韓國 外換危機의 發生原因에 관한 實證分析

洪 基 錫 (本院 研究委員)
柳 德 鉉 (本院 主任研究員)

◇ 要　約 ◇

본 논문의 목적은 아시아, 특히 한국의 외환위기 발생원인을 실증적으로 살펴보는 데 있다. 이를 위하여 본고는 먼저 103개 개발도상국의 1980~97년 동안의 자료를 이용하여 외환위기 발생의 일반적인 원인들을 추정한 다음, 그 결과에 기초하여 한국 외환위기의 발생원인을 살펴보는 접근방법을 취하고 있다.

본고에서는 외환위기의 발생원인을 크게 국내 기초경제여건과 유동성으로 나누어 살펴보고 있는데, 실증결과에 의하면 외환위기국들은 공통적으로 외환위기 발생 이전에 성장률, 교역조건 등의 기초여건 악화나 외환보유고 등의 유동성 부족을 경험하는 것으로 나타난다. 따라서 외환위기의 발생은 sunspot과 같은 임의적인 요인에 의해 결정되며 미리 예측될 수 없다는 주장은 설득력이 없는 것으로 보인다. 한편 시대별로는, 80년대의 외환위기가 주로 환율 및 통화정책의 실패에 크게 기인한 반면, 90년대의 외환위기에는 실물부문의 악화와 유동성의 부족이 보다 중요한 역할을 한 것으로 추정된다.

이상의 결과에 기초하여 한국의 외환위기를 살펴보면, 먼저 한국의 사전적 외환위기 발생가능성은 결코 낮지 않았던 것으로 보인다. 오히려 96년 당시의 경제상황을 고려할 때 한국은 다른 아시아 외환위기국들보다 더 높은 정도의 외환위기 발생가능성을 내포하고 있었던 것으로 나타난다. 한편 외환위기의 원인면에서는 한국의 경우 다른 외환위기사례에 비하여 교역조건의 악화와 유동성의 부족이 상대적으로 중요한 역할을 한 것으로 나타난다. 따라서 한국의 외환위기는 기초여건(fundamental)의 악화와 유동성(liquidity)의 부족 모두에 기인한 것으로 판단된다.

Ⅰ. 서 론

본 논문의 목적은 아시아, 특히 한국의 외환위기 발생원인을 실증적으로 살펴보는 데 있다. 97년에 발생한 아시아 외환위기는 파급효과의 심각성뿐 아니라 발생의 갑작스러움으로 인해서도 많은 연구와 논란의 대상이 되어왔다. 물론 외환위기란 미리 예상되지 못하는 것이 보통이라고 할 수 있겠으나, 특히 아시아 외환위기는 그동안의 아시아국가들의 장기적 고성장에 익숙해 있던 대부분의 사람들에게 있어 충격적인 사건이 아닐 수 없었다. 예를 들면, 한국의 경우 외환위기가 발생하기 직전인 97년 상반기까지도 대부분의 국내외 기관들에 의해 긍정적인 평가를 받고 있었으며 외환위기를 겪을 가능성은 희박한 것으로 여겨지고 있었다는 점을 보더라도, 아시아 혹은 한국의 외환위기가 미리 예상되지 못한 것임을 알 수 있다. 바로 이러한 점 때문에 어떤 이들은 한국의 기초여건(fundamental)에는 큰 문제가 없었으며 한국의 외환위기는 무엇보다도 국제자본시장의 내재적 불안정성에 의해 발생한 것이라고 주장한다(예를 들면, Radelet and Sachs [1998]). 이런 주장의 기저에는 한국의 외환위기와 이전의 남미 등의 외환위기는 근본적으로 다르다는 시각이 깔려 있다고 볼 수 있다. 본고에서는 80년대 이후 여러 나라의 외환위기사례들을 동시에 살펴봄으로써 과연 아시아 혹은 한국의 외환위기가 미리 예상될 수 없었던 것인지, 또한 아시아 외환위기가 이전의 외환위기와 근본적으로 다른 것이었는지 등을 검증한다.

아시아 외환위기의 발생원인에 대해서는 이미 여러 연구가 이

루어져 왔다. 그러나 이들 연구의 많은 부분은 아시아 외환위기 발생 전후의 특징적인 상황들을 기술적(descriptive)으로 설명하는데 그치고 있다. 예를 들면, 외환위기 발생 직전 어떤 국가의 외채구조가 어떻게 변하였으며 경상수지가 얼마나 악화되었는가 등을 제시함으로써 특정한 결론을 주장하는 것이다. 이러한 접근은 각 외환위기사례의 고유성 및 특징적인 면들을 자세하게 설명할 수 있다는 장점을 가지나, 외환위기의 발생이 일반적으로 어떠한 변수들의 움직임과 얼마나 밀접한 관련을 가지는가에 대한 실증결과가 전제되지 않는 한 특정가설을 엄밀하게 검증할 수 없다는 한계점 또한 가지게 된다. 더욱이 미래의 외환위기 발생가능성의 예측이라는 현실적인 목적에 비추어 볼 때 개별 외환위기사례의 분석으로부터 얻어지는 구체적인 기술이 가질 수 있는 유용성은 제한적일 수밖에 없다. 오히려 개별 사례를 완벽하게 설명하지는 못하더라도 여러 외환위기사례에서 공통적으로 작용하고 있는 실증적 규칙성을 발견하는 것이 외환위기의 예측에는 더욱 유용할 수 있는 것이다. 따라서 본고에서는 외환위기의 구체적 전개과정이나 정책적 대응을 연대기적으로 기술하는 대신 외환위기 발생의 일반적인 원인을 먼저 실증적으로 분석한 다음, 그에 기초하여 한국의 외환위기가 얼마나 예측가능하였는지 그리고 다른 외환위기와 비교하여 어떠한 공통점과 차이점을 가지는지를 살펴보고자 한다.

한편 외환위기의 발생원인을 보다 실증적으로 살펴보는 경우에도 기존의 연구에서는 사용되는 표본의 수가 너무 적다든지 혹은 관찰되는 설명변수의 범위가 너무 제한적이라든지 하는 문제점이 종종 발견된다(예를 들면, Sachs, Tornell, and Velasco[1996]의 경우 표본의 수는 22개에 불과하다). 따라서 본고에서는 표본의 수와 설명변수의 범위를 가능한 한 포괄적으로 설정하는 동

시에 추정되는 방정식 또한 여러 가지 다양한 형태를 취하도록 함으로써 외환위기의 발생원인에 대한 보다 일반적인 분석을 제공하고자 한다. 특히 기존의 실증연구들은 대부분 아시아 외환위기 이전의 자료를 다루고 있으므로 본고에서는 97년 아시아 외환위기사례까지 표본에 포함시켜 기존의 연구결과를 확장시키고자 한다.

103개 개발도상국들의 1980~97년 동안의 자료를 사용한 본고의 실증분석에 따르면, 먼저 외환위기의 발생에는 일정한 규칙성이 존재하는 것으로 나타난다. 외환위기국들은 공통적으로 외환위기 발생 이전에 성장률, 교역조건 등의 기초여건 악화나 외환보유고 등의 유동성(liquidity) 부족을 경험하는 것이 반복적으로 관찰되는 것이다. 특히 본고의 추정결과를 사용할 경우 1년 후의 외환위기의 발생여부를 약 60~70%의 정확성을 가지고 예측할 수 있는 것으로 나타난다. 따라서 외환위기의 발생은 sunspot과 같은 임의적 요인에 의해 결정되며 미리 예측될 수 없다는 주장은 설득력이 없는 것으로 보인다. 한편 외환위기의 발생원인은 시대에 따라 다소 차이가 있는 것으로 나타나는데, 80년대의 외환위기가 주로 통화량 팽창과 실질환율의 절상에 의해 초래된데 비해 90년대의 외환위기에는 실물부문의 악화와 유동성의 부족이 보다 중요한 역할을 한 것으로 추정된다. 이런 점에서 80년대의 외환위기는 환율 및 통화정책의 실패에 크게 기인하는 반면 90년대의 외환위기는 투자수익성의 악화와 같은 실물적 요인에 의해 유발된 것으로 해석할 수 있을 것이다. 또한 한국의 외환위기를 여타 외환위기와 비교하여 보면 96년이나 97년 당시 한국의 사전적인 외환위기 발생가능성은 결코 낮지 않았던 것으로 추정된다. 당시 한국은 94년 멕시코와 비슷한 정도의, 그리고 다른 아시아 위기국들에 비해서는 다소 더 높은 정도의 외환위

기 발생가능성을 내포하고 있었던 것으로 보이는 것이다. 한편 외환위기의 원인면에서는 한국의 경우 다른 외환위기사례에 비하여 교역조건의 악화와 유동성의 부족이 중요한 역할을 한 것으로 나타난다. 따라서 한국의 외환위기는 기초여건의 악화와 유동성의 부족 모두에 기인한 것으로 판단된다.

본고의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 외환위기의 발생원인에 관한 기존의 이론 및 실증연구를 간단히 살펴본다. 제Ⅲ장에서는 외환위기의 일반적인 발생원인에 관한 본고의 실증결과를 보고하고, 제Ⅳ장에서는 제Ⅲ장의 결과에 기초하여 80년대와 90년대의 외환위기, 그리고 아시아 외환위기와 기타 외환위기사례를 서로 비교한다. 제Ⅴ장은 결론이다.

Ⅱ. 기존의 연구

1. 이 론

외환위기의 발생에 관한 기존의 이론적 논의들은 크게 세 가지로 분류될 수 있다. Krugman(1979)류의 제1세대 외환위기모형, Obstfeld(1994)류의 제2세대 외환위기모형, 그리고 보다 최근의 인출사태모형들이 그것이다. 제1세대 모형이 강조하는 것은 환율의 수준이 경제내 기초여건과 부합하지 않는 수준에서 인위적으로 유지될 때 외환시장에서의 투기적 공격에 따라 외환위기가 발생할 수 있다는 점이다(Goldberg[1989], Connolly and Taylor[1984] 등 참조). 한편 제2세대 모형은 동일한 기초여건하에서도 투자자들의 예상에 따라 투기적 공격이 발생할 수도 혹은 그렇지 않을

수도 있음을 보임으로써 예상의 자기실현적 성격을 부각시키고 있다(Flood and Garber[1984], Bensaid and Jeanne[1997] 등 참조). 따라서 제1세대 모형에서는 기초여건의 악화가 가장 중요한 반면 제2세대 모형에서는 국제투자자 및 국제자본시장의 내재적 불안정성이 강조된다는 차이점이 있다. 그러나 이러한 차이점에도 불구하고 제1세대 모형과 제2세대 모형은 모두 외환위기의 촉발이 외환시장에서의 투기적 공격을 통해서 이루어진다고 보는 점에서는 동일하다.

Chang and Velasco(1998) 등의 인출사태모형은 외환시장에서의 투기적 공격이 아니라 국제채권자의 동시적 인출(creditors' run)에 주목한다는 점에서 앞의 두 가지 가설과 구분된다. 즉, 환차익/환차손을 예상한 투기적 공격이 없는 경우에도 국제채권자들이 일제히 채무자에 대하여 부채의 상환을 요구할 경우 외환위기가 발생할 수 있다는 것이 이 모형의 주장이다. 이 주장에 의하면 외환위기는 기본적으로 예금자 인출사태(bank run)의 일종이며 따라서 외환위기는 항상 금융위기적 성격을 동시에 가지게 된다. 이 모형은 특히 외환시장에서의 환투기 여지가 작은 한국과 같은 나라에 비추어 볼 때 설득력을 가지는데, 왜냐하면 외채는 외환표시로 되어 있어 국내환율의 변동과 직접적인 관련을 가지지 않을 뿐 아니라 환율의 변동에 직접적인 영향을 받는 주식시장은 그 규모가 대체로 미약하기 때문이다(신인석[1999]). 그런데 이 모형의 결정적인 취약점은 인출사태가 언제 발생하게 되는지에 대한 구체적인 설명을 제공하지 않고 있다는 것이다. 예금자(투자자) 인출사태는 기본적으로 개별 예금자(투자가)의 다른 예금자들(투자가들)의 행동에 대한 예상에 의하여 결정된다. 그러나 인출사태모형은 이 예상이 어떻게 형성되는지를 이론화하지 않고 단지 인출사태가 어떤 임의적인 이유에 의하여 발생할 수

있다고 가정하는 데 그치고 있다.

이상의 세 가지 모형은 외환위기 발생의 메커니즘에 대하여 각기 다른 설명을 제공하고 있다. 즉, 외환위기가 구체적으로 어떤 경로를 통하여 촉발되는가에 대하여 서로 대체적인 견해를 나타내고 있는 것이다. 그러나 외환위기 발생의 근본적인 원인을 규명하고 미래의 외환위기 가능성을 예측하는 목적에 있어서는 이들 모형간의 차이점은 그다지 크지 않다. 먼저 Garber(1996)에 의해서 지적된 바와 같이, 제2세대 모형은 복수균형의 가능성과 더불어 예상의 자기실현적 성격을 강조하지만 그럼에도 불구하고 경제여건이 악화됨에 따라 외환위기의 가능성이 높아질 것으로 예측한다는 점에서는 제1세대 모형과 동일하다. 한편 인출사태모형의 경우에도 예금자(투자자)들의 예상이 경제내 기초여건의 변화를 반영하여 형성된다면 기초여건이 악화될수록 동시에 인출사태가 발생할 가능성이 높아질 것으로 기대할 수 있다.[1] 이처럼 외환위기에 대한 여러 가지 이론적 모형들은 외환위기의 구체적 발생메커니즘에 대해서는 서로 다른 가설을 제시하고 있으나 외환위기의 근본적인 원인에 대해서는 뚜렷한 차이점을 보이지 않는다고 할 수 있다. 이들 모형은 모두 정도의 차이는 있으나 성장률, 수익성 등과 같은 경제 기초여건의 악화나 외환보유고와 같은 유동성의 부족을 외환위기의 근본적인 발생원인으로 제시하고 있는 것이다. 따라서 앞으로도 국제자본시장의 통합과 발전이 더욱 진전됨에 따라 외환위기 혹은 금융위기의 구체적 발생메커니즘은 끊임없이 새로운 형태를 취할 것으로 예상되나, 위기발생의 근본적인 원인은 지금과 마찬가지일 수 있다.

1) 반대로 제1세대 모형의 경우에도 재정적자 등에 따른 국내신용증가는 부실자산의 증가를, 그리고 환율유지에 따른 외환보유고 감소 및 경상수지적자 확대는 외채의 적시상환을 어렵게 만듦으로써 bank run, 즉 인출사태를 발생시킬 수 있다.

2. 실증연구

외환위기의 발생에 관한 이론적 논의가 매우 활발했던 것과는 대조적으로 외환위기에 관한 실증적 연구는 그리 많지 않은 편이다. 특히 개발도상국의 외환위기 발생에 관한 연구는 제한적인데, 그 이유는 아마도 자료의 부족 때문일 것이다. 예를 들면, 외환위기와 밀접한 관련을 가질 것으로 생각되는 국내이자율의 경우 여러 개발도상국에 일관적으로 적용될 수 있는 이자율의 개념을 찾기가 어려울 뿐 아니라 이자율의 결정이 정책적으로 왜곡됨으로써 이자율의 수준이 실제 자금시장의 여건을 제대로 반영하지 못하는 경우도 많은 것이다. 바로 이러한 자료입수의 어려움 때문에 개발도상국의 외환위기에 관한 대부분의 연구들이 엄밀한 실증분석보다는 각 외환위기사례에 대한 기술적 분석(descriptive analysis)을 제공하거나(예를 들면, Corsetti, Pesenti, and Roubini[1998]), 혹은 제한된 수의 국가에 대하여 제한된 수의 변수만을 사용하여 실증분석을 하는 데 그치고 있다(예를 들면, Tornell[1998], Radelet and Sachs[1998]). 그러나 앞에서도 언급한 바와 같이 이러한 식의 접근을 통하여 얻어진 결론이 얼마나 실증적으로 지지될 수 있는 것인지는 분명하지 않다.

비교적 많은 수의 국가와 변수를 포괄적으로 고려한 연구로는 Frankel and Rose(1996)를 들 수 있는데, 이 연구에서 고려되고 있는 표본은 104개국의 22개년에 대한 16개 변수이다. 이 연구결과에 의하면, 외환위기는 성장률, 유동성, 외채구조, 해외여건 등 다양한 범주의 변수들과 체계적인 관계를 가지는 것으로 나타난다. 한편 박대근 · 이창용(1998)은 Frankel and Rose(1996)의 표본을 96년까지 확대시킨 다음 그로부터 추정된 방정식을 97년 아시아 국가들에다 적용시킴으로써 97년에 발생한 아시아 외환위기가

얼마나 예측가능한 것이었나를 살펴보고 있다. 그러나 박대근·이창용(1998)에서 사용된 변수들은 Frankel and Rose(1996)의 경우보다 훨씬 더 제한적이며, 추정결과 또한 한국의 외환위기가 주로 해외직접투자의 낮은 비중 때문에 발생한 것으로 나타나 일반적인 추측과는 다소 거리를 보인다. 한편 박원암·최공필(1998)은 횡단면자료 대신 시계열자료를 이용하여 한국 외환위기의 발생원인을 다양하게 분석하고 있다. 그러나 일국의 시계열자료를 사용할 경우 소수의 이례적인 연도에 의하여 추정결과가 크게 좌우될 우려가 있으므로, 시계열자료를 이용한 분석은 횡단면자료를 이용한 분석과 보완적으로 이용될 필요가 있다고 하겠다.

Ⅲ. 외환위기 발생의 일반적 원인

본고의 목적은 특정한 가설이나 모형의 적합성을 검증하는 것이 아니라 단지 외환위기와 실증적으로 체계적인 관계를 가지는 변수들을 찾아내는 것이다. 사실 Ⅱ장에서 설명한 바와 같이 기존의 이론적 연구들은 외환위기의 발생메커니즘에 대해서는 서로 다른 가설을 제시하고 있으나 외환위기의 근본적인 발생원인에 대해서는 대체로 유사한 시사점을 제공한다. 따라서 외환위기에서 발생원인을 실증적으로 찾아내는 것은 외환위기의 발생에 관한 특정가설이나 모형을 검증하는 것과는 구별될 수 있다. 본고의 실증분석을 통하여 이루고자 하는 것은 두 가지이다. 첫째, 외환위기의 일반적인 발생원인들을 찾아내는 것이다. 외환위기와 여러 변수들간의 체계적인 관계를 추정하는 것은 장래의 외환위기 예측을 위해 중요할 수 있기 때문이다. 둘째, 이러한 추정결

과에 기초하여 여러 외환위기사례간의 비교, 특히 한국 및 아시아 외환위기와 여타 외환위기간의 비교를 제공하는 것이다. 과연 일부의 주장대로 한국 및 아시아의 외환위기는 과거 남미 등의 외환위기와 다른 것인지 만일 그렇다면 어떤 점에서 얼마나 다른지를 살펴봄으로써, 아시아 외환위기의 극복에 필요한 것이 무엇인지에 대한 시사점을 얻을 수 있기 때문이다.

1. 설명변수

Ⅱ장에서 본 것과 같이 외환위기 발생에 관한 기존의 연구들은 외환위기가 기본적으로 국내 기초여건의 약화나 유동성의 부족으로 인하여 발생하게 됨을 시사한다. 기초여건과 유동성이 각각 무엇을 의미하는지에 대한 엄밀한 정의를 내리기는 어려우나 본고에서는 편의상 한 경제의 채무이행능력(solvency)에 영향을 미칠 수 있는 변수들을 기초여건으로, 그리고 채무이행능력과는 무관하게 단기적인 지불능력을 반영하는 변수들을 유동성으로 정의하기로 한다. 한편 외환위기의 발생에는 국내의 기초여건과 유동성뿐 아니라 해외여건 또한 중요할 수 있다(Calvo, Leiderman, and Reinhart[1993]). 따라서 본고에서는 아래와 같이 크게 세 부류의 설명변수들을 고려하기로 한다.

① 국내 기초여건: GDP 성장률, 교역조건, 실질환율의 변화, 경상수지/GDP 비율, 총외채/GDP 비율, 국내신용 증가율, 재정적자/GDP 비율

② 유동성: 외환보유고/단기외채 비율, FDI/GDP 비율

③ 해외 여건: 선진국 이자율, 선진국 성장률, 외국의 외환위기

먼저 GDP 성장률의 둔화는 경제전체의 채무상환능력을 약화

시키거나 혹은 확장적 통화정책의 필요성을 증대시킴으로써 외환위기의 발생을 초래할 수 있다. 한편 교역조건의 악화는 대외거래로부터 발생하는 수익의 감소를 의미할 수 있으므로 역시 채무상환능력을 약화시킬 수 있으며, 실질환율의 절상 및 경상수지적자의 확대는 대외순자산의 감소를 가져옴으로써 외환위기의 가능성을 높일 수 있다. 또한 총외채/GDP 비율이 높은 경제는 그렇지 않은 경제에 비하여 부정적인 충격이 발생할 경우 채무를 이행하지 못할 가능성이 커지게 된다. 마지막으로 국내신용 및 재정적자의 급격한 증가는 물가상승과 환율절하 압력을 유발시킴으로써 외환위기의 가능성을 높인다. 특히 국내신용이 급격히 증가할 경우에는 신용공급이 과잉 및 부실투자로 이어져 소위 boom-bust cycle에 따른 위기발생의 가능성이 높아질 수 있다.

경제 기초여건이 동일한 경우 외환위기가 발생할 가능성은 자국이 보유하고 있는 자산의 유동성이 낮을수록 그리고 외국이 자국에 대해 보유하고 있는 자산의 유동성이 높을수록 커진다. 외국이 자국에 대하여 보유하고 있는 유동적 자산은 국내의 경제여건이 악화될 경우 쉽게 인출될 수 있으며, 이때 자국이 보유하고 있는 유동적 자산이 충분하지 못하다면 환율의 급격한 절하나 지불불능사태가 초래될 수 있기 때문이다. 특히 합리적 투자가들은 이러한 유동성 부족 및 그에 따른 지불불능사태의 가능성을 항상 주시할 것이므로 유동성 부족에 대한 우려가 확산될 경우 외환시장에서 투기적 공격 및 자산의 대규모 인출사태가 동시적으로 발생할 수 있다. 따라서 외환위기의 발생가능성은 단기외채(외국의 유동적 자산)에 비해 외환보유고(자국의 유동적 자산)가 낮을수록, 그리고 외국인직접투자(외국의 비유동적 자산)보다 포트폴리오투자(외국의 유동적 자산)의 비중이 높을수록 커

질 것으로 예상할 수 있다.[2)]

외환위기의 발생은 국내의 기초여건이나 유동성뿐만 아니라 해외요인에 의해서도 크게 좌우된다. 예를 들면, 국제자본시장에서의 주채권자인 선진국의 국내금리가 하락할 경우 자본이 개발도상국으로 유입될 것이나 선진국의 국내여건이 변하면 다시 자본이 개발도상국으로부터 유출될 것으로 예상할 수 있다. 실제로 Calvo et al.(1993), Chuhan et al.(1998) 등은 개도국에 대한 자금의 유출입이 선진국의 국내금리 변화에 의해 크게 좌우되는 것으로 보고하고 있다. 또한 선진국의 성장률이 높을 경우에도 선진국 자산의 수익성과 안정성에 대한 예상이 개선될 수 있으므로 자금의 흐름이 개발도상국에서 선진국으로 바뀔 수 있다. 이러한 이유에서 본고에서는 선진국의 성장률과 이자율을 추가적인 설명변수로 고려한다. 한편 개발도상국간에도 한 나라의 외환위기 발생여부는 다른 나라의 외환위기 발생가능성에 영향을 줄 수 있다. 소위 '감염효과(contagion effect)'라고 불리는 이러한 관계는 국가간 성장률이나 교역의 공통적 움직임을 반영하는 것이거나, 혹은 단지 외국투자가들이 일련의 개발도상국들을 비슷하게 취급하기 때문에 발생하는 것일 수 있다. 본고에서는 이러한 감염효과를 따로 다루고 있지는 않은데, 그 이유는 감염효과는 위에서 제시한 다른 설명변수들에 비하여 비교적 단기간 내에 작용할 것으로 예상되기 때문이다. 즉, 아래에서 보듯이 대부분의 설명변수들이 1년 정도의 시차를 가지고 외환위기의 발생여부에 영향을 미치는 반면 감염효과는 수개월 내에 영향력을 발휘할 것으로 기대되므로, 본고에서 사용하는 연간자료로는 감염효과와

2) 해외직접투자는 유동성뿐 아니라 지급능력 측면에서도 외환위기의 발생가능성을 줄일 수 있다. 외채와 달리 직접투자는 피투자자가 투자자에 대하여 고정된 금액을 지불할 필요가 없으므로 부정적인 충격이 발생할 경우 채무불이행사태를 초래할 가능성이 낮다.

기타 설명변수들을 동시에 고려하기가 어려운 것이다. 감염효과는 Cho and Hong(1999)의 논문에서 보다 구체적으로 다루어지고 있는데, 그 결과에 의하면 감염효과는 국제교역과 같은 경제 기초여건상의 공통점보다는 오히려 단순한 지리적 근접성에 따라 더 크게 작용하는 것으로 나타나고 있다. 단, 감염효과가 고려된 경우에도 본고의 주요결과는 대체로 유지되는 것으로 나타난다.

2. 종속변수

종속변수의 설정은 곧 외환위기를 어떻게 정의할 것인가와 같은 문제이다. 통상적으로 외환위기는 환율의 급격한 절하 및 외환보유고의 급속한 감소, 이자율의 대폭적인 상승 등의 현상을 일컫는다. 따라서 외환위기를 종속변수로 계량화하기 위해서는 환율, 외환보유고, 이자율 등의 변화를 적절히 가중평균하는 방법을 생각해 볼 수 있다(Eichengreen, Rose, and Wyplosz[1995], Kaminsky, Lizondo, and Reinhart[1997], Sachs, Tornell, and Velasco[1995]). 그러나 개발도상국의 경우 여러 나라에 일관적으로 적용될 수 있는 이자율의 개념을 찾기가 어려울 뿐 아니라 이자율이 정책적으로 왜곡됨으로써 실제 자금시장의 여건을 제대로 반영하지 못할 수가 있다. 또한 개발도상국에서는 일단 경제여건이 악화되고 나면 외환보유고의 감소를 통한 환율방어노력에 상관없이 외환위기가 발생하는 경우가 대부분이므로, 외환위기의 발생과 외환보유고의 감소 사이에 체계적인 관계가 성립하지 않을 수 있다.[3] 따라서 본고에서는 외환위기의 지표로서 환율(명목환율과 실질환율)만을 사용하기로 한다.

3) 아래의 실증분석 결과에서 다시 설명되듯이, 실제로 개도국의 경우 외환보유고의 감소는 외환위기의 지표로서 그리 적절하지 않은 것으로 나타난다.

Frankel and Rose(1996)에 의하면 외환위기는 명목환율의 연간 절하율이 25% 이상인 동시에 전년의 절하율보다 10%포인트 이상 큰 경우로 정의되고 있다. 즉, 환율의 절하율이 이상의 요건을 만족하는 경우는 무조건 1, 그렇지 않은 경우는 무조건 0으로 이분되는 것이다. 이러한 질적 종속변수의 사용은 외환위기의 발생가능성을 예측하는 데 적합하므로 본고에서는 Frankel and Rose(1996)의 정의를 외환위기에 대한 benchmark 정의로 사용하기로 한다.[4] 그러나 외환위기를 일의적으로 정의하기란 불가능하므로 아래에서 보듯이 본고에서는 그외에도 실질환율의 절하율 등을 추가적인 종속변수로 사용하고 있다.

3. 자 료

본고의 실증분석에 사용된 자료는 대부분 World Bank의 *World Development Indicator*에서 뽑은 것이며 104개 개발도상국의 1980~96년 기간을 포괄한다. 포함된 국가들의 선택은 Zaire와 Guinea Bisseau가 빠진 것을 제외하고는 Frankel and Rose를 그대로 따른 것이다.[5] 단, 환율과 외환보유고는 IMF의 *International Financial Statistics* 자료로서 기말자료이며 1980년에서 1997년까지이다. 아래에서 보듯이 본고의 회귀분석은 종속변수를 설명변수의 1년 전 값과 연관시키고 있으므로, 종속변수 구축에 필요한 환율의

4) Frankel and Rose는 이 정의하에서 2년 혹은 3년 이상 연달아 외환위기가 발생한 것으로 나타나는 경우에는 3-year window를 사용함으로써 그중 첫 해만을 외환위기로 분류하고 있다. 본고에서 보고되는 실증결과는 이러한 window를 사용하지 않은 경우의 것이나 window를 사용한 경우에도 결과에는 큰 차이가 없다.

5) Frankel and Rose는 71년부터 94년까지의 자료를 사용하고 있다. Zaire의 경우는 자료입수가 가능하지 않았으며, Guinea Bisseau의 경우에는 IMF 혹은 World Bank로부터 얻은 환율자료와 다른 source로부터 얻은 환율자료간에 불일치가 컸으므로 표본에서 제외하였다.

관측치는 97년까지 필요한 반면 나머지 설명변수의 관측치는 96년까지로서 충분하다. 각 변수에 대한 보다 자세한 설명은 부록에 나와 있다.

4. 실증분석결과

가. Benchmark 추정결과

엄밀한 실증분석에 앞서 먼저 외환위기 직전의 경제는 평상시의 경제와 어떻게 다른가를 개략적으로 보기 위하여 표본을 외환위기그룹과 비외환위기그룹으로 나눈 다음 설명변수의 그룹별 평균을 비교해 보았다. Frankel and Rose(1996)의 정의를 따라 외환위기와 비외환위기를 구분한 결과 총 1,000여개의 가용 관찰치 중에서 약 10% 정도가 외환위기사례로 분류되었다. 한편 설명변수들은 종속변수보다 1년 전의 값들을 취하도록 하였는데, 이는 외환위기의 발생 이전에 어떠한 일들이 발생하였는가를 살펴보는 것이 본고의 목적과 더 잘 부합하기 때문이다.

〈표 1〉을 보면 대부분의 변수에 대하여 외환위기 직전의 경제는 평상시의 경제보다 더 취약한 모습을 나타내고 있음을 알 수 있다. 외환위기의 경우는 비외환위기에 비하여 성장률 하락이나 교역조건 악화 등 실물적 요인의 변화, 국내신용의 급속한 증가 및 실질환율의 절상 등 통화·환율정책상의 오류, 그리고 지불준비금이나 FDI의 상대적 부진에 따른 유동성의 부족 등을 나타내고 있는 것이다. 따라서 〈표 1〉에 의하면 1절에서 열거된 설명변수의 대부분이 외환위기의 발생과 직·간접적인 관련을 가진다고 할 수 있다.

그러나 외환위기집단과 비외환위기집단의 평균을 단순비교하

〈표 1〉 외환위기사례와 비외환위기사례의 비교

	외환위기	비외환위기	t-값
1인당 GDP 성장률	-1.2 (8.3)	1.0 (6.4)	-3.0
국내신용 증가율	29.6 (46.0)	19.8 (36.4)	0.2
외환보유고/단기외채 비율	466.6 (3,520)	1,584.7 (9,961)	-3.2
실질환율 절하율	-5.7 (17.9)	-4.6 (16.6)	-0.8
교역조건 변화율	-1.9 (13.7)	-0.4 (15.6)	-1.4
(FDI－포트폴리오투자)/GDP 비율	1.8 (18.2)	5.0 (39.0)	-2.0
경상수지/GDP 비율	-6.4 (11.2)	-5.5 (10.4)	-0.9
재정수지/GDP 비율	-4.3 (5.9)	-3.8 (5.2)	-1.0
단기외채/총외채 비율	16.7 (15.8)	12.8 (13.5)	3.4
총외채/GDP 비율	82.1 (75.4)	61.4 (66.6)	3.6
해외GDP 성장률	2.4 (1.3)	2.6 (1.5)	-2.3
해외 이자율	7.7 (2.8)	7.7 (2.7)	-0.1

주 : 모든 값의 단위는 %이며, ( ) 안은 표준편차임.

는 것은 기본적으로 종속변수(외환위기의 여부)와 어떤 특정 설명변수간의 binary 상관관계를 살펴보는 데 불과하므로, 사실은 그 설명변수가 제3의 설명변수의 대리변수로서 작용할 가능성을 배제할 수 없다. 따라서 보다 엄밀한 분석을 위해서는 여러 가지 설명변수들을 동시에 고려하는 회귀분석이 필요하다. 본고에서는 이러한 회귀분석의 benchmark로서 먼저 Frankel and Rose(1996)식의 probit 추정을 해보았다. 〈표 1〉에서 사용된 외환위기 여부를 종속변수로 그리고 1절에서 열거된 변수들을 설명변수로 하여 추정한 결과는 〈표 2〉에 요약되어 있다.[6] 그런데 probit 추정을 통하여 얻어진 계수를 그대로 해석하기는 어려우므로 〈표 2〉에는 설명변수의 계수 대신 각 설명변수의 한 단위 증가에 따른

6) 본고에서 고려되고 있는 설명변수는 Frankel and Rose의 설명변수와는 다소 차이가 있다. Frankel and Rose가 고려하고 있는 외채구성에 대한 여러 가지 변수들은 자료획득의 어려움 때문에 제외되었으며, 대신 Frankel and Rose에서는 고려되지 않고 있는 교역조건의 변화가 추가로 포함되었다.

〈표 2〉 외환위기의 발생원인 — Benchmark 모형

		benchmark	(2)	(3)
1인당 GDP 성장률 (RGDP)		-0.279 (-2.1)	-0.065 (-0.5)	-0.212 (-1.5)
국내신용 증가율 (RDC)		0.041 (2.3)	0.056 (3.1)	0.039 (2.3)
외환보유고/단기외채 비율 (RESSDEBT)		-0.008 (-2.3)	-0.016 (-2.5)	-0.006 (-1.9)
실질환율 절하율 (RRER)		-0.174 (-2.9)	-0.207 (-3.4)	-0.194 (-3.3)
교역조건 변화율 (RTOT)		-0.139 (-2.0)	-0.142 (-1.8)	-0.125 (-1.8)
FDI/GDP 비율 (FDI)		-0.015 (-2.7)	-1.023 (-1.8)	-1.357 (-2.6)
경상수지/GDP 비율 (CA)			-0.001 (-0.7)	
재정수지/GDP 비율 (DEFICIT)			-0.001 (-0.3)	
총외채/GDP 비율 (TDEBT)			-0.057 (-2.8)	
단기외채/총외채 비율 (SDEBT)				0.001 (1.3)
해외 GDP 성장률 (FGDP)				0.004 (0.6)
해외 이자율 (FINTEREST)				-0.004 (-1.0)
외환위기 발생의 사전적 확률	외환위기	0.16	0.18	0.17
	비외환위기	0.11	0.10	0.11
표본수		1,028	659	1,013

주 : 각 설명변수는 비율이며, ( ) 안은 z-값임.

외환위기 발생확률의 증가를 계산하여 보고하였다. 〈표 2〉의 결과는 〈표 1〉의 단순상관관계 분석에서 본 것과 대체로 일치하는데, 대부분의 설명변수들이 외환위기의 발생에 대하여 유의한 설명력을 가지며 그 부호 또한 예상과 일치한다. 예를 들면, 성장

률 및 교역조건의 악화, 신용의 급속한 팽창, 외환보유고의 감소 등 일반적으로 외환위기의 발생원인으로 여겨지는 대부분의 변수들이 실제로 외환위기의 발생가능성을 높이는 것으로 나타나는 것이다. 그러나 GDP 대비 정부부문의 부채나 경상수지적자, 혹은 총외채 등은 일반적인 예상과 달리 외환위기의 발생과 체계적인 관계를 가지지 않거나 오히려 반대의 효과를 가지는 것으로 나타난다.[7] 이와 유사한 결과는 기존의 연구에서도 발견되는데, 예를 들면 Sachs, Tornell, and Velasco(1996)는 외환위기의 발생에 있어 민간신용과 외환보유고의 중요성을 강조한 바 있으며, Frankel and Rose(1996)는 정부부채나 경상수지가 유의하지 않음을 보고한 바 있다. 〈표 2〉의 추정결과 중에서 특이할 만한 것은 교역조건이 유의한 설명력을 가진다는 것이다. 교역조건의 악화는 특히 한국의 외환위기와 관련하여 중요한데, 한국의 경우 96년중의 급격한 교역조건 악화가 경상수지 악화 및 성장률 둔화로 이어졌음은 잘 알려진 사실이다. 교역조건의 악화가 외환위기를 선행하는 경향이 있다는 것은 Kaminsky and Reinhart(1996)에 의해서도 지적된 바 있으나, 그들의 분석은 기본적으로 〈표 1〉과 같은 단순상관관계에 의존한 것이며 따라서 교역조건의 중요성을 정량적으로(quantitatively) 제시하지는 못하였다. 반면 〈표 2〉는 교역조건의 한 단위(100%) 악화가 외환위기 발생확률을 0.14포인트(14%포인트) 정도 상승시킴을 보여준다. 한편 선진국의 경제여건, 특히 선진국의 이자율은 Frankel and Rose(1996)에서는 매우 유의한 것으로 나타나나 〈표 2〉에서는 그렇지 않다. 이러한 차이는 아마도 두 논문에서 사용되고 있는 표본기간의 차이를 반영하는 것으로 여겨진다.

---

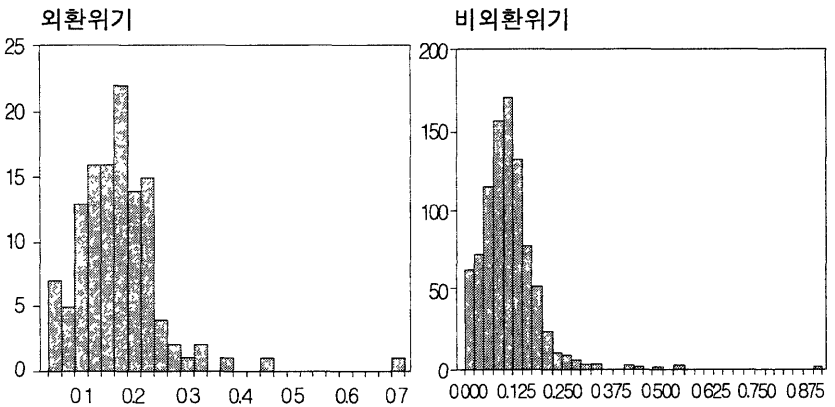
7) 총외채/GDP 대신 총외채/GNP를 사용한 경우에도 결과는 거의 변화하지 않는다.

〈표 2〉의 하단에는 실제 외환위기가 발생한 경우와 그렇지 않은 경우의 probit 추정치의 평균이 보고되어 있다. 실제 외환위기가 발생한 경우의 사전적 발생확률이 18%에 불과하다는 것은 모형의 적합성이 그리 높지 않다는 것을 의미할 수도 있으나 이와 유사한 결과는 기존의 연구들에서도 발견된다(Frankel and Rose[1996], Radelet and Sachs[1998], 박대근 · 이창용[1998] 등). 오히려 probit 추정결과의 실제적 적용에 있어서 중요한 것은 추정된 확률의 절대적 수준보다는 상대적 수준이라고 할 수 있다. 즉, 추정된 확률을 그대로 사용하기보다는 어떤 임계치와의 비교를 통하여 앞으로 외환위기가 발생할 것인가 아닌가를 예측하는 것이 보다 효과적일 수 있는 것이다. 이때 가장 중요한 것은 물론 임계치의 설정이다. 임계치가 높으면 실제로 외환위기의 가능성이 낮음에도 불구하고 외환위기가 발생할 것이라고 예측할 오류는 줄어들 것이나 실제로 외환위기의 가능성이 높음에도 불구하고 외환위기의 발생을 예측하지 못할 오류는 커지게 된다. 외환위기의 위험이 없다는 것을 귀무가설이라고 할 때 높은 임계치는 제1종 오류의 가능성을 줄이는 반면 제2종 오류의 가능성은 높이게 되는 것이다. 임계치가 낮은 경우에는 물론 반대의 문제가 생기게 된다. 따라서 두 가지 종류의 오류를 동시에 적당히 낮은 수준에서 유지할 수 있는 임계치의 설정이 중요하다.[8)]

먼저 〈표 2〉의 benchmark 추정결과를 이용하여 실제 외환위기가 발생한 경우와 그렇지 않은 경우의 probit 추정치의 분포를 보면 [그림 1]과 같다. 〈표 3〉에는 [그림 1]의 분포에 기초하여 임계치의 값이 여러 가지로 바뀔 때 두 가지 오류의 가능성이

8) 이는 일견 신호접근법과 유사하게 보이나, 신호접근법의 경우 비모수적 분포를 기초로 사용한다는 점에서 본고의 분석과 다르다. 외환위기 예측과 관련하여 신호접근법을 사용한 예로는 Kaminsky, Lizondo, and Reinhart(1997)를 참조.

[그림 1] Probit 추정치의 분포



〈표 3〉 Benchmark 모형의 예측력

임계치	0.11		0.12		0.13		0.14		0.15	
	위기	아님	위기	아님	위기	아님	위기	아님	위기	아님
임계치 이상	0.80	0.47	0.74	0.38	0.63	0.33	0.58	0.26	0.53	0.21
임계치 이하	0.20	0.53	0.26	0.62	0.37	0.67	0.45	0.74	0.47	0.79

주 : 모든 값은 비율임.

어떻게 변하는가가 보고되어 있다. 예를 들어, 임계치를 0.13으로 잡을 경우 실제로 외환위기가 아님에도 불구하고 외환위기로 예측될 확률은 0.33이며 반대로 실제로 외환위기임에도 불구하고 외환위기가 아닌 것으로 예측될 확률은 0.37이다. 〈표 3〉의 결과에 의하면 임계치 0.12 혹은 0.13하에서 본고의 모형은 비교적 큰 오류 없이 외환위기의 가능성을 예측하는 것으로 볼 수 있다.

나. 기타 추정결과

앞항에서는 Frankel and Rose(1996)의 probit 모형에 기초한 benchmark 추정결과를 보고하였다. 본항에서는 위의 benchmark 모형을 여러 가지로 변형시켜 봄으로써 앞에서 얻은 주요결과들

이 어떻게 변화하는지를 살펴보고자 한다.

먼저 benchmark 모형에다 각 나라의 고정효과를 추가로 고려할 경우 〈표 2〉의 결과가 어떻게 변화하는가를 살펴보았다.[9] 〈표 2〉와 같이 각 나라의 고정효과를 따로 고려하지 않는 것은 외환위기의 발생을 결정하는 변수의 값이 모든 나라와 모든 연도에 대하여 동일하다고 가정하는 것이다. 즉, 〈표 2〉의 추정결과는 외환위기의 발생원인이 '여러 국가간'의 차이나 '한 국가내'에서의 변화에 대하여 동일하게 작용한다는 전제하에 얻어진 것이다. 그러나 실제로 한 가지 추정결과만을 가지고 외환위기 발생의 국가간 차이와 국가내 차이를 동시에 설명할 수 있을 것인지는 분명하지 않다. 만일 우리의 주된 관심이 외환위기 발생의 국가간 차이가 아니라 국가내 차이에 있다면 국가별 고정효과를 명시적으로 고려하여 위의 probit 모형을 다시 추정할 필요가 있다. 〈표 4〉의 (2)열을 보면 국가별 고정효과를 고려한 경우의 추정결과가 나타나 있는데, 대부분의 설명변수들이 benchmark 경우와 비슷한 설명력을 가지는 것으로 나타난다(표 4에 보고된 숫자들은 probit 추정을 통하여 얻어진 계수 자체이며, 외환위기 발생확률에 대한 각 설명변수의 한계적 기여분이 아니다). 그러나 국내신용 증가율이나 외환보유고 등은 benchmark에 비하여 유의성이 크게 떨어지는데, 이는 benchmark에 나타난 이들 변수의 설명력이 주로 국가간 차이를 반영하는 것임을 시사한다. 즉, 전통적으로 국내신용의 증가율이 높거나 외환보유고가 낮은 나라들은 외환위기를 겪을 가능성이 높으나 한 국가 내에서 국내신용의 증가율이 증가하거나 외환보유고가 감소하는 경우에는 특별히 외환위기의 발생가능성이 높아진다고 볼 수 없다는 것이다.

9) 연도별 고정효과를 고려한 경우에는 추정결과에 큰 변화가 없었으므로 본고에서는 보고하지 않는다.

〈표 4〉 외환위기의 발생원인 — 기타 추정결과

	Benchmark (1)	국가고정효과 (2)	실질환율 (3)	양적 종속변수 (4)
1인당 GDP 성장률 (RGDP)	-1.75 (-2.2)	-2.03 (-2.2)	-3.41 (-3.7)	-0.31 (-3.4)
국내신용 증가율 (RDC)	0.24 (2.3)	0.16 (0.9)	-0.06 (-0.5)	-0.006 (-0.5)
외환보유고/단기외채 (RESSDEBT)	-0.05 (-2.3)	-0.04 (-1.3)	-0.02 (-1.2)	-0.001 (-0.7)
실질환율 절하율 (RRER)	-1.02 (-2.9)	-1.19 (-3.2)	-0.71 (-2.2)	-0.11 (-3.6)
교역조건 변화율 (RTOT)	-0.84 (-2.0)	-0.97 (-2.2)	-0.76 (-1.7)	0.004 (0.1)
FDI/GDP (FDI)	-8.63 (-2.7)	-8.92 (-2.2)	-8.66 (-2.2)	-0.02 (-0.6)
표본수	1,028	1,028	991	976

주 : 괄호 안은 z-값임.

따라서 한 국가 내에서 외환위기가 언제 발생할 것인가를 살펴봄에 있어서는 신용증가율이나 외환보유고보다 여타 변수들의 역할이 더 중요할 수 있다.

다음으로는 명목환율 대신 실질환율을 설명변수로 사용하여 보았다. 사실 명목환율의 급격한 절하는 단순히 통화량의 평균 증가율이 높은 경우에도 발생할 수 있으므로 그 자체가 반드시 외환위기를 의미하지는 않을 수 있다. 따라서 외환위기의 여부를 판단함에 있어서는 명목환율을 또다른 명목변수인 물가수준으로 나눈 실질환율이 보다 정확한 지표일 수 있다.[10] 실질환율의 연

10) 외환위기시 명목환율 절하는 매우 급작스럽게 나타나며 물가수준의 부분적인 상승만을 동반하므로 동시에 실질환율의 절하를 가져오는 것이 보통이다. 그러나 단순히 국내 통화량의 높은 증가율(예를 들면, hyper-inflation)에 따른 명목환율과 물가수준의 빠른 상승은 외환위기라고 보기 어려우며 실질환율 또한 안정적으로 유지시킬 수 있다

간 변화율이 15% 이상인 동시에 전년도 변화율보다 10%포인트 이상 큰 경우를 외환위기로 분류하여 추정한 결과가 〈표 4〉의 (3)열에 나타나 있다. 국가별 고정효과를 고려한 (2)열과 비슷하게 국내신용 증가율이나 외환보유고의 유의성이 떨어지는 것으로 나타나는데, 이는 (2)열의 결과와 결합시켜 볼 때 국내신용 증가율이나 외환보유고의 상대적 크기는 주로 한 국가의 명목변수의 (불)안정성을 결정하는 데 중요한 역할을 함을 시사한다고 볼 수 있다.

마지막으로 질적 종속변수 대신 양적 종속변수를 사용하여 OLS 추정을 한 결과가 〈표 4〉의 (4)열에 나타나 있다. 단지 외환위기의 발생여부가 아니라 외환위기의 심각성의 정도에도 관심이 있다면 질적 종속변수 대신 양적 종속변수를 사용할 필요가 있다. 본고에서는 양적 종속변수로서 실질환율의 절하율 자체를 사용하였다.[11] 전반적으로 benchmark 경우와 비교하여 설명변수들의 설명력이 크게 떨어지는데, 특히 종속변수가 실질환율인 만큼 명목환율의 주결정요인일 것으로 추정되는 국내신용 증가율의 설명력이 약하게 나타난다. 이러한 결과는, 본고에서 고려되고 있는 설명변수들이 외환위기의 발생여부와는 체계적인 관계를 가지나 외환위기의 심각성의 정도를 설명하는 데에는 유용하지 못함을 의미한다고 볼 수 있다. 한편 추정에 포함되는 표본을 외환위기사례로 국한시킨 경우에도 대부분의 설명변수들이 유의

11) 양적 종속변수를 사용한 예로는 Eichengreen, Rose, and Wyplosz(1995), Sachs, Tornell, and Velasco(1996) 등이 있는데, 이들은 환율절하율과 외환보유고, 이자율 등의 가중평균치를 종속변수로 사용하고 있다. 그러나 필자들의 추정에 의하면 외환보유고의 변화를 종속변수로 사용하였을 때는 설명변수의 설명력이 전반적으로 약화되는 것으로 나타났는데, 이는 아마도 개도국의 경우 일단 외환위기 발생가능성이 높아지면 외환보유고의 감소를 통하여 통화가치를 유지하려는 시도의 여부에 상관없이 결국은 외환위기가 발생하기 때문인 것으로 보인다.

하지 않게 나타났다.

Ⅳ. 외환위기사례 비교

Ⅲ장에서는 외환위기의 일반적인 발생원인을 추정하고 추정된 결과의 예측력을 살펴보았다. 본장에서는 Ⅲ장의 benchmark 추정 결과를 바탕으로 80년대와 90년대의 외환위기, 그리고 아시아 외환위기와 여타 외환위기간의 차이점과 유사점을 살펴보기로 한다.

1. 80년대와 90년대의 비교

80년대와 90년대에 걸쳐 국제자본시장의 통합 및 발달이 진전되고 각국의 환율제도 및 거시정책의 유형이 변화함에 따라 외환위기의 발생원인 또한 시간적으로 변화해 왔을 수 있다. 80년대와 90년대의 외환위기의 발생원인이 과연 어떻게 다른가를 보기 위하여 본절에서는 먼저 Ⅲ장의 benchmark 모형을 80년대와 90년대 자료에 각각 적용하여 보았다. 그 추정결과가 〈표 5〉에 나타나 있는데, 실제로 80년대와 90년대의 외환위기는 다소 다른 요인들에 의해서 발생한 것으로 나타난다. 80년대의 경우에는 국내 신용증가와 실질환율의 절상이 외환위기의 중요한 발생원인으로 작용하였으며, 교역조건이나 유동성의 역할은 제한적이었던 것으로 추정된다. 반면 90년대의 경우에는 국내 신용증가나 실질환율의 절상보다는 교역조건의 악화와 유동성의 부족이 더 중요한 역할을 하였던 것으로 보인다. 이러한 결과는 80년대의 외환

〈표 5〉 80년대와 90년대 외환위기 발생원인의 비교

	80년대	90년대
1인당 GDP 성장률 (RGDP)	-1.78 (-1.7)	-2.05 (-1.5)
국내신용 증가율 (RDC)	0.85 (4.2)	0.04 (0.3)
외환보유고/단기외채 비율 (RESSDEBT)	-0.04 (-1.3)	-0.05 (-1.8)
실질환율 절하율 (RRER)	-1.85 (-3.6)	-0.35 (-0.7)
교역조건 변화율 (RTOT)	-0.12 (-0.2)	-1.95 (-2.8)
FDI/GDP 비율 (FDI)	-8.87 (-1.7)	-10.50 (-2.4)
외환위기 발생의 사전적 확률	0.20	0.16
표본수	502	526

주 : 괄호 안은 z-값임.

위기가 주로 환율 및 통화정책의 실패에 의한 것인 데 비해 90년대의 외환위기는 주로 실물부문의 약화 및 유동성 부족에 의하여 유발된 것임을 시사한다고 볼 수 있다.

한편 80년대와 90년대의 외환위기는 발생메커니즘에서도 다소 차이를 가지는 것으로 보인다. 즉, 외자의 급격한 유출이 이루어진 경로가 두 기간간에 서로 다르게 나타나는 것이다. 일반적으로 외자의 유출은 크게 직접투자의 감소, 포트폴리오투자의 감소, 그리고 (채권을 제외한) 외채의 감소를 통해서 이루어진다.[12] 이들 가운데 과연 어떤 부분이 외환위기의 발생에 중요한 역할을 하였는가를 살펴보기 위해서는 외환위기의 발생여부를 종속

12) 이들 세 가지 항목은 오차 및 누락을 제외한 자본수지의 구성항목과 동일하다. 한편 외채에는 일반적으로 포트폴리오상의 채권도 포함되나 여기서는 채권을 제외한 부채계약만을 외채로 정의한다.

변수로 하여 아래와 같은 probit 방정식을 추정해 볼 수 있다.

$$\text{외환위기 여부}_t = \text{상수} + a * \text{순직접투자}_t/GDP_t + b * \text{순포트폴리오투자}_t/GDP_t + c * \text{외채증감}_t/GDP_t + d * \text{통제변수}_{t-1}$$

위의 식에서 직접투자나 포트폴리오투자와 달리 외채는 소위 예금자(투자자) 인출사태(bank run)의 대상이 된다는 특징을 가진다. 따라서 어떤 외환위기사례에서 외채의 감소가 차지하는 비중이 클수록 그 외환위기는 예금자 인출사태에 의하여 촉발되었을 가능성이 크다.[13] 이제 위의 식을 80년대와 90년대에 대하여 추정한 결과는 〈표 6〉과 같다. 외채증감자료로는 금융계정상의 기타 투자수지를 이용하였으며, 통제변수로는 〈표 5〉의 설명변수들을 모두 사용하였다. 〈표 6〉에서 보듯이 외환위기의 발생에는 일반적으로 외채의 감소가 수반되며 외채의 감소는 90년대보다 80년대의 외환위기에서 더 중요한 역할을 한 것으로 추정된다. 이러한 결과는 대부분의 외환위기는 금융위기의 성격을 동시에 가진다는 Kaminsky and Reinhart(1996)의 주장과 일치하는 것이다. 또한 이 결과에 비추어 볼 때, 예금자(투자자) 인출사태가 한국 외환위기의 특징적인 면이라는 주장(신인석[1999])은 정도의 차이를 가리키는 것일 때에만 타당할 것으로 여겨진다. 외채의 감소는 한국만이 아니라 여타 외환위기에서도 공통적으로 관찰되는 현상이며, 시간별 차이가 있다면 최근보다는 오히려 80년대의 외환위기에 있어 더 중요했던 것으로 나타나기 때문이다. 한국 외환위기의 특징적인 면에 대한 보다 자세한 분석은 다음 절에

13) 물론 연간자료를 가지고 외환위기 발생의 메커니즘을 분석하는 데에는 한계가 있으며, 보다 엄밀한 분석을 위해서는 월별 혹은 주별과 같은 high-frequency 자료를 사용하여야 할 것이다. 단, 본고에서 따로 보고되지는 않았지만 분기별 자료를 이용한 경우에도 연간자료를 이용한 경우와 비슷한 결과가 얻어짐을 발견할 수 있었다.

〈표 6〉 외환위기 발생의 경로

	80년대		90년대	
	통제변수 무	통제변수 유	통제변수 무	통제변수 유
순FDI	-12.5 (-3.0)	-13.9 (-2.1)	-11.2 (-2.8)	-0.2 (-0.1)
순포트폴리오 투자	-5.6 (-0.4)	-0.7 (-0.1)	-12.4 (-1.3)	-24.3 (-1.9)
외채증감 (기타 투자수지)	-3.2 (-3.7)	-3.2 (-2.8)	-0.4 (-0.5)	-0.4 (-0.4)
오차 및 누락	-3.3 (-2.3)	-5.3 (-2.6)	-0.4 (-0.2)	-2.1 (-0.7)
표본수	775	447	535	398

주 : 괄호 안은 z-값임.

서 이루어진다.

2. 아시아 외환위기의 발생원인

본절에서는 지금까지의 실증분석 결과에 기초하여 아시아, 특히 한국의 외환위기 발생원인을 찾아내고, 한국의 외환위기가 여타 외환위기사례와 비교하여 어떤 공통점과 차이점을 가지는지를 살펴보겠다. 먼저 97년 말에 발생한 한국의 외환위기가 사전적으로 얼마나 예측가능한 것이었는지를 Ⅲ장의 benchmark 추정결과를 이용하여 살펴보면 〈표 7〉과 같다. 〈표 7〉의 첫째 행은 〈표 2〉의 benchmark 결과를 이용한 것이며, 둘째 행은 〈표 5〉의 90년대 결과를 이용한 것이다. 한국의 경우 설명변수의 96년 값들을 대입한 경우는 외환위기 발생확률이 약 12.5%, 97년 값들을 대입한 경우는 약 11%로 나타나는데, 이는 아시아의 다른 외환위기국들에 비하여 상당히 높은 수치임을 알 수 있다. 한편 아시아지역 전체로는 외환위기 발생확률이 외환위기그룹 평균보다

〈표 7〉 아시아 외환위기의 사전적 발생확률

	그룹평균	멕시코 (93)	한국 (96)	한국 (97)	인도네시아 (96)	말레이시아 (96)	태국 (96)
전체	0.15	0.13	0.125	0.11	0.067	0.05	0.085
90년대	0.15	0.125	0.15	0.14	0.06	0.045	0.085

더 낮게 나타난다. 따라서 본고의 결과에 의하면 아시아 외환위기는 여타 외환위기사례에 비추어 볼 때 사전적으로 예상하기가 어려웠다고 할 수 있다. 그러나 한국의 외환위기는 사전적으로도 발생할 가능성이 비교적 높았던 것으로 추정된다.

그럼 외환위기의 발생원인 측면에서 한국 및 여타 아시아국은 과거의 외환위기국들과 어떻게 다른가? 이를 살펴보기 위하여 먼저 전체 외환위기그룹과 개별 외환위기사례에 대하여 각 설명변수의 기여도를 구하였다. 각 설명변수의 기여도는 probit 추정을 통하여 얻어진 계수에다 각 설명변수의 외환위기그룹 평균값 혹은 각 외환위기사례별 설명변수값을 곱함으로써 얻어진다. 이렇게 각 설명변수의 기여도가 구해지면, 각 외환위기사례별 기여도와 전체 외환위기그룹에 대한 기여도의 차이를 구함으로써 각 외환위기의 특징적인 면들을 살펴볼 수 있다.[14] 그 결과가 〈표 8〉에 나타나 있는데, 90년대의 외환위기사례들만이 포함되었다(80년대의 외환위기까지 동시에 고려한 경우에도 비슷한 결과가 얻어진다). 표에서 부호가 음(−)인 경우는 개별 외환위기사례에 대한 그 설명변수의 기여분이 외환위기 일반에 대한 기여분보다 작음을 의미하며 부호가 양(+)인 경우는 그 반대를 의미한다. 따라서 한국의 경우에는 상대적으로 교역조건의 악화 및 유동성의

14) 각 설명변수의 기여도를 확률단위로 표시하지 않고 단순히 추정계수 곱하기 설명변수의 값으로 표시한 이유는, 확률단위로 표시할 경우 각 기여도의 절대 크기가 너무 작아져서 보기에 불편하기 때문이다.

〈표 8〉 외환위기 발생에 대한 각 설명변수의 기여

	멕시코 (93)	한국 (96)	한국 (97)	인도네시아 (96)	말레이시아 (96)	태국 (96)
RGDP	-0.039	-0.145	-0.122	-0.144	-0.134	-0.128
RDC	-0.010	-0.008	-0.007	-0.006	-0.004	-0.024
RESSDEBT	0.032	0.039	0.045	0.038	-0.048	0.017
RRER	0.021	-0.007	-0.052	0.003	0.001	0.005
RTOT	-0.101	0.088	0.068	-0.178	-0.151	-0.115
FDI	-0.009	0.041	0.031	-0.214	-0.299	-0.024
편차의 합	-0.107	0.008	-0.036	-0.500	-0.635	-0.269

부족이 외환위기의 발생에 중요한 역할을 한 반면 국내신용의 증가나 실질환율의 절상 등은 제한된 역할을 한 것으로 해석할 수 있다.

이러한 결과는 기존의 연구결과와 구별된다. 첫째, 한국의 외환위기 발생에 있어서 교역조건과 같은 기초여건과 외환보유고와 같은 유동성이 모두 중요하게 작용하였다는 것은, 외환위기 전 한국경제의 기초여건에는 별 문제가 없었으며 한국 외환위기는 기본적으로 국제자본시장의 불안정성과 유동성 부족의 결과라는 주장과 배치된다. 둘째, 교역조건의 악화가 한국의 외환위기 발생에 있어서 중요하였을 수도 있다는 것은 많은 사람들에 의해서 추측되어 왔으나 실증적으로 뒷받침되지는 못하였다. 그러나 〈표 8〉의 결과는 교역조건의 악화가 실제로 한국 외환위기의 특징적인 면이었음을 구체적으로 제시하고 있다. 셋째, 다수의 주장과는 달리 국내신용의 급속한 확대가 과연 한국 혹은 아시아 외환위기의 주요원인이었는지는 분명하지 않다. Radelet and Sachs(1998), Tornell(1998) 등은 아시아 외환위기 발생의 가장 중요한 원인으로서 국내신용의 증가와 유동성의 부족을 들고 있으나, 〈표 8〉에 의하면 한국 및 아시아 외환위기에 있어서 국내신

용증가의 기여도는 전체 외환위기그룹에 대한 기여도보다 작았던 것으로 나타난다. 따라서 국내신용증가가 외환위기 발생에 미치는 영향의 절대적 크기는 클 수 있으나, 적어도 아시아 외환위기에 대한 상대적 기여도는 작았던 것으로 보인다.

아시아 외환위기에 대하여 〈표 6〉과 같은 발생경로 분석을 적용하는 것도 흥미로운 일일 것이다. 대부분의 아시아 외환위기국에 대하여 아직 단기외채자료는 97년 6월 말까지만 가용하므로 실제로 외환위기의 발생과 더불어 각국의 단기외채가 얼마나 감소하였는지 알 수 없으나, 자본계정상의 기타 투자항목에 관한 자료는 가용하다. 1997년의 기타 투자수지/GDP 비율을 나라별로 살펴보면, 한국의 경우 약 –5%, 태국 –15%, 말레이시아 –2%, 인도네시아 –1% 등으로 나타난다. 따라서 한국의 경우 다른 아시아국에 비하여 투자자 인출사태의 영향이 예외적으로 컸다고 보이지는 않는다.[15] 물론 외환위기의 발생메커니즘을 보다 엄밀하게 규명하기 위해서는 단순히 연간자료가 아니라 외환위기 발생 전후의 기간을 월별 혹은 분기별로 살펴볼 필요가 있을 것이다. 그러나 〈표 6〉과 비슷한 분석을 분기별 자료에 대하여 적용한 경우에도 외환위기의 발생은 기타자본수지의 악화와 밀접한 상관관계를 가지는 것으로 나타났다. 단, FDI와 포트폴리오투자, 기타자본수지와 오차 및 누락에 관한 자료가 동시에 가용한 경우는 많지 않아서 네 가지 항목을 모두 포함한 회귀분석은 가능하지 않았다. 앞으로 이에 대한 보다 엄밀한 연구가 요망된다.

---

15) 〈표 6〉에서 시사되었듯이 80년대 외환위기사례 중에서도 기타 투자수지/GDP 비율이 크게 낮은 경우는 종종 발견된다. 예를 들면, 1989년 아르헨티나의 경우 –10.5%, 1985년 칠레의 경우 –9.3%, 1988년 페루의 경우 –9.3% 등이다.

V. 결 론

본고에서는 다수의 외환위기사례들을 동시에 고려함으로써 외환위기의 발생원인을 실증적으로 살펴보았다. 그 결과에 의하면 외환위기의 발생은 기본적으로 채무불이행 가능성에 영향을 주는 기초요건들의 악화나 단기지불불능 가능성에 영향을 주는 유동성의 부족에 의하여 결정되며, 이러한 점에서 한국의 외환위기도 예외는 아니었던 것으로 판단된다. 96년 당시의 한국의 경제상황을 고려할 때 97년에 외환위기가 발생할 가능성을 우려할 만한 이유는 충분하였던 것으로 보인다.

외환위기의 발생원인에 대한 본고의 접근방법은 특정 가설에 기초하지 않은 일종의 상관관계분석이다. 그러나 이러한 무이론적(atheoretical) 접근방법에도 불구하고 본고의 추정결과는 외환위기의 발생여부에 대하여 상당한 예측력을 가지는 것으로 나타난다. 이는 외환위기의 구체적인 발생경로나 메커니즘과는 무관하게 외환위기의 근본적인 발생원인은 대체로 일정함을 시사한다. 앞으로도 국제자본시장의 통합과 발전이 더욱 진전됨에 따라 외환위기 혹은 금융위기의 구체적 발생메커니즘은 끊임없이 새로운 형태를 취할 것으로 예상되나, 본고의 접근방법은 여전히 유용할 것으로 기대된다.

단, 앞으로 보다 예측력이 높은 모형의 개발을 위해서는 보다 다양한 자료의 수집과 분석이 따라야 할 것이다. 특히 본고에서 사용한 교역조건 외에 투자수익성을 보다 직접적으로 나타낼 수 있는 변수의 이용이 요구된다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

박대근 · 이창용, 「한국의 외환위기: 전개과정과 교훈」, mimeo, 1998.

박원암 · 최공필, 「한국 외환위기의 원인과 예측가능성」, 『한국경제의 분석』, 제4권 제2호, 1998.

신인석, 「한국의 외환위기: 발생메커니즘에 관한 일고」, 『KDI 정책연구』, 1998. Ⅲ · Ⅳ, 1999. 6.

Bensaid, Bernard and Olivier Jeanne, "The Instability of Fixed Exchange Rate Systems When Raising the Nominal Interest Rate is Costly," *European Economic Review* 41, 1997.

Calvo, Guillermo, Leonard Leiderman, and Carmen Reinhart, "Capital Inflows and Real Exchange Rate Appreciation in Latin America: The Role of External Factors," *IMF Staff Papers*, Vol.40, No.1, March 1993, pp.108~150.

Chang, Roberto and Andres Velasco, "Financial Crises in Emerging Markets: A Canonical Model," NBER Working Paper No.6606, June 1998.

Chuhan, Punam, Stijn Claessens, and Nlandu Mamingi, "Equity and Bond Flows to Latin America and Asia: The Role of Global and Country Factors," *Journal of Development Economics* 55, 1998.

Cho, Dongchul and Kiseok Hong, "Currency Crisis of Korea:

Internal Weakness or External Contagion?" mimeo, June 1999.

Connolly, Michael and Dean Taylor, "The Exact Timing of the Collapse of an Exchange Rate Regime and Its Impact on the Relative Price of Traded Goods," *Journal of Money, Credit, and Banking* 16, 1984.

Corsetti, Giancarlo, Paolo Pesenti and Nouriel Roubini, "What Caused the Asian Currency and Financial Crisis?" mimeo, 1998.

Eichengreen, Barry, Andrew Rose, and Charles Wyplosz, "Exchange Market Mayhem: The Antecedents and Aftermath of Speculative Attacks," *Economic Policy* 21, 1995, pp.249~312.

Flood, Robert and Peter Garber, "Collapsing Exchange-rate Regimes: Some Linear Example," *Journal of International Economics* 17:1, 1984, pp.1~13.

Frankel, Jeffrey and Andrew Rose, "Currency Crashes in Emerging Markets: An Empirical Treatment," *Journal of International Economics* 41, 1996, pp.351~366.

Garber, Peter "Comment on Krugman," *NBER Macroeconomics Annual*, 1996, pp.403~406.

Goldberg, Linda "Heterogenous Agents and the Collapse of an Exchange Rate Regime," New York University Research Reports 89-01, 1989.

Kaminsky, Graciela and Carmen Reinhart, "Banking and Balance-of-Payments Crises: Models and Evidence," Board of Governors of the Federal Reserves, Washington, D.C., 1996.

Kaminsky, Graiela, Saul Lizondo, and Carmen Reinhart, "Leading Indicators of Currency Crises," IMF Working Papers, WP/97/79,

1997.

Krugman, Paul, "A Model of Balance-of-Payment Crisis," *Journal of Money, Credit and Banking* 11, 1979, pp.2311~2315.

Obstfeld, Maurice, "The Logic of Currency Crisis," *Cashiers Economiques et Monetaires* 43, 1994, pp.189~213.

Radelet, Steven and Jeffrey Sachs, "The East Asia Financial Crisis: Diagnosis, Remedies, Prospects," Harvard Institute for International Development, mimeo, April 1998.

Sachs, Jefrrey, Aaron Tornell, and Andre Velasco, "Financial Crises in Emerging Markets : The Lessons of 1995," Brookings Papers on Economic Activity No.1, 1996.

Tornell, Aaron, "Common Fundamentals in the Tequila and Asian Crises," Harvard University, mimeo, 1998.

부록 : 자료에 대한 설명

본 논문에 사용된 자료의 대부분은 World Bank의 *World Development Indicators on CD-ROM 1998*(이하 *WDI98*로 표기)에서 구한 것이다. 특별한 언급이 없는 한 모든 자료는 *WDI98* 자료이다.

1인당 GDP 성장률

1인당 GDP에 대한 로그차분이다.

국내신용증가율

국내신용은 은행부문이 모든 부문들에 공여한 신용을 말한다. 여기서 은행부문은 통화당국, 예금은행 및 기타 금융기관들(예를 들면, 상호신용금고 및 주택공제조합 등)을 포함한다.

외환보유고/단기외채 비율

외환보유고는 *International Finance Statistics CD-ROM March 1999*(이하 *IFS*)의 외환보유고(1d.d)이며 단기외채는 단기외채/총외채 비율에서 총외채를 곱하여 구한 것이다. 단기외채는 만기가 1년 미만인 경우를 지칭하며, 총외채는 정부외채, 정부보증 외채, 미보증 민간외채, IMF 신용 및 단기외채를 합한 것이다. 총외채와 단기외채는 모두 *WDI98*에서 구하였다.

실질환율 절하율

실질환율 절하율은 '명목환율/소비자물가'의 로그 차분이다. 명목환율은 *IFS*의 명목시장환율(기말기준, ae)을 사용하였으며 소비자 물가는 *WDI98*에서 구하였다.

교역조건 변화율

교역조건 변화율은 '수출물가/수입물가'의 로그 차분이다. 여기서 수출(수입)물가는 자국통화표시 수출금액(수입금액)을 자국통화표시 수출물량(수입물량)으로 나누어 구하였다. 수출입 관련 자료는 *WDI98*에서 구하였다.

(FDI－포트폴리오투자)/GDP 비율

FDI는 *WDI98*의 외국인 직접투자(GDP 대비 순유입 비율)이며 포트폴리오투자는 '포트폴리오 채권투자 + 포트폴리오 주식투자'이다.

해외 GDP 성장률

*WDI98*의 OECD 국가들 전체 GDP의 로그 차분이다.

해외 이자율

*WDI98*에 나타난 미국, 일본 및 유럽선진국들(영국, 독일, 프랑스)의 대출이자율의 가중평균이다. 이때 가중치로는 104개국을 6개 지역(동아시아/태평양, 유럽/중앙아시아, 중남미, 중동/북아프리카, 남아시아, 사하라 사막 이남의 아프리카)으로 나눈 후 이 지역들의 장기외채의 통화구성비율(달러, 엔화 및 유럽선진국들)을 사용하였다. 장기외채의 통화구성비율은 *Global Development Finance*(World Bank, 1997, 1998) 및 *World Debt Tables*(World Bank, 각호)에서 구하였다.

論 評

白 雄 基
(상명대 경제학과 교수)

이 논문은 1997년 한국이 경험한 외환위기의 원인을 실증분석하기 위한 목적으로 작성되었다. 이 분야의 국내 연구로는 박대근 · 이창용(1998), 박대근(1999)을 비롯한 몇몇 논문이 있으며, 이 논문의 분석에서 사용된 기본틀은 Frankel and Rose(1996), Kaminsky and Reinhart(1996)와 동일하다고 볼 수 있다. 이것은 경제성장률을 비롯한 설명변수들이 외환위기 발생 여부를 나타내는 피설명변수에 대하여 얼마나 통계적으로 유의한 설명력을 갖는지 판단함으로써 위기 원인을 가려내는 방법이다. 이러한 분석법은 무이론적 접근방법이기 때문에 저자들의 연구목적에 부합하는 외환위기의 진정한 원인을 밝혀내는 데에는 근본적인 한계를 안고 있을 수밖에 없다.

예를 들어, 외환위기가 외환거래제도나 외환시장의 구조적인 문제 때문에 초래되었다면 저자들이 사용하고 있는 접근방법은 제도적 요인이나 시장구조를 충분히 반영할 수 있는 수단이 별로 없다. 제도 혹은 경제구조의 왜곡 때문에 1인당 GDP 성장률이나, 외환보유고/단기외채 등 저자들이 고려하고 있는 설명변수에 비교적 큰 변동이 생겼을 때는 그 효과를 간접적으로 어느 정도 반영할 수 있겠으나 그렇지 않을 때는 모두 오차항으로 그 영향이 나타날 수밖에 없을 것이다. 무이론적 접근방법이 가지고 있는 한계를 극복하기 위해서는 무엇보다도 제도 및 구조적 변화를 반영할 수 있는 설명변수의 개발과 이에 기초한 보다 정치

한 분석모형의 개발이 필요하다고 생각한다.

실증분석 모형에서 외환위기에 대한 좋은 설명변수를 발견하기 위해서는 기존 이론이 주장하고 있는 외환위기의 발생메커니즘을 살펴볼 필요가 있다. 아시아 국가들은 재정과 통화를 비교적 건전하게 운영하여 왔으며 외환보유고의 고갈로 인하여 투기적 공격으로부터 환율을 방어할 능력이 없었다는 점에서 제1세대나 제2세대 모형만으로는 설명할 수 없는 특징이 있었다고 지적되어 왔다(Chang and Velasco[1998], 박대근[1999] 참조). 즉, 아시아 외환위기는 근본적으로 금융위기적 성격을 가지고 있는데, 금융위기를 초래한 예금인출사태의 주체가 외국인투자자들이었기 때문에 외환부족과 환율급등이라는 외환위기적 현상이 동시에 발생했다는 것이다. 따라서 아시아 외환위기의 원인을 정확하게 구명하기 위해서는 외환보유액, 환율의 절하와 같은 표면적 변화에만 의존하기보다는 금융기관 부실의 원인 등에 관한 미시적 요인에 관한 분석이 필요하다고 지적할 수 있다.

이와 같은 점에도 불구하고 사실 미시적 분석을 병행하기란 쉬운 일이 아니다. 왜냐하면 미시적 요인을 실증분석에 연계시키기 위해서는 질 좋은 자료가 필수적으로 요청되지만 이러한 목적에 합당한 자료는 거의 구득이 불가능하기 때문이다. 결국 미시적 요인분석을 제대로 하기 위해서는 저자들이 개별은행 및 금융기관에 관한 개별자료를 수집하여 목적에 어울리는 자료를 만들어 내야 하는데, 이러한 과정 자체가 또 하나의 프로젝트 성격을 가지고 있으므로 추후 연구과제에서 수행되길 기대해 본다.

이상에서 지적한 방법론 및 자료의 한계에도 불구하고 이 논문은 103개 개발도상국에 대한 1980~96년 기간을 포괄하는 방대한 자료에 기초하여 외환위기의 발생원인을 실증적으로 분석하였다는 점에서 의의가 있다. 특히, 교역조건의 변동이 1990년

대 외환위기의 중요한 설명변수였다는 사실을 찾아낸 점과, 투자형태별 설명변수를 모형에 추가함으로써 1980년대에는 외채감소가 외환위기에 유의한 영향을 주었지만 1990년대에는 그보다는 순포트폴리오 투자 감소가 외환위기에 더 큰 영향을 주었다는 사실을 발견한 점에서 이 연구의 기여도를 평가할 수 있다. 그러나 투자형태별 변수와 외환위기변수가 동일한 시간 하첨자를 가지고 있음에도 불구하고 변수들간에 마치 인과관계가 있는 것처럼 해석하고 있는 부분은 유의해야 할 것이라고 생각된다.

저자들은 채무불이행 가능성에 영향을 주는 원인을 기초요건의 악화로, 단기 지불불능 가능성에 영향을 주는 원인을 유동성 부족으로 각각 구분함으로써 국내 변수들을 양분하였는데, 이는 상당히 유용하다고 생각한다. 그럼에도 불구하고 인플레이션율과 실질금리 등은 국내 기초여건을 나타내는 중요한 변수이며, 총통화/외환보유액은 해외투자자들의 예금인출가능성에 대한 척도가 될 것으로 생각하는데, 이 변수들에 대한 충분한 검토 없이 설명변수에서 제외시킨 것은 아쉬운 점이라고 할 수 있다.

기존 문헌들은 외환위기의 원인으로 전염효과(contagion effects)를 중시하고 있다. 이것은 외환에 대한 투기적 공격이 한 나라에서 다른 나라로 전이되는 것처럼 나타나고 있으며, 이러한 현상은 아시아 외환위기를 다룬 여러 실증분석에서 입증되고 있다. 우리나라 외환위기의 원인을 분석한 박원암 · 최공필(1998)은 전염효과를 고려하기 위해서 아시아 경쟁국의 평가절하 압력을 반영하기 위한 지표를 만들어 시장의 기본요인으로 설정하고 있으며, Eichengreen, Rose, and Wyplosz(1996), 박대근(1999)도 전염효과를 고려하기 위한 전염지표를 만들어 사용함으로써 외환위기에 있어 전염효과의 존재와 중요성을 입증한 바 있다. 그러나 저자들은 본문에서 "대부분의 설명변수들이 1년 정도의 시차를 가

지고 외환위기의 발생여부에 영향을 미치는 반면 감염효과는 수개월 내에 영향력을 발휘할 것으로 기대되므로, 본고에서 사용되는 연간자료로는 감염효과와 기타 설명변수들을 동시에 고려하기가 어려운 것"이라고 설명함으로써 전염효과를 고려하지 않은 것은 전염효과 누락으로 인한 기타 변수의 설명력이 과대평가될 우려를 가지고 있다. 왜냐하면 연간자료를 사용한 박대근(1999)에서도 전염효과는 외환위기 발생에 유의한 영향을 미친 것으로 평가되었기 때문이다.

설명변수에 관한 논의는 이상으로 줄이고 다음에는 종속변수에 관해 간단히 논평한다. 이 논문은 Frankel and Rose(1996)와 동일한 방식으로 외환위기를 정의했으나 그 정의가 이 논문의 목적과 잘 맞는 것인지 검토할 필요가 있다. 문헌에서는 분석목적에 따라 외환위기의 발생여부를 두 가지 방식으로 정의하고 있다. 저자들처럼 연간 환율 절하율이 25% 이상이며 동시에 절하율 변동폭이 전년 대비 10% 이상인 경우를 외환위기로 정의하는 방식과, Eichengreen, Rose, and Wyplosz(1996), 박원암 · 최공필(1998)과 같이 위기 외환시장 압력지수를 작성하여 그 평균으로부터의 편차가 표준편차의 1.5배 이상인 때를 외환위기로 정의하는 방식이 있다. 양자의 가장 큰 차이점은 환율변동이 실제로 발생했을 때만을 위기로 정의할 것이냐 아니면 환율변동폭은 크지 않지만 금리와 외환보유고 등에 커다란 변동이 발생한 경우까지도 위기로 볼 것이냐에 있다.

전자의 정의는 시장에서 환율 폭락사태(crash)가 발생한 경우만을 위기로 간주한 것이고, 후자는 통화당국이 금리정책과 외환정책을 대응정책으로 구사함으로써 폭락사태가 발생하지는 않았지만 대응정책의 실시로 인하여 국내경제에 커다란 변화가 생긴 경우까지를 모두 위기로 간주한 것이다. 외환위기는 정책당국의

대응전략이 실패하여 폭락사태가 발생한 경우뿐만 아니라 대응정책이 성공하여 환율변동폭은 그리 크지 않지만 금리와 외환보유액에 큰 변화가 발생한 경우까지도 위기에 포함시키는 것이 끊임없이 외환시장 개입의혹을 받아온 우리나라의 경우에 초점을 맞추기 위해서는 더욱 적합한 외환위기의 정의가 아닌가 생각한다.

이상과 같은 변수 설정에 관한 논란이 얼마든지 있을 수 있으나 저자들의 방대한 자료와 회귀분석으로부터 발굴해 낸 논점 등은 후속 연구를 위해 상당히 중요한 자료가 될 것으로 믿어 의심치 않는다.

● 참고문헌

박대근, 「한국의 외환위기와 외채」, 『경제분석』, 제5권 1호, 한국은행, 1999.

Chang, R. and A. Velasco, "The Asian Liquidity Crisis," Working Paper 98-11, Federal Reserve Bank of Atlanta, July 1998.

辛 仁 錫

(본원 연구위원)

이 논문은 두 가지 목적을 가지고 있는 것으로 되어 있다. 첫째, 한국의 외환위기는 예상될 수 없었던 것인가?; 둘째 아시아 외환위기가 이전의 외환위기와 근본적으로 다른 것이었는가? 모든 이들이 궁금해 할 만하고 그만큼 어렵기도 한 주제들이다. 요컨대, 연구주제가 지니는 학문적, 정책적 의의는 충분하다고 생각된다.

주어진 질문의 답을 찾기 위하여 저자들이 채용한 연구방법은

각국의 외환위기사례를 표본으로 한 Probit 추정이다. 그리고 그에 의하여 얻어진 답은, 첫째로는 "예상이 '웬만큼' 가능하였다"는 것이고, 둘째로는 "근본적으로 다르지 않다"는 것이다.

이 논문이 지니는 매력과 한계는 (어느 논문이나 마찬가지이기는 하지만) 사용된 방법론과 깊이 연관되어 있는 것으로 생각된다. 이 점을 분명히 인식하는 것이 저자들의 연구성과를 올바로 평가하는 전제라고 할 수 있으므로 이를 잠시 논의하기로 한다.

評者의 私見으로는, Probit 추정이 전달해 주는 정보는 '어떤 사건과 몇몇 변수의 움직임간에 존재하는 일정한 패턴'이다. 요컨대, 어떤 사건과 관련된 정형화된 사실들(stylized facts)을 통계학적으로 판별하는 수단이라는 것이다. 따라서 저자들이 동 방법론에 의하여 찾아낸 사실은 '대부분의 외환위기 발생은 특정변수들이 일정한 방향으로 움직일 때 야기되었다'는 점이라고 이야기할 수 있겠다. 여기서 특기해야 할 사항은 그 통계적 관계가 상당하여 '예측모형'이라고 주장할 수 있을 정도라는 저자들의 발견이다. 즉, 외환위기 사건과 관련된 변수들이 일정한 움직임을 보일 경우 우리는 이를 심각히 받아들여야 한다는 점을 저자들의 연구는 강력히 시사한다. 이들 변수들이 일정한 방향으로 움직일 경우 '우리는 다르다'는 오만보다는 외환위기 가능성을 겸허하게 받아들이고 면밀히 문제점의 실제여부를 따져보아야 한다는 정책적 시사점을 지니는 것이기도 하다.

이러한 저자들의 주장에 대해서 反論이 제기될 수도 있을 것이다. 예컨대, 외환위기의 발생여부를 60~70%의 확률로 예측할 수 있다는 것이 과연 높은 예측력인지에 대해서는 논란이 있을 수 있다. 또한 저자들의 모형으로는 포괄되지 않는 어떤 중요한 외환위기의 발생원인이 존재하는 것은 아닌지에 대한 의문이 제

기될 수도 있을 것이다. 감염효과, 군집행위, 최종대부자의 부재, 보다 광범위하게 말해 복수균형 중 한 균형을 결정하게 만드는 요인들의 중요성 등이 무시되어 있다는 반론도 만만치 않을 것이다.

그러나 현 시점에서 손쉽게 작동시킬 수 있는 외환위기 예측모형이 무엇일까를 생각해 보면 (굳이 외환위기 예측모형이 필요하다는 것을 전제로 한다면) 저자들이 제시한 모형 이상의 것을 찾기는 어려울 것이라는 점을 인정해야 할 것이다. 이는 마치 수많은 논란이 계속되고 있으나 기업의 부도예측모형이 저자들이 제시한 Probit 모형과 비슷한 형태에서 벗어나지 못하고 있는 사실에 비견될 수 있을지 모르겠다.

따라서 평자는 저자들의 모형과 그에 근거한 보고결과를 높이 평가하는 바이다. 나아가 비록 저자들이 추론을 삼가고는 있으나 이 논문이 외환위기 발생메커니즘에 대하여 지니는 시사점도 없지 않다고 생각된다.

첫째, 한국의 외환위기가 기초여건의 악화 및 유동성 부족과 관련된 것이었다는 저자들의 발견은 한국의 외환위기가 sun-spot에 근거한 순수한 심리적 사건은 아니었음을 시사한다. 평자는 拙稿에서 한국의 외환위기를 국제금융시장을 무대로 한 인출사태(bank panic)라고 규정한 바 있다. 저자들의 발견은 이 인출사태가 sun-spot에 기인한 사건으로 보기는 힘들며 information-based 인출사태였을 가능성이 있음을 시사하는 것으로 추론된다.

둘째, 90년대의 외환위기사례가 80년대와는 달리 유동성 부족과 관련된 경우가 많다는 발견은 90년대의 외환위기는 단기자본의 급격한 유출입, 그리고 이 裏面의 제도적 환경을 구성하고 있을 국제금융질서와 관련되어 있을 가능성이 높음을 시사하는 것으로 받아들여진다. 저자들이 이 점의 구명에 관심이 있음을 알

고 있는바 정진이 있기를 기대한다.

● 참고문헌

신인석, 「한국의 외환위기: 발생메커니즘에 관한 일고」, 『KDI정책연구』, 제20권 제3, 4호, 한국개발연구원, 1999.