

建設投資의 短期豫測模型 比較

金 寬 永
李 彰 洙

本稿에서는 현재의 경제상황을 잘 반영하는 建設投資活動의 短期豫測模型을 정립하고자 먼저 관련 시계열자료의 安定性 與否와 循環性, 季節性의 특성을 살펴본 후 여러 단기모형의 豫測力, 整合性, 說明力을 비교·검토했다.

單位根 檢定과 自己相關係數·스펙트랄 밀도함수 분석의 결과, 건설관련 시계열자료들이 대체로 單位根을 갖지 않음으로써 안정적이고 주기적인 순환변동을 하고 있으며, 시차변수의 설명력이 높은 특성을 나타내었다. 또한 건설투자자료의 특성이 先行指標인 建築許可延面積 및 建設受注額과 아주 유사하여 건설투자 단기예측에 있어서 두 지표 사이의 時差關係 파악이 중요함을 알 수 있었다.

第III章에서는 單變量 時系列模型으로 ARIMA模型과 乘法線型趨勢豫測模型을, 多變量 時系列模型으로는 첫째, 先行指標를 이용한 1次自己回歸模型, VAR模型, 둘째 GNP자료를 이용한 거시경제모형의 단순한 縮約型模型과 VAR模型을 제시하고 이들을 비교·평가하였다. 이에 따르면 단변량 시계열모형보다는 다변량 시계열모형이 시간이 경과할수록 豫測誤差가 커지지 않는다는 점에서 우수한 것으로 나타났으며, 다변량모형 중에서도 벡터자기회귀모형이 여타 모형보다 絕對豫測誤差平均, 平均自乘根 퍼센트 誤差, 決定係數 등 모든 면에서 우수한 것으로 평가되었다. 이는 최근 건설투자가 추세에서 벗어난 급증세를 지속하고 있음을 고려할 때 타당한 결론이라 생각된다.

I. 問題의 提起

최근 지속적인 고도성장의 결과 경제규모가

가속적으로 확대되고, 또 政治·經濟·社會面에서의 민주화진전에 따라 복지수요가 증대되면서 국민의 3대 기본욕구 중 하나인 住居生活의 安定을 위한 住宅建設이 급증하고 있다. 이에 따라 건설투자규모가 큰 폭으로 늘어나고 있는바 建設投資의 對GNP比重을 보면 1982~86년(5차 5개년계획기간)중 16.5%에 불과하였으나 이후 증가하기 시작하여 1989년 17.4%, 1990년 20.4%, 1991년 상반기중

筆者: 金寬永-本院 研究委員

李彰洙-本院 研究員

* 本稿의 작성시에 귀중한 論評과 助言을 아끼지 않은 本院의 沈相達 博士와 白雄基 博士께 깊이 감사드린다.

22.3%에 이르는 등 건설투자활동은 유례없는 활황세를 보이고 있다.

이러한 建設景氣의 폭발적 成長으로 최근에는 시멘트, 철근 등 주요 建設資材가 品貴現象을 빚고 가격도 크게 오르고 있으며, 건설인력도 부족하여 建設勞賃이 상승하고 있다. 때문에 일각에서는 타부문과 비교하여 지나칠 정도의 建設部門 活況이 지속될 경우에 不均衡의 經濟成長을 초래하지 않을까 하는 우려도 나오고 있어 향후 경제를 전망하고 운영하는 데 있어서 建設投資의 動向은 매우 중요한 변수가 되고 있다.

本稿에서는 이와 같은 배경하에서 건설투자활동의 종합적인 분석과 단기건설투자활동의 정확한 예측을 위한 建設投資 短期豫測模型을 다양한 계량경제기법을 사용하여 비교·분석하였다. 즉, 건설투자활동과 관련된 시계열자료들의 안정성(stationarity)을 비교·검토한 후 예측력이 가장 뛰어난 단기에측모형을 정립하고자 하였다.

本稿의 구성을 보면 우선 第II章에서는 건설투자관련 시계열자료들의 특성을 安定性 與否, 循環性, 季節性 등의 측면에서 살펴보고, 第III章에서는 기존의 다양한 형태의 건설투자활동의 短期豫測模型을 비교·검토하였다. 이어 第IV章에서는 결론을 맺고자 하였다.

II. 建設投資關聯 時系列資料의 特性分析

時系列資料라 함은 시간의 경과에 따라 관측되는 일련의 관측치의 집합이다. 回歸分析

에 의존하는 전통적인 豫測模型에서는 時系列變數들의 안정성을 가정하고 있는바, 安定性(stationarity)은 어떤 시계열변수가 단기적 충격에 의해 그 추세치에서 이탈하더라도 중국에는 그 추세치로 돌아가는 경향을 뜻한다.

일단 어떤 시계열자료가 안정성을 갖고 있는 것으로 판단되면 다음은 동 자료의 일반적 특성이 검토된다. 일반적으로 時系列資料는 趨勢性, 循環性, 季節性, 不規則性이 혼합되어 있는 특성을 나타내고 있다. 趨勢性이라 함은 시간이 경과할수록 증가하거나 감소하는 요소이고, 循環性이란 特定期間(예컨대 7년)을 주기로 循環變動하는 要素이다. 季節性은 말 그대로 계절적 요인에 의하여 나타나는 변동을 말하며, 不規則性은 시계열자료에 주어지는 무작위적 충격(random shock)에 의해 초래되는 변동이다.

建設投資活動에 관련된 諸時系列資料 역시 여타 巨視經濟變數와 마찬가지로 상기한 요소들이 상호작용하여 나타난 관측치인바, 自己回歸模型(autoregressive model), 自己共分散(auto-covariance), 스펙트랄密度(spectral density) 등 세가지 수단을 가지고 그 특성을 분석할 수 있다. 그러나 이러한 분석은 시계열자료의 안정성 가정하에서만 가능하므로 시계열자료의 안정성 여부에 관한 분석이 單位根 檢定과 共分散 檢定을 통해 먼저 이루어져야 한다. 왜냐하면 時系列이 안정적인 경우 그 시계열에 주어지는 무작위적 충격은 오직 잠정적인 효과만을 초래하는 반면, 時系列이 불안정한 경우에는 무작위적 충격이 누적되고 따라서 미래치에 대해 영속적인 영향을 미치기 때문에 時系列의 특성파악을 통한 예측에 있어서 安定性 與否는 중요한 관건이

된다^{1),2)}.

따라서 시계열의 안정성 여부에 대한 분석이 우선되어야 하고, 그 다음에 자기상관관계, 편자기상관관계, 스펙트랄密度 등에 대한 特性分析이 이루어져야 한다.

1. 時系列의 安定性

최근 일련의 연구들에 의해 GNP, 通貨量, 換率 등 주요한 巨視經濟變數들이 단위근을 많은 경우에 가지고 있음이 밝혀졌다³⁾. 建設活動과 관련된 제시계열자료, 즉 國民所得計定上의 建設投資와 建設投資活動의 先行指標인 建築許可延面積 및 建設工事受注額 등은 여타 거시경제변수들과 마찬가지로 단위근이 존재할 가능성이 있으므로 다른 통계적 분석에 앞서 안정성 여부에 대한 판정을 위해 단위근 검정을 해야 한다.

단위근 검정법은 여러가지가 존재하나 본고

에서는 기본적인 Dickey-Fuller(DF) 검정법과 Phillips-Perron(PP) 검정법을 병행하였다. DF검정법은 Dickey and Fuller(1979)에 의해 확립된 가장 널리 알려진 검정법으로서 단위근의 유무를 검정하고자 하는 시계열을 그 時差變數(lagged variable)와 몇 개의 時差差分變數(lagged differenced variables)에 회귀시킨 다음, 시차변수에 대한 계수의 최소자승추정치가 단위근과 유의하게 다른지를 t 값을 이용해서 검정하는 방법이다. 이 DF검정법은 nuisance parameter인 시차수에 따라 정확도가 크게 좌우되기 때문에 이러한 단점이 없는 Phillips and Perron(1988)에 의해 고안된 PP검정법을 보완적으로 사용하였다⁴⁾.

단위근 존재에 따른 불안정성을 파악하기 위해 단위근 존재유무를 검정하기 전에 추세 등 불안정성을 야기시키는 다른 요인을 먼저 제거한 후 단위근 검정을 실시하였다⁵⁾. <表 1>에 의하면 1차로 수준(level)을 갖고 행한 단위근검정결과 DF검정법은 其他建設 및 公共受注額을 제외하고는 단위근 존재에 대한 귀무가설을 5% 유의수준에서 기각하지 못하였다. 반면에 PP검정법은 모든 시계열자료가 5% 유의수준에서 단위근이 존재하고 있지 않음을 보여주고 있다. 2차로 차분(difference)을 갖고 단위근 검정을 한 결과, 주거용 건물건설을 비롯한 모든 건설활동 관련 시계열자료들은 5% 유의수준에서 단위근을 갖고 있지 않은 것으로 나타났다. 즉, 建設活動과 관련된 時系列資料들은 경기순환변동이나 추세변동은 하겠지만 일반적 巨視經濟變數와는 달리 단위근을 갖고 있지 않음으로써 불안정적이지는 않은 시계열자료로 보아도 무방하다 하겠다. 따라서 건설투자활동의 短期豫測模型을

- 1) 時系列의 안정성 여부에 대한 식별상의 문제가 예측치에 미치는 영향에 대한 자세한 논의는 崔範樹(1989) 참조.
- 2) 본고에서 다루어지는 시계열자료의 안정성은 단위근의 존재유무에 따른 안정성으로 일반적 시계열분석에서 쓰이는 weak stationarity와는 별개의 의미이다.
- 3) 시계열자료가 단위근을 갖는다 함은 동 시계열자료가 불안정적임을 암시하며 따라서 이후 안정성에 바탕을 둔 통상적인 回歸分析, 豫測 등은 상당한 제약을 받게 된다.
- 4) 본고에서는 RATS프로그램에 내재된 DF검정법과 PP검정법을 이용하여 검정통계량을 구했다.
- 5) 추세를 제거하기 위해서 時系列資料를 로그변환하여 단위근 검정을 행하였다. 원래는 계절변동까지 조정하여 단위근검정을 한 결과를 분석해야 하나, 본고의 목적이 계절조정전의 단기예측모형을 개발하는 것이라 계절조정은 행하지 아니하였으며, 季節調整을 하더라도 단위근 존재에 대한 결과는 달라지지 않는 것으로 판명되었다.

〈表 1〉 單位根 檢定結果

| | 標 本 數 (n) | 1次檢定(水準) | | 2次檢定(差分) | |
|-----------------------|--------------|------------|------------|------------|------------|
| | | DF TEST | PP TEST | DF TEST | PP TEST |
| 住居用 建物建設 (IFCBR) | 86 | -2.40 | -43.56* | - 5.27* | - 78.91* |
| 非住居用 建物建設 (IFCBNR) | 86 | -2.64 | -62.30* | - 5.75* | - 71.80* |
| 其他建設 (IFCNB) | 86 | -5.44* | -17.28* | - 6.08* | - 25.29* |
| 住居用 建築許可 (BCPD) | 86 | -2.24 | -36.41* | - 5.38* | -133.39* |
| 非住居用 建築許可 (BCPND) | 86 | -3.03 | -53.20* | - 4.10* | -391.70* |
| 公共建設受注 (COP) | 62 | -9.44* | -59.47* | -22.9* | -154.65* |

註 : 1) *표시는 단위근 존재에 대한 귀무가설이 기각되는 경우임.
 2) DF TEST의 임계치는 $n=100$, 5% 유의수준에서 -3.45임.
 3) PP TEST의 임계치는 $n=100$, 5% 유의수준에서 -12임.

설정함에 있어서 통상적인 회귀분석, 벡터자기회귀모형, ARIMA 등을 그대로 이용해도 무방하다고 하겠다.

2. 建設關聯 時系列資料의 特性

시계열자료의 특성을 검토하는 첫단계는 原時系列資料의 자기상관관계 혹은 이동평균관계를 살펴보는 것이다. 본고에서는 건설투자활동과 관련된 제시계열자료들의 추세를 그래프를 사용하여 원계열부터 차례로 검색함으로써 특성을 파악하였다. [圖 1]은 로그계열을 보여주고 있는바 건설활동을 나타내는 각종 지표들이 88년 이후 크게 늘어나고 있음을 알 수 있다. 특히 주거용 건물의 경우 88년 이후에는 추세를 크게 앞서가는 급증세를 보이고 있다.

[圖 2]는 각 시계열의 自己相關關係를 보여주고 있다. 우선 [圖 2]의 (가)로부터 분기별

國民所得計定上의 住居用 建物建設投資의 自己相關關係를 보면 동 시계열의 자기상관계수가 점차 감소하므로 어느 정도 추세가 있고, 4분기마다 자기상관계수가 다소 증가하는 것으로 보아 계절성이 존재함을 알 수 있다. 이러한 특성은 (나)의 住居用 建物建設投資의 先行指標에 해당되는 주거용 건축허가연면적에서도 나타나고 있다. [圖 2]의 (다)와 (라)는 非住居用 建物建設에 관한 시계열의 특성을 보여주고 있다. 비주거용 건물건설투자는 주거용보다 상당히 추세가 강하고 계절성이 거의 없는 것으로 나타났다. 이는 비주거용 건물건설이 주로 상업용 빌딩, 공장 등으로 주거용보다는 대형건설인 경우가 많아 일반적으로 건설기간이 긴 데서 기인한다고 볼 수 있다. 非住居用 建物建設의 先行指標인 非住居用 建築許可는 미약하나마 계절성을 나타내고 있어 대조적인바, 이는 건축허가는 경기순환에 민감한 반면 비주거용 건물건설의 평균

공기가 2년이상으로 길어 건설활동의 순환이 상당히 완만하게 나타나기 때문인 것으로 풀이된다. 한편 道路·鐵道·港灣 등 社會間接資本에 대한 투자와 스키장·골프장 등 레저 오락시설에 대한 투자로 구성되어 있는 其他建設은 추세가 존재하며, 계절성이 아주 두드러지게 나타났다.

[圖 3]은 각 시계열의 偏自己相關係數(partial autocorrelation coefficients)를 보여주고 있다. 편자기상관계수는 중간차수의 관측치의 설명력을 감안한 시차변수의 예측력을 보여준다. 다시 말해서 시차가 하나 더 추가됨에 따라 늘어나는 예측력을 나타내 주는 계수라고 할 수 있다.

[圖 3]에서 住居用 建物建設의 경우 시차 2부터는 설명력이 급속히 줄어드나 시차 5에서 갑자기 설명력이 증가하는 것을 알 수 있다. 非住居用 建物建設의 경우는 시차 1 이후의, 다시 말해서 전분기 이전의 관측치들은 예측에 크게 도움이 되지 않는 것으로 나타났다. 其他建設에서는 시차 5까지 높은 편자기상관관계를 보여주고 있다.

이상의 自己相關係數와 偏自己相關係數의 검색으로부터 살펴본 國民所得計定上의 건설투자 시계열들의 특성을 요약하면 추세성이 강하게 존재하고 있고 住居用 建物建設과 其他建設은 季節性도 있다는 것이다. 이러한 특성 외에 건설관련 시계열자료의 景氣循環有無를 파악하기 위해서는 스펙트랄 밀도함수의 분석을 행하여야 한다.

[圖 4]는 각 시계열자료의 스펙트랄 밀도함수를 보여주고 있다. 스펙트랄 밀도함수란 時間領域(time domain)하에서의 確率變數를 파워스펙트럼(power spectrum)을 이용하여 변

형시킨 것이다. 스펙트럼은 기본적으로 자기상관관계를 나타내는 自己共分散(autocovariance) 함수를 변형시킨 것으로 자기공분산함수와 같은 정보를 내재하고 있다. 그러나 포함된 정보가 다른 방법으로 표현됨으로써 특히 시계열자료의 循環變動(cyclical movements)의 파악에 유용하게 쓰인다. 주거용 건물건설의 스펙트랄 밀도함수는 주거용 건물건설활동이 1년 주기, 즉 계절성으로 불리는 초단기 순환과 6~8년 중기순환, 그리고 표본기간 전체에 걸치는 장기순환을 보여주었다. 반면에 비주거용 건물건설은 중기순환은 하지 않는 것으로 나타났고, 기타건설은 주거용 건물건설과 비슷한 순환을 하는 것으로 나타났다.

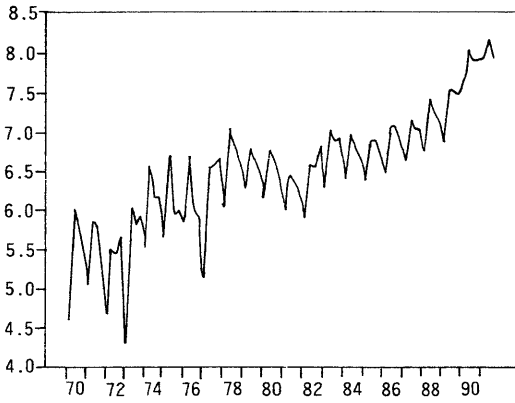
이상에서 살펴본 建設投資活動關聯 時系列資料들의 특성은 한마디로 趨勢性和 循環性이 뚜렷이 나타나고 있어 건설활동의 단기에측에 있어서 自己相關集積移動平均模型(ARIMA 모형)이 상당한 예측력을 나타낼 수 있음을 미루어 짐작할 수 있다. 또한 國民所得計定上의 建設投資의 特性이 선행지표인 건축허가 및 건설수주와 아주 유사하여 선행지표를 이용하면 좀더 정확한 예측을 할 수 있다고 하겠다.

3. 建設關聯 時系列資料의 景氣變動

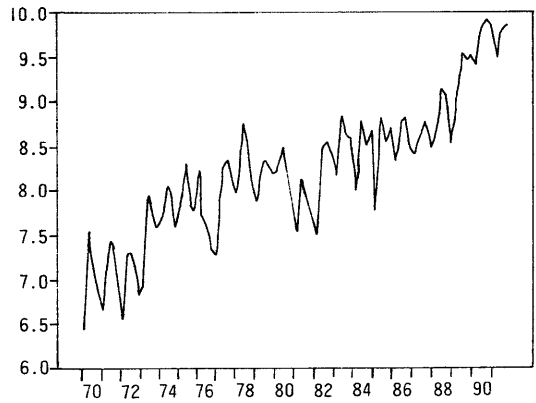
이상에서 建設關聯 時系列資料들은 대체로 단위근을 갖지 않음으로써 안정적이고 주기적인 循環變動을 하고 있으며, 시차변수의 설명력이 높다는 특성을 살펴보았다. 本節에서는 이러한 특성을 가진 건설관련 시계열자료들이 趨勢變動(trend movement), 季節變動(season-

〔圖 1〕 部門別 建設投資活動推移(로그系列)

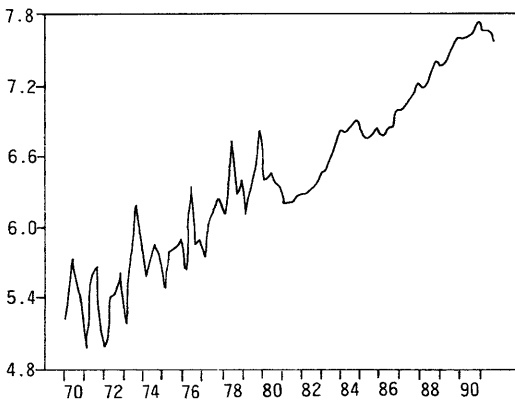
(가) 住居用 建物建設



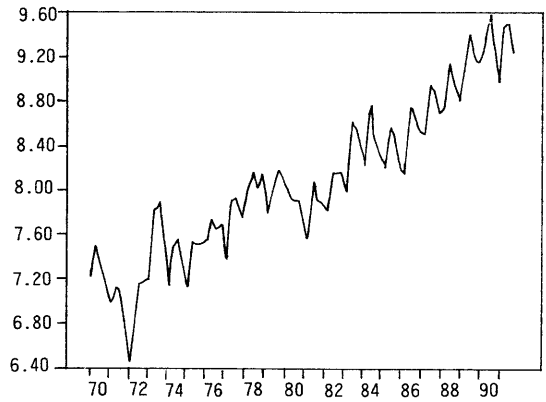
(나) 住居用 建築許可



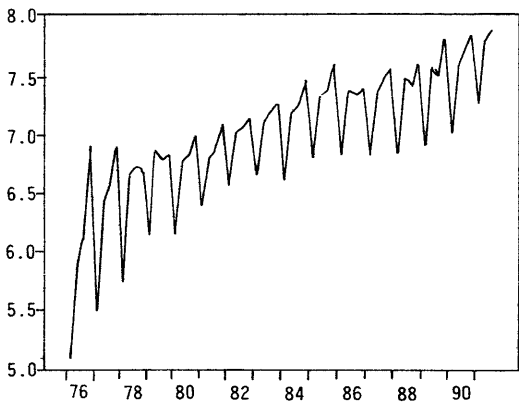
(다) 非住居用 建物建設



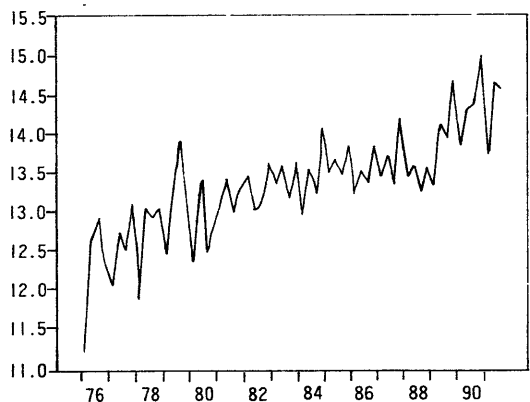
(라) 非住居用 建築許可



(마) 其他建設

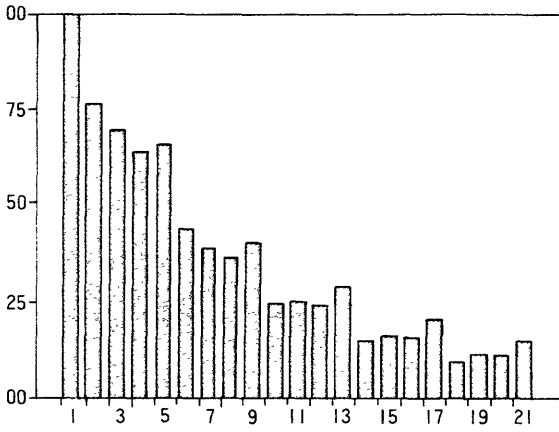


(바) 公共建設 受注額

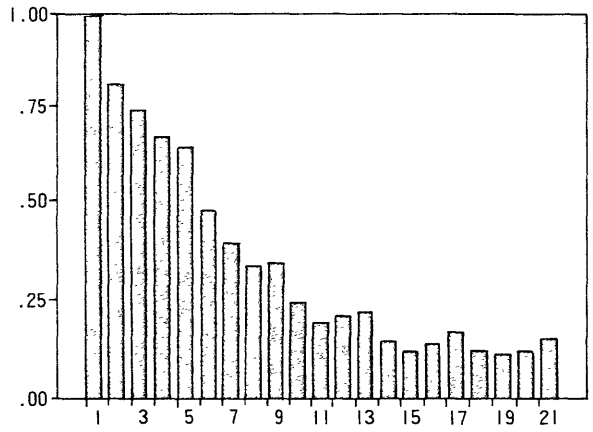


(圖 2) 建設投資關聯 變數들의 自己相關係數

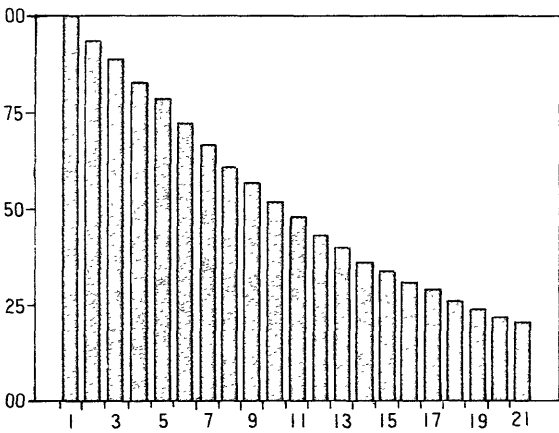
(가) 住居用 建物建設



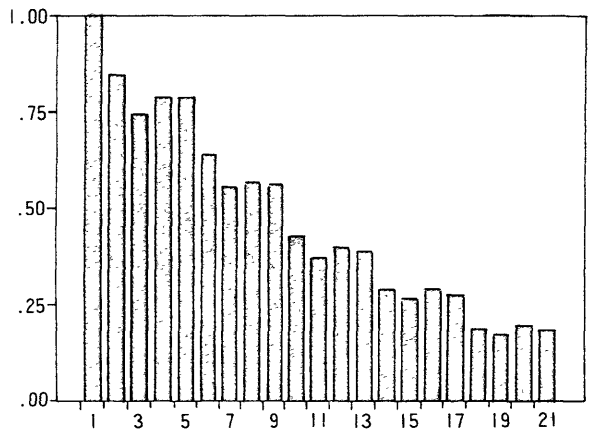
(나) 住居用 建築許可



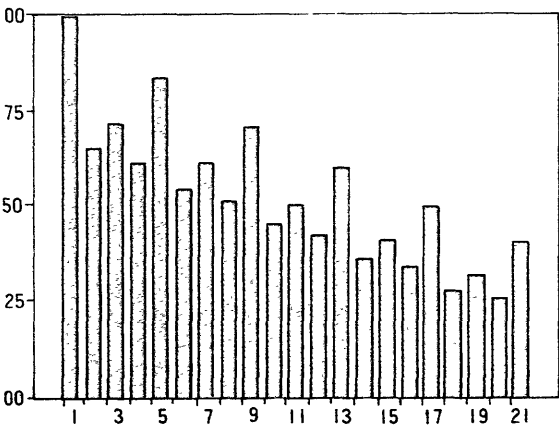
(다) 非住居用 建物建設



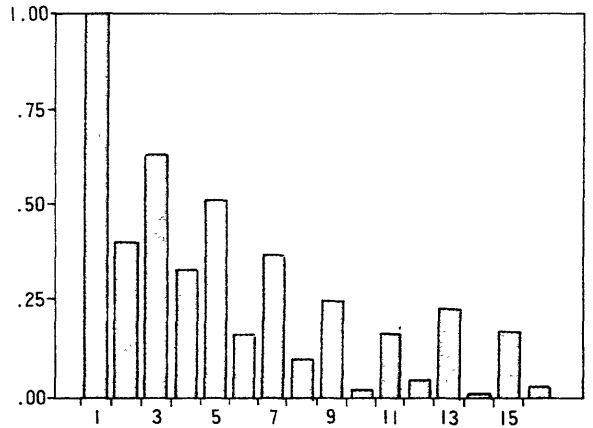
(라) 非住居用 建築許可



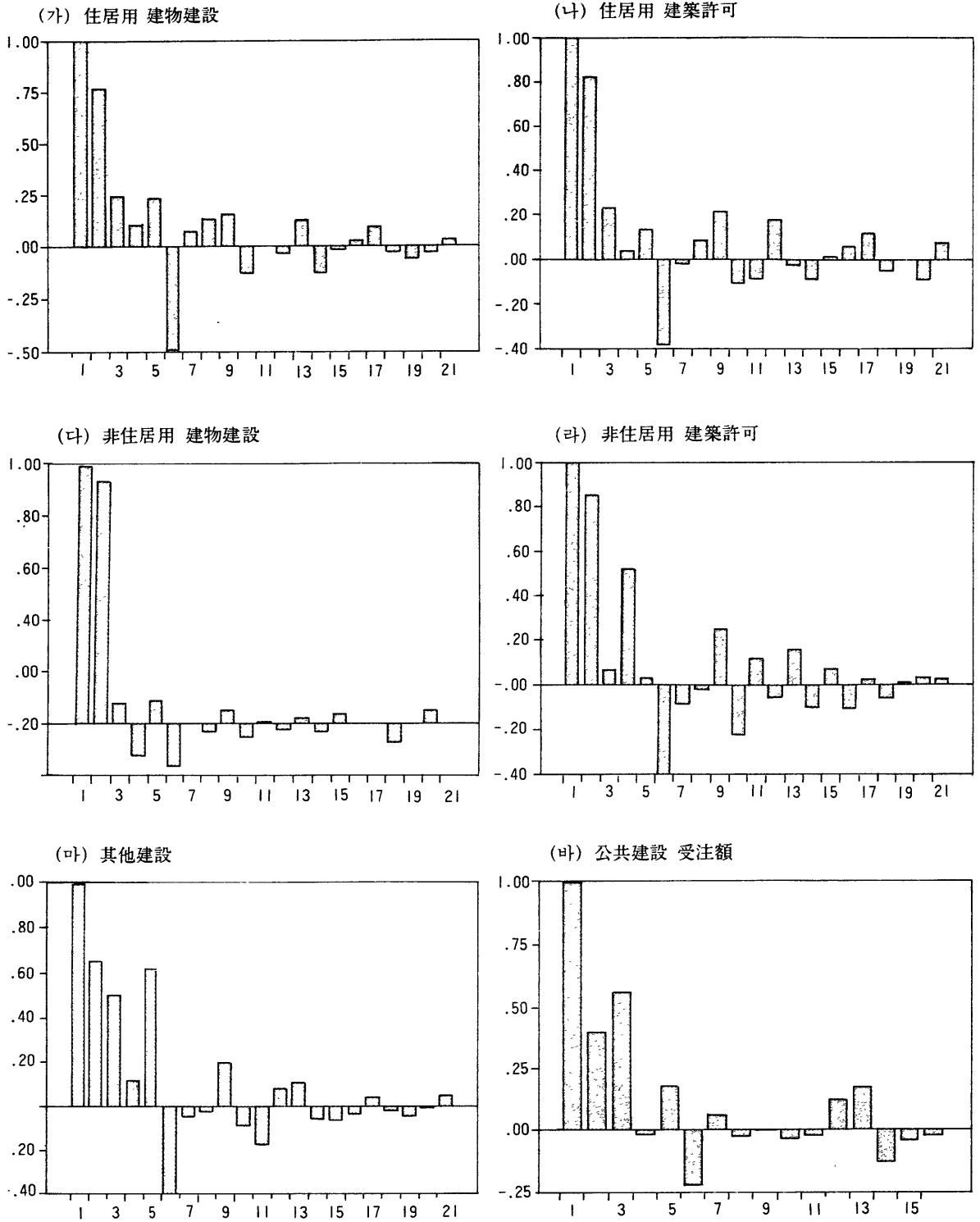
(마) 其他建設



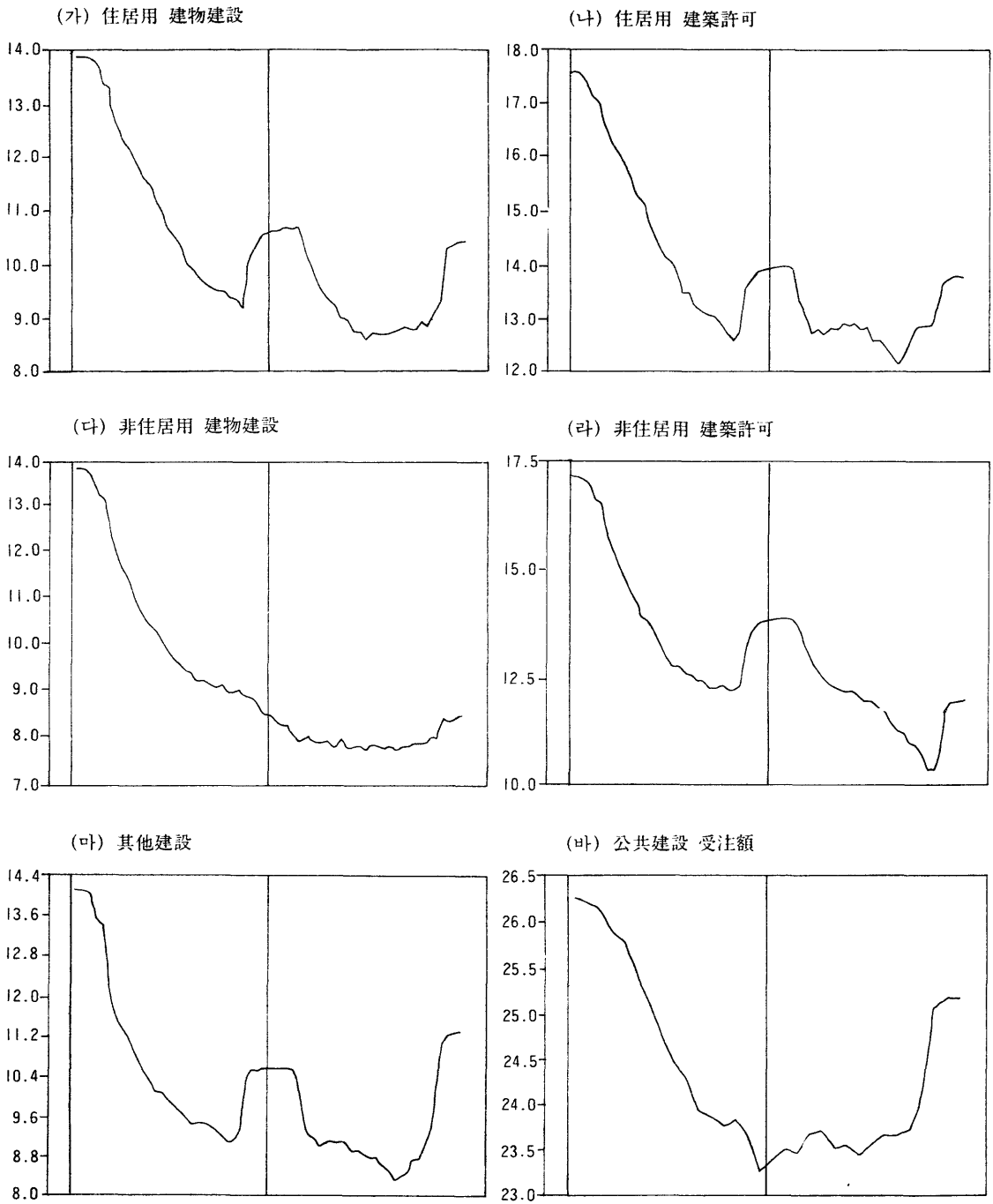
(바) 公共建設 受注額



[圖 3] 建設投資關聯 變數들의 偏自己相關係數



[圖 4] 建設投資關聯 變數들의 스펙트랄密度函數



al movement), 그리고 不規則變動(unexpected movement)을 제외한 순수한 실제경기변동을 어떠한 형태로 하고 있는가를 전년동기비 증가율을 가지고 살펴보겠다⁶⁾.

건설관련 시계열자료들의 전년동기비 증가율을 그래프로 표시한 [圖 5]에 의해 建設關聯 時系列資料들의 循環變動을 살펴보면 우선 住居用 建物建設은 73년, 78년, 83년, 90년에 정점에 달해 대체로 5~7년의 주기를 갖고 있고, 住居用 建築許可의 경우에는 이보다 6개월 내지 1년 앞서 정점에 이르러 비슷한 주기를 갖는 것으로 나타났다. 非住居用 建物建設의 경우에는 좀더 짧은 3~4년의 循環變動을 하여 왔는데, 80년대 이후에는 주기가 다소 늘어나는 경향을 보이고 있다. 한편 非住居用 建築許可의 순환변동은 주거용과 마찬가지로 6개월~1년 앞서 循環變動을 하고 있는 것으로 나타났다. 기타건설은 주거용 및 비주거용 건물건설보다는 不規則인 循環變動을 하고 있다.

結論的으로 建設關聯 時系列資料들은 대체로 일정주기의 中短期 循環變動을 하고 있으며, 投資活動의 先行指標들인 建築許可, 建設受注額 등도 비슷한 주기의 순환변동을 하고 있어 건설관련 시계열자료들의 短期豫測에 있어서 두 지표 사이의 시차관계 파악이 가장 중요한 과제임을 알 수 있다.

6) 실제경기변동을 파악하기 위해서는 回歸分析을 이용하거나 기타 X-11 ARIMA 등 통계적 기법을 이용하는 것이 좀더 정확한 분석이나, 본고에서는 본고의 목적이 경기변동 파악이 아닌 短期豫測模型의 선택에 있기 때문에 가장 간단한 방법인 전년동기대비 증가율을 이용하였다. 回歸分析을 이용한 景氣變動 分析에 관한 자세한 내용은 金寬永(1990) 참조.

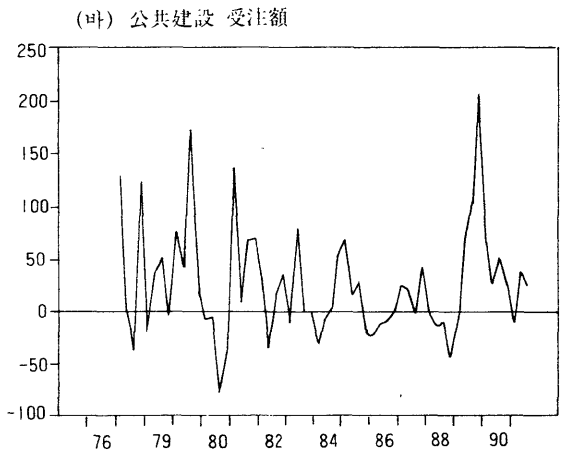
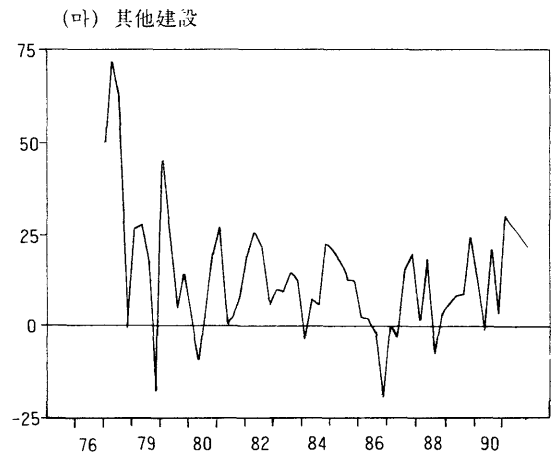
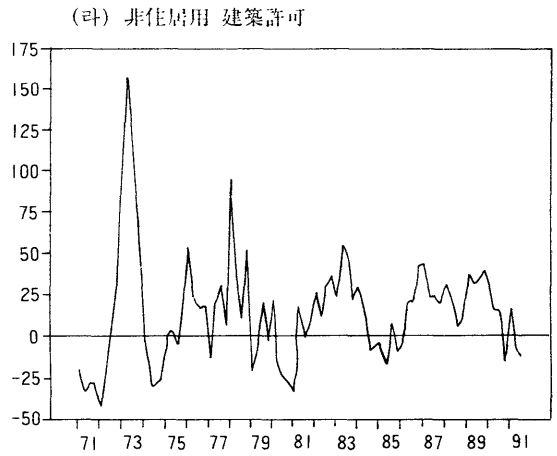
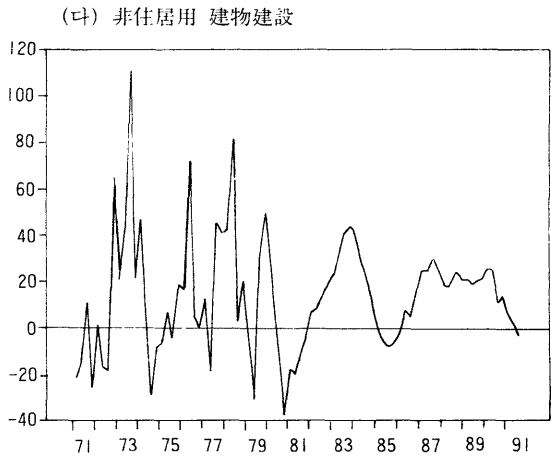
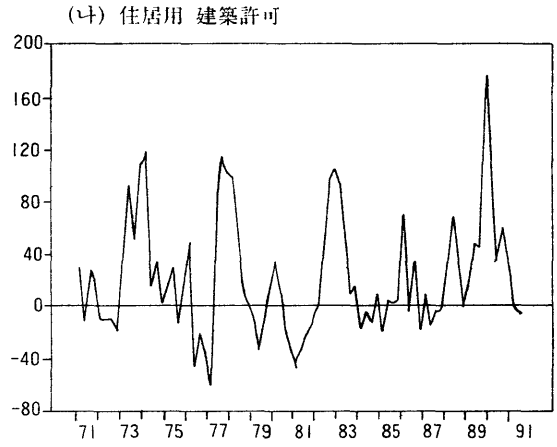
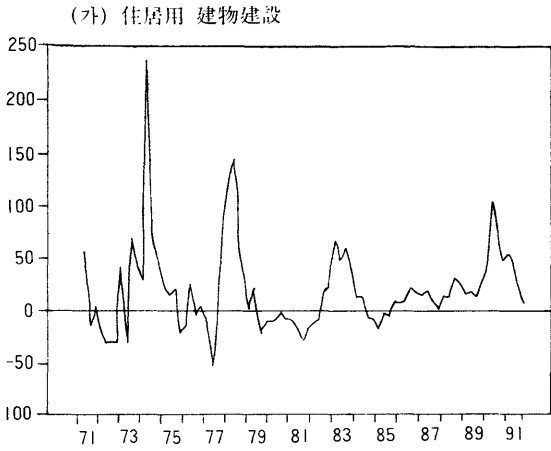
III. 建設投資活動의 短期豫測模型比較

이상에서 建設投資活動과 관련된 時系列資料들의 특성을 살펴보았다. 本章에서는 상기 특성들을 토대로 하여 建設投資活動의 短期豫測模型을 比較·分析코자 한다. 건설투자활동의 단기에측에는 다양한 기법을 적용한 몇가지 형태의 예측모형이 이용될 수 있다. 이들 短期豫測模型들은 공통적으로 과거의 변동상황이나 실적이 어떠한 통계적 규칙하에서 미래에도 나타날 것이라는 가정하에 다양한 통계적 기법을 적용하고 있다. 좀더 구체적으로 말하면 建設投資活動과 관련된 時系列資料들이 그 자체로서 어떠한 규칙을 갖고 변동한다는 가정하에 單變量 時系列模型(univariate time series model)에 의거 예측하기도 하고, 일반경제활동, 통화량 등 외부 요인의 변화에 의해 건설활동이 전망된다는 가정하에 獨立變數와 從屬變數間에 回歸分析을 행하여 미래에 대한 전망을 하기도 한다. 본고에서는 가장 대표적인 몇가지 모형을 각각 상술하고 이들의 예측력을 比較·分析하여 최선의 예측모형을 선택해 보겠다.

1. 單變量 時系列模型

단변량 시계열모형이라 함은 시계열자료 $\{x(t)\}(t=1, 2, \dots, n)$ 을 이에 대응하는 確率變數 $\{X(t)\}(t=1, 2, \dots, n)$ 의 관측치로 보고 미래에 대한 예측치를 $\{x(t)\}$ 의 과거실적으로만 파악된 推定確率變數 $\{\hat{X}(t)\}$ 에 의해 구

[圖 5] 建設投資關聯 變數들의 景氣循環



하는 방법을 쓰는 豫測模型이다. 예컨대 住居用 建物建設投資에 대한 예측은 다른 변수를 사용치 않고 오직 주거용 건물건설투자의 과거·현재 실적만을 사용하여 이를 미래에 연장·적용시켜 구하는 것이다. 이러한 종류의 모형 중에서 가장 보편적으로 넓게 쓰이는 방법이 自己相關函數와 偏自己相關函數를 이용하는 自己相關集積移動平均模型(ARIMA model)이다⁷⁾.

그러나 ARIMA모형에 의한 시계열의 예측은 건설투자의 최근 동향추세, 즉 급격히 늘어나고 있는 추세하에서는 乘法的 季節性調整技法(multiplicative seasonal method)의 적용으로 과대오차의 오류를 범할 확률이 커지게 된다.

다시 말해서 건설경기의 지나친 호황시는 실제보다 높게 예측을 하고, 지나친 불황시는 낮게 예측을 하는 경향이 있게 되는 것이다.

이러한 특성은 ARIMA모형에 의한 건설투자의 예측에서 그대로 나타났는바, 第3節에서 좀더 자세하게 다루겠지만 住居用 建物建設(IFCBR)과 非住居用 建物建設(IFCBNR)은 예측치가 실적치를 훨씬 상회하는 ‘+’ 오차를

시현하였고, 그 오차의 정도가 시간이 경과될수록 확대되었다. 반면에 기타건설은 큰 폭의 ‘-’ 오차를 나타내었다.

單變量 時系列模型의 가장 단순한 형태로 볼 수 있는 乘法線型趨勢豫測模型(multiplicative linear trend model; MLTM)은 「홀트-윈트너」線型趨勢模型(Holt-Wintner linear trend model)에 乘法的 季節變動(multiplicative seasonals)을 감안하여 시계열자료를 과거의 실적을 토대로 예측하는 모형이다⁸⁾. 즉, 과거의 추세는 그대로 연장하되 계절성을 감안하는 그러한 모형이다. 乘法線型豫測模型을 이용하여 구한 결과 ARIMA모형보다 더욱 큰 오차가 나타났다. 더욱이 오차가 한 방향으로 늘어나거나 줄어드는 등 일관성을 보이지 않고 무작위적으로 上下向偏倚를 보이고 있어 건설투자활동의 단기예측모형에는 적합하지 않은 것으로 나타났다.

2. 多變量 時系列模型

단일변수의 과거실적만을 토대로 동 변수의 미래실적에 대한 예측을 하는 것은 물가, 소득, 통화량 등 일반경제여건, 경제환경변화에 따른 경제정책의 변화 및 의지 등 건설경기의 적인 요인을 전혀 고려치 않고 건설경기를 단일변수로서만 파악함으로써 지나치게 단순화시킨 豫測模型이란 비판을 면할 수 없다고 하겠다⁹⁾. 따라서 예측의 정확도를 높이기 위해 建設投資動向과 관련된 多數의 行態方程式(behavioral equation)을 설정하고 이를 토대로 한 計量經濟模型, 즉 多變量時系列模型(multivariate time series model)을 만들어 예측에 이용하곤 한다. 이러한 방법을 사용하

7) ARIMA에 대한 자세한 논의는 Harvey(1991) 참조.

8) 본고에서는 RATS에 내제된 ESMOOTH 프로그램을 이용하여 乘法線型豫測模型을 예측하였으며 동 모형에 대한 자세한 논의는 Gardner(1985)와 RATS Manual(1988) 참조.

9) 최근 들어 주택건설을 비롯한 건설경기의 지나친 호황으로 물가상승, 불균형성장 등 巨視經濟運用上 많은 문제점이 노출되자 정부는 건축허가제한, 착공연기, 불요불급한 공공공사의 연기 등 건설경기 진정대책을 잇따라 수립·시행하고 있는바, 이는 건설투자에 크게 영향을 줄 수 있는 經濟環境變化에 따른 經濟政策의 變化로 볼 수 있다.

기 위해서는 두가지 접근방법이 고려될 수 있다. 첫째로, 一般均衡論에 입각하여 巨視經濟模型을 만들고 同模型에서 所得, 利率, 住宅價格, 物價水準 등 諸變數들로 구성된 構造方程式에 의하여 종합적으로 전망하는 방식 (general equilibrium approach) 과, 둘째로는 建設部門만을 따로 분리하여 建設部門內的 통계만을 가지고 전망하는 部分均衡方式 (partial equilibrium approach) 이 있다.

本稿에서는 주로 후자의 방식을 이용하여 다양한 통계적 기법을 적용한 예측모형간의 비교를 실시했으나, 部分均衡方式에 의한 建設投資의 豫測模型은 우선 선행지표만을 사용하여 예측하거나 건설투자에 영향을 주는 거시경제변수들도 설명변수에 포함시키는 예측모형으로 대분된다. 先行指標에 의한 豫測模型은 또한 분석도구로 어떠한 통계적 방법을 사용하는가에 따라 通常最小自乘法에 의한 單純豫測模型, 벡터自己回歸模型 (VAR모형) 등으로 구분되고, 巨視經濟變數를 포함시키면 巨視經濟模型의 단순한 축약형모형과 VAR모형 등으로 나누어진다.

가. 先行指標를 利用한 模型

우선 建設投資活動이 建築許可面積 및 建設受注額 등 先行指標들의 누적된 결과에 의해 영향을 받고 있다는 가정하에서 정립된 先行指標利用模型은 건설부, 건설협회 등 각 기관이 수집하여 발표하는 건설관련 각종 통계정보들을 사용하여 建設投資活動의 動向을 측정

하고 예측하는 模型으로서 여러 형태가 있을 수 있다¹⁰⁾. 本稿에서는 아주 단순한 모형으로서, 建設投資活動은 소득, 물가 등에 관한 일반경제여건과 관련된 정보 및 건축허가제한조치나 토지초과이득세 부과 등과 같은 일련의 경제정책에 관련된 정보들이 종합되어 내재되어 있다고 볼 수 있는 先行指標들에 의해서 주로 영향을 받으므로, 建設投資 중 建物建設活動은 建築許可面積의 時差變數 (lagged variable) 들에 의해 결정되고, 其他建設投資는 國內建設受注額 중 公共部門受注의 時差變數들로 설명된다고 가정하여 建設投資部門의 模型을 다음 식 (1)과 같이 구성하였다.

建設投資統計는 1970년 1/4분기부터 1991년 3/4분기까지의 國民所得計定 分期別資料를 사용하였고, 季節變動要因을 고려하기 위해 季節變動 假變數를 이용하였다¹¹⁾.

$$IFCBB_t = C_1 + \sum_{i=0}^k a_{1i} BCPD_{t-i} + b_{12}D_2 + b_{13}D_3 + b_{14}D_4 + e_{1t}$$

$$IFCBNR_t = C_2 + \sum_{i=0}^k a_{2i} BCPND_{t-i} + b_{22}D_2 + b_{23}D_3 + b_{24}D_4 + e_{2t} \dots \dots (1)$$

$$IFCNCB_t = C_3 + \sum_{i=0}^k a_{3i} COP_{t-i} + b_{32}D_2 + b_{33}D_3 + b_{34}D_4 + e_{3t}$$

상기 각각의 방정식에서 時差를 결정하기 위해 시차가 0부터 8사분기까지 시차가 있을 경우를 각각 回歸分析하여 時差決定統計量인 「아카이케」(Akaike) 통계치와 「슈바르츠」(Schwartz) 통계치를 구하였다. 「아카이케」통계치와 「슈바르츠」통계치는 모두 獨立變數의 時差의 數(number of distributed lags)를

10) 建設動向의 短期豫測體系에 관한 여러 분석기법은 國土開發研究院(1989) 참조.

11) 變數定義는 <附錄 I> 참조.

〈表 2〉 時差(distributed lags) 決定을 위한 檢證結果

| 時 差 | 建物建設 | | 住居用 建物建設 | | 非住居用 建物建設 | | 其他建設 | |
|------|----------|----------|-----------------|----------|------------------|----------|------------------|----------|
| | Akaike | Schwartz | Akaike | Schwartz | Akaike | Schwartz | Akaike | Schwartz |
| 0 | 15.3020 | 15.4554 | 14.3939 | 14.5472 | 14.6405 | 14.7938 | 15.2222 | 15.4099 |
| 1 | 14.6732 | 14.8572 | 14.1285 | 14.3125 | 13.9685 | 14.1525 | 15.2038 | 15.4289 |
| 2 | 14.5191 | 14.7337 | 14.1114 | 14.3261 | 13.2470 | 13.4616 | 15.0663 | 15.3289 |
| 3 | 14.3441 | 14.5894* | 13.9060 | 14.1514* | 13.0691 | 13.3144* | 14.9665 | 15.2667 |
| 4 | 14.3289* | 14.6049 | 13.8970 | 14.1730 | 13.0877 | 13.3637 | 14.9335 | 15.2712 |
| 5 | 14.3476 | 14.6543 | 13.8644 | 14.1710 | 13.1115 | 13.4182 | 14.8607 | 15.2359 |
| 6 | 14.3618 | 14.6991 | 13.8636 | 14.2009 | 13.0097 | 13.3470 | 14.5750 | 14.9878 |
| 7 | 14.2586 | 14.6266 | 13.6654 | 13.0335 | 12.9801* | 13.3481 | 14.4237 | 14.8740 |
| 8 | 14.2788 | 14.6775 | 13.6578* | 14.0565 | 13.0012 | 13.3999 | 14.2022* | 14.6900 |
| 時差變數 | 建築許可延面積 | | 住居用 建築許可 延面積 | | 非住居用 建築許可 延面積 | | 公共部門 建設工事 受注額 | |

註: *는 최소치를 나타내는 時差를 표시한 것임.

결정하는 판단기준으로서 시차길이(lag length)는 각각의 통계치를 최소화할 때 정해진다¹²⁾.

〈表 2〉에서 보면 建物建設의 경우 總建築許可面積이「아카이케」기준으로는 4사분기, 그리고「슈바르츠」기준으로는 3분기 정도 시차까지 영향을 주는 것으로 나타났다. 또한 住居用 建物建設은 住居用 建築許可延面積이「슈바르츠」기준으로 모두 4분기 정도 영향을 미치는 것으로 나타났다. 일반적으로 착공 시점으로부터 단독주택이나 연립주택의 건설기간이 7~9개월이고, 저층아파트는 12~15개월, 고층아파트는 18~24개월 소요되는 것과 건축허가와 착공까지 평균 3~4개월이 소요되는 것을 감안하고, 최근의 住宅建設趨勢가 단독주택보다는 연립 및 아파트 등 공기가 1년 반 내지 2년이상 소요되는 공동주택의 비중이 높아지고 있는 점을 감안하면 합리적인 결과

라고 판단된다. 非住居用 建物建設의 경우도「아카이케」는 7분기, 「슈바르츠」는 3분기를 결정하고 있는바, 소형공장 및 건물의 건설이 10~12개월 소요되고, 대형공장 및 빌딩은 24개월 이상 소요되는 것으로 알려져 있어 7개 시차가 합리적인 시차로 보이나 5분기 이후의 시차계수의 t 統計量이 지나치게 낮아 3개의 時差를 주었다. 한편 其他建設의 경우 시차가 뚜렷하게 나타나고 있지 않으나 동 기준으로 보아 합당하다고 믿어지는 4개의 時差를 주었다.

〈表 2〉에서 구한 시차와 식 (1)을 토대로 建設投資活動에 대한 回歸分析을 한 結果는 〈附錄 II〉에 수록되어 있는바, 回歸分析은 通常最小自乘法(ordinary least square method)에 의하여 1차 추정하였으나, 「더빈-왓슨」검증결과 오차항의 自己相關(autocorrelation)이 많은 것으로 나타나「코크란-오르컷」(Cochrane-Orcutt) 방식으로 1次 自己相關을 제거하였다. 회귀분석결과 住居用 建物建設의 경우는 당해

12) Akaike(1973)와 Schwartz(1978) 참조.

분기와 3분기의 영향을 많이 받는 것으로 나타나고 있으며, 非住居用 建物建設의 경우에는 時差 2期の 建築許可延面積이 가장 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다. 其他建設의 경우에는 時差 1期の 公共建設受注額이 가장 큰 영향을 미치는 것으로 나타났는데, 이는 대형 공사의 발주가 많은 특성을 고려할 때 의외의 결과라고 생각된다.

先行指標를 이용한 두번째 모형은 誤差修正 模型(error correction model)을 들 수 있다. 오차수정모형은 단기적으로 종속변수의 변동폭이 급증하거나 혹은 모형에 나타나 있지 않는 외부적인 요인에 의한 구조적 영향으로 오차항이 변동할 때 이를 수정하기 위한 모형이다. 즉, 간단히 설명하면, 종속변수가 어떠한 요인에 의하여 단기적으로 長期安定的 均衡狀態(long-run steady solution)에서 벗어날 경우 그 영향은 오차항에서 나타나기 때문에 이를 수정하여야만이 좀더 정확한 예측을 할 수 있다는 것이다. 최근의 建設投資動向을 보면 住宅 200萬戶 建設計劃, 新都市建設計劃 등 과거에는 없었던 정부의 강력한 공급확대 정책으로 건설투자가 급증세를 유지하고 있는 듯하므로 오차수정모형의 적용이 상당한 논리적 타당성을 갖고 있는 것으로 보이나, 이미 第2章에서 건설관련 시계열자료들은 단위근을 갖지 않음으로써 안정적인 것으로 판명되어

오차수정모형은 건설경기 예측에는 불필요한 모형이라 하겠다.

先行指標만을 이용한 세번째 모형은 벡터自己回歸模型(vector autoregression model; VAR모형)이다. 벡터自己回歸模型은 經濟構造에 대해 사전적 지식이 전혀 없는 것을 전제로 한 非制約的 縮約型(unrestricted reduced form)의 모형을 추정하는 방법이다. Sims(1980)에 의해 정립된 벡터자기회귀모형은 기존의 構造的 模型(structural model)과 같이 변수들을 내생, 외생으로 사전적 구분없이 동일하게 내생으로 취급하며, 時差構造(lag structure)에도 제약을 주지 않고 모든 변수에 동일한 시차를 부여하여 시차간의 완전한 상호작용을 허용하고 있다. 따라서 변수간의 동학적인 관계를 객관적으로 파악할 수 있는 장점이 있지만 계수의 수가 과다하게 발생하는 단점도 있다. 따라서 이같은 단점을 개선하기 위해 시차의 수에 제한을 두고 추정하는 것이 일반적인 관례로 되어 있으며, 시차를 얼마까지 두는가에 대한 선택은 표본 밖의 예측오차를 가장 작게 하는 것을 선택하는 「아카이케」 기준과 시차의 수를 바꾸어서 추정한 추정오차의 행렬식의 결정계수의 크기를 비교하는 最尤度比率檢證法(maximum likelihood ratio test) 등을 사용한다¹³⁾.

나. 巨視經濟變數를 利用한 縮約型 模型

한편 國民計定을 이용하는 방법으로는 建設投資活動이 巨視經濟活動과 밀접한 연관을 맺고 있다는 가정하에 所得水準, 物價水準, 通貨量 등 대표적인 巨視經濟變數들에 의해 건설투자수준이 결정되고 있음을 縮約型模型(reduced form)으로 건설경기를 추정하는 것

13) 벡터자기회귀모형의 경우 Bayesian Prior를 사용해서 변수의 과다로 인한 예측력 저하를 방지하는 방법도 있으나 그 결과가 크게 차이가 없고, Bayesian Prior의 설정시 임의성이 추가되어 건설경기 단기예측모형에는 큰 도움이 되지 않아서 비축약형 VAR모형을 그대로 사용하였고, Bayesian Prior를 사용하는 모형에 대해서는 추후에 좀더 많은 연구검토가 필요하다고 하겠다.

이다. 즉, 식 (2)에서 보는 바와 같이 實質建設投資는 과거 네 사분기의 GNP평균, 실질 통화량의 변화량, 과거 네 사분기의 실질 시장이자율의 평균 및 전기의 실질건설투자에 의해서 결정된다고 보았다¹⁴⁾.

$$IFC = f(GGNP, M2RA, RRA, IFC(-1))$$

.....(2)

$$GGNP = (GNP + GNP(-1) + GNP(-2) + GNP(-3))/4$$

$$M2RA = \Delta M2R$$

$$RRA = (RR(-1) + RR(-2) + RR(-3) + RR(-4))/4$$

또한 상기 모형을 벡터자기회귀모형으로도 추정하였다.

3. 建設投資活動 短期豫測模型의 比較

<表 3>에는 상기한 다양한 건설경기 단기에 측 모형들의 결과가 나타나 있다. 모형의 우열을 가리는 기준으로는 조정결정계수(\bar{R}^2), RMSE(Root Mean Square Error), 「더빈-왓슨」통계치, 그리고 예측과 실적 사이의 오차율 등 여러가지가 있다. 그러나 이 중 어느 한 기준만을 선택하여 판단하기보다는 다양한 기준을 종합적으로 보는 것이 좀더 올바른 결정方式이라 하겠다.

우선 說明變數의 說明力을 나타내는 決定係

數를 살펴보면 대부분의 계량모형에서 90% 이상을 나타냈고, 특히 벡터자기회귀모형의 결정계수가 타모형에 비해 비교적 높은 것으로 나타났다. 한편 모형의 整合性(goodness of fit)을 나타내는 RMSE를 보면 벡터자기회귀모형이 가장 낮고, 다음으로 單純回歸模型이며, 單變量時系列模型들은 RMSE가 매우 높아 建設投資短期豫測模型으로서 그다지 적합하지 않은 것으로 나타났다. 오차항의 시간적 독립성을 나타내는 「더빈-왓슨」통계량은 벡터자기회귀모형의 구조상 그대로 모두 독립적인 것, 즉 오차항의 자기상관관계가 없는 것으로 나타났다.

時系列資料의 고전적 회귀분석모형에서 예측력 평가는 상기한 기준 외에도 Chi-square 검증법이 일반적으로 많이 쓰이고 있다. 만약 說明變數를 $X = (X_1, X_2, \dots, X_t)$ 및 $X_t^{(0)} = (X_{t+1}, \dots, X_{t+l})$ 이라 하고, 從屬變數를 $y' = (y_1, y_2, \dots, y_t)$ 및 $y_t^{(0)} = (y_{t+1}, \dots, y_{t+l})$ 이라 하면 표본의 예측치(post sample prediction)는 $l \times 1$ 벡터인 $\hat{y}_t^{(0)} = X_t^{(0)'} \hat{\beta}$ ($\hat{\beta}$ 는 추정계수벡터)로 주어진다. 만약 실제모형의 오차항이 정상분포를 하고 있다면 $(y_t^{(0)} - \hat{y}_t^{(0)})' \{I + X_t^{(0)'} (X'X)^{-1} X_t^{(0)'}\}^{-1} (y_t^{(0)} - \hat{y}_t^{(0)}) / \sigma^2$ 은 Chi-square 분포를 하게 되고 따라서 S^2 이 t 까지의 회귀 분석결과 σ^2 의 不偏倚推定值(unbiased estimation)라고 판단이 되면 $\xi^*(l) = (y_t^{(0)} - \hat{y}_t^{(0)})' \{I + X_t^{(0)'} (X'X)^{-1} X_t^{(0)'}\}^{-1} (y_t^{(0)} - \hat{y}_t^{(0)}) / l s^2$ 는 $(l, t-k)$ 자유도를 갖는 F 분포를 하게 된다¹⁵⁾. 물론 이러한 결론은 모형이 옳게 정립되었고 σ^2 을 포함한 모든 매개변수가 일정하다는 가정하에서 도출된 것이다. 그러나 최근의 건설투자동향을 보면 과거 유례없는 정부

14) 본 모형은 韓國銀行의 분기별 巨視經濟模型 중 建設投資部門을 그대로 원용한 모형이다.

15) k 는 독립변수의 수이다.

〈表 3〉 建設景氣 短期豫測模型 比較

| | | 先行指標 이용 | | 國民計定 이용 | | ARIMA | 線型趨勢模型 (MLTM) |
|--------|-------------|---------|------|---------|------|-------|---------------|
| | | 單純模型 | VAR | 單純模型 | VAR | | |
| IFC | \bar{R}^2 | — | — | 89.1 | 98.3 | — | — |
| | RMSE | — | — | 29.6 | 11.4 | — | 32.2 |
| | D.W. | — | — | 2.20 | 2.30 | — | — |
| IFCBR | \bar{R}^2 | 97.1 | 96.8 | — | — | 92.6 | — |
| | RMSE | 20.4 | 5.4 | — | — | 30.2 | 50.6 |
| | D.W. | 1.91 | 1.59 | — | — | 1.99 | — |
| IFCBNR | \bar{R}^2 | 98.3 | 96.3 | — | — | 94.2 | — |
| | RMSE | 13.0 | 7.9 | — | — | 24.6 | 16.2 |
| | D.W. | 2.03 | 1.81 | — | — | 1.87 | — |
| IFCNB | \bar{R}^2 | 91.2 | 97.3 | — | — | 93.9 | — |
| | RMSE | 25.5 | 5.4 | — | — | 11.2 | 42.9 |
| | D.W. | 2.65 | 1.64 | — | — | 1.90 | — |

註：VAR 模型은 로그수치를 사용하고 그 외에는 원계열로 추정.

〈表 4〉 單變量 時系列模型의 誤差率 比較

(단위 : %)

| | 1991 | | | |
|------------|-------|-------|-------|------|
| | 1/4 | 2/4 | 3/4 | AAPE |
| 1. 線型趨勢模型 | | | | |
| IFCBR | -31.7 | -1.7 | 10.6 | 14.7 |
| IFCBNR | 2.2 | 4.7 | 15.2 | 7.4 |
| IFCNB | -11.3 | -5.9 | -11.3 | 9.5 |
| 2. ARIMA模型 | | | | |
| IFCBR | 2.1 | 7.4 | 10.8 | 6.8 |
| IFCBNR | 5.1 | -0.1 | 9.5 | 4.9 |
| IFCNB | -14.7 | -22.3 | -19.6 | 18.9 |

註：1) 오차율 = $\frac{\text{예측치} - \text{실적치}}{\text{실적치}} \times 100$

2) AAPE는 절대예측오차평균(average absolute prediction error)임.

의 강력한 주택공급확대정책의 추진, 토지초과이득세 등 토지공개념도입에 의한 세금부담을 덜기 위한 건설붐, 임대료상승에 따른 건설증가 등 투자규모가 과거의 추세에서 크게

벗어난 급증세를 지속하고 있어 상기한 가정들, 즉 모든 매개변수의 안정성이 충족되지 않고 있다. 따라서 전통적 형태의 모형선택방식을 사용하기보다는 보다 단순한 방식인 예

〈表 5〉 多變量 時系列模型의 誤差率 比較

(단위 : %)

| | 1991 | | | |
|-------------|-------|-------|-------|------|
| | 1/4 | 2/4 | 3/4 | AAPE |
| I. 先行指標 이용 | | | | |
| 1. 單純豫測 | | | | |
| IFCBR | -13.5 | -10.2 | 16.5 | 13.4 |
| IFCBNR | 2.1 | 3.6 | 8.7 | 4.8 |
| IFCNB | -39.5 | 12.0 | -21.7 | 24.4 |
| 2. VAR模型 | | | | |
| IFCBR | -23.8 | -2.9 | 4.9 | 10.5 |
| IFCBNR | -2.2 | 9.9 | 3.9 | 5.3 |
| IFCNB | -12.4 | -0.4 | -3.6 | 5.5 |
| II. 國民計定 이용 | | | | |
| 1. 單純模型 | | | | |
| IFC | -1.8 | -27.5 | -17.3 | 15.5 |
| 2. VAR模型 | | | | |
| IFC | -13.2 | -0.0 | 4.7 | 6.0 |

註 : 1) 오차율 = $\frac{\text{예측치} - \text{실적치}}{\text{실적치}} \times 100$

2) AAPE는 절대예측오차평균(average absolute prediction error)임.

측치와 실적치의 차이를 나타내는 오차율을 비교하고 앞서 설명한 \bar{R}^2 , RMSE 등을 감안하여 종합적인 판단을 내리는 것이 타당하다고 할 수 있다.

[圖 6]은 諸模型들의 예측치를 나타낸 그래프이고, 〈表 4〉와 〈表 5〉는 諸模型들의 오차율을 비교한 표이다. 이는 70년 1/4분기부터 90년 4/4분기까지의 時系列資料를 사용하여 건설투자활동에 대한 모형을 앞서 언급한 다양한 형태로 추정한 다음, 각 모형별로 91년 1/4분기에서 91년 3/4분기까지 세 사분기의 예측치를 구하여 이를 실제 실적치와 비교분석한 표이다. 오차율은 예측오차를 실적치에 대한 백분율로서 구하였고 세 사분기의 오차율의 절대평균값인 절대예측오차평균치(AAPE: average absolute prediction error)를 주요평

가기준으로 사용하였다. 우선 주거용 건물건설의 경우를 보면 ARIMA모형이 6.8%의 가장 낮은 AAPE를 나타내었고 다음으로는 VAR모형(10.5%) 순으로 나타났다.

일반적으로 ARIMA모형을 제외하면 91년 1/4분기에 대한 예측은 대부분 큰 폭의 과소평가를 나타내었는데, 이는 ARIMA모형의 예측은 주로 최근 자료에 의해 가장 많은 영향을 받기 때문에 극단점(outlier)의 성격을 갖는 최근의 과열주택건설경기가 많이 고려된 반면, 여타모형은 과거로부터의 추세가 예측에 중요한 역할을 하기 때문에 최근의 주택건설투자활동을 다소 과소평가하였기 때문이다. 한편 오차율의 추이를 보면 AAPE가 가장 낮은 ARIMA모형의 경우 시간이 경과할수록 오차율이 커지는 반면, VAR모형은 시간이

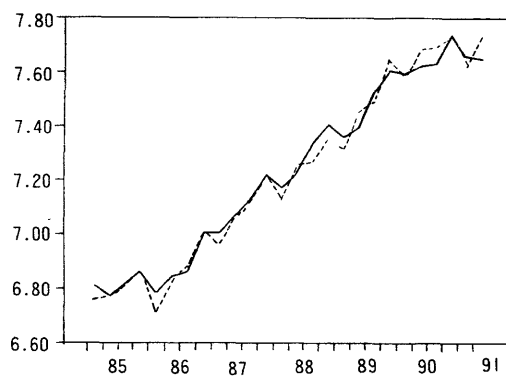
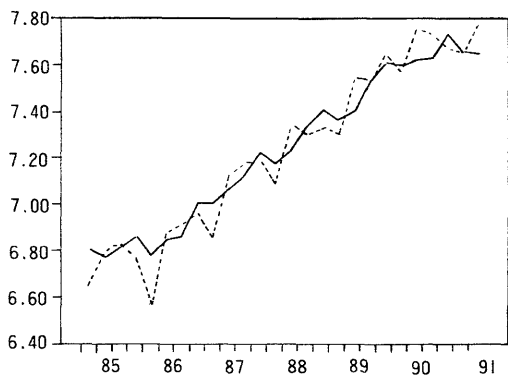
〔圖 6〕 建設投資活動의 豫測力 比較¹⁾

(1) 先行指標 이용 單純豫測模型

(2) 先行指標 이용 VAR模型

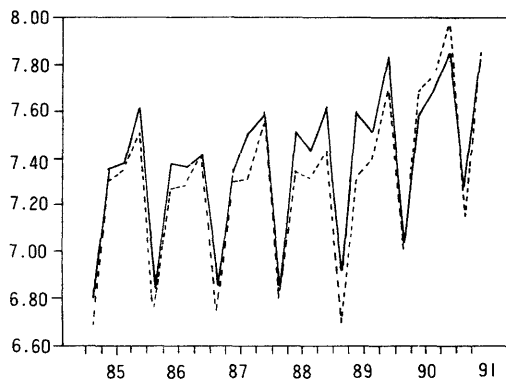
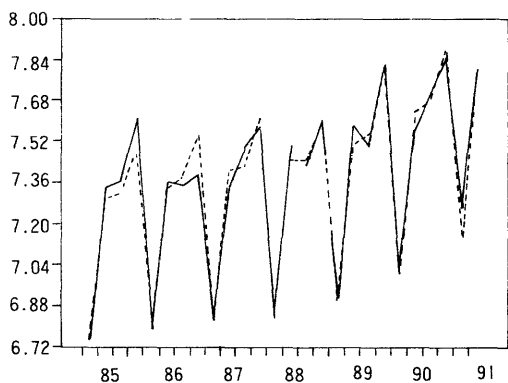
(가) 住居用 建物建設

(가) 住居用 建築許可



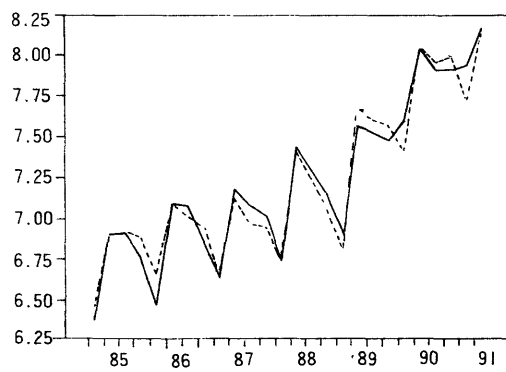
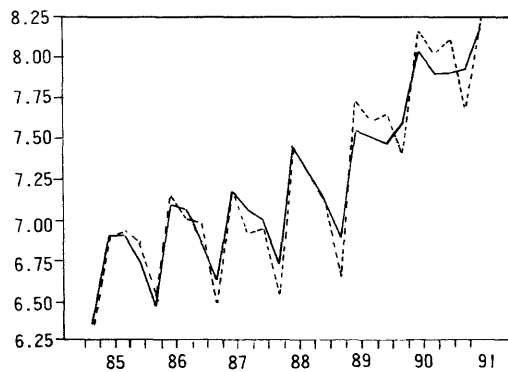
(나) 非住居用 建物建設

(나) 非住居用 建築許可



(다) 其他建設

(다) 公共建設 受注額



註 1) 실선은 實績值이고 점선은 豫測值임.

경과할수록 오차율이 작아지는 특성을 보였다¹⁶⁾.

비주거용 건물건설의 경우 대체적으로 모든 모형들이 주거용 건물건설보다는 낮은 오차율을 나타내었다. 이 또한 최근의 주택건설경기가 비정상적으로 활황을 보인 반면, 상업용 빌딩, 공장 등 비주거용 건물건설은 경기순환에서 크게 벗어나지 않았기 때문으로 보인다. 비주거용 건물건설의 예측오차는 단순예측모형이 4.8%로 가장 낮고, MLTM모형이 7.4%로 가장 높았으나 대부분 모형의 AAPE가 5% 내외의 낮은 수준에 머물러 있어 안정적인 時系列의 경우 모형정립의 차이에 따른 예측력의 차이가 그다지 크지 않은 것으로 나타났다.

기타건설의 경우에는 모형별로 APPE가 VAR의 5.5%에서 선행지표를 이용한 단순예측모형의 24.4%까지 커다란 차이를 보였다. 특히 1/4분기 예측의 경우 예외없이 각 모형이 마이너스誤差를 나타내었다. VAR모형의 경우 1/4분기 이후에는 예측오차가 5% 미만으로 예측력이 우수한 것으로 나타났으며, 여타모형의 경우에는 2/4분기 이후 예측오차가 점점 커져 예측신뢰도가 저하되는 것으로 나타났다.

한편 건설투자를 부문별로 예측하지 않고 묶어서 하나의 변수로 사용, 예측한 국민계정

이용 모형의 경우 단순모형보다는 6.0%의 AAPE를 나타낸 VAR모형의 예측이 우수한 것으로 보인다. 특히 단순모형은 시간이 경과할수록 예측오차가 큰 쪽으로 증가하는 반면, VAR모형은 시간이 경과할수록 예측오차가 감소하는 추세를 보였다.

IV. 結 論

최근의 建設投資動向을 살펴보면 1992년도는 1991년도에 비해 건설투자활동이 크게 둔화될 조짐을 보이고 있다. 그러나 1990년, 91년에 지속된 건설투자활동의 과열은 경제운용에 많은 어려움을 던져주었다. 政策當局에서는 이러한 短期建設投資活動의 豫測을 제대로 하지 못함으로써 건설경기과열에 따른 폐해를 사전적으로 예방하지 못하고, 事後的으로 그나마 수차례에 걸쳐 치유책을 시행하였다. 이 모든 시행착오는 건설투자활동에 대한 短期豫測模型을 그때그때의 경제여건에 맞게 설정하지 못하였기 때문이다.

이제 建設投資의 對GNP比重은 20%를 넘어섰고 우리 경제가 선진권으로 접근하면 접근할수록 同 比重은 점차 확대되어, 短期巨視經濟運用に 있어서 휘발성(volatility)이 강한 건설투자활동의 단기예측은 아주 중요한 과제라 하겠다. 本稿에서는 이러한 취지에 입각하여 다양한 형태의 短期豫測模型을 제시하고 모형별 특성을 파악한 다음, 최근의 經濟與件에 맞는 短期豫測模型을 제시하였다.

이상 종합적으로 살펴볼 때, 單變量時系列模型보다는 多變量時系列模型이 시간이 경과

16) 모형간 예측오차율을 비교함에 있어서 1기앞 예측 수개의 평균, 2기앞 예측 수개의 평균 등 평균예측오차를 비교하여야 좀더 자세한 모형간 예측력 비교가 될 수도 있다고 하겠으나 本稿에서는 작업의 번잡성에 비해 크게 득이 없고, 또한 本稿의 목적이 建設投資의 活況時期에 향후 6개월 내지 1년간의 建設投資活動에 대한 예측을 다루는 것이라 91년 세 사분기의 예측오차만의 평균으로 比較·分析하였다.

할수록 예측오차가 커지지 않는다는 점에서 우수한 예측모형이라 할 수 있다. 또한 다변량시계열모형 중에서 先行指標를 이용하여 建設投資活動을 묶어서 예측하든지, 아니면 建設投資活動 全體를 所得, 利率 등 일반 경제조건을 나타내는 지표들을 獨立變數로 사용

하여 종합하여 예측하든지간에 커다란 차이점이 발견되지 않았다. 다만 건설투자활동의 단기예측에 있어서 VAR模型이 통상최소자승법을 사용하는 통상적인 모형이나 오차수정모형보다 整合性, 決定係數, 誤差率 등 모든 면에 있어서 豫測力이 우수한 것으로 평가되었다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

經濟企劃院, 『韓國統計月報』, 各年 各月號.
 國土開發研究院, 「建設動向의 短期豫測體系에 관한 研究」, 1989. 12.
 金寬永, 「建設投資活動의 展望」, 『KDI 分期別 經濟展望』, 1990년 여름호.
 金幸永, 「1990년 國內建設景氣展望」, 『國土情報』, 國土開發研究院, 1990년 1월호.
 沈相達, 「經濟構造의 變動과 經濟豫測-變動係數백터自己回歸모델을 이용한 分析-」, 『韓國開發研究』, 1989년 가을호.
 崔範樹, 「單位根과 共積分의 經濟學的 意味와 그 檢定法에 대한 概要」, 『韓國開發研究』, 1989년 여름호.
 韓國銀行, 『國內總生產』, 各年 各分期號.
 _____, 『調查統計月報』, 各年 各月號.
 Akaike, H., "Information Theory and the Extension of the Maximum Likelihood Principle", in B.N. Petrou and F. Csaki (eds.), *2nd International on Information Theory*, Budapest, 1973.
 Baek, E.G., "Defence Spending and Economic Performance in the United States: Some Structural VAR Evidence", *Defence Economics*, Vol. 2, 1991.
 Baek, E.G. and G.C. Kang, "Does Money

Matter in Korean Economy? : Time Series Evidence from 1973 to 1989", mimeo., 1991.
 Dickey, D.A. and W.A. Fuller, "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, 74, 1979, pp.427~431.
 Gardner, Jr, E.S., "Exponential Smoothing: The State of the Art", *Journal of Forecasting*, Vol. 4, 1985.
 Harvey, A.G., *The Econometric Analysis of Time Series*, Halsted Press Book, 1991.
 Nerlove, M., D.M. Grether, and J.L. Carvalho, *Analysis of Economic Time Series*, New York, Academic Press, 1979.
 Phillips, P.C. and P. Perron, "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, 75, 1988, pp.335~346.
 Schwartz, G., "Estimating the Dimension of a Model", *Annals of Statistics*, Vol. 6, 1978.
 Sims, C.A., "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, 48, 1980, pp. 1~49.
 VAR Econometrics, *Regression Analysis of Time Series (RATS Manual)*, 1988.

〈附錄 I〉 變數說明

| | | | |
|-----------------|---|---------------|---|
| <i>BCP</i> | : 건축허가연면적(총면적) | <i>LCP</i> | : $\log(BCP(t))$ |
| <i>BCPD</i> | : 건축허가연면적(주거용) | <i>LCPD</i> | : $\log(BCPD(t))$ |
| <i>BCPND</i> | : $BCP(t) - BCPD(t)$, 비주거용 건축허가연면적 | <i>LCPND</i> | : $\log(BCPND(t))$ |
| <i>COP</i> | : $VCOP(t) / WPI(t) \times 100$ | <i>LCOP</i> | : $\log(COP(t))$ |
| <i>D1</i> | : 1사분기 계절조정더미 | <i>LGNP</i> | : $\log(GNP(t))$ |
| <i>D2</i> | : 2사분기 계절조정더미 | <i>LFC</i> | : $\log(IFC(t))$ |
| <i>D3</i> | : 3사분기 계절조정더미 | <i>LFCBR</i> | : $\log(IFCBR(t))$ |
| <i>D4</i> | : 4사분기 계절조정더미 | <i>LFCBNR</i> | : $\log(IFCBNR(t))$ |
| <i>DCPD</i> | : $BCPD(t) - BCPD(t-1)$ | <i>LFCNB</i> | : $\log(IFCNB(t))$ |
| <i>DCPND</i> | : $BCPND(t) - BCPND(t-1)$ | <i>LM2</i> | : $\log(M2(t))$ |
| <i>DEF</i> | : $GNPV(t) / GNP(t) \times 100$ | <i>LM2R</i> | : $\log(M2R(t))$ |
| <i>DEFI</i> | : $100 \times \{DEF(t) / DEF(t-4) - 1\}$ | <i>M2A</i> | : $M2$ (평균) |
| <i>DFCBR</i> | : $IFCBR(t) - IFCBR(t-1)$ | <i>M2R</i> | : $M2A(t) / DEF(t)$ |
| <i>DFCBNR</i> | : $IFCBNR(t) - IFCBNR(t-1)$ | <i>M2RA</i> | : $M2R(t) - M2R(t-4)$ |
| <i>F_IFC</i> | : <i>IFC</i> 의 fitted value | <i>RES1</i> | : <i>IFCBR</i> 를 <i>DCPD</i> 로 단순회귀 분석한 결과의 잔차 |
| <i>F_IFCBR</i> | : <i>IFCBR</i> 의 fitted value | <i>RES2</i> | : <i>IFCBNR</i> 를 <i>DCPND</i> 로 단순 회귀분석한 결과의 잔차 |
| <i>F_IFCBNR</i> | : <i>IFCBNR</i> 의 fitted value | <i>RES3</i> | : <i>IFCNB</i> 를 <i>COP</i> 로 단순회귀 분석한 결과의 잔차 |
| <i>F_IFCNB</i> | : <i>IFCNB</i> 의 fitted value | <i>RR</i> | : $RUM(t) / (1 + DEFI(t) / 100)$ |
| <i>IFC</i> | : 건설투자 | <i>RRA</i> | : $(RR(t-1) + RR(t-2) + RR(t-3) + RR(t-4)) / 4$ |
| <i>IFCBR</i> | : 주거용 건물건설투자 | <i>RUM</i> | : 사채이자율 |
| <i>IFCBNR</i> | : 비주거용 건물건설투자 | <i>VCOP</i> | : 건설공사수주액(공공) |
| <i>IFCNB</i> | : 기타 건설투자 | <i>WPI</i> | : 도매물가지수 |
| <i>GNP</i> | : 불변GNP | | |
| <i>GNPV</i> | : 경상GNP | | |
| <i>GGNP</i> | : $0.25 \times \{ (GNP(t) + GNP(t-1) + GNP(t-2) + GNP(T-3)) \}$ | | |

〈附錄 II〉 模型別 回歸分析 結果

A. 先行指標를 이용한 1次自己回歸 模型

$$1. \text{IFCBR} = -175.3 + 375.8D2 + 230.5D3$$

(-4.5) (7.7) (4.3)

$$+ 246.5D4 + 0.05BCPD + 0.03BCPD(-1)$$

(5.3) (5.2) (3.2)

$$+ 0.01BCPD(-2) + 0.05BCPD(-3)$$

(0.9) (5.0)

$$+ 0.03BCPD(-4)$$

(2.7)

$$\bar{R}^2 = 97.1$$

$$RMSE = 20.4$$

$$D.W. = 1.91$$

$$\rho = 0.20(1.6)$$

$$2. \text{IFCBNR} = -47.7 + 112.5D2$$

(-1.9) (4.3)

$$+ 102.1D3 + 110.2D4 + 0.02BCPND$$

(3.6) (3.9) (2.2)

$$+ 0.05BCPND(-1) + 0.06BCPND(-2)$$

(6.0) (5.7)

$$+ 0.06BCPND(-3)$$

(4.9)

$$\bar{R}^2 = 98.3$$

$$RMSE = 13.0$$

$$D.W. = 2.03$$

$$\rho = 0.26(2.2)$$

$$3. \text{IFCNB} = 415.4 + 405.8D2 + 521.3D3$$

(2.2) (8.0) (9.9)

$$+ 621.8D4 + 0.0002COP$$

(11.7) (3.5)

$$- 0.00004COP(-1) + 0.0002COP(-2)$$

(-0.6) (2.9)

$$+ 0.0001COP(-3) + 0.0001COP(-4)$$

(2.0) (1.3)

$$\bar{R}^2 = 91.2$$

$$RMSE = 25.5$$

$$D.W. = 2.65$$

$$\rho = 0.80(7.8)$$

B. 先行指標를 이용한 誤差修正模型

1. 住居用 建物建設

$$\text{DFCBR} = -65.7 + 219.7D2 + 103.6D3$$

(-0.5) (2.8) (1.7)

$$+ 207.8D4 + 1.6RES1 - 2.4DFCBR(-1)$$

(2.8) (0.5) (-0.8)

$$- 0.8DFCBR(-2) - 0.7DFCBR(-3)$$

(-6.3) (-4.9)

$$- 0.03DFCBR(-4) + 0.04DCPD$$

(-0.2) (5.0)

$$+ 0.18DCPD(-1) + 0.01DCPD(-2)$$

(1.0) (0.03)

$$+ 0.12DCPD(-3) + 0.10DCPD(-4)$$

(7.3) (5.2)

$$+ 0.04DCPD(-5)$$

(2.3)

$$\bar{R}^2 = 91.8$$

$$RMSE = 16.2$$

$$D.W. = 1.85$$

2. 非住居用 建物建設

$$\text{DFCBNR} = -142.1 + 151.1D2 + 94.1D3$$

(-0.3) (3.0) (2.3)

$$+ 100.7D4 - 3.1RES2 + 2.4DFCBNR(-1)$$

(2.1) (-0.1) (0.1)

$$-0.6DFCBNR(-2) - 0.5DFCBNR(-3)$$

(-4.0) (-3.5)

$$-0.2DFCBNR(-4) + 0.03DCPND$$

(-1.5) (2.2)

$$+0.12DCPND(-1) + 0.08DCPND(-2)$$

(0.7) (0.5)

$$+0.11DCPND(-3) + 0.07DCPND(-4)$$

(4.6) (2.8)

$$+0.02DCPND(-5) + 0.03DCPND(-6)$$

(0.9) (1.4)

$$+0.04DCPND(-7)$$

(2.1)

$$\bar{R}^2 = 58.6$$

$$RMSE = 12.0$$

$$D.W. = 2.07$$

3. 其他建設

$$IFCNB = -161.8 + 235.4D2 + 325.7D3$$

(-2.0) (2.0) (3.0)

$$+494.0D4 - 0.01IFCNB(-1)$$

(4.5) (-0.1)

$$+0.15IFCNB(-2) + 0.24IFCNB(-3)$$

(1.5) (2.3)

$$+0.45IFCNB(-4) + 0.02IFCNB(-5)$$

(4.3) (0.2)

$$+0.02COP$$

(3.9)

$$\bar{R}^2 = 95.0$$

$$RMSE = 10.2$$

$$D.W. = 1.86$$

C. 先行指標를 이용한 벡터自己回歸模型

1. 住居用 建物建設

$$LFCBR = -0.28 + 0.33D2 + 0.04D3$$

(-1.4) (4.8) (0.9)

$$+0.07D4 + 0.23LFCBR(-4)$$

(1.8) (4.1)

$$+0.33LCPD + 0.40LCPD(-1)$$

(6.0) (6.4)

$$\bar{R}^2 = 96.8$$

$$RMSE = 5.4$$

$$D.W. = 1.59$$

2. 非住居用 建物建設

$$LFCBNR = -0.39 + 0.04D2 + 0.01D3$$

(-1.9) (0.8) (0.3)

$$+0.12D4 + 0.12LFCBNR(-8)$$

(2.2) (2.2)

$$+0.21LCPND + 0.30LCPND(-1)$$

(2.6) (3.4)

$$+0.12LCPND(-2) + 0.24LCPND(-3)$$

(1.3) (2.5)

$$\bar{R}^2 = 96.3$$

$$RMSE = 7.9$$

$$D.W. = 1.81$$

3. 其他建設

$$LFCNB = 0.13 + 0.51D2 + 0.68D3$$

(0.6) (6.1) (11.4)

$$+0.70D4 + 0.16LFCNB(-1)$$

(10.4) (1.8)

$$+0.27LFCNB(-6) + 0.21LFCNB(-7)$$

(3.6) (2.7)

$$+0.12LCOP + 0.05LCOP(-2)$$

(3.6) (1.4)

$$+0.06LCOP(-4) + 0.04LCOP(-8)$$

(1.9) (1.2)

$$\bar{R}^2 = 97.3$$

$$RMSE = 5.4$$

$$D.W. = 1.64$$

D. 巨視經濟變數를 이용한 단순한
縮約型模型

$$IFC = -516.3 + 0.23GGNP - 0.02M2RA(-4) \\ (-0.5) \quad (7.4) \quad (-2.1) \\ - 1.40RRA - 0.10IFC(-1) \\ (-0.2) \quad (-0.8)$$

$$\bar{R}^2 = 89.1$$

$$RMSE = 29.6$$

$$D.W. = 2.0$$

$$GCNP = \{ GNP + GNP(-1) + GNP \\ (-2) + GNP(-3) \} / 4$$

$$M2RA = M2R(t) - M2R(t-4)$$

$M2R$ 은 $M2$ 를 GNP디플레이터로 환산한 값임.

$$RRA = \{ RR(t-1) + RR(t-2) + RR(t-3) + RR(t-4) \} / 4$$

RR 은 RUM (사채이자율)을 GNP디플레이터 증가율로 환산한 값임.

E. 巨視經濟變數를 이용한
벡터自己回歸模型

변 수 : $LFC, LGNP, LM2R, RR$

시 차 : 각 변수에 대해 lag를 8개까지 줌.

외생변수 : 상수항과 계절더미($D2, D3, D4$)를 줌.

자기변수에 1, 그 외의 변수에 0.5의 priority를 줌.

$$LFC = -0.60 + 0.05D2 + 0.05D3 + 0.14D4 \\ (-0.6) \quad (0.6) \quad (0.6) \quad (1.5) \\ + 0.49LFC(-1) + 0.05LFC(-2) \\ (5.5) \quad (0.5)$$

$$+ 0.16LFC(-3) + 0.17LFC(-4) \\ (1.8) \quad (1.9)$$

$$- 0.08LFC(-5) - 0.008LFC(-6) \\ (-1.0) \quad (-0.1)$$

$$- 0.08LFC(-7) - 0.03LFC(-8) \\ (-1.0) \quad (-0.3)$$

$$- 0.42LGNP(-1) + 0.36LGNP(-2) \\ (-2.2) \quad (1.8)$$

$$+ 0.11LGNP(-3) + 0.30LGNP(-4) \\ (0.6) \quad (1.5)$$

$$- 0.35LGNP(-5) + 0.22LGNP(-6) \\ (-1.7) \quad (1.1)$$

$$+ 0.25LGNP(-7) + 0.15LGNP(-8) \\ (1.3) \quad (0.8)$$

$$+ 0.30LM2R(-1) - 0.03LM2R(-2) \\ (1.6) \quad (-0.2)$$

$$+ 0.20LM2R(-3) - 0.16LM2R(-4) \\ (1.0) \quad (-0.8)$$

$$- 0.17LM2R(-5) - 0.20LM2R(-6) \\ (-0.8) \quad (-1.0)$$

$$+ 0.02LM2R(-7) - 0.21LM2R(-8) \\ (0.1) \quad (-1.1)$$

$$- 0.001RR(-1) - 0.03RR(-2) \\ (-0.5) \quad (-1.0)$$

$$+ 0.0003RR(-3) + 0.0001RR(-4) \\ (0.1) \quad (0.04)$$

$$- 0.0009RR(-5) - 0.0009RR(-6) \\ (-1.3) \quad (-0.03)$$

$$+ 0.000008RR(-7) - 0.003RR(-8) \\ (0.0003) \quad (-1.0)$$

$$\bar{R}^2 = 98.3$$

$$RMSE = 11.4$$

$$D.W. = 2.3$$

LFC 의 각 변수군에 대한 F 통계량

$$LFC : 7.4$$

$$LGNP : 3.8$$

$$LM2R : 1.3$$

$$RR : 0.4$$