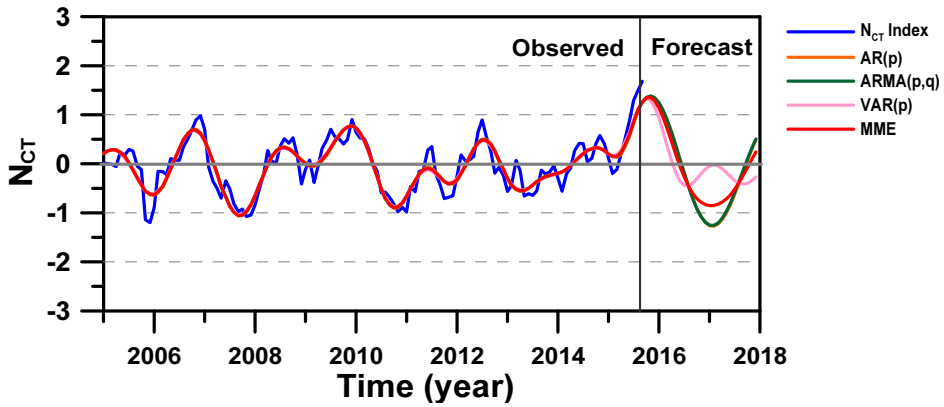
SST anomaly의 경우, 모형 상관계수는 MME 모형의 결과가 0.966으로 가장 높게 나타났으며, 결정계수는 0.933으로 분석되었다. 평균제곱근오차와 용적오차가 가장 적은 모형은 VARMA(p,q) 모형(RMSE=0.180, VE=−3.04)으로 분석되었다. NCT index의 경우, 모형 상관계수는 ARMA(p,q)의 결과가 0.899로 가장 높게 나타났으며, 결정계수는 0.808로 분석되었다. 평균제곱근오차가 가장 작게 나타난 모형은 ARMA(p,q) 모형(RMSE=0.243)이며, 용적오차가 가장 작은 모형은 VARMA(p,q) 모형(VE=−14.15)으로 분석되었다. N_{WP} index의 경우, 모형 상관계수는 ARMA(p,q)의 결과가 0.942로 가장 높게 나타났으며, 결정계수는 0.888로 분석되었다. 평균제곱근오차와 용적오차가 가장 적은 모형은 ARMA(p,q) 모형(RMSE=0.141, VE=−0.55)으로 분석되었다.

통계예측모형을 통하여 열대 태평양 지역의 해양관련 기후지수 예측결과를 종합해 보면, 상관계수가 0.848～0.966, 결정계수가 0.719～0.933으로 매우 높게 나타났으며, 평균제곱근오차(RMSE)는 0.180～0.899의 분포를 용적오차(VE)는 -20.29～0.01의 분포를 보이는 것으로 분석되었다. 상관계수와 결정계수, 평균제곱근오차 및 용적오차 분석에서 가장 좋은 평가를 받은 모형은 ARMA(p,q)모형과 MME 모형으로, 기후지수가 가지고 있는 장기적인 주기 성분 예측에 자기상관 이동평균과정 모형이 잘 적합함을 확인할 수 있었으며, 여러 통계모형의 결과를 취합하여 사용하는 것 또한 예측력이 좋음을 확인하였다. 추후 보다 다양한 통계예측 모형의 적용과, 장주기 성분 예측에 활용이 가능한 모형의 개발 및 적용이 필요할 것으로 사료된다.

(a) Nino 3.4 Index



(b) NCT Index



(c) NWP Index

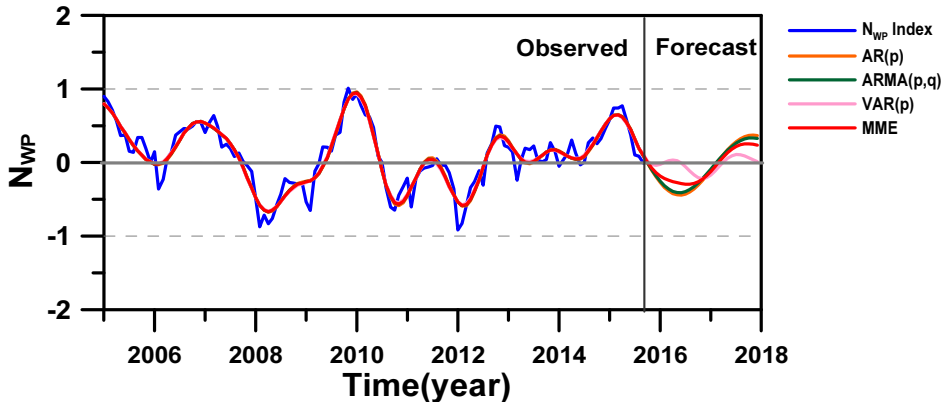


Figure 21 시계열 예측모형에 의한 해양관련 기후지수 예측 결과

Table 11 시계열 예측모형에 의한 해양 관련 기후지수 예측 결과

Indices	Forecasting Models	Statistics			
		CC	R^2	RMSE	VE (%)
Nino 3.4	AR(p)	0.964	0.930	0.185	-5.38
	ARMA(p,q)	0.966	0.932	0.181	-4.36
	VAR(p)	0.966	0.932	0.180	-3.04
	MME	0.966	0.933	0.181	-4.27
NCT index	AR(p)	0.848	0.719	0.245	-20.29
	ARMA(p,q)	0.899	0.808	0.243	-17.28
	VAR(p)	0.899	0.808	0.244	-14.15
	MME	0.898	0.807	0.244	-17.32
NWP index	AR(p)	0.941	0.886	0.142	0.01
	ARMA(p,q)	0.942	0.888	0.141	-0.55
	VAR(p)	0.942	0.888	0.141	-1.30
	MME	0.942	0.888	0.141	-0.62

* MME (Multi Model Ensemble)

5. 경남 중·장기 홍수위험도 평가

5.1 홍수위험도 평가 지표 조사

5.1.1 도시홍수 위험관리 지수

국민안전처(소방방재청)는 과거 선적인 개념의 하천 제방 사업 위주의 치수개선사업의 한계에 따른 홍수피해 유발의 문제점을 인식하고, 면적인 개념의 홍수관리대책을 수립하고자 도시홍수위험관리지수(소방방재청, 2011)를 개발하였다. 도시홍수위험관리지수는 지자체의 홍수위험평가를 위해 개발 되었으며, 위해성(hazard) 분석을 기반으로 한 시설대책으로 홍수 취약성과 노출성 지수들을 일부 포함하여 고려하였다. 다음 Table 12는 국민안전처(소방방재청)에서 제시한 도시홍수 위험관리 지수와 대표인자이다.

Table 12 도시홍수 위험관리 지수 대표인자

단위	구분	지수	대표인자 / 항목
시군 단위	유발인자 (강우)	단기간	80mm/3hr 이상 발생횟수, 시간당 30mm 이상 발생횟수, 시간당 50mm 이상 발생횟수
		장기간	집중호우 임계점 이상 강우량 비율, 집중호우 임계점
	가중인자	도시화	인구밀도, 토지이용변화율
		불투수	도로연장, 도시면적
		경제	자동차등록대수, 재정자립도
	피해인자	재해취약자	65세 이상/인구
시군구 단위	수문·기상학적	집중호우	설계빈도 초과강우
	수문·지형학적	저지대	계획홍수위 > 지반고
		집수구역	분지형 지형(사면현황)
	구조적요인	배수시설	분구 내 빗물펌프장 유무, 배수펌프장 분당 토출량, 펌프장 담당 유역면적
		설계미흡	하수관거 관경부족(통수단면 부족), 저류 및 침투시설 미비
	비구조적요인	배수시설의 운영	펌프장 분구 내 침수

* 출처: 국민안전처(소방방재청), (2011.8) 도시홍수 위험성 평가 및 통합관리방안 개발

5.1.2 치수분야 핵심지표

국토교통부(2008)는 우리나라의 치수정책의 목표 달성을 위하여 구체적인 핵심지표를 선정하여 제시하였다. 치수분야 핵심지표에는 취약성 요인과 피해성 요인, 대응성 요인의 3가지 영역으로 구분되며, 영역별 특성을 정량화 할 수 있는 핵심지표들은 다음 Table 13과 같다.

Table 13 국토부 치수분야 핵심지표

구분	핵심지표
취약성	홍수범람위험지역 비율
	상습침수피해면적
피해성	홍수피해액
	홍수인명피해자수
대응성	홍수예방투자비율
	하천정비율
	홍수저류능력

* 출처: 환경부·국립환경과학원, 지자체 기후변화 적응 세부시행계획 수립 지원을 위한 기후변화 부분별 취약성 지도(2012.1)

5.1.3 홍수위험도 평가 요소

국토부는 국가 수자원장기종합계획 수립(2011~2020) 시 취약요소들을 종합적으로 고려한 지역별 치수대책 차별화를 위하여 지역별로 홍수위험도 평가가 가능한 지표를 개발하였다. 홍수 위험도 평가 요소는 기상학적 취약성, 수문·지형학적 취약성, 사회·경제적 취약성, 홍수방어 취약성 요소로 구분이 되며, 과거 홍수로 인해 발생된 피해 규모와 발생확률을 반영한 홍수위험도 평가 방안중 하나이다.

Table 14 지역별 홍수취약성 평가 지표

취약성	평가요소
기상학적 취약성 (Climate Component)	◦ 극한 강우사상 빈도 ◦ 일강수사상빈도
수문·지형학적 취약성 (Hydro-Geological Component)	◦ 홍수위험지역 ◦ 홍수피해규모지역 ◦ 불투수율 ◦ 유역경사도
사회·경제적 취약성 (Socio-Economic Component)	◦ 인구밀도 ◦ 재정자립도 ◦ 의존인구비율
홍수방어 취약성 (Protection Component)	◦ 제방정비율(국가·지방·소하천) ◦ 배수펌프장 개소수

* 출처: 국토교통부, 수자원장기종합계획(2011~2020), 2011.

5.1.4 치수 취약성 대용변수

환경부(2012.1)에서는 지자체 기후변화 적응 세부시행계획 수립 지원을 위하여 기후변화 부분별 취약성 지도를 작성하였으며, 치수의 취약성 대용변수로는 기후노출, 민감도, 적응능력으로 구분하였다. 기후노출 대용변수에는 강우관련 변수들을 민감도 대용변수에는 홍수 발생시 피해가 커 질 수 있는 요소들을 그리고 적응능력 대용변수에는 홍수 발생 시 적응할 수 있는 사회·경제적 변수들과 관련 치수 대응책들이 선정되었다.

Table 15 치수의 취약성 대용변수

대용변수	변수목록
기후노출 (Exposure)	일최대 강수량(mm)
	일강수량이 80mm 이상인 날의 횟수(회)
	5일 주기 최대 강수량(mm)
	지면유출(mm/day)
	6~9월(여름철) 강수량(mm)
	10m 이하 저지대 면적(km^2)
	10m 이하 저지대 가구(세대)
민감도 (Sensitivity)	국토이용면적중 제방사용 면적율(%)
	인구밀도(명/km^2)
	총 인구(명)
	지역평균경사도(deg)
	도로면적비율(%)
	최근 3년간 홍수피해액(천원)
	최근 3년간 홍수피해인구(명)
적응능력 (Adaptive Capacity)	재정자립도(%)
	인구당 공무원수(명/만명)
	지역내 총생산(GRDP)(백만원)
	면적당 물관리 공무원 수(명/km^2)
	하천개수율(%)
	내수배제시설 배수능력(m^3/분)
	저수지 홍수 조절능력(백만ton)

* 출처: 환경부·국립환경과학원, 지자체 기후변화 적응 세부시행계획 수립 지원을 위한 기후변화 부분별 취약성 지도(2012.1)

5.1.5 도시홍수 위험도 지표 선정

경남발전연구원에서는 기후변화 시대에 부응한 경남 도시홍수재해 저감 방안 연구에서 홍수 관련 다양한 지표개발 연구 조사를 바탕으로 경남지역 맞춤형 도시홍수위험도 평가 지표를 개발하였다(이용곤, 2013). 지표의 선정은 국가수자원정책과 일관성을 유지하기 위하여 수자원 장기종합계획의 평가요소를 고려하였으며, 이들 지표는 강수량 집중을 볼 수 있는 변수와 과거 홍수 실적을 반영한 홍수에 대한 재해가능성 정량화 변수 등으로 구성되어 있으며, 중간지표와 세부지표로 구성되어 있다. 중간지표는 위해성(hazard), 노출성(exposure) 지표와 취약성(vulnerability) 개념의 사회경제 취약성, 홍수방어 취약성 지표로 구성되어 있으며, 각각의 세부 지표를 포함하고 있다.

Table 16 경남 도시홍수위험도 평가 지표

중간지표	세부지표
위해성	극한강우 사상빈도
	일강우사상빈도
노출성	침수면적률
	홍수피해액 밀도
	도시화율
	평균경사
사회경제 취약성	인구밀도
	재정자립도
	취약인구밀도
홍수방어 취약성	제방정비율
	배수펌프장용량

* 출처: 이용곤, 기후변화시대에 부응한 경남 도시홍수재해 저감 방안, 경남발전연구원 중점연구 2013-13

5.2 경남 홍수 위험도 평가 지표 개발

본 연구에서는 경남 지자체를 대상으로 중장기 통합홍수위험평가를 위하여 국토교통부에서 제시한 홍수위험도 평가요소들을 고려하고 환경부와 국민안전처(소방방재청)의 내용을 검토하였으며, 지역특성을 반영한 연구결과의 적용을 위하여 경남발전연구원에서 제시한 홍수위험도 평가 요소의 내용을 반영하여 경남 중·장기 통합홍수위험도 평가지표를 개발하였다(Table 17).

지표의 구성내용을 살펴보면, 경남지역 통합홍수위험지수(IFRI, Integrated Flood Risk Index) 산정을 목표로 대표지수로 위해성(Hazard), 노출성(Exposure), 그리고 취약성(Vulnerability) 지표로 구분하였다. 중간지표는 대표지표를 반영하여 세부지표의 구체적인 내용을 대변한다. 위해성에 해당하는 중간지표는 수문-기후학적 위해성 요소이며, 노출성은 홍수피해 노출성, 취약성은 사회경제적 취약성과 홍수방어 취약성으로 구분하였다. 각각의 세부지표는 위해성 지표에 극한강우 사상에 해당하는 시간당 30mm 이상 강우, 100년 빈도 일강수량, 그리고 태풍에 의한 강수량을 포함시켰으며, 통계모형을 통하여 산정되는 월별 강수량 예측 지수와 대표적인 해양관련 지수에 해당하는 ENSO (El Niño-Southern Oscillation) 기후변동 예측 정보가 사용된다. 노출성 지표에는 침수면적률, 홍수피해액 밀도, 도시화율, 그리고 유역평균경사가 포함된다. 또한 사회경제적 취약성 지표에는 인구밀도, 재정자립도와 취약인구밀도(만 15세 이하, 만 65세 이상)가 포함되며, 홍수방어 취약성 지표에는 제방정비율과 배수펌프장 용량이 포함된다.

Table 17 경남 중·장기 홍수위험도 평가 지표

목표	대표지표	중간지표	세부지표
통합홍수위험지수 (IFRI)	위해성 (Hazard)	수문-기후학적 위해성	시간당 30mm 이상 강우
			100년 빈도 일강수량
			태풍에 의한 강수량
			월별 강수량 예측
			해양 기후변동 예측(ENSO)
	노출성 (Exposure)	홍수피해 노출성	침수면적률
			홍수피해액 밀도
			도시화율
			유역평균경사
	취약성 (Vulnerability)	사회경제적 취약성	인구밀도
			재정자립도
			취약인구밀도(만 15세 이하, 만 65세 이상)
		홍수방어 취약성	제방정비율
			배수펌프장용량

5.3 지표의 표준화 및 가중치 적용

5.3.1 홍수위험도 평가 지표의 표준화

지표 연구를 통한 위험도 평가를 실시할 때 임의로 선정한 지표별 단위와 가중치가 서로 다르기 때문에 단순히 합산 방법을 통하여 비교할 수 없다. 따라서 각 지표별로 산정된 값들의 크기와 단위 문제를 해소하기 위하여 반드시 표준화 과정을 거칠 필요성이 있다.

지표의 표준화 방법은 크게 표준치 적용법, 순위 적용법, 기준치 적용법, 상한치내 전이법으로 나눌 수 있다(박태선 외, 2004. 국토연구원). 표준치 적용법은 각 인자별 점수를 정규분포로 가정하여 표준치를 계산하여 적용하는 방법이며, 순위 적용법은 모든 대안들을 한 인자의 평점 순으로 나열한 후 순위에 따라 점수를 부여하는 방법이다. 또한 기준치 적용법은 임의 기준치를 설정한 후 이를 기준으로 각 인자의 비율을 설정하여 비율에 따라 표준화를 실시하는 방법이며, 상한치내 전이법은 부여된 평가점수의 최대치를 100점으로 보고 다른 점수를 같은 비율로 환산하는 방법이다. 이

중, 문헌 조사에 의하면 홍수피해 및 위험도 분석에 연구자들이 가장 많이 사용되는 대표적인 지표의 표준화 방법은 표준점수법(Z-Score)이다. 본 연구에서는 지표의 표준화기법을 적요하여 일반화 하였으며 표준점수법을 사용하였다.

표준점수법(Z-Score)은 표본의 산술평균과 표준편차를 이용하여 자료가 가지고 있는 분포의 원점수를 표준점수로 바꾸어 평균이 0, 표준편차가 1인 단위정상분포로 환산하여 측정대상의 위상을 계량적으로 표시하여 평가하는 방법이다. 표준점수법의 변환 식은 다음 Eq. (46)과 같다.

$$Z_i(Z-Score) = \frac{X_i - \overline{X}}{\sigma_x} \tag{46}$$

여기서, Z_i는 평가항목별 표준화 지수 값이며, X_i는 각각의 평가항목별 인자 값(세부지표)이다. 또한 $\overline{X}$는 평가항목별 자료의 평균치를 의미하며, σ_x는 평가항목별 인자에 대한 표준편차를 의미한다.

5.3.2 홍수위험도 평가 지표 가중치 산정

가중치는 지표의 평가항목들에 대한 상대적 중요도를 의미하며, 가중치 선정을 위한 이해관계자는 평가 대상 지표들의 중요도에 대한 기준을 설정하고, 지표 상호간의 중요도를 판단하여 등급에 따라 가중치를 적용하게 된다. 여기서 적용되는 가중치는 수치적으로 합이 100%가 되도록 하며, 각 기준에 따른 퍼센트를 할당함으로써 이루어진다. 가중치를 산정하는 방법은 동일가중치 적용방법, 척도표시법, 순위척도법, 점수할당법, 다중회귀 분석법, 개인 질문법, 교환분석법, 계층분석법, 컨조이트 방법 등이 주로 사용되고 있다. 각 방법별로 서로간의 장단점이 있으며, 지표연구 특성에 맞게 적적한 방법을 선택하여 적용할 필요성이 있다. 최근 문헌을 살펴보면 기후변화에 따른 홍수피해 분석 등 위험도 평가에 주로 사용되는 가중치 적용 방법은 전문가 설문을 통한 Delphi 조사기법이 주로 사용되고 있다.

Delphi 기법은 1948년 미국의 RAND연구소에서 개발되어 IT, 교육, 군사 및 연구개발 분야 등에서 폭넓게 활용되고 있으며, 전문가들의 경험적 지식을 통한 문제해결 및 미래예측을 위한 기법을 의미한다. 전문가 합의 법이라고도 불리우는 Delphi기법

은 '두 사람의 의견이 한 사람의 의견보다 정확하다'는 계량적 객관의 원리와 '다수의 판단이 소수의 판단보다 정확하다'는 민주적 의사결정 원리에 논리적 근거를 두고 있으며, 전문가들이 직접 모이지 않고 주로 우편이나 전자 메일을 통한 통신수단으로 의견을 수렴하여 도출된 의견을 내놓는다는 것이 주된 특징이라 할 수 있다. 다음 Eq. (47)은 Delphi 기법을 통한 설문조사결과의 산정식이다.

$$T_S = N_P \times S_C \tag{47}$$

여기서, T_S는 총 점수이며, N_P는 설문조사에 참여한 전문가의 숫자, S_C는 전문가들 지식기반으로 주어진 평균 점수이다.

Delphi기법을 통하여 각 인자별 초기 가중치 적용의 신뢰성 검증을 통한, 가중치의 작의성 문제를 극복할 수 있으며, 주로 사용되는 방법은 수문통계적 모의발생 방법 중 하나인 엔트로피 기반 bootstrap resampling (e.g., Ripley, 1987; Becker *et al.*, 1988)방법을 적용하여 가중치를 부여하는 Modified Delphi 기법이 사용된다.

그러나 지표 연구에 있어 가중치의 적용은 중요한 부분이긴 하나, 결국 다양한 방법으로 적용한 가중치 부여의 결과와 동일 가중치를 부여한 결과가 큰 차이를 보이지 않으며, 부적절한 가중치의 부여는 결과의 왜곡을 초래할 수 있다는 연구결과들도 제시되고 있다(e.g., Zheng et al., 2009, Ni et al., 2010, and Yoon et al., 2014). 따라서 본 연구에서는 선정된 지표에 동일한 가중치를 적용하는 방법을 사용하였으며, 각 세부 지표별 가중치 적용은 위해성(Hazard)은 0.5를 곱하였고, 노출성(Exposure)은 0.25를 곱하였으며, 취약성(Vulnerability)은 0.25를 곱하여 통합 홍수위험도를 산정하였다. 또한 취약성지표에 대한 중간지표에 해당하는 사회경제적 취약성 지표와 홍수방어 취약성 지표에는 각각 0.25에 대한 0.5를 곱하여 취약성 지표를 산정하였으며, 전체 중간지표의 가중치 적용의 합이 1이 되도록 하였다.

5.3.3 세부지표 항목별 자료 수집

Table 18은 본 연구에서 사용한 세부 지표 항목별 경상남도 지역의 중·장기 통합 홍수위험도 평가를 위한 자료수집 출처를 나타내고 있다. 각 세부지표의 시군별 자료 수집을 위하여 국가 통계포털서비스(http://kosis.kr/)의 경상남도 기본통계 자료와

국가수자원관리 종합정보시스템(WAMIS, http://www.wamis.go.kr/)의 물관련 통계정보, 기상청(http://www.kma.go.kr/)의 경남지역 강우관련 정보, 국가태풍센터(http://typ.kma.go.kr/index.jsp)의 과거 발생 한반도 영향 태풍정보, 국민안전처(소방방재청)(http://www.nfds.go.kr/)의 배수펌프장 용량 관련 정보 등을 활용하였다. 이 중 수문-기후학적 위해성 중간지표의 세부지표 목록 중 월별 강수량 예측 정보와 월별 기후변동영향(ENSO) 예측 지표는 본 연구에서 개발한 통계예측 모델의 결과를 사용하였다.

Table 18 경상남도 중·장기 통합홍수위험도 평가 자료현황

목표	대표지표	중간지표	세부지표	지표산정을 위한 자료출처
통합홍수위험지수(IFRI)	위해성(Hazard)	수문-기후학적 위해성	시간당 30mm 이상 발생횟수	기상청, WAMIS
			100년 빈도 일강수량	기상청, 빈도해석
			태풍에 의한 강수량	국가태풍센터, 기상청
			월별 강수량 예측	통계예측 모델, APCC MME
			해양 기후변동 예측(ENSO)	NOAA CPC, APCC MME
	노출성(Exposure)	홍수피해 노출성	침수면적률	WAMIS, 재해년보(행정자치부)
			홍수피해액밀도	WAMIS, 재해년보(행정자치부)
			도시화율	토지이용도, WAMIS
			유역평균경사	수치고도자료(DEM)
	취약성(Vulnerability)	사회경제적 취약성	인구밀도	경상남도, 주민등록인구통계
			재정자립도	통계청, 경상남도
			취약인구밀도(만 15세 이하, 만 65세 이상)	경상남도, 주민등록인구통계
		홍수방어 취약성	제방정비율	경상남도, 경상남도 기본통계
			배수펌프장용량	국민안전처(소방방재청)

5.4 경남 중·장기 홍수위험도 평가 결과

홍수위험도는 홍수재난발생 가능성으로 간주되고 홍수재해의 위해도 특성과 노출도, 취약도에 대한 각 지수들로 평가 할 수 있다(Alexander, 2011). 위해도(Hazard)는 위험도(Risk) 산정의 주요조건이 되며, 취약성(Vulnerability)은 위험도 발생의 기본 상태에 해당되고, 위험도는 그 결과라 할 수 있다(Maskrey 1989).

위험도 개념을 적용하면 중·장기 기후예측 정보를 활용한 경남 행정구역 단위의 홍수위험 평가 실시할 수 있다. 본 연구에서는 수문-기후학적 위험요인과 홍수피해 노출성 요인, 그리고 사회-경제적 취약성과 홍수방어 취약성 요인으로 구분하여 중·장기 홍수위험도를 평가하였다. 이를 수식으로 표현하면, 다음 Eq. (48)과 같은 함수로 구성할 수 있다.

$$Risk = f\ (hazard,\ exposure,\ vulnerability) \tag{48}$$

홍수 위험도와 관련한 재해의 노출도와 취약성 요인을 포함하도록 통합위험지수를 일반화하여 표현하면, 다음 Eq. (49)와 같이 간략히 산정할 수 있다.

$$IFRI = \sum_{i=1}^{m} h_i \times H_i + \sum_{j=1}^{n} e_j \times E_j + \sum_{k=1}^{n} v_k \times V_k \tag{49}$$

여기서, $IFRI$는 통합홍수위험지수이며, H_i는 수문-기후학적 위해성 지수, E_j는 홍수피해 노출성 지수, V_k는 사회-경제적 취약성 및 홍수방어 취약성 지수를 의미한다. 또한 h_i, e_j, 그리고 v_k는 각 인자별 가중치(weighting factor)이다.

Figure 22는 경남 지역 중·장기 홍수위험 평가를 위한 세부지표 구성 체계이다. 표시된 수치는 가중치를 의미하며 산정된 가중치를 적용하여 GIS분석을 위한 각 단계별 Layer를 표시하였다.

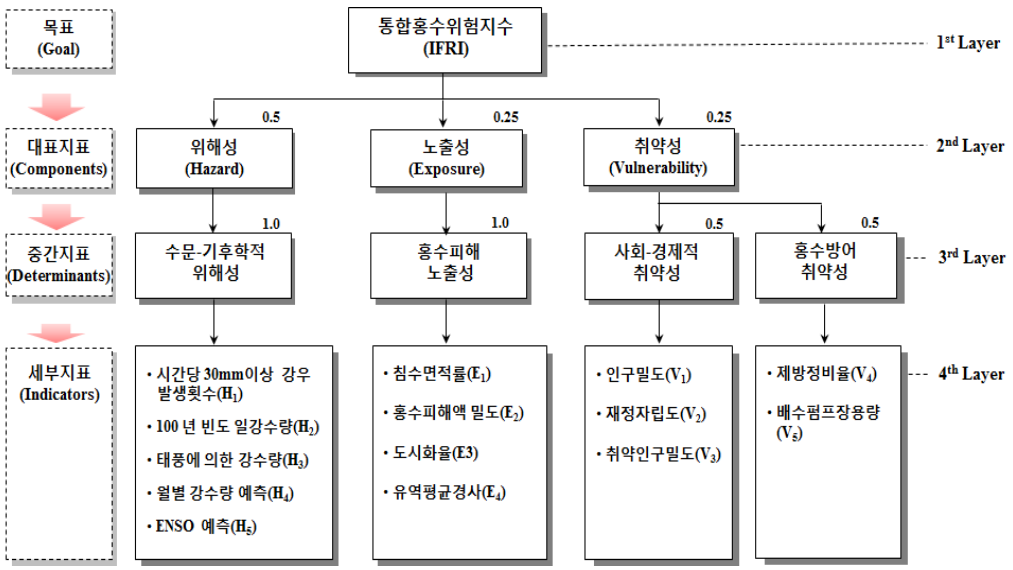


Figure 22 경남 중·장기 홍수위험 평가를 위한 지표 구성 체계

이러한 방법의 지표 연구 결과는 중·장기 통합홍수위험지수 산정의 개념적 체계를 구축할 수 있으며, 지역 규모의 홍수위험도를 표준화하고 정량화 하여 나타내 줌으로서 효율적으로 홍수위험을 평가하는데 유용하다. 또한 국가 및 지자체 단위 정책 입안자의 효율적인 정책 수립 및 의사결정지원 도구로 활용될 수 있다. 또한 본 연구의 결과의 개념을 확장하여 중·장기 홍수 위험 및 기후변화 탄력도와 복원력 개념으로 수재해 위험성을 표준화하고 정량화된 값으로 제시할 수 있다는 점에서 장점이 있으며, 시·군·구 단위 지방자치단체의 능동적인 중·장기 홍수위험 대응과 대책마련에 활용 될 수 있다.

5.4.1 기간별 홍수위험도 평가 결과

본 연구에서 개발한 통합홍수위험도 평가 지표의 적용성을 검증하기 위하여 과거 기간을 Period I (1990년대: 1990~1999년)과 Period II (2000년대: 2000~2009년)로 구분하여 위험도를 평가하였다(2010년 7월 1일 부로 창원시, 마산시, 진해시가 창원시로 통합되었으나, 본 연구에서는 이를 구분하여 분석함). 또한 GIS분석을 통하여 각 대표지표별 위험도 분석 결과 분포도를 도시하였다. 각 계급구간은 0~1사이 값으

로 구분하였으며, 산정된 지수값은 평균을 중심으로 표준화하여 위험도의 항목으로 재 산정하였다. 위험도의 표현은 위험성이 매우 높음(Very High: 0.80~1.00), 높음(High: 0.60~0.80), 중간(Medium: 0.40~0.60), 낮음(Low: 0.20~0.40), 그리고 매우 낮음(Very Low: 0.00~0.20)의 5가지 단계로 구분하였다.

Table 19는 경남 지차제의 홍수 위해성과 홍수피해 노출성, 그리고 홍수방어 취약성 지표의 분야별 1990년대와 2000년대의 홍수 위험도 분석결과의 수치를 제시하였다. 기간별 그리고 분야별 분석결과를 살펴보면, 위해성 지표의 경우 1990년대에는 창원시가 0.53으로 가장 크게 나타났으며, 창녕군과 합천군이 0.31로 가장 작게 나타났다. 또한 2000년에는 거제시가 0.62로 가장 크게 나타났으며, 밀양시가 0.37로 가장 작게 나타났다. 이는 시간당 강우량 등 극치강우 사상빈도의 상대적인 편차가 크게 발생한 원인이 크며, 주로 남해안에 위치한 시·군에서 높은 홍수 위해성이 나타났다. 또한 노출성 지표의 경우 1990년대에는 마산시에서 0.60으로 가장 크게 나타났으며, 합천군이 0.35로 가장 작게 나타났다. 2000년대에는 마산시가 0.61로 가장 크게 나타났으며, 합천군에서 0.37로 가장 작게 나타났다. 1990년대와 2000년대 모두 동일한 지역에서 홍수피해 노출성이 크거나 작게 나타났으며 이는 지형적인 영향으로 비교적 고지대에 해당하는 합천군의 경우 유역평균경사가 크고 과거 홍수피해 집계가 매우 낮게 나타나는 특징이 있었다. 다음으로 취약성 지표의 결과를 살펴보면, 1990년대의 경우 진해시에서 0.62로 가장 크게 나타났으며, 산청군에서 0.29로 가장 작게 나타났다. 2000년대의 경우에는 김해시가 0.75로 가장 크게 나타났으며, 산청군이 0.33으로 가장 작게 나타났다. 김해시의 경우 2000년대에 들어 인구 유입으로 인하여 만 15세 이하에서 만 65세 이상의 홍수위험 취약인구의 상대적인 비중이 증가하였으며, 산청군의 경우 제방정비율과 배수펌프장 용량이 타 시·군에 비하여 낮은 원인이 크게 작용하였다.

Table 19 경남 지자체 기간별 홍수 위험도 분석결과

경상남도	위해성(Hazard)		노출성(Exposure)		취약성(Vulnerability)	
시군	1990년대	2000년대	1990년대	2000년대	1990년대	2000년대
창원시	0.53	0.54	0.50	0.49	0.60	0.69
마산시	0.53	0.54	0.60	0.61	0.54	0.62
진주시	0.34	0.50	0.43	0.48	0.51	0.66
진해시	0.53	0.54	0.46	0.50	0.62	0.67
통영시	0.47	0.44	0.39	0.44	0.53	0.69
사천시	0.49	0.54	0.41	0.46	0.34	0.39
김해시	0.43	0.48	0.43	0.52	0.56	0.75
밀양시	0.37	0.37	0.45	0.49	0.48	0.60
거제시	0.51	0.62	0.44	0.51	0.33	0.44
양산시	0.43	0.48	0.49	0.55	0.33	0.41
의령군	0.31	0.42	0.49	0.53	0.33	0.48
함안군	0.53	0.47	0.41	0.47	0.49	0.53
창녕군	0.31	0.42	0.40	0.42	0.46	0.53
고성군	0.34	0.50	0.42	0.45	0.40	0.47
남해군	0.49	0.54	0.41	0.45	0.41	0.43
하동군	0.36	0.50	0.46	0.49	0.38	0.51
산청군	0.36	0.50	0.46	0.49	0.29	0.33
함양군	0.36	0.50	0.46	0.49	0.41	0.38
거창군	0.34	0.52	0.45	0.49	0.33	0.46
합천군	0.31	0.42	0.35	0.37	0.36	0.44

5.4.1.1 기간별 홍수 위해성 분석결과

Figure 23는 경남 지자체를 대상으로 기간별(Period I, II) 홍수 위해성 분석을 실시한 결과이다. 경남 지자체별 홍수 위해성 분석결과 최근에 올수록 경남 지역의 극치수문량 증가(시간당 30mm 이상 호우 발생횟수)와 100년빈도 일강수량 증가, 태풍에 의한 강수량 증가 영향으로 인하여, 1990년대(평균 0.417)에 비하여 2000년대(평균 들어 홍수 위해성이 증가하는 것으로 분석되었다. 주로 창원시, 마산시, 사천시, 거제시, 함안군, 그리고 남해군의 홍수 위해성이 크게 나타났으며, 거제시의 경우

2000년대 들어 홍수 위해성지수가 0.62로 가장 크게 나타났다(Figure 24).

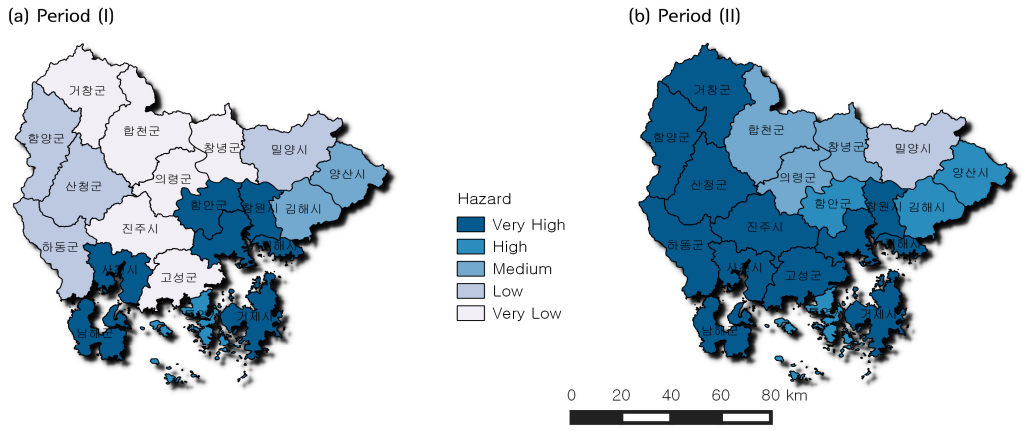


Figure 23 경남 지자체 기간별 홍수 위해성 분포

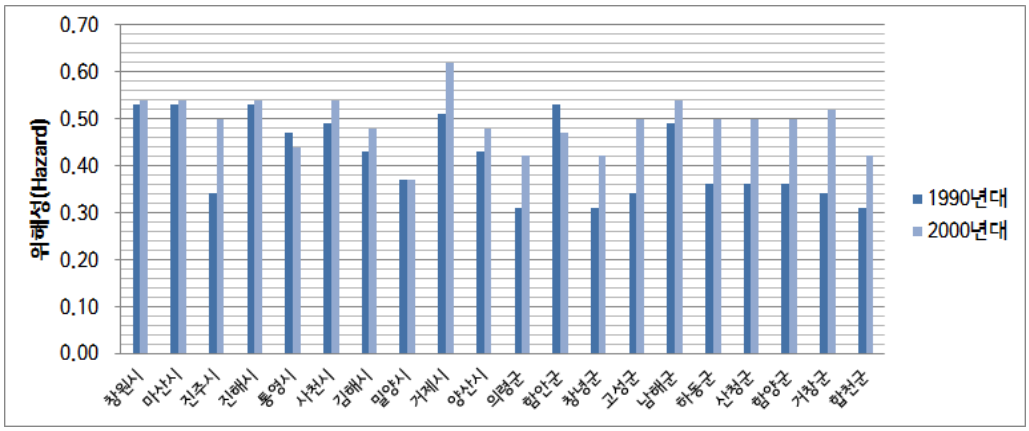


Figure 24 경남 지자체별 홍수 위해성 지표 산정결과

5.4.1.2 기간별 홍수피해 노출성 분석결과

Figure 25는 경남 지자체를 대상으로 기간별(Period I, II) 홍수피해 노출성 분석을 실시한 결과이다. 경남 지자체별 홍수피해 노출성 분석결과 위해도 지수와 마찬가지로 1990년대(평균 0.446)에 비하여 2000년대(평균 0.485) 들어 전반적으로 다소 증가 경향이 있는 것으로 나타났다. 특히 마산시와 양산시의 경우 홍수피해 노출성 지수가 높게 나타났으며, 2000년대의 마산시의 홍수위험 노출성 지수는 0.61로 분석

되었고, 양산시의 홍수피해 노출성 지수는 0.55로 분석되었다. 이는 마산시와 양산시의 과거 침수피해 면적과 홍수피해액이 크게 발생하였던 원인이 작용한 결과이다 (Figure 26).

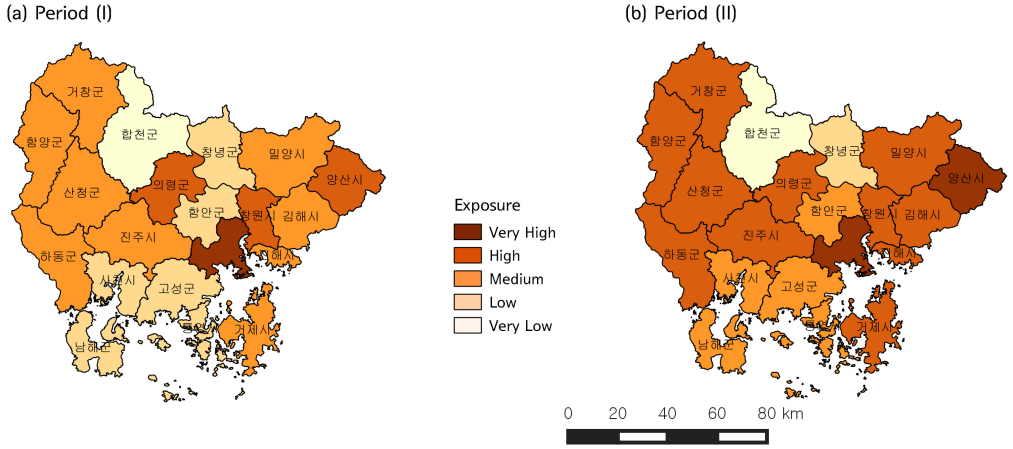


Figure 25 경남지자체 기간별 홍수피해 노출성 분포

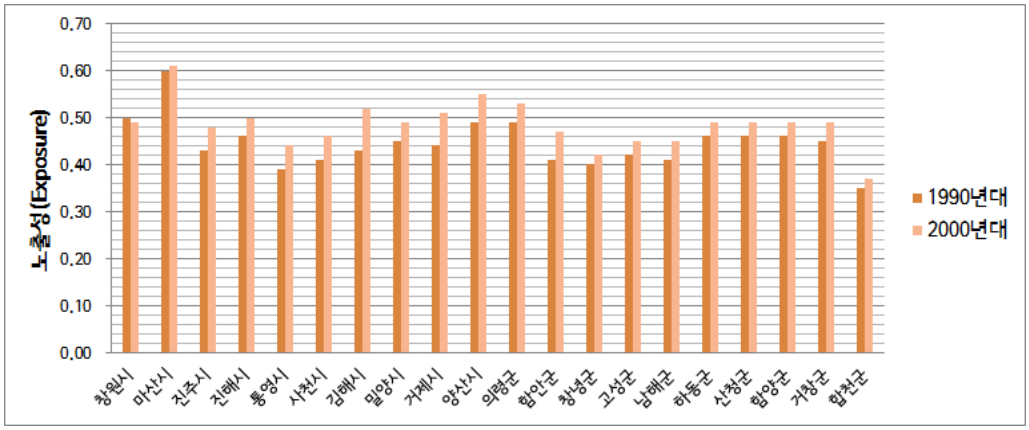


Figure 26 경남 지자체별 홍수피해 노출성 지표 산정결과

5.4.1.3 기간별 홍수방어 취약성 분석결과

Figure 27은 경남 지자체를 대상으로 기간별(Period I, II) 홍수방어 취약성 분석을 실시한 결과이다. 경남 지자체별 홍수방어 취약성 분석결과 역시 1990년대(평균 0.432)에 비하여 2000년대(0.521)에 증가특성이 뚜렷하게 나타났다. 1990년대에는

창원시와 진해시, 그리고 김해시의 홍수방어 취약성이 높게 나타났으며, 2000년대에는 창원시, 마산시, 진주시, 진해시, 통영시, 김해시, 밀양시에서 각각 높게 나타났다. 홍수방어 취약성의 2000년대 들어 증가한 주요 원인은 인구밀도의 증가와 취약인구밀도 증가, 재정자립도의 감소 등 사회-경제적 취약성 요인의 증가가 크게 작용한 것으로 분석되었다(Figure 28).

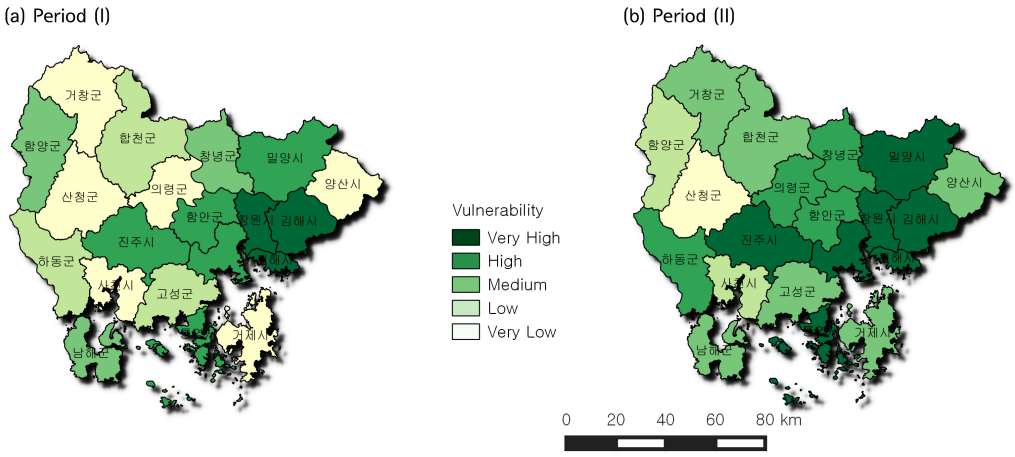


Figure 27 경남지자체 기간별 홍수방어 취약성 분포

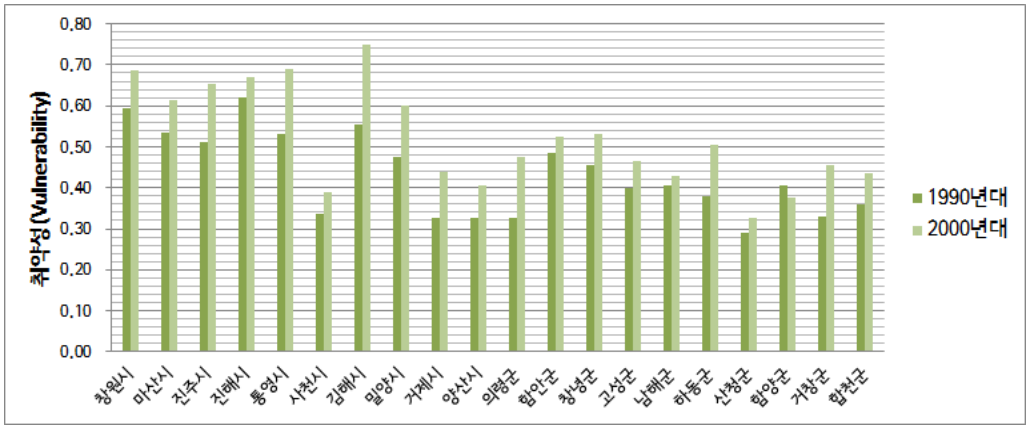


Figure 28 경남 지자체별 홍수방어 취약성 지표 산정결과

5.4.1.4 기간별 통합홍수위험도 분석결과

Figure 29은 경남 지자체를 대상으로 기간별(Period I, II) 홍수 위험도 분석을 실시한 결과이다. 경남 지자체의 기간별 홍수 위해성과 홍수위험 노출성, 홍수방어 취약성 분석결과를 종합하여 통합홍수위험도 분석을 실시하였다. 통합홍수위험도는 각 지수의 위험도 분석 결과의 합의 산정할 수 있으며, 0~1사이의 위험도 값으로 표준화하여 나타내었다. 경남 지역의 통합 홍수위험도 분석결과 1990년대에 비하여 2000년대에 홍수위험도가 매우 높음 20%, 높음 40%가 각각 증가한 것으로 분석되었다(Table 20). 1990년대에는 창원시, 마산시, 그리고 진해시의 홍수위험도가 매우 높게 나타났으며, 2000년대에는 창원시, 마산시, 진주시, 진해시, 통영시, 김해시, 그리고 거제시에서 홍수위험도가 매우 높음으로 나타났다. 홍수 위험성이 2000년대 들어 크게 나타난 주요원인은 노출성의 증가 보다는 홍수 위해성 증가와 취약성 증가가 그 주요 원인이라 분석된다.

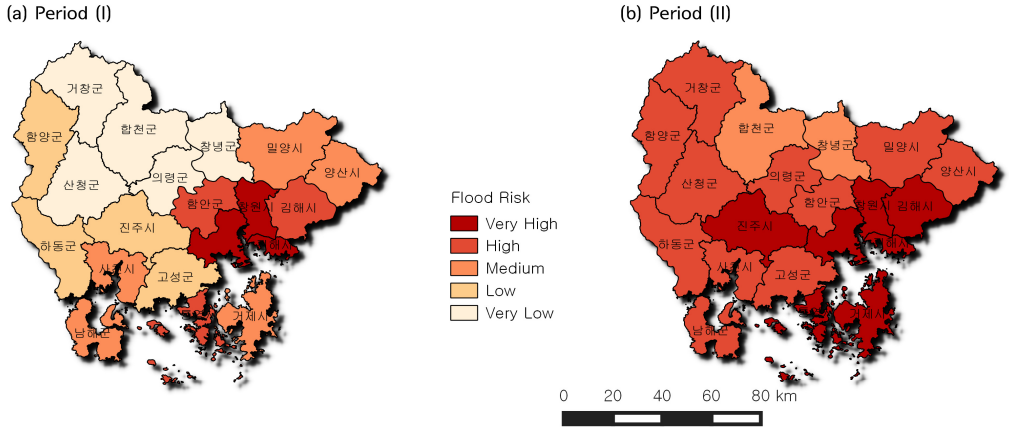


Figure 29 경남지자체 기간별 홍수 위험도 분포

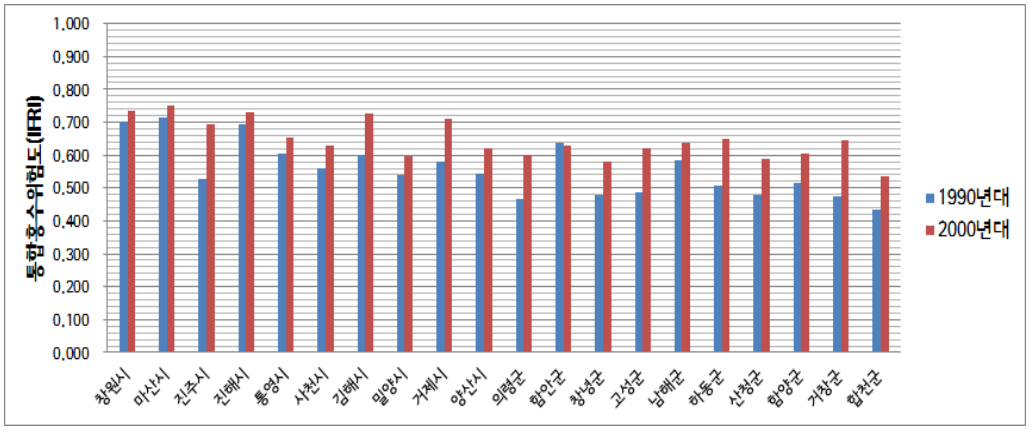


Figure 30 기간별 경남 지자체 통합 홍수위험도 분석 결과

Table 20 경남 지자체 기간별 통합홍수위험도 분석결과

Class	Range	통합 홍수위험도(IFRI) (%)	
		Period (I),	Period (II),
Very High	0.8~1.0	15.0	35.0
High	0.6~0.8	15.0	55.0
Medium	0.4~0.6	25.0	10.0
Low	0.2~0.4	20.0	0.0
Very Low	0.0~0.2	25.0	0.0

5.4.2 엘니뇨/라니냐 시기별 홍수위험도 평가 결과

El Niño–Southern Oscillation(ENSO)에 의한 대규모 대기 순환 패턴의 변화는 전 지구적 수문 환경 변화에 영향을 미친다. 한반도 역시 엘니뇨 발생에 따른 유의미한 수문 변동영향이 어느 정도의 지제시간을 가지고 영향을 미친다는 연구결과들이 발표되고 있다(e.g., Kug et al., 2010, Kim et al., 2012, and Yoon et al. 2013). 본 연구에서는 태평양지역의 해수면 온도 변화에 따른 서로 다른 형태의 엘니뇨발생과 이에 따른 한반도 수문영향에 대한 원격상관 분석 연구결과(윤선권, 2015-12, APEC기후센터 연구보고서)를 바탕으로 원격상관에 기반한 엘니뇨 예측으로 경남 지자체 대상 중·장기 예측 정보를 제공할 수 있다.

본 연구에서는 엘니뇨 시기별 경남 지자체의 홍수위험도 평가를 위하여 앞서 구분

한 전형적인 적도태평양지역의 이상고온 현상이 나타나는 엘니뇨와(CT El Niño)와 중앙태평양 부근의 이상적인 해수면 온도 상승에 의한 중앙태평양 엘니뇨(WP El Niño), 그리고 해수면 온도가 이상적으로 낮게 관측되는 라니냐(La Niña) 해로 구분하여 분석하였다. 각 기간 중 가장 강한 ENSO가 발생한 해의 합성편차(Composite Analysis) 분석을 통하여 평년에 비하여 특정 엘니뇨해에 발생한 강수량과 태풍 등 극치수분 사상의 상대적인 편차와 그 지역적 영향 패턴을 분석 할 수 있다. 앞 절에서 산정한 위해성 지표에 대한 예측을 수행하여 경남 지자체를 대상으로 중·장기 통합홍수위험 평가를 실시하였다.

Figure 31은 엘니뇨 시기별 경남지역의 홍수위험도 분포를 산정한 결과이다. 분석결과, CT 엘니뇨 해의 IFRI 값의 평균은 0.51, WP 엘니뇨 해에는 0.60, La Niña해에는 0.52로 분석되었다(Table 21). CT El Niño해에는 남해안 일부 지역(거제시, 남해군)에서 위험도가 높게 산정되었으며, 경남 북부지역에서는 위험도가 매우 낮게 산정되었다. WP 엘니뇨 해에는 경남 남부 지역을 중심으로 홍수위험지수가 높게 나타나 중앙태평양 엘니뇨가 발달 시 경남지역의 홍수위험 발생 가능성 평년에 비하여 큰 것으로 분석된다. 또한 라니냐 해에는 경남 서쪽일부 지역(남해군, 하동군, 산청군)에서 통합홍수위험지수가 높게 나타났으며, 나머지 지역에서는 홍수위험도가 작거나 중간 값을 보이는 것으로 분석되었다.

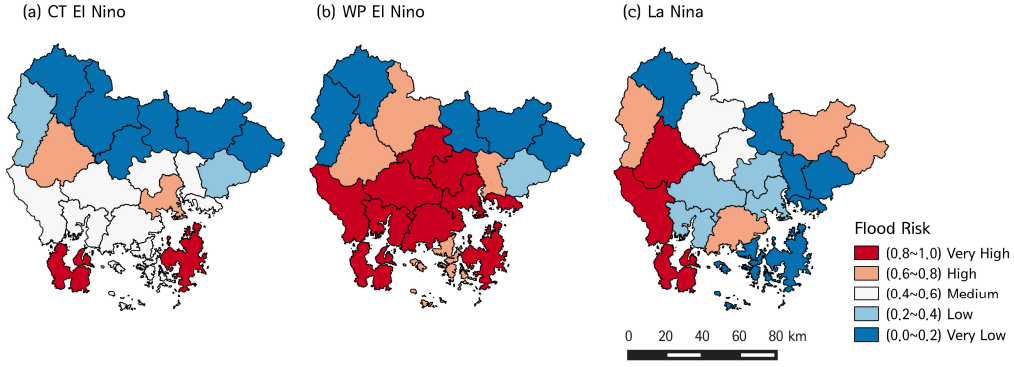


Figure 31 엘니뇨 시기별 경남지역 홍수위험도 분포

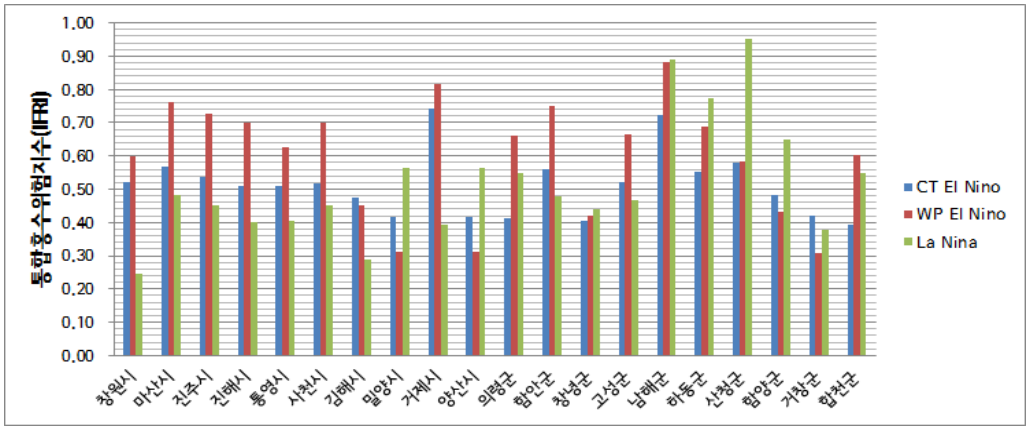


Figure 32 엘니뇨 시기별 경남 지자체 통합 홍수위험도 분석 결과

Table 21 엘니뇨 시기별 경남지역 홍수위험도 산정결과

Class	Range	통합홍수위험도(IFRI) (%)		
		CT El Nino	WP El Nino	La Nina
Very High	0.8~1.0	10.0	50.0	15.0
High	0.6~0.8	10.0	20.0	15.0
Medium	0.4~0.6	40.0	0.0	10.0
Low	0.2~0.4	10.0	5.0	25.0
Very Low	0.0~0.2	30.0	25.0	35.0

5.4.3 홍수기 월별 홍수위험도 예측 결과

통계모형을 이용한 장기 예측 결과를 바탕으로 경남 지자체를 대상으로 2015년 여름철(6~9월) 4개월 동안의 월별 홍수 위험도 예측을 실시하였다. 본 연구에서 수행한 다양한 통계모형을 통하여 예측한 결과를 모두 사용할 수는 없으므로, 5개의 통계모형(AR, MA, ARMA, ARIMA, VAR)을 통하여 예측한 결과를 평균한 MME(Multi Model Ensemble) 자료를 사용하였다. 강수량예측은 경남지역의 총 9개 ASOS 기상관측 지점을 대상으로 실시하였으며, 지점별 예측된 강수량은 Thiessen 면적평균 강수량으로 환산하여 지자체별로 면적가중치를 산정하여 평균예측 강수량을 산정하였다. 또한 월별 해양관련 지수 예측 결과는 전 지점에 동일하게 적용하여 사용하였다.

Figure 33는 2015년 여름철 6~9월 경남 지자체 월별 홍수 위해도 분포 예측 결과

이며, 6월의 경우 경남지역 평균 홍수 위해도는 0.353으로 비교적 낮으나 밀양시(H_i=0.450), 양산시(H_i=0.450), 그리고 남해군(H_i=0.490)에서 홍수 위해도가 큰 것으로 예측 되었다. 7월의 경우 홍수 위해도가 가장 큰 것으로 예측 되었으며, 의령군, 창녕군, 합천군을 제외한 경남지역 대분의 지자체에서 매우 높음(Very High)으로 분석되었다. 또한 8월의 경우 비교적 홍수 위해도가 작은 것으로 분석되었으나, 경남의 북서쪽에 위치한 거창군과 합천군에서 크게 나타났다. 이는 월별 예측 강수의 영향보다는 과거 관측자료에서 기인하는 극치수문량의 영향이라 사료된다. 또한 9월의 경우 대부분지역에서 홍수 위해성이 낮게 나타났으며, 진주지역의 경우 높게(High), 통영과 고성, 하동군의 경우는 낮게(Low) 나타났다.

월별 예측을 활용한 위험도 평가 시 홍수피해 노출성 지표와 홍수방어 취약성 지표는 대부분 과거 관측자료를 기반으로 산정이 되며, 일부 지자체의 계획에 따라 변동 가능성이 있는 세부 지표들(도시화율, 인구밀도, 제방정비율 등)이 있을 수 있으나, 월단위로 변동되는 폭이 매우기 때문에 본 연구에서는 월별변동성은 없다고 판단하고 고정 값으로 놓고 사용하였다(Figure 34, 35).

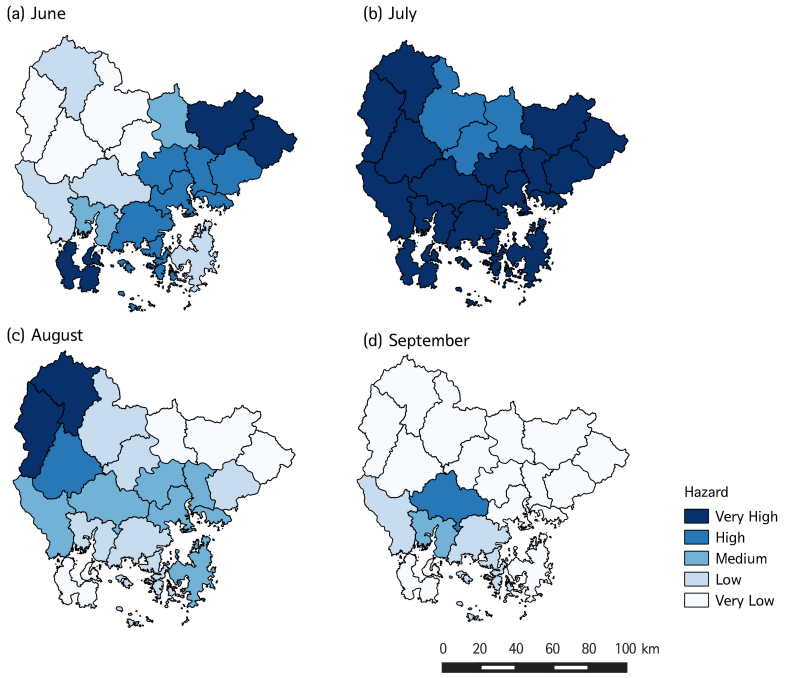


Figure 33 경남 지자체 월별 홍수 위해성 분포예측 결과(2015년 여름)

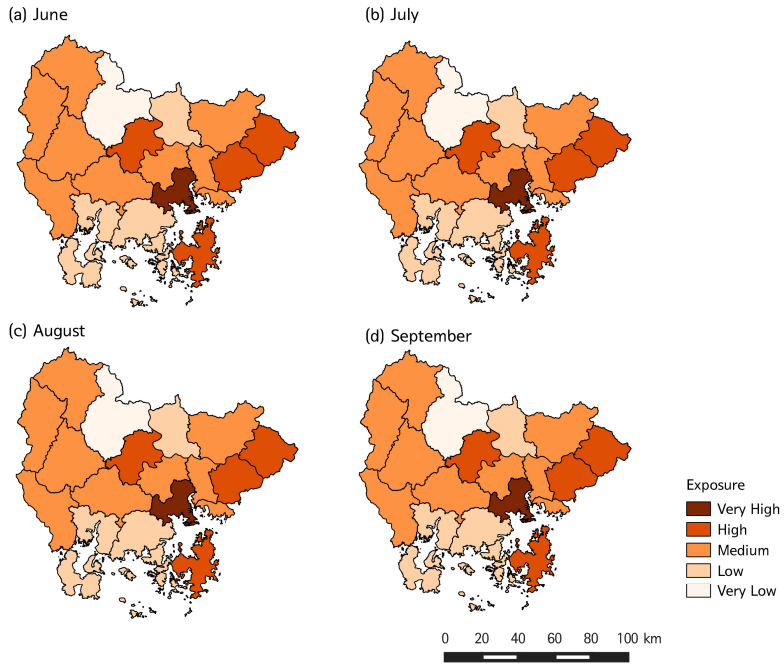


Figure 34 경남 지자체 월별 홍수피해 노출성 분포(2015년 여름)

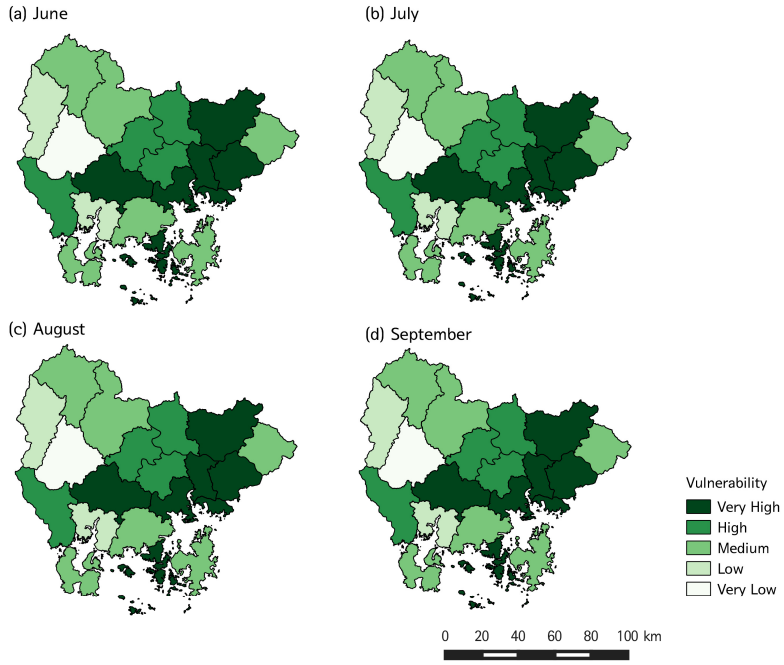


Figure 35 경남 지자체 월별 홍수방어 취약성 분포(2015년 여름)

Figure 36는 2015년 여름철 6~9월 경남 지자체 월별 홍수위험도 예측 결과이다. 6월의 경우 경남지역 평균 홍수 위험도는 0.428로 분석되었으며, 경남 남부 일부지역과 동북부 지역에서 홍수위험도가 높거나 매우 높음으로 분석되었다. 6월 홍수위험도 예측이 높게(High) 나타난 지역은 창원시, 마산시, 진해시, 통영시, 김해시, 밀양시의 총 6개 지자체 이다. 7월의 홍수위험도 예측 결과는 홍수 위해도 분석결과가 반영되어 전반적으로 홍수 위험도가 높은 것으로 예측되었고 일부 경남 중북부 지역(사천시, 양산시, 의령군, 함안군, 창녕군, 산청군)에서 높음(High)으로 합천군에서 위험도가 중간(Medium)으로 분석되었다. 또한 8월 경우 7월에 비하여 홍수위험도가 낮게 나타났으나, 경남의 서북부 지역와 중부지역에서 다소 위험도가 높게 나타났다. 마지막으로 9월 예측의 경우, 홍수 위험도가 대부분 지역에서 매우 낮음으로 분석되었으며, 진주시에서는 높음(High), 마산시와 통영시에서는 중간(Medium)으로 분석되었다.

본 연구에서는 특정 엘니뇨가 강했던 해의 수문기상 특성을 합성하여 경남 지자체별로 위험도의 형태로 표현하였으며, 연구의 결과는 샘플 수의 제약으로 인한 통계적 유의성 문제와 기후학적인 메카니즘 분석에 대해서는 추후 면밀한 검증 및 검토가 필요할 것이다. 그러나 올해와 같이 엘니뇨가 강하게 발달하는 해의 장기 수문 전망에는 본 연구의 결과가 유용한 정보로 활용이 가능할 것이다.

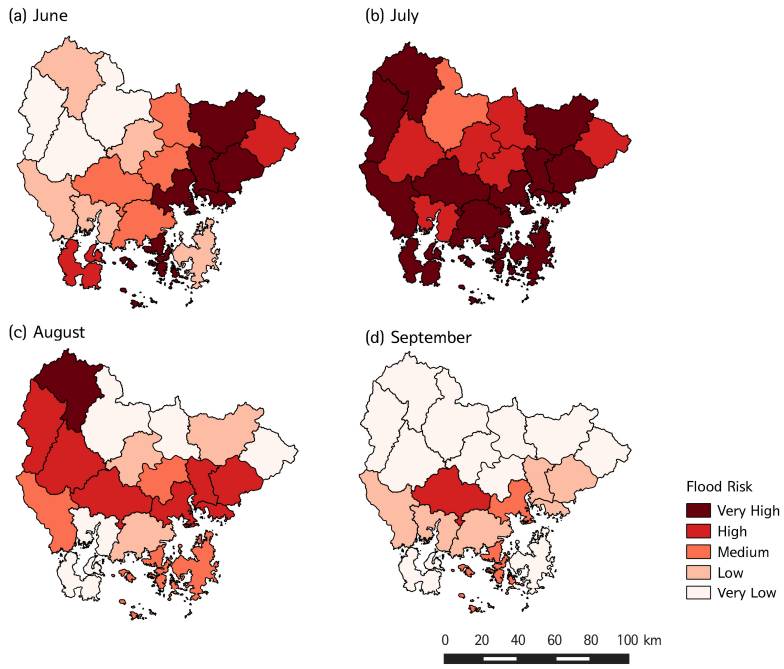


Figure 36 경남 지자체 월별 홍수 위험도 분포예측(2015년 여름)

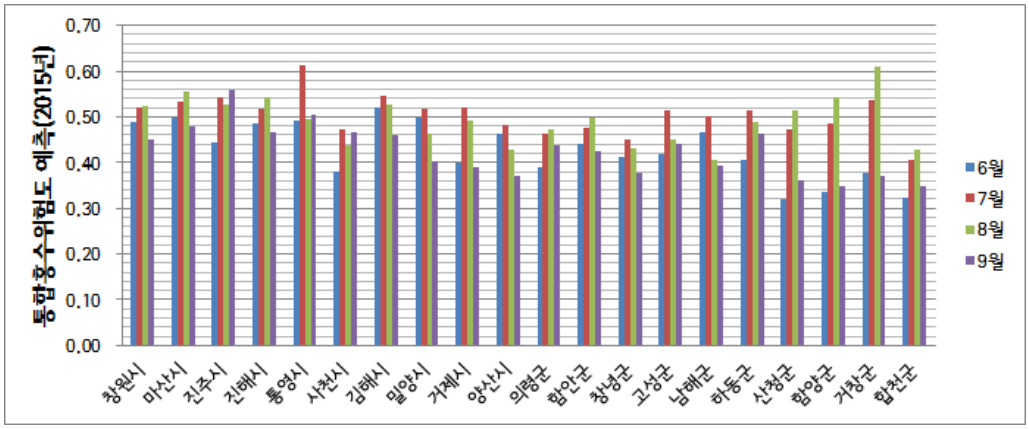


Figure 37 경남 지차제 월별 통합홍수위험도 예측 결과(2015년 여름)

Table 22 경남 지자체 월별 중·장기 통합홍수위험도 예측결과(2015년 여름)

Class	Range	통합홍수위험도(IFRI) 예측(%)			
		6월	7월	8월	9월
Very High	0.8~1.0	30.0	65.0	5.0	0.0
High	0.6~0.8	10.0	30.	40.0	5.0
Medium	0.4~0.6	20.0	5.0	15.0	10.0
Low	0.2~0.4	25.0	0.0	15.0	30.0
Very Low	0.0~0.2	15.0	0.0	25.0	55.0

6. 결론 및 정책제언

6.1 결론 및 토의

본 연구는 대규모 대기환경패턴 변화에 따른 극한 기후발생 및 극치 수문사상의 지역적 변동 특성을 분석하였고, 통계기법을 이용한 기후지수와 수문변량간의 원격상관관계 분석결과를 이용하여 한반도 중·장기 수문변량 예측의 가능성을 진단하였다. 또한 경남 지자체를 대상으로 다양한 통계예측모형(AR, MA, ARMA, ARIMA, VAR)을 구축하여 그 성능을 비교·분석하였으며, 예측능력을 평가하고 적용성을 검토하였다. 또한, 경남 지자체를 대상으로 중·장기 통합홍수위험 평가를 위한 인덱스를 개발하였으며, GIS tool을 활용하여 중·장기 홍수위험 예측결과를 지자체 별로 가시화하였다. 본 연구는 중·장기 홍수위험 예측을 위하여 위험도 개념의 분석 방법을 적용하였고, 통계예측 모형 개발을 통한 수문예측으로 경남 지자체의 홍수위험도를 평가하여, 중장기예측 정보의 활용 방안을 제시하였다. 본 연구에서 실시한 극치 수문 평가 결과와 시계열 예측 모형 결과, 그리고 경남 지역의 중·장기 홍수위험도 평가의 주요 결과를 정리하면 다음과 같다.

6.1.1 극치 수문 평가 결과

극치 수문 평가를 위하여 GPCC강수량에 의한 엘니뇨 시기별 한반도 강수특성 분석을 실시하였으며, 경남지역 9개 기상관측 지점을 대상으로 홍수기 호우패턴 분석, 시간당 30mm/h 이상 강우 발생 횟수 분석, 연간 Top 10^{th} 연최대치 강수량계열의 경향성을 분석, 100년 빈도 강우빈도해석, 태풍에 의한 강수량 분석을 수행하였다. 각각의 결과를 정리하면 다음과 같다.

- ❍ **엘니뇨 시기별 한반도 강수특성 분석 결과**: GPCC 관측 강수량자료를 통한 한반도 지역에서의 엘니뇨 시기의 강수패턴 분석결과, CT엘니뇨 쇠퇴기의 여름철에는 남한지역에서 평년에 비하여 강수량 감소패턴이 나타날 것으로 보이며, WP엘니뇨 쇠퇴기의 봄철과 여름철에는 한반도 전 지역에서 평년에 비하여 강수량의 증가패턴이 나타날 것으로 분석된다. 또한 라니냐 발달기의 봄철에는 남

한지역에서 평년에 비하여 강수량 증가패턴이 발생하고 여름철에는 평년에 비하여 강수량 감소패턴이 발생할 것으로 분석된다.

❍ **시간당 30mm이상의 폭우 사상 발생 횟수 분석 결과**: 과거 30년 관측 자료를 바탕으로 시간당 30mm이상의 폭우발생 횟수를 분석한 결과, 평균 2.3회/년 발생하는 것으로 분석되었으며, 가장 많이 발생한 지점은 거제(ID: 294)지점으로 평균 4.2회/년, 가장 적게 발생하는 지점은 거창(ID: 284)지점으로 평균 1.1회/년 발생한 것으로 분석되었다. 대부분 여름철에 발생하였으며, 일부 가을철에, 간혹 타 계절에 발생하는 경우가 있음을 확인하였다.

❍ **연간 Top 10^{th} 연최대치 강수량계열의 경향성 분석 결과**: 경남지역 9개 관측소별 연간 Top 10^{th} 시간 강수량에 대한 상자수염도와 경향성 분석결과, 대부분 지점에서 상위 10번째까지의 강수량의 증가경향과 백분위 강수계열의 증가경향을 확인할 수 있었으며, 각각의 강수계열의 순위백분율 값의 증가경향도 뚜렷하게 나타남을 확인할 수 있었다.

❍ **100년 빈도 강우빈도해석 결과**: 재현기간 100년에 대한 24시간 강수량을 분석한 결과, 남해안에 위치하고 있는 거제(ID: 294) 지점이 497.5mm로 가장 높게 나타났으며, 경남의 북서부 내륙 지역에 위치하고 있는 거창(ID: 284) 지점이 294.7mm로 가장 작게 나타났다. 경남지역은 해안지역에 위치한 지점과 내륙지역에 위치한 지점의 확률 강수량 값의 편차가 매우 크게 나타났으며, 이는 태풍에 의한 강수 영향을 많이 받는 지역으로 비교적 남해안 지역에 위치한 지자체일수록 큰 빈도의 강수량을 기록하였다.

❍ **태풍에 의한 강수량 분석 결과**: 한반도 영향 태풍의 지속시간 1시간 강수량은 평균 16.7mm/h로 분석되었으며, 지속시간 24시간 강수량은 평균 78.9mm/d로 분석되었다. 주로 우리나라 남쪽 해안 지방과 동족 해안지역에서 높은 강우강도를 기록하고 있음을 확인할 수 있었으며, 경남지역에 위치한 산청(ID: 289) 지점이 매년 29.4mm/h의 가장 강한 태풍에 의한 강우를 기록하였다. 엘니뇨 패턴 변화에 따른 한반도 영향 태풍 강수를 분석한 결과 CT엘니뇨 시기에는 한반도 영향 강수량이 대부분 지역에서 감소하는 것을 확인할 수 있으며, WP 엘니뇨 시기에는 다소 증가, 라니냐 시기에는 평년상태를 유지하는 것으로 분석되었다.

6.1.2 시계열 예측 모형 결과

Box-Jenkins 방법론에 따라 각 시계열에 적합한 모형을 구축하여 경남 지역 지점별 월강우량과 열대 태평양 지역 기후지수를 예측 하였으며, 사용된 시계열 예측 모형은 AR(p), MA(q), ARMA(p,q), ARIMA(p,d,q)×$(P,D,Q)_{12}$, VARMA(p,q)이다. 시계열예측 모형에 의한 분석결과를 정리하면 다음과 같다.

- ❍ **월강우량 예측 결과**: 상관계수가 0.59~0.82로 높게 나타났으며, 평균제곱근오차(RMSE) 또한 79.9~116.8의 분포를 보이는 것으로 분석되었다. 다만 6~10월 우기에는 대부분 모형에서 다소 과소 추정되는 경향을 보였으며, 일부 지점에서 2014년 강우량 자료의 경우 이상치에 가까운 극치강우가 관측되어 강우량 예측 결과가 실제 관측치를 잘 반영하지 못하는 것으로 나타났지만, 2014년을 제외하면 전반적으로 강수량의 예측이 비교적 타당한 결과로 분석된다. 상관계수와 결정계수, 평균제곱근오차 및 용적오차 평가에서 가장 좋은 평가를 받은 모형은 MME모형으로, 여러 통계모형의 결과를 취합하여 사용하는 경우가 예측력이 가장 좋게 나타남을 확인하였다. 추후 보다 다양한 통계예측 모형의 적용과, 극치 수문사상 예측에 활용이 가능한 모형의 개발 및 적용이 필요할 것으로 사료된다.

- ❍ **기후지수 예측결과**: 상관계수가 0.848~0.966, 결정계수가 0.719~0.933으로 매우 높게 나타났으며, 평균제곱근오차(RMSE)는 0.180~0.899의 분포를 용적오차(VE)는 -20.29~0.01의 분포를 보이는 것으로 분석되었다. 상관계수와 결정계수, 평균제곱근오차 및 용적오차 분석에서 가장 좋은 평가를 받은 모형은 ARMA(p,q)모형과 MME 모형으로, 기후지수가 가지고 있는 장기적인 주기 성분 예측에 자기상관 이동평균과정 모형이 잘 적합함을 확인할 수 있었으며, 여러 통계모형의 결과를 취합하여 사용하는 것 또한 예측력이 좋음을 확인하였다. 추후 보다 다양한 통계예측 모형의 적용과, 장주기 성분 예측에 활용이 가능한 모형의 개발 및 적용이 필요할 것으로 사료된다.

6.1.3 경남 중·장기 홍수위험도 평가 결과

경남 지역의 홍수위험도 평가 지표를 개발하였으며, 1990년대와 2000년대를 구분하여 기간별 홍수 위험도를 분석하였다. 또한 엘니뇨 시기만 구분하여 홍수 위험도를 평가하였으며, 2015년 6~9월까지 여름철 홍수위험도 예측을 실시하였다. 주요 결과를 정리하면 다음과 같다.

- ❍ **경남 홍수위험도 평가 지표개발결과**: 경남지역 통합홍수위험지수(IFRI, Integrated Flood Risk Index)를 개발하였으며, 대표지수로 위해성(Hazard), 노출성(Exposure), 그리고 취약성(Vulnerability) 지표로 구분하였다. 중간지표는 대표지표를 반영하여 세부지표의 구체적인 내용을 대변한다. 위해성에 해당하는 중간지표는 수문-기후학적 위해성 요소이며, 노출성은 홍수피해 노출성, 취약성은 사회경제적 취약성과 홍수방어 취약성으로 구분하였다.

- ❍ **기간별 홍수 위험도 평가결과**: 개발한 통합홍수위험도 평가 지표의 적용성을 검증하기 위하여 과거기간을 Period I과 Period II로 구분하여 위험도를 평가하였으며, 분석 결과 1990년대에는 창원시, 마산시, 그리고 진해시의 홍수위험도가 매우 높게 나타났으며, 2000년대에는 창원시, 마산시, 진주시, 진해시, 통영시, 김해시, 그리고 거제시에서 홍수위험도가 매우 높음으로 나타났다. 홍수 위험성이 2000년대 들어 크게 나타난 주요원인은 노출성의 증가 보다는 홍수 위해성 증가와 취약성 증가가 그 주요 원인이라 분석된다.

- ❍ **엘니뇨 시기별 홍수 위험도 평가결과**: CT El Niño해에는 남해안 일부 지역(거제시, 남해군)에서 위험도가 높게 산정되었으며, 경남 북부지역에서는 위험도가 매우 낮게 산정되었다. WP 엘니뇨 해에는 경남 남부 지역을 중심으로 홍수위험지수가 높게 나타나 중앙태평양 엘니뇨가 발달 시 경남지역의 홍수위험 발생 가능성 평년에 비하여 큰 것으로 분석된다. 또한 라니냐 해에는 경남 서쪽일부 지역(남해군, 하동군, 산청군)에서 통합홍수위험지수가 높게 나타났으며, 나머지 지역에서는 홍수위험도가 작거나 중간 값을 보이는 것으로 분석되었다.

- ❍ **2015년 홍수기 월별 홍수위험도 예측 결과**: 6월 홍수위험도 예측이 높게(High) 나타난 지역은 창원시, 마산시, 진해시, 통영시, 김해시, 밀양시의 총 6개 지자

체 이다. 7월 예측 결과 홍수 위해도 분석결과가 반영되어 전반적으로 홍수 위험도가 높은 것으로 예측되었고 일부 경남 중북부 지역(사천시, 양산시, 의령군, 함안군, 창녕군, 산청군)에서 높음(High)으로 합천군에서 위험도가 중간(Medium)으로 분석되었다. 8월 예측의 경우 7월에 비하여 홍수위험도가 낮게 나타났으나, 경남의 서북부 지역과 중부지역에서 다소 위험도가 높게 나타났다. 9월 예측의 경우, 홍수 위험도가 대부분 지역에서 매우 낮음으로 분석되었으며, 진주시에서는 높음(High), 마산시와 통영시에서는 중간(Medium)으로 분석되었다.

6.2 활용 방안 및 정책 제언

6.2.1 활용 방안

❍ 올해(2015년)와 같이 엘니뇨가 강하게 발달하는 해의 장기 수문 전망에는 본 연구의 결과가 유용한 정보로 활용이 가능할 것이다. 또한 중·장기적 관점에서 수자원 예측 및 효율적인 물 관리와 안정적인 용수공급에 도움을 줄 것으로 사료되며, 한반도 대상 특정 엘니뇨 해의 지자체별 홍수위험 취약성 평가에 활용이 가능할 것이다.

❍ 통계모형을 이용한 기후지수와 수문변량의 월별 예측은 역학 모형을 통한 계절예측 정보 보완으로 중·장기 예측의 신뢰도 향상에 기할 수 있으며, 다양한 예측 정보를 활용한 중·장기 홍수위험 예측이 가능할 것으로 사료 된다. 이러한 예측 정보는 이미 몇 개월 전에 사전 예방적 차원의 지자체 물 관련 재난관리 및 관심과 보강계획 수립이 지자체별로 가능하여 사전에 행정력을 집중 시킬 수 있어 재난관리자에게 중요한 정보로 활용될 수 있다.

❍ 성과 활용을 위한 주요 수요처는 기상청, 한국수자원공사, 국토교통부, 홍수통제소, 국민안전처(소방방재청), 미래창조과학부, 환경부, 지자체, 대학 및 연구소 등이며, 국가 수자원장기종합계획 수립 및 물 관리 예측·방재관련 계획 등에 활용이 가능할 것이다. 특히 한강홍수통제소, 국립재난안전연구원, 지자체(부산·울산·경남)의 홍수재난 및 물 관리 실무에 활용이 가능하다.

❍ 지자체별 중·장기 수문변동 예측의 정확도 향상으로 홍수위험 예측 결과를 통한 지자체 물 관련 자연재해 예측과 방재관련 실무지원에 활용이 가능할 것이다.

❍ 엘니뇨 패턴 변화에 따른 수문변동 장기예측결과를 한국수자원공사에서 분석하고 있는 물 공급 전망 자료로 활용하며, 여름철 홍수통제소 실무 활용이 가능할 것이다.

❍ 댐·보 저수지 연계운영에 있어 중·장기 홍수위험예측 결과를 활용하여 사전방류를 위한 댐·보 저수지 운영 매뉴얼 작성, 장기 홍수예측 정보를 이용한 댐·보 저수지 운영 규칙의 명문화 및 규정화를 위한 선행연구(법제화 추진 등)로 활용이 가능하다.

❍ 장기 예측정보가 제공될 경우 사전에 지자체에 공문을 발송하여 사전예방과 대비에 활용하고, 국민의 풍수해보험 가입의 근거제공 및 풍수해보험 가입 독려에 활용이 가능하다.

❍ 국민안전처의 재난관리 예산의 시·도별 배분 활용에 활용하고, 지자체 재난관리기금운용, 예산실행계획 수립 및 시·군별 예산배분 활용이 가능하다. 또한 지자체 재해취약시설이나 재해위험지역에 대한 사전 점검과 인력과 시간측면에서 대응이 수월해 질 수 있다.

6.2.2 정책 제언

우리나라는 강수량의 계절적 편중과 기상·기후학적 영향, 지형학적 특성에 따라 홍수위험에 매우 취약한 지역에 해당하며, 매년 여름이면 집중된 강수와 태풍으로 인한 피해가 빈번히 발생하고 있다. 지금까지의 홍수위험 대책들은 주로 단기 및 초단기적 차원에서 이루어져 왔다. 중·장기적 측면에서 홍수위험에 대처하고 홍수피해 노출과 홍수방어 취약성을 줄이고자 하는 노력은 국가 및 지자체 단위에서 잘 이루어지지 않는 실정이며, 그 활용을 위한 노력도 매우 미흡한 실정이다. 홍수위험에 대비한 중·장기적 차원의 예측정보의 활용과 그 대비책 마련에 대한 노력을 통한, 발생 가능한 홍수위험을 예방하고 대비할 필요가 있으며, 지역단위 지자체의 중·장기 홍수위험성을 상대적으로 평가하여 기존의 대응 및 복구 중심의 대책에서 사전 예방을 통한 홍수 피해 최소

화 방안을 마련하여 홍수관련 재난재해 분야 정책에 활용할 필요가 있다.

정책 과제 1: 이음새 없는 예측(seamless prediction) 기술개발 투자 및 정보 생산 활용성 제고

- 최근 기후예측 기술의 발달로 인하여 기상관련 자연재난에 대비하는 방법이 다양화·정밀화 되었으며, 기후과학 분야에 이음새 없는 예측(seamless prediction)의 개념이 새롭게 도입되고 있음
- 어느 정도 과학적 근거와 신뢰성을 확보한 이음새 없는 중·장기 예측 기술개발과 정보 생산은 사전 예방적 재난관리차원에서 정보 활용의 당위성을 확보할 수 있음
- 선행시간 확보 차원에서 사전예방과 대비가 재난관리의 중요한 개념으로 작용하고 있으며, 이를 확장하고 체계화 하여 일반화하여 적용할 필요성이 있음
- 다음 Figure 38은 홍수재난 발생에 따른 행동 프로세스 및 위험 저감과 재난감축 방안을 나타내고 있음. 그림에서 보는 바와 같이 홍수재난이 발생하였을 때, 사전대비와 예방 차원의 노력(여기서 노력이라 함은, 기술적, 행정·법제도적, 사회·경제적 노력을 모두 포함함) 이 절실히 필함을 확인할 수 있음
- 따라서 국가 및 지자체의 홍수 재난 대응 매뉴얼 상에 위험 발생 이전 선행시간 확보(단기 및 중·장기)를 위한 사전예방과 대비 프로세스의 확장 매뉴얼과 가이드라인 작성 등을 수행하고, 사후대응과 복구 프로세스에 걸리는 시간을 줄여나가는 제도적 장치 마련 방안을 수립함

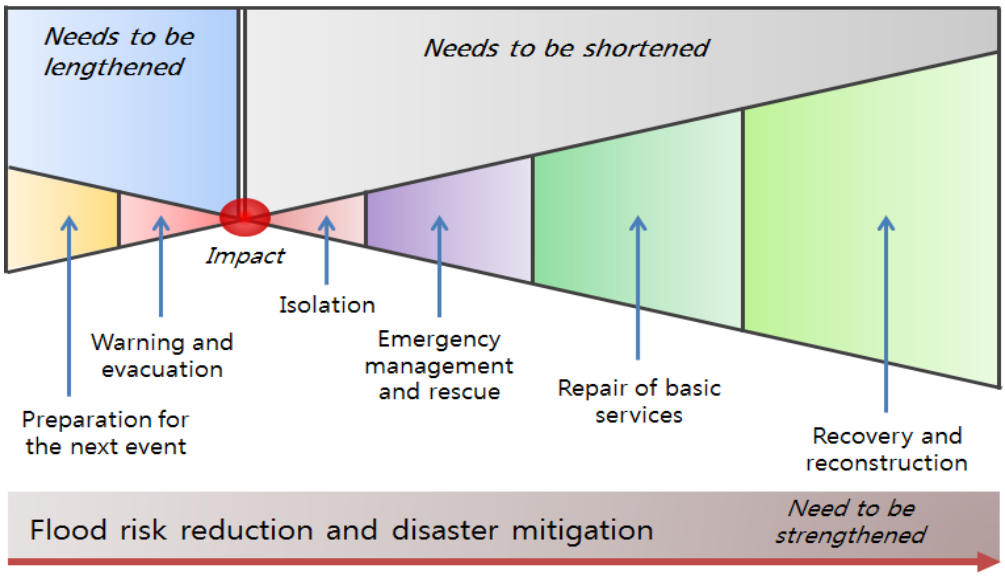


Figure 38 홍수재난 발생 프로세스에 따른 위험저감 및 감축 방안(David A., 2011의 내용을 일부 수정하여 재작성함)

정책 과제 2: 중앙 정부 주도 중·장기 예측 기반 위험평가 기술 개발

- 국민안전처 및 재난안전관련 국가 유관 부처의 주도로 재난재해 분야의 중·장기 예측 정보 활용에 관한 법률과 조례안 마련
- 중·장기 예측 분야 연구개발 사업 확장과 신규 사업 육성을 통한 기술개발 및 지원 노력을 실시하고 산·학·연·관의 자발적 참여를 유도함
- 연구개발 사업을 통하여 법제화 추진 및 지침마련 등 하향식(Top-down) 문제해결 방안의 근거와 당위성 피력 및 가이드라인 작성
- 중·장기 예측정보를 활용한 국가 중앙 정부 주도의 홍수위험 예측 시스템 구축 및 Outlook 발간(호주 및 미국의 사례 적극 참조)
- 다음 Figure 39는 연구자, 관리자, 그리고 일반 시민에 이르기까지 서로의 역할 흐름 상호작용과 공조체계를 보여주고 있음. 재난 연구자는 위험요인들을 기술적 분석과 평가, 예측의 역할을 수행하며, 재난관리자는 연구자들에 의해 수행된 과학적 근거를 바탕으로 의사결정에 활용할 수 있음. 또한 대상 지역의 시민과

사회에서는 재난경보에 신속히 반응하고 피해 노출 상황을 줄여 나갈 수 있어 서로의 선 순환적 역할 수행이 가능함

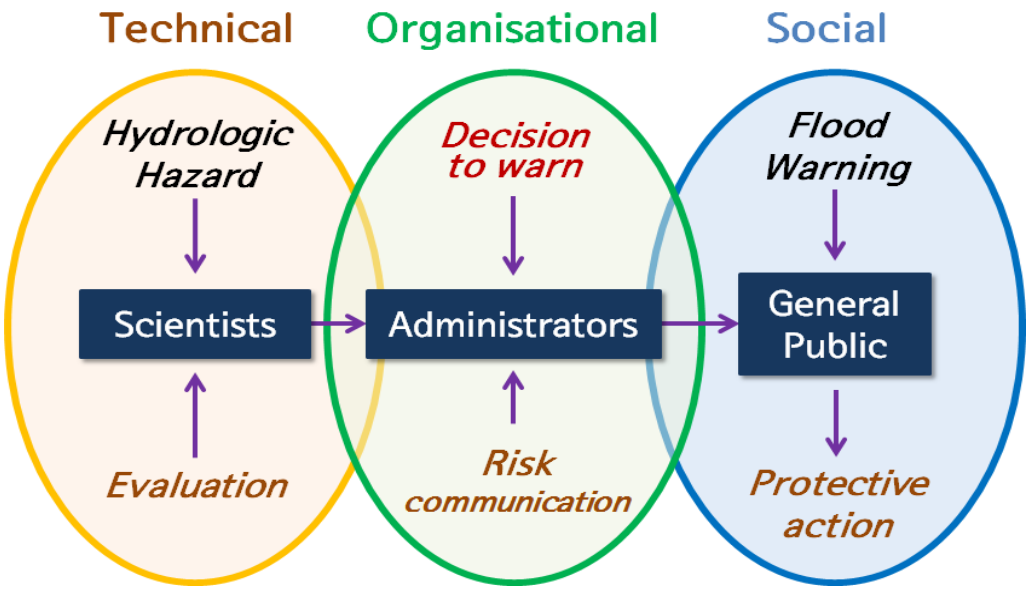


Figure 39 홍수재난 발생에 따른 연구자, 관리자, 그리고 공공의 역할흐름 및 상호작용(David A., 2011의 내용을 일부 수정하여 재작성함)

정책 과제 3: 지자체 주도 중장기 홍수위험관리 대책 수립 및 실현방안 마련

- 위험도 기반 의사결정지원과 사전예방과 대비차원의 중·장기적 선행시간 확보를 통한 지자체 홍수재난 최소화에 초점을 맞춤
- 지자체별 중·장기 수문변동 예측의 정확도 향상으로 홍수위험 예측 결과를 통한 지자체 물 관련 자연재해 예측과 방재관련 실무지원에 활용
- 정부 주도로 마련된 가이드라인을 바탕으로 지자체 활용 세부 가이드라인 작성(중·장기 수방계획수립, 예산계획수립, 기금운용, 풍수해대책수립, 풍수해보험가입 독려 등) 방안을 모색하고 중·장기 홍수위험관리를 위한 재난안전 대책 수립
- 지금까지의 단기 및 초단기적 차원의 일반화된 재난대응매뉴얼과 홍수 재난 발생 후 임시 및 항구 대책 수립을 위한 사후관리 차원에 이루어지는 행정력 낭비를 줄이고 중·장기관점에서 지자체중심의 선제적 수방대응 실시 가능

참고 문헌

국민안전처(소방방재청) (2011) 도시홍수 위험성 평가 및 통합관리방안 개발

국토교통부, 수자원장기종합계획(2011~2020), 2011.

박유성, 김기환 (2002) SAS/ETS를 이용한 시계열자료 분석 I, 자유아카데미, pp.1-331.

박태선, 김광묵, 이승복 (2004) 자연형 하천정비를 위한 하천환경 특성 분석 연구, 국토연구원, 국토연/2004-4, pp. 1-146.

박태선·김광묵·윤양수·이승복 (2005) 홍수피해특성 분석 및 홍수피해지표 개발에 관한 연구, 국토연구원, 국토연/2005-6, pp. 1-166.

윤선권 (2015) 원격상관 기반 극한기후 패턴변화에 따른 한반도 지역수문변동영향 분석, APEC기후센터, 연구보고서 2015-12, pp. 1-181.

이용곤 (2013) 기후변화시대에 부응한 경남 도시홍수재해 저감 방안, 경남발전연구원 중점연구 2013-13, pp. 1-86.

환경부·국립환경과학원 (2012). 지자체 기후변화 적응 세부시행계획 수립 지원을 위한 기후변화 부분별 취약성 지도.

Box, G.E.P. and Jenkins, G.M. 1976: Time Series Analysis." Forecasting and Control, 2nd ed. San Francisco: Holden-Day.

Kang, I. S. (1998). "Relationship between El-Niño and Korean Climate Variability." *Asia-Pacific J. Atmos. Sci.*, Vol. 34, No. 3, pp. 390-396 (in Korean).

Cha, E. J., J. G., Jhun, and H. S., Chung, (1999). "A Study on Characteristics of Climate in South Korea for El Niño/La Niña Years." *Asia-Pacific J. Atmos. Sci.* Vol. 35, No. 1, pp. 98-117 (in Korean).

Kim, J. S., W. Zhou, Xin Wang, and S. Jain. (2012). "El Nino Modoki and the Summer Precipitation Variability over South Korea: A Diagnostic Study." *Journal of the Meteorological Society of Japan*, Vol. 90, No. 5, pp. 673-684.

Moon, Y. L., H. H., Kwon, and D. K., Kim. (2005). "A Study of Relationships between the Sea Surface Temperatures and Rainfall in Korea." *J. Korea Water Resour. Assoc.*, Vol. 38, No. 12, pp. 995-1008 (in Korean).

Oh, T. S., and Y. I., Moon. (2010). "A Study on the Analysis of the Relationship between Sea Surface Temperature and monthly Rainfall." *J. Korea Water Resour. Assoc.*, Vol. 43, No. 5, pp. 471-482 (in Korean).

Son, C. Y., J. S. Kim, Y. I. Moon, J. H. Lee. (2014). "Characteristics of TC-induced precipitation over Korean River Basins associated with three evolution patterns of

Central-Pacific El Niño." *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, Vol. 28, No. 5, pp. 1147-1156.

Ljung, G.M., Box, G.E.P. 1978: On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models. Biometrika, 65(2), 297-303.

Montanari, A., and A. Brath. 2004: A stochastic approach for assessing the uncertainty o(1) f rainfall-runoff simulations. Water Resour. Res., 40, W01106, doi:10.1029/2003WR002540.

Kember, G., Flower, A.C., and Holubeshen, J. 1993: Forecasting river flow using nonlinear dynamics. Stoch. Hydrol. Hydraul., 7, 205-212.

Nash, J.E., and Sutcliffe, J.V. 1970: River flow forecasting through conceptual models; Part 1-A discussion of principles. Journal of Hydrology, 10(3), 282-290.

Tsay, Ruey S., Tiao, George C. 1984: Consistent Estimates of Autoregressive Parameters and Extended Sample Autocorrelation Function for Stationary and Nonstationary ARMA Models. Journal of the American Statistical Association, 79, 84-96.

Becker, R.A., Chambers, J.M. and Wilks, A.R. (1988). "The New S Language: a programming environment for data analysis and graphics", Wadsworth & Brooks/Cole Advanced Books & Softwar Monterey, CA, USA.

Ni, J., L. Sun, T. Li, Z. Huang, and A. G. L. Borthwick. (2010). "Assessment of Flooding Impacts in Terms of Sustainability in Mainland China." *Journal of Environmental Management*, Vol. 91, No. 10, pp. 1930–1942.

Kim, D. W., K. S., Choi, and H. R., Byun, 2012: Effects of El Niño Modoki on winger precipitation in Korea. Clim. Dyn., 38, 1313–1324, doi:10.1007/s00382-011-1114-1.

Kug, J. S., M. S. Ahn, M. K. Sung, S. W. Yeh, H. S. Min, and Y. H. Kim, 2010: Statistical relationship between two types of El Niño events and climate variation over the Korean Peninsula. *Asia-Pacific J. Atmos*. Sci., 46, 467–474.

Ripley, B.D. (1987). "Stochastic Simulation." John Wiley & Sons, Inc. New York, NY, USA.

Yoon, S. K., J. S. Kim, J. H. Lee, and Y. I. Moon, 2013: Hydrometeorological variability in the Korean Han River Basin and its sub-watersheds during different El Niño phases. *Stoch. Environ. Res. Risk Assess.*, 27, 1465–1477.

Yoon, J. H., and S. W., Yeh. (2009). "Study of the Relationship between the East Asian Marginal SST and the Two Different Types of El Niño", *Ocean and Polar Research*, Vol. 31, No. 1, pp. 51-61 (in Korean).

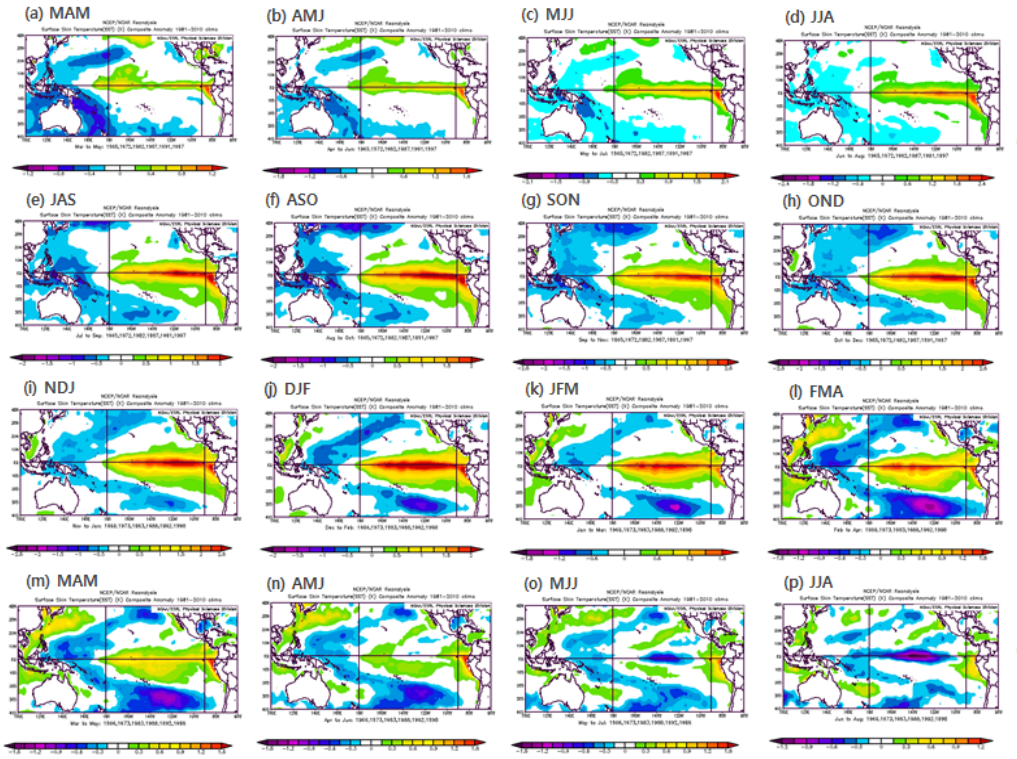
Yoon, S. K., J. S. Kim, and H. H. Kwon. (2013). "Different Impacts of the Two Phases

of El Niño on Variability of Warm Season Rainfall and Frequency of Extreme Events over the Han River Basin." *J. Korea Water Resour. Assoc.*, Vol. 46, No. 2, pp. 123-137 (in Korean).

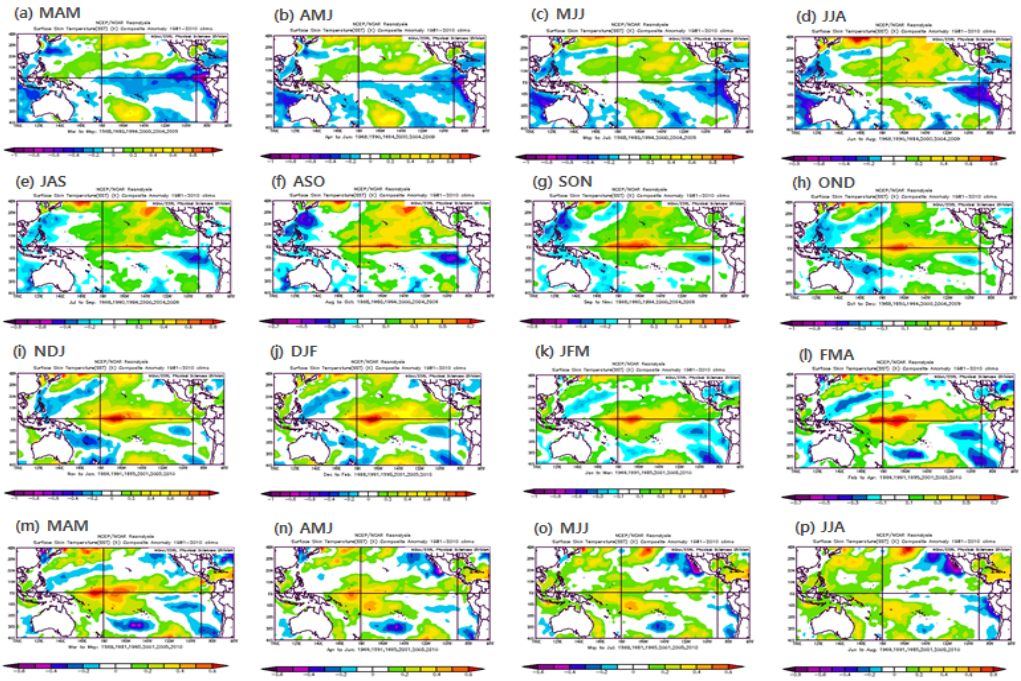
Yoon, S. K., J. S. Kim, and Y. I. Moon. (2014). Integrated flood risk analysis in a changing climate: A case study from the Korean Han River Basin, *KSCE Journal of Civil Engineering*, Vol. 18, No. 5, pp. 1563-1571.

Zheng, N. S., K. Takara, Y. Yamashiki, and Y. Tachikawa. (2009) "Assessing vulnerability to regional flood hazard through spatial multi-criteria analysis in the Huaihe River Basin, China."Annual Journal of Hydraulic Engineering, JSCE 53, pp. 127-132.

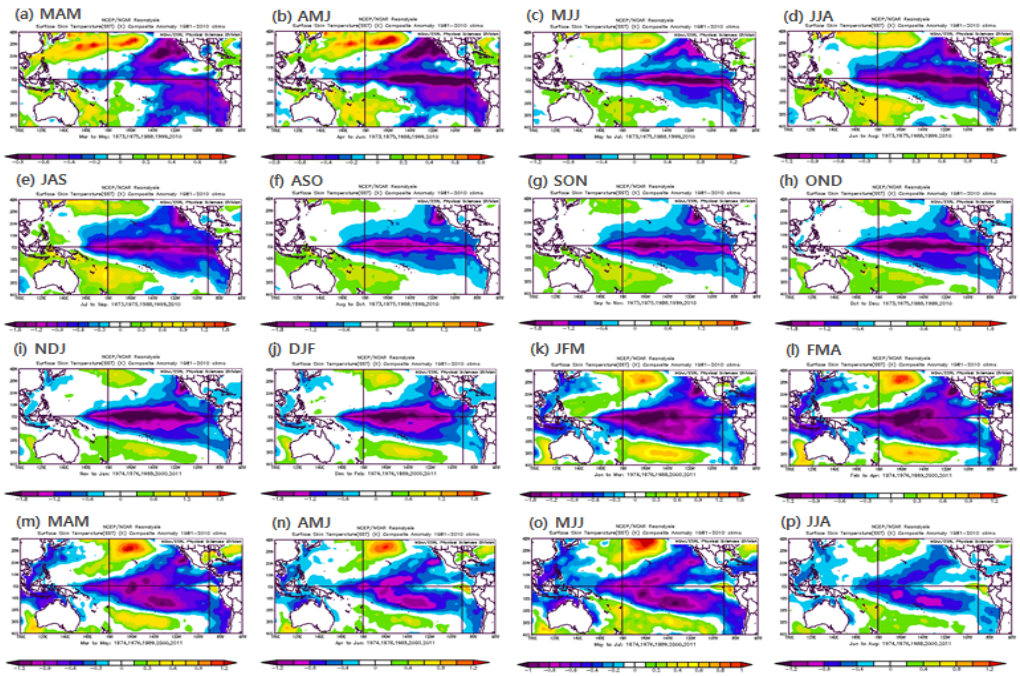
부 록



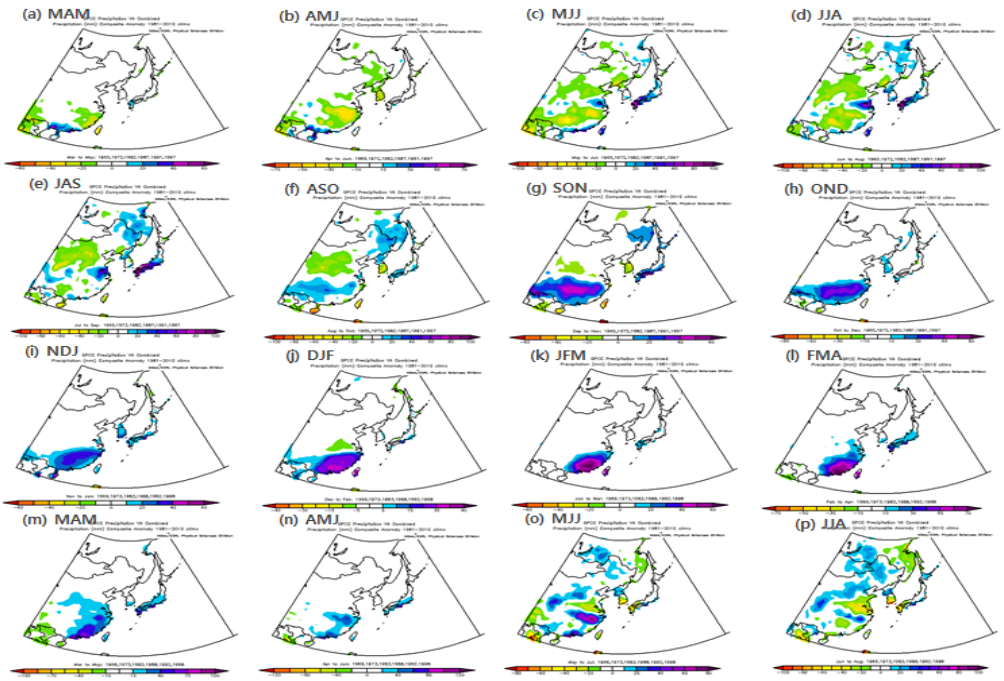
부록: 그림 1 엘니뇨 진화 패턴에 따른 해수면 온도 합성장 변화



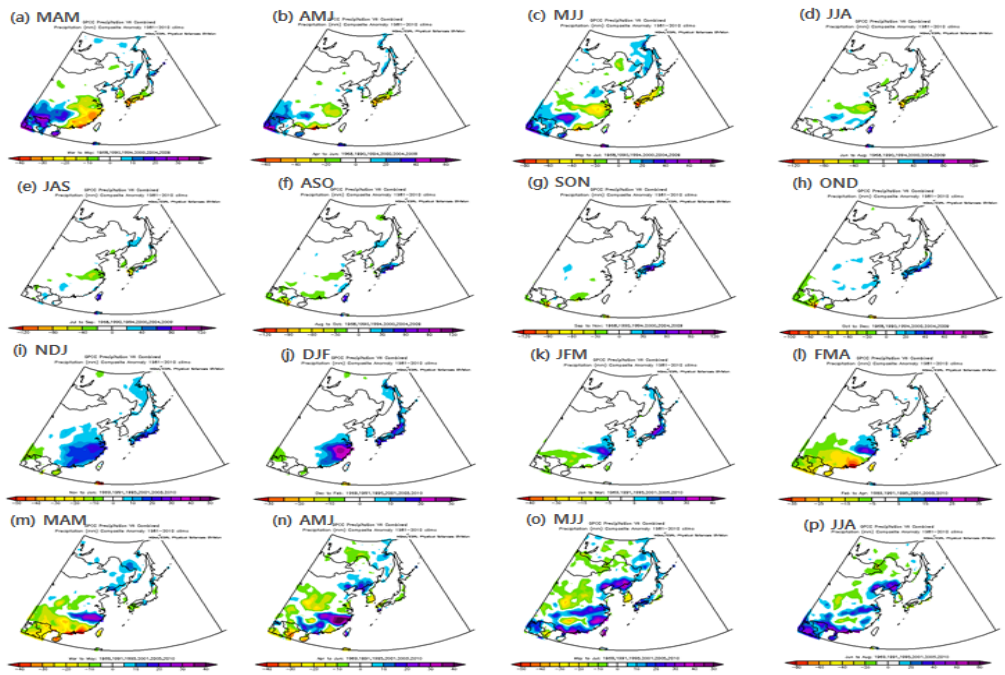
부록: 그림 2 중앙태평양 엘니뇨 진화 패턴에 따른 해수면 온도 합성장 변화



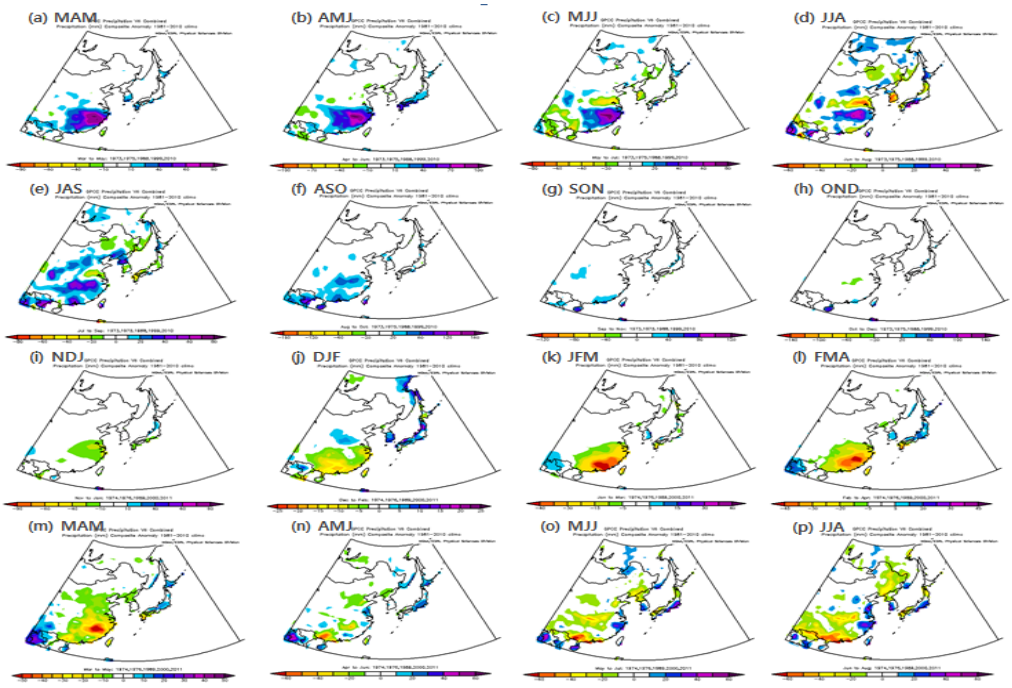
부록: 그림 3 라니냐 진화 패턴에 따른 해수면 온도 합성장 변화



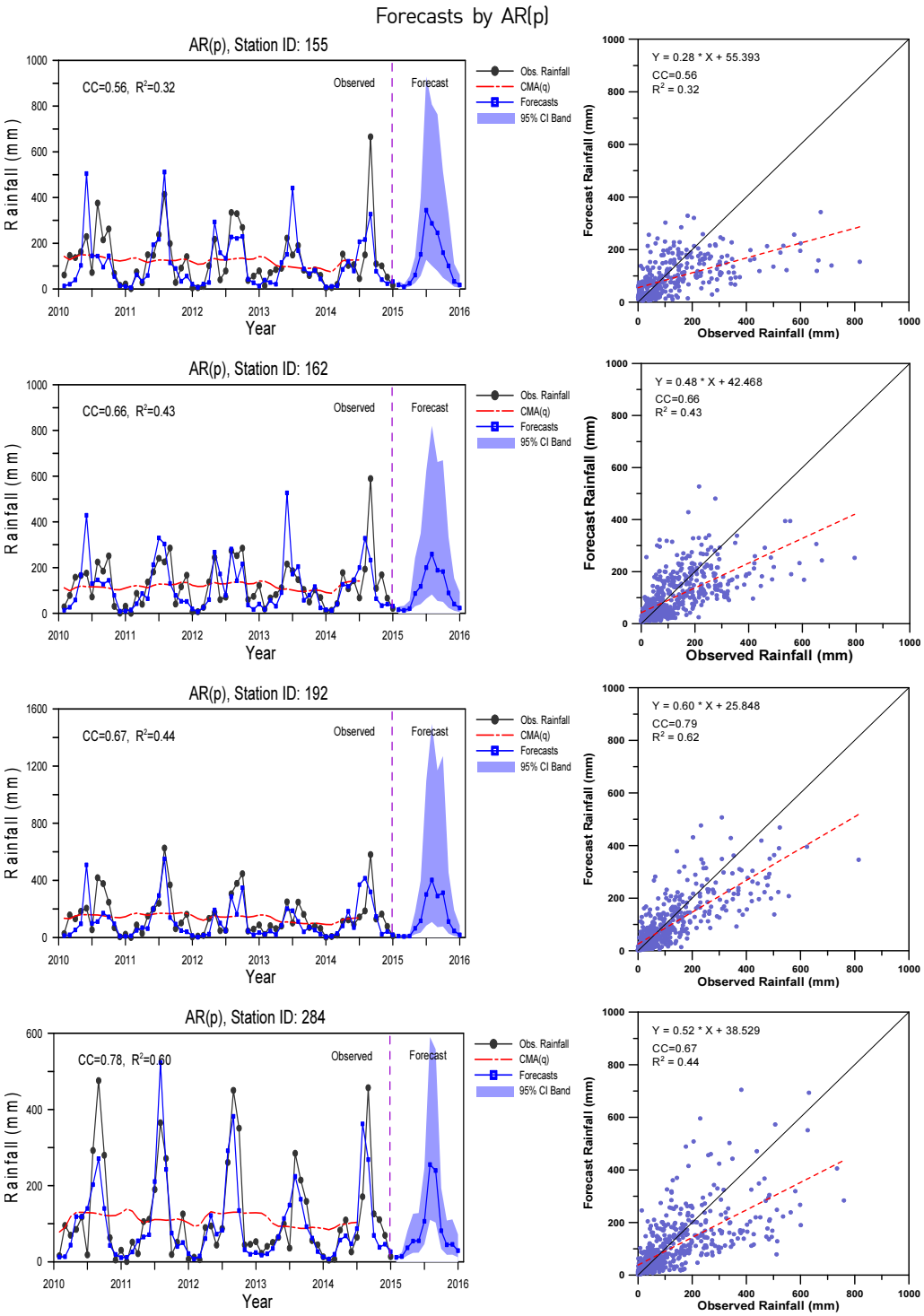
부록: 그림 4 엘니뇨 진화 패턴에 따른 동아시아 GPCC강수량 합성장 변화



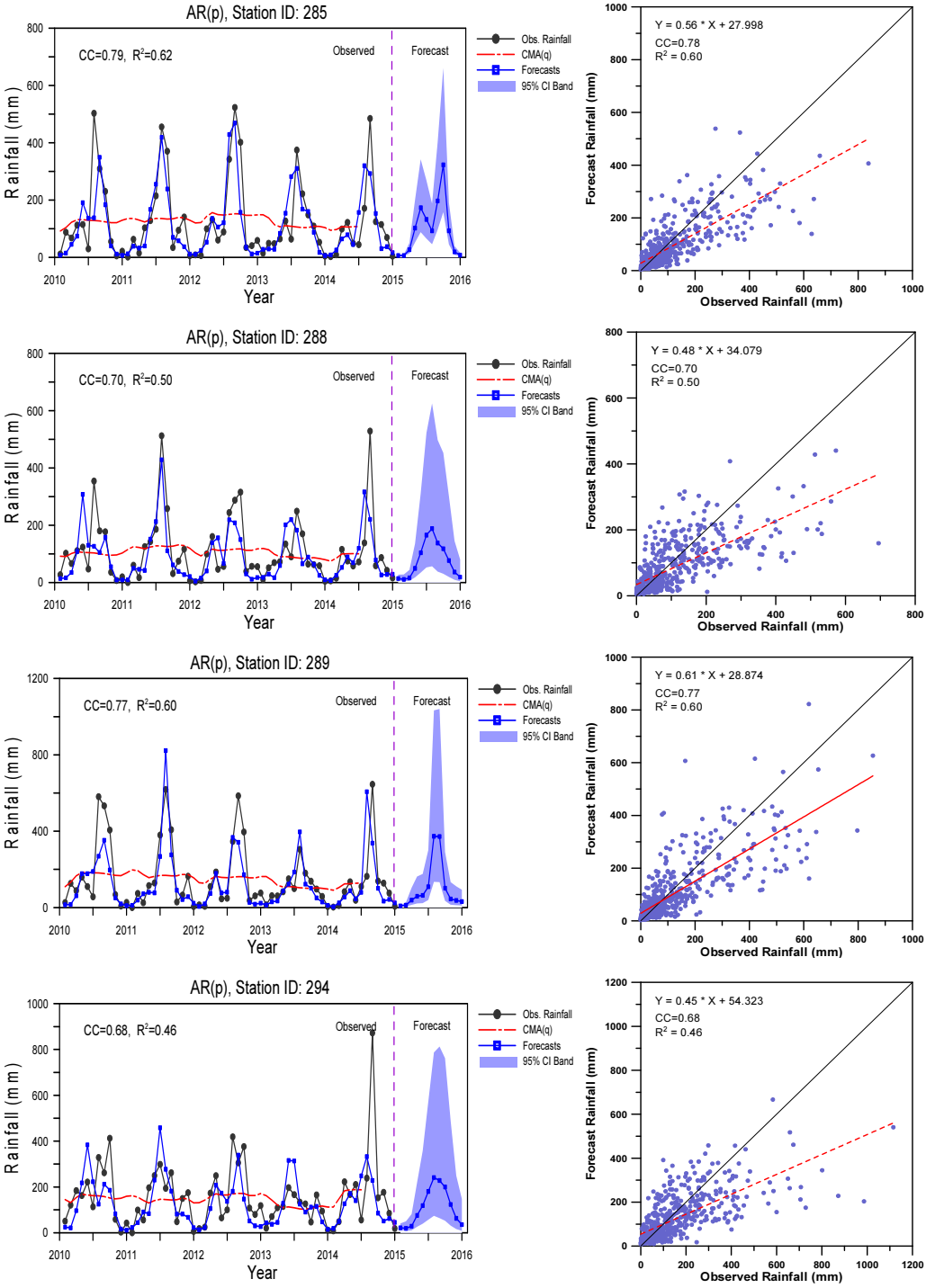
부록: 그림 5 중앙태평양 엘니뇨 진화 패턴에 따른 동아시아 GPCC강수량 합성장 변화



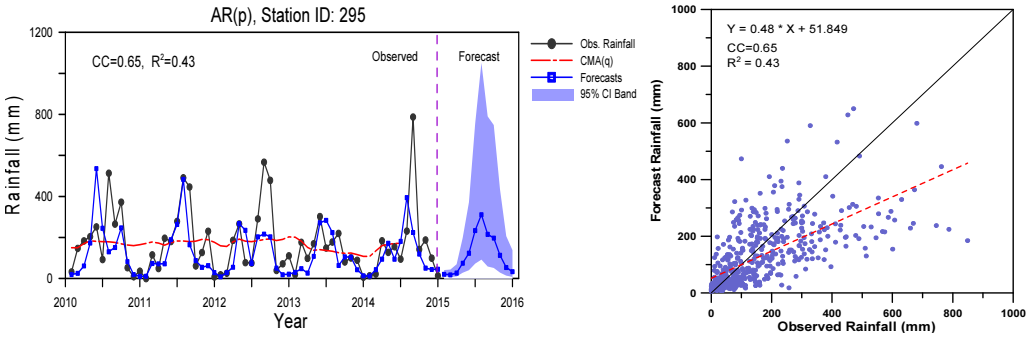
부록: 그림 6 라니냐 진화 패턴에 따른 동아시아 GPCC강수량 합성장 변화



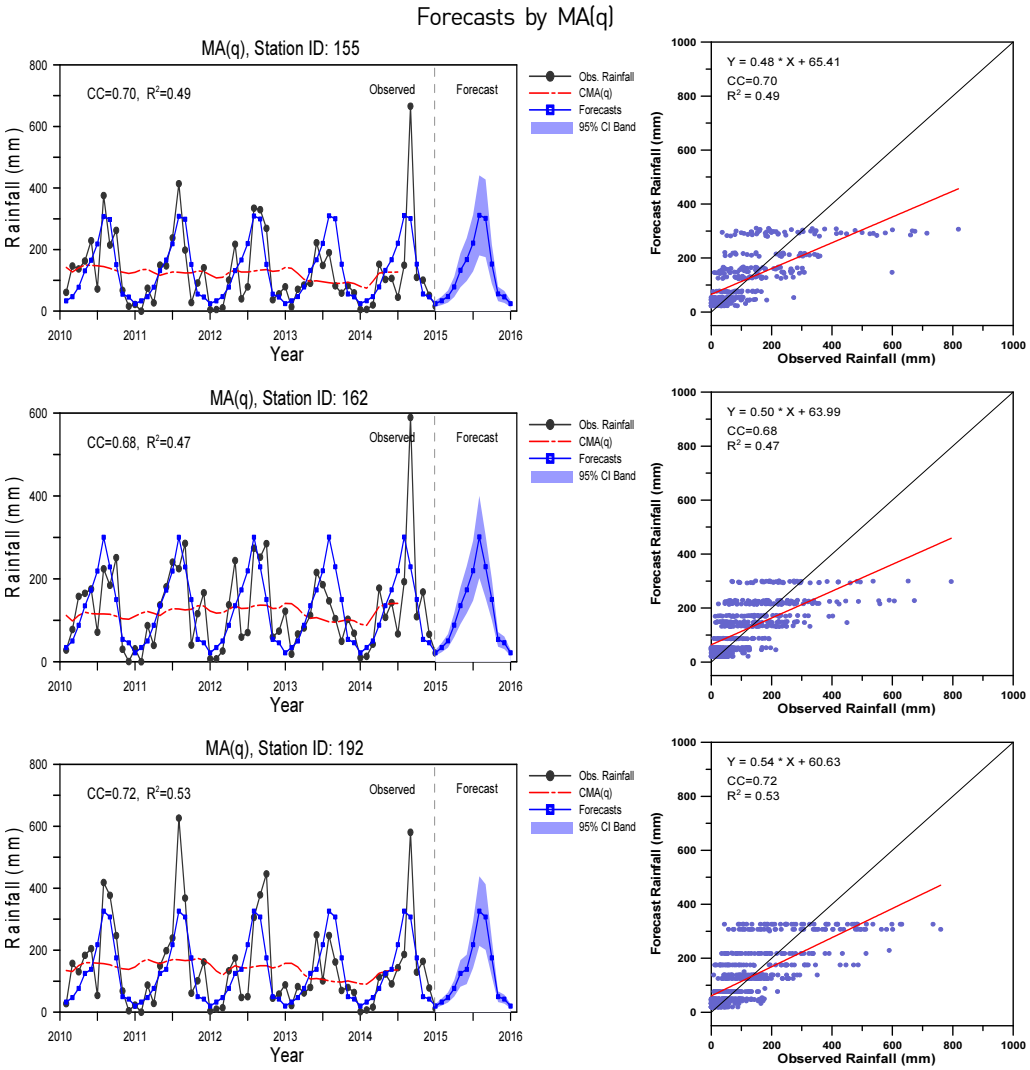
부록: 그림 7 AR(p)모형에 의한 경남지자체 지점별 강수량 예측 결과


AR(p), Station ID: 285
CC=0.79, R²=0.62
Observed
Forecast
Obs. Rainfall
CMA(q)
Forecasts
95% CI Band
Rainfall (mm)
Year
Y = 0.56 * X + 27.998
CC=0.78
R² = 0.60
Forecast Rainfall (mm)
Observed Rainfall (mm)
AR(p), Station ID: 288
CC=0.70, R²=0.50
Y = 0.48 * X + 34.079
CC=0.70
R² = 0.50
AR(p), Station ID: 289
CC=0.77, R²=0.60
Y = 0.61 * X + 28.874
CC=0.77
R² = 0.60
AR(p), Station ID: 294
CC=0.68, R²=0.46
Y = 0.45 * X + 54.323
CC=0.68
R² = 0.46

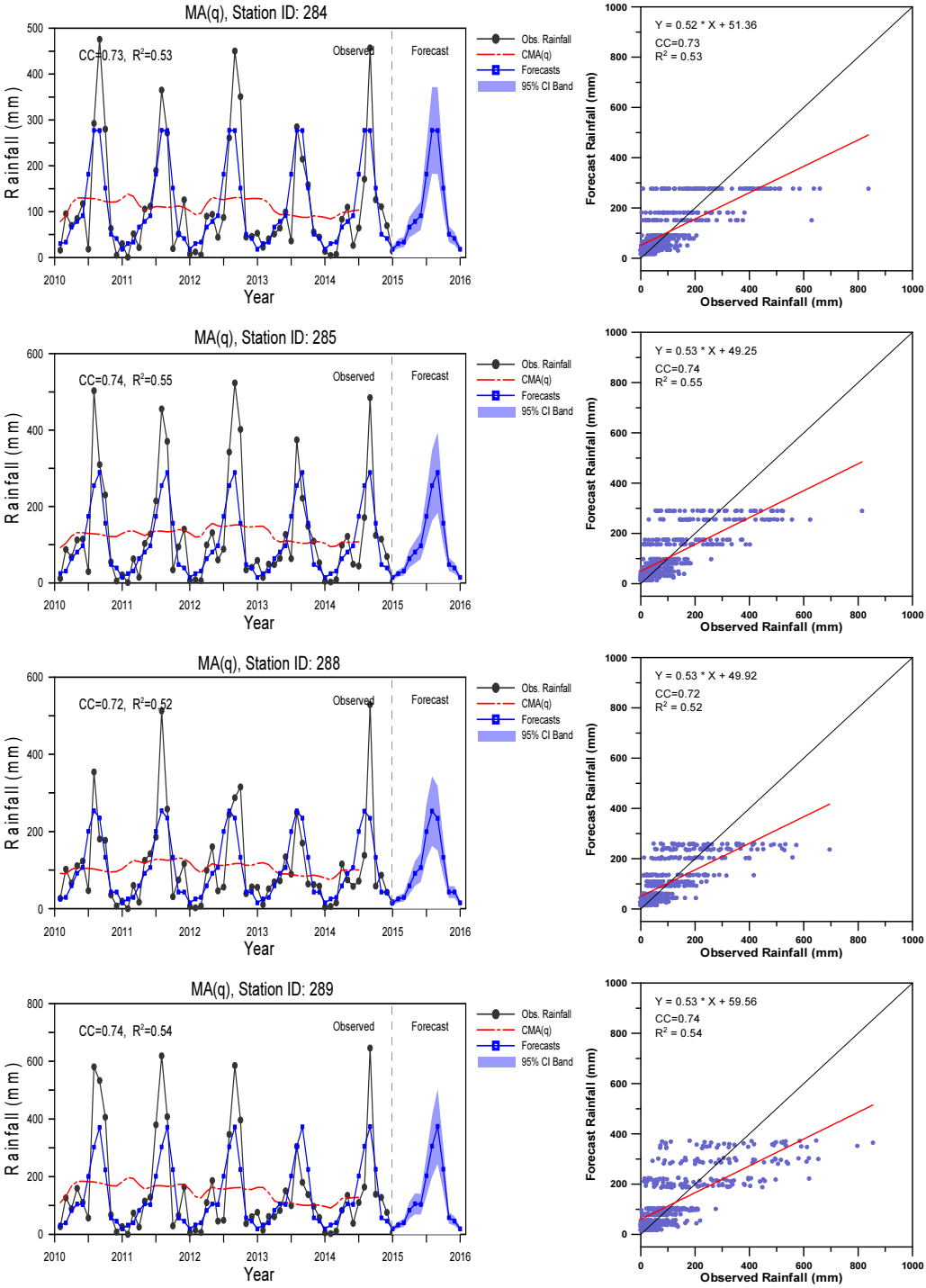
부록: 그림 7 계속



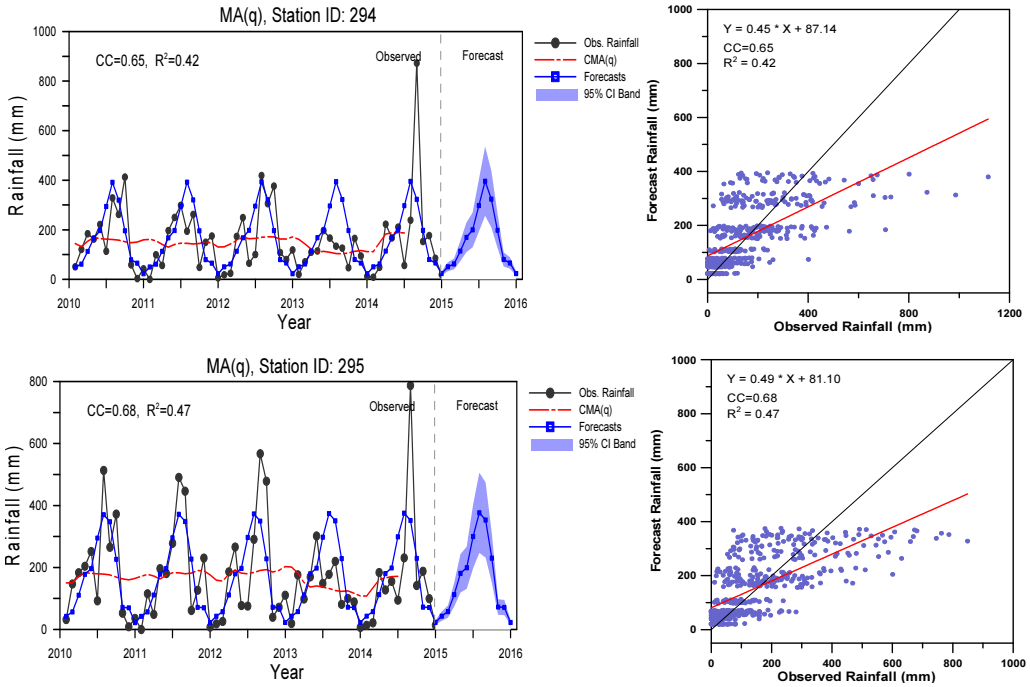
부록: 그림 7 계속



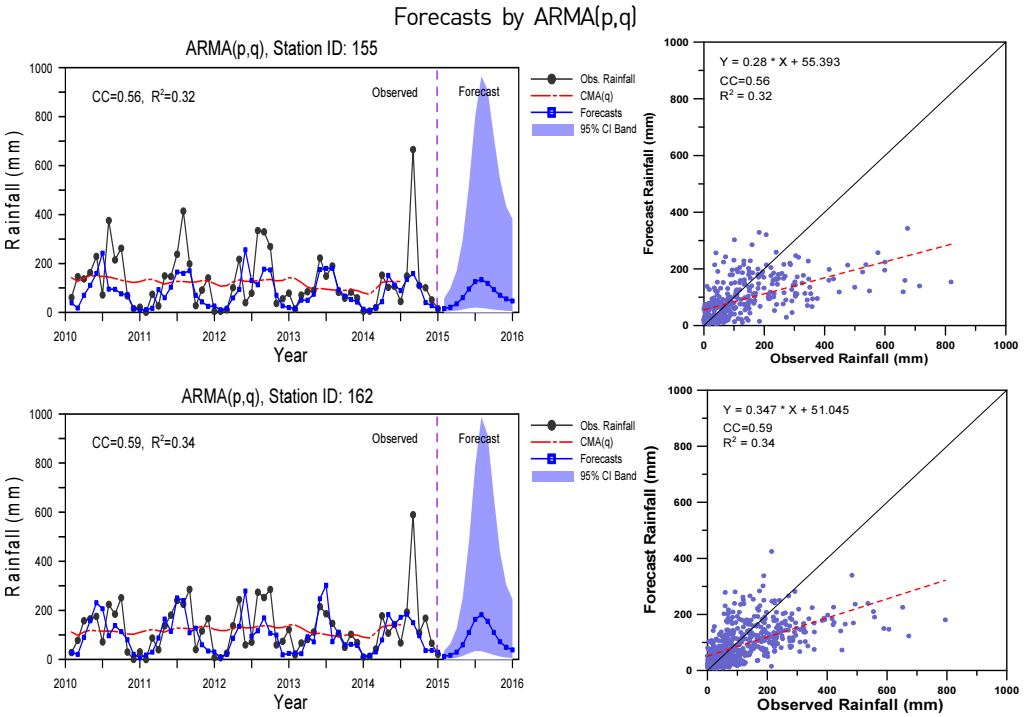
부록: 그림 8 MA(q)모형에 의한 경남지자체 지점별 강수량 예측 결과


MA(q), Station ID: 284
CC=0.73, R²=0.53
Observed
Forecast
Obs. Rainfall
CMA(q)
Forecasts
95% CI Band
Rainfall (mm)
Year
Y = 0.52 * X + 51.36
CC=0.73
R² = 0.53
Forecast Rainfall (mm)
Observed Rainfall (mm)
MA(q), Station ID: 285
CC=0.74, R²=0.55
Y = 0.53 * X + 49.25
CC=0.74
R² = 0.55
MA(q), Station ID: 288
CC=0.72, R²=0.52
Y = 0.53 * X + 49.92
CC=0.72
R² = 0.52
MA(q), Station ID: 289
CC=0.74, R²=0.54
Y = 0.53 * X + 59.56
CC=0.74
R² = 0.54

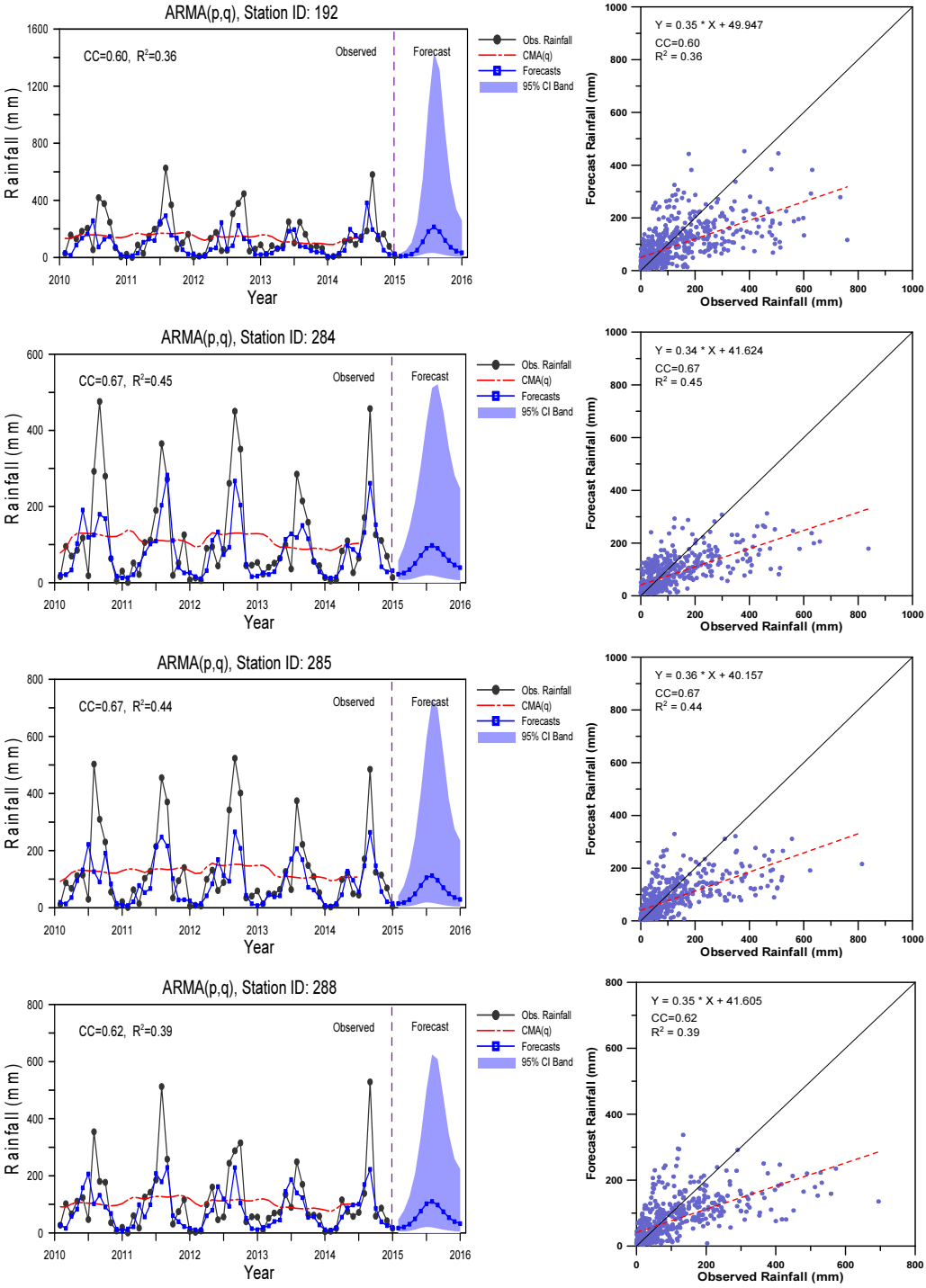
부록: 그림 8 계속



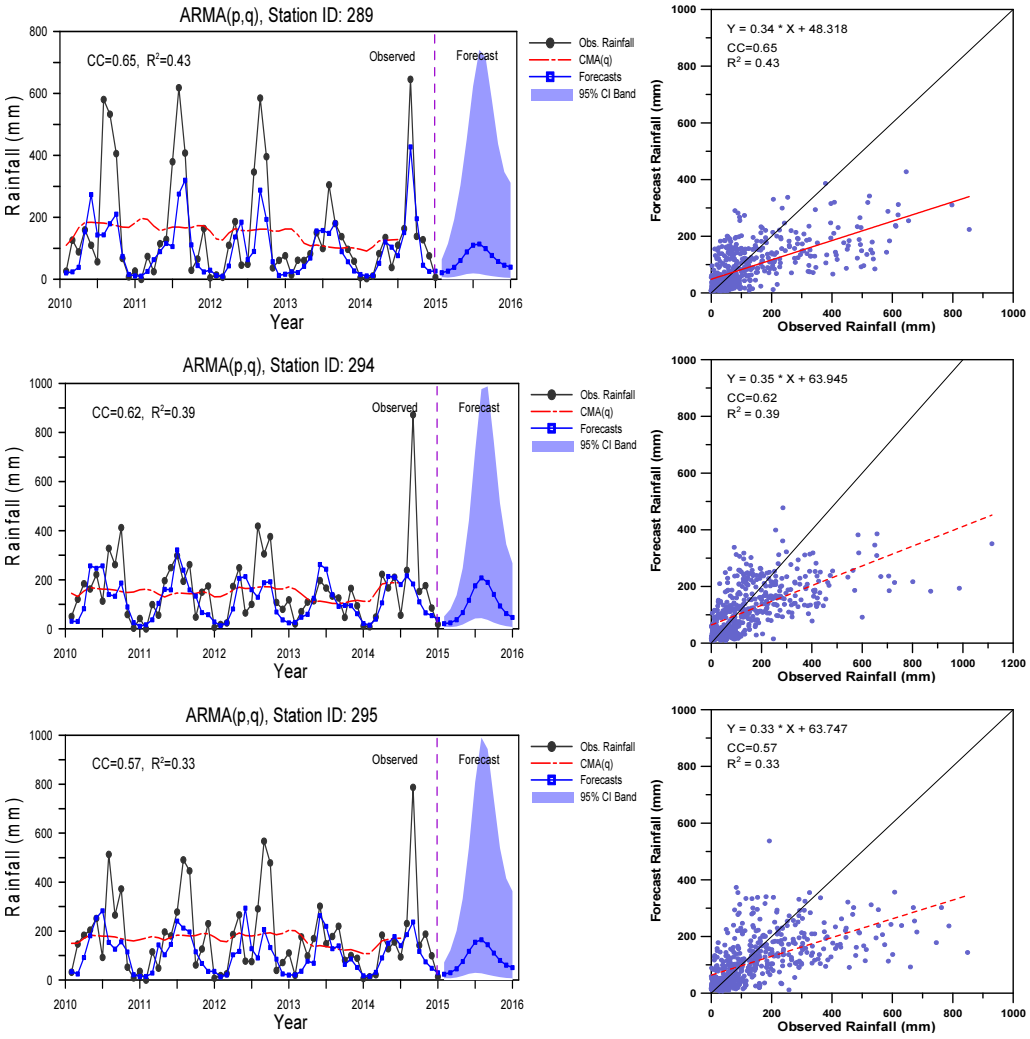
부록: 그림 8 계속



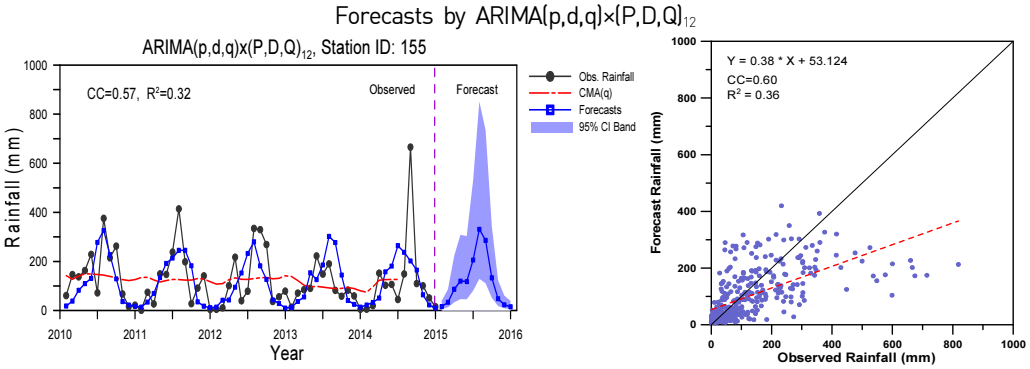
부록: 그림 9 ARMA(p,q)모형에 의한 경남지자체 지점별 강수량 예측 결과


ARMA(p,q), Station ID: 192
CC=0.60, R²=0.36
Observed
Forecast
Obs. Rainfall
CMA(q)
Forecasts
95% CI Band
Rainfall (mm)
Year
Y = 0.35 * X + 49.947
CC=0.60
R² = 0.36
Forecast Rainfall (mm)
Observed Rainfall (mm)
ARMA(p,q), Station ID: 284
CC=0.67, R²=0.45
Y = 0.34 * X + 41.624
CC=0.67
R² = 0.45
ARMA(p,q), Station ID: 285
CC=0.67, R²=0.44
Y = 0.36 * X + 40.157
CC=0.67
R² = 0.44
ARMA(p,q), Station ID: 288
CC=0.62, R²=0.39
Y = 0.35 * X + 41.605
CC=0.62
R² = 0.39

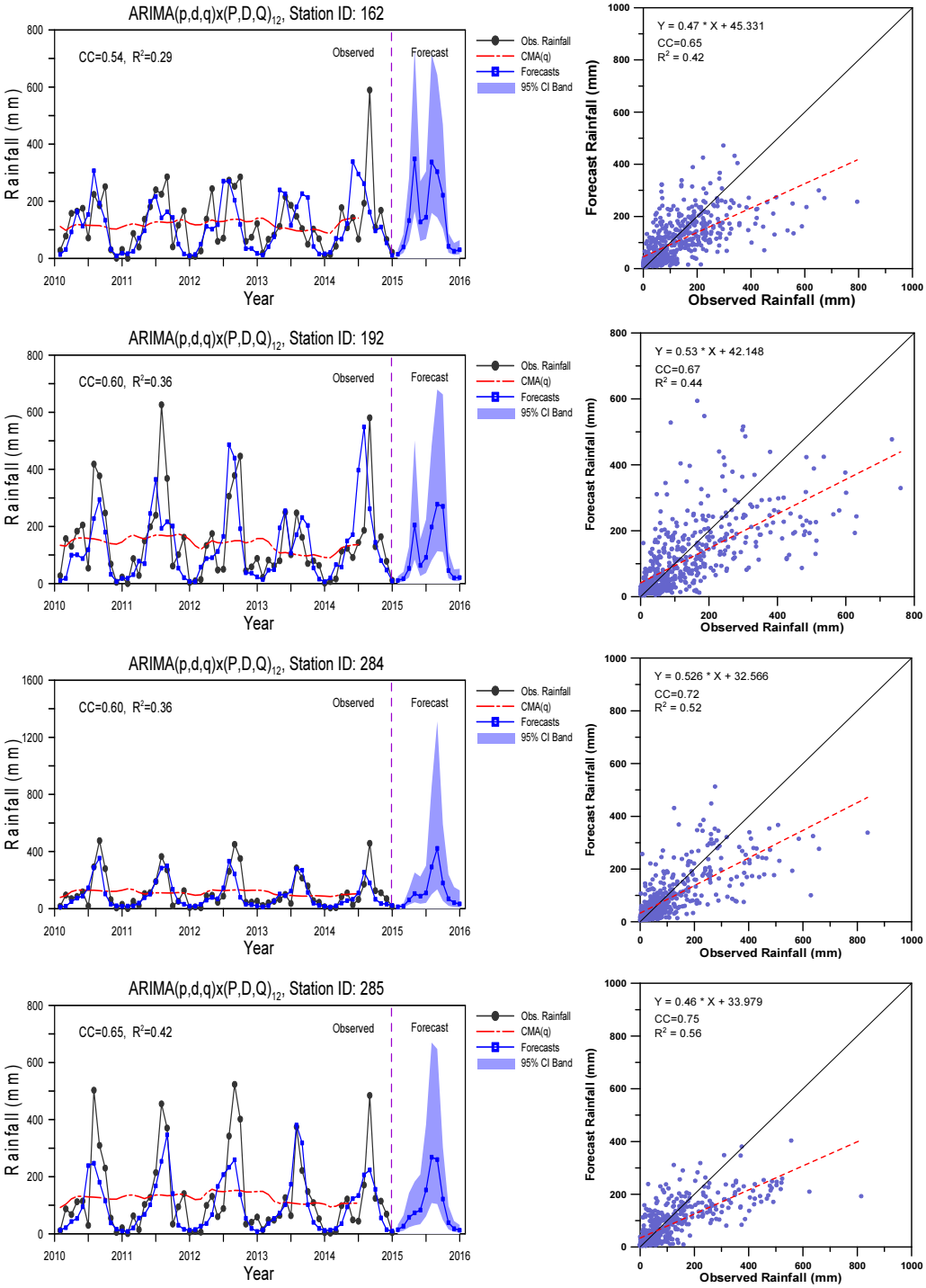
부록: 그림 9 계속



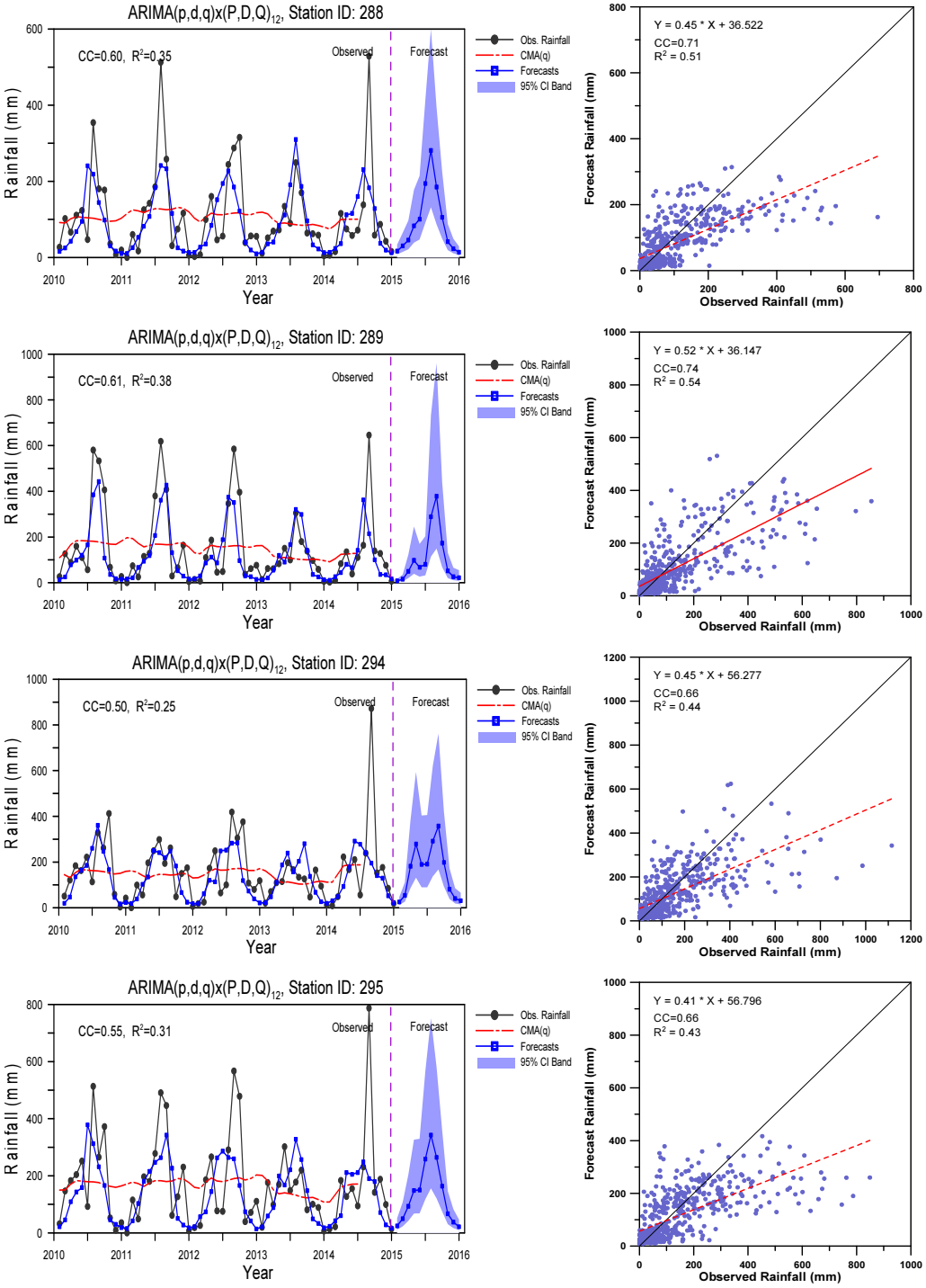
부록: 그림 9 계속



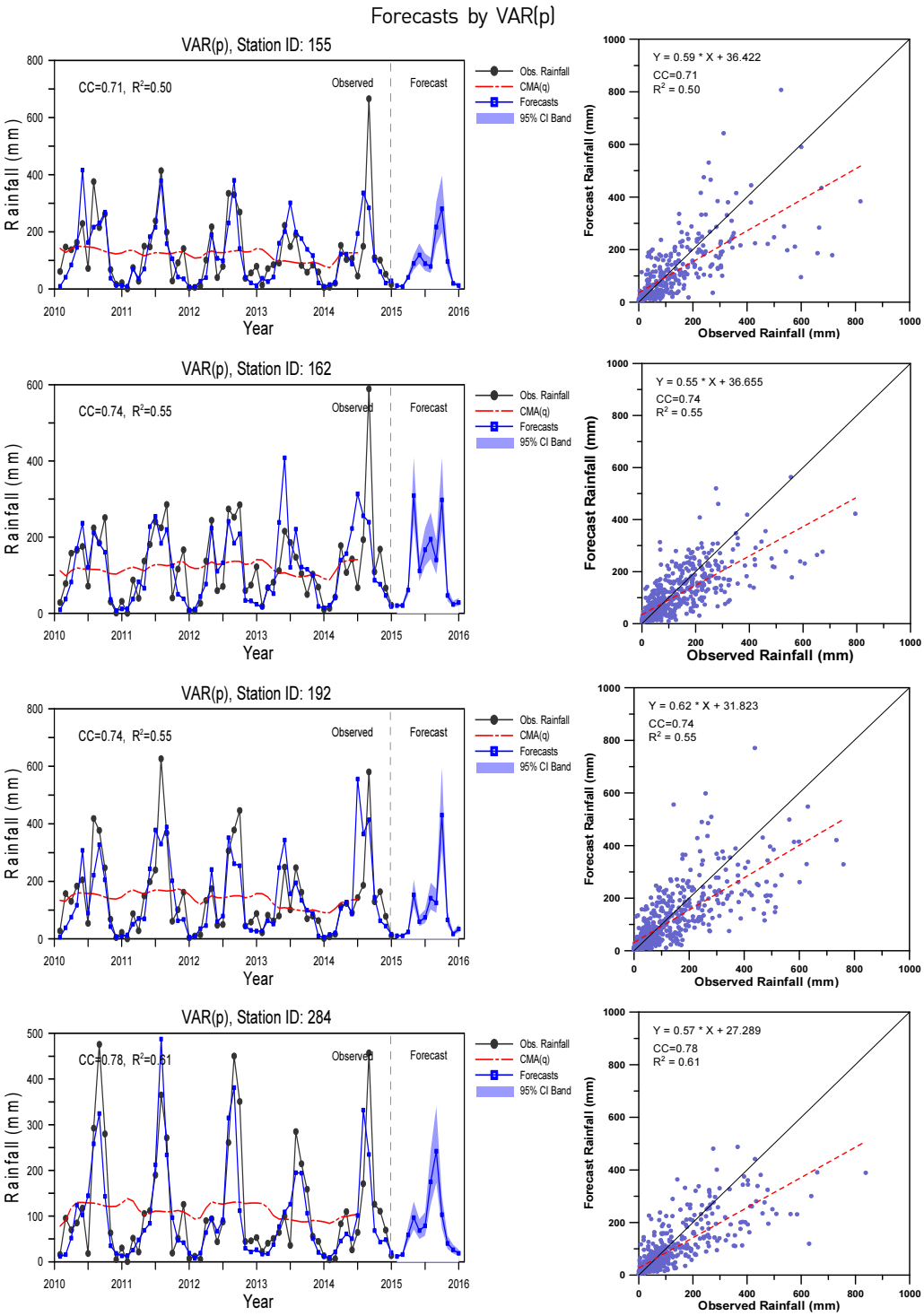
부록: 그림 10 ARIMA(p,d,q)모형에 의한 경남지자체 지점별 강수량 예측 결과


ARIMA(p,d,q)x(P,D,Q)12, Station ID: 162
CC=0.54, R2=0.29
Observed
Forecast
Obs. Rainfall
CMA(q)
Forecasts
95% CI Band
Rainfall (mm)
Year
Y = 0.47 * X + 45.331
CC=0.65
R2 = 0.42
Forecast Rainfall (mm)
Observed Rainfall (mm)
ARIMA(p,d,q)x(P,D,Q)12, Station ID: 192
CC=0.60, R2=0.36
Y = 0.53 * X + 42.148
CC=0.67
R2 = 0.44
ARIMA(p,d,q)x(P,D,Q)12, Station ID: 284
CC=0.60, R2=0.36
Y = 0.526 * X + 32.566
CC=0.72
R2 = 0.52
ARIMA(p,d,q)x(P,D,Q)12, Station ID: 285
CC=0.65, R2=0.42
Y = 0.46 * X + 33.979
CC=0.75
R2 = 0.56

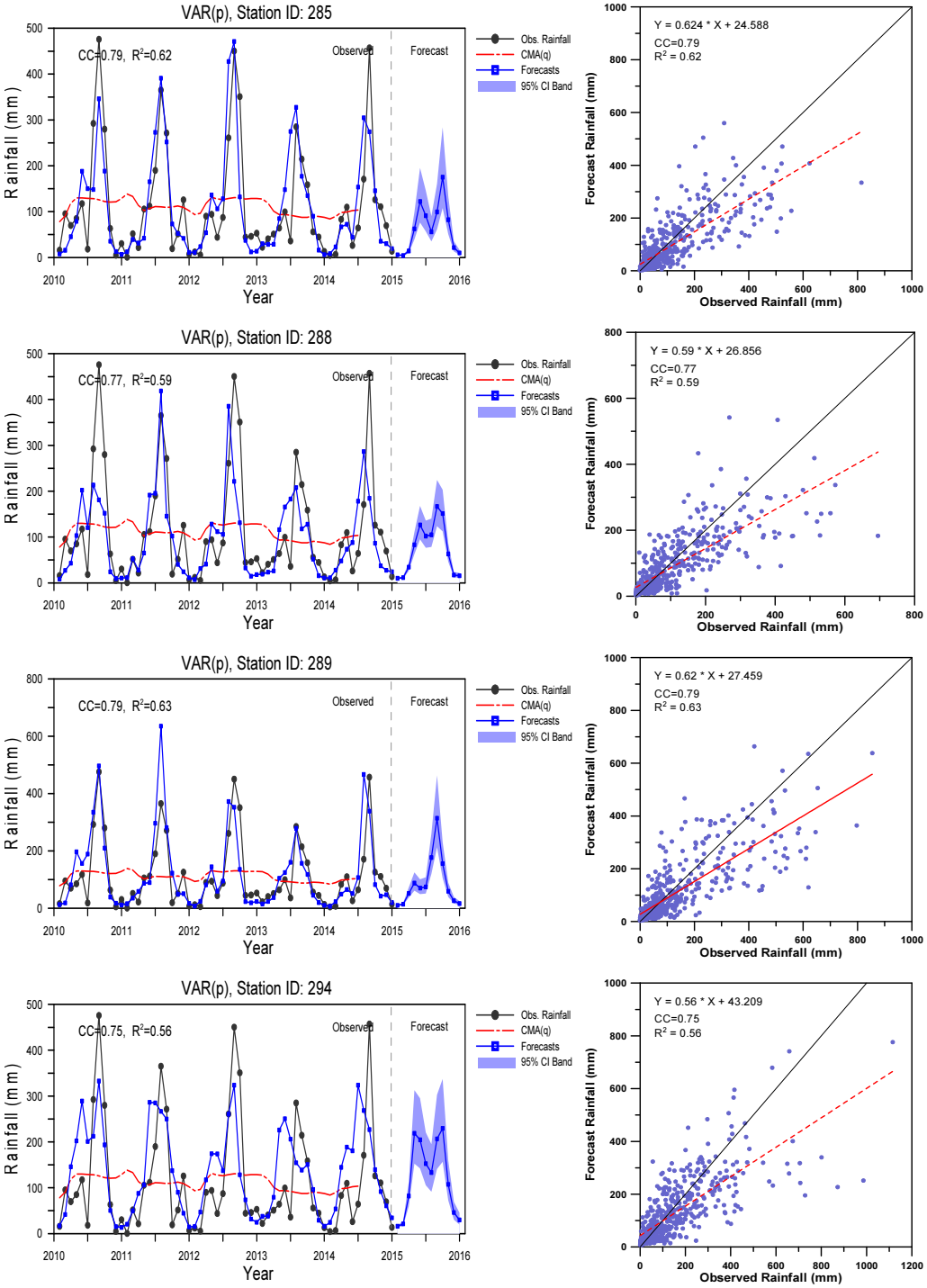
부록: 그림 10 계속


ARIMA(p,d,q)x(P,D,Q)12, Station ID: 288
CC=0.60, R2=0.35
Observed
Forecast
Obs. Rainfall
CMA(q)
Forecasts
95% CI Band
Rainfall (mm)
Year
Y = 0.45 * X + 36.522
CC=0.71
R2 = 0.51
Forecast Rainfall (mm)
Observed Rainfall (mm)
ARIMA(p,d,q)x(P,D,Q)12, Station ID: 289
CC=0.61, R2=0.38
Y = 0.52 * X + 36.147
CC=0.74
R2 = 0.54
ARIMA(p,d,q)x(P,D,Q)12, Station ID: 294
CC=0.50, R2=0.25
Y = 0.45 * X + 56.277
CC=0.66
R2 = 0.44
ARIMA(p,d,q)x(P,D,Q)12, Station ID: 295
CC=0.55, R2=0.31
Y = 0.41 * X + 56.796
CC=0.66
R2 = 0.43

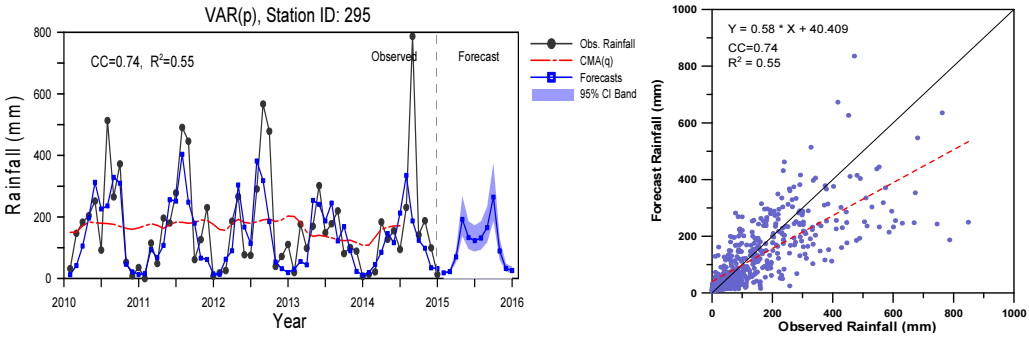
부록: 그림 10 계속



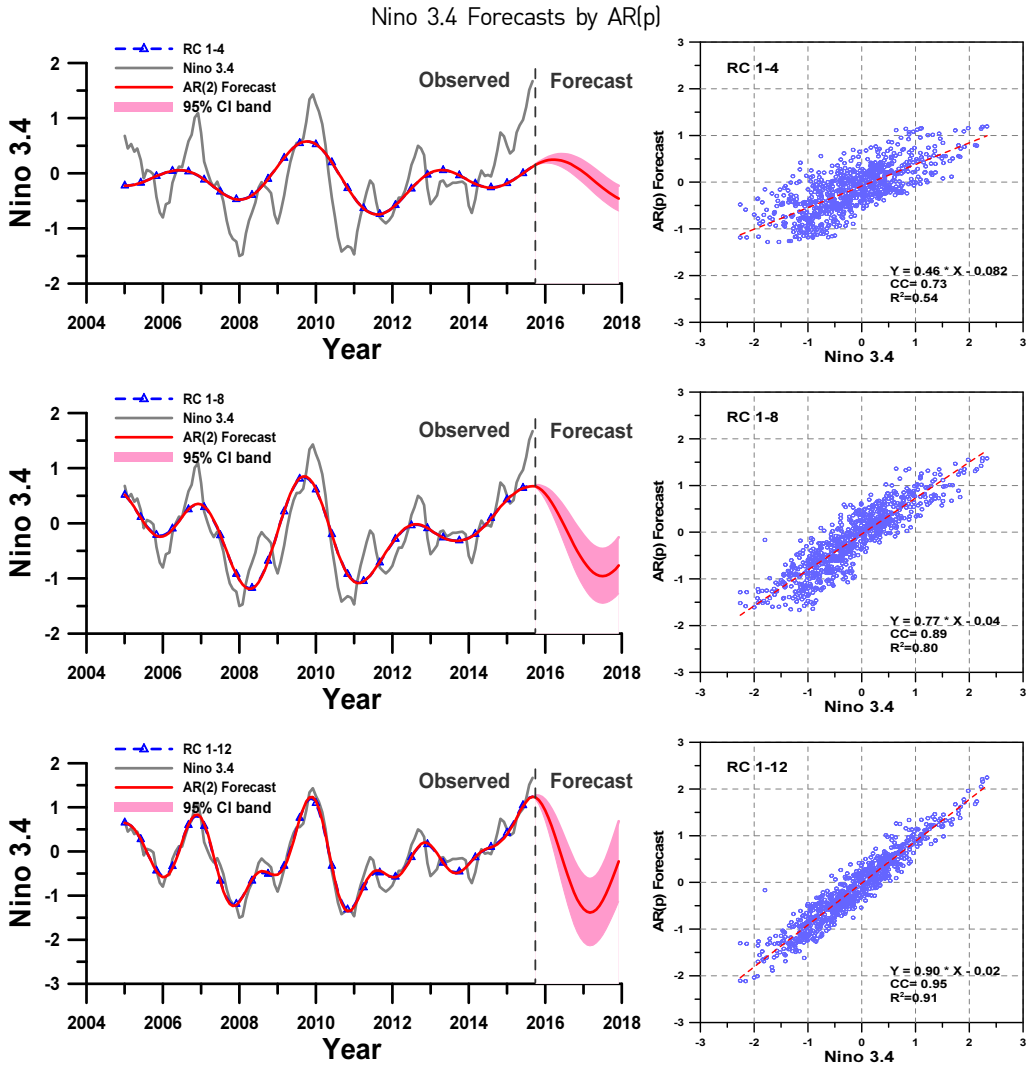
부록: 그림 11 VAR(p)모형에 의한 경남지자체 지점별 강수량 예측 결과


VAR(p), Station ID: 285
CC=0.79, R²=0.62
Observed
Forecast
Obs. Rainfall
CMA(q)
Forecasts
95% CI Band
Rainfall (mm)
Year
Y = 0.624 * X + 24.588
CC=0.79
R² = 0.62
Forecast Rainfall (mm)
Observed Rainfall (mm)
VAR(p), Station ID: 288
CC=0.77, R²=0.59
Y = 0.59 * X + 26.856
CC=0.77
R² = 0.59
VAR(p), Station ID: 289
CC=0.79, R²=0.63
Y = 0.62 * X + 27.459
CC=0.79
R² = 0.63
VAR(p), Station ID: 294
CC=0.75, R²=0.56
Y = 0.56 * X + 43.209
CC=0.75
R² = 0.56

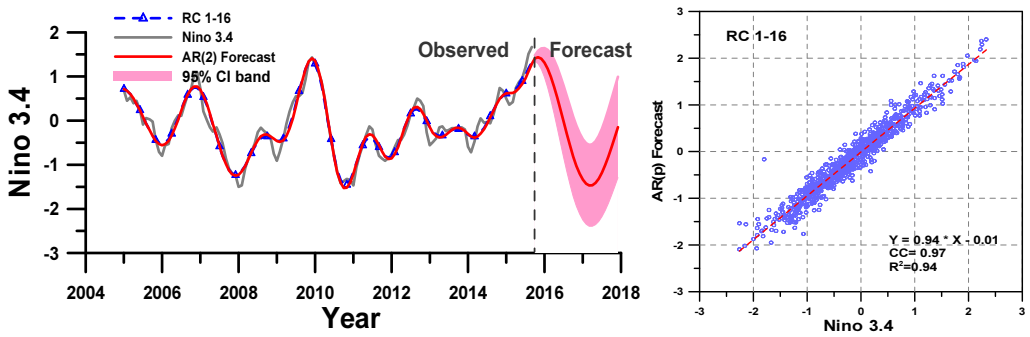
부록: 그림 11 계속



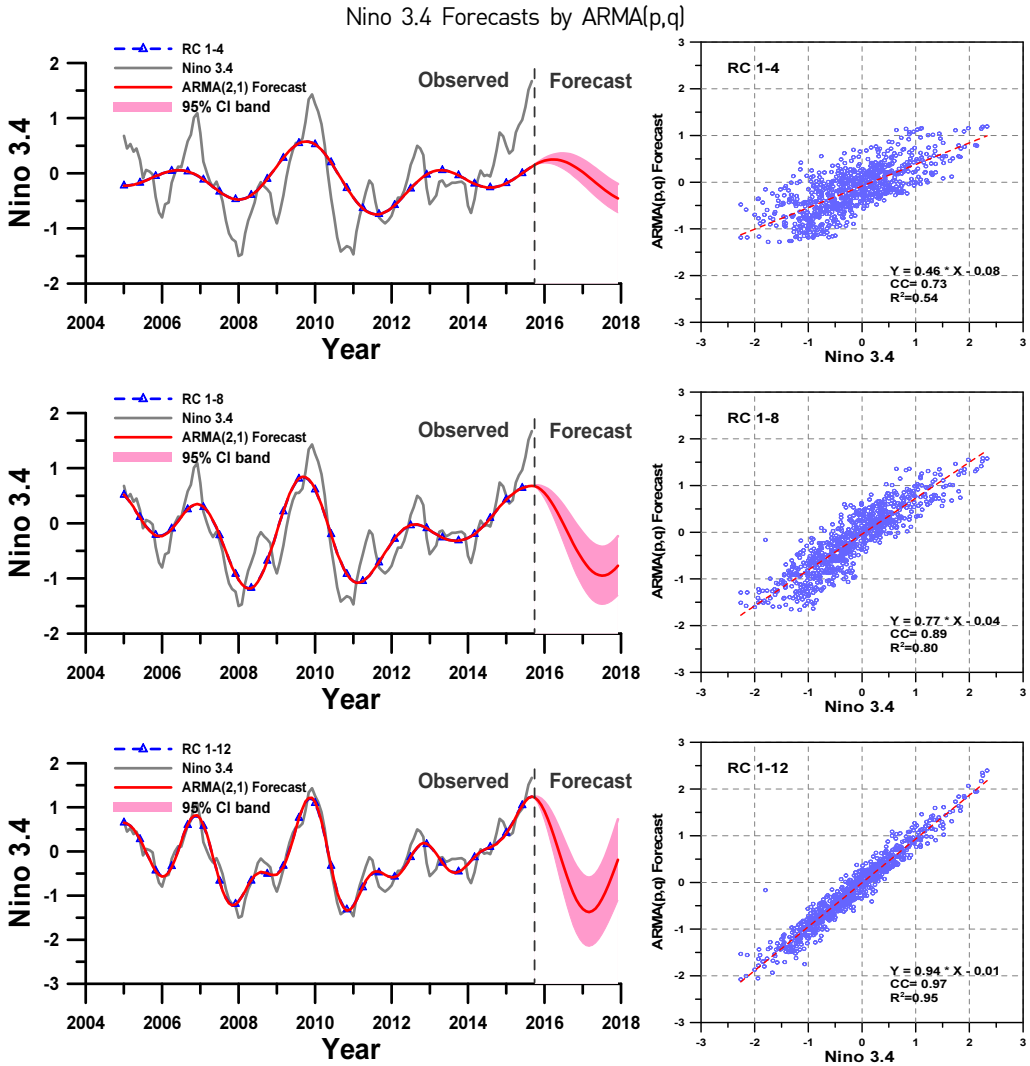
부록: 그림 11 계속



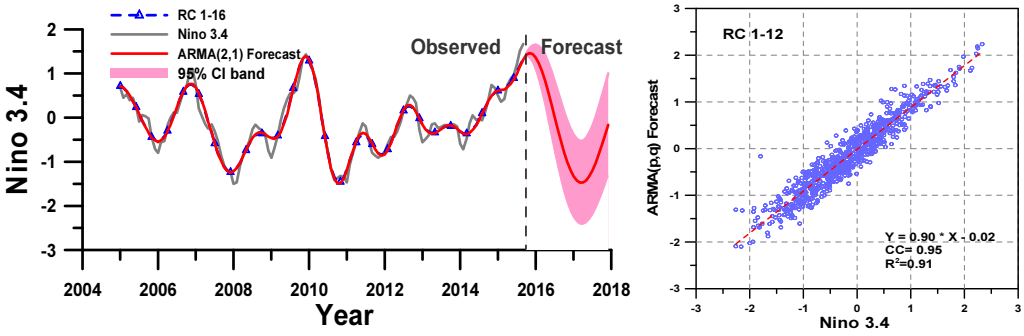
부록: 그림 12 AR(p)모형에 의한 Niño3.4 지수 예측 결과



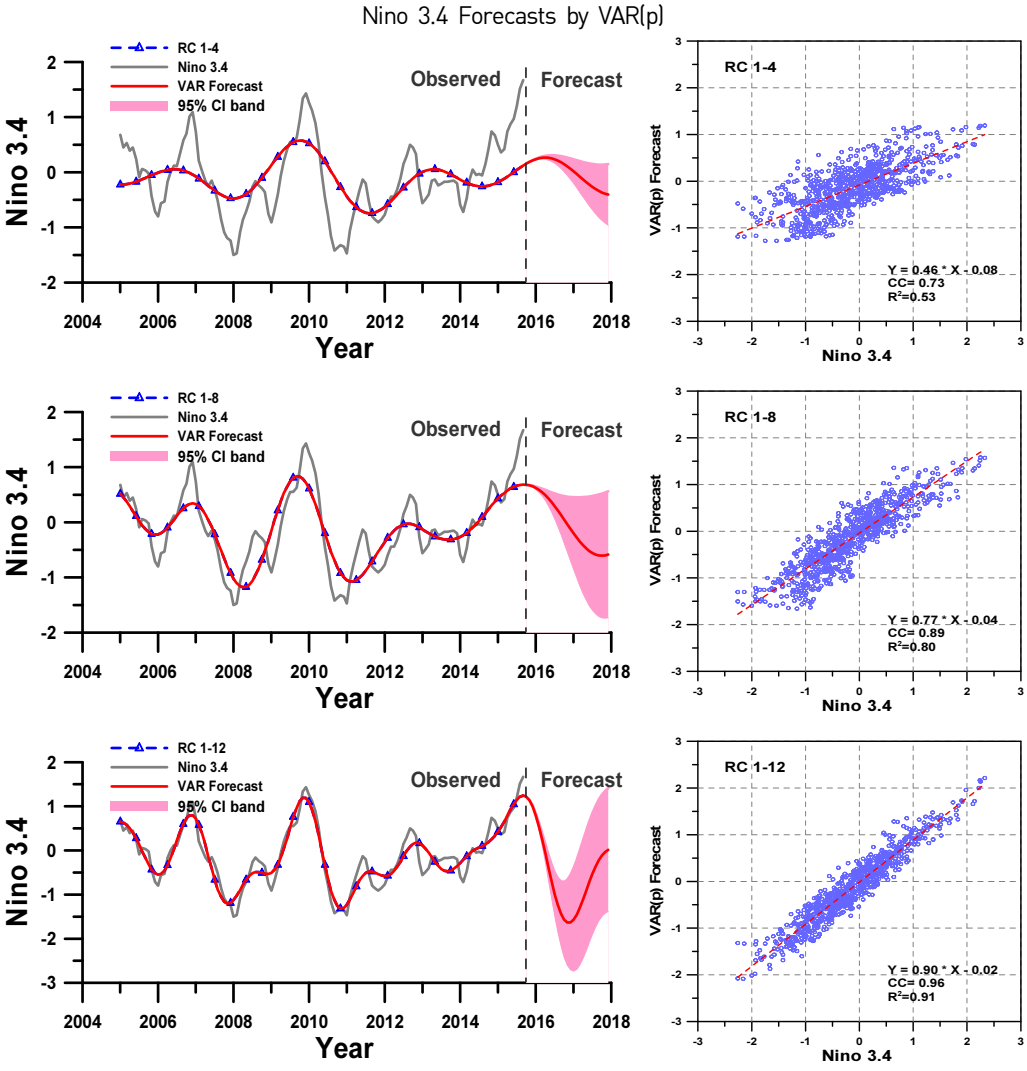
부록: **그림 12** 계속



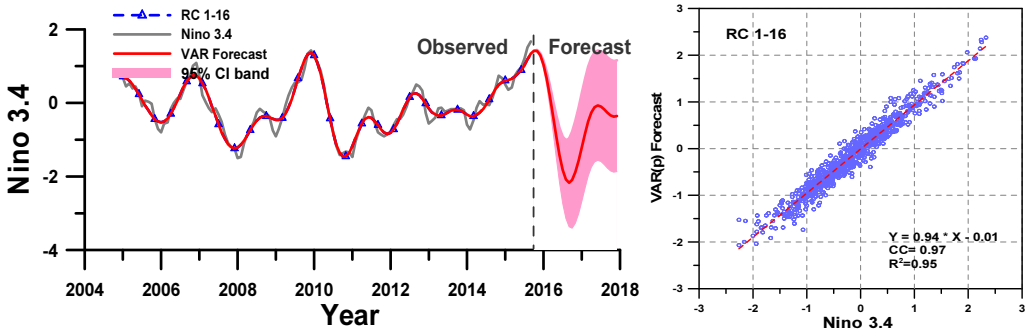
부록: **그림 13** ARMA(p,q)모형에 의한 Niño3.4 지수 예측 결과



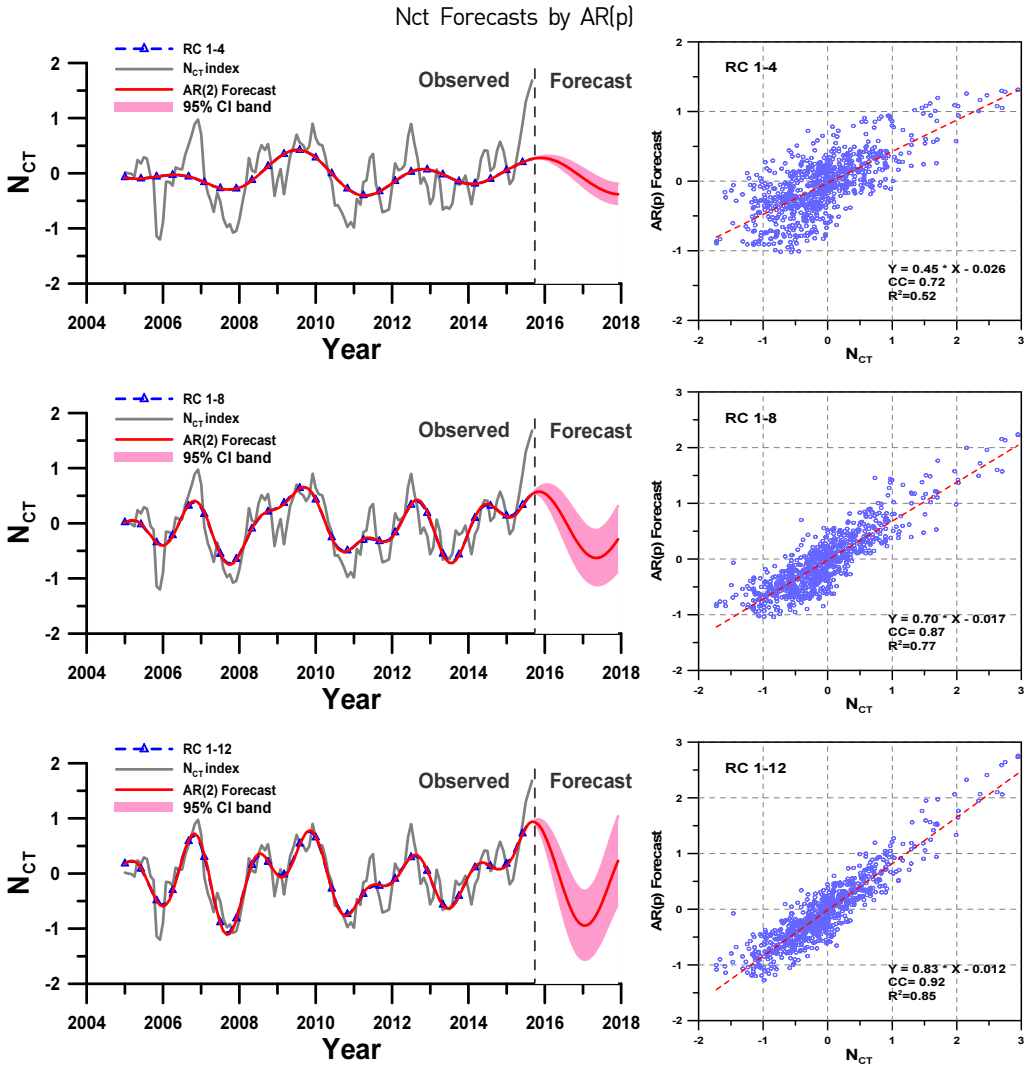
부록: 그림 13 계속



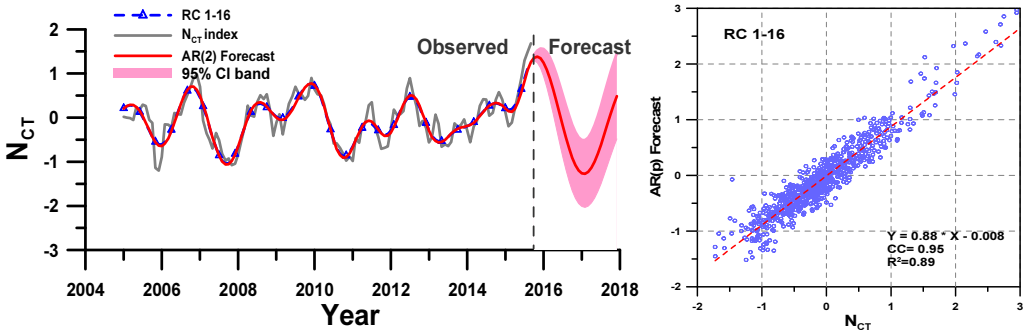
부록: 그림 14 VARMA(p)모형에 의한 Niño3.4 지수 예측 결과



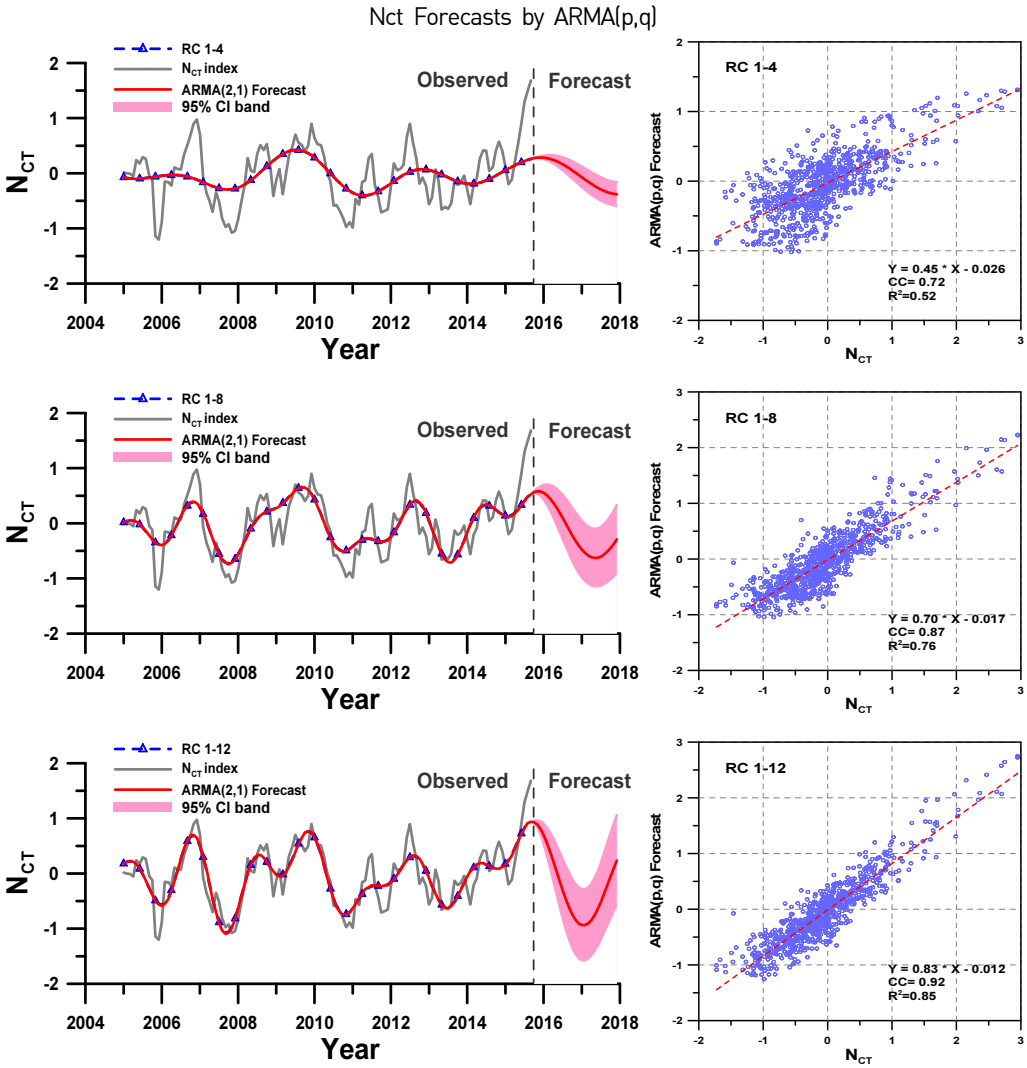
부록: 그림 14 계속



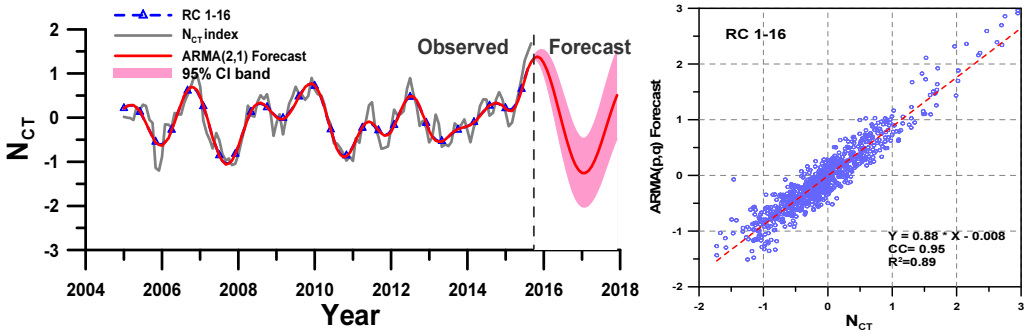
부록: 그림 15 AR(p)모형에 의한 NCT지수 예측 결과



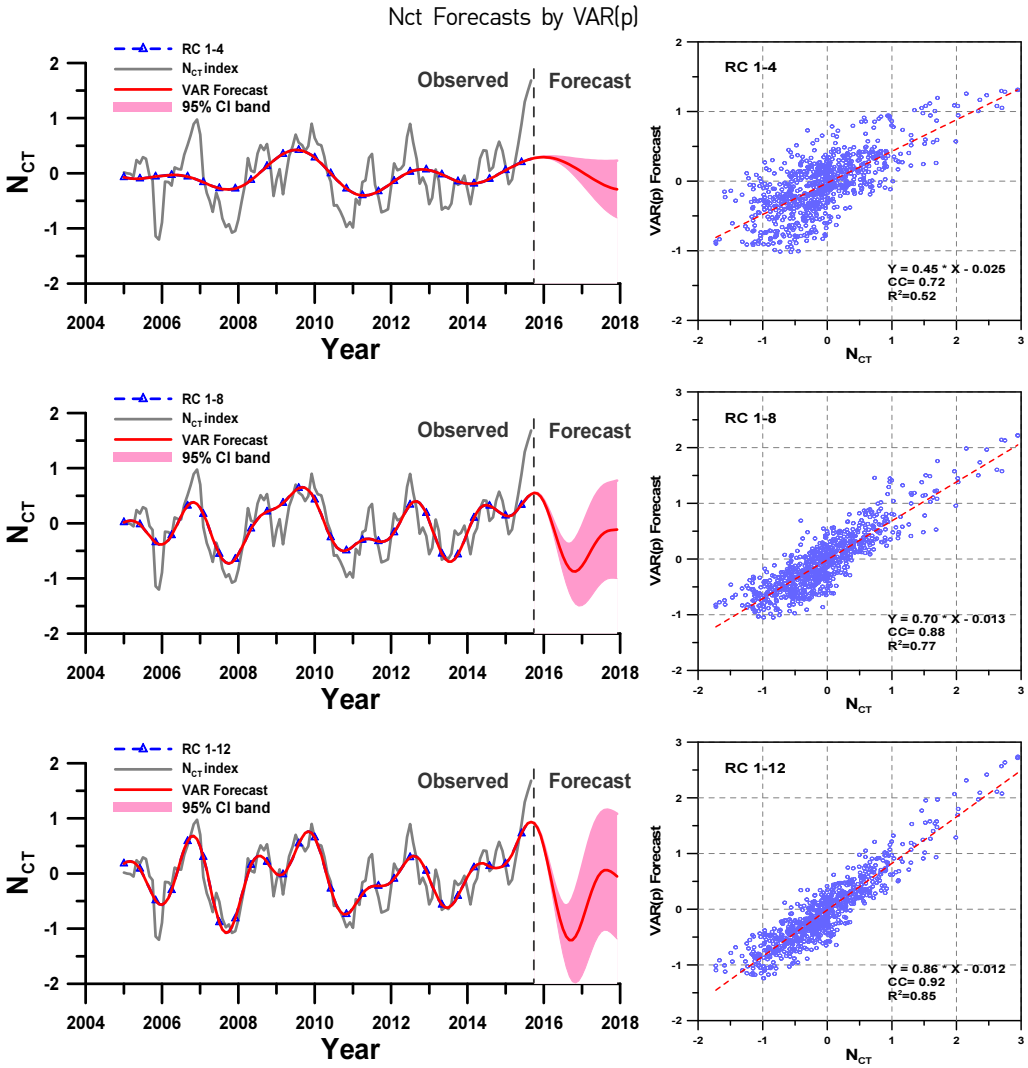
부록: 그림 15 계속



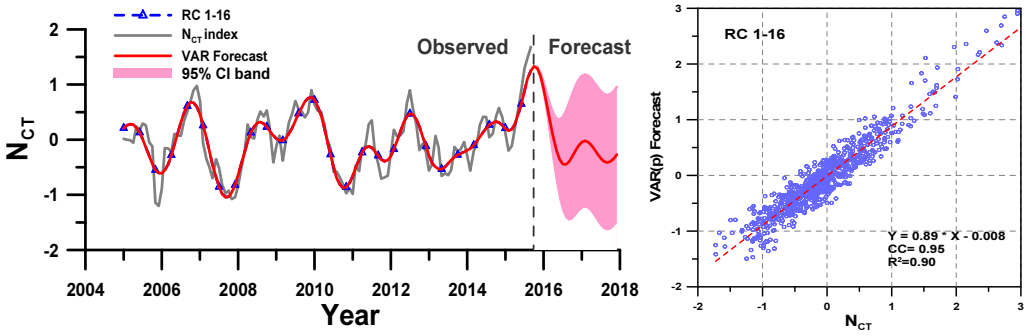
부록: 그림 16 ARMA(p,q)모형에 의한 NCT지수 예측 결과



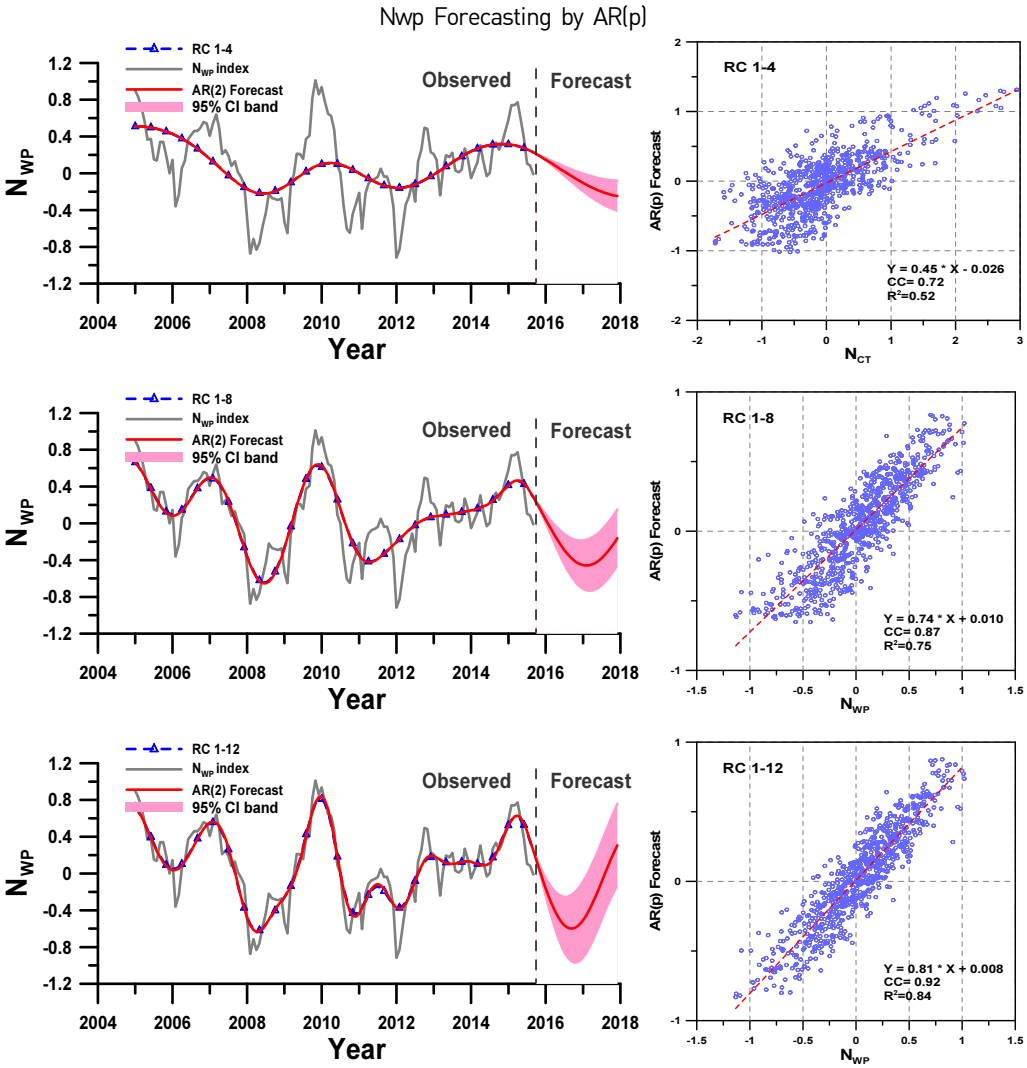
부록: **그림 16** 계속



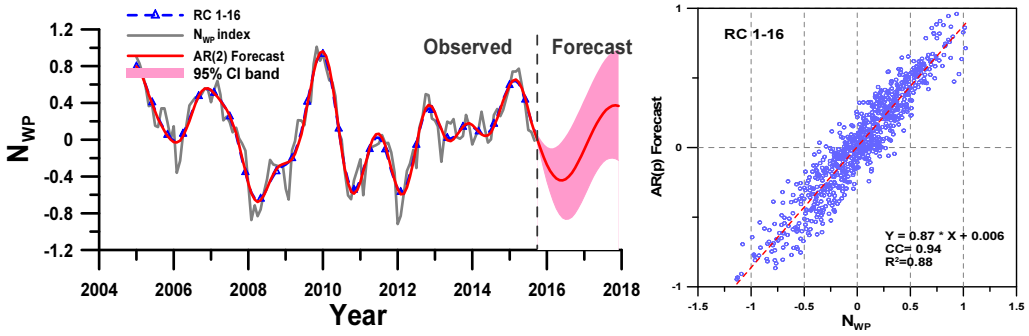
부록: **그림 17** VAR(p)모형에 의한 NCT지수 예측 결과



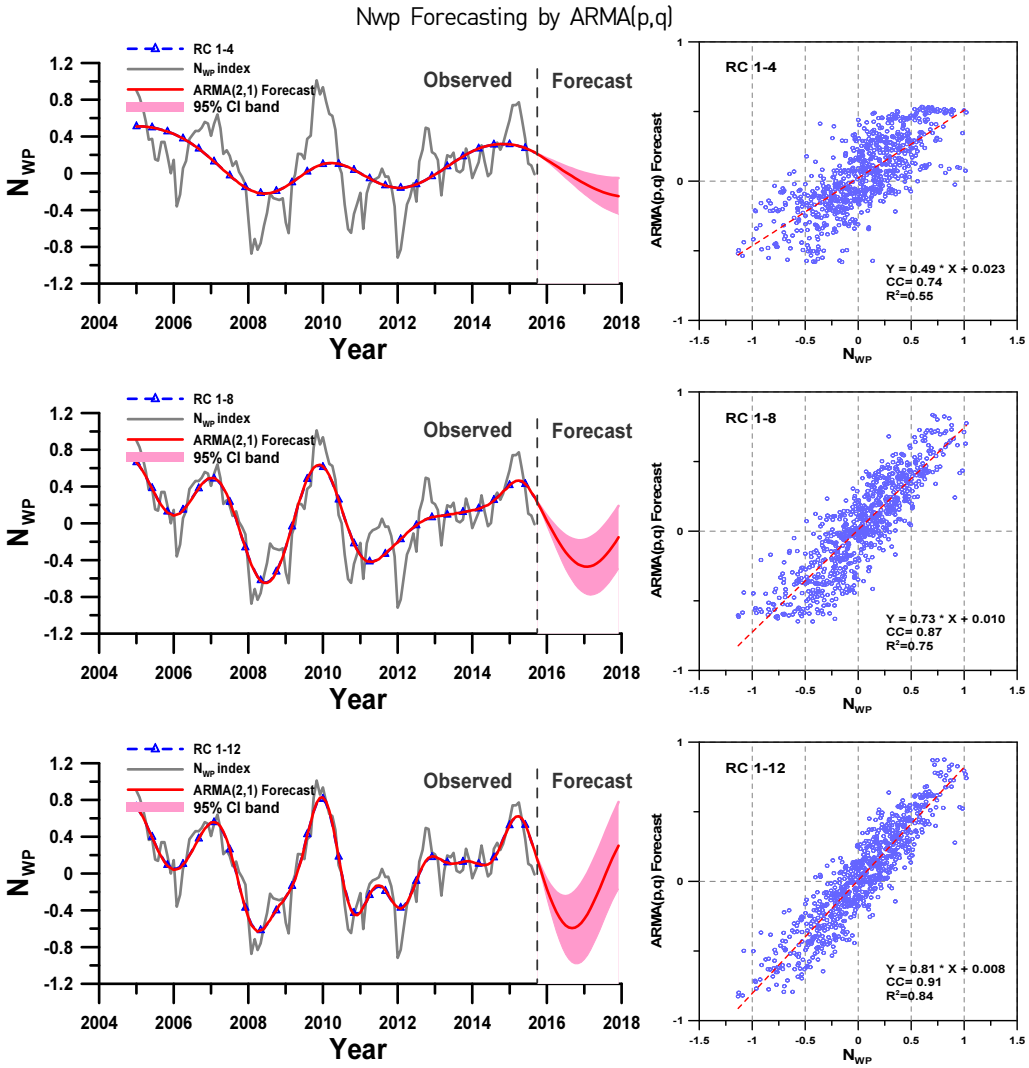
부록: **그림 17** 계속



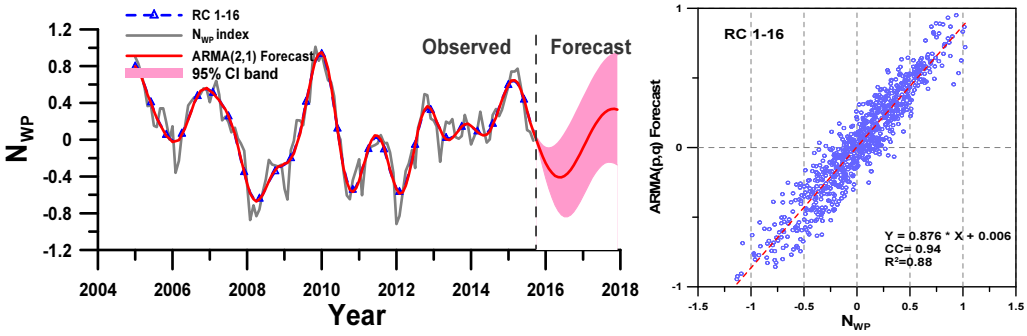
부록: **그림 18** AR(p)모형에 의한 NWP지수 예측 결과



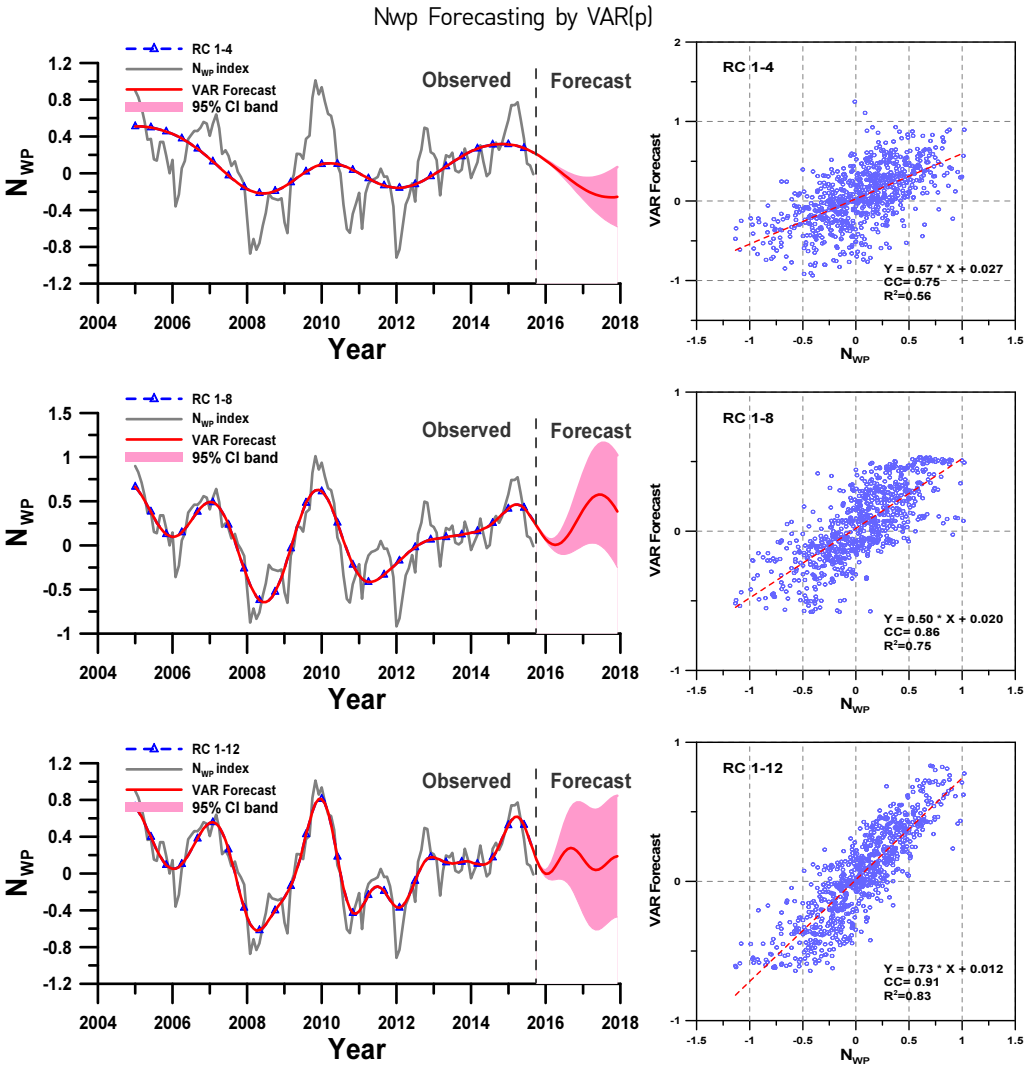
부록: 그림 18 계속



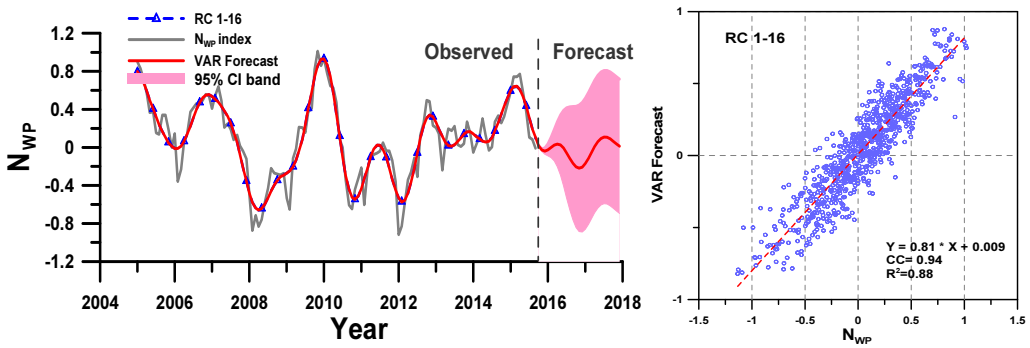
부록: 그림 19 ARMA(p,q)모형에 의한 NWP지수 예측 결과



부록: 그림 19 계속



부록: 그림 20 VAR(p)모형에 의한 NWP지수 예측 결과


RC 1-16
N_WP index
VAR Forecast
95% CI band
Observed
Forecast
N_WP
Year
RC 1-16
VAR Forecast
N_WP
Y = 0.81 * X + 0.009
CC= 0.94
R²=0.88

부록: 그림 20 계속

연구보고서 2015-14

통계적 원격상관 기반 기후-수문 장기예측 모형 구축 및 적용성 평가: 경남지자체를 중심으로

Development of long-range hydroclimate prediction models and their assessment links with statistical teleconnections: A case study of Gyeongnam, Korea

윤선권

APCC
APEC CLIMATE CENTER

APEC 기후센터
48058 부산광역시 해운대구 센텀7로12
Tel: 051-745-3900 Fax: 051-745-3949

www.apcc21.org

93550
9 791156 981114
ISBN 979-11-5698-111-4