시스템적 금융위기의 결정요인에 대한 실증분석 - 신용붐, 국가채무, 주택시장 버블을 중심으로*

박 진 백** · 이 영***

논문초록 본 논문은 광범위한 패널 데이터를 구축하여 신용붐, 주택시장 버블, 국가채무, 경상수지, 산출갭, 환율 등 여러 시스템적 금융위기의 결정요인을 하나의 회귀식에서 종합적으로 실증분석하였다. 시스템적 금융위기는 금융부문에서 발생한 위험이 실물경제까지 전이되는 위기로 정의되는데, 본 연구에서는 Laeven and Valencia(2012)가 제공하는 시스템적 금융위기 데이터와 IMF IFS의 민간부문의 신용대출 데이터를 이용하여 1973-2010년까지 45개국에 대한 패널 데이터를 구축하였다. 회귀식 표본 설정에 있어 금융자유화 이전과 이후 신용붐 발생의 원인과 그 효과가 차별적일 수 있음을 감안하여 금융자유화 전후로 두 가지 표본을 사용하였다. 회귀분석 결과, 금융자유화 이후 기간에 있어 개발도상국뿐 아니라 선진국에서도 뚜렷한 신용대출증가가 금융위기 이전에 관찰되었다. 선진국과 개발도상국간에 차이점도 관찰되었는데, 주택가격지수의 경우 선진국에서는 위기에 선행하여 먼저 하락하는 모습을 보였고 개발도상국에서는 위기시점까지 버블이 유지되다가 위기 이후에 하락하였다. 그 외 특징적으로 선진국은 국가채무, 산출갭과 같은 대내적인 요인에 의해 영향을 받는 반면, 개발도상국은 경상수지, 환율과 같은 대외적인 요인에 영향을 받는 것으로 분석되었다.

핵심 주제어: 금융위기, 신용붐, 주택가격버블, 국가채무, 금융자유화
경제학문헌목록 주제분류: E5, G2, E3, H6

투고 일자: 2013. 3. 9. 심사 및 수정 일자: 2013. 7. 8. 게재 확정 일자: 2013. 10. 22.

* 본 논문은 박진백의 박사학위 논문 중 첫 번째 에세이를 수정, 보완한 것입니다. 본 논문이 크게 개선되도록 조언을 해주신 경제학연구의 익명의 심사자 두 분께 감사드립니다. 또한, 2012년 한국재정학회 추계학술대회에서의 논문 발표에서 통찰력 깊은 의견을 주신 세미나 참석자분들께도 감사드립니다.

** 제1저자, 한양대학교 경제금융대학 박사과정, e-mail: makinoid@gmail.com
*** 교신저자, 한양대학교 경제금융대학 교수, e-mail: younglee@hanyang.ac.kr

www.kci.go.kr

Ⅰ. 서 론

시스템적 금융위기(Systemic Banking Crises)는 금융부문에서 발생한 위험이 경제 전반으로 파급되는 경제위기로 정의되는데, 본 논문에서는 시스템적 금융위기의 결정요인들을 하나의 회귀식에서 엄밀히 실증 분석하고 있다. 본 연구에서는 신용붐(Credit Boom), 주택시장 버블, 국가채무, 경상수지, 산출갭, 환율 등이 금융위기 발생에 영향을 미칠 수 있음에 주목하였다. 본 연구에서는 Laeven and Valencia(2012)의 시스템적 금융위기 데이터와 IMF IFS의 민간부문의 신용대출데이터를 이용하여 1973년~2010년까지 45개국에 대한 패널데이터를 구축하였고, 조건부 고정효과 로짓모형을 이용하여 금융위기의 결정요인에 대해서 실증 분석하였다. 실증 분석 결과 금융자유화 이후 선진국과 개발도상국에서 모두 신용붐이 통계적으로 유의하게 금융위기 확률을 높이는 것으로 분석되었다. 주택가격지수의 경우, 선진국은 위기에 선행하여 먼저 하락하는 모습을 보였고, 개발도상국은 위기시점까지 버블이 유지되다가 위기 이후에 하락하는 것이 관찰되었다. 국가채무는 선진국에서만 금융위기와 양(+)의 상관관계를 가지는 것으로 나타났으며, 경상수지는 개발도상국에서만 금융위기와 음(-)의 관계를 가지는 것으로 나타났다. 이러한 선진국과 개발도상국 간의 차이는 복지 재정과 국가채무 수준에 있어서의 차이, 주택구입 재원마련 방식 등에 기인하는 것으로 추측되는데, 향후 이에 대한 연구가 이루어질 수 있기를 기대한다.[1)]

본 연구의 공헌은 크게 네 가지이다. 첫째로, 대규모 패널데이터를 구축하여 신용붐, 주택시장 버블, 국가채무, 경상수지, 산출갭, 환율 등 여러 금융위기의 발생 원인들을 하나의 회귀식에서 종합적으로 분석했다는 것이다. 둘째로, 금융위기의 발생 원인이 개발도상국과 선진국 별로 다를 수 있음을 실증 분석을 통해 살펴보았

1) 주택구입 재원으로 선진국에서는 개인저축보다는 대출이 더 많이 사용되는데 반하여 개발도상국에서는 가계 대출시장의 미발달로 개인저축이 보다 널리 사용된다. 이러한 주택구입 재원 마련의 차이는 금융위기시 주택가격 하락시점에 영향을 줄 수 있다. 주택담보대출이 대규모로 존재하는 경우 금융시장의 불안이 이러한 주택담보대출과 연계되어 있을 수 있고, 금융시장 불안이 주택담보대출을 축소시켜 주택가격을 하락시킬 수도 있다.
경제사회 발전에 따라 복지와 정부 재정이 확대되는 경향이 있다. 선진국에서 복지재정이 정부 재정의 절반 이상을 차지하며, 종종 재정건전성 악화의 주요 원인이 되고 있다. 이러한 맥락에서 본 논문에서 실증분석에서 관찰되는 선진국에서의 국가채무와 금융위기 발생 가능성 간의 양의 상관관계는 복지재정과 연계되어 있을 것으로 추정된다.

다는 것이다. 분석 결과 금융위기의 결정요인이 개발도상국은 경상수지와 실질환율 등 대외 변수에 강하게 의존하고 있음에 반하여 선진국은 국채수준과 산출갭 등 대내 변수에 강하게 의존하고 있음을 발견하였다. 셋째로, 본 연구는 신용붐의 금융위기 발생에 대한 영향을 실증 분석함에 있어 신용붐을 유도할 수 있는 경제환경인 금융자유화까지 논의를 확장하여 표본 설정에 활용하였다. 민간부문의 신용대출의 증가가 과도하게 증가하는 것으로 정의된 신용붐은 금융자유화 이후 보다 빈번히 발생하고 있다. 이는 금융자유화 이후 보다 자유로워진 자본 유출입과 금융기관의 도덕적 해이로 인해 신용붐 발생 가능성이 높아지고 신용붐의 성격 자체도 변화하였기 때문이다. 금융자유화 자체가 금융위기의 직접 원인이 아니라 건전성 규제가 미비한 상태에서 이루어진 금융자유화가 신용붐을 야기하고 이러한 신용붐이 금융위기의 원인이 될 수 있음에 착안하여, 표본을 금융자유화 이전과 이후로 나누어 실증 분석을 하였다. 분석 결과, 금융자유화 이후의 표본에서 신용붐이 금융위기의 결정요인으로 강하게 작동하는 것이 관찰되었다. 넷째로, 본 논문은 Gourinchas and Obstfeld(2012)에서 포함되지 않은 부동산시장에서의 버블을 금융위기의 결정요인으로 추가하였고, 전체적으로 상기 논문의 추정 결과보다 강하고 안정적인 추정 결과가 나타났다.

본 논문은 다음과 같이 구성이 되었다. 제Ⅱ장에서는 신용붐과 주택시장 버블을 중심으로 금융위기의 발생원인에 대해서 기존문헌을 정리한다. 제Ⅲ장에서는 사용된 데이터를 정리하고 기초 분석 결과를 보고하고 있다. 제Ⅳ장에서는 회귀식을 설정하고 기초통계치와 회귀분석 결과를 보고하고 있다. 제Ⅴ장에서는 본 연구의 요약, 정책적 함의 및 한계점을 제시한다.

Ⅱ. 기존문헌 연구

기존문헌 고찰은 먼저 신용붐에 대한 문헌을 먼저 살펴본 후, 시스템적 금융위기에 대한 정의와 신용붐과의 관계에 대한 문헌을 살펴보도록 한다. 다음으로 본 연구에서 신용붐의 발생 경로로 고려하고 있는 금융자유화에 대한 문헌을 정리한다. 그리고 금융위기 발생에 주요한 원인으로 지목되고 있는 주택버블, 국가채무, 경상수지, 산출갭, 환율에 대한 기존 연구들을 정리한다.

www.kci.go.kr

1. 신용붐 관련 문헌

신용붐은 신용대출의 증가로 민간부문에 과도한 유동성이 공급되는 현상으로 정의할 수 있다. 신용대출 증가는 금융이 발달함에 따라 그 규모가 확대되는 경향이 있으며, 기업 투자 활성화의 경로를 통한 경제성장 등을 고려해볼 때 긍정적인 측면이 있다. 그러나 대출제약의 완화와 과도한 레버리지 발생은 자산버블 발생과 채무불이행 확률을 높임으로써 경제에 부정적인 영향을 동반할 수 있다(Dell'Ariccia et al., 2013). 신용붐을 산술적으로 정의하고, 실제 식별해내는 것은 매우 어려운 일이지만(Crowe et al., 2011), 몇몇 연구에서 산술적으로 측정할 수 있는 정의를 제시하고 있다. Gourinchas and Obstfeld(2012)는 GDP 대비 신용대출이 장기추세에서 이탈한 방향이 양(+)의 값인 경우를 신용붐으로 정의하고 있는데, 이 연구에서는 신용붐의 일정한 임계점을 제시하지 않고 있다. Dell'Ariccia et al. (2013)은 전세계 170개국을 대상으로 한 연구를 통하여 신용붐의 산술적인 임계점을 다음과 같이 제시하고 있다. 첫째, 신용대출의 장기추세에서 이탈한 편차가 양(+)의 방향으로 표준편차의 1.5배를 넘으면서 신용대출의 증가가 연 10%를 초과하거나, 둘째, 신용대출의 증가가 연 20%를 초과하는 경우를 신용붐이라고 정의하고 있다.[2)]

2. 시스템적 금융위기 관련 문헌

시스템적 금융위기는 금융위기가 실물경제에까지 전이되는 위기의 형태로 정의되는데(Acharya and Richardson, 2009; Laeven and Valencia, 2008), Laeven and Valencia(2012)는 금융위기가 "시스템적"이라고 정의하는 기준으로 첫째, 뱅크런이나 은행파산과 같은 금융시스템이 붕괴되는 상황이 발생하고, 둘째, 위기가 실물경제에 대한 파급력이 상당하여 정부가 이와 같은 상황을 조정하기 위해 개입하여 정책을 펼치는 경우라고 제시하였다.[3)] 대표적인 시스템적 금융위기로 2007년 미국에

2) Dell'Ariccia et al. (2013)은 이 기준에 따라 1960년부터 2010년까지 170개국을 대상으로 한 분석에서 175개의 신용붐을 식별해냈다.

3) 정부의 개입은 6가지 기준으로 제시되어있는데, 1. 광범위한 유동성공급, 2. 은행 구조조정 비용발생, 3. 은행 국유화, 4. 예금보호 등과 같은 정부의 보증제도 실시, 5. 금융기관의 자산구매, 6. 예금동결이나 공휴일지정을 통한 예금인출 억제이다. Laeven and Valencia (2012)는 이 기준 중에서 3가지 이상이 발생한 금융위기의 경우를 시스템적 금융위기로 정의

서 발생하여 전세계로 확산되었던 글로벌 금융위기를 들 수 있다. 글로벌 금융위기 이전까지는 유동성 증가는 기업의 투자환경을 개선하여 경제성장에 유익하다는 논의가 지배적이었고, 통화정책에 대한 논의는 기준금리에 집중되어 신용붐과 통화유통량에 대한 관심은 적었다(Levine, 2005; Dell'Ariccia et al., 2013). 글로벌 금융위기가 발생한 이후 과도한 신용확대가 금융위기의 발생을 촉발할 수 있다는 주장이 제기되면서(Reinhart and Rogoff, 2009), 신용대출증가 현상에 대한 실증연구가 본격적으로 시작되었다.

3. 신용붐과 금융위기에 관한 문헌

신용붐과 금융위기와의 관계를 분석한 대표적인 실증연구는 Schularick and Taylor(2012)와 Gourinchas and Obstfeld(2012)이다. Schularick and Taylor(2012)는 1870년~2010년까지 금융위기가 있었던 선진국 14개국을 대상으로 한 조건부 고정효과 로짓분석을 통하여 2차 세계대전 이후에는 그 이전 시기와는 달리 GDP 대비 국내 총신용대출이 광의통화(M2)보다 금융위기에 미치는 효과가 더 큰 것으로 분석하였다. 구체적으로 금융위기 발생 5년 전부터 1년 전 사이 총신용의 급증이 공통적으로 발생했음을 보고하고 있고, 2년 전 신용붐 발생이 금융위기와 통계적으로 유의함을 보이고 있다. 그러나 상기 연구에는 선진국만 대상으로 한 연구로 보다 일반화해서 해석하기에는 한계점이 있고, 신용대출과 주식가격을 주요 변수로 분석하였지만 금융위기에 영향을 미칠 수 있는 다른 거시지표들을 동시에 포함하지 않아 누락변수에 의한 편의 가능성을 배제하기 어렵다는 한계점이 있다.

Gourinchas and Obstfeld(2012)는 1973년~2010년까지 선진국 22개국, 개발도상국 57개국을 대상으로 신용대출이 경제위기에 미치는 효과를 분석하였는데, 본 논문과 가장 유사한 분석을 행한 논문이다. 상기 논문은 선진국의 경우 신용붐이 발생한지 1년 후와 1~2년 후에 금융위기가 발생하는지에 대한 조건부 고정효과 로짓분석에서 1년 후의 금융위기에 대한 영향력은 관찰하지 못했고, 1~2년 후의 금융위기에 대해 신용붐의 1 표준편차의 충격이 금융위기에 미치는 효과만 관찰하였다. 개발도상국의 경우는 신용붐 발생 1년 후와 1~3년 후의 분석에서 신용붐이 모두 금

www.kci.go.kr

하고 있다.

융위기에 설명력이 있는 것으로 분석되었다. Gourinchas and Obstfeld (2012) 에 대비하여 본 연구는 다음과 같은 두 가지 차별성을 가진다. 먼저 주택가격지수를 설명변수로 추가하여 Gourinchas and Obstfeld (2012) 의 추정치에 비하여 추정결과의 설명력과 안정성이 개선되었다. 둘째로, 표본을 금융자유화 이전과 이후로 나누어 분석함으로써 신용붐이 금융위기에 미치는 영향을 보다 엄정하게 분석하고 있다. 이미 앞에서 논의한 바와 같이 금융자유화 이전의 신용붐에 비하여 금융자유화 이후의 신용붐은 경제 불안정성과 위기와 보다 강한 관련을 가질 수 있다. 이러한 점에 착안하여 본 논문은 표본을 금융자유화 이전과 이후로 표본을 나누어 분석하였고, 금융자유화 이후 표본에서 신용붐의 금융위기 발생에 대한 강한 효과를 확인하였다.

4. 금융자유화 관련 문헌

기존의 실증연구들은 신용붐이 금융위기의 발생확률을 증가시키는데 중점이 맞춰져있는 것에 비해, 본 연구에서는 신용붐을 유도할 수 있는 경제환경인 금융자유화까지 논의를 확장하기 때문에 금융자유화 관련 문헌도 고찰한다. 금융자유화는 정부나 통화당국이 금융시장에 대한 규제와 개입으로 발생할 수 있는 저축이나 투자에 대한 왜곡을 제거하고, 경제성장을 도모하기 위해 도입되었다. McKinnon (1973) 과 Shaw (1973) 는 금리상한제, 국가간 자본이동 규제 등을 폐지하는 금융자유화를 도입하면 금융시장에서 발생하는 비효율성이 제거될 것으로 기대했다.[4] 금융자유화 도입으로 증가한 유동성은 금융기관이 적극적인 대출을 가능하게 하였고, 고위험자에 대한 대출은 채권을 증권화하여 위험을 분산할 수 있게 됨으로써 대출 급증 현상이 더욱 심화되었다. Mishikin (1996) 은 금융자유화 이후 금융기관의 도덕적 해이로 인해 대출이 과도하게 증가하였다고 주장하였고, 이와 관련하여 금융위기를 "역선택과 도덕적 해이가 심화되어 금융시장이 붕괴되면서 효율적으로 자금이 생산투자에 전달되지 않는 상황"으로 정의하고 있다. 즉, 민간부문에 대한 과도한 유동성 확장은 투자보다는 투기에 기반한 과도한 레버리지와 자산가격버블을 형성하여 금융부문의 취약성을 증대시키게 된다는 것이다 (Reinhart and Rogoff,

www.kci.go.kr

4) Reinhart and Sbrancia (2011) 에서 재인용.

2009).[5] Corsetti et al. (1999) 역시 금융시장의 규제완화가 금융기관의 도덕적 해이를 증대시킬 수 있으며, 20세기말의 금융위기는 상당부분 이에 기인한다고 주장하였다.

금융자유화가 경제위기와 관계가 있다는 실증 분석 논문들이 다수 존재한다. Kaminsky and Reinhart (1999)은 1970-1994년 사이 금융위기가 있었던 20개국에 대한 분석에서 총 26번의 금융위기 중에서 21번은 금융자유화가 선행했음을 보고하였다. Demirguc-Kunt and Detragiache (1998) 역시 53개국에 대한 분석에서 금융자유화를 한 국가들이 금융위기를 겪을 확률이 더 높음을 제시하였다. Reinhart and Sbrancia (2011)는 1979년 이후 금융자유화를 추진한 28개국에 대한 분석에서 금융자유화 이후 실질금리가 상승하고 국가채무가 증가했음을 관찰하였고, 금융자유화가 개발도상국의 부채위기의 발생확률을 높였음을 제시하였다. 금융자유화가 경제성장에 기여했음을 분석한 Popov (2011)도 금융자유화 경제에서 경제주체는 위험감수행위를 할 유인이 크며, 이는 금융중개기능을 붕괴시킬 가능성을 높인다는 실증 증거를 제시하였다.

5. 금융위기 결정요인 관련 문헌

금융위기 결정요인으로 신용붐에 덧붙여 자산버블, 국가채무증가, 경상수지적자, 산출갭 상승, 실질환율 하락 등이 추가될 수 있다(Gourinchas and Obstfeld, 2012). 아래에서는 이들 요인들이 각각 어떤 경로를 통하여 금융위기에 영향을 미치는가를 관련 문헌을 통해 살펴본다.

자산버블은 수요가 공급을 초과하는 상황에서 쉽게 발생할 수 있다. Camerer (1989)는 단기적으로 비탄력적인 공급의 모습을 보이는 자산의 경우 거래가 활성화될 때 소비자들은 자산가격이 상승할 것을 기대하게 되어 시장이 과열될 수 있음을 지적하였다.[6] Krugman (1998)은 금융자유화 이후 대출 증가가 주식이나 부동산과

5) 이와 같은 대출실패의 우려에도 불구하고 금융기관이 적극적으로 대출을 할 수 있었던 이유로 정부의 예금보호에 그 원인을 찾을 수도 있다. 금융기관은 일반예금자에 대한 예금보전의 의무를 위해 대출 규모를 적정선으로 유지할 필요가 있지만, 손실이 났을 때 예금보호에 의해 그 손실이 보전되기 때문에 금융기관은 채무불이행을 우려하지 않고, 적극적인 대출을 감행할 수 있다(McKinnon, 1993).

6) 대표적으로 주택의 경우, 수요초과현상이 발생하더라도 단기적으로 공급이 비탄력적일 수밖

www.kci.go.kr

같은 자산투자 확대에 기인한다고 주장하였다. 한 경제에서 자산투자가 빠르게 확대하는 경우 자산버블이 형성될 가능성이 있는데, 대출에 기반 한 자산투자는 버블 붕괴시 금융기관과 예금자, 그리고 국가까지도 그 위기에 노출되는 금융위기를 발생시킬 수 있다. 그러나 국가는 경기부양을 위해 의도적으로 주택경기를 활성화시키는 경향이 있고, 버블이 발생하였다하더라도 식별해내는 일은 매우 어렵다(Crowe et al., 2011). Rogoff and Reinhart(2009) 역시 어떤 경제가 버블 안에 있을 경우, 이 버블을 감지하는 것은 매우 어렵고, 자산가격은 언제까지나 지속적으로 오를 것이라는 "이번엔 다르다(This Time is Different)" 신드롬에 빠질 가능성이 높음을 지적하였다. 자산버블과 경기침체에 관련하여 Leamer(2007)는 미국 데이터를 통한 분석에서 경기침체에 선행하여 주택시장이 먼저 침체하는 것으로 분석하였다.[7] 이는 주택과 같은 고가의 자산의 가격이 하락할 경우, 역자산효과[8] 등의 경로에 의해 경기불황으로 이어질 가능성이 높기 때문으로 풀이된다.

높은 수준의 국가채무는 국가에 대한 신인도를 낮추어 국제 자본이동의 불안정성을 높이고 위기 예방 및 대응 정책의 효과성을 제약하여 금융위기의 발생 가능성을 높일 수 있다. Reinhart and Rogoff(2010)은 국가채무 수준이 GDP 대비 90%의 임계점을 넘는 경우 경제성장률이 낮아지고, 경제위기의 발생가능성이 높다고 주장하였다.[9] Gourinchas and Obstfeld(2012)도 국가채무를 금융위기의 설명변수로

에 없으므로 버블이 발생하게 된다. 이와 유사하게 고려할 수 있는 경우는 17세기 10여년간 지속된 네덜란드의 튤립 버블이다.

7) Leamer(2007)은 경기침체 이전에 주택건설투자의 물량이 줄어드는 것으로 분석하였는데, 본 연구의 실증분석에서는 분석국가의 주택건설에 대한 물량 데이터를 구축하기 어렵기 때문에 대리변수로 주택가격지수를 이용한다.

8) 자산효과(Wealth Effect)는 현재의 소득이 일정한 상황에서 주식이나 부동산등과 같은 자산의 가치가 높아짐에 따라 소비가 늘어나는 현상을 말한다. 반대로 자산가격의 하락에 따른 소비감소는 역자산효과(Reverse Wealth Effect)라고 한다. Case et al. (2005)과 Carroll et al. (2011)은 부동산 시장의 자산효과가 주식시장의 자산효과보다 2배정도 큰 것으로 분석하였는데, 주식시장의 자산효과가 작은 이유에 대해서 Starr-McCluer(1998)은 주식시장에서 자산효과를 보이는 집단은 상위 15%에 해당하는 250,000달러 이상을 투자하는 사람들인 것으로 실증하였다. 반면, 부동산의 경우는 주식과는 달리 대체로 고가이기 때문에 자산효과가 강하게 나타날 수 있는 것이다.

9) 그러나 Herndon et al. (2013)은 Reinhart and Rogoff(2010)이 제시한 결과를 검증한 결과 뉴질랜드의 경우 1946-1949년까지 4년 데이터의 누락으로 GDP 대비 국가채무가 90%를 넘을 때 -7.6%의 경제성장을 보고한 것은 오류가 있고, 실제는 2.6%의 경제성장을 하는 것으로 분석하였다. 이 연구가 발표된 이후에 Reinhart와 Rogoff는 자신의 연구 오류를 인정하

www.kci.go.kr

포함하였는데, 국가채무가 국가파산 확률은 낮추지만 금융위기 발생 가능성은 높이는 것으로 추정되는 등 설명하기 어려운 추정결과가 나타났다. 이러한 결과는 금융위기에서 국가채무로의 역의 인과관계를 제대로 통제하지 못함에 기인하는 것으로 보인다. 금융위기 발생 이후 이에 대응하는 단계에서 공적자금이 투입되면서 국가채무가 증가하는 것이 일반적이기 때문에 금융위기에서 국가채무로의 인과관계도 강하게 존재한다. 국가채무가 금융위기와 관계없이 증가하도록 만드는 요인은 다음의 두 가지를 포함한다. 첫째로, 복지재정의 확대이다. 선진국의 국가채무 수준이 개발도상국의 국가채무 수준보다 월등히 높게 나타나고 있는데, 이의 원인은 선진국들의 높은 복지지출 수준에 있다. 소득이 증가함에 따라 복지지출이 증가하는 경향이 있으며 선진국들에서 복지지출은 전체 정부지출의 절반 정도를 차지하고 있다. 둘째로, 재정정책이 경기침체기와 경기확장기에 비대칭적으로 운용되면서 경기변동 주기가 반복됨에 따라 국가채무가 증가하는 현상이 나타난다. 경기침체기의 확장적 재정정책은 국민들에게 인기가 높은 정책으로 국회의 동의를 받기 매우 용이하다. 반면에 경기확장기의 긴축적 재정정책은 국민들에게 인기가 없는 정책으로 실제로 시행되지 못하고 거두어진 세금이 모두 지출되는 행태가 발생한다. Lee and Sung (2007) 은 이러한 비대칭적 재정운용이 선진국과 개발도상국에서 모두 강하게 관찰됨을 보고하였다.

다음으로 경상수지가 경제위기발생에 미치는 경로를 살펴보도록 한다. 경상수지 적자가 발생할 경우, 이에 따른 국제수지불균형은 자본수지흑자를 통해서 메워지는데, 이때 유입된 자본이 신용붐을 일으킬 수 있으며 (Ostry et al., 2011), 경상수지 적자국의 높은 해외자본의존성이 자본유입 중단과 외자유출이 급격히 이루어져 외화유동성이 고갈되는 서든스톱 (Sudden Stop) 의 발생으로 경제위기를 일으킬 수 있다 (Gourinchas and Obstfeld, 2012; Obstfeld, 2012). 또한, 경상수지적자 수준을 조정할 경우에도 해당 국가는 해외의 자본회수에 따른 가계의 디레버리지, 투자붕괴의 과정을 겪게 되고, 국내 수요 붕괴 또한 피하기 어렵기 때문에 (Calvo and Reinhart, 2000; Obstfeld and Rogoff, 2007), 경상수지 적자가 경제위기 발생의 원인이 될 수 있다. Reinhart and Reinhart (2009) 는 개발도상국의 경우 경상수지 적

고 누락된 데이터를 포함한 분석을 논문에 업데이트하여 논문을 재출판하였다. 그러나 재출판된 논문에서도 국가채무가 90%를 넘어서는 경우가 60~90%의 수준보다 경제성장률이 낮으므로 이전과 동일한 주장을 하고 있다.

www.kci.go.kr

자에 의한 위기발생 가능성이 높은 반면, 선진국의 경우 경상수지 효과가 국가마다 차이를 보이고 있다고 분석하였다.

산출갭은 실제GDP와 잠재GDP의 차이로 경기의 과열정도를 나타내는 지표이다. Gourinchas and Obstfeld(2012)는 선진국의 경우 금융위기 1년 전까지 산출갭이 평균적으로 상승하는 것으로 보고하고 있는데, 산출갭 증가로 경기과열이 관측될 경우 통화당국은 테일러 준칙에 의거해서 금리인상을 유도하게 된다(Woodford, 2001).[10] 금리인상은 금융위기를 촉발하는 주요한 결정요인으로 금리인상에 따라 고위험투자자만 대출시장에 남는 역선택의 발생뿐만 아니라(Mishikin, 2013), 금융기관의 대차대조표를 악화시키게 되고(Adrian and Shin, 2009), 또한 대출자의 원리금을 상승시킴으로써 금융취약성을 높일 수 있다. 특히, 인플레이션 타게팅 정책을 적극적으로 펼쳐온 선진국의 경우는 산출갭 상승에 대해 적극적인 금리정책으로 반응하였는데, 이들 국가들은 신용대출과 같은 통화유통량 관리 정책에는 소홀한 경향이 있었기 때문에(Dell'Ariccia et al., 2013) 산출갭 상승에 따른 금리인상이 더욱 위험할 수 있다.

환율도 금융위기의 중요한 요인으로 작용할 수 있다. 통화가치상승에 따른 수출감소는 경상수지를 악화시킴으로써 경기둔화와 경제성장률 감소로 이어질 수 있다. 통화가치가 하락할 경우는 대체로 자국통화로 표시된 부채를 가지고 있는 선진국과는 달리 개발도상국의 경우 달러로 표시된 부채가 많기 때문에 통화불일치 문제가 발생할 수 있다(Mishikin, 2013). 이 통화불일치는 부채 디플레이션 발생을 유도할 수 있는데, 부채상환을 위해 자산을 매각하는 과정에서 자산가치가 하락하고, 경제전체가 디플레이션에 빠질 수 있어서 위기발생에 치명적일 수 있다(Gourinchas and Obstfeld, 2012).

본 연구와 관련된 기존문헌을 요약하면 다음과 같다. 이론적으로 금융자유화는 저축과 투자의 왜곡을 제거하여 성장을 촉진하는 긍정적 효과가 있지만 동시에 도덕적 해이 문제를 심화시켜 신용붐과 금융위기로 이어질 수 있다. 국가채무는 국가신인도를 낮추고 위기 대응 및 예방 정책의 효과성을 낮추어 금융위기 발생 가능성

10) 통화당국은 테일러 준칙에 의거하여 산출갭과 인플레이션갭의 반응에 따라 기준금리를 조정하게 되는데, 각 지표가 양(+)의 값일 경우 기준금리인상이 유도된다. 신관호(2007)은 21개국의 데이터를 이용해서 금리변동에 대해 산출갭과 인플레이션갭의 기여도를 분석한 결과, 15개국에서 산출갭이 인플레이션갭보다 금리변동에 미치는 영향이 큰 것으로 분석하였다.

을 높일 수 있다. 관련 실증분석 논문들은 신용붐과 국가채무가 금융위기 발생가능성에 미치는 영향에 대해서는 일관되지 못한 추정결과들을 보고하고 있다. 부동산이나 주택과 같은 자산시장의 버블이 경제위기에 선행될 것이라는 이론적 분석은 다수 제시되었으나 단순 상관관계를 넘어선 체계적인 자산버블과 금융위기간의 관계는 제시되지 못하고 있다. 본 연구는 신용붐, 자산버블, 국가채무, 경상수지, 환율 등 여러 금융위기의 발생요인들을 하나의 회귀식에서 실증 분석함으로써 기존 문헌에서 미진한 부분들을 채우고 있다.

Ⅲ. 데이터와 기초 분석

1. 국가별 금융자유화 시점

국가별 금융자유화 시점은 〈부표 1〉에 보고하고 있다. 본 연구에서의 분석국가는 Reinhart and Rogoff (2011)이 분석한 72개국 중에서 신용대출 데이터가 가용한 56개국으로 한정한 이후, 최종적으로 Laeven and Valencia (2012)에서 정의한 시스템적 금융위기를 경험한 45개국으로 한정하여 사용하였다.[11]

금융자유화 시점에 대한 조사는 여러 연구들에서 이미 진행이 되었는데(〈부표 1〉의 주석 참고), 그 중 가장 방대한 국가에 대해 여러 금융자유화 내용을 담고 있는 연구가 Abiad et al. (2008)이다. Abiad et al. (2008)은 금융자유화에 대한 지표로 1. 신용과 지불준비금에 대한 제약완화, 2. 총신용상한, 3. 금리자유화, 4. 은행부문진입, 5. 자본계정거래, 6. 민영화, 7. 보험시장, 8. 은행부문감독을 제시하였다. Reinhart and Sbrancia (2011)이 제시한 금융자유화는 Abiad et al. (2008)이 제시한 지표에서 대체로 금리자유화가 광범위하게 허용된 경우임을 확인하였다[12]. 또한, Abiad et al. (2008)의 금융자유화 분류에서 금리자유화가 대출증가에 가장

11) 이와 같은 샘플 제한은 본 연구의 실증분석에서 사용하는 모형으로 인한 것이다. 본 연구의 실증분석 모형은 조건부 고정효과 로짓모형으로 종속변수의 값이 모두 0이거나 모두 1인 경우, 즉 위기의 경험이 없거나 모든 기간 동안 위기인 경우를 제외하여 분석하게 되는데, 이 경우 패널모형에서 잠재적으로 발생할 수 있는 국가별 고정효과에 의한 편의를 제거하고 추정계수를 일치추정량으로 만들 수 있다는 장점이 있다(Chamberlain, 1980).

12) 지표값은 0: Fully Repressed, 1~2: Partially Repressed, 3: Largely Liberalized, 4: Fully Liberalized으로 코딩되어있다.

www.kci.go.kr

잘 작동하는 제도변화로 생각할 수 있기 때문에, 본 연구에서는 금리자유화가 광범위하게 시작된 시점을 금융자유화의 기준시점으로 조사하였다.[13]

2. 금융자유화 이전과 이후의 총신용대출의 변화

〈표 1〉은 1973~2010년까지 시스템적 금융위기를 겪은 45개국의 위기이전과 이후의 GDP 대비 국내 민간부문의 총신용대출 변화의 평균값을 나타낸다. 데이터는 각 국가별로 추세를 제거한 것으로 측정한 값이 양(+)의 방향으로 커질수록 신용붐의 정도가 심화되는 것으로 생각할 수 있다. 표에서 나타내고 있는 t는 금융위기가 일어난 시점이고, t-2, t-1, t+1, t+2는 위기가 일어난 시점으로부터 시간경과를 나타낸다. 선진국과 개발도상국에 대한 구분은 Gourinchas and Obstfeld (2012)가 제시한 기준을 따랐다.[14] 표를 살펴보면 총 61번의 시스템적 금융위기 중에서 21번은 금융자유화 이전에 개발도상국 20번, 선진국 1번의 빈도로 발생하였고, 나머지 40번은 금융자유화 이후에 개발도상국 21번, 선진국 19번이 발생하였다.[15]

표에서 금융자유화 전과 후를 비교해봤을 때, 개발도상국에서는 금융자유화 이전에 비해 금융자유화 이후에 신용붐이 강하게 나타남을 확인할 수 있다. 선진국의 경우는 금융자유화 이전에 신용붐이 관측이 되지만 관측국가가 스페인 1개국에 불

---

13) Abiad et al. (2008)이 제시한 지표값 중 3에 해당하는 경우이다. 일부 국가의 경우, 가용할 자료가 부족하여 부분적으로 자유화된(Partially Repressed) 시점을 금융자유화 시점으로 선정하기도 하였다(자세한 내용은 〈부표 1〉의 주석 참조).

14) 개발도상국은 Argentina, Brazil, Bulgaria, Chile, China, Colombia, Cote d′Ivoire, Dominican Republic, Ecuador, Egypt, El Salvador, Indonesia, Korea, Malaysia, Mexico, Morocco, Nigeria, Panama, Peru, Philippines, Poland, Russia, Sri Lanka, Thailand, Turkey, Uruguay, Venezuela으로 구분하였고, 선진국은 Austria, Belgium, Denmark, Finland, France, Germany, Greece, Iceland, Ireland, Japan, Netherlands, Norway, Portugal, Spain, Sweden, Switzerland, United Kingdom, United States로 구분하였다.

15) 시스템적 금융위기의 발생빈도 자체는 금융자유화 전 21회에서 금융자유화 후 40회로 크게 증가한 것으로 보인다. 그러나 금융자유화 시점이 각 국가마다 차이가 있고, 〈부표 1〉에서 확인할 수 있다시피 선진국의 금융자유화 시점은 주로 표본기간의 초기에 형성된 경우가 많기 때문에 표본기간이 대칭적이지 못한 문제가 있다. 실제 분석국가의 금융자유화 전과 후의 기간비중을 계산했을 때, 개발도상국은 46.23%, 53.77%였고, 선진국은 26.81%, 73.19%으로 선진국이 상당히 비대칭적인 분포를 하고 있다. 따라서 단순한 빈도 비교만으로 금융자유화 이후 시스템적 금융위기의 발생빈도가 늘었다는 논리적인 근거가 될 수 없다.

과하여 큰 의미를 주기 어렵다. 그러나 금융자유화 이후 데이터에서는 개발도상국과 비슷한 빈도의 금융위기가 관측되었고, 위기 이전에 뚜렷한 신용붐이 발생했음을 확인할 수 있다. 이는 금융자유화 이후 각국의 경제가 공통적으로 신용대출이 증가하는 일정한 구조적 변화가 있었고, 이는 금융취약성을 증가시켜 금융위기로 이어질 수 있다는 기초적인 증거가 될 수 있다. 이 내용에 관해서는 Ⅳ장 회귀분석에서 보다 엄밀하게 분석할 것이다.

〈표 1〉 금융위기 전후의 민간부문의 총신용의 변화, GDP 대비 평균(%), 추세제거값

구분	t-2	t-1	t	t+1	t+2	위기발생빈도
금융자유화 이전 시기의 위기 전후 총신용						
개발도상국	-3.44	-2.55	0.94	-0.65	-2.49	20회
선진국	25.47	25.28	19.71	12.07	8.82	1회
전체평균	-2.06	-1.22	1.84	-0.05	-1.95	21회
금융자유화 이후 시기의 위기 전후 총신용						
개발도상국	9.98	17.74	15.04	9.99	4.99	21회
선진국	18.62	24.86	19.13	24.85	11.55	19회
전체평균	14.09	21.12	16.93	16.85	6.50	40회

자료: IMF IFS를 이용하여 저자가 계산.

위기 이후의 총신용의 변화를 살펴보면 금융자유화 이후 개발도상국에서는 위기시점에 비해서 총신용의 감소 경향이 뚜렷이 관찰되지만 선진국에서는 t+1기까지 신용붐이 더욱 심화되다가 그 이후에야 약화됨이 관찰된다. 이러한 수치는 선진국에서의 디레버리지가 t+2기 이후에야 관찰되는 것으로 해석될 수 있다. 다만 본 연구에서 총신용의 변화는 전년대비 변화가 아니라 장기추세를 제거한 GDP 대비값으로 정의되었음에 주의하여야 한다. 전년에 대비하여 총신용이 크게 감소한 경우에도 추세제거한 GDP 대비 총신용 규모는 해당 국가의 신용대출 규모가 크고 위기로 인해 GDP가 대폭 감소한 경우 감소폭이 크지 않을 수도 있다. 신용대출 규모가 큰 경우 대출상환이 급격하게 이루어질 수 없어 디레버리지가 신속하게 이루어지기 어려우며, GDP가 대폭 감소하였다면 총신용을 GDP로 나누었기 때문에 비율이 오히려 증가하였을 수 있다.

〈표 1〉의 분석은 나라마다 총신용의 변동성이 다를 수 있기 때문에 분석의 한계점을 가진다. 아래에서는 데이터 상에서 구현할 수 있는 신용붐을 정의하고, 각 국

www.kci.go.kr

가에서 얼마나 신용붐이 발생했고, 위기 시점에서 2년전까지 신용붐이 얼마나 발생했는가를 조건부 확률을 통해서 계산함으로써 이 한계점을 보완하고자 한다.[16]

국내 총신용 대출규모는 경제규모가 커짐에 따라 커질 수 있다. IMF IFS에서 제공하는 민간부문의 총신용대출 데이터에서도 대부분의 국가에서 시간이 지남에 따라 규모가 커지는 장기 확정적 추세가 존재하기 때문에, 추세제거를 통하여 추세선에 회귀하는 안정계열을 추출하도록 한다.[17] 그리고 신용붐을 추세제거를 한 신용대출데이터가 양인 값에 대해 평균값을 상회하는 정도라고 정의를 하도록 한다. 즉, $Credit > 0$에 대해서

$$CreditBoom \equiv Credit > \overline{Credit} \tag{1}$$

신용대출이 증가하는 상황에서 신용붐이 발생할 확률은 다음과 같이 계산될 수 있다.

$$\Pr(Credit\,Boom \mid Credit > 0) = \frac{\sum_{t \in T}(Credit\,Boom D_t = 1 \mid Credit > 0)}{\sum_{t \in T}(Credit D_t = 1 \mid Credit > 0)} \tag{2}$$

여기서 $Credit\,Boom D_t$는 t기에 신용붐 발생 여부를 나타내는 더미변수이고, $Credit D_t$는 t기에 신용대출이 양(+)의 값인 경우를 나타내는 더미변수이다. 아래의 식 (3)은 시스템적 금융위기 이전에 신용붐이 발생할 확률을 나타내고 있다. 시스템적 금융위기 이전에 발생한 신용붐은 회귀분석과의 연결성을 고려해 위기 이전 2년까지만 고려하도록 한다. 즉, $j = 0, 1, 2$에 대해서 위기가 발생했을 경우 $t = 0$에서 신용붐이 발생할 조건부 확률은 다음과 같다.

16) 단순평균 분석의 한계점을 지적하고, 국가별 변동성을 제거한 방법을 제안하신 익명의 심사자에게 감사한다.

17) 만약 추세제거를 하지 않는다면, 시계열의 초반부 값은 신용대출규모가 작고, 후반부 값은 신용대출규모가 상대적으로 크기 때문에 분석샘플이 후반부로 갈수록 위기의 빈도가 많은 선진국의 경우는 위기발생확률이 높아지는 가성회귀가 발생할 수 있다.

$$\Pr(Credit\,Boom \mid Credit > 0,\ Crisis_j) = \frac{\sum_{t \in T}(Credit\,Boom D_t = 1 \mid Credit > 0,\ Crisis D_{t+j} = 1)}{\sum_{t \in T}(Credit D_t = 1 \mid Credit > 0,\ Crisis D_{t+j} = 1)} \quad (3)$$

여기에서 $Crisis D_{t+j}$는 $t+j$기에 위기가 발생한 여부를 나타내는 더미변수이다. 〈표 2〉는 식 (1)~식 (3)을 이용하여 위기 이전과 위기 이후 개발도상국과 선진국에 대해서 신용붐이 발생할 조건부 확률과 신용붐의 임계치를 계산한 결과이다.

〈표 2〉 신용붐의 조건부 발생확률과 신용붐 임계치

구분	개발도상국		선진국	
	발생확률	임계치	발생확률	임계치
금융자유화 이전 시기의 조건부 확률				
$\Pr(Credit\,Boom \mid Credit > 0)$	0.38	8.27%	0.26	12.15%
$\Pr(Credit\,Boom \mid Credit > 0, Crisis_j)$	0.41		0.67	
금융자유화 이후 시기의 조건부 확률				
$\Pr(Credit\,Boom \mid Credit > 0)$	0.47	8.90%	0.48	12.31%
$\Pr(Credit\,Boom \mid Credit > 0, Crisis_j)$	0.65		0.78	

자료: IMF IFS를 이용하여 저자가 계산.

표를 살펴보면, 금융자유화 이전 신용대출증가가 신용붐으로 연결될 확률은 개발도상국은 0.38, 선진국은 0.26의 확률이 금융자유화 이후에는 0.47과 0.48로 증가하여 금융자유화 이후 대출의 증가가 신용붐으로 이어질 수 있음을 보여주고 있다. 또한, 시스템적 금융위기가 발생에 앞서 2년 이내에 신용붐이 발생할 확률은 개발도상국의 경우 금융자유화 이전 0.41에서 금융자유화 이후 0.65로 증가했고, 선진국의 경우 역시 금융자유화 이전 0.67에서 금융자유화 이후 0.78로 증가하여 금융자유화 이후 신용붐이 위기와의 관계가 더욱 강해졌음을 알 수 있다.

3. 주택가격지수

〈부표 2〉는 분석국 45개국 중 주택가격지수를 사용할 수 있는 31개국의 시계열과 데이터 출처를 나타내고 있다. 대체로 1973년부터 데이터가 존재하는 신용데이터

www.kci.go.kr

와 달리 주택가격지수 데이터구축은 비교적 최근에 이루어진 국가들이 많아서 금융자유화 이전의 데이터가 충분하지 않았다. 데이터는 주로 Federal Reserve Bank of Dallas와 BIS자료를 기초로 하여 작성을 하였고, 나머지 분석국에 대해서는 해당 국가의 중앙은행, 재무부, 통계청의 자료를 최대한 활용하였다.

BIS 데이터의 경우, Residential Property Prices 기준으로 데이터를 추출하였고, 대체로 All Dwellings 지표를 사용하였고, 동일한 기준의 데이터가 존재하지 않을 경우에 한해서 다른 기준의 데이터를 사용하였다.[18] 우리나라의 경우는 KOSIS데이터를 기준으로 하고, 과거값에 대해서 Federal Reserve Bank of Dallas와 Kim(1993)에서 업데이트하였다. 모든 지수는 2005년을 100으로 하는 지수로 변환하였고, WDI에서 제공하는 CPI를 사용하여 실질화하였다.

〈표 3〉 위기 전후의 주택 가격 지수 변화, 전년도 대비 증감률(%)

국가구분	t-2	t-1	t	t+1	t+2	위기발생빈도
개발도상국	2.05	2.33	3.00	-4.00	-0.58	16회
선진국	6.17	1.22	-2.70	-5.02	-2.48	20회
전체평균	4.35	1.72	-0.16	-4.56	-1.63	36회

주) 데이터출처 및 자료의 시계열에 대한 내용은 〈부표 2〉를 참조바람.

〈표 3〉는 시스템적 금융위기 전후로 주택 가격 지수의 추이를 나타내고 있다. 데이터는 전년도 대비 증감률(%)로 계산한 것으로 국가구분에 따라 평균을 한 값이다. 표를 보면 개발도상국의 경우, 평균적으로 위기 다음 연도부터 디레버리지의 추세가 관측되는 반면, 선진국의 경우는 위기 전 t-2기의 증감률이 6.17%에서 t-1기에는 1.22%로 줄어들고, 위기를 기점으로 주택 가격 지수 증감률이 음수를 나타내는 전형적인 디레버리지 모습을 나타내고 있다.

이 결과와 관련하여 기존의 실증연구를 살펴보면 선진국의 경우는 위기발생 이전에 자산버블이 붕괴되는 과정을 거친다는 연구결과와 유사하다(Bordo and Keanne, 2002; Leamer, 2007; Rogoff and Reinhart, 2009). 이들 연구에서는 주택가격이 실

18) 적용기준이 다른 국가는 3개국으로, BIS데이터에서 데이터기준은 다음과 같다. Bulgaria - Residential Property Prices, Exist Flats(Big Cities), Per Sq. M ; Poland - Residential Property Prices, All Houses, Per Sq. M ; Russia - Residential Property Prices, Existing Dwellings, Per Sq. M.

www.kci.go.kr

제 가치를 크게 웃도는 버블 발생 후, 주택가격이 실제 가치 수준 혹은 그 이하로 떨어지는 버블붕괴과정에서 민간부문의 순자산과 담보가치하락이 금융기관의 자산을 줄이게 되어 디레버리지와 역자산효과가 발생하고, 이는 경기침체로 이어진다고 설명하고 있다.

반면 개발도상국의 경우는 연구가 희소한 편인데(Rogoff and Reinhart, 2009), 관련 데이터가 희소하고 최근에서야 데이터 구축이 시작되고 있기 때문이다. Rogoff and Reinhart(2009)는 개발도상국 6개국에 대한 분석결과를 제시하고 있는데, 데이터가 충분하지 않은 한국을 제외한 5개국에서 평균적으로 위기이전에 디레버리지가 관측된다고 분석하고 있다. 하지만 Rogoff and Reinhart(2009)의 경우 5개의 관측점 중에서 3개 국가만이 위기이전에 디레버리지 반응이 있었던 것이고, 실제 평균을 내는 과정에서 변동성이 더 큰 국가가 더 높은 비중으로 반영되면서 위기 이전에 디레버리지가 있는 것으로 분석된 것으로 보인다.[19] 또한, 이 결과를 개발도상국에서 발생하는 일반적인 사실로 제시하기에는 사례의 수가 적다는 한계가 제기될 수 있다. Rogoff and Reinhart(2009)의 연구에서 사용된 5개국보다 월등히 많은 16개국의 위기와 디레버리지 추세를 관찰한 〈표 3〉의 결과는 개발도상국에서 디레버리지가 위기 이후에 발생함을 보여주고 있다.

주택가격지수 역시 신용붐과 마찬가지로 단순평균의 결과는 국가간 변동성 차이로 인해 위기 이전에 나타날 수 있는 특징적인 모습을 명확하게 살펴보는데는 한계가 있다. 따라서 신용붐과 마찬가지로 위기 전에 레버리지와 디레버리지의 2가지 경우에 대해 다음과 같이 정의를 하고 발생확률을 측정하도록 한다.[20]

$$Leverage \equiv \triangle House\,\mathrm{Price}\,Index > 0$$
$$De\,leverage \equiv \triangle House\,\mathrm{Price}\,Index \leqq 0$$

19) Rogoff and Reinhart(2009)의 실제 데이터를 살펴보면, 홍콩의 경우 위기발생 시점인 1997년 2분기에 버블이 최대가 되었고, 필리핀 역시 위기발생 시점인 1997년 1분기에 버블이 최대인 것으로 보고하고 있다. 나머지 인도네시아는 위기 발생 3년전, 말레이시아는 위기발생 1년전, 태국은 위기발생 2년전에 버블이 최대가 된 후 디레버리지가 일어나는 것으로 보고하고 있다.

20) 단순평균 분석의 한계점을 지적하고, 국가별 변동성을 제거한 방법을 제안하신 익명의 심사자에게 감사한다.

www.kci.go.kr

비조건부 확률은 전체 관측점에서 레버리지와 디레버리지가 발생한 빈도의 비율로 계산할 수 있다. 또한, 신용붐과 마찬가지로 위기발생 2년 전까지 주택시장에서의 레버리지와 디레버리지 발생에 대한 조건부확률은 다음과 같이 구할 수 있다. $j=0,1,2$에 대해서

$$\Pr(Leverage\,|\,Crisis_j) = \frac{\sum_{t\in T}(LeverageD_t=1\,|\,CrisisD_{t+j}=1)}{\sum_{t\in T}((LeverageD_t=1+DeleverageD_t=1)|CrisisD_{t+j}=1)} \quad (5)$$

여기서 $LeverageD$는 레버리지 발생 여부를 나타내는 더미변수이고, $DeleverageD$는 디레버리지 발생 여부를 나타내는 더미변수이다. 디레버리지 역시 아래와 같이 계산할 수 있다.

$$\Pr(Deleverage\,|\,Crisis_j) = \frac{\sum_{t\in T}(DeleverageD_t=1\,|\,CrisisD_{t+j}=1)}{\sum_{t\in T}((LeverageD_t=1+DeleverageD_t=1|CrisisD_{t+j}=1)} \quad (6)$$

〈표 4〉는 전체 관측점에서 레버리지와 디레버리지의 비율을 나타낸 비조건부 확률과 식 (5)와 (6)을 이용하여 조건부 확률을 계산한 결과를 보고하고 있다.

〈표 4〉 주택시장의 레버리지, 디레버리지 발생확률

구분	개발도상국	선진국
$\Pr(Leverage)$	0.66	0.62
$\Pr(Leverage\|Crisis_j)$	0.79	0.59
$\Pr(Deleverage)$	0.34	0.38
$\Pr(Deleverage\|Crisis_j)$	0.21	0.41

자료: 〈부표 2〉 참조, 저자가 직접 계산.

www.kci.go.kr

〈표 4〉의 결과를 살펴보면, 비조건부 확률에 대비해서 개발도상국은 위기 전 레

버리지의 확률은 0.66에서 0.79로 상승한 반면, 디레버리지는 0.34에서 0.21로 낮아지는 것으로 분석되었다. 선진국의 경우는 0.62에서 0.59로 레버리지의 확률이 낮아졌고, 디레버리지의 경우는 0.38에서 0.41로 증가한 것으로 분석되었다. 특징적인 결과는 개발도상국과 선진국 모두 위기 이전 레버리지의 확률이 디레버리지의 확률보다 높은 것으로 분석되었지만, 개발도상국이 선진국보다 레버리지의 발생확률이 높은 것으로 분석되었고, 선진국은 개발도상국보다 디레버리지의 발생확률이 높은 것으로 분석되었다. 이 결과는 〈표 3〉의 단순 평균을 통한 주택가격지수 증감률의 변화에서 분석한 결과와 일관성을 갖는다.

Ⅳ. 회귀분석

1. 회귀식 설정 및 기초 통계치

본 연구는 신용붐과 주택가격지수가 시스템적 금융위기의 발생확률에 미치는 영향을 분석하기 위해서 다음의 회귀식을 설정한다. 분석모형은 분석 대상국가의 관측되지 않는 고정효과를 통제하여 일치추정량을 얻을 수 있는 조건부 고정효과 로짓모형을 적용하도록 한다.[21]

$$LOGIT(p_{it}) = \beta_1(L)CreditBoom_{it} + \beta_2(L)HousePrice_{it} + \gamma'(L)X + \alpha_i + \epsilon_{it} \quad (7)$$

종속변수는 Laeven and Valencia(2012)이 제시한 시스템적 금융위기가 발생 여부를 나타내는 더미변수로, 국가 i가 t년도에 위기를 경험할 승산비(odds ratio)의 로그값을 나타낸다. $CreditBoom_{it}$은 국내 민간부문의 총신용대출 변수로 IMF IFS에서 제공하는 국내 총신용대출 데이터에서 정부부문에 대한 신용대출을 뺀 값

21) 조건부 로짓 모형은 종속변수의 값이 모두 0이거나 모두 1인 경우를 제외한 경우만으로 표본을 한정한 분석으로 패널모형에서 잠재적으로 발생할 수 있는 국가별 고정효과에 의한 편의를 제거하고 추정계수를 일치추정량으로 만들 수 있는 장점이 있다(Chamberlain, 1980). 그러나 위기가 발생하지 않은 국가들의 관측점을 잃음으로써 발생한 비효율적 추정문제는 본 모형의 한계점이 될 수 있다.

을 명목 GDP로 나눈 후, 각 국가별로 추세를 제거한 값을 사용한다.[22] $HousePrice_{it}$는 주택가격지수 증감률을 나타내고, 데이터 출처는 〈부표 2〉에 제시를 하였고, 실증분석에 사용한 데이터는 WDI의 CPI(2005년=100)를 통해서 실질화한 후 전년도 대비 증감률로 계산하였다.

X는 통제변수들을 나타내며 국가채무, 산출갭, 경상수지, 실질환율을 고려하였다. 국가채무는 Reinhart and Rogoff(2011)의 데이터를 이용하였고, 중앙정부부채를 기준으로 사용을 하되, 중앙정부부채가 누락되어 있을 경우에 한해서 일반정부부채로 대체하여 최대한 누락치를 지닌 관찰점을 줄이고자 하였다. 산출갭은 WDI, IMF IFS와 OECD National Accounts의 명목 GDP를 이용하여 WDI의 GDP디플레이터를 통해 실질화한 후, HP-필터를 통하여 추세를 제거한 값을 사용한다.[23] 경상수지는 IMF IFS에서 제공하는 수출액과 수입액의 차이를 GDP로 나눈 값을 이용하였다. 실질환율은 IMF IFS에서 제공하는 미국달러 대비 명목환율에 국내 GDP디플레이터 대비 미국 GDP디플레이터를 곱한 값을 로그를 취한 후 HP-필터를 통하여 추세를 제거한 값을 사용한다.[24]

L은 래그연산자로 모든 설명변수에 대해서 래그 1을 고려하였고, α_i는 관측되지 않는 국가별 고정효과를 나타낸다. 회귀분석은 개발도상국과 선진국 그룹에 대해 금융자유화 이전과 이후로 나누어서 분석하여 $CreditBoom_{it}$이 시기별로 어떤 특징을 보이는지를 살펴볼 것이다. $HousePrice_{it}$의 경우는 가용 데이터의 한계로 금융자유화 이후에 대한 분석만 하도록 한다.[25]

---

22) 각국의 신용대출 데이터는 1973년부터 2010년까지의 장기시계열로서 시간이 지남에 따라 신용대출 규모가 커지는 확정적 추세가 데이터 작업단계에서 확인되었다. 2007~2009년에 금융위기의 발생 빈도가 높았던 점을 고려하여 GDP대비 레벨값을 사용할 경우 위기발생확률이 과대추정될 가능성이 있으므로 확정적 추세를 제거하여 실제 경제에 충격을 줄 수 있는 안정계열의 데이터를 추출함으로써 가성회귀의 가능성을 줄였다.

23) 산출갭은 (실질GDP-잠재GDP)/잠재GDP으로 계산해야하지만, 잠재GDP 추정이 어려운 단점이 있다. Gerlach(2011)은 실제 통계분석에서는 로그실질GDP를 HP(Hodrick Prescott)-필터를 통하여 장기추세에 회귀적인 순환변동부분을 추출하는 것이 일반적이라고 밝혔다. 본 연구에서도 HP-필터를 이용하여 실질 GDP의 확정적 추세인 확률적 요소를 제거하고, 평균에 회귀하는 안정적 요소인 산출갭을 추출하였다.

24) HP-필터를 통해 지표를 구한 경우, 평활화 파라미터값은 모두 100을 사용하였다.

25) 금융자유화 전 주택가격지수의 경우는 관측점 개수가 개발도상국 50개, 선진국 70개밖에 되지 않고, 위기를 전후한 주택가격지수 데이터가 누락치인 경우가 많아서 실증분석에서 제외한다.

그리고 신용붐과 자산가격 버블이 상호 연계되어 금융위기의 원인으로 작동할 가능성을 검증하기 위하여 신용붐과 자산가격의 상호교차항을 추가로 포함하였다.[26] 자산가격 버블 하의 신용붐이 자산가격이 안정화된 상태에서 발생하는 신용붐에 비하여 불안정성이 높고 금융위기의 원인으로 작동할 가능성이 높을 것이기 때문이다.

$$\begin{aligned} LOGIT(p_{it}) = {} & \beta_1(L)CreditBoom_{it} + \beta_2(L)HousePrice_{it} \\ & + \beta_{12}(L)CreditBoom_{it} \times (L)HousePrice_{it} + \gamma'(L)X \\ & + \alpha_i + \epsilon_{it} \end{aligned} \tag{8}$$

아래 〈표 5〉는 실증분석을 위한 데이터의 기초통계량을 나타내고 있다. 분석국은 전체 45개국으로 1973년부터 2010년에 해당하는 불균형 패널 데이터로 회귀분석에서 사용한 분류에 따라서 금융자유화 이전과 이후 선진국과 개발도상국의 기초통계량을 보고하고 있다. 분석에서는 전체 62개의 위기 에피소드가 사용되었으며, 표에는 각 분류에 따라 사용된 위기의 개수를 SystCrisis변수에 함께 표시하였다. 선진국의 경우는 금융자유화 이전에 관측되는 시스템적 금융위기가 1977년 스페인 한 국가밖에 없어서 회귀분석에서 제외하였다. 종속변수인 시스템적 금융위기를 제외한 나머지 설명변수들은 위기 1년 전 값에 대한 기초통계량을 보고하고 있다.

2. 회귀분석 결과

〈표 6〉~〈표 8〉은 실증분석결과를 나타내고 있다. 〈표 6〉은 금융자유화 이전과 이후의 결과를 제시하고 있다. 선진국의 경우 금융자유화 이전 시스템적 금융위기를 경험한 빈도가 1회밖에 없어서 회귀분석에서는 제외되었다. 〈표 7〉은 주택가격지수 증감률을 포함한 분석으로 신용붐과 주택가격지수 증감률의 상호교차항을 포함한 분석을 제시하고 있다. 주택가격지수 증감률은 금융위기의 결정요인을 연구한 Schularick and Taylor (2012) 와 Gourinchas and Obstfeld (2012) 에서 시도하지 않은 새로운 변수이다. 특히, 자산가격의 변동이 금융위기의 주요 발생원인으로 분석한 Schularick and Taylor (2012) 의 경우, 신용대출변수와 주식가격변수만으로 구

www.kci.go.kr

26) 이러한 교차항을 포함한 회귀식을 제안하여 준 익명의 심사자에게 감사한다.

〈표 5〉 금융자유화 이전과 이후 그룹별 기초통계량

Variable	설명	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
금융자유화 전 개발도상국						
SystCrisis*	시스템적 금융위기	245 (19)	0.08	0.27	0	1
L. CreditBoom	신용붐	245	0.46	8.61	-24.17	42.82
L. PublicDebt	국가채무	245	53.87	37.44	3.40	299.06
L. CurrentBalance	경상수지	245	-2.97	5.84	-17.95	19.80
L. OutputGap	산출갭	245	0.33	4.81	-13.02	17.17
L. REER	실질환율	245	-0.21	29.87	-129.02	199.64
금융자유화 후 개발도상국						
SystCrisis*	시스템적 금융위기	335 (23)	0.07	0.25	0	1
L. CreditBoom	신용붐	335	1.33	15.69	-44.02	92.51
L. HousePrice	주택가격지수 증감률	200	3.71	9.10	-31.99	40.61
L. PublicDebt	국가채무	335	44.23	25.22	4.16	154.90
L. CurrentBalance	경상수지	335	-0.44	4.78	-9.73	18.04
L. OutputGap	산출갭	335	-0.01	4.54	-17.28	12.11
L. REER	실질환율	335	-1.22	24.82	-88.17	154.39
금융자유화 전 선진국						
SystCrisis*	시스템적 금융위기	11 (1)	0.09	0.30	0	1
L. CreditBoom	신용붐	11	8.95	11.90	-11.93	25.47
L. PublicDebt	국가채무	11	12.77	6.41	8.01	30.39
L. CurrentBalance	경상수지	11	-1.36	1.96	-4.02	1.59
L. OutputGap	산출갭	11	-0.36	1.95	-3.07	2.37
L. REER	실질환율	11	0.43	8.28	-9.11	16.39
금융자유화 후 선진국						
SystCrisis*	시스템적 금융위기	491 (19)	0.04	0.19	0	1
L. CreditBoom	신용붐	491	-1.12	21.38	-59.34	173.11
L. HousePrice	주택가격지수 증감률	449	2.49	6.92	-18.04	30.56
L. PublicDebt	국가채무	491	50.26	27.36	10.01	183.78
L. CurrentBalance	경상수지	491	0.28	5.12	-24.56	19.59
L. OutputGap	산출갭	491	0.18	2.39	-8.60	8.01
L. REER	실질환율	491	-0.40	6.86	-32.99	36.31

주: * 시스템적 금융위기의 관측점 통계량의 ( )안은 위기발생 빈도를 나타냄.

성한 회귀분석을 시도하여 금융위기에 영향을 줄 수 있는 주요 거시 변수를 누락시킨 점이 문제가 될 수 있는데, 본 연구에서는 금융위기에 영향을 미칠 수 있는 주요 거시변수를 사용할 뿐만 아니라 주택가격지수를 추가적으로 고려함으로써 누락변수

www.kci.go.kr

로 인한 문제점을 극복하고, 기존 연구와 비교했을 때 개선된 결과를 보고하고자 노력하고 있다. 〈표 8〉은 〈표 7〉에서 분석한 회귀분석의 한계효과를 계산한 결과를 보고하고 있다. 주택가격지수의 경우 가용할 수 있는 데이터가 대체로 금융자유화 이후의 데이터이기 때문에 이 분석에서는 금융자유화 이후에 대해서만 분석하였다.

〈표 6〉의 (1)열은 금융자유화 이전 기간에 대해 전체국가를 대상으로 분석한 결과를 나타내는 것인데, 금융자유화 이전에는 신용붐 뿐만 아니라 여러 거시변수들 역시 위기발생을 설명하지 못하는 것으로 분석되었다. (2)열은 금융자유화 이전 개발도상국에 대한 분석을 나타내고 있다. 금융자유화 이전 개발도상국에서는 위기 전년도의 신용붐과 실질환율이 위기와 음(-)의 관계를 나타내고 있다. 이러한 결과는 개발도상국의 경우 금융자유화 이전에는 신용붐이 금융위기로 이어지는 것이 아니라 반대로 자금대출이 원활하지 않을 경우 금융위기로 이어지는 것으로 해석될 수 있다. 또한 환율하락에 따른 위기 발생 확률이 증가하는 것으로 분석되었지만, 금융자유화 이후의 값과 비교했을 때 그 효과가 작은 것을 발견하였다.

〈표 6〉 회귀분석 결과 : 시스템적 금융위기의 결정요인 분석

	(1) 자유화이전 전체국가	(2) 자유화이전 개발도상국	(3) 자유화이후 전체국가	(4) 자유화이후 개발도상국	(5) 자유화이후 선진국
L. CreditBoom	-0.053	-0.094**	0.090***	0.127***	0.079***
	(0.037)	(0.046)	(0.018)	(0.034)	(0.025)
L. PublicDebt	0.010	0.014	0.013	-0.002	0.040**
	(0.011)	(0.012)	(0.014)	(0.023)	(0.020)
L. CurrentBalance	0.052	0.051	-0.038	-0.209*	0.125
	(0.058)	(0.059)	(0.058)	(0.111)	(0.083)
L. OutputGap	0.080	0.091	0.231***	0.099	0.735***
	(0.058)	(0.061)	(0.062)	(0.078)	(0.187)
L. REER	-0.015	-0.017*	-0.030***	-0.032**	-0.062
	(0.010)	(0.010)	(0.010)	(0.013)	(0.059)
Observations	256	245	826	335	491
Number of ID	18	17	33	15	18
Pseudo R2	0.090	0.129	0.329	0.409	0.422
log likelihood	-45.029	-40.995	-83.426	-37.290	-35.435

주: ( )안은 표준오차를 나타냄, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

www.kci.go.kr

금융자유화 이후에는 금융위기 이전의 신용붐 발생이 금융위기의 발생확률을 높

이는 것으로 분석되었다. 〈표 6〉의 (3)열은 금융자유화 이후 전체 국가에서 신용붐이 다음해의 시스템적 금융위기의 확률을 높이는 것으로 보고하고 있다. 금융자유화는 이전보다 국제자본거래를 활성화시켜 국내 자본유입을 증가시키는 역할을 했고(McKinnon, 1993), 자본유입증가는 신용대출증가를 유도했을 가능성이 높다(IMF, 2011; Mendoza and Terrones, 2008). 결국 금융자유화 이후 급증한 신용대출은 금융취약성을 높임으로써 경제위기의 발생확률을 높인 것으로 판단된다. 또한, 산출갭 상승과 환율하락이 전체국가 샘플에서 다음해의 시스템적 금융위기 발생가능성 증가와 관계가 있는 것으로 분석되었다.

〈표 6〉의 (4)열과 (5)열은 (3)열의 분석국가를 개발도상국과 선진국으로 각각 나누어 분석한 결과를 나타내고 있다. (4)열을 살펴보면 개발도상국의 경우, 시스템적 금융위기 발생에 신용붐과 더불어 경상수지적자, 환율하락 등 대외적인 요인에 의해 다음해의 위기 확률이 높아지는 것을 확인할 수 있다.

〈표 6〉의 (5)열의 선진국의 경우를 살펴보면, 개발도상국과 마찬가지로 신용붐이 다음해의 시스템적 금융위기의 발생확률을 높이는 것으로 보고하고 있다. 이 결과는 개발도상국에서만 금융위기 1년 전에 발생한 신용붐이 금융위기에 영향을 미치는 것으로 분석한 Gourinchas and Obstfeld(2012)와 선진국에서 위기발생 2년 전의 신용붐이 위기에 영향을 미치는 것으로 분석한 Schularick and Taylor(2012)의 연구결과와 대비되는 것으로 금융자유화 이후 샘플에 대한 분석을 시도한 본 연구에서 발견한 주요 결과 중 하나이다. 선진국은 신용붐 외에 국가채무증가, 산출갭 상승과 같은 대내적인 요인이 다음해의 금융위기와 관계가 있는 것으로 분석되었다. 국가채무 수준과 위기 발생가능성 간의 관계가 개발도상국에서는 관찰되지 않고 선진국에서만 관찰되었는데, 이는 선진국에서 높은 복지재정지출과 경기대응에 있어 침체기 대규모 적자 시현과 호황기 흑자 미시현이라는 비대칭적 재정운용의 누적(Lee and Sung, 2007)으로 국가채무가 증가하였음에 기인하는 것으로 보인다. 높은 국가채무는 금융위기를 예방하거나 극복하기 위한 정책의 효과성을 낮추어 금융위기 발생가능성을 높일 수 있다(Baldacci et al., 2009).[27] 산출갭 상승에

27) 또한, 높은 국가채무는 위기의 대응과정에서 추가적인 경제위기 발생 가능성도 높일 수 있다. 브라질의 경우, 1990년 금융위기가 발생 전 GDP대비 국가채무가 33.81% 수준이었으나 위기에 대한 대응을 하는 과정에서 1992년 98.45%까지 치솟았다. 높은 국가부채 수준을 유지하던 브라질은 1994년 다시 금융위기를 겪으면서 위기기간동안 국가채무 수준을 37.2%까지

따른 다음해 위기발생의 설명력이 선진국에서만 발견되는 것은 선진국이 보다 적극적인 인플레이션 타게팅 정책을 펼쳐왔기 때문인 것으로 보인다(Dell'Ariccia et al., 2013).

〈표 7〉 회귀분석 결과 : 주택가격지수 및 상호교차항을 포함한 분석

	(1) 자유화이후 전체국가	(2) 자유화이후 개발도상국	(3) 자유화이후 선진국	(4) 자유화이후 전체국가	(5) 자유화이후 개발도상국	(6) 자유화이후 선진국
L. CreditBoom	0.101***	0.203**	0.064**	0.104***	0.242**	0.069**
	(0.022)	(0.079)	(0.026)	(0.023)	(0.103)	(0.029)
L. HousePrice	0.027	0.127*	-0.081*	0.005	0.082**	-0.152**
	(0.028)	(0.074)	(0.047)	(0.038)	(0.037)	(0.072)
L. (Credit×HousePrice)				0.002	0.011**	0.004*
				(0.002)	(0.005)	(0.003)
L. PublicDebt	0.028	-0.009	0.030*	0.028	-0.063	0.030*
	(0.023)	(0.078)	(0.016)	(0.022)	(0.093)	(0.018)
L. CurrentBalance	-0.001	-0.555**	0.125	-0.002	-0.894**	0.145
	(0.069)	(0.261)	(0.081)	(0.069)	(0.361)	(0.088)
L. OutputGap	0.304***	0.216	0.822***	0.285***	0.122	0.802***
	(0.090)	(0.167)	(0.207)	(0.093)	(0.182)	(0.207)
L. REER	-0.033***	-0.050*	-0.049	-0.035***	-0.053*	-0.067
	(0.012)	(0.028)	(0.056)	(0.013)	(0.031)	(0.058)
Observations	649	200	449	649	200	449
Number of ID	29	11	18	29	11	18
Pseudo-R2	0.358	0.618	0.430	0.362	0.672	0.445
log likelihood	-62.24	-14.50	-33.65	-61.86	-12.46	-32.75

주: ( )안은 표준오차를 나타냄, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

〈표 7〉은 앞선 회귀분석에서 금융자유화 이후 시점에 대해 주택가격지수와 신용붐과 주택가격지수의 상호교차항을 고려한 분석결과를 나타내고 있다. (1)열에서 (6)열까지의 모든 결과에서 신용붐 발생이 다음해의 시스템적 금융위기에 대한 설명력이 유지되고 있어 금융자유화 이후 신용붐은 시스템적 금융위기 발생의 확률을 높인다는 본 연구의 주요 가설을 지지하고 있다. 주택가격지수의 경우는 개발도상

www.kci.go.kr

줄인 바 있다.

국과 선진국에서 계수추정치의 부호가 반대로 나타나고 있다. 개발도상국의 경우를 살펴보면, (2)열과 (5)열에서 위기 1년 전 주택가격상승이 시스템적 금융위기 발생 이전에 관찰되는 것으로 보고되었다. 이러한 결과는 1변수 분석 결과인 〈표 3〉의 결과와 동일하다. 위기시점까지 주택시장의 버블이 형성되는 특징을 보이는 개발도상국의 경우는 Rogoff and Reinhart(2009)가 논의한 언제까지나 자산가격이 오를 것이라는 "이번엔 다르다" 신드롬이 발생할 가능성이 높다는 증거가 될 수 있다. 그리고 개발도상국의 주택시장 버블붕괴가 위기 발생 이후에 급격히 이루어지는 패턴을 봤을 때, 위기 이후에 역자산효과가 강하게 발생하여 경제회복 속도를 더욱 늦출 가능성이 높을 것으로 판단된다. 반면 선진국의 경우를 살펴보면, (3)열과 (6)열의 결과에서 위기 전의 주택가격 하락이 시스템적 금융위기에 선행하는 것으로 분석되었다. 시스템적 금융위기 이전에 주택가격하락은 버블붕괴에 기인한 것으로 판단할 때, 본 회귀결과는 Leamer(2007)이 미국의 사례에서 주택침체가 경기침체에 선행한다는 연구결과를 지지하는 결과라고 할 수 있다. 선진국의 경우 주택구입이 저축이 아닌 대출을 기반으로 주로 이루어지기 때문에, 주택가격 하락은 주택담보대출자들의 원리금상환능력을 현저히 떨어드리고 이것이 금융기관의 부실화로 연결되어 금융위기로 이어질 개연성은 상당히 높다. 또한, 주택시장붕괴에 따른 역자산효과의 발생에 따라 국내 수요도 줄어들어 시스템적 금융위기의 발생가능성을 높일 것으로 보인다. 이를 통해 선진국의 경우 주택시장이 시스템적 금융위기의 선행지표로서 어느 정도 작동한다고 판단할 수 있다.

상호교차항을 포함한 (5)열과 (6)열을 살펴보면, 신용붐과 주택가격지수가 여전히 통계적으로 유의하면서 상호교차항도 통계적으로 유의한 것으로 분석되었다. 개발도상국의 경우 신용붐의 효과가 0.203에서 0.242로 증가하였고, 주택가격지수의 경우는 0.127에서 0.082로 낮아졌다. 선진국은 신용붐의 효과가 0.064에서 0.069로 증가하였고, 주택가격지수의 경우는 -0.081에서 -0.152로 절대수준이 증가하였다. 또한, 상호교차항이 유의한 수준으로 보고되고 있는데, 상호교차항이 통계적으로 유의할 경우, 각 변수들은 상대변수에 의존하여 효과의 크기가 변하기 때문에 이는 반드시 포함하여 분석하여야 누락변수에 의한 편의가 발생하지 않는다.

〈표 8〉는 〈표 7〉의 회귀분석 결과에 대한 한계효과를 나타내고 있다.[28] (1)열의

www.kci.go.kr

28) 한계효과의 계산절차는 다음과 같다. 먼저 회귀분석결과를 이용하여 누적분포함수

결과를 살펴보면, 금융자유화 이후 분석국가 전체의 경우, 위기의 발생에 영향을 미치는 변수로 신용붐과 국가채무, 산출갭으로 분석되었다. 국가를 구분하여 분석한 (2)열과 (3)의 결과를 살펴보면 위기에 대한 한계효과는 신용붐을 제외한 나머지 변수에서는 큰 차이를 보인다. 공통적인 요소로 신용붐의 경우, 위기 1년 전 GDP 대비 신용대출 1% 증가가 개발도상국에서는 위기의 확률을 약 1.47%를 높이며, 선진국에서는 약 0.8%를 높이는 것으로 분석되었다. 주택가격지수의 경우 개발도상국에서는 회귀분석과는 다르게 통계적으로 유의하지 않은 반면, 선진국에서는 전년도 주택가격지수 증감률이 1% 하락할 경우 다음 해의 위기발생 확률이 약 1%가 증가하는 것으로 분석되었다. 국가채무의 경우도 선진국에서 전년도 국가채무의 1% 증가가 위기의 확률을 약 0.38% 높이는 것으로 분석되었다. 경상수지의 경우는 개발도상국에서 전년도의 경상수지적자가 1% 증가하는 것이 위기의 확률을 약 4% 증가시키는 것으로 분석되었다. 산출갭은 선진국에서 1% 증가가 다음 해 금융위기 발생확률을 약 10% 증가시키는 것으로 보고되어 가장 시스템적 금융위기의 발생에 가장 높은 설명력을 가지는 것으로 분석되었다.

상호교차항을 포함한 분석한 (4)~(6)열의 결과는 개발도상국의 주택가격지수와 환율을 제외하고는 (1)~(3)열의 결과와 어느 정도 일관성을 유지하는 것으로 분석되었다. 상호교차항을 고려한 한계효과를 측정하기 위해서 〈표 1〉과 〈표 3〉에 제시하고 있는 신용붐과 주택가격지수의 평균값 중 위기발생 1년 전 값을 사용하도록 한다. 금융위기의 발생확률을 p_{it}, 전년도 신용붐을 c_{it-1}로 정의하면, 상호교차항을 포함한 신용붐의 한계효과는 $\partial p_{it}/\partial c_{it-1} = \beta_1 + \beta_{12} h p_{it-1}$로 계산을 할 수 있다. 이를 통해서 개발도상국의 신용붐 1% 증가가 시스템적 금융위기에 미치는 한

$\Lambda(x'\beta) = \frac{e^{x'\beta}}{1+e^{x'\beta}}$를 구하고, 위기의 발생확률인 $p = \Pr(y=1|x)$에 대한 x_j의 한계효과 $\frac{\partial p}{\partial x_j}$는 $\Lambda(x'\beta)[1-\Lambda(x'\beta)]\beta_j$를 통하여 계산하였다. 연속변수인 x_1, x_2에 대한 상호교차항 $x_1 x_2$의 한계효과는 이중미분으로 도출된 식을 이용하였다. 표현의 편의를 위해서 $\Lambda(x'\beta) \equiv \Lambda$로 명명하면 상호교차항의 각 관측점에 대한 한계효과는 다음과 같이 계산될 수 있다. $\frac{\partial^2 p}{\partial x_1 \partial x_2} = \beta_{12}\{\Lambda(1-\Lambda)\} + (\beta_1 + \beta_{12}x_2)(\beta_2 + \beta_{12}x_1)\{\Lambda(1-\Lambda)(1-2\Lambda)\}$. Ai and Notron (2003)은 기존의 많은 연구들이 비선형모형에서 상호교차항의 한계효과를 $\Lambda[1-\Lambda]\beta_j$로 계산한 결과를 보고하고 있는 문제점을 지적하였는데, 본 연구에서는 이와 같은 오류를 교정한 결과를 보고하고 있는 것이다.

www.kci.go.kr

계효과는 1.28%로 계산되고, 선진국의 경우는 신용붐의 한계효과가 0.95%로 계산되어, (2)열과 (3)열에서 결과에서 보고하고 있는 개발도상국 1.47%와 선진국 0.79%의 확률과 차이가 있음을 알 수 있다. 특히, (5)열과 (6)열에서 신용붐 변수만의 한계효과인 개발도상국 1.19%와 선진국 0.87%보다 주택가격지수의 상호교차항을 고려했을 때 위기발생 확률이 더 높아지는 것을 확인할 수 있다. 주택가격지수 증감률의 한계효과의 경우도 전년도의 주택가격지수 증감률을 hp_{it-1}로 정의하면, $\partial p_{it}/\partial hp_{it-1} = \beta_2 + \beta_{12}c_{it-1}$로 측정이 가능하다. 개발도상국의 경우 주택가격지수 증감률의 한계효과는 1.06%로 계산되어, 주택가격지수 변수만 고려했을 때의 한계효과인 0.41%보다 높아지는 것으로 분석이 되었다. 반면, 선진국은 -1.90%에서 -0.19%로 낮아지는 것으로 분석되었는데, 한계효과의 크기 감소에도 불구하고 방향성 측면에서 주택시장 붕괴가 위기에 선행한다는 앞선 분석들과 일관성을 가짐을 확인할 수 있다.

〈표 8〉 시스템적 금융위기의 발생에 대한 한계효과

	(1) 자유화이후 전체국가	(2) 자유화이후 개발도상국	(3) 자유화이후 선진국	(4) 자유화이후 전체국가	(5) 자유화이후 개발도상국	(6) 자유화이후 선진국
L. CreditBoom	1.404***	1.472**	0.799***	1.477***	1.190***	0.869***
	(0.372)	(0.581)	(0.255)	(0.342)	(0.245)	(0.263)
L. HousePrice	0.376	0.920	-1.014*	0.068	0.405*	-1.903**
	(0.390)	(0.645)	(0.590)	(0.531)	(0.243)	(0.939)
L. (Credit×HousePrice)				0.023	0.037**	0.069***
				(0.027)	(0.016)	(0.005)
L. PublicDebt	0.395**	-0.067	0.379**	0.394*	-0.312	0.376*
	(0.200)	(0.533)	(0.168)	(0.218)	(0.426)	(0.195)
L. CurrentBalance	-0.020	-4.018**	1.573	-0.031	-4.399***	1.821
	(0.968)	(1.645)	(1.043)	(0.980)	(1.041)	(1.510)
L. OutputGap	4.247***	1.563	10.329***	4.030***	0.600	10.057***
	(1.078)	(1.637)	(3.150)	(1.050)	(0.883)	(2.714)
L. REER	-0.463***	-0.359	-0.613	-0.496***	-0.261**	-0.835
	(0.157)	(0.231)	(0.655)	(0.157)	(0.114)	(0.676)

주: ( )안은 표준오차를 나타냄, 단위는 백분율임, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

www.kci.go.kr

V. 결 론

본 연구에서는 시스템적 금융위기의 결정요인을 신용붐과 주택시장 버블을 중심으로 실증 분석하였다. 금융자유화 이후 신용붐은 개발도상국과 선진국에서 모두 금융위기 발생 가능성과 양의 상관관계를 가지고 있는 것으로 관찰되었다. 금융자유화로 도덕적 해이가 심화되어 신용붐이 나타나고 국제 자본이동의 불안정성으로 금융위기 가능성이 더 커지는 것으로 해석될 수 있다. 주택시장 버블과 관련하여서, 선진국의 경우 위기에 앞서 주택시장 버블이 붕괴하는 것으로 관찰되었고 개발도상국에서는 위기발생이후에 주택시장 가격이 하락하는 것으로 나타났다. 주택 대부분을 대출을 기반으로 구입하는 선진국의 경우 주택가격의 하락은 담보가치 하락 및 원리금 상환능력 감소로 연결되어 시스템적 금융위기의 발생 확률을 높일 수 있는 것으로 분석되었다.

국가채무의 경우, 개발도상국에서 금융위기와 통계적으로 유의한 관계를 가지지 않는 것으로 나타났지만 선진국에서는 금융위기와 통계적으로 유의한 관계를 가지고 있는 것으로 관찰되었다. 이러한 결과는 국가채무 수준이 일반적으로 낮은 개발도상국에서는 국가채무의 증가가 위기의 가능성을 높이지 않지만 국가채무가 상대적으로 높은 국가가 많은 선진국에서는 국가채무의 증가가 위기의 가능성을 높이는 것으로 해석될 수 있다.

경상수지의 경우, 개발도상국에서는 시스템적 금융위기에 음의 관계를 가지는 것으로 분석되었다. 개발도상국에 대한 분석 결과는 이는 경상수지 적자가 서든스톱에 의해 경제위기로 이어질 가능성이 높다는 기존의 주장에 부합한다. 산출갭의 경우, 실질GDP가 잠재GDP를 넘어서는 경기과열국면에서는 테일러준칙에 의거한 금리정책을 펼칠 경우 금리인상에 따른 신용대출의 원리금 인상이 시스템적 금융위기의 발생확률을 높일 가능성이 있는 것으로 분석되었는데, 금융자유화 이후 선진국에서만 관찰되었다. 또한, 선진국과 개발도상국에서 환율하락이 시스템적 금융위기의 발생가능성을 높이는 것으로 분석되었다.

본 연구의 정책적 함의는 다음과 같이 정리될 수 있다. 첫째로, 금융자유화 이후의 신용붐은 경제위기로 이어질 수 있기 때문에 신용붐에 대해서 보다 주의하고 금융 건전성 규제를 정책을 시행하여야 한다. 둘째로, 금융위기로 연결될 수 있는 주택시장 버블 붕괴를 미연에 방지하기 위해 주택시장의 변화를 상시적으로 모니터링

www.kci.go.kr

하고, 버블 형성을 예방하는 정책을 시행하여야 한다. 셋째로, 금융위기의 발생확률을 낮추기 위해서 개발도상국 단계에서는 경상수지나 환율 등 대외적인 요인에 대한 관리가 필요하고, 선진국 단계에서는 국가채무와 산출갭 등 대내변수의 관리가 중요하다.

본 논문의 연구결과는 세계 각국의 경제가 최근 수십 년 동안 신용대출에 대한 접근성이 커져가고 있고, 또한 가계대출의 증가가 관심을 받고 있는 상황을 고려해 볼 때 매우 의미 있는 방향을 제시한다고 생각한다. 본 연구는 신용붐에 대한 연구가 희소한 상황에서 작성된 것으로 후속연구에서는 민간부문의 신용대출을 가계부문과 기업부문으로 구분하여 분석한다면 보다 의미 있는 결과에 도달할 것으로 기대한다.

■ 참 고 문 헌

1. 신관호, "외환위기 이후 통화 및 환율정책의 평가,"『경제학연구』, 제55집, 제4호, 2007, pp. 275-312.
   (Translated in English) Shin, Kwanho, "Evaluation of Monetary and Exchange Rate Policy in Korea After the Financial Crisis," *Kyong Je Hak Yon Gu*, Vol. 55, No. 4, 2007, pp. 275-312.
2. Abiad, A, E. Detragiache, and T. Tressel, "A New Database of Financial Reforms," IMF Working Paper WP/08/266, 2008.
3. Acharya, V. and M. Richardson, *Restoring Financial Stability: How to Repair a Failed Systems*, John Wiley & Sons Ltd., 2009.
4. Adrian, T. and H. Shin, "Money, Liquidity, and Monetary Policy," *American Economic Review*, Vol. 99, No. 2, 2009, pp. 600-605.
5. Ai, C., and E. C. Norton, "Interaction Terms in Logit and Probit Models," *Economics Letters*, Vol. 80, No. 1, 2003, pp. 123-129.
6. Baldacci, E., S. Gupta, and C. Mulas-Granados, "How Effective is Fiscal Policy Response in Systemic Banking Crises?" IMF Working Paper WP/09/160, 2009.
7. Bordo, M., and O. Jeanne, "Boom-Busts in Asset Prices, Economic Instability, and Monetary Policy," NBER Working Paper No. 8966, 2002.

www.kci.go.kr

8. Calvo, G. and C. Reinhart, "When Capital Inflows Suddenly Stop: Consequences and Policy Options," Munich Personal RePEc Archive, Paper No. 6982, 2000.
9. Camerer, C., "Bubble and Fads in Asset Prices," *Journal of Economic Surveys*, Vol. 3, No. 1, 1989, pp. 3-41.
10. Carroll C., M. Otsuka and J. Slacalek, "How Large Are Housing and Financial Wealth Effects? A New Approach," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 43, No. 1, 2011, pp. 55-79.
11. Case, K., J. Quigley and R. Shiller, "Comparing Wealth Effects: The Stock Market Versus the Housing Market," *Advances in Macroeconomics*, Vol. 5, Issue. 1, 2005.
12. Chamberlain, G., "Analysis of Covariance with Qualitative Data," *The Review of Economic Studies*, Vol. 47, No. 1, 1980, pp. 225-238.
13. Corsetti, G., P. Pesenti and N. Roubini, "What caused the Asian Currency and Financial Crisis?," *Japan and the World Economy*, Vol. 11, No. 3, 1999, pp. 305-373.
14. Crowe, C., G. Dell'Ariccia, D. Igan, and P. Rabanal, "How to Deal with Real Estate Booms: Lessons from Country Experiences," IMF Working Paper WP/11/91, 2011.
15. Dell'Ariccia, G., D. Igan, L. Laeven, H. Tong, B. Bakker and J. Vandenbussche, "Policies for Macrofinancial Stability: How to Deal with Credit Booms," IMF Staff Discussion Note SDN/11/06, April. 2011.
16. Demirguc-Kunt, A. and E. Detragiache, "Financial Liberalization and Financial Fragility," Annual World Bank Conference on Development Economics, 1998.
17. Dynan, K. and D. Kohn, "The Rise in U.S. Household Indebtedness: Causes and Consequences," Reserve Bank of Australia Conference, 2007.
18. Edmonds, T., A. Thorp and Townsend, "Iceland's Financial Crisis," House of Commons Library, SN05032, 27, March, 2009.
19. Gerlach, P., "The Global Output Gap: Measurement Issues and Regional Disparities," *BIS Quarterly Review*, 2011.
20. Gourinchas, P. and M. Obstfeld, "Stories of the Twentieth Century for the Twenty-First," *American Economic Journal - Macroeconomics*, Vol. 4, No. 1, 2012, pp. 226-265.
21. Herndon, T., M. Ash and R. Pollin, "Does High Public Debt Consistently Stifle Economic Growth? A Critique of Reinhart and Rogoff," Political Economy Research Institute Working Paper, No. 322.
22. IMF, "Slowing Growth, Rising Risks," IMF World Economic Outlook, September, 2011.
23. Kaminsky, G. and C. Reinhart, "The Twin Crises: The Causes of Banking and Balance-of-Payments Problems," *American Economic Review*, Vol. 89, No. 3, 1999, pp. 473-500.
24. Kim, Kyunghwan, "Housing Prices, Affordability, and Government Policy in Korea," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 6, No. 1, 1993, pp. 55-71.
25. Krugman, P., "What Happened to Asia?," 1998
    - http://web.mit.edu/krugman/www/disinter.html
26. Laeven, L. and F. Valencia, "Systemic Banking Crises: A New Database," IMF Working

www.kci.go.kr

Paper WP/08/224, 2008.

27. Laeven, L. and F. Valencia, "Systemic Banking Crises Database: An Update," IMF Working Paper WP/12/163, 2012.
28. Lee, Young and Taeyoon Sung, "Fiscal Policy, Business Cycles and Economic Stabilization: Evidence from Industrial and Developing Countries," *Fiscal Studies*, Vol. 28, No. 4, 2007, pp. 437-462.
29. Leamer, E., "Housing Is the Business Cycle," NBER Working Paper No. 13428, 2007.
30. Levine, R., "Law, Endowments and Property Rights," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 19, No. 3, 2005, pp. 61-88.
31. McKinnon, R., The Order of Economic Liberalization - Financial Control in the Transition to a Market Economy, Johns Hopkins Univ Press, 1993.
32. Mendoza, E. and M. Terrones, "An Anatomy of Credit Booms: Evidence from Macro Aggregates and Micro Data," Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Papers No. 936, 2008.
33. Mishikin, F., "Understanding Financial Crises: A Developing Country Perspective," NBER Working Paper 5600, 1996.
34. Mishikin, F., *The Economics of Money, Banking, and Financial Market*, Pearson Education Limited, 2013.
35. Obstfeld, M., "Does the Current Account Still Matter?," *American Economic Review*, Vol. 102, No. 3, 2012, pp. 1-23.
36. Obstfeld, M. and K. Rogoff, The Unsustainable U.S. Current Account Position Revisited, University of Chicago Press, 2007.
37. Ostry, J., A. Ghosh, K. Habermeier, L. Laeven, M. Chamon, M. Qureshi and A. Kokenyne, "Managing Capital Inflows: What Tools to Use?," IMF Staff Discussion Note SDN/11/06, April. 2011.
38. Popov, A., "Financial Liberalization, Growth, and Risk," Annual Meetings of the European Finance Association, Jan. 2011.
39. Reinhart, C. and K. Rogoff, "Growth in a Time of Debt," *American Economic Review*, Vol. 100, No. 2, 2010, pp. 573-78.
40. Reinhart, C. and K. Rogoff, "From Financial Crash to Debt Crisis," *American Economic Review*, Vol. 101, No. 5, 2011, pp. 1676-1706.
41. Reinhart, C. and M. Sbrancia, "The Liquidation of Government Debt," NBER Working Paper No. 16893, 2011.
42. Reinhart, C. and V. Reinhart, "Capital Flow Bonanzas: An Encompassing View of the Past and Present," NBER Working Paper No. 14321, 2008.
43. Rogoff, K. and C. Reinhart, *This Time is Different*, Princeton University Press, 2009.
44. Schularick, M. and A. Taylor, "Credit Booms Gone Bust: Monetary Policy, Leveage Cycles, and Financial Crises, 1870-2008," *American Economic Review*, Vol. 102, No. 2, 2012, pp. 1029-61.
45. Starr-McCluer, M., "Stock Market Wealth and Consumer Spending," FRB Finance and

www.kci.go.kr

Economics Discussion Series, April 1998.

46. Woodford, M., "The Taylor Rule and Optimal Monetary Policy," *American Economic Review*, Vol. 91. No. 2, 2001, pp. 232-237.

www.kci.go.kr

〈부표 1〉 금융자유화 시작 연도(45개국)

국가명	자유화 시기	국가명	자유화 시기
Argentina	1991	Malaysia	1987
Austria	1980	Mexico	1988
Belgium	1991	Morocco	1996
Brazil	1989	Netherlands	1973
Bulgaria	1998	Nigeria	1999
Chile	1984	Norway	1985
China	2004	Panama	.
Colombia	1980	Peru	1990
Cote d′Ivoire	1993	Philippines	1981
Denmark	1982	Poland	1990
Dominican Republic	1991	Portugal	1992
Ecuador	1992	Russia	1993
Egypt	1991	Spain	1987
El Salvador	1990	Sri Lanka	1995
Finland	1982	Sweden	1985
France	1984	Switzerland	1973
Germany	1980	Thailand	1989
Greece	1980	Turkey	1988
Iceland	1987	United Kingdom	1981
Indonesia	1991	United States	1980
Ireland	1980	Uruguay	1979
Japan	1979	Venezuela	1996
Korea	1991		

주: 1) 데이터 출처 : 1) Reinhart & Sbrancia(2011) : Argentina, Brazil, Chile, Colombia, Egypt, Finland, France, Germany, Japan, Korea, Malaysia, Mexico, Philippines, Thailand, United Kingdom, Venezuela ; 2) Abiad et al. (2008) : Austria, Belgium, Bulgaria, China, Cote d'Ivoire, Denmark, Dominican Republic, Ecuador, El Salvador, Greece, Indonesia, Ireland, Morocco, Nigeria, Netherlands, Norway, Peru, Poland, Portugal, Spain, Sri Lanka, Russia, Sweden, Switzerland, Turkey, United States, Uruguay ; 3) Edmonds et al. (2009) : Iceland ; 4) Popov(2011) : Panama.

2) 금리자유화가 광범위하게 이루어진(Largely Liberalized) 경우가 아닌 부분적인 자유화(Partially Repressed)에 해당하는 국가는 다음과 같다(괄호안의 숫자 1과 2 중 숫자가 큰 것이 더 자유화 된 경우임) : China(2), Cote d′Ivoire(1), Dominican Republic(1), El Salvador(1).

3) Turkey와 United States의 경우, Reinhart and Sbrancia(2011)는 금융자유화시점을 각각 1987년과 1982년으로 제시하였으나, Abiad et al. (2008)의 데이터에서는 Largely Liberalized된 시점으로 1988년과 1980년으로 제시하고 있어 다른 분석국들과 기준을 동일하게 적용하기 위해 Abiad et al. (2008)의 데이터를 따랐다.

4) Iceland의 경우는 Edmonds et al. (2009)에서 금리자유화가 완전히 이루어진(Interest Rates Fully Liberalized) 경우만 제시되어있어서 이 시점을 사용하였다(Abiad et al. (2008) 기준으로 4에 해당한다).

5) Panama의 경우, Popov(2011)에서 금융자유화가 이루어지지 않은 국가로 언급하고 있음을 근거로 금융자유화가 이루어지지 않은 국가로 분류하였다.

www.kci.go.kr

〈부표 2〉 주택가격지수 출처

국가명	표본기간	데이터 출처
Argentina	1976-2010	National Statistics & Census Institute
Australia	1975-2010	Federal Reserve Bank of Dallas
Austria	1986-2010	Bank for International Settlements(BIS)
Belgium	1975-2010	Federal Reserve Bank of Dallas
Brazil	1989-2010	Banco de Dados Agregados
Bulgaria	1993-2010	Bank for International Settlements(BIS)
Canada	1975-2010	Federal Reserve Bank of Dallas
China	1984-2010	National Bureau of Statistics of China
Colombia	1994-2010	Departamento Administrativo Nacional de Estadistica
Denmark	1975-2010	Federal Reserve Bank of Dallas
Dominican Republic	1999-2008	National Statistics Office
Finland	1975-2010	Federal Reserve Bank of Dallas
France	1975-2010	Federal Reserve Bank of Dallas
Germany	1975-2010	Federal Reserve Bank of Dallas
Greece	1994-2010	Bank for International Settlements(BIS)
Hong Kong	1980-2010	Census and Statistics Department, BIS
Hungary	2001-2010	Bank for International Settlements(BIS)
Iceland	2000-2010	Bank for International Settlements(BIS)
Indonesia	1994-2010	Bank of Indonesia
Ireland	1975-2010	Federal Reserve Bank of Dallas
Italy	1975-2010	Federal Reserve Bank of Dallas
Japan	1975-2010	Federal Reserve Bank of Dallas
Korea	1974-2010	KOSIS, Federal Reserve Bank of Dallas, Kim(1993)
Malaysia	1999-2010	Central Bank of Malaysia
Netherlands	1975-2010	Federal Reserve Bank of Dallas
New Zealand	1975-2010	Federal Reserve Bank of Dallas
Norway	1975-2010	Federal Reserve Bank of Dallas
Philippines	1985-2010	Bangko Sentral ng Pilipinas, Colliers International
Poland	2003-2010	Bank for International Settlements(BIS)
Portugal	1988-2010	Bank for International Settlements(BIS)
Russia	1996-2010	Federal State Statistics Service, BIS
Singapore	1975-2010	Urban Redevelopment Authority
South Africa	1973-2010	Bank for International Settlements(BIS)
Spain	1975-2010	Federal Reserve Bank of Dallas
Sweden	1975-2010	Federal Reserve Bank of Dallas
Switzerland	1975-2010	Federal Reserve Bank of Dallas
Thailand	1991-2010	Bank of Thailand
United Kingdom	1975-2010	Federal Reserve Bank of Dallas
United States	1975-2010	Federal Reserve Bank of Dallas
Uruguay	1985-2010	Instituto Nacional de Estadistica, Situacion Inmobiliario

www.kci.go.kr

An Empirical Study on Credit Booms, Housing Price Bubbles, Public Debt and Systemic Banking Crises

Jinbaek Park* · Young Lee**

Abstract

This paper investigates the effect of credit booms on systemic banking crises which is defined as the coincidence of the financial distress and the spillover on the real economy. Using a panel data of 45 countries over 1973-2010 on systemic banking crises data from Laeven and Valencia (2012) and private credit loan data from IMF IFS, we find that credit booms precede crises and work as a cause. In the analysis, we add real house price fluctuation. Unlike Gourinchas and Obstfeld (2012)'s result, we find a new evidence that credit booms significantly affect the systemic banking crises in both advanced and emerging economies after financial liberalization. We also find housing prices begin to drop before crises in advanced economies while begin to drop price only after crises in emerging markets.

Key Words: credit boom, systemic banking crisis, housing price bubble, public debt
JEL Classification: E5, G2, E3, H6

Received: March 9, 2013. Revised: July 8, 2013. Accepted: Oct. 22, 2013.

* First Author, Ph. D. Candidate, Department of Economics and Finance, Hanyang University, 222 Wangsimni-ro, Seongdong-gu, Seoul 133-791, Korea, e-mail: makinoid@gmail.com

** Corresponding Author, Professor, Department of Economics and Finance, Hanyang University, 222 Wangsimni-ro, Seongdong-gu, Seoul 133-791, Korea, Phone: +82-2-2220-1023, e-mail: younglee@hanyang.ac.kr

www.kci.go.kr