

EVT-Copula모형을 이용한 아시아 외환시장 간 극단적 의존성에 관한 연구

김태혁* · 조희정**

〈요 약〉

본 연구는 EVT-Copula모형을 이용하여 아시아지역 8개국 외환시장 간 극단적 사건의 동조화 정도를 측정하였다. 본 연구의 분석대상은 대만, 말레이시아, 싱가포르, 인도네시아, 일본, 태국, 필리핀, 한국의 일별 현물환율이며 분석기간은 1997년 1월 1일부터 2005년 4월 13일까지이다. 주요 연구결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, AIC기준에 따라 의존구조를 모형화 하는데 있어 Gumbel Copula가 Galambos Copula에 비해 더 적합한 모형으로 나타났다. 둘째, 동남아시아 외환위기국 간의 극단적 동조성은 외환위기 기간에 비하여 그 이후에 낮아진 것으로 확인되었다. 셋째, 아시아 국가들은 동남아시아 외환시장의 거점인 싱가포르와 상대적으로 높은 극단적 의존성을 가지는 것이 확인되었다. 넷째, 인도네시아, 말레이시아, 태국, 필리핀 간 아시아 외환위기 동안의 꼬리의존성이 표본전체기간과 외환위기 이후기간에 비해 높게 나타났다. 특히 말레이시아의 경우 외환위기 기간에 필리핀, 인도네시아, 태국과의 꼬리의존성이 현저히 높았다. 지역적으로 인접한 국가들에서 단기간에 꼬리의존성이 급증하는 사실은 아시아 외환위기에 있어 시장간 극단적 의존성이 금융위기의 전파에 중요한 역할을 했다는 것을 의미한다. 다섯 째, 외환위기 동안 한국과 인도네시아, 말레이시아, 태국, 필리핀 간의 극단적 의존관계는 증가하지 않았으므로 한국의 금융위기가 외부 요인으로 인한 것이 아니라는 주장을 지지하였다.

주제어 : Copula, 꼬리의존성, 극단치분포, GPD, 아시아 외환시장

I. 서 론

오늘날 국제 경제 질서의 주요한 특징 하나는 경제통합에 따른 지역주의라고 할 수 있다. 이제는 국경보다는 역경(域境)이라는 개념이 국제시장에서 관심사로 대두되고 있고 인근의 국가들이 뭉쳐 하나의 경제권을 형성하는 지역주의가 더욱 심화되고 있고

논문접수일 : 2005년 8월 8일 논문게재확정일 : 2006년 6월 1일

* 부산대학교 경영학부 교수. Tel : 051)510-2562, E-mail : tahykim@pusan.ac.kr

** 유한대학 중국비즈니스과 전임강사. Tel : 02)2610-0877, E-mail : zhj75@hanmail.net

*** 본 논문의 완성도를 높이는 데 있어 유익한 논평을 해주신 심사위원 두 분께 감사드립니다.

경제적 상호의존성이 증대하고 있다. 상호의존성은 상생의 기회를 주기도 하지만 극단적인 경우에는 공멸을 불러오기도 한다. 한 예로 1997년 하반기부터 아시아 금융시장을 뒤흔들었던 금융위기를 들 수 있다. 오늘날 대부분의 국가들이 자국의 금융시장을 자율화하였고 다른 국가의 금융시장과 매우 밀접하게 연관되어 있는 현실에 비춰 볼 때 극단적 사건 간의 상호의존성에 관한 연구는 매우 중요한 의미를 가진다.

의존성을 연구하는데 있어 사용되는 전통적 방법은 상관계수의 크기를 측정하는 방법이다. 그러나 피어슨의 상관계수는 두 확률변수간의 비선형 관련성을 측정하지 못하는 점과 극단치에 대한 가중치가 정상적인 관측치의 가중치와 같다는 문제를 지닌다. 이와 같은 전통적 의존성 분석 방법의 단점을 보완하기 위한 방안으로 최근에 많이 채택된 방법은 극단치이론(Extreme Value Theory : EVT)과 Copula를 이용하는 방법이다. 극단치이론은 전체 데이터보다는 극단값만을 이용하여 손실분포 꼬리의 움직임을 모형화 하는데 초점을 맞춘다. Copula는 다변량분포에 대한 추정없이 여러 변수들 간의 의존구조를 분석하는 모형을 제시하는데 있어 기존의 의존성 측정 방법들과 현저히 다르다. 뿐만 아니라 Copula는 고차상관까지 고려한다는 점에서 비선형성을 측정할 수 있다는 장점이 있다.

본 논문은 극단적 종속성의 존재여부에 초점을 맞추어 극단치분포와 Copula를 이용하여 시장 간의 극단적 의존성을 측정하고자 한다. 시장 간 평균적인 의존성을 측정하는 방법론과 관련하여 본 논문에서는 기존 논문과는 달리 Copula모형에서 생성되는 순위상관 통계량을 이용하였고, 이와 동시에 시장에서 중대한 결과로 판명된 희귀한 사건들 간의 극단적 의존성을 측정하기 위하여 꼬리의존성 통계량을 사용하였다. 이런 목적을 달성하기 위하여 극단값의 움직임을 모형화 하는 최선의 수단인 극단치분포를 선정하는 동시에 두 가지 대표적인 극단치 Copula를 선정하였다.

Copula를 이용한 기존 연구들은 대부분 북미나 유럽의 주식시장이나 외환시장을 분석하였으며 현재까지 아시아 외환시장에 대한 분석은 이루어지지 않았다. 극단치이론과 Copula를 아시아 외환시장 데이터에 적용시켜 분석한 최초의 시도라는 점에서 본 논문의 첫 번째 의의를 찾을 수 있다. 그리고 기존 논문에서 각종 Copula에 의해 측정된 결과만 제시하였을 뿐 Copula 간의 우열을 가리는 분석을 실시하지 않았다. 본 논문에서 추가로 적합성(goodness of fit : GOF)검증을 실시하여 각 Copula의 우열을 분석하고 최적 Copula에 의해 극단적 의존성의 결과를 제시하는 것이 본 논문의 또 한 가지 공헌이라고 할 수 있다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. I장의 서론에 이어 II장에서는 극단치이론과 Copula

의 중요한 이론에 대해서 설명하였고, III장에서는 외국의 연구를 중심으로 선행연구를 살펴보고, 본 논문의 연구방법을 제시하였다. IV장에서는 실증분석결과를, V장에서는 본 연구의 결론과 시사점을 제시한다.

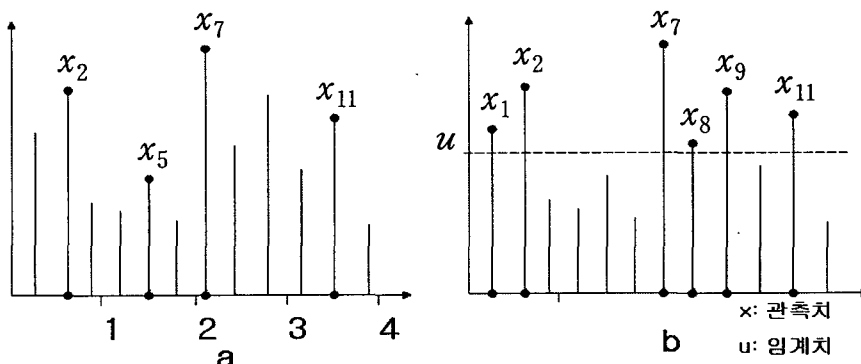
II. 이론적 배경

1. 극단치이론

극단치이론은 주변분포(marginal distribution)의 꼬리를 모형화하는 것과 극단적 관측치들 간의 의존구조를 모형화하는 두 가지 내용을 포함한다. 본 논문은 후자에 초점을 맞추어 이변량 극단치분포를 이용하였다.

극단치분포는 기본적으로 두 개의 모형으로 나뉜다. 첫 번째 모형은 동등한 크기로 전체 표본을 나누어 각 블록(block)의 최대값(maxima)으로 구성된 관측치들의 분포를 추정하는 블록최대값 모형이다. $X_t(t \in Z)$ 는 일별수익률을 나타내는 확률변수라고 가정하면 첫 번째 방법으로 구한 최대값들은 [그림 1(a)]에서 나타난 관측치 x_2, x_5, x_7, x_{11} 이다. 두 번째 모형은 높은 임계치(threshold)를 초과한 모든 관측치에 대한 모형으로 임계치초과치(peaks over threshold : POT)모형이라고도 한다. [그림 1(b)]에서 나타난 관측치 $x_1, x_2, x_7, x_8, x_9, x_{11}$ 는 두 번째 방법으로 일정한 임계치 u 를 초과한 극단값이다. 본 논문에서 POT모형을 채택하여 계속해서 이 모형의 중요한 이론적인 내용을 살펴보겠다.

[그림 1] 블록 극단치(a)와 임계치를 초과한 극단치(b)



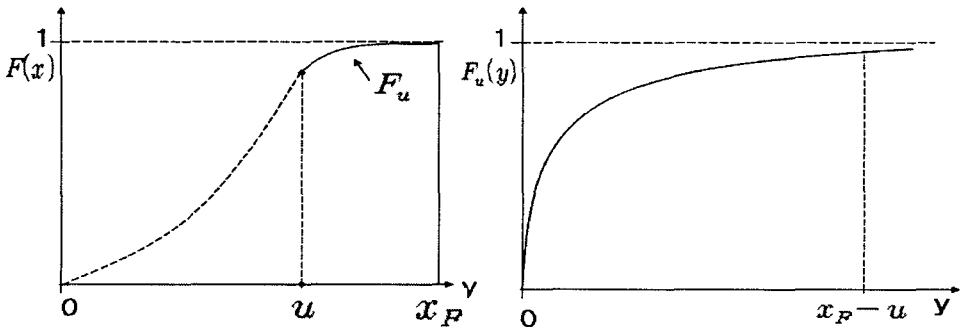
확률변수 x 는 미지의 분포함수 F 를 가진다고 가정한다. 일변량 극단치이론의 핵심은 일정한 임계치 u 를 초과한 x 변수들의 분포함수 F_u 를 추정하는 것이다. 극단치분포인 F_u 를 추정할 수 있으면 임계치 u 를 초과한 x 의 누적확률 $F(x)$ 는 식 (1)로 측정된다.

$$F(x) = F(u) + [1 - F(u)] F_u(y) \tag{1}$$

단, x : 임계치 u 를 초과한 극단값

여기서 $y = x - u$ ($y \geq 0$)으로 표기하면 임계치에서는 $y = 0$ 이 된다. 이들 분포간의 관계는 [그림 2]를 통해서 확인할 수 있다.

[그림 2] 확률변수 x 의 분포함수 $F(x)$ 와 극단치 분포함수 F_u



확률변수 x 가 실현되는 주요구역은 0부터 u 사이이기 때문에 이 구간에서의 F 를 추정하는 것은 문제가 없다. 그러나 F_u 를 추정하는 것은 데이터가 적기 때문에 상당히 어려운 문제가 따른다. F_u 를 추정하는 데 있어 Pickands-Balkema-De Haan정리가 아주 유용하다. 이 정리에 따르면 표본이 충분히 큰 기초 분포함수 F 에 대하여 임계치 u 가 충분히 높을 경우에 극단치 분포함수 $F_u(y)$ 는 일반화 파레토분포(Generalized Pareto Distribution : GPD) $G_{\xi, \sigma}(y)$ 에 가까워진다. 식 (2)는 일반화 파레토분포를 나타내는 식이다.

$$F_u(y) = f_u(y) \approx g_{\xi, \sigma}(y) \quad \xi : \text{형태모수}; \quad \sigma : \text{척도모수} \tag{2}$$

충분히 높은 u 값이 주어지면 $F_u(y)$ 가 GPD에 수렴한다는 Pickands-Balkema-De

Haan정리에 의해서 식 (1)은 식 (3)처럼 고쳐 쓸 수 있다.

$$F(x) = F(u) + [1 - F(u)]G_{\xi, \sigma, u}(x - u), \quad x \geq u \quad (3)$$

높은 임계치 u 가 결정되면 $F(u)$ 항은 $1 - \frac{n_u}{n}$ 으로 나타낸다. 식 (3)을 이용해서 $F(x)$ 의 추정량을 식 (4)와 같이 도출할 수 있다.

$$\hat{F}(x) = (1 - \frac{n_u}{n}) + (\frac{n_u}{n})G_{\hat{\xi}, \hat{\sigma}, u}(x - u), \quad x \geq u \quad (4)$$

단, $\hat{\xi}, \hat{\sigma}$: ξ, σ 의 최우추정량; n_u : 임계치 초과치의 수; n : 표본크기

식 (4)를 통해서 x 의 누적확률은 $(1 - \frac{n_u}{n})$ 의 확률로 꼬리에 속하지 않는 부분과 $\frac{n_u}{n}$ 의 확률로 꼬리에 속하여 GPD를 따르는 두 부분으로 나뉜다는 것을 알 수 있다.

2. Copula

Copula는 단일변량 주변분포와 다변량분포를 연결시키는 한 가지 함수이다. Copula의 개념은 19세기에 다변량정규분포를 가정한 통계적 추론과 검정에 있어 확률변수의 비정규성으로부터 발생하는 문제를 극복하기 위하여 제안되었다. Copula에 관한 현대 이론은 약 40년 전에 프랑스 학자 Sklar가 Copula에 대한 정의를 내리고 Copula의 몇 가지 기본적인 특성을 규정할 때부터 거론되었다. 비록 Copula가 통계학 등 다른 분야에서 많이 응용되어 왔지만 1999년이 되어서야 비로소 재무금융 분야에 응용되기 시작하였다.¹⁾ 금융과 보험 분야에서 Copula는 위험자산 간의 의존구조를 모형화 하는데 있어 응용력이 높은 기법이다.

1) Copula의 정의

이변량(2차원) Copula는 $[0, 1]^2 \rightarrow [0, 1]$ 안에 있는 다음과 같은 특성들을 가지는 함수 C 이다.

1) Embrechts et al.(1999)가 선형 상관계수의 합리적인 영역을 벗어나서 이를 사용할 때의 위험성을 지적한 이후 Copula에 대하여 활발하게 논하였다.

- $u, v \in [0, 1]$ 에 있는 모든 u 와 v 값에 대하여 $C(u, 0) = 0 = C(0, v)$ 이 성립된다.
- $u, v \in [0, 1]$ 에 있는 모든 u 와 v 에 대하여 $C(u, 1) = u$, $C(1, v) = v$ 이 성립된다.
- $u_1 \leq v_1$, $u_2 \leq v_2$, 그리고 $u_1, u_2, v_1, v_2 \in [0, 1]$ 에 대하여 다음 부등식이 성립된다.

$$C(v_1, v_2) - C(v_1, u_2) - C(u_1, v_2) + C(u_1, u_2) \geq 0$$

Copula는 극단치 Copula(extreme value copula), 아르키메데스 Copula(archimedean copula), Archimax Copula 세 가지 하위 그룹으로 분류되어 있으며 각 하위 그룹에서 서로 다른 유형의 Copula들이 있다. Copula의 유형은 밀도함수와 누적분포함수를 계산하거나 확률 변수쌍의 관계를 표현할 때 어떤 함수가 사용될 것인지를 결정한다. 또한 Copula의 유형은 켄달의 τ 와 스피어만의 ρ , 그리고 꼬리의존성 지수가 계산되는 방식을 결정하는데 이용된다. Copula의 유용성은 다음에 제시된 Sklar정리에 의해서 설명된다.

2) Sklar정리²⁾

Sklar정리는 Copula에 관한 가장 중요한 정리이며, Copula모형을 연구하는데 핵심적인 역할을 하고 있다. Sklar정리에 따르면 X 와 Y 의 결합분포함수 H 가 주변분포함수 (marginal distribution function) $F(x)$ 와 $G(y)$ 를 가진다면 임의의 2차원 Copula C 가 존재하여 \bar{R}^n 에 속한 모든 x 에 대하여 다음 식이 성립된다.

$$H(x, y) = C(F(x), G(y)) \tag{5}$$

$F(x)$ 와 $G(y)$ 가 연속이면 C 는 유일하다. 반대로 만약 C 가 한 2차원 Copula이고, $F(x)$ 와 $G(y)$ 가 분포함수라면 위의 함수 H 는 F 와 G 를 주변분포로 가지는 2차원 결합 분포함수이다. Sklar정리를 통해서 다변량 분포함수는 연속적인 주변분포와 다변량 의존구조로 분리될 수 있고, 다변량 분포함수의 의존구조는 Copula로 표현된다는 것을 알 수 있다.³⁾ 본 논문에서는 두 가지 Copula를 사용하였는데 이들은 극단적 사건 간의 의존성을 측정하는 대표적인 극단치 Copula이다.

2) Cherubini, U., Luciano, E., and Vecchiato, W., Copula Methods in Finance, John Wiley and Sons, 2004, p.56-61.

3) 실제의 도출과정은 다음과 같다.

$$f(x_1, x_2) = \frac{\partial F(x_1, x_2)}{\partial x_1, \partial x_2} = \frac{\partial C(F_1(x_1), F_2(x_2))}{\partial x_1, \partial x_2} = \frac{\partial C(u_1, u_2)}{\partial u_1, \partial u_2} \times \prod_i \frac{\partial F_i(x_i)}{\partial x_i} = c(u_1, u_2) \times \prod_i f_i(x_i)$$

$f(x_1, x_2): F(\cdot)$ 의 확률밀도함수, $u_i = F_i(x_i)$, $i = 1, 2$

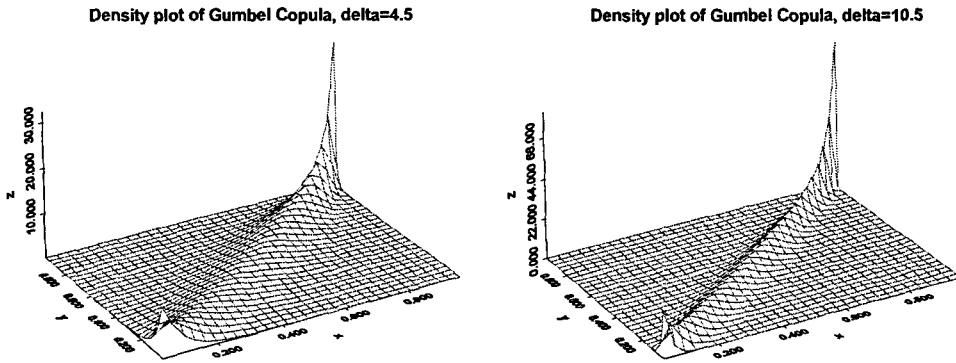
(1) Gumbel Copula

기존 연구에서 가장 많이 사용되는 Gumbel Copula는 Gumbel(1960)에 의해 제시된 극단치 Copula이며 Logistic Copula라고 부르기도 한다. 이변량 Gumbel Copula는 식 (6)과 같은 형식을 가진다.

$$C(u, v) = \exp\{-[(-\log u)^\delta + (-\log v)^\delta]^{1/\delta}\}, \delta \geq 1 \quad (6)$$

[그림 3]에서는 모수 $\delta = 4.5, 10.5$ 일 때 Gumbel Copula의 밀도 함수 그림을 보여 주고 있다. 앞에서 제시한 Copula의 두 번째 특성으로 인해 Copula 표면의 변두리가 선이 되도록 강제로 제한을 가한다. 그리고 두 번째 대각선을 중심에 두어 대칭이 이루어지며 점 (1, 1)인 점에서 높이 1의 값을 갖는다. Gumbel Copula의 특성은 모수 δ 에 의해 결정되어 δ 의 값이 커짐에 따라 단위 정사각형 평면의 두 번째 대각선이 점점 뚜렷해진다. 이것은 두 확률변수 간의 의존정도도 강해진다는 것을 의미한다. 따라서 모수 δ 를 추정하는 것을 통해서 두 확률변수 간의 의존 정도를 알 수 있다.

[그림 3] Gumbel Copula와 그의 밀도 함수



(2) Galambos Copula

또 한 가지 널리 사용되는 Copula는 Galambos(1975)에 의해 제시된 극단치 Copula인 Galambos Copula이며 이는 Gumbel Copula처럼 Galambos Copula도 모수 하나만 있어 최우추정법을 이용해 쉽게 모수추정이 가능하다는 장점이 있다. 모수 δ 의 범위는 $[0, \infty]$ 에 속하여, $\delta > 1$ 인 경우에 Galambos Copula는 exchangeable copula가 되며, $\delta = 0$ 인 경우에 Galambos Copula가 product copula에 해당된다.

이변량 Galambos Copula는 식 (7)과 같이 표현된다.

$$C(u, v) = uv \exp\{[(-\log u)^{-\delta} + (-\log v)^{-\delta}]^{-1/\delta}\}, 0 \leq \delta < \infty \quad (7)$$

3. 의존성 측정 통계량

기존연구에서 이용되어온 정규분포를 가정하여 측정된 상관계수분석의 한계점⁴⁾은 이미 Embrechts et al.(2003), Forbes and Rigobon(2002)에서 논의한 바가 있다. 두꺼운 꼬리를 가진 환율간의 극단적 의존성을 측정하기 위하여 본 논문에서는 Copula를 이용하여 꼬리의존성(tail dependence)을 측정하는 지표인 λ_U , λ_L 를 이용하였다. 또한 전체분포의 의존성을 측정하기 위하여 비타원형 분포(nonelliptical distribution)의 의존성의 측정치로 순위상관계수인 켄달의 τ 와 스피어만의 ρ 를 측정하였다.

1) Copula를 이용한 꼬리의존성 : λ_U 와 λ_L

꼬리의존성은 극단치들 간의 의존성에 대한 연구와 관련되는 의존성측도이며, 한 변량이 임계치를 초과했음으로 인해 다른 한 변량도 임계치를 초과하게 되는 확률로 정의된다. (X, Y) 가 연속적인 확률변수의 벡터이고 주변분포함수는 F 와 G 라고 가정한다. 그럼 (X, Y) 의 오른쪽 꼬리의존성(λ_U)과 왼쪽 꼬리의존성(λ_L)은 다음과 같이 식 (8)과 식 (9)로 정의된다.

$$\lambda_U(X, Y) = \lim_{u \rightarrow 1} P(Y \geq G_Y^{-1}(u) | X \geq F_X^{-1}(u)) \quad (8)$$

$$\lambda_L(X, Y) = \lim_{u \rightarrow 0} P(Y \leq G_Y^{-1}(u) | X \leq F_X^{-1}(u)) \quad (9)$$

단, F_X^{-1} , G_Y^{-1} : 누적분포함수의 역함수

꼬리의존성을 설명하는 각종 문헌들에서 꼬리의존성의 유의성에 대해서 구체적으로 언급하지는 않았다. 다만 λ_U 와 λ_L 의 범위는 $[0, 1]$ 사이에 두고 있고, $\lambda_U > 0$ ($\lambda_L > 0$)이면 (X, Y) 가 오른쪽(왼쪽) 꼬리에서 점근적으로 의존한다고 하며, $\lambda_U = 0$ ($\lambda_L = 0$)

4) 첫째, 피어슨의 상관계수가 의존성의 측정수단으로서 타원형(정규)분포인 경우에만 적합하고 두 확률변수간의 선형적 상관관계를 발견하는 데만 적합하다. 둘째, 피어슨의 상관계수는 극단적 관측치에 대한 가중치가 다른 관측치의 가중치와 같다는 단점이 있다.

이면, X 와 Y 는 오른쪽(왼쪽) 꼬리에서 점근적으로 독립한다고 한다. 금융시장에 있어 λ_U 는 두 시장(두 자산)에서 동시에 가격이 극단적으로 상승하는 확률을 나타내며, 왼쪽 꼬리의존성은 두 시장(두 자산)에서 동시에 급락하는 확률을 나타낸다. 따라서 꼬리 의존성은 Copula의 모수에 의해 측정되는 의존성 측정 통계치고, 보편화된 논의의 단순한 적용이 아니라 새로운 측정방법이다. λ_U 와 λ_L 는 식 (10)과 식 (11)처럼 Copula와 관련된 형식으로 표현될 수 있다.

$$\lambda_U = \lim_{u \rightarrow 1} (1 - 2u + C(u, u)) / (1 - u)^5 \quad (10)$$

$$\lambda_L = \lim_{u \rightarrow 0} C(u, u) / (u)^6 \quad (11)$$

식 (10)과 식 (11)를 통해서 λ_U 와 λ_L 는 Copula의 특성이며, Copula에 의해서 결정되고 주변분포의 영향을 받지 않는다는 것을 알 수 있다. 모든 Copula가 λ_U 와 λ_L 를 동시에 측정할 수 있는 것은 아니다. 본 논문에서 사용하는 두 가지 극단치 Copula는 오른쪽 꼬리에서의 의존성만을 측정한다. 따라서 손실부분의 꼬리의존성을 측정하기 위하여 사전에 수익률 데이터에 (-1)를 곱하여 손실(loss)을 양의 값(positive value)으로 다룬다. 따라서 λ_U 는 시장이 급격히 악화되는 스트레스기간의 의존성을 측정하게 된다.⁷⁾

2) Copula를 이용한 전체분포의 의존성 : 켄달의 τ 와 스피어만의 ρ

켄달의 τ 는 1938년에 켄달에 의해 소개된 순위상관계수이며 서열을 갖는 두 개의 자료가 같은 서열을 갖고 있는지를 검정한다. 확률 벡터 (X, Y) 를 위한 켄달의 τ 는

5) $P\{Y \geq G^{-1}(u) | X \geq F^{-1}(u)\}$ 는 다음 식으로 고쳐 쓸 수 있다.

$$\frac{1 - P\{X \leq F^{-1}(u)\} - P\{Y \leq G^{-1}(u)\} + P\{X \leq F^{-1}(u), Y \leq G^{-1}(u)\}}{1 - P\{X \leq F^{-1}(u)\}}$$

다음의 조건식이 성립되기 때문에

$$P\{X \leq F^{-1}(u)\} = P\{Y \leq G^{-1}(u)\} = u, \quad P\{X \leq F^{-1}(u), Y \leq G^{-1}(u)\} = C(u, u)$$

λ_U 는 Copula에 의해 표현되기도 한다.

$$\lambda_U = \lim_{u \rightarrow 1} (1 - 2u + C(u, u)) / (1 - u)$$

6) $P\{Y \leq G^{-1}(u) | X \leq F^{-1}(u)\}$ 는 다음 식으로 고쳐 쓸 수 있다.

$$\frac{P\{X \leq F^{-1}(u), Y \leq G^{-1}(u)\}}{P\{X \leq F^{-1}(u)\}}$$

따라서, λ_L 는 Copula에 의해 표현되기도 한다. 즉, $\lambda_L = \lim_{u \rightarrow 0} C(u, u) / (u)$

7) 이 방법은 Beatriz Vaz de Melo Mendes and Rafael Martions de Souza(2004) 등 논문에서 채택된 방법이다.

다음 식과 같이 정의된다.

$$\tau(X, Y) = P\{(X_1 - X_2)(Y_1 - Y_2) > 0\} - P\{(X_1 - X_2)(Y_1 - Y_2) < 0\} \quad (12)$$

켄달의 τ 는 Copula에 의해 다음 식으로 표현된다.

$$\tau(X, Y) = 4 \iint_{[0, 1]^2} C(u, v) dC(u, v) - 1 \quad (13)$$

스피어만의 ρ 는 1904년에 스피어만에 의해서 소개되고 두 확률 변수간의 연관성을 측정하는 비모수(분포무관)적인 순위상관관계 통계량이다. 확률 벡터 (X, Y) 를 위한 스피어만의 ρ 는 식 (14)와 같이 정의된다.

$$\rho(X, Y) = 3\{P\{(X_1 - X_2)(Y_1 - Y_3) > 0\} - P\{(X_1 - X_2)(Y_1 - Y_3) < 0\}\} \quad (14)$$

확률 벡터 (X, Y) 를 위한 스피어만의 ρ 는 Copula에 의해 다음 식으로 표현된다.

$$\rho(X, Y) = 12 \iint_{[0, 1]^2} uv dC(u, v) - 3 \quad (15)$$

Ⅲ. 선행연구 및 연구모형

1. 선행연구의 검토

종속성과 관련된 연구들은 방법론에 따라 1)위기기간이 정상기간에 비해 상관계수가 강화되었는지에 대한 연구, 2)조건부 이분산성(conditional heteroscedasticity)을 고려한 후 1)의 현상을 분석한 연구, 3)상관계수가 선형종속성(linear dependence)을 측정하는 한계를 극복하기 위해 EVT에 근거하여 꼬리 종속성(tail dependence)을 분석한 연구, 4)상관계수가 선형종속성을 측정하는 한계를 극복하기 위해 분산의 구조적 변화(structural break)를 고려한 모형(Markov Switching Model)로 분석한 연구, 5)꼬리 종속성에 시간가변성(time-varying)을 도입하거나, 꼬리 종속성과 Markov Switching Model을 결합하는 연구로 분류된다. 1)과 2)에 관련된 기존 연구는 Forbes and Rigobon(1999), Corsetti et al.(2001), Rigobon(2004), Spagnolo et al.(2005), Solibakke(2005) 등이 있으며, 4)의 방법론은 이용한 연구는 Jan Piplack(2004), Calvet et al.(2005) 등이며 5)의 방법을 이용한 연구는 비교적 최근에 진행되고 있으며 대표적 으로는 Patton(2001a, 2001b), Rodriguez(2003)의 연구를 들 수 있다.

본 연구는 3)의 방법론과 관련된 연구이며 Copula 모형을 이용하여 외환시장의 극단적 의존성에 대한 분석을 하였다. Copula는 이미 1959년에 소개되었지만 1999년이 되어야 비로소 금융분야에 응용되기 시작하였다. 재무분야 또는 금융분야에서 Copula이론의 응용은 최근에 들어서 신속하게 발전되었다. Longin and Solnik(2001)는 Gumbel Copula를 이용하여 국제 주식시장 간의 극단적 상관관계를 추정하였다.

<표 1> 선행연구에 대한 요약

저자	데이터	기간	모형	실증 분석 결과
Longin and Solnik (2001)	미국, 영국, 프랑스, 독일, 일본주가지수	1959.1~1996.12 (456)	GPD와 Gumbel Copula	<ul style="list-style-type: none"> 상관관계가 시장의 변동성과 무관, 시장의 추세와 관련됨 상관관계는 약세장에서 증가, 강세장에서 증가하는 모습이 보이지는 않았음.
Poon, Rockinger, and Tawn (2003)	S&P, FTSE, DAX, CAC, Nikkei	1968.12.26~2000.3.31 (8200)	Ledford-Tawn (1998)에서 제시한 Copula	<ul style="list-style-type: none"> 의존관계는 강세장보다 약세장에서 더 강함 점근적 의존성이 없는 경우도 많음 극단적 의존성의 주원인은 변동성임
Bae, Karolyi, and Stulz (2003)	아시아, 라틴 17국 주가지수	1995.12.31~2000.12.29 (1305)	다항 로지스틱 회귀모형 (Gumbel Copula)	<ul style="list-style-type: none"> 전염력은 예측 가능하고, 지역적 이차율, 환율 변동, 조건부 주가수익률변동성에 의존함 전염력은 지역별로 차이 보임. 전염력은 극단적 양의 수익률에 비해 극단적 음의 수익률에서 더 높음
Breymann, Dias, and Embrechts (2003)	USD/DEM USD/JPY 환율	1986.2~1998.12	Gaussian, Frank, FGM, Gumbel, Surv.Clayton, Clayton, Surv.Gumbel t Copula	<ul style="list-style-type: none"> t Copula는 큰 샘플에 적합하지 않지만 다른 경우에 최적 Copula로 나타났음 왼쪽 꼬리는 Clayton과 Surv. Gumbel에 의해 가장 잘 측정되고 오른쪽 꼬리는 Gumbel과 Surv. Clayton에 의해 더 잘 측정됨
Poon, Rockinger, and Tawn (2004)	S&P 500, FTSE, DAX, CAC, Nikkei 지수	1968.12.26~2001.11.12 (8577)	Gumbel Copula, Gaussian Copula	<ul style="list-style-type: none"> 강세장에 비해 약세장의 극단적의존성이 훨씬 강함 의존성의 중요한 원인은 조건부 변동성으로 보지만 변동성 군집현상만으로 수익률 간의 꼬리의존성을 완전히 설명하는 것이 아님. 유럽시장 내부 점근적 의존성이 상대적으로 강하는 반면 다른 시장 간에 점근적 독립관계도 여전히 존재함. 다변량 극단치분석이 체계적 위험이나 위기 분석과 같은 극단적 사건을 분석할 때 단일 변량 극단치이론보다 훨씬 효과적임.
Beatriz Vaz de Melo Mendes and Rafael Martions de Souza (2004)	Ibovespa, S&P500	1996.1~2001.5 (1314)	GEV모형, BB1Copula	<ul style="list-style-type: none"> Ibovespa최대값-SP500최소값 간에 오른쪽 꼬리의존성이 없음. Ibovespa최대값-SP500최대값, Ibovespa최소값-S&P500최소값, Ibovespa최소값-S&P500최대값 간에 오른쪽 꼬리의존성이 존재함.
김태혁·조희정 (2005)	HangSeng, Nikkei225, Straits Times, Kospi, TWII, S&P500	1990.1.3~2005.1.20 1990.1.3~1997.9.30 1998.4.1~2005.1.20	POT모형, Gumbel, Galambos, Husler.reiss, Tawn Copula	<ul style="list-style-type: none"> 아시아지역 시장 간 극단적 의존관계가 존재. 홍콩시장과 싱가포르시장 간의 극단적 상관성이 가장 높음 대만증시가 아시아 기타 증시와의 극단적 의존성은 낮게 나타났다 외환위기 이후는 그 이전에 비해 시장 간의 극단적 의존성이 증가

Poon, Rockinger and Tawn(2003)는 Ledford and Tawn(1998)에서 제시한 Copula를 이용하여 S&P, FTSE, DAX, CAC, 그리고 Nikkei간의 꼬리의존성을 측정하였다. Bae, Karolyi and Stulz(2003)는 Gumbel Copula를 이용하여 아시아와 라틴 아메리카 신흥시장의 일별 추가수익률을 이용해서 전염력의 범위와 정도를 측정하였다. Breyman, Dias and Embrechts(2003)는 8가지 Copula를 이용하여 이변량 의존구조를 분석하였다. Poon, Rockinger and Tawn(2004)는 다변량 극단치이론, Gumbel Copula와 Gaussian Copula를 이용해서 주식시장 간의 극단적 의존성을 분석하였다. Beatriz Vaz de Melo Mendes and Rafael Martions de Souza(2004)는 GEV모형과 B1 Copula를 이용하여 브라질 IBOVESPA지수와 S&P500지수 수익률 간의 극단적 의존성을 분석하였다. 김태혁·조희정(2005)는 POT모형과 Gumbel Copula, Galambos Copula, Huslerreiss Copula, Tawn Copula를 이용하여 미국, 일본, 싱가포르, 홍콩, 한국, 대만의 주요 주가지수 간의 상호의존성에 대한 연구를 실시하였다. 각 논문의 연구결과는 <표 1>에서 요약되어 있다.

Copula를 이용한 연구들은 대부분 북미나 유럽의 주식시장이나 외환시장을 분석하였으며 현재까지 아시아 외환시장에 대한 분석은 아직 이루어지지 않았다. 극단치이론과 Copula를 아시아 외환시장 데이터에 적용시켜 분석한 최초의 시도라는 점에서 본 논문의 첫 번째 의의를 찾을 수 있다. 그리고 기존 논문에서 각종 Copula에 의해 측정된 결과만 제시하였을 뿐 각종 Copula 간의 우열을 가리는 분석을 실시하지 않았다. 본 논문에서 추가로 적합성(GOF)검증을 실시하여 각 Copula의 우열을 분석하고 최적 Copula에 의해 극단적 의존성의 결과를 제시하는 것이 본 논문의 또 한 가지 공헌이라고 할 수 있다.

2. 본 논문의 연구모형

Copula를 이용하여 의존성을 측정하는 방법은 두 가지가 있다. 첫 번째 방법은 Copula의 모수를 주변분포와 같이 추정한다. 이 경우에 동시 진행되는 두 과정이 서로 영향을 미치는 단점이 있다. 그리고 만약 Copula와 주변분포가 모두 복잡한 형식을 가진다면 추정과정이 매우 복잡해진다는 염려가 있다. 두 번째 방법은 2단계 추정방법이다. 이 방법에 의해서 먼저 두 확률변수의 백터가 서로 독립한다고 가정하고 모수적 방법이나 비모수적 방법으로 주변분포를 추정한다. 다음은 주변분포함수와 Copula를 결합시켜 최우추정법(Maximum Likelihood : ML) 혹은 일반화 적률법(General Method of Moment : GMM)을 통해 Copula의 모수를 추정한다.

Joe(1997)에 의하며 2단계 추정방법은 다음과 같은 장점이 있다. 첫째, 추정과정을 분리시킴으로서 전체 추정과정을 직관적으로 이해할 수 있다. 둘째, Copula를 일정으로 정하고 주변분포를 바꾸면서 최적의 이변량분포를 찾거나, 주변분포를 일정한 분포 형태로 고정시켜 Copula를 변화시키면서 최적의 이변량분포를 찾을 수 있다. 본 논문에서 2단계 방법을 채택하고 각 단계에서 최우추정법을 이용하여 모수추정을 한다. 첫 번째 단계에서 GPD에 의해 주변분포의 모수를 추정한다. 첫 번째 단계의 모수추정이 끝나면 이변량 극단치분포는 다음과 같이 표현된다.

$$H(x, y, \delta) = C(\hat{F}(x), \hat{G}(y); \delta) \tag{16}$$

단, δ : Copula의 모수,
 $\hat{F}(x), \hat{G}(y)$: GPD의 누적분포함수

두 번째 단계에서 많이 사용되는 극단치 Copula인 Gumbel Copula와 Galambos Copula를 이용하였으며 식 (6)과 식 (7)에 의해 추정된다. 본 논문에서 사용한 2단계 분석 모형을 요약하면 <표 2>에서 제시된 내용과 같으며 각 단계에서 모수추정을 위한 통계 처리 프로그램은 SPLUS를 사용하였다.

<표 2> 의존성 측정을 위해 본 논문에서 채택된 2단계 방법

첫 번째 단계		두 번째 단계	
주변분포 $F(x)$ 와 $G(y)$	GPD	Copula $C(u, v)$	1. Gumbel Copula 2. Galambos Copula
모수 추정 방법	최우추정법	모수 추정 방법	최우추정법

3. 적합성(GOF) 검증

본 논문에서 사용된 두 가지 Copula 중 어느 것이 더 적합한지를 측정하기 위해서 그래프와 통계적 기법을 이용하였다. 우선, 그래프를 이용하여 $[0, 1]^2$ 의 격자 안에 Gumbel Copula와 Galambos Copula를 실증분석된 Copula와 거리를 비교한다. 다음은 널리 알려진 AIC(Akaike Information Criterion)기준에 의해 이들 Copula의 우열을 검증한다.

주변분포함수 F 와 G 를 이용하여 관측치 $(X_1, Y_1), \dots, (X_n, Y_n)$ 를 표준화된 균일 분포로 변형시키면 $U_i = F(X_i)$ 와 $V_i = G(Y_i)$ 를 얻을 수 있다. 그러면 우도함수식은 다음과 같이 표현된다.

$$L(\delta; U, V) = \prod_{i=1}^n C_{12}(U_i, V_i) \quad (17)$$

이제 Copula의 모수 δ 는 전체 데이터를 위한 우도함수의 최대값에 의해 결정된다. 즉, 다음의 방정식에 의해서 구한다.

$$\hat{\delta} = \operatorname{argmax}_{\delta \in R} \sum_{i=1}^n \log L(\delta, U_i, V_i) \quad (18)$$

단, *argmax*: 함수를 최대화하는 δ 값

AIC기준은 다음 식에서 나타난 AIC값을 최소화 시키는 모형을 선택하는 것을 제안한다.

$$AIC = 2p - 2 \cdot (\log - \text{likelihood}) \quad (19)$$

단, p : Copula함수에 사용되는 모수의 개수

IV. 실증분석 및 결과

이 장에서는 III장에서 제시된 연구방법에 따라 아시아 8개국의 환율자료를 이용하여 이들 환율시장 간 극단적 사건이 발생하는 경우의 동조화 정도를 측정한다.

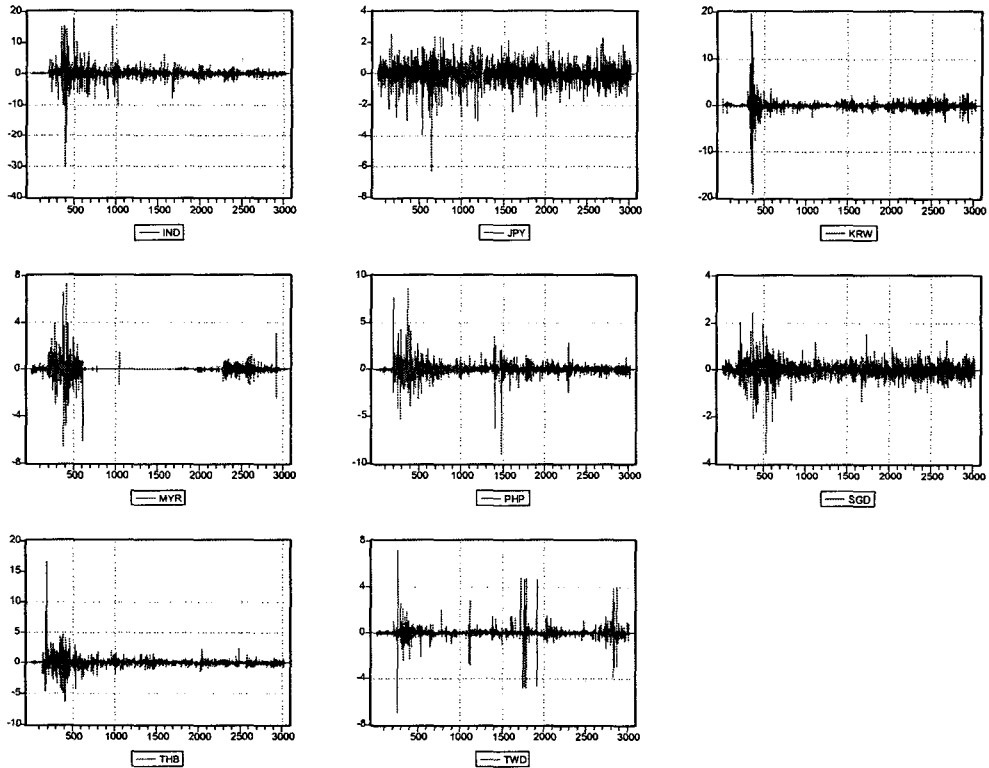
1. 자료와 기초통계량 분석

본 연구에서 아시아 외환위기가 시작되기 직전인 1997년 1월 1일부터 최근인 2005년 4월 13일까지 현물환율의 일별 시계열자료를 사용하였다.⁸⁾ 분석대상은 인도네시아 루피아화(IDR), 일본 엔화(JPY), 한국 원화(KRW), 말레이시아 링깃화(MYR), 필리핀 페소화(PHP), 싱가포르 달러(SGD), 태국 바트화(THB), 대만 달러(TWD)이며, 각 대상 국가들의 자료는 각 3,025개씩이다. 아시아 국가들의 환율정책이 주로 대미 달러 환율의 안정에 초점을 두는 것으로 알려져 있기 때문에 본 논문에서는 각국의 환율자료를 미국 달러기준으로 하고, 로그 변화율로 변환하여 이를 검증에 이용하였다. [그림 4]에

8) 외환시장은 시장참가자가 누구냐에 따라 은행간시장과 대고객시장으로 나누어지는데 보통 외환시장이라고 하면 은행 간 시장을 말하고 외환시장에서 사용되는 환율은 은행 간 환율을 말한다. 따라서 본 논문에서 일별 은행 간 환율을 사용하였다.

서는 분석기간 동안 각국 환율자료를 대미 달러기준으로 표기한 다음 대수차분한 값에서 100을 곱하여 %수익률 형태로 나타낸 것이다. [그림 4]를 자세히 보면 일본과 싱가포르의 경우에는 변동환율제를 채택하고 있는 기타 국가들처럼 외환위기를 심하게 겪지는 않았음을 알 수 있다. 정도의 차이는 있지만 필리핀(2000년 말), 대만(2001년 말)에서는 각각 큰 스윙이 있었으나 한국과 일본, 싱가포르, 태국 등에서는 이러한 효과가 작게 나타나고 있다. 즉 외환위기처럼 각 국가의 외환시장에 공통적으로 영향을 미치는 체계적인 충격이 있는 반면에 각국 외환시장에 고유하게 영향을 미치는 국지적인 충격도 있음을 알 수 있다.

[그림 4] 달러기준의 8개국 환율 변화율 그래프



주) IDR(인도네시아), JPY(일본), KRW(한국), MYR(말레이시아), PHP(필리핀), SGD(싱가포르), THB(태국), TWD(대만)

본 연구에서는 실증분석에 앞서 각 시계열 자료들의 특성을 기초통계량 분석을 통해 살펴보았으며, 그 결과가 <표 3>에서 제시되어 있다.

<표 3> 아시아 8개국의 일별 환율변화율의 기초통계량 (단위 : %)

	평균	중위수	최대값	최소값	표준편차	왜도	첨도	P값(BJ)
IDR	0.0460	0.0000	18.0262	-30.486	1.7843	-0.5316	60.5075	0.0000
JPY	-0.0024	0.0000	2.5918	-6.2858	0.5818	-0.8752	11.3262	0.0000
KRW	0.0061	0.0000	19.6211	-19.0969	1.0355	0.6108	137.5835	0.0000
MYR	0.0135	0.0000	7.2784	-6.5835	0.5233	0.4958	57.8731	0.0000
PHP	0.0239	0.0000	8.6026	-9.119	0.6158	0.3680	52.0963	0.0000
SGD	0.0054	0.0000	2.4366	-3.5512	0.3023	-0.4826	16.8113	0.0000
THB	0.0144	0.0000	16.5036	-6.4347	0.7127	4.1936	115.1512	0.0000
TWD	0.0046	0.0000	7.1354	-6.9837	0.4409	0.3191	92.1057	0.0000

주) 1. 데이터 출처 : OANDA Company (<http://www.oanda.com>).

2. IDR(인도네시아), JPY(일본), KRW(한국), MYR(말레이시아), PHP(필리핀), SGD(싱가포르), THB(태국), TWD(대만).

3. 기간 : 1997.1.1~2005.4.13; 관측치 : 3025개.

4. BJ(Bera-Jarque)는 분석 자료의 정규성(normality)을 검정하는 것으로 통계량은 다음과 같으며, 귀무가설 정규성 하에서 χ^2 분포를 따름.

$$BJ = T \left(\frac{Skewness^2}{6} + \frac{(Kurtosis - 3)^2}{24} \right)$$

<표 3>에서 나타난 변동성 측정치인 표준편차를 살펴보면, 가장 높은 변동성을 갖는 것은 1.78의 인도네시아고, 다음은 1.04의 한국이다. 왜도의 측정값을 보면, 인도네시아, 일본, 싱가포르가 음(-)의 값을 갖지만, 나머지 5개국은 모두 양(+)의 값을 나타낸다. 첨도의 값을 보면, 8개 환율변화율은 모두 정규성에서 크게 벗어나는 값을 갖는다. 표본에 대한 정규성 검정을 위해서는 Bera-Jarque 검정통계량을 사용하였으며, 각 시계열의 Bera-Jarque 검정통계량 값은 모두 1%수준에서 통계적으로 유의하게 기각되어 각 시계열들의 분포가 정규분포가 아님을 알 수 있다.

2. 일변량 극단치분포에 대한 분석

POT모형을 이용할 때 신중하게 고려해야 하는 것은 각 시계열의 임계치 u 를 어떻게 결정하는지에 관한 문제다. Pickands-Balkema-de Haan정리를 만족하기 위해서는 u 값을 높게 설정해야 한다. 그러나 너무 높은 u 값을 선택하면 극단치의 수가 너무 작아서 분산이 커지고 모수 추정을 정확하게 실행하지 못한다. 반대로 너무 작은 u 값을 선택하면 극단치가 늘어나서 모수의 추정치가 좀더 정확할 수는 있으나 분포의 중심에 가까운 값을 사용하게 되어 추정된 모수들의 편의(bias)가 증가한다. 따라서 임계치의 선택에 있어 분산과 편의를 번갈아 고려해야 한다. 임계치의 선정 문제에 있어 본 논문은 김태혁·조희정(2005)에서 제시한 방법을 사용하였으며, Hill그래프와 평균초과그래프,

그리고 QQ그림을 이용해 임계치를 선택하였다. 상당한 큰 범위 내에 임계치의 선택이 Copula모수의 추정결과에 거의 영향을 미치지 않는 선행연구에 의해 일정 범위 안에 임계치 초과치의 결정은 최종 분석결과에 민감하게 영향을 미치지 않는다.⁹⁾ 선택된 각 환을 변화율 시계열의 임계치와 상응하는 임계치 초과치의 수는 <표 4>에서 제시되어 있다.

<표 4> 임계치와 임계치 초과한 관측치의 수, GPD의 모수 및 표준오차

Data	Maxima					Minima				
	N	u	σ (S.E.)	ξ (S.E.)	ML	N	u	σ (S.E.)	ξ (S.E.)	ML
KRW	150	0.9558	0.5377 (0.0767)	0.6205 (0.1279)	-150.0136	168	-0.8904	0.5600 (0.0698)	0.4391 (0.1035)	-144.3425
JPY	121	1.0061	0.3315 (0.0464)	0.0090 (0.1064)	11.5067	135	-0.9387	0.4302 (0.0584)	0.2229 (0.1068)	-51.2276
PHP	190	0.6704	0.5470 (0.0602)	0.2410 (0.0847)	-121.1584	170	-0.6234	0.5295 (0.0593)	0.2227 (0.0834)	-99.7698
TWD	180	0.3242	0.2831 (0.0355)	0.5057 (0.1077)	-43.8933	200	-0.2822	0.1801 (0.0235)	0.6515 (0.1190)	12.584
IDR	191	1.61	1.1319 (0.1510)	0.5621 (0.1192)	-322.0337	190	-1.5083	1.1564 (0.1440)	0.4116 (0.1056)	-295.8021
MYR	123	0.6398	0.5877 (0.0875)	0.2863 (0.1212)	-92.8391	150	-0.3954	0.5483 (0.0834)	0.3470 (0.1313)	-111.9228
THB	181	0.7037	0.5830 (0.0705)	0.3225 (0.0984)	-141.7067	242	-0.5035	0.4563 (0.0522)	0.3725 (0.0976)	-142.2357
SGD	166	0.4295	0.2040 (0.0255)	0.2090 (0.0991)	63.1698	187	-0.4002	0.1909 (0.0220)	0.2722 (0.0912)	71.761

주) 1. N : 임계치 초과치의 수; u : 임계치; σ : 척도모수; ξ : 형태모수; S.E. : 표준오차; ML : 우도함수값
 2. IDR(인도네시아), JPY(일본), KRW(한국), MYR(말레이시아), PHP(필리핀), SGD(싱가포르), THB(태국), TWD(대만)

임계치 u 값이 결정된 다음 이를 초과하는 극단치들을 이용하여 GPD의 모수를 추정해야 한다. GPD의 모수를 추정함에 있어 본 논문에서는 최우추정법을 사용하였다.¹⁰⁾ 추정된 GPD의 모수 및 표준오차, 그리고 로그 우도함수값은 <표 4>에서 제시되어 있다. 추정된 ξ 값을 살펴보면 일본(오른쪽 꼬리) 이외 다른 시계열의 ξ 값은 0.2-0.65 간에 값을 가지고 있어 환율변화율 시계열분포의 꼬리가 상당히 두꺼운 것을 재확인 할 수 있다.

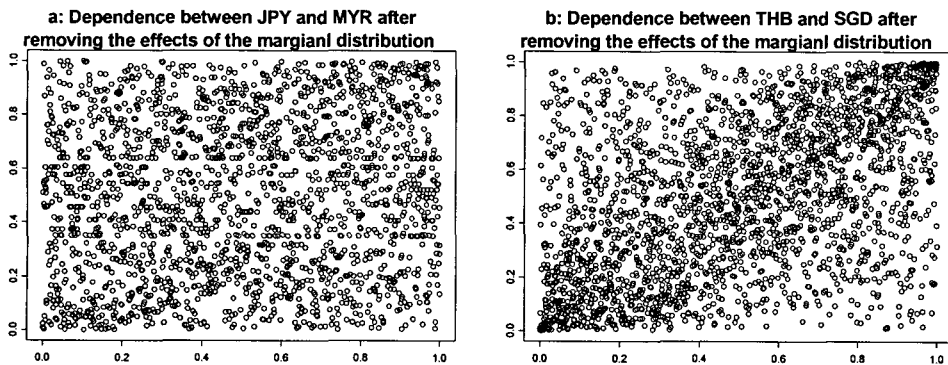
9) Coles Stuart et al.(1999), pp.358. 김태혁·조희정(2005), pp.131.
 10) GPD의 모수들을 추정하는 방법은 최우추정법(Maximum Likelihood), 확률가중 모멘트법(method of probability weighted moments), 또는 일반 모멘트법(moment method)이 있다. Hosking와 Wallis(1987)에서 꼬리가 두꺼운 경우 ($\xi > 0.5$)에 최우추정법을 사용하는데 필요한 정규조건(regularity condition)은 충족되고 최우추정치는 점근적 정규분포를 따른다고 증명하였다. 따라서 추정치 ξ 와 σ 추정치의 근사한 표준오차(approximate standard error)도 최우추정을 통해서 얻을 수 있다.

3. Copula를 이용한 의존성 측정

1) 주변분포의 변형

이변량 데이터에 맞는 Copula를 추정하기 위해서는 먼저 주변분포를 균일분포(0,1)로 변형시켜야 한다. 이 과정은 추정된 GPD의 누적분포함수를 구하는 방법으로 실현할 수 있다. [그림 5]에서는 균일분포로 변형된 JPY and MYR, 그리고 THB and SGD 환율변화율을 예로 보여주고 있다. [그림 5]를 살펴보면 기대했던 것과 같이 모든 데이터의 점은 단위 정사각형 안에 들어 있다. 주변분포가 균일분포로 변형된 것은 주변분포의 영향은 이미 데이터에서 제거되었고 유일하게 남은 특징은 u_i 와 v_i 가 짝짓는 방식이다. 두 수익률 간의 의존성은 이들 수익률 간의 짝의 밀집도에 의하여 측정된다. 단위 정사각형의 두 번째 대각선 주위에 밀집한 점들은 이와 같은 수익률 간 짝짓는 방식의 결과이다. [그림 5(a)]에서 JPY and MYR 간에 꼬리의존성은 없어 보이는 반면 [그림 5(b)]에서 THB and SGD 간에는 양쪽 꼬리에서 양의 극단적 의존성이 존재하는 것을 그림을 통해서 알 수 있다.

[그림 5] 균일분포로 변형된 환율변화율(a : JPY and MYR; b : THB and SGD)

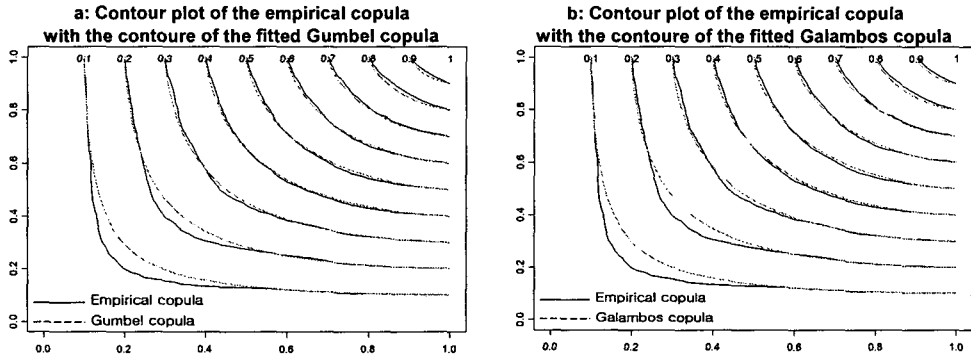


2) Copula의 적합성검증

8개 분석대상 환율변화율 간의 극단적 의존구조를 추정하기 위해서 Copula를 변형된 데이터에 적용시켰다. 본 논문에서 Gumbel Copula와 Galambos Copula를 사용하였는데 이들 Copula간의 적합성을 비교하기 위하여 실증 Copula와 적용시킨 Copula의 등고선 그림(contour plot)을 그렸다. [그림 6]에서 나타난 점선은 본 논문에서 사용

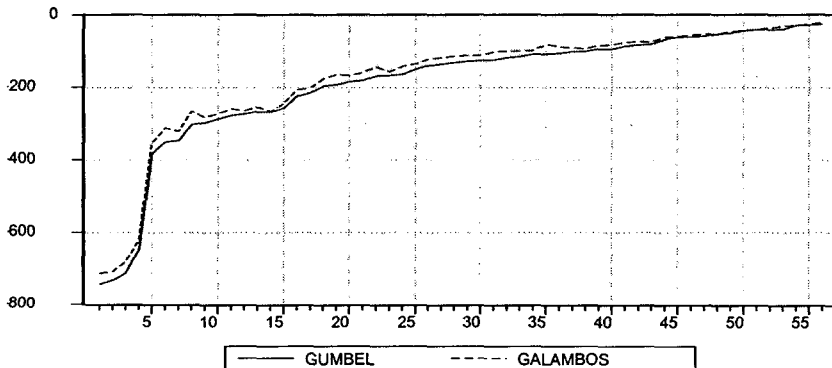
한 2가지 모수적 Copula의 수평집합(level set)을 의미하고 불규칙한 실선은 THB and SGD를 나타내는 실증분석 Copula의 수평집합이다.

[그림 6] 실증 Copula와 적용시킨 Copula의 등고선그림



[그림 6]을 통해서 두가지 Copula는 모두 데이터에 적합하다는 것을 알 수 있지만 두가지 Copula중 어느 것이 더 적합한 것인지 그림을 통해서 단정 짓기 어렵다. 따라서 두 가지 Copula의 적합성을 검증하기 위하여 본 논문에서 AIC기준을 도입하였고 측정된 최우추정치와 AIC기준치는 <부록 1>에서 제시되어 있다. 적합성 검증 결과 측정된 56개 환율변화를 짝 중에 55개의 경우에 Gumbel Copula가 채택되었고, 1개의 경우에 0.01의 미세한 차이로 Galambos Copula가 채택되었다. 따라서 AIC기준에 의해서 Gumbel Copula는 본 논문에서 사용한 데이터에 보다 정확한 모형이라고 할 수 있다. 이와 같은 결과는 [그림 7]를 통해서도 확인할 수 있다.

[그림 7] 최적 Copula의 선택을 위한 AIC기준치 그림



[그림 7]에서 실선은 Gumbel Copula의 AIC값을 의미하고, 점선은 Galambos Copula의 AIC값을 의미한다. 실선이 일관성 있게 점선 아래 위치하므로 Gumbel Copula가 더 적합한 모형으로 판명되었다

3) Copula를 이용한 λ_L , λ_U , τ , ρ 의 측정결과 및 해석

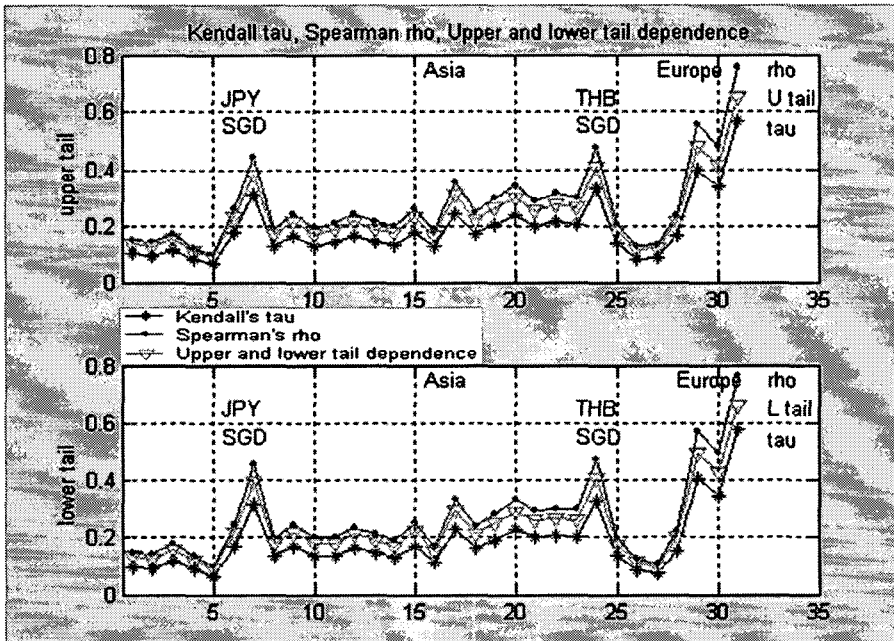
다음은 최우추정법으로 선택된 Gumbel Copula의 모수추정을 한다. 최우추정법으로 추정된 Gumbel Copula의 모수 δ , 그리고 δ 에 의해 산출된 켄달의 τ , 스피어만의 ρ , 왼쪽 꼬리의존성 λ_L 와 오른쪽 꼬리의존성 λ_U 값은 <부록 2>에서 제시되어 있다. 아시아지역 환율 시장 간의 꼬리의존성 정도를 분석하는데 비교의 대상을 제시하기 위해서 현재 EU 회원국이나 유로화에 참여하지 않은 영국(GBP), 스웨덴(SEK), 덴마크(DKK) 3개국의 대미환율간의 의존정도도 측정하여 결과는 <부록 3>에서 제시되어 있다.

<부록 2>에서 제시된 의존성 통계량을 종합해 보면 켄달의 τ 와 스피어만의 ρ , 꼬리의존성지수 λ_U , λ_L 의 결과는 일치한다는 것을 알 수 있다. 즉, 두 시장 간에 높은 순위상관관계가 존재할 경우, 두 시장 간의 꼬리의존성도 역시 높다. 그리고 왼쪽 꼬리의존성과 오른쪽 의존성의 의존정도는 크게 차이가 벌어지지 않았고, 또한 일관적으로 어느 쪽의 의존성이 크다는 것을 발견하지 못하였다. <부록 2>의 검증결과에 의하여 아시아 각국은 동남아시아 외환시장의 거점인 싱가포르와 상대적으로 높은 극단적 의존성을 갖는다는 것을 확인할 수 있다. 아시아 국가들 중에서 극단적 의존성이 상대적으로 높은 국가는 싱가포르와 태국($\lambda_L=0.41$, $\lambda_U=0.41$), 그리고 싱가포르와 일본($\lambda_L=0.39$, $\lambda_U=0.38$)이라는 것을 알 수 있다. 한국은 지역적으로 인접한 국가인 일본과의 꼬리의존성은 0.12에 불과하고, 필리핀, 대만, 인도네시아, 말레이시아, 태국, 싱가포르와는 각각 0.18, 0.22, 0.18, 0.18, 0.21, 0.19의 꼬리의존성을 가지고 있어, 의존정도는 아주 높은 수준이 아니다. 유럽 3국의 경우를 보면 영국과 스웨덴은 0.43, 영국과 덴마크는 0.49, 그리고 덴마크와 스웨덴은 0.66으로 나타나 유럽 3국 간의 극단적 의존성에 비해 아시아 외환시장 간의 극단적 의존성은 미약한 수준이라는 것을 알 수 있다. <부록 2>와 <부록 3>의 분석결과는 [그림 8]을 통해서 더 쉽게 이해된다.

[그림 8]상단의 그림은 오른쪽 꼬리의 측정 결과를, 하단의 그림은 왼쪽 꼬리의 측정 결과를 보여준다. 곡선의 형태가 거의 같다는 점을 보면 양쪽 꼬리의 의존성이 차이가 크지 않다는 것을 알 수 있다. 각 그림에서 “•”로 표시된 선은 스피어만의 ρ 값을 나타내고, “∇”로 표시된 선은 λ_U 또는 λ_L 를 의미하며, “*”로 표시된 선은 켄달의 τ 를

나타낸다. 세 가지 곡선의 위치를 비교해보면 대략 위에서 아래로 “•”-“▽”-“*”의 순서로 나타나 $\rho > \lambda_U(\lambda_L) > \tau$ 를 의미한다. [그림 8]에서 보여준 전체기간의 분석 결과를 X축을 기준으로 0~28구간, 29~31구간으로 나눌 수 있다. 첫 번째 구간에 왼쪽 꼬리 의존성이 대략 0.10~0.41의 값을 가져 정도의 차이가 있지만 이들 시장이 점근적으로 의존한다. [그림 8]에서 두 번째 구간은 유럽 3국 즉, 영국, 스웨덴, 덴마크 3국간의 극단적 의존성을 나타내며, 0.43~0.66의 값을 가지고 있어 아시아 외환시장에 비해 극단적 의존성이 상당히 높은 것으로 나타났다.

[그림 8] Gumbel Copula의 측정결과 요약 그림



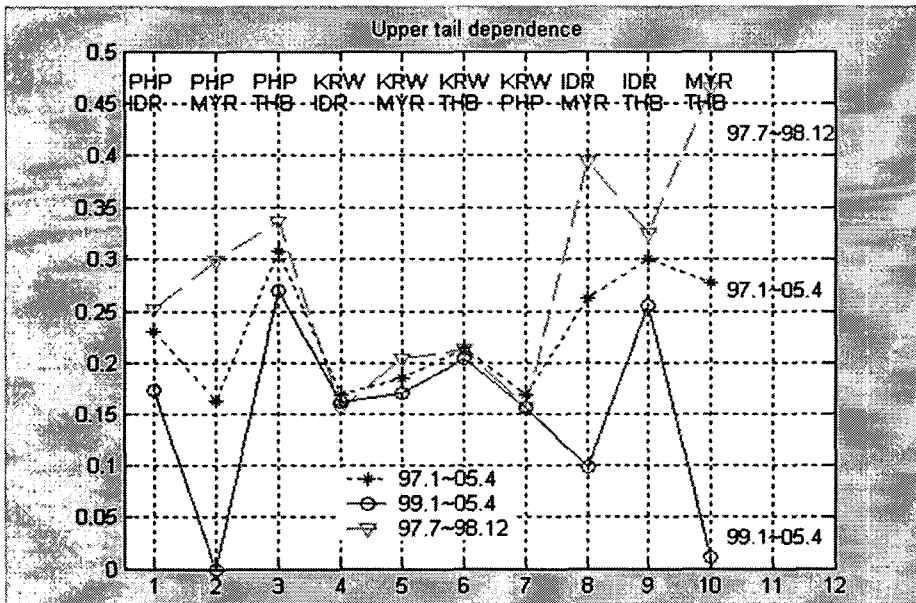
다음은 1997년 7월부터 시작한 아시아 외환위기가 전염효과에 의해 발생했는지 여부를 검증하기 위해서 태국, 인도네시아, 말레이시아, 한국, 필리핀¹¹⁾에 대하여 추가 분석을 실시하였다. 아시아 외환위기는 1997년 7월부터 시작하고 동아시아 외환위기 국가들은 거의 1998년 여름을 저점으로 경기가 점차 회복되고 1999년 초부터 거의 경기침체를 벗어나 성장을 지속하고 있다는 점을 고려하여 본 논문에서는 외환위기 기간을

11) 신상기, “동아시아 금융·외환위기의 원인과 향후과제,” 『동아시아경제론』, 서울대학교 출판부, 2002에서 이들 5개국은 금융위기의 타격을 가장 많이 받아 동아시아 금융·외환위기국가로 간주하였다.

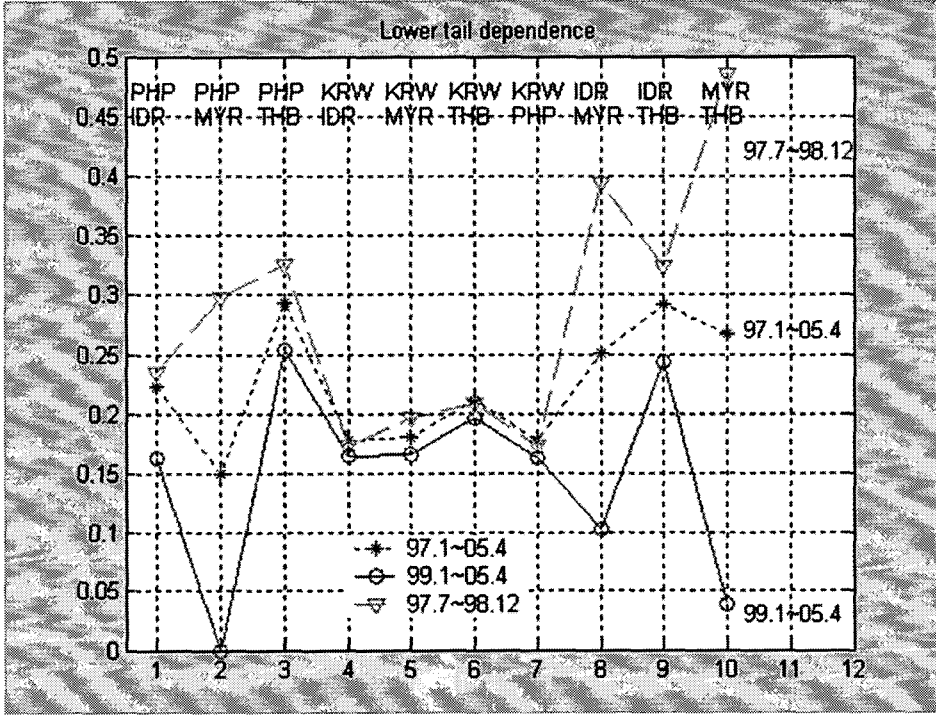
1997년 7월 1일~1998년 12월 31일로 정하고, 1999년 1월 1일~2005년 4월 13일까지의 기간을 외환위기 이후기간으로 정하였다. 이들 분석결과는 <부록 4>~<부록 7>에서 제시되어 있다.

분석결과 아시아 외환위기 기간에 인도네시아, 말레이시아, 태국, 필리핀 4개국 간의 꼬리의존성이 표본전체기간과 외환위기 이후기간에 비해 높게 나타났다. 특히 말레이시아의 경우, 외환위기 기간에 필리핀, 인도네시아, 태국과의 꼬리의존성이 현저히 높아졌고 각각 0.29, 0.39, 0.48(왼쪽 꼬리의존성을 기준)로 나타났다. 반면에 외환위기 기간에 한국과 기타 4개국과의 극단적 의존성은 증가하는 모습이 보이지 않았다. 외환위기 이후기간에 대해 분석한 결과 동아시아 외환위기국 간의 동조성이 전체기간과 외환위기 기간에 비해 다소 떨어졌다. 특히 말레이시아와 기타 4개국 간의 극단적 동조성이 현격하게 떨어져 필리핀과 마이너스 꼬리의존성을 가지게 되고 인도네시아와 태국과는 각각 0.10과 0.01수준의 꼬리의존성을 가지게 된다. 이것은 외환위기 발생이후 인도네시아, 태국, 필리핀, 한국이 자유변동환율제로 전환하였다는 것과 반대로 말레이시아는 1998년 9월부터 자본 통제를 단행하고, 링깃화의 미 달러화 대비 환율을 3.8로 유지시키는 고정 환율제를 채택하였기 때문이라고 본다. 이와 같은 결과는 [그림 9]와 [그림 10]에서 더 뚜렷하게 나타난다.

[그림 9] 3개 분석 기간 동안 아시아 5개 외환위기국가의 오른쪽 꼬리의존성



[그림 10] 3개 분석 기간 동안 아시아 5개 외환위기국가의 왼쪽 꼬리의존성



[그림 9]와 [그림 10]에서 전체기간과 외환위기 기간, 그리고 외환위기 이후기간의 꼬리의존성의 추이를 보여주고 있다. 통계치는 Gumbel Copula에 의해 추정된 양쪽 꼬리의존성 결과를 기준으로 한다. [그림 9]는 오른쪽 꼬리의 측정 결과를, [그림 10]은 왼쪽 꼬리의 측정 결과를 보여준다. 외환위기 기간의 꼬리의존성은 각 그림에서 “v”로 표시되어 있고, 외환위기 이후기간의 꼬리의존성은 “o”로 표시되어 있으며, “*”로 표시된 선은 전체기간의 꼬리의존성 통계량을 나타낸다. 세 가지 선의 위치를 비교해보면 대략 위에서 아래로 “v”-“*”-“o”의 순서로 나타나 꼬리의존성의 순서는 $\lambda_{U\text{외환위기기간}} > \lambda_{U\text{전체기간}} > \lambda_{U\text{외환위기이후기간}}$ 또는 $\lambda_{L\text{외환위기기간}} > \lambda_{L\text{전체기간}} > \lambda_{L\text{외환위기이후기간}}$ 로 나타나는 것을 의미한다. 각 그림의 상단에 측정된 5개국 환율변화율의 짝이 표기되어 있다. 각 기간 꼬리의존성의 변화추이를 살펴보면 KRW가 들어 있는 점에서 세 기간의 측정치가 겹친 모습이 보여 외환위기의 발생이 한국 외환시장과 기타 4개국 외환시장과의 의존성에 크게 영향을 미치지 않았음을 알 수 있다.

V. 결론 및 시사점

본 연구는 EVT-Copula모형을 이용하여 1997년 1월 1일부터 2005년 4월 13일까지의 아시아 8개국의 일별 현물환율을 분석 대상으로 아시아 외환시장에 있어 극단적 사건의 종속성을 연구하였다.

구체적으로 다음과 같은 분석을 하였다. 우선 일변량 극단치 분포를 이용하여 개별 주식 수익률분포의 꼬리부분의 분포를 분석하였고, 다음은 Gumbel Copula을 이용하여 분석 대상 환율들 간의 극단적 상호의존성에 대해 분석하였다. 마지막으로 이러한 분석결과의 경제적 의미를 분석하였다. 주요 실증결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, AIC기준에 따라 의존구조를 모형화하는데 있어 Gumbel Copula가 Galambos Copula에 비해 더 적합한 모형으로 파악되었다. 이 결과는 기존 연구에서 극단적 의존성을 분석하는데 Gumbel Copula가 가장 많이 사용된다는 점과 일치하여 극단적 의존성을 분석하는데 있어 Gumbel Copula의 우수성을 보여준다.

둘째, 동남아시아 외환위기국 간의 극단적 동조성은 위기기간에 비하여 그 이후에 낮아진 것으로 나타났다. 이 중 말레이시아와 기타 4개국 간의 극단적 동조성이 많이 감소되었다. 이것은 말레이시아가 1998년 9월부터 자본 통제를 단행하고 링깃화의 미달러화 대비 환율을 3.8로 유지시키는 고정환율제를 채택하였기 때문인 것으로 본다.

셋째, 아시아 국가들은 동남아시아 외환시장의 거점인 싱가포르와 상대적으로 높은 극단적 의존성을 가지는 것을 확인하였다.

넷째, 인도네시아, 말레이시아, 태국, 필리핀 간 아시아 외환위기 동안의 꼬리의존성이 표본전체기간과 외환위기 이후기간에 비해 높았다. 특히 말레이시아의 경우 외환위기 기간에 필리핀, 인도네시아, 태국과의 꼬리의존성이 현저히 높아졌다. 지역적으로 인접한 국가들에서 단기간에 꼬리의존성이 급증한 사실은 아시아 외환위기에 있어 전이효과가 존재한다는 것을 보여주었다.

다섯째, 한국은 외환위기 기간중 외환위기 발생국인 인도네시아, 말레이시아, 태국, 필리핀과의 극단적 의존성은 증가하지 않는 것으로 관찰되어 한국의 금융위기가 외부적인 요인으로 인한 것이 아닌 것을 보여주었다. 그 동안 한국금융위기의 원인에 대해서 외부충격에 의한 금융위기의 발생설과 구조적 요인에 의한 금융위기의 발생설이 있다. 본 논문의 연구결과는 후자의 견해를 뒷받침 해준다.¹²⁾

12) 한국의 외환위기는 관치금융, 감독 소홀, 도덕적 해이, 기업의 과다차입과 과잉투자 등으로 금융기관이 부실화됨에 따른 금융위기이다.(박대근, 1999) 한국의외환위기는 과도한 단기외채의존과 같이 금융부문의

금융위기의 발생을 예방하기 위해서는 경제의 기초를 튼튼히 하는 것도 중요하지만 금융시장의 범세계화 추세 속에서 어느 한 국가에서 외환위기가 시작될 경우 다른 국가에 미치게 될 파급효과도 무시할 수 없게 된다. 금융위기의 막대한 경제적인 손실을 감안할 때 정교한 금융예측시스템의 확립은 필수라고 생각한다. 바로 이 점에서 외환시장 간의 극단적 동조화 정도를 측정하는 본 연구의 의의를 찾을 수 있고, 본 연구가 외환시장의 안정에 기여할 수 있기를 기대한다.

본 연구에서는 이러한 분석결과에도 불구하고 추후 다음의 부분에서 더 보완될 필요성이 있다. 첫째, 극단적 의존성을 분석할 때 주변분포를 GPD모형으로 접근할 때와 GEV(Generalized Extreme Value)모형으로 접근할 때의 차이점을 비교하여 어느 모형이 극단적 의존성을 측정하는데 더 적합한지를 분석할 필요가 있다. 둘째, 본 논문에서 일별 데이터를 사용하였다. 선행연구에 의해서 동남아시아 외환시장 간의 극단적 연결구조가 단기간에 존재하다가 사라진다는 주장이 있어 추후 일중 데이터를 사용해서 추가 분석을 할 필요가 있다.

참 고 문 헌

- 박대근, “아시아 금융위기의 전염효과”, 한국응용경제학회, 1999.
- 신상기, “동아시아금융·외환위기원인과 향후과제”, 동아시아경제론, 서울대학교 출판부, 2002.
- 김태혁, 조희정, “POT모형과 Copula를 이용한 주식시장간 극단적 의존성의 측정”, 재무연구, 제18권 2호, 2005.
- Bae, K. H., G. A. Karolyi., and R. M. Stulz., “A New Approach to Measuring Financial Contagion,” *Review of Financial Studies*, 16, (2003), 717-763.
- Beatriz Vaz de Melo Mendes and Rafael Martions de Souza., “Measuring financial risks with copulas,” *International Review of Financial Analysis*, 13, (2004), 27-45.
- Breymann W., Dias A. and Embrechts P., “Dependence structures for multivariate high-frequency data in finance,” *Quantitative Finance*, 3(1), (2003), 1-16.
- Calvet, L. E., A. J. Fischer, SB Thompson., “Volatility Comovement : A Multifrequency Approach,” *Journal of Econometrics*, 2005.
- Cherubini, U., Luciano, E. and Vecchiato, W., *Copula Methods in Finance*, John Wiley and Sons, 2004.
- Christoffersen, P., *Elements Of Financial Risk Management*, San Diego, Academic Press, 2003.
- Coles, S., Heffernan, J., and Tawn, J., “Dependence measures for extreme value analyses”, *Extremes*, 2, (1999), pp. 339-365.
- Corsetti, G., Pericoli, M., and M. Sbracia., “Correlation analysis of financial contagion : what one should know before running a test,” *Temi di Discussione del Servizio Studi, Banca d'Italia*, (408), 2001.
- Embrechts P., A. J. McNeil., and D. Straumann., “Correlation : Pitfalls and Alternatives,” *Risk*, (1999), 69-71.
- Embrechts, P., Kluppelberg, C., and Mikosch, T., *Modelling Extremal Events for Insurance and Finance*, Springer, 2003.
- Feldstein, M., “Refocusing the IMF,” *Foreign Affairs*, (March/April, 1998), 20-33.
- Forbes, K. J. and R. Rigobon., “Measuring contagion : conceptual and empirical issues,” *MIT-Sloan School of Management*, mimeo, 1999.

- Forbes, K. J. and R. Rigobon., "No contagion, only interdependence : Measuring stock market comovements," *Journal of Finance*, 57, (2002), 2223-2261.
- Galambos, J., "Order statistics of samples from multivariate distributions," *Journal of American Statistical Association*, 70, (1975), 674-680.
- Hosking, J. R. M., Wallis, J. R., "Parameter and quantile estimation for the generalised Pareto distribution," *Technometrics*, 29, (1987), 339-349.
- Gumbel, E. J., "Distributions des valeurs extremes en plusiers dimensions," Publ. Inst. Statist. Univ., Paris, 9, (1960), 171-173.
- Jan Piplack, "Volatility Contagion and East Asian Equity Markets : A Markov-Switching SWARCH Analysis," Ph.D thesis, 2004.
- Joe, H., *Multivariate Models and Dependence Concepts*, Chapman and Hall, London, 1997.
- Ledford A. W. and J. A. Tawn., "Concomitant tail behaviour for extremes," *Adv. Appl. Probab.*, 30, (1998), 197-215.
- Longin, F. and Solnik, B., "Extreme Correlation of International Equity Markets," *Journal of Finance*, 56, (2001), 649-676.
- Patton, A., "Modelling Time-Varying Exchange Rate Dependence Using the Conditional Copula," Working Paper, University of California, San Diego, (2001a).
- Patton, A., "Estimation of Copula Models for Time Series of Possible Different Lengths," Working Paper, University of California, San Diego, (2001b).
- Pickands, J., "Multivariate extreme value distributions," in *Bulletin of the International Statistical Institute, Proceedings of the 43rd Session*, Buenos Aires, (1981), 859-878.
- Poon, S., Rockinger, M., and Tawn, J., "Modeling Extreme-Value Dependence in International Stock Markets," *Statistica Sinica*, 13, (2003), 929-953.
- Poon, S. H., M. Rockinger. and J. Tawn., "Extreme Value Dependence in Financial Markets : Diagnostics, Models, and Financial Implications," *The Review of Financial Studies*, 17(2), (2004), 581-610.
- Rigobon, R., "Identification through heteroscedasticity," *Review of Economics and Statistics*, (2004).

- Rodriguez, Juan Carlos., "Measuring Financial Contagion: A Copula Approach," EURANDOM working paper, (2003).
- Solibakke. P, "Non-linear dependence and conditional heteroscedasticity in stock returns evidence from the norwegian thinly traded equity market," *European Journal of Finance*, 111-136, (2005).
- Spagnolo, N., Caporale, G. M., and Cipollini, A., "Testing for Contagion : a Conditional Correlation Analysis," *Journal of Empirical Finance*, (2005), 476-489.

<부록 1> 최적 Copula의 선택을 위한 AIC기준치

	Maxima				Minima			
	Gumbel Copula		Galambos Copula		Gumbel Copula		Galambos Copula	
	ML	AIC	ML	AIC	ML	AIC	ML	AIC
JPY KRW	30.3774	-58.7549	27.454	-52.9079	31.2374	-60.4748	28.7145	-55.429
JPY PHP	25.8168	-49.6337	24.0281	-46.0561	27.2728	-52.5456	27.2838	-52.5677
JPY TWD	34.5491	-67.0983	31.6195	-61.2389	41.5316	-81.0632	38.3141	-74.6281
JPY IDR	21.3446	-40.6891	19.03	-36.06	31.7162	-61.4325	30.9747	-59.9494
JPY MYR	13.2777	-24.5555	11.3471	-20.6942	15.1558	-28.3116	14.624	-27.248
JPY THB	108.9937	-215.987	101.7073	-201.4146	98.5552	-195.1105	88.8685	-175.7369
JPY SGD	324.241	-646.482	311.5165	-621.033	357.3262	-712.6524	341.5804	-681.1608
KRW PHP	47.8707	-93.7413	42.3744	-82.7488	53.6726	-105.3451	44.5508	-87.1015
KRW TWD	69.0919	-136.184	59.8758	-117.7515	70.8213	-139.6426	61.6742	-121.3484
KRW IDR	57.9693	-113.939	50.6021	-99.2042	62.9852	-123.9703	51.6081	-101.2162
KRW MYR	59.7697	-117.539	50.6276	-99.2552	54.4365	-106.873	41.5258	-81.0517
KRW THB	91.748	-181.496	80.2017	-158.4033	82.6314	-163.2629	71.6021	-141.2041
KRW SGD	64.9709	-127.942	56.7406	-111.4811	66.8483	-131.6966	57.3547	-112.7094
PHP TWD	47.9233	-93.8466	42.9156	-83.8312	43.8124	-85.6247	38.8275	-75.6549
PHP IDR	97.0156	-192.031	83.0756	-164.1512	84.8511	-167.7022	72.2599	-142.5199
PHP MYR	51.3434	-100.687	46.2462	-90.4923	42.0466	-82.0933	38.0282	-74.0563
PHP THB	175.7399	-349.48	156.6317	-311.2634	152.2807	-302.5614	134.0537	-266.1074
PHP SGD	92.9971	-183.994	84.6756	-167.3512	84.3508	-166.7017	78.862	-155.724
IDR MYR	129.2603	-256.521	123.5374	-245.0748	113.1993	-224.3986	104.6435	-207.287
IDR THB	191.5324	-381.065	177.0858	-352.1716	174.3295	-346.659	162.0869	-322.1738
IDR SGD	134.9148	-267.83	127.8907	-253.7814	144.3093	-286.6186	137.4685	-272.937
MYR THB	149.1795	-296.359	142.5462	-283.0924	139.9837	-277.9674	130.5819	-259.1638
MYR SGD	134.7051	-267.41	134.0104	-266.0208	137.7532	-273.5064	133.1508	-264.3016
THB SGD	371.9517	-741.903	357.4256	-712.8512	366.7192	-731.4384	355.1459	-708.2918
TWD SGD	54.9201	-107.8400	49.9366	-97.8731	50.9827	-99.9653	47.2227	-92.4454
TWD IDR	21.4712	-40.9424	21.3604	-40.7208	20.6246	-39.2492	16.5237	-31.0475
TWD MYR	22.8811	-43.7623	22.6831	-43.3662	14.4054	-26.8107	13.0060	-24.0120
TWD THB	75.3664	-148.7330	68.5577	-135.1150	63.5778	-125.1560	56.4261	-110.8520

주) 1. ML : 우도함수값, AIC: 아카이케정보기준.

2. IDR(인도네시아), JPY(일본), KRW(한국), MYR(말레이시아), PHP(필리핀), SGD(싱가포르), THB(태국), TWD(대만).

<부록 2> 추정된 Copula의 모수, 환율변화율간의 순위상관계수, 꼬리의존성

	오른쪽 꼬리				왼쪽 꼬리			
	δ	τ	ρ	λ_U	δ	τ	ρ	λ_L
JPY KRW	1.1120	0.1007	0.1497	0.1349	1.1100	0.0991	0.1473	0.1328
JPY PHP	1.1038	0.0940	0.1398	0.1262	1.1024	0.0929	0.1382	0.1247
JPY TWD	1.1294	0.1146	0.1700	0.1527	1.13655	0.1201	0.1781	0.1597
JPY IDR	1.0856	0.0789	0.1175	0.1064	1.0982	0.0894	0.1331	0.1202
JPY MYR	1.0709	0.0662	0.0987	0.0897	1.0703	0.0657	0.0980	0.0890
JPY THB	1.2116	0.1746	0.2571	0.2280	1.2014	0.1676	0.2471	0.2194
JPY SGD	1.4413	0.3062	0.4404	0.3824	1.4638	0.3169	0.4548	0.3944
KRW PHP	1.1456	0.1271	0.1883	0.1687	1.1549	0.1341	0.1985	0.1776
KRW TWD	1.1942	0.1626	0.2398	0.2132	1.1986	0.1657	0.2443	0.2170
KRW IDR	1.1463	0.1276	0.1891	0.1693	1.1556	0.1347	0.1993	0.1782
KRW MYR	1.1628	0.1400	0.2071	0.1850	1.1581	0.1365	0.2020	0.1806
KRW THB	1.1957	0.1637	0.2414	0.2145	1.1915	0.1607	0.2371	0.2109
KRW SGD	1.1667	0.1429	0.2113	0.1886	1.1702	0.1455	0.2150	0.1918
PHP TWD	1.1528	0.1326	0.1963	0.1756	1.1465	0.1278	0.1893	0.1695
PHP IDR	1.2145	0.1766	0.2599	0.2304	1.2060	0.1708	0.2516	0.2233
PHP MYR	1.1400	0.1228	0.1820	0.1631	1.1260	0.1119	0.1660	0.1492
PHP THB	1.3180	0.2413	0.3514	0.3080	1.2970	0.2290	0.3343	0.2936
PHP SGD	1.2040	0.1694	0.2496	0.2216	1.1951	0.1632	0.2407	0.2139
IDR MYR	1.2551	0.2033	0.2980	0.2629	1.2387	0.1927	0.2830	0.2501
IDR THB	1.3062	0.2344	0.3419	0.3000	1.2942	0.2273	0.3320	0.2916
IDR SGD	1.2436	0.1959	0.2875	0.2539	1.2509	0.2005	0.2941	0.2596
MYR THB	1.2736	0.2148	0.3144	0.2767	1.2605	0.2067	0.3028	0.2669
MYR SGD	1.2530	0.2019	0.2961	0.2612	1.2554	0.2035	0.2983	0.2631
THB SGD	1.4931	0.3303	0.4726	0.4092	1.4874	0.3277	0.4692	0.4064
TWD SGD	1.15676	0.13551	0.20058	0.17931	1.152964	0.13267	0.19643	0.17571
TWD IDR	1.09006	0.08262	0.12304	0.11132	1.090639	0.0831	0.12375	0.11195
TWD MYR	1.09587	0.08748	0.13021	0.11767	1.078585	0.07285	0.1086	0.09849
TWD THB	1.193211	0.161925	0.238829	0.21233	1.179456	0.15215	0.22471	0.20018

- 주) 1. δ : Copula의 모수; τ : 켈달의 tau; ρ : 스피어만의 rho, λ_L, λ_U : 왼쪽과 오른쪽 꼬리의존성.
 2. IDR(인도네시아), JPY(일본), KRW(한국), MYR(말레이시아), PHP(필리핀), SGD(싱가포르), THB(태국), TWD(대만).

<부록 3> 유럽 3국 환율변화율간의 순위상관계수, 꼬리의존성

	오른쪽 꼬리				왼쪽 꼬리			
	δ	τ	ρ	λ_U	δ	τ	ρ	λ_L
GBP DKK	1.6527	0.3949	0.5562	0.4789	1.6853	0.4066	0.5710	0.4912
GBP SEK	1.5041	0.3352	0.4791	0.4146	1.5261	0.3448	0.4917	0.4251
DKK SEK	2.3328	0.5713	0.7592	0.6540	2.3733	0.5786	0.7666	0.6608

주) 1. δ : Copula의 모수; τ : 켈달의 tau; ρ : 스피어만의 rho, λ_L, λ_U : 왼쪽과 오른쪽 꼬리의존성.
 2. GBP(영국), DKK(덴마크), SEK(스웨덴).

<부록 4> 아시아 외환위기 기간의 임계치, GPD의 모수 및 표준오차

Data	Maxima					Minima				
	N	u	σ (S.E.)	ξ (S.E.)	ML	N	u	σ (S.E.)	ξ (S.E.)	ML
KRW	40	1.4493	2.1350 (0.6258)	0.3203 (0.2520)	-83.1498	55	-0.9708	1.2039 (0.2648)	0.4225 (0.1829)	-88.4450
PHP	44	1.3516	0.7378 (0.1882)	0.3577 (0.2127)	-46.3565	50	-1.1070	0.7789 (0.1599)	0.0340 (0.1489)	-39.2028
IDR	52	2.9622	5.9938 (1.2350)	-0.3018 (0.1580)	-129.4238	55	-2.6580	2.2435 (0.4671)	0.2913 (0.1634)	-115.4653
MYR	45	1.3410	0.7113 (0.1756)	0.3154 (0.2023)	-43.8675	48	-1.1601	1.0851 (0.2318)	0.0429 (0.1576)	-53.9786
THB	56	1.3374	0.9021 (0.1792)	0.2615 (0.1511)	-64.8752	52	-1.2005	1.2605 (0.2455)	-0.0488 (0.1369)	-61.4994

주) 1. 기간: 1997.7.1~1998.12.31 관측치: 549개
 2. N: 임계치 초과치의 수; u : 임계치; σ : 척도모수; ξ : 형태모수; S.E.: 표준오차; ML: 우도함수값
 3. IDR(인도네시아), KRW(한국), MYR(말레이시아), PHP(필리핀), THB(태국)

<부록 5> 아시아 외환위기 기간의 동아시아 금융·외환위기국가 환율 간의 의존성 측정 결과

	오른쪽 꼬리				왼쪽 꼬리			
	δ	τ	ρ	λ_U	δ	τ	ρ	λ_L
PHP IDR	1.2415	0.1945	0.2856	0.2523	1.2201	0.1804	0.2654	0.2351
PHP MYR	1.3051	0.2338	0.3410	0.2992	1.3023	0.2321	0.3387	0.2972
PHP THB	1.3632	0.2664	0.3863	0.3373	1.3433	0.2555	0.3713	0.3247
KRW IDR	1.1323	0.1168	0.1733	0.1555	1.1509	0.1311	0.1942	0.1738
KRW MYR	1.1833	0.1549	0.2287	0.2036	1.1754	0.1492	0.2205	0.1965
KRW THB	1.1939	0.1624	0.2395	0.2129	1.1880	0.1582	0.2335	0.2078
KRW PHP	1.1343	0.1184	0.1756	0.1576	1.1510	0.1312	0.1943	0.1738
IDR MYR	1.4643	0.3171	0.4551	0.3946	1.4635	0.3167	0.4546	0.3942
IDR THB	1.3439	0.2559	0.3718	0.3251	1.3422	0.2549	0.3704	0.3239
MYR THB	1.6144	0.3806	0.5381	0.4637	1.6667	0.4000	0.5627	0.4843

주) 1. 기간: 1997.7.1~1998.12.31 관측치: 549개.
 2. KRW(한국), PHP(필리핀), IDR(인도네시아), MYR(말레이시아), THB(태국).
 3. δ : Copula의 모수; τ : 켈달의 tau; ρ : 스피어만의 rho, λ_L, λ_U : 왼쪽과 오른쪽 꼬리의존성.

<부록 6> 아시아 외환위기 이후기간의 임계치, GPD의 모수 및 표준오차

Data	오른쪽 꼬리					왼쪽 꼬리				
	N	u	σ (S.E.)	ξ (S.E.)	ML	N	u	σ (S.E.)	ξ (S.E.)	ML
KRW	140	0.7902	0.4152 (0.0540)	0.0133 (0.0989)	-18.8010	138	0.7567	0.4832 (0.0579)	0.0321 (0.0844)	-42.0545
PHP	183	0.4249	0.2895 (0.0352)	0.2387 (0.0980)	0.1886	155	0.4228	0.2454 (0.0313)	0.3648 (0.1032)	6.1947
IDR	175	1.0499	0.7214 (0.0797)	0.1891 (0.0818)	-150.9511	145	1.1870	0.7403 (0.0924)	0.2617 (0.0957)	-139.3469
MYR	110	0.1998	0.1846 (0.0272)	0.2263 (0.1146)	50.9404	120	0.1945	0.1450 (0.0225)	0.3459 (0.1297)	70.1792
THB	150	0.4640	0.2293 (0.0304)	0.2191 (0.1060)	38.0730	165	0.4072	0.2362 (0.0270)	0.0836 (0.0842)	59.2727

주) 1. 기간 : 1999년 1월 1일~2005년 4월 13일 관측치 : 2296개.

2. N : 임계치 초과치의 수; u : 임계치; σ : 척도모수; ξ : 형태모수; S.E. : 표준오차; ML : 우도함수값.

<부록 7> 아시아 외환위기 이후 동아시아 금융 외환위기국가 환율 간의 의존성 측정 결과

	오른쪽 꼬리				왼쪽 꼬리			
	δ	τ	ρ	λ_U	δ	τ	ρ	λ_L
PHP IDR	1.1510	0.1312	0.1943	0.1739	1.1392	0.1222	0.1812	0.1624
PHP MYR	Nega				Nega			
PHP THB	1.2638	0.2087	0.3057	0.2694	1.2429	0.1954	0.2868	0.2534
KRW IDR	1.1383	0.1215	0.1801	0.1615	1.1413	0.1238	0.1835	0.1645
KRW MYR	1.1476	0.1286	0.1905	0.1706	1.1428	0.1249	0.1852	0.1659
KRW THB	1.1840	0.1554	0.2294	0.2042	1.1752	0.1491	0.2202	0.1963
KRW PHP	1.1326	0.1170	0.1736	0.1558	1.1396	0.1225	0.1816	0.1628
IDR MYR	1.0784	0.0727	0.1084	0.0983	1.0833	0.0769	0.1146	0.1038
IDR THB	1.2454	0.1970	0.2891	0.2553	1.2311	0.1877	0.2759	0.2440
MYR THB	1.0079	0.0079	0.0118	0.0109	1.0290	0.0282	0.0421	0.0386

주) 1. 기간 : 1999년 1월 1일~2005년 4월 13일 관측치 : 2296개.

2. KRW(한국), PHP(필리핀), IDR(인도네시아), MYR(말레이시아), THB(태국).

3. δ : Copula의 모수; τ : 켈달의 tau; ρ : 스피어만의 rho; λ_L, λ_U : 왼쪽과 오른쪽 꼬리의존성.

Extremal Dependence in Asia Pacific Exchange Markets

Tae-Hyuk Kim* · Huijing Zhao**

〈abstract〉

The purpose of this paper is to analyze contagion in Asian foreign exchange markets using Extreme Value Theory and Copula. Our application deals with asymptotic dependence of daily exchange rate return for a sample of eight countries over period 1997.1.1~2005.4.13. The empirical results are summarized as follows. Firstly, Gumbel Copula is a good model to our data according to the value of AIC. Secondly, the extremal dependence between East Asian crisis countries became lower in the post crisis period than the crisis period. Thirdly, It seemed that high extremal dependence exists between East Asian countries with Singapore. Fourthly, the tail dependence between Indonesia, Malaysia, Thailand, Philippine became higher in the crisis period than the total period and post crisis period. Fifthly, the fact that the extremal dependence between Korea and Indonesia, Malaysia, Thailand, Philippine did not increase during the Asian Financial Crisis showed that the contagion effect was not the reason of the Korea's Financial Crisis. Sixthly, the extremal dependence between Asian exchange markets was not very high while comparing with the European exchange markets.

Keywords : Copula, Tail dependence, Extreme Value Theory, GPD

* Professor, Division of Business Administration, Pusan National University.

** Professor, Department of China Business & Trade, Yuhan College. E-mail: zhj75@hanmail.net; Tel: 02)2610-0877.