

조건부 베타에 대한 비대칭 효과는 경기 상황에 따라 변하는가?

배진호*

요약

Braun, Nelson, and Sunier(1995)는 포트폴리오 자료의 분석에서 조건부 베타의 비대칭 효과에 대한 약한 증거, Cho and Engle (1999)는 개별 주식 자료의 분석에서 이 효과에 대한 강한 증거를 발견한다. 본 연구에서는 조건부 베타의 비대칭 효과가 경기 의존적인지를 분석한다. 이를 위해 위의 기존 연구들에서 사용된 모형을 비대칭 효과의 경기 의존성이 도입되도록 확장한다. 실증 분석 결과, 조건부 베타의 비대칭 효과의 경기 의존성은 개별 주식 자료에서는 강하게, 포트폴리오 자료에서는 약하게 나타남을 발견한다.

주제분류 : B030400

핵심 주제어 : 사교육시간, 학업성적, PISA, 토빗 모델

I. 서론

주식 수익률의 변동성이 좋은 뉴스 뒤에는 하락하고 나쁜 뉴스 뒤에는 상승하는 경향은 개별 주식이나 시장 지수 모두에 나타난다는 것이 잘 알려져 있다.¹⁾ 이러한 현상은 비대칭적 변동성이라 불리는데, Braun,

* 본 연구에 도움을 주신 Charles Nelson 교수님과 김창진 교수님께 깊이 감사드립니다. 연락처: 서울시 광진구 화양1동 건국대학교 상경대학 경제학과, 143-701, 이메일: jinbkb@konkuk.ac.kr, 전화: 02-450-3646, 팩스: 02-446-3615.

1) 비대칭적 변동성을 설명하는 두 가지 방식이 문헌에 제시되어 있다. 레버리지 효과와 변동성 환류 효과(volatility feedback effect)가 그것이다. Black(1976) Christie(1982)에 의해 제시된 레버리지 효과는 재무, 운전 레버리지의 역할에 중점을 두고 있으며, 레버리지를 갖고 있는 기업의 가치가 하락하면 그 기업 주식의 레버리지는 더 커지며 그로 인해 그 주식 수익률의 변동성이 더 커진다는 것이

Nelson, and Sunier(1995) (아래에서 BNS) 그리고 Cho and Engle (1999) (아래에서 CE)에 의하면 비대칭적 변동성은 조건부 베타에 비대칭 효과-좋은 뉴스 뒤에 베타가 작아지고 나쁜 뉴스 뒤에 베타가 커지는 효과가 존재한다는 것을 가리킨다. 이 논문은 조건부 베타에 존재하는 비대칭 효과가 경기 상황에 따라 서로 다르게 나타나는지를 분석한다.

BNS는 월별 포트폴리오 자료의 분석에서 조건부 베타의 비대칭 효과에 대한 약한 증거를 발견한다. CE는 이러한 약한 증거가 BNS에서 사용된 자료로부터 기인한다고 보고 일별 개별 주식 자료를 분석하여 조건부 베타의 비대칭 효과에 대한 보다 강한 증거를 발견한다. 하지만 이 두 기존 연구들은 조건부 베타의 비대칭 효과가 경기 의존적일 수 있음을 고려하지 않고 있다. BNS에 의하면 주식 베타의 예상치 못한 변화는 기대되지 않은 수익률과 관련되어 있고 이 예기치 않은 수익률은 다시 레버리지의 변화와 관련되어 있다. 구체적으로, 기업의 재무 레버리지를 증가(감소)시키는 자산 가치에 오는 외부적 충격은 그 기업 주식 베타를 증가(감소)시킬 수 있다. 한편 문헌에서는 레버리지의 수준이 호황일 때 낮고 불황일 때 높은 경기 역행성을 보인다는 증거가 다수 존재한다. 예를 들어 Choe, Masulis, and Nanda(1993)는 주식 발행이 경기 동행적이라고 기술하고 있고 Bernanke, Gertler, and Gilchrist(1998)는 자본시장 접근이 가능한 기업들에게는 부채 조달이 불황일 때 높고 호황일 때 낮은 경기 역행성을 보인다고 보고하고 있다. 이러한 레버리지의 조건부 베타와의 관련성과 레버리지 그 자체의 경기 역행성은 조건부 베타의 비대칭 효과가 경기가 호황이나 불황이나에 따라 다르게 나타날 수 있음을 강하게 암시한다. 본 연구에서는 이를 분석하고자 한다.

비대칭 효과를 분석하는데 널리 사용되는 계량 모형으로는 Nelson (1991)의 EGARCH 모형을 들 수 있다. BNS와 CE에서도 변동성의 비대칭 효과, 조건부 베타의 비대칭 효과를 모형화하는데 EGARCH 모형이 사용되고 있다. 본 연구에서도 BNS와 CE를 좇아 이 모형을 채택한다. 하지만 BNS와 CE와는 달리 이 연구에서는 조건부 베타의 비대칭 효과가

다. Pindyck(1984), French et al.(1987), Turner et al.(1989), Campbell and Hentschel(1992)에 의해 제시된 변동성 환류 효과는 변동성이 커질 것으로 예상되면 주식의 요구 수익률이 증가하여 즉각 주식 가격이 하락하는 것을 가리킨다.

경기 상황에 따라 서로 차이가 나도록 그 모형을 확장한다. 이를 위해 NBER에서 제공되는 경기 순환 날짜에 따른 가상변수(dummy variable)를 사용한다.

본 연구는 BNS와 CE에서의 결과와의 비교 분석을 위해 BNS와 CE에서 사용된 자료에 대해 분석을 실시한다. 비교 분석 결과를 간단히 요약하면 다음과 같다. 우선 일별 개별 주식 자료에서는 CE의 연구에서와 같이 강한 조건부 베타의 비대칭 효과가 존재함이 발견된다. 또한 그 효과는 경기 상황에 따라 다르게 나타난다는 점이 발견된다. 즉 불황일 때 그 효과가 더 크고 호황일 때 그 효과는 작다. 반면 BNS의 연구에서와 마찬가지로 월별 포트폴리오 자료에서는 조건부 베타의 비대칭 효과에 대한 아주 약한 증거만이 발견된다. 그리고 그 효과는 경기 상황에 영향을 받지 않는다는 것이 발견된다.

이 논문은 다음과 같이 구성된다. 제2장에서는 모형을 설정한다. 제3장에서는 실증 분석 결과를 제시한다. 제4장은 논문의 결론을 내린다.

II. 모형 설정

이 장에서는 BNS와 CE에서 사용된 모형을 제시하고, 그 모형을 본 연구의 목적에 비추어 조건부 베타의 비대칭 효과가 경기 의존성을 갖도록 확장한다.

다음의 시장 수익률과 개별 주식 수익률(또는 포트폴리오 수익률)에 대한 이변량 모형을 고려하자.

$$r_{m,t} = \sigma_{m,t} z_{m,t}, \quad z_{m,t} \sim i.i.d.N(0,1), \quad (1)$$

$$r_{p,t} = \beta_{p,t} r_{m,t} + \sigma_{p,t} z_{p,t}, \quad z_{p,t} \sim i.i.d.N(0,1). \quad (2)$$

여기서 $r_{m,t}$ 와 $r_{p,t}$ 는 시점 t 에서의 시장 수익률과 개별 주식 수익률을 각각 나타낸다. 각 수익률은 그것의 평균에서 벗어난 demeaned 수익률이다. $\sigma_{m,t}^2$, $\sigma_{p,t}^2$, $\beta_{p,t}$ 는 시점 $t-1$ 까지의 정보를 조건으로 하는 $r_{m,t}$ 의 조

전부 분산, $r_{p,t}$ 의 조건부 분산, 그리고 $r_{m,t}$ 에 대한 $r_{p,t}$ 의 조건부 베타를 가리킨다. 조건부 베타는 다음과 같이 정의된다.

$$\beta_{p,t} = \frac{E_{t-1}[r_{p,t}r_{m,t}]}{E_{t-1}[r_{m,t}^2]} \quad (3)$$

여기서 E_{t-1} 은 시점 $t-1$ 까지의 정보를 조건으로 하는 기댓값 연산자를 나타낸다.

식 (2)가 암시하는 바는 개별 주식 수익률이 두 개의 요소로 구성돼 있다는 것이다. $\beta_{p,t} \times r_{m,t}$ 는 시장 요소이고 그것의 조건부 분산은 $\beta_{p,t}^2 \times \sigma_{m,t}^2$ 이다. $\sigma_{p,t} \times z_{p,t}$ 는 고유 위험 요소이고 그것의 조건부 분산은 $\sigma_{p,t}^2$ 이다. 이 두 요소들은 서로 상관되지 않다고 가정된다. 따라서 개별 수익률의 전체 조건부 분산은 $\beta_{p,t}^2 \times \sigma_{m,t}^2 + \sigma_{p,t}^2$ 이다.

우리는 여기서 시장 조건부 분산이 다음과 같이 Nelson(1991)의 EGARCH(1,1)을 따른다고 가정한다.

$$\begin{aligned} \ln(\sigma_{m,t}^2) = & \alpha_m + \delta_m [\ln(\sigma_{m,t-1}^2) - \alpha_m] + \theta_m z_{m,t-1} \\ & + \gamma_m [|z_{m,t-1}| - E|z_m|]. \end{aligned} \quad (4)$$

위의 EGARCH 모형의 주된 이점은 수익률에 오는 충격에 대해 변동성이 비대칭적으로 반응하는 것을 허용한다는 것이다. 이것을 보기 위해 $\gamma_m > 0$ 이라고 가정하자. 이 경우 식 (4)의 마지막 항이 암시하는 것은 충격-부호에 관계없이-의 크기가 크면 클수록 조건부 분산 $\ln(\sigma_{m,t}^2)$ 이 커진다는 것이다.²⁾ 또한 $\theta_m < 0$ 을 가정해 보자. 이 경우 식 (4)의 세 번째 항은 음의 충격($z_{m,t-1} < 0$)이 올 때 조건부 분산 $\ln(\sigma_{m,t}^2)$ 을 증가시키고 양의 충격($z_{m,t-1} > 0$)이 올 때 조건부 분산이 감소한다는 것을 가리킨다. 세 번째와 네 번째 항을 종합할 때 우리가 알 수 있는 것은 같은 크기

2) Magnitude 효과라고 불리는 이 효과는 Bollerslev(1986)의 GARCH 모형에서는 과거 충격의 제곱에 의해 수행된다.

일지라도 음의 충격이 양의 충격보다 조건부 분산을 더 많이 증가시킨다는 점이다.

시장 조건부 분산과 마찬가지로, 우리는 고유 조건부 분산 $\sigma_{p,t}^2$ 에 대해서도 EGARCH 모형을 적용한다.

$$\begin{aligned} \ln(\sigma_{p,t}^2) = & \alpha_p + \delta_p [\ln(\sigma_{p,t-1}^2) - \alpha_p] + \theta_p z_{p,t-1} \\ & + \gamma_p [|z_{p,t-1}| - E |z_p|] + \theta_{p,m} z_{m,t-1} \\ & + \gamma_{p,m} [|z_{m,t-1}| - E |z_m|]. \end{aligned} \quad (5)$$

위와 마찬가지로 $\theta_p < 0$ 와 $\gamma_p > 0$ 이 가정되는 경우, 조건부 분산 $\ln(\sigma_{p,t}^2)$ 는 충격에 대해 비대칭적 반응을 보이게 된다. 식 (4)와 식 (5)의 차이점은 식 (5)에 있는 마지막 두 항이다. BNS는 이 항들을 Black(1976)의 발견-개별 주식들의 변동성들은 서로 같은 방향으로 움직이는 경향이 있다-을 반영하기 위해 도입한다. 이 항들에 의해 $\ln(\sigma_{p,t}^2)$ 와 $\ln(\sigma_{m,t}^2)$ 에는 동시간 상관관계(contemporaneous correlation)가 도입되는데 왜냐하면 두 변수 모두 $r_{m,t-1}$ 에 영향을 받기 때문이다. 이 연구에서 고려되는 모형에는 개별 주식들의 변동성들이 서로 같은 방향으로 움직이는 경향을 반영하는 또 다른 경로가 존재한다. 위에서 $r_{p,t}$ 의 조건부 분산은 $\beta_{p,t}^2 \times \sigma_{m,t}^2 + \sigma_{p,t}^2$ 임을 보았다. 만약 시장 조건부 분산 $\sigma_{m,t}^2$ 가 상승한다면 베타가 0이 아닌 이상 모든 개별 주식의 변동성은 상승하게 된다.

한편, CE는 BNS와 다른 방식으로 변동성들의 동행성을 고려한다. 이들 저자들은 다음과 같이 식 (5)에 있는 $z_{m,t-1}$ 대신 $\ln(\sigma_{m,t}^2)$ 을 직접 사용한다.

$$\begin{aligned} \ln(\sigma_{p,t}^2) = & \alpha_p + \delta_p [\ln(\sigma_{p,t-1}^2) - \alpha_p] + \theta_p z_{p,t-1} \\ & + \gamma_p [|z_{p,t-1}| - E |z_p|] + \delta_{p,m} \ln(\sigma_{m,t}^2). \end{aligned} \quad (6)$$

마지막으로 BNS는 조건부 베타의 움직임을 다음과 같이 규정한다.

$$\begin{aligned}\beta_{p,t} = & \alpha_\beta + \delta_\beta[\beta_{p,t-1} - \alpha_\beta] + \lambda_p z_{p,t-1} \\ & + \lambda_m z_{m,t-1} + \lambda_{p,m} z_{p,t-1} z_{m,t-1}.\end{aligned}\quad (7)$$

반면 CE에서의 조건부 베타는 다음과 같다.

$$\beta_{p,t} = \alpha_\beta + \delta_\beta[\beta_{p,t-1} - \alpha_\beta] + \lambda_p z_{p,t-1} + \lambda_m z_{m,t-1}.\quad (8)$$

$\lambda_m < 0$ 인 경우를 생각해 보자. 이 경우 시장 충격에 대해 조건부 베타는 비대칭적 반응을 보이게 된다. 마찬가지로 $\lambda_p < 0$ 이면 고유 충격에 대해 조건부 베타는 비대칭적 반응을 보이게 된다. 식 (7)과 식 (8)의 차이점은 BNS는 시장 충격과 고유 충격의 곱을 반영하는 반면에 CE에서는 그렇지 않다는 점이다.

조건부 베타의 비대칭 효과가 경기 순환에 따라 다르다는 점을 모형에 반영하기 위해, BNS의 식 (7)과 CE의 식 (8)에 있는 $\lambda_p z_{p,t-1}$ 을 $(\lambda_p + \eta_p D_t) z_{p,t-1}$ 으로, $\lambda_m z_{m,t-1}$ 을 $(\lambda_m + \eta_m D_t) z_{m,t-1}$ 으로 대체한다. 여기서 D_t 는 불황에는 0, 호황에는 1의 값을 가지는 가상변수이다. 그 결과 식 (7)과 식 (8)은 다음과 같이 바뀐다.

$$\begin{aligned}\beta_{p,t} = & \alpha_\beta + \delta_\beta[\beta_{p,t-1} - \alpha_\beta] + (\lambda_p + \eta_p D_t) z_{p,t-1} \\ & + (\lambda_m + \eta_m D_t) z_{m,t-1} + \lambda_{p,m} z_{p,t-1} z_{m,t-1},\end{aligned}\quad (7')$$

$$\begin{aligned}\beta_{p,t} = & \alpha_\beta + \delta_\beta[\beta_{p,t-1} - \alpha_\beta] + (\lambda_p + \eta_p D_t) z_{p,t-1} \\ & + (\lambda_m + \eta_m D_t) z_{m,t-1}.\end{aligned}\quad (8')$$

이제 $\lambda_p + \eta_p D_t$ 와 $\lambda_m + \eta_m D_t$ 이 조건부 베타의 비대칭 효과를 결정하게 된다. 호황인 시기에는 조건부 베타의 비대칭 효과는 고유 충격에 대해서는 $\lambda_p + \eta_p$, 시장 충격에 대해서는 $\lambda_m + \eta_m$ 이다. 만약 $\lambda_p + \eta_p$ 와 $\lambda_m + \eta_m$ 이 음수이면, 음의 고유 충격, 음의 시장 충격이 올 때 조건부 베타는 증가하고 이 충격들이 양이면 조건부 베타는 하락한다. 반대로 불황 시기에는 조건부 베타의 비대칭 효과는 λ_p 과 λ_m 에 의해 포착된다. 마찬가지로 충격들이 음수이면 조건부 베타는 상승, 양수이면 하락하게 된다.

Ⅲ. 실증 분석 결과

이 연구의 목적은 BNS와 CE의 모형을 조건부 베타의 비대칭 효과가 경기 순환에 영향을 받는지를 살펴보는 것이다. 이를 위해 BNS와 CE의 모형에 대해 다시 한 번 실증 분석을 하여 본 논문의 모형에 대한 실증 분석 결과와 비교할 필요가 있다. 이들 두 연구와의 비교를 위해, 이 연구는 이들 두 연구에서 사용된 자료들을 분석한다. BNS는 NYSE에 상장돼 거래되는 주식들에 대한 10 개의 size-sorted decile 포트폴리오 중에서 decile 1, 5, 10 포트폴리오와 12 개의 산업별 포트폴리오를 분석한다. 산업별 포트폴리오들에 대한 자료 획득의 어려움으로 인해 본 연구는 3개의 size-sorted decile 포트폴리오만 분석한다. 이 자료는 월별이며 기간은 1926년 6월부터 1990년 12월까지이고 1개월 만기 미재무성 채권의 수익률을 이용해 초과 수익률로 전환하였다. 이들 decile 포트폴리오에 대응되는 시장 포트폴리오는 NYSE 주식들의 포트폴리오이다. 모든 자료는 CRSP 데이터베이스로부터 취하였다.

CE는 25개의 블루칩 주식들을 분석한다. 본 연구에서는 이들 중 세 개를 무작위로 뽑아 분석한다. Coca-Cola, GE, 그리고 McDonald 주식 선택되었다. 이들 자료는 모두 일별이며 기간은 1990년 1월 2일부터 1995년 12월 29일까지이다. 이들 개별 주식들에 대응되는 시장 포트폴리오는 S&P500 포트폴리오이다. 이들 자료들의 출처는 야후 홈페이지 <http://finance.yahoo.com>이다.

이 연구는 본 모형을 추정하기 전에 사전 단계로서 조건부 베타가 시간 가변적이지 않고 고정이라는 제약 하에서 우선 분석을 한다. 그리고 조건부 베타가 시간에 따라 움직이며 비대칭 효과를 갖는다고 보고 분석을 진행한다. 이 분석에서는 비대칭 효과가 경기 순환에 영향을 받지 않는 BNS와 CE 모형과 영향을 받도록 확장된 본 연구의 모형이 분석된다.

1. 개별 주식에 대한 결과

Coca-Cola 주식에 대한 실증 분석 결과는 <표 1>에 주어져 있다. 첫째 줄은 고정 베타에 대한 결과이며 그 아래는 시간 가변 베타에 대한 결과이

다. 시간 가변 베타에 대한 결과는 다시 둘로 나뉘는데 위의 것-경기 의존성 No-이 CE에서 사용된 모형이고 아래의 것-경기 의존성 Yes-이 이 연구에서 확장된 최종 모형이다. 주된 결과는 다음과 같다. 우선 우리는 조건부 베타가 고정돼 있지 않고 시간 가변적이라는 것을 알 수 있다. 조건부 베타의 움직임을 결정짓는 모수들- δ_β , λ_m , η_m , λ_p , η_p -의 추정치들은 모두 통계적으로 유의적이기 때문이다. 둘째, 조건부 베타의 비대칭 효과가 시장 충격에 대해 존재하며 그 효과는 경기 상황에 따라 다르다. 불황일 때의 조건부 베타의 비대칭 효과를 결정짓는 λ_m 의 추정치는 음수(-0.0596)이며 5% 유의수준에서 통계적으로 유의하다. 이는 불황 시기에 음의 단위 시장 충격이 왔을 때 조건부 베타는 0.0596만큼 커지며 양의 단위 충격에 대해 조건부 베타는 0.0596만큼 작아지는 것을 의미한다. 그리고 η_m 의 추정치는 양수이며 5% 수준에서 유의적으로 0보다 크다. 이 결과가 의미하는 것은 호황일 때와 불황일 때 조건부 베타의 비대칭 효과가 서로 다르며 불황일 때 그 효과가 더 크다는 것을 뜻한다. 한편 시장 충격에 대한 조건부 베타의 비대칭 효과의 존재는 CE와는 다른 결과라는 점을 인식할 필요가 있다. 경기 변동이 고려되지 않은 CE 모형 추정 결과에서 λ_m 은 그 추정치가 음(-0.0072)이지만 통계적으로 유의적이지 않기 때문이다. 셋째, 조건부 베타의 비대칭 효과가 고유 충격에 대해 존재하며 그 효과는 경기 상황에 따라 다르다. λ_p 의 추정치는 5% 수준에서 유의적으로 0보다 작고 η_p 의 추정치는 같은 수준에서 유의적으로 0보다 크다. 따라서 고유 충격에 대한 조건부 베타의 비대칭 효과는 호황일 때보다 불황일 때 더 크다.

〈표 2〉에는 GE 주식에 대한 실증 분석 결과가 주어져 있다. 첫째, 조건부 베타가 고정돼 있지 않고 시간 가변적이다. δ_β , λ_m , η_m , λ_p , η_p 의 추정치들은 모두 유의적으로 0과 다르다. 둘째, 조건부 베타의 비대칭 효과가 시장 충격에 대해 존재하며 그 효과는 호황일 때보다 불황일 때 더 크다. λ_m 의 추정치는 -0.0473이고 그 표준오차는 0.0075, η_m 의 추정치는 5% 수준에서 유의적으로 0보다 크다. 셋째, 조건부 베타의 비대칭 효과가 고유 충격에 대해 존재하며 그 효과는 경기 상황에 따라 다르지만 그 방향은 예상했던 것과 반대로 나타난다. λ_p 의 추정치는 유의적으로 양수이고 η_p 의

추정치는 유의적으로 음수로 나타난다.

【표 1】 모수 추정치 [Coca-Cola 주식, 1/2/90-12/29/95]

		α_β	δ_β	λ_m	η_m	λ_p	η_p	α_m
고정 β		1.1926 (0.0396)						-9.6747 (0.1696)
시간 가변 β	경기 의존성 No	1.0787 (0.1169)	0.9982 (0.0014)	-0.0072 (0.0198)		0.0145 (0.0055)		-9.6853 (0.3005)
	경기 의존성 Yes	1.1772 (0.0408)	0.9523 (0.0332)	-0.0596 (0.0253)	0.0751 (0.0391)	-0.0425 (0.0203)	0.0415 (0.0164)	-9.6414 (0.1748)

δ_m	θ_m	γ_m	α_p	δ_p	θ_p	γ_p	δ_{pm}	ll
0.9886 (0.0073)	-0.0360 (0.0148)	0.0726 (0.0287)	-9.5175 (3.1462)	0.8580 (0.2116)	-0.0833 (0.0385)	0.1268 (0.1643)	-0.0069 (0.0355)	12924.6
0.9885 (0.0241)	-0.0351 (0.0428)	0.0712 (0.0794)	-9.3334 (0.9788)	0.8534 (0.4523)	-0.0811 (0.0874)	0.1142 (0.3008)	-0.0042 (0.0254)	12932.9
0.9909 (0.0054)	-0.0306 (0.0121)	0.0641 (0.0249)	-9.6931 (0.8092)	0.8672 (0.0616)	-0.0827 (0.0217)	0.1191 (0.0536)	-0.0087 (0.0106)	12934.2

주: 괄호 안에 있는 숫자는 표준오차, ll은 로그 우도 값, 경기 의존성은 조건부 베타의 비대칭 효과의 경기 의존성을 가리킨다.

【표 2】 모수 추정치 [GE 주식, 1/2/90-12/29/95]

		α_β	δ_β	λ_m	η_m	λ_p	η_p	α_m
고정 β		-0.3565 (0.0508)						-9.7779 (0.1078)
시간 가변 β	경기 의존성 No	0.0083 (0.0371)	1.0000 (0.0000)	-0.0266 (0.0061)		0.0261 (0.0034)		-9.7907 (0.1030)
	경기 의존성 Yes	0.1845 (0.0932)	0.9990 (0.0003)	-0.0473 (0.0075)	0.0436 (0.0117)	0.0662 (0.0111)	-0.0352 (0.0114)	-9.7968 (0.0994)

δ_m	θ_m	γ_m	α_p	δ_p	θ_p	γ_p	δ_{pm}	ll
0.9693 (0.0078)	-0.0720 (0.0154)	0.1282 (0.0224)	-12.260 (0.7144)	0.9308 (0.0143)	-0.3422 (0.0251)	0.2769 (0.0248)	-0.0329 (0.0077)	12266.5
0.9683 (0.0095)	-0.0777 (0.0159)	0.1229 (0.0230)	-13.070 (0.5580)	0.9198 (0.0167)	-0.2638 (0.0235)	0.2444 (0.0244)	-0.0404 (0.0083)	12421.7
0.9698 (0.0075)	-0.0816 (0.0151)	0.1132 (0.0205)	-13.650 (0.5195)	0.9376 (0.0147)	-0.2559 (0.0243)	0.2519 (0.0243)	-0.0356 (0.0079)	12432.3

주: 괄호 안에 있는 숫자는 표준오차, ll은 로그 우도 값, 경기 의존성은 조건부 베타의 비대칭 효과의 경기 의존성을 가리킨다.

〈표 3〉은 McDonald 주식에 대한 실증 분석 결과를 보고하고 있다. 첫째, δ_β , λ_m , η_m , λ_p , η_p 의 추정치들은 모두 유의적으로 0과 다르므로 조건부 베타가 고정돼 있지 않고 시간 가변적이라는 것을 알 수 있다. 둘째, 조건부 베타의 비대칭 효과가 시장 충격에 대해 존재하며 그 효과는 호황일 때보다 불황일 때 더 크다. λ_m 의 추정치는 -0.0079이고 그 표준오차는 0.0047, η_m 의 추정치는 5% 수준에서 유의적으로 0보다 크다. 이 결과는 경기 변동이 고려되지 않은 CE 모형 추정 결과에서 λ_m 은 그 추정치가 양이고 통계적으로 유의적이지 않은 것과 대조된다. 끝으로 조건부 베타의 비대칭 효과가 고유 충격에 대해 존재하지 않고 그 효과는 경기 상황에 영향 받지 않는 것으로 나타난다. λ_p 와 η_p 의 추정치는 모두 통계적으로 유의적이지 않다.

【표 3】 모수 추정치 [McDonald 주식, 1/2/90-12/29/95]

		α_β	δ_β	λ_m	η_m	λ_p	η_p	α_m
고정 β		0.0175 (0.0776)						-9.6772 (0.2711)
시간 가변 β	경기 의존성 No	-0.1152 (0.0704)	0.9613 (0.0147)	0.0287 (0.0166)		-0.0802 (0.0287)		-9.6854 (0.1618)
	경기 의존성 Yes	-0.0729 (0.0564)	0.9695 (0.0094)	-0.0079 (0.0047)	0.0842 (0.0195)	-0.0280 (0.0392)	-0.0537 (0.0414)	-9.7075 (0.1536)

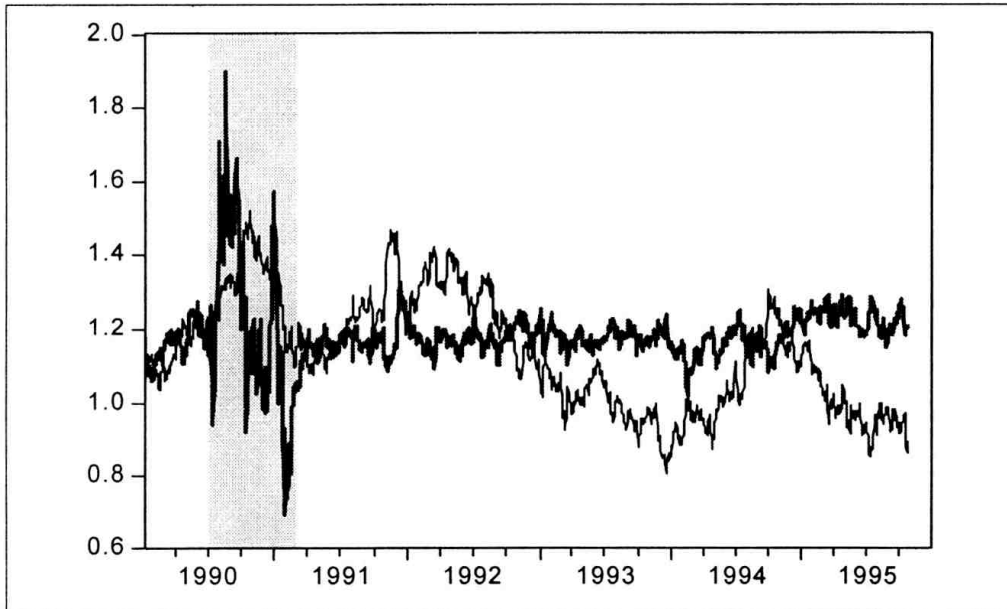
δ_m	θ_m	γ_m	α_p	δ_p	θ_p	γ_p	δ_{pm}	ll
0.9883 (0.0186)	-0.0362 (0.0424)	0.0741 (0.0589)	-7.7626 (0.5738)	0.9766 (0.0041)	0.1954 (0.0146)	0.0901 (0.0136)	-0.0003 (0.0014)	12157.8
0.9873 (0.0078)	-0.0380 (0.0171)	0.0770 (0.0285)	-7.9219 (0.5394)	0.9771 (0.0047)	0.1639 (0.0162)	0.1051 (0.0153)	-0.0004 (0.0013)	12240.1
0.9854 (0.0074)	-0.0411 (0.0151)	0.0805 (0.0222)	-7.9111 (0.5357)	0.9790 (0.0047)	0.1580 (0.0159)	0.1128 (0.0154)	-0.0003 (0.0012)	12246.8

주: 괄호 안에 있는 숫자는 표준오차, ll은 로그 우도 값, 경기 의존성은 조건부 베타의 비대칭 효과의 경기 의존성을 가리킨다.

이상의 결과를 종합하면, 조건부 베타의 비대칭 효과가 개별 주식들에 대해 존재하고 그 효과의 크기는 경기 변동과 관련돼 있다. 또한 이러한 점은 고유 충격보다는 시장 충격에 대해 훨씬 더 강하게 나타남을 알 수 있다. 〈그림 1-3〉은 조건부 베타의 비대칭 효과에 경기 상황이 영향을 미

친다는 위의 결과를 명확하게 다시 한 번 확인시켜 준다. <그림 1>은 Coca-Cola, <그림 2>는 GE, <그림 3>은 McDonald에 대한 것이다. 각 그림에서 음영으로 처리된 영역은 불황 기간이며, 굵은 선은 경기 상황을 고려했을 때의 조건부 베타의 시간에 따른 추정치, 가는 선은 경기 상황을 고려하지 않았을 때의 조건부 베타의 시간에 따른 추정치이다. 이들 그림들에서 공통으로 나타나는 특징은 두 추정치 시리즈가 서로 상당한 차이를 보인다는 것이다. <그림 1>에서는 가는 선으로 나타낸 조건부 베타는 전 기간에 걸쳐 그 변동성의 크기가 거의 일정한 반면 굵은 선으로 나타낸 조건부 베타는 호황 기간 동안에는 그 변동성이 아주 작은 반면 불황 기간에는 그 변동성이 아주 크다는 점을 관찰할 수 있다. 이는 불황일 때 조건부 베타의 비대칭 효과가 더 크다는 Coca-Cola 주식에 대한 추정 결과와 일맥상통한다.

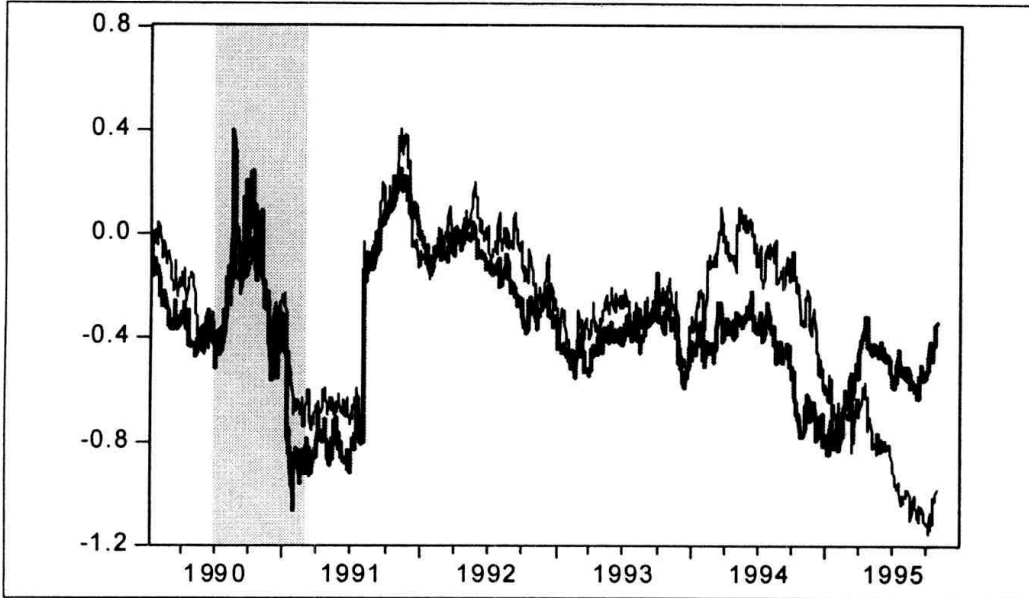
【그림 1】 조건부 베타 추정치 [Coca-Cola 주식, 1/2/90-12/29/95]



주: 굵은 선은 조건부 베타의 경기 의존성을 고려할 때의 추정치, 가는 선은 경기 의존성을 고려하지 않을 때의 추정치이다. 음영으로 처리된 영역은 NBER에서 보고하는 불황 기간을 나타낸다.

<그림 2>에서는 불황인 기간에는 가는 선이 굵은 선보다 더 아래에 있고 1995년을 제외한 호황 기간에는 가는 선이 굵은 선보다 더 위에 위치한다. 이는 경기 상황을 고려하지 않을 때 조건부 베타는 불황 기간에는 과소평가, 호황 기간에는 과대평가되는 경향이 있음을 의미한다.

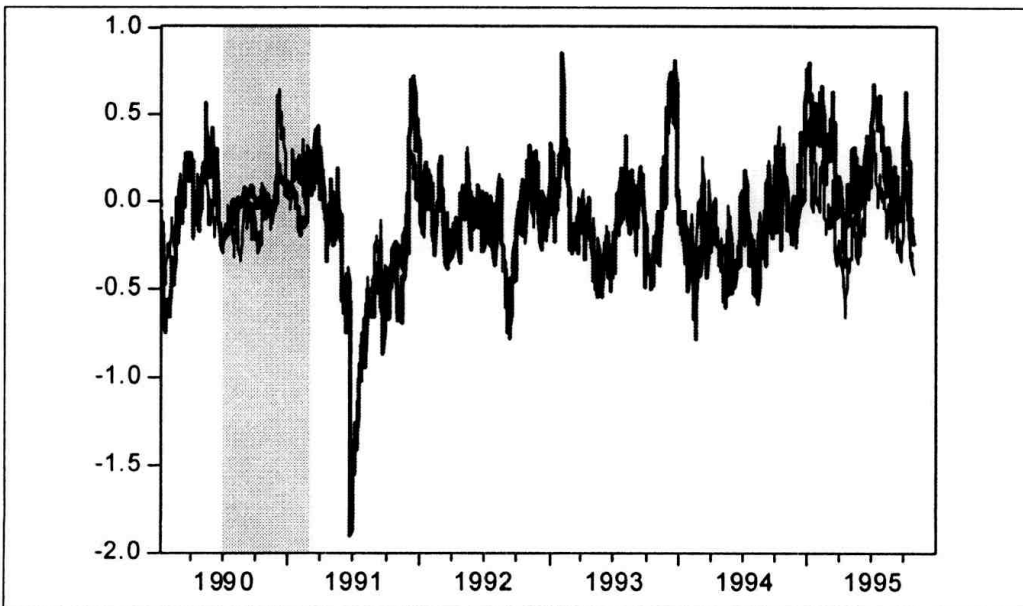
【그림 2】 조건부 베타 추정치 [GE 주식, 1/2/90-12/29/95]



주: 굵은 선은 조건부 베타의 경기 의존성을 고려할 때의 추정치, 가는 선은 경기 의존성을 고려하지 않을 때의 추정치이다. 음영으로 처리된 영역은 NBER에서 보고하는 불황 기간을 나타낸다.

〈그림 3〉에서는 굵은 선이 가는 선보다 더 큰 변화를 보이는 것을 알 수 있다. 이는 경기 상황을 고려하지 않음으로써 조건부 베타의 움직임이 지나치게 작게 포착된다는 것을 의미한다.

【그림 3】 조건부 베타 추정치 [McDonald 주식, 1/2/90-12/29/95]



주: 굵은 선은 조건부 베타의 경기 의존성을 고려할 때의 추정치, 가는 선은 경기 의존성을 고려하지 않을 때의 추정치이다. 음영으로 처리된 영역은 NBER에서 보고하는 불황 기간을 나타낸다.

2. 포트폴리오에 대한 결과

〈표 4-6〉은 각각 decile 1, 5, 10 포트폴리오에 대한 실증 분석 결과를 보여주고 있다. 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 시장 충격에 대한 조건부 베타의 비대칭 효과는 decile 1 포트폴리오에서만 나타난다. 〈표 4〉에서 λ_m 의 추정치는 유의적으로 0보다 작다. 〈표 5-6〉에서는 이 모수의 추정치가 통계적으로 유의적이지만 그 부호가 예상과 달리 양수로 나타난다. 둘째, 시장 충격에 대한 조건부 베타의 비대칭 효과는 경기 상황과 무관하거나 그 관련성이 경제적 의미를 갖지 않는다. η_m 의 추정치는 decile 1, 5 포트폴리오에서는 전혀 통계적으로 유의하지 않고 decile 10 포트폴리오에서는 통계적으로 유의하지만 그 부호가 예상과 달리 음수로 나타나기 때문이다. 셋째, decile 5 포트폴리오에서만 고유 충격에 대한 조건부 베타의 비대칭 효과가 존재하고 그 효과는 호황일 때보다 불황일 때 더 높게 나타난다. 〈표 5〉에서 λ_p 의 추정치는 유의적으로 0보다 작고 η_p 의 추정치는 유의적으로 0보다 크다. 반면 〈표 4〉와 〈표 6〉에서 이들 모수의 추정치는 모두 통계적으로 유의적이지 않다.

〔표 4〕 모수 추정치 [Decile 1 포트폴리오, 06/1926-12/1990]

		α_β	δ_β	λ_m	η_m	λ_p	η_p	$\lambda_{p,m}$	α_m
고정 β		1.1962 (0.0260)							-4.5135 (0.2382)
시간 가변 β	경기 의존성 No	1.1805 (0.0544)	0.9870 (0.0072)	-0.0071 (0.0070)		0.0036 (0.0051)		0.0109 (0.0051)	-5.1683 (0.4511)
	경기 의존성 Yes	1.0664 (0.0216)	0.9916 (0.0034)	-0.0156 (0.0070)	0.0070 (0.0098)	-0.0139 (0.0110)	0.0228 (0.0126)	0.0056 (0.0059)	-5.2124 (0.4229)

δ_m	θ_m	γ_m	α_p	δ_p	θ_p	γ_p	$\theta_{p,m}$	$\gamma_{p,m}$	
0.9913 (0.0048)	-0.0550 (0.0202)	0.2386 (0.0377)	-4.8905 (0.2145)	0.9993 (0.0021)	-0.0350 (0.0092)	0.0000 (-)	-0.0982 (0.0121)	0.1080 (0.0312)	3959.0
0.9891 (0.0053)	-0.0598 (0.0191)	0.2239 (0.0363)	-4.8227 (0.2664)	0.9992 (0.0012)	-0.0237 (0.0089)	0.0303 (0.0171)	-0.1033 (0.0122)	0.0972 (0.0288)	3915.2
0.9888 (0.0061)	-0.0601 (0.0190)	0.2209 (0.0362)	-4.8308 (0.2705)	0.9992 (0.0014)	-0.0223 (0.0086)	0.0332 (0.0164)	-0.1039 (0.0124)	0.0936 (0.0294)	3916.3

주: 괄호 안에 있는 숫자는 표준오차, ||은 로그 우도 값, 경기 의존성은 조건부 베타의 비대칭 효과의 경기 의존성을 가리킨다.

[표 5] 모수 추정치 [Decile 5 포트폴리오, 06/1926-12/1990]

		α_β	δ_β	λ_m	η_m	λ_p	η_p	$\lambda_{p,m}$	α_m
고정 β		1.0060 (0.0113)							-5.5016 (0.2491)
시간 가변 β	경기 의존성 No	0.9041 (0.0839)	1.0000 (0.0000)	0.0141 (0.0033)		-0.0013 (0.0028)		0.0090 (0.0026)	-5.5399 (0.2020)
	경기 의존성 Yes	0.8243 (0.0652)	0.9981 (0.0027)	0.0182 (0.0050)	-0.0079 (0.0064)	-0.0408 (0.0085)	0.0394 (0.0086)	0.0076 (0.0019)	-5.5289 (0.1834)

δ_m	θ_m	γ_m	α_p	δ_p	θ_p	γ_p	$\theta_{p,m}$	$\gamma_{p,m}$	ll
0.9760 (0.0080)	-0.0681 (0.0201)	0.2590 (0.0374)	-7.7707 (0.2517)	0.9828 (0.0078)	-0.0016 (0.0125)	0.0799 (0.0242)	-0.0271 (0.0178)	0.1820 (0.0516)	4596.6
0.9679 (0.0086)	-0.0662 (0.0218)	0.2540 (0.0369)	-7.9186 (0.1866)	0.9706 (0.0112)	-0.0012 (0.0146)	0.0655 (0.0226)	0.0183 (0.0235)	0.2261 (0.0553)	4617.0
0.9601 (0.0092)	-0.0632 (0.0223)	0.2687 (0.0392)	-7.9819 (0.1588)	0.9614 (0.0119)	0.0093 (0.0126)	0.0400 (0.0235)	0.0374 (0.0230)	0.2615 (0.0521)	4629.1

주: 괄호 안에 있는 숫자는 표준오차, ll은 로그 우도 값, 경기 의존성은 조건부 베타의 비대칭 효과의 경기 의존성을 가리킨다.

[표 6] 모수 추정치 [Decile 10 포트폴리오, 06/1926-12/1990]

		α_β	δ_β	λ_m	η_m	λ_p	η_p	$\lambda_{p,m}$	α_m
고정 β		0.7210 (0.0126)							-5.4462 (0.3128)
시간 가변 β	경기 의존성 No	0.7733 (0.0511)	0.9870 (0.0089)	0.0098 (0.0030)		0.0027 (0.0035)		0.0101 (0.0022)	-5.5888 (0.2250)
	경기 의존성 Yes	0.8403 (0.0623)	0.9899 (0.0057)	0.0172 (0.0033)	-0.0150 (0.0048)	0.0067 (0.0061)	-0.0047 (0.0064)	0.0071 (0.0024)	-5.5807 (0.2223)

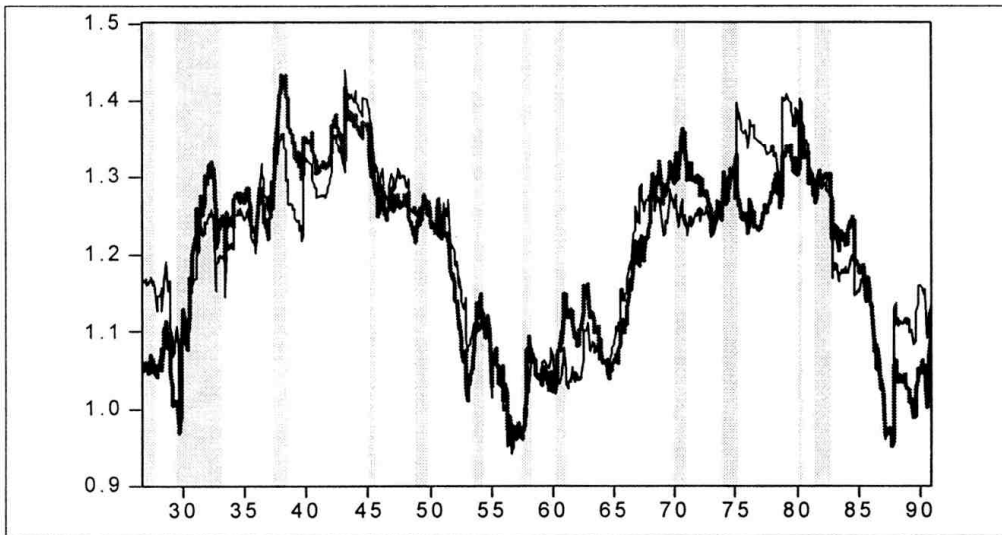
δ_m	θ_m	γ_m	α_p	δ_p	θ_p	γ_p	$\theta_{p,m}$	$\gamma_{p,m}$	ll
0.9805 (0.0058)	-0.0662 (0.0201)	0.2365 (0.0326)	-7.9139 (0.2170)	0.9906 (0.0078)	0.0436 (0.0078)	0.0000 (-)	-0.0771 (0.0123)	0.1174 (0.0288)	4542.7
0.9783 (0.0066)	-0.0658 (0.0196)	0.2182 (0.0319)	-8.2344 (0.1584)	0.9895 (0.0053)	0.0269 (0.0088)	0.0000 (-)	-0.0858 (0.0111)	0.0764 (0.0193)	4594.1
0.9783 (0.0066)	-0.0698 (0.0194)	0.2158 (0.0320)	-8.2368 (0.1568)	0.9900 (0.0057)	0.0276 (0.0096)	0.0000 (-)	-0.0855 (0.0110)	0.0734 (0.0180)	4597.8

주: 괄호 안에 있는 숫자는 표준오차, ll은 로그 우도 값, 경기 의존성은 조건부 베타의 비대칭 효과의 경기 의존성을 가리킨다.

이상의 결과들을 종합하면 다음과 같은 결론을 내릴 수 있다. 포트폴리오에는 전반적으로 조건부 베타의 비대칭 효과가 아주 약하게 나타난다. 이는 BNS와 같은 결론이다. 또한 그 효과의 경기 의존성도 상당히 약하

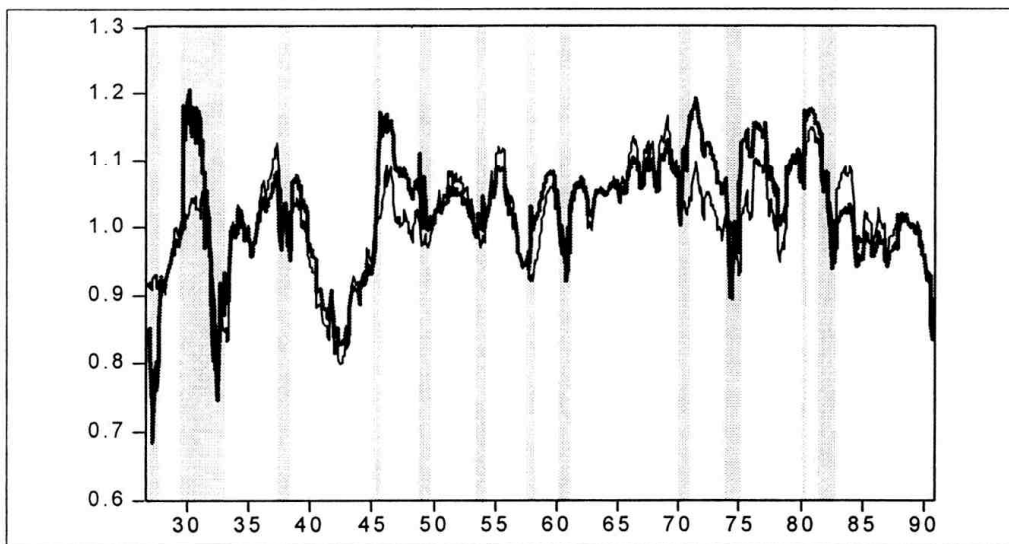
다. 비대칭 효과가 약하게 존재하는 상황에서 그 효과의 경기 의존성이 강하지 않다는 것은 그리 놀라운 점이 아니라고 판단된다. <그림 4-6>에서 이와 같은 점들이 다시 한 번 확인된다. 비대칭 효과의 경기 의존성을 고려하는 경우의 조건부 베타 추정치와 그렇지 않았을 때의 조건부 베타의 추정치는 그리 큰 차이를 보이지 않는다는 것을 우리는 알 수 있다.

【그림 4】 조건부 베타 추정치 [Decile 1 포트폴리오, 06/26-12/90]



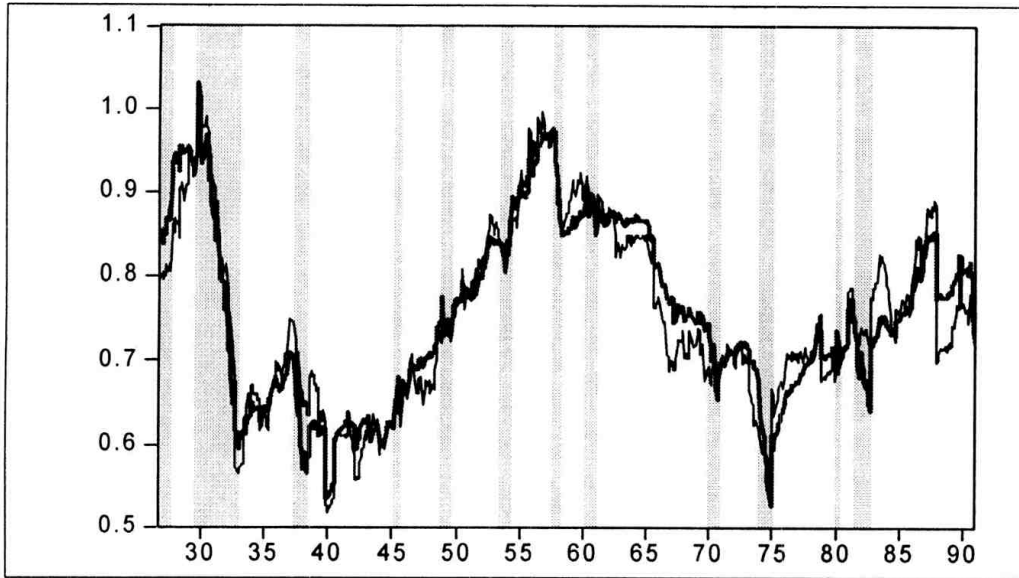
주: 굵은 선은 조건부 베타의 경기 의존성을 고려할 때의 추정치, 가는 선은 경기 의존성을 고려하지 않을 때의 추정치이다. 음영으로 처리된 영역은 NBER에서 보고하는 불황 기간을 나타낸다.

【그림 5】 조건부 베타 추정치 [Decile 5 포트폴리오, 06/26-12/90]



주: 굵은 선은 조건부 베타의 경기 의존성을 고려할 때의 추정치, 가는 선은 경기 의존성을 고려하지 않을 때의 추정치이다. 음영으로 처리된 영역은 NBER에서 보고하는 불황 기간을 나타낸다.

【그림 6】 조건부 베타 추정치 [Decile 10 포트폴리오, 06/26-12/90]



주: 굵은 선은 조건부 베타의 경기 의존성을 고려할 때의 추정치, 가는 선은 경기 의존성을 고려하지 않을 때의 추정치이다. 음영으로 처리된 영역은 NBER에서 보고하는 불황 기간을 나타낸다.

IV. 결 론

BNS는 포트폴리오 자료의 분석에서 조건부 베타의 비대칭 효과에 대한 약한 증거, CE는 개별 주식 자료의 분석에서 조건부 베타의 비대칭 효과에 대한 보다 강한 증거를 발견한다. 레버리지는 조건부 베타와 관련돼 있고 레버리지 그 자체는 경기 역행성을 가지고 있다. 따라서 조건부 베타의 비대칭 효과는 경기 상황에 따라 달라질 수 있다. 본 연구에서는 이를 실증적으로 규명한다.

이와 같은 분석을 하기 위해 본 논문은 BNS와 CE에서 사용된 기본 모형을 조건부 베타의 비대칭 효과가 경기 상황에 따라 서로 차이가 나도록 확장한다. BNS와 CE에서의 결과와의 비교 분석을 위해 BNS와 CE에서 사용된 자료에 대해 분석을 실시한다. 분석 결과를 간단히 요약하면 다음과 같다. 우선 개별 주식 자료에서는 CE의 연구에서와 같이 강한 조건부 베타의 비대칭 효과가 존재함이 발견된다. 또한 그 효과는 경기 상황에 따라 다르게 나타난다. 즉 불황일 때 그 효과가 더 크고 호황일 때 그 효과는 작다. 반면 포트폴리오 자료에서는 BNS의 연구에서와 마찬가지로 조

건부 베타의 비대칭 효과에 대한 아주 약한 증거만이 발견된다. 그리고 그 효과의 경기 의존성의 정도가 강하지 않다.

그러면 포트폴리오 자료에 대한 결과가 개별 주식 자료에 대한 결과와 왜 차이가 있는가? CE에서 언급되었듯이 포트폴리오는 aggregated돼 있기 때문에 비대칭 효과가 강하지 않을 수 있다. 그 결과 포트폴리오 자료에서는 비대칭 효과의 경기 의존성이 약하게 나타난 것으로 유추해 볼 수 있다.

이 논문은 경기 의존성을 살펴보기 위해 외생적으로 NBER에서 제공하는 경기 순환 날짜를 채택하였다는 한계를 가진다. 추후 연구에서는 경기 상태가 내생적으로 결정되도록 모형을 변환할 필요가 있다고 생각된다. 국면전환 모형은 유용한 선택이 될 것이다.

◆ 참고문헌 ◆

- Ball, R., Kothari, S.P. (1989), "Nonstationary expected returns: Implications for tests of market efficiency and serial correlation in returns," *Journal of Financial Economics*, 25, 51-74.
- Bernanke, B., Gertler, M., and Gilchrist, S. (1998), "The financial accelerator in a quantitative business cycle framework," NBER working paper series, #6445.
- Black, F. (1976), Studies of stock market volatility changes, Proceedings of the American Statistical Association, Business and Economic Statistics Section, 177-181.
- Bollerslev, T. (1986), "A conditionally heteroskedastic time series model of security prices and rates of return data," *Review of Economics and Statistics*, 59, 542-547.
- Braun, P.A., Nelson, D.B., and Sunier, A.M. (1995), "Good news, bad news, volatility, betas," *Journal of Finance*, 50, 1575-1603.
- Campbell, J., Hentschel, L. (1992), "No news is good news: An asymmetric model of changing volatility in stock returns,"

- Journal of Financial Economics*, 31, 281-318.
- Chan, K.C. (1988), "On the contrarian investment strategy," *Journal of Business*, 61, 147-163.
- Cho, Y., Engle, R. (1999), "Time-varying betas and asymmetric effects of news: Empirical analysis of blue chip stocks," NBER working paper series, #7330.
- Choe, H., Masulis, R., and Nanda, V. (1993), "Common stock offerings across the business cycle," *Journal of Empirical Finance*, 1, 3-31.
- Christie, A. (1982), "The stochastic behavior of common stock variances: Value, leverage, and interest rate effects," *Journal of Financial Economics*, 10, 407-432.
- DeBondt, W.F.M., Thaler, R.H. (1989), "Anomalies: A mean-reverting walk down Wall Street," *Journal of Economic Perspectives*, 3, 189-202.
- Engle, R.F., Ng, V.M., and Rothschild, M. (1990), "Asset pricing with a factor-ARCH structure: Empirical estimates for Treasury bills," *Journal of Econometrics*, 45, 213-237.
- French, K., Schwert, W., Stambaugh, R. (1987), "Expected stock returns and volatility," *Journal of Financial Economics*, 19, 3-29.
- Nelson, D.B. (1991), "Conditional heteroskedasticity in asset return: A new approach," *Econometrica*, 59, 267-290.
- Pindyck, R. (1984), "Risk, inflation, and the stock market," *American Economic Review*, 74, 335-351.
- Turner, C., Startz, R., Nelson, R. (1989), "A Markov model of heteroscedasticity, risk, and learning in the stock market," *Journal of Financial Economics*, 25, 3-22.

Does the Asymmetric Effect in Conditional Beta Change Over the Business Cycle?

Jinho Bae*

Abstract

Braun, Nelson, and Sunier(1995) find weak evidence of the asymmetric effect in conditional beta for portfolio returns while Cho and Engle(1999) find strong evidence of the effect for individual stock returns. This paper analyzes whether the effect changes over the business cycle. The models used in the two earlier studies are extended to allow for the dependence of the effect on business conditions. Main empirical finding is that the dependence of the asymmetric effect on business conditions is strong for individual stock returns and weak for portfolio returns.

KRF Classification: B030600

Key Words: conditional beta, business cycle, asymmetric effect

* Department of Economics Konkuk University