

外換危機와 長短期 外債 比率*

李 鍾 郁**

논문 초록 본 연구는 장단기외채비율과 외환보유고의 상대적 크기를 비교하여 외환위기의 가능성을 이론적 그리고 실증적으로 분석하였다. 3기모형을 이용한 이론에서는 외환위기의 가능성은 세 가지 상황 — 항상 발생하는 상황, 발생할 수 있는 상황, 항상 발생하지 않는 상황 — 으로 구분할 수 있다. 발생할 수 있는 영역은 어떤 사건이 일어나면 외환위기가 발생할 수 있는 다균형 상태이다. 실증분석에서 한국의 경제여건은 1997년 11월에는 외환위기가 항상 발생하는 상황이었고, 12월에는 발생할 수 있는 상황이었으며, 1998년 1월 이후에는 외환위기 가능영역을 벗어나고 있었다.

핵심주제어: 외환위기, 외채비율, 다균형

경제학문헌목록 주제분류: F3

1. 서 론

한국의 외환위기로 시작된 IMF 체제가 경제구조의 큰 변화를 초래하고 있으며, 모든 경제주체에게 고통분담을 요구하고 있다. 이러한 고통에 버금가는 사건들이 한국 역사에 적지 않았건만, 그 원인을 철저히 밝혀 후손들이 교훈을 얻게 하지 못

* 본 연구의 최종 수정본은 서울여자대학교 사회과학연구소의 1999년 연구비 지원으로 이루어진 것이다. 본 논문은 “자기실현적 기대의 외환위기와 적정외채비율”이란 제목으로 1998년 4월 아태경제학회에서 발표된 것을 세종대학 주한광 교수의 논평을 받아 수정 보완되었고, 1998년 7월 국제금융연구회 월례세미나(현대경제연구소 후원)에서 발표된 이후 재수정되었다. 최종 수정본을 완성하는 데 익명의 두 분 논평자의 조언이 큰 도움이 되었다.

** 서울여자대학교 사회과학대학 경제학전공 교수, rheeco@mail.swu.ac.kr

한 것도 한국이 외환위기를 당하게 된 중요한 원인이라 할 수 있다. 따라서 본 연구는 이러한 악순환을 되풀이하지 않기 위해 외환위기 원인도 실증적, 이론적으로 분석되어야 한다는 데서 출발하였다.

그 동안 외환위기를 겪은 나라에 대한 연구나 이론에 의하면 외환위기를 발생시키는 요인은 여러 가지이다. Dorbusch et al. (1995)은 외환위기를 발생시키는 공통요인으로 네 가지 — 환율의 과대평가, 큰 폭의 경상수지 적자, 최후까지 외화차입자금에 의존, 그리고 금융시스템의 심각한 문제로 증폭되는 깊은 불황 — 를 들고 있다. 그러나 실제로 여러 나라가 외환위기를 겪었지만, 그 원인은 서로 다르다. IMF 나이스 국장¹⁾도 한국의 외환위기는 다른 나라가 경험한 전통적 원인과 다르다는 것을 지적하고 한국의 외환위기 원인을 크게 두 가지로 나누어 설명하고 있다. 하나는 기업부문의 과잉투자이며, 또 하나는 금융부문의 취약성으로 자본금을 초과하는 해외차입과 과도한 단기차입이다. 이는 외환위기를 진단하려면 각국의 상황을 더 면밀히 분석해야 하고, 그 대응방안도 여러 가지일 수 있다는 것을 의미한다.

외환위기의 원인으로 지적되는 요인들이 실제 외환위기를 발생시키는 데 어떤 역할을 하는가? Eichengreen은 외환위기를 분석하는 이론모형을 제 1 세대 모형과 제 2 세대 모형으로 나누지만, Krugman (1999)은 이에 제 3 세대 모형을 추가하고 있다.²⁾ 제 1 세대 모형은 고정환율제도하에서 재정적자일 때 투기적 공격으로 인해 외환위기가 발생한다고 설명한다. 투기적 공격은 중앙은행의 외환보유고를 고정환율제도를 유지시킬 수 없는 수준 이하로 감소시킴으로써 외환위기를 유발시킨다. 제 2 세대 모형에서는 고정환율제도하에서 그 제도가 유지될 수 없는 팽창적인 통화정책을 일으키는 어떤 사건, 즉 날벼락이 발생하고, 그것이 자기실현적 기대를 발생시킴으로써 단기간에 외환위기가 발생하게 된다. 기대조정을 통해 투기적 공격을 발생시키는 사건은 각 나라의 경제상황에 따라 다르므로 일반화할 수 없지만, 각 나라의 경제구조를 보면 그 가능한 사건이 무엇인가는 예측할 수 있다. 마지막으로 제 3 세대 모형에서는 고정환율제도하에서 은행부문에서 발생한 자기실현적 기대로 인한 은행인출채도(bank run)가 발생하면서 외환위기가 촉발된다. 여기서 자기실현적 기대를 발생시키는 주요 원인이 바로 도덕적 해이를 유발시키는 대출이다.

1) 서울대학교 경제학과에서 1998년 2월에 강연한 내용임.

2) 이러한 분류의 업적에 대해서는 Krugman (1999) 참조. 외환위기 이론의 발전에 대한 더 구체적인 설명은 Krugman (1999), Krugman (1998), Obstfeld (1994) 참조.

한국의 외환위기를 분석한 이영섭·이종욱(1998)에서는 투기적 공격이론보다 자기실현적 기대이론에 의해 한국의 외환위기가 더 잘 설명될 수 있다는 것을 보였다. 후자의 이론에서는 사건, 즉 날벼락이 외환위기의 원인으로 중요하게 된다. 따라서 이 이론에서는 기초경제여건이 건전하건 불건전하건 어떤 사건이 발생하면, 자기실현적 기대에 의해 외환위기가 발생한다는 것이다. 이러한 사건으로 임준환(1998)에서는 한국의 외환위기 원인으로 미국 신용평가회사의 신용등급 하락을 들고 있다. 이영섭·이종욱(1998), 이종욱(1998d)에서는 일본의 차환(roll-over) 거부를 들고 있다. 이 이론에 공감하는 학자들이 많지만(김경수, 1998), 외환위기의 예측 가능성에 대해서는 여러 가지 견해가 있을 수 있다. 이종욱(1998b)은 자기실현적 기대이론의 관점에서 보면 보통 사람들이 날벼락이 떨어질 가능성이 높은 곳에 피뢰침을 세우듯 미리 대비책을 세웠다면 한국의 외환위기는 대비할 수 있었다고 주장한다.

한국의 외환위기의 원인에 대해 많은 논문이 발표되고, 토론회가 개최되어 한국의 외환위기의 원인을 지적하는 연구가 적지 않다.³⁾ 그러나 이러한 사실들을 체계적으로 분석하기 위한 이론연구나 실증분석연구는 아주 미흡하였다. 이영섭·이종욱(1998)에서 게임이론을 응용하여, 한국의 외환위기는 다균형 모형을 통해 분석될 수 있다는 것을 보여주고 있는 것이 고작이다. 그들 논문의 결론을 보면, 한국의 외환 위기는 일본이 한국의 단기외채 상환을 연장해 주지 않는 사건으로 발생한다. 이 연구에서도 단기외채의 규모 및 도입선을 분석하지 않고, 한국경제의 기초여건만 고려한다면 아무리 멕시코와 비교하더라도 한국의 외환위기 징후가 발견되지 않는다.

그러나 지금까지 한국의 외환위기 원인으로 지적되고 있는 특수한 상황을 설명할 수 있는 이론모형이 제시되지 못하고 있다. 따라서 본 연구의 목적은 이영섭·이종욱(1998)에서 제시한 외채연장 거부라는 사건이 왜 발생하는가를 이론모형을 이용하여 분석하는 것이다. 본 논문은 네 개의 절로 구성되어 있다. 제Ⅱ 절에서는 이영섭·이종욱(1998)에서 제시된 지표를 정리하여, 한국에서 외환위기를 발생시킬 수 있는 사건이 될 수 있는 요인들을 찾아본다. 한국의 외환위기 무렵 기초경제여건을 나타내는 지표 중 장단기외채규모, 외환보유고 등을 보면, 외환위기를 초래하는 사건이 발생할 수 있다. 제Ⅲ 절에서는 한국의 외환위기를 발생시킨 특수한 요

3) 이러한 연구들의 주요 목록은 이종욱(1999) 참조

인을 반영할 수 있는 간단한 이론모형을 분석한다. 여기서 이론모형은 외국투자자가 자신의 이윤을 극대화하기 위해서 외채연장 여부를 결정한다는 가정하에 3기모형을 이용한다. 제Ⅳ 절에서는 이 모형의 시사점을 한국의 자료를 이용하여 실증적으로 분석해 본다. 실증분석에서는 이론모형이 제시한 바와 같이, 한국에서 외환위기를 초래한 중요한 요인이 바로 낮은 (가용외환보유고/총외채) 비율이라는 것을 보여준다. 마지막으로 이론모형과 실증분석이 주는 시사점을 정리해 보고, 이론모형의 발전방향을 제시한다.

Ⅱ. 외환위기와 경제지표

1. 기초경제여건과 투기적 공격요인

외환위기의 제 1 세대 모형에 적합한 외환위기 원인이 존재하는가를 분석하기 위해, 먼저 기초경제여건을 분석해 보자. 1997년 11월 이전에도 한국경제의 지속적 성장에 가장 큰 걸림돌은 지속된 큰 폭의 경상수지 적자와 원화의 과대평가라고 계속 지적되고 있었다. 그러나 동년 11월초 IMF의 캉드쉬 총재가 한국경제는 양호하다고 전망하였던 것처럼, 기초경제여건에서는 외환위기의 징조가 나타나지 않는다.⁴⁾ 먼저, 경상수지 적자의 GNP 비중이 1996년 GDP의 4.8%로 악화되지만 1997년에는 오히려 상당히 더 개선되어 가고 있다.

둘째, 환율의 과대평가는 선물시장의 프리미엄에 가장 잘 반영되어야 할 것이다. 그러나 국제금융시장에서 1개월물 NDF(non-deliverable forward) 환율 프리미엄의 움직임은 보면, 그 프리미엄이 일정 수준에 머물고 있다. 따라서 원/달러 환율이 과대평가되었다고 볼 수 없다. 외환위기 이전에는 국내 외환시장의 환율변동 폭이 확대되면서, 오히려 원화의 과대평가가 해소되어 가고 있었다고 할 수 있다.

셋째, 선진국의 외환위기의 중요한 원인이라 할 수 있는 한국의 GNP 대비 재정적자 비율도 1993년 이후 줄곧 흑자 상태이다. 재정수지는 OECD 국가 평균치와 비교하더라도 훨씬 양호한 상태였다.

4) 이에 대한 더 구체적인 설명은 이영섭·이종욱(1998)에서 본 논문의 전개에 필요한 몇 가지만 인용해 보기로 한다.

넷째, Krugman(1979)의 투기적 공격이론에 의하면, 투기적 공격이 나타나기 위한 전형적인 현상으로 외환위기 이전에 국내화폐공급이 증가하여 외환보유고가 감소해야 한다. 그러나 <그림 1>과 <그림 2>로 보면, 1997년 10월 이전에는 투기적 공격 이론이 성립하기 위해 요구되는 조건들이 한국경제에서는 나타나지 않는다. 또한 <그림 1>을 보면, 1996년 8월 이후 외환보유고는 꾸준히 증가하지만 본원통화는 거의 변화하지 않는다. 이것은 한국은행이 줄곧 中和 외환시장개입정책을 취해 왔다는 것을 의미한다.

다섯째, 투기적 공격모형에서는 외환리저브가 감소할수록 그리고 자국통화 가치의 하락 확률이 증가할수록, 명목이자율 차이는 증가해야 하고 실질이자율 차이는 감소해야 한다. 왜냐하면 환율이 변동환율제도로 변화하여 명목환율의 변동 폭이 크게 증가하게 되면, 기대인플레이션이 증가하게 되어 실질이자율이 하락하기 때문이다. 그러나 실질이자율 격차가 외환위기가 발생한 1997년 11월 이후에 오히려 크게 상승하고 있다. 따라서 실질이자율차이 지표는 외환위기를 사전예측하는 데 전혀 도움이 되지 않는다.

여섯째, 외채규모를 도시한 <그림 3>⁵⁾을 보면, 외채가 1994년부터 급격히 증가하는 것을 알 수 있다. 1995년의 외채규모는 외채위기가 심각했던 1985년 수준을 넘어서고 있다. 따라서 수출이 잘 안되거나 국제금융시장에서 외화차입이 어렵게 되면, 외채의 원리금 상환에 필요한 외화 유동성이 부족할 수 있다는 것을 알 수 있다. 그러나 GNP 대비 외채비율을 도시한 <그림 4>⁶⁾를 보면, 1997년의 외채 비중은 1982~1985년 외채위기 상황의 1/2에 지나지 않는다. 이 지표는 외채 채무상환능력에 대해서는 어떤 시사점도 줄 수 없기 때문에, 외채/GNP 비율은 외환위기를 예견하는 데 별 도움이 되지 않는다. 기존 외채문제에 대한 연구에서도 외채상환능력은 외채/GNP 비율 대신 수출/외채 비율을 활용하였다(Cline, 1995).

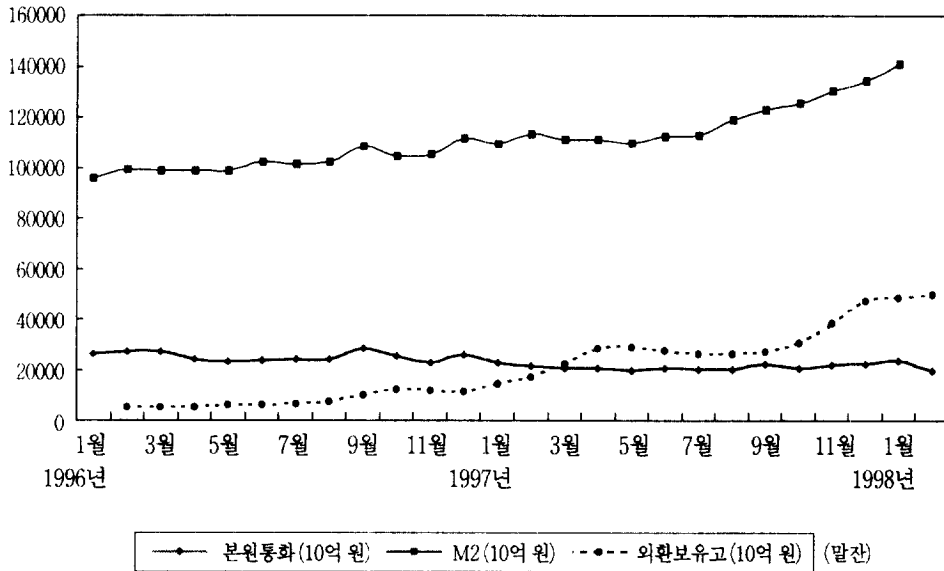
이영섭·이종욱(1998)이 제시한 기초경제여건과 여기서 도시한 통화지표를 보면, 한국경제의 위기를 경고하는 지표는 1995년 이후 급격히 증가하는 외채규모이다. 따라서 한국의 외환위기를 발생시킨 사건은 외채규모를 좀더 상세히 분석함으로써 찾아낼 수 있을 것이다.

5) 이영섭·이종욱에서 재인용.

6) 이영섭·이종욱에서 재인용.

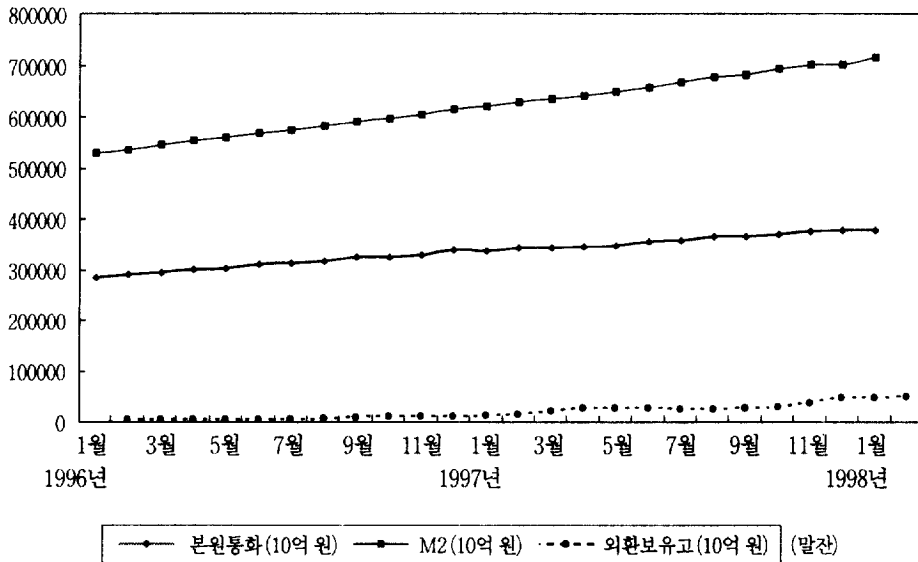
〈그림 1〉 통화공급과 외환보유고 변화: 본원통화, M2, 외환보유고

(단위: 10억 원)

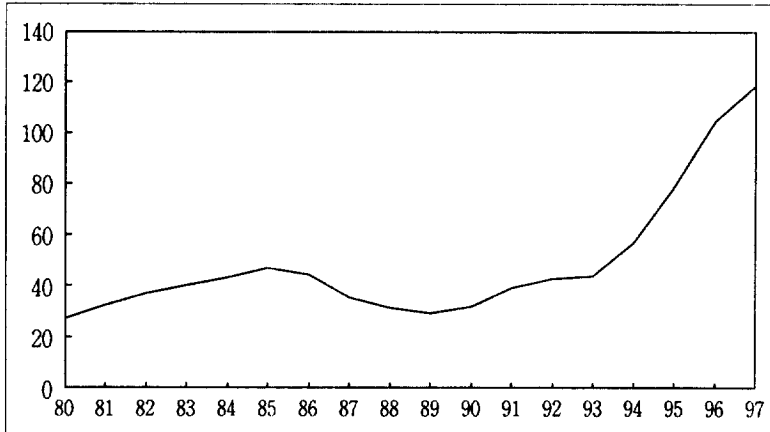


〈그림 2〉 통화공급과 외환보유고 변화: MCT, M3, 외환보유고

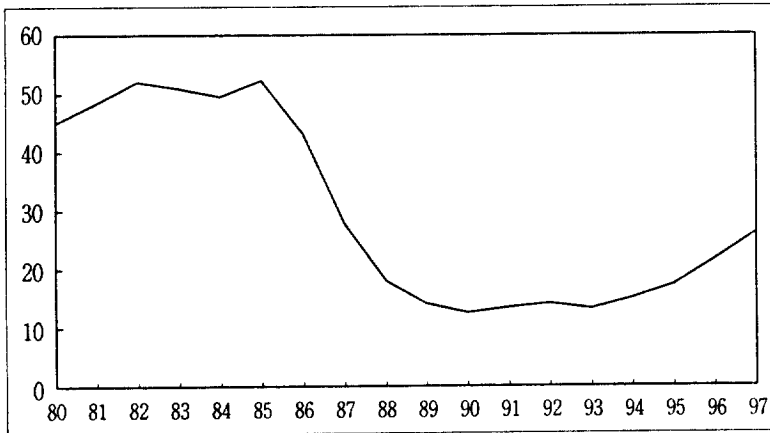
(단위: 10억 원)



〈그림 3〉 외채



〈그림 4〉 외채/GNP 비율



2. 사건적 요인

외환위기의 원인이 다양하다는 것은 Krugman(1979)의 투기적 공격이론보다 Obstfeld(1986)에 의한 자기실현적 기대이론으로 더 잘 설명될 수 있다. 실제로 1994년 12월 멕시코의 외환위기를 분석한 일련의 논문들은 자기실현적 기대조정을 발생시킨 사건들을 여러 가지로 설명하고 있다. Calvo와 Mendoza (1996)는 멕시코 외환위기의 근원적 요인으로 높은 자본이동과 금융의 범세계화를 들고 있다. 은

행산업이 취약하고 범세계적인 자본이동이 허용되는 경우, 고정환율제도와 재정긴축을 시행하는 국가에서는 유동금융자산의 스톡과 총리저브 사이에 커다란 불균형이 일어나게 된다. 이러한 환경적 요인은 두 가지 새로운 이론을 제시한다. 하나는 금융체계에 의한 구제금융에 대한 기대가 외환리저브에 대한 투기적 공격을 유발한다는 것이며, 또 하나는 전세계시장이 성장하고 정보수집의 이익이 감소함에 따라 정형화된 포트폴리오 다변화는 군집(또는 양떼) (herding) 행위로 나가게 된다는 것이다.

Atkeson and Rios-Rull(1996)에서는 멕시코 외환위기의 원인을 차입제약조건으로 설명하였다. 획기적인 거시경제 및 구조적 개혁 이후, 소비에 필요한 자금을 해외에서 차입해 온 국가가 해외차입을 할 수 없어 해외차입 제약요건에 직면하게 되면 국제수지 위기가 발생하게 된다. Sachs et al. (1996)에 의하면, 멕시코의 외환 위기는 12월 페소화의 15% 평가절하라는 사건을 계기로 자기실현적 기대가 발생하여 급격하게 광란적 균형으로 이동한 결과이다.

멕시코보다 기초경제여건이 더 양호했던⁷⁾ 한국에서 1997년 11월에 발생한 외환 위기도 자기실현적 기대조정으로 더 잘 설명할 수 있다. 그렇다면 한국의 외환위기에서 자기실현적 기대가 작용할 수 있는 사건에 해당하는 것은 무엇인가? 여러 가지 요인이 있을 수 있지만, 외화보유고나 경상수지에 비해 과도한 외채 그리고 단기외채 비중이 아주 높다는 것을 들 수 있다. 외환위기 이후, 외채와 외환보유고 현황을 보자. 먼저, 외채규모를 보기 위해, 뉴욕 외채협상이 타결되면서 재경원이 언론에 발표한 총외채에 관한 자료를 정리해 본 것이 <표 1>이다. IMF 구제금융 협정이 체결되는 시점의 외채총액과 재경원의 뉴욕 외채협상 타결시점 사이는 약 4개월이지만, 그동안 외채총액의 차이는 무려 334억 달러이다. 이 차액은 외환위기가 발생한 시점의 한국은행 외환보유고(약 305억)를 초과한다. 이 표에 의하면, 정부는 IMF 구제금융 협정을 체결하는 시점에서도 정확한 외채규모를 파악하지 못하고 있다는 것을 알 수 있다.

또한 1997년 9월 기준으로 보면, 공식외채 통계에서 단기외채의 비중이 54.8%이며, 이 중 금융기관의 단기외채가 33.31%, 민간부문이 21.53%이다. 금융기관의 외채를 나누어 보면, 은행권 10.37%, 리파이낸스 1.41%, 비거주자 외화예금

7) 외환위기 시점에서 두 나라의 기초경제여건에 대한 비교는 이영섭·이종욱(1998) 참조.

〈표 1〉 뉴욕 외채협상 시점의 한국의 외채규모 (IMF 기준)

(단위: 억 달러)

일 자	총외채	단기외채	장기외채
1996년 말	1,607	1,000 (62.2%)	607 (37.8%)
1997년 9월 (IMF 구제금융협정 문서자료)	1,196	656 (54.8%)	540 (45.2%)
1997년 12월 20일	1,530	802 (52.4%)	728 (47.6%)

주: () 안의 숫자는 총외채에 대한 비율임.

0.29%, 기타가 21.24%이다. 금융기관의 단기외채 비중에서 특이한 것은 만기가 다른 자금을 받아 장기로 대출해 주는 자금변환기능을 하는 은행의 비중이 낮고, 기타 금융기관의 비중이 높다는 것이다.⁸⁾ 이러한 비정상적인 비율은 외환위기를 초래할 정도의 구조적 취약성을 시사하고 있다. 한국에서는 그 당시 은행이 국내자산에 대해서만 ALM 기법을 통해 어느 정도 위험관리를 하고 있는 실정이었다. 그러나 은행도 상이한 만기구조, 이자율변동 이외에 환율변동의 위험에도 직면하는 해외자금차입과 해외투자에 대해서는 ALM 기법을 체계적으로 도입하지 못하고 있었다. 더 큰 문제는 이 기법을 관리할 수 있는 전문인력이 부족하였다는 것이다. 반면 은행보다 해외금융업무를 하기 위한 시설이나 인력이 더 열악한 기타 금융기관 중, 한국의 외환위기의 기폭제 역할을 한 종합금융회사(merchant bank)는 자금변환기능이 주업무가 아니므로 외환자산의 ALM에 대한 노하우를 전혀 갖추고 있지 않았다. 따라서 외국에서 차입한 자금의 차환이 거절되면, 어떻게 대처할 것인가에 대한 전략적 포트폴리오가 전혀 마련되어 있지 않았다.

〈표 2〉에 나타난 한국의 외환보유고 감소 추이를 보면, 단기외채 연장 거부가 한국의 공식외환 보유고 변화에 어떤 영향을 주었는지를 쉽게 알 수 있다. 정부가 원화 하락을 막기 위한 외환시장 개입과 은행과 종합금융회사들의 단기외채상환에 부족한 외환을 공급하면서, 11월 1일부터 12월 4일까지 34일간 무려 175억 달러의 가용외환을 소비했다는 것을 알 수 있다.

외채규모와 외환보유고 추이를 비교한 〈그림 5〉를 보면, 그러한 특징은 더 명백해진다. 1996년 이후 외환보유고에 비해 단기외채의 비중이 아주 높고, 1997년

8) 더 구체적인 숫자에 대한 설명은 이영섭·이종욱(1998)의 〈표 2〉 참조.

〈표 2〉 한국의 외환보유고 감소 추이

(단위: 억 달러)

일 자	공식외환 보유고	가용외환 보유고
1998년 10월 31일	305	225
11월 21일	238	130
11월 25일	242	108
12월 2일	239	60

자료: IMF 보고서.

〈표 3〉 주요국 금융기관의 한국채권

(단위: 백만 달러)

국 가 연 도	1996년 6월 말	1996년 말	1997년 6월 말
일 본	22,512	24,324	23,732 (22.94)
독 일	8,529	9,977	10,794 (10.44)
프랑스	6,994	8,887	10,070 (9.74)
미 국	9,582	9,355	9,964 (9.63)
영 국	4,140	5,643	6,064 (5.86)
벨기에	2,312	3,731	3,899 (3.77)
18개국 총액	88,027	99,953	103,432

주: 1) 총액은 18개국이며, 각국 외채는 14개국만 기록함.

2) () 안의 숫자는 전체에서 차지하는 비중임.

자료: 국제결제은행(『동아일보』, 1998. 1. 6에서 간접인용).

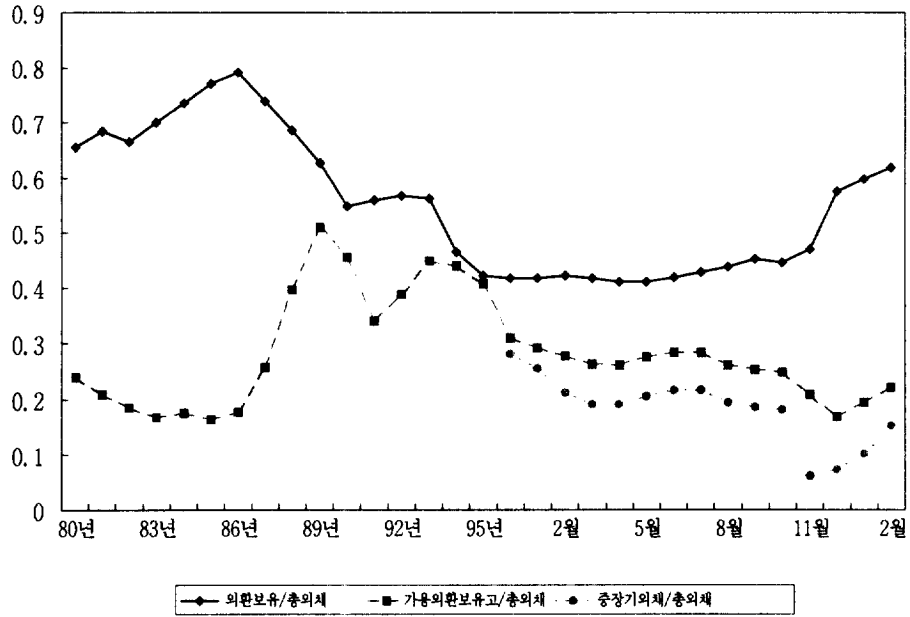
1~10월까지 두 변수간 갭은 더 커지고 있다. 그러나 외환위기 이후에 두 지표간의 갭은 차츰 감소하고 있다. 또한 가용외환보유고로 비교한다면, 11월에 단기외채와 가용외환보유고의 갭이 최대가 된다.

〈그림 6〉의 장기외채와 외환보유고 관계를 두 기간으로 나누면 그 특징이 더 명확해지는 것을 알 수 있다. 첫째, 1995년 이전으로, 이 기간에는 외환보유와 장기외채의 갭이 감소하고 있다. 둘째, 1995년 이후에는 외환보유고와 장기외채의 갭이 서서히 증가하다가 1997년 11월 이후에는 급격히 증가하고 있다. 이것은 1998년 2월 단기외채의 증장기외채 전환 협상이 타결되면서 나타난 당연한 결과로 볼 수 있다.

또한 한국이 선진 18개국 금융기관으로부터 빌린 외채 중, 한국이 BIS 보고의무를 지닌 차입금액을 요약한 〈표 3〉을 보면, 해외 차입이 몇 개 국가에 크게 편중되어 있다는 것을 알 수 있다. 1997년 6월말 기준에서는 일본이 전체의 22.9%를 차

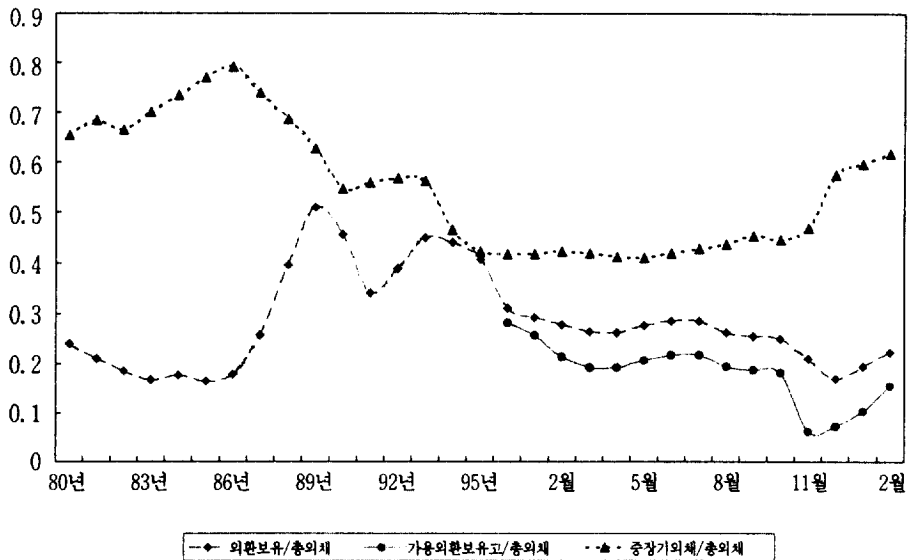
〈그림 5〉 단기 외채규모와 외환보유고

(단위: 억 달러)



〈그림 6〉 장기외채규모와 외환보유고

(단위: 억 달러)



지하고 있다. 그리고 일본, 독일, 프랑스의 3개국 채권은 전체의 43.12%이고, 미국과 영국을 포함한 상위 5개국 비중이 58.61%이다. 따라서 선진국이 일부 자금을 회수하게 되면, 한국경제는 큰 충격을 받게 되어 있다. 이를테면, 일본이 차입금의 일부를 회수하면, 경상수지가 적자인 상황에서는 한국경제는 자본이동의 양폐현상으로 인해 큰 타격을 입을 수밖에 없는 상황이라는 것을 알 수 있다. 더구나, 일본에서 지나치게 많은 자금을 차입함으로써 일본 경제상황의 변화에 따라 차입자금의 만기가 연장될 수도 있고 안될 수도 있었다. 그만큼 한국경제는 일본경제의 영향을 크게 받지 않을 수 없는 처지였다. 실제로 한국의 외환위기는 일본이 단기자금의 상환을 요구함으로써 외환 유동성 부족으로 급속하게 진전되었다.⁹⁾

Ⅲ. 모 형

1. 모 형 1

한국의 경제변수를 분석해 보면, 외채가 외환보유고의 5배에 이르고, 총외채에서 단기외채비중이 아주 높다. 이러한 특성이 한국의 외환위기를 초래할 수 있다는 것을 설명하는 이론이 없다. 본 연구의 이론모형은 경제현실과 이론의 이러한 갭을 메워 보려는 시도로 볼 수 있다.¹⁰⁾

한국 기업과 외국 투자가만 있는 3期模型을 고려해 보자.¹¹⁾ 단기외채는 每期 초에 빌려 매기 말에 상환하지만, 차환도 가능하다. 그리고 장기외채는 1기초에 빌려 2기말에 갚아야 한다. 2기말에는 2기 단기외채와 1기에 빌린 장기외채를 함께 갚아야 하지만, 단기외채는 차환이 가능하다. 2기말에 외국 금융기관은 차입기관의 3기

9) 이종욱(1998d) 참조.

10) 한국은 1980년대 초에 외채문제에 처했을 때, 지불불능을 선포하기보다 공격적인 상환프로그램을 선택하였다. 그러나 한국의 이러한 정책은 그 무렵 외채를 가장 잘 설명할 수 있던 Eaton-Gersovitz-Stiglitz (1986) 모형으로 설명할 수 없었다(Cline, 1995, p. 141). 1980년대 한국의 외채위기를 외국학자들이 설명할 수 없었듯이, 1997년 11월의 한국의 외환위기도 외국학자의 이론으로 설명할 수 없다.

11) 본 논문에서 제시하는 모형은 Calvo(1988)의 응용으로 볼 수 있다. Calvo에서는 2기모형을 사용하고 있으며, 여기서는 3기모형을 이용한다. Caplin and Leahy(1994)는 3기모형을 이용하여 시장붕괴를 분석하고 있지만, 본 논문의 모형과 다르다.

외채상환 능력을 판정하고 현재 경제구조에서 외환위기를 유발시킬 것인가의 여부를 결정하게 된다. 2기말에 차입자가 3기에도 외채상환능력이 있을 때, 외국 금융기관이 외환위기를 발생시키면 대출금을 차환해 주면서 높은 가산금리를 부가할 수 있어 단기뿐만 아니라 장기에도 큰 이익을 얻을 수 있다.¹²⁾ 3기에는 제 2기말에 외환위기가 발생하면 경제가 위기를 극복하면서 정상으로 회복되는 상태이거나 2기말에 외환위기가 발생하지 않으면 그 원인이 될 수 있는 요인을 감소시키는 구조조정 기간으로 볼 수 있다. 4기부터는 1기, 2기, 3기 상황이 반복된다고 가정한다.

이 모형에서 1기말에는 외환위기 일어나지 않고, 2기에 외환위기가 발생할 수 있다. 왜냐하면 국내기업이 1기에 단기외채를 빌릴 수 없다면 장기외채도 빌릴 수 없을 정도로 기업의 대외신용도가 좋지 않기 때문이다. 따라서 경제구조에 특별한 문제가 없고 차입한 기업에 문제가 없다면, 1기에 단기외채는 쉽게 만기연장될 수 있다.

2기에는 단기외채와 장기외채의 상환요구가 겹치기 때문에 1기에 비해 채무이행을 위해 충분한 외화유동성을 준비하지 못한 국가는 외환위기에 직면하게 된다. 외환위기 가능성은 외화유동성과 장단기 외채상환 요구액을 상호비교함으로써 판정될 수 있다. 먼저, 총외채는 1기에 빌린 장기외채와 2기에 빌린 단기외채의 합이다.

$$B = B_1^l + B_2^s \quad (1)$$

여기서 B_1^l 은 장기외채이고, B_2^s 는 2期の 단기외채이며, 모든 외채는 외화표시이다. 각 期에 단기외채 이자율은 R^s 이고, 장기외채 이자율은 R^l 이며, 모든 이자율은 국제금융시장의 기준금리에 각국의 스프레드를 가산한 금리이다. 식(1)을 다시 쓰면, 단기 및 장기외채를 총외채의 비중으로 표시할 수 있다.

$$\gamma = \frac{B_2^s}{B} \quad (2-1)$$

$$1 - \gamma = \frac{B_1^l}{B} \quad (2-2)$$

총외채에서 단기외채가 차지하는 비중은 외채위기를 발생시키는 결정적 요인이

12) 헤지펀드들이 투기적 공격을 통해 고정환율제도를 붕괴시키는 것도 외환위기 이후 자신들이 얻는 이익이 투기적 공격을 감행하면서 들어간 비용보다 훨씬 더 크기 때문이다.

될 것이다. γ 의 값에 따라 외환위기가 발생할 수 있는가는 세 가지로 나누어 볼 수 있다.¹³⁾ 첫째, γ 이 $0 < \gamma < \underline{\gamma}$ 이면, 국내기업은 외채 유동성 부족으로 인한 외환 위기에 직면하지 않는다. 둘째, γ 이 $\underline{\gamma} < \gamma < \bar{\gamma}$ 범위 속에 있으면, 외환위기가 발생할 수도 있고 않을 수도 있다. 셋째, γ 이 $\bar{\gamma} < \gamma$ 이면, 외환위기가 항상 발생하게 된다.

2기에 국내기업이 1기의 단기외채를 만기연장하거나 필요한 외자를 단기로 더 빌릴 수 있다. 2기에 외국투자가는 자신의 이윤을 극대화하기 위해 단기외채 연장을 거부할 수 있다. 이것은 바로 국내기업의 채무지불 불능상태를 의미한다. 단기외채 중 일부가 지불불능상태에 직면한다고 할 때, 그 비율을 θ 라 하자. 외국 투자가는 단기외채 연장을 거부함으로써 채협상을 통해 더 높은 프리미엄을 얻을 수 있다. 이러한 프리미엄의 크기를 α 라 하면, α 의 범위는 $0 < \alpha < 1$ 다. 국내기업이 3기에 외환위기의 채협상으로 추가 금리를 부담할 능력이 있다면, 외국 채권자는 2기에 단기외채연장을 거부하여 외환위기를 일으킴으로써 더 많은 이익을 얻을 수 있다. 이러한 상황을 고려해 보면, 2기 말에 외화필요량은 식(3)이 된다.

$$(1 - \theta) R^s \gamma B + \theta \alpha R^s \gamma B + R'(1 - \gamma) B = X(e) \quad (3)$$

여기서 $X(e)$ 는 가용외환 보유고를 나타내고, e 는 원-달러 환율을 나타내며 외생변수이다. 환율이 상승하면, 가용외환보유고는 증가할 것이다.

식(3)에서 외국 투자가가 외환위기를 일으키는 데 사용하는 외채는 단기외채라 가정한다. 장기외채를 연장해 주는 경우, 최소한 1기 동안은 외환위기 없이 지낼 수 있어 장기외채는 외환위기를 발생시키는 데 신뢰성이 약한 수단이다. 반면, 단기외채는 매기마다 상환을 요구할 수 있으므로, 외환위기를 발생시킬 경우, 그 효과가 매기마다 지속적으로 나타날 수 있다. 국내기업은 단기외채에서 발생한 외환 위기에 대해서는 외국 투자가가 요구하는 프리미엄을 거절할 수 없게 된다. 따라서 단기외채로 외채연장 협상을 할 경우, 외국기업은 훨씬 더 높은 프리미엄을 얻어낼 수 있다.

식(3)을 정리하면, 더 분석하기 편리한 식(4)를 얻을 수 있게 된다.¹⁴⁾

13) 세 가지 영역에 해당하는 변수가 어떻게 내생적으로 결정될 것인가에 대한 분석은 쉬운 작업이 아니다. 여기서는 단순히 가능한 상황을 가정한 것이다.

$$(1 - \theta) R^s \gamma + \theta \alpha R^s \gamma + R^l (1 - \gamma) = x \quad (4)$$

여기서 x 는 $\frac{X(e)}{B}$ 로 정의된다.

식(4)에서 외국투자자가 단기외채 상환을 요구함으로써 한국에서 외환위기를 발생시킬 경우, $\theta=1$ 이다. 이때 γ 와 x 의 관계는 다음과 같이 정리된다.

$$(\alpha R^s - R^l) \gamma + R^l = x \quad (5)$$

외환위기로 외채연장의 협상이 재개되면, αR^s 는 R^s 보다 더 작아진다. 다음 기에 지불해야 하는 단기금리는 $(\alpha R^s + R^s)$ 이므로, 외국투자자는 2기에 한국에 외환위기를 초래함으로써 3기에 일종의 폭리를 취할 수 있다. 이것은 국제금융시장에서 시장지배력을 가진 외국투자가일수록 외환위기를 겪게 되는 국가나 기업에게 정상적인 장기금리 수준을 훨씬 초과하는 가산금리를 부가시킬 수 있다는 것을 의미한다. 그러나 외채이자 부담이 지나치게 커지면, 그 기업은 채투자할 재원을 마련하기 어려워 장차 이자보다 원금을 상환하는 것이 더 어렵게 될 것이다. 이런 상황에서는 외채의 만기연장으로 받는 이자율이 기존 장기외채의 금리를 넘어서지 않을 수 있다.

외국투자자가 외환위기를 발생시키지 않는 경우, $\theta=0$ 이다. 이때 γ 와 x 의 관계는 식(6)이 된다.

$$(R^s - R^l) \gamma + R^l = x \quad (6)$$

외국인 투자가가 외환위기를 발생시킬 것인가는 식(5)와 (6)에 의해 결정된다. 두 식의 기울기는 두 가지로 나누어 볼 수 있다. 첫째, $R^s < R^l$ 일 때, 외환위기의 가능성은 <그림 7>로 요약될 수 있다. 경기가 호전될 것을 예상하여 기업이 투자를 증가시킴으로써 장기이자율이 단기이자율을 초과할 수 있다. 이러한 경제상황에서 외국인 투자가는 장기이자율이 단기이자율을 초과하는 것을 예상하여, 외환위기로 인해 자신에게 발생하는 이익을 계상하게 된다.

14) 외국투자자나 국내 차입자는 Sachs et al. (1997)와 유사하게 설정된 목적함수를 극대화 또는 극소화하는 행태를 분석할 수 있다.

〈그림 7〉에서 외환위기 가능성의 영역은 크게 세 가지로 구분된다. 영역 I은 외환위기가 발생하지 않는 정상적인 상황이고, 영역 II는 외환위기가 불확실한 상황이며, 영역 III은 외환위기가 확실히 발생하는 영역이다. 영역 II와 III에서는 γ 의 크기에 따라 외환위기의 발생 여부가 결정된다. γ 이 $0 < \gamma < \underline{\gamma}$ 에 있으면, 외환위기가 발생하지 않는다. 그러나 $\underline{\gamma} < \gamma < \bar{\gamma}$ 범위에서는 어떤 사건이 발생하면 항상 외환위기가 발생할 수도 있다. 이 영역에서는 다균형(multiple equilibrium)이 존재할 수 있으며, 어떤 사건이 발생하면 균형이 AB 선분 또는 CD 선분 어디에서도 얻어질 수 있다. 마지막으로 γ 이 $\bar{\gamma} < \gamma$ 이면, 외환위기가 항상 발생하게 된다.

둘째, $R^s > R^l$ 일 때,¹⁵⁾ 외국인이 외환위기를 발생시킬 것인지는 〈그림 8〉을 통해 분석할 수 있다. 경기불황을 예상하여 기업이 투자를 감소함으로써 장기이자율이 단기이자율보다 더 낮아지는 경우이다. 이러한 경제상황에서 외국인 투자가는 단기이자율이 장기이자율을 초과하는 것을 예상하여, 외환위기로 인해 자신에게 발생하는 이익을 계상하게 된다. 〈그림 7〉에서와 같이 외환위기의 가능성 영역은 세 가지로 나눌 수 있다. 영역 I은 외환위기가 발생하지 않은 정상적인 영역이다. 반면, 영역 II는 외환위기가 불확실한 상황이며, 어떤 사건이 발생하면 언제든지 외환위기가 발생할 수 있다. 영역 III에서는 항상 외환위기가 발생한다. 또한 〈그림 8〉에서도 영역 II에서는 γ 값의 크기에 따라 외환위기 가능성이 나누어진다. γ 값이 $0 < \gamma < \underline{\gamma}$ 에 있으면 외환위기가 발생하지 않는다. 이때 외국투자가의 의사결정은 $\theta = 0$ 이 되며, 외국 투자가는 선분 RA상의 한 점을 택할 수 있다. 그러나 $\underline{\gamma} < \gamma < \bar{\gamma}$ 범위에서는 어떤 사건이 발생하면 외환위기가 발생할 수도 있다. 이때 외국인 투자가는 $\theta = 0$ 궤적의 선분 AB 또는 $\theta = 1$ 궤적의 선분 CD상의 어느 점도 다 택할 수 있어, γ 값이 이 범위에 있게 되면 다균형이 존재하게 된다. 마지막으로 γ 이 $\bar{\gamma} < \gamma$ 이면, 외환위기가 항상 발생하게 된다.

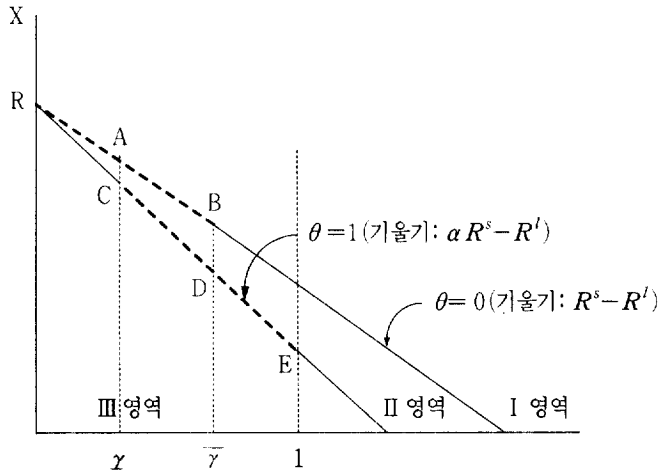
〈그림 7〉과 〈그림 8〉을 통해 국내 기업가가 총외채에서 단기외채 비중을 적절한 수준에 유지하지 못하면, 어느 경우에서나 다균형이 발생할 수 있다. 다균형 상태는 외채의 구성이 불안하여 언제든지 어떤 사건이 발생하면 외환위기가 발생할 수 있다는 것을 의미한다.

15) 이자율의 기간구조에서 경기가 호황일 때, 단기이자율이 장기이자율보다 더 높은 수준에 있게 된다.

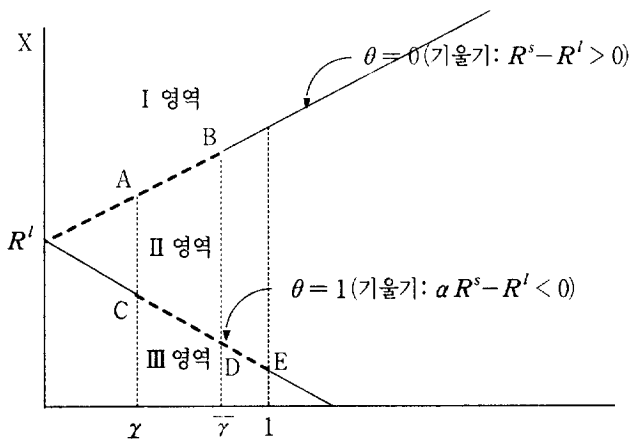
위 분석모형에서는 γ 의 상한과 하한 값을 얻는 것이 어려우므로, 한국의 외환위기를 설명하는 데는 R^I 와 x 의 값을 상호 비교하는 것이 더 편리하다. <그림 7>에서 외채지불 능력의 측도로 이용될 수 있는 x 값을 R^I 의 크기와 비교해 보면, 한 나라의 외환위기가 언제 발생할 수 있는가를 더 쉽게 이해할 수 있다.

[정리 1] (단기외채/총외채) 비중이 어떤 영역에 속하느냐에 따라 외환위기의 가능성은 달라진다. 즉, γ 의 값이 클수록 외환위기가 발생할 가능성은 더 높아진다.

<그림 7> 외환위기와 외국인 투자자의 이익: $R^S < R^I$



<그림 8> 외환위기와 외국인 투자자의 이익: $R^S > R^I$



2. 모 형 II

모형 I에서는 이자상환에만 중점을 두었다. 여기서는 이자상환뿐만 아니라 원금상환을 고려해 보자. 원금상환을 고려하기 위해서는 두 가지 문제에 대한 가정이 필요하다. 첫째, 원금상환이 몇 년 동안 이루어질 것인가를 결정하기 위해서는 3기가 몇 번 반복된다고 가정해야 할 것인가? 이러한 반복이 무한히 일어난다면, 매기의 원금상환이 큰 부담이 되지 않을 수 있다. 둘째, 원금상환 부담에 총외채, 단기외채, 장기외채를 어떻게 고려할 것인가에 대한 가정이다. 어떤 외채지표를 택할 것인가에 따라 모형 I에 나타난 각 영역의 크기는 달라질 수밖에 없다.

이론모형에서는 단기외채와 장기외채를 각각 고려하게 되면, 외환위기가 발생할 수 있는 2기는 식(4) 대신 식(7)로 나타낼 수 있다.

$$(1-\theta)R^s\gamma + \theta\alpha R^s\gamma + R^l(1-\gamma) = x - \lambda\gamma - \mu(1-\gamma) \quad (7)$$

여기서 λ 와 μ 는 각각 단기외채 중 상환비율, 장기외채의 상환비율이고, 그 범위는 각각 $0 < \lambda < 1$, $0 < \mu < 1$ 이다.

식(7)에서 외국투자자가 단기외채 상환을 요구함으로써 한국에서 외환위기가 확실히 발생할 수 있는 경우는 $\theta=1$ 일 때이다. 이때 γ 와 x 의 관계는 식(8)로 정리된다.

$$(\alpha R^s + \lambda - \mu - R^l)\gamma + R^l + \mu = x \quad (8)$$

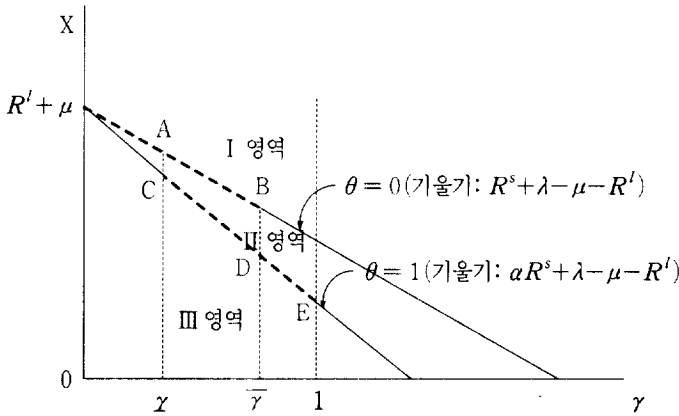
식(7)에서 외국투자자가 외환위기를 일으키지 못하는 경우는 $\theta=0$ 일 때이다. 이때 γ 와 x 의 관계가 식(9)이다.

$$(R^s + \lambda - \mu - R^l)\gamma + R^l + \mu = x \quad (9)$$

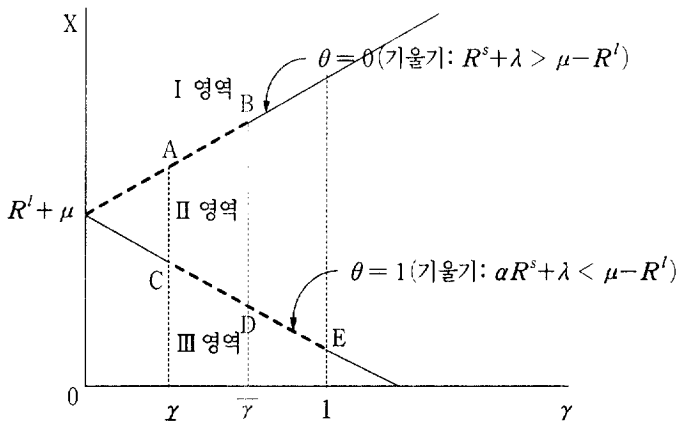
원리금 상환을 고려하는 경우, 외환위기의 가능성은 식(8)과 (9)에 의해 결정된다. 각 영역에 대한 정의는 모형 I에서와 같다. 먼저 $\alpha R^s + \lambda < \mu - R^l$ 인 경우, 외환위기의 가능성은 <그림 9>로 나타낼 수 있다. 외환위기는 II, III 영역에서 가능하며, 영역 II에서는 외환위기의 다균형 상태가 가능하게 된다.

둘째, $\alpha R^s + \lambda > \mu - R^I$ 일 때,¹⁶⁾ 외환위기의 가능성은 <그림 10>으로 분석해 볼 수 있다. 영역 I 에서는 외환위기가 발생하지 않고, 영역 II, III에서만 각각 외환 위기가 발생할 수 있다. 그리고 외환위기의 다균형 상태는 영역 II에서 발생하고, 영역 III에서는 외환위기가 발생하지 않는다.

<그림 9> 외환위기와 외국인 투자자의 이익: $\alpha R^s + \lambda < \mu + R^I$



<그림 10> 외환위기와 외국인 투자자의 이익: $\alpha R^s + \lambda > \mu + R^I$



16) 모형 I 에서와 마찬가지로, 이자율 기간구조와 경기변동의 관계에서 이자율은 경기변동과 호순환(procyclical) 한다. 이때 경기가 호황이면 단기이자율이 장기이자율보다 더 높은 반면, 불황이면 단기이자율이 장기이자율보다 더 낮다.

IV. 실증분석

앞에서 제시된 이론모형에서는 총외채에서 단기외채가 차지하는 비중에서 최적 수준의 구간이 존재하게 되면, 다균형이 발생할 수 있다. 이 모형을 이용하여, 외환위기를 분석하려면, (단기외채/총외채)의 비중에 대한 상한, 하한의 최적치를 분해해야 한다. 그러나 이러한 작업은 쉬운 일이 아니다. 따라서 실증분석에서는 이론모형을 단순하게 이용하기 위해, (외환보유고/총외채)와 국제금융시장의 장단기 금리 및 외환위기 이후 가산금리에 얻은 (외환보유고/총외채)의 이론치와 (외환보유고/총외채)의 실제치를 비교함으로써 외환위기 가능성이 존재하는가를 분석하는 방법을 택하였다.

1. 모 형 1

실증분석에서는 1997년 11월 21일 한국의 외환위기가 발생되기 이전과 이후를 비교함으로써 앞서 보여준 [정리 1]이 성립하는가를 분석해 보아야 할 것이다. 1997년 런던 국제금융시장을 보면, $R^s > R^l$ 가 되는 경우를 발견할 수 없으므로, <그림 7>을 이용한다. <그림 7>을 적용하려면, 실제 x 값(즉, 가용외환보유고/총외채)과 이론치인 x 값을 비교함으로써 한국에서 외환위기의 가능성을 분석해볼 수 있다.

<표 4>에서 x 값의 이론치를 구하는데, 장단기금리와 단기외채상환능력을 나타내는 지표로 무엇을 사용할 것인가?¹⁷⁾ 첫째, 국제금융시장의 단기금리와 장기금리는 각각 LIBOR의 3개월물, 1년물을 이용한다. 기준모형을 외환위기 이전으로 하기 위해, 편의상 단기금리와 장기금리로 각각 1997년 9월 4일 LIBOR의 3개월물 금리 5.7185%, 1년물 6.0312%를 적용한다. 다른 날짜의 LIBOR 금리를 이용하더라도, 이론치의 값에는 큰 변화가 없다.

둘째, 단기외채의 상환능력은 수출지표나 외환보유고보다 가용외환보유고가 더 타당할 것 같다. 왜냐하면 단기외채의 갑작스런 상환요구라는 사건이 발생하였을

17) 각 시기의 장단기이자율과 가산금리(α) 수준을 달리 대입한다면, 결과는 변할 수 있다. 그러나 외환위기가 일어난 시점에서 가산금리가 실제 α 에 해당하므로, 외환위기가 발생한 시점을 기준으로 삼았다.

〈표 4〉 (가용외환보유고/총외채) 비중의 이론치와 실제치

일 자	$\gamma^{1)}$	$\theta = 0$	$\theta = 1$	실제 x 값 ²⁾
		$(R^s - R^l)\gamma + R^l = X$	$(\alpha R^s - R^l)\gamma + R^l = X$	
1996년 말	0.6349	0.0622	0.03788	0.18679
1997년 11월	0.5494	0.0585	0.04801	0.04487
12월	0.4430	0.0588	0.04468	0.05744
1998년 1월	0.4232	0.0589	0.04537	0.08174
2월	0.4085	0.0590	0.04589	0.12335

주: 1) $\frac{\text{IMF 기준 단기외채}}{\text{IMF 기준 총외채}}$ 임.

2) 실제 x 값은 $\frac{\text{가용외환보유고}}{\text{IMF 기준 총외채}}$ 임.

때 가용외환보유고만이 그 나라가 즉각적으로 동원할 수 있는 유동성이기 때문이다.

셋째, $\theta=0$ 과 $\theta=1$ 로 나누어 분석된다. 이때 α 의 값으로 1998년 2월 단기외채 연장협상에서 합의된 스프레드인 2.5%를 적용한다.

〈표 4〉에서 1996년 연말에는 x 의 실제값이 이론치를 초과하여, 〈그림 7〉에서 I의 영역에 있다. 1996년 연말만 하더라도, 한보사태 및 기아사태가 계속되는 금융위기 상태였지만 외환위기는 생각할 수도 없었다.

그러나 〈표 4〉에서 1997년 11월을 보면, 실제값이 $\theta=1$ 일 때 이론치보다 더 적다. 〈그림 7〉에서 θ 값은 영역 III에 위치하고 있다. 따라서 외국투자가가 한국에서 외환위기를 일으키는 것이 더 큰 이익을 얻을 수 있다는 것을 보여준다. 그리고 1997년 12월에는 실제값이 $\theta=1$ 과 $\theta=0$ 사이에 위치하므로, 어떤 사건이 발생하면 외환위기가 발생할 수 있는 상황이다. 〈그림 7〉에서 θ 값은 영역 II에 위치하고 있다. 1997년 11월과 12월을 연결해 분석해 보면, 한국의 외환위기는 11월에 최악의 상태였고 12월에는 서서히 회복해 가고 있는 상황이라고 볼 수 있다.

마지막으로 〈표 4〉에서 1998년 1월 이후에는 가용외환보유고가 증가하면서, 실제 x 값은 외환위기가 발생할 수 있는 영역을 벗어나 있다.

본 연구의 이론모형에 의한 실증분석의 결과는 우리에게 명확한 하나의 시사점을 준다. 낮은 수준의 가용외환보유고가 한국의 외환위기를 발생시킨 주요한 원인이다. 이를테면, 한국은행이 원-달러환율의 상승을 방어하기 위해 외환시장에 개입한

것, 재경부가 종금사의 해외 포트폴리오 투자에 대한 손실을 외환보유고 자금으로 대부해 준 것 등은 한국의 가용외환보유고를 급격하게 감소시켜 외환위기로 치닫게 하는 가장 중요한 요인이라고 볼 수 있다. 따라서 외환위기의 책임추궁은 바로 가용외환보유고를 낭비한 정책실패를 엄밀히 따지는 것이 되어야 할 것이다.

2. 모 형 II

이자뿐만 아니라 원금 상환을 고려할 경우, 외환위기 상황에 대한 시뮬레이션 결과는 <표 5>로 요약된다. 이론치의 x 값을 구하는 데 이용되는 변수들의 값은 <표 4>와 같다.¹⁸⁾

먼저 <사례 1>을 보면, 단기외채는 3개월 차환을 조건으로 1년 만기이며, 장기외채는 2년 만기인 경우이다. 단기외채는 3개월마다 차환되는 것으로 가정하게 되면, 1년 만기이면 매기마다 단기외채의 1/4은 준비되어 있어야 한다. 즉, $\lambda = 1/4$ 이다. 그러한 상환능력이 있을 때 정상적인 차환이 이루어진다고 가정한다. 장기외채의 상환능력도 매분기마다 평가받는다고 할 때, 매기마다 만기까지 기간 동안 원금을 균등 분할 상환할 수 있는 금액이 준비되어 있어야 한다. 장기외채는 만기가 2년이므로 매기마다 원금의 1/8이 준비되면 된다. 즉, $\mu = 1/8$ 이다. 따라서 앞의 이론모형에서 제시된 바와 같이 장단기외채에 대한 유동성 준비가 없다면, 일시적 유동성 부족에 의한 외환위기는 2기가 되면 항상 가능하게 된다. <사례 1>에서는 실제 x 값이 $\theta = 0$ 일 때 이론치 x 값보다 항상 적어, 경제는 1996년 말부터 줄곧 외환위기가 발생해야 하는 상황에 있다.

둘째, <사례 2>는 단기외채가 3개월 차환을 조건으로 2년 만기이며, 장기외채는 4년 만기인 경우이다. 이때 $\lambda = 1/8$, $\mu = 1/16$ 이다. 결과를 보면, 1996년말에는 외환위기가 일어나지 않지만, 1997년 11월에서 1998년 1월까지의 반드시 외환위기가 일어나야 하고, 1998년 2월에는 외환위기가 발생할 수도 있고 발생하지 않을 수도 있는 다균형 상태에 있다.

18) <표 4>에서와 마찬가지로, 각 시기의 장단기이자율과 가산금리(α) 수준을 대입한다면, 결과는 변할 수 있다. 그러나 외환위기가 일어난 시점에서 가산금리가 실제 α 에 해당하므로, 외환위기가 발생한 시점을 기준으로 삼았다.

〈표 5〉 (가용외환보유고/총외채) 비율의 이론치와 실제치

〈사례 1〉 $\lambda=1/4$, $\mu=1/8$

(단기외채 3개월 차환으로 1년 만기, 장기외채 2년 만기)

일 자	$\gamma^{1)}$	$\theta = 0$	$\theta = 1$	실제 x 값 ²⁾
		$(R^s + \lambda - \mu - R^l)\gamma$ $+ R^l + \mu = x$	$(aR^s + \lambda - \mu - R^l)\gamma$ $+ R^l + \mu = x$	
1996년 말	0.6349	0.4670	0.4316	0.18679
1997년 11월	0.5494	0.4459	0.4153	0.04487
12월	0.4430	0.4196	0.3947	0.05744
1998년 1월	0.4232	0.4147	0.3911	0.08174
2월	0.4085	0.4111	0.3884	0.12335

〈사례 2〉 $\lambda=1/8$, $\mu=1/16$

(단기외채 3개월 차환으로 2년 만기, 장기외채 4년 만기)

일 자	$\gamma^{1)}$	$\theta = 0$	$\theta = 1$	실제 x 값 ²⁾
		$(R^s + \lambda - \mu - R^l)\gamma$ $+ R^l + \mu = x$	$(aR^s + \lambda - \mu - R^l)\gamma$ $+ R^l + \mu = x$	
1996년 말	0.6349	0.2779	0.2425	0.18679
1997년 11월	0.5494	0.2711	0.2404	0.04487
12월	0.4430	0.2625	0.2378	0.05744
1998년 1월	0.4232	0.2609	0.2373	0.08174
2월	0.4085	0.2598	0.2369	0.12335

〈사례 3〉 $\lambda=1/12$, $\mu=1/24$

(단기외채 3개월 차환으로 3년 만기, 장기외채 6년 만기)

일 자	$\gamma^{1)}$	$\theta = 0$	$\theta = 1$	실제 x 값 ²⁾
		$(R^s + \lambda - \mu - R^l)\gamma$ $+ R^l + \mu = x$	$(aR^s + \lambda - \mu - R^l)\gamma$ $+ R^l + \mu = x$	
1996년 말	0.6349	0.2691	0.2420	0.18679
1997년 11월	0.5494	0.2625	0.2391	0.04487
12월	0.4430	0.2544	0.2355	0.05744
1998년 1월	0.4232	0.2528	0.2348	0.08174
2월	0.4085	0.2517	0.2343	0.12335

〈표 5〉 (가용외환보유고/총외채) 비율의 이론치와 실제치 (계속)

〈사례 4〉 $\lambda = 1/16$, $\mu = 1/36$

(단기외채 3개월 차환으로 4년 만기, 장기외채 8년 만기)

일 자	$\gamma^{1)}$	$\theta = 0$	$\theta = 1$	실제 x 값 ²⁾
		$(R^s + \lambda - \mu - R^i)\gamma + R^i + \mu = x$	$(\alpha R^s + \lambda - \mu - R^i)\gamma + R^i + \mu = x$	
1996년 말	0.6349	0.1946	0.1591	0.18679
1997년 11월	0.5494	0.1877	0.1570	0.04487
12월	0.4430	0.1792	0.1545	0.05744
1998년 1월	0.4232	0.1776	0.1540	0.08174
2월	0.4085	0.1764	0.1536	0.12335

주: 1) $\frac{\text{IMF 기준 단기외채}}{\text{IMF 기준 총외채}}$ 임.

2) 실제 x 값은 $\frac{\text{가용외환보유고}}{\text{IMF 기준 총외채}}$ 임.

셋째, 〈사례 3〉은 단기외채가 3개월 차환을 조건으로 3년 만기이며, 장기외채는 6년 만기인 경우이다. 이때 $\lambda = 1/12$, $\mu = 1/24$ 이다. 얻어진 결과를 보면, 1996년 말에는 외환위기가 일어나지 않지만, 1997년 11월에서 1998년 1월까지의 반드시 외환위기가 일어나야 하고, 1998년 2월에는 외환위기가 발생하지 않는 상태이다. 이 사례에서는 외환위기의 다균형상태가 발생하지 않는다.

넷째, 〈사례 4〉는 단기외채가 3개월 차환을 조건으로 4년 만기이며, 장기외채는 8년 만기인 경우이다. 이때 $\lambda = 1/16$, $\mu = 1/36$ 이다. 얻어진 결과를 보면, 1996년에는 외환위기가 발생하지 않으며, 1997년 11월에서 1998년 1월까지에는 외환위기가 반드시 발생하고, 1998년 2월에는 외환위기가 발생하지 않는다.

네 경우를 비교해 보면, 단기 및 장기 차입금의 원금 상환기간이 길수록, X 값이 하락하는 것을 알 수 있다. 또한 만기가 늘어남에 따라 다균형 영역이 감소하고 있다. 따라서 원금과 이자 상환을 동시에 고려하는 경우, 단기채권의 만기연장이나 필요한 외화의 장기차입이 외환위기를 벗어나는 데 중요한 역할을 할 수 있다.

V. 결 론

본 연구의 이론모형에서는 총외채에서 단기외채가 차지하는 비중의 최적구간이 존재하게 되면, 다균형이 발생할 수 있다. 본 연구의 이론모형은 두 가지 시사점을 준다. 첫째, 낮은 수준의 가용외환보유고가 한국의 외환위기를 발생시킨 주요한 원인이 될 수 있었다. 둘째, 총외채에서 단기외채 비중이 높을수록 외환위기 가능성이 높아진다.

그러나 본 연구의 실증분석에서는 이론모형을 단순하게 이용하기 위해, (외환보유고/총외채)의 이론치와 (외환보유고/총외채)의 실제치를 비교함으로써 외환위기 가능성이 존재하는가를 분석하는 방법을 택하였다. 우리나라의 경우, 1996년 말까지만 해도 한국의 경제상황은 외환위기를 상상할 수도 없었다. 그러나 1997년 11월에 외환위기가 반드시 발생할 수 있는 상황이었고, 12월에는 어떤 사건이 터지면 언제든지 외환위기가 발생할 수 있는 상황이었다. 그리고 1998년 1월 이후에는 외환위기 영역에서 빠른 속도로 벗어나고 있었다.

실증분석에서 얻은 또 하나의 중요한 시사점은 단기외채를 장기외채로 전환하면, 외환위기 가능성이 크게 감소해 간다는 것이다. 따라서 외환위기를 겪고 있는 국가는 외환위기를 벗어나기 위한 주요 정책수단으로 외채만기연장을 이용할 수 있다.

본 연구의 이론모형의 시사점에 비추어 보면, 각 국가가 적정외환보유고를 확보하는 것이 외환위기를 방지하는 데 중요하다. 따라서 외환위기의 책임추궁에는 바로 가용외환보유고를 낭비한 정책실패를 엄밀히 따지는 것도 포함되어야 할 것이다.

IMF의 한국에 대한 처방에 동의하는 학자도 있고 반대하는 학자도 있는 것을 보면, 한국의 외환위기의 원인에 대한 진단은 앞으로도 계속 연구되어야 할 과제이다. 학자들의 이런 연구의 중요성에 대해, Cline(1995)은 1980년대 및 1990년대 초의 외환위기에서 얻은 교훈으로 학계 및 정책연구소에서의 분석적인 열띤 토론이 외채전략의 변화방향을 형성하는 데 중요한 역할을 하였다는 것을 지적하고 있다. 이러한 관점에서 보면, 본 연구는 두 가지 점에서 더 연장될 필요가 있다. 첫째, 외국 투자자의 목적함수를 명시적으로 도입하는 것이다. 이러한 목표를 손실함수나 이익함수에 도입하게 되면, 결론에 영향을 미치는 상수항이 더 늘어나게 될 것이다. 그러나 결과에는 큰 영향을 미치지 않을 것이다. 둘째, (단기외채/총외채) 비율의 최적구간을 이용하여 다균형을 분석하려면, 본 논문의 모형은 더精緻하게 확장되어야 할 것이다. 이러한 두 가지 과제는 시간을 두고 진행될 것이다.

■ 參考文獻

1. 김경수, “한국의 금융·외환위기의 구조적 대처방안,” 국제금융연구회 1998년 제2차 심포지움, 1998년 4월(와이즈넷(주)).
2. 이영섭·이종욱, “한국의 외환위기 예측 가능했는가?” 국제금융연구회 1998년 제1차 심포지움, 1998년 2월(삼성경제연구소).
3. 이종욱, “‘외환 날벼락’ 피할 길 있다,” 『뉴스플러스』, 동아일보사, 1998a, 3월 5일.
4. ———, “자기실현적 기대의 외환위기와 적정의채비율,” 아태경제학회 1998년도 춘계학술대회 논문집, 1998b, 5월 9일.
5. ———, “경제위기 극복을 위한 구조조정방안,” 자유기업센터 정책포럼, 1998c, 5월.
6. ———, “한국 환란과 게임이론,” 『한국경제신문』 다산칼럼, 1998d, 7월 24일.
7. ———, “IMF 고금리 처방, 왜 실패했는가? — 대내·대외 요인,” 『경제학연구』, 제47집 제1호, 1999.
8. ——— 외, 『한국의 금융·외환위기와 IMF』, 경문사, 1998년 7월.
9. 임준환, “한국 외환위기의 원인과 대책,” 국제금융연구회 1998년 제1차 심포지움, 1998년 2월(삼성경제연구소).
10. Atkeson, A. and J.-V. Rios-Rull, “The Balance of Payments and Borrowing Constraints: An Alternative View of the Mexican Crisis,” *Journal of International Economics*, 41, 1996, pp. 331~349.
11. Calvo, G. A., “Servicing the Public Debt: The Role of Expectations,” *American Economic Review*, Vol. 78, No. 4, 1988, pp. 647~661.
12. ——— and E. G. Mendoza, “Mexico’s Balance-of-Payments Crisis: A Chronicle of a Death Foretold,” *Journal of International Economics*, 41, 1996, pp. 235~264.
13. Caplin, A. and J. Leahy, “Business as Usual, Market Crashes, and Wisdom after the Fact,” *American Economic Review*, Vol. 84, No. 3, 1994, pp. 548~565.
14. Cline, W. R., *International Debt Reexamined*, Institute for International Economics, Washington, DC, February 1995.
15. Dornbusch, R., G. Ilan, and R. O. Valdes, “Currency Crises and Collapses,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 1995, pp. 219~293.
16. Eaton, J., M. Gersovitz, and J. E. Stiglitz, “The Pure Theory of Country Risk,” *European Economic Review*, 30, June 1986, pp. 481~513.
17. Krugman, P., “A Model of Balance-of-Payments Crises,” *Journal of Money, Credit, and Banking*, 11, August 1979, pp. 311~325.
18. ———, “Currency Crises,” Web Home Page, 1998.
19. ———, “Balance Sheets, The Transfer Problem, and Financial Crises,” Web Home Page, 1999.
20. Obstfeld, M., “Rational and Self-Fulfilling Balance-of-Payments Crises,” *American Economic Review*, 76, March 1986, pp. 72~81.
21. ———, “The Logic of Currency Crisis,” *NBER Working Paper #4640*, February 1994.
22. ———, “Destabilizing Effects of Exchange Rate Clauses,” *Journal of International Eco-*

nomics, 43, 1997, pp. 61~77.

23. Sachs, J., A. Tornell, and A. Velasco, "The Mexico Peso Crisis: Sudden Death or Death Foretold?" *Journal of International Economics*, 41, 1996, pp. 265~283.