시간비 분리 생산준거 자산가격결정모형 (PCAPM)에 관한 이론 및 실증적 연구
- 규모별 중심 -

김 종 권*

1. 서론

Sharpe(1964)와 Lintner(1965) 이후 자산가격 결정에 관한 이론과 실증분석은 자본시장 발전과 더불어 꾸준히 진행되어 왔다. 자산가격결정에 관한 대표적인 모형으로는 우선 자본자산가격결정모형(capital asset pricing model: CAPM)과 차익가격결정모형(arbitrage pricing model: APM)이 있다. CAPM은 특정 자산의 기대 수익률이 시장전체의 포오트폴리오의 기대수익률과 선형적인 관계에 있다는 것을 보이고 있다. 반면에 Ross(1976)에 의해 처음 제시된 APM은 CAPM과 달리 특정 자산의 기대수익률이 다수의 공통요인의 선형함수로 표시됨을 주장하는 보다 일반화된 모형이라 할 수 있다. 한편 시장전체의 포오트폴리오 기대수익률 또는 다수의 공통요인 대신 소비, 투자 등 거시경제변수들을 사용하여 자산가격을 설명하려는 노력도 병행되어 왔다. Rubinstein(1976), Breeden-Litzenberger(1978), Breeden(1979) 등에 의해 제시된 소비준거 자본자산가격결정모형(consumption-based CAPM: CCAPM)은 소비의 이시적 한계 대체율(intertemporal marginal rate of substitution)이 자산가격을 설명하는 중요한 거시변수라는 점을 강조하고 있다. 즉, 합리적인 소비자들이 소비에 대한 최적 의사결정의 결과 총소비와 자산의 가격 간에는 체계적인 관계가 성립하여 CAPM이 개별자산의 수익률이 시장포오트폴리오와 선형관계를 가진다는 것과 같이 CCAPM은 총소비증가율과 개별증권수익률이 선형관계를 갖는다고 한다. CCAPM은 이후 Constantinides(1980), Grossman-Shiller(1982), Cox-Ingersoll-Ross(1985), Breeden(1986) 등에 의해 더욱 확장된다. 특히 Breeden-Litzenberger(1986)가 소비의 내구성으로 말미암아 소비데이터에 관찰오류의 문제가 존재할 수 있다는 것을 지적한 이래 소비의 내구성과 습관성을 고려한 시간비분리(time-nonseparable) CCAPM이 Constantinides(1980), Ferson-Constantinides(1990) 등에 의하여 제시되었다.

* 신흥대학 경상정보계열 전임강사

한편 소비자보다는 기업의 투자의사 결정에 초점을 맞춘 생산준거 자본자산가격결정모형(production-based CAPM: PCAPM)이 Cochrane(1991, 1992)에 의해 제안되었다. 즉, PCAPM은 시장포오트폴리오를 대신하는 실물경제변수로서 소비증가율 대신에 투자수익률을 사용하여 개별자산의 기대수익률을 설명하고 있다. 즉, PCAPM은 생산자의 생산함수와 생산자의 제1계조건으로부터 투자의 한계 변화율(intertemporal marginal rate of transformation)과 개별자산 수익률과의 상관관계를 분석하고 있다.

본 연구의 목적은 Cochrane(1991, 1992, 1996)의 시간분리(time-separable) PCAPM의 연구를 확장해 기업의 투자와 자본스톡의 축적에 의한 내구성(durability)이나 기술습득비용(cost of learning by technology)을 고려한 시간비분리(time-nonseparable) PCAPM 모형을 제시하고 이를 실증분석하는데 있다. 기존의 시간분리모형과 이 논문의 시간비분리모형의 차이를 비교하면, 시간분리모형은 t기의 투자는 t기에만 조정비용 ($c_t = c_t(k_t, i_t)$)[1]을 필요로 한다고 가정하나 이 논문에서는 t기의 투자는 $t+1$기에도 일정한 조정비용을 수반하는 시간비분리(time-nonseparable) 조정비용함수(예를들어, $c_t = c_t(k_t, i_t, i_{t-1})$)를 사용해 시간비분리 PCAPM을 도출했다. 이러한 시간비분리 PCAPM은 시간분리 PCAPM모형에 비하여 기업의 투자와 자본축적, 생산, 그리고 투자수익률과의 동태적 관계를 보다 명확하게 분석하는데 사용될 수 있을 것이다. 또한, 기존의 시간분리 모형에서 발생하던 조정비용의 과소 추정 문제와 기업별 투자베타의 과소 추정 문제를 개선하는 데에 도움이 될 것이다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 시간비분리(time-nonseparable) 조정비용함수를 설명하고 시간비분리 PCAPM을 이론적으로 도출한다. 제Ⅲ장에서는 본 연구에서 사용된 기초 자료를 소개하고 시간비분리(time-nonseparable) PCAPM과 시간분리(time-separable) PCAPM의 조정비용 계수를 추정하기로 한다. 또한 시간비분리 PCAPM과 시간분리 PCAPM, CCAPM, CAPM의 실증분석 결과를 비교 분석한다. 마지막으로 제Ⅳ장에서는 실증분석 결과를 요약하고 추후의 연구과제에 대해 논의한다.

2. 시간비분리 생산준거 CAPM(PCAPM)의 유도

2.1. 시간비분리 조정비용함수의 모색

Nickell(1978) 등에 따르면 기업들이 새로운 설비를 도입해 이를 정상적으로 가동하기까지에는 추가적인 조정비용(costs of adjustment)이 적지 않게 발생한다. 새로운 설비는 기존 생산방식의 변경을 요구하며 근로자 역시 새로운 설비를 가동하기 위해서는 일정한 숙련기간을 거쳐야 된다. 한편, 최고 경영자도 기계장비를 선택하고, 주문 및 설치하는 과정에 상당한 시간을 할애하여야 한다.

투자함수에 관한 기존의 연구들은 신규 투자시 요구되는 조정비용에 통상 다음과 같은 제약을 부과하고 있다.

1 단, c_t는 조정비용, k_t는 자본스톡, i_t는 투자를 의미한다.

첫째, 조정비용은 투자규모에 비례한다는 것이다. 이 가정은 소규모 설비보다 대형설비를 설치할 경우 조정비용이 더욱 증가한다고 보기 때문이다. 즉 조정비용함수를 $c(i_t)$로 나타냈을 때 $\frac{\partial c(i_t)}{\partial i_t} > 0$ 이라는 것이다. 특히 조정비용이 투자규모가 증가함에 따라 가속적으로 증가한다고 $\left(\frac{\partial^2 c(i_t)}{\partial i_t^2} > 0\right)$ 통상적으로 가정한다.

둘째로 조정비용은 기존 자본스톡의 규모에는 반비례한다. 이는 자본스톡의 규모가 증가함에 따라 설비투자의 노하우(know-how)가 기업 내에 축적되어 그만큼 조정비용이 감소한다고 보기 때문이다.

셋째, 조정비용은 투자가 이루어지는 당기에만 필요하다는 것이다. 본 연구에서 상정하고 있는 조정비용 함수는 위에서 소개한 기존의 조정비용함수의 속성 중 세 번째 제약을 보다 현실화하는 데에 있다. 즉, 투자를 마친 후에도 일정기간 조정비용이 추가로 요구된다고 상정하여 시간비분리 조정비용함수를 사용하였다. 예를 들어 새로운 설비가 장착된 후 근로자가 해당 설비를 오작동없이 효율적으로 생산에 활용하기까지에는 상당한 숙련기간이 필요하다고 보기 때문이다.

이러한 비용발생의 시간비분리((time-nonseparable) 현상을 감안하기 위해 기존의 시간분리 조정비용함수 $C(i_t, k_t) = \frac{\alpha}{2}\left(\frac{i_t}{k_t}\right) \cdot i_t$[2]를 확대하여 다음과 같이 설정할 수 있다. 즉, $c(k_t, i_t, i_{t-1}) = \frac{1}{2}\frac{1}{k_t}(\alpha i_t + \theta i_{t-1})^2$와 $c(k_t, i_t, i_{t-1}) = \frac{1}{2}\frac{\alpha}{k_t}i_t^2 + \frac{1}{2}\frac{\theta}{k_t}i_{t-1}^2$을 시간비분리 조정비용의 함수형태를 가정하여 이론적 모형도출과 실증분석에 사용하였으나 어떤 형태를 사용하던 간에 결과에 질적인 차이가 없으므로 본 논문에서는 전자보다는 좀더 간결한 형태를 지니면서 경제적 의미가 분명하게 드러나는 후자에 초점을 맞추어 시간비분리 PCAPM을 이론적으로 도출하고 실증분석에 사용하기로 한다.

이하에서 우선 시간비분리 조정비용함수를 이용해 생산준거 자산가격결정모형(PCAPM)을 유도하고 이에 기초해 시간비분리 PCAPM모형의 추정과정에서 α외에 θ의 값도 추정하고 통계적 유의성을 검토하고자 한다. 여기서 α는 기존의 연구에서 사용한 투자의 조정비용을 나타내나 θ는 기존의 조정비용에 추가되는 일종의 기술습득비용으로 해석할 수 있다. 이는 Nickell(1978) 등이 지적한 바와 같이 기업들이 새로운 설비를 도입해 이를 정상적으로 가동하기까지 추가적인 조정비용(costs of adjustment)

---

2 우리가 상정한 조정비용함수의 시간비분리성은 내구성과 습관성을 강조하는 시간비분리 소비준거 자산가격결정모형과 잘 비교된다. Dunn and Singleton(1986), Eichenbanm and Hansen(1990) 등의 소비의 내구성 연구와 Ferson and Constantinides(1990), 남주하(1993) 등에 의한 소비의 습관성 연구가 여기에 해당된다. 후자의 경우에는 과거 소비지출의 수준이 현재 소비결정에 영향을 주고, 이러한 습관성이 소비재화의 내구성을 압도하여 소비와 자산가격의 결정에 영향을 미치게 된다고 주장하고 있다. 이러한 조정함수를 이용해 자산가격결정모형을 유도한 예로는 Whited(1991), Cochrane(1992)을 참조.

이 적지 않게 발생하게 되는데, 예를 들어 새로운 설비는 기존 생산방식의 변경을 요구하며 근로자 역시 새로운 설비를 가동하기 위해서는 일정한 숙련기간을 거쳐야 된다는 것이다. 이에 따른 조정비용이 발생하게 되고, 조정비용 계수 θ가 일종의 기술습득비용이 되는 것이다.

2.2. 시간비분리 생산준거 CAPM(PCAPM)의 유도[3]

완전시장에서 불확실성이 존재할 때 투자의사결정을 해야 하는 기업을 고려하기로 하자. 이 특정기업의 자본스톡을 k_t, 노동을 l_t라 하고 하면 생산함수는 $f(k_t, l_t)$로 주어지고 이 생산함수는 규모의 보수불변의 법칙(constant return to scale)이 성립하며 이른바 다음과 같은 조건들을 만족한다고 하자. 즉, $f_k>0$, $f_{kk}<0$, $f_l>0$, $f_{ll}<0$, $f_{kl}>0$, · · ·, $\lim_{k_t \to 0} f(k_t, l_t) = f(l_t)$, $\lim_{l_t \to 0} f(k_t, l_t) = f(k_t)$이 된다고 가정하기로 한다.

여기서 자본스톡은 i_t를 투자, δ를 감가상각률이라 하고 다음과 같이 증가한다고 하자. 그러면, $k_{t+1} = (1-\delta)(k_t + i_t)$로 나타내어진다.

완전시장(complete market)에서 조건부 청구권(contingent claim)의 가격 또는 미시적 할인율이 $m_{t,t+j}$ (t+j시점에서의 현금흐름의 t시점에서의 현재가치로 전환하는 할인율)이라고 하자. 이 경우 기업은 주어진 할인율($m_{t,t+j}$)하에서 미래 현금흐름의 현재가치의 합을 극대화시킨다고 할 수 있다.

$y_t = f(k_t, l_t) - c(k_t, i_t, i_{t-1})$로 두면 기업은

$$E_t\left(\sum_{j=0}^{\infty} m_{t,t+j}(y_{t+j} - i_{t+j})\right) = (y_t - i_t) + E_t\left(\sum_{j=1}^{\infty} m_{t,t+j}(y_{t+j} - i_{t+j})\right) \tag{1}$$

식 (1)을 극대화하는 행동을 취한다고 할 수 있다. 여기서 y_t는 산출(부가가치)이고 $c(k_t, i_t, i_{t-1})$는 조정비용함수이며, $m_{t,t+j}$[4]는 완전시장일 경우 전체경제의 확률적 할인요인이 된다.

단, 여기서 위 식의 우측 항은 논의의 편의를 위해 좌측 항으로부터 j=0인 경우와 j가 1 이상인 경우로 나누어 표현한 것이다. 이제 i_t, i_{t+j}가 독립적(independent)이라고

3 시간분리 PCAPM과 시간비분리 PCAPM의 자세한 유도과정은 <附錄>을 참조.

4 $m_{t,t+j}$는 완전시장(상태(state of nature)의 수와 자산가격(asset price)의 수가 동일한 시장을 의미)에서 상태의 변화에 의해 결정되는 조건부 청구권의 가격이고 이에 따른 현가(present value)는 기업의 t시점의 조건부 청구권의 가격이 된다. 한편 완전시장이 아닐 경우에도 이와 같은 극대화 조건은 만족되나, 이 때의 m은 전체경제의 확률적 할인요인(stochastic discount factor)이라기 보다 자산수익률을 가격으로 할인한 확률적 할인요인로 볼 수 있다. Cochrane(1992)은 불완전시장에서 자산수익률과 한계대체율 및 한계변환율 사이의 관계가 약화되는 경향은 있지만, 이들의 상호관계가 사라지지는 않는다고 하고 있다.

가정하면(단, $j \neq 0$), 기업의 t시점의 투자에 관한 1계조건은 다음과 같이 주어진다.

$$\frac{\partial(y_t - i_t)}{\partial i_t} + E_t\left(\sum_{j=1}^{\infty} m_{t,t+j}\frac{\partial(y_{t+j} - i_{t+j})}{\partial i_t}\right) = 0 \text{ 즉, } \frac{\partial(y_t - i_t)}{\partial i_t} = -\frac{\partial c}{\partial i_t} - 1 \text{이므로}$$

$$1 + \frac{\partial c(k_t, i_t, i_{t-1})}{\partial i_t} = E_t\left[\sum_{j=1}^{\infty} m_{t,t+j}\frac{\partial y_{t+j}}{\partial i_t}\right] \tag{2}$$

이 된다.

즉, 균형에서는 좌측 항의 투자 한 단위에 필요한 한계비용(marginal cost)과 우측 항의 투자로부터 발생하는 미래의 모든 이익들을 현재가치로 환산했을 경우의 한계수익(marginal revenue)이 같게 되어야 한다. 위 식에서 j=1인 경우와 j>1인 경우로 나누면 다음과 같이 분리될 수 있다.

$$1 + \frac{\partial c(k_t, i_t, i_{t-1})}{\partial i_t} = E_t m_{t,t+1}\left[\frac{\partial y_{t+1}}{\partial i_t} + \sum_{j=2}^{\infty} m_{t+1,t+j}\frac{\partial y_{t+j}}{\partial i_t}\right] \tag{3}$$

여기서, t기와 t+j기 사이의 할인율인 $m_{t,t+j}$를 t기와 t+1기, 그리고 t+1기와 t+j기 사이의 할인율로 나누면, $m_{t,t+j} = m_{t,t+1}m_{t+1,t+j}$가 된다.

한편 $y_t = f(k_t, l_t) - c(k_t, i_t, i_{t-1})$이므로 다음 식(4)와 (4)′이 성립한다.

$$\frac{\partial y_{t+j}}{\partial i_t} = \frac{\partial f}{\partial i_t}(k_{t+j}, l_{t+j}) - \frac{\partial c(k_{t+j}, i_{t+j}, i_{t-1+j})}{\partial i_t} \tag{4}$$

$$= \begin{cases} \dfrac{\partial f}{\partial k_{t+1}}\dfrac{\partial k_{t+1}}{\partial i_t} - \dfrac{\partial c(k_{t+1}, i_{t+1}, i_t)}{\partial i_t} - \dfrac{\partial c}{\partial k_{t+1}}\dfrac{\partial k_{t+1}}{\partial i_t}, & j = 1 \\ \dfrac{\partial f}{\partial k_{t+j}}\dfrac{\partial k_{t+j}}{\partial i_t} - \dfrac{\partial c}{\partial k_{t+j}}\dfrac{\partial k_{t+j}}{\partial i_t}, & j > 1 \end{cases} \tag{4)'$$

이제 식(4)와 (4)′를 j=1과 j>1인 경우로 식(3)에 대입하면 다음 식(5)과 같이 표현된다.

$$1 + \frac{\partial c(k_t, i_t, i_{t-1})}{\partial i_t}$$
$$= E_t m_{t,t+1}\left[(1-\delta)\frac{\partial f}{\partial k_{t+1}} - (1-\delta)\frac{\partial c}{\partial k_{t+1}} - \frac{\partial c(k_{t+1}, i_{t+1}, i_t)}{\partial i_t} + \sum_{j=2}^{\infty} m_{t,t+j}(1-\delta)^j\left(\frac{\partial f}{\partial k_{t+j}} - \frac{\partial c}{\partial k_{t+j}}\right)\right] \tag{5}$$

식 (5)에서 우측의 셋째 항을 식(5)의 좌측 항으로 이항시킨 후 나머지 부문을 그대로 남기면 다음 식 (6)과 같이 된다.

$$1 + \frac{\partial c(k_t, i_t, i_{t-1})}{\partial i_t} + E_t m_{t,t+1}\frac{\partial c(k_{t+1}, i_{t+1}, i_t)}{\partial i_t}$$
$$= E_t\left[m_{t,t+1}(1-\delta)\left(\frac{\partial f}{\partial k_{t+1}} - \frac{\partial c}{\partial k_{t+1}}\right) + \sum_{j=2}^{\infty} m_{t,t+j}(1-\delta)^j\left(\frac{\partial f}{\partial k_{t+j}} - \frac{\partial c}{\partial k_{t+j}}\right)\right] \tag{6}$$

t기와 t+j기 사이의 할인율인 $m_{t,t+j}$를 t기와 t+1기, 그리고 t+1기와 t+j기 사이의 할

인율로 나누면, $m_{t,t+j}=m_{t,t+1}m_{t+1,t+j}$가 된다. 그리고 $(1-\delta)$를 좌측에 분리시켜 묶어 놓으면 다음 식(6)'와 같이 나타낼 수 있다.

$$1+\frac{\partial c(k_t, i_t, i_{t-1})}{\partial i_t}+E_t m_{t,t+1}\frac{\partial c(k_{t+1}, i_{t+1}, i_t)}{\partial i_t}$$
$$=E_t m_{t,t+1}(1-\delta)\left[\left(\frac{\partial f}{\partial k_{t+1}}-\frac{\partial c}{\partial k_{t+1}}\right)+\sum_{j=1}^{\infty} m_{t+1,t+1+j}(1-\delta)^j\left(\frac{\partial f}{\partial k_{t+1+j}}-\frac{\partial c}{\partial k_{t+1+j}}\right)\right] \tag{6'}$$

여기서 우측의 괄호 안의 두 번째 항을 (6)'식을 이용해 반복 대입하면,

$$1+\frac{\partial c(k_t, i_t, i_{t-1})}{\partial i_t}+E_t m_{t,t+1}\frac{\partial c(k_{t+1}, i_{t+1}, i_t)}{\partial i_t}$$
$$=E_t m_{t,t+1}(1-\delta)\left[\left(\frac{\partial f}{\partial k_{t+1}}-\frac{\partial c}{\partial k_{t+1}}\right)+1+\frac{\partial c(k_{t+1}, i_{t+1}, i_t)}{\partial i_{t+1}}+E_{t+1}m_{t+1,t+2}\frac{\partial c(k_{t+2}, i_{t+2}, i_{t+1})}{\partial i_{t+1}}\right] \tag{6''}$$

이 성립한다.

이제 위 식(6)''의 좌측부분으로 식(6)''의 전체를 나누면, $1=E_t[m_{t,t+1}R]$의 형태로 투자에 관한 효율적 조건을 의미하는 생산준거 자본자산가격결정모형의 오일러 방정식(Euler equation)이 도출된다. 여기서 투자수익률 R은 다음 식 (7)과 같이 구성되어 있다.

$$R=\frac{(1-\delta)\left[\left(\frac{\partial f(k_{t+1}, l_{t+1})}{\partial k_{t+1}}-\frac{\partial c}{\partial k_{t+1}}\right)+1+\frac{\partial c(k_{t+1}, i_{t+1}, i_t)}{\partial i_{t+1}}+E_{t+1}m_{t+1,t+2}\frac{\partial c(k_{t+2}, i_{t+2}, i_{t+1})}{\partial i_{t+1}}\right]}{1+\frac{\partial c(k_t, i_t, i_{t-1})}{\partial i_t}+E_t m_{t,t+1}\frac{\partial c(k_{t+1}, i_{t+1}, i_t)}{\partial i_t}} \tag{7}$$

$\frac{\partial c}{\partial i}$는 투자 한 단위에 필요한 한계비용이므로, 식 (7)의 분모는 t기에 투자가 증가할 때 조정비용에 의한 산출의 손실을 나타낸다. 한편, t기 투자는 t+1기의 자본스톡을 증가시키게 되는데, $\frac{\partial f}{\partial k_{t+1}}$는 새로이 추가된 자본스톡에서 발생되는 추가적 산출을 나타낸다. $\frac{\partial c}{\partial k_{t+1}}$은 t+1기에서의 조정비용의 변화를 나타내고 있는데, 이는 자본스톡이 t+1기에 높아지기 때문에 발생하는 변화이다.

기업의 생산함수가 1차 동차함수인 경우, 오일러정리에 의해 $f(k_t, l_t)=mpk_t\cdot k_t+mpl_t\cdot l_t$(단, mpl은 노동의 한계생산, l_t는 노동투입량)이 성립한다. 한편, 조정비용함수를 $c(k_t, i_t, i_{t-1})=\frac{1}{2}\frac{\alpha}{k_t}i_t^2+\frac{1}{2}\frac{\theta}{k_t}i_{t-1}^2$[5]로 두면, 식(7)을 다음과 같이 전환시킬 수 있다.[6]

5 실제 추정결과에서는 시간비분리의 조정비용함수 형태를 달리 하여도 별다른 차이가 없음을

$$R=\frac{(1-\delta)\left[mpk_{t+1}+\left(\frac{\alpha}{2}\left(\frac{i_{t+1}}{k_{t+1}}\right)^2+\frac{\theta}{2}\left(\frac{i_t}{k_{t+1}}\right)^2\right)+1+\frac{\alpha}{k_{t+1}}i_{t+1}+E_{t+1}m_{t+1,t+2}\frac{\theta}{k_{t+2}}i_{t+1}\right]}{1+\frac{\alpha}{k_t}i_t+E_t m_{t,t+1}\frac{\theta}{k_{t+1}}i_t} \tag{8}$$

단, 여기서 $\frac{\partial c}{\partial i_t}=\frac{\theta}{k_{t+1}}i_t$, 또는 $\frac{\partial c}{\partial k_{t+1}}=-\frac{\alpha}{2}\left(\frac{i_{t+1}}{k_{t+1}}\right)^2-\frac{\theta}{2}\left(\frac{i_t}{k_{t+1}}\right)^2$인 점을 이용하였다.

위 식(8)에서 투자수익률은 자본의 한계생산(mpk_t), 투자/자본비율(i_t/k_t)에 근사적으로 비례하는 것을 알 수 있다. 만일 자본스톡의 변화율이 크지 않다면, 투자수익률은 자본의 한계생산, 투자의 증가에 비례함을 알 수 있다. 감가상각률을 나타내는 δ와 자본의 한계생산을 의미하는 mpk_t는 투자수익률의 평균에 영향을 주고 조정비용 α, θ는 파라미터로서 투자수익률의 평균과 분산에 영향을 미치고 있음을 알 수 있다.

3. 자료 및 실증분석 결과

3.1. 분석자료 및 조정비용계수 추정

시간 비분리모형의 타당성을 실증분석하기 위해 본 연구에서는 Hansen(1982)이 제안한 GMM(generalized method of moments)을 사용해 조정비용계수 α, θ를 추정하고, 통계적 유의성을 검정하였다. 분석에 사용된 데이터로는 1987년 1/4분기[7]부터 2002년 1/4분기 사이의 분기별 자료를 이용하였다.[8][9]

발견하였다. 그러나 본 논문에서 사용한 조정비용함수에 비해 $\frac{1}{2}\frac{1}{k_t}(\alpha i_t+\theta i_{t-1})^2$의 경우 경제적인 의미가 명확하지 않은 단점을 지니고 있어 본문에서 사용한 형태의 시간비분리 조정비용함수 형태를 사용하기로 한다.

6 시간분리(time separable) PCAPM은 $C(i_t, k_t)=\frac{\alpha}{2}\left(\frac{i_t}{k_t}\right)\cdot i_t$의 시간분리 형태의 조정비용함수를 이용함으로써 다음과 같은 시간분리 투자수익률 함수가 도출된다.

$$R^I_{t+1}=\frac{(1-\delta)\left[mpk_{t+1}+\alpha\left(\frac{i_{t+1}}{k_{t+1}}\right)+1+\frac{\alpha}{2}\left(\frac{i_{t+1}}{k_{t+1}}\right)^2\right]}{1+\alpha\left(\frac{i_t}{k_t}\right)}$$

7 87년 1/4분기를 시점으로 한 것은 투자등급 AA-인 3년만기 우량물 기준의 회사채수익률 자료의 제약 때문이다.

8 일반적으로 할인율은 관찰하기가 어려우므로 대용변수의 수익률을 이용하게 된다. 대용 수익

주가수익률은 한국증권거래소에 상장된 기업을 대상으로 발표되는 자료를 이용하였는데 매 분기 첫째 월말 주가지수를 기준으로 직전분기 대비 증가율로 산출하였다.[10] 분기별 개별 포오트폴리오 수익률은 규모별로 구분하여 산출하였다. 규모별 포오트폴리오의 계산은 분석대상 기간동안에 매 분기 첫째 월말 상장시가총액을 기준으로 분석대상 기업 320개[11](1987년 1분기기준)를 크기 순으로 분류한 후 32개씩 10개의 포오트폴리오를 구성하여 각 포오트폴리오별 매 분기 첫째 월말 상장시가총액의 합을 산출하였다. 그리고 각 포오트폴리오별 수익률의 계산은 직전분기 대비 증가율로 구하였다. 즉, r_t를 주가수익률이라 정의하면 이는 다음 식(9)으로 주어진다.

$$r_t = (p_t - p_{t-1}) / p_{t-1} \tag{9}$$

단, r_t는 규모별 포오트폴리오 수익률이며 물가상승률을 차감한 수치,

p_t, p_{t-1}은 규모별 t분기 및 t-1분기의 첫 번째 월말의 상장시가총액 합계

한편, 초과수익률은 분기별로 산출된 규모별 포오트폴리오 수익률에서 분기별 국채수익률을 控除하여 구하였다.

자본의 한계생산(mpk_{t+1})은 콥더글라스 생산함수를 가정할 경우 다음 식(10)과 같이 나타낼 수 있다.[12]

$$mpk_{t+1} = \alpha \frac{Y_{t+1}}{K_{t+1}} \tag{10}$$

률로 금융자산을 대표할 수 있는 위험자산으로서 주가수익률과 균형명목금리로서 회사채수익률을 사용하여 연립방정식을 구성한 후에 동시에 추정함으로써 어느 한 식 만을 추정함에 따라 나타날 수 있는 오류를 줄이고자 하였다. 한편, 여기서 할인율은 기업 주주의 주관적 할인율을 의미한다. 이는 거시 및 금융 경제학에서 관행적으로 사용하는 것으로 시간할인율을 대표하고 있으며, 아울러 경제학에서 Cochrane(1992)처럼 경제전체의 확률적 할인요인(stochastic discount factor)이라기 보다는 자산수익률을 가격으로 할인하는 확률적 할인요인이 된다.

9 감가상각률 δ는 표학길(1998)에서 추정되어진 수치로서 0.066을 적용하였다.

10 분기말 혹은 분기의 첫째 월말기준에 따라 두 가지의 수익률이 계산될 수 있으나 각 분산모형에 사용된 관련변수들이 분기별 평균개념의 자료가 사용되기 때문에 규모별 수익률 역시 후자가 타당한 것으로 판단된다. Cochrane(1991) 역시 PCAPM의 분석을 위해 개별 주가수익률로 직전분기 첫째 월말 상장시가총액과 당분기 첫째 상장시가총액에 기준한 자료를 사용하였다.

11 구성기간 및 검증기간 동안에 지속적인 거래가 이루어진 기업을 대상으로 표본선정작업을 한 결과 거래소 상장기업 중 320개의 기업을 최종적으로 선정하였다. 실제분석에 있어서는 규모별 포오트폴리오 중에서 최대 규모(L), 중간 규모(M), 최소 규모(S)의 3가지 규모별 포오트폴리오 수익률을 이용하였다. 연립방정식으로 검증할 때 단일방정식의 수가 많으면 검증자체에 어려움이 발생하기 때문에 연립방정식에 포함된 단일방정식의 수를 줄이기 위하여 규모별에서 3개를 분석대상으로 하였다.

12 다음과 같이 콥더글라스 생산함수를 가정하면 $Y = AK^{\alpha}L^{\beta}$이고, 자본의 한계생산은 정의에 따라 다음과 같이 표현된다. 그리고, $mpk = \frac{\partial Y}{\partial K} = \alpha AK^{\alpha-1}L^{\beta} = \frac{\alpha Y}{K}$ 이다.

단, α : 자본분배율, Y_{t+1} : t+1기의 실질 국내총생산, K_{t+1} : t+1기의 자본스톡[13)]

즉, 자본의 한계생산은 실질 국내총생산을 자본스톡으로 나누고 자본분배율을 곱하여 산출하였다. 투자는 감가상각률을 고려해 자본스톡을 순차적으로 차감해 구하였다. 마지막으로 실질 국내총생산은 한국은행에서 발표하는 분기별 국민계정 데이터를 이용하였으며, 채권수익률은 증권거래소에서 발표하는 투자등급 AA^-인 3년 만기 우량물 기준의 회사채수익률 자료를 이용했으며 물가상승률을 차감해 실질화하였다.

실제 실증분석에서 사용될 주요 설명변수들의 기초통계량 중에서 상관계수는 다음 <표 1>에 나타나 있다. 상관계수의 결과를 살펴보면, 주가의 초과수익률과 시간비분리 투자베타의 시장가격간의 상관관계가 다른 변수들에 비해서는 상대적으로 밀접한 것을 알 수 있었다. 한편 시간분리 투자베타의 시장가격은 현실성을 반영하는 수익률로는 다소 미흡하여 주가의 초과수익률과의 상관성이 시간비분리 투자베타의 시장 가격 보다는 약화되는 모습을 보여주고 있다.

표 1. 설명변수들의 상관계수(correlation matrix)

구 분	m	c	ik	c1	c2	r1	r2
m	1						
c	0.1510	1					
ik	0.0697	0.0295	1				
c1	-0.2416	0.1203	0.0532	1			
c2	-0.2859	-0.0004	0.0343	0.8523	1		
r1	0.3828	0.1510	0.0697	-0.2476	-0.2859	1	
r2	0.1876	0.1148	0.0703	-0.2296	-0.2518	0.1795	1

주 : 1) 각 변수들은 물가상승률을 차감하여 실질화시킨 수치를 사용하였음.
2) 주가 초과수익률(m)은 주가수익률과 무위험자산 수익률의 차이 즉, 자산베타의 시장가격을 의미함.
3) 소비증가 초과소비율(c)은 1인당 소비증가율과 무위험자산 수익률의 차이 즉, 소비베타의 시장가격을 의미함.
4) ik는 투자와 자본스톡의 비율(i/k)를 나타내고, c1은 회사채수익률과 국채수익률의 차이, c2는 회사채수익률과 정기예금금리 차이를 의미함.

13 자본스톡의 자료는 표학길(1998)을 이용하였다. 표학길(1998)은 1987년 1/4분기~1996년 4/4분기까지 한국의 자본스톡을 추계 하였는데, 우리는 1997년 1/4분기 이후 2002년 1/4분기까지의 기간은 표학길(1998)의 추계결과를 토대로 外挿(extrapolation)에 의해 별도로 추정하였다. 표학길(1998)이 추계한 데이터만을 사용해 조정비용계수를 추정하더라도 본 연구의 결과와는 큰 차이가 없었다.

5) 시간비분리 및 시간분리 투자수익 초과수익률은 투자수익률과 무위험자산 수익률의 차이 즉, 시간비분리 PCAPM의 투자베타(r1) 및 시간분리 PCAPM의 투자베타(r2)의 시장가격을 의미함.

<표 2>에서는 자산베타의 시장가격과 소비베타의 시장가격, 시간비분리 및 시간분리 투자베타 등의 기초통계량 중에서 평균과 분산, 표준편차의 수치를 나타내고 있다. <표 2>의 결과에 따르면, 평균과 표준편차 등의 기초통계량에서 시간비분리 투자베타와 자산베타 간에는 큰 차이가 없는 것으로 나타났다. 한편 표준편차는 시간분리 투자베타의 경우 다른 베타보다 큰 값을 가지는 것을 보여주었다. 반면에 소비베타는 평균과 분산, 표준편차에서 상대적으로 낮은 수준을 나타내었다. 자본자산의 수익률을 추정하기 위해서는 조정비용 계수 α와 θ의 추정이 선행되어야 한다. 조정비용 계수 α, θ는 주가수익률과 채권수익률을 투자의 일계 조건인 오일러 방정식 식(5)의 할인율 $m_{t,t+1}$과 $m_{t+1,t+2}$의 대용변수(proxy variables)로 사용하여 추정하였다.

표 2. 자산베타[14], 소비베타, 시간비분리 및 시간분리 투자베타의 기초통계량

구 분	자산베타	소비베타	시간비분리 투자베타	시간분리 투자베타
평 균	0.0575	0.0170	0.0423	0.0385
분 산	0.0374	0.0005	0.0423	0.0642
표준편차	0.1933	0.0228	0.2056	0.2535

주 : 1) 각 변수들은 물가상승률을 차감하여 실질화시킨 수치를 사용하였음.
2) 주가 초과수익률은 주가수익률과 무위험자산 수익률의 차이 즉, 자산베타의 시장가격을 의미함.
3) 소비증가 초과소비율은 1인당 소비증가율과 무위험자산 수익률의 차이 즉, 소비베타의 시장가격을 의미함.
4) 시간비분리 및 시간분리 투자수익 초과수익률은 투자수익률과 무위험자산 수익률의 차이 즉, 시간비분리 투자베타 및 시간분리 투자베타의 시장가격을 의미함.

다음 <표 3>은 시간비분리 PCAPM의 조정비용계수 α와 θ를 추정한 결과가 제시되어 있다. 추정방정식은 식(3)''에 제시되어 있으며, 도구변수로는 실질투자 대 자본스톡의 자기시차, 자본자산의 수익률 및 국내총생산의 자기시차를 이용하였다.[15]

14 규모별 포오트폴리오 중에서 최대 규모(L), 중간 규모(M), 최소 규모(S)의 3가지 규모별 포오트폴리오 수익률을 추정한 결과에 따르면, 평균과 분산, 표준편차 등에서 별다른 차이가 없는 것으로 나타났다. 한편 표준편차는 최소규모의 기업이 최대규모와 중간규모의 경우보다 다소 높은 것으로 분석되었다.

15 추정함수에서 (8)'식의 할인율 $m_{t+1,t+2}$와 $m_{t,t+1}$은 주가수익률과 회사채수익률을 대용변수

$$E[R^j] = E\left[\frac{(1-\delta)\left[mpk_{t+1} + \left(\frac{\alpha}{2}\left(\frac{i_{t+1}}{k_{t+1}}\right)^2 + \frac{\theta}{2}\left(\frac{i_t}{k_{t+1}}\right)^2\right) + 1 + \frac{\alpha}{k_{t+1}} i_{t+1} + E_{t+1} m_{t+1,t+2} \frac{\theta}{k_{t+2}} i_{t+1}\right]}{1 + \frac{\alpha}{k_t} i_t + E_t m_{t,t+1} \frac{\theta}{k_{t+1}} i_t} \mid Z_{t-1}\right] \qquad (3)''$$

단, 도구변수{ Z_{t-1}}={상수, 주가수익률, 채권수익률16), t-1기의 실질국내총생산, i_t/k_t, i_{t-1}/k_{t-1}}17), $j=$ Ⅰ, Ⅱ이고, R^{I}은 주가수익률을, R^{II}는 채권수익률

표 3. GMM을 사용한 조정비용 계수 α, θ의 추정결과(시간 비분리 PCAPM)

파라메타		t 값	χ^2값	df	R^2	D.W.
α	1.93	4.43*	30.11*	10	0.92	2.06
θ	1.85	4.17*				

주 : df(degree of freedom)는 자유도를 나타내며, χ^2 값의 *는 5% 유의수준에서 모형이 기각될 수 없음을 의미하고, t 값의 *은 5% 수준에서 유의성이 있음을 나타냄.

추정결과18) α와 θ 값은 각각 1.93과 1.85의 陽(+)의 값으로 추계 되었으며, t값도 각각 4.43, 4.17이어서 5%의 수준에서 조정비용이 통계적 유의성을 갖는 것으로 나타났다. 또한, χ^2 값의 결과에 따른 과대식별 제약(overidentifying restriction) 검증의 결과에서 모형이 기각될 수 없음을 의미하고 있으며19) GMM의 직교화 조건을 만족함으로 모형의 타당성이 입증되고 있음을 알 수 있다. 또한, R^2값이 0.92으로서 모형의 적합성이 인정되며 D.W의 값이 2.06로서 오차항 간에 자기상관이 없음을 나타내어 주고 있다.

한편, Shapiro(1986)는 총투자에 대한 조정비용을 약 9%로 예측하고 있으며 Cochrane(1991)은 총투자에 대한 조정비용을 약 7%로 예측하고 있어 미국의 경우 총투자에 대한 조정비용은 약 7~9%로 나타나고 있다. 여기서 추정된 총투자에 대한 조정비용이 7~8%로 나타나고 있어 기존의 추정보다 조정비용이 더 소요되는 것으로 나타났으며 대체로 미국의 결과와 유사한 조정비용 규모를 보여주고 있다.

로 하여 구할 수 있다. 이와 같은 방법은 Cochrane(1992)의 경우에서도 NYSE에서 거래되는 기업들 중에서 상장시가총액의 크기 순으로 분류한 후 10개의 포트폴리오로 구성한 수익률을 대용변수로 사용하였다.

16 장외시장에서 거래되는 3년만기의 우량물 기준이며, 투자등급은 AA-인 채권이다.

17 일반적으로 GMM을 이용할 때 도구변수는 모형에 포함된 시차변수를 사용한다. 따라서 이번 연구에서도 추정모형에 포함된 시차변수를 도구변수로 사용하였다.

18 이상에서 우리는 방정식 2개를 추정하는데 있어 도구변수 6개를 이용하였다. 결국 2개의 잔차와 6개의 도구변수에 의하여 직교화 조건(orthogonality condition)은 12가 되고, 자유도(degree of freedom)는 추정하고자 하는 계수 α와 θ를 제외한 10개가 된다.

19 5% 유의수준에서 비유의적이기 때문에 모형이 적합하다는 귀무가설을 기각시키지 못하고 있다.

본 연구에서 추정한 시간비분리 모형의 조정비용계수의 추정치를 시간분리 모형의 조정비용계수와 비교해봄으로써 시간분리모형이 조정비용을 과소평가하고 있다는 사실을 확인할 수가 있다. 우선 식(11)은 시간분리 모형의 오일러 조건을 나타내며, 다음 <표 4>는 시간분리 PCAPM 하에서의 조정비용계수 α를 추정한 것이다.[20]

$$E[R^j_{t+1}]=E\left[\frac{(1-\delta)\left[mpk_{t+1}+\alpha\left(\frac{i_{t+1}}{k_{t+1}}\right)+1+\frac{\alpha}{2}\left(\frac{i_{t+1}}{k_{t+1}}\right)^2\right]}{1+\alpha\left(\frac{i_t}{k_t}\right)}\mid Z_{t-1}\right] \tag{11}$$

단, 도구변수{ Z_{t-1}}={상수, 주가수익률, 채권수익률, t-1기의 실질국내총생산, i_{t-1}/k_{t-1}},

$j=$ Ⅰ, Ⅱ이고, R^{I}은 주가수익률, R^{II}는 채권수익률

표 4. GMM을 사용한 조정비용 계수 α의 추정결과(시간분리 PCAPM)[21]

α	t 값	χ^2 값	df	R^2	D.W.
1.50	4.13*	61.01*	9	0.90	2.03

주 : df(degree of freedom)는 자유도를 나타내며, χ^2 값의 *는 5% 유의수준에서 모형이 기각될 수 없음을 의미하고, t 값의 *은 5% 수준에서 유의성이 있음을 나타냄.

추정결과에 따르면 시간분리 모형의 통계적 적합성은 시간비분리 모형과 유사함을 발견할 수 있다. 그러나, 시간비분리 PCAPM의 조정비용계수 추정치는 시간분리 PCAPM의 조정비용계수 값보다 다소 커서 과소추정 가능성이 줄어들고 있는 것으로 나타났다. 즉, <표 5>에서와 같이 시간비분리 PCAPM의 경우에 있어 총투자에 대한 조정비용이 미국의 결과와 유사한 7~8%로 나타나고 있지만 시간분리 PCAPM에서는 약 5~6%에 불과하다.

20 추정방정식은 식(6)과 동일하며 도구변수로는 시간비분리 PCAPM에서와 같이 실질투자 대 자본스톡의 자기시차, 자산수익률 및 국내총생산의 자기시차를 이용하였다. 앞에서도 언급하였듯이 시간분리 PCAPM의 자세한 유도과정은 <附錄>을 참조.

21 위 식(6)의 추정방정식 2개와 도구변수 5개를 이용하게 되면 2개의 잔차와 5개의 도구변수에 의하여 직교화 조건(orthogonality condition)은 10이 되고, 자유도(degree of freedom)는 추정하고자 하는 계수 1(α)를 제외한 9개가 된다. 추정된 α는 1.50의 陽(+)의 값으로서 설명력이 있는 것을 알 수 있었으며 t값도 4.13로 유의성이 있음을 알 수 있었다. 또한, χ^2 값의 경우에도 5% 유의수준에서 비유의적이어서 모형이 적합하다는 귀무가설을 기각시키지 못함으로써 과대식별 제약(overidentifying restriction) 검증의 결과에서 모형이 기각될 수 없음을 의미하고 있다. 한편, R^2값이 0.90로서 모형적합성이 있으며 D.W값이 2.03으로 오차항 간의 자기상관이 없음을 보여주고 있다.

표 5. 총투자에 대한 조정비용 비교

(단위 : %)

구　분	시간비분리 PCAPM	시간분리 PCAPM	미국 (시간분리 PCAPM)
조정비용/총투자	7~8	5~6	7~9

주 : 미국의 조정비용 값은 Cochrane(1991, 1992), Whited(1991)의 값을 참조하여 계산함.
자료 : 미국의 총투자는 datastream, 한국의 총투자는 한국은행 국민계정임.

3.2. 시간비분리 및 시간분리 PCAPM, CCAPM, CAPM 비교분석

자산가격 결정모형으로서 시간비분리모형의 타당성을 실증적으로 검토하기 위해 GMM을 이용하여 시간비분리 PCAPM과 시간분리 PCAPM, CCAPM, CAPM에서 각각 모형별 베타를 추정하고 χ^2 값 등을 구하여 비교하였다. 추정과정에 있어서 앞절에서 사용한 동일한 자료를 이용하고, 잔차 항의 자기상관(autocorrelation)을 제거하고, 동일선상에서 비교가능하기 위하여 각 모형에 동일한 도구변수들을 사용하였다. 즉, 위험 프리미엄으로서 회사채수익률과 국채수익률의 금리 차[22], 주가의 무위험 자산대비 초과수익률의 자기시차, 투자의 무위험 자산대비 초과수익률의 자기시차, 소비증가율의 자기시차, 그리고 상수가 도구변수로 이용되었다.[23] 무위험 자산수익률로는 증권거래소에서 발표하는 국민주택채 1종 (5년 만기) 국채 유통수익률을 사용하였다.

자산가격 결정모형으로서 시간비분리 모형의 타당성을 실증적으로 검토하기 위해 (3)식으로부터 추정되는 투자수익률의 개별 자산가격에 대한 설명력을 먼저 검토할 필요가 있다. 모형의 설명력을 검토하는데 있어 별도로 시간분리 모형도 추정해 투자베타와 χ^2값 등의 통계적 유의성을 서로 비교하였다.

우선 시간분리 및 시간비분리 PCAPM, CCAPM, 그리고 CAPM의 각 개별모형들을 추정하여 모형의 적합성을 비교해 볼 필요가 있다. 여기에 사용된 추정방정식은 식(12)와 같다.

$$E(R^e_{jt}) = \beta E(R^e_{mt}) \tag{12}$$

22 한국은행 통계자료의 3개월 정기예금금리를 이용한 실증분석의 경우에도 본문의 결과와 별다른 차이를 보이지 않았다. 도구변수로서 회사채수익률과 정기예금금리 차이는 이주희 · 남주하(1992)의 논문에서 종합주가지수수익률에 대한 설명력이 높은 것으로 나타났다.

23 도구변수로서 더욱 많은 시차들을 포함하면 (예를 들어, N=4) 잔차항 u_t의 조건부 이분산(conditional heteroskedasticity)과 자기상관(autocorrelation)을 제거하는데 도움이 된다. 하지만 Tauchen(1986)이 언급했듯이 추정에 이용된 도구변수의 개수가 적을수록 계수의 점근적 최적추정(asymptotically optimum estimation)이 용이해진다.

여기서, R^e_{jt}는 무위험자산에 대한 자산 j의 t기 초과수익률이며, R^e_{mt}는 시간분리 및 시간비분리 모형을 각각 이용한 투자수익률의 무위험자산에 대한 초과수익률, 주가수익률의 무위험자산에 대한 초과수익률과 1인당 소비증가율의 무위험자산에 대한 초과수익률을 나타낸다. 식 (12)에서 추정된 β를 편의상 각각 시간분리 및 시간비분리 투자베타, 자산베타, 그리고 소비베타로 부르기로 한다. 한편, 연립방정식 경우 도구변수가 5이고 추정방정식이 3개이므로 직교화조건은 15이며 추정계수 1(β)을 제외한 자유도는 14가 된다. 단일 방정식은 도구변수가 5이어서 직교화 조건이 5이며 추정계수가 1(β)이므로 자유도가 4가 된다.

<표 6>에서 보듯이 시간비분리 생산준거 자산가격결정모형의 베타계수가 陽(+)의 부호를 갖고 있고, t값도 5% 수준에서 통계적으로 유의함을 보여주고 있다.

시간비분리 PCAPM의 전반적인 모형 적합성을 나타내주는 과대식별 검증결과를 살펴보면, 5% 유의수준에서 과대식별 제약(overidentifying restriction)이 단일방정식 및 연립방정식모형 모두에서 기각될 수 없음을 알 수 있다.

표 6. 시간비분리 및 시간분리 PCAPM, CCAPM 및 CAPM의 비교분석

	시간비분리 PCAPM (시간분리 PCAPM)				CCAPM				CAPM			
	L	M	S	연립	L	M	S	연립	L	M	S	연립
β 값	2.32 (2.01)	1.90 (1.63)	1.01 (0.95)	1.08 (1.00)	-1.73	-0.56	-0.04	-1.82	1.85	1.05	0.88	0.85
t 값	3.10* (2.99*)	3.05* (2.78*)	2.11* (2.02*)	2.14* (2.09*)	-3.03	-1.12	-1.59	-3.23	4.15*	2.01*	1.04	2.10*
χ^2 값	5.13* (9.85*)	6.14* (4.45*)	4.03* (8.03*)	4.63* (8.42*)	9.01*	3.89	6.12*	18.03*	12.0*	8.04*	2.04	9.12*
df	4 (4)	4 (4)	4 (4)	14 (14)	4	4	4	14	4	4	4	14

주 : 1) df는 자유도, χ^2 값의 *은 5% 유의수준에서 통계적 유의성을 가짐을 의미하고, t값의 *는 5% 유의수준에서 유의함을 각각 나타냄.
2) 각각의 단일방정식은 도구변수가 5이어서 직교화 조건이 5이며 추정계수가 1(β)이므로 자유도가 4가 됨. 한편, 연립은 L(최대규모), M(중간규모), S(최소규모)를 모두 사용한 연립방정식이며, t 값의 *은 5% 수준에서 유의성이 있음을 나타냄.

시간비분리 모형과 마찬가지로 시간분리 PCAPM과 CAPM은 베타계수가 陽(+)의 부호를 갖고 있으며, 베타계수의 t값은 단지 시간비분리 모형과 시간분리 PCAPM의 경우에만 모두 5% 수준에서 통계적으로 유의성을 보였다. CCAPM은 베타계수가 음(-)의 수치를 보이고 있어 이론적 기대 방향과 다른 결과를 보여주고 있다.

시간비분리 PCAPM은 단일 방정식 및 연립방정식의 모든 베타계수가 높은 설명력을 유지하고 있으며 베타계수의 크기도 규모가 작을수록 낮아짐을 보였다. 이와 같이 기업규모가 작아질수록 베타계수의 크기가 작아지는 양상은 시간분리 PCAPM과 CAPM

에서도 동일하게 나타났다. 한편, 시간비분리 PCAPM은 조정비용에 있어 학습효과 등을 감안해 모형의 현실성을 높였지만 모형의 설명력은 시간분리 PCAPM과 유사하게 나타나 독립적인 추정결과를 갖고서는 시간비분리 PCAPM이 시간분리 PCAPM이나 CAPM에 비해 우월하다는 사실이 분명치 않다.

시간비분리 PCAPM과 시간분리 PCAPM, CCAPM, CAPM 중에서 어떤 모형의 설명력이 우수한 가를 비교하기 위해 3가지 형태의 다항방정식을 설정해 추정해 보았으며, 그 결과는 <표 7>, <표 8>, <표 9>에 나타나 있다.[24]

<표 7>은 다음과 같은 다항방정식을 추정한 결과이다.

$$E(R^e_{jt}) = \beta_1 E(R^e_{\tau 1t}) + \beta_2 E(R^e_{\tau 2t}) \tag{13}$$

여기서, R^e_{jt}는 무위험자산에 대한 자산 j의 t기 초과수익률이며, $R^e_{\tau 1t}$, $R^e_{\tau 2t}$는 무위험자산에 대한 시장포오트폴리오(시간비분리 PCAPM 및 시간분리 PCAPM의 투자수익률)의 t기의 초과수익률을 나타낸다. 이에 따라, β_1, β_2는 시간비분리 PCAPM과 시간분리 PCAPM의 투자베타를 각각 의미한다.

그리고, <표 8>은 다항방정식 $E(R^e_{jt}) = \beta_1 E(R^e_{ct}) + \beta_2 E(R^e_{\tau t})$의 추정결과를 보여주고 있다. R^e_{jt}는 무위험자산에 대한 자산 j의 t기 초과수익률이며, R^e_{ct}, $R^e_{\tau t}$는 무위험자산에 대한 시장포오트폴리오(소비증가율, 시간비분리 PCAPM의 투자수익률)의 t기의 초과소비율 및 초과수익률을 나타낸다. 이에 따라, β_1, β_2는 각각 소비베타와 시간비분리 PCAPM의 투자베타를 의미한다.

마지막으로 <표 9>는 다항방정식 $E(R^e_{jt}) = \beta_1 E(R^e_{mt}) + \beta_2 E(R^e_{\tau t})$의 추정결과이다. R^e_{jt}는 무위험자산에 대한 자산 j의 t기 초과수익률이며, R^e_{mt}, $R^e_{\tau t}$는 무위험자산에 대한 시장포오트폴리오(주가수익률, 시간비분리 PCAPM의 투자수익률)의 t기의 초과수익률을 나타낸다. 이에 따라, β_1, β_2는 각각 자산베타와 시간비분리 PCAPM의 투자베타를 의미한다.

<표 7>, <표 8>, <표 9>에서 우리는 시간비분리 생산준거 자산가격결정모형의 베타계수가 陽(+)의 부호를 갖고 있으며, CAPM의 주가수익률과 함께 사용한 다항방정식을 제외하고는 t값도 5% 수준에서 통계적으로 유의함을 알 수 있다.

먼저 <표 7>을 살펴보면, 시간비분리 PCAPM의 투자베타계수의 통계적 유의성이 시간분리 PCAPM의 투자베타계수의 유의성에 비해 높다는 사실을 확인할 수가 있다. 더욱이 두 모형의 적합성을 공식적으로 검증하기 위해 실행한 χ^2 검증결과[25]에 의하면

---

24 도구변수로는 <표 6>에서 사용된 것과 같은 5개이고 추정계수가 2개(β_1, β_2)이므로 자유도는 직교화조건 5에서 2를 제외한 3이 된다. 한편 연립방정식의 경우는 직교화 조건이 15이고 추정계수가 2개(β_1,β_2)이므로 자유도는 13이 된다.

25 Eichenbaum, Hansen, and Singleton(1988)은 두 χ^2값의 차이가 $\chi^2(1)$의 분포를 갖는다는

시간비분리 모형이 시간분리 모형에 비해 우월하다는 사실이 드러났다. 즉, 시간비분리 및 시간분리 PCAPM의 각 개별 모형을 추정했을 경우의 χ^2값과 시간비분리 PCAPM과 시간분리 PCAPM을 포함했을 경우의 χ^2값을 비교하여 보아도 동일한 결론에 도달할 수 있었다.

<표 8>의 CCAPM과의 비교분석결과에 의하면 CCAPM의 경우 소비베타계수 자체가 음의 값이 나오는 경우도 문제지만 시간비분리 PCAPM의 투자베타의 t값이 소비베타계수의 t값에 비해 전반적으로 높은 것으로 나타났을 뿐더러 공식적인 검증에서도 중간크기의 기업들을 제외하고는 모두 시간비분리모형이 우월한 것으로 드러났다.

<표 9>의 CAPM과의 비교분석에 의하면 기업크기가 작은 경우를 제외하고는 모두 시간비분리 모형의 통계적 유의성이 높은 사실을 확인할 수가 있다. 물론 CAPM의 경우에는 자산베타의 방향 자체가 일부에서 음의 값으로 나타나 이론적인 방향과도 다르다는 사실을 알 수 있다.

<표 10>에서 보듯이 시간비분리 및 시간분리 PCAPM, CCAPM 및 CAPM의 모든 모형을 아우르는 nesting model을 고려할 경우에도 t값의 유의성으로 볼 때, 추정결과에 있어서는 이전의 결과와 별다른 차이가 없었음을 알 수 있었다. <표 10>은 다음의 다항방정식을 추정한 결과이다.

$$E(R^e_{jt}) = \beta_1 E(R^e_{r1t}) + \beta_2 E(R^e_{r2t}) + \beta_3 E(R^e_{ct}) + \beta_4 E(R^e_{mt}) \tag{14}$$

여기서, R^e_{jt}는 무위험자산에 대한 자산 j의 t기 초과수익률이며, R^e_{r1t}, R^e_{r2t}는 무위험자산에 대한 시장포오트폴리오(시간비분리 PCAPM 및 시간분리 PCAPM의 투자수익률)의 t기의 초과수익률을 나타낸다. 그리고, R^e_{ct}와 R^e_{mt}는 각각 무위험자산에 대한 시장포오트폴리오(소비증가율과 주가수익률)의 t기의 초과소비율과 초과수익률을 나타낸다. 이에 따라, β_1, β_2는 시간비분리 PCAPM과 시간분리 PCAPM 각각의 투자베타를 의미하고, β_3, β_4는 소비베타와 자산베타를 나타낸다. 이와 같이 시간비분리 생산준거 CAPM이 다른 모형에 비해 우월한 설명력을 갖는 이유는 시장전체와 연동된 위험의 크기를 나타내는 체계적 위험(systematic risk)이 경기상황 등의 변화 등에 의하여 투자베타 계수에 반영되기 때문으로 판단된다.

것을 보이고 있다.

표 7. GMM을 이용한 시간비분리 및 시간분리 PCAPM의 비교분석

		시간비분리 PCAPM	시간분리 PCAPM	시간비분리 PCAPM	시간분리 PCAPM
		추정		검증	
L	β 값	1.47	1.45		
	t 값	2.75*	1.97		
	χ^2값	4.34*		5.51*	0.79
	df	3			
M	β 값	1.37	0.98		
	t 값	2.68*	1.12		
	χ^2값	2.65*		1.80	3.49
	df	3			
S	β 값	0.98	0.55		
	t 값	2.01*	0.78		
	χ^2값	1.16*		6.87*	2.87
	df	3			
연립	β 값	1.14	0.33		
	t 값	4.28*	1.31		
	χ^2값	4.12*		4.30*	0.51
	df	13			

주 : 1) df는 자유도, χ^2 값의 *은 5% 유의수준에서 통계적 유의성을 가짐을 의미함.
2) t 값의 *은 5% 수준에서 유의성이 있음을 나타냄.
3) 5열과 6열의 검증은 시간비분리 PCAPM 추정결과에 시간분리 PCAPM을 추가했을 경우의 유의성을 검증한 결과로서, <표 6>의 시간비분리 PCAPM의 추정을 위한 χ^2 값과 <표 7>의 χ^2값과의 차이임.

표 8. GMM을 이용한 시간비분리 PCAPM 및 CCAPM의 비교분석

		시간비분리 PCAPM	CCAPM	시간비분리 PCAPM	CCAPM
		추 정		검 증	
L	β 값	1.40	-1.44	6.70*	2.82
	t 값	2.71*	-2.10		
	χ^2값	2.31*			
	df	3			
M	β 값	1.37	-1.00	0.25	2.50
	t 값	2.67*	-1.20		
	χ^2값	3.64*			
	df	3			
S	β 값	1.01	0.71	4.01*	0.02
	t 값	2.14*	0.52		
	χ^2값	2.11*			
	df	3			
연립	β 값	1.06	0.33	9.82*	-3.58
	t 값	4.21*	1.31		
	χ^2값	8.21*			
	df	13			

주 : 1) df는 자유도, χ^2 값의 *은 5% 유의수준에서 통계적 유의성을 가짐을 의미함.
2) t 값의 *은 5% 수준에서 유의성이 있음을 나타냄.
3) 5열과 6열의 검증은 시간비분리 PCAPM 추정결과에 시간분리 PCAPM을 추가했을 경우의 유의성을 검증한 결과로서, <표 6>의 시간비분리 PCAPM의 추정을 위한 χ^2 값과 <표 8>의 χ^2값과의 차이임.

표 9. GMM을 이용한 시간비분리 PCAPM 및 CAPM의 비교분석

		시간비분리 PCAPM	CAPM	시간비분리 PCAPM	CAPM
		추 정		검 증	
L	β 값	1.30	-1.45	8.61*	1.74
	t 값	1.98	-2.01		
	χ^2값	3.39*			
	df	3			
M	β 값	1.02	-0.75	5.72*	3.82
	t 값	1.64	-0.88		
	χ^2값	2.32*			
	df	3			
S	β 값	0.78	1.18	0.91	2.90
	t 값	1.35	2.04		
	χ^2값	1.13*			
	df	3			
연립	β 값	0.52	0.18	3.93*	-0.56
	t 값	1.05	0.44		
	χ^2값	5.19*			
	df	13			

주 : 1) *df*는 자유도, χ^2 값의 *은 5% 유의수준에서 통계적 유의성을 가짐을 의미함.
2) t 값의 *은 5% 수준에서 유의성이 있음을 나타냄.
3) 5열과 6열의 검증은 시간비분리 PCAPM 추정결과에 시간분리 PCAPM을 추가했을 경우의 유의성을 검증한 결과로서, <표 6>의 시간비분리 PCAPM의 추정을 위한 χ^2 값과 <표 9>의 χ^2값과의 차이임.

표 10. 시간비분리 및 시간분리 PCAPM, CCAPM 및 CAPM의 비교분석

		시간비분리 PCAPM	시간분리 PCAPM	CCAPM	CAPM
		추정			
L	β 값	1.43	1.41	-1.48	-1.47
	t 값	2.31*	1.98	-2.08	-1.99
M	β 값	1.21	0.99	-0.99	-0.72
	t 값	2.30*	1.13	-1.17	-0.86
S	β 값	0.91	0.57	0.75	1.21
	t 값	2.02*	0.81	0.54	2.01*
연립	β 값	1.01	0.37	0.36	0.22
	t 값	4.02*	1.36	1.34	0.46

주 : df는 자유도, t 값의 *은 5% 유의수준에서 통계적 유의성을 가짐을 의미함.

4. 요약 및 결론

본 논문은 투자시 조정비용이 당기 이후에도 소요된다는 시간비분리 조정비용함수 하에서 시간비분리 생산준거 자본자산가격결정모형(time-nonseparable production-based CAPM: PCAPM)을 유도하고 조정비용 계수를 추정하였다.

추정결과 시간비분리 조정비용계수의 추정 값은 陽(+)의 값을 가지며 통계적 유의성도 높은 것으로 나타났다. 즉, 투자에 따른 조정비용은 당기에 그치지 않고 그 이후에도 추가적으로 소요된다고 보는 것이 보다 적절할 수 있음을 확인할 수 있었다. 아울러 추정된 조정비용계수를 이용해 구한 조정비용의 규모도 Shapiro(1986) 등이 행한 기존의 조정비용 추정결과에 근사하게 나와 기존의 시간분리 모형에서 발생하던 조정비용의 과소 추정 문제가 어느 정도 해소된 것으로 판단된다.

또한 증권거래소에 상장된 320개 기업을 시가총액기준으로 10개 그룹으로 구분한 뒤 시간비분리 PCAPM을 시간분리 PCAPM, CCAPM 그리고 CAPM과의 비교분석한 결과에 의하면, 베타계수의 크기와 부호, 그리고 모형 전체의 통계적 유의성에 있어서 시간비분리 PCAPM이 다른 모형에 비해 우월한 것으로 나타났다.

각각의 모형을 규모별로 추정한 후 χ^2 값을 비교한 결과 시간비분리 PCAPM의 χ^2 값이 양호하였을 뿐만 아니라 다항방정식을 통한 혼합모형을 규모별로 추정한 후 χ^2 값을 비교한 결과에서도 모두 시간비분리 PCAPM의 통계적 설명력이 높게 나타났다.

5. 참고 문헌

[1]남주하, "소비준거 자산가격모형을 이용한 소비행태의 분석: 소비의 내구성과 습관성", 경제학연구, 제41집 제2호 1993.12

[2]남주하 · 이주희, "CAPM의 조건부 공분산(conditional covariance) 및 위험에 대한 보상의 비율 (reward-to-risk ratio)의 시간에 대한 가변성 (time-varying)여부 검증", 재무연구, 1995.4

[3]남주하 · 이창욱, "투자수익률과 생산준거 자본자산가격결정모형의 실증분석: CCAPM 및 CAPM과의 비교분석", 금융연구, 제9권 제1호, 1995.4

[4]노동부, 매월노동통계조사보고서, 각년도.

[5]표학길, "한국의 산업별 · 자산별 자본스톡추계(1954-1996)", 한국조세연구원, 1998.6
한국신용평가정보, 상장 · 코스닥 기업분석, 2002년 봄호.

[6]한국은행, 국민계정, 각 년도.

[7]Breeden, D.T., "Consumption, production, inflation and interest rates", *Journal of Financial Economics* 16, 1986.

[8]Breeden, D.T., "Intertemporal asset pricing model with stochastic consumption and investment opportunities", *Journal of Financial Economics* 7, 1979.

[9]Breeden, D.T. and Gibbons, M.R. & Lizenberger, R.H., "Empirical tests of the

consumption-oriented CAPM", *Journal of Finance* 6, 1989.
[10]Chen, N.F. and Roll, R. and Ross, S.A., "Economic forces and the stock market", *Journal of Business* 59, 1986.
[11]Cochrane, J.H., "A Cross-Sectional Test of A Production-Based Asset Pricing Model", *NBER working paper* No.4025, 1992.
[12]Cochrane, J.H., "A Cross-Sectional Test of an Investment-Based Asset Pricing Model", *Journal of Political Economy*, vol. 104, no. 3, 1996.
[13]Cochrane, J.H., "Production based asset pricing and the link between stock return and economic fluctuation", *Journal of Finance* 1, 1991.
[14]Cochrane, J.H. and Hansen, L.P., "Asset pricing exploration for macroeconomics", *NBER working paper* 6, 1992.
[15]Constantinides, G.M., "Habit Formation: A Resolution of the Equity Premium Puzzle", *Journal of Political Economy*, vol. 98, 1990.
[16]Cox, J.C. and Ingersoll, J.E. and Ross, S.A., "An intertemporal general
[17]equilibrium model of asset prices", *Econometrica* 53, 1985.3
[18]Eichenbaum, M.S., Hansen, L.P. and Singleton, K.J., "A Time Series Analysis of Representative Agent Models of Consumption and Leisure choices under Uncertainty", *Quarterly Journal of Economics* 103, 1988.
[20]Ferson, W.E. and Constantinides, G.M., "Habit persistence and durability in aggregate consumption: Empirical tests", *NBER working paper*, University of Chicago, 1990.
[21]Hansen, L.P. and Singleton, K.J., "Generalized instrumental variables estimation of nonlinear rational expectation model", *Econometrica* 50, 9 1992.
[22]Hansen, L.P., "Large sample properties of generalized method of moments estimator", *Econometrica* 50, 7 1982.
[23]Nickell, S.J., *The investment decisions of firms*, Oxford university press, 1978.
[24]Rubinstein, M.E., "The volatility of uncertain income streams and the pricing of options", *Bell Journal of Economics and Management of Science* 7, 1976.
[25]Shapiro, M.D., "The Dynamic Demand for Capital and Labor", *Quarterly Journal of Economics*, 1986.
[26]Sharpe, W., "Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk", *Journal of Finance* 19, 1964.