



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

경제학석사 학위논문

조기경보지표로서 은행부문

자본유출입의 유용성 고찰

- 은행부문 지표의 위기발생확률 검정 -

2013 년 2 월

서울대학교 대학원

경제학부 경제학 전공

안 시 온

조기경보지표로서 은행부문

자본유출입의 유용성 고찰

- 은행부문 지표의 위기발생확률 검정 -

지도교수 김 소 영

이 논문을 경제학석사 학위논문으로 제출함

2012 년 12 월

서울대학교 대학원

경제학부 경제학 전공

안 시 온

안시온의 석사 학위논문을 인준함

2012 년 12 월

위 원 장 윤 택 (인)

부 위 원 장 김소영 (인)

위 원 김재영 (인)

국 문 초 록

본고에서는 은행부문을 중심으로 자본유출입과 관련된 지표가 조기경보지표로서 유용한지에 대하여 고찰한다. 이를 위해 은행부문의 특징 및 취약성에 대해서 살펴보고 이를 잘 나타낼 수 있는 평가지표를 선정하였으며, 이러한 평가지표를 바탕으로 한국 및 신흥시장국을 대상으로 과거 위기를 잘 설명할 수 있는지 각각 분석하였다.

분석결과, 은행부문의 평가지표는 위기발생확률을 잘 설명해주는 것으로 나타났다. 은행부문 자체의 구조적 특성과 은행차입 자금 등 은행부문을 통한 자본유출입의 특성으로 인하여 은행외채비중, 대외 통화불일치, 대외 만기불일치가 빠르게 증가할수록 위기발생확률은 증가하였다. 이는 평가지표와 위기간 직접적 인과관계보다는, 은행부문 평가지표가 자본유출입과 관련하여 불균형 및 취약성의 축적을 사전에 감지할 수 있게 해주는 조기경보지표로서의 유용성을 나타낸다고 할 수 있다. 따라서 은행부문의 평가지표에 대한 모니터링을 통해 급격한 자본유출입의 부작용에 대응하고 위기를 방지할 수 있을 것으로 기대된다.

주요어 : 자본유출입, 은행차입, 은행외채, 불일치,

조기경보지표, 위기

학 번 : 2009 - 22867

목 차

| | |
|----------------------------------|-----------|
| 제 1 장 서 론 | 1 |
| 제 1 절 연구의 배경과 목적 | 1 |
| 제 2 절 관련연구 검토 | 2 |
| 제 2 장 은행차입 자금의 특징 | 6 |
| 제 1 절 은행차입 자금의 유출입 현황 | 6 |
| 제 2 절 은행차입 경로의 일반적 특성 | 7 |
| 제 3 절 한국 은행부문의 특수성과 위기전과과정 | 8 |
| 제 3 장 분석모형의 설정 | 16 |
| 제 1 절 모형 및 지표의 설정 | 16 |
| 제 2 절 위기의 식별 | 19 |
| 제 4 장 실증분석 결과 | 21 |
| 제 1 절 단일지표 모형 | 21 |
| 제 2 절 복수지표 모형 및 타 모형과의 비교 | 22 |
| 제 3 절 패널 모형 | 25 |
| 제 5 장 결 론 | 28 |
| 제 6 장 부 록 | 30 |
| 제 7 장 참고문헌 | 37 |

표 목 차

| | |
|----------------------------------|----|
| [표 3-1] 지표의 정의 및 변환 | 17 |
| [표 4-1] 단일지표 모형 추정결과 | 21 |
| [표 4-2] 복수지표 모형 추정결과 | 23 |
| [표 4-3] 패널 확률모형 추정결과 | 27 |
| [표 6-1] 통제·비교변수의 정의 및 변환 | 30 |
| [표 6-2] 각 시차별 단일지표 모형 추정결과 | 32 |
| [표 6-3] 복수 시차 추정결과 | 33 |
| [표 6-4] 각 시차별 단기외채비중 추정결과 | 34 |
| [표 6-5] 단기외채비중 추가 모형 추정결과 | 35 |
| [표 6-6] 고정효과모형 추정결과 | 36 |

그 립 목 차

| | |
|---|----|
| [그림 2-1] 자본유출입 및 투자잔액 비중과 GDP대비 변동성 | 6 |
| [그림 2-2] 주요국의 무역규모 및 GDP 대비 비율 | 9 |
| [그림 2-3] 외환-외화자금-금융 시장간 연계 | 13 |
| [그림 2-4] 은행부문을 통한 위기발생과정 | 15 |
| [그림 3-2] 위기시점의 식별 | 20 |

제 1 장 서 론

제 1 절 연구의 배경과 목적

한국 경제는 무역증대와 경제성장의 과정 속에서 '90년대 들어 자본자유화를 추진하였으며, OECD가입과 '97~98년 외환위기를 거치며 해외자본유입이 이전기간에 비해 활성화되었다. 한편, 글로벌 금융위기를 전후하여 급격히 증가한 글로벌 유동성은 선진국의 저성장·저금리 기조와 맞물려 새로운 수익처를 찾아 신흥시장국으로 대거 유입되었다. 특히 상대적으로 양호한 기초여건(fundamental)과 성장세, 금융 및 외환시장의 자율성 등으로 인하여 많은 해외자본이 한국으로 유입되었다.

해외 자본유입은 유형별로 외국인 직접투자(FDI), 주식 및 채권자금 등 포트폴리오투자, 은행차입 등 기타투자로 분류할 수 있다. 이 중 은행차입 즉, 은행부문을 통한 자본유출입은 전통적으로 개발도상국과 신흥시장국이 해외자본을 조달하는 주요경로였으며, 자본자유화 등으로 인하여 타 유형의 자본유입이 증가한 이후에도 여전히 큰 비중을 차지하고 있다. 게다가 은행부문 또한 국내외 경제 모두에 참여하는 주체로서 중요한 역할을 담당하고 있으며, 특히 대외금융부문에 있어서 외환시장 및 외화자금시장의 주요 중개자(intermediary)이다.

본고에서는 자본유출입 중 은행부문을 중점적으로 살펴보고자 한다. 은행차입 자금은 과거 위기발생시마다 급격한 유출을 보여 왔다. 국제수지표 상의 금융계정을 기준으로 할 때 실제 외환위기가 시작된 '97년 4분기의 은행차입 자금 유출규모는 GDP대비 약 10.3%에 달했다. 동 기간 중 주식자금 유출은 약 0.9%, 채권자금 유출은 약 2.1%에 불과했다.

또한 글로벌 금융위기가 촉발된 '08년 4분기에도 은행차입 자금은 GDP 대비 약 18.4% 유출되었음에 반해, 주식자금은 약 1.6%, 채권자금은 약 4.1%만이 유출되었다. 이와 같이 다른 유형의 자금에 비해 은행차입 자금이 유출입 규모 및 변동성에 있어서 상당한 수준임을 확인할 수 있다.

게다가 은행차입자금은 은행부문의 특수성과 맞물려 불균형을 축적하게 되고, 이러한 상황에서 국내 혹은 해외로부터 외생적 충격이 가해지는 경우 축적된 불균형은 위기로 촉발될 수 있다. 앞서 살펴본 위기기간 동안의 유출규모를 통해 판단하여도 은행차입 자금의 유출입과 위기발생간에 밀접한 상관관계가 존재함을 유추할 수 있다.

따라서 본고에서는 은행차입 자금의 특징에 대해서 고찰해보고 이를 바탕으로 은행부문의 평가지표를 선정, 동 지표들과 위기발생확률간 관계에 대한 검증을 시도하고자 한다. 은행부문의 자본유출입 및 불균형 관련 평가지표와 위기발생확률에 대한 검증이 가능하다면 동 지표들은 조기경보지표로서의 역할을 수행할 수 있을 것이다.

제 2 절 관련연구 검토

조기경보 지표 혹은 모형은 1990년대 들어 ERM(Exchange Rate Mechanism of European Monetary System)의 붕괴(1992~93), 멕시코 외환위기(1994) 등을 계기로 외환위기의 원인 및 징후에 대한 관심이 높아지면서 등장하였다. 특히 정책당국이 위기방지를 위한 선제적 조치를 취할 수 있도록 조기에 위기의 징후들을 포착하는 방법을 개발하는 데에 초점이 맞추어져 왔다.(Kaminsky et al., 1997)

이 중 확률모형은 위기의 발생과 밀접한 관련이 있는 경제변수들을 독

립변수로 하는 회귀모형을 추정하고 위기가 발생할 가능성을 확률값으로 산출하여 점검하는 방법이다. 즉, 지표와 위기간 직접적인 인과관계를 밝히는 일반균형(general equilibrium)적 모형이 아니라 위기의 징후를 사전에 포착하여 경보해주는 예고지표를 검증하는 방법이라 할 수 있다.(Berg & Pattilo, 1998)

이러한 조기경보모형 방법을 기반으로 은행부문 자본유출입의 특징 및 은행차입 자금과 위기발생간의 관계에 대해서는 여러 이론적 분석이 이루어져 왔다.

Borio & Lowe(2002)와 Dell'Ariccia et al.(2012) 등은 credit to GDP¹⁾ 비율을 중심으로 금융안정과 위기발생간 관계에 대하여 분석하였다. 이들은 패널분석을 통해 여러 지표들을 비교한 후 각국의 credit to GDP 비율이 위기발생확률을 가장 잘 설명함을 보였으며, 이에 대한 모니터링을 통해서 위기를 예측할 수 있다고 설명했다. 특히 사전에 신용팽창(credit boom)을 예방하기 보다는 신용붕괴(credit bust) 후에 이를 사후 관리하는 것이 유리하다고 여겼던 과거와 달리, 급격한 자본자유화와 금융세계화로 인해 금융 및 외환부문의 변화속도와 변동성이 크게 증가함에 따라 credit to GDP 비율을 통한 사전대응과 모니터링이 필요하다고 설명하였다.

Hahm, Shin & Shin(2011)은 개발도상국 및 신흥시장국 은행부문의 비핵심성 부채(non-core liabilities) 패널자료를 이용해 위기발생확률을 검증하였다. 이들은 자국내 은행간 시장(wholesale funding market)이 경제성장을 뒷받침할 정도로 충분한 자본을 제공하지 못하는 경우, 개발

1) credit to GDP 비율은 일반적으로 민간에 대한 여신(Claims on private sector)의 GDP대비 비율로서 정의되며, 실증분석 및 정책시행시의 기준으로는 credit to GDP gap 등을 이용한다.(Borio & Lowe, 2002)

도상국 및 신흥시장국 은행의 비핵심성 부채는 대부분 대외차입으로 조달된다는 점에 착안하였다. 이를 바탕으로 일반적으로 사용되는 조기경보지표인 credit to GDP 비율보다 은행부문의 단기외채를 비롯한 비핵심성 부채가 통화위기(currency crisis) 및 신용위기(credit crisis)의 발생확률을 더 잘 설명할 수 있음을 패널 프로빗(panel probit) 모형을 이용해 분석하였다.

Ahrend & Goujard(2012)는 총외채 중 은행차입과 은행 단기외채의 비중을 이용해 은행위기(banking crisis)의 예측을 시도하였다. 이들 역시 패널 프로빗 모형을 분석도구로 사용하였으며, 은행차입 비중이 높을수록 자본유출입의 변동성이 증대됨과 동시에 해외에서 발생한 위기 및 대외충격의 전이위험(contagion risk)이 증가함에 따라 위기발생확률이 높아짐을 확인하였다.

한편, Ree, Yoon & Park(2012)은 외화유동성과 환율변동성간의 관계를 분석하는 연구에서 국내 외국환은행의 과도한 외화차입 및 통화불일치로 인하여 tail-risk의 발생가능성 및 변동성이 증가하였음을 패널 모형을 통해 분석한 바 있다. 특히 한국의 경우, 과도한 환헤지 수요 불균형과 외은지점 중심의 외화차입 구조로 인하여 위기발생가능성이 상대적으로 높다고 설명하였다.

상술한 연구들을 비롯한 많은 기존 문헌을 참고할 때, 은행부문의 차입자금은 한 국가경제의 대외자본거래뿐만 아니라 신용 및 대차대조표, 전이위험 등을 통해 국내 금융 및 실물경제와 밀접한 연관관계를 가짐을 알 수 있다. 따라서 은행 차입자금과 관련된 지표들을 통해 과거의 위기를 잘 설명할 수 있다면, 미래에 발생가능한 위기 또한 조기에 예측·탐지할 수 있을 것으로 기대된다.

본고에서는 이러한 기존 연구의 분석들을 바탕으로 은행차입 경로에 주목하여 은행부문의 지표들을 설명변수로 하는 위기발생확률 검정모형을 설정하였다. 은행부문의 특수성을 잘 나타낼 수 있는 세분화된 평가지표로서 대외 통화불일치, 대외 만기불일치, 은행외채비중 등을 설명변수로 설정하였으며, 기존 문헌에서 많이 사용하는 credit to GDP 비율 및 비핵심성 부채 비율 등을 추가하였다. 이러한 설명변수들을 통해 은행부문 평가지표의 위기발생확률에 대한 설명력을 검증하는 동시에, 기존지표들과의 비교분석을 시도하였다. 은행부문 평가지표가 위기발생확률을 유의미하게 설명할 수 있다면 국내경제 및 은행부문에 보다 유의미한 시사점을 도출할 수 있을 것이다.

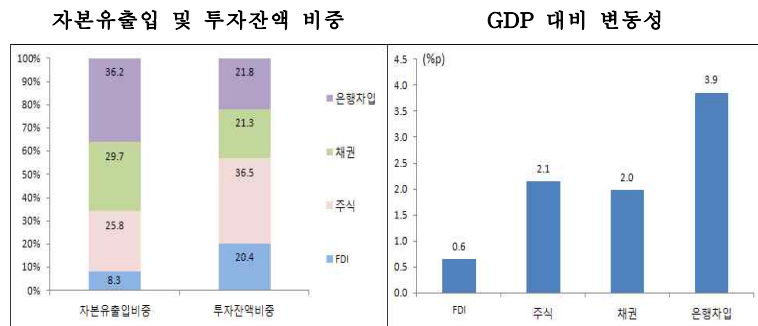
본고는 다음과 같은 순서로 진행된다. 제2장에서는 은행차입 자금의 특징 및 한국 은행부문의 특수성 등을 동향분석 및 이론적 배경을 통해 살펴보고, 은행부문 지표의 취약성과 이와 연관된 위기진과과과정에 대해서 고찰한다. 제3장에서는 실증분석을 위해 모형을 설정하고 평가지표의 정의 및 변환, 위기기간의 식별 등을 수행한다. 제4장은 단일 및 복수지표 모형, 패널 분석 등 실증분석 결과를 해석하고, 제5장에서는 결론으로서 분석결과에 따른 은행부문 지표의 조기경보지표로서 유용성 및 정책적 함의 등에 대해서 언급한다.

제 2 장 은행차입 자금의 특징

제 1 절 은행차입 자금의 유출입 현황

서론에서 언급한 바와 같이 은행차입은 자본유출입 및 투자잔액에 있어서 상당한 비중을 차지하고 있으며, 그 변동성 수준 또한 크다. [그림 2-1]은 '90년 1분기 ~ '11년 4분기 중 국내 유형별 자본유출입 및 투자잔액 비중과 GDP 대비 변동성을 나타내고 있다. 그림에서 알 수 있듯이 동기간동안 은행차입은 유출입 비중 및 변동성에 있어서 여타 유형에 비해 가장 높은 수준을 보이고 있다. 이는 은행차입이 조달방식 및 만기구조, 위험의 고려방식 등에 있어서 차이를 보이기 때문이다. 이러한 유입 규모 및 변동성을 발생시키는 원인과 그로 인해 나타나는 은행부문의 특징, 위기로의 발전가능성 등에 대해서는 다음절에서 살펴본다.

[그림 2-1] 자본유출입 및 투자잔액 비중과 GDP 대비 변동성



자료 : ECOS, 저자 시산

제 2 절 은행차입 경로의 일반적 특성

개발도상국 및 신흥시장국은 국내 자본시장으로부터 경제성장에 필요한 자본을 조달하기에는 불충분하기 때문에 해외에서 자본을 유치하게 된다. 이 과정에서 전통적으로 은행차입이 주요한 경로로 이용되는데, 시장경제가 충분히 발달하지 않고 금융시장이 미성숙한 개도국·신흥국의 경우, 개인 및 기업이 직접 외자를 유치하는 것보다 은행을 통한 자금조달이 거래비용 및 불확실성을 줄일 수 있기 때문이다. 또한 대부분의 국가에서 투자대상국 정부는 경제성장에 필요한 자본을 유치하고자 함과 동시에 과도한 자본유입으로 인한 부작용을 막기 위해 장기자금의 유입을 규제하고 은행의 단기외채 조달에 암묵적 보증을 해주기도 하였다. (김인준, 2008)

그러나 이러한 은행차입 자금은 여러 가지 문제를 야기할 수 있다. FDI 또는 지분증권은 은행차입과 달리 투자대상국 통화로 표기되므로 해외투자자의 입장에서는 환위험(currency risk) 및 국가위험(country risk)을 모두 감수해야한다. 따라서 해외투자자는 상대적으로 장기적이고 직접적인 투자를 기피하게 되며, 외화로 표시되는 단기 위주의 은행차입 자금을 통해 주로 투자하게 된다. 그런데 이러한 투자행태 및 자금유형은 투자대상국 내에서의 운용행태에 따라 통화·만기불일치를 심화시킬 수 있다. 경제성장 및 산업발달 지원에 쓰이는 자금은 일반적으로 장기적으로 운용되며, 환헤지 수요 및 포지션 조정 등에 의해 외화가 아닌 국내통화로 운용될 수 있기 때문이다. 이러한 현상은 은행부문을 통한 자본조달이 갖는 특징이며, 외화차입이 증가할수록 더욱 심해질 수 있다. (Ahrend & Goujard, 2012)

게다가 은행차입 자금은 경기순응성(pro-cyclicality) 및 상호연계성

(interconnectedness)으로 인해 대차대조표 경로(balance sheet channel), 신용경로(credit channel), 유동성 경로(liquidity channel) 등 위기발생 메커니즘의 작용을 더욱 강화시킬 수 있다.(BCBS, 2011) 예컨대, 경기 호황과 함께 무역결제대금 및 시설투자자금 등을 위한 외자유입이 더욱 증가하는 경우 이는 국내신용 및 자산가격의 붐-버스트 사이클(boom-bust cycle)을 심화시킨다. 또한 증가된 신용 및 과도하게 상승한 자산가격은 은행 및 기업, 가계의 대차대조표를 악화시킬 수 있으며, 거품이 꺼지거나 대외충격 전파시 위기를 발생 혹은 증폭시킬 수 있다. 이는 과거에 한국 또한 두 차례의 위기를 통해 경험하였듯이 과도한 은행 외화차입 상황에서 해외자본의 급격한 유출(sudden stop or reversal) 및 회수(deleveraging) 충격이 발생하면 국내 외환 및 외화자금 유동성 부족과 상환불능 문제(solvency problem) 등의 문제를 초래할 수 있다.

이처럼 은행 외화차입은 자본유출입의 주요경로임과 동시에 국제통화를 보유하지 않은 개발도상국, 신흥시장국으로 하여금 통화불일치 및 만기불일치 등 구조적 불균형의 축적을 유발한다. 게다가 유입자본의 경기순응성 및 상호연계성으로 인한 불균형 축적에 대외 충격이 더해지는 경우 대차대조표, 신용, 유동성 경로 등을 통하여 위기를 촉발하거나 심화시킬 수 있다.

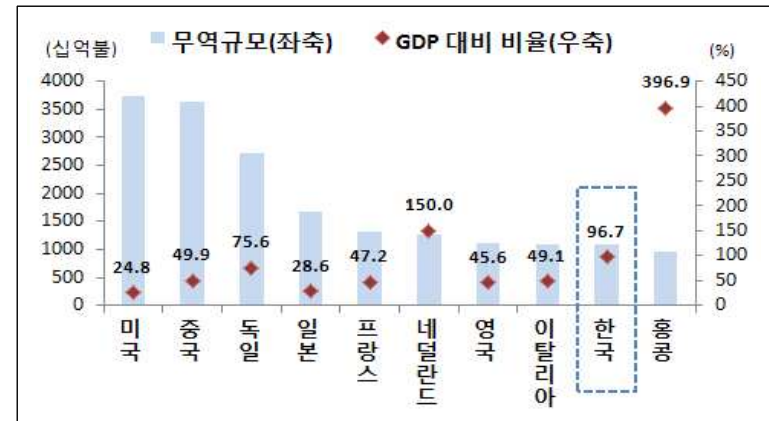
제 3 절 한국 은행부문의 특수성과 위기전파과정

본 절에서는 한국 은행부문이 갖는 세가지 특수성에 대하여 상세하게 살펴본다.

2.3.1 편중된 환헤지 수요와 수급 불균형

수출주도형 경제성장을 추진해온 한국경제는 위기기간을 제외하면 대부분의 기간 동안 경상수지 흑자를 유지해왔다. 경상수지 흑자는 외환시장의 초과공급을 유발하며 이에 따라 환율은 추세적으로 하락세를 유지하고 있다. 반면, 대외의존도가 높고 원화가 국제적으로 통용되지 않는 데다 수출입업체 간 비대칭적 환헤지 수요로 인해 외화자금시장에서는 초과수요가 지속되고, 외채는 증가세를 보이고 있다.

[그림 2-2] 주요국¹⁾의 무역규모 및 GDP 대비 비율²⁾



주 : 1) 2011년 중 수출입규모 상위 10개국 기준
 2) 대외의존도(수출입규모/GDP)
 자료 : WTO, IMF IFS

특히 환헤지 수요의 비대칭성은 최근 수년간의 환율하락과 외채증가 및 불균형의 심화를 설명하는 주요 원인이다. [그림 2-2]와 같이 한국의 무역규모는 2011년 말 기준 약 1.1조 달러로 세계 9위이며, 무역규모 상

위 10개국 중 GDP 대비 비율은 3위로 93%에 달한다. 즉, 높은 무역규모와 대외 의존도로 인하여 기업들에게는 대외결제 및 설비투자 필요에 의한 외화자금 수요가 상시 존재한다. 게다가 무역규모 상위 10개국 중 비국제통화 보유국은 한국, 홍콩, 중국에 불과하며, 이 국가들의 경우 외화자금 수요는 국제통화 보유국에 비해 더욱 가중된 실정이다.

한편, 산업구조의 특수성은 비대칭적 환헤지 수요를 통해 선물환 매도 우위의 불균형 상태를 지속·심화시킨다. 정유사 등 환율변화를 상품가격에 전가하기 용이한 시장지배적 수입업체와 조선·중공업체 등 환위험에 취약한 수출업체로 이루어진 산업구조로 인해 이들 사이의 환헤지 수요가 비대칭적으로 나타나기 때문이다. 수출업체의 환헤지에 따른 과도한 선물환 매도 수요에 대하여 은행은 초과매입 포지션 해소를 위해서 외화차입 및 스왑매도 등을 통해 외화자금을 수요하고, 현물환 매도를 통해 외환을 공급한다. 이에 따라 경상수지 흑자가 발생하더라도 무역규모의 증가와 경기 확장으로 인해 외환 초과공급에 따른 환율하락 및 외화자금 초과수요에 따른 외채증가 및 불균형이 심화된다.

이러한 수급 불균형에 국내 은행부문의 행태 및 구조적 특성이 더해져 세가지 불일치 현상이 심화된다.

2.3.2 세가지 불일치(Triple Mismatch)

먼저 외화 운용·조달 행태의 불일치가 심화된다. 기업들의 외화자금 및 환헤지 수요가 은행에 집중되면서 은행은 외화자금을 소매금융(retail banking) 위주로 운용하게 된다. 국내 기업의 상당수가 다국적화되어 있지 않고 국제적 신인도도 낮아 외화자금을 스스로 해외에서 조달하는 데 한계가 있는 데다 정책적으로 외국환은행 체도를 시행하고 있어 민간의

외화자금수요가 은행에 집중되기 때문이다.

반면, 은행은 필요 외화자금의 대부분을 해외에서 wholesale방식으로 조달하고 있다. 국내은행부문은 글로벌 은행과는 달리 외화표시 핵심부채(core liabilities)와 완충자본(capital buffer)이 매우 취약하기 때문에 주로 외화차입 및 외화채권 등 wholesale방식을 이용하기 때문이다.

이로 인해 외화자금 수요가 은행에 집중되고 wholesale방식에 의존하는 조달경로의 쏠림현상이 나타나며, 국내 산업구조의 특성에 기인한 편중된 외화자금수요가 가중되어 결과적으로 운용·조달 행태간 불일치가 심화된다.

한편, 통화불일치와 만기불일치 또한 문제로 지적될 수 있다. 환헤지 수요에 따른 현물환 매도 및 스왑 등으로 인해 외화로 조달한 자금을 실질적으로는 국내통화로 운용하게 된다. 게다가 환헤지에 따른 선물환과 시설투자자금 등 기업의 외화자금수요는 대부분 장기인데 반해, 포지션 해소 및 조달을 위한 자금은 저금리의 단기인 경우가 일반적이기 때문에 통화·만기불일치가 심화될 수밖에 없는 구조이다.

이는 외은지점 중심의 은행구조를 지닌 한국의 경우 특히 심각하다. 미시건전성 규제²⁾를 통해 개별은행의 불일치 및 유동성위험을 일정부분 억제할 수는 있으나 거시적 측면의 대외 통화불일치 및 대외 만기불일치

2) 외환 미시건전성 규제 현황

| 구분 | 적용범위 | 내용 |
|---------------|---------------|---|
| 환율 위험관리 | 외국환은행 | • 외국환매입·매각 초과 포지션 한도 : 전월말 자기자본의 50% 이상 |
| 유동성 위험관리 | 외은지점 제외 외국환은행 | • 외화유동성 비율* : 85% 이상 *(잔존만기 3개월이내 외화자산)/(잔존만기 3개월이내 외화부채) • 기간별 gap비율* : 7일 이내 0%, 1개월 이내 -10% 이상 *(기간별 외화자산-기간별 외화부채)/(총외화자산) |
| 중장기 외화대출 재원관리 | " | • 중장기 외화대출재원 조달비율* : 80% 이상 *(상환기간 1년이상 외화조달 잔액)/(상환기간 1년이상 외화대출 잔액) |

가능성은 사실상 제거가 불가능하다. 그 이유는 운용·조달행태의 불일치로 인한 구조적 문제와 함께 외은지점³⁾에 대해서는 유동성위험 및 중장기 외화대출 재원 관리 규제가 배제되기 때문이다.

규제의 공백으로 인해 평상시에는 은행이 계속해서 증가하는 환헤지 및 외화자금 수요를 단기 외화차입과 차환을 통해 감당할 수 있으나, 글로벌 경기침체 및 해외금융기관의 디레버리징 등 대외충격 발생시에는 과도한 외채와 불일치로 인해 위기를 더욱 심화시키게 된다. 게다가 외은지점의 경우 본점으로부터 단기 자금조달이 용이하여 예수금, 스왑매도, 외화채권 발행 등에 비하여 외화차입 비중이 월등히 높아 불일치를 더욱 심화시킬 수 있다. 과거에 비해 외은지점에 대한 규제 배제를 제거해나가는 추세이지만 여전히 외은지점으로 인한 대외 통화·만기불일치가 확대될 수 있는 구조가 형성되어 있는 것이 현실이다.(Ree, Yoon & Park, 2012)

위와 같이 축적된 대외 통화·만기불일치는 경기순응성으로 인해 호황기에 자본을 과다유입시키며, 국내신용 및 자산가격의 붐-버스트 사이클을 확대시킨다. 또한 해외 금융기관이 자금을 급격히 회수할 경우 국내 은행들이 내부에서 거주자들에게 장기로 운용해오던 외화대출 등을 회수하기 어려워 외채의 상환불능 위험(solveny risk)을 초래할 수 있다.

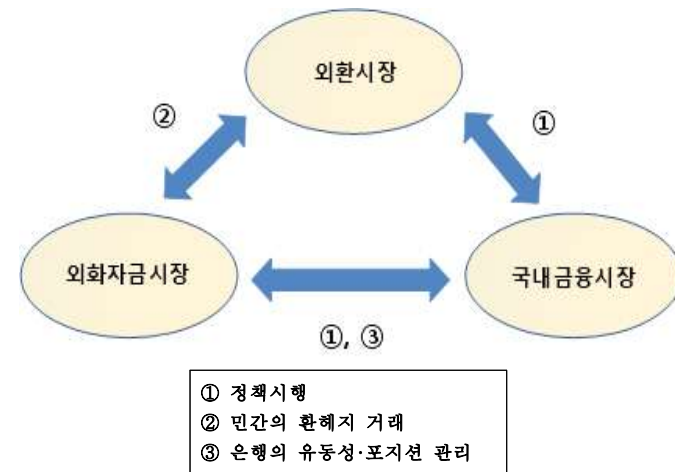
2.3.3 상호연계성(Inter-connectedness)

은행부문의 수급불균형과 불일치는 은행부문에 내재한 높은 상호연계성으로 인하여 불균형의 축적 및 대외충격에 따른 파급효과를 더욱 증폭

3) 외은지점의 경우 미시건전성 규제를 배제 받더라도 본점에서 외화유동성을 종합관리하고 있기 때문에 미시건전성은 양호한 상태를 유지할 수 있다. 그러나 규제공백으로 인하여 지점이 속한 경제 전체의 거시건전성은 담보할 수 없다.

시켜 위기를 촉발·심화시킨다. 먼저 국내은행과 외국은행 본·지점 간의 연계성(cross-border inter-connectedness)을 들 수 있는데, '12년 2분기 말 기준 국내은행의 외화자금 순조달액 1,413억 달러 중 해외직접조달 혹은 외은지점을 경유한 간접조달을 합한 해외금융기관에 대한 의존도가 91%에 달한다. 게다가 조달한 자금의 형태와 만기를 살펴보면, 외은지점의 경우 본점으로부터의 직접차입 및 wholesale거래, 시중은행의 경우 외은지점과의 스왑거래가 주를 이루는데 약 70%의 자금이 만기 3개월 이내의 단기자금이다. 따라서 대외 통화·만기불일치와 더불어 높은 은행간 상호연계성으로 인하여 특정 해외금융기관이 자금을 회수하는 경우, 자체적인 건전성과는 관계없이 국내은행들에게는 심각한 외화유동성 부족의 위험이 존재하며 이는 연쇄적인 사태로 확산될 수 있다.

[그림 2-3] 외환-외화자금-국내금융 시장간 연계



한편, 은행간 대외 상호연계성뿐만 아니라 외환-외화자금-국내금융 시장간 상호연계성(domestic interconnectedness) 또한 위험요인으로 작용할 수 있다. 먼저, 통화당국의 불대화개입 및 외화유동성공급 등의 정책을 수행하는 경우 국내금융시장의 원화콜금리, 채권금리 등에 영향을 줄 수 있다. 두 번째로 앞서 살펴본 비대칭적 환헤지 수요를 은행이 흡수함에 있어서 부족한 외화자금을 스왑시장에서 조달할 경우 환율하락 및 스왑금리 하락요인으로 작용하여 외환 및 외화자금시장에 영향을 미친다. 마지막으로 은행의 유동성 및 포지션관리를 위한 은행간 자금시장의 원화-외화 스왑거래는 원화콜금리와 스왑금리에 직·간접적인 영향을 주게 된다. 위의 [그림 2-3]에서처럼 시장간 상호연계성으로 인해 각 시장 및 참가자들이 동시다발적으로 서로 영향을 주고받기 때문에 대내외 충격 발생시 다양한 경로를 통해 위기가 발생·파급될 수 있다.

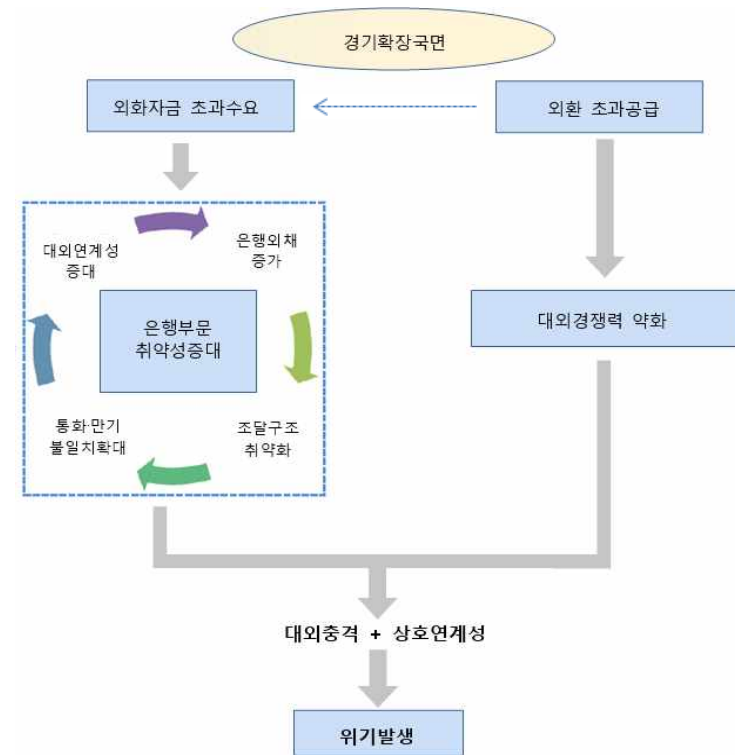
2.3.4 위기전파과정

한국을 비롯한 신흥시장국은 일반적으로 국내경기에 대한 대외부문의 기여도가 높기 때문에 상술한 특수성과 불균형이 대외부문과의 관계로 인해 위기로 전환될 수 있다. 경상수지 호조 등 경기확장 국면에서 외환 초과공급과 외화자금 초과수요 현상이 상당기간 지속되면서 환율하락 등 대외경쟁력 저하와 외환부문의 과열이 동시에 발생할 수 있다. 전술하였듯이 외화자금의 초과수요는 민간의 자체 조달능력 부재 등으로 인하여 은행차입을 증가시키며, 조달구조의 취약성 및 조달·운용 행태의 불일치를 심화시킨다. 게다가 국제통화와 관련 신흥시장국의 원죄(original sin)와 규제공백으로 인한 외은지점 중심의 은행구조로 인하여 대외 통화불일치 및 만기불일치가 확대되며, 특히 스왑 등 단기자금에 크게 의존하

게 된다. 이는 해외금융기관의 디레버리징과 같은 대외충격에 매우 취약한 구조를 심화시키며, 충격발생시 위기발생가능성을 높이고 위기의 피해 정도를 더욱 심화시킨다고 할 수 있다.(Ahrend & Goujard, 2012)

[그림 2-4]는 은행부문을 통한 위기의 발생과정을 간략하게 표현해 주고 있다. 경기확장 국면에서 은행부문의 경기순응성으로 인하여 축적된 불균형은 이후 대외경쟁력의 약화와 함께 대외충격 발생시 위기로 발전할 수 있는 것이다.

[그림 2-4] 은행부문을 통한 위기발생과정



제 3 장 지표의 설정과 분석모형

제 1 절 모형 및 지표의 설정

은행부문의 평가지표와 위기발생확률간 관계를 분석하기 위해 Hahm, Shin & Shin(2011) 및 IMF(2011) 등이 이용한 방법론을 원용하여 개별 지표를 설명변수로 하는 프로빗 확률모형을 설정하였다.

$$\Pr(crisis|X_{t-l}, Z_{t-l})_t = \Phi(\alpha + \beta_1 X_{t-l} + \beta_2 Z_{t-l})$$

단, 시차 (l)은 2, 4, 6, 8분기

종속변수는 위기발생확률로서 위기발생기간⁴⁾인 경우 1, 나머지 기간은 0으로 설정하였다. 설명변수 X_{t-l} 은 본고에서 주목하는 은행부문의 세가지 평가지표이며, Z_{t-l} 은 통제변수 및 타 모형과의 비교를 위한 변수를 의미한다. 또한 평가지표의 위기 예측력 비교를 위해 각각 2, 4, 6, 8분기의 시차를 두어 모형을 추정한 후 결과를 비교하였다.

개별지표만을 설명변수로 하는 단일지표 모형을 각 변수별, 시차별로 구분하여 분석하였으며, 이후 각 지표들 간의 상호관계, 타 모형의 지표들과 예측력 비교 등을 위하여 두 개 이상의 변수를 포함한 복수지표 모형을 추정하였다.

추가적으로, 한국 은행부문을 대상으로 한 분석을 토대로 신흥시장국을 대상으로 하여 간략한 패널 확률 모형을 설정하였다. 한국 은행부문에 대한 위기발생확률 분석 결과를 통해 동 지표가 신흥시장국에서도 조

4) 위기기간의 식별은 다음절에서 상세히 기술한다.

기경보지표로서 유용성을 갖는지에 대해 분석을 수행할 것이다. 패널 분석의 자세한 모형 및 결과는 제4장에서 기술한다.

모형에 추가할 지표는 다음과 같이 설정하였다. 본고에서는 은행부문의 취약성을 사전에 탐지할 수 있는 지표로서 은행외채비중, 대외 통화 및 만기불일치를 선정하였다. 한국은행 경제통계시스템(ECOS)의 자료를 이용하였으며 분석대상기간⁵⁾은 '94년 4분기~'11년 4분기이며, 각 지표의 정의는 [표 3-1]과 같다.

[표 3-1] 지표의 정의 및 변환

| 지 표 | 정 의 | 변 환 |
|----------|---|-----------|
| 은행외채비중 | $\frac{\text{은행부문외채}}{\text{총외채}}$ | 전년동기대비 증감 |
| 대외 통화불일치 | $\frac{\text{대외외화부채}-\text{대외외화자산}}{\text{무역규모}}$ | " |
| 대외 만기불일치 | $\frac{\text{대외단기외화부채}-\text{대외단기외화자산}}{\text{무역규모}}$ | " |

대외 통화 및 만기불일치의 정의에 사용된 각 부채 및 자산은 국제투자대조표(IIP)상의 외국인기타투자 중 은행부문만을 대상으로 하였다. 또한 무역규모(수출+수입)로 나누어줌으로써 대외무역거래에 따른 외화자금수요의 변화를 반영하여 규모를 조정·평균화하였으며, 세 지표는 모두 수준값(level value)이 아닌 전년동기대비 증감으로 변환하였다.⁶⁾ 이는

5) 국제투자대조표(IIP)가 '94년 4분기부터 편제되어 분석대상기간의 시작 시점 또한 동 기간으로 설정하였다.

6) 추가적으로 단기외채비중 자체의 level value 및 그 증가율에 대한 분석을 수행하였으나 본문의 전년동기대비증감과 비교하여 유의한 차이를 보이지는 않았다. 단기외채와 관련된 분석 결과는 부록에 수록되어 있다.

추세 및 균형으로부터의 이탈 정도를 판단하기 위함(Borio & Lowe, 2002)이며, 또한 신용공여 약정 등 기존계약으로 인해 여건 변화에 더디게 반응하는 문제 및 실시간 추세의 추출상 문제점 등을 감안하였기 때문이다.⁷⁾

한편, 통제변수 설정 및 대외실물부문과의 결합효과 측정 등을 위하여 실질실효환율 및 성장률, 통화량 등을 설명변수로 추가하였다. 동 변수들은 경기상황과 외환시장의 초과수요·공급에 따른 해당시점의 대외경쟁력 등을 측정할 수 있는 대리변수로서 모형의 적합도를 높이는 데 기여할 것으로 기대된다.(IMF, 2011)(Ahrend & Goujard, 2012)

또한 본고에서의 평가지표와 타 모형의 지표간 비교분석을 위하여 credit to GDP 및 비핵심성 부채비율을 비교변수로서 선정하여 모형에 추가하였다. 동 변수들을 추가함으로써 Hahm, Shin & Shin(2011)과 Dell’Ariccia et al.(2012) 등이 선정한 지표와 본고의 은행부문 평가지표가 위기발생확률에 대한 조기경보지표로서 갖는 유용성을 비교할 수 있을 것으로 기대된다.⁸⁾

7) Edge & Meisenzahl(2011)은 이동평균, HP-filtering 등 일반적인 방법을 이용한 추세로부터의 이탈(gap)자료 사용시, 신규자료의 포함에 있어 신규 관측치를 추가할 경우 과거 추세 값까지 크게 변동하는 문제(post revision) 등을 지적하였다. 본고에서도 이들의 비판을 감안하여 전년동기대비 증감을 이용하였다. 전년동기대비 증감은 상대적으로 도출이 용이하며 추세로부터의 이탈 정도를 잘 나타내기 때문이다.

8) 통제변수 및 비교변수의 정의는 부록의 [표 6-1] 참조.

제 2 절 위기의 식별

본고에서는 위기를 환율이 급격히 상승하는 통화위기(currency crisis)와 외화자금의 급속한 유출(sudden stop or reversal)이 동시에 발생하는 시기로 정의하였다. 즉, 대외경제와의 거래수단 교환을 위한 외환시장과 국내 외화자금수요에 따른 해외자본 유출입을 반영하는 외화자금시장을 동시에 고려하여 위기기간을 선정하였다.

일반적으로 통화가치의 급격한 절하를 통해 통화위기를 정의하는 방식은 명목환율 상승률 및 상승률의 변화 등을 이용한 방법 등이 있으나, 본고에서는 Eichengreen et al.(1995) 및 Kaminsky & Reinhart(1999) 등이 순수한 환율 상승압력을 측정하기 위해 사용한 지표인 외환시장압력지수(EMPI: Exchange Market Pressure Index)⁹⁾를 이용하였다. 동 지수가 분석대상기간동안 역사적 평균치로부터 표준편차의 1.5배를 상회하는 경우 통화위기 기간으로 인식하였다.

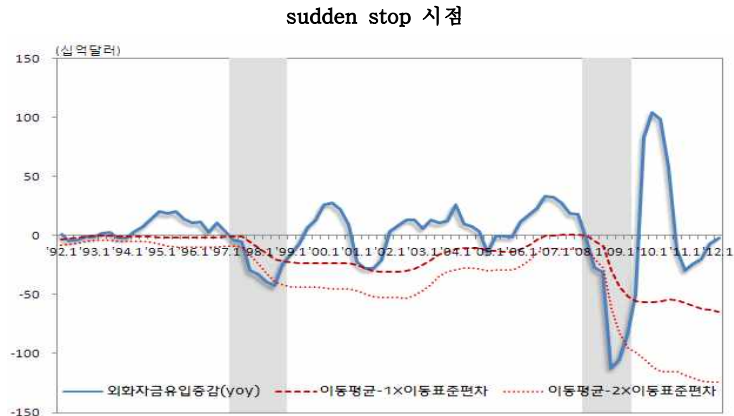
자본이 급격히 유출되는 sudden stop시점은 Forbes & Warnock(2011)이 제시한 방식을 원용하였다. 국제수지표 금융계정상의 부채(liabilities)를 자본유출입으로 측정하되, 4분기 이동합의 전년동기대비 변동분이(추세 - 1×표준편차) 이하로 하락하고 동 기간 내에 최소한 1분기 이상(추세 - 2×표준편차) 이하로 하락한 기간을 위기로 식별하였다.¹⁰⁾

상기 기준에 따라 통화위기는 '97년 4분기~'98년 2분기와 '08년 4분기~'09년 2분기, sudden stop기간은 '97년 2분기~'98년 4분기와 '08년 1분기~'09년 2분기로 식별되었으며, [그림 3-2]와 같다. 따라서 '97년 4분기~'98년 2분기와 '08년 4분기~'09년 2분기가 위기로 최종 식별되었다.

9) 외환시장압력지수에 대한 자세한 설명 및 도출방법은 부록 6.2 참조.

10) 추세 및 표준편차는 각각 20분기 이동평균과 이동표준편차를 이용하였다.

[그림 3-2] 위기시점의 식별



주 : 회색음영은 각각 위기로 식별된 시점임

제 4 장 실증분석 결과

제 1 절 단일지표 모형

단일지표 모형은 세가지 평가지표를 각각 2, 4, 6, 8분기 시차를 두고 추정하였다.¹¹⁾ 추정결과 모든 평가지표가 위기발생 8분기 전에 통계적으로 유의하면서 가장 높은 위기 예측력을 보유한 것으로 나타났으며, 이는 통제변수를 추가한 경우에도 동일하였다. 즉, 은행부문 평가지표는 위기발생 8분기 이전에 가장 가파른 증가세를 보이는 것으로 판단된다. 결과는 [표 4-1]에 정리되어 있다.

[표 4-1] 단일지표 모형 추정결과

| | probit 모형 | | | | | |
|-------------------------|--------------------|--------------------|-------------------|--------------------|-------------------|--------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 은행외채비중 | 30.84*** (8.31) | | | 42.89** (17.30) | | |
| 대외 통화불일치 | | 11.80*** (3.55) | | | 14.06** (6.92) | |
| 대외 만기불일치 | | | 9.12*** (3.01) | | | 20.78*** (5.69) |
| 실질실효환율 | | | | 4.57** (1.89) | 3.32* (2.01) | 7.03*** (2.19) |
| 통화량 | | | | 8.19 (10.13) | 10.37 (10.28) | 11.88 (11.17) |
| 성장률 | | | | 0.37 (0.29) | 0.31 (0.24) | 0.54*** (0.26) |
| McFadden R ² | 38.22 | 37.34 | 26.77 | 65.13 | 55.05 | 62.41 |
| Log-likelihood | -11.92 | -12.09 | -14.13 | -6.73 | -8.67 | -7.25 |

주 : 1) 각 모형은 모두 8분기 시차변수를 설명변수로 하여 추정
 2) 각 수치는 $\Pr(crisis|X_{it-b}, Z_{it-l})_{it} = \Phi(\alpha_i + \beta_{1i}X_{it-l} + \beta_{2i}Z_{it-l})$ 에서 β 값은, () 내는 표준오차(robust standard errors)를 의미
 3) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의함을 의미

11) 각 시차별 추정결과는 부록 참조.

한편, 복수의 시차변수가 위기발생확률에 미치는 영향을 확인하기 위하여 각 변수별로 두 개 이상의 시차를 포함하여 분석한 경우에는 최근 시차변수의 부호가 반대로 나타나거나 유의성이 감소하였다. 따라서 본문에서는 한 개의 시차만을 대상으로 이후 분석을 진행하였다. 복수 시차 분석 결과는 부록에 수록하였다.

제 2 절 복수지표 모형 및 타 모형과의 비교

복수지표모형은 세가지 평가지표들의 각 상호관계를 파악하기 위하여 두가지 이상의 조합으로 설명변수를 설정하였다. 또한 은행부문 평가지표의 유의성을 검증·비교하기 위하여 비핵심성 부채, credit to GDP 비율 등 타 모형에서 사용한 지표들과의 비교분석을 수행하였다. 각 지표별 시차는 8분기로 설정하였으며, 통제변수 또한 포함하였다.

[표 4-2]에 나타난 복수지표 모형 분석결과를 살펴보면, 먼저 세가지 은행부문 평가지표들을 모두 포함한 모형(1, 2번)은 단일지표 모형에 비하여 적합도(McFadden R²)는 소폭 상승하였으나 계수의 부호가 선형적인 기대와 다르거나 유의성이 상실되었다.¹²⁾ 이는 지표간 다중공선성 때문인 것으로 판단되며, 실제 주성분 분석(principal components analysis) 결과, 3개 지표 움직임의 88.6%가 제1주성분에 의해 설명되었다.¹³⁾ 이는

12) 이는 2개 평가지표씩 묶어 분석한 경우에도 마찬가지였다.

13) 세 변수간 각각의 상관관계는 다음과 같다.

| | 은행외채비중 | 대외 통화불일치 | 대외 만기불일치 |
|----------|----------|----------|----------|
| 은행외채비중 | 1 | - | - |
| 대외 통화불일치 | 0.771537 | 1 | - |
| 대외 만기불일치 | 0.799093 | 0.912734 | 1 |

각 지표들이 모두 은행부문의 특성을 반영하는 변수들로서 밀접한 상호연관성을 보유하고 있기 때문인 것으로 추정된다.

[표 4-2] 복수지표 모형 추정결과

| | probit 모형 | | | | | | | |
|-------------------------|--------------------|-------------------|---------------------|---------------------|---------------------|-------------------|---------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| 은행외채비중 | 28.72** (12.81) | 31.82* (18.88) | 70.72*** (24.71) | 43.78** (17.32) | 71.12*** (21.98) | | | |
| 대외 통화불일치 | 23.73* (13.50) | 2.33 (21.94) | | | | | | |
| 대외 만기불일치 | -15.59 (10.67) | 12.03 (20.39) | | | | 24.31** (9.86) | 49.50*** (15.01) | 75.27*** (13.97) |
| 비핵심성부채 | | | 48.76** (20.49) | 48.03*** (16.92) | 13.92 (8.91) | | | 36.91*** (9.90) |
| credit to GDP | | | | -6.38 (6.10) | -13.43* (7.04) | | -36.94** (14.37) | -55.97*** (14.08) |
| 실질실효환율 | | 4.50 (5.13) | 7.14 (4.92) | 5.89 (3.95) | 9.33* (4.99) | 7.39*** (2.59) | 19.86 (14.13) | 34.24* (17.72) |
| 통화량 | | 11.48 (9.33) | 15.78 (14.54) | 4.79 (10.47) | 14.77 (14.60) | 14.76 (12.07) | -1.48 (15.52) | 11.81 (15.77) |
| 성장률 | | 0.81** (0.35) | 0.57 (0.62) | 0.28 (0.30) | 0.22 (0.49) | 0.77* (0.42) | 0.58 (0.72) | 0.35 (1.53) |
| McFadden R ² | 49.28 | 68.72 | 76.42 | 66.12 | 78.20 | 64.73 | 77.20 | 80.92 |
| Log-likelihood | -9.78 | -6.03 | -4.55 | 6.53 | -4.20 | -6.80 | -4.40 | -3.68 |

주 : 1) 각 모형은 모두 8분기 시차변수를 설명변수로 하여 추정

2) 각 수치는 $\Pr(\text{crisis}|X_{it-b}, Z_{it-l})_{it} = \Phi(\alpha_i + \beta_{1i}X_{it-l} + \beta_{2i}Z_{it-l})$ 에서 β 값은, ()내는 표준오차(robust standard errors)를 의미

3) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의함을 의미

다음으로, 비핵심성 부채 및 credit to GDP 비율과의 설명력 및 유의성, 적합도의 비교 검증을 위하여 세가지 지표 중 은행외채비중과 대외 만기불일치를 각각 두 비교지표와 함께 모형에 포함하여 분석하였다.¹⁴⁾

14) 상술하였듯이 지표들간 공선성으로 인하여 은행부문 평가지표들 모두 모형에 포함시킬 수 없었으며, 따라서 단일지표 모형에서 상대적으로 높은 유의성과 적합도를 보이는 은행외채비중과 대외 만기불일치만을 대상으로 분석을 수행하였다.

먼저 은행외채비중을 중심으로 한 모형(3, 4, 5번)을 살펴보면, 단일지표 모형에 비하여 모형의 적합도가 상승하였으며 계수의 유의성 또한 높게 나타났다. 게다가 비핵심성 부채 등 타 모형의 지표들에 비해서도 전반적으로 양호한 유의성을 유지하였다. 이는 대외 만기불일치를 중심으로 한 모형(6, 7, 8번)에서도 유사하였으며, 비교지표를 포함한 분석에서도 적합도 및 유의성에 있어서 은행부문 평가지표의 설명력을 확인할 수 있었다.

한편, credit to GDP 비율의 경우 선형적인 기대 및 기존문헌의 연구와는 달리 반대의 부호를 나타내었는데 이는 한국의 경우, 특히 글로벌 금융위기에 해당하는 시점에 있어서 위기여부 및 위기발생요인의 외부성, 국내경제 기초여건의 건전성 등으로 인하여 credit to GDP 비율 증가에 따른 신용팽창과 자산가격 버블로 인한 위기발생경로가 적용되기 어려운 측면이 있기 때문인 것으로 추론된다. 한국경제에 있어서 credit to GDP 비율이 유의미한 조기경보지표로서 역할을 수행할 수 있는지에 대해서는 앞으로 추가적인 연구가 필요할 것으로 판단된다.(Ree, Yoon & Park, 2012)

단일지표 모형과 복수지표 모형 분석결과를 토대로 할 때, 은행부문의 평가지표가 위기발생 일정기간 이전에 추세를 이탈한 급격한 증가세를 보이는 것을 확인할 수 있었다. 이 과정에서 축적된 불균형과 취약성이 대외충격 발생시 위기를 촉발·심화시킬 수 있는 것이다. 즉, 동 평가지표가 급격히 상승하는 경우 위기발생확률이 증가하며, 이는 동 평가지표가 조기경보지표의 역할을 수행할 수 있음을 의미한다.

제 3 절 패널 모형

본 절에서는 한국 은행부문에 대한 분석을 토대로 패널 프로빗 모형을 이용하여 신흥시장국에 대한 은행부문 평가지표의 위기발생확률 추정을 실시하였다. 대외의존도가 높고 국제통화를 보유하지 않은 경우, 다른 신흥시장국들 역시 은행부문을 통한 해외자본의 유출입이 한국과 유사한 특성을 나타낼 수 있다. 따라서 은행차입 자금 및 은행부문의 취약성과 위기발생확률간의 관계가 다른 신흥시장국들에게도 공통적으로 적용될 수 있는 현상인지를 검증하기 위하여 12개 주요 신흥국 자료를 이용해 전 절에서 수행하였던 방법론을 동일하게 적용한 패널 모형 분석을 실시하였다.

4.3.1 분석 대상 자료 및 모형의 설정

패널 모형 분석은 한국 모형과 동일하게 확률모형을 사용하되, 패널분석에 있어서 각국의 시계열 자료가 충분하지 않은 점을 고려하여 확률효과모형(random effect model)을 사용하였다.¹⁵⁾ 또한 수집제한 등으로 인하여 연간자료를 이용한다.

분석 대상 국가는 최근 20여 년간 외환부문 및 자본유출입과 관련하여 위기를 경험한 국가들 중 대외의존도 등이 높은 신흥시장국 12개를 선정하였다.¹⁶⁾ 설명변수는 세가지 지표 중 은행외채비중의 대리변수를, 통제·

15) 표본 수의 제약 및 자유도의 손실 등을 고려하여 본문에서는 확률효과모형을 이용하였으나 고정효과모형을 이용한 분석 또한 실시하였다. 모형의 전반적인 적합도는 증가하는 경우도 있었으나, 일부 변수의 계수 부호가 바뀌고 유의성이 감소하는 등 유의미한 분석결과를 얻지는 못하였다. 고정효과모형 분석 결과는 부록에 수록하였다.

16) 해당 국가는 러시아, 루마니아, 멕시코, 브라질, 아르헨티나, 아이슬란드, 인도네시아, 태국, 폴란드, 필리핀, 한국, 헝가리 등 12개국이며, 은행부문 자료수집의 용이성 및 대외의존도, 환율제도 등을 종합적으로 고려하여 선정하였다.

비교변수는 한국 모형과 동일한 지표를 연간으로 수집·전환하여 이용하되, 비핵심성 부채의 경우 자료수집의 제약으로 인하여 모형에서 제외하였다. 은행외채비중의 대리변수는 총외채 및 은행외채 통계자료의 입수 제약을 감안하여 BIS의 은행통계(locational banking statistics)에서 개별 국가들에 대한 보고대상 은행들의 연간 대출통계¹⁷⁾를 이용하였으며, 대외부채 중 은행부문에 대한 대출의 비율을 상대국(counterparty country)의 총외채 대비 은행외채비중의 대리변수로 활용하였다.¹⁸⁾

한편, 위기의 정의는 환율의 급격한 상승과 외화자금의 급격한 유출이 동시에 발생하는 시점으로서 기본적으로 한국 모형과 동일하다. 다만, 각국 환율제도의 상이성 및 비교가능성을 감안하여 통화위기는 EMPI방식 대신 Frankel & Rose(1996)¹⁹⁾의 방법론을 이용하여 식별하였다.

4.3.2 분석결과

패널 확률모형의 추정결과, 주요 신흥국의 경우도 우리나라의 경우와 마찬가지로 은행부문의 외채는 위기와 밀접한 관계를 보이는 것으로 나타났다. 분석대상 신흥시장국들의 경우에도 위기발생 2년 전²⁰⁾ 은행외채 비중의 증감이 통계적 유의성을 보였으며, 이는 실질실효환율, 통화량,

17) <http://www.bis.org/statistics/bankstats.htm>, Locational Banking Statistics, Oct. 2012, 7.External loans and deposits of reporting banks vis-a-vis individual countries

18) BIS통계의 보고대상은행이 속한 국가들(43개국)은 대부분 선진국 혹은 은행부문이 상대적으로 발달한 신흥시장국이므로 동 은행들의 상대국 은행부문에 대한 청구권(claims)이 상대국의 은행차입이라고 가정하고 대리변수를 구하였다. 즉, 12개국의 은행부문에 대한 청구권을 대외부채로 나눈 비중을 각국의 은행외채비중 대리변수로 설정하였다.

19) Frankel & Rose(1996)는 명목환율이 최소 25% 상승(절하)하고 상승률도 최소 10%p 이상 증가하는 시점으로 통화위기를 정의하였다.

20) 위기발생으로부터 2년 및 3년 전 계수 값이 각각 유의수준 5% 및 10%에서 통계적으로 유의한 가운데 계수 값은 2년 전이 더 큰 것으로 나타났다.

성장률 등의 변수를 추가한 경우에도 동일하였다.

또한 한국 모형에서와 마찬가지로 은행부문의 대표적 위기에고지표인 credit to GDP 비율을 모형에 포함하여 비교한 결과, 두 지표 모두 여전히 통계적 유의성을 보였으며 모형의 적합도 또한 소폭 상승하였다. 상기 분석결과를 토대로 할 때, 대외의존도가 높은 신흥시장국의 경우 은행차입을 통한 자본유출입이 불일치 및 경기순응성, 상호연계성 등 은행부문의 취약성을 축적시키고 이로 인해 위기발생확률이 증가함을 알 수 있다. 결론적으로, 신흥시장국의 경우에도 은행부문 외채비중이 조기경보 지표로서의 유용성을 가질 수 있는 것으로 판단된다. 패널 확률모형의 추정결과는 아래 [표 4-3]과 같다.

[표 4-3] 패널 확률모형 추정결과

| | panel probit 모형 | | | | | |
|-----------------------|------------------|-------------------|------------------|-------------------|------------------|-------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 은행외채비중 | 5.23** (2.14) | 5.26** (2.29) | | | 4.85** (2.14) | 4.90** (2.29) |
| credit to GDP | | | 0.59** (0.24) | 0.64** (0.27) | 0.57** (0.26) | 0.62** (0.29) |
| 실질실효환율 | | 1.14*** (0.42) | | 1.23*** (0.43) | | 1.23*** (0.44) |
| 통화량 | | 2.79 (2.55) | | 0.27 (3.11) | | 0.40 (3.25) |
| 성장률 | | 1.26 (4.04) | | 3.10 (3.94) | | 0.79 (4.09) |
| Pseudo R ² | 21.91 | 27.28 | 21.87 | 27.53 | 25.54 | 30.80 |
| Log-likelihood | -56.64 | -52.74 | -56.67 | -52.56 | -54.01 | -50.19 |

주 : 1) 확률효과모형(random effect model)을 이용

2) 각 변수는 모두 2년 시차변수(lagged)임

3) 각 수치는 $\Pr(\text{crisis}|X_{it-p}, Z_{it-p})_{it} = \Phi(\alpha_i + \beta_{1i}X_{it-p} + \beta_{2i}Z_{it-p})$ 에서 β 값음, ()내는 표준오차(robust standard errors)를 의미

4) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의함을 의미

제 5 장 결 론

금융세계화가 진행되고 자본자유화가 심화되면서 해외자본 유출입의 규모 및 변동성이 과거에 비해 비약적으로 증가하였다. 최근의 글로벌 금융위기와 유럽 재정위기, 글로벌 경기침체 등에서 알 수 있듯이 금융 부문과 자본유출입에 기인한 위기는 그 근원지뿐만 아니라 주변국가들에게도 큰 피해를 주고 있다.

본고에서는 자본유형 중 은행부문을 통한 자본유출입에 초점을 맞추어 은행부문의 특수성과 취약성 및 위기와 상관계 등에 대해서 살펴보았다. 국제통화를 보유하지 못한 신흥시장국의 원죄와 높은 대외의존도, 국내자본의 부족 등으로 인하여 은행차입 경로를 통한 자본유출입이 대 규모로 빈번하게 발생하고 있으며, 이 과정에서 외은지점 중심의 한국 은행부문은 내생적인 불균형을 축적하게 되었다. 국내에 유입된 은행차입자금으로 인하여 조달·운용 행태 및 대외 통화, 만기 등의 불일치가 발생하며, 이는 경기순응성, 상호연계성 등의 특성을 갖는다. 이러한 상태에서 대외경쟁력의 약화, 해외투자자의 자금회수 등 외생적 충격이 가해지는 경우 대외부문에서부터 시작된 위기는 국내금융 및 실물부문에까지 전파될 수 있다. 확률모형을 이용한 한국 및 패널 모형 분석은 은행부문의 평가지표들이 위기발생 일정기간 이전에 추세로부터 이탈하여 급격하게 증가함을 확인해주었다. 이는 은행부문의 평가지표가 조기경보지표로서 유용할 수 있음을 의미한다.

그러나 본고의 평가지표들과 위기발생간의 관계를 직접적 인과관계로 판단하기에는 다소 무리가 있다. 경제위기를 야기하는 요인은 여러 가지가 존재하며 복합적인 상호작용에 의해 위기가 발생하기 때문이다. 또한

실증분석에 있어서도 은행부문 이외의 요인들에 대한 검증 또한 이루어지지 않았다. 따라서 은행외채비중 및 불일치가 증가한다고 하여서 반드시 위기가 발생한다고는 단언할 수는 없다.

다만, 최근의 글로벌 금융위기 및 유럽재정위기 등에서 확인할 수 있듯이 은행을 비롯한 금융부문은 위기의 발원지 및 급속한 전파기제로서 갈수록 그 중요성을 더해가고 있다. 따라서 은행부문의 평가지표를 통한 위기의 직접적인 예측보다는, 은행부문에 축적된 불균형과 리스크를 사전에 감지하고 예방하기 위한 모니터링 수단으로서의 역할에 주목해야 할 것이다. 본문에서 설명한 바와 같이 은행부문의 취약성이 심화되었을 때 대외경쟁력의 약화 또는 해외경제의 위기에 따른 자금회수 등 외생적 충격이 더해지는 경우, 위기는 급격하게 파급되며 심화될 수 있다. 즉, 은행부문의 평가지표는 향후 위기의 발생가능성과 파급효과를 줄이기 위한 사전 모니터링 및 건전성을 제고하는 정책대응을 가능케 하는 조기경보지표로서 그 의미를 찾을 수 있다.

금융안정성의 제고 및 위기방지를 위해서는 은행부문의 평가지표에 대한 모니터링을 강화하고 정책수단을 통해 이를 적정수준으로 유도하는 것이 필요하다. 예컨대, 현재 한국을 비롯한 많은 신흥시장국이 추진·시행 중인 거시건전성 정책(macprudential policy)과 자본이동관리(CFM: Capital Flows management) 등이 그 일환이라고 할 수 있겠다. 따라서 현재 논의 중인 사안을 포함하여 거시경제 및 금융시스템 전체의 거시건전성 제고를 위해 은행부문의 자본유출입에 대한 지속적인 모니터링 시행 및 규제수단의 보완이 추진되어야 할 것이다.

제 6 장 부 록

6.1 통제변수 및 비교변수의 정의

[표 6-1] 통제·비교변수의 정의 및 변환

| 지 표 | 정 의 | 변 환 |
|---------------|---|---------------------------------|
| 비핵심성 부채 | $\frac{\text{예수금을 제외한 은행의 부채}}{\text{M2}}$ | 전년동기대비 증감 |
| credit to GDP | $\frac{\text{민간에 대한 은행여신(banks' claims on private)}}{\text{GDP}}$ | " |
| 실질실효환율 | IMF IFS의 실질실효환율(100, 2005년 기준) | $\frac{\text{실질실효환율}}{100} - 1$ |
| 통화량 | $\frac{\text{M2}}{\text{GDP}}$ | 전년동기대비 증감 |
| 성장률 | 분기별 실질GDP의 전년동기대비 변화율 | |

6.2 외환시장압력지수(EMPI: Exchange Market Pressure Index)

외환시장압력지수(EMPI)는 외환당국의 외환시장 개입이나 또는 통화정책당국의 금리변화 효과를 제외하고 남은 순수한 환율의 상승·하락 압력을 반영토록 하는 지표이다. 완전자유변동환율제의 경우, 외환수급의 불균형은 시장에서의 가격변화에 따라 모두 해소될 수 있다. 그러나 대부분의 국가에서는 외환수급 불균형에 의한 급격한 환율변동을 방지하고자 금리조정 및 외환시장개입 등을 실시한다. 따라서 순수하게 외환수급에 의한 환율변동효과를 측정하기 위해서는 실현된 환율의 변동뿐만 아

니라 금리의 변화 및 외환보유액의 변화를 함께 고려해야한다.

위와 같은 점을 고려하여 본고에서는 Eichengreen et al.(1995) 등의 방법론을 원용하여 EMPI를 다음과 같은 산식에 의해 도출하였다.

$$EMPI_t = \frac{1}{\sigma_{\Delta e_t}} \Delta e_t - \frac{1}{\sigma_{\Delta r_t}} \Delta r_t$$

(단, e , r 은 각각 환율 및 외환보유액을, Δe_t , Δr_t 는 각 변수의 변화율을, $\sigma_{\Delta e_t}$, $\sigma_{\Delta r_t}$ 은 각 변수의 변화율의 표준편차를 의미)

일반적으로 내외금리차 혹은 스왑레이트를 EMPI산출에 포함하기도 하나 한국의 경우, 과거 내외금리차와 환율간의 관계가 명확하게 나타나지 않았던 점을 감안하여 환율변동 및 외환보유액변화 두가지 변수만을 이용하여 EMPI를 계산하였다.(박찬호 & 김아름, 2008)

한편, 각 변동률 표준편차의 역수를 가중치로 곱해주는 이유는 변동성이 큰 변수의 영향력을 상쇄시키기 위함이다. 본문에서의 한국 통화위기는 이렇게 산출한 EMPI가 분석대상기간 동안의 평균에서 표준편차의 1.5배를 초과하는 경우에 급격한 환율상승이 있는 것으로 인정하여 위기로 식별하였다.

6.3 각 시차별 단일지표 모형 추정결과

[표 6-2] 각 시차별 단일지표 모형 추정결과

| 시차 (분기) | probit 모형 | | | |
|--------------------|-----------|------------------|-------------------------|----------------|
| | β | SE ²⁾ | McFadden R ² | Log-likelihood |
| 은행의채비증 증감 | | | | |
| 2 | -5.17 | 3.20 | 4.14 | -19.09 |
| 4 | -0.51 | 2.66 | 0.03 | -19.71 |
| 6 | 4.72 | 3.29 | 2.42 | -19.03 |
| 8 | 30.84*** | 8.31 | 38.22 | -11.92 |
| 대의 통화불일치 증감 | | | | |
| 2 | -0.48 | 1.38 | 0.22 | -19.87 |
| 4 | 5.20*** | 1.98 | 14.78 | -16.80 |
| 6 | 9.66*** | 3.05 | 30.98 | -13.46 |
| 8 | 11.80*** | 3.55 | 37.34 | -12.09 |
| 대의 만기불일치 증감 | | | | |
| 2 | -1.13 | 1.05 | 1.71 | -19.57 |
| 4 | 2.77** | 1.37 | 5.30 | -18.67 |
| 6 | 5.47*** | 1.96 | 13.50 | -16.87 |
| 8 | 9.12*** | 3.01 | 26.77 | -14.13 |

주 : 1) *, **, ***는 각각 부호가 양수이면서 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의함을 의미
2) Robust standard errors

6.4 복수 시차 분석 결과

본문에서와 달리, 두 개 이상의 시차가 함께 포함된 경우 시차 변수간 상호관계 및 설명력의 제고 등을 기대해볼 수 있다. 따라서 각 변수별로 복수 시차 변수를 포함한 모형 분석을 실시하였다. 분석 결과, 일부 시차 변수의 계수 부호가 바뀌고 계수의 유의성이 감소하였으며, 공선성으로 인하여 분석 자체가 불가능한 경우가 발생하는 등 유의미한 결과를 얻지 못하였다. 따라서 본문에서는 본 분석내용을 제외하였으며, 부록에만 간략히 결과를 제시하였다.

[표 6-3] 복수 시차 분석 결과

| 시차 (분기) | probit 모형 | | |
|--------------------|---------------------|--------------------|-------------------|
| | (1) | (2) | (3) |
| 은행의채비증 증감 | | | |
| 8 | 41.89*** (10.01) | — | — |
| 6 | -11.47** (5.12) | — | — |
| 10 | — | — | — |
| 대의 통화불일치 증감 | | | |
| 8 | 9.36** (3.86) | 26.13*** (8.41) | 22.22** (9.58) |
| 6 | 5.71* (3.43) | — | 3.25 (3.52) |
| 10 | — | 1.31 (3.58) | 2.79 (4.11) |
| 대의 만기불일치 증감 | | | |
| 8 | 8.02** (3.25) | 14.37*** (5.12) | 12.54** (5.10) |
| 6 | 2.09 (1.92) | — | 2.45 (2.51) |
| 10 | — | 4.28 (3.62) | 5.12 (3.54) |

주 : 1) 각 수치는 계수, ()내는 표준오차(robust standard errors)를 의미
2) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의함을 의미
3) —는 패키지 프로그램 상에서 공선성 등으로 분석이 불가능한 경우

6.5 단기외채비중을 포함한 모형 추정결과

위기에 대한 예고지표 혹은 설명변수로서 단기외채 및 유동외채의 중요성이 강조되어온 바, 본고에서는 총외채 대비 은행부문 단기외채를 설명변수로 포함시킨 모형을 추정하였다. 그러나 본문의 평가지표와 비교하여 유의미한 차이점을 발견하지 못하여 부록으로 그 결과만을 정리해 둔다.

[표 6-4] 각 시차별 단기외채비중 추정결과

| 시차 (분기) | probit 모형 | | | |
|--------------------------------|-----------|------------------|-------------------------|----------------|
| | β | SE ²⁾ | McFadden R ² | Log-likelihood |
| 단기외채비중(level value) | | | | |
| 2 | 4.76*** | 1.34 | 24.88 | -15.10 |
| 4 | 6.43*** | 1.66 | 36.95 | -12.68 |
| 6 | 4.65*** | 1.45 | 22.61 | -15.41 |
| 8 | 2.83*** | 1.05 | 8.97 | -17.94 |
| 단기외채비중 증가율(growth rate) | | | | |
| 2 | 0.12 | 0.66 | 0.04 | -19.90 |
| 4 | 1.89** | 0.78 | 9.96 | -17.75 |
| 6 | 2.72*** | 0.95 | 18.95 | -15.81 |
| 8 | 4.94*** | 1.16 | 42.53 | -11.09 |

주 : 1) *, **, ***는 각각 부호가 양수이면서 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의함을 의미
2) Robust standard errors

[표 6-4]에서 알 수 있듯이 단기외채비중은 4분기, 증가율은 8분기에 가장 높은 유의성과 적합도를 보였다. 각 변수의 최적시차를 기반으로 본문의 평가지표 및 통제변수 등을 함께 추정한 결과, 단기외채비중

이 다른 변수에 비하여 추가적인 설명력을 갖는 것으로는 판단되지 않는다. 다만, 수준값(level value)의 경우 위기에고에 있어서 일정부분 유의미한 설명력을 갖는다는 것을 본 분석을 통해 확인할 수 있었다.

따라서 자료수집에 있어 여타 국가들을 포함한 패널 분석에서는 은행부문 단기외채 자료 입수에 더 많은 제약이 존재하므로 본문의 분석에서는 단기외채비중을 제외하였다. 한편, 다른 변수와 함께 분석한 결과는 아래 [표 6-5]에 제시되어 있다.

[표 6-5] 단기외채비중 추가 모형 추정결과

| | probit 모형 | | | | | |
|-------------------------|-----------------|-------------------|-------------------|-------------------|--------------------|------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 단기외채비중 | 4.03* (2.36) | | 5.37 (4.11) | 8.42*** (3.14) | 5.41 (4.66) | |
| 단기외채비중 증가율 | | 5.55*** (1.52) | 5.47*** (1.63) | -4.93 (4.38) | | 0.19 (4.68) |
| 은행외채비중 | | | | 42.79* (24.16) | | |
| 대외 통화불일치 | | | | 15.65 (17.73) | | |
| 대외 만기불일치 | | | | 2.67 (18.17) | 20.04*** (6.27) | 20.22 (15.32) |
| 실질실효환율 | 3.33* (2.02) | 1.84* (1.79) | -1.89 (3.52) | | 2.94 (4.75) | 6.85 (5.49) |
| 통화량 | 1.95 (0.09) | 12.28 (10.45) | 4.44 (7.90) | | 4.91 (7.45) | 11.90 (11.29) |
| 성장률 | -0.08 (0.10) | 0.46* (0.28) | 0.40 (0.32) | | 0.44 (0.30) | 0.55* (0.33) |
| McFadden R ² | 40.41 | 59.79 | 61.92 | 67.43 | 64.29 | 62.41 |
| Log-likelihood | -11.75 | -7.76 | -7.35 | -6.28 | -6.89 | -7.25 |

주 : 1) 각 모형은 모두 8분기 시차변수를 설명변수로 하여 추정
2) 각 수치는 $\Pr(\text{crisis}|X_{it-l}, Z_{it-l})_{it} = \Phi(\alpha_i + \beta_{1i}X_{it-l} + \beta_{2i}Z_{it-l})$ 에서 β 값, ()내는 표준오차(robust standard errors)를 의미
3) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의함을 의미

본문에서 세가지 평가지표의 관계와 마찬가지로 단기외채비중 또한 다른 평가지표와 함께 모형에 추가한 경우, 공선성의 문제로 인하여 유의

성이 상실되고 부호가 반대가 되는 경우가 발생하였다. 따라서 단기외채 비중이 다른 평가지표의 특성을 일정부분 포함하고 있는 지표이기 때문 이라고 추측된다. 또한 만기구조와 관련하여 추세로부터의 이탈치를 나타내는 대외 만기불일치와 단기외채비중의 수준 및 증가율을 함께 분석한 경우에도 유의성과 부호의 측면에서 유의미한 결과를 얻지 못했다. 단, 통제변수와 함께 단독으로 분석한 경우에는 일정부분 유의성을 나타냈다.

6.6 고정효과모형 패널 분석 결과

[표 6-6] 고정효과모형 추정결과

| | panel logit 모형 | | | | | |
|-----------------------|------------------|-------------------|------------------|-------------------|------------------|-------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 은행외채비중 | 8.49** (3.87) | 9.58** (4.63) | | | 9.16** (4.07) | 10.08** (4.71) |
| credit to GDP | | | 2.22** (0.98) | 1.00 (0.91) | 2.36** (1.06) | 1.14 (0.95) |
| 실질실효환율 | | 8.71*** (2.31) | | 7.27*** (2.12) | | 7.88*** (2.32) |
| 통화량 | | 3.01 (5.55) | | 0.24 (6.26) | | -0.72 (6.98) |
| 성장률 | | -1.50 (11.78) | | 2.87 (10.63) | | -4.13 (11.86) |
| Pseudo R ² | 43.12 | 59.60 | 45.17 | 57.54 | 48.57 | 60.74 |
| Log-likelihood | -41.25 | -29.30 | -39.77 | -30.79 | -37.30 | -28.48 |

- 주 : 1) 각 변수는 모두 2년 시차변수(lagged)임
 2) 각 수치는 $\Pr(\text{crisis}|X_{it-t}, Z_{it-t})_{it} = \Phi(\alpha_i + \beta_{1t}X_{it-t} + \beta_{2t}Z_{it-t})$ 에서 β 값을, ()내는 표준오차(robust standard errors)를 의미
 3) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의함을 의미

제 7 장 참고문헌

김인준 (2008), “經濟成長 패러다임의 變化 - 金融中心”, 서울대학교 경제 연구소 편, 『경제논집』, 47권, 2호, pp.177-205.

박찬호, 김아름 (2008), “내외금리차와 환율간 관계분석”, 한국은행 편, 『조사통계월보』, 2008년 2월호, pp.50-80.

윤경수, 김지현 (2012), “BOK경제리뷰: 글로벌 유동성이 신흥국으로의 자본이동에 미치는 영향과 시사점”, 한국은행 편, 『BOK Discussion Paper Series』, NO.2012-7.

Ahrend, Rudiger and Antonie Goujard (2012), “International Capital Mobility and Financial Fragility - Part 1. Drivers of Systemic Banking Crises: The Role of Bank-Balance Sheet Contagion and Financial Account Structure”, *OECD Economics Department Working Papers*, No.902, OECD Publishing.

Basel Committee on Banking Supervision (2011), “The Transmission Channels between The Financial and Real Sectors: A Critical Survey of The Literature”, *BIS Working paper*, No.18.

Berg, Andrew and Catherine Pattillo (1998) “Are Currency Crises Predictable? A Test”, *IMF Working Paper NO.154*, November 1998, pp.1-61.

Borio, Claudio and Philip Lowe (2002), "Assessing the risk of banking crises", *BIS Quarterly Review*, December 2002, pp.43-54.

Dell'Ariccia, Giovanni, Deniz Igan, Luc Laeven and Hui Tong (2012), "Policies for Macroeconomic Stability: How to Deal with Credit Booms", *IMF Staff Discussion Note*, **SDN/12/06**, pp.1-45.

Edge, Rochelle M. and Ralf R. Meisenzahl (2011), "The Unreliability of Credit-to-GDP Ratio Gaps in Real Time: Implications for Countercyclical Capital Buffers", *International Journal of Central Banking*, **Vol.7**, pp.261-287.

Eichengreen, Barry, Andrew K. Rose and Charles Wyplosz (1995), "Exchange Market Mayhem: The Antecedents and Aftermath of Speculative Attacks", *Economic Policy*, **Vol.10, No.21**, pp.249-312.

Frankel, Jeffrey A. and Andrew K. Rose (1996), "Currency Crashes in Emerging Markets: An Empirical Treatment", *Journal of International Economics*, **Vol.41, Issues 3-4**, pp.351-366.

Forbes, Kristin J. and Francis E. Warnock (2011), "Capital Flow Waves: Surges, Stops, Flight And Retrenchment", *NBER Working Paper Series*, **No.17351**.

Hahm, Joon-Ho, Hyun Song Shin and Kwanho Shin (2011), "Non-Core Bank Liabilities and Financial Vulnerability", *Preliminary draft of paper for the Federal Reserve Board and JMCB conference on "Regulation of Systemic Risk"*.

International Monetary Fund (2011), "Toward Operationalizing Macroprudential Policies: When to Act?", *Global Financial Stability Report*, **Ch.3**.

Kaminsky, Graciela L., Saul Lizondo and Carmen M. Reinhart (1997) "Leading Indicators of Currency Crises", *IMF Staff Papers*, **No.45**, pp.1-48.

Kaminsky, Graciela L. and Carmen M. Reinhart (1999) "The Twin Crises: The Causes of Banking and Balance-of-Payment Problems", *American Economic Review*, **Vol.89, No.3**, pp.473-500.

Ree, Jack Joo K., Kyoungsoo Yoon and Hail Park (2012), "FX Funding Risks and Exchange Rate Volatility - Korea's Case", *IMF Working Paper*, **WP/12/268**.

Abstract

Study on the Availability of Banking Sector's Capital Flows as an Early Warning Indicator

- Test on the Crisis-causing Probability of Banking
Sector Indicators -

AN, Sion
The Graduate School of Economics
Seoul National University

This paper analyzes the availability of banking sector's capital flows as an Early Warning Indicator(EWI). Based on setting well-specified indicators after considering characters and vulnerabilities of banking sector, it has been found that those indicators explain past crises well for both Korea and Emerging Market Economies' cases.

Estimated results confirmed that banking sector's capital flows explained the past crises significantly. The faster bank-debt ratio, external currency mismatch and external maturity mismatch increase, the more crisis-causing probability grows due to structural characters of banking sector and of capital flows. This means not the direct causality between those indicators and the crisis, but the availability of them which can detect imbalances and vulnerabilities of banking sector in advance, as a monitoring instrument. Therefore, it is expected that monitoring banking sector's indicators can both handle the side-effect and prevent the crisis caused by capital flows.

.....
Keywords : capital flows, bank-debt, mismatch,
foreign bank liabilities, EWI, crisis

Student Number : 2009 - 22867