利子率 및 法人稅 政策이 企業投資에 미치는 效果分析*

-미국의 製造業體에 대한 分析-

成 孝 鏞**

논 문 초 록 :

본 연구는 投資需要의 決定要因을 企業投資에 대한 微視的 및 巨視的 資料分析을 통하여 살펴보았다. 특히, 利子率 및 法人稅率을 포함한 資本費用 또는 資本의 使用者費用(user cost of capital services)에 대한 投資의 彈力性을 추정함으로써, 利子率 및 法人稅率이 企業投資에 미치는 영향을 分析하였다. 본 연구는 微視-計量經濟學的 投資模型을 1972년부터 1994년까지 미국의 製造業體를 對象으로 分析하였으며, 巨視-計量經濟學的 投資模型의 分析은 1953년 1/4 分期부터 1995년 3/4分期까지의 자료를 이용하였다. 본 논문에서 推定한 微視-計量經濟學的 投資模型과 巨視-計量經濟學的 投資模型의 分析은 유사한 結果를 나타냈으며, 利子率 및 法人稅率이 投資需要에 민감하게 반응한다는 結論을 제시하였다. 따라서 본 연구의 實證結果는 Jorgenson이 주장한 Cobb-Douglas 生産函數의 아이디어 즉, 新古典學派의 投資理論을 지지한다.

핵심주제어 : 기업투자, 자본비용, 투자의 탄력성
경제학문헌목록 주제분류 : C2, E2, E6, L6

I. 序 論

投資需要의 變動은 短期의 景氣變動뿐만 아니라 長期의 經濟成長에 기본적 動因으로 작용한다. 따라서 投資需要의 決定要因에 관한 연구는 經濟의 産出量 및 雇用水準의 豫測, 나아가 그에 따른 經濟政策의 立案에 중요한 단서를 제공한다. 1997년 12월 韓國經濟에 대한 국제통화기금(IMF)의 구체적인 政策介入을 시점으로, 한국의 기업들은 金融産業의 재편으로 인한 金融費用의 상승압박, 市場開放

* 본 연구의 전과정에서 유익한 조언과 토론, 지적으로 도움을 주신 뉴욕주립대학교 (Binghamton)의 Charles W. Bischoff 교수님과 강병구 박사에게 감사를 드린다. 내용상의 오류나 미비한 점은 전적으로 본인의 책임임을 밝힌다.

** 뉴욕주립대학교 경제학과 연구원

의 전면화에 따른 외국기업과의 강도높은 경쟁에 직면하게 되었으며, 보다 철저히 經濟論理에 입각한 投資決定을 요구받고 있다. 이와 같은 投資環境의 변화에 직면하여 경쟁적 市場構造下에서 生産活動을 전개해 온 미국 기업의 投資需要에 대한 利子率 및 法人稅率 변화의 분석은 향후 한국 기업의 投資決定要因 분석과 정부의 投資政策 입안에 일련의 시사점을 제공할 것이다.

投資에 대한 利子率變化의 效果는 經濟均衡을 達成하기 위한 古典學派 投資理論의 중요한 부분으로 강조되어 왔지만, 이자율의 변화에 따른 투자반응은 논자에 따라 다양한 편차를 나타낸다. Jorgenson(1963)은 1948年부터 1960年까지 미국 정부의 장기채권을 분석하여 總投資의 長期利子率 彈力性이 −0.29이고, 短期利子率 彈力性은 −1.69라는 실증결과를 제시하였다. 또한 그의 분석결과에 따르면 資本費用 또는 資本의 使用者費用(user cost or rental price of capital services)에 대한 總投資의 長期彈力性은 −1.0이며, 추정된 短期彈力性 가운데 최고치는 −5.8이었다. 企業投資의 결정요인으로서 販賣, 豫想販賣, 利潤, 그리고 減價償却을 강조한 Eisner(1978)의 投資模型은 계속 발전되어 왔으며, 최근 Fazzari(1993)의 논문에 그 연구성과의 대부분이 반영되었다. 實質利子率에 대한 投資의 長期彈力性이 0인 投資模型을 분석한 결과, Fazzari(1993)는 이자율변화에 대한 투자반응이 미약하며, 따라서 財政赤字의 감소를 통한 이자율하락은 企業投資 및 經濟成長을 자극시키지 못한다고 주장하였다.

이와 같은 Fazzari의 결론은 미국 Clinton 대통령의 經濟政策諮問會(Council of Economic Advisers)의 견해와는 상반되는 것이다. 지난 1996년도의 미국 대통령 경제보고서(Economic Report of the President)는 실질이자율이 企業投資의 중요한 決定要因이라는 견해를 지지한다. 이 보고서에 따르면, 1980년대의 擴張的 財政政策과 緊縮的 金融政策으로부터 발생한 높은 實質利子率은 기업의 固定投資에 대한 지출을 감소시켰지만, 이후 Clinton 행정부가 추진한 일련의 연방예산적자 감소정책은 實質利子率을 낮추고 企業投資를 증가시키는 것으로 보고되었다. 결론적으로 이 보고서는 재정적자를 감소시키기 위한 經濟政策이 實質利子率을 낮추고, 企業投資를 증가시켰으며, 美國經濟의 競爭力을 강화시켰다고 주장하였다.

본 논문의 목적은 資本費用과 投資需要의 關係分析을 통하여 利子率 및 法人稅率이 企業投資에 미치는 영향을 살펴보는 데 있다. 본 연구는 미국 제조업 기업들의 패널자료(panel data)를 이용하여 기존의 投資模型을 발전시킨 새로운 投資模型을 분석하였으며, 企業投資에 대한 微視的 投資模型과 巨視的 投資模型의

추정결과를 비교하여 제시하였다. 본 논문의 분석결과에 따르면 기업의 投資需要가 利子率 및 法人稅率에 민감하게 반응하는 것으로 나타났다. 이와 같은 분석결과는 利子率이 미국의 企業投資 및 經濟成長에 중요한 영향을 미친다는 經濟政策諮問會의 견해를 지지한다.

본 논문의 제Ⅱ절에서는 投資模型의 이론적인 배경 및 推定模型을 제시하였고, 제Ⅲ절에서는 이용된 자료의 분석 및 推定結果를 제시하였다. 마지막으로 본 논문의 연구에서 도출된 결론은 제Ⅳ절에 제시하였다.

Ⅱ. 理論的 背景 및 推定模型

1. 微視-計量經濟學的 投資模型

Eisner(1978)는 企業投資의 決定要因으로서 需要 및 流動性資産 그리고 資本費用要素들의 상대적인 重要性을 제시하였다.[1] Eisner는 需要 또는 販賣額이 企業投資의 主決定要因이고, 流動性資産은 경우에 따라 중요하기도 하지만, 企業投資에 대한 資本費用의 영향은 미약하다고 주장하였다. Eisner의 이와 같은 견해는 투자의 加速度理論을 지지하는 것으로 귀결되며, 최근의 연구들[Fazzari(1993), Chirinko and Fazzari(1993), Chirinko, Fazzari and Meyer(1996)]에 의해서 실증적으로 밝혀졌다.

Fazzari(1993)는 기업의 납세신고서(corporate tax returns)에서 豫想物價上昇率(expected inflation)과 名目利子의 控除(deductibility of nominal interest)를 조절한 實質金融的 資本費用(real financial cost of capital)의 %변화율(percentage change)을 投資模型의 실증분석에 이용했다. Fazzari(1993)의 投資模型은 다음과 같다:

$$\begin{aligned}\left(\frac{I}{K}\right) = {} & \delta_j + \alpha_1 SG_{j,t} + \alpha_2 SG_{j,t-1} + \alpha_3 SG_{j,t-2} \\ & + \beta_1\left(\frac{CF}{K}\right)_{j,t} + \beta_2\left(\frac{CF}{K}\right)_{j,t-1} + \beta_3\left(\frac{CF}{K}\right)_{j,t-2} \\ & + \gamma_1 \frac{(F_{t-1} - F_{t-2})}{F_{t-2}} + \gamma_2 \frac{(F_{t-2} - F_{t-3})}{F_{t-3}} + \varepsilon_{j,t}\end{aligned} \tag{1}$$

1) Eisner(1978)는 1956년 이후 발표된 투자이론에 관한 諸硏究論文을 요약하여 분석하였다. 그의 投資理論에 관한 연구는 1960년에 발표된 實證分析論文 "A Distributed Lag Inverstment Function"에서 본격적으로 전개되었다.

여기서 $I_{j,t}$는 固定投資에 관한 GDP 디플레이터에 의해 나뉜 후 t시점에서의 기업 j의 實質投資이고, $K_{j,t}$는 초기의 t시점에서의 기업 j의 실질자본재스톡이고, $SG_{j,t-i}$는 $[(S_{j,t-i}/P_{t-i})-(S_{j,t-i-1}/P_{t-i-1})]/(S_{j,t-i}/P_{t-i-1})$이다. $S_{j,t-i}$는 $t-i(i=1,2,3)$ 시점에서의 기업 j의 실질매출액이고, P_{t-i}는 $t-i$시점에서의 기업 j의 산출량에 관한 GDP 디플레이터이다. $CF_{j,t-i}$는 固定投資에 관한 GDP 디플레이터에 의해 나뉜 후 $t-i$시점에서의 기업 j의 산출량에 관한 현금흐름이며 F_{t-i}는 아래와 같이 정의된 實質金融的 資本費用이다.

$$F_{t-i}=\left[\frac{R_{BAA,t-i}(1-u_{t-i}-\pi^{e}_{t-i}+0.10)}{(1-u_{t-i})}\right] \tag{2}$$

여기서 $R_{BAA,t-i}$는 企業債券의 收益率(yield on BAA corporate bonds), u_{t-i}는 연방, 주 및 지방정부의 限界利潤課稅率(marginal rate of federal, state, and local profits taxes), 그리고 π^{e}_{t-i}는 $t-3$기부터 $t+2$기까지의 GDP 디플레이터의 平均成長率로 정의된 豫想物價上昇率이다. 攪亂項 $\varepsilon_{j,t}$는 白色誤差(white noise)로 가정된다.

만일 Jorgenson(1963)의 投資模型을 테일러확장(Taylor expansion)으로 線型化시킨다면, 相對價格部分(relative price terms)은 一次差分(first differences)의 형태로 나타나지만, Bischoff(1971b)의 投資模型을 線型化시킨다면 즉, 기업의 設備投資資料를 이용한 新古典學派의 投資模型을 線型化시킨다면, 相對價格部分(relative price terms)은 그 자체의 水準값(levels)이 되어야만 한다.

Chirinko and Fazzari(1993)는 實質金融的 資本費用의 水準값(level form)을 分析模型에 이용함으로써 Fazzari(1993)가 이용한 %변화율을 이용한 추정은 잘못되었다는 사실을 밝혀 준다. 그들은 기업특성을 고려한 加速度(accelerator) 및 流動性(liquidity) 변수들과 함께 金融的 資本費用(financial cost of capital)을 회귀방정식에 도입했다. 그들이 분석한 주요 投資方程式은 다음과 같다;

$$\frac{I_{j,t}}{K_{j,t}}=\delta_j+\sum_{i=1}^{6}\alpha_i(SG_{j,t-i})+\sum_{i=1}^{6}\beta_i\left(\frac{CF_{j,t-1}}{K_{j,t-i}}\right)\sum_{i=1}^{6}\gamma_i F_{t-j}+\varepsilon_{j,t}. \tag{3}$$

위의 방정식에 표기된 변수들의 개념정의는 이미 언급된 바와 같다. 그러나 Chirinko and Fazzari의 이론적인 불일치성을 내포하고 있다. I/K는 장기

균형상태에서 $g+\delta$와 동일하다. 여기서 g는 산출, 투자 및 자본재스톡의 성장률이고, δ는 자본의 幾何學的 致死率(geometric rate of mortality of capital)이다. 이와 같은 이론적 제약은 다음과 같은 조건의 충족을 의미한다. $\left(\sum_{i=1}^{6}\alpha_i+\delta\right)(\bar{I}/\bar{K})=1.0$, $\sum_{i=1}^{6}\beta_i=0$, 그리고 $\sum_{i=1}^{6}\gamma_i=0$.[2] 본 논문의 연구결과에 따르면, 이러한 제약은 資料分析에 의해서 기각되는 것으로 나타났다. 이와 같은 결과는 추정된 계수의 共分散행렬에서 발생할 수 있는 偏倚(bias) 때문이다. 본 논문의 附錄에서는 주어진 관측기간 내에서 개별기업의 확률오차항들이 相關關係를 가질 경우, 패널자료의 분석에서 기울기계수의 共分散行列의 漸近的 偏倚에 대한 數理的 註解를 제시하고 있다. 또한 이 數理的 註解는 주어진 관측기간 내에서 개별기업의 확률오차항들이 相關關係를 가질 경우 時間模擬變數(time dummies)의 이용에 주의해야 함을 제시하고 있다. 이와 같은 수리적 분석결과에 따르면 Fazzari(1993), Chirinko and Fazzari(1993), 그리고 Chirinko, Fazzari and Meyer(1996)의 논문에서 제시된 모든 통계값과 추론은 그 신뢰성을 상실하게 된다. 이에 대한 유일한 해결책은 분석인자의 共分散행렬(element covariance matrix, Ω)을 추정하는 것이다.[3]

이와 같은 計量經濟學的 추정이 선행되어야만 비로소 패널자료의 분석으로부터 統計學的으로 有意한 추론을 도출할 수 있다. 그러나 Chirinko and Fazzari는 投資模型의 분석결과를 통하여 金融的 資本費用이 統計學的으로는 有意하지만 經濟學的으로는 중요하지 않다는 특이한 결론을 내렸다.

Chirinko, Fazzari and Meyer(1996)는 新古典學派의 資本費用을 %변화율의 형태로 이용했다. 즉, 그들은 Fazzari(1993) 및 Chirinko and Fazzari(1993)의 연

2) Chrinko and Fazzari(1993)의 실증분석에 따르면 $\sum\gamma_i=0$ 인 귀무사설의 t-통계량이 16.95인 것으로 제시되었다. 이와 같은 경우에 장기 利子率彈力性은 무한대이며 불안정한 균형을 갖는다. 그러나 Bischoff(1996)에 따르면 이 경우 投資에 대한 7년간의 利子率彈力性이 −0.541 이상인 것으로 추정되었다. 이 탄력성은 지금까지 연구된 長期利子率彈力性 가운데 가장 큰 것이다. Bischoff(1968, 1971a)의 長期利子率彈力性은 각각 −0.438과 −0.215였다. Bischoff의 분석 프로그램을 이용한 Ando, Modigliani, Rasche, and Turnovsky(1974)의 長期利子率彈力性은 −0.368이었다. 이상에서 제시된 長期利子率彈力性은 企業의 設備投資만을 대상으로 추정되었으나, 企業의 總投資를 분석대상으로 할 Jorgenson(1963)의 長期利子率彈力性은 −0.291이었다.

3) 通常 最小自乘法에 의한 共分散행렬(ordinary least squares covariance matrix)의 일관된 추정치는 $\sigma_u^2(X'X)^{-1}X'\Omega X(X'X)^{-1}$이다. 여기서 X'은 25×19,000 Ω는 19,000×19,000, 그리고 X는 19,000×25이다. σ_u^2는 通常 最小自乘法의 잔차항과 ρ의 추정치로부터 일관되게 추정된다.

구논문들에서 생략된 法人稅率 변수들을 投資模型에 포함하여 金融的 資本費用(F) 대신에 Jorgenson의 實質資本費用을 이용했다.[4] Chirinko, Fazzari and Meyer의 분석모형들 가운데 하나는 金融的 資本費用(F)이 實質資本費用(c/p)으로 대체되고 개별변수의 時差(lag)가 0부터 6까지인 投資方程式 (1)과 정확히 일치한다. 또한 이들은 一連의 手段變數(instrumental variables)와 각 기간을 나타내는 模擬變數(dummies)를 이용하였다. 그들이 이용한 자료는 기존의 연구논문들에서 이용한 것보다 발전된 것이다. 왜냐하면, 그들은 개별산업의 投資構成에 기초하여 산업별 가격디플레이터와 산업별 資本費用을 도입했기 때문이다. 예컨대, 컴퓨터가격은 급격히 하락하는 반면 다른 자본재가격은 상승하기 때문에 기업 또는 산업의 컴퓨터에 대한 투자비율은 개별기업 또는 산업간의 資本費用의 격차를 심화시킨다. 또한 資本費用이 개별기업 간에 다양하지 못하다면 時間 模擬變數(time dummies)는 이용될 수 없다.

Chirinko, Fazzari and Meyer의 분석결과는 의외였다. 비록 資本費用에 대한 投資의 長期彈力性은 18개의 投資模型 가운데 15개에 걸쳐서 매우 작게 나타났지만, 短期彈力性은 절대치 1을 초과하였다. 短期彈力性의 절대치 가운데 최대치는 4.17이상을 나타냈고, 실제로 Jorgenson(1963)의 추정치는 이에 근접하였다. Chirinko, Fazzari and Meyer는 바로 이와 같은 차이점을 인식하지 못하였다. 왜냐 하면, 그들은 投資의 彈力性과 資本의 彈力性을 구별하지 못했기 때문이다.

본 논문에서의 投資模型은 加速度模型, 현금흐름모형 및 新古典學派의 投資模型을 결합한 投資理論에 기초한 것이다. 첫째, 투자의 加速度模型에 따르면 企業投資는 현재 또는 과거의 판매성장률과 밀접하게 관련되어 있다. 미래의 판매성장에 대한 기대는 기업의 投資支出을 증대시킨다. 그러나 企業投資와 판매성장률의 상관관계는 개별기업의 資本-産出比率에 의존한다. 만약 자본-산출비율이 개별기업에 대해 일정하고 기업들간에 편차를 나타낸다면 投資-資本比率과 販賣成長率 사이의 관계는 加速度效果를 나타낸다. 둘째, 기업의 내부자금(현금흐름)은 기업의 投資需要에 중요한 변수로 작용한다. 기업의 내부자금은 자산매각을 통해

4) 본 논문에서 實質資本費用은 C_{t-i}/P_{t-i}로 표시되며, 다음과 같이 정의된다.

$$\left(\frac{q_{t-i}}{p_{t-i}}\right)(F_{t-i})(1-u_{t-i}z_{t-i}-k_{t-i}+u_{t-i}h_{t-i}k_{t-i})$$

여기서 Z_{t-i}는 투자 1달러당의 減價償却에 대한 稅金控除의 현재가치이고, k_{t-i}는 投資에 대한 세금공제율이다. 稅金控除가 減價償却을 기준으로 하는 경우에 한해서 h_{t-i}는 1의 값을 갖고 그렇지 않은 경우에는 0의 값을 갖는다. 기타의 항목은 본문에서 정의된 바와 같다.

서도 조달되지만, 기본적으로 企業利潤이 내부자금의 주요 원천을 형성한다. 景氣循環의 호경기에 직면하여 기업은 생산활동을 촉진시키고, 그 결과로 증대된 수입은 기업의 投資財源을 증가시킨다. 이와 같이 형성된 기업의 내부자금은 投資需要의 決定要因으로 작용한다. 셋째, 신고전학파의 投資模型에 따르면 기업의 투자수요는 산출량 및 資本費用에 의해 결정되며, 資本費用은 利子費用, 減價償却費, 資本財價格의 변화, 그리고 法人稅率을 포함한다. 기업의 투자에 대한 이윤이 기업의 소득세와 밀접히 관련되기 때문에 자본의 감가상각과 資本投資에 대한 稅額控除는 기업의 소득세부담을 감소시켜 投資需要를 증대시킨다.

이와 같은 이론적 근거하에 본 논문에서는 販賣成長率과 기업의 내부자금 (현금흐름) 및 資本費用의 水準값(level)을 企業投資의 主決定要因으로 이용하여, 이 세 부류의 변수들과 企業投資의 민감도를 측정하였다. Meyer and Kuh(1957)는 企業의 固定投資에 대한 결정요소로서 이 세 부류 모두를 강조한 바 있다. 그러나 Meyer and Kuh의 投資決定要因에 대한 분석은 본 논문에서 설명하는 세 부류의 결정요인을 단일의 投資需要方程式을 이용하여 추정하지 않고, 橫斷面資料를 이용한 投資模型과 時系列資料를 이용한 投資模型으로 각각 분리하여 부분적으로 추정하였다. 예컨대, 판매성장률과 기업의 내부자금을 나타내는 변수는 전자의 投資模型에서, 이자율변수는 후자의 投資模型에서 각각 설명하고 있다. 더욱이 그들의 投資模型에서는 본 논문에서 주요 분석대상으로 하는 資本費用이 개념화되어 있지 않고, 또한 資本費用의 주요 원천을 구성하는 資本財價格의 변화 및 法人稅率이 설명변수로서 도입되어 있지 않다. 본 논문에서는 이들을 포함하고 있는 資本費用을 설명변수로 이용하고, 패널자료를 분석함으로써 세 부류의 投資決定要因을 단일의 投資需要方程式을 이용하여 설명한다.

본 논문에서 이용된 微視-計量經濟學的 投資模型은 다음과 같다.

$$\frac{\frac{I_{j,t}}{q_t}}{\frac{\sum_{i=1}^{5}\left(\frac{S_{j,t-i}}{p_{t-i}}\right)}{5}} = \frac{\sum_{i=1}^{6}\alpha_i\left(\frac{S_{j,t-i}}{p_{t-i}} - \frac{Sj,t-i-1}{p_{t-i-1}}\right)}{\frac{\sum_{i=1}^{5}\left(\frac{S_{j,t-i}}{p_{t-i}}\right)}{5}} + \frac{\sum_{i=1}^{6}\beta_i\frac{CF_{j,t-i}}{q_{t-i}}}{\frac{\sum_{i=1}^{5}\left(\frac{S_{j,t-i}}{p_{t-i}}\right)}{5}}$$
$$+ \sum_{i=1}^{6}\gamma_i\left\{\frac{q_{t-i}}{p_{t-i}}\left(\frac{0.10 + i_{t-i}(1-u_{t-i}) - \pi^e_{t-i}}{1-u_{t-i}}\right)\right.$$
$$\left.(1 - u_{t-i}z_{t-i} - k_{t-i} + u_{t-i}z_{t-i}h_{t-i}k_{t-i})\right\} \qquad (4)$$

$$+\sum_{i=1}^{6}\omega_i\left(\frac{\left(\frac{Div}{share}\right)}{price}\right)_{j,t-i}+\delta_j+\varepsilon_{j,t}$$

여기서 I_t는 企業의 設備 및 裝備에 대한 實質投資支出, S_t는 GDP 디플레이터에 의해 조정된 實質賣出額, CF_t는 납세 후 利潤, 減價償却 및 負債의 割賦償還支出, 据置法人稅(deferred taxes) 등으로 구성된 실질현금흐름이다. u_t, k_t, z_t는 각각 企業所得稅率, 投資에 대한 稅金控除率, 단위달러당 投資의 減價償却에 대한 稅額控除의 현재가치를 나타낸다. 기업에 대한 稅金控除가 減價償却을 기준으로 하는 경우에 한해 h_t는 1의 값을 갖고 그렇지 않은 경우에는 0의 값을 갖는다. 본 投資方程式에서 減價償却率(δ)은 0.1로 가정하였다. i_t는 名目利子率이고, π^e는 GDP의 묵시적 디플레이터(implict deflator for gross domestic product)에 대한 5년 평균치(five-year centered moving average)로 계산된 期待物價上昇率이다. $(Div/Price)$는 단위주식가격당 배당금을 나타낸다.

본 投資方程式에서, γ_i의 곱셈항으로 표기되어 있는 실질資本費用(c_{t-i}/P_{t-i})은 $\sum_{i=1}^{6}\gamma_i=0$인 조건의 충족 여부에 따라 그 자체의 水準값 또는 一次差分의 형태로 도입될 수 있다. 이 조건의 충족 여부는 이용되는 데이터의 특성에 의해 결정된다.[5] 자본재스톡에 의한 분류는 異分散(heteroscedasticity)에 대한 단순조정으로 취급되며, 본 논문에서는 5年 동안의 평균판매액을 이용하여 이와 같이 조정하였다. 資本費用의 水準값 형태를 이용한 投資模型은 一次差分을 이용한 投資模型을 포괄한다. 이 一次差分을 이용한 投資模型은 본질적으로 Fazzari(1993)와 Chirinko, Fazzari, and Meyer(1996)의 非複合% 差分投資模型(non-nested percent difference specification)과 동일하다.

2. 巨視-計量經濟學的 投資模型

利子率 및 法人稅率에 대한 企業固定投資의 민감한 반응은 巨視經濟의 時系列資料에 대한 분석을 통해서도 확인될 수 있다. Bischoff(1969, 1971a, 1971b)와

5) $\sum_{i=1}^{6}\gamma_{i=0}$의 假說은 검증되지 않았다. 왜냐하면, 추정된 共分散 행렬(covariance matrix)이 眞行列(true matrix)의 추정치와 일치되지 않을 수 있기 때문이다. 보다 자세한 논의는 부록 참조.

Bischoff, Kokkelenberg and Terregrossa(1991)는 1974년과 1990년에 非住居固定投資(nonresidential fixed investment)의 63.87%와 76.69%를 각각 점유한 生産者耐久性裝備(durable equipment)에 대한 投資의 分期別 時系列資料를 분석하였다.

Bischoff의 推定模型은 대체로 '퍼티-클레이(putty-clay)' 生産函數에 기초하고 있다[예컨대, Johansen(1959), Solow(1962) 및 Phelps(1963)]. 본 生産函數에 따르면 투자의 流量(flow)은 σ承에 의해 증가된 실질資本費用의 역수의 配分時差(distributed lag)와 總産出의 配分時差에 의존할 것이다. 본 논문에서 이용된 投資模型은 Bischoff, Kokkelenberg and Terregrossa(1991)의 논문에서 이용된 投資模型을 발전시킨 것이다. 그러나 본 논문에서 이용된 投資模型은 다음의 세 가지 점에서 그들의 모형과는 구별된다.

첫째, 기존의 投資模型에 포함된 자본재스톡을 생략하였다. 이와 같은 投資模型의 수정은 Bischoff, Kokkelenberg and Terregrossa(1991)의 논문에서 自己相關(auto-correlation)에 대한 수정으로 해석되었다. 둘째, 본 投資模型에서는 σ가 1(unity) 이외의 값을 가질 수 있다는 사실을 허용한다. 본 논문에서 이용하는 投資函數의 推定模型은 이론적으로 Cobb-Douglas 生産函數에 기초하고 있으며, 따라서 적정資本-産出比率이 實質資本費用의 역수에 비례한다고 암묵적으로 가정하고 있다. 그러나 이와 같은 가정이 반드시 實質資本費用의 역수에 대한 投資의 價格彈力性이 1의 값을 갖는다는 사실을 보장하지는 않는다. 만약 投資方程式이 상수항을 포함하고 실제의 자본스톡이 自由係數를 갖는 總投資方程式에 나타난다면 σ는 1외의 어떠한 값을 가질 수 있다. 셋째, 분석되는 時系列資料가 時系列相關(serial correlation)을 가질 수 있기 때문에 본 投資模型에서는 기존의 연구에서 가정된 一次自己回期誤謬(first order autoregressive)를 確率步行誤謬(random walk specification of errors)로 代替하였다.

이와 같은 投資模型은 다음과 같다:

$$\Delta\left(\frac{I_t}{XX_{t-1}}\right)=\left(\frac{\alpha}{XX_{t-1}}\right)+\sum_{i=1}^{11}\beta_i\left[\Delta\left(Q_{t-1-i}-(1-\delta)Q_{t-2-i}\right)\frac{(p/c)^{\sigma}_{t-2-i})}{XX_{t-i}}\right]+u_t. \tag{5}$$

여기서 I는 企業의 固定投資, Q는 企業의 産出量, p는 生産材 價格, 그리고 c는 資本費用을 각각 나타낸다.[6] 본 投資模型에서 이용된 XX_{t-i}는 Gordon(1993)

의 實質自然 GDP(real natural GDP)로서 1995년 3/4分期까지 확장되었다. I/XX 비율의 시간추이를 나타내는 절편(α)은 일반적으로 統計學的으로 '有意(significant)'하지만, 기존의 投資模型분석에 따르면 절반 정도만이 '有意'한 결과를 나타냈다. 또한 기존의 投資模型분석에 따르면 절반 정도는 3차항의 母數(parameters), β_i를 가지며 다른 절반은 2차항의 母數, β_i를 갖도록 조건이 부여된다[Almon(1965)]. 모든 경우의 投資模型에서 多項式 (polynomial)은 $i=12$에서 0을 통과하도록 조건이 부여된다. 따라서 5개의 자유母數(free parameters) 가운데 단지 3개의 母數만이 추정된다.

Ⅲ. 資料 및 推定結果

1. 資 料

본 연구는 1972年부터 1994年을 分析期間으로 설정하여 SIC(standard industrial classification)의 마지막 두 자리 코드 20부터 39에 해당하는 미국 製造業體의 모든 가능한 年間資料 및 OTC(over-the-counter) 資料를 이용했다. 1972년부터 1978년까지의 기간은 年差(lags)를 구성하기 위해 이용되었기 때문에 실제의 回歸分析期間은 1979년부터 1994년까지이다.

본 연구는 製造業部門에서 기업들만을 분석대상으로 하였고 불충분한 정보를 가지고 있는 기업들은 觀測標本에서 제외시켰다. 다음으로, 極端的 觀測値(outliers)는 Fazzari(1993)가 이용한 처리과정과 같은 기준으로 판명하고 觀測標本에서 제거하였다.[7] 즉, 投資方程式의 回歸分析에서 다음과 같이 정의된 극단적

---

6) 실증분석에서 c_t는 다음과 같이 정의 된다.

$$q_t\left(\frac{0.1288773+((2RCB_t+RDP_t)(1-l_tu_t)-p_{expt})(1-u_tz_t-k_t+u_tz_th_tk_t)}{(1-u_t)}\right),$$

여기서 RCB_t는 Moody의 회사채수익률, RDP_t는 Moody와 Standard and Poors의 주식가격에 대한 이익배당의 비율, 그리고 l_t는 기업의 총자본에 대한 부채비율이다. p_{expt}는 Ando, Modigliani, Rasche, and Turnovsky(1974)의 예상인플레이션율이며, Q_t는 1987년의 물가를 기준으로 한 企業總生産 (Business GDP)이다. p_t는 企業總生産 디플레이터(business GDP deflator)이며, I_t는 生産者 耐久性裝備에 대한 實質投資이고, q_t는 生産者 耐久性裝備의 디플레이터이다.

7) 極端的 觀測値의 처리는 자본비용의 변화율 또는 수준값의 이용 여부를 판단하기 이전에 요구되는 자료의 선택과정이다. 따라서 자본비용의 변화율 또는 수준값을 이용한 투자모형에 동일한 極端的 觀測値의 처리기준이 적용될 수 있다.

관측치는 제외되었다: 자본재스톡에 대한 資本財投資의 比率(I/K) 그리고 5년간의 평균매출액에 대한 資本財投資의 比率 $\left(I/\left(\sum_{i=1}^{5} S/5\right)\right)$이 각각 2.0보다 큰 경우; 실질매출액 성장률(SG)이 -75%보다 작거나 +200%보다 큰 경우; 자본재스톡에 대한 현금흐름의 비율(CF/K)이 마이너스 2.5보다 작거나 2.5보다 큰 경우. 이와 같은 제한으로 인해 5% 정도의 觀測標本이 감소되었다.

본 논문의 분석에서 이용된 최종자료는 1979년부터 1994년까지 2,992개의 미국 제조업체에 해당하는 1만 9,879개의 관측표본수를 포괄하며 기업의 매출액성장률에 근거해서 관측기업을 네 그룹으로 나누었다. 각 그룹의 범위는 다음과 같다: ①) 마이너스성장그룹=평균매출성장률이 −1%보다 작은 경우: ②) 제로성장그룹=평균매출성장률이 −1%와 +2% 사이: ③) 완만성장그룹=평균매출성장률이 2%와 7% 사이: ④) 고성장그룹=평균매출성장률이 7%보다 큰 경우. 각 그룹별 관측표본수는 성장그룹별로 6,770, 3,227, 2,793, 7,089이며 그 통계적 특성은 <표 1>에 제시되어 있다.

2. 推定結果

(1) 微視-計量經濟學的 推定模型

1979년에서 1994년까지의 분석기간에 걸친 1만 9,879개의 觀測標本에 대한 분석을 통하여, 본 논문은 株式價格에 대한 이익배당의 비율을 포함하지 않은 경우, 資本費用에 대한 投資의 長期彈力性이 −1.04 이고, 포함한 경우 −1.06이라는 추정 결과를 도출하였다. 분석결과는 <표 2> 와 <표 3>에 요약되어 있다.

<표 2>의 株式價格에 대한 이익배당의 비율을 投資函數의 推定模型에 포함하지 않은 경우 販賣成長率과 기업의 내부자금에 대한 개별추정계수에 대한 총합은 모두 統計的으로 유의한 양의 부호를 나타냈다. 資本費用에 대해서는 완만성장그룹을 제외하고는 전체표본, 마이너스성장그룹, 제로성장그룹, 그리고 고성장그룹의 분석에서 推定値가 통계적으로 유의한 음의 부호를 나타냈다. 완만성장그룹의 분석에서는 資本費用에 대한 推定値가 양의 부호를 나타냈으나 統計的으로 유의하지는 않다.

<표 3>의 주식가격에 대한 이익배당의 비율을 投資函數의 推定模型에 포함한 경우 販賣成長率, 기업의 내부자금 및 資本費用에 대한 推定値는 株式價格에 대한 이익배당의 비율을 推定模型에 포함하지 않은 경우와 유사한 결과를 나타냈

〈표 I〉 관측표본의 통계치

	전체표본		그룹 1		그룹 2		그룹 3		그룹 4	
변 수	평 균	표준편차	평 균	표준편차	평 균	표준편차	평 균	표준편차	평 균	표준편차
$I_t/S5$	0.079	0.143	0.056	0.106	0.096	0.215	0.061	0.0874	0.105	0.149
$S_t/S5$	0.055	0.245	−0.136	0.131	0.003	0.007	0.044	0.014	0.268	0.267
$CF_t/S5$	0.087	0.196	0.041	0.176	0.124	0.283	0.083	0.097	0.121	0.185
$(C/P)_{t-1}$	0.140	0.020	0.142	0.018	0.127	0.024	0.142	0.019	0.142	0.019
$(C/P)t$	0.129	0.024	0.121	0.024	0.129	0.024	0.145	0.016	0.145	0.016
$(Div/P)_t$	0.024	0.092	0.026	0.057	0.026	0.049	0.026	0.142	0.017	0.139
I_t	105.05	496.25	95.81	485.02	117.24	514.83	130.02	518.18	112.72	505.83
S_t	1,473.41	5,917.8	1,375.98	5,805.77	1,637.39	6,071.72	1,825.58	5,894.63	1,501.93	6,122.27
CF_t	124.68	569.37	106.45	523.47	145.50	634.98	178.39	714.45	139.51	580.82

주: 1) 전체표본은 1979년부터 1994년까지의 분석기간에 2,992개의 미국 제조업체에 해당하는 19,879개의 관측표본수를 갖는다.
그룹 1=마이너스 성장그룹 (6,770개의 관측표본수)
그룹 2=제로 성장그룹 (3,227개의 관측표본수)
그룹 3=완만 성장그룹 (2,793개의 관측표본수)
그룹 4=고 성장그룹 (7,089개의 관측표본수)

2) $S5=\dfrac{\sum_{i=1}^{5}\left(\dfrac{S_{t-i}}{P_{t-i}}\right)}{5}$

다. 따라서 株式價格에 대한 이익배당이 여타의 投資決定要因에 미치는 효과는 미약하다고 할 수 있다. 그러나 株式價格에 대한 이익배당의 비율의 推定値가 統計的으로 유의한 陰(negative)의 부호를 나타냈기 때문에 株式에 대한 이익배당이 클수록 企業의 投資需要가 감소한다는 사실을 보여 준다.

投資方程式의 추정에 이용된 설명변수의 평균값과 추정된 계수값을 이용하여 販賣成長率, 기업의 내부자금 및 資本費用에 대한 投資의 長期彈力性을 계산하였다. 예컨대 <표 2>에서 資本費用에 대한 投資의 長期彈力性은 $\varepsilon=\dfrac{\partial I}{\partial U}\dfrac{\overline{U}}{\overline{I}}$이다. 여기서 推定係數 $\dfrac{\partial I}{\partial U}=-0.6405$이고, $\overline{U}$는 資本費用의 평균값인 0.129이며, $\overline{I}$는 投資의 평균값인 0.079이다. 따라서 資本費用에 대한 投資의 長期彈力性 $\varepsilon=-1.04$ 이다. 동일한 방법으로 <표 2>를 통해 계산된 販賣成長率 및 기업의 내부자금에 대한 投資의 長期彈力性은 각각 0.06과 0.27이었다. <표 3>의 株式價格

에 대한 이익배당의 비율을 推定模型에 포함한 경우 販賣成長率, 기업의 내부자금 및 資本費用에 대한 投資의 長期彈力性은 각각 0.05, 0.27, −1.06 이었다. 株式價格에 대한 이익배당의 비율에 대한 投資의 長期彈力性은 −0.03 이었다.

〈표 2〉 사용자비용의 수준값을 이용한 투자수요함수의 추정결과

(주식가격에 대한 이익배당의 비율을 포함하지 않은 경우)

	전체표본		그룹 1		그룹 2		그룹 3		그룹 4	
	계수값	표준오차	계수값	표준오차	계수값	표준오차	계수값	표준오차	계수값	표준오차
$S_{t-1}/S5$	0.0504	0.0033	0.0757	0.0043	0.0915	0.0209	0.1125	0.0160	0.0789	0.0045
$S_{t-2}/S5$	0.0127	0.002	0.0209	0.0029	0.0227	0.0047	0.0234	0.0043	0.0172	0.0038
$S_{t-3}/S5$	0.0093	0.0018	0.0038	0.0027	0.0098	0.0038	0.0176	0.0032	0.0215	0.0038
$S_{t-4}/S5$	0.0071	0.0013	0.0055	0.0021	0.0051	0.0027	0.0099	0.0020	0.0105	0.0026
$S_{t-5}/S5$	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0004	0.0001	0.0001	0.0002	0.0001	0.0001
$S_{t-6}/S5$	−0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	−0.0002	0.0001	0.0001	0.0001	−0.0001	0.0001
SUM	0.0795	0.0046	0.1061	0.0072	0.1293	0.0196	0.1636	0.0163	0.1281	0.0076
$CF_{t-1}/S5$	0.2429	0.0046	0.0242	0.0069	0.5674	0.0087	0.0837	0.0169	0.0352	0.0084
$CF_{t-2}/S5$	−0.0025	0.0013	0.0004	0.0013	−0.0303	0.0054	0.0009	0.0022	−0.0056	0.0037
$CF_{t-3}/S5$	0.0027	0.0021	0.0019	0.0023	0.0301	0.0073	−0.0093	0.0062	−0.0026	0.0053
$CF_{t-4}/S5$	0.0017	0.0020	−0.0052	0.0025	−0.0061	0.0060	0.0086	0.0058	0.0069	0.0044
$CF_{t-5}/S5$	−0.0012	0.0006	0.0008	0.0011	0.0211	0.0060	0.0003	0.0020	0.0002	0.0018
$CF_{t-6}/S5$	0.0001	0.0001	0.0003	0.0007	0.0028	0.0010	0.0003	0.0020	0.0002	0.0006
SUM	0.2437	0.0046	0.0224	0.0069	0.5850	0.0084	0.0845	0.0170	0.0343	0.0085
$(c/p)_{t-1}$	−0.4855	0.0686	−0.0484	0.0889	−0.0778	0.1982	0.0405	0.1325	−0.5468	0.1207
$(c/p)_{t-2}$	−0.1554	0.0800	−0.2389	0.1062	−0.3654	0.2292	−0.0911	0.1475	0.3427	0.1359
$(c/p)_{t-3}$	−0.1291	0.0792	−0.0912	0.1021	0.0112	0.2229	0.0480	0.1444	−0.1318	0.1363
$(c/p)_{t-4}$	0.5710	0.0789	0.1936	0.0994	−0.0783	0.2308	0.1072	0.1536	0.5978	0.1403
$(c/p)_{t-5}$	0.0816	0.0797	0.2242	0.1046	0.5041	0.2521	−0.0234	0.1489	−0.4448	0.1282
$(c/p)_{t-6}$	−0.5231	0.0584	−0.1939	0.0852	−0.4079	0.1633	0.0347	0.1196	−0.1673	0.1007
SUM	−0.6405	0.0501	−0.1546	0.0783	−0.4141	0.1163	0.1159	0.1019	−0.3502	0.0950
Adj. R^2	0.1774		0.0722		0.6422		0.0676		0.0703	

주: $S5 = \dfrac{\sum_{i=1}^{5}\left(\dfrac{S_{t-i}}{P_{t-i}}\right)}{5}$

〈표 3〉 사용자비용의 수준값을 이용한 투자수요함수의 추정결과

(주식가격에 대한 이익배당의 비율을 포함한 경우)

	전체표본		그룹 1		그룹 2		그룹 3		그룹 4	
	계수값	표준오차	계수값	표준오차	계수값	표준오차	계수값	표준오차	계수값	표준오차
$S_{t-1}/S5$	0.0501	0.0033	0.0751	0.0043	0.0917	0.021	0.1121	0.0160	0.0788	0.0045
$S_{t-2}/S5$	0.0124	0.0020	0.0205	0.0029	0.0225	0.0047	0.0226	0.0043	0.0165	0.0038
$S_{t-3}/S5$	0.0091	0.0018	0.0035	0.0027	0.0096	0.0038	0.017	0.0033	0.0211	0.0038
$S_{t-4}/S5$	0.0071	0.0013	0.0054	0.0021	0.005	0.0027	0.0101	0.0020	0.0103	0.0026
$S_{t-5}/S5$	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0004	0.0001	0.0001	0.0002	0.0001	0.0001
$S_{t-6}/S5$	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	−0.0002	0.0001	0.0001	0.0001	−0.0001	0.0001
SUM	0.0789	0.0046	0.1047	0.0072	0.1290	0.0196	0.1620	0.0163	0.1267	0.0073
$CF_{t-1}/S5$	0.243	0.0046	0.024	0.0069	0.5672	0.0087	0.0871	0.0172	0.0352	0.0084
$CF_{t-2}/S5$	−0.0026	0.0013	0.0004	0.0013	−0.0304	0.0054	0.0009	0.0022	−0.0057	0.0037
$CF_{t-3}/S5$	0.0028	0.0021	0.0018	0.0023	0.0301	0.0074	−0.0094	0.0062	−0.0025	0.0053
$CF_{t-4}/S5$	0.0015	0.0020	−0.0054	0.0025	−0.0062	0.0060	0.0083	0.0058	0.0068	0.0044
$CF_{t-5}/S5$	−0.0012	0.0006	0.0009	0.0011	0.0210	0.0060	0.0005	0.0020	0.0002	0.0018
$CF_{t-6}/S5$	0.0001	0.0001	0.0003	0.0007	0.0028	0.0010	0.0003	0.0020	0.0002	0.0006
SUM	0.2436	0.0046	0.0220	0.0069	0.5845	0.0084	0.0877	0.0172	0.0342	0.0085
$(c/p)_{t-1}$	−0.4885	0.0686	−0.0505	0.089	−0.0793	0.1987	0.0242	0.1326	−0.5484	0.1208
$(c/p)_{t-2}$	−0.1558	0.0800	−0.2309	0.1062	−0.3571	0.2297	−0.0956	0.1477	0.3390	0.1360
$(c/p)_{t-3}$	−0.1298	0.0791	−0.0978	0.1021	0.0103	0.2231	0.0504	0.1444	−0.1382	0.1364
$(c/p)_{t-4}$	0.5671	0.0789	0.1826	0.0994	−0.0843	0.2313	0.1116	0.1536	0.5961	0.1403
$(c/p)_{t-5}$	0.0828	0.0797	0.2259	0.1046	0.5127	0.2527	−0.0285	0.1490	−0.4430	0.1282
$(c/p)_{t-6}$	−0.5295	0.0584	−0.1943	0.0854	−0.4124	0.1637	0.0068	0.1200	−0.1795	0.1009
SUM	0.6537	0.0502	−0.1650	0.0785	−0.4101	0.1166	0.0689	0.1029	−0.3740	0.0954
$(\text{Div/pri})_{t-1}$	−0.0122	0.0088	−0.0122	0.0085	0.0050	0.0455	−0.022	0.0541	−0.0086	0.0156
$(\text{Div/pri})_{t-2}$	−0.0135	0.0083	−0.0142	0.0076	0.0109	0.0408	−0.0204	0.0313	−0.0195	0.0170
$(\text{Div/pri})_{t-3}$	−0.0185	0.0083	−0.0179	0.0086	−0.0105	0.0142	−0.0451	0.0336	−0.0643	0.0358
$(\text{Div/pri})_{t-4}$	−0.012	0.0094	−0.0148	0.0085	−0.0025	0.0354	−0.0563	0.0586	−0.0172	0.0207
$(\text{Div/pri})_{t-5}$	−0.0092	0.0106	−0.0197	0.0150	0.0104	0.0153	−0.0262	0.0344	−0.0283	0.0415
$(\text{Div/pri})_{t-6}$	−0.0399	0.0111	−0.0298	0.0201	−0.0558	0.0573	−0.0208	0.0106	−0.0212	0.0264
SUM	−0.1053	0.0238	−0.1086	0.0296	−0.0425	0.0649	−0.1908	0.0557	−0.1591	0.0627
Adj. R^2	0.1781		0.0734		0.6418		0.0701		0.0705	

주: $S5 = \dfrac{\sum_{i=1}^{5}\left(\dfrac{S_{t-i}}{P_{t-i}}\right)}{5}$

(2) 巨視-計量經濟學的 推定模型

投資方程式 (5)에 나타난 母數들은 1953年 1/4分期에서 1995年 3/4分期까지의 기간에 걸쳐 추정되었다. 분석결과는 <표 4>에 나타나 있다. 본 논문의 분석결과에 따르면 1973年 4/4分期에서 1980年 4/4分期까지의 기간을 제외하고는 投資가 利子率 및 法人稅率에 민감하게 반응하는 것으로 나타났다. 1973年 4/4分期에서 1980年 4/4分期까지의 기간에 대한 분석결과에 따르면 σ는 미미하게 陰(negative)의 값을 갖는 것으로 나타났지만, 漸近的 尤度函數(asymptotic likelihood ratio test)에 따르면, 신뢰구간(confidence interval)이 최소한 +2.0에서 −2.0의 구간을 포함한다. 이 기간을 제외한 여타의 모든 기간에 대해서 長期價格彈力性은 최소한 1.2의 절대값을 갖는 것으로 추정되었다.

'퍼티-클레이(putty-clay)' 이론하에서 모든 短期彈力性은 長期彈力性보다 작은 값을 갖는다.[8] 係數벡터(coefficient vector)의 安定性(stability)을 검증하기 위하

〈표 4〉 σ와 신뢰구간의 추정치

		상수항을 포함한 경우			상수항을 포함하지 않은 경우		
관측기간	차수	하한값	극대값	상한값	하한값	극대값	상한값
1953:1-1973:3	3	1.0	2.8	6.0	0.7	2.5	5.7
	2	1.1	3.2	6.8	0.8	2.9	6.6
1981:1-1995:3	3	0.7	1.2	1.8	0.8	1.3	1.9
	2	0.7	1.2	1.9	0.8	1.3	2.0
1953:1-1995:3	3	1.2	1.9	2.9	1.1	1.9	2.8
	2	1.2	2.0	2.9	1.1	1.9	2.9
1981:1-1993:4	3	0.8	1.4	2.3	0.9	1.5	2.3
	2	0.8	1.4	2.3	0.9	1.5	2.4
1953:1-1993:4	3	1.0	2.2	4.0	0.9	2.0	3.9
	2	1.1	2.3	4.3	0.9	2.1	4.2
1973:4-1980:4	3	at least −2.0	−0.1	at least 2.0	at least −2.0	−0.4	at least 2.0
	2	at least −2.0	−0.2	at least 2.0	at least −2.0	−0.4	at least 2.0

주: 추정치의 상한값과 하한값은 점근적 우도비율검정(asymptotic likelihood ratio test)에 의해 결정되었다.

8) 퍼티-클레이가설(putty-clay hypothesis)은 Bischoff(1966)이 최초로 제기하였다. 그의 실증분석은 1951年에서 1965年까지의 기간을 대상으로 하였다. 본 논문에서 30年의 時系列資料를 추가하여 초기의 投資模型을 분석한 결과, 퍼티-클레이가설이 여전히 지지되었으며, 이와 같은 사실은 그 投資模型의 유용성을 입증하는 것이다.

여 차우테스트(Chow test)를 수행한 결과, $\sigma = 1.0$의 정이 維持되는 한 安定性이 기각되지 않았다.

1973年 4/4分期부터 1980年 4/4分期까지의 巨視資料(macro data) 분석결과는 Chirinko, Fazzari and Meyer(1996)의 微視資料分析이 이전의 두 논문과는 다른 결론을 도출하게 된 이유를 설명한다. 본 논문의 巨視資料에 대한 분석에 따르면 Fazzari(1993)의 觀測標本 가운데 약 40%의 기간이 資本費用에 반응하지 않았고, Chirinko and Fazzari(1993)의 觀測標本에서는 약 33%의 기간이 資本費用에 반응하지 않았다. Chirinko, Fazzari and Meyer(1996)가 분석대상으로 한 1981年부터 1991年까지의 기간에서는 觀測標本의 全期間이 資本費用에 반응했다. 그 이유는 이전의 두 논문에서는 제2차 석유파동이라는 불안정한 기간이 포함되었고, Chirinko, Fazzari and Meyer(1996)의 分析期間에는 불안정한 기간이 포함되지 않았기 때문이다. 바로 이와 같은 分析期間의 차이로 인해 Chirinko, Fazzari and Meyer(1996)의 분석이 이전의 두 논문과는 다른 결론을 도출하게 되었다.

以上의 分析結果에 따르면, 본 논문에서 이용된 巨視-計量經濟學的 投資模型의 有用性은 豫想實質使用者費用(expected future real user costs)이 과거의 資本費用으로부터 추정될 수 있다는 암묵적 가정에 크게 의존한다. 이러한 조건은 1973年 4/4分期에서 1980年 4/4分期까지의 기간에 대해서 적용되지 않으며, 이와 같은 현상은 루카스이론(Lucas Critique, 1976)과 일치하는 측면이 있다. 그러나 經濟가 安定局面으로 回期했을 때에는 앞에서 언급된 암묵적 가정이 적용된다.

Ⅳ. 結 論

본 논문은 資本費用과 投資需要의 관계분석을 통하여 利子率 및 法人稅率이 企業投資에 미치는 영향을 살펴보았다. 본 연구에서 분석된 微視的 投資模型과 巨視的 投資模型의 추정결과에 따르면 競爭的 市場構造下에서 企業의 投資需要는 利子率 및 法人稅率의 변화에 민감하게 반응하는 것으로 나타났다.

투자의 加速度模型, 현금흐름모형 및 신고전학파의 投資模型을 결합한 微視的 投資模型의 추정에 따르면 주식가격에 대한 이익배당의 비율을 投資方程式에 포함하지 않은 경우 資本費用에 대한 投資의 長期彈力性은 −1.04이고, 포함한 경우 −1.06으로 나타났다. 또한 기존의 巨視的 投資模型을 발전시킨 投資方程式의 추정에 따르면 1973년 4/4分期에서 1980년 4/4分期까지의 기간을 제외하고는 企

業投資가 資本費用에 민감하게 반응하는 것으로 나타났다. 구체적으로 1981년부터 1995년까지의 巨視資料를 분석한 결과 상수항을 포함하지 않은 경우 投資需要의 가격탄력성이 −1.3이고, 포함한 경우 −1.2로 추정되었다. 이와 같은 추정결과는 微視資料와 巨視資料의 분석결과가 일치한다는 매우 흥미 있는 결과를 제시한다.

본 논문의 분석결과를 통해 볼 때 한국의 企業들은 전면적인 市場開放과 高金利時代를 맞이하여 投資의 優先順位 決定에 보다 철저히 經濟論理에 기반을 두고, 정부 또한 財政의 건전한 운용을 통해 財政赤字로 인한 利子率 상승요인을 차단함과 동시에 生産的인 분야로 企業投資를 유도할 수 있는 法人稅政策을 실행하여야 할 것이다.

參 考 文 獻

1. Almon, S., "The Distributed Lag between Capital Appropriations and Expenditures", *Econometrica*, 33, January 1965, pp.178-196.
2. Ando, A. K., F. Modigliani, R. Rasche, and S. Turnovsky, "On the Role of Expectations of Price and Technological Change in an Investment Function", *International Economic Review*, June 1974, pp. 384-414.
3. Bischoff, C. W., "Elasticities of Substitution, Capital Malleability and Distributed Lag Investment Functions", presented to the Annual Meetings of the Econometric Society, December 1966.
4. _____, *A Study of Distributed Lags and Business Fixed Investment*, Ph. D. dissertation, Massachusetts Institute of Technology, January 1968.
5. _____, "Hypothesis Testing and the Demand for Capital Goods", *Review of Economics and Statistics*, 51, August 1969, pp.354-368.
6. _____, "The Effect of Alternative Lag Distributions", in G. Fromm, ed., *Tax Incentives and Capital Spending*, Washington D.C.: Brookings Institution, 1971a, pp.61-130.
7. _____, "Business Investment in the 1970s: A Comparison of

Models", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 1971b, pp,13-63.

8. _____, "A Note on Fazzari's Estimated Interest Elasticities of Fixed Investment", transcript, May 1995, revised August 1996.
9. Bischoff, C.W., E. C. Kokkelenberg, and R. A. Terregrossa, "Tax Policy and Business Fixed Investment during the Reagan Era", in Anandi P. Sahu and Ronald L. Tracy, *The Economic Legacy of the Reagan Years: Euphoria or Chaos?*, New York: Praeger, 1991, pp.21-39.
10. Chrinko, R. S., and S. M. Fazzari, Factors in Business Investment: An Econometric Exploration, manuscript, not for citation, September 1993.
11. Chinko, R.S., S.M. Fazzari, and A. P. Meyer, "Business Investment and the User Cost of Capital: New Evidence from U. S. Panel Data", manuscript, May 1996.
12. Eisner, R., "A Distributed Lag Investment Function", *Econometrica*, 28, January 1960, pp.1-29.
13. _____, *Factors in Business Investment, Cambridge*, Mass,: NBER by Ballinger, 1978.
14. Fazzari, S. M., "The Investment-Finance Link: Investment and U. S. Fiscal Policy in the 1990s, *Public Policy* Brief, 9, October", Jerome Levy Economics Institute of Bard College, 1993.
15. Gordon, R. J., *Macroeconomics*, 6th ed., Harper Collins College Publishers, 1993.
16. Johansen, L., "Substitution Versus Fixed Production Coefficients in the Theory of Economic Growth: A Synthesis", *Econometrica*, 27, April 1959, pp.157-176.
17. Jorgenson, D. W., "Capital Theory and Investment Behavior", *American Economic* Association, 53, May 1963, pp.247-259.
18. Lucas, R. E., Jr., "Econometric Policy Evaluation: A Critique", in Karl Brunner and Allan H. Meltzer, eds., *The Phillips Curve and Labor Markets*, Amsterdam: North-Holland, 1976, pp.19-46.
19. Mankiw, N.G., *Macroeconomics*, 2nd ed., Worth Publishers, 1994.
20. Meyer, J. R. and E. Kuh, *The Investment Decision: An Empirical*

Study, Boston: Harvard University Press, 1957.

21. Phelps, E. S., "Substitution, Fixed Proportions, Growth, and Distribution", *International Economic Review*, 4, September 1963, pp. 254-288.
22. Solow, R. M., "Substitution and Fixed Proportions in the Theory of Capital", *Review of Economic Studies*, 29, June 1962, pp. 207-218.
23. *Economic Report of the President*, Transmitted to the Congress, Washington: United States Government Printing Office, February 1996.

附 錄

패널 데이터 (panel data)의 분석에 있어서 주어진 관측기간 내에 개별기업의 誤差項이 상관관계를 가질 경우 t-통계값 (t-Statistic)의 부정확성

다음과 같은 회귀방정식을 가정하자.

$$y_{it}=\beta x_{it}+w_t+u_{it},\ i=1,\ \cdots\cdots,\ k,\ t=1,\ \cdots\cdots,\ T. \tag{1}$$

여기서 $Ew'u_i=0$ 이고, $Euu'=\sigma_u^2 I$ 이며, w는 개별기업의 고유특성으로부터 자유로운 오차항이며, $\sigma_w^2=\rho(\sigma_w^2+\sigma_u^2)$이다. 또한 $x_{it}=x_t+v_{it}$ 이고, $E(x'v_i)=0$, $Evv'=\sigma_v^2 I$, $Eu'v=0$이다. x는 개별기업의 고유특성으로부터 자유로운 독립변수이며, $\sigma_x^2=\mu(\sigma_x^2+\sigma_v^2)$이다.

다음으로 y_{it}를 x_{it}에 대해 回歸分析하면 共分散 行列은 다음과 같다.

$$\mathrm{Var}\,\hat{\beta}=(\sigma_w^2+\sigma_u^2)(x'x)^{-1}x'\Omega x(x'x)^{-1} \tag{2}$$

$$\Omega=\begin{bmatrix} M_{K\times K} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & M_{K\times K} & \cdots & 0 \\ & & \vdots & \\ 0 & 0 & \cdots & M_{K\times K} \end{bmatrix}=TK\times TK,\ M_{K\times K}$$

$$=\begin{bmatrix} 1 & \sigma & \cdots & \sigma \\ \sigma & 1 & \cdots & \sigma \\ & & \vdots & \\ \sigma & \sigma & \cdots & 1 \end{bmatrix}$$

컴퓨터 프로그램은 $\hat{\beta}$의 분산에 관한 통계량을 다음과 같은 확률극한값(*plim*)으로 나타내준다.

$$\hat{\mathrm{Var}}\,\hat{\beta}=\frac{(\sigma_u^2+\sigma_v^2)}{TK\sigma_x^2} \tag{3}$$

그러나 식 (2)에 나타난 眞分散(true variance)의 확률극한값은 다음과 같다.

$$\hat{\mathrm{Var}}\,\hat{\beta}=\frac{(\sigma_u^2+\sigma_w^2(1+(k-1)\mu\rho))}{TK\sigma_x^2}$$

眞分散 (4)의 확률극한값에 대한 僞分散(erroneous variance) (3)의 확률극한값의 비율은 다음과 같다.

$$\frac{1}{1+(K-1)\mu\rho} \tag{5}$$

따라서 眞分散으로부터 계산된 't-통계량'의 확률극한값에 대한 僞分散으로부터 계산된 't-통계량'의 확률극한값의 비율은 $\sqrt{1+(K-1)\mu\rho}$ 이다. $k=1000$, $\mu=0.9$, $\sigma=0.9$인 경우에 이 비율은 28.46이다. 따라서 '時間 模擬變數 (time dummies)'의 도입은 진분산과 위분산의 차이로부터 발생되는 오차를 축소시킬 것이다.

이와 관련하여 추정모형 (1)은 다음과 같이 변환될 수 있다.

$$y_{it}=\beta(x_t+v_{it})+w_t+u_{it},. \tag{6}$$

이 식을 다시 정리하면 다음과 같다.

$$y_{it}=\beta v_{it}+(\beta x_t+w_t)+u_{it}, \tag{7}$$

또는

$$\begin{bmatrix} y_{it} \\ \vdots \\ \vdots \\ \vdots \\ \vdots \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} v_{it} & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ 0 & i & 0 & \vdots & \vdots \\ \vdots & 0 & i & 0 & \vdots \\ \vdots & \vdots & 0 & \ddots & 0 \\ 0 & \cdots & \cdots & 0 & i \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta \\ \beta x_t+w_t \\ \vdots \\ \vdots \\ \vdots \end{bmatrix} + [u_{it}] \tag{8}$$

여기서 $Euu'=\sigma^2 I$이고, βx_t+w_t의 극한계수값은 일관성을 갖는다. 공분산 행렬은 대각선 (diagonal)일 것이다. 따라서

$$Asy.\ \mathrm{Var}\,\hat{\beta}_{TD}=\frac{\sigma_u^2}{TK\sigma_v^2}. \tag{9}$$

그러나 $\sigma_v^2=\sigma_x^2(1-\mu)$이기 때문에 다음과 같다.

$$Asy.\ \mathrm{Var}\,\beta_{TD}=\frac{\sigma_u^2}{TK\sigma_x^2(1-\mu)}. \tag{10}$$

$$Asy.\ \mathrm{Var}\,\beta_{TD} = \frac{\sigma_u^2}{TK\sigma_x^2(1-\mu)}\ . \tag{10}$$

따라서 OLS에 의해서 추정된 β의 분산과 時間 模擬變數 (time dummies)를 포함하여 추정된 β의 점근적 분산의 비율은 다음과 같다.

$$\begin{aligned}\frac{Asy.\ \mathrm{Var}\,\beta_{TD}}{\mathrm{Var}\,\beta_{OLS}} &= \frac{\sigma_u^2}{(\sigma_u^2+\sigma_w^2)(1+(K-1)m\rho)(1-\mu)} \\ &= \frac{\sigma_u^2}{\left(1+\frac{\rho}{1-\rho}\right)\rho_u^2(1+(K-1)\mu\rho)(1-\mu)} \\ &= \frac{(1-\rho)}{(1+(K-1)\mu\rho)(1-\mu)}\ .\end{aligned} \tag{11}$$

時間模擬變數를 이용한 추정모형에서 표준오차항은 偏倚(bias)를 갖지만 μ가 1에 근접함에 따라 이 비율은 무한값에 접근한다. 더욱이 ρ가 0이면, 그 비율은 $\frac{1}{1-\mu}$ 이 된다. 첫번째 결과에 대한 설명은 다음과 같다. μ가 1에 근접함에 따라 x_{it}의 모든 분산은 공통의 시계열변량 x_t에 의해서 설명되고, 개별기업 간의 독립된 분산은 거의 존재하지 않는다. 時間模擬變數의 추정량은 x의 분산에 포함된 대부분의 정보를 소비할 뿐만 아니라 매우 비효율적이다. 만약 ρ가 0이면 模擬變數로부터 얻을 수 있는 정보는 거의 없지만 그들은 여전히 x_t의 분산에 내재해 있다.

마지막으로, 眞推定模型을 다음과 같이 가정하고

$$y_{it} = \beta x_t + w_t + u_{it}\ . \tag{12}$$

실제로는 다음의 僞推定模型을 回歸分析하였다고 가정하자.

$$y_{it} = \beta(x_t + v_{it}) + w_t + u_{it}\ , \tag{13}$$

여기서 β와 w는 추정될 母數(parameters)들이다. 즉, x_t에대해서 x_{it}에 내재하는 분산이 '백색오차(white noise)'라고 가정하자. 그러면

$$plim\ \hat{\beta} = \frac{plim\frac{1}{TK}\Sigma v_{it}(\beta x_t + u_{it})}{plim\frac{1}{TK}\Sigma v_{it}^2} = 0\text{이다.}$$