KDI 政策研究

제 21 권 제 1 호 1999. I

財閥企業의 過剩投資 및 그 原因에 관한 實證分析 … 韓震熙… 3
論 評 : 李雨憲 / 林暎宰

韓國 外換危機의 發生原因에 관한 實證分析…… 洪基錫 柳德鉉… 59
論 評 : 白雄基 / 辛仁錫

北韓 食糧難의 經濟的 波及效果 …… 曺東昊 張南洙…105
論 評 : 朴淳成 / 兪京濬

編 輯 陣

委員長 薛光彦
幹 事 林暎宰
委 員 金東石 金承塡
辛仁錫 曺東昊
韓震熙 洪基錫
編 輯 柳世熙

編輯問議 : 編輯委員會(958-4176)
購讀問議 : 發刊資料相談室(958-4326~7)

KDI 政策研究

『KDI 政策研究』는 우리나라 經濟·社會의 發展과 관련되어 제기되는 政策的·理論的 問題에 대한 연구결과를 논문형태로 수록하여 年 4回 發刊됩니다. 本誌의 發刊 目的은 大學 및 研究機關의 專門家들은 물론 정부정책담당자들이나 일반 독자들에게 本 研究院의 研究結果를 널리 紹介하는 데에 있습니다.

本誌에 실리는 論文 중 「政策研究」는 주로 懸案政策課題에 대한 分析과 政策代案을 제시하기 위한 연구로서 2人 이상의 院內外 專門家의 指名論評과 함께 게재되고 있습니다. 한편 「研究論文」은 本院의 政策研究過程에서 생산되는 새로운 지식과 정보를 체계적으로 소개하거나 또는 政策研究를 위한 새로운 해석과 접근방법을 모색하기 위한 연구로서 2人 이상의 院內外 專門家의 논평을 거쳐 수록되고 있습니다.

그러나 諸般 政策建議를 포함하여 이들 論文에 報告되는 一切의 內容은 執筆者 個人의 意見이며, 本院이나 編輯委員會의 公式意見과 같지 않을 수도 있습니다. 本誌의 內容은 出處 및 執筆者를 明示하는 한 자유로이 引用할 수 있습니다.

本誌는 발표되는 論文에 대한 讀者들의 솔직하고 생산적인 論評을 환영합니다.

財閥企業의 過剩投資 및 그 原因에 관한 實證分析

韓 震 熙

(本院 硏究委員)

* 본 논문에 대해 아낌없는 조언과 논평을 하여주신 본원의 김준경, 함준호, 홍기석 박사님, 그리고 서울대의 이철희 교수님께 감사드린다 또한 원고정리를 맡아주신 임찬순 연구조원에게도 감사드린다. 나머지 오류는 모두 필자의 탓임을 밝힌다.

◇ 要　約 ◇

본고는 위기 이전 우리나라의 상위 재벌기업이 과연 정부의 암묵적 투자손실보전(implicit loss-protection)에 기인하여 위험이 큰 사업에 과다하게 투자하였는가를 실증적으로 규명하여 보고자 하였다. 본고는 먼저 이론적 모형을 통하여 한 경제에 투자손실보전에 대한 기대하에서 투자를 한 기업과 그렇지 않은 기업이 공존할 때, 전자는 후자에 비하여 1) 투자를 많이 하게 될 뿐 아니라, 2) 불확실성의 증가에 대하여 투자를 더욱 늘릴 유인이 존재한다는 것을 보여주었다.

본고의 실증분석에서는 우리나라 상장기업(제조업 및 전산업)의 투자함수를 1992~97년 기간에 대해 매출액 가속도모형(sales accelerator model)을 이용하여 추정한 결과, 투자손실보전에 대한 기대가 투자결정시 가장 중요하게 작용하였을 것으로 선험적으로 판단되는 5대 재벌기업과 이러한 기대가 가장 작았을 것으로 판단되는 독립기업간에 이론적으로 예상되었던 차이가 관찰되었다.

먼저 전체표본기업에 대한 분석(pooled regressions)에서는 5대 재벌기업은 여타기업에 비하여 매출액의 시차분포와 같은 통상적인 투자의 결정요인으로 설명될 수 없는 높은 투자수준을 유지하였다는 점이 관찰되었다. 또한 이와 같은 투자수준의 차이가 두 그룹간 미래 수익성 전망의 차이, 유동성제약의 정도에 있어서의 차이, 기업규모에서의 차이 등에 기인할 가능성은 작은 것으로 나타났다. 한편 그룹별 분석(regressions by group)에서 5대 재벌기업은 수익률의 불확실성이 증가할 때 오히려 투자를 늘리는 것으로 관찰되었는데, 이는 여타기업에서 불확실성의 계수가 유의하지는 않지만 음수로 추정된 것과는 대조적이었다.

위의 결과는 과거 우리나라의 상위 재벌기업들이 재벌의 부도를 정부가 정치·경제적으로 수용하기 어려울 것이라는 大馬不死의 기대하에 고위험사업에 과다하게 투자하였다는 주장을 뒷받침한다고 판단된다. 향후 유사한 문제의 재발 방지를 위해서는 투자결과에 대한 책임을 투자자인 기업이 져야 함을 철저히 인식하도록 제도 및 관행상 개선노력이 필요하다고 판단되며, 특히 부실기업정리과정에서 부실에 대한 책임을 투자자가 지는 先例를 확립해 나가는 것이 무엇보다 중요할 것이다.

Ⅰ. 序 論

우리나라의 경제위기를 초래한 여러 가지 원인들 가운데 위기 이전 기업들의 과잉투자 등과 같은 경제기초여건(economic fundamentals)의 악화가 매우 중요한 역할을 담당하였다는 견해가 강력히 제기되었음은 잘 알려진 사실이다. 대표적인 예로, Krugman은 아시아의 위기는 전통적인 통화위기이론이 설명하는 것과는 주로 다음과 같은 측면에서 본질적으로 다르다고 주장한다. 즉, 그는 금융기관에 대한 아시아 각국 정부의 암묵적 채무보증 및 부적절한 규제가 도덕적 해이 및 이로 인한 과잉투자·자산가격 버블을 유발시켰으며, 이와 같은 조건을 갖고 있었던 아시아국은 금융위기에 취약할 수밖에 없었다고 주장한다(Krugman [1998]).

이와 같은 주장을 뒷받침할 수 있는 이론적 연구를 기존의 문헌에서 찾아보기는 그리 어렵지 않다. 즉, 먼저 투자손실의 위험으로부터 보호된 금융기관 혹은 기업이 위험한 사업에 과다하게 투자할 유인을 갖는다는 점은 기존의 문헌에 잘 정립되어 있다고 볼 수 있다(Kareken and Wallace [1978], Milgrom and Roberts [1992]). 또한 일부 최근의 연구는 정부의 암묵적 채무보증 및 부적절한 규제가 경제전체적으로도 과잉투자를 유발시킬 수 있다는 결과를 보여주고 있다(McKinnon and Pill [1996], Krugman [1998]).

도덕적 해이로 인한 투자자원 배분의 왜곡 혹은 경제전체적 과잉투자라는 현상은 이론적으로는 충분히 가능한 것이기는 하지만 위기 이전에 이러한 현상이 우리 경제에 과연 존재하였는가에 대한 실증적 연구는 매우 찾아보기 어렵다. 물론 위기를 전

후로 하여 발생한 대규모 재벌기업의 일련의 부도사태 및 이로 인한 금융기관 부실채권의 급증 등을 고려할 때 위와 같은 주장이 어느 정도 설득력을 지닐 수 있다는 추측은 해볼 수 있다. 하지만 이러한 증거는 대부분 逸話的(anecdotal)인 성격에 그치거나, 그렇지 않다고 하더라도 事後的인 관점에서 투자의 사전적 효율성을 평가한 것에 불과하다는 취약점을 지니고 있다고 생각된다.

본고는 위기 이전 우리나라 기업부문이 과연 정부의 암묵적 투자손실보전에 대한 기대에 기인하여 위험이 큰 사업에 과다하게 투자하였는가를 실증적으로 규명하여 보고자 한다.[1] 이와 같이 위기 이전 우리나라 기업부문 투자의 효율성 여부 및 이와 관련된 구조적 문제점을 살펴보는 것은 경제위기의 원인을 이해하기 위한 출발점이자 또한 핵심적인 사안일 것이라고 생각된다. 결론적으로 본고는 정부의 투자손실보전에 대한 기대에 의해서 우리나라의 상위 재벌기업들이 고위험사업에 과도하게 투자를 하였다는 주장을 뒷받침하는 증거를 제시한다.

그러면 과연 암묵적 투자손실보전에 대한 기대는 어떻게 형성된 것이며 어떤 기업들의 투자가 이러한 기대에 의해서 가장 큰 영향을 받았을 것인가? 이 문제의 해답을 얻기 위해서는 과거의 부실기업 정리과정을 간략히 살펴볼 필요가 있을 것이다.[2] 결론부터 말하자면, 우리나라의 경우 비록 과거에 정부가 기업의 채무에 대하여 명시적인 지불보증은 하지 않았다고 할지라도 수차

1) 실증적인 관점에서 또 하나의 중요한 문제는 도덕적 해이를 유발시키는 정부의 암묵적 채무보증에 의하여 경제전체적으로 과연 과잉투자(over-investment)가 존재하였는가 하는 것일 것이나, 이 문제는 본고의 주된 관심에서 벗어난다. 우리나라의 경제위기의 원인에 관한 보다 포괄적인 연구로 Shin and Hahm(1998)을 들 수 있는데, 그들은 90년대 국내 금융기관의 여신규모 및 여러 통화지표의 추이를 살펴봄으로써 위기 이전에 비정상적인 여신팽창이 존재하였다는 주장에 대해 회의적인 견해를 표명하고 있다.

2) 과거 우리나라의 부실기업정리 사례 및 문제점은 金俊經(1991)에 잘 요약되어 있다.

례에 걸친 부실기업 정리과정을 통하여 일부 차입금의 규모가 큰 기업들은 투자의 손실로부터 보호될 수 있다는 믿음을 갖게 되었다고 볼 수 있을 것이다. 예를 들어, 부실화된 차관기업 문제를 해결하기 위하여 1972년에 취해진 8·3조치는 기업의 모든 사채에 대한 지불유예(moratorium)뿐 아니라 은행 차입금에 대한 이자율경감을 동반한 광범위한 만기조정조치를 포함하였다.

Cho and Kim(1997)은 이러한 조치들이 기업의 과다한 외채상환부담을 사채업자들과 은행 예금주에게 이전시키는 효과를 가져왔으며, 기업과 금융기관의 도덕적 해이문제를 심화시켰다고 지적한다.[3] 여기서 강조할 점 중 하나는 이 당시 '자산을 초과한 부채는 모두 지원해 준다'는 지원기준이 사용됨으로써, 결과적으로 차입금 규모가 큰 기업일수록 더 큰 혜택을 받는 효과가 초래되었을 것임을 쉽게 짐작해볼 수 있다.[4] 또한 제2차 석유파동을 계기로 대두된 중화학부문의 과잉·중복투자 문제를 해결하기 위해 정부의 주도하에 단행된 1979~80년의 중화학 투자조정과정에서도 은행대출금 출자전환, 신규운영자금 지원, 원리금상환 유예 등의 조치가 취해졌다. 1985~88년에 걸쳐 실시된 제3차 부실기업 정리과정에서도 부실기업의 대부분이 막대한 규모의 특혜[5]와 함께 재벌기업에 의해 인수됨에 따라, 결국 혜택을 받은

3) 8·3조치의 배경과 내용, 그리고 그 효과에 관해서는 Cho and Kim(1997)의 Box 2를 참조하기 바람(pp. 80~85).

4) 8·3조치의 결과 주로 재벌기업이 혜택을 받았다는 요지의 주장은 産業硏究院(1997)에서도 제기되고 있는 것을 볼 수 있다. 동 보고서 p. 175의 각주 12를 참조하기 바람.

5) 제3차 부실기업정리는 산업합리화조치라고도 불리는 것으로서, 이를 통하여 재벌기업이 막대한 혜택을 받았다는 점은 金俊經(1991)에서 엿볼 수 있다. 원문을 인용하면, "1986년 5월부터 1988년 전반기까지의 부실기업정리는 총 78개의 기업들을 대상으로 다섯 차례에 걸쳐 개별 부실기업정리와 업종별 합리화조치로 나뉘어 실시되었다. ... 이와 관련된 금융 및 조세지원의 내용은 다음과 같다. 당시의 금융지원을 보면 불용부동산 처분 등의 자구노력을 전제로 자산을 초과한 부채는 모두 보전해 준다는 지원기준에 따라 9,863억

업체는 대부분 재벌기업이었다고 판단된다.[6)]

위와 같은 세 차례의 대규모부실기업 정리과정에서 드러나는 공통적인 특징으로서 본고와 관련하여 중요한 점은 다음과 같은 두 가지로 요약될 수 있을 것이다. 첫째, 이러한 부실기업정리는 차입금의 규모가 큰 대기업 혹은 재벌기업들의 채무상환능력이 의문시되었을 때 단행되었으며 정부에 의해 주도된 것이었다고 볼 수 있을 것이다. 둘째, 부실기업정리를 통하여 상위 재벌기업들은 결국 금융 및 세제상 정부의 지원 및 혜택을 받았다는 점이다.[7)]

이러한 역사적 과정을 통하여 우리 경제의 일부 기업들은 그들이 '투자손실의 위험으로부터 보호될 수 있다' 혹은 '재벌은 망하지 않는다(too big to fail)'는 믿음을 갖게 되었다고 판단되

원의 원금을 탕감하여 주고, 4조1,947억원에 대한 이자를 유예(5~10년) 또는 감면(2~10%)해 주었으며, 1조6,406억원의 대출금에 대해서는 이자는 정상지급하되 원금상환을 유예(5~30년)해 주었다. 또한 4,608억원의 신규대출도 자금사용처 제한없이 10년 거치 · 10년 분할상환 · 연리 10%로 지원되었다. 조세지원으로는 조세감면규제법에 의거, 부실기업이 보유하고 있던 부동산 및 불용자산의 매각에 따른 법인세와 부동산과 주식의 인수에 따른 취득세 등의 조세감면 816억원과 인수기업에 대한 認定賞與所得稅의 원천징수의무 면제 1,598억원 등 총 2,414억원의 세금이 감면되었다."

6) 金俊經(1991)은 "과거 부실기업 정리와 관련된 산업정책은 기본적으로 부실기업에 대한 특혜 및 과도한 보호를 주내용으로 함으로써 기업으로 하여금 산업환경변화에 대한 경영다각화, 업종전환 등의 자구적 노력보다는 정부의 보호와 지원에 안주하려는 자세를 낳게 하는 부정적인 측면이 강했다"고 평가하며, 또한 "1986~88년에 실시된 제3자에 의한 부실기업의 인수는 대부분 대기업에 의해서 수행됨에 따라 재벌에 의한 경제력 집중현상이 심화되었다"고 주장하고 있다. 또한 산업연구원(1997)도 부실기업의 대부분이 막대한 특혜와 함께 재벌기업에 인수됨으로써 "부실기업 정리는 재벌의 지위를 강화해 주는 결정적 역할을 하게 되는 계기가 되었다"고 주장하고 있다.

7) 여기서 금융 · 세제상 혜택을 받았던 상위 재벌기업의 재무상태가 어떠하였는가가 중요한 문제가 될 수 있다. 즉, 과연 상위 재벌기업은 그들 자신의 채무상환능력이 악화되었음에도 불구하고 정리대상이 된 기업들의 인수 등을 통하여 금융 · 세제상 혜택을 받았던 것인지, 아니면 이들 재벌기업들의 재무상태는 건전하였던 것인지에 따라 '정부의 암묵적 손실보전에 의한 과잉투자'라는 본고의 가설의 타당성은 달라질 것이다. 본고는 전자의 설명이 더욱 타당할 것이라는 추측에 기초하고 있다.

며, 이를 본고에서는 정부의 암묵적인 투자손실보전이라고 부른다. 또한 외환위기 직전 기업부도 및 부실에 관한 최근의 연구에서도 상위 5대 재벌기업 계열사들이 재무건전도 측면에서 동일한 여타기업과는 대조적으로 실제 부도사례가 없었다는 결과가 나타나고 있는데,[8] 이는 이들 기업군이 채무불이행 위험에 대한 암묵적 정부 보험의 실질적인 수혜자였을 가능성을 뒷받침한다고도 해석할 수 있을 것이다.

이와 같이 만일 과거 우리 경제에 정부에 의한 투자손실보전에 대한 기대하에서 의사결정을 하였던 기업군과 상대적으로 그렇지 않았던 기업군이 공존하였다면, 정부의 암묵적 채무보증에 의해 유발된 고위험사업에 대한 과도한 투자가 과연 존재하였는가를 살펴보기 위해서는 두 기업군간의 투자행태에 있어서의 차이점을 살펴보아야 할 것이다.

그러면 과연 두 기업군간의 투자행위는 어떠한 점에서 차이를 나타낼 것인가? 이 문제는 후에 보다 상세히 살펴보겠지만 여기서는 다음과 같은 경제에서 투자자원의 배분과정을 간략히 생각하여 보자. 먼저 이 경제 내에는 투자의 수익률에 대하여 외생적으로 주어지는 불확실성이 존재하여 투자가 이루어진 후 실현되는 수익률은 상황이 좋은 경우에 높고 상황이 나쁜 경우에 낮다고 하자. 그리고 이 경제 내에 두 종류의 기업이 존재한다고 하자. 이들 기업은 다른 모든 조건은 동일하되 단지 투자를 집행한 이후에 상황이 악화되어 투자에 대한 손실이 발생하였을 때 정부로부터 직·간접적으로 손실에 대한 보상을 받을 수 있는가 혹은 아닌가에 의해서만 차이를 갖는다고 하자. 여기서 전자를 기업Ⅰ이라고 하고 후자를 기업Ⅱ라고 하자.

이와 같은 상황하에서 기업Ⅰ과 기업Ⅱ의 투자행위는 다음과

8) 金俊經 外(1998).

같은 두 가지 측면에서 차이를 보이게 될 것이다. 첫째는 불확실성의 변화에 대한 투자의 반응이라는 측면이다. 즉, 미래 수익률에 대한 불확실성이 증가할수록 투자손실의 위험을 정부로부터 보호받을 수 있는 기업Ⅰ이 그렇지 않은 기업Ⅱ에 비하여 투자를 늘릴 유인이 크다는 점이다. 그 이유는 기업Ⅰ의 경우 낮은 수익률이 실현되면 그로 인한 손실은 정부가 부담하여 주고 높은 수익률이 실현되면 그 기업이 그대로 이득을 보게 되기 때문에, 수익률의 분산이 증가함에 따라, 즉 불확실성이 증가함에 따라 기업Ⅰ이 당면하는 사적 예상수익률이 증가하기 때문이다.

둘째로, 기업Ⅰ과 기업Ⅱ는 투자의 수준에 있어서도 차이를 보일 것이다. 즉, 다른 조건이 동일할 때 투자손실의 위험을 보호받는 기업Ⅰ은 기업Ⅱ에 비하여 투자를 더 많이 할 것이다.[9] 그 이유는 정부의 투자손실보전은 기업Ⅰ의 사적 예상수익률을 높여줄 것이고, 이때 완전경쟁적 생산물 및 요소시장에서 행동하는 기업Ⅰ은 증가된 예상 자본수익률이 주어진 이자율과 같아지는 균형점까지 자본고용을 늘릴 것이기 때문이다.

위와 같은 이론적 논의에 비추어 볼 때 위기 이전 정부의 암묵적 투자손실보전에 기인한 투자자원배분의 효율성 여부를 살펴보기 위해서는 선험적으로 손실보전에 대한 기대가 가장 컸을 것으로 예상되는 기업군과 가장 덜하였을 것으로 예상되는 기업군간에 1) 불확실성의 변화에 대한 투자의 반응에 있어서의 차이, 2) 통상적 투자의 결정요인에 의해 설명되지 않는 투자수준

9) 이러한 결과는 McKinnon and Pill(1996) 및 Krugman(1998) 등에 의한 '채무에 대한 정부의 과도한 보증 및 취약한 규제에 의한 도덕적 해이로부터 유발된 경제전체적 과잉투자'의 주장과 기본적으로 유사한 메커니즘에 의한 것이나, 본고는 경제전체적 과잉투자의 가능성보다는 투자손실위험에 대한 정부의 보전이 일부 기업군에 존재할 때 그 기업군의 투자가 다른 기업군의 투자에 비하여 커질 수 있다는 사실에 보다 초점을 맞춘 것이라고 볼 수 있다.

의 차이 등을 집중적으로 살펴보아야 할 것이다.

본고에서는 우리나라 상장사를 정부의 과도한 암묵적 채무보장의 믿음하에서 투자를 하였을 것으로 예상되는 순서에 따라 1~5대 재벌계열사(그룹Ⅰ), 6대이하 계열사 2개 이상을 소유한 그룹에 속하는 기업(그룹Ⅱ), 그리고 독립기업(그룹Ⅲ) 등 세 가지 그룹으로 구분하여 기업투자행위의 그룹간 차이를 살펴본다. 이와 같이 상장사를 세 그룹으로 분류한 이유는 본고에서 살펴보고자 하는 현상이 그룹Ⅰ 및 그룹Ⅲ과 같이 가능한 한 극단적인 두 그룹간의 비교를 통해 가장 잘 나타날 것으로 예상하였기 때문이다. 특히 본고에서는 각 그룹간에 불확실성의 변화에 대한 투자의 반응에 있어서의 차이, 그리고 통상적 투자의 결정요인에 의해 설명되지 않는 투자수준의 차이 등을 주목하여 살펴본다.

한편 본고의 실증분석에서 사용된 투자모형은 Abel and Blanchard (1986), Fazzari, Hubbard, and Petersen(1988) 및 Hoshi, Kashyap, and Scharfstein(1991) 등에 의해 사용된 매출액 가속도모형(sales accelerator model)에 본고의 분석목적에 맞게 과거의 수익률지표, 불확실성지표 등을 추가한 것이다. 또한 두 그룹간의 투자의 불확실성지표에 대한 계수의 차이를 살펴봄으로써 과도한 정부 채무보증에 의한 과잉투자의 존재여부를 가려낸다는 접근방법은 투자의 현금흐름 변수에 대한 계수의 차이를 살펴봄으로써 유동성제약의 존재여부를 가려낸다는 Fazzari, Hubbard, and Petersen의 접근방법을 본 연구에 응용한 것이다.[10)]

---

10) Fazzari, Hubbard, and Petersen(1988) 및 Hoshi, Kashyap, and Scharfstein(1991) 등은 재무적 요인이 투자에 과연 영향을 미치는가를 살펴볼 목적으로 매출액 가속도모형, Q모형, 신고전학파모형 등을 이용하여 각각 미국 및 일본의 기업에 대하여 유동성 제약(liquidity constraint)이 심하였을 것으로 판단되는 기업군과 그렇지 않았을 것으로 판단되는 기업군간에 투자의 현금흐름(cash flow)에 대한 계수가 차이가 있었는가를 살펴보고 있다.

본고는 다음과 같이 구성되어 있다. 먼저 제Ⅱ장에서는 그 다음장의 실증분석을 위하여 정부의 투자손실보전을 받는 기업이 그렇지 않은 기업에 비하여 불확실성의 변화에 대한 투자의 반응 및 투자수준에 있어서 어떤 차이를 갖는가를 아주 간단한 모형을 통하여 살펴본다. 제Ⅲ장에서는 실증분석 결과를 보여준다. 여기에서는 먼저 분석모형 및 자료의 처리방법에 대해 간략히 기술하고 자료를 요약한다. 그리고 나서 전체표본기업에 대한 분석 및 그룹별 분석의 순서로 본고의 주된 분석결과를 보고한다. 제Ⅳ장에서는 본고의 분석의 한계점 및 향후의 연구에서 추가적으로 논의되어야 할 사항을 점검하여 본다. 마지막 장에서는 본고를 요약하고 끝을 맺는다.

Ⅱ. 理論的 模型

여기에서는 매우 단순화된 기업의 요소수요모형을 이용하여 정부의 투자손실보전이 불확실성하에서 기업의 투자에 어떠한 영향을 미치는가를 살펴본다. 이를 위해서는 먼저 정부의 투자손실보전이 존재하지 않는 경우 기업의 투자행위를 살펴볼 필요가 있다. 먼저 완전경쟁적으로 행동하는 기업의 생산함수는 다음과 같다고 가정하자.

$$Y(s) = A(s)K^{\alpha}, \qquad 0 < \alpha < 1$$

여기서 Y, K는 생산량 및 자본을 나타낸다. $A(s)$는 기술수준을 나타내는 파라미터로서 외부적으로 주어지는 상황(s)에 따라 $\overline{A}$를 중심으로 다음과 같이 대칭적인 확률분포를 갖는다.

$$A(s) = \overline{A} + \theta \quad \text{if} \quad s = s_g$$
$$\overline{A} - \theta \quad \text{if} \quad s = s_b$$

여기서 좋은 상황(s_g)과 나쁜 상황(s_b)이 일어날 확률은 1/2로서 동일하며, 한편 $\theta(>0)$는 불확실성의 정도를 나타내는 지표이다.

이 기업은 기술수준이 실제 어떤 값으로 실현될지 불확실한 상황에서 주어진 이자율(r)하에서 자본을 고용한다. 일단 자본 고용량이 결정되고 나면 기술수준이 어떤 값으로 실현되는가에 따라 생산량도 결정된다. 따라서 자본을 얼마나 임대할 것인지를 결정하는 시점에서 기업의 기대이익은 다음과 같아질 것이다.

$$E[\Pi(s)] = E[Y(s) - rK]$$
$$= \overline{A}K^{\alpha} - rK$$

이와 같은 상황에서 기대이익의 극대화를 추구하는 기업의 자본고용량은 다음과 같이 결정될 것이다.[11)]

$$K^{*} = \left(\frac{\alpha\overline{A}}{r}\right)^{\frac{1}{1-\alpha}} \tag{1}$$

윗식 (1)에서 볼 수 있듯이 기업의 자본고용량은 불확실성에 영향을 받지 않는다.

이제 가정을 달리하여 이 경제 내에 두 가지 종류의 기업이 존재한다고 하자. 이들 기업은 생산함수, 불확실성의 정도, 생산물 및 요소시장에서의 완전경쟁적 행동 등 다른 모든 조건에서 동일하되, 단지 다음과 같은 측면에서 차이를 가진다고 하자. 즉,

11) 이와 같이 투자량의 결정문제를 한 시점에서의 자본고용량 문제로 살펴보는 것은 매우 비현실적인 것으로 비칠 수 있겠으나, 이와 같이 단순화된 모형은 문제의 본질을 잃지 않으면서도 분석을 매우 간편하게 한다. 사실 이 모형은 초기 자본이 한 기간 내에 전부 감가상각이 되어 버리는 경우의 2기간 모형과 본질적으로 동일하다.

기업Ⅰ은 의사결정 후 나쁜 상황이 발생하였을 때 정부로부터 다음과 같은 방식에 의하여 손실을 보전받을 수 있는 반면 기업Ⅱ는 그렇지 않다고 하자.

$$T = c(EY(s) - Y(s)) \qquad \text{if} \quad s = s_b$$
$$0 \qquad \text{if} \quad s = s_g$$

여기서 T는 정부의 손실보전량을 나타낸다. 윗식은 상황이 나쁜 경우 정부가 기업Ⅰ에 대하여 평균기대산출물과 실제산출물간의 차이의 일정비율(c>=0)만큼을 보전해 준다는 것을 나타낸다. 정부가 기대자본수익률과 상황이 나쁜 경우 실현된 실제자본수익률간의 차이의 일정비율로 임대자본에 대한 보전을 하여준다는 가정이 보다 현실적으로 보일지 모르나, 즉 $T = c \cdot \{E[MP_k(s)] \cdot K - MP_k(s_b) \cdot K\}$, 이러한 손실보전방식은 위의 식과 비례상수항만 다를 뿐 수학적으로 동일함을 쉽게 보일 수 있다. 위의 식을 정리하면 기업Ⅰ의 기대손실보전량은 다음과 같이 된다.

$$E[T] = \frac{1}{2} c\theta K^{\alpha} \tag{2}$$

여기서 주목할 점은, 이와 같은 손실보전방식이 의미하는 것은 실현된 자본수익률이 예상 자본수익률보다 저조할 경우에 이미 결정된 자본고용량이 클수록 그리고 사전적 불확실성의 정도가 클수록 손실보전량이 증가하게 될 것이라는 점이다.

이제 기업Ⅰ은 상황이 나쁠 경우 정부의 손실보전을 고려하여 다음과 같은 기대이익을 극대화할 것이다.

$$\begin{aligned} E[\Pi_I(s)] &= E[Y_I(s) - rK_I + T] \\ &= \overline{A}K_I^{\alpha} - rK_I + \frac{1}{2} c\theta K_I^{\alpha} \end{aligned}$$

이 문제의 일계조건은 다음과 같다.

$$\text{foc} > \qquad \alpha\bar{A}K_I^{\alpha-1} + \frac{1}{2}\alpha c\theta K_I^{\alpha-1} = r \qquad (3)$$

그 결과 기업Ⅰ의 자본고용량은 다음과 같이 결정될 것이다.

$$K_I^* = \left(\frac{\alpha\bar{A}}{r} + \frac{\alpha c\theta}{2r}\right)^{\frac{1}{1-\alpha}} \qquad (4)$$

한편 기업Ⅱ의 최적화문제는 앞서 정부의 투자손실보전이 존재하지 않는 경우 기업의 문제와 동일할 것이며, 따라서 기업Ⅱ의 자본고용량은 식 (1)과 같게 될 것이다($K_{II}^* = K^*$). 여기서 우리는 기업Ⅰ의 자본고용량은 기업Ⅱ의 자본고용량에 비해서 식 (4)의 괄호 안의 둘째 항, 즉 $(\alpha c\theta)/(2r)$에 의해서만 차이가 나며, 손실보전율의 크기 c 및 불확실성의 정도 θ는 기업Ⅰ의 자본고용량에만 영향을 미침을 알 수 있다. 이제 기업Ⅰ의 과잉투자의 정도(Z)는 기업Ⅱ의 투자와 비교하여 다음과 같이 정의할 수 있다.

$$Z = \frac{K_I^*}{K_{II}^*} = \left(1 + \frac{c\theta}{2\bar{A}}\right)^{\frac{1}{1-\alpha}} \qquad (5)$$

여기서 Z가 1보다 크면 기업Ⅰ이 정부의 투자손실보전에 의하여 과잉투자를 한다는 것을 의미한다. 이제 식 (1), (4) 및 (5)를 통하여 다음이 성립함을 쉽게 보일 수 있다.

〈명제 1〉 If $c > 0$ then $K_I^* > K_{II}^*$, that is, $Z > 1$. Moreover, K_I^* and Z are increasing in c.

명제 1은 기업Ⅰ에 대한 정부의 투자손실보전이 존재하는 한 기업Ⅰ의 자본고용량은 기업Ⅱ의 자본고용량보다 크고 사회적으로 바람직한 수준을 초과하며, 또한 과잉투자의 정도는 투자손실

에 대한 보전비율이 커질수록 증가한다는 것을 의미한다. 이 결과는 기업 I 에 대한 정부의 투자손실보전은 사회적으로 보아 정당화되지 않는 일종의 투자에 대한 상황의존적 보조금(state-contingent subsidy)으로서의 역할을 하는 데 기인한다.

〈명제 2〉 If $c > 0$ then K_I^* and Z are increasing in θ. Moreover, $\frac{dZ}{d\theta}$ is increasing in c.

증명: 위 명제의 첫번째 부분은 명백함. 한편, 두번째 부분은 $dZ/d\theta = \frac{1}{1-\alpha}(1+\frac{c\theta}{2A})^{\frac{\alpha}{1-\alpha}}\frac{c}{2A}$이 c의 증가함수라는 사실에 기인함.#

명제 2의 첫번째 부분은 정부가 기업 I 의 투자손실에 대한 일정비율을 보전하여 줄 때 불확실성의 정도가 증가함에 따라 기업 I 의 (과잉)투자는 늘어난다는 것을 나타낸다. 그 이유는 기업 I 의 경우 낮은 수익률이 실현되면 그로 인한 손실은 정부가 부담하여 주고 높은 수익률이 실현되면 그 기업이 그대로 이득을 보게 되기 때문에, 수익률의 분산이 증가함에 따라, 즉 불확실성이 증가함에 따라 기업 I 이 당면하는 사적 예상수익률은 증가하기 때문이다. 이 점은 식 (3)에서 분명히 드러난다. 식 (3)의 좌변은 추가적 한 단위 자본고용(투자)에 대한 사적 한계수익으로서, 정부가 기업 I 에 대해 투자손실을 보전하여 주는 경우 그렇지 않은 경우에 비하여 좌변의 두번째 항만큼 사적 한계수익은 늘어난다.

명제 2의 두번째 부분은 불확실성의 증가에 따라 기업 I 의 투자가 기업 II 의 투자에 비하여 과도하게 이루어지는 정도는 정부의 투자손실보전비율이 높을수록 커진다는 것을 의미한다. 이 결과는 역시 식 (3)의 좌변 두번째 항에서 볼 수 있듯이 정부의 투

자손실보전비율이 커질수록 불확실성의 증가에 따라 기업 I 의 자본의 사적 한계수익률이 증가하는 정도가 커진다는 사실에 기인한다. 직관적으로 말하면, 기업 I 이 투자의 손실에 대하여 덜 고려를 하고 투자를 할 수 있으면 있을수록 불확실성의 증가는 투자를 더욱 매력적으로 만든다는 것이다.

한 가지 부연 설명할 점으로서, 명제 1은 기업 I 의 자본의 사적 한계수익을 증가시키는 투자(여기서는 자본고용)에 대한 어떠한 형태의 정책에 의해서도 얻을 수 있는 결과이다. 반면 명제 2는 정부가 기대자본수익률과 상황이 나쁜 경우 실현된 실제자본수익률간의 차이의 일정비율로 임대자본에 대한 보전을 해준다는 가정에 의존하는 결과이다. 즉, 이와 같은 손실보전방식의 경우 식 (1)에서 보는 바와 같이 예상 손실보전량은 손실보전비율 c뿐만 아니라 사후적 손실규모(θK^{α})에 비례하게 된다.

Ⅲ. 實證分析

1. 분석 표본 및 기업 분류

본고는 한국신용정보에서 집계한 개별기업의 재무제표를 사용하여 1988~97년 기간중 연속적으로 재무제표가 존재하는 상장기업을 분석대상기업으로 선정하였다. 또한 분석은 전산업 및 제조업 등 두 가지 표본에 대하여 행하였다. 그 결과 본 분석에는 총 586개(제조업 표본의 경우 463개)의 기업이 포함되었다.[12] 본고의 거의 모든 분석결과는 전산업 및 제조업 등 두 표본에 있

12) 한편 1988~97년 기간중 장부상 계산된 감가상각률이 100%를 상회하는 연도가 한번 이상 발견된 5개 기업도 분석에서 제외되었다.

어서 큰 차이가 없었으나 지면의 제약상 제조업에 대한 분석결과는 부록에 수록한다. 분석기간은 1992년부터 97년까지의 6년간으로 한정하였는데, 처음 4년치의 자료는 불확실성의 정도를 나타내는 지표를 과거 자료를 사용하여 측정하는 과정에서 표본으로부터 제외되었다. 한편 이와 같은 패널자료에서 분석모형에 포함된 어떤 변수가 그 변수의 연도별 평균에 비하여 표준편차의 3배 이상 크거나 작은 값을 갖는 관측치는 특이치로 간주하여 제외하였다.[13)]

본고는 우리나라 상장사를 다음과 같이 세 그룹으로 분류하였다. 먼저 상장사를 계열사가 2개 이상인 기업과 독립기업(그룹Ⅲ)으로 나누고, 계열사가 2개 이상인 기업을 96년말 계열사 전체의 차입금 규모에 따라 1~5대 재벌계열사(그룹Ⅰ) 및 6대 이하 계열사 2개 이상을 소유한 그룹에 속하는 기업(그룹Ⅱ)으로 나누었다. 그룹Ⅰ~그룹Ⅲ은 평균적으로 보아 정부의 암묵적 채무보장의 믿음하에서 투자를 하였을 가능성이 높았으리라고 예상되는 순서와 대략 일치한다. 이와 같이 상장사를 세 그룹으로 분류한 이유는 본고에서 살펴보고자 하는 현상이 그룹Ⅰ 및 그룹Ⅲ과 같이 가능한 한 극단적인 두 그룹간의 비교를 통해 가장 잘 나타날 것으로 예상하였기 때문이다. 이 분류방법은 다소 자의적인 측면도 있을 수 있다고 생각된다.

그러나 본고의 목적에 비추어서 다음과 같은 측면을 고려할 때 이와 같은 분류가 어느 정도 타당성이 없는 것도 아니다. 먼저 그룹Ⅰ에 속한 기업들은, 이후에 다시 살펴보겠지만, 그룹Ⅱ 혹은 그룹Ⅲ에 속한 기업에 비하여 평균자산 혹은 평균차입금 등으로 본 기업규모가 현저하게 큰 기업이라는 점이다. 규모가

13) 따라서 회귀모형에 포함되는 변수가 달라질 때 분석에 포함된 관측치의 수는 약간 달라질 수 있다.

작은 기업에 비해 규모가 큰 기업의 채무불이행 사태가 발생하였을 경우 암묵적으로 존재하였던 정부의 투자손실보전이 실제로 이루어질 가능성이 컸다면 위의 분류는 이러한 맥락에서 본고의 목적에 부합한다.

또한 그룹Ⅰ과 그룹Ⅱ를 계열사 전체의 차입금 규모에 의해 분류한 것은 매우 현실적인 측면도 있다. 즉, 이미 잘 알려져 있듯이 과거 우리나라 재벌기업의 계열사가 자금조달의 측면에서 상호출자 및 상호지급보증 등의 관계에 의하여 얽혀 있었다는 점을 놓고 볼 때, 재벌기업뿐 아니라 이들 기업에 대출을 행한 금융기관, 그리고 암묵적 보험 제공자였던 정부도 개별 재벌기업의 채무불이행 위험이 재벌 계열사 전체의 채무불이행 위험과 결코 무관하지 않다는 점을 익히 잘 알고 있었을 것이다. 즉, 극단적으로 말해서 개별 재벌기업의 채무불이행 사태는 계열사 전체의 채무불이행 사태를 전제로 할 때만 가능하다는 것이다. 이러한 상황에서 만일 계열사 전체의 채무불이행이라는 사태를 정부가 경제적인 측면에서뿐 아니라 정치적으로도 수용할 수 없을 것이라는 믿음이 존재하였다면, 계열사 전체의 차입금 규모가 큰 재벌에 속한 기업일수록 흔히 '大馬不死(too big to fail)'라고 불리는 논리에 의한 정부의 암묵적 채무보증의 존재를 더욱 신뢰할 만한 것으로 받아들이고 의사결정을 하였을 가능성이 크다고 볼 수 있겠다.

2. 회귀분석

가. 분석모형 및 추정방법

주지하듯이 투자를 설명하는 이론은 가속도모형 이외에도 신

고전학파모형, Q이론 등이 존재한다. 신고전학파모형은 자본의 한계수입생산이 사용자비용(user cost)과 같아진다는 원리로부터 투자수요를 설명하는 모형이나, 투자가 미래에 대한 예상(expectation)에 기초하여 이루어진다는 특성을 제대로 반영하지 못한다는 비판을 받아 왔다.[14] Q이론은 기업이 자본스톡의 증가 여부를 결정하는 데 있어서 필요한 모든 정보가 Q에 포함되어 있으므로 기업은 이러한 의사결정에 있어서 미래에 관한 다른 어떤 정보도 필요치 않다는 이론이다.[15]

Q모형이 이론적으로 바람직한 특성을 갖추고 있는 모형이기는 하지만 가속도모형이 경험적으로는 투자를 더 잘 설명하는 것으로 지적되어 왔다.[16] 가속도모형은 투자수요가 기업의 생산물 혹은 매출액의 변동 혹은 수준과 연결되어 있다는 것으로서 그간 투자에 대한 실증적 연구에서 많이 사용되어 온 모형이다.[17] 따라서 본고에서는 Fazzari, Hubbard, and Petersen(1988) 및 Hoshi, Kashyap, and Scharfstein(1991) 등에 의해 사용된 매출액 가속도모형을 사용하여 1) 불확실성의 변화가 투자에 미치는 영향으로 인해 위의 분류에 따른 그룹간에 어떠한 차이가 존재하는가, 그리고 2) 그룹간에 통상적 투자의 결정요인으로 설명되지 않는

14) Romer(1996), p. 348.

15) Q는 자본스톡 한 단위의 시장가치를 대체비용(replacement cost)으로 나눈 것으로서, 자본 한 단위가 증가할 때 기업의 미래수익의 현재가치가 얼마나 변하는가를 나타낸다. 이는 한계(marginal) Q라고 부르는 것으로서, 투자를 설명하는 데 개념적으로는 적합할지 모르나 측정상의 어려움 때문에 실제로는 평균(average) Q가 주로 사용되고 있다.

16) Fazzari, Hubbard, and Petersen(1988).

17) Abel and Blanchard(1986), Fazzari, Hubbard, and Petersen(1988), Hoshi, Kashyap, and Scharfstein(1991) 등 참조. 전통적으로 가속도모형은 투자가 매출액의 수준이 아니라 변화에 의존한다는 것이었으나, Abel and Blanchard는 투자에 조정비용 및 배달시차 등이 존재할 때 투자가 초기 자본스톡과 매출액 수준의 시차분포(distributed lag)에 의하여 결정되는 모형이 구조방정식으로부터 도출될 수 있는 축약형임을 보여주고 있다. 투자의 실증연구에 관한 문헌은 Jorgenson(1971) 및 Chirinko(1993)를 참조하기 바람.

투자수준의 차이가 존재하였는가를 살펴본다.

본고에서 사용된 투자모형은 다음과 같다.

$$(I/K)_{it} = f((S/K)_{it},\ (S/K)_{it-1},\ (S/K)_{it-2},\ ROR5_{it},\ UC_{it},\ (CF/K)_{it},\ SIZE_{it})$$

여기서 피설명변수인 *I/K*는 각 기업의 조투자(gross investment)를 기초 유형고정자산으로 나눈 값을 나타낸다. 한편 설명변수인 *S/K*는 매출액을 기초 유형고정자산으로 나눈 값이며, *ROR*5는 *t*년부터 *t*–4년까지 5년 기간중 평균 수익률을 나타내는 변수로서 수익률지표로 총자산 대비 영업이익률(*ROR*_1) 혹은 총자산 대비 경상이익률(*ROR*_2) 중 어떤 것이 사용되었는가에 따라 *ROR*5_1 혹은 *ROR*5_2로 각각 표기하였다. 이와 같이 과거 5년간의 수익률지표를 설명변수로 추가한 이유는 투자의 미래 수익성이 매출액의 시차분포에 의해서 불완전하게 통제될 수 있다고 판단하였기 때문이다. 한편 *UC*는 한 기업이 한 시점에서 당면한 불확실성의 정도를 나타내는 지표로서, 여기에서는 *t*년부터 *t*–4년까지 5년간 수익률의 분산계수(coefficient of variation)로 측정하였다. 이 경우에도 수익률지표로 총자산 대비 영업이익률 혹은 총자산 대비 경상이익률 중 어떤 것이 사용되었는가에 따라 각각 *UC*_1 및 *UC*_2로 표기하였다. (*CF/K*)는 현금흐름을 기초 유형고정자산으로 나눈 변수이며 여기서 현금흐름은 한 연도의 당기순이익에 감가상각비 등 현금의 유출이 없는 비용을 가산하고 유가증권 평가이익 등 현금의 유입이 없는 수익을 차감하여 계산하였다. 이 변수를 설명변수로 추가한 이유는 정보의 비대칭성으로 인한 자본시장의 불완전성으로 인하여 내부자금의 변화가 투자에 영향을 미치는 효과를 통제하기 위한 것이다. 마지막으로 *SIZE*는 기업규모의 대리변수로서 기초 총자산으로 측정하였으며, 규모의 경제 등으로 인하여 기업규모가 투자에 영향을 미치는 효과를 통제하기 위한 것이다. 이하의 모든 회귀분석에

서는 연도 더미변수와 한국 표준산업분류 2자리 수준에서 산업 더미변수를 통제하였다.

본고에서는 다음의 두 가지 분석방법을 사용하였다. 첫번째 방법은 각 그룹을 합친 전체표본기업(pooled sample)에 대하여 투자함수를 추정하되, 그룹Ⅰ에 대한 더미변수를 추가하여 그 계수를 살펴보는 방법이다. 이 방법은 매출액 및 불확실성의 지표 등 기본적인 설명변수의 계수가 각 그룹간 동일하다는 제약을 가하는 것이기는 하지만, 이를 통하여 과연 어떤 그룹의 투자가 다른 그룹의 투자에 비해 모형 내에 포함되어 있지 않은 다른 어떤 요인에 의해 과다하게 이루어졌는가 하는 문제를 살펴볼 수 있는 장점이 있다. 즉, 만일 그룹Ⅰ 더미변수에 대한 계수가 양수로 나타나면 본 모형에서 설명 못하는 어떤 요인에 기인하여 그룹Ⅰ의 투자가 다른 그룹에 비해 많이 이루어졌음을 나타낼 것이다.

두번째 방법은 첫번째 방법에서 사용된 기본적인 투자모형을 각 그룹에 대해 별도로 추정하여 비교하는 방법이다. 이 방법을 통해서는 각 그룹간 투자의 행태적 특성(behavioral pattern)의 차이를 간단히 살펴볼 수 있는 장점이 있다. 여기서는 특히 불확실성의 정도를 나타내는 변수에 대한 계수의 그룹간 차이가 존재하는가를 주목할 것이다. 본고에서 예상하는 바는 상위 재벌기업으로 이루어진 그룹Ⅰ에서의 불확실성지표에 대한 계수가 독립기업으로 이루어진 그룹Ⅲ에서의 계수보다 양의 방향으로 더 클 것이라는 점이다. 그 이유는, 앞서 간단한 이론적인 모형을 통하여 논의한 바와 같이, 그룹Ⅰ에 속한 기업들이 그룹Ⅲ의 기업들과는 달리 투자손실보전의 기대하에서 투자를 하였다면 그룹Ⅰ 기업의 투자는 그룹Ⅲ 기업의 투자에 비해, 다른 조건이 동일할 경우, 불확실성의 증가에 따라 투자를 더 늘리는 것으로 나타날

것이기 때문이다. 만일 이와 같은 결과가 실제로 나타난다면 이를 정부의 암묵적 투자손실보전에 대한 기대에 의해 일부 재벌기업이 위험한 사업에 과도하게 투자를 하였다는 본고의 가설을 뒷받침하는 증거로 해석할 수 있을 것이다.

한편 그룹Ⅲ에서 불확실성지표에 대한 계수가 어떤 값으로 추정되어야 하는가에 대하여 본고는 예상하는 바가 없다. 그 이유는 기존의 불확실성과 투자와의 관계에 대한 이론들을 통해 볼 때 규모의 경제의 존재여부, 수요함수의 탄력성 등 다양한 조건에 따라서 불확실성의 증가가 투자를 증가시킬 수도 감소시킬 수도 있기 때문이다. 예를 들어, 생산물의 가격에 불확실성이 존재할 때 대칭적 조정비용(symmetric adjustment cost), 일차동차 생산함수, 완전경쟁하에서는 볼록성 효과(convexity effect)에 의하여 불확실성의 증가는 투자를 증가시키는 것으로 나타나지만, 투자의 비가역성(irreversibility)이 존재하여 옵션가치효과(option value effect)가 생길 경우 불확실성의 증가는 투자를 감소시킬 수 있는 것이다.[18] 본고의 분석은 이러한 전통적인 경로를 통하여 불확실성이 투자에 미치는 효과의 크기는 각 그룹간에 동일하다는 가정에 기초한 것이다. 따라서 본고에서 주목하고자 하는 것은 일반적으로 불확실성이 투자에 어떠한 영향을 갖는가 하는 것이 아니라 불확실성이 투자에 미치는 효과가 그룹Ⅰ과 그룹Ⅲ간에 과연 예상한 방향으로 차이가 나는가 하는 것이다.

---

18) 이에 관한 문헌은 Pindyck(1993), Caballero et al.(1995), Lee and Shin(forthcoming) 등을 참조하기 바람. Lee and Shin은 Cobb-Douglas 생산함수를 이용하여 노동과 같은 가변적 생산요소의 분배율이 커질수록 볼록성 효과가 옵션가치효과를 능가하여 투자가 불확실성의 증가에 따라 커지는 경향이 있음을 보여주고 있다.

나. 그룹별 주요지표의 요약

〈표 1〉은 그룹Ⅰ~Ⅲ에 대한 본 분석과 관련된 주요지표들을 요약하고 있다.[19] 모든 지표들은 1992년에서 97년까지의 기간에 대하여 계산되었다. 여기에 보고된 대부분의 지표들은 각 그룹이 매우 상이하다는 점을 나타내 준다. 먼저 그룹Ⅰ에 속하는 기업들의 기초 유형고정자산 대비 투자율은 약 38%로서 그룹Ⅱ(26%) 및 그룹Ⅲ(27%)에 속하는 기업들에 비해서 현저히 높았다. 이 사실은 앞절에서 살펴본 바와 같이 그룹Ⅰ의 기업들이 정부의 암묵적 손실보전 기대하에 투자를 하였을 때 예상되는 결과와 일맥상통한다. 그러나 투자율의 변동(volatility)은 각 그룹간 큰 차이가 없었다. 유형고정자산 대비 영업이익률은 그룹Ⅰ 및 그룹Ⅲ 기업들에서 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않은 반면 그룹Ⅱ 기업들에서는 현저히 낮았다.

한편 과거 수익률(여기서는 유형고정자산 대비 영업이익률)의 分散係數(coefficient of variation)로 측정한 불확실성 정도의 지표는 그룹Ⅰ에 속한 기업들이 그룹Ⅱ 혹은 그룹Ⅲ의 기업들에 비하여 작고 그 변동도 작은 것으로 나타났다. 이 결과는 그룹Ⅰ의 기업들이 당면한 불확실성의 정도가 다른 그룹의 기업들에 비해 실제로 작았기 때문에 나타난 것일 수도 있으나, 법인세 절감 등의 목적으로 재벌 계열사간에 내부거래를 통하여 이익을 이전한 결과 사후적으로 수익률의 변동폭이 작게 관찰되었기 때문에 나타난 결과일 수도 있다고 생각된다. 이중 어떠한 설명이 더 타당한 것이라고 단정짓기는 힘들지만, 〈표 1〉의 영업이익률의 표준편차가 그룹간 큰 차이가 없었다는 점은 후자의 가능성이 그리 크지 않을 수도 있음을 시사한다고 생각된다.

---

19) 제조업 표본에 대한 주요지표들은 〈부표 2〉에 나타나 있다.

〈표 1〉 그룹별 주요지표의 요약(1992~97, 전산업)

		그룹Ⅰ	그룹Ⅱ	그룹Ⅲ	전체기업
기업수		59	290	237	586
I/K[2](%)	평균	37.7	25.7	26.8	27.3
	표준편차[1]	34.1	31.6	31.7	32.3
ROR5_1[3](%)	평균	6.6	5.2	6.4	5.8
	표준편차[1]	4.8	4.7	5.4	5.0
UC_1[4]	평균	27.6	45.2	41.9	42.1
	표준편차[1]	71.2	200.0	173.9	181.1
총자산	평균	1,953.0	471.0	85.7	462.7
(조원)	표준편차[1]	2,461.0	727.8	77.5	1,068.8
총차입금	평균	987.2	239.1	34.2	230.7
(조원)	표준편차[1]	1,322.9	380.3	23.4	564.1
S/K(%)[2]	평균	874.6	602.0	508.6	591.3
	표준편차[1]	1,432.2	1,545.0	471.2	1,222.6
매출액증가율	평균	21.0	16.7	12.8	15.6
(%)	표준편차[1]	20.7	43.9	19.7	35.4

주 : 1) 모든 변수의 표준편차는 각 그룹의 기업간 변동(across-firm variation)을 측정한 것으로서 1992~97년 기간중 각 연도별 표준편차의 평균치임.
2) 투자 및 매출액을 각각 기초유형고정자산(장부가격)으로 나눈 값.
3) 총자산 대비 영업이익률.
4) 과거 5년간(t에서 t-4년까지) 영업이익률의 분산계수(coefficient of variation).

또한 총자산, 총차입금 그리고 여기에는 보고되지 않았지만 유형고정자산 등으로 볼 때 그룹Ⅰ의 기업들은 그룹Ⅱ 혹은 그룹Ⅲ의 기업들에 비하여 훨씬 규모가 큰 기업들임을 알 수 있다. 예를 들어, 총차입금을 기준으로 볼 때 그룹Ⅰ의 기업들은 평균적으로 그룹Ⅱ의 기업들에 비해 약 4배, 그리고 그룹Ⅲ의 기업들에 비해 약 30배 큰 기업들이다. 앞서 지적한 바와 같이 규모가 작은 기업에 비해 규모가 큰 기업의 채무불이행사태가 발생하였을 경우 암묵적으로 존재하였던 정부의 투자손실보전이 실제로 이루어질 가능성이 컸다면, 그룹간 투자율의 차이는 각 그룹의

투자손실보전의 정도의 차이를 반영하는 것일 수도 있다. 그러나 기업규모가 다른 경로를 통하여 투자율에 영향을 미칠 수 있다면, 예를 들어 투자에 대한 규모의 효과(scale effects)가 존재한다면 그룹간 투자율의 차이가 규모의 차이에 의하여 발생할 수도 있을 것이다. 그러나 이하의 회귀분석에서 보겠지만 다른 변수들을 통제한 상태에서 기업규모 그 자체는 투자율에 유의한 설명력을 가지지 못한다.

〈표 1〉의 마지막 두 행은 역시 각 그룹이 매우 다르다는 점을 보여주고 있는데, 그룹Ⅰ에 속한 기업들은 그룹Ⅱ 및 그룹Ⅲ 기업들에 비해서 유형고정자산 대비 매출액 비율이 높고 매출액 증가율도 컸다. 그러나 여기서 유념하여야 할 것은 이 표에 보고된 각 변수의 차이만 보고 본고에서 제시된 가설이 뒷받침된다거나 혹은 그렇지 않다는 결론을 내리는 것은 피하여야 할 것이라는 점이다. 예를 들어, 그룹Ⅰ 기업들의 높은 투자율과 매출액 증가율만 보고 이 기업들이 외형성장을 위하여 과잉투자를 하였다고 단정하는 것은 무리라는 것이다. 투자를 설명하는 다른 변수들이 통제되지 않은 상태에서 단순비교를 통해서 과잉투자 여부를 논하는 것은 무리라고 생각되며, 이에 관한 논의는 이하의 회귀분석 결과에서 다루기로 한다.

다. 전체표본기업에 대한 추정 결과(pooled sample regression result)

〈표 2〉에는 수익률지표로 영업이익률을 사용한 경우의 전체표본에 대한 분석결과가 나타나 있다. 먼저 이 표의 첫번째 열은 본고의 기본모형 추정결과를 보여주고 있는데, 불확실성지표에 대한 계수는 비록 유의성은 떨어지지만 음수로 추정되었다.

그러나 이 계수의 유의성이 없다고 하여 이 결과를 일반적으

〈표 2〉 전체표본기업에 대한 투자함수 추정결과 I (1992~97, 전산업)[1),2)]

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$(S/K)_{it}$[3)]	0.002*	0.002*	0.002**	0.001	0.002**
	(1.936)	(1.825)	(1.970)	(0.641)	(1.970)
$(S/K)_{it-1}$[3)]	0.000	0.000	0.000	0.001	0.000
	(0.263)	(0.214)	(0.234)	(0.567)	(0.234)
$(S/K)_{it-2}$[3)]	0.002**	0.003**	0.002*	0.002**	0.002*
	(2.274)	(2.416)	(1.858)	(2.077)	(1.858)
$ROR5_1_{it}$[4)]			1.053***	0.734***	1.054***
			(7.381)	(4.940)	(7.368)
UC_1_{it}[5)]	-0.002	-0.001	-0.001	0.000	-0.001
	(-0.593)	(-0.497)	-(0.404)	(0.071)	(-0.403)
1~5대재벌더미		7.857***	7.285***	7.032***	7.238***
		(3.950)	(3.689)	(3.586)	(3.266)
$(CF/K)_{it}$[6)]				0.082***	
				(7.098)	
$SIZE_{it}$					0.024
					(0.047)
상수항	14.024***	12.690***	6.639**	8.602***	6.206
	(4.589)	(4.137)	(2.106)	(2.739)	(0.637)
Adj. R^2	0.060	0.064	0.079	0.093	0.079
N	3,383	3,383	3,383	3,383	3.383

주 : 1) 피설명변수는 기초유형고정자산 대비 투자율.
2) 1%, 5%, 10% 수준에서 유의한 계수는 각각 ***, **, *로 표시.
3) 매출액을 각각 기초유형고정자산(장부가격)으로 나눈 값.
4) 총자산 대비 영업이익률.
5) 과거 5년간(t에서 t-4년까지) 영업이익률의 분산계수(coefficient of variation)
6) 현금흐름을 기초 유형고정자산(장부가격)으로 나눈 값.
자료 : 한국신용정보의 상장기업 재무제표자료.

로 투자가 불확실성의 변화에 의해 영향을 받지 않는다고 해석하는 것은 성급한 결론일 수 있다. 그 이유는 대략 다음의 두 가지로 설명될 수 있다. 먼저 본고의 단순한 분석모형이 불확실성과 투자와의 관계를 결정하는 다양한 요인들에 있어서의 기업간 차이를 충분히 통제하고 있지 못하다는 점이다. 그러나 이러한

다양한 요인을 모두 통제하는 것은 현실적으로 매우 힘든 일이라고 판단된다.[20]

둘째로, 여기에서와 같이 전체기업 표본에 대하여 투자함수를 추정하는 것은 각 기업이 투자행태상 차이를 갖지 않는 동질적인 기업이라는 것을 가정하는 것인데, 현실적으로는 이와는 달리 기업간 투자행태상의 차이가 존재할 수도 있다고 판단된다. 본고에서 살펴보고자 하는 바와 같이 만일 경제 내에 불확실성에 대한 투자의 반응이 상이한 기업그룹이 존재하였다면, 전체표본기업에 대한 분석에서는 양자의 관계가 어떻게 추정될지 사전적으로 예측하기 어려울 것이다. 실제로 전체표본에서 추정된 불확실성과 투자의 관계는 기업그룹간 존재하는 양자의 관계의 차이를 가리고 있다는 점을 이후의 그룹별 분석에서 보게 될 것이다.[21]

---

20) Lee and Shin(forthcoming)은 그들의 이론적 분석에 기초하여 기존의 불확실성과 투자의 관계에 대한 실증연구가 만족스럽지 못한 이유가 횡단면 개체(cross-sectional units)간의 차이, 불확실성과 투자의 관계의 비선형성 등에 기인한다고 주장하고 있다. 한편 Caballero, Engel, and Haltiwanger(1995)의 서문은 투자가 실제로 얼마나 다양한 요인들에 의해 영향을 받을 수 있는가를 잘 설명하고 있다: "The empirical investment literature is full of disappointments. From time to time waves of new ideas challenge the aggregate investment equation, but these challenges are rarely successful, and progress is, at best, slow. There are serious theoretical obstacles, stemming mostly from the richness of the cross-sectional and time-series scenarios faced by actual investors, from the complexity of the investment technologies available to them, and from the myriad incentive problems that these economic agents face. There are at least as complex, and perhaps insurmountable, data problems. Both right- and left-hand side variables are seldom measured properly." (원문)

21) 전체표본에 대한 분석에서도 불확실성지표와 1~5대 재벌기업 더미변수와의 교차항(interaction term)을 추가함으로써 1~5대 재벌기업과 여타기업간에 불확실성에 대한 반응이라는 행태적 차이가 존재하였는가를 살펴볼 수 있다. 그러나 그 결과는 이후의 그룹별 분석에서 불확실성지표에 대한 계수의 차이에서 나타난 결과와 크게 다름이 없었다. 따라서 이러한 행태적 차이에 관한 논의는 그룹별 분석으로 미루고 전체표본에 대한 분석에서는 과연 1~5대 재벌기업의 투자수준이 여타기업에 비해 높았는가 하는 문제를 중점적으로 살펴보기로 한다.

〈표 2〉의 두번째 열은 그룹Ⅰ(1~5대 재벌기업)을 나타내는 더미변수를 추가한 결과를 보여주고 있는데, 그룹Ⅰ더미변수의 계수는 양수로 매우 유의한 것으로 추정되었다. 이는 1~5대 재벌기업들의 유형고정자산 대비 투자율이 본 모형의 설명변수로 포함되지 않은 다른 어떤 요인에 의해서 다른 기업들에 비해 약 7.9%p가량 높았다는 것을 의미한다. 유형고정자산 대비 투자율이 대략 유형고정자산의 연간 증가율과 감가상각률의 합과 같다는 점을 고려하고 또한 1~5대 재벌기업들의 감가상각률이 다른 기업의 그것과 동일하다고 가정하면, 이러한 투자율의 차이는 유형고정자산 증가율의 차이로 해석할 수도 있을 것이다.

세번째 열에는 이전의 모형에 과거 5년 평균 총자산 대비 영업이익률(수익률Ⅰ)을 추가한 결과가 나타나 있다. 만일 매출액의 과거 시차분포가 미래 이익의 예상현재가치를 충분히 반영하지 못할 경우 그룹Ⅰ더미변수의 계수는 단지 그룹Ⅰ기업과 여타기업간 관측되지 않는 미래수익성의 차이를 나타내는 것에 불과할 수도 있다. 이러한 요인에 의한 그룹간 투자율의 차이를 제거하기 위해서는 미래의 수익성에 관한 정보를 포함하고 있는 지표를 추가적으로 통제할 필요가 있을 것이다. 비록 과거의 수익률이 미래의 수익률을 충분히 나타낼 수 있다고 보기는 힘들지라도 비교적 장기간(여기서는 5년) 동안의 과거의 평균수익률은 어느 정도 미래의 수익성에 관한 정보를 포함하고 있다고 보는 것이 타당할 것이다. 과거의 수익률지표를 포함한 추정 결과 수익률지표는 투자를 잘 설명하는 것으로 나타났다. 하지만 이 변수를 추가한 이후에도 그룹Ⅰ더미변수의 계수의 크기는 약간 작아지기는 하였지만 여전히 매우 크고 유의한 것으로 나타났다. 이 결과는 두번째 열에 나타난 1~5대 재벌기업과 여타기업의 투자율의 차이가, 여기서 사용된 수익률지표가 미래의 수익성을

반영하는 한, 미래의 수익성의 차이에 기인하지는 않는다는 것을 시사한다.

〈표 2〉의 네번째 열에는 이전의 회귀모형에 기업의 현금흐름(cash flow)을 유형고정자산으로 나눈 변수를 추가한 결과가 나타나 있다. 만일 자본시장이 완전하다면 한 기업이 보유하고 있는 유동성(liquidity)이 투자에 영향을 미칠 이유는 없을 것이다. 그러나 만일 자본시장이 불완전하다면 한 기업이 당면한 유동성 혹은 내부자금의 양은 투자에 영향을 미칠 수 있다. 따라서 현금흐름의 많고 적음이 유동성의 크기를 나타내는 한 현금흐름 변수는 투자에 영향을 미칠 것이다. 또한 만일 자본시장이 완전하다고 하더라도 투자의 미래 수익성이 기존 설명변수로 충분히 통제되지 못하고 또한 현금흐름이 미래 투자수익률의 예상현재가치에 관한 정보를 포함하고 있다고 한다면, 현금흐름 변수는 투자에 영향을 미치는 것으로 나타날 수 있다. 이와 같은 논의에 비추어 볼 때 현금흐름 변수를 추가하여 1~5대 재벌기업의 더미변수의 유의성이 사라진다면, 이전의 모형에서 설명되지 않았던 1~5대 재벌기업과 여타기업의 투자율의 차이는 자본시장의 불완전성 혹은 미래의 수익성의 차이 등과 같은 요인에 기인한다고 볼 수 있을 것이다.

추정 결과 현금흐름에 대한 계수는 양수로서 매우 크고 유의한 것으로 나타났다. 주목할 점은 현금흐름 변수를 추가한 이후에도 1~5대 재벌기업의 더미변수의 계수는 약간 작아지기는 하였지만 여전히 큰 수준인 7.0 정도로 매우 유의하게 추정되었다는 것이다. 이는 1~5대 재벌기업과 여타기업의 투자율의 차이의 대부분은 불완전한 자본시장하에서 유동성제약 정도의 차이에 기인하지는 않을 것이라는 점을 시사한다고 판단된다. 설사 현금흐름에 대한 계수가 미래의 수익성 전망이 투자에 미치는 효과

를 나타내는 것이라고 할지라도 1~5대 재벌기업 더미변수의 계수의 유의성이 유지되고 그 크기도 그리 작아지지 않았다는 사실은 1~5대 재벌기업과 여타기업의 투자율의 차이가 미래 수익성 전망의 차이에 기인하지 않는다는 해석을 더욱 신빙성 있게 만든다. 한편 과거의 평균수익률에 대한 계수는 현금흐름 변수를 추가한 이후 그 크기가 약 1.05에서 0.73으로 작아진 것을 볼 수 있는데, 이는 과거의 평균수익률이 갖고 있는 정보가 어느 정도는 현금흐름에 의해 설명됨을 나타낸다.

만일 1~5대 재벌 더미변수의 계수가 나타내는 효과가 1~5대 재벌기업의 효과가 아니라 단지 이들 기업의 규모가 크고 또한 규모가 큰 기업이 투자를 많이 하는 효과를 나타내고 있는 것이라면, 기업규모를 나타내는 변수를 추가하였을 때 1~5대 재벌 더미변수의 계수는 유의성을 상실하거나 혹은 그 크기가 매우 작아질 것으로 예상할 수 있다. 〈표 2〉의 마지막 열에는 현금흐름 변수를 제거하고 기초총자산으로 측정한 기업규모 변수를 추가한 결과가 제시되어 있다. 그 결과 1~5대 재벌 더미변수의 계수의 크기는 세번째 열에 비해 거의 변화가 없었으며, 기업규모 변수의 계수는 양수이기는 하지만 유의성이 없는 것으로 나타났다.[22] 이는 1~5대 재벌 더미변수의 계수가 나타내는 효과가, 기업규모라는 변수가 나타내는 효과가 무엇이든, 기업규모에 기인한 것도 아니라는 것을 뒷받침한다. 비록 여기에 기술하지는 않았지만 총자산 대신 총차입금, 유형고정자산 등 다른 기업규모 변수를 사용하였을 때에도 1~5대 재벌 더미변수의 계수가 유의하며 그 크기가 그리 변하지 않는다는 점은 동일하였다.

위의 대부분의 결과는 수익률지표로서 영업이익률 대신 경상

22) 한편 1~5대 재벌 더미변수를 제외하고 대신 기업규모 변수를 사용한 경우에는 기업규모 변수의 계수는 양수로서 유의하게 나타났다.

이익률을 사용하였을 때에도 그대로 유지되었으며, 그 결과는 〈부표 1〉에 수록하였다. 또한 본고에 기술하지는 않았지만 위 두 가지 수익률지표의 분모로 총자산 대신 유형고정자산을 사용하였을 때에도 대부분의 결과는 그대로 유지되었다. 또한 표본기업을 전산업 대신 제조업에 국한한 경우에도 결과는 마찬가지였다. 그 결과는, 영업이익률을 사용한 경우는 〈부표 3〉에, 경상이익률을 사용한 경우는 〈부표 4〉에 나타나 있다. 다만, 제조업 표본의 경우 전산업 표본의 경우와 달랐던 점은 기업규모 변수를 추가할 때 그 계수가 유의하게 나타났으며 1~5대 재벌 더미변수의 계수의 크기가 약 절반으로 작아지면서 유의성도 감소하였다는 것이다. 즉, 제조업 표본의 경우 1~5대 재벌 더미변수의 계수의 약 절반 가량은 기업규모에 의한 효과에 의한 것이라는 것이다. 그러나 이 경우에도 1~5대 재벌 더미변수의 계수는 영업이익률 혹은 경상이익률을 사용한 경우에 대해 각각 10% 및 1% 수준에서 유의하였다.

위의 회귀분석을 통하여 1~5대 재벌기업의 투자율은 여타기업에 비하여 매출액의 시차분포, 미래의 수익성의 대리변수, 유동성, 기업규모 등 본 모형에 포함된 설명변수 이외의 다른 어떤 요인에 의해 높았음을 알 수 있었다. 이와 같은 결과는 정부의 투자손실보전에 대한 기대가 가장 심하였을 것으로 사전적으로 예상한 1~5대 재벌기업의 투자에 관한 위의 분석결과가 앞서 간단한 이론적인 모형을 통해 예상하였던 바 — 즉, 정부의 투자손실보전에 대한 기대하에 투자를 하는 기업은 그렇지 않은 기업에 비해 투자를 더 많이 한다는 것 — 와 일맥상통하는 결과라고 판단된다. 물론 이와 같은 1~5대 재벌기업과 여타기업간 설명되지 않는 투자율의 차이가 정부의 암묵적 투자손실보전에 기인한다고 단정짓기는 어렵다. 즉, 이 결과가 본고에서 제시한 가

설 이외의 다른 가설에 의해서 설명될 수 있는 여지는 배제할 수 없다.

그러나 본 분석 결과를 통하여 알 수 있는 것은 그 다른 가설들로서 1~5대 재벌기업이 미래의 매출전망 혹은 수익성 전망에 있어서 여타기업에 비해 우수하기 때문이라든지, 혹은 1~5대 재벌기업이 상대적으로 유동성제약의 정도가 덜하였기 때문이라든지, 혹은 1~5대 재벌기업이 투자를 많이 한 것은 그들이 1~5대 재벌기업이기 때문이 아니라 규모가 큰 기업이기 때문이라든지 하는 설명들은 타당성이 희박해 보인다는 점이다. 본고의 분석결과는 이와 같은 요인들에 의한 투자수준의 차이를 고려한 후에도 여전히 1~5대 재벌기업의 투자수준이 높았음을 나타내주기 때문이다. 그 이외의 어떤 다른 설명방법이 가능한가에 대해 필자는 그리 잘 알고 있지 못하다. 결론적으로 1~5대 재벌기업들은 통상적인 투자의 결정요인으로 설명할 수 있는 것 이상으로 투자를 하였다는 의미에서 과도한 투자를 하였던 것으로 보이며, 이는 투자손실보전에 의한 과잉투자라는 견해와 일맥상통하는 증거로 볼 수 있다.

라. 그룹별 분석결과(regression results for separate group)

이상의 전체표본기업에 대한 분석에서는 1~5대 재벌기업과 여타기업간에 투자의 평균적 수준에 있어서의 차이만 허용하였을 뿐 1~5대 재벌 더미변수 이외의 다른 설명변수의 계수는 각 그룹간에 같은 것으로 가정한 것이나 다름없다. 그러나 실제에 있어서 투자가 매출액의 시차분포, 미래의 수익성, 유동성 등의 변화에 따라 달라지는 정도는 각 그룹간에 차이를 보일 수 있다. 따라서 이하에서는 각 그룹간 투자의 행태적 특성(behavioral pattern)의 차이가 존재하였는가를 살펴본다. 특히 여기서는 불확

실성의 정도를 나타내는 변수에 대한 계수의 그룹간 차이가 존재하는가를 주목할 것이다. 앞서 설명하였다시피 정부의 암묵적 손실보전에 의해 일부 기업군이 위험이 큰 사업에 과도하게 투자하였는가를 살펴보기 위해서는 1~5대 재벌기업으로 이루어진 그룹Ⅰ과 독립기업으로 이루어진 그룹Ⅲ간의 투자의 불확실성에 대한 계수의 차이를 특히 주목하여야 할 것이다.

〈표 3〉의 상단과 하단에는 각각 〈표 2〉의 제2열과 4열에 제시된 모형에서 1~5대 재벌 더미변수를 제외한 모형을 각각 사용하여 각 그룹에 대하여 별도로 추정한 결과가 제시되어 있다. 먼저 상단의 첫번째 열을 살펴보면 그룹Ⅰ 기업들의 투자의 불확실성에 대한 계수가 양수로서 유의하게 추정되어, 이 그룹에 속한 기업의 투자는 불확실성이 커짐에 따라 증가하였음이 나타난다. 반면 그룹Ⅲ에서는 투자의 불확실성에 대한 계수가 비록 통계적으로 유의하지는 않지만 음수로 추정되었다. 또한 그룹Ⅱ에 대한 추정 결과 불확실성에 대한 계수는 역시 통계적으로 유의하지는 않았으나 그 부호는 음수이며 절대값은 그룹Ⅲ에서의 추정계수보다는 작았다.

이와 같이 그룹Ⅰ 기업들의 불확실성에 대한 투자의 계수가 양수로서 유의하게 추정되어 그룹Ⅱ 혹은 그룹Ⅲ에서 추정된 계수와 크게 달랐다는 점은 위의 전체표본에 대한 분석에서 그룹Ⅰ 더미변수가 양수로 유의하게 나타났다는 사실과 더불어 정부의 암묵적 손실보전에 의하여 1~5대 재벌기업들이 여타 기업에 비하여 고위험사업에 대해 과도하게 투자하였다는 본고의 견해를 뒷받침하는 증거라고 판단된다. 또한 이 결과는 앞서 전체표본기업에 대한 분석에서 투자의 불확실성에 대한 계수가 유의하지 않게 추정된 이유가 불확실성의 변화에 대한 투자의 계수가 다른 그룹들을 그 계수가 동일하다는 가정하에 합하여 추정하였기

〈표 3〉 그룹별 투자함수 추정결과 I (1992~97, 전산업)[1),2)]

	그룹 I	그룹 II	그룹 III
	모형 (2)		
$(S/K)_{it}$[3)]	0.002 (0.628)	0.001 (0.957)	0.018*** (4.131)
$(S/K)_{it-1}$[3)]	0.001 (0.278)	-0.001 (-0.504)	0.000 (0.001)
$(S/K)_{it-2}$[3)]	0.001 (0.381)	0.004*** (3.090)	-0.001 (-0.534)
UC_1_{it}[5)]	0.062*** (2.614)	-0.000 (-0.126)	-0.006 (-1.285)
상수항	4.177* (0.410)	17.318*** (4.002)	6.303 (1.224)
Adj. R^2	0.132	0.052	0.058
N	338	1,672	1,373
	모형 (4)		
$(S/K)_{it}$[3)]	-0.002 (-0.506)	0.000 (0.375)	0.010** (2.180)
$(S/K)_{it-1}$[3)]	0.001 (0.215)	-0.002 (-1.259)	0.007 (1.563)
$(S/K)_{it-2}$[3)]	-0.002 (-0.495)	0.004*** (2.960)	-0.002 (-0.828)
$ROR5_1_{it}$[4)]	-0.485 (-0.750)	0.702*** (2.893)	0.622*** (2.694)
UC_1_{it}[5)]	0.071*** (3.125)	0.001 (0.413)	-0.005 (-1.034)
$(CF/K)_{it}$[6)]	0.260*** (5.773)	0.132*** (6.891)	0.062*** (3.245)
상수항	27.996*** (2.618)	15.033*** (3.373)	0.348 (0.066)
Adj. R^2	0.212	0.092	0.077
N	338	1,672	1,373

주 : 1) 피설명변수는 기초유형고정자산 대비 투자율.
2) 1%, 5%, 10% 수준에서 유의한 계수는 각각 ***, **, *로 표시.
3) 매출액을 각각 기초유형고정자산(장부가격)으로 나눈 값.
4) 총자산 대비 영업이익률.
5) 과거 5년간(t에서 t-4년까지) 영업이익률의 분산계수(coefficient of variation).
6) 현금흐름을 기초 유형고정자산(장부가격)으로 나눈 값.

자료 : 한국신용정보의 상장기업 재무제표자료.

때문이라는 것을 보여준다.

〈표 3〉의 하단에 사용된 모형은 표의 상단에 사용된 모형에 과거 수익률의 수준을 나타내는 변수 및 현금흐름 변수를 추가한 것이다. 이들 변수를 추가한 모형을 사용하여도 1~5대 재벌기업들(그룹Ⅰ)이 여타기업과는 달리 불확실성이 증가함에 따라 투자를 많이 하였다는 결과는 그대로 유지되었고 그룹Ⅰ과 그룹Ⅲ의 계수의 차이는 오히려 약간 커졌다. 즉, 미래의 수익성 혹은 현재의 유동성에 대한 투자의 반응이라는 투자행태의 그룹간 차이를 고려한 후에도 1~5대 재벌기업과 여타기업간 불확실성에 대한 투자의 반응에 있어서 차이가 관찰된다는 것이다. 추정된 계수를 통하여 각 그룹별로 불확실성의 변화가 투자를 얼마나 변화시키는가를 살펴보면, 불확실성의 정도를 나타내는 지표의 표준편차만큼의 증가는 그룹Ⅰ의 경우 투자를 약 5%p 가량 증가시키며 그룹Ⅲ의 경우에는 약 0.9%p 감소시키는 것으로 보인다. 이 결과는 정부의 암묵적 투자손실보전에 의해 1~5대 재벌기업들이 여타기업에 비하여 고위험사업에 대해 과다하게 투자하였다는 주장의 타당성을 더욱 강화시켜 주는 것일 것이다.

한편 매출액의 시차분포에 의해 충분히 통제되지 않는 미래의 수익성을 통제하고자 추가한 과거 수익률지표에 대한 계수도 각 그룹간에 차이가 존재하였음이 관찰된다. 즉, 독립기업 및 6대 이하 계열사를 가진 기업에서는 과거 수익률에 대한 계수가 모두 양수로 유의하게 추정되었으며, 그 크기도 0.6 및 0.7로 비슷하게 나타났다. 반면 1~5대 재벌기업에서는 과거 수익률에 대한 계수는 유의하지 않은 음수로 나타났다. 이는 불확실성에 대한 계수가 1~5대 재벌기업에 대해서만 유의한 양수로 추정된 것과는 매우 대조적이다.[23] 또한 현금흐름에 대한 계수도 각 그룹에

23) 그러나 〈표 4〉, 〈부표 5〉 및 〈부표 6〉에서 볼 수 있듯이 1~5대 재벌기업에

서 모두 유의한 것으로 나타났을 뿐 아니라 그 크기도 그룹간에 달랐다. 현금흐름의 계수의 크기는 그룹Ⅰ에서 가장 컸고 그룹Ⅲ에서 가장 작았다.[24)]

그룹Ⅰ에 대한 회귀분석 결과를 통하여 한 가지 지적하고자 하는 바는 이들 기업이 '고위험' 사업에 투자를 많이 한 것이지 '고위험 · 고수익' 사업에 투자를 많이 한 것이 아니라는 것이다. 즉, 〈표 3〉 상단의 첫번째 열의 결과만을 놓고 보면 1~5대 재벌기업이 불확실성이 커질수록 투자를 많이 한 것으로 나타난 이유가 어떤 기업이 당면한 위험이 컸더라도 수익성이 좋았기 때문에 많이 투자한 것이라는 주장을 제기할 수도 있다. 이러한 주장대로 불확실성에 대한 그룹Ⅰ 기업들의 관측된 투자행태가 주로 미래의 수익성과 불확실성간의 양의 상관관계에 기인하는 것이라면, 〈표 3〉의 하단과 같이 미래의 수익성을 반영하는 지표를 추가하였을 때 불확실성이 투자에 미치는 효과는 크게 감소할 것으로 예상할 수 있다. 그러나 과거의 평균수익률의 수준을 통제한 경우에도 불확실성지표에 대한 계수는 여전히 양수로 유의하게 추정되었고 그 크기는 표 상단의 경우보다 오히려 약간 큰 것으로 나타났다. 이와 같은 결과는 그룹Ⅰ에 대하여 불확실성에

서 과거 수익률에 대한 계수는 수익률지표에 따라 혹은 표본의 범위에 따라 매우 심한 편차를 보인다.

24) 이와 같은 현금흐름에 대한 계수의 그룹간 차이를 놓고 볼 때 이 계수를 유동성제약의 정도를 나타내는 것이라고 단순히 해석하는 것에는 주의를 요한다. 즉, 만일 유동성제약이 존재하였다면 그 정도는 1~5대 재벌기업으로 이루어진 그룹Ⅰ에서보다 독립기업인 그룹Ⅲ에서 더욱 심하였을 것이라고 보는 것이 보다 타당할 것이기 때문이다. 일반적으로 투자의 현금흐름에 대한 계수를 유동성제약이라고 설명하는 것에 대한 반론은 다음과 같은 것들이 있다. 첫째는 현금흐름이 미래의 투자기회에 대한 새로운 정보를 포함하고 있다는 것이고, 둘째는 경영자가 기업의 수익성보다는 성장에 관심을 가질 경우와 같이 사적인 이익을 추구할 경우 현금흐름의 계수는 경영자의 왜곡된 인센티브로 인한 과잉투자의 효과를 나타낼 수 있다는 것이다. 이에 관한 논의는 Hoshi, Kashyap, and Scharfstein(1991)을 참조하기 바란다. 과연 현금흐름이 어떤 효과를 나타내는가를 규명하는 것은 추후의 연구로 미룬다.

대한 계수가 양수로 추정된 이유가 매출액 가속도모형에서 불완전하게 통제된 미래의 수익성과 불확실성에 대한 양의 상관관계에 기인하지 않는다는 것을 나타낸다고 볼 수 있다.

이상의 분석결과는 1~5대 재벌기업의 투자행태가 여타기업의 투자행태와는 매우 달랐음을 시사한다. 특히 1~5대 재벌기업의 투자는 수익률에 대한 불확실성이 커질수록 증가하는 반면 여타기업의 투자는 이와는 대조적으로 수익률의 불확실성에는 별로 영향을 받지 않는 것으로 나타났다. 이 결과는, 앞서 설명한 바와 같이, 1~5대 재벌과 같은 큰 재벌들이 투자가 사후적으로 잘못된 것으로 판명될 경우 정부가 구제해 줄 것이라는 믿음하에 위험한 사업에 과잉투자를 하였다는 가설을 뒷받침하는 증거라고 해석할 수 있을 것이다. 그외에도 1~5대 재벌과 여타기업간에는 여러 가지 투자행태상의 차이가 관찰되었다. 즉, 현재 및 과거의 매출액 혹은 과거의 평균수익률 등은 그룹Ⅰ의 투자를 설명하는 데 거의 기여를 하지 못하는 반면 현금흐름은 이들 기업의 투자를 잘 설명하였다. 이와는 대조적으로 그룹Ⅱ 및 그룹Ⅲ의 투자는 과거의 평균수익률에 의해 크게 영향을 받았고 또한 적어도 한 가지 이상의 매출액의 시차항에 의해 영향을 받았다. 앞서 전체표본기업에 대한 분석에서 나타났던 1~5대 재벌더미변수의 유의한 계수는 이와 같은 그룹간 투자행태의 차이를 반영하고 있는 것으로 볼 수 있을 것이다.

만일 1~5대 재벌기업과 독립기업간에 불확실성에 대한 투자의 행태상 차이가 존재하였다는 결과가 불확실성의 지표로 무엇을 사용하는가에 크게 의존하는 것이라면 위의 결과는 그만큼 의심스러운 것이 될 것이다. 따라서 이번에는 영업이익률 대신 경상이익률의 분산계수로 불확실성의 정도를 측정하여 동일한 분석을 행하였다. 그 결과는 〈표 4〉에 나타나 있으며 질적인 측

〈표 4〉 그룹별 투자함수 추정결과Ⅱ(1992~97, 전산업)[1), 2)]

	그룹Ⅰ	그룹Ⅱ	그룹Ⅲ
	매출액 모형		
$(S/K)_{it}$[3)]	0.003 (0.803)	0.001 (0.923)	0.017*** (3.781)
$(S/K)_{it-1}$[3)]	0.000 (0.056)	-0.001 (-0.465)	0.001 (0.106)
$(S/K)_{it-2}$[3)]	0.003 (0.809)	0.004*** (3.079)	0.000 (0.054)
UC_2_{it}[5)]	0.011** (2.467)	-0.001 (-0.512)	-0.001 (-0.610)
상수항	0.136 (0.013)	17.052*** (3.892)	3.911 (0.771)
Adj. R^2	0.124	0.052	0.059
N	336	1,671	1,374
	매출액 및 기대수익률 모형		
$(S/K)_{it}$[3)]	-0.003 (-0.672)	0.001 (0.422)	0.011** (2.324)
$(S/K)_{it-1}$[3)]	0.003 (0.614)	-0.002 (-1.233)	0.001 (0.211)
$(S/K)_{it-2}$[3)]	-0.003 (-0.663)	0.004*** (2.979)	0.001 (0.263)
$ROR5_2_{it}$[4)]	1.827** (2.365)	0.879*** (3.980)	0.558*** (2.656)
UC_2_{it}[5)]	0.012*** (2.775)	-0.002 (-1.182)	-0.001 (-0.728)
$(CF/K)_{it}$[6)]	0.240*** (5.334)	0.122*** (6.287)	0.110*** (4.222)
상수항	20.701** (1.991)	17.014*** (3.936)	1.393* (0.278)
Adj. R^2	0.212	0.097	0.090
N	336	1,671	1,374

주 : 1) 피설명변수는 기초유형고정자산 대비 투자율.
2) 1%, 5%, 10% 수준에서 유의한 계수는 각각 ***, **, *로 표시.
3) 매출액을 각각 기초유형고정자산(장부가격)으로 나눈 값.
4) 총자산 대비 경상이익률.
5) 과거 5년간(t에서 t-4년까지) 경상이익률의 분산계수(coefficient of variation).
6) 현금흐름을 기초유형고정자산(장부가격)으로 나눈 값.

자료 : 한국신용정보의 상장기업 재무제표자료.

면에서 불확실성을 영업이익률의 분산계수로 측정한 경우와 거의 동일하였다. 특히 불확실성에 대한 그룹Ⅰ 기업들의 투자의 반응이 그룹Ⅱ 및 그룹Ⅲ의 기업들과 달랐다는 결과는 그대로 유지되었다. 단, 〈표 3〉의 결과와는 달리 수익성지표로 경상이익률을 사용한 경우에는 그룹Ⅰ의 투자도 과거 수익률이 커질수록 증가하는 것으로 추정되었다. 한편 여기에는 보고하지 않았지만 과거 수익률의 지표로 총자산 대신 유형고정자산 대비 영업이익률 혹은 경상이익률을 사용한 경우, 그리고 과거 수익률의 분산계수를 5년 이상 수익률의 과거 시차값들을 사용하여 계산한 경우에도 주된 결과는 그대로 유지되었다. 또한 표본기업을 제조업으로 한정한 경우의 그룹별 분석결과에서도 불확실성에 대한 그룹Ⅰ 기업들의 투자의 반응이 그룹Ⅱ 및 그룹Ⅲ의 기업들과 달랐다는 결과는 그대로 유지되었으며, 그 결과는 〈부표 5〉 및 〈부표 6〉에 수록되어 있다.

Ⅳ. 分析의 限界

본고의 분석은 다음과 같은 몇 가지 측면을 포함한 여러 가지 한계점을 지닌다. 첫째로, 본고의 실증적 결과들을 통하여 알 수 있는 것은 이러한 결과들이 정부의 암묵적 손실보전에 의한 상위 재벌기업의 고위험사업에 대한 과잉투자의 가설과 일맥상통한다는 것이지, 이러한 결과들이 관찰된 원인이 정부의 암묵적 손실보전이라는 것을 증명하지는 못했다고 볼 수 있다. 즉, 본고의 결과들이 다른 방법으로 설명될 수 있는 가능성에 대하여 충분히 살펴보지는 못하였다는 것이다. 따라서 본고에서 관찰된 현

상들의 원인이 무엇인가를 좀더 분명히 밝히기 위해서는 무엇보다도 암묵적 손실보전의 정도, 혹은 大馬不死라고 불리는 현상에 대한 보다 직접적인 자료를 사용하여 연구가 이루어질 필요가 있을 것이다. 아울러 과거 우리나라 상위 재벌기업의 투자행태에 영향을 미쳤던 제도적·정책적 여건들과 이들의 투자와의 관계에 대한 엄밀한 이론적인 규명이 이루어질 때 다른 설명방법들의 대안으로서 어떤 것들이 있을 수 있는지 이해할 수 있을 것이다. 특히 일부 재벌기업들의 비효율적인 투자에 대한 금융기관의 역할을 심층적으로 규명하여 주는 것은 매우 흥미롭고 중요한 미래의 연구주제라고 생각된다.

둘째로, 본고에서는 매출액 가속도모형이 투자의 미래 수익성을 충분히 반영하지 못할 수 있다고 판단하여 과거의 평균수익률 등과 같은 변수를 통제하려고 하였으나, 이러한 방법도 여전히 투자의 장래 수익성 전망을 충분히 통제하지는 못할 것으로 판단된다. 따라서 Q모형 등 다른 투자모형을 이용하여 본고와 같은 결과를 얻을 수 있는가를 살펴보는 것도 의미 있는 일이라 생각된다.

셋째로, 본고의 주된 결론이 1~5대 재벌기업과 여타기업간 불확실성과 투자의 관계의 차이에 의존하고 있는 한, 본고에서 사용한 불확실성의 지표가 실제 기업들이 투자시점에 당면한 불확실성을 얼마나 잘 반영하는가가 매우 중요한 문제일 것이다. 불행하게도 본고에서 사용한 과거 여러 가지 수익률의 불확실성이라는 지표는 그다지 만족스런 지표라고 볼 수는 없을 수도 있다. 즉, 수익률은 외생적으로 주어진 불확실성, 예를 들어 생산물의 가격의 불확실성하에서 기업이 투자 등에 관한 의사결정을 한 결과로서 관측되는 변수일 수 있으며, 이것이 외생적으로 주어진 불확실성 자체를 나타내는 데는 한계가 있을 것이다. 따라서 향

후 연구에서는 외생적인 불확실성의 정도를 보다 잘 나타낼 수 있는 지표를 사용하여 분석을 반복하여 보는 것도 필요한 일이라 생각된다.

V. 要約 및 結論

본고는 위기 이전 우리나라의 기업이 과연 정부의 암묵적 투자손실보전에 기인하여 위험이 큰 사업에 과다하게 투자하였는가를 실증적으로 규명하여 보고자 하는 동기에서 출발하였다. 이를 위하여 본고는 먼저 한 경제에 투자손실보전에 대한 기대하에서 투자를 한 기업과 그렇지 않은 기업이 공존할 때, 전자는 후자에 비하여 단지 투자를 많이 하게 될 뿐 아니라 불확실성의 증가에 대하여 투자를 더욱 늘릴 유인이 존재한다는 것을 이론적으로 보여주었다. 특히 정부의 투자손실보전이 존재할 때, 불확실성이 증가할 때 투자가 늘어나는 현상은 예상 손실보전량이 사후적 손실규모에 비례할 경우에 성립함도 지적하였다.

이와 같은 가설하에 본고의 실증분석에서는 90년대 개별기업의 재무제표 자료를 이용하여 투자손실보전에 대한 기대가 가장 심각하였을 것으로 선험적으로 판단되는 1~5대 재벌기업과 여타기업간 혹은 가장 그렇지 않았을 것으로 판단되는 독립기업간에 투자의 수준 및 불확실성에 대한 투자의 반응이라는 측면에서 예상하였던 차이가 존재하였음을 보여주었다. 즉, 먼저 전체 표본기업에 대한 분석에서는 1~5대 재벌기업은 여타기업에 비하여 매출액의 시차분포와 같은 통상적인 투자의 결정요인으로 설명될 수 없는 높은 투자수준을 유지하였다는 점이 관찰되었다.

또한 이와 같은 투자수준의 차이가 두 그룹간 미래 수익성 전망의 차이, 유동성제약의 정도에 있어서의 차이, 기업규모에서의 차이 등에 기인한다는 설명은 타당성이 떨어진다는 점도 지적하였다.

한편 그룹별 분석에서는 1~5대 재벌기업과 여타기업(혹은 독립기업)간 투자의 행태상 차이도 존재하였음이 관찰되었다. 특히 예상하였던 바와 같이 1~5대 재벌기업은 여타기업과는 대조적으로 불확실성이 증가할 때 오히려 투자를 늘리는 것으로 관찰되었으며, 이러한 차이는 미래의 수익성 혹은 현재의 유동성에 대한 투자행태의 그룹간 차이를 고려한 이후에도 유지되었다. 한편 1~5대 재벌기업이 '고위험·고수익' 사업에 투자를 많이 하였다는 세간의 주장은, 본 모형의 설명변수들이 미래의 수익성을 반영하는 한, 그리 설득력이 없는 것으로 보인다는 점도 지적하였다. 아울러 전체표본기업 및 그룹별 분석의 대부분의 결과는 과거 평균수익률 및 불확실성의 정도를 측정하기 위한 수익률 지표에 그리 의존하지 않음도 보여주었다. 또한 전산업에 대한 분석결과와 제조업에 대한 분석결과는 놀랍게도 질적인 측면에서 거의 동일하였다.

이와 같은 실증분석 결과를 토대로 볼 때 일부 상위 재벌기업들은 여타기업에 비하여 고위험사업에 과다하게 투자하였던 측면이 있었다고 판단된다. 비록 본고가 자료의 제약으로 인해 90년대 기업의 투자만을 살펴보았지만, 만일 이와 같은 비효율적 투자자원의 배분이 본고에서 주장하는 바와 같이 정부에 의한 암묵적 투자손실보전에 대한 기대, 혹은 더 나아가 '재벌은 망하지 않는다'는 기대를 가능케 하였던 과거의 역사적·제도적 관행에 기인한다면 이러한 현상은 90년대 이전에도 존재하였을 가능성이 크다고 할 수 있겠다.

이러한 측면에서 위기 이전 우리나라 경제의 실물부문에는 일부 재벌기업들에 의한 과잉투자라는 문제가, 비록 그것이 위기 자체를 촉발시킨 원인은 아닐 지라도, 위기의 전제조건으로서 존재하고 있었다고 보는 것이 타당하다고 판단된다. 이러한 문제가 향후에도 지속되는 것을 방지하기 위해서는 과거와 같은 정부의 암묵적 투자손실보전에 대한 기대가 결과적으로도 기업에 유리하지 않다는 새로운 기대를 기업이 가질 수 있도록 제도 및 관행상 개선노력을 경주하여야 할 것이다. 특히 향후의 부실기업에 대한 정리과정에서는 과거와 같이 차입금규모가 큰 기업일수록 혜택을 많이 받게 되는 방식의 정부지원을 피하여야 함은 물론이고, 또한 정부의 적극적 개입에도 신중을 기하여야 할 것이다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

金俊經, 「銀行不實債權 整理方案에 대한 考察」, 『韓國開發硏究』, 제13권 제1호, 1991, pp. 35～63.

金俊經 · 韓震熙 · 趙成旭 · 金東石 · 梁正三 · 金玟秀 · 金潤基, 「企業不實의 實狀과 評價」, 연구자료 98-20, 한국개발연구원, 1998.

産業硏究院, 『韓國의 産業 : 發展歷史와 未來비전』, 1997.

Abel, A. B. and O. J. Blanchard, "Investment and Sales : Some Empirical Evidence," *NBER* Working Paper No. 2050, 1986.

Caballero, R. J., E. M. R. A. Engel, and J. C. Haltiwanger, "Plant-Level Adjustment and Aggregate Investment Dynamics," *Brookings Papers on Economic Activity,* 1995.

Chirinko, R., "Business Fixed Investment Spending: Modeling Strategies, Empirical Results, and Policy Implications," *Journal of Economic Literature*, Vol. XXXI, 1993, pp. 1875~1911.

Cho, Y. J. and J. K. Kim, *Credit Policies and the Industrialization of Korea,* Korea Development Institute, 1997.

Fazzari, S. M., R. G. Hubbard, and B. C. Petersen, "Financing Constraints and Corporate Investment," *Brookings Papers on Economic Activity,* 1988.

Hoshi, T., A. Kashyap, and D. Scharfstein, "Corporate Structure, Liquidity, and Investment : Evidence from Japanese Industrial Groups," *The Quarterly Journal of Economics,* 1991.

Jorgenson, D. "Econometric Studies of Investment Behavior : A Survey," *Journal of Economic Literature* 9(4), December 1971, pp. 1111~1147.

Kareken, J. and N. Wallace, "Deposit Insurance and Bank Regulation: A Partial-Equilibrium Exposition," *Journal of Business*, Vol. 51, No. 3, 1978, pp. 413~438.

Krugman, P., "What Happened to Asia?" mimeo, 1998.

Lee, J. W. and K. H. Shin, "The Role of a Variable Input in the Relationship between Investment and Uncertainty," *American Economic Review,* forthcoming.

McKinnon, R. I. and H. Pill, "Credible Liberalizations and International Capital Flows: The 'Overborrowing Syndrome'," *Financial Deregulation and Integration in East Asia,* 1996.

Milgrom, P. and J. Roberts, *Economics, Organization and Management,* Prentice-Hall, 1992.

Pindyck, R., "A Note on Competitive Investment Under Uncertainty,"

American Economic Review 83(1), March 1993, pp. 273~277.

Romer, D., *Advanced Macroeconomics,* McGraw Hill, 1996.

Shin, I. and J. H. Hahm, *The Korean Crisis-Causes and Resolution* Korea Development Institute Working Paper No. 9805, 1998.

〈부표 1〉 전체표본기업에 대한 투자함수 추정결과Ⅱ(1992~97, 전산업)[1),2)]

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$(S/K)_{it}$[3)]	0.002*	0.002*	0.003**	0.001*	0.003**
	(2.057)	(1.948)	(2.158)	(0.940)	(2.169)
$(S/K)_{it-1}$[3)]	-0.000	-0.000	-0.000	-0.001*	-0.000
	(-0.136)	(-0.196)	(-0.251)	(-0.828)	(-0.252)
$(S/K)_{it-2}$[3)]	0.003**	0.003**	0.002*	0.003***	0.002*
	(2.561)	(2.710)	(2.202)	(2.668)	(2.189)
$ROR5_2_{it}$[4)]			1.183***	0.670***	1.207***
			(9.156)	(4.795)	(9.187)
UC_2_{it}[5)]	0.002	0.000	-0.000	-0.000*	-0.000
	(0.175)	(0.140)	(-0.336)	(-0.301)	-(0.359)
1~5대재벌더미		8.272***	9.231***	8.185***	8.218***
		(4.162)	(4.695)	(4.206)	(3.725)
$(CF/K)_{it}$[6)]				0.128***	
				(9.074)	
$SIZE_{it}$					0.512
					(1.013)
상수항	13.386***	12.048***	8.680**	11.080***	-0.733
	(4.407)	(3.954)	(2.862)	(3.684)	(-0.075)
Adj. R^2	0.060	0.065	0.087	0.109	0.087
N	3,381	3,381	3,381	3,381	3.381

주 : 1) 피설명변수는 기초유형고정자산 대비 투자율.
2) 1%, 5%, 10% 수준에서 유의한 계수는 각각 ***, **, *로 표시.
3) 매출액을 각각 기초유형고정자산(장부가격)으로 나눈 값.
4) 총자산 대비 경상이익률.
5) 과거 5년간(t에서 t-4년까지) 경상이익률의 분산계수(coefficient of variation).
6) 현금흐름을 기초유형고정자산(장부가격)으로 나눈 값.

자료 : 한국신용정보의 상장기업 재무제표자료.

〈부표 2〉 그룹별 주요지표의 요약(1992~97, 제조업)

		그룹Ⅰ	그룹Ⅱ	그룹Ⅲ	전체기업
기업수		35	219	209	463
I/K[2](%)	평균	34.6	24.1	25.4	25.5
	표준편차[1]	28.3	27.2	27.9	27.9
*ROR*5_1[3]	평균	6.8	5.4	6.6	6.1
(%)	표준편차[1]	4.3	4.8	5.3	5.0
*UC*_1[4]	평균	33.4	48.4	42.2	44.5
	표준편차[1]	73.8	183.5	146.1	163.0
총자산	평균	2,095.4	411.0	78.1	388.7
(조원)	표준편차[1]	2,415.6	650.6	59.9	946.1
총차입금	평균	1,110.5	214.2	29.0	198.7
(조원)	표준편차[1]	1,311.7	365.6	30.0	516.3
S/K[2](%)	평균	321.4	299.5	415.9	353.4
	표준편차[1]	188.5	193.5	249.3	227.3
매출액증가율	평균	18.0	14.6	12.0	13.7
(%)	표준편차[1]	17.7	28.7	17.1	24.0

주 : 1) 모든 변수의 표준편차는 각 그룹의 기업간 변동(across-firm variation)을 측정한 것으로서 1992~97년 기간중 각 연도별 표준편차의 평균치임.
2) 투자 및 매출액을 각각 기초유형고정자산(장부가격)으로 나눈 값.
3) 총자산 대비 영업이익률.
4) 과거 5년간(t에서 t-4년까지) 영업이익률의 분산계수(coefficient of variation).

〈부표 3〉 전체표본기업에 대한 투자함수 추정결과 I (1992~97, 제조업)[1),2)]

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$(S/K)_{it}$[3)]	0.012**	0.012**	0.011**	-0.003	0.013***
	(2.322)	(2.360)	(2.128)	(-0.605)	(2.641)
$(S/K)_{it-1}$[3)]	0.027***	0.026***	0.024***	0.028***	0.024***
	(3.895)	(3.878)	(3.601)	(4.130)	(3.541)
$(S/K)_{it-2}$[3)]	-0.013***	-0.012**	-0.015***	-0.011**	-0.014***
	(-2.636)	(-2.476)	(-3.175)	(-2.261)	(-2.969)
$ROR5_1_{it}$[4)]			0.857***	0.352**	0.852***
			(5.605)	(2.056)	(5.588)
UC_1_{it}[5)]	-0.001	-0.001	-0.000	0.001	-0.000
	(-0.377)	(-0.307)	-(0.149)	(0.209)	(-0.076)
1~5대재벌더미		9.034***	8.508***	8.563***	4.353*
		(4.240)	(4.013)	(4.071)	(1.825)
$(CF/K)_{it}$[6)]				0.166***	
				(6.391)	
$SIZE_{it}$					1.916***
					(3.767)
상수항	15.848***	15.312***	11.539***	12.898***	-24.719**
	(7.944)	(7.685)	(5.516)	(6.181)	(-2.510)
Adj. R^2	0.058	0.065	0.076	0.090	0.080
N	2,586	2,586	2,586	2,586	2,586

주 : 1) 피설명변수는 기초유형고정자산 대비 투자율.
2) 1%, 5%, 10% 수준에서 유의한 계수는 각각 ***, **, *로 표시.
3) 매출액을 각각 기초유형고정자산(장부가격)으로 나눈 값.
4) 총자산 대비 영업이익률.
5) 과거 5년간(t에서 t-4년까지) 영업이익률의 분산계수(coefficient of variation).
6) 현금흐름을 기초유형고정자산(장부가격)으로 나눈 값.

자료 : 한국신용정보의 상장기업 재무제표자료.

〈부표 4〉 전체표본기업에 대한 투자함수 추정결과Ⅱ(1992~97, 제조업)[1),2)]

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$(S/K)_{it}$[3)]	0.012**	0.012**	0.011**	-0.001	0.014***
	(2.335)	(2.399)	(2.210)	(-0.173)	(2.836)
$(S/K)_{it-1}$[3)]	0.028***	0.028***	0.026***	0.029***	0.025***
	(4.128)	(4.120)	(3.863)	(4.247)	(3.786)
$(S/K)_{it-2}$[3)]	-0.015***	-0.014***	-0.019***	-0.015***	-0.019***
	(-3.070)	(-2.923)	(-4.023)	(-3.005)	(-3.881)
$ROR5_2_{it}$[4)]			1.091***	0.572***	1.152***
			(8.286)	(3.580)	(8.736)
UC_2_{it}[5)]	0.000	0.000	-0.000	-0.000	-0.001
	(0.300)	(0.242)	-(0.218)	(-0.251)	(-0.418)
1~5대재벌더미		10.172***	11.135***	10.184***	6.012**
		(4.784)	(5.298)	(4.859)	(2.538)
$(CF/K)_{it}$[6)]				0.150***	
				(5.679)	
$SIZE_{it}$					2.323
					(4.623)
상수항	15.082***	14.526***	13.532***	13.359***	-30.457***
	(7.625)	(7.362)	(6.936)	(6.888)	(-3.136)
Adj. R^2	0.061	0.069	0.093	0.104	0.100
N	2,584	2,584	2,584	2,584	2,584

주 : 1) 피설명변수는 기초유형고정자산 대비 투자율.
2) 1%, 5%, 10% 수준에서 유의한 계수는 각각 ***, **, *로 표시.
3) 매출액을 각각 기초유형고정자산(장부가격)으로 나눈 값.
4) 총자산 대비 경상이익률.
5) 과거 5년간(t에서 t-4년까지) 경상이익률의 분산계수(coefficient of variation).
6) 현금흐름을 기초유형고정자산(장부가격)으로 나눈 값.

자료 : 한국신용정보의 상장기업 재무제표자료.

〈부표 5〉 그룹별 투자함수 추정결과 I (1992~97, 제조업)[1), 2)]

	그룹 I	그룹 II	그룹 III
	모형 (2)		
$(S/K)_{it}$[3)]	-0.033 (-1.248)	0.026*** (3.302)	0.008 (1.132)
$(S/K)_{it-1}$[3)]	0.078** (2.061)	0.020* (1.932)	0.028*** (2.953)
$(S/K)_{it-2}$[3)]	-0.046 (-1.639)	-0.013* (-1.688)	-0.010 (-1.559)
UC_1_{it}[5)]	0.050** (2.143)	-0.001 (-0.353)	-0.003 (-0.619)
상수항	12.487 (1.298)	16.397*** (6.078)	13.824*** (4.134)
Adj. R^2	0.009	0.128	0.051
N	195	1,231	1,160
	모형 (4)		
$(S/K)_{it}$[3)]	-0.070*** (-2.689)	0.010 (1.193)	-0.007 (-0.854)
$(S/K)_{it-1}$[3)]	0.070* (1.950)	0.022** (2.154)	0.028*** (2.972)
$(S/K)_{it-2}$[3)]	-0.041 (-1.527)	-0.011 (-1.465)	-0.009 (-1.436)
$ROR5_1_{it}$[4)]	-2.747*** (-2.829)	0.637** (2.350)	0.285 (1.136)
UC_1_{it}[5)]	0.045** (2.030)	0.001 (0.239)	-0.003 (-0.548)
$(CF/K)_{it}$[6)]	0.777*** (4.813)	0.158*** (4.290)	0.162*** (3.894)
constant	23.569** (2.257)	11.742*** (4.084)	12.616*** (3.610)
Adj. R^2	0.117	0.106	0.070
N	195	1,231	1,160

주 : 1) 피설명변수는 기초유형고정자산 대비 투자율.
2) 1%, 5%, 10% 수준에서 유의한 계수는 각각 ***, **, *로 표시.
3) 매출액을 각각 기초유형고정자산(장부가격)으로 나눈 값.
4) 총자산 대비 영업이익률.
5) 과거 5년간(t에서 t-4년까지) 영업이익률의 분산계수(coefficient of variation).
6) 현금흐름을 기초유형고정자산(장부가격)으로 나눈 값.

자료 : 한국신용정보의 상장기업 재무제표자료.

〈부표 6〉 그룹별 투자함수 추정결과Ⅱ(1992~97, 제조업)[1),2)]

	그룹Ⅰ	그룹Ⅱ	그룹Ⅲ
	모형 (2)		
$(S/K)_{it}$[3)]	-0.043 (-1.632)	0.026*** (3.262)	0.009 (1.329)
$(S/K)_{it-1}$[3)]	0.076** (2.027)	0.021* (1.922)	0.029*** (3.194)
$(S/K)_{it-2}$[3)]	-0.037 (-1.311)	-0.014* (-1.824)	-0.012** (-1.962)
UC_2_{it}[5)]	0.015** (2.538)	-0.002 (-1.242)	0.000 (0.228)
상수항	11.222 (1.165)	16.380*** (6.044)	12.250*** (3.766)
Adj. R^2	0.035	0.075	0.060
N	194	1,226	1,164
	모형 (4)		
$(S/K)_{it}$[3)]	-0.064** (-2.389)	0.017** (2.032)	-0.010 (-1.298)
$(S/K)_{it-1}$[3)]	0.066* (1.824)	0.020* (1.950)	0.029*** (3.274)
$(S/K)_{it-2}$[3)]	-0.036 (-1.305)	-0.015** (-1.991)	-0.012* (-1.796)
$ROR5_2_{it}$[4)]	-0.067 (-0.057)	1.016*** (4.140)	0.333 (1.478)
UC_2_{it}[5)]	0.013** (2.210)	-0.003 (-1.640)	-0.001 (-0.473)
$(CF/K)_{it}$[6)]	0.481*** (3.399)	0.105*** (2.947)	0.214*** (4.834)
상수항	9.154 (0.979)	14.045*** (5.267)	11.909*** (3.722)
Adj. R^2	0.097	0.118	0.098
N	194	1,226	1,164

주 : 1) 피설명변수는 기초유형고정자산 대비 투자율.
2) 1%, 5%, 10% 수준에서 유의한 계수는 각각 ***, **, *로 표시.
3) 매출액을 각각 기초유형고정자산(장부가격)으로 나눈 값.
4) 총자산 대비 경상이익률.
5) 과거 5년간(t에서 t-4년까지) 경상이익률의 분산계수(coefficient of variation).
6) 현금흐름을 기초유형고정자산(장부가격)으로 나눈 값.

자료 : 한국신용정보의 상장기업 재무제표자료.

論 評

李 雨 憲
(경희대 경제학과 교수)

이 논문은 한국의 외환위기를 발생시킨 근본원인 중 하나로 제기되고 있는 기업의 과잉투자 문제를 다룬 매우 시의적절하고 흥미로운 보고서이다. 간단한 모형을 제시하고 기업자료를 사용하여 분석하였을 뿐만 아니라 논의도 가능한 한 공정하게 진행함으로써 논문으로서의 엄밀함도 고루 갖추었다. 최근에 미국자료를 사용하여 재벌기업의 투자행태를 분석한 Scharfstein(1988)의 좋은 보완이 될 것으로 보인다.

논문의 시사점이나 분석과 관련하여 간단하게 몇 가지를 생각해 보고자 한다. 우선 모형과 관련하여 생각해 보자. 저자는 기업투자로부터 손실이 발생하면 정부가 무조건 일정비율을 보조하는 것으로 모형을 설정하고 있다. 이처럼 단순한 가정은 분석의 출발점으로서 적절하다고 생각한다. 그러나 보다 현실적으로, 예를 들어서 정부가 모든 손실 규모에서 보조를 하기보다는 손실이 일정 규모(threshold)를 초과할 때만 보조한다고 하면 모형의 시사점은 어떻게 바뀔 것인가? 아마도 크게 바뀌지 않을 것 같다. 그 이유는 분기점(threshold)을 전후하여 기업의 기대수익이 바뀌므로 기업은 과잉투자를 함으로써 기대손실이 분기점을 초과하도록 할 유인이 있는 것으로 생각되기 때문이다.

실증분석과 관련해서는 다음의 몇 가지를 지적하고자 한다. 첫째, 회귀분석에 사용된 변수들의 정상성(stationarity)과 관련된 문제들을 소홀히 하고 있는 것으로 보인다. 이 논문의 패널분석은

6년간의 시계열자료로 구성되어 있으므로 비정상성(nonstationarity)이 큰 문제가 안될 수도 있다. 그러나 그것이 시계열 자료의 (비)정상성을 무시해도 좋은 근거는 아니라고 생각한다. 매출액/기초유형고정자산 비율은 〈표 1〉에서 보듯이 평균이 500%가 넘고 표준편차는 이보다 훨씬 더 심하다. 이것은 이 series가 비록 매출액을 기초유형고정자산으로 정규화(normalize)하기는 하였지만 비정상(nonstationary) series일 가능성이 크다는 것을 시사한다. 종속변수인 투자율이 대체로 큰 무리가 없는 정상(stationary) 시계열(series)이라고 볼 때 우변에 정상시계열 자료와 비정상시계열 자료가 혼합하여 나타나면 일반적으로 비정상시계열 자료의 계수는 0이 될 것이고 이러한 회귀분석은 nonsense regression이라고 볼 수 있다. 회귀분석에서 기업규모변수로 사용되고 있는 기초총자산에 대해서도 동일한 지적을 할 수 있다. 기초총자산은 정규화가 안된 수준변수이다. 이 경우에 기초총자산은 비정상시계열 자료일 가능성이 크고 그 계수가 0과 유의적으로 다르지 않은 것은 별로 놀랄 만한 결과가 아니다.

둘째, 패널분석에서 Random Effect 등 다양한 모형에 대한 robustness check가 필요한 것으로 보인다.

셋째, 저자는 투자로부터 발생하는 미래수입의 대용변수로 토빈의 q 대신 기업의 과거수익률 자료를 사용하였다. 토빈의 q는 추정하는 것도 복잡하거니와 설사 추정했다 하더라도 그것이 한계 q가 아니라 평균 q라는 점, 측정 오차, 회계분식으로 인해 왜곡된 자료사용 등 여러 가지 문제점이 있다. 과거의 수익률 변수는 그것이 미래의 수익률에 관한 정보를 가지는 한 불완전하나마 미래수익률의 대용변수가 될 수 있을 것이다. 그러나 Barro(1989)에서와 같이 주식가격을 회귀분석에 포함시키는 시도를 해보는 것이 필요할 것 같다. 주식가격은 자료도 쉽게 구할

수 있고 이론적으로도 주식가격은 투자로부터 발생하는 미래 수입의 현재가치가 되어야 하므로 5대재벌의 투자가 고위험·고수익을 좇아서 한 것인가를 분석하는 회귀분석에 포함시키는 것이 바람직하다고 생각한다.

넷째, 전산업 분석결과를 본문에 제시하고 있는데, 오히려 제조업에 관한 결과를 본문에서 제시하는 것이 바람직한 것 같다. 제조업과 서비스업은 투자행태나 적용가능한 투자이론이 다를 수도 있다. 덧붙여서 저자는 불확실성과 투자의 관계는 주된 관심이 아니라고 언급하고 있고 이것은 이 논문의 주제에 비추어 큰 무리가 없는 것으로 보인다. 그러나 만약 대규모기업보다 중소기업의 노동소득분배율이 높다면 혹은 제조업보다 서비스업의 노동소득분배율이 높다면 저자가 인용한 이재우·신관호의 논문에서 보듯이 서비스업이나 소규모기업의 투자가 불확실성 변수에 양의 반응을 보일 이론적 가능성도 있다(물론 다른 요인에 의한 다른 가능성도 있을 것이다).

다섯째, 저자는 5대 재벌이 상대적으로 투자를 많이 한 이유가 정부보조에 대한 기대로 인한 도덕적 해이에 기인하는 것으로 주장하고 있다. 그러나 5대 재벌이 상대적으로 투자를 많이 한 이유가 다른 이유 때문인지에 관한 분석이 조금 더 필요하다고 생각한다. 예를 들어서, 기업측면의 도덕적 해이보다는 오히려 금융기관의 도덕적 해이(금융기관이 소규모기업보다는 재벌기업에 대출하는 것이 심사도 수월하고 회수가능성도 높다고 판단해서 대출을 더 많이 해준 결과)에 기인하는 것은 아닌지도 분석을 하면 좋을 것 같다. 1~5대 재벌기업에 대한 금융기관의 대출비율을 설명변수로 추가하는 것이 불완전하나마 하나의 방법이 될지도 모르겠다.

● 참고문헌

Barro, Robert J., "The Stock Market and Investment," NBER Working Paper #2925, 1989.

Sharfstein, D. S., "The Dark-side of Internal Capital Markets II: Evidence from Diversified Conglomerates," NBER Working Paper #6352, 1998.

林 暎 宰

(본원 연구위원)

이 논문은 1992년부터 1997년까지의 6년간에 대하여 우리나라 상위 5대 재벌의 투자행태를 실증적으로 분석하고 있다. 우리나라 재벌의 투자행태에는 경제이론에서 통상적으로 제시하고 있는 투자결정요인들만으로는 설명할 수 없는 과잉부분이 존재한다는 것이 이 논문의 가설이다. 자료는 한국신용정보에서 집계한 개별기업의 재무제표를 이용하고, 상위 5대 재벌그룹의 계열사들 가운데 1988년부터 1997년까지 연속적으로 재무제표가 존재하는 상장기업만을 분석의 대상으로 하고 있다.

사실 경제위기 이전부터 우리나라 재벌기업들의 외형성장 위주의 투자행태에 대해서는 많은 논의가 있어 왔지만 본고와 같이 엄밀한 실증분석을 시도한 연구는 드문 실정이다. 따라서 이 논문은 앞으로의 우리나라 재벌의 투자행태에 관한 논의에 있어서 하나의 중요한 출발점을 제시하고 있다고 생각된다.

이 논문은 먼저 불확실성하의 기업의 요소수요에 관한 간단한 모형에서 정부의 투자손실보전이 기업 투자결정에 어떠한 영향을 미칠 것인가를 이론적으로 보인 후, 그 이론적 예측을 실증적

으로 검증하고 있다. 실증분석 부분에서는 경제이론에서 통상적으로 제시하고 있는 투자의 결정요인들을 통제하고 남는 부분의 성격을 규명하는 작업이 그 핵심이라고 할 수 있다. 이 논문에서 통상적인 투자결정요인들로 고려하고 있는 것은 매출액의 시차분포, 미래의 수익성에 관한 전망의 차이, 유동성 제약의 정도에 있어서의 차이, 기업규모에서의 차이 등이다.

이하에서는 향후의 연구에서 이 논문을 발전시킬 수 있는 방향에 관하여 두 가지 지적을 하고자 한다.

첫째, 이 논문의 주된 결론은 상위 5대 재벌그룹의 계열사들과 여타기업간에 불확실성과 투자의 관계가 어떻게 다르게 나타나고 있는가에 의존하고 있기 때문에, 이 논문에서 이용하고 있는 불확실성의 지표가 실제 기업들이 투자를 결정하는 시점에 당면하는 불확실성을 얼마나 잘 반영하는가는 중요한 문제이다. 이 논문은 투자시점보다 과거의 여러 가지 수익률의 분산을 대리변수(proxy variable)로 이용하고 있는데, 이는 자료의 제약을 고려하면 출발점으로서 좋은 시도라고 판단된다. 그렇지만 이론적 예측과 실증분석간의 괴리를 보다 좁히기 위해서 실제 기업들이 투자시점에 당면한 불확실성을 보다 잘 반영할 수 있는 대리변수를 찾는 시도가 계속 있었으면 한다.

둘째, 우리나라 재벌그룹들이 활성화된 내부금융시장을 가지고 있을 수 있다는 점에 대한 고려가 있었으면 한다. 이를 달리 표현하자면 통상의 기업단위의 투자결정요인들을 통제한 후 남는 과잉투자 부분과 그룹전체의 투자능력간의 관계에 대한 고려이다. 물론 재벌그룹의 내부금융시장의 규모 자체가 정부의 암묵적 투자손실보전에 의해서 적정규모 이상으로 부풀려져 있었을 가능성도 있을 것이다. 그렇지만 우리나라 재벌그룹들이 활성화된 내부금융시장을 이용하여 그룹단위로 투자결정을 한 부분은, 정

부의 암묵적 투자손실보전에 의해 영향을 받은 부분과는 그 성격을 달리한다고 판단된다.

이 논문에서는 재벌 계열사가 그룹전체의 cash flow를 내부금융으로 간주하고 활용하는가 하는 문제를 살펴보기 위하여 〈표 2〉의 회귀식 (4)에 (그룹전체의 cash flow)/(그룹전체의 유형고정자산)로 계산된 그룹전체의 현금흐름이라는 변수를 넣어서 추정하고 있다. 그 추정결과를 이 논문은 어떤 한 계열사의 투자는 그룹전체의 현금흐름보다는 자신의 내부자금에 의해서 영향을 더 받는다고 해석하고 있다. 그러나 우리나라 재벌그룹들의 경우 비상장 계열사가 내부금융시장의 핵심역할을 담당하고 있는 예가 많이 있으므로, 이 논문이 이용하고 있는 자료에 비상장 계열사들이 빠져 있다는 점이 이러한 추정결과에 영향을 미쳤을 수도 있을 것이다.

韓國 外換危機의 發生原因에 관한 實證分析

洪 基 錫 (本院 研究委員)
柳 德 鉉 (本院 主任研究員)

◇ 要　約 ◇

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

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

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

Ⅰ. 서 론

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

아시아 외환위기의 발생원인에 대해서는 이미 여러 연구가 이

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

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

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

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

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

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

Ⅱ. 기존의 연구

1. 이 론

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

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

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

있다고 가정하는 데 그치고 있다.

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

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

2. 실증연구

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

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

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

Ⅲ. 외환위기 발생의 일반적 원인

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

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

1. 설명변수

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

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

② 유동성: 외환보유고/단기외채 비율, FDI/GDP 비율

③ 해외 여건: 선진국 이자율, 선진국 성장률, 외국의 외환위기

먼저 GDP 성장률의 둔화는 경제전체의 채무상환능력을 약화

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

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

질 것으로 예상할 수 있다.[2)]

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

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

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

2. 종속변수

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

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

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

3. 자 료

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

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

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

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

4. 실증분석결과

가. Benchmark 추정결과

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

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

그러나 외환위기집단과 비외환위기집단의 평균을 단순비교하

〈표 1〉 외환위기사례와 비외환위기사례의 비교

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

주 : 모든 값의 단위는 %이며, ( ) 안은 표준편차임.

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

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

〈표 2〉 외환위기의 발생원인 — Benchmark 모형

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

주 : 각 설명변수는 비율이며, ( ) 안은 z-값임.

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

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

---

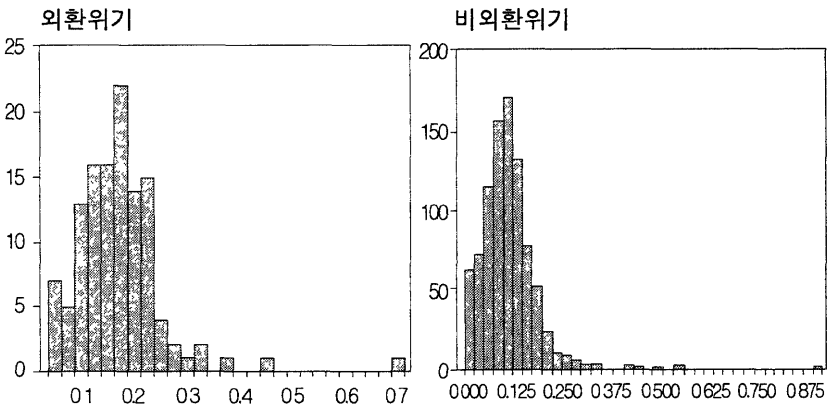
7) 총외채/GDP 대신 총외채/GNP를 사용한 경우에도 결과는 거의 변화하지 않는다.

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

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

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

[그림 1] Probit 추정치의 분포



〈표 3〉 Benchmark 모형의 예측력

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

주 : 모든 값은 비율임.

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

나. 기타 추정결과

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

이 어떻게 변화하는지를 살펴보고자 한다.

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

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

〈표 4〉 외환위기의 발생원인 — 기타 추정결과

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

주 : 괄호 안은 z-값임.

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

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

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

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

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

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

하지 않게 나타났다.

Ⅳ. 외환위기사례 비교

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

1. 80년대와 90년대의 비교

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

〈표 5〉 80년대와 90년대 외환위기 발생원인의 비교

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

주 : 괄호 안은 z-값임.

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

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

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

변수로 하여 아래와 같은 probit 방정식을 추정해 볼 수 있다.

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

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

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

〈표 6〉 외환위기 발생의 경로

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

주 : 괄호 안은 z-값임.

서 이루어진다.

2. 아시아 외환위기의 발생원인

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

〈표 7〉 아시아 외환위기의 사전적 발생확률

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

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

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

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

〈표 8〉 외환위기 발생에 대한 각 설명변수의 기여

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

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

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

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

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

---

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

V. 결 론

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

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

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

▷ 參 考 文 獻 ◁

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

1997.

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

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

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

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

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

부록 : 자료에 대한 설명

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

1인당 GDP 성장률

1인당 GDP에 대한 로그차분이다.

국내신용증가율

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

외환보유고/단기외채 비율

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

실질환율 절하율

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

교역조건 변화율

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

(FDI－포트폴리오투자)/GDP 비율

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

해외 GDP 성장률

*WDI98*의 OECD 국가들 전체 GDP의 로그 차분이다.

해외 이자율

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

論 評

白 雄 基
(상명대 경제학과 교수)

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

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

한 분석모형의 개발이 필요하다고 생각한다.

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

● 참고문헌

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

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

辛 仁 錫

(본원 연구위원)

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

주어진 질문의 답을 찾기 위하여 저자들이 채용한 연구방법은

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

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

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

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

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

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

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

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

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

고 있는바 정진이 있기를 기대한다.

● 참고문헌

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

北韓 食糧難의 經濟的 波及效果

曺 東 昊 (本院 硏究委員)
張 南 洙 (梨花女大 食品營養學科 敎授)

* 본 논문의 초고 일부는 1999년 7월 9일 KDI 부설 국제대학원 · 이화여자대학교 · 미시간주립대학이 공동주최한 국제회의인 "Nutritional Problems of North Korean Children: Current Status and Possible Solutions"에서 조동호(1999)의 형태로 발표된 바 있음.

◇ 要　約 ◇

북한의 심각한 식량난 문제는 남한은 물론 국제사회의 커다란 관심사가 되어오고 있다. 식량난은 영양공급을 감소시킴으로써 노동생산성을 저하시키게 되고 결국 경제성장에도 부정적인 영향을 미치게 된다. 그러나 북한 식량난에 대한 대부분의 연구는 식량난 정도의 파악 혹은 지원이나 협력을 통한 해결방안의 모색에 머무르고 있을 뿐, 식량난의 경제적 파급효과에 대한 연구는 거의 없는 실정이다. 본 연구는 1995년 이후 북한이 겪고 있는 심각한 식량난으로 인하여 북한주민의 에너지 섭취량이 어느 정도 저하되어 있는가를 파악하고, 이러한 에너지 섭취량의 저하가 노동생산성에 어떠한 영향을 미치고 있는가를 추정하고 있다. 추정결과에 의하면, 1997년 현재 북한주민의 하루 평균 에너지 섭취량은 1,600kcal 수준으로 1994년에 비하여 약 20% 감소되었으며, 이는 노동생산성과 생산량을 약 13% 저하시킨 것으로 나타났다. 이러한 추정결과는 남한이나 중국의 경우와 비교한 결과 설득력이 있는 것으로 나타났다. 한편 이 기간중 북한 경제규모 축소의 약 30%는 에너지 섭취량의 감소에 따른 노동생산성의 저하에 기인하는 것으로 추정되었다.

Ⅰ. 서 언

1995년 대홍수 이후 북한의 심각한 식량난 문제는 국제사회의 커다란 관심사가 되어오고 있다. 물론 식량난의 근본적인 원인은 북한 농업이 가지고 있는 구조적 문제점 및 사회주의 계획경제 체제의 모순과 비효율에 있지만, '백년에 한번 있을까 말까 한' 1995년의 홍수, 그에 버금가는 1996년의 홍수, 그리고 60년만의 최악인 1997년의 가뭄 등이 북한의 식량난을 자체적으로는 해결 불가능할 정도로 악화시킨 것으로 평가된다.

이에 따라 북한이 '지상낙원'이라고 선전해 오던 북한당국도 이례적으로 식량문제의 심각성을 인정하면서 국제사회의 대북식량지원을 요청하고 있는 실정이다. 북한 식량난의 심각성은 최근의 영변의 지하 핵의혹시설 사찰문제를 둘러싼 미-북간 회담이나 북한의 미사일 문제와 관련한 회담에서 대북식량지원이 북한의 주된 타협조건으로 내세워지고 있다는 데에서도 잘 나타나고 있다.

북한의 식량난 문제가 제기된 이후 이와 관련한 국내외 학계의 연구는 대체적으로 세 갈래의 흐름을 보이고 있다. 첫째는 북한의 식량난 실태에 관한 연구이다. 즉, 북한의 식량부족 실상을 파악하기 위하여 북한의 곡물 생산량과 곡물 소비량을 여러 가지 방법으로 추정한다든가(임원혁[1999], 히라타 류타로[1998]), 탈북 주민과의 직접적인 면담조사를 통하여 식량난의 정도를 파악한다든가(우리민족서로돕기 불교운동본부[1998], 법륜[1998]) 하는 것이다.

둘째는 북한의 식량난 문제에 어떻게 대응하여야 할 것인가에 관한 연구이다. 여기에는 농업분야에 있어서 남북한간의 협력방안을 모색한다든가(임을출[1998], 황동언[1998], 김경량[1998], 김운근[1999]), 분야별로 구체적인 대북지원 방안을 검토한다든가(김삼식[1998], 이두순[1998], 방한오[1998]), 혹은 어떤 형태로 식량을 지원하는 것이 바람직한가(이종미 외[1999], Lee[1999]), 이를 위해서는 남한 내부적으로 어떠한 시각과 체제가 갖추어져야 하는가(김연철[1998]) 등이 포함된다.

셋째는 가장 근래에 시도되고 있는 연구의 흐름으로서 식량난이 북한주민의 영양상태에 미치는 영향을 분석하고자 하는 연구이다. 이 분야의 연구로는 국제기구의 북한 식량난과 영양실태에 관한 현지조사 자료 및 분석(WFP[1998], Katona-Apte and Mokdad[1998]), 그리고 이러한 자료나 탈북자 면담·조사, 각종 문헌에 나타난 정보 등을 토대로 식량난으로 인한 북한주민의 영양섭취량 변화 및 신장·체중 등 체위의 변화를 실증적으로 파악하고자 하는 연구(장남수 외[1998], Chang[1999], Park[1999], Hoffman[1999]) 등을 들 수 있다. 또한 최근에는 경제·사회적 파급효과에 초점을 맞추어 식량난의 결과로 나타나는 노동생산성 저하의 정도나 향후 인구의 변화 등에 대한 추정(조동호[1999], Lim and Han[1999])으로까지 연구가 확장되고 있다.

이미 조동호(1999) 및 Lim and Han(1999)에서 시사되고 있듯이 식량난은 필연적으로 경제에도 영향을 미치게 된다. 식량난이 경제에 미치는 영향은 두 가지 경로를 통하여 파악할 수 있다. 첫째는 '식량부족 → 영양상태 저하 → 노동생산성 저하 → 경제성장 둔화'의 경로이며, 둘째는 '식량부족 → (영·유아) 사망률 증가 → 노동인구 감소 → 경제성장 둔화'의 경로이다. 물론 두 경로가 완전히 분리되어 있는 것은 아니며, 식량난의 정도나 기

간에 있어 차이를 지니는 것이라 할 수 있다. 예컨대, 식량난의 정도가 그다지 심하지 않다면 두번째 경로는 발생할 가능성이 작으며, 같은 식량난이라 하더라도 첫번째 경로는 단기적으로 나타나는 현상인 반면 두번째 경로는 중장기적으로 나타나는 현상이라고 할 수 있는 것이다.

사실 영양상태가 노동생산성 및 경제성장에 커다란 영향을 미친다는 것은 이미 잘 알려져 있다. 영양상태와 노동생산성간의 관계가 처음으로 인지된 것은 19세기로서 노예의 영양상태가 저하되면 수확물이 적어진다는 사실이 발견되면서부터였다고 하며, 예컨대 당시 브라질의 노예들은 그 사회에서 가장 영양공급을 잘 받는 계층이었다고 한다(Sorkin[1994], p.28). 영양상태와 노동생산성간의 관계에 대한 체계적인 연구는 세계 제1차대전 이후 본격화되었고(Fogel[1994], p.369), 특정 집단을 대상으로 한 실증적 연구가 활발히 진행되었다.[1] 이후 Leibenstein(1957) 등에 의하여 영양상태와 노동생산성간의 관계를 이론적으로 규명하고자 하는 시도가 이루어지면서 연구는 더욱 활성화되었다.[2] 이들 연구들은 영양공급의 증가가 노동생산성을 향상시킨다는 것을 직접적으로 보이거나, 영양공급과 양(陽)의 관계에 있는 신장 및

1) 영양공급의 증대가 생산성 향상에 미치는 효과에 대한 초기의 대표적인 연구로는 독일 제방공사 노동자를 대상으로 한 Kraut and Muller(1946), 미국의 고속도로 건설 노동자를 대상으로 한 Winslow(1951), 코스타리카의 건설 노동자를 대상으로 한 Oshima(1967) 등을 꼽을 수 있으며, 영양공급 감소로 인한 생산성 저하에 대한 연구로는 미국 미네소타의 32명의 자원자를 대상으로 한 Keys et al.(1950) 등이 있다.

2) 이러한 이론적인 연구는 효율임금이론(efficiency wage theory)의 토대로 작용하게 된다. 즉, 영양공급과 노동생산성이 양(陽)의 관계에 있다는 것을 이론적으로 정립한 초기의 연구는 1970년대에 접어들면서 시장에서 결정되는 균형임금수준 이상으로 임금을 지불하는 것이 노동생산성을 향상시키는 방편이 되며, 또한 이로 인하여 균형상태에서도 실업이 존재할 수 있다는 효율임금이론으로 발전하게 된다. 한편 효율임금이란 용어를 사용하면서 임금과 생산성 및 실업간의 관계를 이론적으로 밝히고자 한 최초의 연구는 Stiglitz (1976)로 알려져 있다.

체중과 노동생산성간의 관계를 보임으로써 영양공급이 노동생산성에 긍정적인 영향을 미친다는 것을 입증하고 있다.[3)]

또한 영양공급의 증가가 경제성장에 미치는 영향에 대해서도 여러 학자들이 분석을 시도한 바 있다.[4)] 예컨대, Wilford(1973)는 1958년 38개 국가, 1968년 70개 국가에 대한 분석을 통하여 영양공급의 증가가 1인당 국민소득을 증가시킨다는 사실을 보이면서 그 효과는 저개발국가일수록 크게 나타난다고 보고하였으며, Fogel(1994)은 지난 200년간 영국 경제성장의 약 30%는 전반적인 영양공급의 증가에 기인한다고 분석하였다. 물론 영양공급과 경제성장은 일방적인 관계가 아니라 상호 영향을 미치는 관계에 있다. 즉, 영양공급의 증가는 경제성장이나 1인당 국민소득의 증가를 가져오며, 다시 경제성장 및 소득의 증가는 영양공급의 증가를 가능하게 하는 것이다. 따라서 실증분석에 있어서는 어느 것을 독립변수로 사용할 것인가의 문제가 발생하게 된다. 그런데 대부분의 연구의 목적이 영양공급의 증가가 경제에 미친 영향을 파악하는 데에 있으므로 영양공급을 독립변수로 사용하는 경우가 일반적이다.[5)]

이처럼 영양상태가 경제에 큰 영향을 미침에도 불구하고, 북한의 식량난으로 인한 영양공급의 저하가 북한의 경제에 미치는 파급효과에 대한 연구는 아직 체계적으로 이루어진 바가 없다. 다만, 이 분야와 관련된 기존의 연구로는 앞서 언급한 바와 같이 조동호(1999)의 식량난으로 인한 에너지 섭취량의 저하가 북한의 노동생산성에 미친 영향에 대한 연구 및 Lim and Han(1999)의 식량난으로 인한 사망률 증가가 향후 북한의 인구 증가에 미칠

3) 이들 연구들에 대한 서베이 논문으로는 Maturu(1979), Sorkin(1994)을 참조.
4) 최근의 서베이 논문으로는 Martorell(1996)을 참조.
5) 영양공급의 증가와 경제성장간의 관계에 대한 보다 구체적인 설명은 Martorell (1996), pp.66~68을 참조.

영향에 대한 연구 등에 불과한 실정이다.

이렇듯 이 분야의 연구가 부족한 것은 아직 북한경제에 대한 우리 학계의 관심이 크지 않다는 환경적 요인과 연구에 필요한 북한경제관련 통계나 자료가 충분하지 않다는 현실적 요인이 복합적으로 작용한 결과라고 여겨진다. 이러한 제약요인에도 불구하고 이 분야의 연구는 매우 중요한 것으로 판단된다. 왜냐하면 식량난은 북한주민의 생존 여부 자체에 커다란 영향을 미칠 뿐만 아니라 경제난을 심화시켜 현 단계에서의 남북경제관계의 발전은 물론 통일한국 경제의 안정적 성장에도 커다란 장애요인으로 작용하게 될 것이기 때문이다. 또한 침체되기만 하는 북한경제의 유일한 활로는 개방·개혁이라고 지적되지만, 개방·개혁은 현재의 경제난의 극복 없이는 추진되기가 곤란한 것이기도 하다. 따라서 북한의 식량난이 북한경제에 미치는 영향에 대한 연구는 북한 식량난에 대한 우리의 정책대응 및 향후 대북정책 수립에 중요한 참고자료로 활용될 수 있을 것이다.

본 논문은 이러한 시각에서 조동호(1999)의 연구를 보완·발전시킴으로써 식량난으로 인한 영양공급의 저하가 노동생산성 및 경제성장에 미치는 영향에 대하여 분석을 시도하고 있다. 본 논문은 다음과 같이 구성되어 있다. 우선 제Ⅱ장에서는 분석을 위한 기초자료로서 최근 북한주민의 에너지 섭취량을 평가한다. 북한당국이 공식적인 자료를 발표하지 않고 있으므로, 여러 가지 자료와 통계를 비교·평가함으로써 북한주민의 에너지 섭취량 수준을 추정한다. 제Ⅲ장에서는 경제적 파급효과를 분석하기 위한 기본모형에 대하여 설명한 후 제Ⅱ장에서 논의한 북한주민의 에너지 섭취량을 기준으로 북한 식량난으로 인한 에너지 섭취량의 저하가 노동생산성에 미친 영향에 대하여 추정한다. 제Ⅳ장에서는 북한경제관련 통계의 신뢰성에 문제가 있음을 감안하여 남

한 및 중국의 경우에 대하여 추정함으로써 제Ⅲ장에서 북한에 대하여 얻은 결과를 검증한다. 제Ⅴ장에서는 노동생산성 저하 정도에 대한 논의를 토대로 식량난이 북한의 경제에 미친 영향에 대하여 추정한다. 특히 최근 북한의 마이너스 성장에 따른 경제 규모의 축소 중에서 식량난에 기인하는 정도에 대해서도 논의를 하고 있다. 마지막으로 제Ⅵ장에서는 이상의 논의를 정리하면서 향후 보완점에 대하여 논의한다.

Ⅱ. 최근 북한주민의 에너지 섭취량 평가

북한 식량난의 경제적 파급효과를 분석하기 위해서는 우선 식량난으로 인하여 북한주민에 대한 영양공급이 최근 어떤 수준에 있는가를 파악하여야 한다. 그러나 이는 쉬운 일이 아니다. 그 이유는 북한주민들의 에너지 섭취량에 관하여 북한당국이 자체적으로 발표한 공식적인 통계자료가 없을 뿐 아니라, 이를 추정하는 데 이용될 수 있는 기타 다른 자료도 매우 부족하기 때문이다. 따라서 여기에서는 식품수급표, FAO/WFP 특별보고서, 귀순자 면담자료, 북한 어린이의 체중소모율, 남북한 성인의 체위 비교 등 다양한 자료와 방법을 이용하여 최근 북한주민의 에너지 섭취량이 어떤 수준에 있는지를 추정하기로 한다.

1. 식품수급표

한국농촌경제연구원에서 매년 발표하는 『식품수급표』에는 남한의 영양공급에 관한 통계뿐만 아니라 세계 각국의 영양공급에

관한 통계도 포함하고 있다. 이는 각국이 유엔 식량농업기구(FAO)에 보고한 자료를 근거로 작성한 것이며, 북한의 영양공급통계도 수록되어 있다.

이 통계를 북한주민의 에너지 섭취량을 파악하기 위한 기초자료로 사용하는 데에는 두 가지 점에서 문제가 있다. 첫째, 북한당국이 간헐적으로 국제기구에 보고하는 통계가 많은 경우에 있어서 과장되어 있는 것으로 평가되듯이 영양공급통계도 실제보다 과장되어 있을 가능성이 있다. 둘째, 이 통계는 에너지 공급량으로서 실제의 에너지 섭취량과는 차이가 있을 수 있다.[6]

그럼에도 불구하고 『식품수급표』에 실린 통계는 북한당국이 국제기구에 보고한 자료이므로 어느 정도 공식적인 자료라 할 수 있으며, 북한의 영양공급상태에 대한 자료가 불충분하다는 점에서 기본적인 참고자료로 사용할 수 있을 것이다. 1998년에 발간된 『식품수급표』에 의하면 북한의 1인당 에너지 공급량은 지속적으로 증가하여 오다가 1988년을 정점으로 감소하기 시작하여 1989~91년 2,698kcal, 1992~94년 2,308kcal, 1994~96년 2,326kcal로 나타나고 있다. 이는 1988년의 에너지 공급량의 3/4에도 못미치는 것으로서 1960년대 중반 북한의 에너지 공급량과 비슷한 수준이다.

2. FAO/WFP 북한식량 특별보고서

1995년 이후 FAO/WFP 특별조사단은 북한의 식량공급상태 보고서를 주기적으로 발표하고 있다. 1998년 11월 FAO/WFP 특별조사단이 작성한 북한의 식량공급상태 보고서[7]에 의하면 비교적

6) 이러한 두 가지 문제점에 대한 논의 및 평가는 제Ⅲ장에서 다루고 있다.
7) FAO(1998a)

식량부족의 영향을 덜 받는다고 생각되는 북한농민들조차도 성인의 최소에너지 필요량을 공급받지 못하고 있는 것으로 나타났다. 이 보고서에 의하면 1995년 이전에는 협동농장 농민에게 할당된 곡물량이 연간 260kg(700g/일)이었으나 그 이후에는 계속되는 자연재해로 곡물 수확량이 거의 절반으로 줄어들어서 1997/98년에는 농민에게 할당된 양이 연간 150~180kg(410~490g/일)로 보고되었다.

한편 도시지역의 노동자들은 배급제도가 거의 마비되면서 농민에 비하여 훨씬 심각한 식량난을 겪고 있는 것으로 알려지고 있으므로 전체 북한주민의 평균적인 곡물소비량은 1인당 하루 평균 410g을 넘지 않을 것으로 생각할 수 있다. 이 보고서 역시 1997/98양곡연도(1997년 11월~1998년 10월) 기간중의 곡물생산량, 곡물수입량, 외부지원 등 총공급량에서 종자사용분, 손실 등을 제외하면 북한주민 1인당 곡물공급량은 하루 평균 약 406g이라고 추정하고 있다. 따라서 406g을 최근 북한주민의 1인당 하루 평균 곡물소비량이라 가정하고 에너지 섭취량을 추정해 보면 약 1,578kcal가 된다.[8)]

3. 귀순자 면담자료

북한주민을 대상으로 에너지 섭취량에 대한 직접적인 조사를

8) 곡물 100g에는 약 340kcal의 에너지가 함유되어 있다. 따라서 곡물 406g으로부터는 약 1,380kcal의 에너지를 얻을 수 있다. 그런데 에너지는 곡물과 같은 전분질 식품 이외에도 동물성 식품이나 유지류로부터도 얻게 된다. 식량부족이 있는 아시아지역 국가의 경우 총에너지 섭취량 중 전분질 식품의 에너지 비중이 85~90%를 차지하고 있다. 예컨대, 식량의 절대부족을 겪었던 1960년대 초반 남한의 경우 총에너지 섭취량 중 전분질 식품의 에너지 비중은 87%, 이 시기 중국의 경우는 88%였다. 따라서 북한의 경우도 비슷할 것으로 가정하여 중간치인 87.5%를 잡으면 총에너지 섭취량은 약 1,578kcal(1,380kcal×100/87.5)가 된다.

할 수 있다면 실제 섭취량에 가장 근접한 자료를 얻을 수 있을 것이다. 그러나 이는 현실적으로 불가능하므로 그 대안으로 귀순자를 대상으로 조사하는 방법을 생각할 수 있다. 이러한 시각에서 조여원 외(1997)는 비록 제한된 숫자지만 1997년 1월 탈북 귀순한 김경호 일가족(성인 10명)을 대상으로 북한에 있었을 때의 에너지 섭취량을 식품섭취빈도법과 24시간 기억회상법으로 조사한 바 있다. 그 결과에 의하면 북한에서 성인의 에너지 섭취량은 하루 평균 1,394kcal로 나타났다.

4. 북한 어린이의 체중소모

에너지 섭취량의 부족은 영양실조를 야기시키게 되며, 어린이의 경우는 더욱 심하게 영향을 받게 된다. 영양실조는 여러 가지 형태로 나타나나 특히 체중의 감소는 두드러지게 나타나는 현상이다. 따라서 북한주민의 에너지 섭취량이 북한 어린이의 체중감소 정도와 비슷한 수준의 다른 나라의 에너지 섭취량과 유사하리라고 가정하는 것은 크게 무리한 것이 아닐 것이다.

WFP(1998)에 의하면 7세 미만의 북한 어린이 가운데 체중소모[9]로 판정되는 어린이의 비율은 16%에 이르는 것으로 나타났다. 이는 캄보디아, 라오스, 베트남보다는 높고, 방글라데시, 인도와는 비슷한 수준으로 동아시아 지역에서 가장 높은 것이다. 한편 캄보디아, 라오스, 베트남의 에너지 섭취량은 하루 평균 각각 1,980kcal, 2,100kcal, 2,450kcal이며, 방글라데시와 인도의 에너지 섭취량은 각각 2,390kcal, 2,060kcal이다.[10]

특히 Katona-Apte and Mokdad(1998)에 따르면 이유기에 해당되

9) 신장 대비 체중이 국제 표준치 표준편차의 2배 이상 작은 경우를 의미한다.
10) FAO(1998b).

는 생후 12~24개월 어린이 중 체중소모 어린이의 비율이 30%나 되는 것으로 보아 북한주민의 에너지 섭취량 수준이 위에서 언급한 국가들보다 훨씬 더 열악할 것으로 생각된다. 뿐만 아니라 Robinson et al.(1999)은 최근 4~5년간 북한의 사망률이 2%포인트 이상 증가될 정도로 심각한 식량부족을 겪고 있다고 보고하고 있는 점을 감안하면 최근 북한주민의 에너지 섭취량은 하루 평균 2,000kcal에 크게 못 미칠 것으로 판단된다.

5. 남북한 주민의 체위 비교

에너지 섭취량 수준은 신장이나 체중을 통하여 간접적으로 파악할 수 있다. 장남수 외(1998)는 20~29세 탈북 귀순자 117명의 신장과 체중을 남한의 동일 연령층의 기준 체위자료와 비교한 바 있다. 그 결과에 의하면 이들의 체위는 남한의 1955년이나 1967년 체위자료와 크게 다르지 않은 것으로 나타났다. 1955년도 남한의 1인당 곡물소비량은 473.4g으로 추정되며 이를 에너지로 환산하면 약 1,840kcal가 된다.[11)]

그런데 탈북 귀순자들의 북한에서의 생활수준이 비교적 상류계층에 속하는 경우가 많을 뿐만 아니라 탈북 후 중국 등지에서 일정 기간을 지내면서 체위가 향상된 상태로 남한으로 귀순하는 경우가 대부분이라는 사실을 감안할 때 북한주민의 평균 체위는 탈북 귀순자의 경우보다 저하되어 있을 것으로 생각된다. 따라서 북한주민의 평균적인 에너지 섭취량은 탈북 귀순자를 대상으로 파악한 1,840kcal보다 낮을 것으로 판단된다.

---

11) 계산방법은 주 8)을 참조.

6. 종 합

이상의 다섯 가지 자료를 통하여 볼 때 1997년 현재 북한주민의 하루 평균 에너지 섭취량을 FAO/WFP 특별보고서에 나타난 수준인 약 1,600kcal 정도로 파악하는 데에는 큰 무리가 없을 것으로 판단된다.[12] 다음의 〈표 1〉은 이상의 자료에서 나타난 에너지 섭취량 및 본 논문의 추정치를 정리하고 있다.

한편 이러한 에너지 섭취량을 곡물 기준으로 환산하면 약 410g 정도가 된다. 이러한 북한의 식량공급사정은 '초근목피로 연명'했을 정도로 식량사정이 최악으로 간주되는 시기인 일제치하 말기인 1943년의 422g, 1945년의 419g 정도와 비슷한 것이며,[13] 실제로 탈북주민들은 식량사정이 이보다도 더 어려운 상황임을 증언하고 있다.[14]

〈표 1〉 북한주민의 하루 평균 에너지 섭취량

자 료	에너지 섭취량	비 고
식품수급표	2,326kcal	과장 가능성, 에너지 공급량 기준
FAO/WFP 보고서	1,578kcal	406g을 근거로 추정
귀순자 면담자료	1,394kcal	김경호 일가족 10명 대상
어린이 체중소모	2,000kcal에 못 미칠 가능성	아시아 국가 대상으로 비교
남북한 체위비교	1,840kcal에 못 미칠 가능성	탈북자와 남한주민 비교
본 논문 추정치	1,600kcal	

12) 한편 남한의 경우는 현재 약 3,000kcal 수준이다.
13) 김운근(1998), p.7.
14) 예컨대, 법륜(1998)에 수록되어 있는 탈북주민들과의 식량사정에 관한 인터뷰 자료를 참조.

Ⅲ. 노동생산성에 미친 영향 분석

1. 기본모형

그러면 북한의 식량난으로 인한 에너지 섭취량의 저하가 거시경제적으로 노동생산성에 어떤 영향을 미쳤는가에 대하여 분석해 보기로 하자. 우선 생산함수는 다음과 같이 Cobb-Douglas 형태를 지니고 있다고 가정한다.

$$Y_t = A \cdot L_t^{\alpha} \cdot K_t^{1-\alpha}, \qquad 0 < \alpha < 1 \qquad (1)$$

식 (1)에서 Y는 생산량을 나타내고, A는 생산효율성을 나타내는 지표이며, L과 K는 각각 생산에 투입된 노동과 자본의 양을 의미한다. 한편 하첨자 t는 t기를 의미한다.

우리의 목적은 에너지 섭취량이 생산에 미친 효과를 추정하는데 있으므로 L을 단순한 투입노동으로 파악하는 대신 에너지 섭취량을 고려한 유효노동으로 파악하고자 한다. 예컨대, 동일한 양의 노동이라 하더라도 에너지 섭취 정도에 따라 실제 생산에 미치는 노동의 양은 다를 것이므로 이를 반영하고자 하는 것이다. 따라서 X를 에너지 섭취량이라고 하면, 유효노동 $L_{\bullet}$는 X와 L의 함수가 될 것이다.

$$L_{\bullet t} = f(X_t) \cdot L_t \qquad (2)$$

그런데 실제 추정을 위해서는 식 (2)에서 $f(X_t)$의 형태에 대한 가정을 필요로 하며, 본 논문에서는 $f(X_t)$를 다음과 같이 가정하

기로 한다.

$$f(X_t) = \left(\frac{X_t}{\overline{X}_t}\right)^k \qquad (3)$$

식 (3)에서 $\overline{X}$는 에너지 섭취량을 표준화(normalize)시키기 위해서 도입한 것이다.[15] 만약 각 노동자의 에너지 섭취량에 대한 통계가 있다면 $\overline{X}$는 전체 대상 노동자의 에너지 섭취량의 평균으로 해석할 수 있다. 만약 어떤 노동자가 에너지 섭취량의 평균치보다 더 많은 에너지를 섭취한다면 그 노동자는 평균적인 노동자들에 비하여 더 많은 생산을 할 수 있을 것이며, 따라서 같은 시간을 작업하였다고 하여도 그 노동자가 실제 생산에 투입한 유효노동량은 평균적인 투입노동량보다 클 것이다. 즉, 식 (3)의 값은 1보다 클 것이며, 식 (2)에서 유효노동은 관측된 투입노동량보다 크게 될 것이다($L_e > L$). 반대로 어떤 노동자가 에너지 섭취량의 평균치보다 작은 양의 에너지를 섭취한다면 그 노동자의 유효노동량은 관측된 투입노동량보다 작게 될 것이다($L_e < L$). 결국 식 (3)은 같은 노동량이라 하더라도 에너지 섭취량에 따른 유효노동량의 차이를 반영함으로써 에너지 섭취량이 노동생산성에 미치는 영향을 파악하기 위한 것이라 할 수 있다.

그런데 개별 노동자의 에너지 섭취량에 대한 시계열 자료가 없는 경우에는 $\overline{X}$의 변수로 전체 노동자의 에너지 섭취량의 평균치를 사용할 수가 없다. 이러한 경우에는 그 대안으로 에너지 권장량이나 최소에너지 필요량, 혹은 신체질량지수(BMI;Body Mass Index)[16] 등을 사용할 수 있을 것이다.[17]

---

15) 식 (3)은 Strauss(1986)의 논의를 단순화시킨 것이다. Strauss는 노동자 i가 실제로 섭취한 에너지 양이 전체 노동자의 에너지 섭취량의 평균치와 같으면 $f(X_i)$의 값이 1이 되도록 하기 위하여 $f(X_i)=1+\alpha(X_i/\overline{X}-1)+\beta[(X_i/\overline{X})^2-1]$과 같은 형태로 가정하였다.

16) 신체질량지수는 신장과 체중을 동시에 고려함으로써 개인의 체위를 표준화

식 (3)을 식 (2)에 대입하면 유효노동 L_*는 다음의 식 (4)와 같이 표시할 수 있게 된다.

$$L_{*t} = \left(\frac{X_t}{\overline{X}_t}\right)^k \cdot L_t \tag{4}$$

이제 생산함수는 투입노동 대신 유효노동에 의하여 결정되므로 식 (1)은 다음과 같이 변형된다.

$$Y_t = A \cdot L_{*t}^{\alpha} \cdot K_t^{1-\alpha} \tag{5}$$

식 (4)를 식 (5)에 대입하면

$$\begin{aligned} Y_t &= A \cdot \left\{\left(\frac{X_t}{\overline{X}_t}\right)^k \cdot L_t\right\}^{\alpha} \cdot K_t^{1-\alpha} \\ &= A \cdot \left(\frac{X_t}{\overline{X}_t}\right)^{k\alpha} \cdot L_t^{\alpha} \cdot K_t^{1-\alpha} \end{aligned} \tag{6}$$

가 된다. 한편 노동생산성은 생산량을 투입노동으로 나눈 것이므로 식 (6)의 양변을 투입노동 L로 나누면 다음의 결과를 얻는다.

$$\begin{aligned} \frac{Y_t}{L_t} &= A \cdot \left(\frac{X_t}{\overline{X}_t}\right)^{k\alpha} \cdot L_t^{\alpha-1} \cdot K_t^{1-\alpha} \\ &= A \cdot \left(\frac{X_t}{\overline{X}_t}\right)^{k\alpha} \cdot \left(\frac{L_t}{K_t}\right)^{\alpha-1} \end{aligned} \tag{7}$$

식 (7)을 로그변환하면 다음의 식 (8)을 얻게 된다.

$$\ln\left(\frac{Y_t}{L_t}\right) = \ln A + k\alpha \ln\left(\frac{X_t}{\overline{X}_t}\right) + (\alpha-1) \ln\left(\frac{L_t}{K_t}\right) \tag{8}$$

하기 위한 지수로서 체중(kg)을 신장(m)의 곱으로 나눈 것이다.

17) 예컨대, 같은 작업을 하더라도 체위가 큰 노동자는 더 많은 에너지 섭취량을 요구하게 된다. 따라서 이러한 점을 감안한다면 에너지 섭취량을 그대로 사용하는 대신 기초대사량을 제외한 섭취량만을 사용한다든지 에너지 섭취량을 신체질량지수로 나누어 사용한다든지 하는 방법이 더욱 유용할 것이다.

식 (8)의 오른쪽 변의 에너지 섭취량과 노동/자본의 계수는 각각 노동생산성의 에너지 섭취량과 노동/자본에 대한 탄력도를 나타낸다. 예를 들어, $X/\overline{X}$가 1% 변화하면 노동생산성은 $k\alpha$% 변화하게 된다. 따라서 우리는 식 (8)을 추정하여 $k\alpha$의 값을 구하고자 한다.

2. 대상기간 및 자료

기간은 1965년부터 1990년까지의 26년간을 대상으로 하였다. 대상기간을 1965년부터로 설정한 것은 북한의 노동에 관한 자료가 1965년 이후부터 입수가능하기 때문이며, 1990년까지로 한 것은 1990년대 초부터 진행된 북한의 대외무역체계의 붕괴 등으로 북한경제가 마이너스 성장을 지속하는 등 기존의 성장추세에서 크게 벗어나 있는 것으로 판단되기 때문이다. 게다가 1990년대 이후에는 북한의 자본에 관한 자료를 얻기 어렵다는 현실적인 제약도 작용하였다.

자료의 경우 Y, L, K의 경우는 조동호(1993)에 수록되어 있는 통계를 사용하였다. 조동호(1993)에 나타나 있는 Y, L, K의 통계에 대하여 간략히 설명하면 다음과 같다.[18] 우선 Y의 경우는 기본적으로 통일원의 통계를 사용하고 있다. 1965년부터 북한의 GNP를 추정한 자료로는 통일원(1990)과 통일원(1991)이 있는데, 두 추정치를 비교하면 1979년 이후는 같으나 1978년까지는 통일원(1990)이 조금 크게 추정되어 있다. 두 자료 중 보다 신뢰성이 높은 것을 이용하기 위하여 두 자료의 추정치가 다른 1978년까지의 기간에 대하여 다른 기관의 추정치들과 비교한 결과 이들

18) 보다 자세한 설명은 조동호(1993), pp.52~55를 참조.

의 추정치가 통일원(1991)의 추정치와 비슷하였으므로 통일원(1991)에 나타난 북한의 GNP 자료를 추정을 위한 Y의 지표로 선택하고 있다. 그런데 통일원(1991)의 GNP 추정치는 경상 미국달러로 추정되어 있으므로 각 연도의 북한의 무역환율을 이용하여 북한 원화 기준으로 표시한 후, 이를 실질 GNP로 환산하기 위한 디플레이터로는 Vienna Institute for Comparative Economic Studies (1982, 1991)에 나타난 불가리아, 체코슬로바키아, 구동독, 루마니아, 구소련 등의 소비자 물가상승률의 평균치를 사용하고 있다.

L의 경우는 투입된 총노동시간을 이용하는 것이 원칙일 것이나, 북한의 경우 실제 노동시간수를 파악하기가 불가능하므로 취업자의 수를 투입노동량의 지표로 사용하고 있다. 그러나 실제 취업자의 수도 알려져 있지가 않으므로 여기에도 문제가 존재한다. 통일원(1991)에서는 1965년에서 1989년까지의 북한의 경제활동인구를 추정하고 있다. 북한의 경우 체제의 특성상 실업자란 없으므로[19] 경제활동인구를 바로 취업자로 생각할 수 있을 것이다. 1990년의 경제활동인구수는 통일원(1992)에서 찾아볼 수 있다.[20] 그런데 1986년부터는 통일원(1991)과 통일원(1992)의 경제활동인구수에 약간의 차이가 있으므로 1985년까지는 통일원(1991)의 경제활동인구수를, 1986년부터 1990년까지는 통일원(1992)의 경제활동인구수를 투입노동량의 지표로 사용하고 있다.[21]

---

19) 북한에서는 노동이 모든 주민의 권리이자 의무이므로, 노동할 수 있는 모든 사람은 반드시 노동에 참여하여야 하고(북한 노동법 제4조), 국가는 안정된 직장을 보장해 주어야만 한다(북한 노동법 제5조). 그 결과 북한에서는 실업이란 원칙적으로 존재할 수 없으며 실제로 북한 노동법 제5조는 북한에서는 "실업이 영원히 없어졌다"라고 명시하고 있다.

20) 통일원(1992)에서는 1984년에서 1991년까지의 경제활동인구를 추정하고 있다.

21) 물론 투입노동량을 취업자수로 파악하는 경우 실제 노동투입량을 과장할 우려가 있다. 실제로 사회주의 국가들의 노동시간에 대한 조사들에 의하면 상당량의 시간이 사용되고 있지 않다고 한다(구체적인 사례에 대해서는 조

*K*의 경우는 자료가 전혀 없으므로 조동호(1993)는 북한의 기본건설 투자액을 기초로 하여 북한의 자본량을 추정하고 있다. 우선 여러 자료에서 나타난 기본건설 투자액에 관한 자료로 연도별 투자액을 추정한 후, 이를 토대로 각 연도의 자본량을 구하고 있으며, 이를 *Y*의 추정에서 사용한 디플레이터를 이용하여 불변가격으로 환산하고 있다.

한편 *X*는 한국농촌경제연구원의 『식품수급표』에 실려 있는 에너지 공급량을 사용하였다. 이미 제Ⅱ장 제1절에서 지적한 바와 같이, 이 자료는 과장의 가능성이 있으며, 섭취량이 아니라 공급량이라는 문제를 지니고 있다. 그러나 북한주민의 에너지 섭취량과 관련한 시계열 자료로는 이 자료가 유일하므로 현실적인 대안이 없을 뿐만 아니라, 다음과 같은 이유에서도 이 자료를 *X*의 자료로 사용하는 데에 큰 문제는 없을 것으로 판단하였다.

첫째, *X*의 절대값이 과장되어 있다고 하더라도 추세는 제대로 반영하고 있다면 추정 결과에는 심각한 영향을 미치지 않는다. 실제로 『식품수급표』에 나타난 자료를 보면 에너지 공급량은 1960년대 이후 지속적으로 증가하다가 1988년을 정점으로 감소하기 시작하여 1996년에는 1988년의 3/4에도 못미치는 것으로 보고되고 있는데, 이는 일반적으로 분석되는 북한의 식량상황 추세와 부합한다.

둘째, 대상기간을 북한경제가 어려워지기 전인 1990년까지로 설정하였으므로 설사 과장되었다고 하더라도 그 정도는 크지 않

동호[1993], p.53을 참조). 따라서 북한의 경우에도 전체 취업자의 상당부분이 불완전취업(underemployed)되어 있을 것으로 여겨진다. 그러나 이에 관한 구체적인 자료가 없으므로 취업자의 수를 투입노동량의 지표로 사용하였다. 한편 노력경쟁운동, 노동시간 외의 노동 등으로 북한의 노동자들이 노동에 추가적으로 참가하고 있음을 감안하면 불완전취업의 규모는 예상보다 작을 가능성도 있다.

을 것으로 판단된다.

셋째, 경제수준이 높아질수록 음식물 낭비가 커짐으로써 에너지 공급량이 섭취량을 상회하는 것이 일반적인 현상이다. 그런데 지난 1960~80년대의 북한의 경제수준을 감안할 때 에너지 공급량과 실제 섭취량간의 차이는 그다지 크지 않을 것으로 판단된다. 또한 에너지 공급량의 추세가 실제 섭취량 추세를 반영한다면 추정 결과에는 커다란 영향을 미치지 않는다.

한편 『식품수급표』의 에너지 공급량은 2~3년의 간격으로 수록되어 있다. 따라서 수록된 에너지 공급량을 중간연도의 공급량으로 가정한 후 다른 연도의 경우는 연평균 증가율을 계산하여 에너지 공급량을 설정하였다.

에너지 섭취량을 표준화하기 위한 변수인 $\overline{X}$의 경우는 자료의 사용에 매우 커다란 한계가 존재한다. 이미 식 (3)에 대한 설명에서 지적한 바와 같이, 북한 노동자의 개인별 에너지 섭취량 자료가 시계열로 존재한다면 그 평균치를 사용하는 것이 가장 바람직할 것이다. 그러나 이러한 자료는 입수가 불가능할 뿐만 아니라 존재 여부 자체도 극히 불명확하다. 또한 북한 노동자의 신체질량지수를 구한다는 것도 거의 불가능한 일이다. 따라서 본 연구에서는 $\overline{X}$의 변수로 성인의 최소에너지 필요량을 사용하기로 한다.

3. 추정결과 및 해석

위에서 논의한 자료를 이용하여 식 (8)을 추정한 결과는 다음의 〈표 2〉에 요약되어 있다.

추정식 ①과 ②는 모두 $\overline{X}$를 성인의 최소에너지 필요량 2,000kcal로 가정한 것이다. 추정식 ①과 ②의 차이는 추정식 ①은 X를

〈표 2〉 북한의 경우

	상수항 (A)	에너지 계수 ($k\alpha$)	노동/자본 계수 (α–1)	$\bar{R}^2$
① $\left(\frac{X_t}{\bar{X}}\right)=\frac{X_t}{2,000}$	-2.655** (-10.827)	1.096** (3.177)	-0.449** (-8.797)	0.961
② $\left(\frac{X_t}{\bar{X}}\right)=\frac{X_t-1,200}{2,000}$	-2.168** (-22.113)	0.658** (3.585)	-0.437** (-8.880)	0.964

주 : 1) ( ) 안의 수치는 t값임.
2) **은 1% 수준에서 유의성이 있음을 의미함.

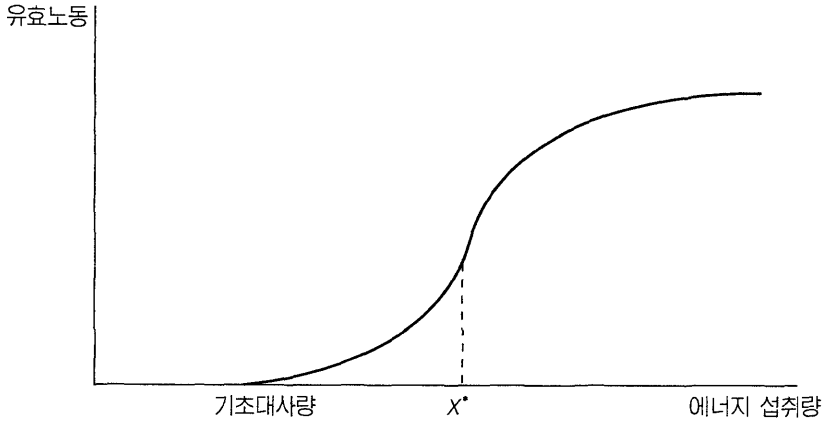
그대로 사용한 반면 추정식 ②는 기초대사량을 1,200kcal로 가정하여 이를 X에서 뺀 수치를 사용하였다는 데에 있다. 기초대사량을 뺀 이유는 에너지 섭취량 중 기초대사량을 초과하는 부분만이 신체활동에 영향을 미칠 것이라는 판단에서이다.

우선 추정식 ①과 ② 모두 에너지 계수와 노동/자본 계수는 식 (8)이 의미하는 대로 각각 양(陽)과 음(陰)을 보이고 있다. 또한 모든 계수는 1% 수준에서 유의성을 보이고 있으므로 추정결과는 매우 양호하다고 할 수 있다.

이제 에너지 섭취량의 저하가 노동생산성에 미친 영향에 대하여 살펴보자. 추정식 ①의 경우는 에너지 계수가 1.096, 추정식 ②의 경우는 약 0.658을 보이고 있다. 이는, 이미 지적한 바와 같이, 에너지 섭취량이 1% 감소하는 경우 추정식 ①에 의하면 노동생산성은 약 1.096%, 추정식 ②에 의하면 약 0.658% 감소함을 의미한다.

이 두 개의 추정식 중 어느 것이 북한의 실제 현실에 가까운 것인지 판단하기는 쉽지 않다. 다만, 다음과 같은 두 가지 점에서 추정식 ①보다는 추정식 ②의 결과가 현실적으로 보다 타당한 것이라 판단된다. 첫째는 에너지 계수의 값이다. 추정식 ①의

[그림 1] 에너지 섭취량과 유효노동



경우처럼 에너지 계수, 즉 노동생산성의 에너지 섭취량에 대한 탄력도가 1보다 크다는 것은 현실적으로 볼 때 지나치게 큰 값으로 여겨진다. 둘째는 k의 값이다. 식 (2)에서 보이듯이 k는 에너지 섭취량의 지수로서 에너지 섭취량이 유효노동에 미치는 영향의 정도를 나타낸다. 그런데 일반적으로 에너지 섭취량과 유효노동은 [그림 1]과 같이 S자 형태를 가지는 것으로 이해할 수 있다.

따라서 현재 북한 노동자의 에너지 섭취 수준이 X^* 미만에 있다면 k는 1보다 클 것이고, X^*를 넘어서는 수준이라면 1보다 작을 것이다. 추정식 ①의 경우 k값은 약 1.99이며, 추정식 ②의 경우는 k값이 약 1.17이다. 비록 두 경우 모두 k값이 1보다 크지만 1.99는 지나치게 큰 것이라 판단된다.

한편 기존의 연구를 보더라도 노동생산성의 에너지 섭취량에 대한 탄력도가 1을 넘는 추정식 ①의 결과보다는 추정식 ②의 결과가 보다 현실적인 것으로 여겨진다. 예컨대, 1974~75년의 기간중 시에라리온의 농촌가구를 대상으로 에너지 섭취량이 노

동생산성에 미친 영향에 대하여 연구한 Strauss(1986)에 의하면 산출물의 에너지 섭취량에 대한 탄력도는 0.34로 나타났으며, 탄력도는 에너지 섭취량이 작을수록 더욱 커져서 하루 평균 에너지 섭취량이 1,500kcal인 가구들의 탄력도는 0.49로 나타났다. 또한 Wolgemuth et al.(1982)은 케냐의 도로건설 노동자들을 대상으로 연구한 결과 생산물의 에너지 섭취량에 대한 탄력도는 0.5로 나타났다고 보고하였다. 이들의 하루 평균 에너지 섭취량은 2,000kcal였다. 한편 Correa and Cummings(1970)은 라틴 아메리카의 18개 국가를 대상으로 에너지 섭취량이 1인당 국민소득에 미친 영향을 분석한 결과 탄력도가 0.56이라고 보고하였으며, Van Den Boom et al.(1996)은 가나의 생활수준조사(Ghana Living Standard Survey)에 나타난 자료를 토대로 임금의 식품소비량에 대한 탄력도가 0.61이라고 분석하였다.

따라서 본 연구에서는 추정식 ②의 결과가 북한의 현실에 더욱 적합한 것이라 판단하고 논의를 전개하기로 한다. 식량난으로 인한 에너지 섭취량의 저하가 노동생산성에 미친 영향을 추정하기 위해서는 우선 식량난이 본격화되기 이전인 1994년의 에너지 섭취량을 파악하여 에너지 섭취량의 감소 정도를 추정하여야 한다. 본 연구에서는 1994년 북한주민의 하루 평균 에너지 섭취량 수준을 2,000kcal로 파악하고 있으며, 그 근거는 다음과 같다.

첫째, 김운근(1994)은 1993년 북한주민의 곡물 소비량을 추정하면서 이를 곡물별 에너지 함유량으로 환산하면 하루 평균 1,918kcal에 해당한다고 추정한 바 있다. 이를 바탕으로 주 8)에서 설명하고 있는 방법을 이용하여 하루 평균 에너지 섭취량을 구하면 약 2,192kcal가 된다. 그런데 1994년의 식량사정은 1993년에 비하여 더욱 악화되었을 것이므로 1994년의 에너지 섭취량은 2,192kcal에 못 미칠 것이다.

둘째, 『식품수급표』에 의하면 1960년대 초기 북한의 에너지 공급량은 2,272kcal이다. 그런데 1994년의 식량상황은 1960년대 초기의 식량상황에 비하여 낫지 않다는 것이 일반적인 분석이다. 게다가 실제 섭취량은 공급량보다 작다는 것을 감안하면 1994년의 에너지 섭취량은 2,272kcal보다는 작을 것으로 추정할 수 있다.

셋째, 임원혁(1997)은 1996년 3월 19일 FAO가 북한의 식량상황에 관하여 미국 의회의 아시아태평양 소위원회에서 증언한 내용을 인용하면서 식량난의 가중으로 북한의 16~64세 연령층에 대한 배급이 480g으로 축소조정되었다고 보고하고 있다. 이를 에너지 섭취량으로 환산하면 약 1,865kcal가 된다. 그런데 증언 시점으로 볼 때 이는 1995년의 배급기준으로 보이며, 따라서 1994년의 경우는 이보다 다소 나았을 것이라 생각할 수 있다.

넷째, 제Ⅱ장에서 논의한 바와 같이 캄보디아, 라오스, 베트남, 방글라데시, 인도 등 동아시아 국가의 에너지 섭취량은 대략 2,000~2,400kcal 수준이다. 그런데 1994년의 북한주민의 에너지 섭취량이 이들 동아시아 국가들보다 높을 것으로 생각하는 것은 무리이다.

한편 제Ⅱ장에서 논의한 바와 같이 현재 북한주민의 에너지 섭취량은 약 1,600kcal 수준인 것으로 판단된다. 따라서 식량난으로 인하여 북한 노동자의 하루 평균 에너지 섭취량은 약 20% 감소한 것이며,[22] 그에 따른 노동생산성 저하 정도는 약 13%(20%

22) 쿠바의 경우 미국의 경제제재조치로 인하여 1989~92년의 기간중 에너지 섭취량이 18% 감소하였다고 한다(Garfield and Santana[1997], p.16). 이러한 점을 감안하면 1990년대 들어 마이너스 성장을 지속하고 있고, 식량난으로 인하여 중국으로의 탈북주민이 급증하고 있으며, 심지어 수백만명의 사망설이 나돌고 있는 북한의 경우 에너지 섭취량의 저하가 20% 정도라는 것은 무리한 것이 아닐 것이다.

×0.658)인 것으로 추정된다.[23]

이러한 노동생산성 저하 정도가 어느 정도 타당한 추정일 수 있다는 점은 기존의 연구결과로부터 확인할 수 있다. 제2차 세계대전중 독일 루르 지방의 석탄광부들의 에너지 섭취량과 생산량에 대한 조사에 의하면 하루 평균 에너지 섭취량이 2,000kcal인 경우는 생산량이 10.8톤이었으나, 1,600kcal인 경우는 9.4톤이었다고 한다.[24] 따라서 생산성의 저하 정도는 본 연구의 결과와 같은 약 13%이다. 또한 제2차 세계대전중 철강노동자들에 대한 조사에서는 에너지 섭취량이 1,900kcal에서 1,600kcal로 감소한 경우 생산량이 약 8% 감소하였다고 한다.[25]

또한 간접적이나마 체중의 감소가 노동생산성에 미치는 영향에 대한 연구결과로부터도 확인할 수 있다. Bliss and Stern(1978)은 Keys et al.(1950)의 연구결과를 인용하면서 5%의 체중감소가 일어나면 생산성은 10% 저하되며, 10%의 체중감소가 일어나면 20%의 생산성 저하가 발생한다고 지적하였다. 북한주민의 경우 식량난으로 인한 평균적인 체중감소가 어느 정도인지 정확히 파악하기란 불가능하나, 장남수 외(1998)가 20~29세 탈북 귀순자 117명의 체중을 조사한 결과에 의하면 이들의 평균체중은 동일 연령의 남한주민에 비하여 남자의 경우는 11.1%, 여자의 경우는 6.8% 작았다고 한다. 따라서 북한주민의 평균적인 체중감소는 대략 5~10% 범위에 있을 것이라고 볼 수 있다. 따라서 노동생

23) 물론 극심한 경제난으로 공장가동률이 크게 저하되어 있는 북한의 경제상황을 고려하면 실제로 관찰되는 노동생산성은 이보다 더욱 저하되었을 것이다. 본 연구에서 추정하고 있는 노동생산성 저하 정도는 노동에 대한 수요에 변화가 없다고 가정할 경우 에너지 섭취량의 감소에 기인하는 노동생산성의 저하분을 의미한다.

24) Freedom From Hunger Campaign(1962), table 3. [Bliss and Stern(1978), p.376에서 재인용]

25) Sukhatme(1965), table 2.7. [Bliss and Stern(1978), p.376에서 재인용]

산성 저하 정도가 약 13%라는 본 연구의 결과는 크게 무리한 것이 아니라고 할 수 있을 것이다.

Ⅳ. 남한 및 중국의 경우를 통한 검증

제Ⅲ장에서는 제Ⅱ장에서 논의한 북한주민의 에너지 섭취량 자료를 기초로 식량난으로 인한 에너지 섭취량의 저하가 노동생산성에 미친 영향에 대하여 추정해 보았다. 그런데 추정에 사용한 각종 거시통계 자료는 외부기관의 추정치여서 신뢰성에 문제가 있으므로 추정결과의 신뢰성에도 의심이 생길 수 있다. 물론 이는 북한이 공식적으로 북한경제관련 자료를 발표하지 않고 있는 데에서 기인하는 북한경제 연구의 기본적인 한계라 할 수 있다.

이러한 한계를 다소나마 극복하는 한편 제Ⅲ장의 추정결과의 현실적합성 여부를 검증하기 위하여 여기에서는 남한과 중국에 대해서도 에너지 섭취량이 노동생산성에 미치는 효과를 추정하고자 한다. 즉, 남한과 중국에 대해서도 북한의 경우와 같이 식 (8)을 추정하고 그 결과를 북한에 대한 결과와 비교함으로써 제Ⅲ장의 추정결과가 어느 정도 설득력이 있는 것인지를 파악하고자 하는 것이다.

1. 남한의 경우

남한의 경우 기간은 1970년에서 1995년까지의 26년간을 대상으로 하였다. 대상기간을 1970년부터로 설정한 것은 그 이전의

자본량 자료가 존재하지 않기 때문이다. Y의 자료로는 국내총생산(GDP)을 사용하였고, L의 자료로는 통계청의 『한국주요경제지표』의 취업자수를 사용하였으며, K의 자료로는 KDI 거시팀의 자본통계를 사용하였다. X의 자료로는 『식품수급표』의 에너지 섭취량을 사용하였다.

추정에 있어서는 북한의 경우에서 보다 타당성이 있다고 판단된 추정식 ②를 기본 추정식으로 설정하였다. 한편 남한의 경우는 신체질량지수가 부분적으로 입수가능하므로 에너지 섭취량을 신체질량지수로 나눈 경우에 대해서도 추정을 하였다. 신체질량지수는 박순영(1975), 유엔 식량농업기구 한국협회(1980, 1985), 한국인구보건연구원(1989), 한국영양학회(1995) 등에서 간헐적으로 나타나고 있으며, 1967년, 1975년, 1978년, 1980년, 1984년, 1985년, 1989년, 1995년의 경우에만 입수가능하다. 따라서 우선 이 자료를 토대로 연도별 신체질량지수의 추이를 가장 잘 나타내는 추정식[26]을 구한 다음, 신체질량지수 자료가 있는 해의 경우는 실제치를 사용하였고 신체질량지수 자료가 없는 해의 경우

〈표 3〉 남한의 경우

	상수항 (A)	에너지 계수 ($k\alpha$)	노동/자본 계수 (α-1)	$\bar{R}^2$
① $\left(\frac{X_t}{\bar{X}}\right)=\frac{X_t-1,200}{2,000}$	0.641** (6.613)	0.230* (1.758)	-0.566** (-21.875)	0.982
② $\left(\frac{X_t}{\bar{X}}\right)=\frac{X_t-1,200}{BMI}$	-0.403 (-0.778)	0.226* (1.721)	-0.574** (-25.230)	0.982

주 : 1) ( ) 안의 수치는 t값임.
2) **은 1% 수준, *은 10% 수준에서 유의성이 있음을 의미함.

26) 여러 가지 함수형태를 가정해 본 결과, 가장 설명력이 높은 함수는 다음의 형태였다.

$$BMI = 20.778 + 0.0469 \cdot YEAR + 0.0003 \cdot YEAR^2, \quad R^2=0.784$$

는 신체질량지수 추정식으로부터 구한 추정치를 사용하였다.

2. 중국의 경우

중국의 경우 기간은 1962년에서 1990년까지를 대상으로 하였다. 1990년까지로 대상기간을 설정한 것은 북한의 경우와 유사한 기간을 대상으로 하기 위한 것이다. Y, L, K의 자료로는 Hu and Khan(1996)에 수록되어 있는 자료를 사용하였고, X의 자료로는 『식품수급표』의 자료를 사용하였다. 추정에 있어서는 북한의 경우에서와 같이 추정식 ②를 대상으로 하였다. 한편 중국의 경우는 신체질량지수를 구할 수 없었으므로 남한의 경우에서와 같이 에너지 섭취량을 신체질량지수로 나눈 경우는 적용할 수 없었다.

〈표 4〉 중국의 경우

	상수항 (A)	에너지 계수 ($k\alpha$)	노동/자본 계수 (α-1)	$\bar{R}^2$
① $\left(\frac{X_t}{\bar{X}}\right) = \frac{X_t - 1{,}200}{2{,}000}$	-1.284** (-12.401)	0.674** (5.238)	-0.528** (-4.725)	0.967

주 · 1) ( ) 안의 수치는 t값임.
2) **은 1% 수준에서 유의성이 있음을 의미함.

3. 신뢰성 검토

북한의 경우 가장 현실적합성이 높은 것으로 판단한 추정식 ②의 결과에 따르면 노동생산성의 에너지 섭취량에 대한 탄력도 ($k\alpha$)는 0.658이었다. 한편 동일한 추정식을 적용한 남한의 경우는 0.230이었으며, 최소 에너지 필요량 대신에 신체질량지수를 이용한 경우는 0.226으로 나타났다. 그리고 북한과 동일한 추정식을

적용한 중국의 경우는 북한보다 약간 높은 0.674로 나타났다.

이상의 결과로 볼 때 노동생산성의 에너지 섭취량에 대한 탄력도는 남한이 가장 낮으며, 그 다음으로 북한, 그리고 중국의 경우가 가장 높은 것으로 나타났다. 경제수준이 상승할수록 에너지 섭취량 수준은 높아지게 되고 그 결과 노동생산성의 에너지 섭취량에 대한 탄력도는 작아지는 것이 일반적인 현상이다. 따라서 남한, 북한, 중국의 경제수준을 감안하면 제Ⅲ장에서 추정한 북한의 에너지 섭취량의 저하가 노동생산성에 미친 영향의 추정치는 설득력이 있는 것으로 여겨진다.

이러한 해석에 대하여 과연 북한의 경제수준이 중국보다 높은가 하는 의문이 생길 수 있다. 굳이 경제난에 허덕이는 북한주민이 식량을 찾아서 중국으로 탈북하고 있는 상황을 고려하지 않더라도 북한의 경제수준이 중국보다 낮다고는 하기 어려운 것이 사실이다. 그러나 본 연구의 결과는 다음과 같은 점에서 타당성을 갖고 있다고 여겨진다.

첫째, 본 연구에서 북한과 중국의 경우 추정대상으로 설정한 기간은 1960년대에서부터 1990년까지이다. 비록 현재 시점에서는 중국의 경제수준이 북한보다 나을지 모르나 이 기간중 중국의 경제수준이 북한보다 '평균적으로' 나았는지의 여부는 판단하기 어렵다.

둘째, 추정에 사용한 생산량지표, 즉 GNP 자료를 보면 추정기간의 전기간에 걸쳐서 중국의 1인당 GNP가 북한보다 적은 것으로 나타난다. 예컨대, 1990년 중국의 1인당 GNP는 300달러 정도인 반면 북한의 경우는 1,000달러를 상회하는 것으로 나타나고 있다. 따라서 적어도 통계상으로는 추정대상 기간중 북한의 경제수준이 중국보다 우월한 것으로 판단할 수밖에 없다.

뿐만 아니라 에너지 섭취량이 유효노동에 미치는 영향의 정도

를 나타내는 k의 값을 통하여 볼 때도 본 연구의 추정 결과는 설득력을 가진다. [그림 1]에서 본 바와 같이 에너지 섭취량이 낮은 단계에서는 에너지 섭취량이 증가할수록 유효노동에 미치는 영향은 체증하다가 에너지 섭취량이 어느 정도 높아진 단계, 즉 경제수준이 어느 정도 향상된 단계에서는 에너지 섭취량이 유효노동에 미치는 영향은 체감하게 된다. 따라서 경제수준이 높을수록 k의 값은 작아지게 된다.

〈표 5〉는 북한, 남한, 중국의 경우에서 추정된 $k\alpha$, α 및 k의 값을 정리하고 있다. k의 값은 추정된 노동/자본계수로부터 구한 α 값으로 $k\alpha$를 나누면 얻어진다. 〈표 5〉에서 보이는 바와 같이 k의 값에 있어서도 남한이 가장 낮으며, 그 다음으로 북한, 중국의 순으로 나타나고 있다. 또한 남한의 경우는 k의 값이 약 0.53으로 1보다 작으며, 북한 및 중국의 경우는 1보다 크게 나타나고 있는 것도 [그림 1]에서 논의한 바와 같은 에너지 섭취량과 유효노동의 관계로 볼 때 현실성 있는 추정결과인 것으로 여겨진다. 따라서 본 연구에서 추정한 북한의 에너지 섭취량의 저하가 노동생산성에 미친 영향의 추정치는 설득력이 있는 것으로 판단할 수 있다.

〈표 5〉 추정결과의 신뢰성 검토

	남 한	북 한	중 국
노동생산성 탄력도($k\alpha$)	0.230(0.226)	0.658	0.674
노동분배율(α)	0.434(0.426)	0.563	0.472
유효노동 탄력도(k)	0.530(0.531)	1.169	1.428

주 : 남한의 경우 ( ) 안의 수치는 신체질량지수를 사용한 경우임.

V. 경제성장에 미친 영향

이상에서는 식량난으로 인한 북한주민의 에너지 섭취량의 저하가 노동생산성에 미친 영향에 대하여 살펴보았다. 그 결과 식량난이 본격화되기 이전인 1994년의 하루 평균 에너지 섭취량은 2,000kcal 수준이었으나 1997년에는 1,600kcal 수준으로 20% 감소한 것으로 파악되었으며, 그에 따라 노동생산성은 약 13% 저하된 것으로 추정되었다.

이러한 결과는 식 (8)에서 노동생산성의 에너지 섭취량에 대한 탄력도인 $k\alpha$의 값을 추정함으로써 얻어진 것이다. 그런데 식 (6)으로부터 $k\alpha$는 노동생산성의 에너지 섭취량에 대한 탄력도인 동시에 생산량의 에너지 섭취량에 대한 탄력도임을 알 수 있다. 따라서 본 연구에서 사용한 모형에 의하면 에너지 섭취량이 노동생산성에 미치는 영향은 생산량에 미치는 영향과 동일하다. 사실 노동생산성의 변화 정도는 생산량의 변화 정도와 동일한 것이다. 예컨대, 한 경제 내의 모든 노동자의 노동생산성이 2배가 된다면 전체 생산량도 2배가 되게 된다. 따라서 노동생산성의 저하에 대한 본 연구의 추정결과에 의하면, 1995~97년의 기간중 식량난에 따른 에너지 섭취량 저하에 의한 북한의 생산 감소는 약 13%라고 추정할 수 있다.

그런데 본 연구에서 사용한 모형에 의하면 생산의 감소는 크게 세 가지 요인에 의하여 일어난다. 즉, 생산량(Y)의 감소는 노동(L)의 감소, 자본(K)의 감소, 에너지 섭취량(X)의 감소에 의하여 발생된다. 북한의 경우에도 이 세 가지 요인이 복합적으로 작용

하여 경제난이 발생하고 있는 것으로 이해할 수 있다.

그러면 지속되고 있는 북한의 마이너스 성장 중에서 식량난에 기인하는 부분은 얼마나 될 것인가. 이를 판단하기 위해서는 우선 북한의 경제규모가 어느 정도 축소되었는가를 살펴보아야 한다. 북한의 경제규모, 즉 GNP에 대한 통계는 한국은행의 추정치와 북한이 국제기구에 제출한 자료 등 두 가지 종류가 있다. 한국은행은 1991년 이후부터 북한의 GNP를 추정해 오고 있으며, 최근 북한이 국제기구에 제출한 자료로는 유엔개발계획(UNDP)과 북한의 공동주관으로 1998년 5월 28~29일 스위스 제네바에서 열린 「북한 농업의 회복과 환경보호에 관한 주제별 원탁회의(Thematic Roundtable Meeting on Agricultural Recovery and Environmental Protection in the Democratic People's Republic of Korea)」에 제출된 보고서에 실린 GNP 통계가 있다.[27] 이 보고서는 UNDP의 경제전문가와 북한정부가 공동작업으로 작성한 조사보고서이다. 한편 이 보고서에 실린 GNP 자료는 국제통화기금(IMF) 북한시찰단이 1997년 9월 6~13일 북한을 방문하고 돌아와 작성한 현장보고서(fact-finding report)에 수록된 GNP 자료와 동일하다.[28] 이외에 최근 북한이 발표한 GNP 자료로는 1997년 5월 UN 회원국 분담금 결정시 북한의 중앙통계국이 제출한 자료가 있다.

〈표 6〉은 북한의 GNP에 대한 한국은행의 추정치와 최근 북한이 대외적으로 발표한 GNP 자료들을 정리하고 있다. 한국은행의 추정치는 GNP 기준이나 북한이 발표한 자료들은 국내총생산(GDP) 기준이다. 그런데 북한의 경우는 GNP와 GDP의 차이가 거의 없으므로 두 자료를 함께 비교하는 데에는 큰 문제가 존재하지 않으며, 따라서 편의상 GNP로 통일하여 사용하기로 한다.

27) 한국개발연구원(1998)은 이 보고서의 주요 내용을 요약·정리하고 있다.
28) IMF(1997)을 참조.

〈표 6〉 북한의 경제규모

	한국은행 추정치		UNDP/IMF 조사자료		UN 제출자료	
	GNP (억달러)	경제성장률 (%)	GDP (억달러)	경제성장률 (%)	GDP (억달러)	경제성장률 (%)
1993	205	-4.3	209.3	0.5	116.8	–
1994	212	-1.7	154.2	-26.3	93.3	–
1995	223	-4.6	128.0	-17.0	52.1	–
1996	214	-3.7	105.9	-17.3	–	–
1997	177	-6.8	–	–	–	–

〈표 6〉에 나타난 바와 같이 한국은행의 추정치와 국제기구의 자료에 나타난 북한의 GNP 수치들은 커다란 차이를 보이고 있다. 또한 국제기구의 자료들 사이에도 UN 제출자료의 GNP가 UNDP/IMF 조사자료에 나타난 GNP의 약 절반 정도밖에 안될 정도로 큰 차이가 존재한다. 그런데 UN 제출자료에 보고된 GNP 규모는 신뢰성이 크게 떨어진다는 것이 일반적인 분석이다. 이 자료는 북한의 UN 분담금 산정을 위하여 제출한 자료로서 고의적으로 GNP 규모를 크게 축소하여 보고한 것으로 평가된다.[29] 게다가 이 자료는 1996년과 1997년의 GNP가 제시되어 있지 않다. 따라서 이 자료는 고려의 대상에서 제외하기로 하며, 한국은행의 추정치와 UNDP/IMF 조사자료를 기준으로 논의를 전개하기로 한다.

우리는 1994년을 기준으로 그 이후의 에너지 섭취량, 노동생산성, 생산량 등의 저하 정도를 추정하였으므로 경제규모의 축소 정도도 1994년을 기준으로 살펴보아야 한다. 그런데 한국은행이나 UNDP/IMF 조사자료에 나타난 GNP 규모는 경상가격으로 표

29) 보다 구체적인 분석은 통일원(1997), pp.16~22를 참조.

시되어 있으므로 경제규모의 축소 정도를 파악하기 위해서는 경제성장률을 토대로 실질 GNP의 축소 정도를 계산하여야 한다.

한국은행의 추정치를 기준으로 계산하면, 1997년 북한의 경제규모는 1994년에 비하여 약 14.4% 축소된 것으로 나타난다. 한편 UNDP/IMF 조사자료에는 북한의 경제성장률이 1995년 –17.0%, 1996년 –17.3%로 나타나 있으나 1997년의 경제성장률은 제시되어 있지 않다. 그런데 한국은행의 추정에 의하면 1997년 북한의 경제성장률 하락 정도는 1996년에 비하여 큰 것으로 나타나 있으며, 경제상황을 고려할 때도 경제성장률의 하락 추세가 1997년에 둔화되었을 것으로 보기는 어렵다. 따라서 본 연구에서는 UNDP/IMF 조사자료의 1997년 경제성장률을 1995년과 1996년의 경제성장률 수치를 고려하여 –17%로 가정하기로 한다. 이러한 경제성장률을 기초로 북한의 경제규모 축소 정도를 계산하면 1997년 북한의 경제규모는 1994년에 비하여 약 43.0% 축소된 것으로 나타난다.

이 두 가지 자료 중에서 어느 것이 북한의 경제현실에 보다 부합하는지 판단하기란 매우 어렵다. 우선 한국은행의 추정치는 추정방법으로 볼 때 실제보다 북한의 GNP를 과대추정하고 있을 가능성이 크다. 왜냐하면 한국은행의 추정방법은 북한의 생산량을 추정한 후 남한의 가격과 부가가치율 및 남한의 환율을 적용하여 계산하는 것이기 때문이다. 결국 이 방법은 북한 상품이 남한 상품과 동일한 질과 국제경쟁력을 가지고 있으며, 남북한의 요소생산성도 동일하다는 것을 가정하고 있는 셈이다. 그런데 북한 상품은 동종의 남한 상품에 비하여 질이 현저히 떨어지는데다가 경제체제나 경제발전단계의 차이로 요소생산성도 크게 낮을 것이므로 결과적으로 한국은행의 추정치는 실제보다 북한 GNP를 과대추정하였을 가능성을 지니게 되는 것이다. 또한 극심

한 경제침체가 지속되고 있는 북한의 경제상황에서 GNP 추정에 남한의 부가가치율을 계속 적용함으로써 북한의 경제침체 정도를 과소추정하였을 가능성도 존재한다.[30]

한편 UNDP/IMF 조사자료는 북한의 GNP를 실제보다 과소추정하였을 가능성을 배제할 수 없다. 왜냐하면 이 조사자료의 토대가 되는 기본적인 통계는 북한당국이 제공하였을 것이며, 경제난에 시달리는 북한은 국제기구의 지원을 유도하기 위하여 경제규모를 축소하여 보고할 유인을 지니고 있을 것이기 때문이다. 그러나 UN 제출자료와 비교할 때 지나치게 축소하여 보고한 것으로는 보이지 않으며, 국제기구의 경제전문가가 작업에 참여하여 작성한 것이므로 나름대로의 면밀한 검토를 거쳤을 것으로 짐작된다. 또한 UNDP/IMF 조사자료를 기준으로 북한의 1인당 GNP를 구하면 1995년 590달러, 1996년 481달러로서 중국의 1995년 GNP 620달러[31]와 비교할 때 지나친 과소추정은 아니라고 판단된다.

따라서 본 연구에서는 UNDP/IMF 조사자료에 나타난 경제규모의 축소 정도를 기본으로 논의를 전개하기로 한다. 이미 설명한 바와 같이 UNDP/IMF 조사자료를 토대로 하여 1994년의 경제규모를 기준으로 1997년의 경제규모를 파악하면 약 43% 감소한 것으로 나타난다. 그런데 이 기간중 식량난에 따른 에너지 섭취량의 저하로 인한 생산의 감소 정도는 약 13%로 추정되었으므로 에너지 섭취량 저하가 전체 생산 저하에 미친 영향, 즉 식량난에 따른 에너지 섭취량의 저하가 1995~97년의 기간중 경제성장의 감소에 미친 영향은 약 30%(13%÷43%)라고 할 수 있다.[32]

---

30) 한국은행 추정방법의 문제점 및 그로 인한 북한 GNP 과대추정의 가능성에 대한 보다 구체적인 논의는 고일동 · 오강수(1998)를 참조.

31) 통계청(1998), p.320. 한편 UN(1997)에는 1995년 중국의 1인당 GNP가 582달러로 보고되어 있다.

Ⅵ. 결언 및 향후 보완점

본 연구에서는 북한의 식량난으로 인한 에너지 섭취량의 저하가 노동생산성 및 경제성장에 미친 영향을 추정해 보았다. 우선 식량난으로 인하여 1997년 현재 북한주민의 하루 평균 에너지 섭취량은 1,600kcal 수준인 것으로 판단되며, 이러한 에너지 섭취량의 감소는 노동생산성 및 생산량을 약 13% 저하시키는 결과를 가져온 것으로 추정되었다. 또한 1995~97년의 기간중 경제성장의 감소의 약 30%는 에너지 섭취량의 감소에 따른 노동생산성의 저하에 기인하는 것으로 추정되었다. 이러한 추정결과는 어느 정도 설득력이 있는 것으로 여겨지나, 향후 다음과 같은 점에서 추가적인 연구가 필요할 것으로 판단된다.

첫째, 유효노동의 정의와 관련한 문제이다. 실제의 유효노동은 식 (4)와 같은 형태가 아닐 가능성이 있다. 또한 식 (4)의 형태를 가정하더라도 $\overline{X}$를 어떻게 설정할 것인가의 문제는 남게 된다. 향후 이 부분에 대한 보다 깊은 연구가 필요하다.

둘째, 유효노동 혹은 노동생산성에는 에너지 섭취량뿐만 아니라 영양소 등 다른 요소도 큰 영향을 미친다. 예컨대, 단백질은 근육조직을 유지시키는 데 필수적인 요소이며, 비타민이나 다른

32) 한편 UNDP/IMF 조사자료가 북한의 GNP를 과소추정하였을 가능성과 한국은행 추정치가 과대추정하였을 가능성을 고려하여 두 수치의 평균값인 28.7%를 기준으로 하는 방법을 생각할 수 있다. 이 경우 에너지 섭취량 저하가 전체 생산 저하에 미친 영향은 약 45%(13%÷28.7%)가 된다. 그러나 원자재의 공급감소, 기존설비의 노후화, 신규투자능력의 결여 등 자본 측면의 애로를 감안할 때 이는 에너지 섭취량의 저하가 경제성장에 미친 영향을 과대평가하고 있는 것으로 판단된다.

영양소들도 신체를 유지하고 활동하는 데에 없어서는 안되는 요소이다. 따라서 식량난이 노동생산성이나 생산에 미친 영향을 보다 정확히 파악하기 위해서는 에너지 섭취량뿐만 아니라 다른 영양소에 대해서도 고려할 필요가 있다.

셋째, 북한의 에너지 섭취량 수준 문제이다. 추정식이 북한의 현실과 부합한다고 하더라도 북한 노동자가 실제로 섭취하던 수준이 얼마이며, 현재 어느 수준으로 저하되었는지 정확히 파악할 수 있어야 식량난이 노동생산성에 미친 영향을 평가할 수 있을 것이다. 본 연구에서는 나름대로 각종 자료와 방법을 이용하여 에너지 섭취량 수준을 판단하였으나 보다 다각적인 연구와 분석이 필요하다.

넷째, 경제성장 저하에 미친 영향과 관련한 문제이다. 식량난으로 인한 에너지 섭취량 저하가 경제성장에 미친 영향을 파악하기 위해서는 우선 경제규모가 어느 정도 축소되었는지를 파악하여야 한다. 그런데 북한의 경제규모에 대해서는 북한당국의 발표자료나 외부의 추정치 모두가 아직 전적으로 신뢰할 만한 수치가 아니다. 따라서 북한의 경제규모에 대한 보다 면밀한 추정방법의 개발과 함께 북한의 경제실상 공개가 요구된다.

한편 본 연구결과와 관련한 정책적 제언은 다음과 같다. 첫째, 북한의 식량부족 해결을 위한 지원은 신속하게 이루어져야 한다. 지원이 지연되는 경우 북한주민들의 영양상태의 악화는 한층 가속화될 것이며, 이는 북한경제 회생의 걸림돌은 물론 통일 후 남북경제의 균형적인 발전에도 커다란 저해요인으로 작용할 것이기 때문이다.

둘째, 북한의 식량난과 보건영양상태, 그리고 이의 노동생산성 및 경제적 파급효과에 대한 보다 심층적인 연구가 있어야 한다. 북한의 식량난에 대한 지원은 제3국의 식량난에 대한 지원과는

다른 것이다. 북한은 언젠가는 함께 어우러져 살아야 하는 대상이다. 따라서 북한에 대한 식량지원은 같은 민족으로서의 당위성에서뿐 아니라 현재의 식량난을 방치하였을 경우에 발생할 미래의 경제적 비용을 사전에 보다 적은 비용으로 지불한다는 측면에서도 바라볼 필요가 있다. 이를 위해서는 단지 북한이 요구하는 규모, 혹은 우리가 지원할 수 있는 규모를 지원하는 데에서 그쳐서는 안되며, 현재의 식량난과 보건영양상태, 경제적 파급효과 등에 대한 면밀한 분석과 이해를 바탕으로 지원의 규모와 형태가 결정되어야 할 것이다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

고일동 · 오강수, 「북한 경제통계의 실태와 과제」, 『1998년도 한 · 독 통계협력회의 및 워크샵 개최 결과보고서』, 통계청, 1998.

김경량, 「남북농업협력의 실태와 방향」, 강원대학교 개교 51주년 기념 심포지엄 '남북 농업협력의 방향 모색' 발표논문, 1998. 6. 17.

김삼식, 「비료지원 방안」, 『통일경제』, 1998년 4월호, 현대경제연구원, 1998, pp.15～19.

김연철, 「북한동포돕기를 위한 민간 · 정부 · 언론의 협력체제구축방안」, 참여사회연구소 · 우리민족서로돕기 불교운동본부 주최 학술회의 '최근 북한 식량난의 실태와 북한동포돕기를 위한 민간 · 정부 · 언론의 협력방안' 발표논문, 1998. 3. 13.

김운근, 『북한의 곡물 생산량 추정 - 1993년 작황을 중심으로』, 한국농촌경제연구원, 1994.

_____, 「북한의 식량수급 실태와 전망」, 이화여대 가정과학대학 인간생활환경 연구소 연변연구센터 심포지엄 '북한의 식량문제와 영양상태' 발표논문, 1998. 11. 18.

_____, 「북한의 식량난 해소를 위한 대북 농업개발전략」, KDI 부설 국제대학원 · 이화여자대학교 · 미시간주립대학 공동주최 국제학술회의 'Nutritional Problems of North Korean Children: Current Status and Possible Solutions' 발표논문, 1999. 7. 9.

박순영, 「한국인의 체구성에 관한 연구 - 표준체중과 체지방을 중심으로」, 『경희대학교 의대 논문집』, 제2권 제1호, 1975, pp.23~41.

방한오, 「영농자재 지원방안」, 『통일경제』, 1998년 4월호, 현대경제연구원, 1998, pp.26~32.

법륜, 「탈북주민 472명 면담조사 결과와 최근 북한주민의 식량난 실태」, 참여사회연구소 · 우리민족서로돕기 불교운동본부 주최 학술회의 '최근 북한 식량난의 실태와 북한동포돕기를 위한 민간 · 정부 · 언론의 협력방안' 발표논문, 1998. 3. 13.

우리민족서로돕기 불교운동본부, 『북한식량난의 실태 - 북한 식량난민 1,019명 면담조사 결과 보고서』, 1998.

유엔 식량농업기구 한국협회, 『한국인 영양권장량』, 1980, 1985.

이두순, 「농업종자 지원방안」, 『통일경제』, 1998년 4월호, 현대경제연구원, 1998, pp.15~19.

이종미 · 이현숙 · 조미숙, 「응급영양지원방법」, KDI 부설 국제대학원 · 이화여자대학교 · 미시간주립대학 공동주최 국제학

술회의 'Nutritional Problems of North Korean Children: Current Status and Possible Solutions' 발표논문, 1999. 7. 9.

임원혁, 「북한식량난의 본질과 정책과제」, 『KDI 북한경제리뷰』, 1999년 1월호, 한국개발연구원, 1999, pp.3~15.

_____, 「북한의 식량위기 실태와 북한주민 지원의 방향」, 『북한경제논총』, 제3호, 1997.

임을출, 「남북한 농업협력의 현주소와 전망」, 『통일경제』, 1998년 4월호, 현대경제연구원, 1998, pp.8~14.

장남수 · 조동호 · 황지윤 · 강은영, 「문헌과 이탈 귀순자 설문조사를 통해 본 북한인의 보건 영양상태」, 『한국영양학회지』, 31(8), 1998, pp.1338~1346.

조동호, 「북한의 노동생산성과 적정임금 : 북한노동력의 질에 관한 고찰」, 『한국개발연구』, 제15권 제4호, 한국개발연구원, 1993, pp.37~68.

_____, 「북한 식량난에 따른 에너지 섭취량 저하가 노동생산성에 미친 영향」, KDI 부설 국제대학원 · 이화여자대학교 · 미시간주립대학 공동주최 국제학술회의 'Nutritional Problems of North Korean Children: Current Status and Possible Solutions' 발표논문, 1999. 7. 9.

조여원 · 홍주영 · 임정은, 「탈북 귀순자들의 영양소 섭취변화에 관한 연구」, 『지역사회영양학회지』, 2(4), 1997, pp.470~476.

통계청, 『국제통계연감』, 1998.

통일원, 『분단 45년 남북한 경제의 종합적 비교연구』, 1990.

_____, 『북한경제자료집』, 1991.

_____, 『남북한 경제지표』, 1992.

_____, 『주간 북한동향』, 제336호/'97. 6. 21~27, 1997.

한국개발연구원, 『UNDP의 북한농업실태에 관한 보고와 실천계획』, 1998.

한국영양학회, 『한국인 영양권장량』, 제6차 개정, 진수출판사, 1995.

한국은행, 「북한 GNP 추정결과」, 각년도.

한국인구보건연구원, 『한국인의 영양권장량』, 제5차 개정, 고문사, 1989.

황동언, 「북한식량난과 남북한 농업협력」, 『통일경제』, 1998년 5월호, 현대경제연구원, 1998, pp.81~92.

히라타 류타로(平田 隆太郎), 「북한 농업실상과 농업생산 통계의 제문제」, 농어촌진흥공사 주최 '제4회 북한농업기반 국제세미나' 발표논문, 1998. 11. 19.

Bliss, C. and N. Stern, "Productivity, Wages and Nutrition – Part Ⅰ: The Theory," *Journal of Development Economics* 5, 1978, pp.331~362.

Chang, N., "Nutrition of North Korean Chilren," KDI 부설 국제대학원 · 이화여자대학교 · 미시간주립대학 공동주최 국제학술회의 'Nutritional Problems of North Korean Children: Current Status and Possible Solutions' 발표논문, 1999. 7. 9.

Correa, H. and G. Cummings, "Contribution of Nutrition to Economic Growth," *American Journal of Clinical Nutrition,* Vol. 23, No. 5, 1970, pp.560~565.

FAO, *Special Report – FAO/WFP Crop and Food Supply Assessment Mission to the Democratic People's Republic of Korea,* November, 1998a.

_____, *Large Gap in Food Availability between Rich and Poor*

Countries, FAO Press Release 98/70, 1998b.

Fogel, R., "Economic Growth, Population Theory, and Physiology : The Bearing of Long-Term Processes on the Making Economic Policy," *American Economic Review,* Vol. 84, No. 3, 1994, pp.369～395.

Freedom From Hunger Campaign, *Nutrition and Working Efficiency,* Basic Study No. 5, FAO, 1962.

Garfield, R. and S. Santana, "The Impact of the Economic Crisis and the US Embargo on Health in Cuba," *American Journal of Public Health,* Vol. 37, No. 1, 1997, pp.15～20.

Hoffman, E., "The 'Flower Swallows' : North Korean Children's Development During a Time of Crisis," KDI 부설 국제대학원 · 이화여자대학교 · 미시간주립대학 공동주최 국제학술회의 'Nutritional Problems of North Korean Children: Current Status and Possible Solutions' 발표논문, 1999. 7. 9.

Hu, Z. and M. S. Khan, "Why is China Growing So Fast?" IMF Working Paper 9675, 1996.

IMF, *Democratic People's of Korea Fact-Finding Report,* 1997. 11. 12.

Keys, A., J. Brozek, A. Henschel, O. Mickelsen, and H. Taylor, *The Biology of Human Starvation,* University of Minnesota Press, 1950.

Katona-Apte, J. and A. Mokdad, "Malnutrition of Children in the Democratic People's Republic of Korea," *Journal of Nutrition,* Vol. 128, No. 8, 1998, pp.1315～1319.

Kraut, H. A. and E. A. Muller, "Calorie Intake and Industrial Output," *Science* 104, 1946, pp.495～497.

Lee, J., "Supplementary Food for North Korean Infants and Children," KDI 부설 국제대학원 · 이화여자대학교 · 미시간주립대학 공동주최 국제학술회의 'Nutritional Problems of North Korean Children: Current Status and Possible Solutions' 발표논문, 1999. 7. 9.

Leibenstein, H., *Economic Backwardness and Economic Growth,* Wiley, 1957.

Lim, G. C. and J. Han, "Demographic Implications of Food Crisis in North Korea," KDI 부설 국제대학원 · 이화여자대학교 · 미시간주립대학 공동주최 국제학술회의 'Nutritional Problems of North Korean Children: Current Status and Possible Solutions' 발표논문, 1999. 7. 9.

Martorell, R., "The Role of Nutrition in Economic Development," *Nutrition Reviews,* Vol. 54, No. 4, 1996, pp.566~571.

Maturu, N. R., "Nutrition and Labor Productivity," *International Labour Review,* Vol. 118, No. 1, 1979, pp.1~12.

Oshima, H. T., "Food Consumption, Nutrition and Economic Development in Asian Countries," *Economic Development and Cultural Change,* Vol. 15, No. 4, 1967, pp.385~397.

Park, S. Y., "The Impact of Malnutrition on Child Behavior: A Focus on Cognition Development and Social-Emotional Functions," KDI 부설 국제대학원 · 이화여자대학교 · 미시간주립대학 공동주최 국제학술회의 'Nutritional Problems of North Korean Children: Current Status and Possible Solutions' 발표논문, 1999. 7. 9.

Robinson, W. C., M. K. Lee, K. Hill, and G. M. Burham, "Rising Mortality and Falling Fertility in North Korean Households

Reported by Migrants in China," mimeo, 1999.

Sorkin, A., "Nutrition and Worker Productivity – An Empirical Review," *Research in Human Capital and Development,* Vol. 8, 1994, pp.25~41.

Stiglitz, J., "The Efficiency Wage Hypothesis, Surplus Labor, and the Distribution of Income in L.D.C.s," *Oxford Economic Papers* 28, 1976, pp.185~207.

Strauss, J., "Does Better Nutrition Raise Farm Productivity?" *Journal of Political Economy,* Vol. 94, No. 2, 1986, pp.297~320.

Sukhatme, P. V., *Feeding India's Growing Millions,* Asia Publishing House, 1965.

UN, *Statistical Yearbook,* 1997.

Van Den Boom, G. J. M., M. Nube, and W. K. Asenso-Okyere, "Nutrition, Labour Productivity and Labour Supply of Men and Women in Ghana," *Journal of Development Studies,* Vol. 32, No. 6, 1996, pp.801~829.

Vienna Institute for Comparative Economic Studies, *Comecon Data 1981,* Greenwood Press, 1982.

_____, *Comecon Data 1990,* Greenwood Press, 1991.

Wilford, W. T., "Nutrition Levels and Economic Growth : Some Empirical Measures," *Journal of Economic Issues,* Vol. Ⅶ, No. 3, 1973, pp.437~458.

Winslow, C., *The Cost of Sickness and the Price of Health,* World Health Organization, 1951.

WFP, *WFP Briefing Notes on the Joint WFP/UNICEF/EU Nutritional Survey in DPRK,* 1998. 11. 18.

Wolgemuth, J. C., M. C. Latham, A. Hall, A. Chesher, and D. W.

T. Crompton, "Worker Productivity and the Nutritional Status of Kenyan Road Construction Laborers," *American Journal of Clinical Nutrition,* Vol. 36, No. 1, 1982, pp.68～78.

論 評

朴 淳 成
(동국대 북한학과 교수)

1. 북한의 경제현실과 경제이론의 유용성

북한의 경제현실을 파악하는 작업은 일종의 그림조각 맞추기이다. 충분하지 않고 일관성이 없는 경제통계, 상당 부분 붕괴되어 작동원리 자체가 무의미해져 버린 경제체제, 확인될 수 없으며 모순이 가득한 사실증언, 완고하지만 비현실적이라고 판단되는 경제정책, 이 모든 것들이 북한경제를 쉽게 설명하지 못하는 혼란스러운 현실로 만들고 있다. 현실이 이론에 바탕을 둔 추론과 검증의 과정을 거치면서 비로소 하나의 질서로 파악된다면, 북한의 경제현실은 이러한 이론적 분석과 사실적 확인을 거부할 정도로 파편화된 정보만을 외부세계에 내보냄으로써 현실에 대한 체계적 이해를 어렵게 만들고 있다. 이처럼 다루기 힘든 북한경제를 재구성하고 설명하기 위해, 연구자들은 경제통계의 재해석과 조정, 경제체제 운영과 작동의 국가간 비교, 사실증언의 상호검증과 실험적 확인, 나아가 경제정책의 현실적 근거와 배경에 대한 탐색을 시도한다. 그렇지만 이러한 연구자들의 노력조차 번번이 북한경제를 단순히 서술하는 데에서 멈추고 만다. 경제이론이 들어설 자리가 쉽사리 찾아지지 않는 것이다. 특히 수년 전부터 감지되고 있는 북한경제의 파탄은 북한경제에 대한 기존의 인식틀을 무너뜨리면서, 연구자들의 작업을 더욱 힘들게 하고 있다.

이런 상황에서 조동호·장남수의 연구는 어려운 작업과정을

거쳐, 북한경제를 제한된 영역에서나마 재구성해 내고 있다. 무엇보다도 이 논문은 경제모형에 기초하여 경제변수들간의 상관관계를 파악하고, 이렇게 파악된 경제현실을 다양한 방법으로 확인한다. 나아가 추정·확인된 상관관계를 이용하여 정책에 유용한 정보를 끌어내고 있다. 북한경제에 대한 연구에서 경제이론이 어느 정도 효과적으로 그리고 생산적으로 활용될 수 있는가를 두 연구자는 보여주고 있는 것이다.

2. 신중한 현실파악과 연구영역의 확대

이 논문은 북한의 식량난이 에너지 섭취량이라는 매개변수를 통해 북한경제에 미치는 파급효과를 추정해 내고, 그에 따른 정책제언을 도출하고 있다. 이 논문에 따르면, 1997년 현재 북한주민의 하루 평균 에너지 섭취량은 1994년에 비하여 약 20% 정도 감소하였으며(Ⅱ장), 이는 약 13% 정도의 노동생산성과 생산량 하락을 유발하였다(Ⅲ장). 또한 이러한 결과가 야기한 경제의 규모축소는 1994년 이후 1997년에 이르는 3년 동안 나타난 북한경제의 규모축소에서 약 30~45% 정도의 비중을 차지한다(Ⅴ장). 이 논문에서 사용되고 있는 생산함수와 유효노동추정함수의 단순성에도 불구하고(Ⅲ장 1절), 저자들은 자신들의 분석결과와 다른 실증연구의 결과를 비교하고(Ⅲ장 3절) 북한의 추정치와 남한·중국의 추정치를 비교함으로써(Ⅳ장), 분석의 신뢰도를 높이고 있다. 저자들이 제시한 이러한 분석결과는 인도적 차원을 넘어 경제적 차원에서도 북한의 식량난 해결을 위한 신속한 지원이 중요하다(Ⅵ장)는 저자들의 주장을 충분히 뒷받침해 준다.

한편 이 논문은 대북한 지원규모와 형태를 결정하기 위해서는 식량난이 북한의 주민 보건영양상태와 경제성장에 미치는 부정적 영향을 좀더 면밀하게 분석해야 할 것이라고 주장하고 있다(Ⅵ

장). 사실 에너지 섭취량이라는 변수를 통해 식량난이 북한경제에 미친 영향을 파악하려고 한 이 논문의 시도는 북한 식량난과 관련한 연구영역을 확대하였다는 점에서 이미 주목할 만하다. 그런데 저자들은 더 나아가 북한 식량난과 관련된 국내의 기존 연구동향을 검토하고(Ⅰ장) 앞으로 수행해야 할 연구과제를 제시함으로써(Ⅵ장), 식량난이 갖는 사회경제적 의미를 좀더 다각적으로 분석해야 한다는 점을, 그리고 이는 정책결정과정에서 매우 중요하다는 점을 보여주고 있는 것이다. 당연히 식량난에 대한 앞으로의 연구는, 저자들이 보여주었듯이, 다양한 학문분야의 공동연구를 통해 다양한 각도에서 더욱 깊이 있게 추진되어야 한다.

3. 에너지 섭취량과 유효노동률

북한주민의 에너지 섭취량을 평가하기 위하여 저자들은 다섯 가지 자료를 사용하고 있다. 다섯 가지 자료 중 세 가지(『식품수급표』, FAO/WFP 보고서, 귀순자 면담자료)는 섭취량을 구체적으로 보여주는 것으로, 두 가지(어린이 체중소모, 남북한 체위비교)는 섭취량의 한계를 설정해 주는 것으로 평가한 후, 이 논문은 FAO/WFP 보고서에 따라 1997년 북한주민의 하루 평균 에너지 섭취량을 1,600kcal로 추정하였다. 한편 대상기간(1965~90년)의 에너지 공급량으로는 『식품수급표』의 수치를 사용하고 있다. 저자들의 평가와 선택은 나름대로 합리적이었다고 판단된다. 그러나 두 가지 지적이 가능하다. 먼저, FAO/WFP 보고서에서 제시된 수치가 북한주민에게 배급(될 것으로 추정)되는 1인당 하루 평균 곡물량에 기초하고 있다면 그리고 이 수치가 현실적이라고 논문에서 판단된 수치라면, 북한의 문헌에서 식량배급량과 관련한 자료를 확인할 필요가 있었을 것이다.[1] 다음으로, 저자들의 주장

1) 북한의 문헌에 나타난 식량배급량에 대한 언급을 정리한 연구로는 최수영,

(Ⅲ장 2절)에도 불구하고 대상기간의 추세는 왜곡되어 있을 가능성이 높다. 이 논문에서도 언급하고 있듯이 1990년대 중반에 조사된 20~29세 탈북주민들의 신장과 체중이 현재 남한의 기준 체위보다 현저히 떨어진다면, 이 사실은 북한의 식량배급량, 즉 북한주민의 에너지 섭취량이 1990년대 중반이나 1988년부터가 아니라 그 이전부터 하락하였을 것이라는 추측을 가능하게 한다. 따라서 북한의 식량배급량이 대략 1970년대를 기점으로 줄어들기 시작하였을 것이라는 기존 연구결과에 대한 검토가 요구된다.[2)]

이 논문에서 가장 중요한 역할을 하는 계수는 유효노동률을 결정하는 계수인 에너지 섭취량 지수(k) 그리고 노동생산성의 에너지 섭취량에 대한 탄력도인 에너지 계수($k\alpha$)이다. 저자들은 에너지 섭취량과 유효노동의 상관관계가 보여주는 일반적 형태(그림 1 참조)에 기초하여, k의 값이 1.17, $k\alpha$의 값이 0.658인 추정결과를 이용하고 있다. 저자들의 선택은 타당하다고 판단된다. 그런데 이러한 선택의 근거로 제시된 논리는 역설적으로 이 논문에서 사용된 추정결과 자체의 신뢰도에 대해 의문을 제기하도록 한다. 이 논문의 주장대로 계수들이 에너지 섭취량의 수준에 따라 변화하고 또한 현재 북한주민의 에너지 섭취량 수준이 임의의 한계점(X^*) 아래에 위치한다면, 이 논문이 채택한 1990년대 중반의 유효노동률이나 에너지 계수는 적절하다. 그러나 반면, 이 논문의 주장대로 에너지 섭취량이 비교적 높았다고 판단되는, 즉 에너지 섭취량이 임의의 한계점 가까이 있거나 그 이상의 수준에 있었을 대상기간(1965~90년)의 계수들은 더 낮아야 하므

『북한의 농업정책과 식량문제 연구』, 4장 2절, 민족통일연구원, 1996 참조.

2) 예를 들면, 앞의 최수영(1996) 참조. 앞으로 이 점과 관련한 체계적인 문헌조사와 탈북주민 설문조사가 필요하다.

로, 이 기간의 에너지 공급량을 보여주는 『식품수급표』의 자료가 잘못되었거나 추정식이 잘못되었을 가능성은 매우 높다.[3] 결국 이는 이 논문이 대상기간중 북한의 식량배급량에 대해 좀더 면밀한 검토를 하여야만 했다는 점을 보여준다.

4. 식량난의 경제적 파급효과

이 논문은 식량난이 경제에 미치는 영향을 두 경로로 설명한다. 하나는 영양상태 저하와 노동생산성 저하를 통한 경로이고, 다른 하나는 사망률 증가와 노동인구 감소를 통한 경로이다. 논문에서 저자들이 자신들의 연구주제를 부각시키는 동안, 식량난이 경제에 영향을 미칠 수 있는 다른 경로들은 무시되고 있다. 하나는 식량배급량으로 표현되는 임금(노동에 대한 인센티브)의 저하에 따른 (실질)노동량 또는 노동생산성의 감소이다. 이는 저자들이 언급하고 있는 효율임금이론의 논의와 직접 연결되는 부분이라고 판단된다. 다른 하나는 식량난 때문에 주민들이 식량을 구하기 위해 직장이나 지역을 이탈함으로써 발생하는 노동량 감소이다. 이 두 경로 모두는 북한 경제체제에서 식량난 때문에 노동의 통제가 이완되는 과정으로 이해될 수 있으며, 이에 따른 노동생산성의 저하와 투입노동량의 감소는 북한의 경제적 성과에 직접적인 영향을 미칠 것이다. 이와 관련한 새로운 연구가 이루어질 수 있기를 기대해 본다.

---

3) 물론 이는 북한의 전반적인 통계수치들이 갖고 있는 한계 때문일 가능성이 더 많다. 이 논문의 Ⅳ장 3절에서 제시된 중국과 북한의 비교는 이런 점에서 오히려 저자들의 논의에 부정적으로 작용할 가능성이 있다.

兪 京 濬
(본원 연구위원)

이 논문은 최근 북한이 겪고 있는 심각한 식량난으로 인하여 저하된 에너지 섭취량 정도를 파악하고 그에 따라 노동생산성이 얼마나 저하되었으며, 또한 경제성장은 얼마나 감소되었는지에 대하여 논의하고 있다.

아주 간단한 사항에 대하여 논의하고 있는 것 같지만 실제 내용은 그렇지 않다. 모든 것이 수수께끼인 북한사회에 있어 자료 하나하나를 추정하는 것은 마치 스무고개 놀이를 하는 것처럼 미로를 헤매어 다닐 수밖에 없다. 북한과 경제학에 대한 전문적인 지식이 없으면 접근조차 힘든 문제들이 수없이 반복되는 과정을 저자들은 극복하고 결론에 도달하고 있다. 예를 들면, 최근 북한주민의 에너지 섭취량, 북한의 GNP, 취업자수, 자본량, 그리고 추정된 k의 타당성 문제 등을 추적하는 과정은 쉽지 않은 과정이었을 것 같으나 주어진 조건하에 최적 해를 찾아가는 경제학의 기본적인 과정과 같이 매우 충실하게 수행되었다고 할 수 있다.

이 연구의 모든 부분에 있어 어느것이 맞다는 사전적인 지식이 없는 상태에서는 추정방식이나 논리에 따라 여러 가지 의견이 가능하겠지만, 저자들은 이러한 점을 극복하기 위하여 최선을 다한 결과 현재의 상태에서는 더 이상 나올 수 있는 반론을 무용하게 만들었다고 볼 수 있다. 즉, 앞으로 보다 충분한 자료나 다른 증거가 발견되면 저자들의 주장이 반박을 받을 수도 있겠으나 현재의 상황에서는 최선을 다한 논문이라는 점에 논평자는 충분한 공감을 표한다.

이러한 논평자의 호평은 이 논문이 처음 접할 당시도 좋은 논

문이었으나, 현재의 논문은 더욱 발전된 상태로 개선되었기 때문이기도 하다. 이 논문의 처음 상태는 Ⅱ장의 최근 북한주민의 영양섭취량 평가는 다른 장과는 동떨어진 상태였으나, 현재는 Ⅴ장 경제상태에 미친 영향을 통해 북한의 1990년 이전의 추정결과를 이용하여 최근 식량난으로 인한 북한주민의 에너지 섭취량의 저하가 최근 북한의 경제성장저하에 미친 영향을 약 30%라 추정하여 그 연결고리를 훌륭하게 찾아냈으며, k값에 대한 해석과 관련된 논의도 북한과 중국의 경우와 대비하여 매우 체계적으로 설명을 더하고 있기 때문이다. 또한 과거 연구나 자료의 한계에 대한 보완에서도 이전에 비하여 매우 발전된 형태이기 때문에 현 상황에서는 모든 면에서 최선을 다했다는 평가가 가능하다.

이에 따라 생산함수를 1차동차함수로 사용한 경제학적인 복잡한 한계나, Y, L, K 등의 종속 및 설명변수의 사용에 있어 일관성 있는 자료의 부족으로 변수들에 측정오차(measurement error)가 발생하여 OLS 추정량에 문제가 있을 수 있다는 점, 즉 측정오차에 따라 변수오차(errors-in-variable)가 발생하여 OLS 추정량의 비일관추정량(inconsistent estimator)일 수 있다는 논의 등은 현재의 상황에서는 접어두는 것이 좋을 듯싶다.

또한 논평자는 이 논문을 통해 학제간의 공동연구가 매우 중요함을 확인할 수 있었다. 경제학과 식품영양학, 즉 영양섭취량과 노동생산성 및 경제성장, 두 개의 동떨어진 분야간의 공동연구에 의해 이 연구가 시작된 점을 고려하면 향후에도 학제간 연구는 좀더 고무되어야 할 것이다.

현재의 상태에서 굳이 이 연구가 더욱 개선될 수 있는 방향을 언급하면 아래와 같다.

첫번째로 저자들도 언급했듯이 유효노동의 정의를 위하여 사용한 방식은 최선이 아닐 수 있으며, 다른 형태의 표준화 방법에

따라 추정계수가 다르게 나온다면 저자들이 사용하였듯이 사후의 추정량 비교를 통하여 판단하는 방법도 있겠지만, 기술적으로는 Strauss(1986)가 사용한 기본형태를 이용하여 사전적인 추정을 통하여 모형에 도입하여 사용하는 것이 좋을 듯싶다. 이는 또 다른 논문이 나올 수 있는 분야이기도 할 것이다.

두번째는 k와 α값에 대한 안정성과 관련된 것이다. 현재 저자들이 최선을 다하고 있음에도 한 가지 아쉬운 것은, 저자들도 인지하고 있듯이, 북한, 중국, 한국을 한 기간으로 묶어서 분석을 하고 있어 각국에 있어 어느 시점에 구조적인 변화(structural change)가 발생하여 시기별로 나누어 추정했을 때 k나 α값이 다르게 나올 수 있는 점을 다루지 못하고 있다는 것이다. 이는 구조적 변화 여부가 판명되면 현 시점에 가장 근접한 추정결과를 이용하여 좀더 발전된 논의가 가능하기 때문이다. 따라서 Chow 검증 등을 통한 구조변화의 타당성 여부 검토는 이 논문을 또 다른 방향으로 발전시키는 데 매우 유용할 것으로 판단된다.

세번째로는 우리나라의 경우 자료가 북한이나 중국에 비하여 신뢰성을 부여할 수 있기 때문에 북한과는 반대로 노동생산성의 증가 및 경제성장에 영양섭취량이 어느 정도 기여했는가에 대한 공격적인(aggressive) 분석을 통해 북한에 관한 연구결과를 검증하거나 보완하는 논문 또는 우리나라에 대한 별도의 논문은 이 논문의 수세적인(defensive) 면을 능가하는 또 한편의 훌륭한 논문이 될 수 있다고 판단된다.

끝으로 저자들의 간명하고 설득력 있는 문장력을 높이 평가하며, 통일 후 북한과 남한의 차이로 인하여 발생할 수 있는 여러 가지 문제점들을 사전에 점검하는 차원에서 북한문제에 대해 좀더 많은 관심을 가져주기를 바란다.

빈 면

THE KDI JOURNAL OF ECONOMIC POLICY

A Quarterly Journal Published in Korean by the Korea Development Institute

Vol. 21, No. 1 **1999. I**

Implicit Loss-Protection and the Investment Behavior of Korean Chaebols : An Empirical Analysis — *Chin-hee Hahn*

Comment : *Woo-heon Rhee / Young-jae Lim*

Empirical Analysis of the Causes of Korea's Currency Crisis — *Ki-seok Hong*, *Deock-hyun Ryu*

Comment : *Ehung-gi Baek / In-seok Shin*

The Economic Impacts of the North Korean Food Crisis — *Dong-ho Jo*, *Nam-soo Chang*

Comment : *Sun-song Park / Gyeong-joon Yoo*

For subscription to THE KDI JOURNAL OF ECONOMIC POLICY, please contact
Korea Development Institute, P.O. Box 113, Chongnyang, Seoul, Korea
Fax : (961) 5092. Tel : (958) 4114

論評 및 書評 寄稿案內

本誌 編輯委員會는 本誌에 발표된 論文과 本院에서 발간된 單行本 및 각종 報告書에 대한 院內外 專門家들의 論評과 書評의 寄稿를 기다리고 있습니다.

研究主題 및 그 內容과 관련되는 研究方法論 또는 國家政策上의 爭點을 表出시켜 앞으로의 研究課題와 政策方案 設定에 寄與하고, 아울러 實質的이고 建設的인 批判과 討論의 習慣을 造成하자는 趣旨에서 아래와 같은 要領으로 원고를 모집하고 있습니다. 讀者 여러분의 많은 參與를 바랍니다.

〉아　　래〈

1. **원고분량** : 200자 원고지 기준 30장 안팎(PC로 작성한 원고는 겉장에 200자 원고지 기준 총분량을 표시할 것)
2. **원고내용** : 論評은 해당 논문에 담긴 誤謬 혹은 爭點을 내용으로 하여 가급적이면 論文이 발표된 후 3개월 이내로, 書評은 해당 보고서의 主要內容 紹介, 寄與度 및 問題點 評價, 그리고 앞으로의 研究課題 提示를 내용으로 하되 원칙적으로 보고서가 발간된 후 6개월 이내로 작성하여 주시기 바람.
3. **제 출 처** : 우편 또는 인편으로 『KDI 政策研究』 編輯委員長에게 제출하여 주시기 바람.
4. **기　　타** : 제출된 원고는 本院이 정한 審査節次를 거쳐 싣게 되며, 채택된 원고는 稿料를 드림.

研究報告書 案內

第71－01卷	企業整理에 대한 意見	金滿堤
第71－02卷	金利引下의 可能性	金滿堤
第71－03卷	農業開發戰略과 米穀需給政策의 評價	金滿堤
第72－01卷	總資源豫算을 위한 成長戰略(1972～73年)	KDI
第72－02卷	새 政策의 選擇을 위한 決斷	金滿堤
第72－03卷	1973年度 豫算規模의 計測	朴宗淇 金完淳
第72－04卷	開館紀念 심포지움 發表論文集	KDI
第72－05卷	韓國經濟 安定化를 위한 提言	下村治
第72－06卷	成長과 安定政策에 관한 研究	KDI
第72－07卷	長短期計劃을 위한 諸模型(잠정)	金榮奉 外
第73－01卷	主要原資材에 대한 國際市場 分析과 價格展望	KDI
第73－02卷	社會保障年金制度를 위한 方案	朴宗淇 金大泳
第73－03卷	韓國經濟의 產業聯關分析	宋丙洛
第73－04卷	主要穀物의 國際需給事情과 價格動向	KDI
第73－05卷	우리나라 敎育投資의 經濟的 價値分析	南祐鉉 鄭暢泳
第73－06卷	우리나라 交通計劃과 政策	宋丙洛
第74－01卷	政府 主要農產物 備蓄事業效果分析	文八龍 柳炳瑞
第74－02卷	輸出 100億弗 目標와 歐洲市場展望	洪元卓 外
第74－03卷	重化學工業推進을 위한 國家持株會社의 活用方案	司空壹 外
第74－04卷	公企業 任員의 社會的 背景	兪　焄
第75－01卷	豫算制度 改善에 관한 研究	金迪敎
第75－02卷	서울市內 生產 및 所得推計(1973)	金大泳
第75－03卷	우리나라 商品輸出의 長期展望(1973～81)	宋熙秊 外

第75-04卷	우리나라 敎育의 需要形態 및 經濟成長 寄與分析	金榮奉
第75-05卷	우리나라 人口의 推計(1960～2040)	金大泳
第75-06卷	鐵鋼景氣의 測定分析과 豫測模型	金胤亨
第75-07卷	鐵鋼產業의 景氣와 長期需要展望	宋熙秊
第75-08卷	서울市內 生產 및 市民分配所得(1974)	金大泳 洪性德
第75-09卷	韓國製造業의 賃金隔差構造	金光錫 外
第75-10卷	韓國 首都圈의 空間經濟分析	宋丙洛
第75-11卷	韓國 에너지產業의 需要分析과 豫測	金胤亨 金炳穆
第75-12卷	우리나라 貿易構造의 推定(1977～86)	洪元卓
第75-13卷	內國稅의 稅目別 稅收豫測方法	朴宗淇
第75-14卷	纖維工業의 成長過程과 生產構造	金榮奉
第76-01卷	우리나라 人口移動의 特徵(1965～70)	金大泳 李孝求
第76-02卷	長期雇傭 및 技術人力計劃	金秀坤
第76-03卷	서울市內 生產 및 市民分配所得(1975)	金大泳 洪性德
第77-01卷	農家所得의 決定要因 分析	姜奉淳 文八龍
第77-02卷	IBRD借款 中規模型 水利事業 評價分析	文八龍 外
第78-01卷	1968～73年 韓國鑛工業 產業資本스톡推計	朱鶴中
第78-02卷	合板工業의 成長	宋熙秊 孫炳岩
第79-01卷	우리나라 製造業의 生產性分析(1966～75)	金迪敎 孫讚鉉
第79-02卷	輸送部門의 投資事業審査指針	鄭丙壽
第79-03卷	韓國海外移民硏究	洪思媛 金思憲
第79-04卷	石油化學工業의 長期展望	金浩卓
第79-05卷	韓國의 育兒費와 出產力	具成烈
第79-06卷	韓國機械工業의 構造와 展望	金迪敎 編
第79-07卷	韓國의 칼라TV工業	金榮奉
第79-08卷	韓國經濟의 短期豫測模型	李天杓

第79－09卷	韓國의 輸入構造 및 輸入政策	徐錫泰
1980		
第80－01卷	水資源·工業團地造成部門의 投資事業審査分析	林栽煥
第80－02卷	인플레와 企業成長能力	張榮光
第80－03卷	農業機械化의 政策課題	文八龍
第80－04卷	產業別 投入係數의 變化와 推定	金圭洙
第80－05卷	韓國의 自動車工業	李徹熙
第80－06卷	農業機械化의 投資效果分析	林栽煥
1981		
第81－01卷	社會保障制度改善을 위한 硏究報告書	朴宗淇 外
第81－02卷	韓國金屬工業의 展望과 政策課題	南宗鉉 編
第81－03卷	自動車工業의 發展方向과 政策	金榮奉
第81－04卷	福祉社會의 人力政策과 職業安定	金秀坤 外
第81－05卷	固體廢棄物 管理現況과 改善方案	鄭文植
第81－06卷	5次計劃을 위한 都市化問題의 硏究	宋丙洛
第81－07卷	韓國製造業의 產業集中分析	李奎億 徐鎭敎
第81－08卷	農業信用事業의 經濟性分析	林栽煥
第81－09卷	韓國 資本主義經濟體制 發展을 위한 硏究	黃秉泰
第81－10卷	韓國의 產業誘因政策과 產業別 保護構造分析	南宗鉉
第81－11卷	對外去來自由化와 韓國經濟	金重雄
第81－12卷	景氣綜合指數作成에 관한 硏究報告書	徐相穆 編
第81－13卷	貧困의 實態와 零細民對策	徐相穆 外
1982		
第82－01卷	糧政轉換을 위한 食糧安保備蓄制度	柳炳瑞
第82－02卷	名目 및 實效保護率 構造의 長期的 變化	金光錫 洪性德
第82－03卷	韓國製造業의 產業別 生產構造	金栽元
第82－04卷	勞使關係 事例硏究	金秀坤 外
第82－05卷	國家豫算과 政策目標(1982年度)	朴宗淇 李奎億 編
第82－06卷	1960～77年 韓國產業資本스톡推計	朱鶴中 外

第82－07卷	農外所得增大를 위한 綜合對策	柳炳瑞 外
第82－08卷	主要農業政策 改善方案	柳炳瑞 外
第82－09卷	產業政策의 基本課題와 支援施策의 改編方案	楊秀吉
第83－01卷	醫療保險의 政策課題와 發展方向	延河清 外
第83－02卷	世界經濟環境變化와 當面課題	金重雄
第83－03卷	勞使關係 政策課題와 方向	金秀坤 編
第83－04卷	80年代 勞使關係發展을 위한 懇談會 報告書	KDI
第83－05卷	勞使協議制 硏究	朴世逸 外
第83－06卷	都給組織의 現況 및 都給去來의 增進方案	金栽元
第83－07卷	國家豫算과 政策目標(1983年度)	崔 洸 編
第83－08卷	短期金融市場의 當面課題와 發展方向	李德勳
第83－09卷	經濟安定化政策과 企業經營의 改善	洪炳裕
第83－10卷	都市行政의 發展的 機能과 改善方向	黃仁政
第84－01卷	韓國稅制의 主要政策課題와 改善方向	崔 洸 編
第84－02卷	退職金制度의 問題點과 改善方向	閔載成 外
第84－03卷	國家豫算과 政策目標(1984年度)	金重雄 崔 洸 編
第84－04卷	金融國際化의 當面課題와 政策方向	金重雄 外
第84－05卷	인플레期待와 經濟安定	李啓植
第84－06卷	市場과 市場構造	李奎億 外
第85－01卷	產業高度化에 따른 農業構造의 改編方向	宋大熙 柳炳瑞
第85－02卷	企業結合과 經濟力集中	李奎億 外
第85－03卷	乘法 季節ARIMA模型의 構造識別方法	呂運邦 孫英淑
第85－04卷	海外先物市場의 活用方案	李 烷 外
第85－05卷	減價償却制度와 資本所得課稅	郭泰元
第85－06卷	第2金融圈의 發展과 業務領域調整	李德勳
第85－07卷	國家豫算과 政策目標(1985年度)	李啓植 郭泰元 編

第85－08卷	特許制度의 經濟的 效果分析	鄭鎭勝
第86－01卷	租稅政策과 稅制發展	郭泰元 李啓植 編
第86－02卷	金融產業發展에 관한 硏究, 1985～2000	朴英哲 外
第86－03卷	私學運營의 課題와 改善方案	朴烜求 外
第86－04卷	國家豫算과 政策目標(1986年度)	郭泰元 李啓植 編
第86－05卷	國民年金制度의 基本構想과 經濟社會 波及效果	閔載成 外
第86－06卷	Social Development in Action	黃仁政
第86－07卷	Financial Development Policies and Issues	金重雄 編
第86－08卷	Industrial Development Policies and Issues	李奎億 編
第86－09卷	證券市場의 發達과 機關投資家의 役割	李德勳 張忠植
第87－01卷	商品去來所의 設立에 관한 硏究	李 烘 外
第87－02卷	公企業經營評價의 理論的 背景과 技法	宋大熙 外
第87－03卷	우리나라 金融政策運營現況과 改善方案	鄭健溶
第87－04卷	Macroeconomic Policy and Industrial Development Issues	司空壹 編
第87－05卷	Human Resources and Social Development Issues	司空壹 編
第87－06卷	國家豫算과 政策目標(1987年度)	延河清 李啓植 編
第87－07卷	에너지部門의 政策課題와 改善方案	李 烘
第87－08卷	住宅金融의 現況과 發展方向	姜文秀 金重雄
第87－09卷	地方工業의 特性과 育成政策	金鍾基 外
第88－01卷	公企業의 民營化에 관한 硏究	姜信逸
第88－02卷	社會保障制度의 政策課題와 發展方向	延河清 外
第88－03卷	金融先物과 옵션市場의 活用方案	李 烘 外
第88－04卷	社會福祉傳達體系의 改善과 專門人力活用方案	徐相穆 外
第88－05卷	國家豫算과 政策目標(1988年度)	郭泰元 李啓植 編
第88－06卷	日本經濟社會의 進化와 韓日貿易	李奎億 外

第88－07卷	輸入自由化의 經濟的 效果와 產業調整政策	金光錫
1989		
第89－01卷	리스產業의 發展方案	李 烘 外
第89－02卷	硏究開發과 市場構造 및 生產性	金迪敎 趙炳澤
第89－03卷	產業技術開發支援政策의 現況과 改善方案	鄭俊石
第89－04卷	國家報勳報償制度의 改編方案	閔載成 金龍夏
第89－05卷	經濟規制와 競爭政策	李奎億 編
第89－06卷	國家豫算과 政策目標(1989年度)	沈相達 李啓植 編
第89－07卷	金融環境變化와 綜合金融會社의 位相	南相祐 外
第89－08卷	經濟의 國際化와 中小企業의 產業調整	朴埈卿
1990		
第90－01卷	稅收推計 模型開發에 관한 硏究	盧基星 外
第90－02卷	韓國의 適正賃金	張鉉俊 金在源
第90－03卷	地方公企業의 課題와 發展方向	宋大熙
第90－04卷	企業集團과 經濟力集中	李奎億 李在亨
第90－05卷	醫療保險制度의 改善을 위한 政策方案	權純源 外
第90－06卷	證券產業發展을 위한 硏究	李永琪 外
第90－07卷	地域發展과 地方財政	李啓植 外
第90－08卷	韓國의 退職金制度와 企業年金制度 導入方案	閔載成 外
第90－09卷	中產層實態分析과 政策課題	延河淸 外
第90－10卷	中小企業의 產業調整과 中小企業支援施策의 改善方向	姜文秀 外
第90－11卷	經濟規制와 競爭政策(II)	李奎億 編
第90－12卷	國家豫算과 政策目標(1990年度)	宋大熙 權純源 編
第90－13卷	經濟開放과 巨視經濟運用	朴元巖 外
第90－14卷	國民年金財政의 安定化를 위한 政策課題 및 方向	南相祐 外
1991		
第91－01卷	開放化와 下都給體制의 改編	金周勳 趙觀行
第91－02卷	法經濟硏究(I)	李奎億 外

第91－03卷	金利自由化의 課題와 政策方向	南相祐 外
第91－04卷	國家豫算과 政策目標(1991年度)	李啓植 盧基星 編
第91－05卷	國民年金基金의 福祉部門 活用方案	閔載成 外
第91－06卷	產業化過程과 經濟制度의 對應	李奎億 編
第92－01卷	우루과이라운드의 規律分野協商과 產業·貿易政策의 改善方向	南宗鉉 張義泰
第92－02卷	地方自治制 實施에 따른 中央·地方財政機能의 再定立	宋大熙 盧基星 編
第92－03卷	廣告의 產業組織과 規制	李奎億 劉承旻
第92－04卷	舊東獨의 私有化方案 및 失業對策	高日東 外
第92－05卷	構造變化와 雇傭問題	朴埈卿 金政鎬
第92－06卷	製造業의 總要素生產性動向과 그 決定要因	金光錫 外
第92－07卷	國家豫算과 政策目標(1992年度)	宋大熙 柳一鎬 編
第92－08卷	韓國經濟의 產業貿易模型	李元暎
第93－01卷	國內銀行의 經營效率性 比較分析	孫承泰
第93－02卷	產業保護와 誘因體系의 歪曲	兪正鎬 外
第93－03卷	國家豫算과 政策目標(1993年度)	宋大熙 文亨杓 編
第93－04卷	韓國의 老齡化 推移와 老人福祉對策	閔載成 外
第93－05卷	低所得層의 生活安定과 自立對策	權純源 外
第94－01卷	地域金融의 活性化와 새마을금고의 發展	李德勳 外
第94－02卷	產災保險 財政運營方式 開發에 관한 硏究	閔載成 外
第94－03卷	美日構造調整協議의 展開와 競爭政策	崔鍾元
第94－04卷	國際化時代의 韓國經濟運營	左承喜
第94－05卷	國家豫算과 政策目標(1994年度)	盧基星 柳一鎬 編
第94－06卷	外國人直接投資와 投資政策	李弘求
第94－07卷	우리나라 自動車產業의 當面課題와 產業組織政策	劉承旻 外
第94－08卷	競爭政策의 國際比較：美國·日本·獨逸	申光湜

第95－01卷	金融自律化에 따른 生命保險產業의 對應方案	羅東敏
第95－02卷	韓・臺・日의 輸入依存構造比較	兪正鎬
第95－03卷	法經濟硏究(Ⅱ)	李奎億 外
第95－04卷	國際化時代의 金融制度	崔範樹 李炯周
第95－05卷	北韓의 外國人投資制度와 對北投資 推進方案	全洪澤 外
第95－06卷	調達市場의 效率化・開放化 方案	南逸聰 外
第95－07卷	國民年金制度의 財政健實化를 위한 構造改善方案	文亨杓
第95－08卷	韓國敎育財政의 現況과 改革方向	尹建永
第96－01卷	OECD加入과 資本自由化	朴元巖
第96－02卷	金融의 效率性提高와 金融規制 緩和	姜文秀 外
第96－03卷	金融自由化와 金融監督	姜文秀
第96－04卷	製造業 總要素生產性의 長期的 變化	洪性德 金政鎬
第96－05卷	北韓의 經濟特區	朴貞東
第96－06卷	金融의 汎世界化와 證券產業의 構造改編	李德勳 崔範樹
第96－07卷	南北韓 經濟統合時의 經濟・社會 安定化 對策	朴　進
第96－08卷	中小企業의 構造調整과 知識集約化	金周勳
第96－09卷	韓國 物價變動構造의 分析과 政策對應	朴佑奎 外
第96－10卷	雇傭對策과 人的資源開發	李周浩
第96－11卷	地域利己主義의 經濟的 理解와 效率的 葛藤調整方案	金在亨
第96－12卷	經濟世界化時代의 巨視經濟運營	左承喜 編
第96－13卷	與信專門金融產業의 特性과 發展方案	李德勳 外
第96－14卷	中小・벤처企業의 發展과 場外市場의 活性化	崔範樹 李基煥
第96－15卷	中央・地方政府間 關係 및 財源調整	李啓植 外
第96－16卷	경제체제 전환기의 노동정책	조동호
第96－17卷	地方化時代의 政策課題와 制度改善方向	盧基星 編

第97－01卷	社會間接資本施設에 대한 民資誘致制度의 改善方向	盧基星 鄭源浩
第97－02卷	產業構造의 長期變化와 中小企業의 發展方向	朴埈卿
第97－03卷	海外直接投資의 要因 및 效果分析	金承塡
第97－04卷	WTO時代의 新通商議題	申光湜 編
第98－01卷	硏究開發의 世界化·地域化와 技術革新政策	朴埈卿
第98－02卷	轉換期의 對北政策과 南北經協	朴 進 外
第98－03卷	우리나라 金融產業의 發展構圖	李德勳 外
第98－04卷	수도권 정책의 평가와 기본방향	노기성 외
第98－05卷	社會保險과 民營保險의 效率的 連繫方案	李德勳 外
第98－06卷	通信料金 規制制度의 發展方案	南逸聰 外
第98－07卷	企業退出의 經濟分析과 改善方案	具本天
第99－01卷	21世紀를 指向한 生命保險產業의 發展方案	羅東敏 外

新 刊 案 內

WTO時代의 新通商議題

半洋裝/18切判/260쪽/定價 12,000원/申 光 湜 外

農 業 改 革

半洋裝/18切判/272쪽/定價 12,000원/薛 光 彦 著

硏究開發의 世界化·地域化와 技術革新政策

半洋裝/18切判/204쪽/定價 8,000원/朴 埈 卿 著

轉換期의 對北政策과 南北經協

半洋裝/18切判/222쪽/定價 9,000원/朴 進 外

1997년 韓國經濟의 主要懸案과 政策對應

半洋裝/16切判/176쪽/定價 6,000원

우리나라 金融産業의 發展構圖

半洋裝/18切判/432쪽/定價 19,000원/李 德 勳 外

社會保險과 民營保險의 效率的 連繫方案

半洋裝/18切判/190쪽/定價 8,000원/李 德 勳 外

OECD 한국경제보고서(1998)

半洋裝/18切判/244쪽/定價 9,000원/한국개발연구원·재정경제부 공역

通信料金 規制制度의 發展方案

半洋裝/18切判/182쪽/定價 8,000원/南 逸 聰 外

한국의 소액주주권

半洋裝/18切判/228쪽/定價 10,000원/강 명 헌 저

企業退出의 經濟分析과 改善方案

半洋裝/18切判/204쪽/定價 8,000원/具 本 天 箸

KDI 圖書會員制 案內

■ 會員에 대한 特典

• 會員加入期間(1년)중 本 硏究院이 발간하는 모든 刊行物을 우송해 드림. (단, 自體資料 및 配布制限資料는 제외)

■ 會　　費 : 개인회원 : 10만원/기관회원 : 15만원

■ 加入方法 :

• 직접 本院 發刊資料相談室에 회비를 납입하거나,

• 가까운 우체국의 本院 우편대체계좌

(계좌번호 : 010983-31-0514919)에 납입하면 됨

■ 問議處

서울특별시 동대문구 청량리동 207의 41 우편번호 130-012

KDI 발간자료상담실(Tel 958/4326~8)

KDI 圖書 販賣處

• 서울 .	교보문고(정부간행물코너)	Tel. 397-3628
	종로서적(3층 사회관)	Tel. 733-2331
	영풍문고(정부간행물코너)	Tel 399-5632
• 부산 :	영광도서(정부간행물코너)	Tel. 816-9500
• 대구 :	학원서림(1층 2매장)	Tel. 425-0050