

# 금융위기의 국가간 파급에 관한 실증분석\*

홍기석(이화여자대학교)

이항용(한양대학교)

## < 요약 >

본 연구는 62개 선진국 및 개발도상국 표본을 이용하여 위기의 국가간 전파가 어떤 경로를 통하여 어느 정도의 강도로 이루어지는지를 실증적으로 분석하였다. GDP, 국내신용, 주가의 세 변수에 대한 분석결과에 의하면 첫째, 경제위기의 국가간 전파는 경제적 연관성이 높은 국가들을 중심으로 강하게 발생함을 발견할 수 있었다. 둘째, 경제위기의 국가간 전파는 경제호황의 국가간 전파보다 더 강하게 나타나며, 또한 경제위기 중에서도 심각한 경제위기의 전파가 일반적인 경제위기의 전파보다 더 강하게 나타남을 알 수 있었다. 셋째, 세계경제의 통합추세를 반영하여 1997년 이후 기간의 경우에 위기의 국가간 전파가 보다 뚜렷하게 나타났다. 넷째, 전체국가를 대상으로 한 경우에는 대체로 국제무역을 통한 위기의 전파가 더욱 뚜렷이 발견되었으나, 선진국의 금융위기는 특히 국제금융 경로를 통하여 개발도상국의 금융위기 발생 가능성을 높이는 것으로 나타난다.

핵심 주제어 : 금융위기, 감염, 무역, 금융, 개발도상국

\* 이 논문은 한국은행의 재정지원을 받아 작성된 것임

## I. 서론

최근 미국에서 발생한 금융위기는 전세계 금융시장으로 급속히 확산되었으며 금융부문의 충격이 실물부문으로 전이됨에 따라 2009년에는 미국을 비롯한 전세계 주요 국가들이 대부분 마이너스 성장을 기록할 것으로 예상되고 있다. 불과 얼마 전인 2007년 11월만 하더라도 World Bank는 아시아 역내 무역의 비중 확대 등을 근거로 아시아 경제가 미국경제로부터 “분리(decouple)”되고 있을 가능성을 언급하였으나, 최근의 현실은 국가간 상호의존성 특히 아시아와 여타 지역간의 상호의존성이 여전히 높음을 보여 주고 있다. 한편 미국발 금융위기의 세계적 확산에도 불구하고 모든 국가들이 동일하게 영향을 받은 것은 아니다. 2009년의 GDP 성장률 전망에 의하면 유럽이나 남미가 특히 심각한 경기 침체를 경험할 것으로 예상되며, 인도, 중동, 아프리카 등에 대한 충격은 비교적 작은 편일 것으로 예상되고 있다. 그렇다면 왜 어떤 국가들은 다른 국가들보다 외부의 경제위기에 더 민감하게 반응하는가? 어떤 국가들이 서로 보다 밀접하게 연결되어 있으며 이 때 밀접함의 정의는 무엇인가? 이러한 질문들에 대하여 본 연구는 한국을 포함한 여러 국가들의 과거 경제위기 사례들을 살펴봄으로써 경제위기와 같은 부정적 충격이 구체적으로 국가들 간에 어떻게 파급되는지를 살펴보고자 한다.

일반적으로 대외개방도가 높은 국가일수록 다른 나라들과 밀접한 연관을 가지게 되므로 다른 나라에서 발생한 경제위기에 보다 쉽게 영향을 받을 것으로 예상할 수 있다. 그러나 위기에 대한 노출을 결정하는 구체적인 경로가 국제무역인지 아니면 국제금융인지를 파악하기 위해서는 과거 위기 사례들에 대한 보다 체계적인 실증분석이 필요하다. 과거 아시아 외환위기의 발생 이후 이러한 방향의 연구들이 많이 이루어지고 있으나, 지금까지의 연구들은 대부분 선진국들만을 대상으로 하거나 개발도상국들 중 일부 소수만을 표본에 포함시키고 있다. 특히 선진국에서 발생한 위기가 개발도상국들에게 어떤 경로를 통하여 어느 정도의 영향을 미치게 되는지에 대한 체계적인 분석은 거의 없다고 할 수 있다. 본 연구는 다수의 선진국과 개발도상국을 포괄하는 패널 자료를 사용하여 어떤 국가들이 선진국의 금융위기에 보다 쉽게 노출되며, 그러한 국가간 파급효과의 정도가 얼마나 강한지를 살펴본다는 점에서 기존 연구들과 구별된다. 보다 구체적으로 본 연구는 최근의 미국 위기가 금융부문의 혼란과 실물부문의 경기 침체를 동시에 나타내고 있다는 점을 반

영하여, GDP, 국내신용, 주가 등 각 변수별로 위기 사례들을 정의하고 이 위기 사례들이 국가간에 어떻게 전파되는지를 살펴보기로 한다.<sup>1)</sup>

본 연구의 구성은 다음과 같다. II장에서는 경제위기의 전파와 관련된 기존연구들을 살펴보고 III장에서는 실증분석모형을 설정하면서 위기와 국가간 상호의존성을 어떻게 측정하였는지를 설명한다. IV장에서는 다양한 실증분석 결과를 제시한다. V장은 결론이다.

## II. 기존 연구

본 연구와 주제와 방법론 측면에서 가장 유사한 것으로는 외환위기의 감염효과(contagion effect)에 관한 연구들을 들 수 있다. Glick and Rose (1999)에 의하면 감염효과란 한 나라의 위기가 어떤 이유로든 다른 나라의 위기 발생 가능성을 높이는 현상을 의미한다. 따라서 위기의 감염은 국제무역이나 국제금융과 같은 경제적 연관성 때문에 발생할 수도 있고 단순히 투자자들의 심리적 요인이나 집단행동(herd behavior) 때문에 발생할 수도 있다. 경제적 연관성 중에서 특히 국제무역 경로를 강조하는 연구들로는 Gerlach and Smets(1995), Eichengreen, Rose, and Wyplosz(1996), Wolf (1998), Glick and Rose(1999) 등이 있으며, 국제금융 경로를 강조하는 연구들로는 Kaminsky and Reinhart(2000), Van Rijckeghem and Weder(2001), Caramazza, Ricci, and Salgado(2004) 등이 있다. 반면 Valdes(1996), Calvo and Reinhart(1996), Baig and Goldfajn (1998), Rigobon(2003) 등은 경제적 요인과 무관하게 발생하는 감염 효과를 다루고 있다. 이들 연구들에서 제시된 다양한 결과들을 간단히 요약하면, 대체로 투자자들의 집단행동으로 인하여 발생하는 감염효과는 분명하지 않으나 국제무역이나 국제금융경로를 통

---

1) 과거 개발도상국들의 경제위기는 대부분 외화유동성의 부족으로 발생하는 외환 위기의 성격을 가지고 있다. 따라서 환율을 중심으로 위기를 정의하여 국가간 전파를 살펴볼 수도 있을 것이다. 그러나 외환위기는 주로 개발도상국 간에 전파될 가능성이 높으며 선진국에서 개발도상국으로 전파되는 사례는 많지 않은 것으로 판단된다. 더욱이 환율을 대상으로 한 분석에서는 유로화의 출범으로 유로지역에 속하는 국가들을 별도로 분석하기 어려운 면이 존재한다. 따라서 본 연구에서는 환율을 이용한 위기 전파는 다루지 않기로 한다. 다만 외환위기가 발생하면 경기 침체가 발생하는 동시에 신용경색과 주가하락이 발생할 것이므로 외환위기 사례들이 본 연구의 분석대상에 포함되어 있다고 볼 수 있다.

한 감염효과는 실제로 존재하는 것으로 나타나고 있다. 그러나 감염효과에 관한 기존 연구들은 대부분 외환위기만을 다루고 있으며 본 연구에서 고려하는 일반적인 경기침체나 금융위기에 대한 직접적인 분석결과를 제시하고 있지는 않다. 또한 그동안 외환위기가 개발도상국들에서 중점적으로 발생하였기 때문에 이들 연구들은 개발도상국들 간의 위기의 전파에 초점을 맞추고 있으며 선진국의 위기가 개발도상국에 전파되는 과정에 대해서는 별도의 분석을 하지 않고 있다. 아래에서 다시 설명되듯이 개발도상국들 간의 경제적 연관성은 주로 선진국을 매개로 한 간접적 관계인 반면 선진국과 개발도상국간의 경제적 연관성은 보다 직접적이라고 할 수 있다. 따라서 개발도상국들 간의 감염효과에 관한 기존 연구들은 최근의 미국발 금융위기에 대해서는 직접적인 함의를 제공하지 못한다.

본 연구와 관련성이 있는 또 다른 연구들로는 아시아와 세계경제 간의 탈동조화(decoupling)에 관한 논의를 들 수 있다. 최근 들어 국가간 경제 통합 특히 아시아와 여타 지역간의 경제적 통합이 가속화되고 있는 것은 사실이나, 이론적으로 볼 때 경제적 통합이 반드시 경제활동의 국가간 동행성(comovement)을 높일 것인지는 분명하지 않다. 예를 들면, Frankel and Rose(1998), Kraay and Ventra(2002) 등은 국가간 무역통합이 한 국가의 수요 충격이나 공급 충격을 다른 국가들로 쉽게 전파되게 함으로써 국가간 동조성을 높일 것이라고 주장하나, 반대로 Krugman(1993)이나 Kose and Yi (2002) 등은 무역통합의 결과 국가별로 생산의 특화가 심화되면 오히려 경제활동의 동조성이 약화될 것이라고 주장하고 있다. 마찬가지로 자본시장 통합의 경우에도 국가간 동조성에 대하여 상반된 주장이 가능하다. 따라서 경제통합의 결과 실제로 총생산이나 금융변수의 국가간 동조성이 어떻게 달라질 것인가는 결국 실증적인 문제라고 할 수 있는데, 기존의 연구들에 의하면 대체로 무역통합은 국가간 경기 변동의 동조성을 높이나(Baxter and Kouparitsas(2005)), 자본통합의 경우에는 결과가 보다 애매하게 나타난다(Heathcote and Perri (2002), Imbs(2006)). 이와 관련하여 최근에는 특히 아시아 국가들을 대상으로 지역 내 통합과 여타 지역과의 지역간 통합의 상대적 중요성을 다룬 일련의 연구결과들이 발표되었다. 그 가운데 Kose et al.(2008)은 아시아 국가들의 경기 변동 중 아시아의 지역적 충격에 기인하는 부분의 비중이 세계적 충격에 기인하는 부분에 비해 상대적으로 확대되어 왔다고 탈동조화의 가능성을 제기한다. 그러나 반대로 1997년의 외환위기 이후에 아시아 국가들의 경기변동에 있어서 세계적 충격의 역할이 확대되었다는 연구들도 다수 존재한다. 아

시아의 탈동조화에 관한 연구들은 아시아 국가들과 여타 지역 특히 선진국 경제 간의 관계에 초점을 맞추고 있다는 점에서 본 연구와 맥락을 같이 한다고 할 수 있다. 그러나 탈동조화에 관한 연구들은 전반적인 경기 변동을 대상으로 하는 반면 본 연구는 경기 침체기 혹은 위기 기간들만을 분석의 대상으로 한다는 점에서 구별될 수 있다. 아래에서 보듯이 경기 침체기에는 여타 기간에 비해서 국가들 간의 경제적 연관성이 보다 강하게 작용한다. 또한 기존의 다양한 연구들을 보더라도 경기 침체기에는 변수들 간의 관계가 평상시와 다르게 나타난다(IMF(2009)). 따라서 본 연구와 같이 경기 침체기 혹은 위기 사례들만을 따로 고려하는 접근 방법이 유용할 수 있다.

### Ⅲ. 추정모형

#### (1) 추정식의 설정

위기의 국가간 전파를 살펴보기 위하여 본 연구에서는 다음과 같은 프로빗(probit) 모형을 추정하기로 한다.

$$I_{i,t} = \Phi(\alpha + \beta_1 X_{i,t} + \beta_2 F_{i,t} + \sum_{k=1}^K \gamma_k M_{k,i,t}) \quad (1)$$

이때  $I_{i,t}$ 는  $t$ 기에  $i$ 국이 경제위기를 겪고 있을 경우 1, 그렇지 않을 경우 0의 값을 갖는 변수이며  $\Phi$ 는 표준정규분포의 누적분포함수를 나타낸다. 여기서는 GDP, 국내신용, 주가지수의 세 가지 변수 각각에 대해서 위기 지표를 따로 정의할 것이다. 따라서 식 (1)의 종속변수로는 세 가지 위기 지표가 고려될 수 있다.

한편 “외국의 위기”를 나타내는  $X_{i,t}$ 와  $F_{i,t}$ 는  $t$ 기에  $i$ 국가를 제외한 나머지 국가들에서 발생한 위기의 정도를 나타내는 변수로서, 단순히 외국에서 위기가 얼마나 많이 발생하였는가를 나타내는 데 그치는 것이 아니라  $i$ 국가와 상호의존성이 높은 국가에서 위기가 발생할수록 더 높은 값을 가지도록 정의될 수 있다. 즉 “외국의 위기”를 나타내는 변수는  $t$ 기에 있어서의 외국

의 위기 지표들의 단순합이 아닌 가중합으로 정의될 수 있으며, 이 때 사용되는 가중치의 내용에 따라 국제무역 경로를 통한 위기의 전파를 반영하도록 정의된  $X_{i,t}$ 와 국제금융 경로를 통한 위기의 전파를 반영하도록 정의된  $F_{i,t}$ 로 구분할 수 있다.

$M_{i,t}$ 는 위기 발생 확률에 영향을 미칠 수 있는 국내 거시경제 여건들의 벡터를 나타내며, 개방도((수출+수입)/GDP), 외채(금융기관 외채/GDP), 환율(대미달러 환율의 전기비 상승률), 물가(소비자물가의 전기비 상승률), 실질금리(금융기관 대출이자율-소비자물가 상승률) 등을 포함한다.

식 (1)의 추정에서 한 가지 주의할 점은 설명변수인 “외국의 위기” 변수가 종속변수의 가중합으로 주어지므로, 사실은 외국의 위기가 자국의 위기 발생 확률에 특별히 영향을 미치지 않는 경우에도 통계적 특성상 “외국의 위기”는 유의한 양(+)의 효과를 가지는 것처럼 추정될 수 있다는 점이다. 예를 들어 어떤 이유로 특정 기간에 전세계적으로 위기가 많이 발생하였다면 그 기간에 해당하는 종속변수의 관측치들은 1의 값을 많이 가질 것이며 종속변수의 가중합으로 주어지는 설명변수의 관측치들 또한 평소보다 높은 값을 가질 것이다. 따라서 기간별로 실현된 위기 사례의 수가 일정하지 않는 한 “외국의 위기”의 계수는 양(+)의 편이를 가지게 된다. 이러한 문제를 해결하기 위해서는 기간별로 위기 사례들의 단순합을 구해서 이를 설명변수로 추가하거나, 아니면 기간 더미변수를 이용하여 기간별 고정효과를 통제하는 방법을 사용할 수 있다. 여기서는 모든 추정식에 기간 더미변수를 포함시킴으로써 기간별 위기 발생 확률의 차이를 비롯한 모든 기간별 고정효과를 통제하기로 한다.

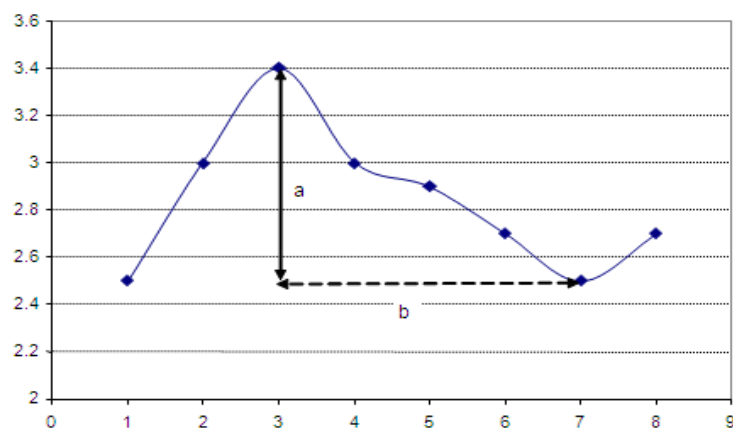
식 (1)은 추정에 사용되는 표본 기간이나 표본 국가들의 선택, 그리고 위기의 정의 등에 따라 다양한 형태로 변형될 수 있다. 예를 들어 외국의 위기가 국내 위기 발생 가능성에 미치는 영향이 기간에 따라 다르게 작용할 가능성이 존재한다면 표본 기간을 나누어 식 (1)을 추정해볼 수 있다. Kim, Lee and Park(2009)은 아시아 국가들과 미국 간의 GDP 성장률 및 주식 수익률의 상관관계가 2000년 이후에 더 높아졌다고 보고하고 있는데, 이러한 가능성을 고려하기 위해서는 기간을 나누어서 식 (1)을 추정한 다음 추정 결과를 비교해볼 수 있다. 또한 선진국의 위기가 개발도상국에 파급되는 효과를 집중적으로 살펴보기 위해서는 “외국의 위기”를 나타내는 변수를 선진국

에서 발생한 위기들만의 가중합으로 정의한 다음 개발도상국들만을 표본으로 하여 식 (1)을 추정할 수 있다. 이 외에도 두 가지 이상의 변수에서 위기가 동시에 발생한 경우만을 위기로 정의함으로써, 복합적 위기와 일반적인 위기가 파급 경로에 있어서 어떤 차이를 나타내는지를 비교해볼 수도 있다.

## (2) 위기의 정의

위기의 정의에 대해서는 매우 다양한 견해가 존재하나 본 연구에서는 Burns and Mitchell(1946)에 의해서 정리되고 Bry and Boschan(1971), Harding and Pagan(2002) 등에 의해서 발전된 소위 “고전적 경기변동(classical business cycle)”의 개념을 이용하여 위기를 정의하기로 한다. 이 방법은 어떤 변수의 시계열적 변동에서 정점(peak)과 저점(trough)을 찾아낸 다음 정점부터 저점까지의 하강기를 일종의 위기 기간으로 정의하는 것이다. Harding and Pagan(2002)에 의하면 (분기 자료일 경우) 어떤 변수  $x$ 에 대해서  $x_t < x_{t+k}$ , for  $k = -1, -2, 1, 2$ 가 성립한다면  $t$ 기는 저점(trough)에 해당하며, 반대로  $x_t > x_{t+k}$ , for  $k = -1, -2, 1, 2$ 가 성립한다면  $t$ 기는 정점(peak)에 해당한다. 이 정의는 원래 GDP의 경기변동 시점을 결정하는 데 있어서 특히 유용한 것으로 알려져 있으나, Claessens, Kose, and Terrones(2008)은 이를 금융 변수들에 대해서도 동일하게 적용하고 있다. 일단 저점과 정점이 결정된 다음에는 <그림 1>에서와 같이 정점으로부터 다음 저점까지의 기간  $b$ 가 하강기(downturn) 혹은 수축기(contraction), 그리고 그 기간 동안의  $x$ 값의 변화  $a$ 가 하강의 진폭(amplitude)으로 정의될 수 있다.

<그림 1> 정점(peak)과 저점(trough)의 정의



본 연구에서는 Harding and Pagan(2002)의 알고리즘을 국내신용과 주가 지수 등에 적용함으로써 신용감소와 주가하락 사례들을 분류한 다음 이들을 모두 위기 사례로 정의하기로 한다. 단 신용감소와 주가하락의 모든 사례들을 위기 상황으로 보는 것이 타당한지에 대해서는 이론의 여지가 있으므로, 신용감소와 주가하락 사례들 중에서 그 진폭이 특정 수준 이상인 사례들만을 금융위기로 분류하는 방법도 생각해볼 수 있다. Claessens, Kose, and Terrones(2008)은 하강의 진폭이 상위 25%에 해당하는 사례들을 금융위기로 고려하고 있는데, 본 연구에서도 이들의 기준을 따라 심각한 위기 사례들을 따로 정의하기로 한다. 한편 Bae, Karolyi, and Stulz(2003)는 기간별 주식 수익률의 분포에서 하위 5%에 해당하는 경우를 위기 사례로 간주하고 있는데, 이는 위에서 설명한 정점 및 저점의 정의와 상관없이 각 기간별 주식 수익률의 크기만을 고려한다는 점에서 본 연구에서의 Claessens, Kose, and Terrones(2008)의 방법과 구분된다.

Bry and Boschan(1971), Harding and Pagan(2002)의 알고리즘은 원래 월별 혹은 분기별 자료를 대상으로 한 것이므로 연간 시계열 자료에 직접적으로 적용될 수 없다. 그런데 GDP 자료의 경우 많은 개발도상국들에서 연간자료만이 사용가능하다. 다행히 Watson(1994)에 의하면 동일한 정의를 연간 자료에 적용할 경우에는 증가율이 음(-)인 모든 기간을 하강기 혹은 수축기로 분류하면 된다. 따라서 본 연구에서는 GDP 성장률이 음(-)인 연도를 경기침체기로 분류하고 지속 기간이나 진폭도 그에 맞춰 정의하기로 한다.

### (3) 상호의존성의 정의

자국의 위기발생에 영향을 미치는 “외국의 위기” 지수를 구성하기 위해서는 한 국가와 다른 국가들 간의 경제적 상호의존성을 측정하여야 한다. 특히 국가간 경제적 상호의존성은 국제무역이나 국제금융을 통하여 발생할 수 있으므로 위기의 파급에 있어서 국제무역과 국제금융이 어떤 식으로 작용할 것인지를 구체적으로 고려할 필요가 있다. Gerlach and Smets(1995), Glick and Rose(1999), Van Rijckeghem and Weder(2001) 등은 한 국가의 외환위기(통화가치의 급속한 평가절하)는 그와 경쟁 관계에 있는 다른 국가의 수출 경쟁력을 하락시키게 되므로 그 경쟁국의 통화가치 또한 하락하게 된다고 주장한다. 한편 Kaminsky and Reinhart(2000), Caramazza, Ricci, and



Salgado(2004) 등은 한 국가에서 금융위기가 발생할 경우 그 국가에 지분을 가진 국제 투자자는 다른 곳에서 자산을 매각함으로써 위험 비중을 낮추려고 할 것이므로 그 과정에서 다른 국가들로 금융위기가 전파될 수 있다고 주장한다. 따라서 이러한 설명에 의하면 A국과 B국의 상호의존성은 구 국가의 수출시장이 얼마나 서로 겹치는지 혹은 두 국가의 채권국이 얼마나 서로 겹치는지에 따라 결정된다.

그런데 이러한 설명은 주로 한 개발도상국의 위기가 선진국을 거쳐서 다른 개발도상국으로 파급되는 전달 경로를 다루기 위한 것으로서 최근의 미국발 위기의 전파과정과는 다소 거리가 있다. 실제로 선진국의 위기가 개발도상국으로 파급되는 과정은 이보다 훨씬 더 단순하고 직접적일 수 있다. 선진국의 경제 상황이 악화되면 일반적으로 교역 상대국의 수출에 대한 수요가 감소할 것이므로 교역 상대국의 경제상황도 악화될 것이다. 실제로 Wolf(1998)는 국가간 주식수익률의 상관관계가 양국간 교역(bilateral trade)의 정도에 따라 달라짐을 보이고 있는데, 이러한 상관관계는 비단 주식시장만이 아니라 금융시장 일반에 대해서도 성립할 것으로 예상할 수 있다. 또한 선진국은 개발도상국에 대하여 채권국 혹은 투자자 국가로서의 지위를 가지는 것이 일반적이므로 선진국에서 금융위기가 발생하는 경우에는 바로 투자 대상국가에서의 자산 매각이 발생할 수 있다.

이처럼 한 국가에서 발생한 위기가 무역이나 금융을 통하여 다른 국가들로 직접적으로 전파되는 과정을 나타내는 가장 간단한 방법은 양자간(bilateral) 거래 자료를 이용하는 것이다. 예를 들어 국제무역 측면에서의  $j$ 국에 대한  $i$ 국의 의존성을 측정하기 위해서는  $i$ 국의 총수출 중에서  $j$ 국에 대한 수출이 차지하는 비중을 살펴볼 수 있다. 이 비중이 높을수록  $j$ 국에 대한  $i$ 국의 의존도가 높다고 할 수 있을 것이다. 마찬가지로 국제금융 측면에서의 의존도는  $i$ 국의 총해외여신 중에서  $j$ 국으로부터 제공되는 여신이 차지하는 비중을 통하여 측정될 수 있다.<sup>2)</sup>

이와 같이 정의된 국가간 상호의존성의 지표는 위의 추정모형에서 외국의

---

2) 단 이 경우  $i$ 국의 다른 국가들에 대한 의존도의 총합은 정의상 항상 1이 될 수밖에 없다. 따라서  $i$ 국이 상대적으로 어떤 국가들에 대하여 더 높은 의존도를 가지는지를 측정할 수는 있지만  $i$ 국의 전반적인 대외 의존도의 절대적인 수준을 측정할 수는 없다. 이러한 단점을 보완하기 위해서는 앞에서 설명된 바와 같이 전반적인 개방도 등을 나타내는 다른 설명 변수를 추가로 도입하는 방법을 고려해볼 수 있다.

위기 지표들의 가중합을 구할 때 가중치로 사용된다. 우선 국제무역을 통한 실물부문의 상호의존성을 측정하기 위하여 분석대상인 62개국에 대한  $i$ 국의 총수출 중에서  $j$ 국에 대한 수출이 차지하는 비중을  $w_{i,j}^X$ 라고 하자. 이 비중이 높을수록 국제무역에서  $j$ 국에 대한  $i$ 국의 의존도가 높다고 할 수 있을 것이다. 이제  $t-1$ 기에서 계산된  $w_{i,j}^X$ 로 이루어진  $(62 \times 1)$  벡터를  $w_i^X$ 라고 하면  $X_{i,t}$ 는 다음과 같이 계산된다.

$$X_{i,t} = w_i^{X'} I_t \quad (2)$$

위 식에서  $I_t$ 는  $t$ 기에 위기가 발생한 국가에 대해서는 1, 그렇지 않은 나라에 대해서는 0의 값을 가지는 벡터이다.

마찬가지로 금융부문에 의한 상호의존도는  $i$ 국이 해외부터 차입한 총금액 중에서  $j$ 국으로부터 제공되는 여신이 차지하는 비중을 계산하여 측정할 수 있다. 이와 같이 계산된 비중을  $w_{i,j}^F$ 라고 할 때,  $t-1$ 기에서 계산된  $w_{i,j}^F$ 로 이루어진  $(62 \times 1)$  벡터를  $w_i^F$ 라고 하면  $F_{i,t}$ 는 다음과 같다.

$$F_{i,t} = w_i^{F'} I_t \quad (3)$$

#### (4) 자료와 기초통계량

식 (1)의 추정에 사용되는 자료는 한국을 포함한 총 62개국(약 40개 개발도상국가와 약 20개 선진국)의 1983년~2007년 기간에 대한 불균형 패널 자료이다. 표본 기간을 1983년 이후로 설정한 것은 상호의존성의 측정에 필요한 자료 중 국가간 은행 차입 자료가 1983년 이후부터 발표되어 있기 때문이다. 먼저 위기의 정의에 필요한 변수들 중 GDP는 WDI(World Development Indicators)에 발표된 GDP 성장률 자료를 주로 이용하고 관측치가 없는 경우에는 IFS(International Financial Statistics)의 GDP 자료를 보충하였다. 대부분의 개발도상국에서는 분기별 GDP 자료가 존재하지 않으므로 GDP는 분기자료 대신 연간자료를 사용하기로 한다. 한편 주가와 국내 신용은 모두 IFS 자료이며 분기별 자료이다.

상호의존성의 측정에 필요한 국제무역과 국제금융 자료로는 IMF의 Direction of Trade 자료와 BIS의 국가간 은행 차입액 자료를 사용한다. 이들은 원래 분기별 및 월별 자료로 존재하나 국가간 무역과 차입의 패턴이 단기적으로 크게 달라지지는 않으므로 본 연구에서는 모두 연간 자료로 사용하기로 한다. 국제무역경로의 지표로서 Direction of Trade 자료를 사용하는 것은 당연하나, 금융경로의 지표로서 BIS의 국가간 은행 차입액 자료만을 사용하는 것은 다소 문제가 있을 수도 있다. 최근 들어 국가간 포트폴리오 투자가 더욱 활발해지고 있을 뿐 아니라 본 연구에서 사용하고 있는 위기 지표 중의 하나가 주가하락이라는 점을 고려할 때 국가간 은행 차입 외에 포트폴리오 투자도 고려하는 것이 바람직할 수 있다. 그러나 현실적으로 국가간 포트폴리오 투자액에 관한 자료를 구하기가 어려우므로 본 연구에서는 국가간 은행 차입을 전반적인 금융관련성에 대한 대용지표로 간주하기로 한다.<sup>3)</sup>

식 (1)의 추정에 앞서 <표 1>에는 추정에 사용될 변수들의 기초 통계량이 제시되어 있다. 먼저 첫 번째 행을 보면 경기침체 확률은 전체 표본의 경우 약 12%로 나타나며, OECD 국가들보다 여타 국가들의 경우에 경기침체가 발생할 확률이 훨씬 더 높게 나타난다. 한편 나머지 4개 열에는 OECD 지역에서의 경기침체 발생 여부가 나머지 국가들의 경기침체 발생 확률에 어떤 영향을 주는지를 나타내는 조건부 확률들이 계산되어 있는데, OECD 국가들 중 하나 이상의 국가에서 경기침체가 발생하였을 경우에 같은 기간에 기타 지역에서 경기침체가 발생할 확률은 약 19%로서 OECD에서 경기침체가 발생하지 않았을 경우(9.38%)보다 훨씬 더 높음을 알 수 있다. 또한 OECD 국가들 중 하나 이상의 국가에서 경기침체가 발생하였을 경우에 그 다음 기간에 기타 지역에서 경기침체가 발생할 확률 또한 16%로서 그렇지 않은 경우(10.37%)보다 훨씬 더 높게 나타난다. 두번째와 세번째 행에는 동일한 통계량들을 신용경색과 주가폭락에 대하여 계산한 결과가 나와 있다. 조건부 확률들을 보면 경기침체의 경우와 마찬가지로 선진국의 위기가 나머지 국가들로 전파되는 경향이 있음을 보여준다.

3) IMF의 Coordinated Portfolio Investment Survey(CPIS)는 2001년 이후 기간에 대해서만 발표되어 있다.

<표 1> 기초 통계량 : 위기 발생 확률

(단위: %)

	전체 표본	선진국	개발도 상국	개발도상국			
				선진국 위기 <sub>t</sub> >0	선진국 위기 <sub>t</sub> =0	선진국 위기 <sub>t-1</sub> >0	선진국 위기 <sub>t-1</sub> =0
경기침체	11.74	7.43	13.95	18.90	9.38	15.85	10.37
신용경색	13.90	3.59	18.78	21.65	16.88	21.67	17.02
주가폭락	19.46	14.35	24.47	33.37	14.68	31.80	16.92

주 : 선진국은 OECD 회원국 중 한국 및 일부 국가들을 제외한 21개국을 나타냄. 신용경색은 전체 신용위축 사례 중에서 진폭 기준 상위 25%에 속하는 사례를 나타내며 주가폭락은 전체 주가하락 사례 중에서 진폭 기준 상위 25%에 속하는 사례를 나타냄.

그러나 <표 1>은 위기의 전파가 발생하는 구체적인 원인이 무엇인지, 따라서 어떤 국가들에게는 위기가 실제로 전파되며 어떤 국가들에게는 그렇지 않은지를 설명해 주지는 않는다. 위기의 전파는 결국 국가간 상호의존성의 정도와 각 국가의 국내 경제상황에 의하여 결정될 것이므로 어떤 국가의 위기 발생 확률을 설명하기 위해서는 이 두 가지 측면에 대한 고려가 함께 필요하다.

## IV. 실증분석 결과

### (1) 국제무역 및 국제금융을 통한 전파

이제 전체 표본기간에 대한 62개국 자료를 사용하여 경제위기가 어떠한 경로를 통해 국가간에 전파되는지를 실증분석한 결과를 살펴보도록 하자. <표 2>에는 앞에서 설명한 방법에 따라 정의된 위기에 대하여 식 (1)을 추정 한 결과가 제시되어 있다.<sup>4)</sup>

<표 2> 경제위기의 전파

	GDP		국내신용		주가	
상수항	-0.822*** (-2.72)	-0.436 (-1.53)	-0.941*** (-6.94)	-0.861*** (-6.42)	-0.394** (-2.17)	-0.109 (-0.61)
국제무역	8.357*** (5.88)		1.409*** (3.90)		2.658*** (8.21)	
국제금융	-1.962*** (-3.04)	-1.042* (-1.78)	-0.533*** (-3.43)	-0.353** (-2.38)	0.188 (1.49)	0.599*** (5.22)
개방도	-0.216 (-0.93)	-0.227 (-1.03)	0.302*** (5.30)	0.292*** (5.12)	0.043 (0.62)	0.009 (0.13)
외채	0.096 (0.61)	0.084 (0.55)	-0.048*** (-3.39)	-0.051*** (-3.63)	-0.025 (-1.36)	-0.029 (-1.63)
환율	0.422 (0.99)	0.434 (1.05)	0.080 (0.22)	0.118 (0.32)	-0.770 (-1.32)	-1.189** (-2.08)
물가	0.011** (2.27)	0.011** (2.31)	0.127*** (14.28)	0.124*** (14.07)	0.080*** (4.78)	0.072*** (4.48)
실질금리	-0.004 (-0.98)	-0.003 (-0.87)	-0.002*** (-7.17)	-0.002*** (-6.95)	-0.001*** (-4.45)	-0.001*** (-3.99)
관측치수	785	785	3799	3799	2400	2400
pseudo R <sup>2</sup>	0.25	0.18	0.08	0.08	0.23	0.21

주 : ( )안은 z 값. \*\*\*,\*\*,\*,는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미

4) 엄밀한 의미에서 본 연구에서의 회귀분석결과를 인과관계(causality)로 해석하기 어려울 수도 있다. 그럼에도 불구하고 본 연구의 분석을 같은 기간에 동시에 위기가 발생한 국가들 간의 상호의존성을 살펴보는 것으로 이해한다면 그 자체로서 의미를 가질 수 있을 것이다.

<표 2>의 결과를 살펴보면 GDP, 국내신용, 주가의 세 변수 모두에 있어 전반적으로  $X_{i,t}$ 에 대한 계수가 통계적으로 매우 유의하게 추정되어 경제위기가 주로 국제무역경로를 통하여 국가간에 전파되었음을 시사하고 있다.<sup>5)</sup> 이는 어떤 국가에서 경제위기가 발생하면 그 나라에 대한 수출비중이 높은 국가일수록 경제위기가 발생할 가능성이 높음을 의미한다.

한편  $X_{i,t}$ 와  $F_{i,t}$ 를 모두 포함하여 추정한 결과를 보면 GDP와 국내신용의 경우  $F_{i,t}$ 의 계수가 통계적으로 유의한 음의 값이 추정되었으며 주가의 경우에는  $F_{i,t}$ 의 계수가 통계적으로 유의하지 않게 추정되었다. 이러한 결과는 일단 위기가 발생한 국가로부터 차입한 비중이 높더라도 대출국으로부터 차입국으로 위기가 전파되지 않는다고 해석할 수 있다. 즉, 국제금융경로를 통한 경제위기의 국가간 전파는 크게 중요하지 않음을 의미하고 있다.

그러나, 국제무역경로와 국제금융경로를 나타내는  $X_{i,t}$ 와  $F_{i,t}$ 간의 상관계수는 상당히 높은 것으로 나타나고 있다. 두 변수간의 상관계수를 계산해 보면 GDP의 경우 0.59, 국내신용의 경우 0.50, 주가의 경우 0.71로 나타나서 실제로 수출비중이 높은 국가일수록 차입비중도 높음을 알 수 있다.

이와 같은 높은 상관관계를 고려하여 국제무역경로를 나타내는  $X_{i,t}$ 를 제외하고  $F_{i,t}$ 만을 포함하여 모형을 추정해 보았다. 추정결과를 살펴보면  $X_{i,t}$ 를 제외하더라도 GDP와 국내신용의 경우에는  $F_{i,t}$ 에 대한 계수가 다소 통계적 유의성이 하락하기는 하였으나 여전히 음의 값이 추정된데 비해 주가의 경우에는  $F_{i,t}$ 에 대한 계수가 통계적으로 유의한 양의 값이 추정되었다. 이러한 결과는 주식시장의 위기는 국제금융경로를 통하여 다른 국가로 전파될 가능성이 있음을 보여 주고 있다.

<표 2>에서  $F_{i,t}$ 의 계수가 예상과 달리 음의 값을 가지는 것은 부분적으로는 BIS 국가간 차입 자료의 특수성 때문일 수도 있다. BIS 자료를 보면 2000년 이전까지는 주로 선진국으로부터 개발도상국으로의 여신만 나와 있으며 선진국에서 선진국으로의 여신은 2000년 이후 기간에 대해서만 발표되

5) 분기별 자료의 경우 국제무역경로와 국제금융경로를 나타내는 변수의 시차변수를 사용한 회귀분석에서도 대체로 질적으로 동일한 결과를 얻을 수 있었다.

어 있다. 따라서 전체 국가들의 전체 표본 기간을 대상으로 하는 <표 2>의 추정에서는 금융경로를 통한 위기의 전파가 제대로 추정되지 않을 수 있을 것이다. 실제로 아래에서 보듯이 표본 기간과 표본 국가들을 세분하는 경우에는 예상과 보다 부합하는 결과들이 얻어짐을 확인할 수 있다.

결론적으로 세 변수에 대해 국제무역을 통한 경제위기의 전파가 이루어지고 있음을 알 수 있으며 주가의 경우에는 국제금융을 통한 위기의 국제적 전파도 부분적으로 발생하고 있다고 볼 수 있다. 이러한 결과는 위기가 국제무역을 통해 주로 전파된다는 Glick and Rose(1999)의 결과와 일치하는 반면 국제금융을 통한 위기의 전파를 강조한 Van Rijkeghem and Weder(2001)의 결론과는 상반된 것이라고 볼 수 있다. 그러나 앞서도 언급한 바와 같이 이들 연구들은 멕시코, 아시아, 러시아 외환위기 등을 대상으로 위기가 발생한 국가에서 여타 개발도상국으로 위기가 전파되는 과정을 살펴본 것인데 비해 본 연구에서는 표본국가를 선진국까지 포함하였을 뿐 아니라 위기의 정의 및 전파경로에 대한 설정 등도 다르므로 직접적인 비교를 하기에는 다소 무리가 따른다고 할 수 있다.

기존의 연구들에서는 국가부도사태에 가까운 극심한 외환위기를 대상으로 한 데 비해 본 연구에서는 위기의 개념을 다소 확대하여 정의하였다. 따라서 본 연구에서 위기기간으로 정의되는 시점의 수가 기존연구에서와 같은 통상적인 개념의 위기시점의 수보다는 많게 된다. 이와 같은 상황에서 굳이 위기의 국가간 전파를 살펴보는 것이 의미를 가지기 위해서는 위기가 전파되는 것이 경제가 호황일 때 또는 비위기가 전파되는 것에 비해 차별성을 가져야 한다.<sup>6)</sup> 이러한 관점에서 위기가 아닌 시점을 정의하고 이에 따라  $X_{i,t}$ 와  $F_{i,t}$ 를 각각 국제무역과 국제금융을 통해 비위기가 전파되는 경로를 나타내는 변수로 새로이 정의한 후 프로빗 모형을 추정해 보았다.

---

6) 위기의 전파와 비위기의 전파되는 정도가 동일하다면 굳이 위기기간과 위기가 아닌 기간을 구분하는 대신 성장률 변수를 이용하여 통상적인 패널회귀분석을 수행하는 것이 바람직할 수 있다는 비판이 제기될 수 있다.

<표 3> 비위기의 전파

	GDP		국내신용		주가	
상수항	-0.991** (-2.05)	0.539* (1.77)	0.455** (2.54)	0.715*** (4.69)	0.874*** (3.80)	0.838*** (3.90)
국제무역	3.623*** (4.29)		0.668*** (2.76)		-0.114 (-0.44)	
국제금융	-0.222 (-1.07)	-0.048 (-0.25)	-0.016 (-0.24)	0.003 (0.05)	-0.395*** (-4.26)	-0.407*** (-4.58)
개방도	0.508** (2.05)	0.289 (1.31)	-0.268*** (-4.81)	-0.274*** (-4.92)	-0.030 (-0.45)	-0.029 (-0.44)
외채	-0.146 (-0.91)	-0.125 (-0.83)	0.051*** (3.55)	0.051*** (3.62)	0.027 (1.50)	0.026 (1.47)
환율	-0.542 (-1.31)	-0.477 (-1.17)	-0.119 (-0.32)	-0.123 (-0.33)	1.079* (1.89)	1.094* (1.92)
물가	-0.006 (-1.16)	-0.010** (-2.02)	-0.117*** (-13.44)	-0.118*** (-13.58)	-0.073*** (-4.61)	-0.073*** (-4.60)
실질금리	0.006 (1.28)	0.004 (0.93)	0.002*** (6.71)	0.002*** (6.80)	0.001*** (4.07)	0.001*** (4.06)
관측치수	785	785	3888	3888	2446	2446
pseudo R <sup>2</sup>	0.21	0.18	0.08	0.08	0.20	0.20

주 : ( )안은 z 값. \*\*\*,\*\*,\*는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미

<표 3>에는 이에 대한 추정결과가 정리되어 있다. 추정결과를 살펴보면 GDP와 국내신용의 경우 비위기도 위기와 마찬가지로 주로 국제무역경로를 통해 국가간 전파가 발생한다고 볼 수 있다. 다만 주가의 경우에는 국제무역을 통해 국가간 전파가 발생하지 않았으며 국제금융경로를 통한 전파를 나타내는  $F_{i,t}$ 의 계수도 음의 값이 추정되었다.

<표 2>와 <표 3>의 추정결과를 비교해 보면 국제무역경로에 대한 추정계수의 절대값이 비위기에 비해 위기의 경우에 훨씬 크다는 사실을 확인할 수 있다. 이러한 결과는 위기의 국가간 전파가 비위기의 국가간 전파에 비해 더욱 강하게 나타나고 있음을 시사하고 있다. 이에 따라 이하의 분석에서는 위기에 초점을 맞추어 분석을 진행하기로 한다.



위기의 전파가 비위기의 전파에 비해 더욱 강하게 나타난다는 결과는 위기 중에서도 그 정도가 심할수록 국가간에 전파되는 정도가 커질 것임을 암시한다. 이를 확인하기 위해 앞에서 설명한 바와 같이 진폭기준 상위 25%에 해당하는 위기들만을 심각한 경제위기로 정의하여 식 (1)을 다시 추정하였다.

<표 4> 심각한 경제위기의 전파

	심각한 경기침체		신용경색		주가폭락	
상수항	-1.960 <sup>***</sup> (-4.98)	-1.790 <sup>***</sup> (-4.51)	-2.207 <sup>***</sup> (-10.46)	-2.134 <sup>***</sup> (-10.21)	-0.996 <sup>***</sup> (-5.01)	-0.881 <sup>***</sup> (-4.48)
국제무역	12.360 <sup>***</sup> (3.14)		5.520 <sup>***</sup> (4.99)		3.369 <sup>***</sup> (4.12)	
국제금융	29.290 <sup>*</sup> (1.69)	29.398 <sup>*</sup> (1.72)	-1.115 <sup>*</sup> (-1.96)	-0.349 (-0.65)	0.214 (0.69)	0.904 <sup>***</sup> (3.44)
관측치수	744	744	3799	3799	1947	1947
pseudo R <sup>2</sup>	0.26	0.23	0.17	0.16	0.18	0.18

주 : ( )안은 z 값. \*\*\*,\*\*,\*,는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미. 심각한 경기침체, 신용경색, 주가폭락은 각각 GDP, 국내신용, 주가의 수축기 중 진폭 기준 상위 25%에 해당하는 경우를 나타냄.

<표 4>의 추정결과를 보면 <표 2>의 일반적인 위기에 대한 결과와 질적으로는 유사하나 추정계수의 값은 훨씬 크다는 사실을 확인할 수 있다.7) 우선 <표 2>에서와 마찬가지로 GDP, 국내신용, 주가의 세 변수 모두에서 국제무역을 통한 전파가 통계적으로 유의하게 추정되었다. 그런데 추정계수의 크기는 <표 2>에 비해 1.5-3.5배 정도 높게 나타났다. 또한 GDP의 경우 국제금융을 통한 국가간 전파도 10% 유의수준에서 통계적으로 유의한 계수가 추정되었으며, 국내신용의 경우에는  $F_{i,t}$ 의 계수의 통계적 유의성이 일반적인 위기에 비해 크게 하락한 것으로 나타났다. 주가의 경우에는 국제무역경로를 제외하고 추정해 보면 국제금융을 통한 전파가 강하게 나타나고 있으며 추정계수도 <표 2>에 비해 2배 이상 높게 추정되었다. 이러한 결과는 위기의 심각성이 더할수록 위기의 국가간 전파가 발생할 확률이 더 높음을 시사하고 있다.

7) 이하의 실증분석에서는 추정식에서 거시경제변수를 포함하여 회귀분석을 수행하였으나 지면 관계상 거시경제변수에 대한 추정결과는 생략하였다.

## (2) 아시아 금융위기 전후 기간에 대한 비교

최근의 글로벌 금융위기에서 경험하였듯이 세계경제가 점차 통합되면서 한 국가의 경제위기가 다른 국가로 전파될 가능성이 점차 커지고 있다. 이러한 점을 확인하기 위하여 표본기간을 아시아 외환위기가 발생하였던 1997년을 기준으로 1984-96년 기간과 1997-2007년 기간으로 구분하여 위기의 국가 간 전파 정도가 변화하였는지를 살펴보았다.

<표 5> 아시아 금융위기 이전과 이후

	1997년 이전		1997년 이후	
패널 A: GDP				
상수항	-1.314 <sup>***</sup> (-3.80)	-1.147 <sup>***</sup> (-3.35)	-1.348 <sup>***</sup> (-3.26)	-0.802 <sup>**</sup> (-2.21)
국제무역	5.207 <sup>***</sup> (3.09)		15.866 <sup>***</sup> (5.01)	
국제금융	-2.726 <sup>***</sup> (-3.32)	-2.642 <sup>***</sup> (-3.22)	-0.906 (-0.67)	2.218 <sup>**</sup> (2.15)
관측치수	462	462	323	323
pseudo R <sup>2</sup>	0.20	0.18	0.46	0.33
패널 B: 국내신용				
상수항	-0.784 <sup>***</sup> (-5.28)	-0.715 <sup>***</sup> (-4.91)	-1.142 <sup>***</sup> (-7.43)	-1.069 <sup>***</sup> (-7.06)
국제무역	1.143 <sup>**</sup> (2.39)		1.592 <sup>***</sup> (2.79)	
국제금융	-0.558 <sup>**</sup> (-2.56)	-0.444 <sup>**</sup> (-2.09)	-0.552 <sup>**</sup> (-2.33)	-0.285 (-1.32)
관측치수	2034	2034	1765	1765
pseudo R <sup>2</sup>	0.11	0.10	0.06	0.05
패널 C: 추가				
상수항	-0.329 (-1.61)	-0.061 (-0.31)	-1.052 <sup>***</sup> (-4.57)	-0.524 <sup>***</sup> (-2.53)
국제무역	2.203 <sup>***</sup> (5.01)		2.883 <sup>***</sup> (5.56)	
국제금융	0.006 (0.04)	0.196 (1.29)	0.424 <sup>*</sup> (1.92)	1.143 <sup>***</sup> (6.48)
관측치수	1141	1141	1259	1259
pseudo R <sup>2</sup>	0.23	0.21	0.23	0.21

주 : ( )안은 z 값. \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미

<표 5>의 패널 A를 통해 GDP로 측정된 위기의 전과정도를 살펴보면 1997년 이후 국제무역을 통한 국가간 전과가 더욱 강화된 결과를 확인할 수 있다.  $X_{i,t}$ 와  $F_{i,t}$ 를 모두 포함하여 추정하였을 때, 국제무역경로를 통한 전과의 정도를 나타내는  $X_{i,t}$ 에 대한 계수가 1997년 이전에는 5.207로 추정된데 비해 1997년 이후 기간에 대해서는 15.866으로 크게 상승하였다. 국제금융경로를 통한 전과의 경우  $F_{i,t}$ 의 계수가 1997년 이전에는 통계적으로 유의한 음의 값이 추정되었으나 1997년 이후에는 통계적 유의성이 사라졌다. 그런데 앞에서 언급한 바와 같이 국제무역을 통한 전과경로와 국제금융을 통한 전과경로는 상당한 정도의 상관관계를 가지고 있으므로 국제금융경로만을 별도로 분석해 보았다. 그 결과 1997년 이후 기간의 경우 통계적으로 유의한 양의 계수가 추정되어 1997년 이후 국제무역 및 국제금융을 통한 위기의 전과 가능성이 모두 증가하였다고 볼 수 있다.

패널 B의 국내신용에 대한 결과를 보면,  $X_{i,t}$ 에 대한 추정계수가 1997년 이후 상승하여 국내신용에 대한 위기가 국제무역경로를 통해 다른 국가로 전과될 가능성이 높아졌음을 의미하고 있다. 한편  $F_{i,t}$ 의 계수는 1997년 이전에는 통계적으로 유의한 음의 값이 추정된데 비해 1997년 이후에는  $X_{i,t}$ 를 제외하고 추정하면 유의하게 추정되지 않았다.

마지막으로 패널 C의 주가에 대한 추정결과도 국제무역을 통한 전과는 1997년 이후 보다 강화되었으며 국제금융을 통한 전과경로만을 별도로 추정해 보면 1997년 이후에만 유의한 양의 계수가 추정되었다.

이상의 추정결과를 종합하면 국제무역을 통한 위기의 전과 가능성이 최근 더욱 커졌으며 GDP와 주가의 경우에는 국제금융을 통한 전과도 부분적으로 강화되었음을 의미하고 있다.

### (3) 선진국에서 발생한 위기의 전파

본 연구가 기존의 연구와 차별될 수 있는 요인 중의 하나는 기존의 연구에서는 주로 개발도상국의 위기가 다른 국가 특히 다른 개발도상국으로 어떠한 경로를 통해 전파되는지를 살펴본 데 비해 본 연구는 선진국의 위기가 어떠한 경로를 통해 개발도상국으로 전파될 수 있는가를 분석해 볼 수 있다는 점이다. 특히 자료의 부족으로 본 연구의 분석기간에 포함되어 있지는 않으나 미국에서 촉발된 최근의 글로벌 금융위기를 고려하면 이러한 분석의 유용성은 매우 높다고 볼 수 있다.

선진국에서 발생한 위기의 전파 경로를 분석하기 위하여 우선 선진국만의 위기를 나타내는 위기지수  $I_{i,t}^*$ 를 새로이 정의하였다.<sup>8)</sup> 즉,  $I_{i,t}^*$ 는  $t$ 기에서 선진국인  $i$ 국이 경제위기를 겪고 있을 경우 1, 그렇지 않을 경우 0의 값을 갖는 변수로 정의된다. 이때 국제무역 및 국제금융 경로를 나타내는 변수는 각각 다음과 같이 정의된다.

$$X_{i,t}^* = w_i^{X'} I_{i,t}^* \quad \text{및} \quad F_{i,t}^* = w_i^{F'} I_{i,t}^* \quad (4)$$

이제 프로빗 모형을 이용하여  $I_{i,t}^*$ 를  $X_{i,t}^*$  및  $F_{i,t}^*$  그리고 거시경제변수에 회귀분석하면 <표 6>와 같은 결과를 얻을 수 있다.

---

8) 본 연구에서는 호주, 오스트리아, 벨기에, 캐나다, 덴마크, 핀란드, 프랑스, 독일, 아일랜드, 이태리, 일본, 네덜란드, 뉴질랜드, 노르웨이, 포르투갈, 스페인, 스웨덴, 스위스, 영국, 미국 등을 선진국으로 정의하였다.

<표 6> 선진국 위기의 전파

	전체		개발도상국	
패널A: GDP				
상수항	-0.607** (-2.10)	-0.436 (-1.53)	-1.131*** (-2.92)	-1.129*** (-2.93)
국제무역	6.590*** (3.85)		4.497 (1.56)	
국제금융	-1.390** (-2.27)	-1.038* (-1.77)	0.052 (0.06)	0.506 (0.62)
관측치수	785	785	515	515
pseudo R <sup>2</sup>	0.21	0.18	0.19	0.18
패널B: 국내신용				
상수항	-0.886*** (-6.56)	-0.860*** (-6.41)	-0.640*** (-3.32)	-0.639*** (-3.32)
국제무역	0.712* (1.67)		0.037 (0.06)	
국제금융	-0.413** (-2.64)	-0.333** (-2.24)	0.700*** (3.29)	0.707*** (3.73)
관측치수	3799	3799	2444	2444
pseudo R <sup>2</sup>	0.08	0.08	0.11	0.11
패널C: 주가				
상수항	-0.295 (-1.63)	-0.109 (-0.61)	-1.249*** (-3.33)	-1.242*** (-3.32)
국제무역	1.994*** (5.87)		0.515 (0.92)	
국제금융	0.374*** (3.07)	0.600*** (5.23)	0.778*** (3.68)	0.890*** (5.16)
관측치수	2400	2400	1245	1245
pseudo R <sup>2</sup>	0.22	0.21	0.21	0.21

주 : ( )안은 z 값. \*\*\*,\*\*,\*는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미

<표 6>에서 우선 패널 A의 GDP의 경우를 살펴보자. 전체국가를 대상으로 한 경우인 첫번째 및 두번째 열의 추정결과를 보면 선진국의 위기는 국제무역경로를 통해 전파되는 경향이 강함을 알 수 있다. 이러한 결과는 전체 국가의 위기를 다룬 <표 2>의 결과와 크게 다르지 않다. 한편 세번째 및 네번째 열에서는 선진국의 위기가 개발도상국에 전파되는 경로를 분석하였는데 국제무역경로와 국제금융경로가 모두 존재하지 않는 것으로 나타났다. 이

러한 결과는 다소 의외의 결과라고 볼 수도 있으나 적어도 실물부문에서는 선진국의 위기가 개발도상국의 GDP를 감소시키는 정도로 이어지지는 않았던 것으로 해석될 수 있다. 물론 추후에 자료가 축적되어 최근의 글로벌 금융위기가 발생하였던 기간을 포함하게 되면 이러한 결과는 달라질 가능성이 있다. 그러나 본 연구의 표본기간 내에서는 GDP로 측정된 위기는 선진국에서 개발도상국으로 전파되기보다는 소득수준이나 지역적으로 한정되어 있을 가능성이 높다.<sup>9)</sup>

패널 B의 국내신용에 대한 결과를 살펴보면 전체국가 표본에서는  $X_{i,t}^*$ 의 계수가 10% 유의수준에서 통계적으로 유의한 값이 추정되어 선진국의 국내신용위기가 국제무역경로를 통해 전파되는 경향이 있는 것으로 나타났다. 한편 개발도상국 표본에서는 국제무역을 통해 선진국의 국내신용위기가 전파되지 않는 것으로 나타난 반면  $F_{i,t}^*$ 의 계수는 통계적으로 유의한 양의 값이 추정되어 선진국의 국내신용위기는 국제금융경로를 통하여 개발도상국의 국내신용위기로 전파되었을 가능성이 높음을 의미하고 있다.

개발도상국의 경우 국내금융시장이 충분히 발달하지 못한 상황에서 해외차입에 상당 부분 의존하고 있을 가능성이 있는데 이때 대출을 제공하는 금융기관은 대부분 선진국 금융기관일 확률이 높다. 만일 대출을 제공하고 있던 선진국의 금융시장이 경색되어 국내신용위기가 발생하게 되면 개발도상국에 대출을 제공하고 있던 금융기관은 대출을 회수하거나 적어도 추가적인 대출을 제한할 수 있다. 따라서 국제금융경로를 통해 선진국의 신용위기가 개발도상국으로 전파될 수 있다. 이 과정에서 선진국들은 대체자금을 조달할 수 있는데 비해 개발도상국은 그렇지 못할 뿐 아니라 국내적으로도 높은 인플레이션 등으로 통화공급을 증가시키는 데도 한계가 있음을 반영하고 있다고 해석할 수 있다.

패널 C의 주가의 경우, 우선 전체국가 표본에서는  $X_{i,t}^*$ 와  $F_{i,t}^*$ 의 계수가 모두 통계적으로 유의한 양의 값이 추정되어 선진국의 주식시장 위기는 국제무역경로를 통해 다른 국가로 전파되는 경향이 강하게 나타나고 있을 뿐 아니라 국제금융경로를 통한 전파도 존재하는 것으로 추정되고 있다. 한편

---

9) 동아시아의 외환위기가 발생하였던 1997-1998년의 시점에서 선진국들은 마이너스 성장을 하지 않았던 점을 상기해 볼 수 있다.

개발도상국 표본에서는  $X_{i,t}^*$ 의 계수는 유의하지 않은데 비해  $F_{i,t}^*$ 의 계수는 통계적으로 유의하게 추정되어 선진국의 주식시장 위기가 국제무역이 아닌 국제금융경로를 통해 개발도상국으로 전파되고 있음을 시사하고 있다.

#### (4) 복합적 위기의 전파

지금까지의 분석에서는 GDP, 국내신용, 주가의 세 부문에서 각각의 위기가 발생하였을 때 다른 국가에도 해당 부문의 위기가 어떠한 경로를 통해 발생하는지 대한 분석을 수행하였다. 예를 들면 지금까지의 분석은 어떤 국가에서 GDP 성장률로 측정된 실물부문에서 위기가 발생하면 국내신용이나 주가의 움직임은 무시한 채 다른 국가의 실물부문 위기가 국제무역이나 국제금융경로를 통해 발생하는가를 살펴보았다. 그런데, 실제 경제위기는 실물부문에서 GDP 성장률이 급락하는 동시에 신용경색이 발생하고 주가가 폭락하는 등 여러 부문에서 동시에 문제가 발생한다고 보는 것이 보다 타당할 것이다. 이러한 점에 착안하여 이하에서는 분석대상인 세 가지 변수 중에서 두 가지 이상에서 위기가 동시에 발생하는 경우를 분석하기로 한다.

이러한 분석을 수행하기 위하여 우선 적어도 두 가지 변수 이상에서 동시에 위가지수가 1의 값을 가지는 기간에서만 1의 값을 가지는 복합적 위가지수를 설정하였다. 이때 지금까지는 국내신용과 주가는 분기별 자료를 사용하였는데 비해, GDP는 연간자료만 존재한다. 따라서 복합적 위가지수를 정의하기 위해서는 국내신용과 주가에 대한 연간 위가지수가 필요하게 된다. 본 연구에서는 국내신용과 주가가 어떤 특정 연도에 한 분기라도 위가지수가 1의 값을 가진다면 그 연도에는 1의 값을 취하도록 국내신용과 주가의 연간 위가지수를 정의하였다. 복합적 위가지수가 계산되면 이를 이용하여  $X_{i,t}$ 와  $F_{i,t}$ 를 다시 계산하여 프로빗 분석을 수행하였다.

<표 7>의 분석결과를 보면 GDP와 국내신용, GDP와 주가, 그리고 GDP, 국내신용, 주가 모두에서 동시에 위기가 발생하는 경우에는 국제무역을 통해 국가간 전파가 발생하는 것으로 추정되었다. 반면 국내신용과 주가에 동시에 위기가 발생하는 경우에는 국제무역을 통한 국가간 전파가 발생하지 않는 것으로 나타났다. 즉, GDP가 포함된 위기에서는 국제무역을 통한 전파가 발

생하는데 비해 GDP로 측정된 실물위기가 포함되지 않은 국내신용과 주가만의 복합적 위기의 경우에는 국제무역을 통한 전파가 발견되지 않았다. 한편  $X_{i,t}$ 를 제외하고 국제금융경로를 통한 전파가 발생하는지를 살펴보면 GDP와 주가 및 GDP, 국내신용, 주가에서 모두 위기가 발생한 경우에는 국제금융을 통한 전파가 발생하고 있음을 알 수 있다.

<표 7> 복합적 위기의 전파

	GDP-국내신용		GDP-주가	
상수항	-1.459 <sup>***</sup> (-4.21)	-1.331 <sup>***</sup> (-3.84)	-1.532 <sup>***</sup> (-3.08)	-1.511 <sup>***</sup> (-3.06)
국제무역	10.624 <sup>***</sup> (5.67)		6.752 <sup>***</sup> (2.79)	
국제금융	-2.434 <sup>***</sup> (-3.23)	-1.259 <sup>**</sup> (-1.93)	2.096 (1.55)	3.590 <sup>***</sup> (2.94)
관측치수	679	679	597	597
R <sup>2</sup>	0.20	0.12	0.18	0.15
	국내신용-주가		GDP-국내신용-주가	
상수항	-1.295 <sup>***</sup> (-4.33)	-1.264 <sup>***</sup> (-4.27)	-1.572 <sup>***</sup> (-3.10)	-1.528 <sup>***</sup> (-3.05)
국제무역	0.749 (0.80)		9.374 <sup>***</sup> (3.22)	
국제금융	-0.438 (-1.13)	-0.335 (-0.91)	1.138 (0.73)	3.375 <sup>**</sup> (2.49)
관측치수	893	893	522	522
pseudo R <sup>2</sup>	0.05	0.05	0.21	0.16

주 : ( )안은 z 값. \*\*\*,\*\*,\*는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미

이제 마지막으로 선진국에서 두 개 이상의 부문에서 동시에 위기가 발생하였을 경우 이러한 복합적 위기가 다른 국가로 어떻게 전파되는지를 살펴보고록 한다. 이를 위하여 앞에서 분석한 선진국 위기의 전파에 대한 분석과 유사한 방법으로 선진국의 복합위기지수를 계산하여 분석에 사용하였다.



<표 8>의 분석결과를 보면 선진국에서 발생한 GDP와 국내신용의 복합적 위기의 경우, 선진국의 복합적 위기는 전체국가에는 국제무역을 통해 전파되는 경향이 있으나 개발도상국으로는 전파되지 않는 것으로 나타났다. 선진국에서 발생한 GDP와 주가의 복합적 위기는 전체국가 및 개발도상국으로 국제무역경로보다는 국제금융경로를 통해 전파되는 것으로 추정되었다. 반면 국내신용과 주가의 동시위기는 국제무역이나 국제금융을 통한 전파가 발생하지 않는 것으로 나타났다. 마지막으로 선진국에서 GDP, 국내신용, 주가의 세 변수에서 모두 위기가 발생한 경우에는 전체국가 표본에서는 국제무역경로를 통해 위기가 전파되며, 개발도상국 표본에서는 국제금융경로를 통해 위기가 전파되는 것으로 추정되었다.

<표 8> 선진국 복합위기의 전파

	GDP 국내신용	GDP 주가	국내신용 주가	GDP 국내신용, 주가
패널 A: 전체국가				
상수항	-1.378 <sup>***</sup> (-3.96)	-1.492 <sup>***</sup> (-3.01)	-1.273 <sup>***</sup> (-4.30)	-1.504 <sup>***</sup> (-2.97)
국제무역	6.654 <sup>**</sup> (3.01)	5.356 (1.55)	1.502 (1.34)	10.532 <sup>**</sup> (2.44)
국제금융	-1.636 <sup>**</sup> (-2.40)	3.043 <sup>**</sup> (2.38)	-0.478 (-1.25)	2.313 (1.62)
관측치수	679	597	893	522
R <sup>2</sup>	0.14	0.16	0.05	0.19
패널 B: 개발도상국				
상수항	-1.634 <sup>***</sup> (-3.20)	-1.003 <sup>**</sup> (-2.07)	-0.969 <sup>**</sup> (-2.58)	-1.427 <sup>**</sup> (-2.47)
국제무역	4.139 (1.14)	0.753 (0.10)	0.749 (0.49)	9.461 (0.97)
국제금융	0.565 (0.58)	6.661 <sup>***</sup> (2.83)	0.911 (1.64)	5.785 <sup>**</sup> (2.34)
관측치수	430	334	592	312
pseudo R <sup>2</sup>	0.11	0.22	0.10	0.25

주 : ( )안은 z 값. \*\*\*,\*\*,\*는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미

## (5) 사례 연구

본 연구의 실증분석에서 사용된 위기의 지표는 한 정점으로부터 그 다음 저점까지의 기간(수축기)에 대하여 1의 값을 가지도록 기계적으로 정의된 지표이다. Claessens et al.(2008)에 의하면 이러한 지표는 그 단순성에도 불구하고 어떤 시계열의 단기적 변동을 비교적 잘 포착하는 것으로 알려져 있으나, 일반적으로 사람들이 생각하는 금융위기의 정의는 단순히 어떤 금융지표의 수축만이 아니라 여러 가지 복합적인 현상을 포괄하는 것일 수 있다. 즉 본 연구에서 사용된 위기의 지표는 일반적으로 인식되는 금융위기의 정의와 다소 다를 수 있다. 따라서 이 절에서는 최근에 발생한 대표적 금융위기라 할 수 있는 1997-1998년의 아시아 금융위기와 2008년의 미국발 금융위기의 경우에 대외 여건 특히 선진국의 금융 여건이 개발도상국들에 어떤 영향을 미쳤는지를 아시아 국가들을 중심으로 따로 살펴보기로 한다.

먼저 본 연구에서 사용된 위가지표가 금융위기를 제대로 포착하는가를 확인하기 위하여 1997-1998년의 아시아 금융위기 사례에서 대표적인 위기국들로 간주되는 한국, 인도네시아, 말레이시아, 태국, 필리핀, 싱가포르 등 6개국에 대하여 위기 지표가 어떤 값을 가지는지를 확인해 보면 <표 9>와 같다. <표 9>에 의하면 본 연구의 위기 지표가 아시아 금융위기 사례를 비교적 잘 포착함을 알 수 있다. 예를 들어 주가폭락의 지표는 아시아 위기국들의 1998년도 관측치 중 67%에 대하여 1의 값을 가지는 것으로 나타나는데, 이는 여타국들의 1998년도 관측치 중에서 1의 값이 나타난 비율(23%)이나 아시아 위기국들의 1998년을 제외한 나머지 기간에서 1의 값이 나타난 비율(29%)보다 훨씬 높다. 또한 표에는 나와 있지 않으나 진폭 기준 상위 25%에 속하는 심각한 경기침체나 신용경색, 주가폭락 대신 일반적인 경기침체와, 신용위축, 주가하락의 지표를 사용하는 경우에도 <표 9>와 질적으로 유사한 패턴이 관찰된다. 따라서 본 연구에서 사용된 위기의 지표가 금융위기의 정의에 대한 일반적 인식과 크게 어긋나지는 않음을 알 수 있다.

<표 9> 아시아 금융위기와 본 연구의 위기 지표

(단위: %)

	심각한 경기침체	신용경색	주가폭락
아시아 위기국 1998년	66.67	45.83	66.67
여타국 1998년	1.79	17.79	22.97
아시아 위기국 여타 기간	2.08	10.94	28.63

주 : 아시아 금융위기 당시의 대표적인 위기국들의 선정은 wikipedia에 따른 것임. 심각한 경기침체, 신용경색, 주가폭락은 각각 GDP, 국내신용, 주가의 수축기 중 진폭 기준 상위 25%에 해당하는 경우를 나타냄.

한편 아시아 금융위기 사례에서 선진국의 금융 여건이 어떤 역할을 하였는가를 살펴보기 위하여 1997년 당시 6개 아시아 국가들에 대한  $X_{i,t}$ 와  $F_{i,t}$ 의 크기를 구해 보면 <표 10>과 같다. 단 선진국 위기의 파급효과를 다른 <표 6>과의 일관성을 위하여  $X_{i,t}$ 와  $F_{i,t}$ 의 값은 연도별 전체 국가 평균으로부터의 편차로 주어진다. <표 6>의 모든 추정식에는 연도별 고정효과가 통제되어 있으므로 <표 10>에서는 이와 유사하게 모든 관측치로부터 연도별 평균을 차감한 것이다. <표 10>에 의하면 1997년 당시 아시아 6개국들에 대해서는 선진국 위기로부터의 파급효과가 다른 국가들에 비해 상당히 크게 작용하고 있었음을 알 수 있다. 이는 아시아 금융위기가 국내 여건만이 아니라 대외 상황에도 크게 영향을 받았음을 의미하는 것으로서, 위기의 국가간 전파 특히 선진국 위기가 개발도상국에 미치는 파급효과를 강조하는 본 연구의 결론과 일치하는 부분이다.

<표 10> 아시아 금융위기에서의 선진국 위기의 영향

	경기침체 <sup>a</sup>		신용위축		주가하락	
	$X_{i,t}$	$F_{i,t}$	$X_{i,t}$	$F_{i,t}$	$X_{i,t}$	$F_{i,t}$
아시아 위기국 1997년	4.55	30.31	1.86	31.13	3.87	22.75
여타국 1997년	-0.49	-3.25	-0.20	3.34	-0.42	-2.44
아시아 위기국 여타 기간	-0.52	0.47	0.63	6.06	-1.42	9.49

주 : 경기침체 자료는 연간자료로서 X와 F의 시차값(전년도값)을 사용할 경우 유의한 결과가 얻어지지 않는다. 따라서 경기침체는 1997년이 아니라 1998년도 값을 나타낸다.

1997년 당시 아시아 국가들에 대한 선진국 위기의 파급효과가 이처럼 크게 나타나는 것은 주로 아시아 국가들과 특별히 밀접한 관계를 가지고 있는 일본의 경제 상황 때문이라고 할 수 있다. 예를 들어 본 연구의 자료에 의하면 일본은 1996년 4/4분기부터 1998년 1/4분기까지 신용위축을 경험한 것으로 나타나는데, 본 연구의 표본 기간(1983년 이후) 중에 일본이 신용위축을 경험한 것은 1996년 4/4분기가 처음이다. 또한 일본은 1997년에 주가하락을 경험한 3개 OECD 국가들에도 포함된다. 이러한 일본의 경제 상황은 무역과 금융에서 일본과 밀접한 관계를 가지는 아시아 국가들에게 특히 중요하게 작용하였을 것이다. 실제로 본 연구에서 사용된 Direction of Trade 자료와 BIS 자료에 의하면 1996-1998년 기간 중 국가별 총수출에서 일본으로의 수출이 차지하는 비중은 아시아 6개국의 경우 14.3%, 여타국의 경우 약 4.6%로서 아시아 국가들의 대일 의존도가 높음을 알 수 있다. 마찬가지로 국가별 대외 차입에서 일본으로부터의 차입이 차지하는 비중도 아시아 6개국의 경우 42.3%, 여타국의 경우 약 12.8%로서 아시아 국가들이 훨씬 더 높게 나타난다.

2008년에 발생한 미국발 금융위기의 경우에도 전세계 대부분의 국가들이 영향을 받기는 했으나 국가별로 파급 효과의 구체적 크기는 다르게 나타났다. 본 연구의 논의에 의하면 이러한 국가별 파급 효과의 차이는 각 국가와 미국간의 연관성의 정도와 체계적인 관계를 가질 것으로 예상된다. <표 11>에는 2008년 1/4분기부터 2009년 1/4분기까지 자료가 존재하는 개발도상국들을 대상으로 국내신용 및 주가의 변화율과 대미 의존도간의 관계를 추정 한 결과가 나와 있다. 종속 변수는 국내신용 및 주가의 전년 동기 대비 변화율이며 추정 방법은 OLS이다. 앞서처럼 위기 지표를 이용하여 프로빗 추정을 하지 않는 이유는 2008년의 경우 대부분의 국가들이 위기를 경험한 것으로 추정되기 때문이다. 먼저 첫번째 열에는 무역 측면에서의 각국의 대미 의존도(수출에서 미국에 대한 수출이 차지하는 비중)와 국내 신용 증가율간의 관계가 나와 있는데, 추정 결과에 의하면 미국과의 무역 연관도가 높은 국가일수록 신용위축이 더 큰 폭으로 발생한 것으로 나타난다. 이는 미국의 금융위기가 무역 경로를 통하여 다른 나라들에 파급되었음을 시사한다. 한편 두번째 열에 의하면 주가 상승률은 예상과 달리 대미 수출 의존도와 양의 관계를 가지는 것으로 나타나는데, 이러한 결과가 얻어지는 이유는 2008년의 경우 미국에서만 주가 하락이 발생한 것이 아니라 미국 외의 다수 선진국들에서 오히려 더 심각한 주가 하락이 발생하였기 때문이다.<sup>10)</sup> 예를 들면 2008

년과 2009년 1/4분기의 미국의 주가 상승률은 각각 -17.5%, 34.9%였으나 같은 기간 독일의 주가 상승률은 -23.7%, -44.1%로서 독일의 하락폭이 더 컸다. 따라서 미국과의 경제적 연관성이 높은 국가들은 독일 및 여타 국가들과의 경제적 연관성이 높은 국가들보다 상대적으로 주가 하락폭이 작게 나타날 것으로 예상할 수 있다. 실제로 <표 11>의 세번째 열에서 미국 대신 독일에 대한 수출 의존도를 설명변수로 사용할 경우 계수의 값이 유의하게 0보다 작게 추정된다. 이러한 결과는 2008년의 금융위기가 미국으로부터 직접 개발도상국으로 파급된 것 외에 유럽을 거쳐 간접적으로 파급된 부분도 중요함을 의미한다고 볼 수 있다. <표 11>의 나머지 열에는 국제금융 측면에서의 의존도(총 대외차입에서 미국 혹은 독일로부터의 차입이 차지하는 비중)와 국내신용 및 주가 상승률간의 관계를 추정한 결과가 나와 있다. 추정 결과는 국제무역 경로를 이용한 경우와 대체로 유사하다. 이는 현실적으로 국제무역 경로와 국제금융 경로 간에 높은 상관관계가 존재한다는 점을 고려할 때 자연스러운 결과라고 할 수 있다.<sup>11)</sup>

**<표 11> 2008년 금융위기에서의 미국의 영향**

	국제무역			국제금융		
	국내신용	주가		국내신용	주가	
상수항	0.19*** [9.30]	-0.287*** [8.88]	-0.196*** [6.62]	0.17*** [7.63]	-0.312*** [7.36]	-0.15*** [3.07]
미국	-0.45*** [3.75]	0.256** [2.00]		-0.478*** [3.17]	0.605** [2.06]	
독일			-0.558** [2.22]			-0.54** [2.02]
관측치 수	111	139	139	124	144	144
R <sup>2</sup>	0.11	0.03	0.03	0.08	0.03	0.03

주: \*\*\*,\*\*는 각각 1%, 5% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미

- 10) 국내신용의 경우 2008년 이후 값은 미국에 대해서는 발표되어 있으나 독일에 대해서는 아직 발표되어 있지 않다.
- 11) 2007년의 경우 국제금융 의존도를 나타내는 행렬과 국제무역 의존도를 나타내는 행렬간의 상관계수는 약 0.5이다.

GDP의 경우 2008년 금융위기의 여파가 본격적으로 반영되기 시작한 것은 2009년도 이후이므로 2009년 자료를 살펴볼 필요가 있으나, 개발도상국들의 2009년도 GDP 관측치는 현재 14개국에 대해서만 입수되어 있다. 따라서 GDP에 대해서는 회귀분석과 같은 엄밀한 분석이 가능하지 않다. 다만 GDP 성장률과 대미 수출 의존도간의 단순 상관계수는 0.28, 대독일 수출 의존도와 의 상관계수는 -0.17로 나타나는데, 이는 미국의 GDP 성장률이 2008년 3.3%, 2009년 -0.4%로서 독일의 GDP 성장률인 2008년 2.5%, 2009년 -5.3%보다 상대적으로 높았음을 고려할 때 <표 11>의 주가 상승률의 경우와 유사한 결과라고 할 수 있다. 한편 GDP 성장률과 대미 금융 의존도간의 단순 상관계수는 0.24, 대독일 금융 의존도와 의 상관계수는 0.09로서 역시 미국과의 연관성이 높은 국가들에서 경기침체의 폭이 상대적으로 낮게 나타났음을 시사한다.

## V. 결론

본 연구에서는 62개 선진국 및 개발도상국 표본을 이용하여 위기의 국가간 전파가 어떤 경로를 통하여 어느 정도의 강도로 이루어지는지를 실증적으로 분석하였다. 위기의 전파에 관한 과거의 연구들이 주로 개발도상국 간의 위기전파에 초점을 맞춘 반면 본 연구는 다수의 선진국과 개발도상국을 포괄하는 패널 자료를 사용하여 선진국에서 발생한 위기가 개발도상국들에게 어떤 경로를 통하여 어느 정도의 영향을 미치게 되는지에 대한 체계적인 분석도 함께 시도하였다.

GDP, 국내신용, 주가의 세 변수에 대한 분석결과에 의하면 첫째, 경제위기의 국가간 전파는 모든 국가들간에 동일하게 이루어지는 게 아니라 경제적 연관성이 높은 국가들을 중심으로 강하게 발생함을 발견할 수 있었다. 둘째, 경제위기의 국가간 전파는 경제호황의 국가간 전파보다 더 강하게 나타나며, 또한 경제위기 중에서도 심각한 경제위기의 전파가 일반적인 경제위기의 전파보다 더 강하게 나타남을 알 수 있었다. 셋째, 세계경제의 통합추세를 반영하여 1997년 이후 기간의 경우에 위기의 국가간 전파가 보다 뚜렷하게 나타났다. 넷째, 전체국가를 대상으로 한 경우에는 대체로 국제무역을 통한 위기의 전파가 더욱 뚜렷이 발견되었으나, 선진국의 금융위기는 특히 국제금융 경로를 통하여 개발도상국의 금융위기 발생 가능성을 높이는 것으로 나타난다. 이상의 결과는 최근 발생한 1998년의 아시아 금융위기나 2008년의 미국발 금융위기에 대해서도 중요한 함의를 가지는 것으로 판단된다.

## 참고문헌

- Bae, K., G. A. Karolyi, and R. M. Stulz. 2003. A New Approach to Measuring Financial Contagion, *The Review of Financial Studies* 16. pp. 717-763.
- Baig, T. and I. Goldfajn. 1998. Financial Market Contagion in the Asian Crisis. *IMF Working Paper* No. 98/155.
- Baxter, M. and M. A. Kouparitsas. 2005. Determinants of Business Cycle Comovement: A Robust Analysis. *Journal of Monetary Economics* 52. pp. 113-157.
- Bry, G. and C. Boschan. 1971. Cyclical Analysis of Time Series : Selected Procedures and Computer Programs. NBER.
- Burns, A. F. and W. C. Mitchell. 1946. Measuring Business Cycles. NBER.
- Calvo, S. and C. Reinhart. 1996. Capital Flows to Latin America: Is There Evidence of Contagion Effects? *Institute for International Economics Policy Research Working Paper* No. 1619.
- Caramazza, F., L. Ricci, and R. Salgado. 2004. International Financial Contagion in Currency Crises. *Journal of International Money and Finance* 23. pp. 51-70.
- Claessens, S., M. Kose and M. Terrones. 2008. What Happens During Recessions, Crunches and Busts? *IMF Working Paper* No. 08/274.
- Eichengreen, B., A. K. Rose, and C. Wyplosz. 1996. Contagious Currency Crises. *NBER Working Papers* No. 5681.
- Frankel, J. and A. Rose. 1998. The Endogeneity of the Optimum Currency Area Criteria. *Economic Journal* 108. pp. 1009-1025.

- Gerlach, S. and F. Smets. 1995. Contagious Speculative Attacks. *European Journal of Political Economy* 11. pp. 45-63.
- Glick, R. and A. K. Rose. 1999. Contagion and Trade: Why Are Currency Crises Regional? *Journal of International Money and Finance* 18. pp. 603-617.
- Harding, D. and A. Pagan. 2002. Dissecting the Cycle: A Methodological Investigation. *Journal of Monetary Economics* 49. pp. 365–381.
- Heathcote, J. and F. Perri. 2002. Financial Globalization and Real Regionalization. *NBER Working Papers* No. 9292.
- Imbs, J. 2006. The Real Effects of Financial Integration. *Journal of International Economics* 68. pp. 296-324.
- IMF. 2009. World Economic Outlook 2009 April.
- Kaminsky, G. L. and C. M. Reinhart. 2000. On Crises, Contagion, and Confusion. *Journal of International Economics* 51. pp. 145-168.
- Kim, S., Lee, J. W. and Park, C. Y. 2009. Emerging Asia: Decoupling or Recoupling. mimeo. Asian Development Bank and Korea University.
- Kose, M. A. and K. Yi. 2002. The Trade Comovement Problem in International Macroeconomics. *Federal Reserve Bank of New York Staff Reports* 155.
- Kose, M.A., C. Otrok, and E. Prasad. 2008. Global Business Cycles : Convergence or Decoupling? *IMF Working Paper* No. 08/143.
- Kraay, A. and J. Ventura. 2002. Trade Integration and Risk Sharing. *European Economic Review* 46. pp. 1023-1048.



- Krugman, P. 1993. Lessons of Massachusetts for EMU. In F. Giavazzi and F. Torres, eds. *The Transition to Economic and Monetary Union in Europe*. New York: Cambridge University Press.
- Rigobon, R. 2003. On the Measurement of the International Propagation of Shocks: Is the Transmission Stable? *Journal of International Economics* 61. pp. 261-283.
- Valdes, R. O. 1996. *Essays on Capital Flows and Exchange Rates*. Ph.D. Dissertation, MIT.
- Van Rijckeghem, C. and B. Weder. 2001. Sources of Contagion: Is It Finance or Trade? *Journal of International Economics* 54. pp. 293-308.
- Watson, M. W. 1994. Business Cycle Durations and Postwar Stabilization of the U.S. Economy, *American Economic Review* 84. pp.24-46.
- Wolf, H. C. 1998. Determinants of Emerging Market Correlations. in R. Levich, Editor, *Emerging Market Capital Flows*, Kluwer Academic Publishers. Great Britain. pp. 219–235.