정책 연구	99-0?

건설공사 계약실적의 시계열 분석 및 단기 전망을 통한 정책 과제

1999. 12.

왕세종/연구위원
김병욱/책임연구원

한 국 건 설 산 업 연 구 원
Construction & Economy Research Institute of Korea

머 리 말

IMF 사태 이후에 맞게된 극심한 경기 침체의 영향으로 우리 경제의 향후 전망이 매우 불투명한 상황에 처하였고, 이로 인해 국민 경제적인 측면뿐만 아니라 각 산업별로 향후 전망에 대한 수요가 크게 증가하였다. 특히, 1999년 1/4분기부터 민간 소비 및 설비 투자의 증대로 제조업과 서비스업의 일부 업종을 중심으로 경기 회복의 조짐이 가시화되고 있지만, 유독 건설산업은 침체의 폭이 심화되고 있는 실정이다.

국내의 경제 상황이 이러한 방향으로 진행됨에 따라 건설산업의 향배, 특히 단기 전망에 대한 업계의 수요가 그 어느 때보다 증대되고 있다. 그러나, 건설산업은 산업적 특성상 수주산업인 까닭에 여타 산업에 대한 의존도가 높고, 생산 활동 또한 불규칙적인 특징을 갖고 있어 건설 경기의 향후 예측을 매우 어렵게 만들고 있다. 더욱이 IMF 사태 이후 우리 경제의 구조 변화는 기존의 계량경제 예측 모형의 활용을 불가능하게 만들어, 건설 경기의 예측을 더욱 어렵게 만들고 있는 실정이다.

이와 같은 상황에서 본 연구는 구조 변화에 따른 구조적 예측 모형의 한계를 시계열 모형의 개발을 통하여 극복하고, 이를 건설 경기의 단기 예측에 활용하기 위하여 추진되었다. 특히, 시계열 모형이 갖는 자료 생성 과정의 불변성 가정을 극복하기 위하여, 본 연구는 개입 분석을 적용하여 IMF와 같은 외부적 충격에 대한 직접적인 추정을 시도하였다. 그리고, 이를 2000년의 건설 경기 단기 전망에 활용하였고, 이러한 결과를 바탕으로 건설 경기의 활성화를 위한 정책 과제를 도출, 제안하였다.

본 연구는 본 연구원의 왕세종 연구위원과 김병욱 책임연구원이 공동으로 수행하였음을 밝히며, 아무쪼록 본 연구의 결과가 건설 경기의 단기 예측을 통하여 건설업계 관련자 및 정책 제안자에게 큰 도움이 되기를 바란다.

1999년 12월

韓國建設産業硏究院

院長　洪 性 雄

<차 례>

<요 약> ····· i

Ⅰ. 서론 ····· 1

1. 연구의 배경 및 목적 ····· 1

2. 연구의 범위 및 방법 ····· 4

Ⅱ. ARIMA 모형 및 개입 분석 모형 ····· 7

1. ARIMA 모형의 기본 개념 및 형태 ····· 8

(1) ARIMA 모형 ····· 8

(2) SARIMA 모형 ····· 9

2. ARIMA 모형의 예측 절차 ····· 11

(1) 개요 ····· 11

(2) 모형의 식별 ····· 12

(3) 모수의 추정 ····· 17

(4) 모형의 검증 ····· 18

(5) 예측 ····· 20

3. ARIMA 모형의 개입 분석 모형 ····· 21

Ⅲ. ARIMA 모형의 추정 및 예측 결과 ····· 25

1. 분석 시계열의 추이 및 특성 ····· 25

2. ARIMA 모형의 설정 및 추정 결과 ····· 32

(1) 모형 설정 및 추정의 기본 전제 ····· 32

(2) 전체 건설공사의 계약실적에 대한 모형 설정 및 추정 결과 ····· 35

(3) 발주 부문별 건설공사 계약실적에 대한 모형 설정 및 추정 결과 ····· 36

(4) 공사 종류별 건설공사 계약실적에 대한 모형 설정 및 추정 결과 ····· 38

(5) 개입 분석의 결과에 대한 종합 분석 ····· 42

3. ARIMA 모형의 적합성 검증 ····· 45
4. ARIMA 모형의 예측 결과: 1999년 3/4분기 ~ 2000년 4/4분기 ····· 51

Ⅳ. 결론 및 정책 과제 ····· 57
1. 본 연구의 한계 및 향후 과제 ····· 57
2. 단기 전망을 통한 정책 과제 ····· 59
(1) 정책적 시사점 ····· 59
(2) 건설 경기 활성화를 위한 단기 정책 과제 ····· 60

<참고 문헌> ····· 65

<부록> ····· 67

<Abstract> ····· 77

<표 차례>

<표 Ⅱ-1> SARIMA 모형의 4국면 ····· 13
<표 Ⅱ-2> ARMA 모형별 자기상관함수와 편자기상관함수의 특성 ····· 15
<표 Ⅲ-1> 전체 건설공사 계약실적의 기간별 특성 ····· 27
<표 Ⅲ-2> 공사 종류별 및 발주 부문별 건설공사 계약실적의 기간별 특성 ···· 28
<표 Ⅲ-3> 주거용 및 비주거용 건축공사 계약실적의 기간별 특성 ····· 32
<표 Ⅲ-4> 전체 건설공사 계약실적에 대한 모형 설정 및 추정 결과 ····· 36
<표 Ⅲ-5> 민간공사 계약실적에 대한 모형 설정 및 추정 결과 ····· 37
<표 Ⅲ-6> 공공공사 계약실적에 대한 모형의 설정 및 추정 결과 ····· 38
<표 Ⅲ-7> 건축공사 계약실적에 대한 모형의 설정 및 추정 결과 ····· 39
<표 Ⅲ-8> 주거용 건축공사 계약실적에 대한 모형 설정 및 추정 결과 ····· 40
<표 Ⅲ-9> 비주거용 건축공사 계약실적에 대한 모형의 설정 및 추정 결과 ···· 41
<표 Ⅲ-10> 토목공사 계약실적에 대한 모형의 설정 및 추정 결과 ····· 42
<표 Ⅲ-11> 개별 계약실적에 대한 ARIMA 모형의 개입 분석 결과 ····· 42
<표 Ⅲ-12> 1989년과 1998년의 개별 건설공사 계약실적 증감률 ····· 43
<표 Ⅲ-13> IMF 충격에 대한 SARIMA-개입 모형의 개입 변수 추정치 ····· 45
<표 Ⅲ-14> 개별 ARIMA 모형의 역사적인 시뮬레이션 결과 ····· 46
<표 Ⅲ-15> ARIMA 모형의 예측치에 대한 Theil의 -통계량 변화 ····· 50
<표 Ⅲ-16> ARIMA 모형의 예측 결과: 1999년 3/4분기 ~ 2000년 4/4분기 ····· 52

<그림 차례>

<그림 Ⅰ-1> 연구의 구성 ····· 5
<그림 Ⅱ-1> Box-Jenkins 분석 기법의 기본 체계 ····· 11
<그림 Ⅱ-2> 계단 또는 파동 형태의 개입에 따른 반응 함수의 예 ····· 23
<그림 Ⅲ-1> 전체 건설공사 계약실적 추이(1975: Ⅰ ~ 1998:Ⅳ) ····· 26
<그림 Ⅲ-2> 토목공사 및 건축공사 계약실적 추이(1975: Ⅰ ~ 1998:Ⅳ) ····· 28
<그림 Ⅲ-3> 공공공사 및 민간공사 계약실적 추이(1975: Ⅰ ~ 1998:Ⅳ) ····· 29
<그림 Ⅲ-4> 주거용 건축공사 계약실적 추이(1978: Ⅰ ~ 1998:Ⅳ) ····· 31
<그림 Ⅲ-5> 비주거용 건축공사 계약실적 추이(1978: Ⅰ ~ 1998:Ⅳ) ····· 31
<그림 Ⅲ-6> ARIMA 모형의 역사적 시뮬레이션 결과 ····· 47
<그림 Ⅲ-7> ARIMA 모형의 예측 결과: 1999년 3/4분기 ~ 2000년 4/4분기 ····· 53
<그림 A-1> 전체 건설공사 계약실적 시계열의 ACF와 PACF ····· 69
<그림 A-2> 공공공사 계약실적 시계열의 ACF와 PACF ····· 70
<그림 A-3> 민간공사 계약실적 시계열의 ACF와 PACF ····· 71
<그림 A-4> 토목공사 계약실적 시계열의 ACF와 PACF ····· 72
<그림 A-5> 건축공사 계약실적 시계열의 ACF와 PACF ····· 73
<그림 A-6> 주거용 건축공사 계약실적 시계열의 ACF와 PACF ····· 74
<그림 A-7> 비주거용 건축공사 계약실적 시계열의 ACF와 PACF ····· 75

<요 약>

Ⅰ. 서론

1. 연구의 배경 및 목적

— IMF 사태 이후, 경제 예측에 대한 수요가 크게 증대되고 있으나, 구조적 변화로 인해 기존에 수립된 계량경제 모형의 적용이 매우 어려운 상황이고, 특히 수주산업인 건설 경기의 예측은 더욱 어려운 실정임.

· 이와 같은 상황을 부분적으로 극복하기 위하여, 본 연구는 개별 건설공사의 계약실적에 대하여 ARIMA 모형을 설정하고, IMF와 같은 외부적인 충격을 개입 분석의 적용을 통하여 직접적으로 추정하였음.

· 그리고, 이러한 추정 결과에 기초하여 발주 부문별·공사 종류별·건축공사 종류별 계약실적에 대한 2000년까지의 예측을 실시하고, 건설 경기의 활성화를 위한 정책 과제를 도출하고자 함.

2. 연구의 범위 및 방법

— 본 연구는 국내 건설공사의 계약실적에 대한 ARIMA 모형의 설정 및 추정, 그리고 1999년의 분기별 예측을 주요 연구의 범위로 설정함.

· 제2장에서는 본 연구의 수단을 이루는 ARIMA 모형 및 개입 분석 모형을 살펴보고, 제3장에서는 전체 및 발주 부문별·공사 종류별·건축공사 종류별 계약실적에 대한 ARIMA 모형의 설정 및 추정, 그리고 2000년까지의 분기별 예측을 실시함.

· 마지막으로, 제4장에서는 본 연구의 예측 결과에 대한 종합적인 평가와 더불어 본 연구의 한계점을 살펴보고, 건설 경기의 예측을 위한 향후 과제를 제시하고자 함과 더불어 2000년까지의 예측 결과에 기초하여 향후 건설 정책의 방향을 제안하고자 함.

Ⅱ. ARIMA 모형 및 개입 분석 모형

1. ARIMA 모형의 기본 개념 및 형태

— ARIMA 모형(autoregressive integrated moving average model)은 기본적으로 시계열 자료의 과거 경향에 기초한 확률 과정에 대하여 특정한 모형의 설정을 통하여 미래 경향을 예측하는 기법임.

· Box-Jenkins(1976)의 ARIMA 모형은 계절성에 대한 접근 방식에 따라 전통적인 ARIMA 모형과 계절적 ARIMA(SARIMA) 모형으로 세분할 수 있음.

2. ARIMA 모형의 예측 절차

— ARIMA 모형은 모형의 식별, 식별된 모형의 모수 추정, 모형의 적합성 검증, 그리고 예측의 4단계로 구성된 반복적인 절차에 의하여 설정됨.

· 모형의 식별 단계에서는 시계열의 안정성 및 계절적 안정성 검증과 자기회귀 및 이동평균의 형태를 결정하고, 모수의 추정 단계에서는 식별된 모형의 모수를 비선형 극우추정법(non-linear maximum likelihood estimation method)으로 추정함.

· 모형의 적합성 검증 단계에서는 모형의 추정 과정에서 산출된 여러 가지 통계적인 기법을 사용하여 모형의 설명력을 검증하고, 예측 단계에서는 설정된 모형을 이용하여 향후 일정 기간 동안의 시계열 움직임을 예측하는 것임.

3. ARIMA 모형의 개입 분석 모형

— ARIMA 모형은 기본적으로 분석 대상의 시계열 자료가 갖는 구조가 분석 기간인 과거로부터 미래에 이르기까지 지속적으로 유지된다는 가정에 기초함.

· 따라서 우리 경제에 구조적 변화를 야기한 IMF 사태와 같은 외부적 충격에 대한 설명력 및 예측력이 크게 떨어지는 문제점을 갖고 있음.

— 이러한 문제를 극복하기 위하여 Box-Tiao(1975)는 외부적 충격의 파급 효과를 시계열 모형에 적용할 수 있는 개입 분석 모형을 제안하였는데, 이는 기본적으로 가변수의 적용을 통한 외부적 충격의 추정 및 예측과 매우 유사함.

· 개입 변수는 두 가지의 형태를 갖는데, 첫째는 계단 함수의 형태로 외부적인 개입이 일정 시점에 발생하여 그에 따른 파급 효과가 해당 시점 이후에 지속되는 경우이고, 둘째는 파동 함수의 형태로 일정 시점에 발생한 개입이 해당 시점에만 영향을 미치는 경우임.

Ⅲ. ARIMA 모형의 추정 및 예측 결과

1. 분석 시계열의 추이 및 특성

— 본 연구의 분석 대상이 되는 시계열 자료는 대한건설협회에서 일반 건설업체를 대상으로 집계하는 전체 및 공사 종류별·발주 부문별·세분 건축 종류별 건설공사의 계약실적임.

· 대부분의 시계열 자료는 주택 200만호 건설 정책이 실시된 1989년 2/4분기를 기점으로 이전의 시계열과 이후의 시계열이 갖는 통계적인 특성이 현저하게 달라지는 것으로 나타났음.

· 또한, IMF 사태로 인해 모든 시계열이 1998년 이후에는 급격한 감소 추세를 보이지만, 상대적으로 공공공사와 토목공사 계약실적은 감소의 폭이 적은 것으로 나타났음.

2. ARIMA 모형의 설정 및 추정 결과

— 모든 시계열 자료를 X-11 ARIMA 기법을 통하여 계절 조정을 실시하고, 자연대수를 취하여 자기상관함수와 편자기상관함수의 형태에 기초하여 ARIMA 모형을 설정하였음.

· 모든 건설공사 계약실적 시계열은 수준 변수에서 불안정한 반면 2차 차분은 과다 차분인 것으로 나타났으며, 1989년 2/4분기 이후 및 1998년 1/4분기 이후의 기간에 대한 개입 분석을 실시하여 ARIMA 모형을 식별하였음.
· 전체 건설공사의 계약실적은 *ARIMA*(2,1,1)-개입 모형, 민간공사 계약실적은 *ARIMA*(1,1,2)-개입 모형, 공공공사 계약실적은 *ARIMA*(2,1,3) 모형, 토목공사 계약실적은 *ARIMA*(2,1,3) 모형, 건축공사 계약실적은 *ARIMA* (2,1,3)-개입 모형, 주거용 건축공사 계약실적은 *ARIMA*(1,1,2)-개입 모형, 그리고 비주거용 건축공사 계약실적은 *ARIMA*(2,1,1)-개입 모형으로 설정되었음.

— 이와 같이 설정된 ARIMA 모형의 추정 결과는 설명력 및 개별 계수 값의 유의도 측면에서 상당히 양호한 것으로 판단됨.
· 추정된 ARIMA 모형은 96~99% 수준의 높은 설명력을 갖고 있으며, 모형별 개별 계수의 값은 0.05% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났음.

— 한편, 주택 200만호 건설 정책 및 IMF 구조조정 프로그램의 실시에 따른 ARIMA 모형의 개입 분석 결과는 공사 종류별로 상이한 것으로 나타났음.
· 주택 200만호 건설 정책의 파급 효과는 전체 건설공사, 민간공사, 그리고 주거용 건축공사의 계약실적에 대해서는 유의적인 반면, 그 외의 건설공사 계약실적에 대해서는 유의적이지 않은 것으로 나타났음.
· IMF 구조조정 프로그램의 파급 효과는 상대적으로 침체의 폭이 적은 공공공사와 토목공사의 계약실적에 대해서만 유의적이지 않은 반면, 다른 건설공사의 계약실적에 대해서는 유의적인 것으로 나타났음.

3. ARIMA 모형의 적합성 검증

— 역사적 시뮬레이션과 사후적 예측을 통하여 개별 건설공사 계약실적 시계열에 대한 ARIMA 모형의 적합성을 검증하였음.
· 개별 ARIMA 모형의 평균절대오차율과 평균오차제곱근이 5% 이하의 수준으

로 나타나 설정된 모형의 안정성은 비교적 양호한 것으로 판단됨.

· 또한, 개별 모형이 개별 시계열의 움직임을 상당히 잘 설명하는 반면, IMF 충격으로 인해 1997년 하반기부터는 과소 추정하는 것으로 나타났음.

· 한편, 개별 모형의 적합성 검증을 위하여 실시한 사후적 예측 결과에 대한 U_1-통계량은 예측의 단위 기간이 장기화됨에 따라 민간공사에 대한 모형은 큰 값을 가져 상대적으로 예측력이 떨어지는 것으로 판단됨.

· 그러나, 민간공사 계약실적을 제외한 대부분의 계약실적에 대한 모형은 3차의 예측 기간에 이르기까지 U_1-통계량이 소폭 감소하는 경향을 보여, 예측 측면의 적합성이 상대적으로 나은 것으로 판단됨.

4. ARIMA 모형의 예측 결과: 1999년 3/4분기~2000년 4/4분기

— 전체 건설공사를 비롯하여, 발주 부문별 및 공사 종류별, 그리고 세분 건축공사 종류별 계약실적에 대하여 최종적으로 선정된 ARIMA 모형을 이용하여 1999년 3/4분기~2000년 4/4분기의 기간을 전망하였음.

· 전체 건설공사의 계약실적은 각 분기별로 11조 5,000억원에서 14조 9,000억원에 이르기까지 큰 폭의 변동을 보였으며, 2000년에는 55조 8,340억원 수준에 이를 것으로 예측되었음.

— 발주 부문별로, 공공 건설공사의 계약실적은 분기별로 지속적으로 감소하는 경향을 보이다 2000년 4/4분기에 소폭 증가하며, 2000년의 경우 전체 건설시장의 43.7%인 24조 4,042억원에 이를 것으로 예측되었음.

· 반면, 민간 건설공사의 계약실적은 각 분기별로 큰 폭의 변동을 보이나, 각 분기별로 공공 건설공사의 계약실적을 상회하여 2000년의 규모는 31조 4,298억원으로 전체의 56.3%에 이를 것으로 예측되었음.

· 따라서 향후의 건설시장 회복 추세는 공공 건설시장에 비하여 민간 건설시장에 의하여 유지될 것으로 판단됨.

— 공사 종류별로, 토목공사의 계약실적은 분기별로 소폭의 감소 추세를 유지하는 반면, 건축공사의 계약실적은 각 분기별로 지속적인 증가 추세를 유지할 것으로 예측되었음.

· 2000년에는 토목 및 건축공사의 계약실적 규모는 각각 20조 960억원과 35조 7,380억원으로서, 전체 건설공사 계약실적에서 차지하는 비중이 각각 36.0%과 64.0%에 이를 것으로 전망되었음.

· 따라서 향후의 건설시장 회복 추세는 민간 건설시장과 더불어 건축 건설시장에 의하여 유지될 것으로 판단됨.

— 세분 건축공사 종류별로, 주거용 건축공사의 계약실적은 각 분기별로 변동을 보이면서 증가 추세를 유지하는 반면, 비주거용 건축공사의 계약실적은 1999년 하반기와 2000년에는 지속적인 감소 추세를 보일 것으로 예측되었음.

· 2000년에는 주거용 및 비주거용 건축공사의 계약실적 규모가 각각 26조 2,985억원과 9조 4,395억원에 이를 것으로 예측되어, 세분 건축공사 종류별 계약실적이 예년과는 매우 상이한 양상을 보일 것으로 판단됨.

Ⅳ. 결론 및 정책 과제

1. 본 연구의 한계 및 향후 과제

— 개별 건설공사의 계약실적 시계열에 대하여 IMF의 파급 효과를 감안한 개입분석의 적용을 통하여 ARIMA 모형을 설정하고, 이에 기초하여 2000년까지의 분기별 전망 및 향후의 건설 정책적 시사점을 도출하였음.

· 개별 건설공사의 계약실적에 대한 ARIMA 모형의 전반적인 설명력은 상당히 양호함에도 불구하고 예측력은 크게 떨어지는 것으로 나타났으며, 특히 전반적으로 과다 추정하는 것으로 판단됨.

— 이와 같은 ARIMA-개입 모형의 한계를 보완하기 위하여 IMF의 파급 효과를

감안한 구조적인 모형의 설정 및 추정에 기초하여 분석 및 예측이 병행되어야 할 것으로 판단됨.

· 그러나, IMF 충격에 의한 현실을 보다 정확하게 반영할 수 있는 예측은 과거의 추세에 대비한 동향의 파악과 이에 기초한 판단적 예측(judgemental forecasting)이 단기적으로 요구됨.

2. 단기 전망을 통한 정책 과제

— 국내 건설공사의 계약실적에 대한 ARIMA 모형의 단기 전망이 제공하는 건설 경기 활성화를 위한 정책적 시사점은 다음과 같이 두 가지로 요약할 수 있음.

· 첫째, IMF 이후의 건설 경기 침체는 건설 수요의 급격한 감소 및 1990년대의 건설 공급 과잉에 기인하므로, 단기적으로 부양 효과가 지대한 방안을 강구할 필요성이 있음.

· 둘째, 1999년 하반기 이후의 건설 경기는 주거용 건축공사를 중심으로 한 민간 건설 경기의 회복에 의하여 결정될 것으로 예상되어, 주택 경기의 활성화와 더불어 SOC 시설에 대한 투자 증대 또한 병행될 필요성이 있음.

— 이러한 정책적 시사점에 기초할 때, 건설 경기의 활성화를 위한 단기 정책 과제는 다음과 같이 SOC 투자 활성화 및 주택 경기 활성화의 두 가지 방안으로 요약할 수 있음.

· SOC 투자를 활성화하기 위하여, 공공 건설 투자의 확대를 통하여 기존 건설 공사의 조기 완공을 지향하는 한편, 대상 사업 선정, 수익률 설정 및 재원 조달 여건의 개선 등 민간 투자 사업의 핵심적인 부분에 대한 개선 방안이 마련되어야 함.

· 주택 경기를 활성화하기 위하여, 주택 건설에 대한 금융 지원 및 조세 감면과 더불어 지속적인 규제 완화를 통하여 IMF 기간 동안의 주택 수급 불일치를 해결하는 방안이 마련되어야 함.

Ⅰ. 서론

1. 연구의 배경 및 목적

단기성 외채의 상환 곤란으로 야기된 외환 위기로 인해 1998년부터 우리 경제의 향배가 매우 불투명한 상황에 처하였고, 이로 인해 국민 경제적인 측면뿐만 아니라 각 산업별로 향후 전망에 대한 수요가 크게 증가하기에 이르렀다. 이와 같이 불투명한 상황은 수주산업인 건설산업에 있어서 더욱 심각한 수준에 이르렀고, 이로 인해 건설산업의 향후 전망에 대한 관심사가 크게 고조되었다.

특히, 최근에는 민간 소비와 설비 투자 등 내수의 회복을 중심으로 우리 경제가 외환 위기를 1년 반만에 극복하여 성장 궤도로 다시 진입하는 과정에 있는 것으로 평가되고 있다. 그러나, 국민 경제에서 큰 비중을 차지하고 있는 건설산업은 여전히 외환 위기의 충격을 극복하지 못하고 있다. 뿐만 아니라 건설 경기의 침체가 장기화될 조짐마저 보여 건설산업은 생산 기반이 와해될 가능성마저 제기되어 건설 경기의 향후 전망은 더욱 큰 관심의 초점을 이루고 있는 실정이다.

그러나, 수주산업인 건설산업의 향배에 대한 전망은 기본적으로 건설 활동의 추세뿐만 아니라 여타 산업의 향후 전망 및 건설산업과의 연관성 분석에 기초하고 있다. 더욱이 건설 활동 자체가 여타 산업의 경제 활동 수준, 그리고 이로부터 파생되는 건설 수요에서 비롯되는 특성을 갖고 있다. 따라서 IMF와 같은 구조적인 변화(structural change)로 인해 시계열 측면의 단절이 초래된 현재와 같은 상황에서 기존의 산업 연관적 분석에 기초하여 수립된 구조적 계량경제 예측 모형(structural econometric forecasting models)을 이용하여 건설산업을 전망하는데는 한계에 봉착할 수밖에 없는 실정이다.

특히, 구조적 계량경제 예측 모형은 기본적으로 예측의 대상이 되는 변수와 이러한 변수와 인과 관계(causality) 또는 상관 관계(correlation)에 있는 변수들 사이에 존재하는 구조적인 관계를 수식으로 정립하는 과정을 필연적으로 요구한다. 그러나, 우리 나라의 경우, 대부분의 예측 오차는 경기 순환적인 요인보다도 부도의 급증 등 외부적인 충격에 따른 교란 요인에 의하여 지속적으로 발생된 것으로

평가되고 있다.[1] 따라서 IMF 시대와 같은 구조적인 변화를 야기한 외부 충격을 감안할 때, 지금까지 개발된 구조적 예측 모형에 기초하여 건설산업을 전망하기는 거의 불가능한 것으로 판단된다.

본 연구는 건설산업의 예측에 있어서 제기되는 이와 같은 한계점을 부분적으로나마 극복하기 위한 노력의 하나로서 시작되었다. 건설산업을 전망함에 있어서 IMF와 같은 외부적인 충격으로 야기된 문제점은 기본적으로 지금까지 개발된 예측 모형이 구조적인 변화를 반영하기 매우 어렵다는 점에서 비롯된다.[2] 즉, 지금까지 건설 활동에 영향을 미칠 것으로 간주되었던 여러 변수들의 파급 효과가 의문시되고, 과거의 경향이 지금과 같은 상황에서도 유지될 것인가에 대한 의문점

1) 한국 경제의 예측과 관련하여 이와 같은 주장은 여러 논문에서 제기되고 있다. 특히, 김양우, 이긍희, 장동구(1997)는 이러한 이유로 인해 어느 하나의 예측 모형에 기초하여 한국 경제를 전망하는데 한계가 있음을 지적하며, 경제 구조의 변화를 예측할 수 있는 하나의 구조 모형이 아니라 시계(time horizon)을 달리하는 여러 개의 구조 모형으로 구성된 시스템적인 예측 체계의 수립이 절대적으로 요구된다고 주장하였다. 또한, 최근에 발표된 이충렬(1999)의 연구에 의하면, 지난 1~2년과 같이 우리 경제의 구조적인 변화가 매우 빠르게 진행될 경우에는 현분기 및 1~2분기 이후를 예측하는 초단기적이면서도 시스템적인 예측 체계가 필요하다고 주장하였다.

2) 최근 왕세종과 김병욱(1999)은 IMF시대의 건설 경기 단기 예측을 위하여 건설 경기의 변동을 분석함과 더불어 다양한 방식의 예측 모형 개발을 시도하여, 건설 경기의 단기 예측에 활용하였다. 먼저, 시계열의 계절성 조정 기법인 X-11 ARIMA와 필터링(filtering) 기법인 HP필터(Hodrick-Prescott filter)를 이용하여 건설 경기의 추세 및 순환 변동에 대한 분석을 실시하였다. 이를 위하여 실질 국내총생산(GDP), 건설 투자, 건축허가면적 그리고 전체 및 발주 부문별·공사 종류별·건축공사 종류별 건설공사 계약실적에 대한 장기 추세 변동을 살펴보고, 실질 GDP, 건설 투자, 그리고 전체 건설공사 계약실적의 순환 변동을 살펴보았다. 다음으로, 예측 모형으로서 본 연구의 대상인 건설공사 계약실적에 대한 단변량 시계열 모형과 더불어 오차수정형 VAR 모형(error-corrected vector autoregressive model)과 구조 모형(structural model)을 개발하였다. 건설 경기의 변동 분석 결과에 의하면, 토목공사를 제외한 모든 건설공사 계약실적의 장기 추세가 매우 큰 폭의 변화를 보이고, 건설 투자 및 계약실적의 순환 변동 또한 1990년대 후반기에 들어서 상당히 불규칙적인 양상을 보이는 것으로 나타났다. 그리고, 건설 경기의 예측을 위하여 개발된 시계열 모형, 오차수정형 VAR 모형과 구조 모형 또한 IMF 충격에 따른 구조적인 변화를 반영하기에는 한계가 있는 것으로 나타났으며, 이로 인해 예측 결과에 대한 신뢰도가 크게 떨어지는 것으로 판단되었다. 특히, 거시경제 변수와의 통계적 및 구조적인 관계를 고려한 오차수정형 VAR 모형과 구조 모형은 IMF의 파급 효과를 추정하기 위하여 적용된 다양한 형태의 가변수(dummy variable)가 원래의 기능을 수행하지 못하는 것으로 나타났으며, 추정 및 모의 실험(simulation) 결과 또한 시계열 모형에 비하여 크게 떨어지는 것으로 나타났다.

이 제기되어 기존의 구조적 예측 모형을 지속적으로 적용하는데 한계가 있기 때문이다.[3)]

이러한 한계점을 극복하기 위하여 본 연구에서는 예측의 대상이 되는 시계열 자체의 향후 움직임을 시계열 모형의 수립을 통하여 예측하고자 한다. 그러나, 시계열 모형 또한 기본적으로 과거부터 현재에 이르기까지 지속되었던 시계열 자체의 경향이 미래에도 지속된다는 자료 생성 과정(data generating process: DGP)의 불변성(invariance) 가정에 기초하고 있다. 이러한 가정에서 비롯되는 예측 오차의 발생을 최소화하기 위하여, 본 연구에서는 IMF와 같은 외부적인 충격의 파급 효과를 직접적으로 추정하고, 분석할 수 있는 개입 분석 모형(intervention analysis model)을 적용하여 예측의 과정에 활용하고자 한다. 따라서 본 연구는 개입 분석을 통하여 추정된 시계열 모형의 개발을 통하여 건설산업의 단기 전망을 시도하고자 한다.

특히, 건설산업의 단기 전망을 위하여, 본 연구에서는 건설 경기의 선행 지표적인 역할을 담당하는 건설공사의 계약실적을 전망하고자 한다. 일반적으로 건설 경기의 선행 지표적인 역할을 담당하는 변수들로서 건축허가면적, 건설용 중간재 생산지수 및 출하지수, 그리고 건설공사 계약실적을 지적할 수 있다. 본 연구에서는 대한건설협회가 매월 집계하여 발표하는 전체 건설공사, 공공 및 민간의 발주부문별 건설공사, 토목 및 건축의 공사 종류별 건설공사, 그리고 주거용 및 비주거용의 세분 건축공사 종류별 계약실적에 대하여 개입 분석을 통하여 IMF와 같은 외부적인 충격을 직접적으로 추정할 수 있는 시계열 모형을 개발하고자 한다.

또한, 본 연구에서는 개입 분석의 적용을 통하여 직접적으로 추정된 외부 충격의 결과를 바탕으로 IMF 이후의 충격을 반영하는 시계열 예측 모형을 개발하고자 한다. 그리고, 이러한 예측 모형에 기초하여 2000년의 건설 경기를 전망하고,

---

3) 한편, 본 연구원은 1996년에 분기 계량 모형 CERIK-95 모형을 개발하여, 건설 경제의 동향 분석 및 예측에 활용하여 왔다. 그러나, 다른 거시 계량 예측 모형과 같이, CERIK-95 모형 또한 건설 및 부동산, 최종 수요, 공급 및 노동시장, 그리고 물가 및 임금의 4개 부문으로 이루어진 총 55개의 방정식으로 구성된 중규모의 계량 예측 모형이다. 따라서 거시 경제의 외부적 충격을 감안할 때, 본 모형의 적용 과정에서 상당 수준의 예측 오차 발생은 불가피할 것으로 판단된다. 건설 경기의 예측을 주된 목적으로 개발된 CERIK-95 모형에 대해서는 남상호(1996)를 참조하기 바란다.

이러한 전망 결과를 바탕으로 향후 건설 경기의 활성화를 위한 단기 정책 과제를 도출하고자 한다.

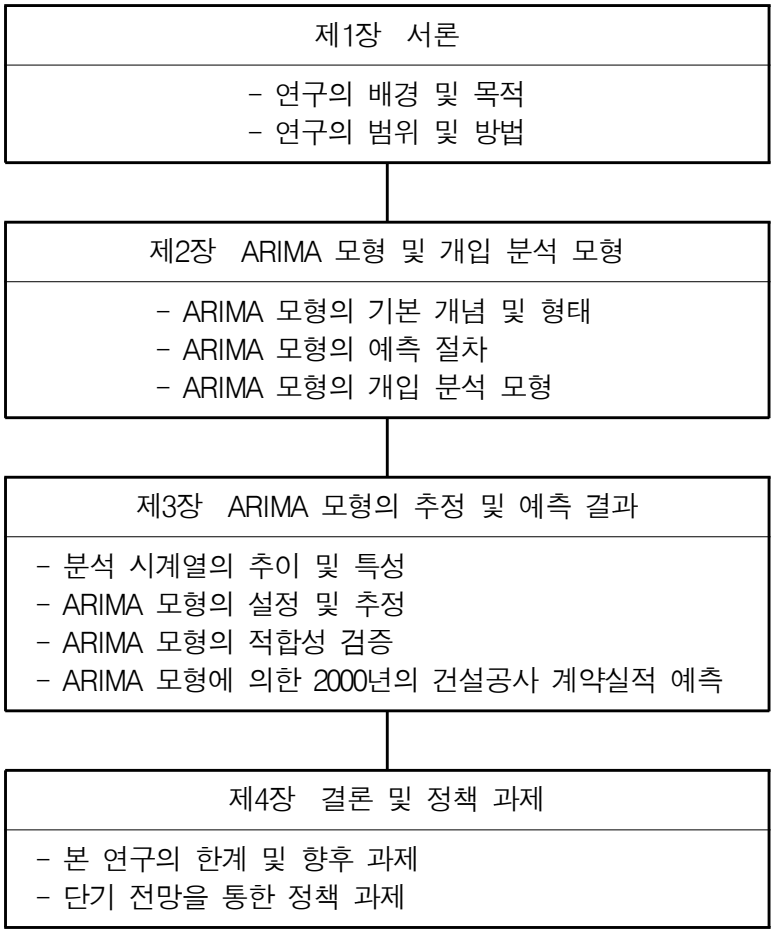
2. 연구의 범위 및 방법

우리 경제의 기본 체계에 구조적인 변화를 야기할 수준의 IMF와 같은 외부적 충격을 개입 변수의 형태로서 건설 경기와 관련된 시계열의 움직임에 반영하여, 향후의 건설산업을 전망하기 위하여 본 연구에서는 Box-Jenkins(1976)의 ARIMA 모형에 Box-Tiao(1975)의 개입 분석 모형을 적용하고자 한다. 개입 분석 모형의 적용을 통하여 본 연구에서는 시계열 모형이 갖고 있는 자료 생성 과정(DGP)의 불변성 가정에 따른 한계를 부분적으로 보완하고, 개입 변수의 적용을 통하여 추정된 외부적인 요인의 파급 효과를 파악하여 향후의 건설산업을 단기적으로 전망하는 과정에서 활용하는 것을 주요 분석 내용으로 설정하고자 한다. 따라서 본 연구에서는 여러 가지 시계열 모형 중에서 ARIMA 모형에 대한 고찰에 기초하여 개입 분석 모형의 적용 방법을 살펴보고, 이를 건설공사 계약실적 시계열에 적용하여 건설산업의 단기 전망, 특히 2000년의 분기별 계약실적 전망에 활용하고자 한다. 그리고, 본 연구에서는 2000년의 분기별 계약실적의 전망 결과에 기초하여 향후 건설산업에 대한 정책적 시사점을 도출하고자 한다.

이를 위하여 본 연구는 <그림 Ⅰ-1>과 같이 4개의 장으로 구성되어 있다. 본 서론에 이은 제2장에서는 시계열 모형에 대한 간략한 개요와 더불어 ARIMA 모형의 기본 개념 및 형태와 예측 절차를 살펴보고, ARIMA 모형에 개입 분석 모형을 적용하는 과정을 살펴보고자 한다. 제3장에서는 먼저 예측의 대상이 되는 건설공사 계약실적 시계열의 추이 및 특성을 살펴보고, 개별 건설공사 계약실적에 대한 ARIMA 모형의 설정 및 추정을 실시하며, 개별 ARIMA 모형의 적합성 검증에 기초하여 2000년의 건설공사 계약실적에 대한 예측을 시도하고자 한다. 특히, 예측의 정확도를 도모하기 위하여 개별 시계열 모형의 설정 및 추정 과정에서 나타난 IMF 프로그램의 실시에 따른 외부 충격적인 파급 효과를 파악하여, 이를 예측의 과정에 활용하고자 한다. 마지막으로 제4장에서는 본 연구의 예측

결과가 의미하는 시사점을 살펴보고, 이에 기초하여 본 연구의 한계점 및 향후 연구 과제의 도출에 대한 종합적인 의견을 제시하고자 한다. 또한, 2000년의 건설공사 계약실적에 대한 예측 결과에 기초하여 향후 건설산업에 대한 정부 정책의 시사점 및 과제를 도출하고자 한다.

<그림 Ⅰ-1> **연구의 구성**



Ⅱ. ARIMA 모형 및 개입 분석 모형

특정 시계열에 대한 통계학적인 분석 기법은 기본적으로 평활법(smoothing method)[4]과 같은 고전적인 시계열 분석(classical time series analysis) 기법과 확률 과정(stochastic process)의 이론에 근거한 확률적인 시계열 분석(stochastic time series analysis) 기법으로 구분할 수 있다. 확률적인 시계열 분석 기법은 해당 시계열에 대한 접근 방법에 따라 스펙트럴 함수(spectral function)에 기초한 진동수 영역 분석(frequency domain analysis) 기법[5]과 Box와 Jenkins(1976)에 의하여 체계화된 자기회귀통합이동평균(autoregressive integrated moving average: ARIMA) 모형에 기초한 시간 영역 분석(time domain analysis) 기법으로 구분된다. 본 장에서는 Box-Jenkins(1976)의 ARIMA 모형에 의한 예측 기법을 먼저 살펴보고, 이러한 전형적인 ARIMA 모형에 IMF 사태와 같은 구조적인

---

4) 평활법(smoothing analysis)은 특정 시계열의 미래 값을 예측하기 위하여 현재에 이르기까지 관측된 해당 시계열의 과거 값에 대하여 단순 평균(simple average) 또는 가중 평균(weighted average) 등의 변수 전환 기법을 적용하여 해당 시계열에 내재된 확율적 오차(stochastic errors)를 평준화(standardize)하는 방법이다. 평활법은 1950년대에 개발된 이후 Holt와 Winters 등에 의하여 크게 발전한 분석 기법으로서, 특정 시계열의 관측 값으로부터 평균을 산출하고 이를 이용하여 해당 시계열의 미래 값을 예측하는 이동평균법(moving average method)과 현재에 이르기까지 관측된 해당 시계열의 과거 값에 비하여 현재에 가까운 관측 값에 보다 큰 가중치를 부여하여 해당 시계열의 미래 값을 예측하는 지수평활법(exponential smoothing method)이 있다. 이와 같은 평활법은 적용이 간편할 뿐만 아니라 계산의 편이성에 비하여 상대적으로 정확한 예측 값을 구할 수 있다는 장점이 있는 반면, IMF 사태와 같은 구조적인 변화를 해당 시계열의 예측 과정에 반영할 수 없다는 단점이 있다. Holt-Winters의 평활법에 대한 상세한 설명은 Gaynor와 Kirkpatrick(1994, 289~338쪽과 372~404쪽)을 참조하기 바란다.

5) 이는 일반적으로 스펙트럴 분석(spectral analysis)으로 불리는데, 안정성(stationarity)을 갖는 특정 시계열은 싸인(sine) 함수와 코싸인(cosine) 함수로 구성된 무수하게 많은 주기 함수(periodic function)들의 합으로 표현할 수 있다는 점을 이용하여 해당 시계열을 분석하는 기법이다. 특히, 해당 시계열의 분석에 대한 개별 주기 함수의 영향력을 스펙트럴 밀도 함수로 산출하여 가장 큰 영향력을 나타내는 주기를 산출하여 해당 시계열을 분석하는 기법이다. 특정 시계열에 대한 분석을 위하여 진동수의 영역을 이용하는 것은 시간의 영역을 이용하는 것과 점근적으로 동등하므로(asymptotically equivalent), 자료의 수가 증가함에 따라 특정 시계열에 대한 스펙트럴 분석과 ARIMA 분석은 유사한 결과를 산출하게 된다.

변화에 따른 외부적인 충격을 감안하여 파급 효과를 분석할 수 있는 Box-Tiao (1975)의 개입 분석 모형을 살펴보고자 한다.

1. ARIMA 모형의 기본 개념 및 형태

(1) ARIMA 모형

시계열 분석에서 가장 많이 활용되는 Box-Jenkins의 ARIMA 기법은 모든 형태의 단변량(univariate) 시계열 자료를 해당 시계열의 과거 경향(tendency)에 기초한 확률 과정[6]에 대하여 특정한 모형의 설정을 통하여 해당 시계열의 미래 경향을 설명하고 예측하는 기법이다. ARIMA 모형은 기본적으로 설명 또는 예측하고자 하는 시계열의 과거 자료와 모형의 설정에 수반되는 오차(error)의 함수로서 구성되는데, 해당 시계열이 갖고 있는 운동의 법칙(law of motion)을 과거 값에 대한 특정한 모형의 설정을 통하여 최대한으로 반영하고, 해당 시계열의 과거 값으로는 설명되지 않는 부분은 오차에 대한 특정한 모형의 설정을 통하여 추가적으로 설명하는 기법이다.[7]

이러한 개념에 기초하여 T개 관측치의 특정 시계열 $\{ x(t) : t=1,\cdots,T \}$에 대한 $ARIMA(p,d,q)$ 모형은 <식 Ⅱ-1>에서와 같이 해당 시계열의 안정적인 과거 움직임(movement)에 대한 모형 $A_p(L)(1-L)^d x_t$과 오차의 현재 및 과거 움직임에 대한 모형 $B_q(L)\varepsilon_t$의 합으로 구성된다.[8] 따라서 특정 시계열에 대한 ARIMA 모형은 결정 모수(deterministic parameter), p, d, q, 에 의하여 설정되며, 모수 p

6) 확률 과정이란 어떤 확률적인 법칙(probabilistic or stochastic law)에 의거하여 시간의 경과에 따라 변화하는 현상을 뜻한다. 따라서 관측되어지는 특정 시계열은 확률 과정에 의하여 생성되고 실현된 특정한 값을 갖게 되며, 이는 결과적으로 시간의 함수로서 설정된다.

7) 단변량 또는 다변량 시계열 자료를 비롯한 모든 통계적 자료의 운동 법칙을 자료 생성 과정(DGP)이라고 하며, 모든 통계적 분석은 특정 자료의 단변량적 또는 다변량적 생성 과정을 규명하는 것을 목적으로 한다.

8) 여기에서 함수 L은 시차 함수(lag function) 또는 후방연산자(back shift operator)를 뜻하는데, 0 을 포함한 양의 정수 n에 대하여 $L^n x_t = x_{t-n}$으로 정의된다.

와 q는 각각 해당 시계열의 자기회귀(autoregressive: AR) 정도와 오차의 이동평균(moving average: MA) 정도를 결정하고, 모수 d는 해당 시계열이 안정성(stationarity) 또는 정상성을 확보하기 위한 차분의 정도를 뜻한다.[9]

<식 Ⅱ-1> $A_p(L)(1-L)^d x_t = B_q(L)\varepsilon_t$

마지막으로 자기회귀(AR) 모형 $A_p(L)$과 이동평균(MA) 모형 $B_q(L)$의 구체적인 함수 형태는 <식 Ⅱ-2>에서와 같이 해당 시계열과 오차의 특정 시차에 대한 계수의 합 또는 차로서 설정된다.

<식 Ⅱ-2> $A_p(L) = 1 - a_1L - a_2L^2 - \cdots - a_pL^p$

$B_q(L) = 1 + b_1L + b_2L^2 + \cdots + b_qL^q$

(2) SARIMA 모형

한편, 해당 시계열이 특정한 형태의 계절성(seasonality)을 시현할 경우,[10] 계절

9) 시계열의 안정성 또는 정상성은 해당 시계열을 생성시키는 확률 과정이 갖는 통계적인 특성이 시간의 경과에 관계없이 일정하여 생성 과정의 형태나 매개 변수의 값들이 시간의 흐름에 따라 변하지 않는 것을 뜻한다. 따라서 안정적인 또는 정상적인 시계열은 일정한 평균 값을 중심으로 증가하거나 또는 감소하는 상태를 이룰 뿐만 아니라 일정한 분산을 가지며, 공분산(covariance)은 측정된 값들 사이의 시간 차이(time lag)에 의해서만 영향을 받는 시계열을 뜻한다.

10) 연간 자료와는 달리 분기별 자료와 월별 자료는 관측 주기에 따른 계절적인 변동을 시현하는데, 이러한 특성을 해당 시계열의 계절성이라고 한다. 시계열 분석에 있어서 계절성은 제본스(W. S. Jevons)에 의하여 처음으로 인지되었는데, 계절성은 기본적으로 기후 변화 등과 같은 자연의 영향과 종교 의식, 상관습, 사회적 제도 등과 같은 제도의 영향에 의하여 유발된다. 특히, 건설산업은 토지를 바탕으로 경제 활동이 이루어지는 산업이기 때문에 토지에 대한 의존도가 높고, 바로 이러한 이유로 인해 전형적인 계절적 산업이다. 따라서 건설관련 변수들의 분기별 자료 및 월별 자료는 기본적으로 자료의 생성 과정 및 집계 과정에서 필연적으로 계절성을 내포하고 있다. 따라서 특정 시계열이 관측 주기에 따라 특정한 형태의 계절성을 시현할 경우, ARIMA 분석의 접근 방법은 해당 시계열의 계절성을 감안한 SARIMA 모형을 설정하고, 이를

성을 ARIMA 모형에 반영할 필요성이 있다. 이와 같이 특정한 형태의 계절성을 반영한 ARIMA 모형을 계절성 ARIMA(seasonal ARIMA: SARIMA) 모형이라고 하며, 모형의 형태는 <식 Ⅱ-3>과 같이 주어진다. 그리고, 특정 시계열에 대한 $SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)(s)$ 모형은 ARIMA 모형의 결정 모수, p, d, q, 뿐만 아니라 계절적 주기를 나타내는 모수 s 와 계절적 안정성 또는 정상성을 위한 계절적 시차의 정도를 나타내는 모수 D 및 시차$(1-L^s)$, 그리고 <식 Ⅱ-2>의 $A_p(L)$ 및 $B_q(L)$과 매우 유사한 함수 형태를 갖고 있는 $A^s_P(L^s)$와 $B^s_Q(L^s)$를 추가적으로 요구한다(<식 Ⅱ-4> 참조).

<식 Ⅱ-3> $$A_p(L)A^s_P(L^s)(1-L)^d(1-L^s)^D x_t = B_q(L)B^s_Q(L^s)\varepsilon_t$$

<식 Ⅱ-4> $$A^s_P(L^s) = 1 - a_{s1}L^s - a_{s2}L^{s2} - \cdots - a_{sP}L^{sP}$$

$$B^s_Q(L^s) = 1 + b_{s1}L^s + b_{s2}L^{s2} + \cdots + b_{sQ}L^{sQ}$$

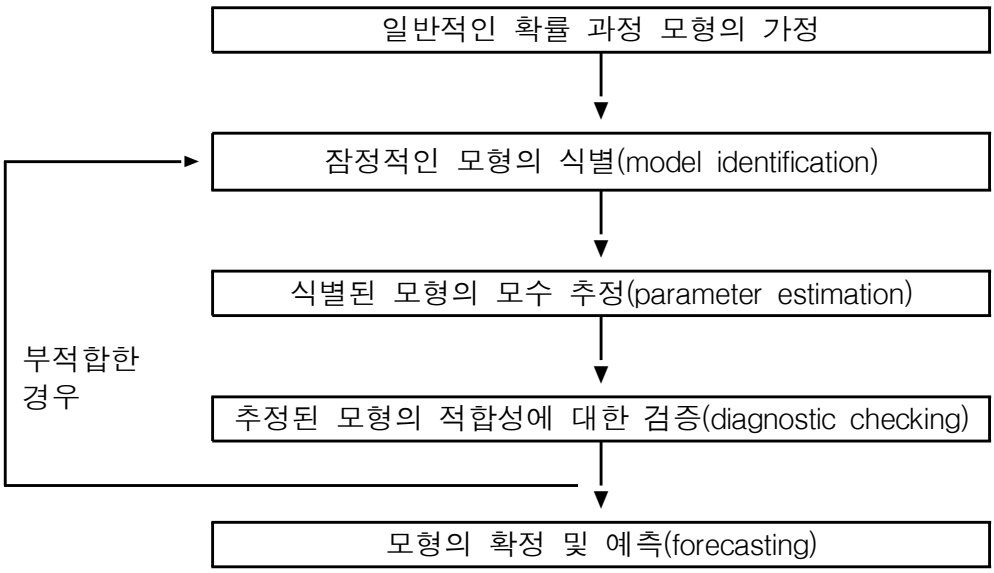
추정하는 방법과 해당 시계열의 계절성을 제거한 계절조정 시계열(seasonally adjusted time series)을 산출하고 이에 대한 모형을 설정하고, 추정하는 방법이 있다. 계절조정 시계열은 해당 시계열이 갖고 있는 장기적인 추세 요인(secular trend)과 순환적인 요인(cyclical factor)을 불규칙적인 요인(irregular factor)과 계절적인 요인(seasonal factor)으로부터 분리함으로써 산출되는데, 가장 대표적인 계절조정 방법으로서는 1965년에 미국의 인구조사국(U.S. Bureau of the Census)이 개발하고, 지속적으로 보완해 온 X-11 ARIMA 기법이 사용된다. 이 기법은 해당 시계열에 다양한 형태의 선형 이동평균 필터(linear moving-average filter)를 순차적으로 적용하며, 이러한 과정에서 이상치(outliers)를 제거할 뿐만 아니라 영향력이 큰 관측치에 보다 큰 가중치를 적용하여 내재된 계절성을 다른 특성으로부터 제거하게 된다. X-11 ARIMA 기법에 대한 자세한 사항은 Hylleberg(1986)와 Franses(1996) 등을 참조하기 바란다. 더욱이 최근에는 기존의 X-11 ARIMA 기법에 휴일 효과(holiday effect) 등을 감안할 수 있는 회귀 모형(regression model)을 첨가하여 계절성을 보다 정교하게 처리할 수 있는 X-12-ARIMA 기법이 소개되었다. 그러나, 기본적으로 X-12-ARIMA 기법은 X-11-ARIMA 기법의 응용이며, 건설공사의 계약실적은 두 가지 방법의 적용에 있어서 질적으로 현저한 차이를 보이지 않아 본 연구에서는 X-11-ARIMA 기법을 사용하였다. X-12-ARIMA 기법의 이론 및 응용 방법에 대해서는 Findley, Monsell, Bell, Otto와 Chen(1995)과 미국의 인구조사국(1998)을 참조하기 바란다.

2. ARIMA 모형의 예측 절차

(1) 개요

Box-Jenkins(1976)에 의하여 체계화된 ARIMA 또는 SARIMA 분석 기법은 모든 형태의 단변량 시계열 자료(univariate time series)를 해당 시계열의 확률 과정에 대한 특정 형태의 모형 설정을 통하여 효과적으로 분석하는 기법이다. 특히, Box-Jenkins는 관측된 시계열을 가장 효과적으로 설명할 수 있는 시계열 모형의 추정을 통하여 미래의 특정한 시점에 해당 시계열이 갖게 될 값을 예측하는 방법으로 <그림 Ⅱ-1>과 같은 반복적인 절차를 제시하였다.

<그림 Ⅱ-1> **Box-Jenkins 분석 기법의 기본 체계**



그리고, 이와 같은 절차에 기초하여 Box-Jenkins 예측 기법은 관측된 시계열에 가장 적합한 ARIMA 또는 SARIMA 모형을 설정하고 이러한 모형에 기초하여 해당 시계열의 미래 값을 예측하는 방법이다. 따라서 <표 Ⅱ-1>에서와 같이 모형의 식별(model identification), 모수의 추정(parameter estimation), 모형의 검증

(model diagnostic checking), 그리고 예측(forecasting)의 네 단계로 진행되며, 목적한 결과를 도출하기 위하여 이러한 네 단계를 반복적으로 실행하게 된다.

(2) 모형의 식별

SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)(s) 모형의 식별(model identification)은 시계열의 특성을 파악하여 자기회귀(AR) 부분과 이동평균(MA) 부분의 차수를 설정하는 단계이다. 해당 부분의 차수 설정은 시계열이 갖는 자기상관함수(autocorrelation function: ACF)와 편자기상관함수(partial autocorrelation function: PACF)의 형태를 감안하여 시계열의 안정성 및 계절적 안정성을 먼저 식별하고,[11] 이에 기초하여 시계열을 차분(differencing) 또는 계절 차분(seasonal differencing)하여야 한다. 특히, 자기상관함수(ACF)는 시계열의 자기공분산과 자기분산의 비율로서 오차의 이동평균 형태 및 시차를 결정하고, 편자기상관함수(PACF)는 시계열의 시차 변수간의 상관계수로서 시계열의 자귀회귀 형태 및 시차를 결정한다.

---

11) 자기상관함수(γ_k)와 편자기상관함수(ϕ_k)는 시차(time lag) k의 함수로서, 시계열 $\{ x_t : t=1, \cdots, T \}$이 갖고 있는 특성을 반영한다. 시차 k에 대한 자기상관함수는 시계열의 표본 평균(sample mean) x^*을 이용하여 아래의 식과 같이 산출된다.

$$\gamma_k = \frac{\sum_{t=k+1}^{T} (x_t - x^*)(x_{(t-k)} - x^*)}{\sum_{t=1}^{T} (x_t - x^*)^2}$$

. 반면, 시차 k에 대한 편자기상관함수는 시계열 x_t가 상수항을 포함하여 $x_{(t-1)}, \cdots, x_{(t-k)}$ 등 k항에 대하여 회귀(regress)되었을 경우, $x_{(t-k)}$ 항에 대한 회귀 계수의 값으로 정의되며, 시차 k에 대한 자기상관함수(γ_k)와 $\phi_{(k,j)} = \phi_{(k-1,j)} - \phi_k \phi_{(k-1,k-j)}$, 그리고 $\phi_1 = \gamma_1$의 관계를 이용하여 모든 시차 ($k \geq 2$)에 대하여 일관된 추정치(consistent estimate)를 산출할 수 있다.

$$\phi_k = \frac{\gamma_k - \sum_{j=1}^{k-1} \phi_{(k-1,j)} \gamma_{(k-j)}}{1 - \sum_{j=1}^{k-1} \phi_{(k-1,j)} \gamma_j}.$$

<표 Ⅱ-1> **SARIMA 모형의 4국면**

구분	단계	주요 과제
Ⅰ	모형의 식별 (model identification)	·자기상관함수(ACF)와 편자기상관함수(PACF) 등 시계열의 특성을 고려하여 결정 모수의 선정
Ⅱ	모수의 추정 (parameter estimation)	·식별된 모형의 모수를 추정
Ⅲ	모형의 검증 (diagnostic checking)	·추정 결과에 기초하여, 식별된 모형의 적합성을 다양한 통계 기법으로 검증
Ⅳ	예측(forecasting)	·해당 모형의 식별·추정·검증 결과에 기초하여 해당 시계열의 미래치 예측

SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)(s) 모형의 식별을 위한 일반적인 법칙은 다음과 같다. 첫째, 해당 시계열의 안정성을 검증하기 위해서는, ACF의 감소 속도와 시차 1에서의 PACF 값을 살펴보아야 한다. 시계열이 불안정적(non-stationary) 또는 비정상적인 경우에는 ACF가 매우 늦게 감소하는 형태를 취할 뿐만 아니라, PACF는 시차 1에서 매우 큰 값을 갖는 특성이 있다. 따라서 해당 시계열이 불안정적일 경우에는 해당 시계열을 차분(differencing)하여 산출된 차분 시계열 $\{\triangle x_t : t=1, \cdots, (T-1)\}$을 분석하는데,[12] 대부분의 경제 시계열에 있어서 차분 계수(d)는 $d \leq 2$로 설정되는 것이 일반적이며, 해당 시계열을 과다 차분(over-differencing)하지 않도록 주의하여야 한다.[13]

둘째, 시계열의 계절적 안정성을 검증하기 위해서는, ACF의 형태 및 감소 속도를 살펴보아야 한다. 시계열이 계절적으로 불안정적인(seasonally non-stationary) 또는 비정상적인 경우에는 해당 시계열의 ACF가 계절적 주기 시차 s, $2s$, … 등을 제외하고는 통계적으로 0의 값을 갖고, 불안정적일 경우와 같이 ACF가 매우 늦게 감소한다. 따라서 시계열이 계절적으로 불안정적이면, 해당 시계열을 계절 차분(seasonal differencing)하여 산출된 시계열 $\{\triangle x_{(t-s)} : t=1,\cdots,(T-s)\}$을 분석

12) 특정 시계열 $\{x_t\}$의 시차분된 시계열은 $\triangle x_t = x_t - x_{(t-1)}$ 로 정의된다.

13) 시계열의 불안정성을 제거하는 과정에서 과다 차분된 시계열은 차분된 시계열의 PACF 값이 1 시차에서 차분되기 이전 시계열의 1 시차 PACF 값에 비하여 현저하게 증가하게 된다. 따라서 1차 또는 2차 차분의 과정에서 차분된 시계열의 1 시차에서의 PACF 값을 상호 비교하여 차분의 차수를 선정할 수 있다.

한다.[14] 해당 시계열의 측정 주기와 특정 사건의 발생 시기가 갖는 주기가 일치하는 대부분의 시계열 분석에 있어서 계절 시차분 계수(D)는 $D = 1$ 로 설정되는 것이 일반적이다.[15]

셋째, 자기회귀(AR)의 차수(p)를 설정하기 위해서는 PACF의 형태를 살펴보아야 한다. 안정적인 시계열의 PACF가 시차 $1, \cdots, p$ 까지는 통계적으로 유의한 반면, 그 이후의 시차에서는 통계적으로 유의하지 않으면, 해당 시계열은 AR(p)의 모형으로 식별하며, 자기회귀의 차수는 p 로 설정된다.

넷째, 계절적 자기회귀(Seasonal AR)의 차수(P)를 설정하기 위해서는 자기회귀의 차수 결정과 같이 PACF의 형태를 살펴보아야 한다. 안정적인 시계열의 PACF가 시차 $s, 2s, \cdots, Ps$ 에서는 통계적으로 유의한 반면, 이외의 시차에서는 통계적으로 유의하지 않으면, 해당 시계열은 SAR(P)의 모형으로 식별하고, 계절적 자기회귀의 차수는 P 로 설정된다.

다섯째, 이동평균(MA)의 차수(q)를 설정하기 위해서는 ACF의 형태를 살펴보아야 한다. 안정적인 시계열의 ACF가 시차 $1, \cdots, q$ 까지는 통계적으로 유의한 반면, 그 이후의 시차에서는 통계적으로 유의하지 않으면, 해당 시계열은 MA(q)의 모형으로 식별하며, 이동평균의 차수는 q 로 설정된다.

마지막으로, 계절적 이동평균(SMA)의 차수(Q)를 설정하기 위해서는 이동평균의 차수 결정과 같이 ACF의 형태를 살펴보아야 한다. 안정적인 시계열의 ACF가 시차 $s, 2s, \cdots, Qs$ 에서는 통계적으로 유의한 반면, 이외의 시차에서는 통계적으로 유의하지 않으면, 해당 시계열은 SMA(Q)의 모형으로 식별하고, 계절적 이동평균의 차수는 Q 로 설정된다.

한편, <표 Ⅱ-2>는 계절적으로 안정적인 시계열에 대하여 비교적 간단한 형태

---

14) 월별 및 분기별 자료 등의 계절 주기(s)를 갖는 시계열 $\{x_t\}$의 계절 차분된 시계열은 $\triangle x_{(t-s)} = x_t - x_{(t-s)}$로 정의된다.

15) 이와 같은 일반적인 법칙과는 달리, 1보다 큰 값의 계절성 차분을 설정할 필요성이 있는 경우는 해당 시계열의 측정 주기와 해당 시계열에 큰 영향을 미치는 특정 사건의 발생 시기가 갖는 주기가 서로 일치하지 않을 때이다. 예를 들어, 올림픽 게임이나 월드컵 경기와 같이 4년을 주기로 발생하는 사건이 세계 항공의 수요에 미치는 영향 등을 월별 또는 분기별 자료를 이용하여 분석하는 경우 등을 지적할 수 있다.

를 갖는 ARMA 모형의 자기상관함수와 편자기상관함수가 갖는 특성을 정리하고 있다.[16] 먼저, 해당 시계열이 백색 오차일 경우, 모든 시차(k)에 있어서 ACF와 PACF는 유의하지 않으므로, 통계적으로 0의 값을 갖는다.

<표 Ⅱ-2> **ARMA 모형별 자기상관함수와 편자기상관함수의 특성**

모형의 종류	자기상관함수(ACF)	편자기상관함수(PACF)
백색 오차	모든 k에 대하여 $\rho_k=0$	모든 k에 대하여 $\phi_k=0$
AR(1), $\alpha>0$	모든 k에 대하여 $\rho_k=\alpha^k$; 점진적인 감소 시현	$\phi_1=\rho_1$; 모든 $k(\geq 2)$에 대하여 $\phi_k=0$
AR(1), $\alpha<0$	모든 k에 대하여 $\rho_k=\alpha^k$; 진동적인 감소 시현	$\phi_1=\rho_1$; 모든 $k(\geq 2)$에 대하여 $\phi_k=0$
AR(p)	0에 수렴하는 감소 시현; 계수의 값은 진동할 수 있음.	시차 p까지 유의 값 시현; 모든 $k(>p)$에 대하여 $\phi_k=0$
MA(1), $\beta>0$	시차 1에서 양의 유의 값 시현; 모든 $k(\geq 2)$에 대하여 $\rho_k=0$	진동적인 감소 시현; $\phi_1>0$
MA(1), $\beta<0$	시차 1에서 음의 유의 값 시현; 모든 $k(\geq 2)$에 대하여 $\rho_k=0$	점진적인 감소 시현; $\phi_1<0$
ARMA(1,1), $\alpha>0$	시차 1부터 점진적 감소 시현; $Sign(\rho_1)=Sign(\alpha+\beta)$	시차 1부터 진동적인 감소 시현; $\phi_1=\rho_1$
ARMA(1,1), $\alpha<0$	시차 1부터 진동적 감소 시현; $Sign(\rho_1)=Sign(\alpha+\beta)$	시차 1부터 점진적 감소 시현; $\phi_1=\rho_1$, 모든 k에 대하여 $Sign(\phi_k)=Sign(\phi_1)$
ARMA(p,q)	시차 q부터 점진적 또는 진동적 감소 시현	시차 p부터 점진적 또는 진동적 감소 시현

주 : Enders(*Applied Econometic Time Series*, 1995, 85쪽)의 표를 다소 수정하였음.

16) 불안정한 시계열은 차분을 통하여 안정적인 시계열로 전환하고, 계절적으로 불안정한 시계열은 계절 차분을 통하여 계절적 불안정성을 제거한 이후, <표 Ⅱ-2>에서와 같은 특성을 살펴볼 수 있다.

AR(1) 모형의 경우, 모든 시차에 있어서 ACF는 $\rho_k=\alpha^k$로 설정되고, PACF는 시차 1에서 $\phi_1=\rho_1$인 반면, 그 외의 시차에서는 $\phi_k=0$인 특성을 갖고 있다. 그러나, AR(1) 모형에 대한 ACF와 PACF의 형태는 1차 자기회귀의 계수 값이 갖는 부호에 따라 전혀 다른 모습을 보이게 된다. 1차 자기회귀의 계수 값이 양인 경우($\alpha>0$), ACF는 양의 값을 가지며 지수 함수(exponential function) 형태의 점진적인 감소를 시현하고, PACF 또한 1차 시차에서만 양의 값을 갖게 된다. 그러나, 1차 자기회귀의 계수 값이 음인 경우($\alpha<0$), ACF는 짝수 시차에서는 양의 값을 갖는 반면, 홀수 시차에서는 음의 값을 가지며 진동(oscillating) 형태의 감소를 시현하고, PACF는 1차 시차에서만 음의 값을 갖게 된다.

일반적으로 시차 p를 갖는 *AR*(p) 모형의 경우, ACF는 0에 수렴하는 형태로 감소하지만, 개별 계수의 부호에 따라 진동 형태를 시현할 수 있다. 그리고, PACF는 시차 p에 이르기까지는 통계적으로 유의한 계수 값을 시현하는 반면, p 이상의 시차에서는 통계적으로 결코 유의하지 않는 0의 값을 갖는다.

한편, *MA*(1) 모형의 경우, ACF는 시차 1에서는 1차 이동평균의 계수 값이 갖는 부호와 같은 부호의 통계적으로 유의한 값을 갖는 반면, 그 외의 시차에서는 $\rho_k=0$인 특성을 갖고 있다. 반면, PACF는 1차 이동평균의 계수 값이 갖는 부호와 같은 부호의 통계적으로 유의한 1차 값을 갖는다. 그리고, 그 이후에는 1차 이동평균의 계수 값이 양($\beta>0$)인 경우에는 진동적인 감소를 시현하는 반면, 음($\beta<0$)인 경우에는 점진적으로 감소하는 형태를 보인다.

ARMA(1,1) 모형의 경우, ACF는 1차 자기회귀의 계수 값 부호에 따라 시차 1에서부터 지수 함수 형태의 점진적인 감소($\alpha>0$)를 보이거나, 진동적인 감소($\alpha<0$)를 보인다. 그리고, 1차 ACF의 부호는 1차 자기회귀 계수 값과 1차 이동평균 계수 값의 합($\alpha+\beta$)이 갖는 부호에 따라 결정된다. 반면, PACF는 1차 자기회귀의 계수 값 부호에 따라 시차 1에서부터 ACF의 경우와는 반대 형태로 감소한다. 그리고, 1차 PACF의 값은 1차 ACF의 값과 같게 되며, 특히 1차 자기상관의 계수 값이 음($\alpha<0$)인 경우에는 모든 시차에 있어서 PACF의 부호는 1차 PACF의 부호와 동일하게 된다.

그리고, 가장 일반적인 $ARMA(p,q)$ 모형의 경우, 개별 시차에서의 자기회귀와 이동평균의 계수 값이 갖는 부호에 따라 다양한 형태의 ACF와 PACF의 형태를 시현하게 된다. 그러나, 일반적으로 ACF는 시차 q부터 점진적인 또는 진동적인 감소를 시현하는 반면, PACF는 시차 p부터 점진적인 또는 진동적인 감소를 시현한다. 따라서 ACF는 오차의 이동평균 형태 및 시차(q)를 결정하고, PACF는 시계열의 자귀회귀 형태 및 시차(p)를 결정하게 된다.

마지막으로, $SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)(s)$ 모형의 식별 단계에서 가장 주의할 점으로서, 최소 모수의 원리(the principle of parsimony)를 지적할 수 있다. 특정한 시계열 자료에 가장 적합한 SARIMA 모형은 최소 모수의 원리에 의하여 가능한 범주 이내에서 간단한 모형을 선택할 필요성이 있다.[17] 추정의 정확도 또는 예측의 오차 정도 등 특정한 기준에 의하여 선택된 모형이 많은 시차를 포함하게 되면, 필요 이상으로 모형이 복잡해지고 많은 수의 모수에 대한 추정을 요구하게 된다. 결과적으로 모수의 추정 과정에서 발생하는 오차는 모수의 수가 증가할수록 더욱 증가하기 때문에 SARIMA 모형의 궁극적인 목표인 예측 자체가 부정확해질 가능성이 매우 높아진다. 따라서 목적하고자 하는 예측 방법 및 기준에 따라 비교적 단순한 형태의 SARIMA 모형을 선정하는 것이 바람직하다.

(3) 모수의 추정

ACF와 PACF의 형태를 통한 모형의 식별은 $SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)(s)$ 모형에 있어서 해당 모형의 결정 모수 p, d, q, P, D, Q 그리고 s의 설정을 뜻한다. 따라서 결정 모수가 잠정적으로 설정되면, 이에 기초하여 해당 시계열에 대한 유일한 SARIMA 모형이 선정되었고, 이 모형을 이용한 제2 단계는 해당 모형을 구성하고 있는 모수를 추정하는 것이다. 모수의 추정(parameter estimation)은 식별된 모형을 구성하고 있는 시계열의 자기회귀($AR(p)$)와 계절적 자기회귀($SAR(P)$), 그

17) 특히, SARIMA 모형의 설정이 분석의 대상이 되는 시계열의 과거 추세에 대한 설명보다 향후의 예측을 목적으로 할 경우, Box-Jenkins(1976)는 보다 간단한 SARIMA 모형의 설정이 예측에 유용한 것으로 주장하였다.

리고 오차의 이동평균($MA(q)$)과 계절적 이동평균($SMA(Q)$)에 포함된 모수들을 비선형 극우추정법(non-linear maximum likelihood estimation method)에 의하여 추정하는 단계이다. $SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)(s)$ 모형의 모수 추정은 해당 시계열과 오차의 차분 변수($a_1, a_2, \cdots, a_p$의 p개 계수와 $b_1, b_2, \cdots, b_q$의 q개 계수), 그리고 계절적 차분 변수($a^s_1, a^s_2, \cdots, a^s_P$의 P개 계수와 $b^s_1, b^s_2, \cdots, b^s_Q$의 Q개 계수)에 대한 모수를 추정하여야 한다. 따라서 $SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)(s)$ 모형은 결과적으로 총 $(p+q+P+Q)$ 개의 계수 추정을 요구한다.[18]

(4) 모형의 검증

시계열에 대한 식별과 추정의 절차에 의하여 특정한 SARIMA 모형이 잠정적으로 선정되면, 해당 모형이 시계열의 관측치를 어느 정도 설명하는 지를 여러 가지 통계적 기법으로 검증하는 것이 모형의 검증(diagnostic checking) 단계이다. 모형의 추정 과정에서 산출되는 여러 가지 통계량을 이용하여 선정된 모형이 적합한 것으로 판단되면, 해당 모형을 최종적인 모형으로 설정한다. 그러나, 선정된 모형이 부적합한 것으로 판정되면, 통계적으로 적합한 모형이 선정될 때까지 다른 형태의 확률 과정 모형을 선정하여 모형 식별, 모수 추정, 그리고 모형 검증의 과정을 반복하여 실시하여야 한다.

잠정적으로 선정된 SARIMA 모형의 검증 과정에서 사용되는 통계량은 다음과 같다. 먼저, 추정된 모수의 값에 대한 통계적 유의도(statistical significance)로서, 개별 모수의 추정치에 대한 t-값이 일정한 유의 수준에서 통계적으로 유의하여야 한다.[19] 다음으로 선정된 모형의 적합도(goodness of fit)로서, 모형의 추정 결과에 대한 수정 결정계수(adjusted coefficient of determination, Adj-R^2)가 일정 수준 이상이어야 한다.[20]

---

18) SARIMA 모형의 식별 및 추정 과정에서 해당 시계열의 관측치가 갖는 특성을 파악하여 적절한 모형을 식별하고, 식별의 결과로 설정된 모형을 비교적 정확하게 추정하기 위해서는 적어도 50개 이상의 관측치가 요구되고 있다.

19) 모수의 추정치(parameter estimate)에 대한 유의 수준(α)의 기준으로서 α = 0.01 또는 α = 0.05로 설정되어, 각각 99%와 95%의 유의 수준에서 검증하는 것이 일반적이다.

또한, 선정된 ARIMA 모형의 적합성에 대한 검정으로서, 해당 모형의 추정 과정에서 산출된 잔차(residuals)가 백색 오차 또는 백색 잡음(white noise)인가를 Box-Pierce 또는 Ljung-Box의 Q-통계량으로 검정하여야 한다.[21] 그리고, 선정된 모형의 시차 결정 기준(time lag determination criterion)으로서, 아카이케 정보 기준(Akaike information criterion: AIC)과 슈바르쯔 베이지안 기준(Schwarz Bayesian criterion: SBC)이 해당 시계열 및 오차에 대하여 특정한 시차의 설정에서 최소 값을 갖는 지를 검정하여야 한다.[22]

(5) 예측

---

20) 수정 결정계수의 값(Adj-R^2)이 1에 근접할수록 모형의 적합도가 높다고 할 수 있으며, 일반적으로 시계열 모형의 추정에 있어서 적합한 모형에 대한 수정 결정계수는 0.95 이상이 요구된다.

21) Q-통계량은 선정된 $SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)(s)$ 모형의 추정 과정에서 산출되는 잔차가 백색 오차라는 귀무 가설 하에서는 $\chi^2(n-p-q-P-Q)$의 분포를 가진다. 여기에서 n은 자기상관계수의 시차를 뜻하는 특정 상수이며, 통계 팩키지 RATS(Regression Analysis of Time Series)에서는 20으로 설정되어 있다. 따라서 잔차가 백색 오차일 경우, 0.01%의 수준에서 통계적으로 유의하여야 한다. 한편, 잔차가 백색 오차일 경우에는 잔차에 대한 ACF와 PACF의 값이 시차 0을 제외하고는 통계적으로 유의하지 않게 된다. 한편, 잔차를 이용한 또 다른 시계열 모형의 검증 방법으로서 시계열의 추정치에 대한 선형 회귀의 결과를 이용하는 것이다. 먼저, 분석의 대상이 되는 시계열의 추정치(estimate)를 시계열과 잔차의 차이로 산출하고, 시계열을 추정치에 대하여 선형 회귀한 다음, 절편과 기울기에 대한 계수 값의 t-통계량을 검증하는 것이다. 선정된 $SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)(s)$ 모형이 해당 시계열에 대하여 통계적으로 설명력을 갖고 있는 모형이라면, 절편에 대한 계수 값은 매우 큰 값을 갖지만, t-통계량은 유의적이지 않은 반면, 기울기에 대한 계수 값은 거의 1에 가깝고 t-통계량은 매우 유의적인 결과를 얻게 된다.

22) 모형의 설정 과정에서 모수 시차의 연장은 잔차의 제곱 합(sum of squared residuals: RSS)을 감소시키는 반면, 최소 모수의 원칙과는 상치된다. 따라서 SARIMA 모형의 선택 기준(model selection criterion)으로서 일반적으로 AIC와 SBC가 사용되며, 특정 시차에서 AIC와 SBC가 최소 값을 가질 경우의 시차를 선택하게 된다. 모형 선택의 기준으로서 AIC와 SBC의 산출 공식은 각각 $AIC = T\ln(RSS) + 2n$와 $SBC = T\ln(RSS) + n\ln(T)$이며, 여기에서 T와 n은 각각 관측된 시계열 자료의 수와 추정된 모수의 수를 뜻한다.

분석의 대상이 되는 시계열 자료에 통계적으로 적합한 SARIMA 모형이 선정되면, Box-Jenkins 시계열 분석의 궁극적인 목표인 예측(forecasting)을 실시하게 된다. 그러나, 예측을 실시하기 이전에 해당 SARIMA 모형의 추정을 통하여 분석 대상이 되는 시계열의 실제치와 모형에 의한 추정치의 비교를 통하여 해당 모형의 설명 정도 및 경향을 비교할 필요가 있다. 특히, 해당 시계열의 추정 기간에 대하여 사후적으로 역사적인 모의실험(historical simulation)을 실시할 뿐만 아니라 최근에 근접한 일정 시기를 선정하여 해당 시기 이전의 자료에 기초한 모형의 재추정을 실시하고, 이를 바탕으로 해당 시기에 대한 사후적인 예측도(ex-post forecastability)를 검정할 필요성이 있다.

특히, 이러한 과정을 통하여 선정된 SARIMA 모형이 예측의 대상이 되는 해당 시계열을 어느 정도 설명하고 예측할 수 있는 가를 알 수 있는데, 이는 미래의 예측치에 대한 오차의 크기(magnitude) 및 방향(direction)에 대하여 유용한 정보를 제공하여 준다. 특정 모형의 추정 결과에 기초한 해당 모형의 설명력 또는 예측의 정확도는 추정치와 실제치의 차이, 즉 잔차(residuals)에 대한 여러 가지 통계량의 산출로서 파악할 수 있다. 일반적으로 시계열 모형에서 사용되는 통계량으로서 평균오차율(MPE), 평균절대오차율(MAPE), 그리고 평균오차제곱근(RMSE) 등이 사용되며, 이러한 통계량의 산출을 통하여 모형의 추정 및 예측 과정에서 발생하는 오차의 크기 및 방향을 살펴볼 필요성이 있다.[23]

MPE, MAPE, 그리고 RMSE 등을 산출하여 해당 모형의 설명력 및 예측 정도, 즉 추정 오차 및 예측 오차의 크기 및 방향에 대한 정보를 염두에 두고, 해당 시계열의 미래 값에 대하여 예측을 실시하게 된다. SARIMA 모형을 이용한 예측에는 기본적으로 사전적 예측(ex-ante forecasting)과 사전적 단계별 예측(ex-ante rolling forecasting)의 두 가지 방법을 고려할 수 있다. 먼저, 사전적 예측은 선정

---

23) 평균오차율(mean percentage error: MPE)은 추정치의 편차(bias) 정도를 나타내는 반면, 평균절대오차율(mean absolute percentage error: MAPE)은 추정치 오차의 절대값만을 고려함으로써 추정치의 정확도(precision)를 나타낸다. 그리고, 추정치의 평균에 대한 비율로 산출된 평균오차제곱근(root mean squared error: RMSE)은 추정치의 오차 비율을 나타낸다. 따라서 역사적 모의실험 및 사후적 예측도 검증을 통하여 산출된 추정치에 대하여 MPE, MAPE, 그리고 RMSE 등의 계산을 통하여 해당 SARIMA 모형의 설명 및 예측 정도, 그리고 경향을 종합적으로 파악할 수 있다.

된 SARIMA 모형을 예측하고자 하는 향후의 일정 기간에 적용하여 해당 시계열의 미래 값을 예측하는 방법이다. 반면, 사전적 단계별 예측은 선정된 모형을 예측하고자 하는 기간의 첫째 시점에 적용하여 해당 시점에서 시계열의 미래 값을 예측하고, 예측된 값을 관측된 값으로 간주하여 다음 시점을 예측하는 과정을 예측하고자 하는 전체 기간에 반복적으로 적용하는 방법이다.

3. ARIMA 모형의 개입 분석 모형

Box와 Jenkins(1976)의 ARIMA 모형에 의한 시계열 분석은 기본적으로 추정의 대상이 되는 과거부터 현재에 이르기까지의 시계열 구조가 예측하고자 하는 미래의 기간에도 지속적으로 유지된다는 가정에 기초하고 있다. 이러한 가정은 ARIMA 모형이 해당 시계열의 구조적 변화를 야기하는 외부적인 충격을 충분하게 반영할 수 없다는 한계를 갖고 있음을 의미한다.

이러한 한계를 극복하기 위하여 Box와 Tiao(1975)는 휴일, 파업, 할인(sales), 승진 또는 정책 변화 등 외부적인 사건 또는 개입에 의하여 야기된 시계열 행태의 구조적인 변화를 ARIMA 모형에 반영할 수 있는 개입 분석 모형(intervention analysis model)을 제안하였다.[24] 기본적으로 개입 분석 모형은 시계열의 특정 기간에 대하여 일종의 가변수(dummy variable)를 적용하여 외부적인 사건 및 개입의 파급 효과를 ARIMA 모형에 반영하여 모형의 설명 능력과 예측 능력을 제고하는 것을 목적으로 한다.

개입 변수는 일반적으로 다음과 같은 두 가지의 형태를 갖고 있다. 첫째 형태의 개입 변수는 <식 Ⅱ-5>에서와 같은 계단 함수(step function)의 형태로서, 개입이 일정 시점 T에 발생하여 그 영향이 T 이후에도 지속되는 경우를 뜻한다.

<식 Ⅱ-5> $S_t(T) = \mathrm{I}(t \geq T)$.[25]

---

24) 개입 분석 모형은 Box와 Tiao(1975)에 의하여 통계학 문헌에 처음으로 소개·개발되었으나, '개입'이라는 용어 자체는 불안정적인 시계열 자료에 대한 개입의 영향을 추정한 Glass(1972)에 의하여 소개되었다.

25) 함수 $\mathrm{I}(A)$는 표시 함수(indicator function)를 뜻하는데, 사건 A가 사실이면 $\mathrm{I}(A)$는 1

둘째 형태의 개입 변수는 <식 Ⅱ-6>에서와 같은 파동 함수(pulse function)의 형태로서, 개입이 일정 시점 T에 발생하여 그 영향이 해당 기간에만 미치는 경우를 뜻한다.[26] 따라서 외부적인 개입에 따른 시계열의 반응 정도에 따라 개입의 형태를 설정할 수 있으며, 반응 함수(response function)의 형태 설정은 <식 Ⅱ-7>에서 결정 모수 l, n, 그리고 m의 값을 설정하는 것이다.

<식 Ⅱ-6> $P_t(T) = \mathrm{I}(t = T)$.[27]

<식 Ⅱ-7> $x_{(t+l)} = \dfrac{N_n(L)}{D_m(L)}$.

한편, <식 Ⅱ-7>의 함수 $N_n(L)$과 $D_m(L)$은 <식 Ⅱ-8>과 같이 설정되어 있으며, 모수 l은 개입에 따른 반응의 시차, 모수 n과 함수 $N_n(L)$은 개입에 따른 초기의 예상 효과, 그리고 모수 m과 함수 $D_m(L)$은 개입에 따른 지속적인 효과의 형태를 각각 결정한다. 특히, 모수의 값이 모두 0일 경우, $(l,n,m) = (0,0,0) \Rightarrow x_t = c_0$, c_0의 크기를 갖는 개입의 파급 효과가 T 시점부터 즉각적인 개입에 의하여 작용하는 가변수를 설정하는 것과 동일한 효과를 갖는다. 반면, $(l,n,m) = (1,0,0)$의 경우에는 $x_{t+1} = c_0$로서, c_0 크기의 파급 효과가 $(T+1)$ 시점부터 작용

의 값을 갖는 반면, 사건 A가 사실이 아닐 경우에는 $\mathrm{I}(A)$는 0의 값을 갖는다. 따라서 계단 함수 $S_t(T) = \mathrm{I}(t \geq T)$는 T 시점 이후의 기간에 대하여 1의 값을 갖는 반면, 그 이전의 기간에 대해서는 0의 값을 갖는다.

26) 한편, 파동 함수와 계단 함수는 $P_t(T) = S_t(T) - S_{t-1}(T) = (1-L)S_t(T)$의 관계를 갖고 있으므로, 계단 함수를 차분(difference)하여 파동 함수를 산출할 수 있다. 또한, $S_t(T) = \dfrac{P_t(T)}{(1-L)}$의 관계를 이용하여 계단 함수는 파동 함수와 시차 함수의 비율로서 산출할 수 있다. 따라서 개입 모형은 기본적으로 파동 함수와 계단 함수 중에서 어느 한 가지 함수만을 적용하여도 동일한 결과를 얻을 수 있다.(Wei, *Time Series Analysis: Univariate and Multivariate Methods*, 185쪽, 1990)

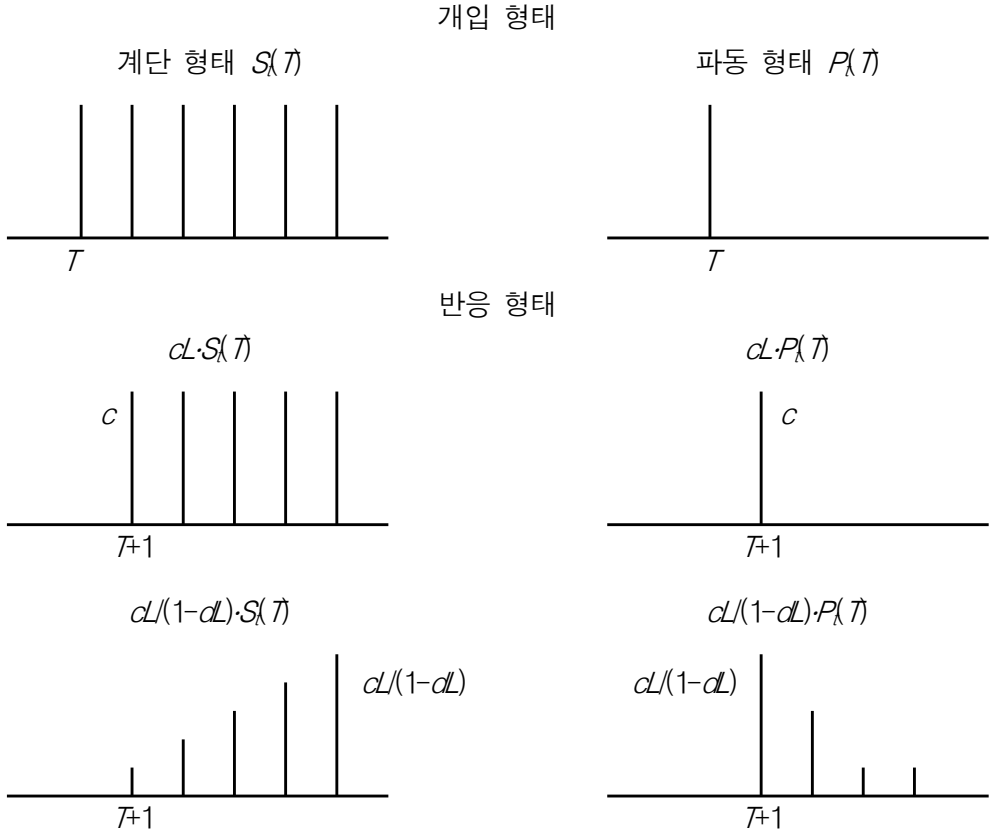
27) 계단 함수와는 달리 파동 함수는 T 시점에서만 1의 값을 갖고, 그 외의 시점에서는 0의 값을 갖는 함수 형태를 뜻한다.

하는 것을 의미한다. 계단 또는 파동 함수 형태의 개입에 따른 다양한 반응 함수의 예는 <그림 Ⅱ-2>와 같다.

<식 Ⅱ-8> $N_n(L) = c_0 - c_1L - c_2L^2 - \cdots - c_nL^n$

$D_m(L) = 1 - d_1L - d_2L^2 - \cdots - d_mL^m$

<그림 Ⅱ-2> **계단 또는 파동 형태의 개입에 따른 반응 함수의 예**



Ⅲ. ARIMA 모형의 추정 및 예측 결과

1. 분석 시계열의 추이 및 특성

본 연구의 분석 대상이 되는 시계열 자료는 대한건설협회에서 일반 건설업체를 대상으로 매월 조사·집계하여 발표하는 국내 건설공사의 계약실적이다. 대한건설협회는 1975년부터 국내 건설공사의 계약실적을 월별로 발표하고 있으며, 국내 건설공사의 계약실적은 공사 종류별 및 발주 부문별로 구분된다. 공사 종류별 건설공사는 건축공사와 토목공사로 구분되며, 건축공사는 다시 주거용 건축공사와 비주거용 건축공사로 세분되고,[28] 발주 부문별 건설공사는 민간공사와 공공공사로 구분된다. 따라서 본 연구의 분석 대상이 되는 시계열 자료의 분석 기간은 전체 건설공사, 토목 및 건축 등의 공사 종류별 건설공사, 그리고 공공 및 민간 등의 발주 부문별 건설공사의 계약실적은 1975년 1/4분기부터 1998년 4/4분기에 이르는 24년의 기간으로, 총 96분기이다. 그리고, 주거용 및 비주거용 등의 세분 공사 종류별 건축공사의 계약실적은 1978년 1/4분기부터 1998년 4/4분기에 이르는 21년의 기간으로, 총 84분기이다.

ARIMA 기법을 적용하여 국내 건설공사의 계약실적에 대한 예측 모형을 설정하기 이전에 분석 대상의 기간에서 개별 시계열의 특징을 살펴보면 다음과 같다. 먼저, 전체 건설공사 계약실적의 원시계열을 그림으로 나타나면 <그림 Ⅲ-1>과 같다. 우선 그림에서 알 수 있듯이 전체 건설공사의 계약실적은 1989~90년의 기간 동안에 급격하게 상승하는 모습을 보이고 있다. 이는 당시 정부가 추진하였던 주택 200만호 건설 정책의 영향에 기인하고 있는데,[29] 여기에서 주목할 점은

---

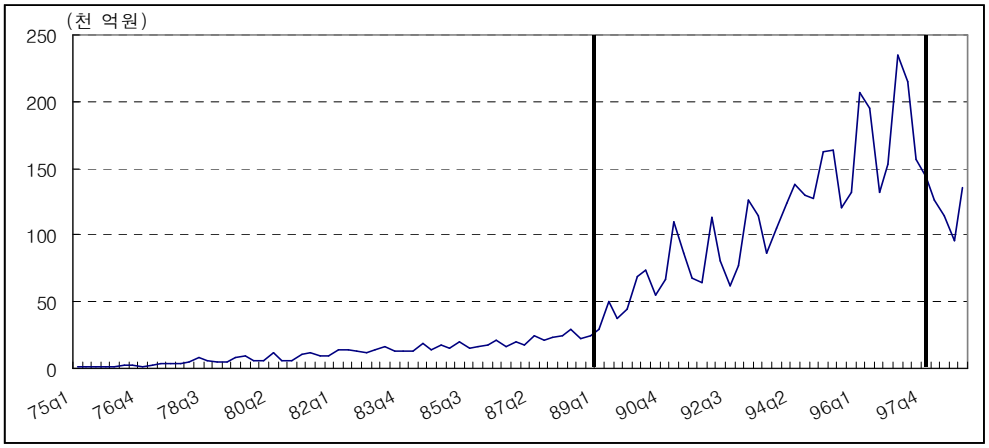
28) 건축공사의 계약실적은 주거용 건축공사와 비주거용 건축공사의 계약실적으로 구분된다. 대한건설협회는 전체 건축공사의 계약실적 자료는 1975년 1월부터 집계·발표하고 있으나, 주거용과 비주거용으로 세분된 자료는 1978년 1월부터 집계·발표하고 있다. 따라서 본 연구에서는 주거용 건축공사와 비주거용 건축공사의 계약실적은 대한건설협회에서 해당 자료가 발표되기 시작한 1978년 1/4분기부터를 분석 대상의 기간으로 설정하였다.

29) 정부는 1989년 4월 27일에 주택 200만호 건설 계획을 발표하여, 주거용 건축공사의 계약실적을 비롯하여 민간공사와 전체 건설공사의 계약실적 시계열은 1989년 2/4분기

1989년 1/4분기를 기점으로 그 시점까지의 시계열과 그 이후의 시계열이 갖는 통계적인 특성이 현저하게 달라지고 있다는 점이다.

<그림 Ⅲ-1> **전체 건설공사 계약실적 추이(1975: Ⅰ ~ 1998:Ⅳ)**

단위 : 1,000억원



자료 : 대한건설협회, 「건설업통계연보」, 각년호; 「월간건설경제동향」, 각호.

<표 Ⅲ-1>에서 알 수 있듯이 1975년 1/4분기~1989년 1/4분기와 1989년 2/4분기~1997년 4/4분기의 분기별 평균 계약실적 규모는 각각 1조 1,900억원과 11조 4,900억원으로 집계되어, 무려 10배에 가까운 차이를 보이고 있다. 즉, 1989년 2/4분기를 기준하여 전체 건설공사의 계약실적이 급격하게 증가하기 시작하였고, 이로 인해 <그림 Ⅲ-1>에서와 같이 시계열이 갖는 특성의 구조적인 변화를 짐작하게 한다. 또한, 두 기간에 있어서 분기당 평균 계약실적의 표준 오차가 크게 변화하는데, 1975년 1/4분기~1989년 1/4분기의 기간 동안에는 분기별로 7,800억원의 비교적 적은 편차를 보이는 반면, 1989년 2/4분기~1997년 4/4분기의 기간 동안에는 분기별로 무려 5조 400억원의 현저하게 큰 편차를 보이고 있다. 따라서 1989년

를 기점으로 크게 증가하는 추이를 보이고 있다. 특히, 박명수(1999)의 연구 결과에 의하면, 1989년 2/4분기를 기점으로 주거용 건축공사에 단독 주택이 차지하는 비중이 빠른 속도로 감소하는 반면, 아파트가 차지하는 비중은 현저하게 증가한 것으로 나타났다. 그리고, 이러한 주거용 건축공사의 구조적인 변화로 인해 1975년 1/4분기~1989년 1/4분기의 기간과 1989년 2/4분기~1997년 4/4분기의 기간에 대하여 통계적으로 구조적인 변화가 있다는 점을 Chow 검정 방법을 적용하여 검증하였다.

2/4분기 이후에는 전체 건설공사 계약실적의 분기별 편차가 심화되어, 각 분기별로 건설공사 계약실적의 계절성이 보다 현저하게 나타나고 있음을 알 수 있다.

<표 Ⅲ-1> **전체 건설공사 계약실적의 기간별 특성**

단위 : 조원, %

구분	1978: Ⅰ ~ 1989: Ⅰ	1989: Ⅱ ~ 1997: Ⅳ	1975: Ⅰ ~ 1997: Ⅳ	1998: Ⅰ ~ 1998: Ⅳ
평균	1.19	11.49	5.10	11.80(-37.0)
표준 오차	0.78	5.04	5.93	1.71

주 : ( )안은 1997년의 분기별 평균 계약실적에 대비한 1998년의 분기별 평균 계약실적의 증감률임.

자료 : 대한건설협회, 「건설업통계연보」, 각년호; 「월간건설경제동향」, 각호.

그리고, 시계열의 통계적인 분석에서 나타나는 또 다른 특징으로서 외환 위기로 촉발된 경제 침체의 영향으로 1998년 1/4분기 이후에는 전체 건설공사의 계약실적 규모가 급격하게 감소하였다는 점을 지적할 수 있다. 1998년의 분기별 평균 계약실적 규모는 11조 8,000억원으로 1989년 2/4분기 ~ 1997년 4/4분기 동안의 평균 계약실적 규모와 비슷한 수준이지만, 1997년의 분기별 평균 계약실적에 대비해서는 무려 37%나 감소하였다. 반면, 1998년의 분기별 평균 계약실적 규모의 평균 오차는 1조 7,100억원으로 분기별 편차가 그 이전의 기간에 비하여 현저하게 감소한 것을 알 수 있다.

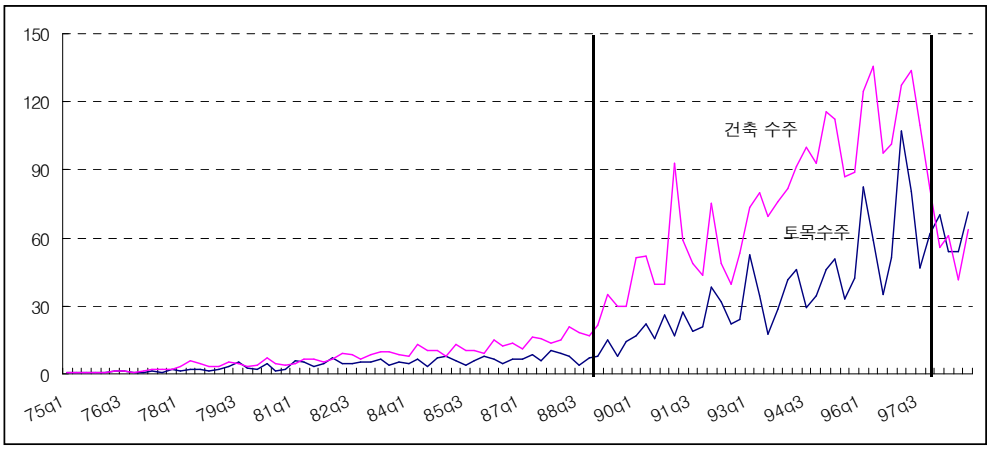
또한, 국내 건설공사의 계약실적을 공사 종류별 및 발주 부문별로 세분하여 살펴보면, 전체 건설공사의 계약실적 경우와 마찬가지로 1989년 2/4분기를 기준하여 그 이전의 기간과 그 이후의 기간에 대하여 시계열의 추이에 있어서 현저한 변화가 있었음을 쉽게 확인할 수 있다. 먼저, <그림 Ⅲ-2>에 나타난 바와 같이, 공사 종류별 건설공사 계약실적의 시계열은 건축공사 계약실적과 토목공사 계약실적이 모두 1989년 2/4분기를 기준하여 매우 큰 폭으로 증가하였다.

이와 같은 증가로 인해 <표 Ⅲ-2>에서 보는 바와 같이, 1989년 1/4분기에 이르기까지 분기당 평균 규모가 7,700억원 수준에 불과하였던 건축공사의 계약실적은 1989년 2/4분기 이후 분기당 평균 규모가 7조 7,700억원으로 무려 10배가 증가하였다. 그리고, 토목공사의 계약실적 또한 1989년 1/4분기에 이르기까지는 분기당

평균 규모가 4,200억원 수준에서 머물렀으나, 1989년 2/4분기 이후에는 분기당 평균 규모가 3조 7,100억원으로 약 9배 가까이 증가한 것으로 나타나고 있다.

<그림 Ⅲ-2> **토목공사 및 건축공사 계약실적 추이(1975: Ⅰ ~ 1998:Ⅳ)**

단위 : 1,000억원



자료 : 대한건설협회, 「건설업통계연보」, 각년호; 「월간건설경제동향」, 각호.

<표 Ⅲ-2> **공사 종류별 및 발주 부문별 건설공사 계약실적의 기간별 특성**

단위 : 조원, %

구분			1975: Ⅰ ~ 1989: Ⅰ	1989: Ⅱ ~ 1997:Ⅳ	1975: Ⅰ ~ 1997:Ⅳ	1998: Ⅰ ~ 1998:Ⅳ
공종별	건축	평균	0.77	7.77	3.43	5.56(-51.0)
		표준 오차	0.55	3.13	3.94	0.98
	토목	평균	0.42	3.71	1.67	6.23(-15.6)
		표준 오차	0.26	2.17	2.09	0.97
부문별	민간	평균	0.55	6.98	2.99	4.42(-57.5)
		표준 오차	0.45	3.14	3.69	1.12
	공공	평균	0.64	4.51	2.11	7.37(-11.4)
		표준 오차	0.38	2.18	2.33	1.29

주 : ( )안은 1997년의 분기별 평균 계약실적에 대비한 1998년의 분기별 평균 계약실적의 증가률임.

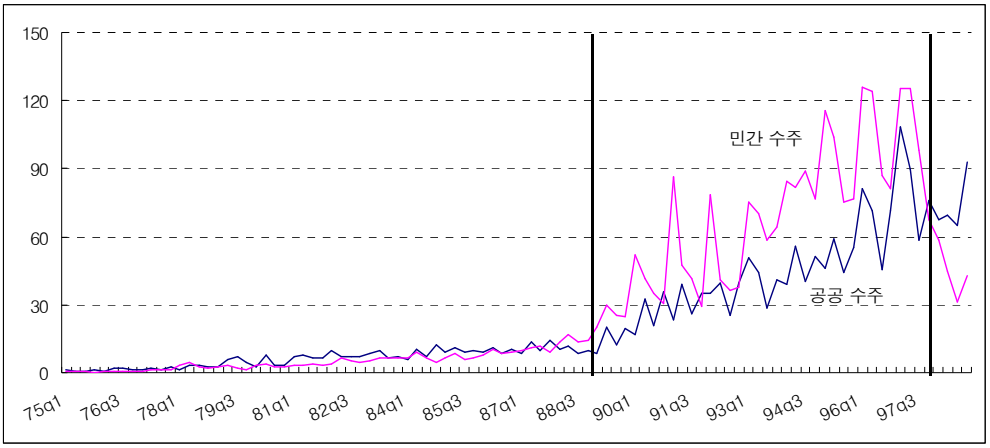
자료 : 대한건설협회, 「건설업통계연보」, 각년호; 「월간건설경제동향」, 각호.

한편, 외환 위기로 야기된 1998년의 극심한 경기 침체는 공공공사가 대부분을 차지하는 토목공사에 비하여 대부분이 민간공사인 건축공사에 절대적으로 큰 영향을 미친 것으로 나타나고 있다. 1998년 건축공사의 분기당 평균 계약실적이 5조 5,600억원으로 전년 동기의 분기당 평균 계약실적 규모에 비하여 51.0%나 감소한 반면, 토목공사의 분기당 평균 계약실적은 6조 2,300억원으로 전년 동기에 비하여 15.6% 감소하는 데 그쳤다.

국내 건설공사의 계약실적을 공공부문과 민간부문의 발주 부문별로 세분하여 개별 부문의 계약실적을 살펴보면, <그림 Ⅲ-3>에서와 같이 1989년 2/4분기 이후 계약실적이 급격하게 증가하기 시작한 것을 확인할 수 있다. 특히, 민간공사의 계약실적은 1989년 2/4분기 이전에는 분기당 평균 규모가 5,500억원 수준에 불과하였지만, 1989년 2/4분기부터는 무려 12.7배에 달하는 6조 9,800억원 수준으로 증가하여 정부가 추진한 주택 200만호 건설 이후 급속한 성장 추세을 지속적으로 유지한 것으로 나타나고 있다. 민간공사의 계약실적에 비하여 상대적으로 성장의 폭이 낮은 편이지만, 공공공사의 계약실적 규모 또한 1989년 2/4분기 이후에는 크게 증가한 것으로 나타났다. 1989년 1/4분기에 이르기까지 분기당 평균 계약실적 규모가 6,400억원에 머물렀지만, 1989년 2/4분기 이후에는 7배가 증가하여 분기당 평균 계약실적 규모가 4조 5,100억원에 이르렀다.

<그림 Ⅲ-3> **공공공사 및 민간공사 계약실적 추이(1975: Ⅰ ~ 1998:Ⅳ)**

단위 : 1,000억원



자료 : 대한건설협회, 「건설업통계연보」, 각년호; 「월간건설경제동향」, 각호.

그러나, 극심한 경기 침체를 보였던 1998년에는 민간공사와 공공공사의 계약실적 변화가 뚜렷한 대비를 이루고 있다. 1998년 공공공사의 분기당 평균 계약실적 규모는 7조 3,700억원으로 1997년의 분기당 평균 규모에 비하여 11.4%가 감소하는데 그친 반면, 민간공사의 분기당 평균 계약실적은 전년 동기에 비하여 무려 57.5%가 감소한 4조 4,200억원에 불과하였다. 결과적으로 이러한 사실은 외환 위기로 인해 민간부문의 건설공사 발주 규모가 급격하게 위축되어 전체 건설 경기를 악화시키는 요인으로 작용하였다는 것을 보여주고 있다.

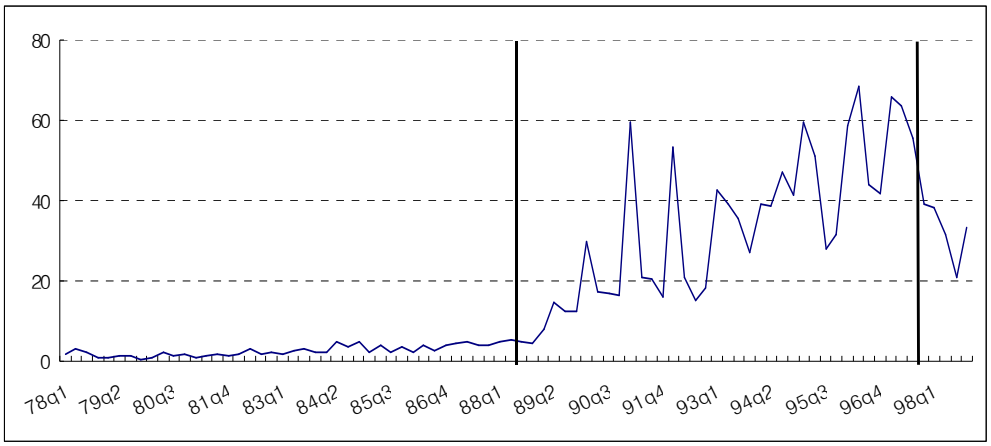
이상에서 살펴 본 바와 같이, 시계열 측면에서 공사 종류별 및 발주 부문별 건설공사 계약실적 변화의 특징을 정리하여 보면 다음과 같다. 첫째, 1989년 2/4분기부터 시작된 주택 200만호 건설 정책은 공사 종류별뿐만 아니라 발주 부문별로도 국내 건설공사 계약실적 시계열의 구조적인 변화를 야기할 정도로 커다란 영향을 미친 것으로 나타나고 있다. 둘째, 공사 종류별로 건축공사와 토목공사를 세분하여 살펴보면, 1989년을 기준으로 토목공사 계약실적에 비하여 건축공사 계약실적의 시계열 변화가 현저하게 크게 나타나고 있다. 셋째, 1989년 이후 공공공사 계약실적에 비하여 민간공사 계약실적의 시계열 변화가 매우 급속하게 이루어진 것으로 나타나고 있다. 넷째, 외환 위기의 여파가 토목공사 중심의 공공 부문에 비하여 건축공사 중심의 민간 부문에 절대적으로 지대한 영향을 미친 것으로 나타나, 토목공사와 공공공사의 계약실적이 상대적으로 침체의 정도가 낮게 나타나고 있다.

한편, 건축공사 계약실적을 주거용과 비주거용의 세분 공사 종류별로 구분하여 살펴보면 <그림 Ⅲ-4>와 <그림 Ⅲ-5>에서와 같이 두 시계열 사이에 현저한 차이점을 발견할 수 있다. 먼저, 주거용 건축공사 계약실적의 경우, 1989년 이후에 진행된 주택 200만호 건설 정책 등과 같이 주택 보급 확대 정책이 지속되면서 시계열의 성장 패턴이 1989년 이전과는 현저하게 달라지고 있는 것을 발견할 수 있다. 즉, 1989년 이후 건축공사 계약실적 시계열의 기울기가 급격하게 상승하고 있으며, 분기별 진폭 또한 매우 크게 나타나고 있다. 그리고, <표 Ⅲ-3>에 나타난 것과 같이 주거용 건축공사 계약실적은 1989년 2/4분기 이전에 분기당 평균 규모

가 2,900억원 수준에 불과하였지만, 1989년 2/4분기 이후에는 분기당 평균 규모가 3조 6,100억원으로 무려 12.5배에 가까이 증가한 것을 알 수 있다. 이러한 사실은 1989년 이후 주택 건설이 급격하게 증가하면서 주거용 건축공사 계약실적의 시계열이 구조적인 변화를 겪었다는 것을 시사하고 있다.

<그림 Ⅲ-4> **주거용 건축공사 계약실적 추이(1978: Ⅰ ~ 1998:Ⅳ)**

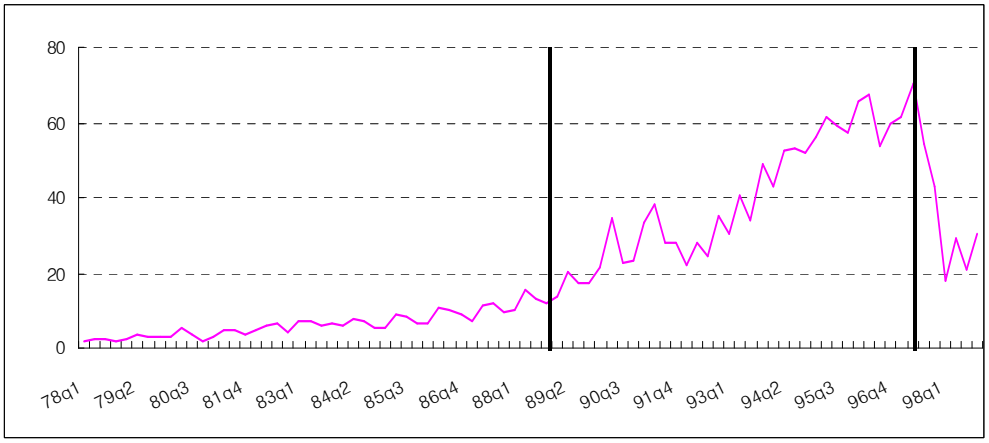
단위 : 1,000억원



자료 : 대한건설협회, 「건설업통계연보」, 각년호; 「월간건설경제동향」, 각호.

<그림 Ⅲ-5> **비주거용 건축공사 계약실적 추이(1978: Ⅰ ~ 1998:Ⅳ)**

단위 : 1,000억원



자료 : 대한건설협회, 「건설업통계연보」, 각년호; 「월간건설경제동향」, 각호.

<표 Ⅲ-3> **주거용 및 비주거용 건축공사 계약실적의 기간별 특성**

단위 : 조원, %

구분		1978: Ⅰ ~ 1989: Ⅰ	1989: Ⅱ ~ 1997: Ⅳ	1975: Ⅰ ~ 1997: Ⅳ	1998: Ⅰ ~ 1998: Ⅳ
주거용	평균	0.29	3.61	1.74	3.06(-44.9)
	표준 오차	0.16	1.74	2.02	0.73
비주거용	평균	0.65	4.17	2.19	2.47(-56.9)
	표준 오차	0.35	1.63	2.07	0.63

주 : ( )안은 1997년의 분기별 평균 계약실적에 대비한 1998년의 분기별 평균 계약실적의 증가률임.

자료 : 대한건설협회, 「건설업통계연보」, 각년호; 「월간건설경제동향」, 각호.

반면, 비주거용 건축공사 계약실적은 <그림 Ⅲ-5>에 나타난 것과 같이, 1989년을 기준으로 전후의 시계열에 특징적인 큰 변화가 발견되지 않는다. 1989년을 기준하여 그 이전 기간과 그 이후 기간의 분기당 평균 계약실적 규모를 살펴보면 각각 6,500억원과 4조 1,700억원으로 6.4배 정도 증가한 데 그치고 있다. 그리고, 비거주용 건축공사의 계약실적은 분기별뿐만 아니라 연도별로도 커다란 진폭이 없이 비교적 안정적인 성장 추세가 유지되는 특징을 나타내고 있다.

그러나, 주거용 및 비주거용 건축공사의 계약실적은 외환 위기의 충격이 가장 큰 것으로 나타나고 있다. 1998년 주거용과 비주거용 건축공사의 분기당 평균 계약실적 규모는 각각 3조 600억원과 2조 4,700억원으로 집계되어, 1997년의 분기당 평균 계약실적 규모에 비하여 각각 44.9%와 56.9%가 감소하였다.

2. ARIMA 모형의 설정 및 추정 결과

(1) 모형 설정 및 추정의 기본 전제

본 절에서는 국내 건설공사의 계약실적에 대한 ARIMA 모형을 설정하고자 한다. 즉, 전체 건설공사, 공공 및 민간공사, 토목 및 건축공사, 그리고 주거용 및 비

주거용 건축공사의 계약실적 등 7개의 시계열에 대하여 개별 시계열의 특성을 반영하는 ARIMA 모형을 설정하였다. 시계열 모형은 Box-Jenkins type의 ARIMA 모형으로써 기본적으로 <식 Ⅲ-1>과 같은 가장 일반적인 형태의 추정식으로 나타낼 수 있다.[30]

<식 Ⅲ-1> $A_p(L)(1-L)^d x_t = B_q(L)\varepsilon_t$

위의 식에서와 같이 특정 시계열에 대한 ARIMA 모형은 결정 모수 (p,d,q)에 의하여 규정된다. 따라서 본 절에서는 개별 시계열에 대한 ARIMA 모형의 식별 과정을 통하여 모형의 결정 모수인 (p,d,q)를 선정하고,[31] 이를 바탕으로 설정된

30) <식 Ⅲ-1>은 제2장의 <식 Ⅱ-1>과 같은 식으로, <식 Ⅲ-1>을 구성하고 있는 부분에 대한 설명은 제2장 제1절의 해당 부분을 참조하기 바란다.

31) X-11 ARIMA를 통하여 계절 조정을 실시하고, 자연 대수의 함수를 이용하여 전환된 개별 계약실적 자료에 대한 시계열 모형을 식별하기 위하여, 먼저 개별 시계열의 수준(level) 변수, 1차 차분(first-order differenced) 변수, 그리고 2차 차분(second-order differenced) 변수에 대한 자기상관함수(ACF)와 편자기상관함수(PACF)를 부록의 <그림 A-1>에서 <그림 A-7>에서와 같이 산출하였다. 개별 시계열 자료에 대한 ACF와 PACF의 형태에서 공통적으로 나타나는 현상으로서, 다음 두 가지를 지적할 수 있다. 첫째, 수준 변수의 경우, ACF는 매우 늦게 감소하는 반면, PACF는 1차의 시차에서 매우 큰 값을 갖고 있다. 둘째, 2차 차분 변수의 경우, 1차 시차에서의 ACF와 PACF의 값이 1차 차분 변수의 1차 시차 값에 비하여 현저하게 증가하고 있다. 이러한 현상으로 인해 개별 시계열은 시계열적 불안정성이 있는 것으로 판단되어 차분이 요구되지만, 2차 차분은 과다 차분(over-difference)인 것으로 판단된다. 따라서 개별 계약실적에 대한 시계열 모형의 차분 결정 모수는 공통적으로 d=1로 설정하였다. 한편, 이와 같은 시계열의 안정성을 위한 차분 결정 모수는 시계열 분석에서 단위근 검증(unit root test)에 의해서도 확인할 수 있다. 본 연구에서는 개별 계약실적 시계열의 안정성을 검정하기 위하여, Augmented Dickey-Fuller(ADF) 검정법, Phillips-Perron(PP) 검정법, 그리고 Stock-Watson(SW) 검정법을 이용하여 단위근의 존재 여부에 대한 검정을 실시하였다. 추세항(trend term)의 포함 여부에 따라 단위근 검정을 실시하였으며, 0부터 4까지의 시차에 대하여 검정하였다. 검정 결과, 개별 계약실적 시계열에 대한 3가지 검정법의 적용이 획일적으로 동일한 검정 결과를 제시하지는 않았지만, 시차에 따른 검정 결과가 질적으로 변화가 크지 않은 것으로 나타났다. 따라서 개별 계약실적 시계열의 안정성에 대한 검정 결과는 수준 변수(level variable)에는 단위근이 존재하는 반면, 차분 변수(differenced variable)에는 단위근이 존재하지 않는 것으로 판단된다. 그리고, 이러한 검정 결과는 개별 계약실적의 수준 변수 및 차분 변수에 대한 자기상관함수 및 편자기상관함수의 형태에서 도출한 결과와 일치한다.

ARIMA 모형의 모수를 추정하고, 추정된 결과를 정리하였다. 모형의 추정 과정에서 사용된 시계열 변수들은 기본적으로 X-11 ARIMA 방식을 통하여 계절 조정을 실시하고 자연 대수를 취하여 분석에 사용하였다.

한편, ARIMA 모형을 추정하는 과정에서 본 연구는 앞에서 살펴본 개별 계약실적 시계열의 특징을 최대한 반영하도록 모형을 구성하였다. 첫째, 앞에서 살펴본 것과 같이 대부분의 시계열이 1989년 2/4분기를 기점으로 하여 추세 측면에서 급속한 변화를 보이는 것으로 나타나고 있다. 그러나, 이러한 변화를 간과하여 해당 시계열의 구조적인 변화가 발생하지 않는 것으로 가정하고 전 기간에 걸쳐 시계열 자료를 이용하여 모형을 설정하는 경우 잘못된 추정 결과를 얻게 될 가능성을 배제할 수 없다. 따라서 본 연구에서는 1989년 이후에 주택 200만호 건설 정책 등과 같은 정부의 개입에 의하여 개별 시계열의 구조적인 변화가 발생하였다는 가정에 기초하여 ARIMA 모형의 개입 분석을 병행하여 실시하였다. 그리고, 모형 추정의 결과로 이러한 개입 효과가 통계적으로 유의하게 나타나는 시계열의 경우 ARIMA-개입 모형을 기본 모형으로 설정하였다.

둘째, 1998년과 같은 외환 위기의 충격은 외부적인 사건으로서 개별 시계열에 매우 지대한 변화를 가져온 것을 앞 절에서 확인할 수 있었다. 물론 공공공사의 계약실적은 여타 시계열에 비하여 감소의 폭이 현저하게 적은 것으로 나타나고 있지만, 여타 시계열 변수들은 개입 분석을 통하여 ARIMA 모형의 설명 능력이나 예측 능력을 제고하여야 할 필요성이 매우 큰 것으로 판단된다. 따라서 개별 시계열에 대한 ARIMA 모형을 설정하는 과정에서 1998년 이후의 기간에 대하여 개별 시계열에 가변수(dummy variable)를 적용하였고, 이러한 가변수가 통계적으로 유의적인 경우에는 이를 기본 모형으로 선정하였다.

셋째, 토목과 건축의 공사 종류별 및 공공과 민간의 발주 부문별 건설공사의 계약실적에 대하여 ARIMA 모형을 추정하는 과정에서 개입 분석을 포함함에 따라 구조 식별의 어려움이 발생한다. 즉, 개입 분석이 ARIMA 모형에 포함됨으로써 자기상관함수(ACF)나 편자기상관함수(PACF)가 ARIMA 모형을 제대로 식별할 수 있는 정보를 제공하지 못하는 문제가 있다. 따라서 본 연구에서 ARIMA-개입 모형의 식별은 우선 계절성이 조정된 시계열을 자연 대수를 취하여 자기상

관함수와 편자기상관함수를 구하여 일반적인 ARIMA 모형의 식별 과정을 통하여 사전적인 정보를 확보한 후, 이를 바탕으로 모형을 추정하는 과정에서 가장 통계적으로 유의적인 모형을 선택하는 방법을 취하였다.[32]

(2) 전체 건설공사의 계약실적에 대한 모형 설정 및 추정 결과

국내의 전체 건설공사 계약실적에 대한 시계열 모형은 <표 Ⅲ-4>에서와 같이 *ARIMA*(2,1,1)-개입 모형으로 식별되었다. 모형에서 추정된 계수의 값이 모두 통계적으로 유의적일 뿐만 아니라, 전체 건설공사 계약실적의 98.6%를 설명하는 것으로 나타났다. 그리고, 1989년 2/4분기부터의 개입 효과와 1998년 1/4분기부터의 개입 효과 모두 통계적으로 유의적인 결과를 나타내고 있으며, 개입 변수에 대한 계수의 부호 또한 당초의 예상과 일치하는 결과를 보여주고 있다.

즉, 1989년 1/4분기 이후의 개입 모형에 대한 결정 모수는 $(l,n,m)=(0,0,1)$으로서 주택 200만호 건설 정책의 실시에 따른 개입 변수의 파급 효과가 1989년 2/4분기부터 나타나는 반면, 계단 함수의 증가 형태로 일정한 충격이 지속적으로 작용하는 것으로 식별되었다. 그리고, 1998년 1/4분기 이후의 개입 모형에 대한 결정 모수는 $(l,n,m)=(0,0,0)$으로서 IMF 프로그램의 실시에 따른 개입 변수의 파급 효과가 1998년 1/4분기부터 나타나며 계단 함수의 감소 형태로 일정한 충격이 지속되는 것으로 식별되었다.

---

32) 일반적으로 ARIMA-개입 모형의 식별은 시계열의 자료 수가 충분하게 확보되는 경우 ARIMA 모형의 식별 방법과 동일하게 개입 이전과 이후의 시계열에 대한 자기상관함수와 편자기상관함수를 통하여 결정하는 것으로 알려져 있다. 하지만 본 연구에서는 추정 기간이 비교적 단기임에도 불구하고 1989년과 1998년에 걸쳐 두 번의 개입 효과가 포함된 모형을 추정하게 되므로 충분한 시계열 자료의 확보가 어려운 문제로 제기된다. 따라서 예측 모형을 설정하는 구조 식별의 과정은 부록의 <그림 A-1>에서부터 <그림 A-7>에서와 같은 전체 시계열의 1차 차분 변수에 대한 자기상관함수와 편자기상관함수를 산출하여 시계열 모형을 식별하는 방법과 ARIMA 모형의 결정 모수인 (p,q)에 대한 여러 가지 조합의 차수를 변경하는 과정을 통하여 추정하는 방법을 동시에 수행하여 가장 통계적으로 유의적인 모형을 선정하는 방식을 취하였다.

<표 Ⅲ-4> **전체 건설공사 계약실적에 대한 모형 설정 및 추정 결과**

모형	추정 기준		시차 결정 기준	
	Adj-R^2	P>|Q|	AIC	SBC
ARIMA(2,1,1)-개입 모형	0.986	0.272	84.12	96.73

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. AR{1}	-0.830104930	0.122543800	-6.77394	0.00000000
2. AR{2}	-0.206852946	0.096609761	-2.14112	0.03506118
3. MA{1}	0.731308605	0.113543532	6.44078	0.00000001
4. N_CHANGE1{1}	0.257590204	0.112404960	2.29163	0.02434227
5. N_CHANGE2{0}	-0.403756717	0.158864932	-2.54151	0.01280943

주: N_CHANGE1{1}와 N_CHANGE2{0}는 각각 1989년 2/4분기 이후의 개입 효과와 1998년 1/4분기 이후의 개입 효과를 의미함.

(3) 발주 부문별 건설공사 계약실적에 대한 모형 설정 및 추정 결과

국내 건설공사의 계약실적에 대한 시계열 모형을 발주 부문별로 세분하여, 민간공사 계약실적에 대한 시계열 모형은 *ARIMA*(1,1,2)-개입 모형으로 식별되었다. 또한, <표 Ⅲ-5>에 나타난 바와 같이 추정된 계수 값에 대한 *t*-통계량이 모두 2.0 이상의 값으로 나타나 통계적으로 유의한 것으로 나타났으며, Adj-R^2 또한 0.989로서 설정된 모형의 설명력이 매우 높은 것으로 추정되었다. 그리고, 1989년 1/4분기부터의 개입 효과와 1998년 1/4분기부터의 개입 효과 또한 통계적으로 유의적인 것으로 나타나고 있으며, 추정 계수의 부호 또한 당초의 예상과 일치하고 있다.

또한, 전체 건설공사 계약실적에 대한 ARIMA-개입 모형의 설정 및 추정 결과와 마찬가지로 민간공사의 계약실적에 대한 ARIMA-개입 모형 또한 1989년 2/4분기 이후의 개입 모형이 $(l,n,m)=(0,0,1)$으로서 주택 200만호 건설 정책에 따른 개입 변수의 파급 효과가 1989년 2/4분기부터 나타나며, 계단 함수의 증가 형태로 일정한 충격이 지속적으로 작용하는 것으로 식별되었다. 그리고, 1998년 1/4분기

이후의 개입 모형 또한 $(l,n,m)=(0,0,0)$으로 식별되어, IMF 충격에 따른 개입 변수의 파급 효과가 1998년 1/4분기부터 나타나며, 계단 함수의 감소 형태로 일정한 충격이 지속되는 것으로 식별되었다.

<표 Ⅲ-5> **민간공사 계약실적에 대한 모형 설정 및 추정 결과**

모형	추정 기준		시차 결정 기준	
	Adj-R^2	P>|Q|	Akaike	Schwarz
ARIMA(1,1,2)-개입 모형	0.989	0.842	84.62	97.28

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. AR{1}	0.966977203	0.005634086	171.62981	0.00000000
2. MA{1}	-1.377167793	0.122664636	-11.22710	0.00000000
3. MA{2}	0.285852095	0.123702687	2.31080	0.02318182
4. N_CHANGE1{1}	0.289980730	0.124416818	2.33072	0.02205465
5. N_CHANGE2{0}	-0.507433791	0.181942974	-2.78897	0.00648022

주: N_CHANGE1{1}와 N_CHANGE2{0}는 각각 1989년 2/4분기 이후의 개입 효과와 1998년 1/4분기 이후의 개입효과를 의미함.

반면, <표 Ⅲ-6>에서와 같이, 공공공사 계약실적에 대한 시계열 모형은 전체 건설공사의 계약실적이나 민간공사 계약실적에 대한 시계열 모형과는 전혀 다른 형태를 보이고 있다. 즉, 전체 건설공사의 계약실적이나 민간공사 계약실적의 시계열과는 달리 1989년 이후의 개입 효과뿐만 아니라 1998년 이후의 개입 효과가 통계적으로 전혀 유의하지 않은 것으로 추정되었다.

이러한 사실은 앞에서 살펴본 바와 같이 공공공사 계약실적의 시계열 변화의 특성이 ARIMA 모형에 그대로 반영되고 있는 것으로 판단된다. 공공공사의 계약실적 시계열 또한 1989년 이후 전체적으로 규모가 크게 증가였으나, 그 변화의 정도가 민간공사 계약실적에 비하여 상대적으로 작은 것으로 나타났으며, 시계열 추세의 기울기 또한 크게 변화하지 않았다. 또한, IMF 사태 이후에도 다른 부문의 계약실적에 비하여 감소의 폭이 절대적으로 작은 것으로 나타났다.

<표 Ⅲ-6>　　공공공사 계약실적에 대한 모형의 설정 및 추정 결과

모형	추정 기준		시차 결정 기준	
	Adj-R^2	P>|Q|	AIC	SBC
ARIMA(2,1,3) 모형	0.974	0.221	125.19	137.86

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. AR{1}	-1.232289830	0.017972539	-68.56515	0.00000000
2. AR{2}	-0.748528509	0.015407767	-48.58124	0.00000000
3. MA{1}	1.196438247	0.116041745	10.31041	0.00000000
4. MA{2}	0.586413460	0.168643005	3.47725	0.00078935
5. MA{3}	-0.476822561	0.136062380	-3.50444	0.00072192

즉, 공공공사의 특성상 건축공사에 비하여 토목공사의 비중이 압도적으로 높고, 수요 변화에 의해서 공급이 영향을 받기보다는 SOC 부문에 대한 정부 정책의 결정에 의해서 지속적으로 추진되는 사업이 대부분을 차지하고 있기 때문에 외부적인 충격에 대하여 비교적 안정적인 시계열이 유지되는 것으로 해석할 수 있다. 따라서 공공공사 계약실적에 대한 시계열 모형은 주택 200만호 건설 정책이나 IMF 충격 등의 개입 변수가 포함되지 않은 *ARIMA*(2,1,3) 모형으로 식별되었다. 그리고, <표 Ⅲ-6>에서와 같이, 모형 내의 모든 계수 값에 대한 *t*-통계량이 매우 높게 나타나고, Adj-R^2 또한 0.974로서 모형의 설명력이 매우 높은 것으로 나타나고 있다.

(4) 공사 종류별 건설공사 계약실적에 대한 모형 설정 및 추정 결과

국내 건설공사의 계약실적에 대한 시계열 모형을 공사 종류별로 세분하여, 건축공사 계약실적에 대한 시계열 모형은 *ARIMA*(2,1,3)-개입 모형으로 식별되었다. 그러나, 당초의 예상과는 달리, 건축공사 계약실적의 시계열은 1989년의 개입 효과는 유의적이지 않은 반면, 1998년의 개입 효과만이 유의적인 것으로 나타났다. 건축공사의 상당 부분이 민간부문에 의해서 발주되고 있다는 점에서 1989년

의 개입 변수에 대한 계수 값이 유의적이지 않은 것으로 추정된 것은 다소 의외의 결과인 것으로 해석될 수 있다.

그러나, 건축공사를 주거용과 비주거용으로 세분하여 볼 때 주거용 건축공사의 계약실적은 주택 200만호 건설 정책으로 인해 1989년 이후 급격한 변화를 겪은 반면, 비주거용 건축공사의 계약실적은 상대적으로 안정적인 시계열이 유지되었다. 또한, 건축공사의 50% 정도가 비주거용 건축공사라는 점을 감안하면 이와 같은 모형의 추정 결과가 시계열의 특성를 제대로 반영하고 있다고 판단된다. 그리고, 1998년의 건축공사 계약실적이 주거용과 비주거용 모두에 있어서 50% 내외의 감소 폭을 기록하였다는 점에서 1998년 개입 변수에 대한 계수의 값이 유의적인 것은 모형의 설정 과정이 시계열의 특성을 정확하게 반영하고 있다는 것을 나타내고 있다.

건축공사 계약실적에 대한 시계열 모형의 추정 결과는 <표 Ⅲ-7>에서 처럼 모형 내의 모든 계수 값에 대한 t-통계량이 매우 높게 나타났다. 그리고, Adj-R^2는 시계열의 98.7% 정도를 설명하는 것으로 나타나, 모형의 설명력 또한 매우 높은 것으로 판단된다.

<표 Ⅲ-7> **건축공사 계약실적에 대한 모형의 설정 및 추정 결과**

모형	추정 기준		시차 결정 기준	
	Adj-R^2	P>|Q|	AIC	SBS
ARIMA(2,1,3)-개입 모형	0.987	0.542	89.62	104.81

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. AR{1}	1.324901497	0.038118614	34.75734	0.00000000
2. AR{2}	-0.345422581	0.052883003	-6.53183	0.00000000
3. MA{1}	-1.838101657	0.142055880	-12.93929	0.00000000
4. MA{2}	1.045466993	0.224523230	4.65639	0.00001147
5. MA{3}	-0.269539175	0.129243501	-2.08551	0.03995199
6. N_CHANGE2{0}	-0.569618730	0.176450028	-3.22822	0.00175741

주: N_CHANGE2{0}는 1998년 1/4분기 이후의 개입 효과를 의미함.

한편, 건축공사의 계약실적을 주거용과 비주거용 건축공사 계약실적으로 세분하여 각각의 시계열에 대한 모형의 설정 및 추정 결과는 다음과 같다. 먼저, 주거용 건설공사의 계약실적은 *ARIMA*(1,1,2)-개입 모형으로 식별되었다. <표 Ⅲ-8>에서와 같이 1989년과 1998년의 개입 효과가 모두 통계적으로 유의한 것으로 나타나고 있다. 즉, 1989년부터 시작된 주택 200만호 건설을 나타내고 있는 개입 효과가 통계적인 유의성이 매우 높고, 계수 값이 큰 사실은 이 시점을 계기로 주거용 건설공사 계약실적 시계열이 급격한 구조적 변화를 겪었다는 점을 의미하고 있다. 그리고, 1998년의 외환 위기로 인한 경제적 충격을 나타내는 개입 변수 또한 *t*-통계량의 값이 -2.97로서 통계적인 유의성이 매우 높은 것으로 추정되었다.

<표 Ⅲ-8> 주거용 건축공사 계약실적에 대한 모형 설정 및 추정 결과

모형	추정 기준		시차 결정 기준	
	Adj-R^2	P>|Q|	AIC	SBC
ARIMA(1,1,2)-개입 모형	0.965	0.335	141.10	153.07

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. AR{1}	0.735067892	0.151128365	4.86386	0.00000608
2. MA{1}	-1.364183362	0.168292472	-8.10603	0.00000000
3. MA{2}	0.518239935	0.116537920	4.44696	0.00002928
4. N_CHANGE1{1}	0.897207975	0.208621930	4.30064	0.00005001
5. N_CHANGE2{0}	-0.626143348	0.210637996	-2.97260	0.00395358

주: N_CHANGE1{1}와 N_CHANGE2{0}는 각각 1989년 2/4분기 이후의 개입 효과와 1998년 1/4분기 이후의 개입 효과를 의미함.

비주거용 건축공사 계약실적에 대한 시계열 모형은 1998년의 개입 효과만이 통계적으로 유의적인 *ARIMA*(2,1,1)-개입 모형으로 식별되었다. 모형 내의 추정된 계수 값의 *t*-통계량이 모두 4.0 수준 이상인 것으로 추정되었으며, Adj-R^2 또한 97.9%로 모형의 설명력이 상당히 높은 것으로 추정되었다.

마지막으로 토목공사의 계약실적은 공공공사 계약실적과 시계열적인 특성 측면에서 매우 유사한 특징을 갖고 있는 것으로 추정되었다. 즉, 모형의 설정 과정에

서 주택 200만호 건설 정책에 따른 1989년의 개입 효과와 IMF 충격에 따른 1998년의 개입 효과에 대한 추정 계수의 통계량 값이 유의적이지 않은 것으로 나타났으며, 최종적으로 선정된 모형은 *ARIMA*(2,1,1)으로 식별되었다.

<표 Ⅲ-9> **비주거용 건축공사 계약실적에 대한 모형의 설정 및 추정 결과**

모형	추정 기준		시차 결정 기준	
	Adj-R^2	P>|Q|	AIC	SBC
ARIMA(2,1,1)-개입 모형	0.979	0.303	49.65	59.23

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. AR{1}	0.552726686	0.067693217	8.16517	0.00000000
2. AR{2}	0.380004665	0.097286212	3.90605	0.00020001
3. MA{1}	-1.113886794	0.061791966	-18.02640	0.00000000
4. N_CHANGE2{0}	-0.856111413	0.156529986	-5.46931	0.00000054

주: N_CHANGE2{0}는 1998년 1/4분기 이후의 개입 효과를 의미함.

특히, 시계열 모형의 추정 결과로 개입 변수의 계수 값이 통계적으로 유의하지 않다는 것은 두 기간에 걸쳐 나타난 정부 개입의 효과나 IMF의 외부적인 경제적 충격이 토목공사 계약실적의 시계열 구조를 통계적인 의미에서 크게 변화시키지 않았다는 것을 의미한다. 그리고, 토목공사의 90% 이상이 공공부문에서 발주한 건설공사이기 때문에 토목공사의 계약실적이 급격한 변동을 보이지 않았다는 추정 결과는 앞에서 설정된 공공공사 계약실적에 대한 시계열 모형의 설정이 상당히 정확하였다는 것을 간접적으로 확인해 주는 것이라 할 수 있다.

한편, <표 Ⅲ-10>에서와 같이 다른 시계열 자료에 대하여 설정된 ARIMA 모형에 비하여 토목공사 계약실적에 대한 시계열 모형의 Adj-R^2가 0.958로 나타나, 해당 시계열 모형의 설명력이 여타 모형의 설명력에 비하여 다소 낮은 것으로 나타나고 있다. 그러나, 모형 내의 모든 계수 값에 대한 t-통계량이 매우 유의적인 것으로 나타났다.

<표 Ⅲ-10> **토목공사 계약실적에 대한 모형의 설정 및 추정 결과**

모형	추정 기준		시차 결정 기준	
	Adj-R^2	P>|Q|	AIC	SBC
ARIMA(2,1,3) 모형	0.958	0.138	184.77	192.37

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. AR{1}	-0.919794590	0.210110411	-4.37767	0.00003227
2. AR{2}	-0.413830720	0.094784087	-4.36604	0.00003372
3. MA{1}	0.539212614	0.233633462	2.30794	0.02329466

(5) 개입 분석의 결과에 대한 종합 분석

개입 분석을 추가적으로 실시한 Box-Jenkins ARIMA 모형의 설정 및 추정 과정을 통하여 주택 200만호 건설 정책과 IMF 구조조정 프로그램의 실시가 전체 건설공사, 그리고 발주 부문별 및 공사 종류별 건설공사의 계약실적에 미치는 영향은 <표 Ⅲ-11>과 같다.

<표 Ⅲ-11> **개별 계약실적에 대한 ARIMA 모형의 개입 분석 결과**

구분	개입 변수의 유의성 여부	
	주택 200만호 건설	IMF 구조조정 프로그램
전체 건설공사 계약실적	유의적	유의적
공공공사 계약실적	비유의적	비유의적
민간공사 계약실적	유의적	유의적
토목공사 계약실적	비유의적	비유의적
건축공사 계약실적	비유의적	유의적
주거용 건축공사 계약실적	유의적	유의적
비주거용 건축공사 계약실적	비유의적	유의적

주 : 개별 계약실적에 대한 ARIMA 모형의 개입 변수 유의도 검증은 0.05%의 유의 수준임.

먼저, 주택 200만호 건설 정책에 대한 개입 분석의 실시는 해당 정책의 파급 효과가 직접적으로 영향을 미친 전체 건설공사와 민간공사 및 주거용 건축공사의 계약실적에 대해서는 유의적인 반면, 공공공사, 토목공사, 건축공사, 그리고 비주거용 건축공사의 계약실적에 대해서는 유의적이지 않은 것으로 나타났다. 그리고, IMF 구조조정 프로그램의 실시에 따른 파급 효과는 전년 동기에 비하여 상대적으로 감소의 폭이 적었던 공공공사와 토목공사의 계약실적에 대해서는 유의적이지 않은 반면, 큰 폭으로 감소한 전체 건설공사, 민간공사, 건축공사, 그리고 주거용 및 비주거용 건축공사의 계약실적에 대해서는 유의적인 것으로 나타났다.

이와 같은 분석 결과를 보다 명확하게 이해하기 위하여 개별 건설공사의 1989년과 1998년 계약실적의 전년 동기 대비 증감률을 살펴보면, <표 Ⅲ-12>와 같다. 먼저, 주택 200만호 건설 정책이 실시된 1989년의 경우, 개별 건설공사 계약실적은 전년 동기에 비하여 크게 증가하는 것으로 나타났다. 그러나, 공공공사와 토목공사, 그리고 비주거용 건축공사 계약실적의 증가율은 60% 미만인 반면, 전체 건설공사를 비롯하여 민간공사, 건축공사, 그리고 주거용 건축공사 계약실적의 증가율은 60%를 상회하고 있으며, 특히 주거용 건축공사 계약실적의 증가율은 무려 137.4%에 달한 것으로 나타났다.

<표 Ⅲ-12> **1989년과 1998년의 개별 건설공사 계약실적 증감률**

단위 : %(전년 동기 대비)

구분	1989년	1998년
전체 건설공사 계약실적	62.4	-37.0
공공공사 계약실적	50.1	-11.4
민간공사 계약실적	70.9	-57.5
토목공사 계약실적	57.8	-15.6
건축공사 계약실적	64.2	-51.0
주거용 건축공사 계약실적	137.4	-44.9
비주거용 건축공사 계약실적	35.3	-56.9

자료 : 대한건설협회, 「건설업통계연보」, 각년호; 「월간건설경제동향」, 각호.

다음으로 IMF 구조조정 프로그램이 본격적으로 실시된 1998년의 경우, 공공공사와 토목공사 계약실적의 감소율은 16% 미만인 반면, 전체 건설공사를 비롯하여 민간공사, 건축공사, 그리고 주거용 및 비주거용 건축공사의 계약실적은 전년 동기에 비하여 무려 37.0~57.5%에 이를 정도로 크게 감소하였다. 따라서 1989년부터 추진된 주택 200만호 건설 정책과 1998년부터 실시된 IMF 구조조정 프로그램에 의한 개입 분석의 결과는 개별 건설공사의 계약실적에 대한 ARIMA 모형의 설정이 어느 정도 현실과 부합하는 것으로 판단된다.[33]

한편, IMF 충격으로 인해 1998년 이후의 개입 변수가 유의적인 t-통계량을 갖는 것으로 추정된 개별 건설공사의 계약실적에 대하여 IMF의 파급 효과를 보다 명확하게 살펴보기 위하여, 수준 변수에 대한 제2장의 절차에 따라 *SARIMA*-개입 모형을 적용하였다. 즉, *X*-11 *ARIMA* 기법에 의하여 계절 조정이 적용되지 않은 전체 건설공사, 민간공사, 건축공사, 주거용 및 비주거용 건축공사 계약실적의 수준(level) 변수 시계열에 대하여 *SARIMA*$(p,d,q)(P,D,Q)(s)$-개입 모형을 추정하여, 1998년 이후의 개입 변수가 갖는 계수 값을 <표 Ⅲ-13>에서와 같이 산출하였다.[34]

---

33) 개별 건설공사의 계약실적에 대한 시계열 모형의 개입 분석 결과와 전년 동기에 대비한 증감률의 비교를 통하여 유일하게 예외적인 결과는 주택 200만호 건설 정책이 건축공사의 계약실적에 미친 파급 효과의 경우이다. 1989년의 경우, 건축공사 계약실적의 증가율이 전년 동기에 비하여 무려 64.2%에 달했으나, 시계열 모형의 설정 및 추정 과정에서 개입 변수가 통계적으로 유의적이지 않은 것으로 나타났다.

34) 1998년 이후의 개입 변수가 유의적인 계약실적 시계열에 대한 *SARIMA*-개입 모형의 적용에 있어서, 모든 시계열 자료가 불안정적인 것으로 나타나 1차 차분을 적용하였다. 그러나, 당초의 예상과는 달리 민간공사 계약실적과 주거용 건축공사 계약실적은 계절적 불안정성이 없는 것으로 나타나, 계절적 차분을 적용하지 않았다. 이러한 현상은 분기별 시계열 자료에서 자주 나타나는 현상으로서, 시계열 자체의 불안정성을 제거하기 위한 차분을 통하여 계절적 불안전성 또한 제거될 수 있기 때문이다. 한편, 다른 계약실적에 대한 *SARIMA*-개입 모형과는 달리, 비주거용 건축공사 계약실적에 대한 *SARIMA*-개입 모형은 계절적 자기회귀(SAR)와 계절적 이동평균(SMA)이 각각 3차의 시차에서만 유의한 결과를 갖는 것으로 나타나, 함수의 형태 측면에서 다른 계약실적에 대한 *SARIMA*-개입 모형과는 전혀 다르게 나타났다.

<표 Ⅲ-13> **IMF 충격에 대한 SARIMA-개입 모형의 개입 변수 추정치**

단위 : 10억원

구분	모형	계수 값
전체 건설공사 계약실적	*SARIMA*(0,1,0)(2,1,2)(4)	-5,068.4
민간공사 계약실적	*SARIMA*(3,1,3)(1,0,2)(4)	-8,241.3
건축공사 계약실적	*SARIMA*(3,1,2)(3,1,2)(4)	-3,389.2
주거용 건축공사 계약실적	*SARIMA*(4,1,2)(2,0,3)(4)	-2,130.5
비주거용 건축공사 계약실적	*SARIMA*(0,1,0)(||3||,1,||3||)(4)	-8,086.3

일반적인 가변수(dummy variable)의 계수 값과 같이, 개입 변수의 계수 값이 갖는 의미는 개별 건설공사의 계약실적에 대하여 1998년 이후부터 작용한 IMF의 분기별 파급 효과를 뜻한다. *SARIMA*-개입 모형의 설정이 개별 시계열에 대하여 상이한 까닭에, 개별 시계열 모형이 나타내는 IMF의 파급 효과 또한 상이한 것으로 나타났다. 더욱이 민간공사가 전체 건설공사의 한 부분이고, 비주거용 건축공사는 전체 건설공사 및 건축공사의 한 부분임에도 불구하고, IMF의 파급 효과가 규모 측면에서 큰 것으로 나타나 모형 간에 있어서 IMF의 파급 효과를 추정함에 있어서 일관성이 결여된 것으로 나타났다. 이와 같이 모형 사이의 일관성이 결여되었음에도 불구하고, 수준 변수를 통하여 추정된 IMF의 부정적인 파급 효과가 민간공사와 비주거용 건축공사의 계약실적에 가장 큰 것으로 나타났으며, 전체 건설공사의 계약실적 또한 상당히 큰 영향을 받은 것으로 추정되었다.

3. ARIMA 모형의 적합성 검증

앞 절에서 설정된 시계열 모형의 적합성을 검증하기 위하여 다음과 같은 두 가지 방법을 이용하였다. 첫째 방법은 ARIMA 모형의 추정 과정에 사용된 전체 기간(1975년 1/4분기~1998년 4/4분기)을 대상으로 역사적인 시뮬레이션(historical simulation)을 통하여 실제치와 모형의 예측치를 비교하는 방법이고, 둘째 방법은 사후적인 예측(ex-post forecasting)을 실시하는 방법이다. 특히, 후자는 1975년

1/4분기부터 1995년 4/4분기까지의 자료를 이용하여 모든 ARIMA 모형을 다시 추정하고, 추정 과정에서 사용된 표본 기간 이외의 기간인 1996년 1/4분기부터 1997년 4/4분기까지의 개별 계약실적 시계열을 예측한 다음 실제치와 비교하여 전체 기간을 대상으로 설정된 모형의 적합성을 검증하는 방법이다.

먼저 설정된 모형의 예측치와 실제치를 이용하여 추정한 평균절대오차율(Mean Absolute Percent Error: MAPE)과 평균오차제곱근(Root Mean Square Percent Error: RMSE%)으로 나타낸 역사적인 시뮬레이션의 결과는 <표 Ⅲ-14>와 <그림 Ⅲ-6>과 같다. <표 Ⅲ-14>에서와 같이 개별 건설공사의 계약실적 시계열에 대한 MAPE나 RMSE%가 5% 이하의 수준으로 산출되어 개별적으로 설정된 ARIMA 모형의 안정성이 상당히 높은 것으로 판단된다.

한편, <그림 Ⅲ-6>에서와 같이, 개별 건설공사의 계약실적에 대한 ARIMA 모형의 역사적인 시뮬레이션은 설정된 모형이 개별 시계열의 움직임을 상당히 정확하게 반영하는 것으로 판단된다. 특히, 전체 건설공사 및 민간공사와 토목공사의 계약실적과 주거용 및 비주거용을 포함하여 건축공사 계약실적에 대한 시계열 모형은 원시계열의 전반적인 움직임을 반영하고 있을 뿐만 아니라 변곡점 또한 비교적 정확하게 반영하고 있다. 그러나, 공공공사 및 토목공사의 계약실적에 대한 시계열 모형을 제외하고는 대부분의 시계열 모형에 있어서 1997년 이후에는 실제치에 비하여 다소 과소 추정(under estimate)하는 것으로 나타났다.

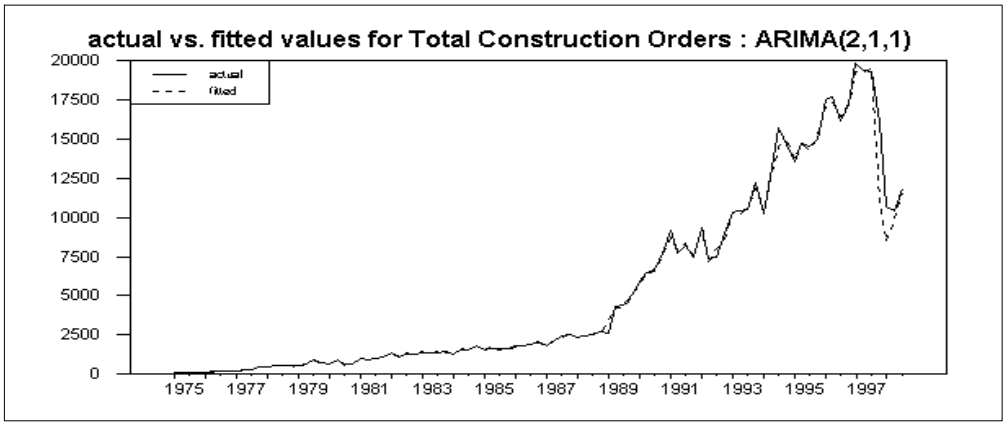
<표 Ⅲ-14> **개별 ARIMA 모형의 역사적인 시뮬레이션 결과**

변수 명	모형	예측 오차(%)	
		MAPE	RMSE%
전체 건설공사 계약실적	ARIMA(2,1,1)-개입 모형	1.52	2.22
공공공사 계약실적	ARIMA(2,1,3) 모형	2.05	2.94
민간공사 계약실적	ARIMA(1,1,2)-개입 모형	1.53	2.33
토목공사 계약실적	ARIMA(2,1,3) 모형	3.00	4.40
건축공사 계약실적	ARIMA(2,1,3)-개입모형	1.52	2.46
주거용 건축공사 계약실적	ARIMA(1,1,2)-개입 모형	2.52	3.99
비주거용 건축공사 계약실적	ARIMA(2,1,1)-개입 모형	1.21	2.03

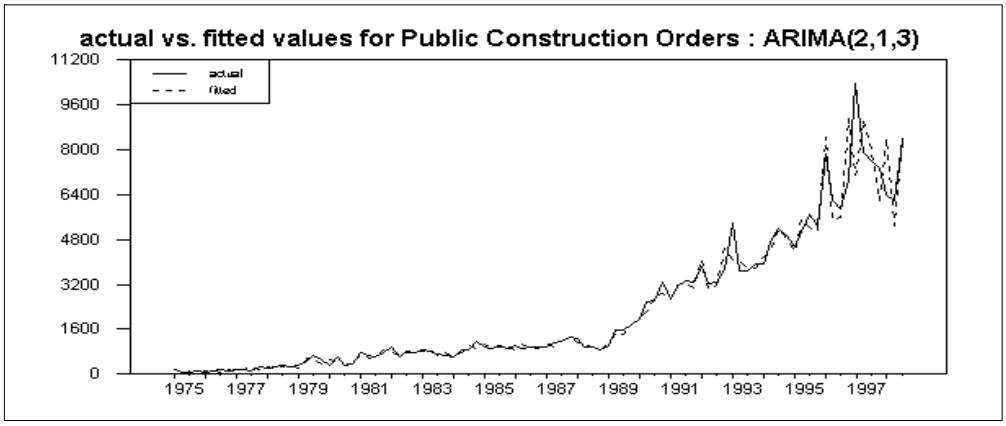
대부분의 ARIMA 모형에서 이와 같은 과소 추정의 경향이 공통적으로 나타나는 것은 기본적으로 모형의 설정 및 추정의 과정에 사용된 1975년 이후의 성장 추세에 비하여, IMF 충격이 가시화된 1998년 이후의 감소 폭이 너무나도 크기 때문인 것으로 판단된다. 더욱이 IMF 충격이 나타나기 시작한 1998년 이후의 시계열 자료는 시계열 모형의 추정 및 예측 과정에 있어서 다른 시점의 시계열 자료에 비하여 상대적으로 큰 비중을 갖게 된다. 따라서 시계열 모형의 설정 및 추정 과정을 통하여 개별 시계열 모형에 입력된 자료 생성 과정(DGP)이 과거의 추세에서 크게 일탈한 형태를 보이는 개별 시계열의 최근 경향을 제대로 반영하기에는 한계가 있는 것으로 나타났다.

<그림 Ⅲ-6> **ARIMA 모형의 역사적 시뮬레이션 결과**

(a) 전체 건설공사 계약실적

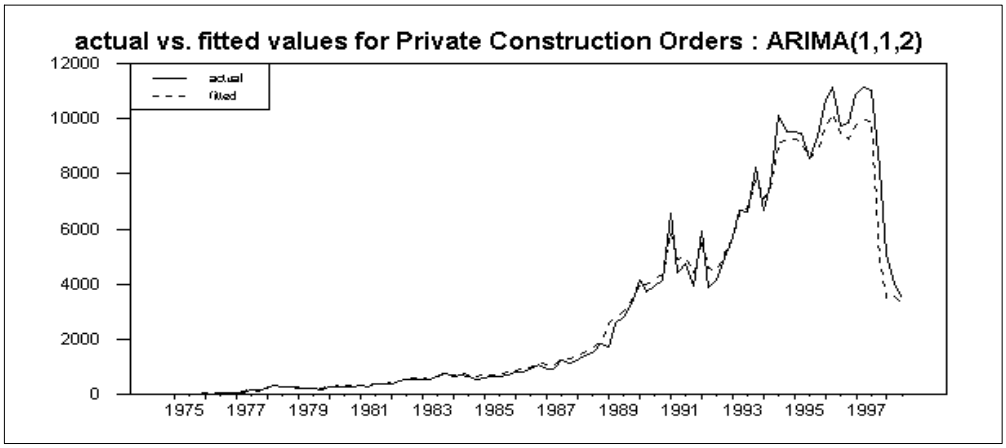


(b) 공공공사 계약실적

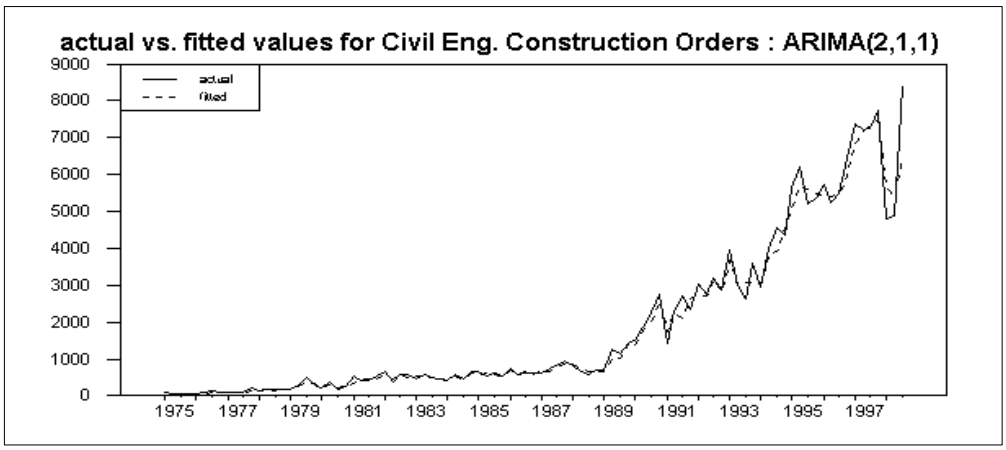


<그림 Ⅲ-6> (계속)

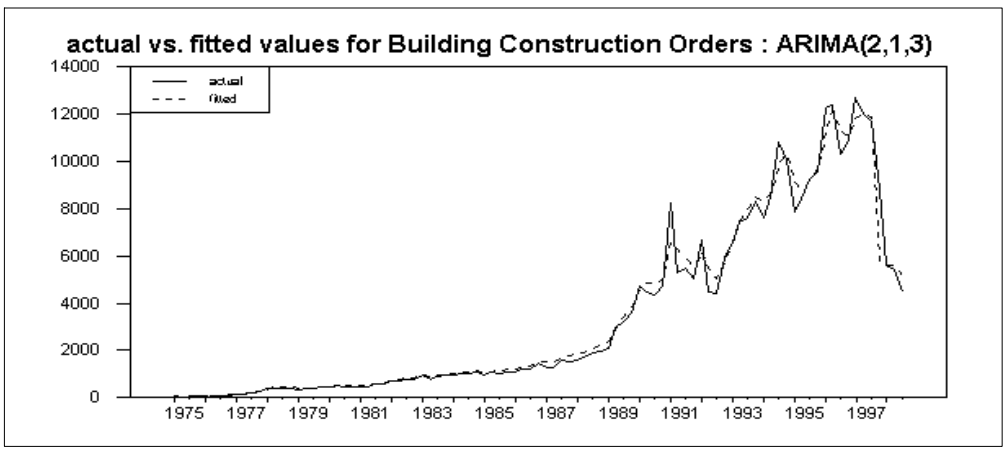
(c) 민간공사 계약실적



(d) 토목공사 계약실적

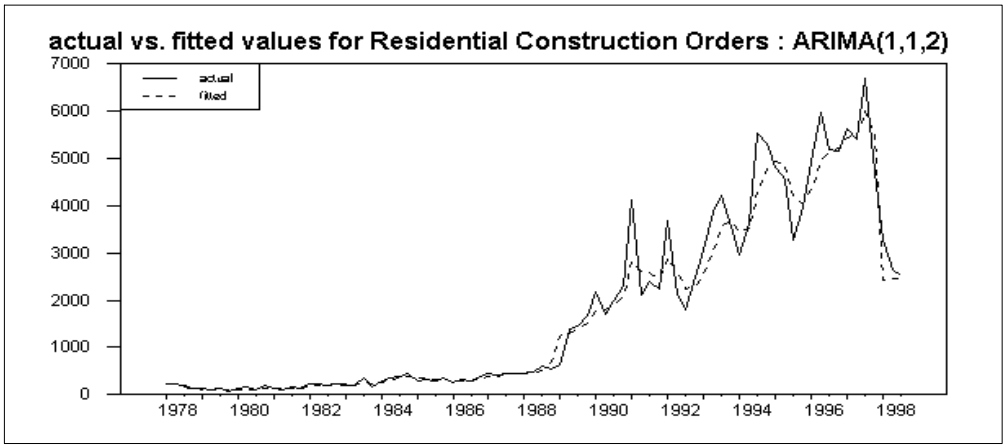


(e) 건축공사 계약실적

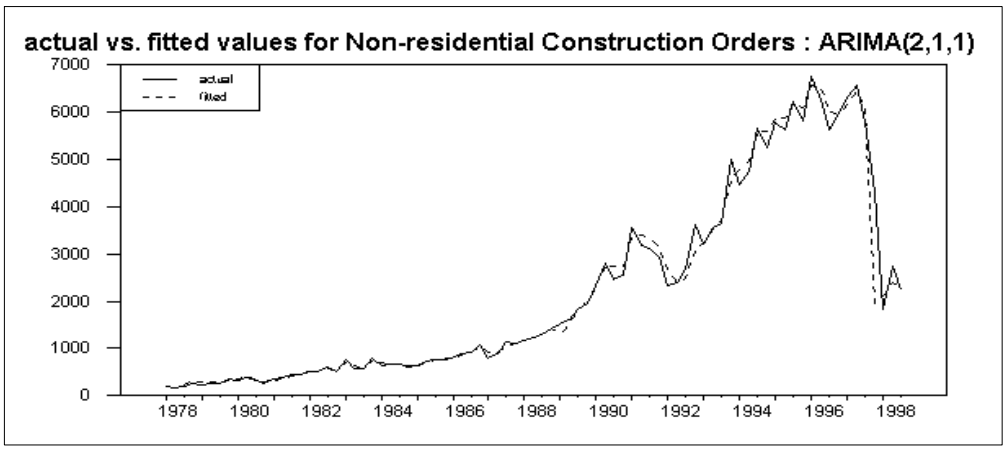


<그림 Ⅲ-6> (계속)

(f) 주거용 건축공사 계약실적



(g) 비주거용 건축공사 계약실적



다음으로 개별 계약실적 시계열에 대하여 최종적으로 선정된 ARIMA 모형의 적합성을 살펴보기 위하여 사후적인 예측(ex-post forecasting)을 실시한 이후에 Theil에 의하여 제시된 U_1-통계량을 계산한 결과가 <표 Ⅲ-15>에 나타나 있다.[35]

35) Theil(1961)이 처음으로 도입한 U-통계량은 0과 1 사이의 값을 갖지만, Granger and Newbold(1986)에 의하여 통계적인 문제점이 지적되자, Theil(1966)의 새로운 통계량이 도입되었다. 이는 U_1-통계량이라 불리며, 평균자승오차(mean square error: MSE)

<표 Ⅲ-15> **ARIMA 모형의 예측치에 대한 Theil의 U_1-통계량 변화**

시계열	U_1-통계량			
	1-step	2-step	3-step	4-step
전체 건설공사 계약실적	1.1942	0.9434	0.9324	1.0244
공공공사 계약실적	0.7541	0.9296	0.8546	1.0314
민간공사 계약실적	1.2644	1.3307	1.7650	2.6295
토목공사 계약실적	1.1997	1.0722	0.9770	1.0603
건축공사 계약실적	1.0738	1.1139	0.9900	1.1605
주거용 건축공사 계약실적	0.9553	1.1149	1.0620	1.1312
비주거용 건축공사 계약실적	1.0185	0.9563	0.9431	0.9316

개별 ARIMA 모형에 대한 예측 오차로서 산출된 MAPE와 RMSE%는 공공공사 및 토목공사, 그리고 주거용 건축공사 계약실적에 대한 ARIMA 모형이 상대적으로 큰 값을 갖는 반면, Theil의 U_1-통계량은 예측의 단위 기간이 길어짐에 따라 민간공사 계약실적에 대한 ARIMA 모형이 큰 값을 갖는 것으로 나타나 상대적으로 예측력이 떨어지는 것으로 분석된다.

반면, 민간공사 계약실적에 대한 ARIMA 모형을 제외하고는 대부분의 계약실적에 대한 ARIMA 모형에 있어서 3차의 예측 기간에 이르기까지는 U_1-통계량이 소폭으로 감소하는 경향을 보이고 있다.[36] 그러나, 4차의 예측 기간부터는 U_1-통계량이 3차의 예측 기간에 비하여 10~20% 정도 증가하는 추세를 보여 예측하고자 하는 기간이 길어짐에 따라 예측 오차가 급격하게 증가하는 것으로 나타났다.

4. ARIMA 모형의 예측 결과: 1999년 3/4분기~2000년 4/4분기

를 이용하여 다음과 같이 정의 된다. $U_1=\frac{MSE}{\sqrt{\frac{1}{T}\sum Y_t^2}}$. 한편, RATS(Regression Analysis of Time Series)에서는 이러한 U_1-통계량을 자동적으로 산출하여 준다.

36) 한편, 비주거용 건축공사의 계약실적에 대한 ARIMA 모형은 예측의 시계(time horizon)가 길어짐에 따라 U_1-통계량의 값이 점차 작아지는 경향을 보이고 있어, 다른 ARIMA 모형에 비하여 상대적으로 예측 오차가 적을 것으로 판단된다.

개별 건설공사의 계약실적에 대하여 최종적으로 선정된 ARIMA 모형을 이용하여 1999년 3/4분기~2000년 4/4분기 동안의 분기별 건설공사 계약실적을 예측한 결과는 <표 Ⅲ-16>과 <그림 Ⅲ-7>과 같다.[37] 전반적으로 1999년 3/4분기 이후의 분기별 예측 결과를 살펴보면, 전체 건설공사의 계약실적은 1999년 3/4분기에는 13조 4,200억원 수준이나 4/4분기에는 11조 4,053억원으로 감소하는 것으로 예측되었다. 2000년에는 1/4분기의 계약실적이 14조 9,613억원으로 가장 많은 반면, 2/4분기에는 13조 1,708억원으로 가장 적을 것으로 예측되었다. 그리고, 3/4분기와 4/4분기에는 각각 13조 8,607억원과 13조 8,412억원 수준으로 예측되어, ARIMA 모형에 의한 2000년 국내 건설공사의 계약실적 규모는 55조 8,340억원 수준으로 예측되었다.

예측 기간 동안의 발주 부문별 건설공사의 계약실적에 대한 예측 결과를 살펴보면, 공공 및 민간 건설공사의 계약실적 시계열이 전혀 다른 모습을 보일 것으로 예측되었다. 1999년 하반기의 경우 공공공사 계약실적은 분기별로 크게 감소하는 반면, 민간 건설공사의 계약실적은 1조원 정도 증가할 예측되었다. 2000년에는 공공 건설공사의 계약실적이 3/4분기까지 감소 추세를 보이다가 4/4분기에 증가하는 것으로 예측되었다. 이와는 달리, 민간 건설공사의 계약실적은 각 분기별로 공공 건설공사의 계약실적을 상회할 뿐만 아니라 다소 큰 폭의 변화를 보일 것으로 예측되었다.

한편, 공공 및 민간 건설공사의 2000년 계약실적 규모는 각각 24조 4,042억원과 31조 4,298억원으로 예측되어, 전체 건설공사의 계약실적에서 차지하는 비중이 각각 43.7%와 56.3%에 이를 것으로 전망되었다. 이러한 전망에 기초하여, 건설공사의 계약실적에 대한 규모 측면에서 민간 건설공사의 계약실적이 1999년 하반기부터 회복 추세를 유지할 것으로 나타났다. 따라서 ARIMA 모형에 의한 예측 결과에 의하면, 공공 건설공사에 비하여 민간 건설공사의 회복세가 현저하게 나타날 것으로 판단된다.

---

37) <표 Ⅲ-16>과 <그림 Ⅲ-7>에 제시된 예측 결과는 예측 과정에서 사용된 계절 조정 시계열을 1995~97년의 계절 조정 지수의 평균을 이용하여 원래의 시계열로 전환하여 산출하였다. 따라서 예측 결과는 경상가격을 기준한 계약실적으로 해석할 수 있다.

<표 Ⅲ-16> **ARIMA 모형의 예측 결과: 1999년 3/4분기 ~ 2000년 4/4분기**

단위 : 10억원, %

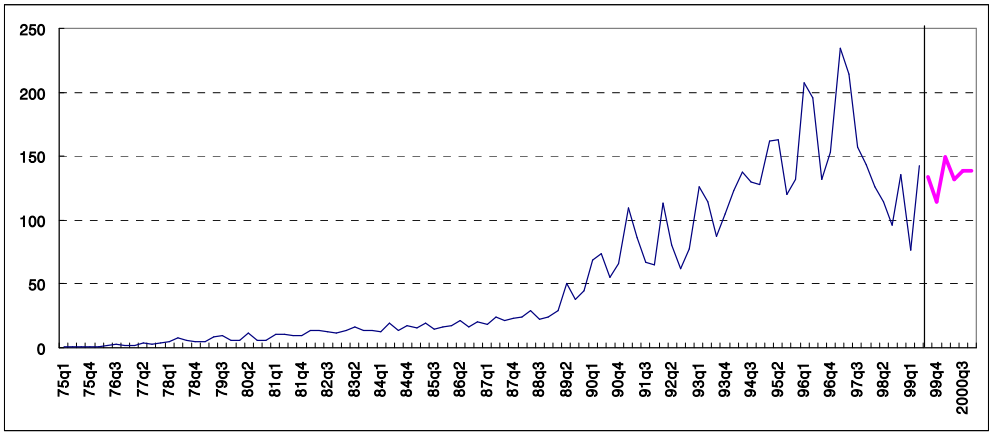
시계열	1999년		2000년			
	3/4분기	4/4분기	1/4분기	2/4분기	3/4분기	4/4분기
전체 건설공사	13,420.0 (100.0)	11,405.3 (100.0)	14,961.3 (100.0)	13,170.8 (100.0)	13,860.7 (100.0)	13,841.2 (100.0)
공공공사	7,421.3 (55.3)	4,413.9 (38.7)	7,226.3 (48.3)	5,834.7 (44.3)	5,183.9 (37.4)	6,159.3 (44.5)
민간공사	5,998.7 (44.7)	6,991.4 (61.3)	7,735.0 (51.7)	7,336.1 (55.7)	8,676.8 (62.6)	7,681.9 (55.5)
토목공사	6,280.6 (46.8)	4,242.8 (37.2)	5,924.7 (39.6)	4,794.2 (36.4)	4,712.6 (34.0)	4,664.5 (33.7)
건축공사	7,139.4 (53.2) [100.0]	7,162.5 (62.8) [100.0]	9,036.6 (60.4) [100.0]	8,376.6 (63.6) [100.0]	9,148.1 (66.0) [100.0]	9,176.7 (66.3) [100.0]
주거용	4,690.6 (35.0) [65.7]	4,748.7 (41.6) [66.3]	6,370.8 (42.6) [70.5]	6,064.7 (46.0) [72.4]	6,842.8 (49.4) [74.8]	7,020.2 (50.7) [76.5]
비주거용	2,448.8 (18.2) [34.3]	2,413.8 (21.2) [33.7]	2,665.8 (17.8) [29.5]	2,311.9 (17.6) [27.6]	2,305.3 (16.6) [25.2]	2,156.5 (15.6) [23.5]

주 : ( )안은 분기별 전체 건설공사의 계약실적에 대한 비중이고, [ ]안은 분기별 건축공사의 계약실적에 대한 비중임.

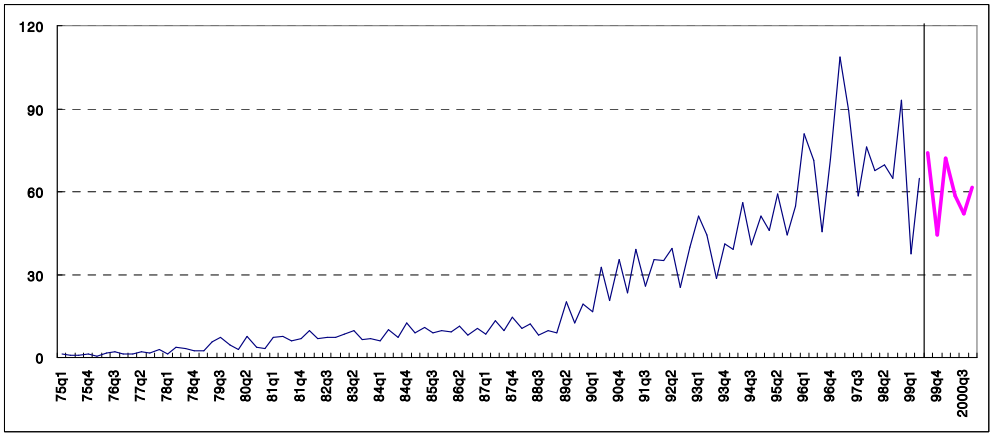
한편, 공사 종류별 건설공사의 계약실적에 대한 예측 결과를 살펴보면, 전반적인 추세 측면에서 발주 부문별 건설공사의 계약실적에 대한 예측 결과와 비슷한 경향을 보이는 것으로 나타났다. 특히, 토목공사의 계약실적은 공공공사의 계약실적과 매우 유사한 경향을 보이고, 건축공사의 계약실적은 민간공사의 계약실적과 비슷한 경향을 보일 것으로 예측되었다. 공공공사와 민간공사 중에서 토목공사와 건축공사가 차지하는 비중을 감안할 때, 이와 같은 예측 결과는 개별 건설공사의 예측 모형에 있어서 상당히 일관성이 있는 것으로 보인다.

<그림 Ⅲ-7> **ARIMA 모형의 예측 결과: 1999년 3/4분기 ~ 2000년 4/4분기**

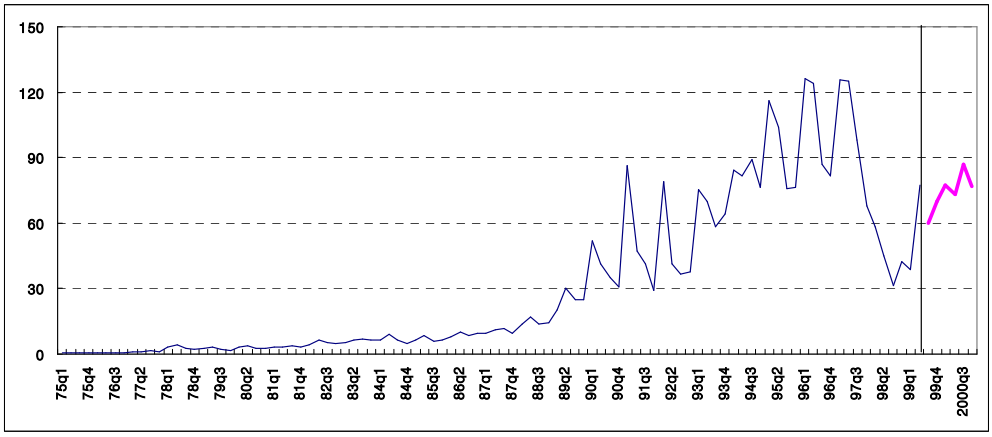
(a) 전체 건설공사 계약실적



(b) 공공공사 계약실적

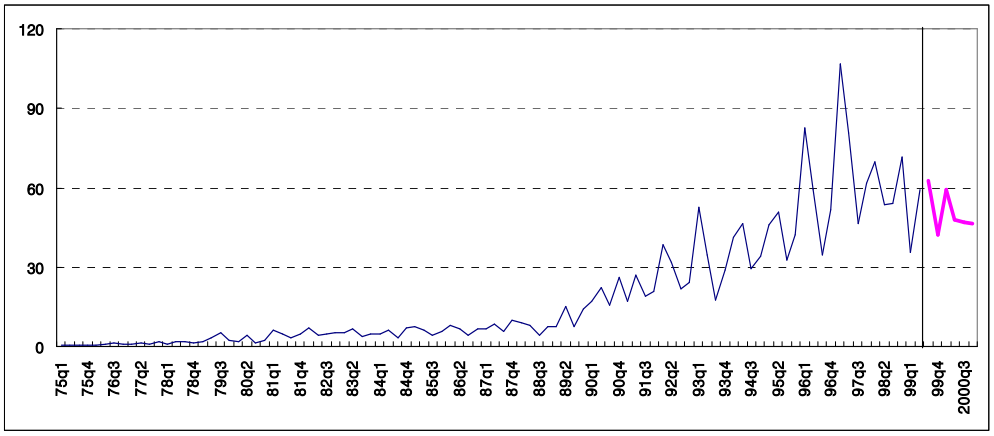


(c) 민간공사 계약실적

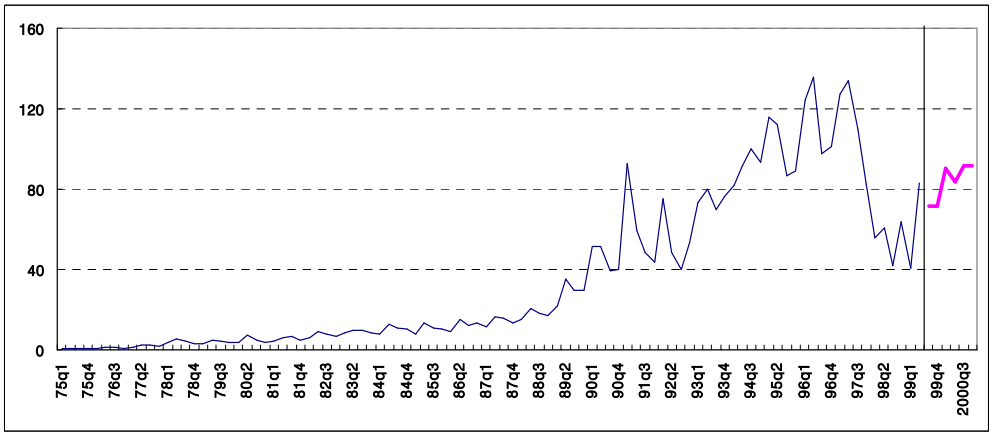


<그림 Ⅲ-7> (계속)

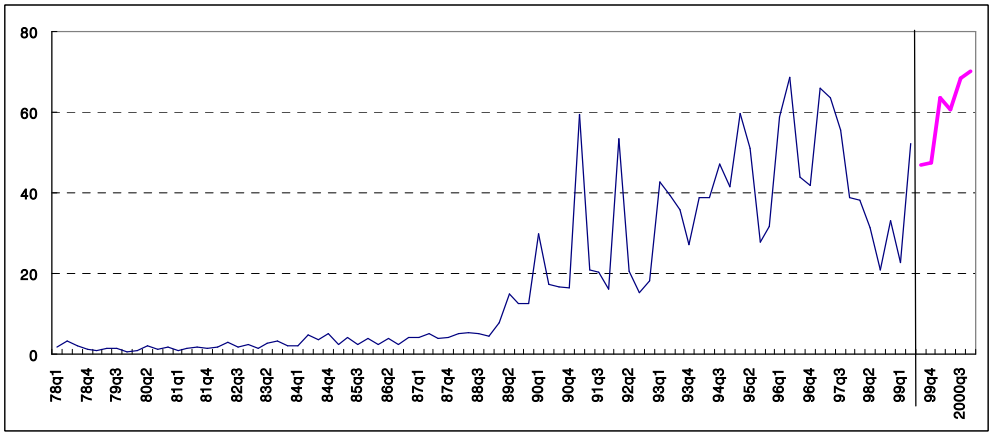
(d) 토목공사 계약실적



(e) 건축공사 계약실적

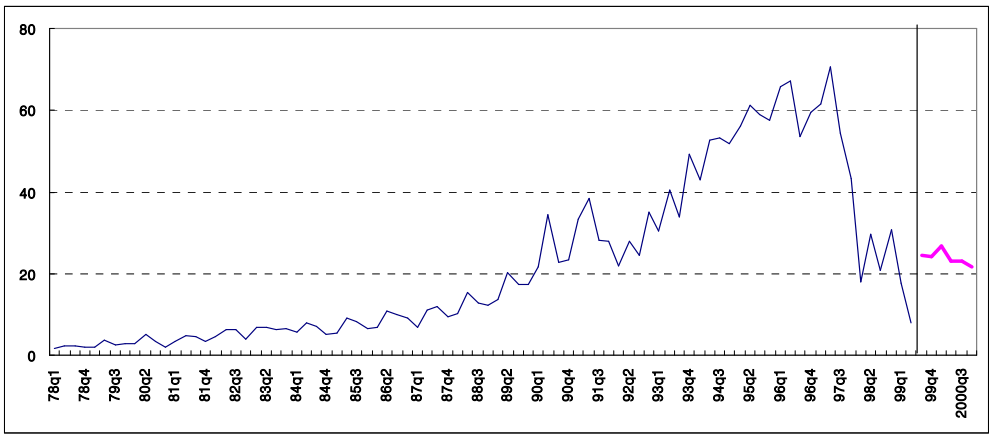


(f) 주거용 건축공사 계약실적



<그림 Ⅲ-7> (계속)

(g) 비주거용 건축공사 계약실적



그러나, 규모 측면에서 토목공사 계약실적은 공공공사 계약실적에 비하여 다소 과소 예측된 반면, 건축공사 계약실적은 민간공사 계약실적에 비하여 다소 과대 예측된 것으로 나타났다. 특히, 2000년의 토목 및 건축공사 계약실적 규모는 각각 20조 960억원과 35조 7,380억원으로서, 전체 건설공사 계약실적에서 차지하는 비중이 각각 36.0%와 64.0%에 이를 것으로 예측되었다. 따라서 발주 부문별 건설공사의 계약실적에 대한 예측 결과와 연계하여, 공사 종류별 건설공사의 계약실적에 대한 예측 결과를 해석할 필요성이 있는 것으로 판단된다. 그러나, ARIMA 모형에 의한 예측 결과의 전반적인 추세는 건축공사의 회복 추세가 토목공사에 비하여 현저할 것으로 보인다.

마지막으로 건축공사를 주거용 및 비주거용 등 세분 공종별로 세분하여 예측한 결과를 살펴보면, 주거용 건축공사의 계약실적은 1999년 하반기 이후부터 나타나는 증가 추세가 2/4분기를 제외한 2000년에도 지속적으로 유지되는 것으로 나타났다. 반면, 비주거용 건축공사의 계약실적은 1999년 하반기에는 증가 추세를 보이지만, 2000년 1/4분기부터는 각 분기별로 지속적인 감소 추세를 보일 것으로 예측되었다. 특히, 2000년의 주거용 및 비주거용 건축공사의 계약실적 규모는 각각 26조 2,985억원과 9조 4,395억원에 이를 것으로 예측되어, 비주거용 건축공사의 계약실적에 비하여 주거용 건축공사의 계약실적이 2.8배에 이를 것으로 나타났다. 따라서 2000년의 경우 건축공사의 세분 공종별 계약실적은 매우 상이한 양상을 보일 것으로 판단된다.

Ⅳ. 결론 및 정책 과제

1. 본 연구의 한계 및 향후 과제

IMF 사태 이후에 맞게된 극심한 경기 침체의 영향으로 우리 경제의 향후 전망이 불투명해지고, 이로 인해 예측에 대한 수요는 각 산업별로 크게 증가하였다. 특히, 1999년 1/4분기부터 민간 소비 및 설비 투자의 증대로 인해 제조업과 서비스업의 일부 산업을 중심으로 경기 회복의 조짐이 가시화되지만, 유독 건설산업만은 침체의 폭이 심화되면서, 장기 침체의 가능성마저 제기되고 있는 실정이다. 따라서 건설산업이 국민 경제에서 차지하는 비중과 역할을 감안할 때, 건설산업의 향후 전망에 대한 수요는 여타 산업의 전망 수요에 비하여 더욱 크다고 할 수 있다.

그러나, 건설산업은 그 산업적 특성상 수주산업인 까닭에 여타 산업에 대한 의존도가 매우 높고, 생산 활동 자체 또한 매우 불규칙적인 특성을 갖고 있어 건설경기의 향후 예측이 더욱 어려운 실정이다. 특히, IMF 사태로 우리 경제의 기본체계 자체가 구조적인 변화를 겪게 됨에 따라 지금까지 경제 예측에 활용되었던 기존의 구조적 계량경제 모형은 큰 폭의 예측 오차를 발생할 뿐만 아니라 예측의 방향성에서마저 오차를 야기하는 결과를 낳고 있다. 따라서 건설산업의 향후 예측을 위한 기존 모형의 활용은 거의 불가능한 실정에 이르렀다.

이와 같은 예측 측면의 문제점을 극복하기 위하여 본 연구에서는 국내 건설공사의 전체 및 발주 부문별·공사 종류별·세분 건축공사 종류별 계약실적에 대하여 Box-Jenkins의 ARIMA 모형을 정립하여 단기 전망에 활용하고자 하였다. 기본적으로 ARIMA 모형은 과거의 추세 및 구조가 현재뿐만 아니라 미래에도 지속된다는 자료 생성 과정의 불변성에 기초하기 때문에, IMF 사태와 같은 외부적인 충격을 자체적으로 반영하기에는 한계가 있다. 이러한 한계를 극복하기 위하여 Box-Tiao가 제안한 개입 분석 모형을 ARIMA 모형에 병행하여 실시하였다. 그리고, IMF 사태가 개별 건설공사의 계약실적에 미치는 부정적인 파급 효과의 크기 또한 개입 분석을 통하여 파악하였다.

개별 건설공사의 계약실적에 대한 ARIMA 모형의 전반적인 설명력은 상당히 양호함에도 불구하고, 예측력은 상대적으로 저조한 것으로 나타났으며, 특히 건축공사의 세분 공종별 계약실적을 제외하고는 전반적으로 과다 예측하는 결과를 낳았다. 그러나, ARIMA 모형의 예측에 의하면, 1999년 하반기 이후에는 공공공사와 토목공사, 그리고 비주거용 건축공사의 계약실적은 다소 감소하는 추세를 보이는 반면, 전체 건설공사를 비롯하여 민간공사와 건축공사, 그리고 주거용 건축공사의 계약실적은 다소 증가하는 추세를 보일 것으로 예측되었다. 이러한 추세는 1998년과 1999년 상반기 동안의 건설산업 동향을 감안할 때, 당초의 예상과 어느 정도 방향성 측면에서 부합하는 것으로 판단된다.

그러나, 본 연구에서 제시된 예측 결과는 당초의 기대에는 크게 미치지 못하는 것으로 평가된다. 이러한 결과가 초래된 것은 1989년부터 추진된 주택 200만호 건설 정책 이후 건설산업의 급속한 성장 추세가 10년 동안 지속되었으나, 이러한 성장 추세와는 달리 IMF 사태에 따른 부정적인 파급 효과가 너무나도 지대하여 시계열 자체의 추세가 크게 변화하였기 때문인 것으로 분석된다. 따라서 IMF 사태의 충격을 추정하고, 이를 시계열 모형에 반영하기 위하여 시도된 개입 분석은 통계적으로 유의적인 결과를 도출하였지만, 시계열 자체의 변화 추세를 예측의 과정에서 충분하게 반영하지는 못한 것으로 풀이된다.

본 연구를 통하여 나타난 분석 결과에 기초하여 향후 건설 경제의 분석 및 예측을 위한 연구의 방향은 시계열 모형의 설정 및 추정과 더불어 이를 부분적으로 보완할 수 있는 구조적 모형의 설정 및 추정이 함께 추진될 필요성이 제기되었다. 그러나, IMF 상황에서의 현실을 보다 정확하게 반영할 수 있는 예측은 과거의 추세에 대비하여 IMF 사태 이후의 건설산업 동향을 이해하는 것이 필요할 것으로 판단된다. 그리고, 이러한 이해와 시계열 모형 및 구조적 모형의 예측 결과에 기초하여 건설산업의 동향을 전반적으로 감안하여 도출한 판단적 예측(judgemental forecasting)이 단기적으로 필요할 것으로 판단된다. 그러나, IMF 사태 이후의 정확한 예측을 위하여 기존에 설정된 예측 모형의 보완 작업은 향후에도 지속되어야 할 것이다.

2. 단기 전망을 통한 정책 과제

(1) 정책적 시사점

1999년 1/4분기에 접어들면서 우리 경제는 일부 제조업종과 서비스업종의 경기 회복에 힘입어 IMF의 충격에서 점차 벗어나는 양상을 보이고 있다. 그리고, 이와 같은 회복 추세는 3/4분기에 이르기까지 지속되어 국내총생산(GDP)를 기준한 1999년의 경제성장률이 9%대 이상의 수준에 이를 것으로 전망되고 있다. 이러한 현상은 1998년 한해 동안의 극심한 경기 침체와는 크게 대조되어 발생하는 통계적 반등 요인과 더불어 우리 경제가 'V'자형의 급격한 회복 국면을 보이고 있는 것으로 분석되고 있다. 그리고, 이러한 경기 회복 추세는 외환 시장의 안정과 더불어 2000년에도 지속될 것으로 전망되고 있다.

그러나, 건설 경기는 1998년의 극심한 침체에 이어 1999년에도 각 분기별로 지속되는 건설 투자의 감소로 인해 침체의 골이 더욱 깊어지는 양상을 보이고 있다. 더욱이 건설 경기의 선행 지표 역할을 담당하는 건축허가면적과 건설공사 계약실적의 증가 추세 또한 매우 완만한 'L'자형을 보여 현재의 건설 경기 침체가 완연한 회복 국면으로 전환되기에는 상당 기간이 소요될 것으로 전망된다. 그리고, 이러한 전망은 건설공사 계약실적에 대한 AIRMA 예측 모형의 적용 결과뿐만 아니라 최근의 건설산업 동향을 전반적으로 감안하여 도출한 판단적 예측의 결과와도 일치하여 신빈성을 더하고 있다.

더욱이 최근에 본 연구원에서 발표한 2000년 건설 경기에 대한 전망 자료에 의하면,[38] 2000년의 건설 투자는 전년 동기에 대비하여 4.5% 증가하고, 계약실적은 민간 및 건축 경기의 주도로 전년 동기 대비 12% 증가하여 55조 4,000억원에 이를 것으로 전망된다. 그러나, 이러한 수준의 계약실적 규모는 IMF가 발생하던 1997년의 70% 수준으로서, 추세적인 측면에서 저성장기의 진입을 뜻한다. 따라서 여타 산업의 급속한 경기 회복과는 달리 건설산업의 회복은 상당 기간이 소요될 것으로 예상된다.

---

38) 김병욱, "2000년 건설 경기 전망", 「건설광장」, 1999.12.

건설 경기에 대한 이와 같은 단기적인 전망은 향후 정부의 건설산업에 대한 정책 방향에 다음과 같은 두 가지 시사점을 제공하고 있다. 첫째, IMF 사태 이후 진행되고 있는 건설 경기의 침체는 근본적으로 건설 수요의 급격한 감소에 기인하지만, 1990년대 동안에 건축공사를 중심으로 한 건설 공급의 과잉 또한 주요 원인으로 대두된다는 점이다. 특히, 현재의 침체 상황은 양적 측면의 단기적인 현상이라기보다는 질적 측면의 구조적인 변화에 기인하므로 중기적으로 지속될 가능성이 매우 높은 현상이라는 견해가 지배적이다.[39] 따라서 건설 경기의 활성화를 지향하는 정부 정책의 방향은 건설 수요의 질적 변화에 부응할 뿐만 아니라, 단기적으로도 긍정적인 파급 효과가 지대한 방안의 강구를 지향하여야 한다.

둘째, 1999년 하반기 이후의 건설 경기는 주거용 건축공사를 중심으로 한 민간 건설 경기의 점진적인 회복에 의하여 결정될 것이라는 전망이 지배적이라는 점이다. 더욱이 이러한 전망은 최근의 일반 경기 및 건설 경기에 대한 분석 및 전망과 일치하여, 설득력을 더하고 있다. 따라서 건설 경기의 활성화는 바로 주거용 건축 경기, 즉 주택 경기의 활성화가 전제 조건인 반면, 사회간접자본(SOC) 시설에 대한 투자 증대를 통하여 공공 및 토목 경기를 부양하여야 한다.

(2) 건설 경기 활성화를 위한 단기 정책 과제[40]

① SOC 투자 활성화

건설 경기의 단기적인 진작 효과를 극대화하기 위하여 SOC 부문에 대한 공공

---

39) 이와 같은 현상은 우리 나라보다 먼저 IMF 구제금융의 시대를 겪은 멕시코에서 선례를 찾을 수 있는데, 생산 지수를 기준하여 건설산업의 침체는 여타 산업에 비하여 폭이 클뿐만 아니라 기간 또한 장기화되는 것으로 나타나고 있다. IMF 충격에 따른 여타 산업의 생산 지수 감소 폭은 10% 미만인 반면, 건설산업의 생산 지수 감소 폭은 무려 25% 수준에 이른 것으로 나타났다. 그리고, 이와 같은 감소 폭의 차이로 인해, 대부분 산업의 생산 지수는 IMF 구제금융 도입 이전의 수준을 1년만에 회복한 것으로 나타나는 반면, 건설산업의 생산 지수는 4년 정도의 회복 기간이 소요되는 것으로 나타나고 있다.

40) 본 항에서 제기된 정책 과제는 김태황(1999)의 논문에서 제시된 정책 과제를 중심으로 재구성되었다.

및 민간부문의 투자를 활성화할 수 있는 방안이 필요하다. 특히, SOC 부문에 대한 투자 증대는 최근 건설 투자의 지속적인 감소로 심화되고 있는 건설 고용의 감소를 크게 둔화시켜 실업 문제의 해결에 직접적인 방안으로 대두되고 있다. 따라서 정부 재정의 확대를 통하여 SOC 부문에 대한 공공부문의 투자를 확대하여야 하며, 신규 공사의 추진보다는 기존 공사의 조기 완공을 목표로 재원을 배분하여 보다 단기간에 파급 효과가 가시화되도록 하여야 한다.

그리고, 공공부문의 SOC 투자 증대와 더불어 민간부문의 SOC 투자 증대를 위한 정책적 유도 방안 또한 적극적으로 마련되어, 민간 투자 사업이 보다 적극적으로 활성화될 필요성이 있다.[41] 더욱이 IMF 충격을 극복하기 위하여 1998~99년 동안의 재정 지출이 상당한 수준에 이른 점을 감안할 때, 건설 투자의 감소분을 공공부문의 SOC 투자만으로 충당하기에는 한계가 있다. 따라서 민간부문의 SOC 투자 사업을 활성화시킬 수 있는 제도적 유인책이 마련되어야 한다.

한편, 1999년 4월 1일부터 시행된 「민간투자법」은 기존의 「민자유치법」에 비하여 사업 추진 방식의 다양화, 최소 운영 수입의 보장 등 그동안 민간 투자의 걸림돌로 작용한 부분에 대하여 제도 개선이 이루어진 것으로 평가되고 있다. 그러나, 이와 같은 정부의 노력에도 불구하고, 민간부문의 적극적인 참여를 기대하기에는 어려움이 많은 실정이다. 특히, 수익성이 있는 대상 사업의 선정 미비, 개별 사업의 수익률 저조, 재원 조달 여건의 미비 등 민간 투자 사업의 가장 핵심적인 부분에 대한 제도적 해결 방안이 모색되어야 할 것으로 평가되고 있다.

② 주택 경기 활성화

최근에 가시화되고 있는 건설 경기의 회복 국면을 지속적으로 유지하기 위해서는 민간부문의 주거용 건축을 중심으로 한 유효 수요를 창출할 수 있는 방안이

41) 기획예산처(1999)의 자료에 의하면, 1999년 10월말 현재 정부가 추진 중인 민간 투자 사업은 총 111건으로서, 도로, 철도, 항만 등 대형 투자 사업이 주종을 이루는 국가 관리 사업이 43건이고, 자체 관리 사업이 68건으로 집계되었다. 그러나, 민간 투자 사업의 활성화 수준은 매우 미흡하여 국가 관리 사업 중에서 사업시행자가 지정된 사업은 10건에 불과하고, 2,000억원 이상의 정부고시 사업 중에서 착공 단계에 들어간 사업은 고작 6건에 불과한 실정이다.

요구된다. 특히, 주택 경기의 활성화는 고용 창출 및 생산 증대의 파급 효과가 지대하여, 본격적인 회복 국면에 진입한 것으로 평가되는 국내 경기의 안정성을 지속적으로 유지하는데 크게 기여할 수 있을 것으로 평가되고 있다.

특히, IMF 사태 이후, 경기 침체 및 소득 감소에 따른 주택 수요의 감소로 인해 전국적으로 미분양 주택이 상당 수준에 이르는 실정이다. 건설교통부의 월별 집계에 의하면, 1999년 10월말 현재, 전국적으로 집계된 미분양 주택의 수는 6만 9,694호로 1998년 말에 집계된 10만 2,701호에 비하여 3만 3,000여호(32.1%)가 감소한 수준이다. 그리고, 1999년 1/4분기부터 경기 회복이 가시화되면서 미분양 주택의 수는 지속적으로 감소하는 추세를 보이고 있다. 그러나, 준공후 미분양된 주택의 수는 전국적으로 1만 6,757호로서, 1998년말의 1만 8,102호에 비하여 7.4% 감소한 수준에 불과한 실정이다.

이러한 상황과 더불어 1998~99년 동안의 경기 침체는 건설 경기의 침체, 특히 주택 건설 실적의 저조로 나타났다. 건설교통부가 발표한 통계에 의하면, 1998년의 주택 건설 실적은 전년 동기의 59만 6,435호에 비하여 무려 48.7%나 감소한 30만 6,031호에 불과하다. 그리고, 10월말 현재, 1999년의 주택 건설 실적은 전년 동기에 비하여 10.0%가 증가한 25만 2,953호로 집계되었으나, 연간 공급량이 32만호를 상회하기는 어려울 것으로 전망되고 있다. 이로 인해 2년 동안의 주택 수급 불일치는 2001년경을 전후하여 주택난이라는 사회적인 문제로 대두될 가능성이 매우 높다는 의견이 대두되고 있다. 따라서 금융 지원 및 조세 감면과 규제 완화 등의 다양한 정책적 지원을 통하여 주택 경기의 진작을 통한 건설 경기의 활성화를 도모하여야 한다.

한편, IMF 사태 이후에 가시화되고 있는 주택 수요의 질적 변화를 반영할 수 있는 제도 개선 또한 주택 경기의 활성화를 지원 방안과 병행하여 실시될 필요성이 있다. 특히, 내구재로서 주택이 갖는 자산 증식의 기능이 약화된 반면, 임대 주택에 대한 수요는 증가하는 것으로 나타났다. 더욱이 임대 주택에 대한 수요 증대는 절대 구매력이 부족한 저소득층에만 국한된 것이 아니라 대부분의 중산층에게도 동일하게 나타날 것으로 전망되고 있다. 따라서 임대 주택의 공급을 확대하기 위해서는 저소득층을 대상으로 정부가 직접적인 재정 지원을 하는 한편, 중산

층을 대상으로는 다양한 금융 기법을 활용한 주택 금융의 활성화를 통하여 신규 수요의 창출 및 공급자의 투자 부담을 완화하는 방안이 적극적으로 모색되어야 한다.

참고 문헌

국내 문헌

·기획예산처, “SOC 민간투자제도의 운영현황과 향후 추진방향”, 1999.11.

·김병욱, “2000년 건설 경기 전망”, 한국건설산업연구원, 「건설광장」, 제45호, 21~25쪽, 1999.12.

·김양우, 이긍희, 장동구, “한국의 단기경제예측시스템”, 한국은행 금융경제연구소, 「경제분석」, 제3권, 1~61쪽, 1997.

·김태황, “IMF 체제 이후 건설 정책 진단과 하반기 정책 과제”, 한국건설산업연구원 주최 「IMF 체제 이후 건설 경기 동향과 1999년 하반기 전망 및 정책 과제」, 1999.

·남상호, 「CERIK 건설경제 예측모형 개발」, 연구보고서 제16호, 한국건설산업연구원, 1996.

·대한건설협회, 「건설업통계연보」, 각년호.

·_____, 「월간건설경제동향」, 각호.

·박명수, 「건축허가가 건축건설투자에 미치는 영향 분석」, CERIK Working Paper 17호, 한국건설산업연구원, 1999.

·왕세종, 김병욱, “IMF 체제 이후 건설 경기 동향과 1999년 하반기 전망”, 한국건설산업연구원 주최 「IMF 체제 이후 건설 경기 동향과 1999년 하반기 전망 및 정책 과제」, 1999.

·이충렬, “초단기 경제예측 모형에 대한 연구”, 한국산업은행 「산은조사월보」, 제527호, 29~55쪽, 1999.

외국 문헌

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

·Box, G. and G. Tiao, "Intervention Analysis with Applications to Economic and Environmental Problems", *Jounral of the American Statistical Association*, Vol. 70, pp. 70-79, 1975.

·Caynor, P. E. and R. C. Kirkpatrick, *Introduction to Time-Series Modeling and Forecasting in Business and Economics*, McGraw-Hill, Inc., 1994.

·Enders, W., *Applied Econometric Time Series*, John Wiley & Sons, Inc., 1995.

·Findley, D. F., B. C. Monsell, W. R. Bell, M. C. Otto, and B-C. Chen, "New Capabilities and Methods of the X-12-ARIMA Seasonal Adjustment Program", *Proceedings of Workshop on the Seasonal Adjustment*, Washington, D.C., U.S. Bureau of the Census, 1995.

·Franses, P. H., *Periodicity and Stochastic Trends in Economic Time Series*, Oxford University Press, 1996.

·Glass, G. V., "Estimating the Effects of Intervention into a Nonstationary Time Series", *American Educational Research Journal*, Vol. 9, pp. 468-477, 1972.

·Granger, C. W. J. and Newbold, P., *Forecasting Economic Time Series*, 2nd Edition, Academic Press, Inc., 1986.

·Hylleberg, S., *Seasonality in Regression*, Academic Press, Inc., 1986.

·*RATS User's Manual*, Version 4.2, Estima, 1995.

·Theil, H., *Economic Forecasts and Policy*, North-Holland Publishing Co., 1961.

·_____, *Applied Economic Forecasting*, Rand McNally & Co., 1966.

·U.S. Bureau of the Census, *X-12-ARIMA Reference Manual-Final Version 0.1*, Washington, D.C., 1998.

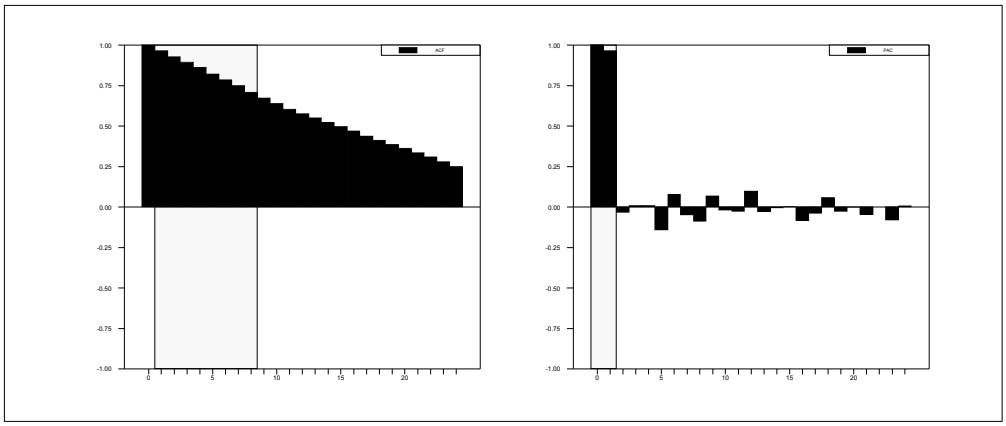
·Wei, W. W. S., *Time Series Analysis: Univariate and Multivariate Methods*, Addison-Wesley Publishing Co., 1990.

부 록

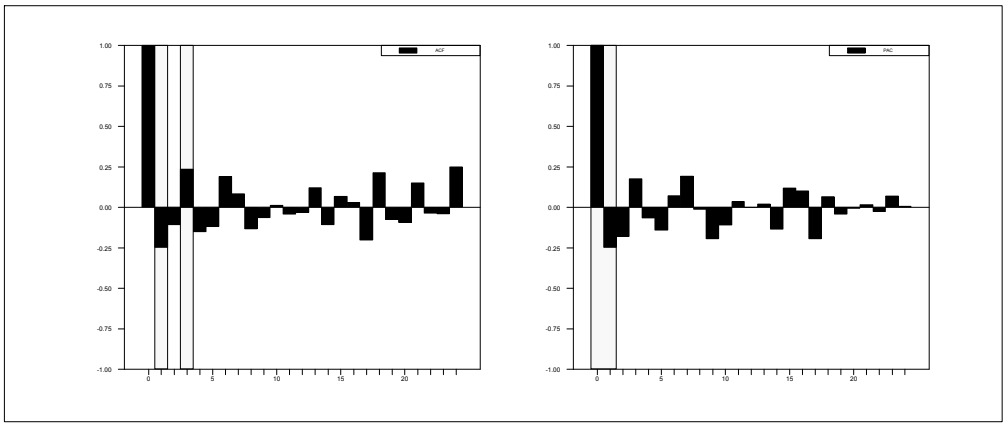
<그림 A-1> 전체 건설공사 계약실적 시계열의 ACF와 PACF
<그림 A-2> 공공공사 계약실적 시계열의 ACF와 PACF
<그림 A-3> 민간공사 계약실적 시계열의 ACF와 PACF
<그림 A-4> 토목공사 계약실적 시계열의 ACF와 PACF
<그림 A-5> 건축공사 계약실적 시계열의 ACF와 PACF
<그림 A-6> 주거용 건축공사 계약실적 시계열의 ACF와 PACF
<그림 A-7> 비주거용 건축공사 계약실적 시계열의 ACF와 PACF

<그림 A-1> **전체 건설공사 계약실적 시계열의 ACF와 PACF**

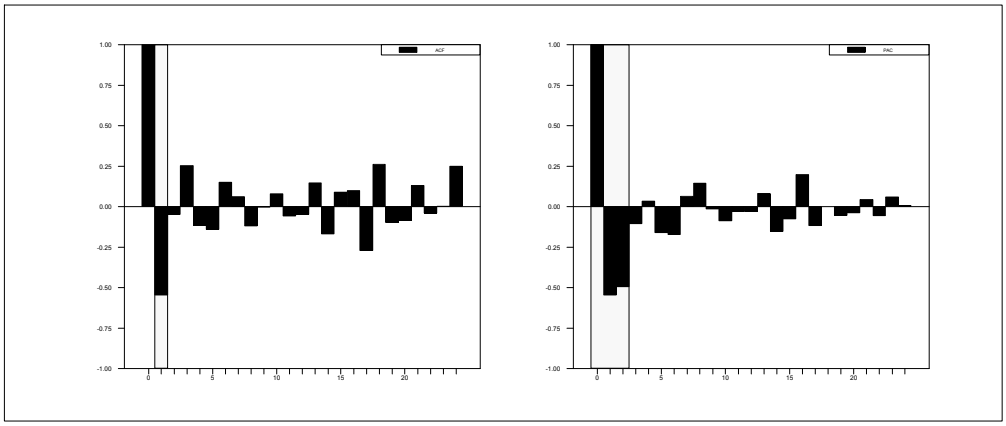
(a) 수준 변수



(b) 1차 차분 변수

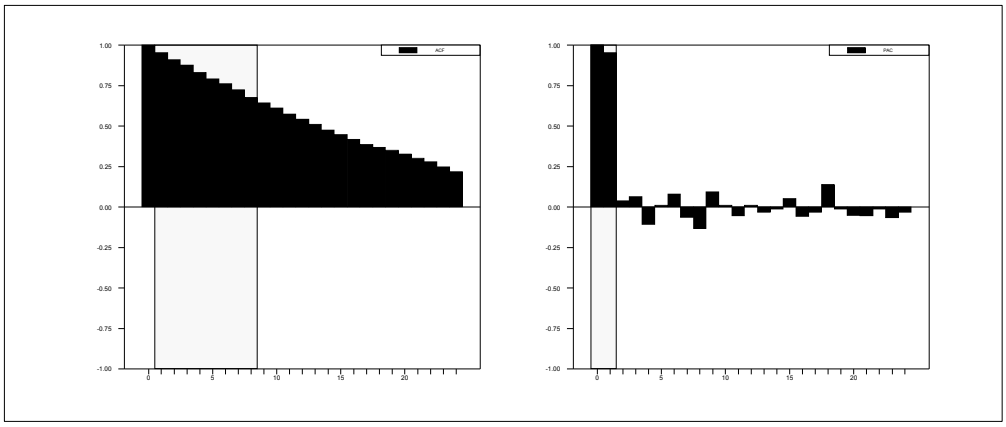


(c) 2차 차분 변수

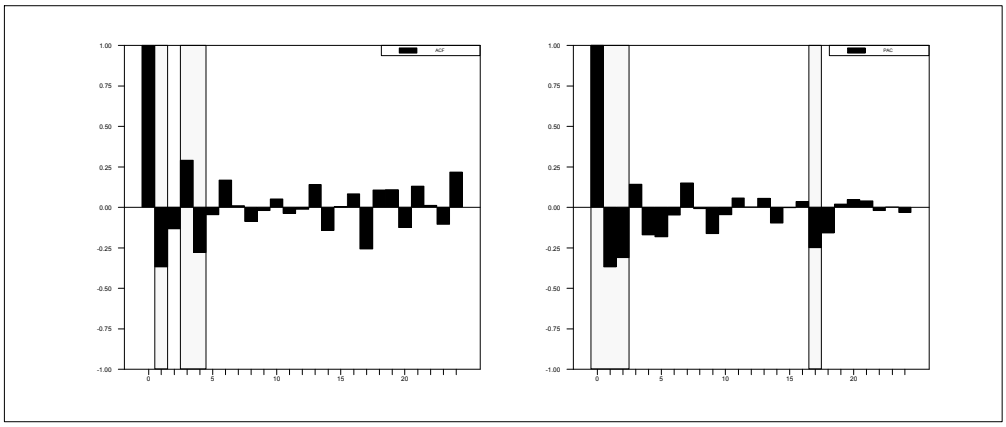


<그림 A-2> **공공공사 계약실적 시계열의 ACF와 PACF**

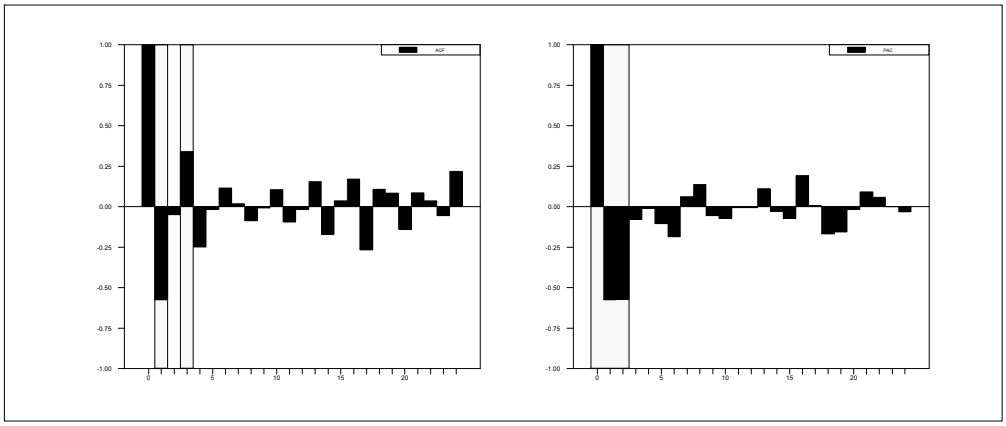
(a) 수준 변수



(b) 1차 차분 변수

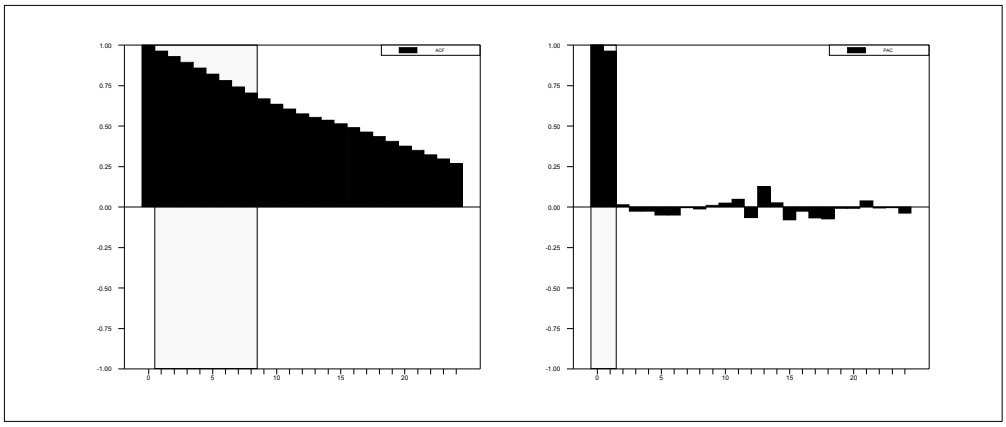


(c) 2차 차분 변수

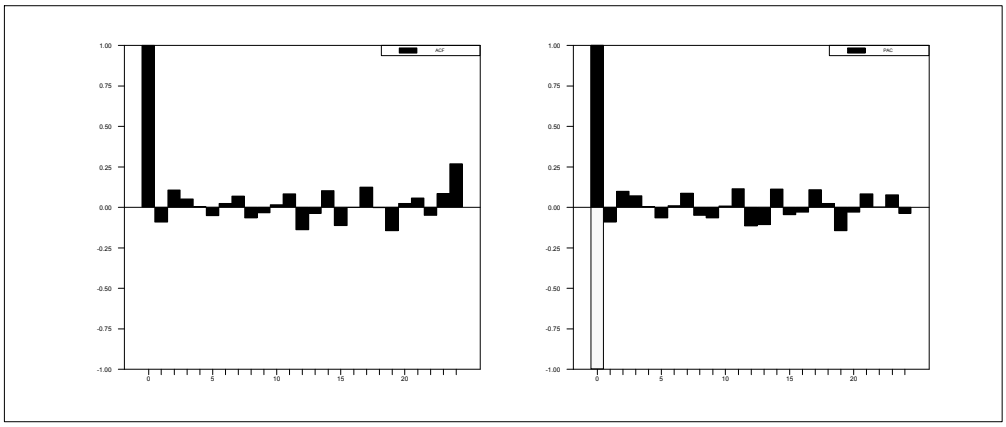


<그림 A-3> **민간공사 계약실적 시계열의 ACF와 PACF**

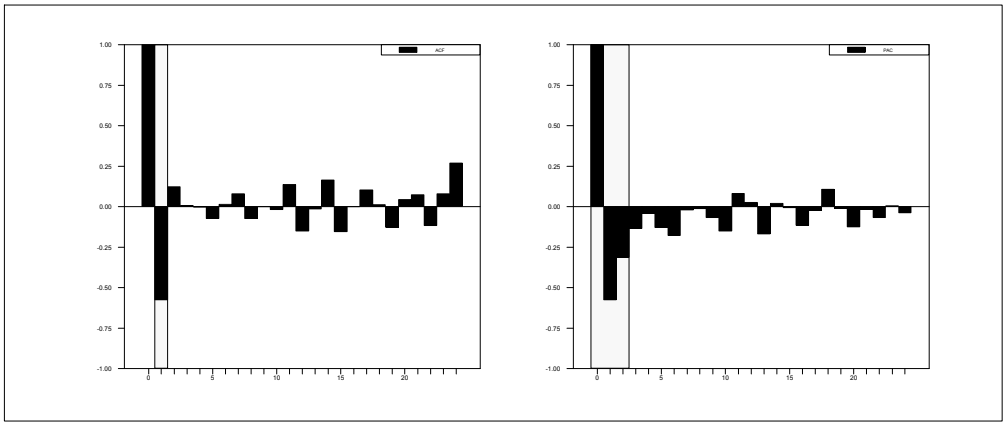
(a) 수준 변수



(b) 1차 차분 변수

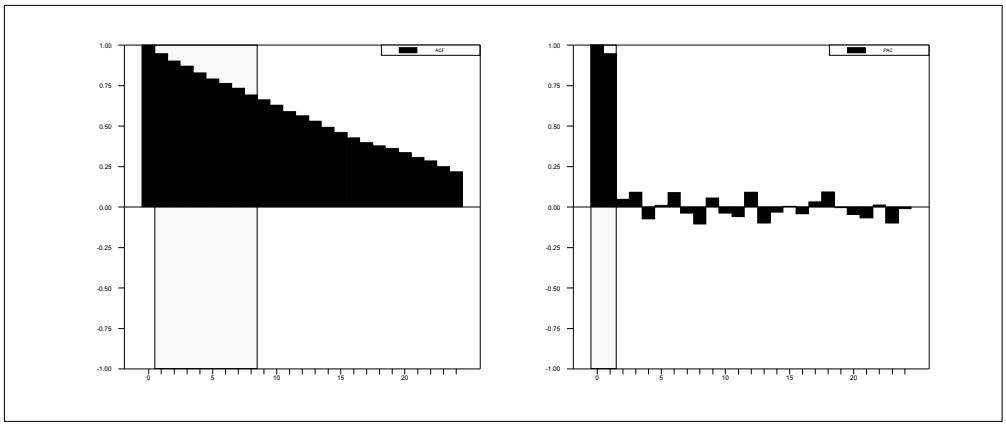


(c) 2차 차분 변수

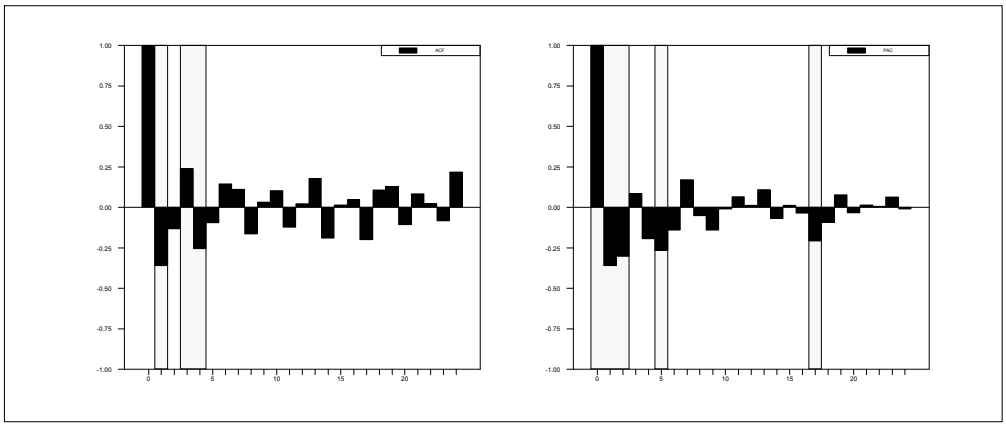


<그림 A-4> **토목공사 계약실적 시계열의 ACF와 PACF**

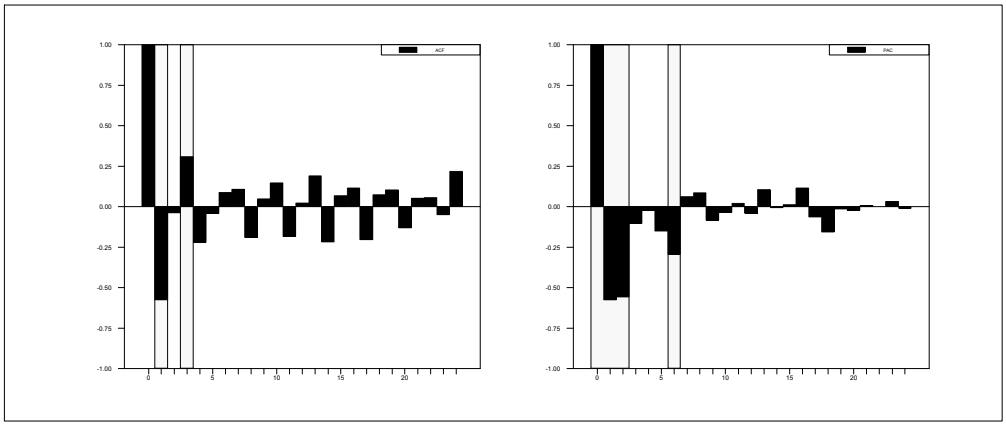
(a) 수준 변수



(b) 1차 차분 변수

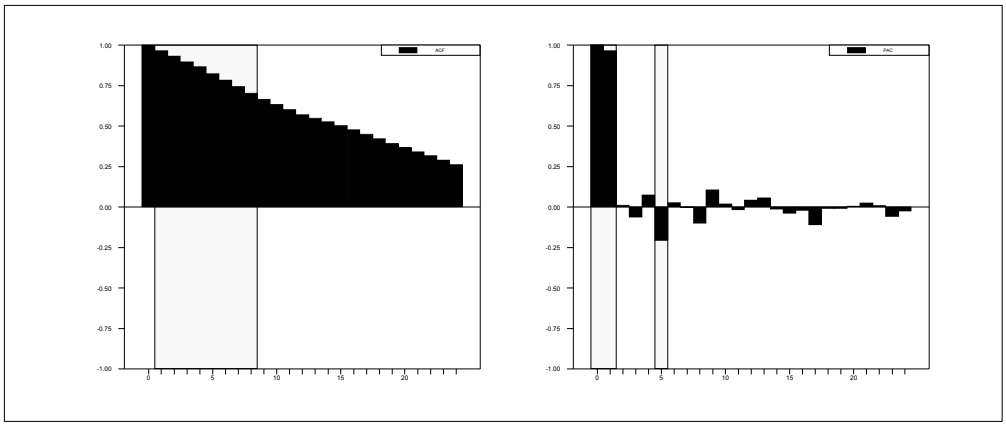


(c) 2차 차분 변수

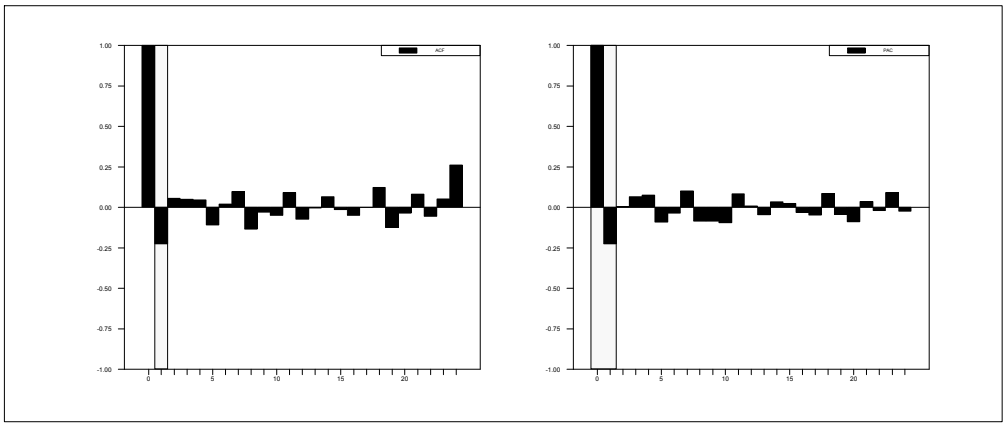


<그림 A-5> **건축공사 계약실적 시계열의 ACF와 PACF**

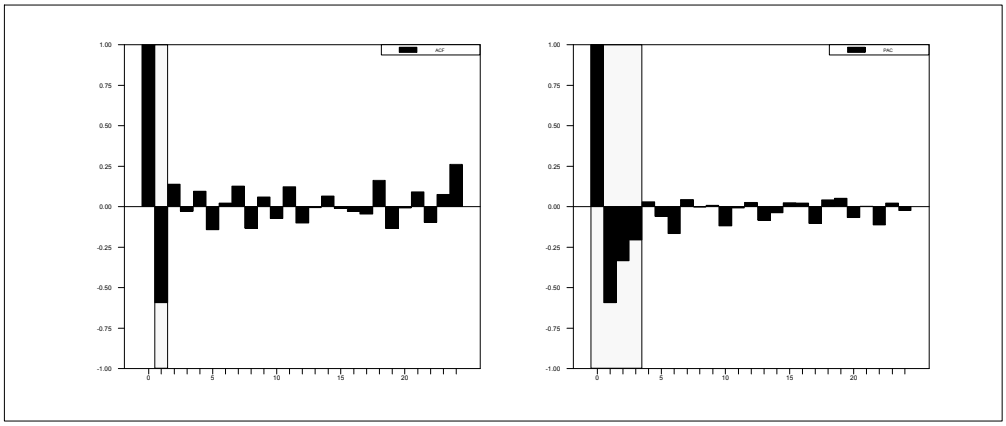
(a) 수준 변수



(b) 1차 차분 변수

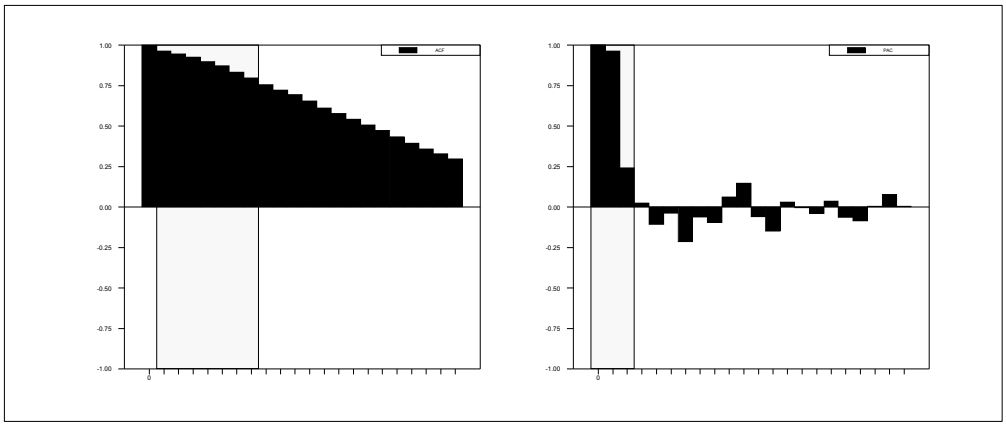


(c) 2차 차분 변수

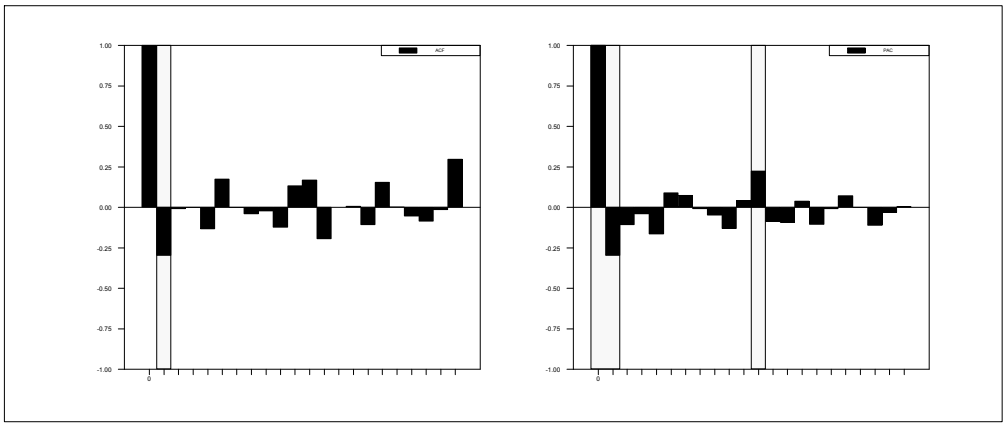


<그림 A-6> **주거용 건축공사 계약실적 시계열의 ACF와 PACF**

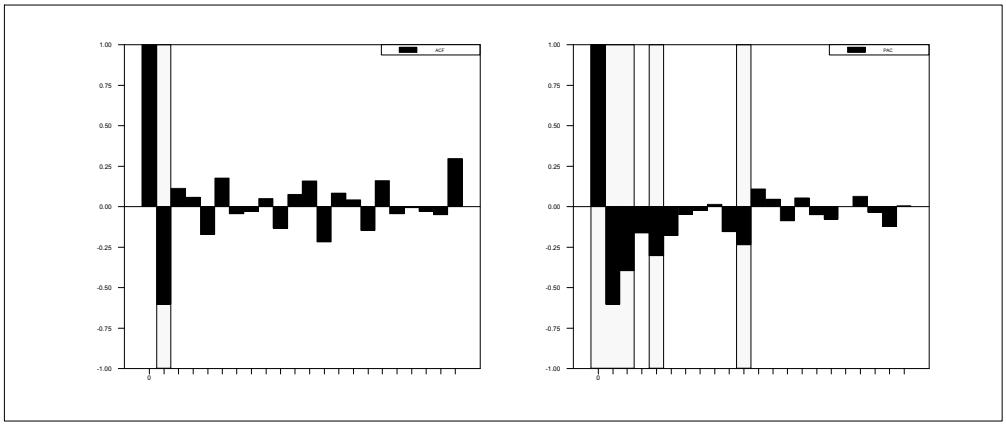
(a) 수준 변수



(b) 1차 차분 변수

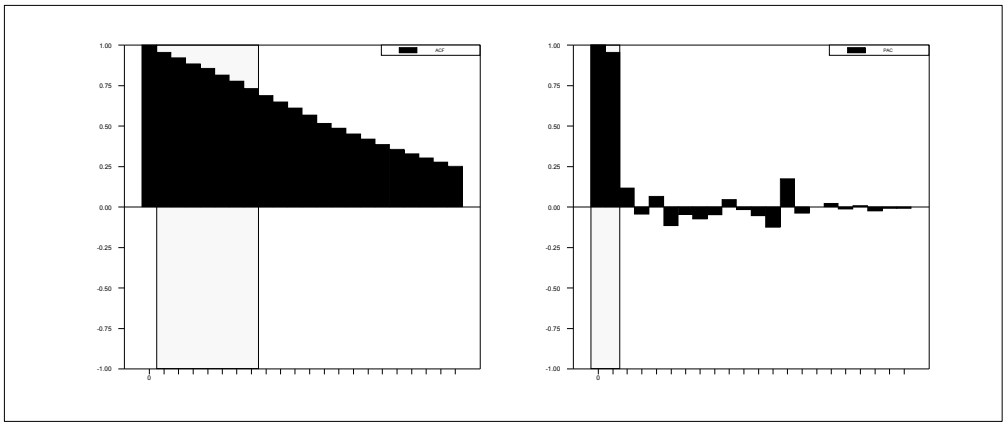


(c) 2차 차분 변수

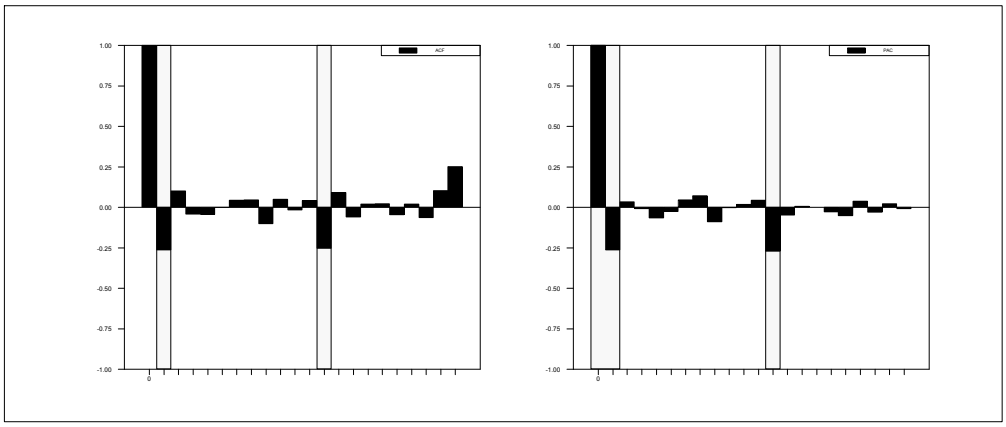


<그림 A-7> **비주거용 건축공사 계약실적 시계열의 ACF와 PACF**

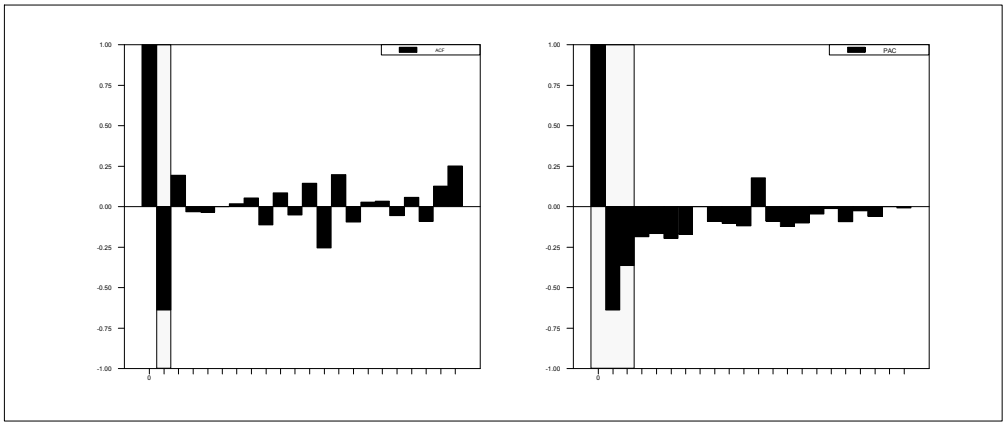
(a) 수준 변수



(b) 1차 차분 변수



(c) 2차 차분 변수



<Abstract>

A Time Series Analysis of Construction Orders and Policy Recommendations Based on Short-term Forecasts

Due to the stagnancy of business activities in every industry since the advent of the IMF's bailout, need for forecasting future trend of industrial production has increased. In particular, as the Korean economy showed a sign of recovery since the first quarter of 1999 based on the increase in domestic demand such as investment on machinery and equipment, and private consumption, forecasting of economic trend by type of industry has attracted more attention than before. Compared to the tremendous need for forecasting, however, forecasting is not an easy task in the era of the IMF's bailout.

The difficulty of forecasting future economic activities solely comes from the structural change of the Korean economy since the activation of the IMF's program. The structural change implies a subsequent change of data generating processes for major macroeconomic variables. Thus, it is difficult or even impossible in some cases to apply a system of structural econometric forecasting models, which were entirely developed based on the statistical relationship such as causality and/or correlation among economic variables before the financial crisis.

This problem of forecasting, which comes from the application of previous structural econometric forecasting models, becomes more severe when the subject to be forecasted is the business activities of the construction industry. By the inherent nature of the industry, they are mainly based on construction orders received from the business activities of other industries. The demand for construction orders, as a result, is a derived demand, whose level heavily depends on the condition of the overall business cycle.

In order to partially overcome this difficulty in forecasting business activities of the construction industry, this study aims at developing a set of time series forecasting models for various construction orders, which are

regarded as preceding variables of the construction business cycle. More specifically, the economic time series to be forecasted are total, public, private, civil engineering, building, residential, and non-residential construction orders. In particular, conventional time series models, proposed by Box and Jenkins (1976), were developed in this study.

A severe problem from the application of Box-Jenkins time series models is that the approach also heavily depends on the invariance assumption of the data generating process for the series to be forecasted. In order to overcome this problem, an intervention model, proposed by Box and Hsiao (1975), is applied along with the conventional Box-Jenkins AIRMA (autoregressive integrated moving average) forecasting models. Interventional models are perfectly fitted in the current situation, since they are designed not only to detect the presence of structural change of the series, but also to estimate the magnitude of the impacts on the series.

Using the series from the first quarter of 1975 to the fourth quarter of 1998, a set of ARIMA forecasting models, identified and developed for each type of construction order, are as follows: total order *ARIMA*(2,1,1)-intervention model, public order *ARIMA*(2,1,3) model, private order *ARIMA*(1,1,2)-intervention model, civil engineering order *ARIMA*(2,1,3) model, building order *ARIMA*(2,1,3)-intervention model, residential order *ARIMA*(1,1,2)-intervention model, and non-residential order *ARIMA*(2,1,1)-intervention model, respectively.

The ARIMA time-series modelsn for various types of construction orders seem quite well fitted in the following four aspects. First, their goodness of fit are very high, normally higher than 95 precent measured in terms of adjusted coefficient of determination. Second, the estimates of the coefficients in each model are statistically significant at least 5 percent level of significance. Third, the signs of the intervention terms, capturing the positive impacts of the two million house construction plan in 1988 and the negative impacts of the IMF's program in 1998, are consistently obtained. Finally, the forecasting errors of the models measured in terms of mean absolute

percentage error and root mean square error are fairly small, usually less than 5 percent.

Compared to the good estimation result of these ARIMA models, however, their performance in forecasting the quarterly behavior of these time series since the third quarter of 1999 to the fourth quarter of 2000 is rather disappointing. In particular, the forecasts of individual time series do not show any consistency in terms of estimation direction. According to the forecasts from the ARIMA models, however, the orders for public, civil engineering, and non-residential construction are estimated to decrease since the third quarter of 1999. On the contrary, the orders for total, private, building, and residential construction are estimated to show a tendency of slightly increasing from the third quarter of 1999 to the fourth quarter of 2000, which seems quite consistent with the current trend in business activities of the construction industry.

Overall performance of the ARIMA models, however, has been evaluated not to achieve the desired purpose of this empirical study, which was set at the outset. This evaluation mainly comes from the intrinsic limitation of the ARIMA forecasting models, when applied to the situation of significantly severe structural change caused by the activation of the IMF's program, even though intervention models are also applied.

As a result, it is required for future study to develop a set of structural econometric forecasting models, which can capture the influence of the structural change, at least partially. Considering the current situation of the construction industry, however, application of forecasting models is inevitably limited in their use, whether they are time series models or structural models. Therefore, it is strongly suggested to rely on the judgemental forecasting of investigators based on the comprehensive analysis of current trend of the construction industry.

Based on the results from the short-term forecasts of various types of construction orders, the following implications for future policy directions are suggested: First, the stagnancy of the construction industry since the advent of the IMF's bailout is not only due to a sharp decrease in demand for

construction activities, but also due to over-supply during the early 1990's. Second, the construction cycle since the third quarter of 1999 is estimated to be dominated by the recovery of private construction cycle, in particular residential building cycle.

More specifically, in order to activate the current construction cycle, the following two policy recommendations are given: First, in order to maximize the short-term effect, construction investment from both public and private sectors for infrastructure projects should increase. The government, in particular, should allocate its expenditure to complete the on-going projects ahead of their schedule rather than to proceed new projects. Also, the legal and regulatory environment for private investment for infrastructure projects should be changed in order to attract more private capital into the projects. In particular, the projects under consideration should be chosen on the basis of profitability, removing the problem of low revenue and the difficulty of financing.

Secondly, along with the increase in investment for infrastructure projects, the residential construction cycle should be activated. In particular, the discrepancy between the demand for and supply of housing facilities during the era of the IMF's bailout should be taken into consideration before policy measures for housing industry are designed and implemented. As a result, the government should assist the participants in housing market financially, along with tax benefits and deregulation for the construction and purchase of housing facilities.

● 집필자 소개 ●

왕 세 종

고려대학교 정경대학 경제학과 졸업

美 The Illinois State University 경제학 석사

美 The Ohio State University 경제학 박사

美 The University of Toledo 경제학과 객원교수 역임

현재 한국건설산업연구원 연구위원

≪주요 논문 및 저서≫

"Boostrapping the Durbin-Watson Statistic"

"A Nonparametric Test for Functional Form"

「건설산업과 국민경제」

「건설업 부도 실태 연구」

「금융 환경 변화와 건설금융 개선방안」 등 다수

김 병 욱

서강대학교 경상대학 경제학과 졸업

서강대학교 경상대학 경제학 석사

서강대학교 경상대학 경제학 박사 과정 수료

기아경제연구소 책임연구원, 대우경제연구소 연구위원 역임

현재 한국건설산업연구원 책임연구원

≪주요 논문 및 저서≫

"환율 변동이 자동차 수출에 미치는 영향 분석"

「VAR 모형을 이용한 한국의 경기 변동 원인에 대한 연구」 등 다수