

한국의 외환위기에 대한 연구: 동남아시아로부터의 전염효과를 중심으로*

김봉한** · 전선애***

본 연구에서는 동남아시아에서 발생된 외환위기의 전염효과가 한국에서 외환 위기가 발생하는 원인으로 작용했는가를 판단하기 위한 실증분석을 하였다. 태국과 인도네시아의 외환위기를 나타내는 변수와 함께 한국의 기초경제변수들을 포함하였고 세계경제에 공통적으로 영향을 미칠 것으로 사료되는 변수들도 포함하여, 외환위기의 원인을 순수한 전염효과와 인접국들로부터의 파급효과 및 범세계적인 공통요인으로 분리하고자 하였다.

이행확률이 인도네시아와 태국의 외환시장압력지수에 따라 변동하는 마코프 변환모형을 사용하여 전염효과를 여타 대내외적 기초경제변수의 영향과 분리하여 전염효과가 존재했는가를 분석하였다. 추정결과에 따르면 인도네시아와 태국의 외환시장압력지수가 우리 나라의 외환시장압력지수에 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 또한 LR검정의 결과도 태국과 인도네시아로부터의 전염효과로 우리 나라의 외환위기가 발생했다는 가설을 지지하지 못하였다.

핵심주제어: 외환위기, 전염효과, 프로빗모형, 마코프 변환모형
경제학문헌목록 주제분류: F39, F41, F42

I. 서 론

대부분의 경제학자들은 1997년 한국에서 외환위기가 발생할 것이라고 예측하지 못하였다. 1980년 이후 한국 경제는 저인플레이션하에 고성장을 시현함으로써 국제사회에서 성공적인 경제성장을 실현한 개도국의 모범국으로 칭송을 받아 왔다. 특히 한국 경제는 폭넓은 대외개방과 자본자유화로 인한 자본유입이 경제성장을 촉진시키는 데 기여했다는 평가를 받아 왔다.

1997년 외환위기 이후 경제학자들은 외환위기를 초래한 요인에 대한 분석을

* 본 연구는 2001년도 공주대학교 교내연구비에 의해 지원되었다.

** 공주대학교 국제통상학과, 전화: (041) 850-8391, E-mail: bongkim@kongju.ac.kr

*** 예금보험공사, 전화: (02) 758-0203, E-mail: sechun@kdic.or.kr

시도해 왔다. 취약한 금융부문, 외채에 대한 과도한 의존 및 실물부문의 과잉투자 등으로 유발될 수 있는 외환위기의 발생위험이 한국 경제가 실현한 고도성장 때문에 저평가되어 왔다. 이러한 한국의 국내적인 요인뿐만 아니라 1997년 동남아시아 국가에 동시적인 외환위기 발생을 유발한 공통요인에 어떠한 것들이 있는가에 대한 분석도 실시되었다. 또한 일국의 외환위기가 다른 나라의 외환위기로 전염되는 과정을 분석하는 전염효과(contagion effect)에 대한 연구도 진행되었다.

본 논문에서는 한국에서 발생된 외환위기에 초점을 맞추고 분석을 하되 한국의 외환위기 발생원인을 내부적인 경제의 기초요인(economic fundamentals)과 동남아시아 국가들, 특히 태국과 인도네시아 외환위기로부터의 전염효과로 구분하였다. 외환위기가 발생하기 전 한국의 거시경제변수로 판단한 기초경제력은 상당히 건전한 것으로 평가된 것이 사실이었다. 따라서 한국의 외환위기는 동남아시아 국가들의 외환위기에서 전염된 결과로 발생된 것이라는 가설을 설정할 수 있다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ절에서는 관련된 연구를 간략하게 정리하고 한국과 동남아시아 외환위기의 전개과정을 살펴본다. 제Ⅲ절과 제Ⅳ절에서는 외환시장의 압력지수(market pressure index)를 만들어 프로빗(probit)모형과 이항확률이 변화하는 마코프 변환모형을 추정함으로써 전염효과가 한국의 외환위기에서 어떠한 역할을 하였는지 검증한다. 제Ⅴ절에서는 결론을 내리고 본 연구의 한계와 향후 연구과제를 제시한다.

Ⅱ. 관련연구와 동아시아의 외환위기

1. 관련연구

1997년 이전 남미 등에서 관찰된 외환위기는 지속불가능한 재정적자(unsustainable fiscal deficits)를 통화증발로 보전함으로써 발생되었거나 단기적인 거시경제의 신축성과 장기적인 신퇴성 사이의 상충으로 발생되었다. Krugman(1979)이나 Flood and Garber(1984) 등과 같은 외환위기에 대한 제1세대 연구가 지속불가능한 재정적자로 발생한 남미의 외환위기를 잘 설명하였다. 외환위기 발생에 대한 제2세대 연구는 외환위기를 자기실현현상(self-fulfilling phenomenon)으로

설명하였다. Diamond and Dybvig(1986)은 은행의 지급능력에 대한 경제주체의 신뢰도에 따라 다중균형(multiple equilibria)이 존재하는 금융중개모형을 제시하였다. Obstfeld(1986)는 1990년대 초 유럽의 경험을 분석하였는데, 이 연구에서 사용한 모형에서는 환율을 일정 수준으로 유지하려는 정부의 동기와 실업을 감축시키기 위해 환율을 절하하려는 정부의 의도 사이에 발생하는 긴장관계를 강조하였다.

외환위기의 새로운 모형은 금융부문의 취약성과 투자가의 행동을 강조한다. Goldfjan and Valdes(1997)는 유동성을 공급하는 금융중개기관에 대한 외생적 충격의 효과를 집중적으로 분석하였다. Agenor and Aizenman(1997)은 세계자본시장과 국내신용시장에 대한 불완전성을 포착함으로써 전염적인 충격의 전과과정을 분석하였다. Krugman(1998)과 Corsetti, Pesenti, and Roubini(1998)은 도덕적 해이모형을 사용하여 동아시아 외환위기를 설명하였다. Froot, Scharfstein, and Stein(1992)는 불완전한 정보로 야기되는 합리적 양떼현상(rational herding) 또는 다중균형을 분석했다. Calvo(1995)는 정보를 취득하고 자산을 분산해서 운용하면 비용이 발생된다는 측면에서 양떼현상을 설명하였다.

전염효과와 존재에 대한 실증분석연구는 자산시장가격들 간의 통계적으로 유의적인 상관관계를 보이는 데 주로 초점을 맞추어 왔다. Calvo and Reinhart(1996)는 멕시코의 외환위기 이전에 비해 이후에 남미의 주식수익률과 브레디 채권(Brady bonds)의 수익률 간의 상관관계가 높아졌다는 점을 발견하였다.

Frankel and Schmuckler(1997)는 멕시코의 외환위기가 여타 남미 국가에 유의적으로 음(negative)의 영향을 미쳤다는 사실을 보이기 위해 컨트리펀드 데이터를 사용하였다. 이들에 의하면 제도적인 요인들이 높은 상관관계를 잠재적으로 설명할 수 있다는 것이다. 국가 간 자본흐름이나 가격변수들이 같은 방향으로 변동하는 것에 대한 명시적인 이유를 밝힌 연구로는 Calvo, Leiderman, and Reinhart(1993)가 있다. 이 연구는 VAR모형의 추정을 통하여 공통의 외적인 요인들이 1990년대 초 남미 국가들로의 자본유입을 설명할 수 있다는 사실을 보여 주었다. Valdes(1996)는 남미 국가들의 유통시장의 부채가격과 신용평가도를 종속변수로 하고 국내의 기초경제력을 나타내는 변수들을 설명변수로 하는 회귀식을 추정하여 잔차를 구한 후 이 잔차항들 사이에 상관관계가 존재한다는 사실을 발견하였다. 이 연구는 잔차항들 사이의 높은 상관관계를 국제투자가들의 유동성에 대한 수요에서 발생된 것으로 간주하였다. Eichengreen, Rose, and Wyplosz(1996)는 선진 20개국의 데이터로 프로빗모형을 추정하여 외환위기들이 국가

간 무역경로의 존재와 관계가 있다는 사실을 보여 주었고 전염효과도 무시할 수 없다는 사실을 발견하였다.

2. 한국의 외환위기

한국의 외환위기는 외환위기에 대한 제1세대 및 제2세대의 모형으로 예측할 수 없었다. 정부의 예산적자와 인플레이션율은 낮았고 실업은 주요한 문제가 되지 못했다. 자본유입은 지속되었고 국가신용평가도는 높은 수준을 유지하였다. 외환위기는 주로 금융부문의 취약성, 즉 적절하지 못한 금융감독과 느슨한 회계기준이 기업의 과잉설비와 결합되면서 발생하였다. 높은 성장률과 만성적인 국제수지 적자로 인하여 대규모의 자본이 유입되었다. 금융부문에 대한 부적절한 감독 등으로 과도한 대출이 실시되었고, 이로 인해 기업의 과도한 투자가 이루어져 과잉설비의 문제를 초래하였다. 외환보유고 대비 단기채무의 비율이 외환위기 전에 크게 상승하였다. 따라서 한국 경제와 원화에 대한 외국인의 신뢰감이 하락하여 유입된 자본이 대량으로 유출되면서, 원화가치가 대폭적으로 하락되고 이자율이 급상승하여 은행과 여타 금융기관의 부실이나 파산으로 연결되었다. 하지만 한국 경제가 지속적으로 고성장을 시현하고 있었기 때문에 한국에서 외환위기가 발생할 가능성은 무시되었다.

이러한 내적인 문제에도 불구하고 우리 나라 외환위기 발생의 주요 원인 가운데 하나로 동남아시아 국가에서 발생된 외환위기의 전염효과를 지적할 수 있다. 외환위기가 발생하기 직전에 경상수지 적자규모는 적정수준을 초과하였으나 재정수지는 지속적으로 흑자를 기록하였고 경제성장률도 높은 수준을 보였다. 따라서 한국의 외환위기가 전통적인 기초경제력의 취약성에만 기인되었다고 할 수 없다. “만약 1997년에 동남아시아에서 외환위기가 발생되지 않았다면 우리 나라에서 외환위기가 발생하였을까?”라는 질문에 긍정적인 대답을 하기가 쉽지 않을 것이다. 그러므로 동남아시아 국가들에서 발생된 외환위기의 전염효과와 한국의 금융부문의 취약성이 결합되면서 1997년 한국에서 외환위기가 발생되었다고 가정할 수 있다.

한국의 외환위기가 동남아시아로부터의 전염효과에 따라 발생되었는지를 본격적으로 연구한 논문은 별로 없다. 하지만 다른 나라의 경우를 분석하면서 한국의 경우를 보조적으로 분석하거나 외환위기의 다른 경로를 주로 연구하면서 전염효과의 경로를 보완적으로 연구한 논문으로는 송치영(2000)과 박원암·최공

필(1999) 등이 있다. 송치영(2000)은 전염효과의 경로로서 무역관계, 공통대부자, 거시경제의 유사성 등을 선택하여 전염효과가 작동되었는지를 분석하였다. 송치영은 국제상업은행의 태국과 우리 나라에 대한 공통대부자 기능이 상대적으로 강하였음을 지적하고, 이로 인하여 태국의 외환위기가 우리 나라에 전염되었다고 볼 수 있다고 하였다.

박원암·최공필(1999)은 동아시아 국가들의 평가절하를 우리 나라의 기초경제 변수들과 함께 회귀식의 설명변수로 사용하여 우리 나라의 외환시장압력지수를 설명하였다. 이들은 동아시아 국가들의 평가절하가 국내통화의 실질절상과 금융시장의 취약성 요인에 더하여 추가적인 설명력을 갖지 못한다는 결과를 얻었다. 하지만 이들은 동아시아 국가의 통화가치 절하가 우리 나라 외환위기를 설명하지 못한다고 해서 전염효과가 우리 나라의 외환위기의 요인이 될 수 없다고 결론지을 수는 없다고 하였다.

아시아 외환위기 발생국에 대한 Baig and Goldfajn(1998)과 Masson(1998)의 연구는 전체적으로 전염효과를 지지하고 있으나 우리 나라와 관련하여서는 제한된 결론을 내리고 있다.

III. 전염효과와 관련된 개념 및 계량모형

1. 관련개념

본 연구에서 외환위기는 해당국의 외환시장에 대한 투기적 압력이 크게 증대되는 경우를 의미한다. 외환시장에서의 위기초래 압력을 측정하는 외환시장압력지수(the market pressure index: MPI)는 다음과 같이 작성할 수 있다.

$$MPI_{x,t} = \frac{\Delta e_{x,t}}{\sigma_{\Delta e_{x,t}}} + \frac{\Delta i_{x,t}}{\sigma_{\Delta i_{x,t}}} - \frac{\Delta r_{x,t}}{\sigma_{\Delta r_{x,t}}} \quad (1)$$

여기서 e 는 미 달러화 1단위와 교환되는 각국 통화의 크기이고, i 와 r 은 이자율과 외환준비금이다. 하첨자 x 는 국가를 나타내 지표인데 한국, 태국 및 인도네시아를 나타낸다. Δe 는 전기 대비 x 국 통화의 대달러화 절하율을 나타내고, Δi 는 전기 대비 이자율의 % 포인트 변화크기, Δr 는 전기 대비 외환보유고의 변화율을 나타낸다. 환율, 이자율 및 외환준비금의 변화율을 각각의 표준편차로

나누어 표준편차의 역수가 일종의 가중치로 사용되었다.¹⁾ 위에서 정의된 외환 시장압력지수는 해당 통화에 대한 압력이 존재하면 높아지고, 압력이 없으면 낮아진다. 만약 한 통화가 투기적 공격을 받는다면 그 통화의 가치가 하락되거나, 이자율이 투기적 공격을 방어하기 위한 수단으로 상승되거나 또는 중앙은행이 자국의 통화가치를 지지하기 위해 보유외환을 매도하기 때문에 이 압력지수가 상승하게 될 것이다.

우리 나라에서 발생한 외환위기의 원인을 구분하기 위해 우리는 Cerra and Saxena(2000)에서 사용한 것과 동일한 대내 및 대외의 기초경제변수들을 사용할 것이다. 대내변수로는 금융변수와 비금융변수 두 가지 종류의 경제변수가 사용될 것이다. 금융변수로서는 민간자산/GDP, 민간신용/GDP, 외화표시부채/GDP, 외화표시자산/M1 및 이자율스프레드 등이 이용될 것이다. 비금융변수로서는 무역수지와 교역조건이 사용된다.

민간자산/GDP 비율과 민간신용/GDP 비율은 은행제도의 대출행태를 측정하는 데 유용한 정보를 제공한다. 이 비율들이 급격하게 상승하면 은행제도의 자산위험성이 증대되는 것으로 해석할 수 있다.²⁾ 즉, 외환위기가 발생하는 국가에서 나타나는 대출확대 이후 자산가격이 급상승하였다가 이후 급격히 하락하는 자산가격의 순환이 발생하였는지를 판단하는 데 이 비율들이 유용한 정보를 제공한다. 전년의 금융대출이 확대되면 이 자금이 부동산시장, 주식시장 및 기업부문에 대한 대출로 연결되어 자산가격에 거품을 형성하게 된다는 것이다. 금융부문이 외환리스크에 노출된 정도를 측정하기 위한 변수들도 설명변수로 사용하였다. 외화부채/GDP 비율은 은행권이 외화자금에 운영자금을 얼마나 의존하는가를 나타낸다. 즉, 이 비율은 갑작스런 외화자금의 유출시 은행권이 입게 될 피해의 정도를 나타낸다. 외화자산/M1 비율은 은행권이 보유한 외화자산이 통화공급량인 M1이라는 부채를 얼마나 감당할 수 있는가를 측정한다. 이자율스프레드는 은행대출금리와 예금금리의 차이인데 이는 은행권의 수익성의 지표이다. 무역수지의 악화는 수출의 감소와 수입의 증가를 초래하는, 환율의 과대평가 정도를 나타낸다. 교역조건 악화를 가져오는 충격은 경제의 경쟁력

- 1) 이와 유사한 외환시장압력지수를 Eichengreen, Rose, and Wyplosz(1996), Sachs, Tornell, and Velasco(1996), Frankel and Rose(1996)와 Kaminsky, Lizondo, and Reinhart(1997) 등이 사용하였다.
- 2) 민간자산은 정부부문에 대한 자산에 비해 일반적으로 위험이 높은 것으로 간주된다. BIS 자기자본비율 규제가 강화되면 은행들은 위험가중치가 높은 민간부문에 대한 대출자산의 비중을 축소시키고 국채 및 통안채 등의 위험가중치가 낮은 자산의 비중을 늘림에 따라 신용경색이 발생된다는 이론이 있다.

을 악화시키고 기업부문의 수익성을 악화시킨다.

외환위기의 발생에 영향을 미치는 대외적인 변수로는 미국과 일본의 이자율과 엔/달러 환율을 사용한다. 미국의 이자율은 세계이자율의 대변수로서 사용된다. 세계이자율이 하락하면 고수익을 원하는 투자자금이 선진국에서 개발도상국으로 이동하여 외환위기가 발생할 압력이 낮아지게 된다. 일본의 이자율이 설명변수로 사용된 것은 일본의 통화정책이 동아시아의 외환위기에 영향을 미칠 가능성이 있기 때문이다.³⁾ 엔/달러 환율은 한국의 수출경쟁력에 영향을 미치기 때문이다.

2. 실증분석모형

(1) OLS모형과 프로빗모형

먼저 가장 단순한 계량분석으로 한국의 외환시장압력지수(*MPI*)를 종속변수로 하고 위에서 정의한 기초경제변수를 설명변수로 하는 선형모형을 OLS로 추정하는 것이다. 내생성 문제(endogeneity)⁴⁾를 회피하기 위해 한국의 *MPI*를 종속변수로 하고 본국과 외국의 한 시점 전의 기초경제변수들을 설명변수로 하는 회귀식을 OLS로 추정한다.

다음으로는 Eichengreen, Rose, and Wyplosz(1996)의 연구에서 사용된 방법을 사용하여 프로빗모형을 추정한다. 프로빗모형은 불연속적인 변수(discrete variable)를 종속변수로 사용하기 때문에 *MPI*를 불연속적인 변수로 자의적으로 변환해야 하는 문제가 있다. 하지만 외환위기가 발생할 확률을 추정할 수 있는 장점이 있다. Eichengreen, Rose, and Wyplosz(1996)의 외환위기나 외환시장에 대한 투기적 공격의 정의를 사용하여 불연속적인 종속변수를 만드는 방법은 다음과 같다.

만약 $MPI_x > \mu_{MPI_x} + 1.5 \times \sigma_{MPI_x}$ 이면, $DUMMPI_x = 1$ 이다.

여기서 하첨자 x 는 국가를 나타내는데 KOR, IND 및 THA는 각각 한국, 인도네시아 및 태국을 나타내는 기호이다. μ 와 σ 는 *MPI*의 평균과 표준편차를 나

3) 일본의 금리수준이 동남아의 외환위기 발생에 영향을 미친 경로를 다양하게 지적할 수 있다. 예를 들면, 당시 일본의 단기금리가 매우 낮은 수준을 유지하고 있었기 때문에 한국의 금융기관들은 일본으로부터 저리의 자금을 차입하여 인도네시아나 러시아 등에 고금리로 장기의 대출을 하였는데, 외환위기 직전 일본이 자금을 환수함으로써 한국의 외환위기가 발생되는 데 기여하였다.

4) 예를 들면, 설명변수의 변동이 종속변수의 산정에 사용된 환율의 변동에 기인할 수 있다.

158 한국의 외환위기에 대한 연구: 동남아시아로부터의 전염효과를 중심으로
 타낸다.

(2) 마코프 변환모형

OLS모형과 프로빗모형에 비해 마코프모형은 종속변수로 사용되는 시계열의 비선형적인 행태를 포착할 수 있는 장점이 있다. 마코프모형은 프로빗모형과 같이 외환위기가 발생하는 확률을 계산할 수 있는 장점이 있다. 프로빗모형에서는 외환시장압력지수가 임의로 설정한 값보다 크면 외환위기가 발생된 것으로 정의하고 있다. 이렇게 하여 종속변수가 외환위기가 발생된 시점에서는 1의 값을 취하고, 그렇지 않은 경우에는 0의 값을 취한다. 이렇게 종속변수를 불연속적인 변수로 변환하면 추정과정에서 표본편의(sample bias)가 발생하는 단점이 있다. 이에 비하여 마코프 변환모형은 종속변수의 원래 값을 모두 사용하고 체제(regime)변화의 확률을 내생적으로 구할 수 있는 장점이 있다.

이행확률이 고정된 마코프모형은 우리 나라의 외환시장압력지수가 높은 상태와 낮은 상태 간의 변환을 추정하는 데 사용된다. 따라서 이 모형은 외환시장압력지수가 높은 상태(즉, 외환위기가 발생하는 상태)와 낮은 상태(외환위기가 발생되지 않는 상태)의 시기를 구별하고, 이 상태 간 이행확률을 추정할 수 있다. 이행확률(transition probabilities)이 고정된 마코프모형을 소개하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
 MPI_t - \mu_{s_t} &= \phi [MPI_{t-1} - \mu_{s_{t-1}}] + \sum_{i=1}^3 \beta F_{i,t-1} + e_t, \quad e_t \sim iidN(0, \sigma^2) \\
 \mu_{s_t} &= (1 - s_t)\mu_0 + s_t\mu_1 \\
 Pr(s_t = 0 | s_{t-1} = 0) &= q, \quad Pr(s_t = 1 | s_{t-1} = 1) = p
 \end{aligned} \tag{2}$$

여기서 외환시장압력지수(MPI)는 $AR(1)$ 의 프로세스를 따르고, μ_0 와 μ_1 은 외환시장의 압력지수가 낮은 상태와 높은 상태에서의 외환시장압력지수의 평균이다. F_i 는 앞의 OLS추정에서 외환시장압력지수에 유의적으로 영향을 미친 기초경제변수들을 나타낸다. p 는 $t-1$ 기와 t 기 사이에 외환위기가 지속될 확률이고, q 는 이 기간에 외환위기가 발생되지 않을 확률이다. s_t 는 관측이 불가능한 상태를 나타내는 변수이다.

한 나라의 외환위기가 외국에서 발생한 외환위기의 전염으로 발생되었는가를 분석하기 위해서는 일국의 외환시장압력지수를 그 나라의 기초경제력에 의해 설명되는 부분과 외국의 외환시장압력지수로 설명되는 부분으로 구분할 필요가 있다. 마코프 변환모형을 사용하여 일국의 외환시장압력지수를 그 나라의 기초경제력에 의해 설명되는 부분과 외국의 외환시장압력지수로 설명되는 부분으로

구분하기 위해서는 이행확률이 변동하는 모형을 사용할 수 있다. 즉, 우리나라의 기초경제력에 의해 설명되는 부분은 평균부분에서 포착하고, 외국의 외환시장압력지수에 의해 설명되는 부분은 이행확률이 외국의 외환시장압력지수에 의하여 변동하도록 하면 될 것이다. 이 경우 우리나라의 외환위기가 발생할 확률은 한 기 전의 태국이나 인도네시아의 외환시장압력지수에 의하여 변동하게 된다. 따라서 이행확률이 변동하는 경우의 이행확률은 다음과 같이 표시될 수 있다.

$$\Pr(s_t=1|s_{t-1}=1)=\frac{\exp(p_0+p_1 \cdot MPIIND_{t-1}+p_2 \cdot MPITHAI_{t-1})}{1+\exp(p_0+p_1 \cdot MPIIND_{t-1}+p_2 \cdot MPITHAI_{t-1})}$$

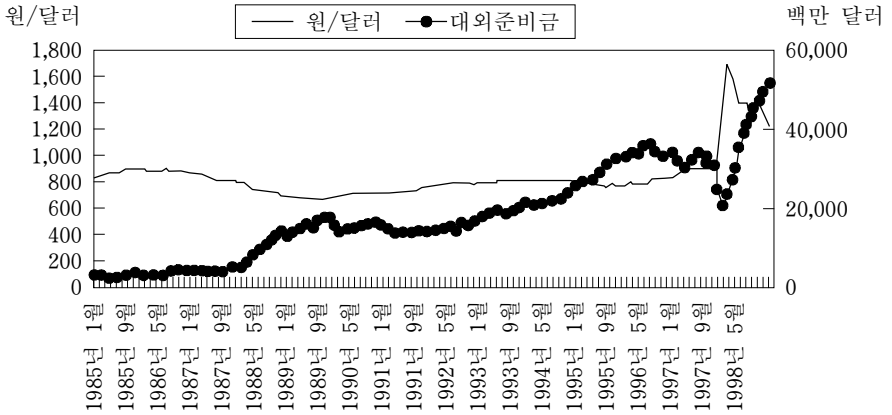
$$\Pr(s_t=0|s_{t-1}=0)=\frac{\exp(q_0+q_1 \cdot MPIIND_{t-1}+q_2 \cdot MPITHAI_{t-1})}{1+\exp(q_0+q_1 \cdot MPIIND_{t-1}+q_2 \cdot MPITHAI_{t-1})}$$

여기서 $MPIIND_{t-1}$ 와 $MPITHAI_{t-1}$ 는 각각 인도네시아와 태국의 $t-1$ 기의 외환시장압력지수이다. 만약 $p_1 > 0$, $p_2 > 0$ 이고 $q_1 < 0$, $q_2 < 0$ 이면 인도네시아와 태국의 외환압력지수 상승이 우리나라의 외환시장압력지수 상승에 기여하여, 우리나라의 외환위기가 인도네시아와 태국의 외환위기의 전염효과로 발생되었다고 해석할 수 있다.

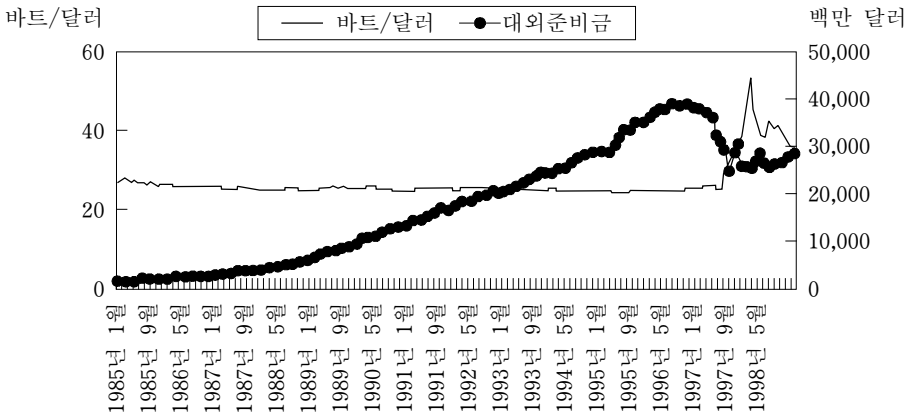
IV. 실증분석결과

본 연구는 IFS CD에서 월별 데이터를 구하여 사용하였고 실증분석의 표본기간은 원칙적으로 1985년 1월에서 1998년 12월인데 시차변수의 사용 등에 따라 조금씩 변화된다. 외환시장압력지수를 구하는 데 이자율은 재할인율을 사용하였고, 대외준비금으로는 금을 제외한 대외준비금(non-gold international reserves) 데이터를 사용하였다. <그림 1>에는 한국, 태국 및 인도네시아의 대달러 환율과 대외준비금의 데이터를 그래프로 표시하였다. 3국 모두에서 1997년 외환위기가 발생되기 전에 대외준비금이 급감하였으며, 외환위기 이후에는 다시 증가하였다. 대달러 환율도 외환위기시에는 크게 상승하였다가 이후에는 하락하는 추세를 보이고 있다.

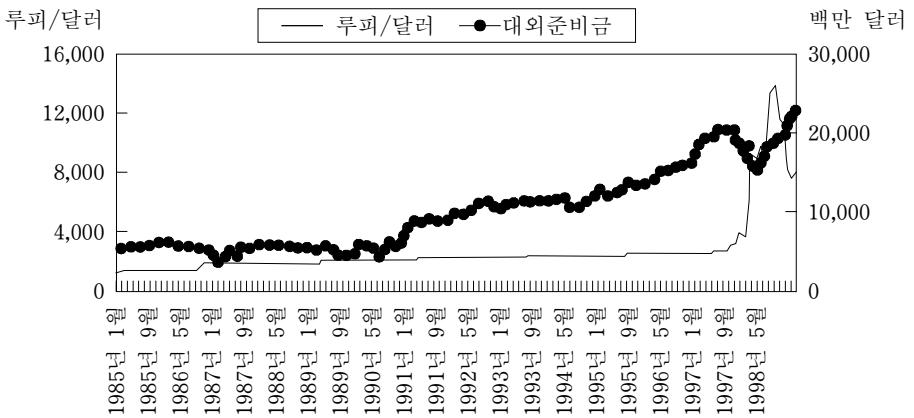
<그림 2>에서 외환시장압력지수의 그래프를 볼 수 있다. 한국의 경우 외환시장압력지수가 1997년 11월 및 12월에 각각 6.34와 18.46을 기록하고 1998년 1월에는 5.00을 보인 후 1998년 2월부터는 정상적인 수준으로 복귀하였다. 태국의 경우 외환시장압력지수가 1997년 7월에 12.43으로 최대치를 기록한 후 1997년



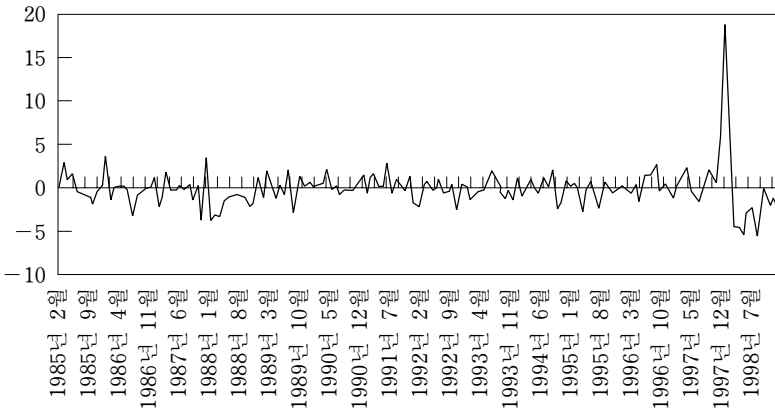
<그림 1-a> 원/달러 환율과 대외준비금



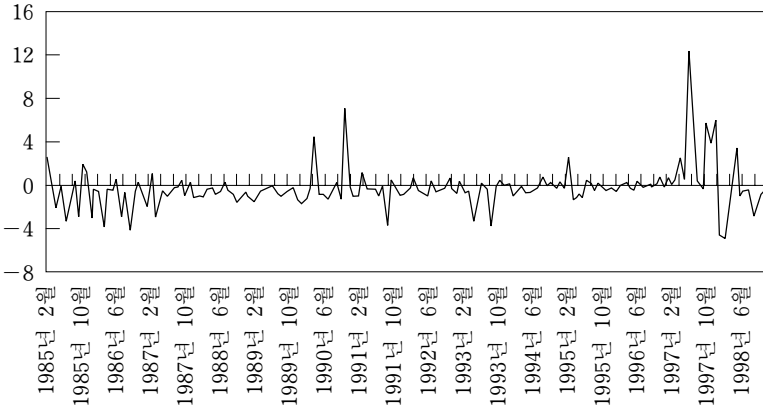
<그림 1-b> 바트/달러 환율과 대외준비금



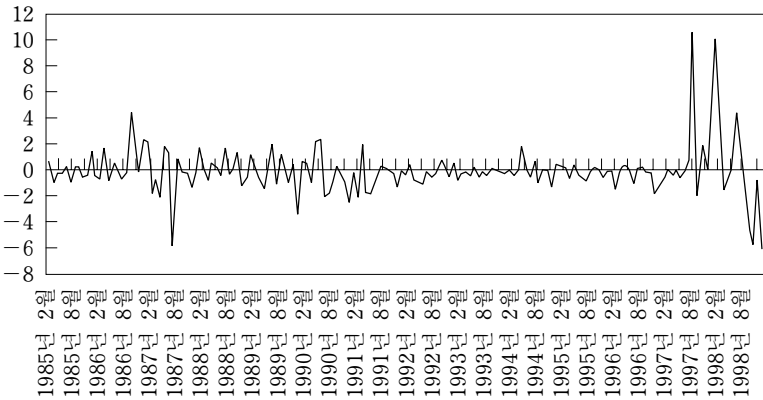
<그림 1-c> 루피/달러 환율과 대외준비금



〈그림 2-a〉 한국의 외환시장압력지수



〈그림 2-b〉 멕시코의 외환시장 압력지수



〈그림 2-c〉 인도네시아의 외환시장압력지수

8월에는 5.99, 1997년 11월 및 1998년 1월에 각각 5.73과 5.96을 기록하였다. 인도네시아의 경우는 1997년 8월과 1998년 2월에 10.59와 10.08을 각각 기록하였다. 이 그래프에서 외환시장압력지수의 최대값으로 판단할 때, 태국과 인도네시아에서 먼저 외환위기가 각각 1997년 7월과 1997년 8월에 발생되었고, 한국에서는 1997년 12월에 발생되었다는 사실을 알 수 있다. 이러한 사실에서 태국과 인도네시아의 외환위기가 한국의 외환위기 발생에 전염효과를 발휘하였다고 가정할 수 있을 것이다.

회귀식에서 사용된 변수들은 다음과 같이 정의하였다. domcrgdp는 GDP 대비 국내신용의 비율이고, forlibgdp는 GDP 대비 예금은행의 총대외부채의 비율이다. pvtclaimgdp는 민간자산과 GDP의 비율이고, fa2m1은 예금은행 총대외자산과 M1의 비율이다. ratspread는 은행권의 대출금리와 예금금리의 차이이다. tb는 무역수지이고, tot는 수출단가를 수입단가로 나눈 다음 100을 곱하여 구한 교역조건이다. jpnrroi는 일본의 실질이자율로 일본의 재할인율에서 인플레이션율을 차감하여 구했다. usrroi는 3개월 만기 미채무성 증권의 수익률에서 인플레이션율을 차감해서 구한 미국의 실질이자율이다. japanusexrt는 엔/달러 환율이다.

회귀식을 OLS로 추정한 결과는 <표 1>에 정리되어 있다. 위에서 언급한 모든 설명변수를 사용하여 추정한 결과는 모형 I의 칸에 있는데 5%의 유의수준에서 GDP 대비 국내신용의 비율, GDP 대비 민간자산의 비율 및 교역조건이 유의적으로 나타났다. 국내신용의 비율이 증가하면 외환시장압력지수가 하락하는 것으로 나타났는데, 이는 예측한 부호와 반대의 결과이다. 민간자산의 비율이 증가할 경우 외환시장압력지수가 증가하게 되는 부호를 얻었는데, 이는 예측한 결과와 일치한다. 일반적으로 국내신용과 민간자산이 증가하면 은행권의 취약성이 증가하고, 과잉대출에 의한 자산가격의 거품현상 발생으로 대외신뢰도가 하락하여 외환시장압력지수가 상승할 것으로 예상되기 때문이다. 교역조건이 개선되면 무역수지가 개선되어 외환시장압력지수가 하락하게 되기 때문이다. 유의적인 설명변수만을 사용하여 회귀식을 추정한 결과는 모형 II의 칸에 정리되어 있다.

프로빗모형을 추정한 결과는 <표 2>에 요약되어 있다. 프로빗모형에서 설명변수의 수가 너무 많으면 수렴(convergence)이 불가능하게 되는 문제가 발생할 수 있다. 따라서 앞의 회귀식 추정에서 유의적이었던 민간신용과 국내신용의 대 GDP 비율과 교역조건을 기초경제력을 나타내는 경제변수로 사용하여 프로빗모형을 추정하였는데, 그 결과가 모형 III으로 표시된 칸에 나타나 있다. 이

경우 교역조건만 유의적이다. 모형 IV으로 표시된 칸에는 태국과 인도네시아의 외환위기 발생을 나타내는 변수의 일차 시차변수와 함께 기초경제력을 나타내

〈표 1〉 OLS모형의 추정결과

| | OLS추정 | |
|-----------------|------------------------|-------------------------|
| | 모형 I | 모형 II |
| 상수 | 50.041 (1.749)* | 37.0411 (2.403)** |
| AR(1) | 0.3352 (4.594)** | 0.3611 (5.102)** |
| DUMMPITHA(-1) | - | - |
| DUMMPIIND(-1) | - | - |
| DOMCRGDP(-1) | -19.2815 (-1.961)** | -20.0946 (-3.2865)** |
| FORLIABGDP(-1) | 0.6436 (0.800) | - |
| FA2M1(-1) | -3.0949 (-1.547) | - |
| PVTCLAIMGDP(-1) | 20.4468 (2.174)** | 19.4338 (3.2376)** |
| RATSPREAD(-1) | 0.1198 (0.409) | - |
| TB(-1) | -0.0001 (-0.7357) | - |
| TOT(-1) | -13.3035 (-2.488)** | -6.6128 (-2.091)** |
| JPNRROI(-1) | -0.1133 (-0.202) | - |
| USRROI(-1) | -0.6958 (-0.685) | - |
| JAPANUSEXRT | 1.3236 (0.6981) | - |
| R^2 | 0.270 | 0.2129 |
| 표본기간 | 1985:3-1998:12 | 1985:3-1998:12 |

주: 계수추정치 아래의 수치는 t -값을 나타낸다.

**와 *는 5%와 10%에서 유의적인 경우를 나타낸다.

〈표 2〉 프로빗모형의 추정결과

| | 모형 III | 모형 IV | 모형 V | 모형 VI |
|------------------------|----------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| 상수 | 18.923 (1.849) | 20.084 (1.695) | 19.211 (1.536) | 18.631 (1.453) |
| DUMMPITHA(-1) | - | 1.034 (1.140) | 1.020 (1.088) | 2.033 (1.548) |
| DUMMPITHA(-2) | - | - | 0.828 (0.631) | 0.848 (0.596) |
| DUMMPITHA(-3) | - | - | - | 1.237 (0.735) |
| DUMMPIIND(-1) | - | 0.375 (0.330) | -0.296 (-0.183) | -0.294 (-0.169) |
| DUMMPIIND(-2) | - | - | -7.489 (-0.000) | -7.249 (-0.000) |
| DUMMPIIND(-3) | - | - | - | 1.290 (0.675) |
| DOMCRGDP(-1) | -0.055 (-0.363) | 0.034 (0.195) | 0.048 (0.262) | 0.308 (0.957) |
| PVTCLAIMGDP(-1) | 0.062 (0.374) | -0.042 (-0.220) | -0.054 (-0.267) | -0.355 (-0.983) |
| TOT(-1) | -0.218 (-2.045)** | -0.229 (-1.848) | -0.221 (-1.699) | -0.209 (-1.584) |
| 우도함수값 | -16.971 | -15.235 | -14.785 | -12.947 |
| 우도함수값 비율 ¹⁾ | - | 3.472 | 4.372 | 8.048 |
| 임계치 ²⁾ | - | 4.6, 6.0, 9.2 | 7.8, 9.5, 13.3 | 10.6, 12.6, 16.8 |
| 표본기간 | 1985:3-1998:12 | 1985:3-1998:12 | 1985:4-1998:12 | 1985:5-1998:12 |
| 표본의 수 ³⁾ | 166 | 166 | 165 | 164 |

주: 계수추정치 아래의 수치는 *t*-값을 나타낸다.

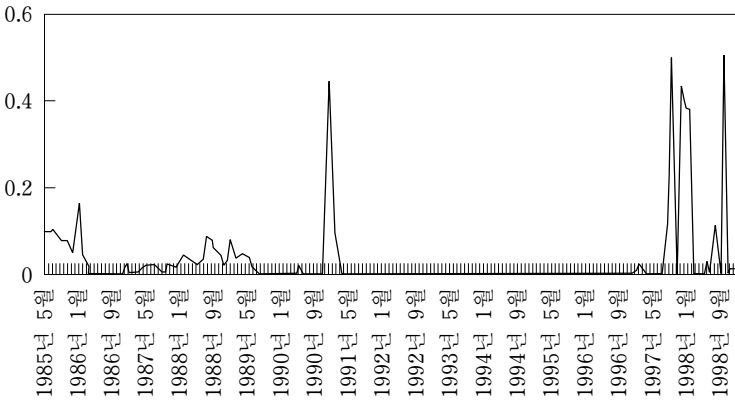
**와 *는 5%와 10%에서 유의적인 경우를 나타낸다.

1) $2 \times (LR_{UR} - LR_R) \sim \chi^2_{d,f}$

2) 10%, 5% 및 1%에서의 임계치이다.

3) 프로빗모형의 경우 종속변수의 값이 1인 경우인 표본의 수는 5이다.

는 3개의 변수를 설명변수로 사용하여 프로빗모형을 추정된 결과가 정리되어 있다. 태국과 인도네시아의 외환위기 발생을 나타내는 변수의 계수는 양으로 추정되었으나 유의성이 없는 것으로 나타났다. 이와 유사하게 태국과 인도네시



〈그림 3〉 외환위기가 발생될 확률의 추정

아의 외환위기 발생을 나타내는 변수의 일차 및 이차 시차변수를 포함한 모형의 추정결과는 모형 V에 정리되어 있고, 일차, 이차 및 삼차 시차변수를 포함한 모형의 추정결과는 모형 VI에 정리되어 있다. 하지만 태국과 인도네시아의 외환위기가 한국에 전염효과를 발휘하는 것과 관련된 계수들의 추정치는 모두가 유의적이지 못하게 나타났다. 또한 우도비검정에서도 5%의 유의수준에서 태국과 인도네시아의 외환위기 발생이 한국의 외환위기 발생에 대하여 영향을 미치지 않은 것으로 나타났다. 〈그림 3〉에는 태국과 인도네시아의 외환위기 관련 변수의 3차 시차변수까지 포함하여 프로빗모형을 추정했을 때 한국의 외환위기가 발생될 확률의 추정치가 그래프로 나타나 있다. 1997년 12월처럼 외환위기의 발생이 명백한 시점에서조차 위기가 발생될 확률이 0.6 이하로 추정되어서 프로빗모형이 한국의 외환위기를 잘 설명할 수 없다는 것을 확인할 수 있다.

마지막으로 마코프 변환모형의 추정결과는 〈표 3〉에 요약되어 있다. p_1 의 추정결과 부호가 음이고, q_1 와 q_2 의 추정결과 부호가 양이다. 이는 인도네시아와 태국에 대한 투기적 압력이 증가함에 따라 우리 나라의 외환위기가 지속될 가능성이 낮다는 것으로 볼 수 있다. 또한 LR검정의 결과도 $H_0: p_1 = p_2 = q_1 = q_2 = 0$ 를 기각할 수 없기 때문에 인도네시아와 태국의 외환시장압력지수가 우리 나라의 외환위기를 설명할 수 없는 것으로 볼 수 있다. 따라서 이 결과를 토대로 하면 인도네시아와 태국의 외환위기가 우리 나라의 외환위기에 전염효과를 발휘하였다는 증거를 찾지 못하였다.

〈표 3〉 마코프 변환모형의 추정결과

| 모수 | FTP모형 | FTP모형 | TVP모형 |
|------------|--------------------|---------------------|---------------------|
| p | 0.0003 (0.018) | 0.0003 (0.020) | — |
| q | 0.9939 (0.006) | 0.9940 (0.007) | — |
| p_0 | — | — | -12.000 (6.210) |
| q_0 | — | — | 5.4060 (1.519) |
| ϕ | 0.2683 (0.084) | 0.2096 (0.092) | 0.1900 (0.031) |
| σ^2 | 1.6234 (0.089) | 1.6001 (0.090) | 1.6400 (0.103) |
| μ_0 | -0.2734 (0.173) | -0.1495 (0.141) | -2.1652 (3.343) |
| μ_1 | 15.4831 (1.767) | 16.4329 (1.950) | 14.6669 (3.884) |
| p_1 | — | — | -3.7900 (0.259) |
| p_2 | — | — | 8.3300 (0.554) |
| q_1 | — | — | 0.4633 (0.879) |
| q_2 | — | — | 0.3600 (0.681) |
| β_1 | — | -13.0191 (6.060) | -15.5532 (6.123) |
| β_2 | — | 12.6856 (5.911) | 15.3537 (6.015) |
| β_3 | — | -0.6714 (2.632) | 0.9171 (0.000) |
| LL | -320.18 | -317.80 | -316.43 |
| $LR^{2)}$ | — | — | 2.74 |

주: 1) () 안의 숫자는 표준편차를 나타낸다.

2) $2 \times (LR_{UR} - LR_R) \sim \chi^2_{d, f}$ 이다.

3) 1%, 5% 및 10%에서 critical value 7.8, 9.5 및 13.3임.

V. 결 론

본 논문의 목적은 동남아시아에서 발생된 외환위기의 전염효과가 한국에서 외환위기가 발생하는 원인으로 작용했는가를 판단하기 위한 실증분석을 하는 것이다. 일반적으로 외환위기는 다음의 세 가지 요인에 의해 발생된다고 볼 수 있다. 첫째는 금융부문과 비금융부문의 기초경제력을 나타내는 대내적 요인이고, 둘째는 대외적 요인으로 외환위기가 발생된 모든 나라에 공통적으로 영향을 미치는 것이다. 셋째는 다른 나라의 외환위기가 전염되는 것이다.

순수한 전염효과로 인하여 한 나라에서 외환위기가 발생되었는가를 실증적으로 분석하는 것은 매우 어려운 작업이다. 즉, 순수한 전염효과(contagion effect)를 인접국들로부터의 과급효과(spillover effect)와 범세계적인 공통적 충격(common global shock)의 효과와 엄밀하게 구분하는 것은 용이하지 않은 작업이다.

본 논문에서는 태국과 인도네시아의 외환위기를 나타내는 변수와 함께 한국의 기초경제변수들을 포함하였고, 미국과 일본의 금리 등 세계경제에 공통적으로 영향을 미칠 것으로 사료되는 변수들도 포함하여 외환위기의 원인들을 분리하고자 노력하였다. 프로빗모형을 사용한 실증분석결과 한국의 외환위기 발생에는 태국과 인도네시아에서 발생된 외환위기의 전염효과가 작용되지 않은 것으로 나타났다.

마지막으로 Cerra and Saxena(2000)의 방법에 따라 이행확률이 인도네시아와 태국의 외환시장압력지수에 따라 변동하는 마코프 변환모형을 사용하여 전염효과를 여타 대내외적 기초경제변수의 영향과 분리하여 전염효과가 존재했는가를 분석하였다. 추정결과에 따르면 인도네시아와 태국의 외환시장압력지수가 우리나라의 외환시장압력지수에 미치는 효과를 나타내는 모수의 추정치가 유의적이지 못하였고 반대방향의 부호를 보여 주었다. 또한 LR검정의 결과도 태국과 인도네시아로부터의 전염효과로 우리나라의 외환위기가 발생했다는 가설을 지지하지 못하였다.

본 논문의 실증연구방법이 지니고 있는 한계점은 다음과 같다. 첫째, 외국과 우리나라에서 동 시점에 발생하는 외환위 기간의 전염효과를 파악하지 못한다. 둘째, 외환위기의 원인을 기초경제력의 문제와 전염효과의 결과로 구분하는 것이 완전하지 못하다.

참 고 문 헌

- 박원암·최공필, 「한국외환위기의 원인에 관한 실증분석」, 『국제경제연구』 제5권 3호, 1999.
- 송치영, 「전염효과의 원인: 동아시아 금융위기의 경우」, 『금융학회지』 제5권 제1호, 2000.
- Agenor, P. and J. Aizenman, “Contagion and Volatility with Imperfect Credit Markets,” *NBER Working Paper*, No. 6090, 1997.
- Baig, T. and I. Goldfajn, “Financial Market Contagion in the Asian Crisis,” *IMF Working Paper* 98/155, 1998.
- Calvo, G., “Varieties of Capital Market Crises,” mimeo, International Monetary Fund, 1995.
- Calvo, G., L. Leiderman, and C. Reinhart, “Capital Inflows and Real Exchange Rate Appreciation in Latin America: The Role of External Factors,” *IMF Staff Papers* 40(1), 1993, 108~151.
- Calvo, S. and C. Reinhart, “Capital Flows to Latin America: Is There Evidence of Contagion?,” unpublished manuscript, World Bank and the IMF, 1995.
- Cerra, V. and S. Saxena, “Contagion, Monsoons, and Domestic Turmoil in Indonesia: A Case Study in the Asian Currency Crisis,” *IMF Working Paper* WP/00/60, 2000.
- Corsetti, G., P. Pesenti, and N. Roubini, “What Caused the Asian Currency Crisis and Financial Crisis?,” mimeo, NYU, 1998.
- Diamond, D. and P. Dybvig, “Bank Runs, Deposit Insurance and Liquidity,” *Journal of Political Economy* 91(3), 1983, 401~419.
- Eichengreen, B., A. Rose, and C. Wyplosz, “Contagious Currency Crisis: First Tests,” *Scandinavian Journal of Economics* 98(4), 1996, 463~484.
- Flood, R. and P. Garber, “Collapsing Exchange Rate Regimes: Some Linear Examples,” *Journal of International Economics* 17, 1984, 1~13.
- Frankel, J. and A. Rose, “Currency Crashes in Emerging Markets: An Empirical Treatment,” *Journal of International Economics* 41(3), 1996, 351~366.

- Frankel, J. and S. Schmuckler, "Crisis, Contagion, and Country Funds: Effects on East Asia and Latin America," in *Managing Capital Flows and Exchange Rates—Perspectives from the Pacific Basin*, edited by Reuvin Glick, Cambridge Univ. Press, 1997.
- Froot, K., D. Scharfstein, and J. Stein, "Herd on the Street: Information Efficiencies in a Market with Short-Term Speculation," *Journal of Finance* 47(4), 1992, 1461~1484.
- Goldfajn, I. and R. Valdes, "Capital Flows and the Twin Crises: The Role of Liquidity," *IMF Working Paper*, WP/97/91, 1997.
- Kaminsky, G., S. Lizondo, and C. Reinhart, "Leading Indicators of Currency Crises," *IMF Working Paper*, WP/97/79, 1997.
- Krugman, P., "A Model of Balance of Payments Crises," *Journal of Money, Credit and Banking* 11, 1979, 311~315.
- _____, "What happened to Asia?," mimeo, 1998, MIT.
- Masson, P., "Contagion: Monsoon Effects, Spillovers, and Jumps between Multiple Equilibria," *IMF Working Paper*, WP/98/142, 1998.
- Obsfeld, M., "Rational and Self-Fulfilling Balance of Payments Crises," *American Economic Review* 76(1), 1986, 72~81.
- Sachs, J., A. Tornell, and A. Velasco, "Financial Crises in Emerging Markets: The Lessons of 1995," *Brookings Papers on Economic Activity*, No. 1, 1996, 147~217.
- Valdes, R., "Emerging Markets Contagion: Evidence and Theory," unpublished manuscript, MIT, 1996.

[Abstract]

Contagion Effect from South Asian Countries in Korean Crisis

Bong-Han Kim · Sun-Eae Chun

We investigate whether Korea's currency crisis in 1997 was due to domestic economic fundamentals, common external shocks("Monsoons"), or contagion from South East countries. The Markov switching model whose transition probabilities vary according to exchange rate pressures from Thailand and Indonesia is employed to test whether there is evidence of contagion from Thailand and Indonesia in Korea crisis. The results from the Markov switching model show that exchange rate pressure in Thailand and Indonesia did not help predict subsequent exchange rate pressure in Korea.

Keywords: financial crisis, contagion, Probit model, Markov switching model

JEL Classification: F39, F41, F42