

換率基盤 安定化政策과 巨視金融變數들의 動態的 變化에 관한 實證研究⁽¹⁾

朴 廷 洙

본 연구는 International Financial Statistics의 연도별 국가자료를 바탕으로 환율기반 안정화정책(Exchange Rate Based Stabilization, ERBS)하에서 자산가격, 외환보유고, 실질이자율 등의 거시변수들의 변화에 대한 실증분석을 하고 이를 통해 이러한 거시금융 변수들의 움직임에 대한 설명을 더하고자 했다. 실증분석의 결과 ERBS가 유지되는 상황에서 외환보유고의 급감, 자산가격의 급락, 실질이자율의 급등이 일어나는 경우는 해당 국가의 국민들이 정부에 대한 신뢰가 없는 상황에서 자본이동이 급격하게 정지될 때 발생한다는 사실이 여러 회귀분석의 결과에서 확인되었다. 이러한 실증결과는 ERBS정책이 실패하는 여러 국가들에서 巨視變數들이 어떠한 경로를 따르는가에 대한 이해를 증진시키고 ERBS정책의 효과가 각국의 조건에 따라 다름을 보여 주어 거시경제정책 입안에 도움을 주리라 기대한다.

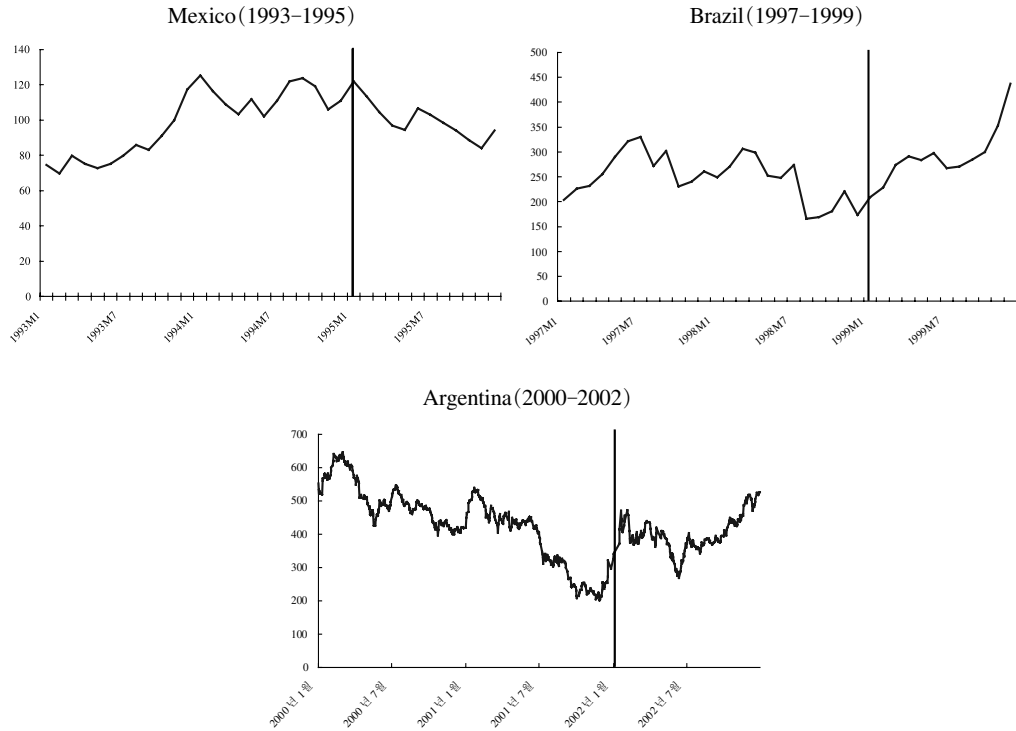
1. 序 論

換率基盤 安定化政策(Exchange Rate Based Stabilization, ERBS)이란 지난 30년간 여러 개발도상국들이 초인플레이션, 경기후퇴, 국가재정악화 등의 거시 불안요소에 직면해 있을 때 거시경제의 정상화를 도모하기 위해 사용해 온 주요 거시경제정책 중 하나다. 이는 자국 정부의 거시정책에 대한 신뢰가 무너진 상황에서 주요국 통화 대비 자국 통화의 환율에 대한 변화율을 사전에 정하고 이를 공표함으로써 자국 통화정책에 대한 국민의 신뢰를 회복하고자 하는 노력으로 볼 수 있다.⁽²⁾

과거 1970년대와 1980년대에 걸쳐서 ERBS정책을 채택한 여러 국가들을 볼 때 ERBS정책은 초기에는 어느 정도 정책적 성과를 이루었지만 시간이 흐름에 따라서 결국 애초 공표된 환율의 경로가 지켜지지 못하고 급격한 환율 변동과 함께 포기됨으로써 ERBS가 폐기된 경우가 많다. 이들 국가들의 경험을 보면 통상적으로 실질환율이 급격하게 절상하

(1) 이 연구는 서울대학교 경제연구소 기업경쟁력 연구센터에 지원된 서울대학교 발전기금의 연구비 지원을 통해 수행되었다.

(2) 이때 공표된 환율의 변화율이 0의 값을 가질 수도 있으며 그러한 경우는 고정환율제를 의미한다.

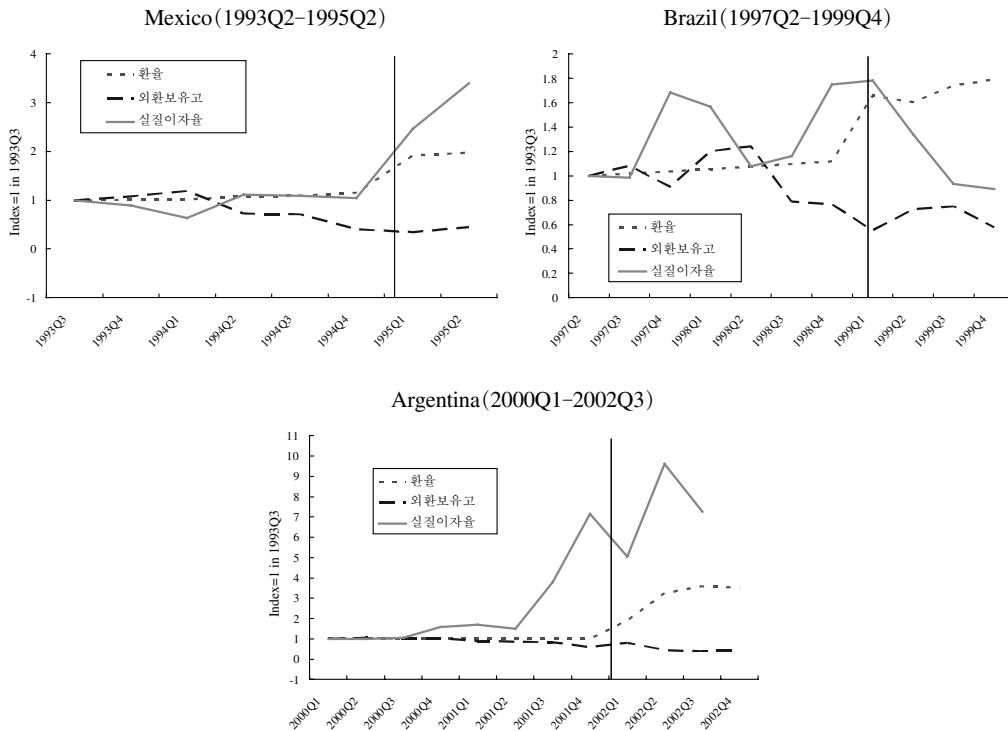


資料: *International Financial Statistics*, IMF.

〈그림 1〉 Mexico, Brazil, Argentina의 株價指數 推移(外換危機 前後)

고 초기에는 경기팽창을 보이지만 후반에는 급격한 景氣後退를 겪는 것을 관찰할 수 있다. ERBS정책 전후의 경기의 변화패턴과 더불어 실질이자율, 자산가격 등과 같은 금융변수들의 변화도 최근 관심을 끌고 있다. 〈그림 1〉에서는 최근 ERBS정책들을 채택했다가 포기한 세 국가들(1994년의 Mexico, 1998년의 Brazil, 2001년의 Argentina)의 경우 주가지수가 ERBS체제 전후로 어떻게 변화하였는지를 보여주고 있다. 세 경우 모두에서 ERBS체제가 붕괴하기 전에 주가지수가 급격히 하락하거나 정체하고 있음을 볼 수 있고, Brazil과 Argentina의 경우는 주가지수가 붕괴하기 전에 이미 저점을 지나고 있음을 확인할 수 있다. 이처럼 ERBS정책 채택과 폐기를 중심으로 주요 거시경제변수가 일정한 변화의 패턴을 보이는데 본 연구는 이를 설명하는 이론적 근거를 살펴보고 이를 실증적으로 뒷받침해 보고자 한다. 특히 본 연구는 ERBS체제하에서 자산가격, 실질이자율, 외환보유고 등의 주요 거시변수들의 변화를 이끄는 동인이 무엇인가에 초점을 맞추고자 한다.

ERBS와 관련된 많은 연구들은 ERBS체제하에서 경기 팽창-후퇴 국면과 실질환율의 동



資料: *International Financial Statistics*, IMF.

〈그림 2〉 Mexico, Brazil, Argentina의 主要 巨視金融變數 推移(外換危機 前後)

태적 변화를 설명하는 데에 주로 집중하고 있다. 반면에 자산가격, 외환보유고, 실질이자율 등의 주요 거시변수들의 움직임들에 대한 이론적·실증적 분석과 설명을 시도한 연구는 매우 드물다. 본 연구는 최근 아시아와 남미에서의 ERBS체제하에서 이러한 변수들이 체계적인 모습을 보이며 움직인 사실들에 주목한다. Kaminsky and Reinhart(1999)는 76개국의 이머징마켓 외환위기를 분석해 본 결과 환율이 급변하기 전 평균 18개월 전부터 주가의 지속적인 하락이 시작되고 환율이 급변한 직후부터 회복되는 패턴을 밝힌 바 있다. 동아시아 외환위기 전년도인 1996년도의 경우 한국에서는 주가지수가 20%, 태국에서는 약 30% 떨어졌고 멕시코에서는 1995년도 폐소위기까지 치닫는 동안에 약 50%까지 떨어진 바 있다. Atkeson and Rios-Rull(1996)은 1995년도 멕시코가 외환위기를 겪을 당시 ERBS체제가 무너지기 전에 外換保有高가 급격하게 줄어들고 實質利子率이 급격히 상승하는 움직임을 보인다는 점을 확인하였다. Calvo and Vegh(1993)도 남미의 여러 ERBS체제를 분석한 결과 ERBS가 끝나기 전에 외환보유고가 감소 추세를 보이고 실질이자율이

급등하는 점을 지적했다. 이러한 사실들은 외환위기를 전후로 하여 Mexico, Brazil, Argentina 등의 국가에서 주요 거시금융변수들이 어떻게 변화했는가를 보여주는 〈그림 2〉에서 확인할 수 있다.

ERBS의 채택 및 붕괴 전후로 하여 자주 볼 수 있는 주요 거시변수들의 체계적 움직임에 대해서는 Calvo(1986)와 Calvo and Vegh(1993)가 이론적 설명을 제시하고 있다. 이 연구들은 ERBS가 채택되는 많은 국가들에 있어서 해당 국민들이 정부정책에 대해 신뢰를 갖지 못한다고 하는 정부불신가설 또는 不完全信賴假說(imperfect credibility hypothesis)을 가정한다. 그리고 ERBS정책이 채택되어 유지될 때와 실패하여 폐기될 때의 과정 속에서 보이는 소비와 경상수지의 패턴을 이론적으로 설명하고 있다. 하지만 그 이외의 주요 거시변수들의 움직임에 대해서는 현실과 일치하지 않는 예측을 하고 있거나 아예 설명하고 있지 않다. 이에 대해 최근 Singh and Subramanian(2008)에서는 불완전신뢰가설을 채택한 Calvo의 이론적 틀에 자본이동의 急斷絶 또는 急反轉(sudden stops, sudden reversal)이라는 가정을 추가적으로 도입하여 앞서 설명한 변수들의 동태적 움직임들을 이론적으로 설명하고 있다.

본 연구에서는 ERBS를 채택한 국가들에서 ERBS가 붕괴하기 전의 기초변수들의 동태적 움직임을 결정하는 데 있어서 불완전신뢰가설과 자본이동의 급단절이 중요한 요인으로서 역할을 한다는 이론적 결과를 뒷받침하는 실증적 분석을 제공하고자 한다. 또한 앞서 기술한 ERBS하에서 볼 수 있는 기초변수들의 공통된 움직임이 국민의 불완전신뢰와 자본이동의 급단절이라는 두 요인이 함께 작용하는 경우에만 발생한다는 점을 보이고자 한다. 그러므로 본 연구는 최근 환율의 안정을 통하여 거시경제 안정을 도모하고자 하는 여러 아시아 및 남미의 개발도상국에서 나타난 거시기초변수들의 다양한 움직임을 체계적으로 이해하는 데 도움이 될 것으로 본다.

제2장에서는 실증분석의 토대가 되는 이론적 틀을 제공하고 제3장에서는 자료와 계량모형을 소개한 후 제4장에서는 실증분석의 결과를 논한다. 제5장은 결론과 후속연구에 대한 논의를 한다.

2. 理論的 背景

ERBS체제하에서 기초변수들의 동태적 패턴을 설명하는 기존의 이론적 틀들은 앞서 언급한 변수들의 움직임을 만족스럽게 설명하지 못하고 있다. ERBS체제하에서 소비와 경상수지의 동태적 변화를 설명한 획기적인 연구로는 Calvo(1986)와 Calvo and Vegh(1993)

의 불완전신뢰가설(imperfect credibility hypothesis)이 있다. 이들 연구에서는 ERBS하에서 거시변수들의 동태적 변화를 이끄는 원인은 근본적으로 국민이 정부정책에 대한 信賴를 갖지 못하는 데 있다고 본다. 정부가 ERBS를 공표하고 지킬 것을 약속하지만 국민들은 ERBS가 결국 정부에 의해서 지켜지지 못하고 폐기될 것이라고 보는 것이다. 그러므로 국민들은 ERBS가 일시적으로만 존재한다고 인식하게 되고 국민들이 동태적 최적화를 할 때 기간별 상대가격이 왜곡되므로 ERBS가 지켜질 동안에만 소비가 팽창하고 경상수지 적자를 보이며 대규모 자본유출과 함께 ERBS가 결국 폐기되고 소비가 다시 위축된다고 설명한다. 이러한 이론들은 소비의 膨脹과 萎縮過程(boom-bust cycle)은 대체로 잘 설명하고 있으나 나머지 기초변수들의 움직임을 제대로 설명하지 못하고 있다. 특히 자본의 완전한 이동을 가정하고 있는 Calvo의 이론적 틀에서 보면 ERBS가 유지되고 있는 상태에서는 자산 가격과 실질이자율의 변화가 없다. 또한 외환보유고는 ERBS 초기에 증가한 후에 변화가 없고 ERBS가 끝남과 동시에 감소하는 모습을 보인다. 이러한 예측들은 최근 ERBS하에서 외환위기를 겪은 여러 국가들의 경험과 일치하지 않는 것으로 확인되었다.

Mendoza and Smith(2002)에서는 ERBS프로그램이 붕괴하기 이전에 자산가격이 하락하는 것을 확인하였다. Aiyagiri and Gertler(1999)의 폐쇄모형을 발전시킨 Mendoza(2000)에서 이러한 현상을 이론적으로 설명하고 있다. 소국개방경제의 내국민들은 마진콜에 직면해 있는데 마진콜이 발생하는 경우 신용제약에 걸리게 되고 이는 실효실질이자율을 상승시키는 요인이 된다. 또한 이는 증권을 fire-sell 하게끔 한다. 외국투자자들은 포트폴리오 조정비용을 감안하게 되는데 이 때 제공되는 증권을 할인된 가격에 사게 된다.

최근 Singh and Subramanian(2008)의 모형은 ERBS하의 변수들의 움직임에 대하여 다음과 같은 설명을 하고 있다. ERBS가 채택된 국가의 국민들은 정부의 정책을 신뢰하지 못하고 있어 미래의 주어진 시점 T^* 에 ERBS가 폐기될 것으로 기대한다. 이때 기간별로 인플레이션의 차이가 발생할 것을 소비자들은 미리 알고 있기 때문에 ERBS가 유지되는 저인플레이션 기간에는 소비를 늘리고 그 후에는 줄이려고 한다. 정상적인 소비보다 높은 수준의 소비 때문에 발생한 경상수지 및 무역수지 적자는 外部借入으로 감당한다. 시점 T^* 가 도래하기 이전에 개인들의 채무가 어느 일정 수준을 상회하기 시작하고 이 때 가계는 외부차입으로부터 단절된다. 자본유입에는 제약이 발생하지만 자본유출에는 제약이 없는 상태에 이른다. 하지만 역시 인플레이션이 아직 미래에 기대되는 수준보다 낮은 수준으로 유지되고 있으므로 가계는 높은 소비수준을 그대로 유지한다. 가계는 더 차입하여 소비를 하고자 하지만 차입에 제약이 발생하였기 때문에 자산을 팔게 되고 이로 인해

자산의 가격이 하락하게 된다. 자산의 가치가 하락함에 따라서 소비의 수준도 점차 하락하게 된다. 소비자들의 소비수준이 희망하는 소비수준보다 낮아지기 때문에 실질이자율은 상승하게 된다. 경상수지 적자를 감당하기 위해 외환보유고를 처분하게 되어 외환보유고는 점차 고갈되는 수준에 이르게 된다.

본 연구에서는 이와 같은 기초변수들의 변화를 설명하는 이론들을 실증적으로 검증해 보고자 한다. 특히 Singh and Subramanian(2008)에서 논의된 정부에 대한 불신과 자본이동의 단절을 주요 요인으로 간주하고 이 요인들이 ERBS하에서의 기초변수들의 움직임에 유의한 영향을 주는지, 더 나아가 이론과 일치하는 방향으로 영향을 주는지를 파악해 보고자 한다.

3. 資料說明과 實證模型

본 연구의 실증분석에 사용될 자료는 IMF의 *International Financial Statistics(IFS)*의 분기별 데이터를 기초로 한다. 본 연구에서는 ERBS체제가 붕괴되기 전 유지되는 기간에서 변수들의 움직임을 살펴보는 것을 목표로 한다. 그러므로 ERBS체제하의 환율 ‘安定期(tranquil period)’에 해당하는 표본을 여러 가지 방법으로 추출해 낸 다음, 그 표본 안에서 자산가격, 외환보유고, 실질이자율 등의 변화를 이끄는 변수들을 찾코자 한다. 한 가지 중요한 문제점은 ERBS정책을 채택한 국가와 기간을 정확히 추출해 내기 어렵다는 데에 있다. 그러므로 다음과 같은 네 가지 표본을 고려하고 이 표본들에 대해서 실증분석을 수행함으로써 결과의 강건성을 확인해 보고자 한다. 우선 기본적으로 OECD 국가들과 구동구권 국가들을 제외하고 1975~2001년까지 IFS에 존재하는 모든 자료를 사용하기로 한다. OECD 국가들을 제외한 이유는 ERBS정책은 주로 개발도상국들이 채택한 것으로 보기 때문이고 구동구권 국가들을 제외한 이유는 이들 국가들에서는 실증분석에서 고려하지 못하는 자본이동에 대한 제약이 상대적으로 많다고 판단되었기 때문이다. IFS에 자료가 존재하며 이러한 기준들을 충족시키는 국가들은 33개의 개발도상국들로 확인되었다.⁽³⁾

본 연구는 다음과 같은 네 가지 표본을 사용하였다. 표본 1은 ‘安定的 換率體制’라고

(3) 33개의 국가들의 목록은 다음과 같다: Argentina, Bahamas, Bangladesh, Bolivia, Brazil, Chile, Colombia, El Salvador, Ethiopia, Guatemala, Hong Kong, India, Indonesia, Israel, Jordan, Korea, Mexico, Myanmar, Nepal, Pakistan, Panama, Papua New Guinea, Peru, Philippines, Seychelles, Sri Lanka, Sudan, Suriname, Thailand, Tonga, Vanuatu, Venezuela, Zimbabwe.

정의되며 이는 각 분 기간 대미 환율의 변동폭이 5% 이하인 표본으로 제한하였다. Frankel and Rose(1996)와 Milesi-Ferreti and Razin(1998)에서는 대미 환율의 연간 절하폭이 25% 이상인 경우를 외환위기로 규정하고 있어, 본 연구에서는 이를 분기단위 기준으로 바꾸면서 약간 더 보수적인 기준을 마련하였다.

표본 2는 '固定換率體制' 라고 정의되며 이는 표본 1의 기준을 좀 더 강화하여 분기별 환율의 변화가 1% 이하인 표본으로 국한하였다. 이 표본은 고정환율을 택한 ERBS프로그램들의 '安定的' 환율 기간들을 포함하며 이들로만 구성된 표본에 근사할 것으로 본다. 표본 3은 'ERBS體制' 라고 정의되며 이는 Easterly(1996)와 Hamann(2001), 그리고 Calvo and Vegh(1999)에서 확인된 ERBS체제들 중 IFS에 분기별 자료가 있는 국가와 기간들을 추출하였다. 최종적으로 'ERBS체제' 표본은 5개국 9개의 기간으로 확인되었다 (Argentina, Brazil, Iceland, Israel, and Mexico).⁽⁴⁾ 표본 4는 '總 標本' 으로 정의하고 표본 1, 2, 3의 합집합으로 하였다.

실증모형에 사용될 종속변수들과 독립변수들은 다음과 같이 구성하였다. 외환보유고의 급격하고 지속적인 감소를 반영하는 변수로 IRES를 구성하였는데 이는 외환보유고가 현 분기와 그 다음 분기에 연속으로 5% 이상의 감소를 보일 때, 또는 현 분기에 10%의 급격한 감소를 보일 때 1을 취하고 그 이외의 경우에는 0을 취하는 表示函數(indicator function)이다.⁽⁵⁾

자산가격의 지속적이고 유의한 하락을 반영하는 변수는 IASSET으로 구성하였는데 이는 현재와 다음 분기에 연속으로 5% 이상 자산가격이 하락할 경우 또는 현 분기에 10% 이상 하락할 경우에 1을 취하고 그 이외의 경우는 0을 취하는 표시함수이다. 실질이자율의 급격한 상승을 나타내는 변수 IRRATE는 실질이자율이 현재와 다음 분기에 연속으로 50ppt 이상의 상승을 보일 경우 1을 취하고 그 이외의 경우는 0을 취하는 표시함수이다. 실질이자율은 단기 국채이자율에서 기대인플레이션율을 차감해서 구했는데 기대인플레이

(4) Calvo and Vegh(1999)에 수록된 모든 기간들에서 ERBS를 채택한 첫 세 분기는 표본에서 제외하였다. 그 이유는 초기 변수들의 움직임은 ERBS체제 이전의 불안정한 경제환경에 의해 영향을 받을 것으로 추정하기 때문이다. 최종적으로 표본 3으로 확인된 기간은 다음과 같다: Argentina 1979Q4-1980Q4, 1986Q2-1986Q4, 1992Q1-2001Q4; Brazil 1986Q3; Mexico 1989Q2-1994Q4; Iceland 1984Q3; Israel 1986Q2-1986Q4; 1990Q3-1991Q1, 1992Q2-1998Q3.

(5) IRES가 외환보유고의 급격한 감소에 대한 대리변수로서 적합하지 않을 수도 있기 때문에 다른 대리변수도 고려하였다. 현재와 다음 분기 연속으로 외환보유고가 5% 이상의 감소를 보일 때 1을 취하고 그 이외의 경우에는 0을 취하는 표시함수(IRES2)와 현재 분기에 외환보유고가 10% 이상의 감소를 보이고 다음 분기에도 감소를 하는 경우에 1을 취하고 그 이외의 경우에는 0을 취하는 변수(IRES3)들을 고려한 경우에도 실증분석에 있어서 질적인 결과는 크게 다르지 않았다.

선 추정에는 현재와 다음 분기의 CPI 변화율이 사용되었다.⁽⁶⁾

정부가 ERBS체제를 얼마만큼 유지할 의지가 있고 그럴 능력이 있는가를 국민들이 판단하고 이러한 판단을 국민들이 갖고 있는 정부정책에 대한 불신의 정도 또는 불완전신뢰성이라고 하자. 본 연구에서는 국민들이 그 판단의 근거를 자국 정부의 과거 거시경제 운영 성과에 둔다고 가정한다. 그러므로 불완전신뢰성을 나타내는 변수 ICRED는 과거 10년간 해당 국가가 경험한 외환위기의 건수로 정의하였다.⁽⁷⁾ 여기에서 외환위기는 한 분기에 통화 가치가 50% 이상 하락하는 것을 기준으로 삼았고 외환위기의 건수를 계산하는 데 있어서 중복계산을 피하기 위해 외환위기 발생 후 8분기 이내에 또 다시 통화 가치가 50% 이상 하락하는 경우는 새로운 외환위기로 간주하지 않았다.

신용제약이 발생하는 것을 의미할 수 있는 자본이동의 급단절을 나타내는 변수는 단기 자본의 이동을 반영하는 포트폴리오 투자의 흐름을 사용하여 구성하였다. 포트폴리오 투자 유입의 급감을 나타내는 IPORT는 포트폴리오 투자의 유입이 현재와 다음 분기에 연속으로 40% 이상 감소하거나 현 분기에 80% 이상 감소하는 경우 1을 취하고 그 이외의 경우에는 0을 취하는 표시함수다.⁽⁸⁾ 그러므로 ICRED와 IPORT의 교차항이 유의한 양의 값을 갖는 경우가 정부에 대한 신뢰가 완전하지 않은 국가에서 자본유입의 급격한 단절이 발생하는 경우라고 볼 수 있다.

회귀분석에는 외환보유고의 변화, 자산가격, 실질이자율 등에 영향을 미칠 수 있는 통제변수들이 포함되었다. 최근 네 분기의 GDP 대비 포트폴리오 투자 유입의 비율을 PT_GDP로 정의하고 이를 기초로 단기자본에 대한 노출이 IRES, IASSET, IRRATE에 미치는 영향을 통제하려고 했다. 또한 국내이자율과 미국이자율의 최근 네 분기간의 차이를 평균하여 DINTR로 정의했는데 이는 국경 간 자본이동의 불완전성을 나타내는 대리변수로 간주하였다.

본 연구에서는 ERBS 기간 중 외환보유고, 자산가격, 그리고 실질이자율의 유의미한 변

(6) 실질이자율이 현재와 다음 분기에 25ppt 이상 상승하는 경우 1을 취하는 표시함수, 또는 현재와 다음 분기에 100ppt 이상 상승하는 경우 1을 취하는 표시함수를 사용하였을 때에도 다음 장의 실증분석에서 질적으로 동일한 결과를 얻었다.

(7) 이와 더불어 다른 대리변수도 고려하였다. Calvo and Vegh(1999)에서는 이자율의 변동성 지수를 사용하였는데 여기에서는 이자율의 분산을 변동성 지수로 택한 경우와 이자율이 분기당 4ppt 이상 변할 확률을 변동성 지수로 택한 두 가지 경우를 고려하였다. 그리고 그 분산과 확률은 해당 분기 이전 20분기 자료를 바탕으로 구하였다. 하지만 두 경우 모두 다음 장의 실증분석에서 확실하고 일관성 있는 결과를 보여주지 못하였다.

(8) 포트폴리오 투자의 유입이 현재와 다음 분기에 연속으로 30% 이상 감소하거나 현 분기에 60% 이상 감소하는 경우 1을 취하고 그 이외의 경우에는 0을 취하는 표시함수로 IPORT2를 정의한 경우에도 실증분석의 결과는 크게 달라지지 않았다.

화에 주목한다. 앞서 제시한 이들 변수들의 질적 변화와 이를 설명한 이론을 검증하고자 한다. 주요 변수들의 질적인 변화가 어떠한 경우에 일어나는지를 구하고자 하므로 이들 변수들을 IRES, IASSET, IRRATE의 표시함수로 구성하였고, 이들 변수들이 1의 값을 가질 확률을 종속변수로 하는 probit 모형을 가정하고 이를 최우도추정법을 사용하여 추정하기로 한다.

4. 實證分析 結果

본 장에서는 전 장에서 제시한 개발도상국의 네 가지 분기별 표본을 기초로 ERBS체제 하에서 어떤 경우에 지속적인 외환보유고의 감소, 자산가격의 하락, 실질이자율의 상승 등의 움직임이 나타나는가에 대한 실증적 근거를 살펴보고자 한다.

〈表 1〉은 외환보유고의 변화를 나타내는 IRES를 종속변수로 하는 probit 모형을 ‘安定的 換率體制’ 표본인 표본 1을 사용하여 추정하였다. 모형 (i)에서는 ICRED가 IRES에 유의한 영향을 미치지 못한다는 점을 보이고 있고 모형 (ii)와 (iii)에서는 IPORT가 유의하지 않음을 보이고 있다. 반면 모형 (iv)와 (v)에서는 ICRED와 IPORT의 교차항의 계수가 양의 값을 가지며 유의함을 보이고 있다. 이러한 결과를 종합해 보면 정부에 대한 신뢰가 불완전하거나 자본유입의 단절이 발생하여도 외환보유고에는 유의하고 지속적인 변화가 일어나지 않지만 그 두 요인이 동시에 존재할 경우에는 외환보유고가 급격하고 지속적으로 감소하는 현상이 나타날 가능성이 높다는 것을 의미한다.

〈表 2〉에서는 ‘ERBS’ 체제로 정의된 표본 2, ‘固定換率體制’로 정의된 표본 3, 그리고 표본1, 2, 3을 모두 합한 ‘總 標本’ 표본 4에서 위의 결과를 다시 한번 검증해 보았다. 모형 (iii), (v) (표본 3과 4)에서는 IPORT 단독으로는 IRES에 유의한 영향을 미치지 않지만 모형 (i) (표본 2)에서는 IPORT가 단독으로 IRES에 긍정적인 영향을 미친다. 모형 (vi) (표본 4)에서는 ICRED와 IPORT의 교차항이 유의하지 않으나, 모형 (ii)와 (iv) (표본 2와 3)에서는 교차항이 유의함을 알 수 있었다. 이처럼 일관된 결과는 볼 수 없지만 대부분의 경우에서 교차항이 유의하므로 〈表 1〉의 결과를 대체로 뒷받침한다고 볼 수 있다.

〈表 3〉에서는 자산가격의 급격한 하락을 나타내는 IASSET을 종속변수로 하는 probit 모형을 ‘안정적 환율체제’ 표본인 표본 1 하에서 추정하였다. 모형 (i)에서는 ICRED가 IASSET에 유의한 영향을 미치지 못함을 볼 수 있고 모형 (ii)와 (iii)에서는 IPORT가 유의하지 않음을 볼 수 있다. 반면 모형 (iv)와 (v)에서는 ICRED와 IPORT의 교차항의 계

〈表 1〉 外換保有高的 持續的인 減少: 표본 1 (安定的 換率體制)

종속변수: IRES					
	(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)
변수	dP/dx	dP/dx	dP/dx	dP/dx	dP/dx
상수항	-0.219*** (-12.043)	-0.225*** (-12.866)	-0.224*** (-14.483)	-0.221*** (-15.148)	-0.223*** (-13.423)
ICRED	-0.017 (-0.894)				
IPOINT		0.016 (0.435)	0.028 (0.780)		
IPOINT*ICRED				0.094** (2.154)	0.094* (1.812)
PT_GDP	-1.945** (-2.112)	-2.375** (-2.532)	-1.755** (-2.290)	-2.048*** (-2.652)	-2.544** (-2.745)
DINTR					0.001 (1.637)
관찰치	598	588	653	641	581
종속변수가 양인 관찰치의 수	79	77	87	84	75
Pseudo R ²	0.031	0.031	0.012	0.017	0.035
LR chi-squared statistics	15.462	16.210	7.254	10.997	19.401
[p-value]	[.001]	[.001]	[.027]	[.004]	[.000]

註: 최우도회귀방법을 사용한 probit 회귀결과. 표에는 probit slope derivatives에 100을 곱한 수치와 z-통계량을 제시하였다. 종속변수인 IRES는 외환보유고가 지속적인 감소를 보이는 경우에 1을 취하고 그 이외의 경우에는 0을 취하는 표시함수이다. IPOINT는 포트폴리오 투자의 유입의 급감을 나타내는 표시함수이고 ICRED는 정부불신에 대한 지표변수이다. PT_GDP는 최근 네 분기의 GDP 대비 포트폴리오 투자 유입의 비율이고, DINTR는 국내이자율과 미국이자율의 최근 네 분기간의 차이를 평균한 값이다. 이 변수들에 대한 설명은 3장에 자세히 논의되어 있다. *, **, ***는 각각 10, 5, 1퍼센트 수준에서 유의함을 의미한다.

수가 양의 값을 가지며 유의함을 보이고 있다. 이러한 결과를 종합해 보면 정부에 대한 신뢰가 불안정하거나 자본유입의 단절이 발생하여도 자산가격에는 유의한 변화가 일어날 확률이 없다고 볼 수 있지만 그 두 요인이 동시에 존재할 경우에는 자산가격이 급격하고 지속적으로 하락하는 현상이 나타날 확률이 있다는 것을 의미한다.

〈表 4〉에서는 'ERBS' 체제로 정의된 표본 2, '고정환율체제'로 정의된 표본 3, 그리고 '총 표본'인 표본 4에서 IASSET 회귀의 결과를 다시 한번 검증해 보았다. 모형 (iii),

〈表 2〉 外換保有高的 持續的인 減少: 標本 2, 3, 4

	표본 2	표본 2	표본 3	표본 3	표본 4	표본 4
종속변수: IRES	(ERBS)	(ERBS)	(고정환율)	(고정환율)	(총 표본)	(총 표본)
	(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)	(vi)
변수	dP/dx	dP/dx	dP/dx	dP/dx	dP/dx	dP/dx
상수항	-0.227*** (-5.165)	-0.236*** (-5.039)	-0.199 (-8.868)	-0.191*** (-9.142)	-0.236*** (-13.279)	-0.233*** (-13.680)
IPOINT	0.268*** (3.097)		0.048 (0.992)		0.034 (0.920)	
IPOINT*ICRED		0.170** (1.982)		0.133** (2.182)		0.078 (1.504)
PT_GDP	-2.331 (-1.642)	-1.594 (-1.240)	-3.986 (-3.042)	-4.309*** (3.248)	-1.566* (-1.832)	-1.616* (-1.928)
DINTR	0.002 (1.711)	0.002 (1.536)	0.000 (1.189)	0.000 (1.005)	0.001* (1.820)	0.001* (1.694)
관찰치	85	85	279	273	592	585
종속변수가 양인 관찰치의 수	11	11	32	31	79	77
Pseudo R²	0.133	0.132	0.038	0.046	0.025	0.029
LR chi-squared statistics	12.678	6.882	14.801	18.874	12.873	14.431
[p-value]	[.005]	[.076]	[.002]	[.000]	[.005]	[.002]

註: 최우도회귀방법을 사용한 probit 회귀결과. 표에는 probit slope derivatives에 100을 곱한 수치와 z-통계량을 제시하였다. 종속변수인 IRES는 외환보유고가 지속적인 감소를 보이는 경우에 1을 취하고 그 이외의 경우에는 0을 취하는 표시함수이다. IPOINT는 포트폴리오 투자의 유입의 급감을 나타내는 표시함수이고 ICRED는 정부불신에 대한 지표변수이다. PT_GDP는 최근 네 분기의 GDP 대비 포트폴리오 투자 유입의 비율이고, DINTR는 국내이자율과 미국이자율의 최근 네 분기간의 차이를 평균한 값이다. 이 변수들에 대한 설명은 3장에 자세히 논의되어 있다. *, **, ***는 각각 10, 5, 1 퍼센트 수준에서 유의함을 의미한다.

(v) (표본 3와 4)에서는 IPOINT 단독으로 IASSET에 유의한 영향을 미치지 않지만 모형 (i) (표본 2)에서는 IPOINT가 단독으로 IASSET에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 하지만 모형 (ii), (iv), (vi) (표본 2, 3, 4) 모두에서 ICRED와 IPOINT의 교차항이 강하게 유의함을 볼 수 있다.

마지막으로 〈表 5〉에서는 실질이자율의 급격한 상승을 나타내는 IRRATE를 종속변수로 하는 probit 모형을 ‘안정적 환율체제’ 표본인 표본 1 하에서 추정하였다. 이번 회귀에서도 모형 (i)와 (ii)에서 ICRED와 IPOINT가 각각 IRRATE에 유의한 영향을 미치지 못하는

〈表 3〉持續的인 資産價格의 下落: 標本 1 (安定的 換率體制)

종속변수: IASSET					
변수	dP/dx	dP/dx	dP/dx	dP/dx	dP/dx
상수항	-0.247*** (-10.349)	-0.252*** (-11.870)	-0.249*** (-12.077)	-0.246*** (-12.494)	-0.248*** (-12.283)
ICRED	0.008 (0.394)				
IPOINT		0.072 (1.527)	0.026 (0.424)		
IPOINT*ICRED			0.080 (1.214)	0.097* (1.878)	0.156** (2.510)
PT_GDP	0.125 (0.261)	0.069 (0.144)	0.074 (0.161)	0.075 (0.162)	0.014 (0.029)
DINTR	0.000 (0.997)	0.000 (0.924)			0.000 (0.847)
관찰치	468	462	482	485	459
종속변수가 양인 관찰치의 수	90	89	92	93	89
Pseudo-R ²	0.009	0.014	0.009	0.008	0.026
LR chi-squared statistics	3.171	5.316	3.840	3.601	9.296
[p-value]	[.366]	[.150]	[.279]	[.165]	[.026]

註: 최우도회귀방법을 사용한 probit 회귀결과. 표에는 probit slope derivatives에 100을 곱한 수치와 z-통계량을 제시하였다. 종속변수인 IASSET는 자산가격이 유의미하고 지속적인 하락을 보이는 경우에 1을 취하고 그 이외의 경우에는 0을 취하는 표시함수이다. IPOINT는 포트폴리오 투자의 유입의 급감을 나타내는 표시함수이고 ICRED는 정부불신에 대한 지표변수이다. PT_GDP는 최근 네 분기의 GDP 대비 포트폴리오 투자 유입의 비율이고, DINTR는 국내이자율과 미국이자율의 최근 네 분기간의 차이를 평균한 값이다. 이 변수들에 대한 설명은 3장에 자세히 논의되어 있다. *, **, ***는 각각 10, 5, 1퍼센트 수준에서 유의함을 의미한다.

것을 보이고 있다. 반면 모형 (iii)에서는 ICRED와 IPOINT의 교차항의 계수가 양의 값을 가지며 유의함을 보이고 있으며 이는 다른 회귀결과와 유사하게 역시 정부에 대한 신뢰가 불안전할 때 자본유입의 단절이 발생하는 경우에만 실질이자율이 급격하게 상승할 확률이 있다는 것을 의미한다.

〈表 6〉에서는 모형 (iii), (v) (표본 3과 4)에서는 IPOINT 단독으로는 IRRATE에 유의한 영향을 미치지 않지만 모형 (i) (표본 2)에서는 IPOINT가 단독으로 IRRATE에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 하지만 모형 (ii), (iv), (vi) (표본 2, 3, 4) 모두에서

〈表 4〉 持續的인 資産價格의 下落: 標本 2, 3, 4

	표본 2	표본 2	표본 3	표본 3	표본 4	표본 4
종속변수: IASSET	(ERBS)	(ERBS)	(고정환율)	(고정환율)	(총 표본)	(총 표본)
	70	68	166	164	118	116
변수	dP/dx	dP/dx	dP/dx	dP/dx	dP/dx	dP/dx
상수항	-0.239*** (-4.114)	-0.215*** (-3.928)	-0.236*** (-7.047)	-0.240*** (-7.500)	-0.251*** (-11.890)	-0.248*** (-12.350)
IPORT	0.227* (1.814)		0.025 (0.338)		0.064 (1.373)	
IPORT*ICRED		0.287** (2.467)		0.144* (1.734)		0.149** (2.439)
PT_GDP	-1.272 (-0.841)	-2.077 (-1.303)	0.037 (0.072)	-0.012 (-0.024)	0.050 (0.106)	0.002 (0.004)
DINTR	0.000 (0.327)	0.000 (0.311)	-0.000 (0.515)	-0.001 (-0.600)	0.000 (0.935)	0.000 (0.859)
관찰치	85	85	211	209	466	463
종속변수가 양인 관찰치의 수	17	17	40	39	89	89
Pseudo-R ²	0.039	0.091	0.002	0.024	0.013	0.025
LR chi-squared statistics	3.330	6.919	0.429	3.378	4.883	8.930
[p-value]	[.344]	[.075]	[.934]	[.337]	[.181]	[.030]

註: 최우도회귀방법을 사용한 probit 회귀결과. 표에는 probit slope derivatives에 100을 곱한 수치와 z-통계량을 제시하였다. 종속변수인 IASSET는 자산가격이 유의미하고 지속적인 하락을 보이는 경우에 1을 취하고 그 이외의 경우에는 0을 취하는 표시함수이다. IPORT는 포트폴리오 투자의 유입의 급감을 나타내는 표시함수이고 ICRED는 정부불신에 대한 지표변수이다. PT_GDP는 최근 네 분기의 GDP 대비 포트폴리오 투자 유입의 비율이고, DINTR는 국내이자율과 미국이자율의 최근 네 분기간의 차이를 평균한 값이다. 이 변수들에 대한 설명은 3장에 자세히 논의되어 있다. *, **, ***는 각각 10, 5, 1퍼센트 수준에서 유의함을 의미한다.

ICRED와 IPORT의 교차항이 강하게 유의함을 볼 수 있다.

이처럼 국민들이 정부에 대한 불신이 있어 현재 채택되고 있는 ERBS가 언젠가는 폐기될 것이라고 생각할 때 자본의 유입이 현저히 감소하거나 단절되어 외국자본차입에 제약이 발생하는 경우 ERBS체제가 붕괴하지 전의 상황에서 외환보유고가 지속적으로 減少하고, 자산가격이 下落하고, 실질이자율이 急騰할 것이라는 이론적 가설을 본 장에서 제시된 대부분의 실증결과가 뒷받침한다고 볼 수 있다.

〈表 5〉 實質利率의 急擊한 上昇: 標本 1 (安定的 換率體制)

종속변수: IRRATE			
변수	dP/dx	dP/dx	dP/dx
상수항	-0.216*** (-14.030)	-0.228*** (-15.545)	-0.223*** (-16.068)
ICRED	-0.014 (-0.871)		
IPOINT		0.035 (1.030)	
IPOINT*ICRED			0.099** (2.383)
PT_GDP	-0.341 (-0.716)	-0.451 (-0.895)	-0.630 (-1.093)
관찰치	605	595	585
종속변수가 양인 관찰치의 수	64	63	60
Pseudo R ²	0.003	0.002	0.013
LR chi-squared statistics	1.610	1.788	6.129
[p-value]	[.447]	[.409]	[.047]

註: 최우도회귀방법을 사용한 probit 회귀결과. 표에는 probit slope derivatives에 100을 곱한 수치와 z-통계량을 제시하였다. 종속변수인 IRRATE는 실질이자율이 급격한 상승을 보이는 경우에 1을 취하고 그 이외의 경우에는 0을 취하는 표시함수이다. IPOINT는 포트폴리오 투자의 유입의 급감을 나타내는 표시함수이고 ICRED는 정부불신에 대한 지표변수이다. PT_GDP는 최근 네 분기의 GDP 대비 포트폴리오 투자 유입의 비율이고, DINTR는 국내이자율과 미국이자율의 최근 네 분기간의 차이를 평균한 값이다. 이 변수들에 대한 설명은 3장에 자세히 논의되어 있다. *, **, ***는 각각 10, 5, 1퍼센트 수준에서 유의함을 의미한다.

5. 結 論

환율기반 안정화정책(ERBS)은 소규모 개방경제의 모습을 취하는 여러 남미 및 아시아 국가들이 과거에 그리고 현재에도 채택하고 있는 거시 안정화 정책이다. 거시 안정이라는 애초에 의도된 정책적 기대효과와는 달리 많은 경우에 있어서 ERBS정책은 실패하고 폐기된 바 있고 그 와중에 자산가격, 외환보유고, 실질이자율 등의 거시변수들의 공통된 움직임이 관찰되었다. 본 연구는 IFS의 연도별 국가자료를 바탕으로 실증분석을 하고 이를 통해 이러한 거시변수들의 움직임에 대한 설명을 더하고자 했다.

실증분석의 결과 ERBS가 유지되는 상황에서 외환보유고의 급감, 자산가격의 급락, 실

〈表 6〉 實質利率의 急擊한 上昇: 標本 2, 3, 4

	표본 2	표본 2	표본 3	표본 3	표본 4	표본 4
종속변수: IRRATE	(ERBS)	(ERBS)	(고정환율)	(고정환율)	(총 표본)	(총 표본)
	77	75	173	171	125	123
변수	dP/dx	dP/dx	dP/dx	dP/dx	dP/dx	dP/dx
상수항	-0.225*** (-5.784)	-0.194*** (-5.689)	-0.227*** (-10.742)	-0.215*** (-10.904)	-0.227*** (-15.460)	-0.223*** (-16.017)
IPORT	0.156* (1.901)		0.061 (1.356)		0.030 (0.892)	
IPORT*ICRED		0.190*** (2.799)		0.136*** (2.680)		0.096** (2.315)
PT_GDP	-0.631 (-0.618)	-1.562 (-1.406)	-0.471 (-0.847)	-0.798 (-1.072)	-0.500 (-0.961)	-0.674 (-1.149)
관찰치	89	89	283	275	599	589
종속변수가 양인 관찰치의 수	9	9	29	27	64	61
Pseudo R ²	0.042	0.168	0.007	0.043	0.002	0.012
LR chi-squared statistics	3.508	9.262	2.412	7.853	1.707	5.968
[p-value]	[.173]	[.010]	[.299]	[.020]	[.426]	[.051]

註: 최우도회귀방법을 사용한 probit 회귀결과. 표에는 probit slope derivatives에 100을 곱한 수치와 z-통계량을 제시하였다. 종속변수인 IRRATE는 실질이자율이 급격한 상승을 보이는 경우에 1을 취하고 그 이외의 경우에는 0을 취하는 표시함수이다. IPORT는 포트폴리오 투자의 유입의 급감을 나타내는 표시함수이고 ICRED는 정부불신에 대한 지표변수이다. PT_GDP는 최근 네 분기의 GDP 대비 포트폴리오 투자 유입의 비율이고, DINTR는 국내이자율과 미국이자율의 최근 네 분기간의 차이를 평균한 값이다. 이 변수들에 대한 설명은 3장에 자세히 논의되어 있다. *, **, ***는 각각 10, 5, 1퍼센트 수준에서 유의함을 의미한다.

질이자율의 급등이 일어나는 경우는 해당 국가의 국민들이 정부에 대한 신뢰가 없는 상황에서 자본이동이 급격하게 정지될 때 발생한다는 사실이 여러 회귀분석의 결과에서 확인되었다. 이러한 실증결과는 ERBS정책이 실패하는 여러 국가들에서 거시변수들이 어떠한 경로를 따르는가에 대한 이해를 증진시키고 ERBS정책의 효과가 각국의 조건에 따라 다를 것을 보여 주어 거시경제정책 입안과 결정과정에 도움을 주리라 기대한다.

차후의 연구에서는 자본이동의 급정지를 가져오는 요인들을 분석하는 것이 하나의 과제일 것이며 또한 실증분석에 사용되는 정부에 대한 국민들의 불신을 측정하는 여러 가지 방법을 고려해 보아야 할 것이다.

서강대학교 經濟學部 副教授
 121-742 서울특별시 마포구 신수동 1번지
 전화: (02)705-8697
 팩스: (02)704-8599
 E-mail: jspark@sogang.ac.kr

參 考 文 獻

- Aiyagari, S. R., and M. Gertler(1999): "Overreaction of Asset Prices in General Equilibrium," *Review of Economic Dynamics*, **2**, 3-35.
- Atkeson, A., and J.-V. Rios-Rull(1996): "The Balance of Payments and Borrowing Constraints: An Alternate View of the Mexican Crisis," *Journal of International Economics*, **41**, 331-349.
- Calvo, G. A.(1986): "Temporary Stabilization: Predetermined Exchange Rates," *Journal of Political Economy*, **94**, 1319-1329.
- Calvo, G. A., and C. A. Vegh(1993): "Exchange Rate Based Stabilization under Imperfect Credibility," in H. Frisch and A. Worgotter(eds.), *Open Economy Macroeconomics*, London, MacMillan Press, 328.
- _____ (1999): "Inflation Stabilization and BOP Crisis in Developing Countries," in J. Taylor and M. Woodford(eds.), *Handbook of Macroeconomics Vol. 1c*, Amsterdam, North-Holland.
- Easterly, W.(1996): "When is Stabilization Expansionary? Evidence from High Inflation," *Economic policy*, **21**, 67-107.
- Frankel, J. A., and A. K. Rose(1996): "Currency Crashes in Emerging Markets: An Empirical Treatment," *Journal of International Economics*, **41**, 351-366.
- Hamann, A. J.(2001): "Exchange-rate-based-stabilization: A Critical Look at the Stylized Facts," *IMF Staff papers*, **48**, **1**, 111-138.
- Kaminsky, G., and C. Reinhart(1999): "The Twin Crises: The Causes of Banking and Balance-of-payments Problems," *American Economic Review*, **89**, **3**, 473-500.
- Mendoza, E.(2000): "Credit, Prices and Crashes: Business Cycles with a Sudden Stop," in S. Edwards and J. Frankel(eds.), *Preventing Currency Crises in Emerging Markets*, University of Chicago Press.

- Mendoza, E., and K. A. Smith(2002): “Margin Calls, Trading Cost, and Asset Prices in Emerging Markets: The Financial Mechanics of the ‘Sudden Stop’ Phenomenon,” NBER Working Paper no. **9286**.
- Milesi-Ferretti, G. M., and A. Razin(1998): “Current Account Reversals and Currency Crises: Empirical Regularities,” NBER Working Paper No. **6620**.
- Singh, R., and C. Subramanian(2008): “Temporary Stabilizations, Sudden Stops and Asset Prices,” *Review of Development Economics*, forthcoming.