Vol.29 No.2 / ISSN 1738-656x

韓國開發研究 2007 II

KDI Journal of Economic Policy

| 우리나라 재정정책의 유효성에 관한 연구..... 허석균
On the Efficacy of Fiscal Policy in Korea during 1979~2000
| 한국의 공적개발원조 20년의 평가..... 이계우·박지훈
An Evaluation of Korea's 20-Year ODA
| 기업의 현금보유 패턴 변화 및 결정요인에 대한 연구..... 임경묵·최용석
A Study on the Pattern Changes and Determinants of Corporate Cash Holding
| A Test on the Efficiency of Monetary Policy in Korea..... 조성훈·허현승·우희열
| IV ECM Threshold Cointegration Tests and Nonlinear Monetary Policy in Korea (Walter Enders·Junsoo Lee·Mark C. Strazicich
| Estimating the Benefits of the Korean Public Housing Program for Low-Income Families Under Non-Homothetic Preference..... Joonhyuk Song
| Dynamic Welfare Effects of Tax Reform: Case of Korea..... Sunghyun H. Kim

KDI

韓國開發硏究
KDI Journal of Economic Policy

Contents

1 우리나라 재정정책의 유효성에 관한 연구
..... 허석균 / 1

On the Efficacy of Fiscal Policy in Korea during 1979~2000
... Hur, Seok-Kyun

2 한국의 공적개발원조 20년의 평가..... 이계우·박지훈 / 41

An Evaluation of Korea's 20-Year ODA... Lee, Kye Woo · Park, Gi Hoon

3 기업의 현금보유 패턴 변화 및 결정요인에 대한 연구
..... 임경묵·최용석 / 75

A Study on the Pattern Changes and Determinants of Corporate Cash Holding
... Lim, Kyung-Mook · Choi, Yong-Seok

4 A Test on the Efficiency of Monetary Policy in Korea
..... Seonghoon Cho·Hyeon-seung Huh·Hee Yeul Woo / 117

한국 통화정책의 효율성 검정
... 조성훈 · 허현승 · 우희열

5 IV ECM Threshold Cointegration Tests and Nonlinear Monetary Policy in Korea..... Walter Enders · Junsoo Lee · Mark C. Strazicich / 135

분계점 공적분 검정법을 사용한 한국의 비선형 테일러 통화정책 검증
... 월터 엔더스 · 이준수 · 마크 스트래지시쉬

韓國開發硏究
KDI Journal of Economic Policy

Contents

6 Estimating the Benefits of the Korean Public Housing Program for Low-Income Families Under Non-Homothetic Preference... Joonhyuk Song / 159

비동조적 선호체계를 이용한 우리나라 공공임대주택의 편익 추정
... 송준혁

7 Dynamic Welfare Effects of Tax Reform: Case of Korea
..... Sunghyun H. Kim / 177

세제개편이 한국경제에 미치는 효과에 대한 동적분석
... 김성현

韓國開發硏究
제29권 제2호(통권 제100호)

우리나라 재정정책의 유효성에 관한 연구

허 석 균
(한국개발연구원 부연구위원)

On the Efficacy of Fiscal Policy in Korea during 1979~2000

Hur, Seok-Kyun
(Associate Research Fellow, Korea Development Institute)

* (e-mail) shur@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, 49 Hoegiro, Dongdaemun-Gu, Seoul, Korea

• Key Word: 구조적 벡터자기회귀 모형(Structural Vector Auto Regression), 식별조건(identification restrictions), 재정승수(fiscal multipliers)
• JEL code: C22, E62, H30
• Received: 2006. 9. 13 • Referee Process Started: 2006. 9. 19
• Referee Reports Completed: 2007. 11. 1

ABSTRACT

This paper mainly estimates a trajectory of GDP induced by variations in fiscal expenditure and taxation policy using three variable structural VAR models. By assigning different combinations of identifying restrictions on the disturbances and measuring the corresponding fiscal multipliers, we compare how robust the estimated values of fiscal multipliers are with respect to the restrictions. Then, considering the dependency of Korean economy on the foreign sector, we extend the three variable SVARs to four variable ones by adding a variable reflecting external shocks. Empirical analyses into the Korean quarterly data (from 1979 to 2000) with the three variable SVARs reveal that the size and the significance of the estimated fiscal multipliers in Korea are very small and low or they decay very fast. Results from the four variable SVARs confirm these results while the significance of the effectiveness of fiscal policy is enhanced in some cases.

본 연구는 재정수입 및 지출 그리고 국민소득의 세 변수를 구조적 벡터자기회귀(Structural VAR) 모형에 대입하여 재정의 경기조절기능을 분석하고자 하는 시도에서 비롯하였다. 이를 위해 우선 교란항에 다양한 형태의 선험적 제약을 부여하여 재정승수를 추정한 후 그 결과를 제약식별로 비교·검토한다. 다음으로는 3-변수 모형을 확장하여 외부경제로부터의 충격을 반영하는 변수를 추가한 4-변수 SVAR을 분석한다. 이는 다른 나라와 비교하여 우리나라 경제의 해외부문 의존도가 큰 것을 감안한 까닭이다. 1979년부터 2000년까지의 한국은행의 『조사통계월보』 자료를 이용하여 3-변수 SVAR을 실증분석한 결과에 따르면, 추정된 재정승수의 규모와 지속기간이 매우 작거나 짧을 뿐 아니라 추정값의 통계적 유의성도 그리 높지 않은 것으로 나타났다. 또한 해외부문을 포함한 4-변수 SVAR 모형을 계산한 결과도, 추정된 재정승수의 통계적 유의성이 일부의 경우에서 다소 높아짐에도 불구하고, 3-변수 SVAR 모형의 결과와 대체적으로 일치하는 것으로 나타났다. 따라서 해외부문으로부터의 외생적 충격의 고려 여부와는 상관없이 재정정책의 유효성이 우리나라에서는 통계적으로 유의한 수준에서 확인되지 않는 것으로 보인다. 하지만 이 결과를 받아들임에 있어 사용된 『조사통계월보』 자료 및 분석모형의 한계에 대해서도 고려하여야 할 것이다.

Ⅰ. 서 론

본 연구는 재정정책의 경기조절 가능성에 대한 실증적인 검증을 기본 목적으로 한다. 양(+)의 승수효과를 근거로 재정정책의 경기부양효과에 대해서 긍정적 입장인 케인지안학파와 구축효과(crowding-out effect)와 리카디안 동등성(Ricardian Equivalence)을 주장하며 회의적인 입장을 취하고 있는 신고전학파가 대립하고 있음은 주지의 사실이다. 본 연구는 긍정론과 부정론 간의 논쟁의 핵심이 각각이 취하고 있는 가정의 현실성(자본시장의 불완전성 및 의사결정주체의 유한성과 같은) 혹은 현실 대표성에 관한 쌍방의 견해차에 있다고 본다. 따라서 이에 대한 이론적 논쟁을 심화시키기보다는 실증적인 분석을 통하여 재정정책의 유효성에 대한 논의를 진행하고자 한다.

본 연구는 실증분석을 시행함에 있어 재정지출 및 세수의 변화로 인해 유발되는 국내총생산(GDP)의 변화를 시간경로(time path)에 따라 파악하는 데 초점을 맞춘다.[1] 이를 위해 우리나라의 재정 및 GDP 자료(1979년 1/4분기 ~ 2000년 4/4분기)를 이용하여 재정지출 및 세수 그리고 GDP의 세 변수로 구성된 벡터자기회귀모형(Vector Auto Regression, 이하 VAR) 또는 구조적 VAR 모형(Structural VAR, 이하 SVAR)을 설정하고, 재정지출과 세수의 변화에 의한 재정승수효과를 추정하였다. 그 결과 확장적 재정정책의 경기부양효과는 유의하지 않거나 그 효과의 크기가 미미한 수준인 것으로 드러났다.

보다 구체적으로는 SVAR 모형을 설정함에 있어, 재정지출과 세수규모 조정 등의 재정활동을 통해 경기를 조절하고자 하는 예산당국의 행태를 다양한 형태의 제약을 부여하여 반영하였다. 이에 따라 제약식별로 다른 값의 재정승수를 추정할 수 있었다. 그러나 적용된 제약식에 상관없이 추정된 우리나라의 재정승수는 대체로 그 크기가 작고 통계적 유의성이 낮을 뿐만 아니라 그 효과도 매우 빠르게 쇠퇴하는 것으로 나타났다.

한편, 우리나라 경제가 해외부문으로부터 적지 않은 영향을 받고 있음을 감안하여 기존의 세 변수로 구성된 모형에 외부충격을 반영하는 변수를 추가하여 네 개의 변수로 구성된 SVAR 모형으로 확장하였다. 해외부문충격변수를 추가한

1) 경기변동에 대한 재정정책의 유효성을 논함에 있어서 정책효과의 방향성에 대한 논의 이외에도 정책시차를 고려한 정책집행의 시의적절성(timeliness) 역시 중요한 함의를 갖는다. 경제상황과 동기화된(synchronized) 재정집행이나 혹은 정책시차를 고려한 선제적 정책운용이 불가능할 경우 재정정책의 경기안정화효과가 반감될 수 있기 때문이다. 하지만 이는 다분히 정책 자체의 유효성보다는 정책운영자의 합리성 여부에 의존하는 것이기에 본 연구의 연구범위를 넘는 것으로 판단하여 별도로 고려하지 않았다.

SVAR을 추정한 결과, 재정정책의 유효성에 대한 유의성이 몇몇 경우에서 높아지긴 했지만 역시 앞서 추정한 세 변수 SVAR로부터의 결과와 대체로 일치하는 것으로 드러났다.

본 연구는 다음과 같은 내용과 순서로 구성된다. 먼저 제Ⅱ장에서는 국내외의 관련 선행연구들을 살펴본다. 본 연구가 취한 방법론이 VAR에 기초하고 있는 관계로 언급되는 관련 문헌들은 주로 VAR 혹은 이와 유사한 방법론을 택한 경우로 제한을 둔다.

제Ⅲ장에서는 재정정책의 경기부양효과를 살펴보기 위해 일반적으로 사용되는 촐레스키 분해법(Cholesky decompostion) 외에 Blanchard and Perotti(2002)의 충격(잔차항) 식별법을 소개하고, Koh(2002)를 비롯한 여러 국내 문헌에서 언급되고 있는 '세입 내 세출 원칙'을 고려한 충격식별법 등을 새롭게 제시한다.

제Ⅳ장에서는 앞 장에서 정의된 다양한 식별법에 기초한 SVAR 모형을 우리나라의 분기별 자료를 사용하여 추정하고 그 결과를 비교분석한다. 또한 추정된 결과의 완건성(robustness)을 검증하는 차원에서 해외부문으로부터의 충격을 고려한 4-변수 SVAR 모형을 추정한다.[2] 그리고 제Ⅴ장에서는 논의를 마무리한다.

Ⅱ. 문헌연구

재정정책의 변화에 따른 국민경제에의 영향을 분석한 선행연구들은 주로 모형에 기초한 모의실험이나, 축약된 방정식을 계량검증하는 방법을 사용하고 있다. 먼저 모형에 기초한 모의실험방법은 일반균형모형(General Equilibrium Model)을 구성하고 관측 자료와의 일치성을 검증하거나 정부의 재정기조(stance)의 변동에 따른 전달경로를 제시하는 것이다. 이 방법은 내부적 일관성(internal consistency)을 높일 수 있지만, 명시적인 해(closed form solution)를 도출할 수 없기 때문에 해를 구하기 위해서는 시뮬레이션 기법을 차용하는 것이 불가피하다.

또 다른 방법은 재정변수와 GDP 또는 다른 소득변수(예: 총소비)에 대한 축약형 추정식(reduced equations)을 계산하는 것이다.[3] 이 방법은 상대적으로 분석의 편의는 있지만, 경제학 이론이 뒷받침되지 않는다는 단점이 있다. 따라서 이 방법을 이용할 경우에는 적절한 이론적 논

2) Sims(1988)는 VAR을 통해 추정된 재정정책의 효과가 물가나 이자율과 같은 가격변수를 추가함에 따라 감소하는 경향이 있음을 지적하고 있다. 이는 가격변수가 없는 VAR 모형의 추정결과가 통화정책의 기여분을 재정정책의 효과로 과다 추정할 가능성이 있기 때문이다. 동일한 맥락에서 해외부문으로부터의 충격을 구분해 주는 4-변수 SVAR 모형을 통해 과다 추정의 가능성을 검증해 보고자 한다.

3) 물론 소득과 같은 총량변수보다 이자율, GDP 디플레이터, 환율과 같은 가격변수를 사용하는 경우도 있

거가 뒷받침되어야 할 것이다.

본 연구에서는 후자의 방법론에 입각하여 우리나라 재정정책의 유효성을 분석해 보고자 한다. 이는 일반균형모형을 이용하는 경우 함수형태를 설정함에 있어 특정 이론에 대한 선호가 분석결과에 편향을 가져올 가능성이 있기 때문이다. 반면 축약형 검증방법은 이러한 이론적 편향성에 대한 우려로부터 상대적으로 자유로운 것으로 보인다. 대신 이 경우에는 실증분석을 수행함에 있어 편의(bias)가 발생할 가능성을 배제할 수 없다는 단점을 안고 있다. 이를 보완하기 위해 Feldstein(1982), Kormendi(1983), 그리고 Lee and Sung(2005)과 같이 단일방정식(single equation)을 추정하는 경우에는 추가적 제약이나 도구변수를 부여하여 잠재적인 편향성(bias)을 제거하는 방법을 취하고 있다. 따라서 본 연구에서는 각 변수들의 내생성(endogeneity) 또는 동시성(simultaneity) 문제로부터 비교적 자유로운 SVAR 모형을 채택하였다. 더불어 이론적 편향성이 개입될 여지를 최소화하기 위하여 다양한 잔차항의 식별조건들을 적용하고 각각으로부터의 결과를 비교하였다.

본장에서는 정부지출의 증가 또는 조세감면이 경기에 미치는 효과에 대한 여러 견해와 주장들을 정리하고자 한다. 여기서는 본 연구의 접근법을 감안하여 기존 문헌들 중에서도 VAR 모형을 사용한 연구를 중심으로 그 결과와 도출과정을 비교·논의하고자 한다.[4)]

1. 국내 문헌

재정정책의 유효성을 검증한 국내 문헌의 대다수가 VAR을 분석방법으로 채택하고 있으며, 이들은 내생변수 및 외생변수의 설정(specification)과 분석자료의 차이에 따라 재정정책의 유효성에 대해 다른 추정결과를 제시하고 있다.

하지만 여기서 주목해야 할 점은 각각의 연구가 제시하고 있는 상이한 추정결과가 아니라, 이들이 VAR 모형 설정에 있어서 재정지출과 조세수입 등의 재정부문 변수들을 내생변수로 넣을 것인가 아니면 외생변수로 간주할 것인가에 따라 두 부류로 구분된다는 사실이다.

먼저, 박종구(1995)[5)]와 박하섭·최종수(1997)[6)]는 재정정책변수들을 내생변수로 포함시키고, 충격 식별을 위해 촐레스키 분해(Cholesky decomposition)[7)]를 채택하는 방식을 사용하였다. 반면 김성순

으며, 이러한 방법론의 근저에는 재정정책이 가격변수에 대한 압력을 행사하여 유효성이 약화(혹은 강화)될 수 있다는 논리가 깔려 있다.

4) Hemming, Kell, and Mahfouz(2002) 참조

5) 박종구(1995)는 정부지출이 민간소비에 미치는 영향을 살펴보는 데 중점을 두었으며, 정부지출 증대가 장기적으로 민간소비를 진작시키는 효과가 있다는 결과를 제시하였다.

(1997,[8] 2003,[9] 2005[10])은 충격식별을 위해 촐레스키 분해법을 계속 사용하는 대신 재정정책변수들을 외생변수로 삼는 방식을 선택하였다.

이와 같은 기존의 방법론은 재정변수와 여타 거시변수 간의 관계를 쌍방향적인 것이 아닌 일방향적인 것으로 해석하고 추정할 우려가 있다. 특히, 재정정책변수들을 외생변수로 도입하는 경우 VAR 체계 내에서 이들의 변화는 다른 내생변수들과 아무런 상관을 갖지 못하게 된다. 하지만 이는 재정시스템이 제한적이나마 경기의 자동안정화 기능을 수행하고 있는 현실과 맞지 않는 것으로 보인다. 또한 촐레스키 분해는 동 기간에 교란항 사이에 존재할 수 있는 다양한 상호관계(contemporaneous relation)를 반영하지 못한다는 단점을 지닌다. 이와 같은 맥락에서 재정변수를 내생변수로 포함시킬 뿐 아니라 촐레스키 분해와는 다른 충격식별법을 사용하는 방법론의 필요성이 제기됨에 따라 김우철(2006) 및 김성순(2007) 등이 발표되었다.

위 두 연구는 Blanchard and perotti (2002)의 방법론에 공통적으로 근거하며, 단지 사용자료 및 대상기간, 그리고 사용변수의 선택에 있어 차이를 둔다. 먼저 김우철(2006)은 『조사통계월보』의 자료를 기초로 Blanchard and perotti(2002)를 충실히 적용하였다. 그리고 김성순(2007)은 통합재정수지 자료를 근거로 하였으며, 이자율이나 물가와 같은 가격변수들을 추가한 확장된 모형에서 Blanchard and perotti(2002)의 식별법을 적용하였다.

한편, 김우철(2006)은 조세와 재정지출 충격이 둘 다 경기부양효과가 있으며, 특히 조세감면이 재정지출 증가보다 더 효과적인 경기부양 수단이라는 결과를 제

6) 박하섭・최종수(1997)는 정부지출, 채권, 주식, 이자율, 환율, 소비, 경상수지 등 7개의 변수를 이용한 VAR 추정을 실시하여, 재정수지 적자, 국채 및 정부지출의 증가가 소비, 이자율, 환율 그리고 경상수지에 미치는 영향이 미미한 수준이라는 결과를 보고하였다.

7) 촐레스키 분해는 충격을 주어진 순서에 따라 축차적으로 식별하는 방법을 사용함으로써 계산이 용이하다는 장점을 지니고 있다. 그리고 통상적으로 충격의 순서는 그랜저 인과관계 검정결과에 따라 매겨진다. 하지만 이 경우 변수 상호 간의 인과관계가 쌍방향으로 성립하여 충격의 순서를 일의적으로 결정할 수 없는 경우가 흔히 발생한다. 이에 대한 보완책으로 경제이론에서 제시된 선험적 관계에 입각하여 충격의 순서를 결정하기도 한다(박하섭・최종구[1997]).

8) 김성순(1997)은 6개 항목으로 세분화된 재정지출이 소비, 투자, 순수출 그리고 소득에 미치는 효과를 추정하였다. 이에 따르면 정부의 투자성 지출은 개인경제활동을 활성화시키는 반면 소비성 지출은 민간소비를 구축하는 등 재정지출 항목별로 경기에 대한 효과가 다른 것으로 나타났다.

9) 김성순(2003)은 김성순(1997)의 VAR 모형에 외환위기 이후의 구조변화를 반영한 더미변수를 추가하여 외환위기를 전후로 하여 재정정책이 국민경제에 미치는 영향이 어떻게 변화하였는지를 밝히고자 하였다. 이에 따라 정부지출, 특히 투자성 재정지출이 GDP에 미치는 영향은 외환위를 기점으로 음(-)에서 양(+)으로 변화하였음을 언급하였다.

10) 김성순(2005)은 실질GDP, 물가, 통화량(M2)에 정부지출이 미치는 영향이 외환위기를 기점으로 변화하였음을 지적하고 있다.

시하였다. 반면, 김성순(2007)은 재정정책의 유효성이 전반적으로 지지되지 않는 결과를 내놓았다.

2. 외국 문헌

재정정책의 효율성에 관한 연구는 대부분 SVAR 모형을 이용하고 있으며, 세부적으로는 재정 충격의 설정방법에 따라 아래와 같이 네 가지 부류로 구분된다(De Castro and Hernandez[2006]).[11] 이와 같이 기존 연구에서 구조적 VAR 모형을 많이 사용하는 이유는, VAR 모형이 특정 경제학적 이론에 치우치지 않고, 내생변수 간에 발생할 수 있는 외생성 및 공적분[12] 문제에 비교적 덜 민감하기 때문이다. 그러나 VAR을 사용함에 있어 재정정책의 경우 불확실하거나 잘 파악되지 않는 정책 시차와 경기자동안정화장치(Automatic Stabilization Mechanism: ASM) 등으로 인해 통화정책을 분석하는 경우보다 여러 면에서 불리한 측면이 있다. 이와 더불어 재정자료가 대부분 저빈도(대부분 분기자료)이기 때문에 교란항 간의 상관관계 또는 인과관계를 분석하고, 경기자동안정화효과를 구분하여 파악하는 데 기술적인 어려움이 존재한다. 따라서 최근에는 재정자료의 이러한 특수성을 감안하는 방향으로 VAR 방법론에 대한 연구가 진행되고 있다.

	Shock Identification Strategy
− Ramey and Shapiro(1998) − Edelberg, Eichenabum, and Fisher(1999) − Burnside, Eichenbaum and Fisher(2001)	− VAR models with dummy variables specifying certain episodes
− Fatas and Mihov(2000), Favero(2002)	− SVAR(Cholesky Decomposition)
− Mountford and Uhlig(2002)	− VAR with sign restrictions
− Blanchard and Perotti(2002) − Perotti(1999) − Hoppner(2002)[13]	− SVAR using institutional information and quarter dependence.
− Becker(1997), Krusec(2003)	− Structural Vector Error Correction model

11) Perotti(2004)는 SVAR 모형을 이용한 문헌들을 세 가지로 분류하였으나 De Castro and Hernandez(2006)는 Blanchard and Perotti(2002)와 Perotti(2004) 등의 문헌에서 추정한 방법을 이용하여 네 부류로 구분하고 있다.

12) 내생변수 사이에 공적분 관계가 존재하며, 이에 대해 통상적인 VAR을 사용하더라도 그 추정계수는 일치성을 충족시킬 뿐 아니라, 차분자료를 이용하여 얻어진 추정계수와 동일한 점근분포(asymptotic distribution)를 가지게 된다(Hamilton[1994]).

13) Hoppner(2002)는 Blanchard and Perotti(2002)의 방법론에 따라 충격을 설정하여 재정충격의 직접효과와 자동안정화기능(Automatic Stabilization Mechanism: ASM)의 간접효과를 구분하여 재정효과를 분석하는데

Ⅲ. 분석방법

본 연구에서는 Blanchard and Perotti (2002)와 De Castro(2004)의 방법론에 기초한 구조적 VAR 모형을 사용한다. 따라서 모형 내 주요 변수 사이에 보다 현실성 있는 동시관계(contemporaneous relations)가 반영되도록 충격식별관계를 지정하는 것이 가능해진다.

우선 로그를 취한 1인당 실질GDP(Y_t), 조세 (T_t), 정부지출 (G_t) 세 변수를 기본으로 하여 식 (1)과 같은 VAR 관계를 상정한다. 여기서 변수 X_t는 (Y_t, T_t, G_t)의 세 변수를 아우르는 3차원 벡터를 나타낸다.

식 (1)에서 벡터 D_t는 벡터 X_t의 장기 시계열 추세로서 비정상성(non-stationairy)을 제거하기 위해 별도로 구분하였다. 다시 말해 본 연구는 시계열 추세를 제거하여 재정정책이 경제성장에 미치는 장기 효과가 아니라 경기 변동에 미치는 단기 효과를 분석하는 데 중점을 둔다는 의미이다.

시계열 추세선에 대해 보다 자세한 설명을 부연하자면, 본 연구에서는 선형 추세선을 제거(Linearly Detrending)하거나 Hodrick-Prescott 필터를 이용하여 확률적 추세선을 제거하는 방식을 병행하여 사용하였다. 따라서 선형 추세선을 제거한 벡터 X^{LD}와 확률적 추세선을 제거한 벡터 X^{DHP}는 다음과 같이 정의된다.

$$X_t^{LD} \equiv X_t - D_t,\ X_t^{DHP} \equiv X_t - X_t^{HP}$$

이제 식 (1)의 VAR 모형에서 X_t를 X^{LD}와 X^{DHP}로 치환하고 장기시계열 추세선인 벡터 D_t를 소거하여 얻은 식 (2)를 가지고 모든 추정작업이 이루어지게 된다.

다른 연구에서와 같이 실질GDP(Y_t), 조세(T_t), 정부지출(G_t)의 로그값을 사용하는 대신에 로그를 취한 1인당 값을 사용하는 까닭은 바로 이 추세선을 제거하는 과정과 관련이 있다. 우선 그냥 로그 실질치를 사용하는 경우에는 추세선을 제거하는 과정에서 인구의 변동추세가 제거된다. 반면 로그를 취한 1인당 값을 사용하는 경우는 인구 수로 나누는 부분에서 인구변동추세가 빠지게 된다. 추세선을 제거하기 위해 사용되는 HP-필터나 선형 추세법이 장기균형이라는 경제학적인 의미보다는 통계적인 평탄화(smoothing)에 목적을 둔 것임을 감안하면, 인구의 변동추세를 기술적으로 처리하는가 아니면 경제학적인 의미를 유지하면서 제거하는가 하는 선택의 문제가 남을 뿐이다. 이 대목에서 본 연구는 후자를 선택하였

초점을 두었다.

다.[14]

한편 시계열 추세를 제거하기에 앞서 벡터 X_t의 세 변수에 대한 계절성(seasonality)을 제거하는 작업을 실시하였다. 물론 Blanchard and Perotti(2002)는 이미 계절조정된 자료를 사용하는 대신 시차다항행렬(lag polynomial matrices) $A(L)$을 분기별로 구분하는 $A(L, q)$로 치환하여 계절조정이 안 된 자료와 함께 분석하는 방법을 제시하였다. 하지만 우리나라 재정자료의 관측치 개수가 많지 않은 점을 감안하여 통상적인 X-12 ARMA 방식[15]으로 계절성을 제거한 자료를 사용하였다.

교란항 U_t의 가장 일반적인 형태는 행렬식 (3)과 같이 표현된다((e_t^t, e_t^g, e_t^y)는 동시 및 시차 교차상관관계가 없는 완전히 독립적인(orthogonal) 구조적 충격임). 하지만, 행렬식 (3)의 모든 계수들을 동시에 식별하는 것이 불가능하기 때문에 불가피하게 행렬식 (3)의 전부 또는 일부 계수들에 대해서 선험적 제약을 부여하여 별도로 식별해야 할 계수의 수를 줄여나갈 필요가 있다. 본 연구에서는 행렬식 (3)에 대하여 식 (4)~(6)의 세 가지 충격식별법을 제시하였다. 행렬식 (4)는 앞서 언급한 촐레스키 분해법(변수의 순서에 따라 다양한 결과를 구할 수 있음)으로 충격을 식별하는 방법이며, 나머지 두 방법 (5)와 (6)은 재정제도 관련 정보를 충격식별에 이용하는 방식이다.

$$X_t = A(L)X_{t-1} + D_t + U_t,\ X_t \equiv \begin{pmatrix} T_t \\ G_t \\ Y_t \end{pmatrix},\ U_t \equiv \begin{pmatrix} t_t \\ g_t \\ y_t \end{pmatrix} \tag{1}$$

$$\begin{aligned} X_t^{DHP} &= \nu + A(L)\, X_{t-1}^{DHP} + U_t \\ X_t^{LD} &= \nu + A(L)\, X_{t-1}^{LD} + U_t \end{aligned} \tag{2}$$

$$\begin{pmatrix} t_t \\ g_t \\ y_t \end{pmatrix} \equiv \begin{pmatrix} 0 & \alpha_2 & \alpha_3 \\ \beta_1 & 0 & \beta_3 \\ \gamma_1 & \gamma_2 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} t_t \\ g_t \\ y_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} a_1 & a_2 & a_3 \\ b_1 & b_2 & b_3 \\ c_1 & c_2 & c_3 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e_t^t \\ e_t^g \\ e_t^y \end{pmatrix},\ Var \begin{pmatrix} e_t^t \\ e_t^g \\ e_t^y \end{pmatrix} = I \tag{3}$$

$$U_t = (I - C)^{-1} B\, e_t,\ C \equiv \begin{pmatrix} 0 & \alpha_2 & \alpha_3 \\ \beta_1 & 0 & \beta_3 \\ \gamma_1 & \gamma_2 & 0 \end{pmatrix},\ B \equiv \begin{pmatrix} a_1 & a_2 & a_3 \\ b_1 & b_2 & b_3 \\ c_1 & c_2 & c_3 \end{pmatrix},\ e_t \equiv \begin{pmatrix} e_t^t \\ e_t^g \\ e_t^y \end{pmatrix}$$

14) 로그 1인당 실질치와 단순 로그실질치 간의 수준(level), 차분 및 2차 차분의 상관관계를 살펴보면 거의 완전상관관계를 이루고 있는 것으로 나타났다. 따라서, 어느 쪽을 선택하든 간에 결과의 차이를 가져오지는 않을 것으로 판단된다.

15) E-Views의 X-12 ARMA에서 분기별 자료 계절조정 모듈을 사용하였다.

$$\begin{pmatrix} t_t \\ g_t \\ y_t \end{pmatrix} \equiv \begin{pmatrix} 0\,0\,0 \\ 0\,0\,0 \\ 0\,0\,0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} t_t \\ g_t \\ y_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} a_1 & 0 & 0 \\ b_1 & b_2 & 0 \\ c_1 & c_2 & c_3 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e_t^t \\ e_t^g \\ e_t^y \end{pmatrix} \tag{4}$$

$$\begin{pmatrix} t_t \\ g_t \\ y_t \end{pmatrix} \equiv \begin{pmatrix} 0 & 0 & \alpha_3 \\ 0 & 0 & \beta_3 \\ \gamma_1 & \gamma_2 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} t_t \\ g_t \\ y_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} a_1 & a_2 & 0 \\ b_1 & b_2 & 0 \\ 0 & 0 & c_3 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e_t^t \\ e_t^g \\ e_t^y \end{pmatrix} \tag{5}$$

$$\begin{pmatrix} t_t \\ g_t \\ y_t \end{pmatrix} \equiv \begin{pmatrix} 0 & \alpha_2 & \alpha_3 \\ \beta_1 & 0 & \beta_3 \\ \gamma_1 & \gamma_2 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} t_t \\ g_t \\ y_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} a_1 & 0 & 0 \\ 0 & b_2 & 0 \\ 0 & 0 & c_3 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e_t^t \\ e_t^g \\ e_t^y \end{pmatrix} \tag{6}$$

한편, 식 (4)~(6)이 식 (3)의 특수한 경우임을 감안할 때, 식 (2)와 (3)의 SVAR 체계는 다음과 같이 무한차수의 SMAR (Structural Moving Average Regression) 체계로 전환될 수 있다.[16]

$$\begin{aligned} & X_t(I - A(L)) = v + (I - C)^{-1} B\epsilon_t \\ \Leftrightarrow & X_t = \frac{v}{I - A(L)} + \frac{(I - C)^{-1} B e_t}{I - A(L)} \\ \Leftrightarrow & X_t = \mu + \sum_{s=0}^{\infty} \Phi_s (I - C)^{-1} B e_{t-s} \\ & = \mu + \sum_{s=0}^{\infty} \Phi_s^* e_{t-s},\ \Phi_s^* \equiv \Phi_s P \end{aligned}$$

이와 같이 SMAR 표현을 추가로 제시하는 까닭은 SMAR 표현이 SVAR에 비해 충격-반응 간의 본질적인 관계(충격반응함수)뿐 아니라 충격의 식별 가능성 및 제약식 개수 간의 관계를 잘 나타내기 때문이다. 특히, 위 SMAR 표현의 계수행렬(Φ_t^*)에서 단순 VAR로부터 추정되는 부분을 제외한 $(I - A)^{-1} C$ 내의 미정계수(undetermined coefficients)의 개수가 식별 가능성을 결정한다.

먼저 식 (4)는 촐레스키 분해법을 사용하는 경우로 $(I - A)^{-1} C = C$에 해당하며, 미정계수의 개수가 6개에 불과하다. 이는 3-변수 모형에서 잔차항의 공분산 행렬[17]로부터 구분해 낼 수 있는 최대 개수의 모수이다. 따라서, 식 (4)는 완전 식별되는(just-identified) 모형이다. 반면, 식 (5)와 식 (6)의 경우는 $(I - A)^{-1} C$의 미정계수가 9개에 이르고 있다. 따라서, 미정계수의 완전 식별(just-identification)을 위해서는 3개의 제약식이 추가되어야 한다.[18]

16) 물론 행렬 (I-A)의 역행렬이 존재하여야 한다.

17) 3(k)-변수모형에서 공분산 행렬은 9(k^2)개의 scalar로 이루어진다. 하지만 陽定(positive definite)에 대칭성(symmetric)을 지닌 공분산 행렬의 속성상 자유도가 6(k(k+1)/2)을 넘지 못한다.

18) 바꾸어 말해, 미정계수의 개수가 6을 넘지 않거나 제약식이 3개 이상 존재해야 함을 의미한다. 만약, 제약식이 세 개보다 많은 경우에는 과식별(over-identification)의 우려가 있으며, 이때는 로그우도비 검정을

이하에서는 식 (4)~(6)의 식별과정을 소개하고 그 특징을 살펴본다. 특히, 식 (5)와 (6)의 경우에는 완전 식별을 위해 추가로 도입될 세 개의 제약식에 대한 설명이 주를 이루게 될 것이다.

먼저, 식 (4)와 같이 촐레스키 분해법으로 잔차항을 식별하는 방법을 알아보자. 식 (4)에서는 예시적으로 충격이 조세, 재정지출, GDP의 순으로 발생하는 경우를 나타내었다. 물론, 촐레스키 분해법에 근거하여 충격을 식별하는 경우 충격의 순서는 대개 그랜저 인과관계 검정이나 선험적 경제논리에 입각하여 정해진다. 하지만 본 논문에서는 충격의 순서에 대한 어떠한 선험적 인식을 배제한 채 사용된 세 변수 간에 가능한 모든 충격의 순서 조합을 다 추정해 보고 그 결과를 비교하는 방식을 택한다. 이러한 작업은 어떤 의미에서 완건성 검증(robustness check)[19]의 역할을 수행하는 것으로 해석될 수 있으며, 특히 이후에 수행될 다른 방식의 식별법으로부터의 결과와 비교될 수 있는 준거점의 역할을 수행하게 된다.

다만 촐레스키 분해는 앞 장에서 언급한 바와 같이 교란항 U_t 내의 동시관계(contemporaneous relation)가 축차적이어야 한다는 제약을 갖는다. 따라서 실제로는 비축차적인 동시관계를 갖는 경우에 대하여 촐레스키 분해에 의한 식별을 적용하게 되면 충격반응의 부호나 크기가 부정확하게 추정될 우려가 있다.

두 번째로 고려될 충격식별방법은 전형적인 제도적 요인을 고려한 식별법 중 하나인 Blanchard and Perotti(2002)의 추정방식이다. 이 식별법은 식 (5)에 세수의 소득탄력성(GDP)을 적용하여 추정계수를 줄이는 방식을 사용한다. 구체적으로는 세수의 총소득(또는 과세표준) 탄력성(α_3)을 기존의 연구결과로부터 차용하여 추정해야 할 계수의 개수를 줄인다. 여기에 총소득 변동이 정부지출에 미치는 영향이 동 기간에는 존재하지 않는다고 가정($\beta_3 = 0$)한 다음, 식 (5)를 $a_2 = 0$인 경우와 $b_1 = 0$인 경우로 나누어 각각의 상황에서의 재정정책의 유효성을 추정한다. 참고로 $a_2 = 0$은 세수의 변동이 동 기간에 지출의 변동에 영향을 미치는 경우를, $b_1 = 0$은 지출의 변동이

실시하여 과식별 제약의 타당성을 테스트할 수 있다. 아래에서 LL_{VAR}는 단순 VAR로부터의 로그우도 함수값을 LL_{SVAR}은 SVAR로부터의 로그우도 함수값을 의미한다.

$$LR = 2(LL_{VAR} - LL_{SVAR}) \sim \chi^2(\text{\# of overidentifying restrictions})$$

19) De Castro(2004)는 촐레스키 분해법으로 다섯 개 변수(물가, 이자율, GDP, 정부지출, 세수)의 순서를 달리하여 재정정책이 경기에 미치는 영향을 분석하였다. 특히 이 분석방법은 다섯 개의 내생변수 중 물가와 이자율이라는 두 개의 가격변수가 포함되어 있어 재정정책이 야기하는 민간수요의 구축효과(crowding-out effect)를 가늠할 수 있다.

동 기간에 세수의 변동에 영향을 미치는 경우를 각각 상정한 것이다.

한편 식 (5)의 경우 (e_t^t, e_t^g, e_t^y)가 동시 및 시차 교차상관관계가 없는 완전히 독립적이며 정규화된(orthonormal) 구조적 충격이다. 따라서 식 (5)에는 총 9개의 추정할 계수가 주어진 셈이며, 여기에 식별에 대한 제약식 세 개를 추가하여 결국 6개의 자유모수(free parameters)가 남게 된다. 이는 Amisano and Giannini(1997)에 의하여 완전 식별(just-identified)되는 경우이다($k(k+1)/2=6$).[20]

세 번째로 제시되는 추정법 역시 제도적 정보를 이용하는 방법이다. 앞서와 같이 세수의 소득탄력성(GDP)에 대한 기존의 추정치를 α_3에 부여하고, 더불어 1980년대 이후 예산당국이 지켜온 '세입 내 세출 원칙'[21](Koh[2002], 김우철[2007][22])에 의거하여 세수 증가에 대한 재정지출의 증가를 회귀분석하여 추정된 계수를 β_1에 대입한다. 그런 후에, $\beta_3=0$의 제약을 추가로 부여하여 식 (6)을 추정할 수 있다.

다음 장에서는 이미 설정한 충격식별 모형(식 (4) ~ (6))을 순차적으로 대입하여 식 (2)를 추정하고 95% 신뢰구간[23]에서 충격반응함수를 분석한다. 더불어 잔차항 간 동시관계를 비교하고, 추정된 SVAR 모형에 대한 완건성(robustness)을 검토하는 작업도 병행한다.

지금까지 서술한 방법론은 기존의 연구, 특히 최근의 김우철(2006) 및 김성순(2007), 그리고 이들이 공히 기초한 Blanchard and Perotti(2002)와 비교할 때 다음의 세 가지 측면에서 차별화된다. 먼저, 앞의 두 국내연구의 경우 선형추세선을 소거한 경우만을 분석하였다.[24] 반면 본 연구에서는 HP-필터를 사용하여 장기추세선을 제거하는 경우도 분석에 포함하였다.[25] 두 번째로, 본 연구에서는 충격식별법에 있어 Blanchard and Perotti (2002)가 제시한 방법 이외에도 충격순서를 다양하게 바꾼 Cholesky ordering과 '세입 내 세출 원칙'을 고려한 식별법을 나란히 사용하고 그 결과를 비교한다. 세 번째로, 본 연구는 우리나라 경제의 해외

20) 식 (6)도 동일한 논리로 완전식별된다.
21) 소위 '세입 내 세출 원칙'은 우리나라 재정 운영상의 주요 원칙 중 하나로 80년대 중반에 확립된 것으로 보인다. 법이나 규칙 등으로 명문화되지는 않았지만, 이 원칙은 예산당국이 무분별하게 예산을 운용하는 것을 자제시키는 역할을 해온 것으로 판단된다(Koh[2002]).
22) 김우철(2007)은 세입과 세출의 인과관계 우선순위에 있어 VECM하의 장기적 균형식에 기초하여 선세입-후세출의 관계가 지지됨을 밝혔다.
23) 95% 신뢰구간은 학계에서 일반적으로 통용되는 기준일 뿐 정책반영 시에도 95%의 신뢰구간을 적용하는 것이 황금률이라는 의미는 아니다.
24) Blanchard and Perotti(2002)의 경우 선형추세선뿐 아니라 확률적 추세선을 제거하는 방법도 사용하였다.
25) 구체적인 분석결과를 제시하지는 않았으나, Baxter and King(1995)의 Band-Pass 필터를 사용하는 경우도 다루었다.

의존도가 크다는 사실을 감안하여 해외부문으로부터의 충격을 고려한 4-변수 SVAR을 제시한다.

Ⅳ. 분석결과

1. 분석자료

분석대상 자료로는 한국은행의 『조사통계월보』의 분기별 재정자료(1979년 1/4분기 ~ 2000년 4/4분기)를 사용하였다. 이는 2001년 이후부터 자료가 포함하는 재정의 범위가 통합재정기준으로 바뀜에 따라 舊자료와의 비교가 불가능하게 되었기 때문이다. 뿐만 아니라 새로운 통합재정기준 자료는 1994년 이전 시계열까지 소급되지 않아 시계열이 짧다는 문제를 안고 있다. 물론 『조사통계월보』 자료가 통합재정과 비교하여 재정활동의 파악범위가 협소할 뿐 아니라 회계상 중복계산의 우려가 있는 등 여러 가지 문제점을 안고 있는 것이 사실이다.[26] 하지만 획득 가능한 최장 기간의 자료가 아닌 관계로 한국은행의 중앙정부 세입·세출 자료의 사용이 불가피하였다.

[그림 1]은 로그화된 1인당 실질 재정지출, 실질 조세수입 및 실질 GDP의 추세를 그린 것이다. 그림에 의하면 세 변수 모두 특정 시계열적 추세선을 따르는 경향이 있는 것으로 보이며, 비록 그림에는 명확하게 나타나진 않았지만, 세 변수 모두 계절성이 강하게 있어 X-12로 계절조정을 한 다음, 선형추세선(linearly detrending) 또는 H-P 필터를 이용하여 확률적 추세선을 제거하였다.

한편 시계열 자료의 비정상성(non-stationarity) 유무를 확인하기 위해 계절조정과 추세선이 제거된 각 변수(X^{LD}, X^{DHP})에 대해 (Augmented Dickey Fuller)검정을 수행하였다. 추정결과 선형추세선이 제거된 총소득 Y_t(로그화된 실질 GDP)만 I(1)[27]을 따르는 것으로 나타났다.

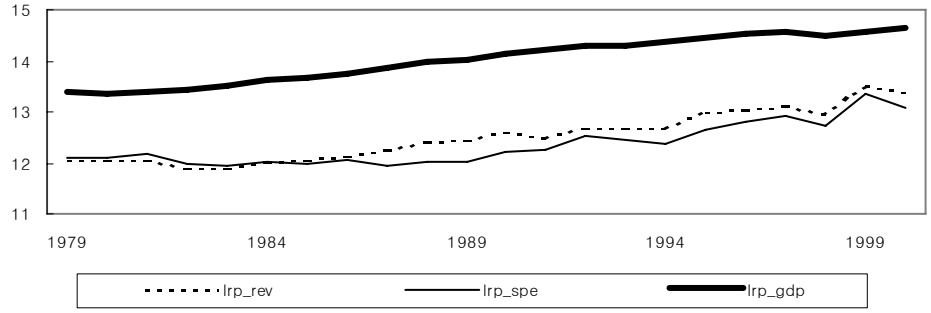
2. 추정결과

본 연구에서 추정된 모든 모형에서 사용된 변수들은 로그를 취하여 차분한 값이므로 그 추정결과는 증가율로 해석된다. 따라서 모든 충격반응함수의 추정결과를 통해 세수, 재정지출 혹은 GDP 증가율의 변화가 시간의 흐름에 따라 GDP

26) 이 점을 지적해 주신 익명의 검토자에게 감사드린다.

27) 변수가 I(1)을 따른다 할지라도 VAR 모형의 계수는 일치성(consistence)을 만족시킨다(Hamilton[1994]). 다만 추정계수의 일치성이 추정계수의 표본표준오차의 일치성까지 보장하는 것은 아니므로 이 경우 충격반응함수의 신뢰구간을 구하는 것은 무의미해진다.

[Figure 1] Trends of Government Expenditure, Tax Revenue, and GDP
(Quarterly data from 1979Q1~2000Q4)



Note: The above variables are measured in logarized per capita real terms.
Source: *Monthly Statistical Bulletin* (Bank of Korea).

증가율에 어떠한 영향을 미치는지를 판단할 수 있다.

또한 충격반응함수를 유도하는 과정에서 충격의 크기는 (e_t^t, e_t^g, e_t^y)에서 각 오차항의 1-표준편차가 되도록 설정해 놓았다. 따라서 1인당 GDP의 재정충격에 대한 탄력성은 로그화된 GDP 변화율(GDP 증가율)을 재정충격(해당 재정변수의 변화율)의 표본표준편차로 나누어 구할 수 있다.

재정지출이나 세수가 GDP에서 차지하는 비중이 25%에서 30% 사이인 것을 감안하면, 재정승수는 대략 앞서 계산한 1인당 GDP의 재정충격에 대한 탄력성에 3~4를 곱하여 구할 수 있다.[28]

시차는 통상적으로 VAR 모형에서 사용되는 Akaike Information Criterion(AIC)에 의거하여 4로 선택되었으며, 이는 Blanchard and Perotti(2002)와 De Castro (2004) 등의 분기별 자료를 사용한 기존 문헌과 동일한 시차이다.

가. 촐레스키 분해

<표 1>은 선형추세선을 제거한 자료를 사용하여 촐레스키 분해법으로 세수, 재정지출, 실질GDP 순으로 충격반응을 추정한 식 (4)의 결과를 정리한 것이고, [그림 2]는 이 세 변수의 변화에 따른 실질GDP의 충격반응함수를 그린 것이다. 앞서 언급하였듯이 <표 1>에 제시된 세수와 재정지출의 충격(1-표준편차에 해당하는 크기)으로 인한 GDP 변동률의 크기를 잔차항 (e_t^t, e_t^g, e_t^y)의 표본표준편차인 (0.085, 0.058, 0.016)으로 나누면 재정충격에 대한 GDP의 탄력성을 구할 수 있고,

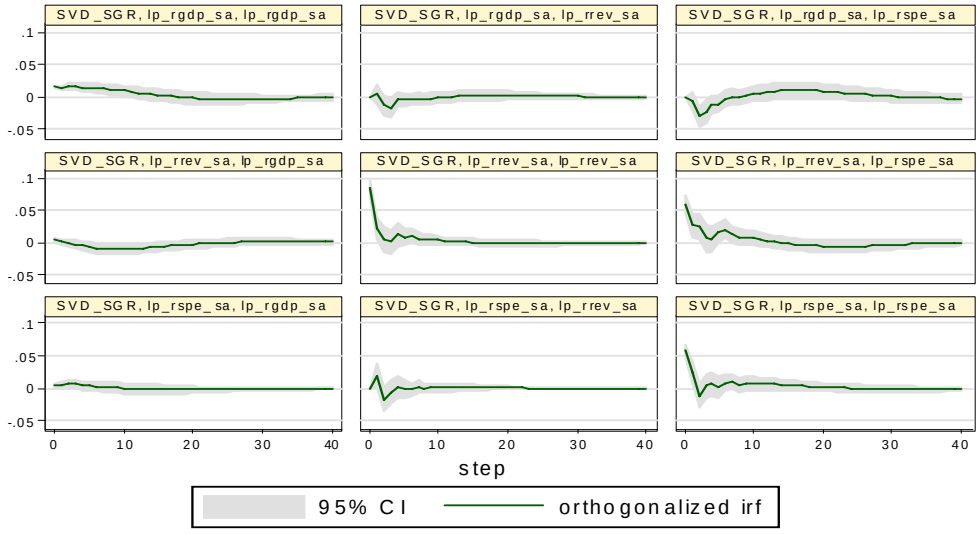
28) 통상적인 재정승수가 재정충격 1원당 반응하는 GDP의 액수인 점을 감안할 때 사용되는 변환방식이다.

〈Table 1〉 Impulse Response Functions of Key Variables (linearly detrended) by Cholesky Ordering (in the order of tax revenue, expenditures, GDP)

Quarter	OIRF(1)	Lower(1)	Upper(1)	OIRF(2)	Lower(2)	Upper(2)
0	0.0034	-0.0001	0.0068	0.0042	0.0009	0.0076
1	0.0011	-0.0037	0.0058	0.0054	0.0008	0.0101
2	-0.0013	-0.0073	0.0047	0.0067	0.0011	0.0123
3	-0.0033	-0.0102	0.0037	0.0075	0.0010	0.0141
4	-0.0049	-0.0121	0.0023	0.0042	-0.0027	0.0112
5	-0.0064	-0.0139	0.0010	0.0038	-0.0036	0.0113
6	-0.0084	-0.0160	-0.0008	0.0031	-0.0046	0.0108
7	-0.0089	-0.0167	-0.0011	0.0021	-0.0059	0.0100
8	-0.0087	-0.0166	-0.0008	0.0016	-0.0065	0.0096
9	-0.0088	-0.0168	-0.0008	0.0011	-0.0071	0.0093
10	-0.0088	-0.0169	-0.0008	0.0003	-0.0080	0.0087

Note: 1) 95% lower and upper bounds reported.
2) (1) impulse=Ipr_rev, and response=Ipr_gdp, (2) impulse=Ipr_spe, and response=Ipr_gdp.

[Figure 2] Impulse Response Functions of Key Variables (Linearly detrended) by Cholesky Ordering (in the order of tax revenue, expenditures, GDP)



Graphs by irfname, impulse variable, and response variable

이 탄력성에 3~4를 곱하면[29] 재정승수로 변환시킬 수 있다.

<표 1>에 의하면 세수부문의 변동이 실행 6~10분기 동안은 GDP 성장률의 변동을 낮추는 역할을 하는 반면,[30] 재정지출 부문의 변동은 실행 후 3분기 동안 낮추는데 유의한 것으로 나타났다. 이 결과를 $(e_t^t, e_t^g) = (0.085, 0.058)$로 나눈 뒤 3~4를 곱하면 세수와 세출의 재정승수[31]를 계산할 수 있다. 다시 이 값을 최장 10분기까지 합하면 누적재정승수[32]를 구할 수 있는데, 그 값은 각각 약 -2~-1.5와 1.2~1.6이 된다. 이 값들은 부호와 크기 면에서 타당해 보이기는 하지만 <표 1>의 결과를 전적으로 신뢰하기에 무리가 있다. 왜냐하면 이 결과는 c_1과 c_2의 추정값에 영향을 받고 있는데, 이 값들은 세 변수 t, g, y의 동시관계(contemporaneous relations)를 명확하게 설명하지 못하고 있는 것으로 판단되기 때문이다.[33]

<표 2>는 H-P 필터로 확률적 추세가 제거된 자료를 이용하여 식 (4)를 추정한 결과이다. 세수와 재정지출의 변동으로 인한 GDP 증가율의 변동은 매우 작거나 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다.[34] [그림 3]은 이때의 충격반응함수 그래프이다.

<표 2>에 따르면, 세수의 변동은 실행 1~2분기 동안에만 GDP 증가율을 높이는 반면, 재정지출의 경우 실행 2분기까지는 GDP 증가율을 높이고, 6~7분기 동안에는 낮추는 데 유의하게 작용한 것으로 나타났다. 하지만 세수증가로 인해 경기가 활성화되고 재정지출의 확대로 인해 경기가 위축된다고 나타난 결과는 전통적인 케인지언의 견해와는 맞지 않는 결과이다. 세수와 재정지출의 누적재정승수는 각각 0.3~0.5와 0.03~0.05로 계산되었으나 이전의 경우에서와 같이 이 값들은 c_1과 c_2의 추정값에 근거한 결과이기 때문에 <표 2>의 결과 역시 크게 신뢰할 수는 없어 보인다.

지금까지 조세수입, 재정지출, GDP 순으로 촐레스키 분해를 이용하여 추정한

29) GDP 대비 정부재정규모를 25~33% 정도로 상정하였다.

30) <표 1>을 비롯하여 충격반응 분석결과를 담은 표를 소개함에 있어 공간을 절약하기 위하여 초기 10기까지만의 충격반응수치를 제시하였다. 동일한 경우의 충격반응을 그림으로 나타낸 경우에는 40기까지의 충격반응 결과를 소개하였는바, 이로부터 충격이 미치는 영향이 장기적으로 소멸(phase-out)되는 모습을 확인할 수 있다.

31) 누적재정승수는 현재 기간까지의 재정승수를 합한 값이다.

32) 여기에서 누적재정승수란 5%의 유의성 내에서 0의 값을 가진다는 귀무가설을 기각하는 충격반응의 값을 합한 것이다.

33) 특히 c_1의 추정값이 양의 부호를 가지는데, 이는 세수증대가 동 기간(contemporaneous)에 경기확장효과를 가진다는 것을 의미한다. 하지만 오히려 경기확장이 세수를 증대시키는 동 기간 효과가 있고, 세수증대는 경기위축의 동 기간 효과가 있다고 가정하는 것이 더 합리적일 것이다.

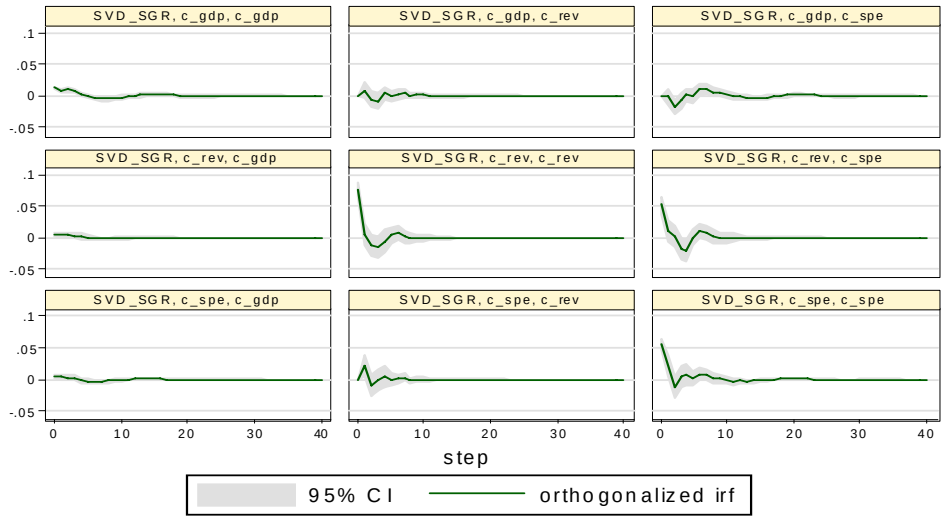
34) 이 경우 추정된 잔차항(e_t^t, e_t^g, e_t^y)의 표본표준편차는 (0.077, 0.056, 0.013)이다.

〈Table 2〉 Impulse Response Functions of Interest Variables (detrended by H-P filter) by Cholesky Ordering (in the order of tax revenue, expenditure, GDP)

Quarter	OIRF(1)	Lower(1)	Upper(1)	OIRF(2)	Lower(2)	Upper(2)
0	0.0053	0.0023	0.0082	0.0039	0.0011	0.0067
1	0.0042	0.0005	0.0080	0.0038	0.0002	0.0074
2	0.0033	-0.0010	0.0077	0.0025	-0.0017	0.0067
3	0.0027	-0.0019	0.0072	0.0020	-0.0024	0.0065
4	0.0022	-0.0024	0.0067	-0.0023	-0.0068	0.0022
5	0.0002	-0.0031	0.0035	-0.0025	-0.0064	0.0013
6	-0.0013	-0.0039	0.0014	-0.0034	-0.0068	-0.0001
7	-0.0019	-0.0044	0.0006	-0.0036	-0.0067	-0.0006
8	-0.0017	-0.0043	0.0009	-0.0025	-0.0051	0.0001
9	-0.0014	-0.0039	0.0011	-0.0016	-0.0040	0.0009
10	-0.0009	-0.0032	0.0013	-0.0006	-0.0030	0.0018

Note: 1) 95% lower and upper bounds reported.
2) (1) impulse = c_rev, and response=c_gdp (2) impulse = c_spe, and response=c_gdp

[Figure 3] Impulse Response Functions of Interest Variables (detrended by H-P filter) by Cholesky Ordering (in the order of tax revenue, expenditures, GDP)



Graphs by irfname, impulse variable, and response variable

충격반응함수를 제시하였다. 이에 대한 보완작업으로 가능한 모든 조합에 대하여 충격의 순서를 바꾸어 충격반응함수를 구해 보았다. 그 결과 재정승수의 부호 및 크기뿐 아니라 통계적으로 유의한 수준, 그리고 재정효과가 나타나는 시기 등이 각각 다르게 나타남을 알 수 있었으며, 그럼에도 불구하고 대개의 경우에서 재정승수의 크기는 미미한 수준이거나 통계적으로 유의하지 않은 수준임을 확인할 수 있었다.

나. 제도적 정보(Institutional Information)를 이용한 식별 (Blanchard and Perotti[2002])

앞서 설명한 바와 같이 Blanchard and Perotti(2002)는 세수의 GDP(또는 과세표준)에 대한 탄력성을 구해서 식 (5)의 α_3을 대신하였다. 더불어 Blanchard and Perotti(2002)는 $\beta_3 = a_2 = 0$ 또는 $\beta_3 = b_1 = 0$의 제약을 추가하고 각각의 경우를 별도로 추정하였는데, 이는 $a_2 = 0$(세수의 변동이 동 기간에 지출의 변동에 영향을 미치는 경우)인지 $b_1 = 0$(지출의 변동이 동 기간에 세수의 변동에 영향을 미치는 경우)인지 선험적으로 명확하지 않은 상황에서 추정오류의 가능성을 줄이기 위한 보완책으로 여겨진다.

본 소절에서는 이와 같은 식별 절차에 의거하여 우리나라의 재정자료를 추정하였다. 물론 우리나라 조세수입의 GDP(과세표준) 탄력성은 박기백・박형수(2002)의 연구결과를 차용하여 $\alpha_3 = 1.09$[35]로 대입하였다.

<표 3>은 식 (2)의 잔차항에 대한 추정결과로부터 동 기간 효과(contemporaneous effects)를 정리한 것이다. 세수와 재정지출의 변화가 GDP에 미치는 동 기간 효과(contemporaneous effects)인 γ_1과 γ_2는 예상한 대로 정부의 세수증대는 경기를 수축시키는 반면, 지출증대는 경기부양효과가 있는 것으로 나타났다.

<표 4>는 동 기간 효과 중 재정의 자동안정화기능(ASM)에 의한 간접적 효과와 재량적 정책에 의한 직접적 효과의 크기와 방향을 비교 제시한 것이다. 재정부문의 충격에 대한 동 기간의 직접효과는 γ_1과 γ_2로 측정된다. 한편 총소득이 변동할 경우 재정의 자동안정화기능이 작동하게 되어 t_t와 g_t가 변동하고 결국 조세수입과 재정지출이 변동하게 되는데 이것을 간접효과라고 한다. 이상의 직・간접적인 동 기간 효과(contemporaneous effects)를

35) 박기백・박형수(2002)는 1991년부터 2002년까지의 연간 통합재정자료를 사용하였다. 그들은 우리나라의 현 조세수입을 4개의 그룹(소득세, 법인세, 간접세, 사회보장기금)으로 나누어 각 그룹별로 과세표준에 대한 조세수입의 GDP 탄력성을 계산하였다. $\alpha_3 = 1.09$는 이 네 그룹의 조세수입의 GDP 탄력성을 해당 세목의 세수가 GDP에서 차지하는 비중으로 가중평균한 값이다.

〈Table 3〉 Estimation of Contemporaneous Effect ($\alpha_3 = 1.09, \beta_3 = 0$)

(1) Linearly Detrended

	γ_1	γ_2	$a_2\,(b_1 = 0\,)$	$b_1\,(a_2 = 0\,)$
estimate	-0.086***	0.129***	0.659***	0.656***
t-value	-2.73	4.03	7.90	7.90

(2) Detrended by H-P filter

	γ_1	γ_2	$a_2\,(b_1 = 0\,)$	$b_1\,(a_2 = 0\,)$
estimate	-0.037***	0.110***	0.603***	0.655***
t-value	-1.37	4.1	7.32	7.32

Note: *** denotes the significance level of less than 1%.

〈Table 4〉 Decomposition of Contemporaneous Effects as a Sum of the Direct Effect from Discretionary Policy and the Indirect Effect from Automatic Stabilization Mechanism(ASM) ($\alpha_3 = 1.09, \beta_3 = 0$)

(1) Linearly Detrended

	$a_2 = 0$		$b_1 = 0$	
	Tax	Spending	Tax	Spending
Discretionary Policy	-0.086	0.129	-0.086	0.129
ASM	0.087	-0.016	0.012	-0.064
Contemporaneous Effects	0.001	0.113	-0.074	0.065

(2) Detrended by H-P filter

	$a_2 = 0$		$b_1 = 0$	
	Tax	Spending	Tax	Spending
Discretionary Policy	-0.037	0.110	-0.037	0.110
ASM	0.081	-0.014	0.018	-0.025
Contemporaneous Effects	0.044	0.096	-0.019	0.085

합하면 재정부문의 변동으로 인한 총 동기간 효과를 알 수 있다.

<표 4>에 따르면, $a_2 = 0$인 경우 조세증가에 따른 양(+)의 간접효과가 음(-)의 직접효과보다 조금 큰 것으로 나타나 조세증가가 GDP에 미치는 동 기간 효과는 전체적으로 미세한 양(+)의 부호를 가진다. 반면 그 이외의 경우에는 항상 직접효과가 간접효과를 압도하여 재정충격이 GDP에 미치는 영향의 부호는 항상 직접효과에 의해 결정되는 것으로 나타났다.

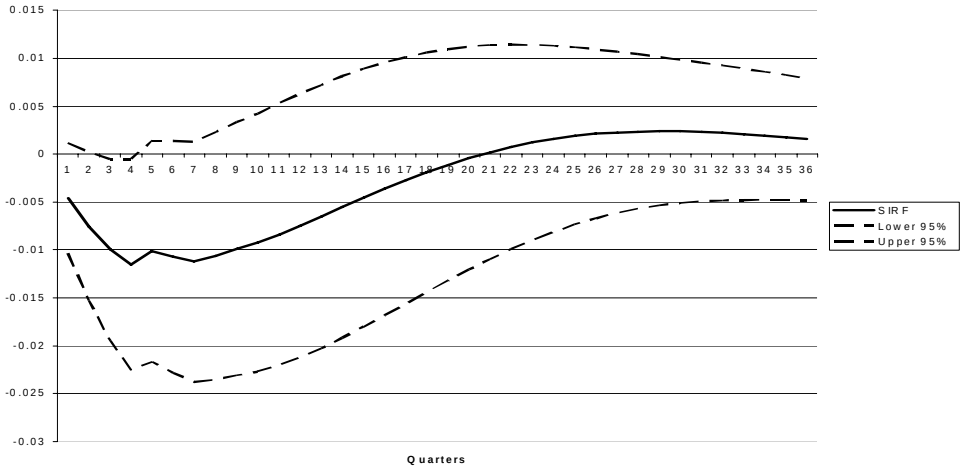
정부의 개입이 없는 경우에는 재정의 자동안정화기능에 의해 자연히 경기가 조절되기 때문에 정부개입의 필요성이 줄어들지만, 정부개입이 존재하는 경우에는 자동안정화기능은 재정정책을 통하여 경기를 통제하고자 하는 정부의 의지와 충돌하는 경우가 생기게 된다. <표 4>의 결과로부터 정부가 재량적 정책을 통하여 시장에 개입할 경우 정책수단의 선택에 따라 자동안정화기능과의 마찰로 인해 적어도 단기적으로는 의도한 결과를 얻지 못할 가능성이 있음을 알 수 있다. 보다 구체적으로 설명하면, 재정지출을 정책도구로 사용하는 경우에는 단기적으로 경기부양효과를 얻을 수 있을 것으로 보이는 반면, 세수를 조정수단으로 할 경우에는 자동안정화기능의 효과가 재량적 정책효과보다 더 우세하기 때문에 득보다 실이 많을 우려가 있다.

[그림 4]~[그림 9]와 [그림 10]~[그림 15]는 각각 선형추세선을 제거한 자료와 H-P 필터로 확률적 추세선을 제거한 자료를 이용하여 조세수입, 재정지출, GDP의 충격이 GDP에 미치는 반응을 추정한 그래프이다. 두 그룹의 그림을 비교하면, 선형추세선을 제거한 자료에서는 재정충격이 GDP에 지속적으로 영향을 미치는 반면, H-P 필터로 확률적 추세선을 제거한 자료에서는 재정충격의 여파가 오래 지속되지 않는 점을 파악할 수 있다. 특히, 세수 변동이 GDP 변동에 미치는 영향의 지속 여부는 추세선 제거방법에 따라 크게 달라지는 모습을 보인다.[36]

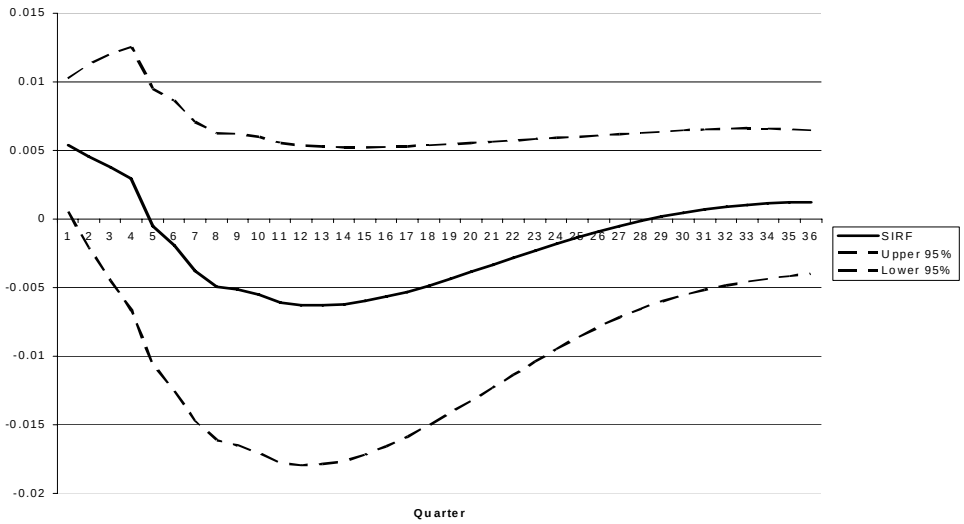
한편, 그림을 보면 시계열추세를 제거하기 위해 사용한 방법에 상관없이 재정지출의 충격은 3분기 이하의 비교적 단기간 동안 GDP 증가율을 높이는 데 유의하게 작용한 것으로 보인다. 더구나 세수의 증대는 어떤 경우에도 유의하게 작용하지 않은 것으로 나타났다. 충격반응함수의 부호가 유의한 구간에서 그 함수값을 재정승수로 변환시켜 보면 대개 0.4 이하의 작은 값을 가지는 것으로 나타났다.

36) 조세정책이 GDP에 미치는 영향은 선형추세선이 제거된 경우에 지출정책이 미치는 영향보다 더 지속적인 것으로 나타난다. 하지만 선형추세선이 제거된 자료에는 비선형 장기추세가 여전히(잠재적으로) 반영되어 있기 때문에 조세수입이 장기 GDP 증가율에 영향을 미치는 것인지 아니면 조세와 GDP의 비선형 장기추세가 같이 움직이는 것이기 때문인지는 여전히 의문으로 남는다.

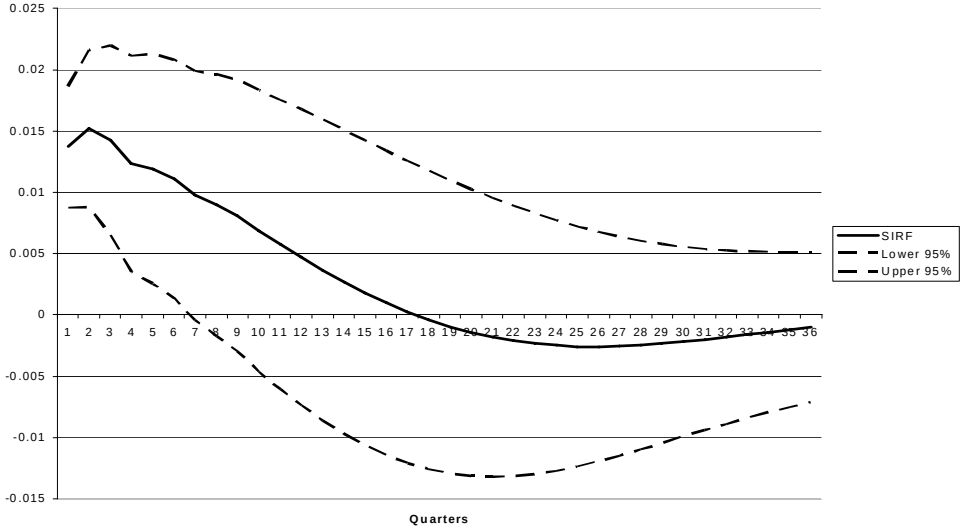
[Figure 4] Impulse Responses of GDP to Tax Revenue Estimated by B-P(2002) (linearly detrended and setting $b_1 = 0$)



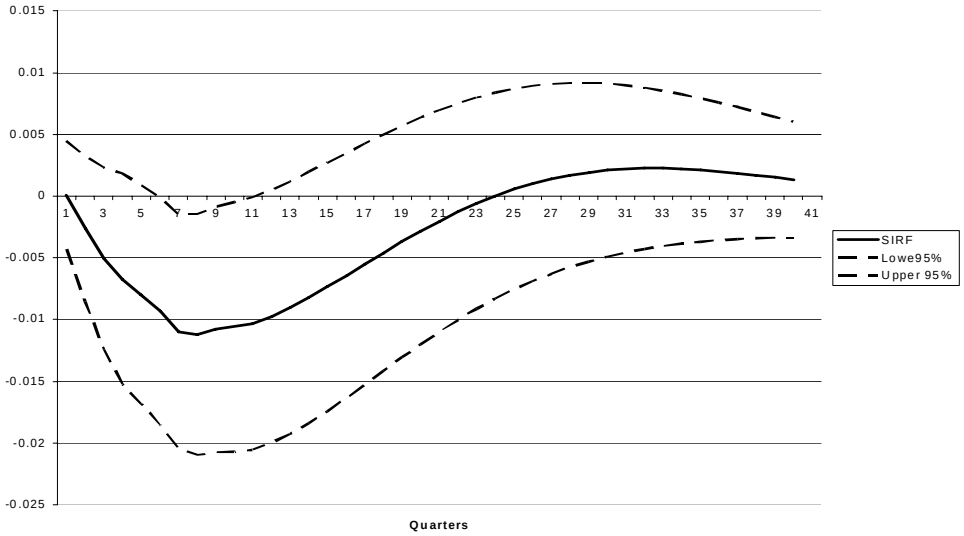
[Figure 5] Impulse Responses of GDP to Expenditure Estimated by B-P(2002) (linearly detrended and setting $b_1 = 0$)



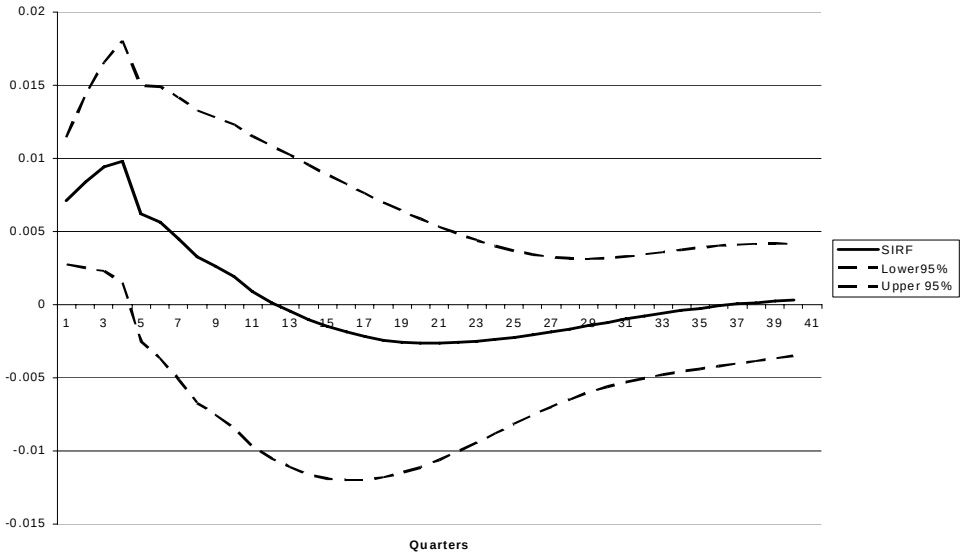
[Figure 6] Impulse Responses of GDP on GDP Estimated by B-P(2002) (linearly detrended and setting $b_1 = 0$)



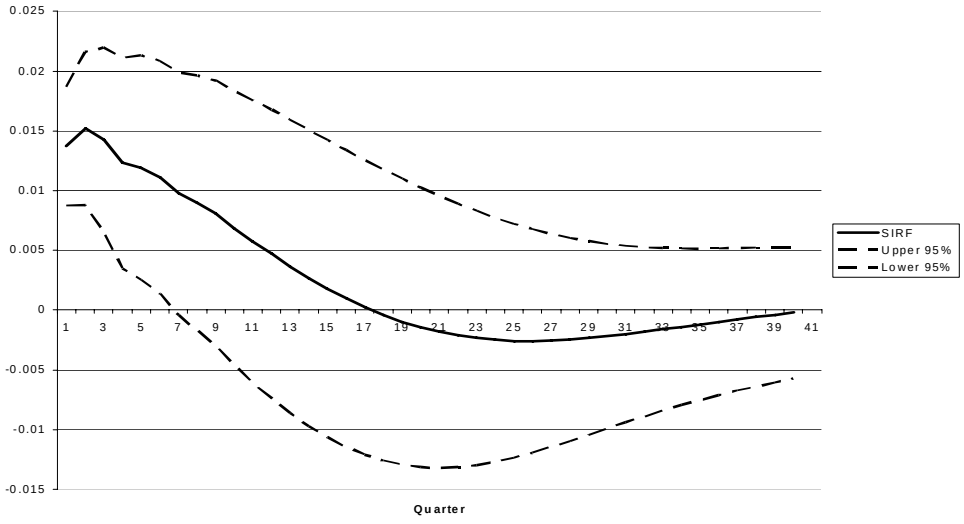
[Figure 7] Impulse Responses of GDP to Tax Revenue Estimated by B-P(2002) (linearly detrended and setting $a_2 = 0$)



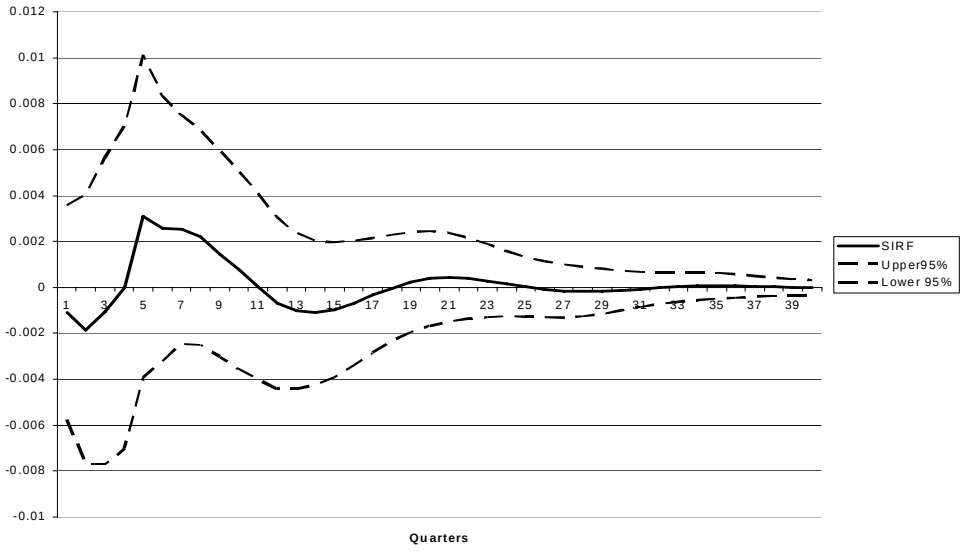
[Figure 8] Impulse Responses of GDP to Expenditure Estimated by B-P(2002) (linearly detrended and setting $a_2 = 0$)



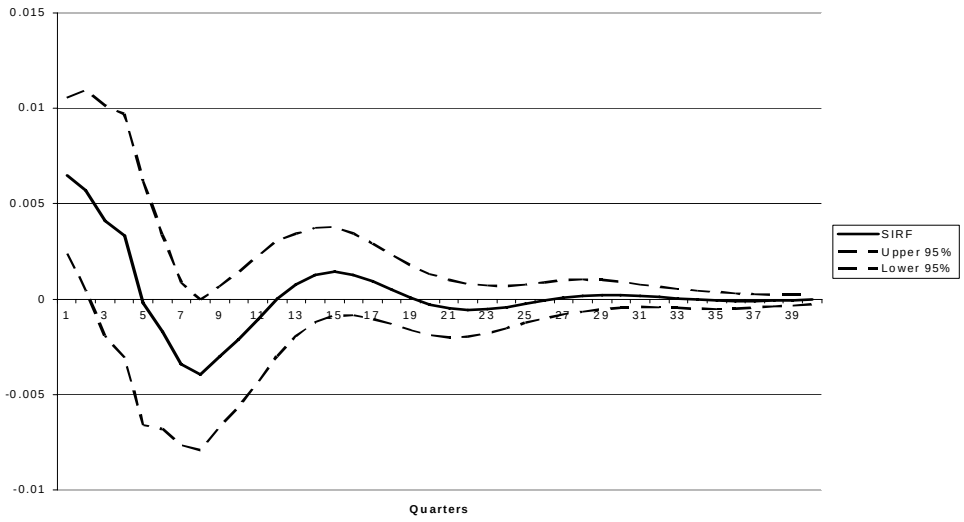
[Figure 9] Impulse Responses of GDP to GDP Estimated by B-P(2002) (linearly detrended and setting $a_2 = 0$)



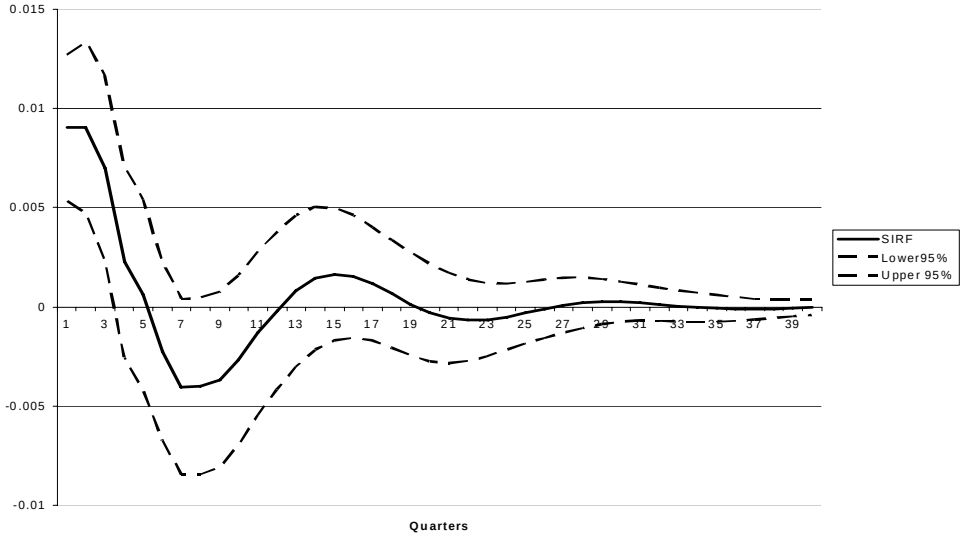
[Figure 10] Impulse Responses of GDP to Tax Revenue Estimated by B-P(2002) (detrended by H-P filter and setting $b_1 = 0$)



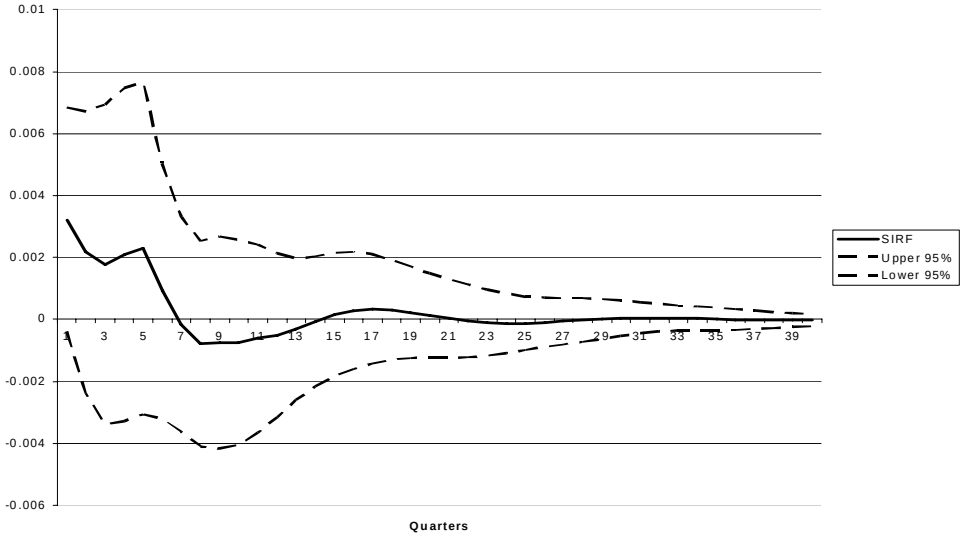
[Figure 11] Impulse Responses of GDP to Expenditure Estimated by B-P(2002) (detrended by H-P filter and setting $b_1 = 0$)



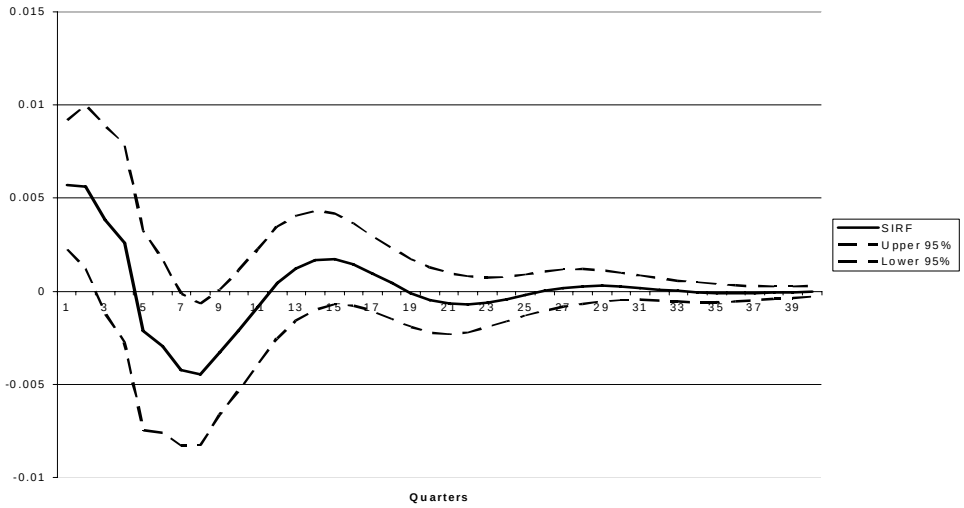
[Figure 12] Impulse Responses of GDP to GDP Estimated by B-P(2002) (detrended by H-P filter and setting $b_1 = 0$)



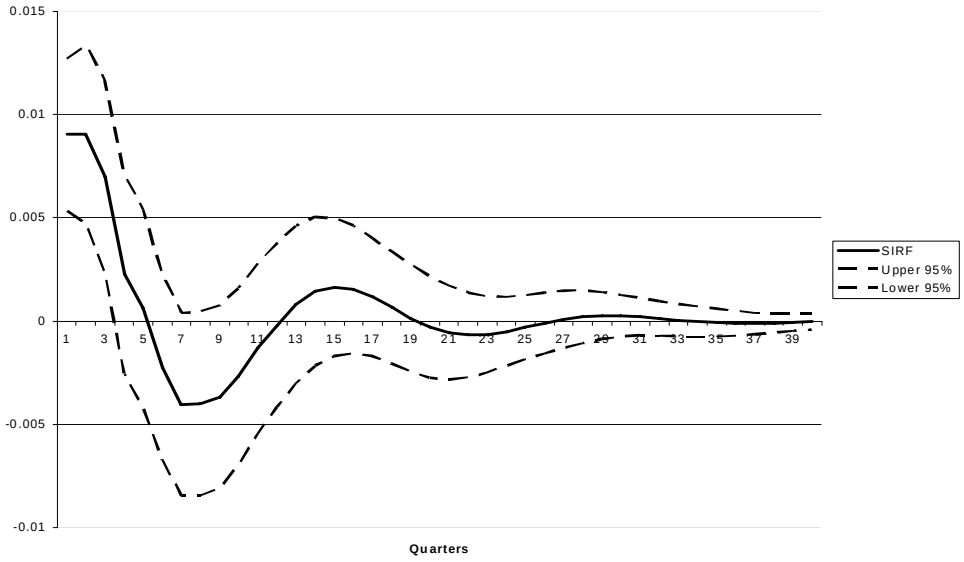
[Figure 13] Impulse Responses of GDP to Tax Revenue Estimated by B-P(2002) (detrended by H-P filter and setting $a_2 = 0$)



[Figure 14] Impulse Responses of GDP to Expenditure Estimated by B-P(2002) (detrended by H-P filter and setting $a_2 = 0$)



[Figure 15] Impulse Responses of GDP on GDP Estimated by B-P(2002) (detrended by H-P filter and setting $a_2 = 0$)



따라서 Blanchard and Perotti(2002)의 방법론을 우리나라 자료에 사용하는 경우에는 재정정책의 유효성이 확인되지 않았다.[37]

다. '세입 내 세출' 원칙에 의거한 식별

세 번째 충격식별법은 앞의 경우와 같이 식 (6)에 대해 외부 정보를 이용하여 α_3(조세수입의 GDP 탄력성)에 제약을 부여하는 한편, 1980년대 이후부터 한국정부는 '세입 내 세출(Expenditure within Revenue: EWR)' 원칙을 견지해 오고 있다는 일반적인 인식에 의거하여 $\beta_1 (= 0.598)$을 설정하는 방식이다. 식 (6)이 t_t와 g_t 간의 동시상호관계를 파악할 수 있도록 하는 대신 교란항 (e^t_t, e^g_t, e^y_t)는 동시 및 시차 교차상관관계가 없는 완전히 독립적인(orthogonal) 구조적 충격으로 구성되어 있는데, 바로 이러한 점에서 Blanchard and Perotti(2002)의 방법과 차별화된다.

<표 5>는 재정충격이 GDP에 미치는 동 기간 효과(contemporaneous effects)를 추정한 결과로 직접적 효과(γ_1과 γ_2)의 부호가 <표 3>의 결과와 일치함을 쉽게 알 수 있다. 또한 적용된 추세선 제거방법에 상관없이 조세정책의 경우 재정의 자동안정화기능에 의한 동 기간 간접효과가 직접적 효과보다 크게 나타난 반면, 재정지출의 경우 직접효과가 더 큰 것으로 나타났다(표 6). 비록 정책집행 직후의 짧은 기간에 국한된 것이기는 하지만, 이와 같이 조세정책의 직접적 효과가 자동안정화기능에 의한 간접적 효과보다 작다는 사실은 일견 조세정책의 재정승수가 지출의 재정승수보다 작다는 케인지언 이론과 일치하는 것으로 보인다는 점에서 흥미롭다.

[그림 16]~[그림 18]은 선형추세선을 제거한 자료를 이용하여 세수, 재정지출, GDP의 충격에 대한 GDP의 반응함수를 그린 것이고, [그림 19]~[그림 21]은 H-P 필터로 확률적 추세선을 제거한 자료를 이용하여 그린 것이다. 이 그림들로부터 다음과 같은 특징을 발견할 수 있다. 첫째, 지출확대는 시계열추세 제거방법과 상관없이 초기 3~5분기에서만 총수요를 증대시키는 데 유의하게 작용하는 것으로 나타났다(유의한 충격반응함수값들도 재정승수로 변환해 보면 그 크기가 굉장히 작은 것으로 나타남). 둘째, 직관과는 달리 세수증대로 인해 단기에 GDP가 증가하는 현상이 일부 관찰되었는데, 이는 앞서 언급하였듯이 재정의 경기자동안정화기능과 세수증가에 따른 지출증가효과의 합이 동 기간에서는 재량적 정책의 효과보다 크기 때문인 것으로

37) 95% 신뢰구간에 상관없이 충격반응의 적합선(fitted line)을 살펴보면 [그림 4]와 [그림 7], [그림 8]의 누적재정승수가 높은 수치를 갖고 있다.

〈Table 5〉 Estimationof Contemporaneous Effect
($\alpha_3 = 1.09, \alpha_2 = 0, \beta_1 = 0.598, \beta_2 = 0$)

(1) Linearly Detrended

	γ_1	γ_2
estimate	-0.056*	0.082***
t-value	-1.84	2.67

Note: * denotes the significance level of less than 10%..
*** denotes the significance level of less than 1%.

(2) Detrended by H-P filter

	γ_1	γ_2
estimate	-0.014	0.075**
t-value	-0.55	2.86

Note: ** denotes the significance level of less than 5%.

〈Table 6〉 Decomposition of Contemporaneous Effects as a Sum of the Direct Effect from Discretionary Policy and the Indirect Effect from Automatic Stabilization Mechanism(ASM) ($\alpha_3 = 1.09, \alpha_2 = 0, \beta_1 = 0.598, \beta_2 = 0$)

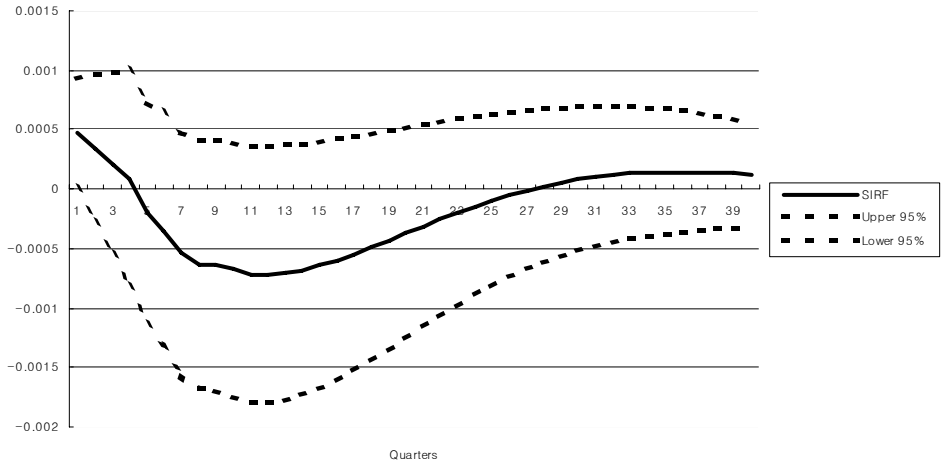
(1) Linearly Detrended

	Tax	Spending
Discretionary Policy	-0.056	0.082
ASM	0.062	-0.076
Contemporaneous Effects	0.006	0.006

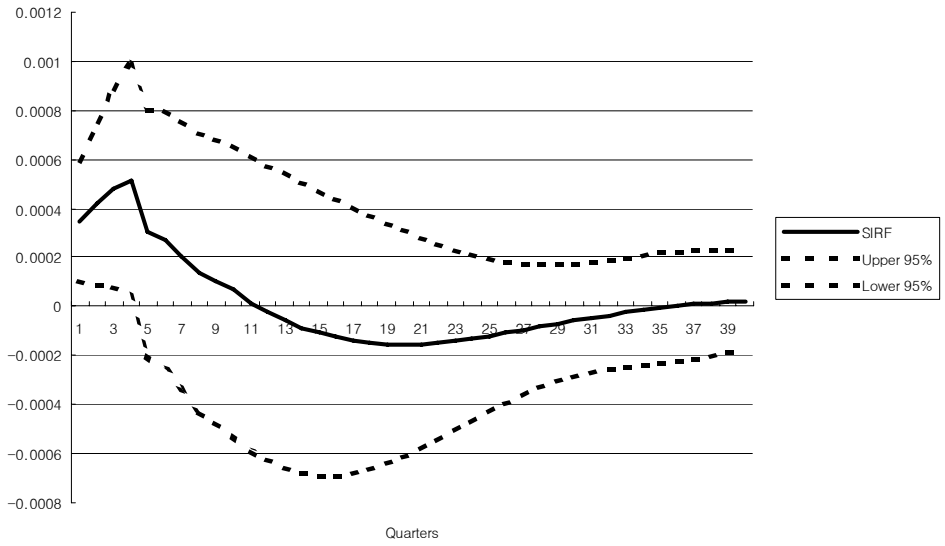
(2) Detrended by H-P filter

	Tax	Spending
Discretionary Policy	-0.014	0.075
ASM	0.022	-0.070
Contemporaneous Effects	0.008	0.005

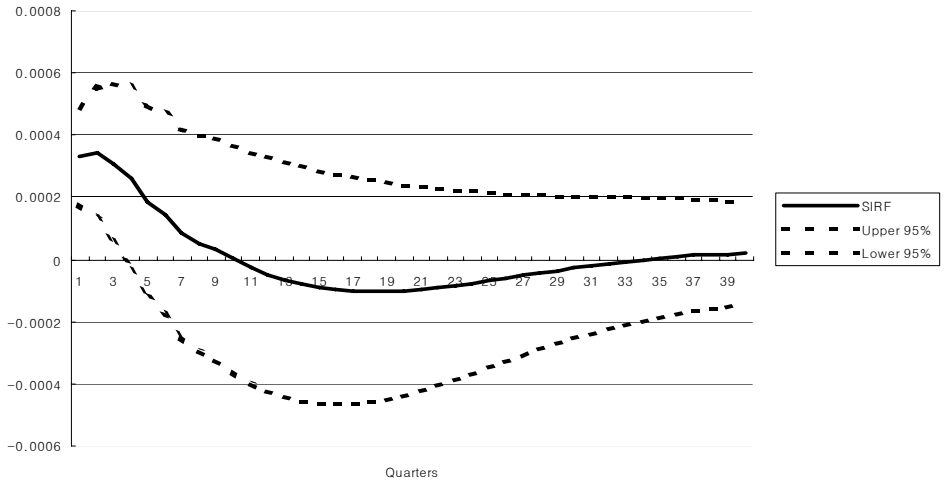
[Figure 16] Impulse Responses of GDP to Tax Revenue Estimated by Alternative Institutional Identifying Restrictions (linearly detrended)



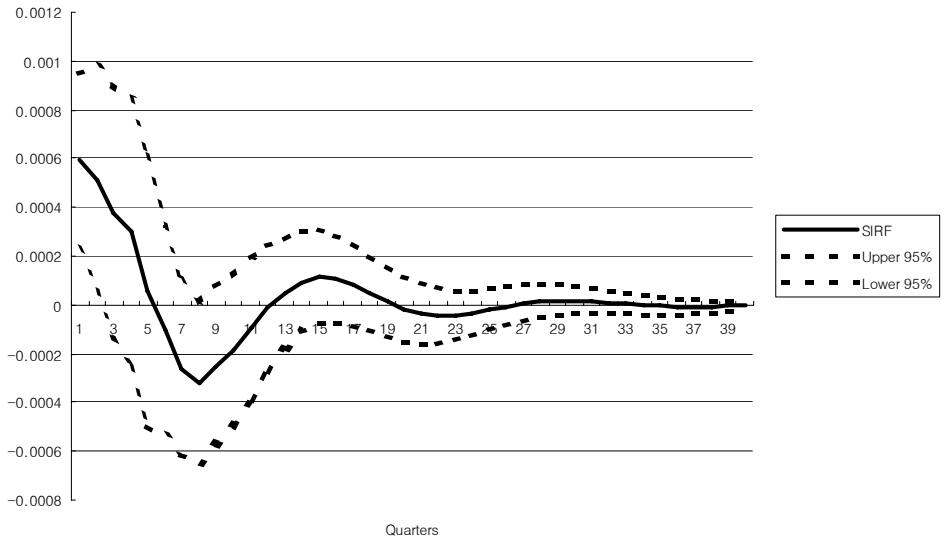
[Figure 17] Impulse Responses of GDP to Expenditure Estimated by Alternative Institutional Identifying Restrictions (linearly detrended)



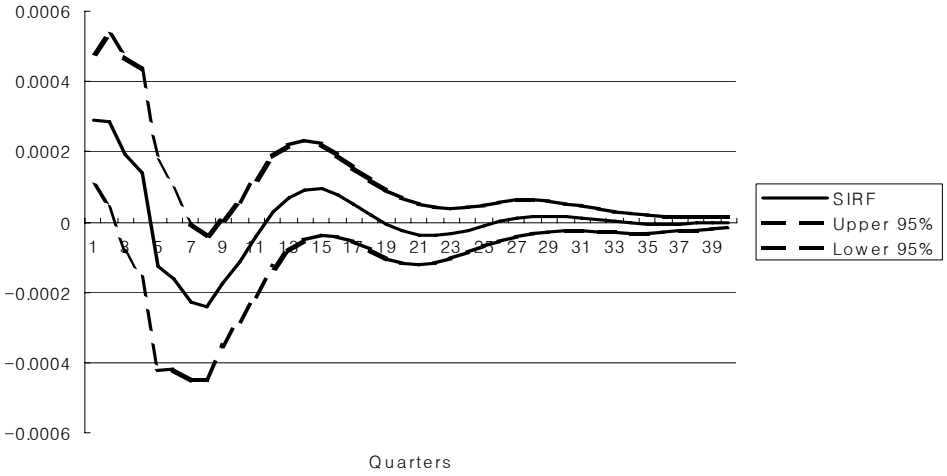
[Figure 18] Impulse Responses of GDP on GDP Estimated by Alternative Institutional Identifying Restrictions (linearly detrended)



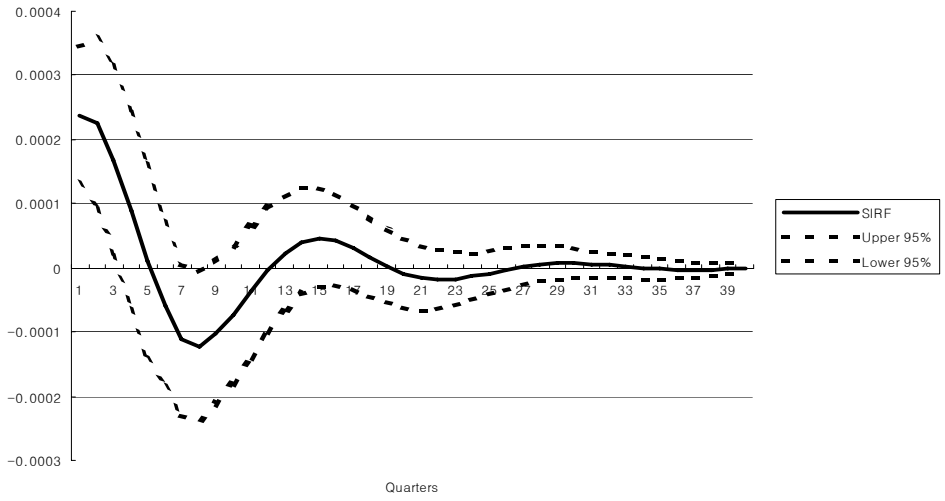
[Figure 19] Impulse Responses of GDP to Tax Revenue Estimated by Alternative Institutional Identifying Restrictions (detrended by H-P filter)



[Figure 20] Impulse Responses of GDP to Tax Expenditure Estimated by Alternative Institutional Identifying Restrictions (detrended by H-P filter)



[Figure 21] Impulse Responses of GDP on GDP Estimated by Alternative Institutional Identifying Restrictions (linearly detrended)



판단된다.[38] 또한 재정의 경기자동안정화기능이 재량적 정책과는 지속적으로 반대되는 작용을 하게 됨에 따라 세수증대로 인한 경기긴축효과가 점점 희석되면서 결국 장기적 효과 역시 유의하지 않은 것으로 나타날 가능성이 커지게 된다.

지금까지 일반적인 촐레스키 분해법에서 출발하여 다양한 식별방법으로 재량적 재정정책효과를 분석하였으며 그 결과 식별방법별로 크기와 부호가 상이하게 나타났다. 추정결과 대부분 확장적 재정기조(세수감소 또는 지출증대)는 경기부양효과를 가지지만, 양수와 음수의 영역을 아우르는 넓은 95% 신뢰구간 밴드를 고려할 때 재정정책의 유효성을 지지하기에 어려움이 있어 보인다.

3. 외부 충격을 고려한 4-변수 VAR 모형의 결과

본절에서는 생략된 변수(omitted variables)의 존재 여부를 확인하고, 생략된 변수가 재정정책이 경기변동에 미치는 효과를 추정함에 있어 어떠한 영향을 미치는지를 검토한다.

무엇보다도 우리 경제의 높은 해외의존도를 고려해 볼 때 해외부문의 충격이 우리 경제에 미칠 파장은 작지 않은 것으로 판단된다. 따라서 해외부문의 충격을 대표하는 변수들로 미국의 GDP와 우리나라의 실질실효환율을 선택하여, 이들을 고려한 4-변수 VAR 모형을 추정한다. 이를 통해 재정정책의 유효성이 3-변수 모형의 결과와 비교하여 어떻게 바뀌는지를 검증해 본다. 우리 경제의 성장과정에서 미국경제가 수행한 역할의 중요성은 두말할 나위가 없으며, 실질실효환율이 최근의 외환위기를 포함한 과거의 경제혼란을 잘 반영해 온 변수라는 점 또한 의심의 여지가 없다.[39] 따라서 VAR 식(2)에 미국의 로그화된 1인당 실질GDP (Y_t^{US})와 우리나라의 로그화된 실질실효환율(REER)을 각각 추가하여 앞서 정의된 세 개의 변수만으로 추정된 결과와 비교해 보았다.[40]

한편 새로운 4-변수 VAR 체계 내에서

38) [그림 19]는 초기 0~2분기에 걸쳐 유의하게 조세수입이 증가하였을 때 실질 성장률이 증가하는 충격반응을 보여주고 있다. 이는 '세입 내 세출 원칙'을 충격식별식에 부과한 경우로서 충격구조상 세수증가가 세출증가를 유도하고 이에 따라 1인당 국민소득이 증가한 것으로 볼 수 있다. 다시 말해, 이는 균형재정승수가 단기적으로 1보다 큰 경우에 해당하며, 적어도 일시적인 경기부양을 위하여 조세증대를 통한 지출증가가 효과적이라는 의미로도 해석이 가능할 것이다.

39) Ramey and Shapiro(1998)에 따르면, VAR를 이용한 기존문헌들은 더미변수를 이용하여 경제에 일어난 주요 사건들을 구조변화의 기점으로 다루었다. 하지만 이와 같이 더미변수를 사용하여 구조적 변화를 식별하는 방법을 본 연구에 적용하는 것은 적합하지 않다고 판단된다. 왜냐하면 본 연구에서 사용된 분석대상 자료가 1979년 1/4분기부터 2000년 4/4분기까지의 기간만을 포함하여 1997년 4/4분기에 시작된 외환위기를 다루기에는 관측점이 충분하지 못하기 때문이다. 따라서 외환위기 이후의 구조변화를 반영하는 더미변수를 포함하는 대신 연속적으로 관찰되는 실질실효환율을 사용하였다.

의 충격식별은 다음과 같은 과정을 거친다. 우선 기존의 세 변수 간의 관계는 식 (4)~(6)을 그대로 따른다. 대신 새로 도입되는 해외부문 변수와 이 세 변수 간에는 해외부문 충격이 선행하는 형태로 촐레스키 분해가 가능하도록 정의하였다.

<표 7>은 4-변수 VAR 체계에 식 (4)~(6)을 대입하여 추정한 충격반응 결과를 탄력성의 형태로 정리한 것이다. 탄력성은 95% 신뢰구간에서 통계적으로 유의한 충격반응함수값만을 직교화(orthogonalized)된 교란항$(e_t^x, e_t^t, e_t^g, e_t^y)$의 표준편차로 나눈 값으로, 1기간 탄력성과 누적 탄력성으로 구분하였다.[41] 먼저, 1기간 탄력성은 통계적으로 유의한 부호를 갖는 충격반응함수값 중 절대크기가 가장 큰 분기의 값을 의미하며, 누적탄력성에는 통계적으로 유의한 부호를 갖는 기간 동안의 충격반응함수값을 합한 결과를 기록하였다.

그룹 (I)과 (III)은 선형추세선을 제거한 자료에 대한 VAR 결과이고, 그룹 (II)와 (IV)는 H-P 필터로 확률적 추세선을 제거한 자료에 대한 결과이다. 또한 그룹 (I)과 (II)는 해외부문변수로 미국의 로그화된 1인당 실질 GDP를 대입한 것이고, 그룹 (III)과 (IV)는 로그화된 실질실효환율을 적용한 경우이다. 각 그룹별로 앞 절에서 제시한 세 가지 식별방법에 따라 각각 모형을 추정하였다.

3-변수 모형에 대한 추정결과와 비교해 보면, 해외부문변수를 포함한 4-변수 모형의 추정결과는 다음과 같은 특징을 갖는다. 첫째, 4-변수 모형은 3-변수 모형에 비해 재정부문(조세나 재정지출 모두에 있어)의 경기부양효과가 더 유의하게 나타났다. 이는 해외부문변수를 추가시킴으로 인해 우리나라 1인당 실질 GDP 변동 중 재정정책이 설명하지 못하던 부분을 제거하였기 때문으로 보인다.

둘째, 추정된 탄력성으로부터 변환시킨 재정승수의 크기가 여전히 작은 수준이다. <표 7>을 보면 16개의 세수충격 중 단지 3개, 지출충격의 경우 한 개의 경우만이 누적 재정승수가 1이 넘는 것으로 나타났다.[42] 그러나 유독 선형추세선이 제거된 자료에서만 누적 재정승수가 1이 넘는 경우가 생기는 것으로 보아 실질 GDP의 비선형적인 움직임을 제어하는 데

40) 추가적으로 교역조건을 식 (2)의 외생변수로 대입하여 분석해 보았으나 그 결과는 이전과 다름이 없었다.

41) 각 탄력성을 GDP에서 재정지출 또는 정부수입이 차지하는 비중(원화 단위)으로 나누면 쉽게 재정승수를 구할 수 있다. GDP에서 재정지출 또는 정부수입이 차지하는 비중은 해마다 그 값이 다르겠지만 대략 25~ 30%를 차지한다. 따라서 <표 7>에서 제시된 탄력성에 3~4를 곱하면 재정승수를 구할 수 있다.

42) 1은 누적재정승수에 대해 설정한 임의의 기준치이다. 재정팽창정책을 시행한 이후에도 수지균형을 맞추기 위해서는 누적재정승수가 균형예산승수인 $\frac{1}{\tau}(\tau = \frac{Tax\ Revenue}{GDP})$을 넘어야 한다. 한국의 경우 $\tau \approx 0.25$이므로 균형예산승수는 약 4가 되어야 할 것이다. <표 4>에 따르면 조세부문의 재정승수는 단지 세 경우만 4보다 큰 것으로 나타나, 승수효과의 유의성은 논외로 하더라도 재정팽창정책이 중장기적으로 재정건전성을 악화시킬 우려가 있는 것으로 예상된다.

〈표 7〉 The Elasticities of Real GDP to Various Shocks

Group	Identification Strategy	Elasticity	Shock		
			Exogenous	Government Revenus	Government Expenditure
I	Cholesky decomposition	1temporal	NA	NA	0.086(0)
		accumulation	NA	NA	0.153(0~1)
	BP(2002): a_2=0	1temporal	NA	0.043(1)	0.137(2)
		accumulation	NA	0.081(0~1)	**0.384(0~2)**
	BP(2002): b_1=0	1temporal	NA	-0.170(3)	NA
		accumulation	NA	**-1.745(0~13)**	NA
	EWR	1temporal	NA	-0.131(7)	0.094(1)
		accumulation	NA	**-1.492(0~17)**	0.171(0~1)
II	Cholesky decomposition	1temporal	NA	NA	0.069(0)
		accumulation	NA	NA	0.135(0~1)
	BP(2002): a_2=0	1temporal	NA	0.042(0)	0.107(0)
		accumulation	NA	0.042(0)	0.199(0~1)
	BP(2002): b_1=0	1temporal	NA	-0.044(0)	0.079(0)
		accumulation	NA	-0.078(0~1)	0.151(0~1)
	EWR	1temporal	NA	NA	0.078(0)
		accumulation	NA	NA	0.152(0~1)
III	Cholesky decomposition	1temporal	-0.283(2)	NA	0.068(0)
		accumulation	-1.316(0~5)	NA	0.068(0)
	BP(2002): a_2=0	1temporal	-0.283(2)	0.053(0)	0.097(0)
		accumulation	-1.316(0~5)	0.249(0~3)	0.097(0)
	BP(2002): b_1=0	1temporal	-0.283(2)	-0.125(2)	NA
		accumulation	-1.316(0~5)	**-1.848(0~24)**	NA
	EWR	1temporal	-0.277(2)	NA	0.070(0)
		accumulation	-1.102(0~4)	NA	0.070(0)
IV	Cholesky decomposition	1temporal	-0.203(1)	0.043(0)	0.071(0)
		accumulation	-0.659(0~3)	0.043(0)	0.071(0)
	BP(2002): a_2=0	1temporal	-0.203(1)	0.060(0)	0.095(0)
		accumulation	-0.659(0~3)	0.116(0~1)	0.095(0)
	BP(2002): b_1=0	1temporal	-0.203(1)	-0.048(1)	0.072(0)
		accumulation	-0.659(0~3)	-0.142(0~3)	0.072(0)
	EWR	1temporal	-0.198(1)	NA	0.072(0)
		accumulation	-0.638(0~3)	NA	0.072(0)

Note: ( ): denotes the quarter corresponding to the elasticity.

선형추세선을 사용하는 방법이 적합하지 않기 때문인 것으로 판단된다. 또한 Blanchard and Perotti(2002)의 식별방법은 $b_1 = 0$이고, 선형추세선을 사용하는 경우 세수부문의 충격 전달경로를 지나치게 과장하는 것으로 판단된다.

셋째, 재정충격, 특히 세수부문의 충격은 오래 유지되지 못하여 16개의 경우 중 세 경우를 제외하면 3분기 이상을 지속하지 못하는 것으로 관찰되었다. 물론 이와 같은 지속성 여부 역시 시계열추세의 제거방법과 연관이 있어 보인다.

지금까지 해외부문으로부터의 충격을 따로 식별함으로써 재정정책의 효율성이 더 유의하게 검증될 수 있는지에 대해 살펴보았다. 그 결과 선형추세선을 사용한 일부 경우를 제외한 대부분의 경우에서 재정승수의 크기와 지속기간이 매우 작거나 짧은 것으로 나타났다.

4. 완건성(Robustness) 검토

이상의 분석결과, 재정정책의 유효성이 통계적으로 유의한 수준에서 확인되지 않았다. 이에 이러한 결과가 도출과정에서 부여된 여러 제약들로 인한 것인지를 확인해 볼 필요성이 제기되었다. 따라서 본절에서는 시차, 자료기간, 그리고 장기추세선 및 비정상변수에 대한 차분 등의 선택을 달리하여 재정정책의 유효성에 대한 추정결과의 완건성(robustness)을 검토해 본다.

먼저, 다른 기준으로 시차를 결정하였다. 분석모형에서는 Akaike's Information Criteria(AIC)에 의거하여 시차를 선택하였으나, AIC는 실제 시차를 과대평가하는 경향이 있는 반면 Bayesian Information Criteria(BIC)는 실제 시차와 일치하게 선택할 수 있다는 Lutkepohl(1993)의 연구결과에 따라 BIC에 의거하여 시차를 결정하였다. 그 결과 선택한 시차는 1로서, AIC에 의해 선택한 시차 4에 비해 매우 작은 값이다. 그러나 앞서 행한 VAR 모형을 시차 1로 줄여 다시 추정해 보아도 역시 이전의 추정결과와 같이 재정정책의 유효성을 발견할 수 없었다.

둘째로, 더미변수를 이용하여 1997년 후반 외환위기 전후를 구분하여 추정하였으나 역시 유의한 수준에서 재정정책의 효율성을 관찰할 수 없었다.[43]

셋째로, H-P 필터 대신 Baxter and King(1995)의 band pass 필터로 추세선을 제거해 보았으나 결과는 H-P 필터로 추세를 제거한 경우와 비슷하였다.

마지막으로, 본 연구에서는 비정상성(non-stationary)을 가진 변수를 처리하기 위해 모든 변수 또는 실질GDP만을 차분하여 대입하였다. 한편, 비정상성을 처리

43) 분석기간이 2000년 4/4분기까지이므로 외환위기 이후의 관측치의 수가 매우 작기 때문에 1994년부터 2005년 2/4분기까지의 통합재정 자료로부터의 결과와 비교하였다.

하는 또 다른 방법으로 벡터오차수정모형(vector error correction form)을 사용한 추정작업(Hamilton[1994])도 시도하였다. 그러나 그 결과는 차분한 자료로 추정하였을 때와 마찬가지로 재정팽창효과가 유의하지 않은 것으로 나타났다.

V. 결 론

본 연구는 우리나라 재정정책의 유효성이 뚜렷이 관찰되지 않으며, 이러한 패턴은 조세감면이나 지출확대 양 정책수단에 대해서 동일하게 성립한다는 결론에 도달하였다.[44] 설사 유의한 결과를 보이는 경우가 있다 하더라도 재정정책의 효과는 그 크기가 매우 작거나 매우 빠르게 소멸되었고, 주로 선형추세선이 사용된 자료[45]에서 관찰되었다. 이러한 재정정책의 낮은 경기조절 기여도[46]는 추후 연구진행방향을 결정함에 있어서 많은 시사점을 던져준다.

재정정책의 경기조절기능이 잘 나타나지 않는 원인에 대해서는 여러 가지 설명이 가능하다. 가장 쉽게 생각할 수 있는 것이 재정정책의 무효성을 강조하는 신고전파 이론이 예측하는 대로 재정정책의 경기조절능력이 없었을 가능성이다. 하지만 이 경우 대부분의 다른 나라에서는 어느 정도(크건 적건 간에) 확인된 재정정책의 경기조절기능이 유독 우리 경제에서만 없다는 점이 납득하기 어렵다.[47]

두 번째로 생각해 볼 수 있는 가설은 재정팽창-경기확장, 재정긴축-경기수축의 관계가 일의적으로 성립하지 않는 경우이다. 다시 말해서 재정수단들이 비선형적 형태의 경기조절효과를 가지거나, 또는 관찰 불가능한 생략된 변수가 있어 그 변수가 재정정책수단과 경기조절방향 간의 관계를 좌우할 때, 본 연구에서 사용

44) Lee and Sung(2005)은 여러 나라의 GDP 변동에 따른 재정부문의 반응을 OLS와 IV 모형으로 각각 추정하였으며, 그 결과 우리나라의 경우 OLS 추정량과 IV 추정량이 거의 일치한다고 보고하였다. 이는 IV를 이용한 추정이 재정부문이 거꾸로 GDP에 미치는 영향으로 인한 편의(bias)를 제거하기 위한 방법임을 감안할 때, 우리나라에서는 재정팽창으로 인한 경기부양효과가 (적어도 단기적으로는) 크지 않다는 것을 간접적으로 보여주는 것이다.

45) 4개의 변수를 대입하여 추정한 SVAR의 결과에서 재정승수가 1보다 큰 네 경우는 모두 선형추세선을 사용한 자료로 추정했을 때이다.

46) 한국은행 자료 대신 통합재정 자료를 사용하는 경우에도 재정정책의 효율성이 유의하게 관찰되지 않는다.

47) 선행분석을 위해 World Development Indicator(World Bank)의 국가별 횡단면 시계열 자료로 재정정책의 유효성을 비교・검토하였다. 그 결과 정부부문이 국가경제에서 차지하는 비중이 클수록 경기조절효과가 크게 나타난 반면 재정규모의 변동성은 경기안정화와 동조하지 않았다. 일견 모순적인 이와 같은 현상은 정부부문의 규모가 커짐에 따라 경기가 더 조절될 수 있기 때문이 아니라 정부부문보다 변동이 더 심한 개인부문을 구축하였기 때문으로 판단된다.

된 VAR 모형이 제대로 재정의 경기조절 기능을 파악하지 못했을 가능성이 있다는 의미이다.[48]

세 번째로 생각해 볼 수 있는 설명은, 앞서 지적한 바와 같이, 분석에 사용된 한국은행『조사통계월보』자료의 한계와 관련한 것이다. 대안으로 거론되고 있는 통합재정수지와의 공존기간인 1994년 1분기부터 2000년 4분기까지의 기간 동안 두 자료로부터 구한 로그 1인당 실질세수와 세출의 상관관계를 수준(level), 1계 차분, 그리고 2계 차분 등에 걸쳐 구해본 결과, 세수 간의 상관계수는 0.85, 0.55, 0.49로, 세출 간의 상관계수는 0.90,0.81, 0.82로 각각 나타났다. 이 결과는 특히 세수에 있어『조사통계월보』자료의 움직임이 정부의 재정상태를 제대로 파악하지 못하였을 가능성이 있으며, 이로 인해 재정정책의 유효성이 제대로 지지되지 않는 결과가 도출되었을 가능성이 있음을 시사한다. 하지만, 김성순(2007)의 경우 통합재정수지(1994~2006년) 자료를 이용한 분석에서 재정정책의 유효성을 기각하는 결과를 제시하였고, 김우철(2007)은 본 연구보다 긴 1970년부터의『조사통계월보』자료를 이용하여 재정정책의 유효성을 대체적으로 지지하는 결과를 제시하였다. 이러한 사실에 비추어 볼 때,『조사통계월보』자료의 한계가 재정정책의 유효성을 기각하는 방향으로 작용하였다고 보기는 어렵다.

여하튼 통상적으로 받아들여져 온 케인지언적인 지식과는 확연히 구분되는 분석결과가 나오고 있는 것이 사실이나 신고전학파의 이론을 지지하기에는 미진한 점이 있다는 것을 상기시키지 않을 수 없다. 예를 들어, 재정정책의 무효성에 대한 리카디안 동등성정리가 재정정책의 모든 전달경로를 평가한 것이 아니듯이 본 연구에서 추정한 모형 역시 리카디안 동등성정리가 경제 내에서 성립하는지 구체적으로 식별하지 않는다. 따라서 재정정책의 다른 전달경로를 이론적으로 증명하고, 그것이 거시경제에 미치는 효과를 실증적으로 비교하는 작업이 후속 연구로 이어져야 할 것으로 판단한다.

논의를 종합하여 볼 때, 재정정책의 유효성이 조세 및 지출 양측에서 유의하게 관측되지 않는다는 본 연구의 결과가 분석자료의 한계나 추정모형의 적합성에 대한 비판으로부터 자유롭다고 할 수는 없을 것이다. 따라서 그 결과를 해석함에 있어 이와 같은 분석상의 한계에 대해서도 분명히 인식하여야 할 것이다.

48) 재정변수 및 1인당 GDP 성장률의 변동성 간의 VAR에서 재정지출의 변동성이 증가할수록 GDP 증가율의 변동성이 줄어들어 재정정책의 경기안정화효과가 부분적이나마 나타난 점이 이러한 가설을 간접적으로 지지하는 것으로 해석될 수 있다.

참 고 문 헌(References)

(In Korean)

김우철, 「세입과 세출의 변화가 국민소득에 미치는 효과 분석」, 『재정포럼』, 2006. 9.
김우철, 「세입과 세출의 인과관계에 관한 분석」, 『재정포럼』, 2007. 1.

Choi, Jong-Soo, "An Empirical Analysis on the Barro-Ricardo Equivalence Hypothesis," *Korean Jouranl of Public Economics*, Vol. 7, No. 1, The Korean Association of Public Finance and Economics, 2002. 5.

Kim, Seong-Suhn, "Relative Economic Effects of Sectoral Government Expenditures on Consumption, Investment and Income," *The Korean Journal of Public Finance*, Vol. 12, No. 1, 1997. 12.

Kim, Seong-Suhn, "A Study on the Structural Change of Fiscal Policy after Korean Currency Crisis," *Quarterly Economic Analysis*, Vol. 9, No. 4, Institute for Monetary & Economic Research The Bank of Korea, 2003.

Kim, Seong-Suhn, "A Comparison Study on the Fiscal Spending Effects to Income, Price Money between pre- and post- Currency Crisis Periods in Korea," *The Korean Journal of Public Finance*, Vol.20, No.1, 2005. 8.

Kim, Seong-Suhn, "The Economic Effects of Government Spending and Taxes in Korea : A Structural VAR Approach," *The Korean Journal of Public Finance*, Vol. 22, No. 1, 2007. 8.

Kook, Joong-Ho, "A Study on the Tax Structure in Korea and Japan Using the Classification of Income, Consumption, and Property Taxation," *Korea Institute of Public Finance*, 1998.

Koh, Young-Sun, "The Impact of Budget Deficits on Inflation and Private Savings," *The KDI Journal of Economic Policy*, Vol. 22, No. 1, 2, 2000.

Lee, Kye-Sik and Koh, Young-Sun, "The Macroeconomic Impact of Budgetary Items," *The KDI Journal of Economic Policy*, Vol. 17, No. 2, 1995.

Park, Ha-Seob and Choi, Jong-Soo, "Some Empirical Tests on the Ricardian Neutrality Hypothesis in Korea," The Korean Journal of Public Finance, Vol. 12, No. 2, *The Korean Association of Public Finance and Economics*, 1997. 12.

Park, Ki-Baeg, "Korean Fiscal Management-Past Experience," Korea Institute of Public Finance, 2001.

Park, Ki-Baeg, and Park, Hyung-soo, "Fiscal Role in Economic Stabilization," Korea Institute of Public Finance, 2002.

Park, Jong-Koo, “Government Spending and Private Consumption,” *The Korean Journal of Public Finance*, Vol.9, The Korean Association of Public Finance and Economics, 1995.3.

Bank of Korea, *Monthly Statistical Bulletin*, various issues.

(In English)

Agenor, P-R., C. J. McDermott, and E.S. Prasad, “Macroeconomic Fluctuations in Developing Countries: Some Stylized Facts,” IMF Working Paper, 1999.

Amisano, G. and C. Giannini, Topics in Structural VAR Econometrics 2nd ed., Heidelberg, Springer, 1997.

Baxter, M. and King, R., “Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series,” NBER Working Paper #5022, 1995.

Becker, T., “An Investigation of Ricardian Equivalence in A Common Trends Model,” *Journal of Monetary Economics*, 1997, pp.405~431.

Bernanke, B., “Alternative Explanation of the Money-Income Correlation,” Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 1986, pp.49~100.

Blanchard, O. J. and R. Perotti, “An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output,” *Quarterly Journal of Economics*, V.117, 2002, pp.1329~1368.

De Castro, F, “The Macroeconomic Effects of Fiscal Policy in Spain,” Banco de Espana Working Paper, 2004.

De Castro, F and P. Hernandez de Cos, “The Economic Effects of Exogenous Fiscal Shocks in Spain: A SVAR Approach,” European Central Bank Working Paper #647, 2006.

Edelberg, W., M. Eichenbaum and J. Fisher, “Understanding the Effects of Shocks to Government Purchases,” *Review of Economic Studies*, 1999, pp.166~206.

Fatas, A. and I. Mihov, “The Effects of Fiscal Policy on consumption and Employment: Theory and Evidence,” INSEAD, mimeo, 2000.

Favero, C., “How do European Monetary and Fiscal Authorities Behave?,” CEPR Working Paper No. 3426, 2002.

Feldstein, M., “Government Deficits and Aggregate Demand,” *Journal of Monetary Economics*, V. 9, pp.1329~1368, 1982.

Gali, J., J. Lopez_Salido, and J. Valles, “Understanding the Effects of Government Spending on Consumption,” NBER Working Paper #11578, 2005.

Hamilton, J., Time Series Analysis, Princeton, 1994.

Hemming, R., M. Kell, and S. Mahfouz, “The Effectiveness of Fiscal Policy in Stimulating Economic Activity－A Review of the Literature,” IMF Working Paper, 2002.

Hoppner, F., “Fiscal Policy and Automatic Stabilizers: A SVAR Perspective,” Institute for Internation al Economics, University of Bonn Lennestr, 2002.

Koh, Y., 2002, Public Expenditure Management in Korea, mimeo.

Kormendi, R., "Government Debt, Government Spending and Private Sector Behavior," *American Economic Review*, 1983, pp.994~1010.

Krusec, D., "The Effects of Fiscal Policy on Output in a Structural VEC Model Framework: The Case of Four EMU and Four Non-EMU OECD," European University Institute Florence, Italy, 2003.

Lee, Y. and T. Sung, "Fiscal Policy, Business Cycles, and Economic Stabilization: Evidence from Industrial and Developing Countries," Working Paper, 2005.

Lutkepohl, H., Introduction to multiple time series analysis 2nd ed., New York, Springer, 1993.

Mountford, A. and H. Uhlig, "What are the Effects of Fiscal Policy Shocks," CEPR Working Paper No. 3338, 2002.

Perotti, R., "Fiscal Policy in Good Times and Bad," *Quarterly Journal of Economics*, V.114, 1999, pp.1399~1436.

Perotti, R., "Estimating the effects of fiscal policy in OECD countries," IGIER Working Paper, 2004.

Ramey, V. and M. Shapiro, "Costly Capital Reallocation and the Effects of Government Spending," Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy V.48 pp.145~194, 1998.

Sims, C, "Identifying Policy Effects," *Empirical Macroeconomics for Independent Economies* ed. by Bryant, R, C. Dale, W. Henderson, G. Holtman, P. Hooper, and S Symansky, Brookings Institutions, pp.305~321, 1988.

韓國開發硏究
제29권 제2호(통권 제100호)

한국의 공적개발원조 20년의 평가

이 계 우
(한국개발연구원 국제정책대학원 초빙교수)
박 지 훈
(정보통신정책연구원 연구원)

An Evaluation of Korea's 20-Year ODA

Lee, Kye Woo
(Visiting Professor, KDI School of Public Policy and Management)
Park, Gi Hoon
(Research Assistant, Korea Information Society Development Institute)

* 이계우: (e-mail) kwlee@kdischool.ac.kr, (address) KDI School of Public Policy and Management, 87 Hoegiro, Dongdaemun, Seoul 130-868, Korea
* 박지훈: (e-mail) heyds@kisdi.re.kr, (address) 1-1 Juam-dong, Gwacheon-si, Kyeonggi-do, 427-710, Korea

• Key Word: 공적개발원조(ODA), 대외경제협력기금(EDCF), 국제협력단(KOICA), 원조의 효과(aid effectiveness)
• JEL code: I18, H51, I11
• Received: 2007. 5. 10 • Referee Process Started: 2007. 5. 10
• Referee Reports Completed: 2007. 12. 6

ABSTRACT

This paper aims to assess the effectiveness of Korea's official development assistance (ODA) in terms of improvement in per capita gross domestic product (GDP) of aid recipients, and promotion of Korea's exports and outward foreign direct investments (FDI) to ODA recipients. The assessment has also been done for different groups of aid recipient countries divided by their regional location, income level, and economic freedom. For this purpose, this paper empirically tests the effectiveness of bilateral grants and loans for 163 aid recipient countries during the period of 1990 to 2003. Results show that ODA from Korea had not been able to explain the variations in aid recipient countries' growth in per capita GDP. Provision of aid promoted outward FDI to aid recipient countries during the entire period considered. With respect to exports, provision of aid had facilitated Korea's exports to aid recipient countries, except for the period of 2000~2003. On the basis of the findings, recommendations for future aid policy have been made.

본 논문은 한국의 공적개발원조(ODA)의 효과를 원조기관 설립법의 목적달성 여부에 기반을 두고 평가하였다. 구체적인 평가의 기준은 설립법의 목적을 가장 잘 나타낼 수 있는 수원국의 1인당 국내총생산(GDP) 성장과 공여국인 한국의 수출 및 해외직접투자(FDI) 증진을 기준으로 하여 평가하였다. 또한 수원국을 지역, 소득수준 및 경제적 자유도별로 구분하여 원조의 효과를 평가하였다. 한국국제협력단(KOICA)의 양자 간 무상원조(bilateral grants)와 대외경제협력기금(EDCF)의 양자 간 유상원조를 1990～2003년 사이의 163개 수혜국을 대상으로 실증적 분석을 실시하였다. 그 결과 한국의 공적개발원조는 수원국의 1인당 GDP 성장에 통계적으로 유의한 영향을 미쳤다는 근거를 발견하지 못하였다. 해외직접투자에 있어서는 공적개발원조가 전 기간에 걸쳐서 수원국에서 한국의 해외직접투자를 증진시켰다. 수출에 있어서는 2000～03년 기간을 제외하고 공적개발원조가 수원국에서 한국의 수출을 증진시킨 것으로 나타났다. 이러한 결과를 바탕으로 앞으로의 한국의 공적개발원조정책 수립에 참고가 될 권고를 하였다. 먼저, 수원국의 수를 집중과 선택의 원칙에 따라서 줄이고, 공적원조의 규모를 확대하고, 다른 원조공여국 및 국제개발원조기구와의 공동협력원조를 증진하여야 한다. 둘째, 원조의 목적과 원조자원의 배분기준을 명확하게 규명하고, 이를 구체화하는 집행지침이 마련되어야 할 것이다. 셋째, 원조의 질적 향상을 위하여, 각 수원국별로 유·무상 원조를 아우르는 하나의 조화된 중기원조사업계획을 수립하여 집행한다. 끝으로, 원조기관은 개별적인 원조사업에 대한 사전·사후 평가기준과 사업집행의 점검·감독 기준과 절차를 마련하여 준수하도록 하여야 한다.

Ⅰ. 개 요

최근 개발원조의 효과성에 관한 논의가 급증하고 있다. 2007년 다보스 세계경제포럼에서는 정책입안자와 경제지도자들이 논의한 여러 의제 중에서 원조의 효과에 관한 논의가 처음으로 포함되었다. 또 2007년은 한국의 공적개발원조(ODA)가 20주년을 맞는 해이다. 따라서 한국의 공적개발원조의 효과를 역사적 자료에 근거하여 평가할 필요가 있다. 더욱이 한국의 ODA는 다른 선진 원조공여국에 비하여 그 규모가 작았다. 그러나 향후 한국의 경제규모가 증대됨에 따라 원조의 규모를 증대하기로 한 정부의 중장기재정운영계획을 감안할 때, 보다 효과적인 원조정책의 수립이 중요한 과제이다. 한국 ODA의 20주년을 맞이하여 그 효과를 검증하는 것은 비교적 짧은 기간에 있을 수 있었던 과거의 실수를 낮은 비용으로 개선할 수 있고, 또한 원조의 경험을 통하여 습득한 교훈을 앞으로의 ODA 정책에 반영할 수 있는 좋은 계기가 될 수 있다.

본 연구는 원조 수혜국의 지위에서부터 급속히 성장하여 신생 원조 공여국으로 변신한 한국의 원조효과를 분석함으로써, 현재 뜨겁게 진행되고 있는 선진 원조국의 ODA 효과에 관한 논쟁에 시사점을 제공하고자 한다. 또 원조의 효과를 측정하는 데 지금까지 국내에서 시도되지 않았던 새로운 방법을 도입하고자 한다. 첫째, 본 연구에서 채택된 원조의 효과를 측정하는 기준은 한국이 법률적으로 설정한 양자 간 ODA 제공 목표에 기초하고 있다. 이러한 목표에는 단순히 수원국의 '경제성장'뿐만 아니라, 수원국과 공여국이 추구하는 '상호이익' 또는 '상호협력'을 포함하고 있기 때문에 이러한 목표도 평가의 대상으로 포함했다. 둘째, 본 연구의 원조평가대상은 수원국의 상황과 원조의 종류도 포함한다. 셋째, 평가방법은 원조에 대한 주관적인 연구방법을 넘어서, 현재까지 한국의 공적원조에 적극적으로 적용하지 않았던 계량적인 분석을 시도하였다. 지금까지 한국의 ODA 정책에 관하여 많은 논문이 발간되었지만, 한국의 원조에 관한 경험적인 자료를 계량적으로 분석하여 원조의 효과를 실증적으로 탐구한 논문은 없었다. 본 연구는 이러한 공백을 채워 보고자 한다.

이러한 목적을 달성하기 위하여, 본 논문은 현재까지의 한국 ODA의 역사를 간략하게 검토한 후, 원조효과의 측정방법에 관하여 논의한다. 다음에, 원조의 효과에 관하여 역사적 자료에 바탕을 둔 실증적 분석을 실시하고 해석하며, 끝으로 분석결과가 가지는 정책적 함의를 제시하고자 한다.

II. 한국 공적개발원조의 회고적 검토

제2차 세계대전 이후 독립한 한국은 40여년 동안 원조를 받은 국가였다. 그러나 1987년에 대외경제협력법을 제정 실시하면서 국제 개발원조사업에 공식적으로 첫발을 내디뎠다. 이 법령은 대외협력기금(Economic Development Cooperation Fund: EDCF)의 설립을 승인하여 재정경제부의 책임하에 개발도상국에 유상원조(차관)를 공여할 수 있게 하였으며, 실제로 자금의 운용은 한국수출입은행(Korea Export-Import Bank: KEXIM)에 위탁하여 실시해 왔다. 정부는 또 1991년에 한국국제협력단(Korea International Cooperation Agency: KOICA)을 법인으로 설립하여, 외교통상부의 산하기관으로서 개발도상국에 대한 무상원조(증여)를 공여하게 하였다. 그 외에도, 중앙정부의 몇몇 부처와 지방자치단체들이 자체 예산으로 대외원조를 제공해 왔다. 그러나 지난 20년 동안 한국의 대부분의 ODA는 EDCF와 KOICA를 통하여 이루어져 왔다.

원조의 규모 면에서 한국의 ODA는 많은 진전을 보였다. 원조의 규모는 1991년도의 5,800만달러에서 1993년도에는 1억 1,200만달러로 증가하였고, 2004년도에는 7배로 늘어난 4억 300만달러로 증가하였다(표 1). 그러나 다른 경제협력개발기구(OECD) 가입국가와 비교하면 한국경제의 규모를 감안했을 때 원조의 규모는 매우 작다(남북협력기금의 운영이라는 특수한 사정을 고려하더라도). 최근까지 한국의 ODA는 국민총소득(GNI)의 불과 0.06%만을 차지해 왔다. 이 비율은 2005년에 0.09%로 상승하였으나, 2006년의 잠정집계에 의하면 다시 0.06%로 하락하였다. 이 수치는 2004년 OECD 가입 국가 중 개발원조위원회(Development Assistance Committee: DAC)에 속해 있는 22개 국가의 평균치인 0.26%의 1/3밖에 되지 않는다. 2004년 한국의 1인당 소득수준과 비슷한 포르투갈은 한국의 5배에 해당하는 원조를 제공하였다. DAC에 가장 최근에 가입한 그리스는 한국보다 1인당 소득이 1.3배 크지만 한국이 제공하는 원조의 3.5배에 해당하는 원조를 제공하였으며, 1인당 ODA 액수는 한국보다 4배나 많았다. 1985년도에 일본의 1인당 소득수준이(12,000달러) 한국의 2004년 수준과 비슷했었으나, 그 당시 일본은 한국의 2004년 수준보다 10배 많은 38억달러의 원조를 제공하였다. 이는 한국의 1인당 ODA 액수의 3.5배에 달하며, 일본 GNI의 0.29%에 상당하는 액수였다.

한국의 ODA는 양자 간 및 다자간으로 나눠지며, 양자 간 원조는 무상원조(증여; grants)와 유상원조(차관; loans)로 구분된다. 다자간 원조는 국제기구를 통해

〈Table 1〉 Korea's Official Development Assistance (1991~2005)

Year	Korea's ODA (Unit: US$ million, %)									ODA/ GNI (%)
	Bilateral ODA						Multilateral ODA		Grand Total	
	Loans		Grants		Sub-Total	%	Sub-Total	%		
	$	%	$	%						
1991	6.5	21	25.0	79	31.5	55	26.0	45	57.5	0.020
1992	14.2	31	31.0	69	45.2	59	31.6	41	76.8	0.025
1993	27.4	46	32.7	54	60.1	54	51.4	46	111.6	0.034
1994	21.6	36	38.5	64	60.1	43	80.2	57	140.2	0.037
1995	21.4	30	50.1	70	71.5	62	44.5	38	116.0	0.026
1996	69.9	57	53.4	43	123.3	77	35.8	22	159.2	0.033
1997	56.6	51	54.8	49	111.3	60	74.3	40	185.6	0.042
1998	87.5	70	37.2	30	124.7	68	58.0	32	182.7	0.058
1999	92.4	70	39.0	30	131.4	41	186.2	59	317.5	0.079
2000	83.4	64	47.8	36	131.2	62	80.9	38	212.1	0.047
2001	118.6	69	53.0	31	171.5	65	93.1	35	264.7	0.063
2002	140.1	68	66.7	32	206.9	74	72.0	26	278.8	0.059
2003	99.7	41	145.5	59	245.2	67	120.7	33	365.9	0.064
2004	118.7	38	193.0	62	311.6	77	91.6	23	403.3	0.059
2005	145.3	31	318.0	69	463.3	62	289.0	38	752.3	0.096

Source: Ministry of Finance and Economy(2006).

제공되는 원조를 의미한다. 다자간 원조는 2000년도까지 한국 총 ODA의 40% 정도를 차지했으나, 그 후 국제통화기금(IMF), 세계은행 및 미주개발은행(IDB) 등 국제기구에 개발기금을 제공한 몇 년을 제외하면, 대개 20~30% 수준으로 감소하였다. 본 연구에서는 다자간 원조는 다루지 않으며 양자 간 ODA 분석에만 초점을 맞췄다.

양자 간 무상원조는 1991년에서 1995년 사이에 총 ODA의 70%를 차지하였으나, 1996~97년에는 45%, 그리고 1998~2002년 사이에는 30%대로 점점 감소하였다. 그러나 2003년 이후 양자 간 무상원조는 다시 총 ODA의 60% 이상으로 상승하였는데, 이는 이라크 및 아프가니스탄에

〈Table 2〉 Recipient Countries of Bilateral Grants: Distribution by Region

(Unit: %)

Area / Year	1991~94	1995~98	1999~2002
Africa	32.5 (51)	20.7 (52)	14.1 (50)
Asia	36.0 (21)	44.9 (21)	60.6 (22)
East Europe	6.8 (24)	11.1 (25)	10.7 (26)
Latin America	17.1 (32)	14.1 (33)	10.9 (33)
Middle East	2.2 (12)	5.4 (12)	2.1 (13)
Oceania	5.4 (12)	3.8 (13)	1.6 (12)
Total	100.0 (152)	100.0 (156)	100.0 (156)
Average Annual Amount	$19,957,740	$35,963,763	$39,214,640

Note: ( ): Number of countries.
Source: KOICA Statisctical homepage.

대한 전쟁재해복구원조가 급상승하였기 때문이다.

양자 간 무상원조의 수원국을 지역별로 구분하였을 때, 1991~2002년 기간 동안 아시아 국가에 대한 무상원조비율이 36.0%에서 60.6%로 상승하였지만, 아프리카에 대한 원조는 32.5%에서 14.1%로 감소하였고, 대남미 원조는 17.1%에서 10.9%로 감소하였고, 대오세아니아 원조도 5.4%에서 1.6%로 감소하였다. 같은 기간 동안 각 지역별로 수원국의 수(156~159개국)는 거의 변하지 않았다.

양자 간 무상원조 수원국의 1인당 국민소득별 분포를 보면, 1991년에서 2002년 사이에 저소득 국가에 대한 무상원조 비율은 60.2%에서 66.4%로 상승하였으며, 중하위 소득 국가들에 대한 무상원조의 비율은 32.7%에서 28.3%로 감소하였다. 다른 소득계층의 국가들에 대한 무상원조의 비율은 거의 변화하지 않았다.

양자 간 무상원조 수원국의 경제적 자유도별 분포를 보면 전체 원조 중에서 저경제적 자유도 국가가 차지하는 비율은 1991~94년의 23.9%에서 1999~2002년에는 28.0%로 상승한 반면, 고자유도 국가의 비율은 같은 기간에 32.6%에서 29.1%로 하락하였다.

경제적 자유도는 정부의 규모, 재산권의 보호 및 관련 법적 구조, 견실한 자산의 접근성 및 국제무역의 자유도 등과 관련된 38개의 데이터를 사용하여 경제적 자유도를 최저점수인 1에서 최고점수인 10으로 평가한 지표이다.

위의 자료를 종합해 보면, 한국의

〈Table 3〉 Recipient Countries of Bilateral Grants: Distribution by Per Capital Income

(Unit: %)

Income Level / Year	1991~94	1995~98	1999~2002
Low	60.2 (64)	60.3 (64)	66.4 (63)
Lower Middle	32.7 (51)	35.0 (54)	28.3 (56)
Upper Middle	7.0 (31)	4.5 (32)	5.1 (30)
High	0.2 (6)	0.1 (6)	0.2 (7)
Total	100.0 (152)	100.0 (156)	100.0 (156)
Average Annual Amount	$19,957,740	$35,963,763	$39,214,640

Note: ( ): Number of countries. Per capita income levels are determined by the average annual income during the four year period on the basis of the nominal GNI data provided by the World Bank (2005). Low: below $875; Lower Middle: between $875 and $3,465; Upper Middle: between $3,466 and $10,725, and High: above $10,726 (http://go.worldbank.org/K2CKM78CC0)

Source: KOICA Statistical homepage.

〈Table 4〉 Recipient Countries of Bilateral Grants: Distribution by Economic Freedom

(Unit: %)

Economic Freedom / Year	1991~94	1995~98	1999~2002
Low	23.9 (26)	17.9 (25)	28.0 (27)
Middle	43.5 (28)	49.9 (28)	43.0 (27)
High	32.6 (31)	32.2 (31)	29.1 (31)
Total	100.0 (85)	100.0 (84)	100.0 (85)
Average Annual Amount	$14,604,083	$24,115,704	$23,229,664

Note: ( ): Number of countries. Distribution by the level of economic freedom is based on the Gwartney and Lawson(2006)(www.freetheworld.com/download.html#efw). The average annual amounts are smaller than in other tables since some countries with no indication of the level of economic freedom have been deleted from the classification.

Source: KOICA Statistical homepage.

원조는 최근 아시아(61%), 저소득 국가(66%) 그리고 중경제적 자유도 국가(43%)에 집중되었다. 이러한 한국원조의 패턴은 DAC 회원 국가가 사하라 이남지역에 총원조의 1/3을 제공하고 나머지 지역에 각각 1/10 정도의 원조를 하는 것과 크게 대조된다. 그러나 양자 간 무상원조의 66%를 저소득 국가에 제공하는 점은 이들 국가에 56%를 제공하는 DAC 회원국과 비슷하다(OECD[2006]).

〈Table 5〉 Bilateral Grants: Distribution by Sector

(Unit: %)

Sector / Year	1991~94	1995~98	1999~2002
Directly Productive Sector	22.7	23.1	20.5
Indirectly Productive Sector	72.3	74.7	73.4
Emergency Relief Sector	5.0	2.3	6.1
Total	100.0	100.0	100.0
Average Annual Amount	$18,891,473	$32,422,016	$33,819,215

Source: KOICA Statistical homepage.

〈Table 6〉 Bilateral Grants: Distribution by Type

(Unit: %)

Type / Year	1991~94	1995~98	1999~2002
Projects	11.9	33.4	31.1
Goods/Materials	38.6	19.5	13.2
Development Surveys / Studies	19.6	6.0	5.3
Volunteers	6.0	14.2	14.3
Training Fellowships	9.6	14.0	19.5
Expert Services	3.6	2.3	1.8
Medical Doctors	3.9	4.9	3.4
Taekwondo Instructors	3.2	1.9	1.6
NGO Activities	0.6	1.5	2.0
Emergency Relief	3.1	2.3	7.8
Total	100.0	100.0	100.0
Average Annual Amount	$22,264,802	$35,988,802	$39,409,889

Source: KOICA Statistical homepage.

또 양자 간 무상원조를 어떤 산업부문에 제공해 왔는가를 분석해 보면, 교육, 훈련, 보건 등 생산에 간접적으로 장기간에 걸쳐서 기여하는 사회부문에 제공된 원조가 전 기간을 통하여 72~73%의 안정된 수준에서 가장 많았다. 다음으로 인프

라, 농업, 공업 등 생산에 단기간에 걸쳐서 직접적으로 효과를 나타내는 산업부문에 제공된 원조가 21~23%의 안정된 수준에 머물렀으며, 긴급구호부문은 2~6% 내외였다.

다시 원조형태별로 양자 간 무상원조의 분포를 분석하면, 물자공여가 1991~94년 기간의 38.6%에서 점차 줄어들어서 1999~2002년 기간에는 13.2%로 축소되었다. 반대로 물자공여와 건설, 개발조사 및 기술협력(technical assistance)을 합쳐서 종합적인 투자를 지원하는 프로젝트형 원조는 1991~95년 기간 동안에는 12% 수준이었으나 급속히 확대되어서 1995년 이후에는 31~33% 수준에 달하였다. 그러나 이러한 형태의 원조는 다른 형태의 원조보다 시너지 효과가 크고 효율적이라는 이유로 거의 모든 개발원조를 이러한 형태로 제공하는 DAC 회원국의 수준에는 훨씬 미치지 못하고 있다. 그 외에, 봉사단과 연수생 파견을 통한 기술협력은 각각 초기의 6% 및 10% 수준에서 급속히 확대되어서 각각 14%와 20% 수준에 달하였다. 그러나 의사 및 태권도 교관 등 전문가 파견을 통한 기술협력은 오히려 감소추세에 있어서 현재 2~3% 수준에 머물고 있다.

Ⅲ. 원조효과에 관한 연구문헌의 검토

지금까지 원조와 경제성장 간의 관계를 설명하려는 수많은 연구결과가 발표되었다. 이러한 논문들은 크게 세 갈래로 나눌 수 있다. 즉, 원조는 효과적이다; 원조는 효과적이지 않다; 그리고 원조는 특정 상황하에서만 효과적이다. 본장에서는 이러한 세 가지 종류의 연구결과를 간략하게 정리하여 한국의 공적원조효과를 평가할 수 있는 새로운 방법과 기준을 모색하고자 한다.

1. 원조는 경제성장에 영향을 미치지 못한다.

총원조액과 경제성장 간의 관계에 관하여 간단한 선형회귀분석(OLS)을 이용한 연구결과는 원조와 경제성장 간에 아무런 상관관계가 없다고 주장한다. 일부 연구결과는 원조가 경제성장에 악영향을 미친다고까지 주장한다. Rajan and Subramanian (2005)은 원조가 경제성장에 미치는 명확한 증거를 찾지 못했으며, 장기적으로는 오히려 경제성장과 음(-)의 관계를 발견하였다. 또한 특정형태의 원조나 특정 지역 및 우수한 정책하에서 더 효과적이라는 증거도 찾지 못했다.

Boone(1996)은 1971년부터 1990년 사이에 117개국의 원조 수혜국을 대상으로 5년 기간 평균치로 선형회귀분석을 실시한 결과, 원조 계수가 통계적으로 0과 다르지 않다는 점을 밝혔다. 따라서 그는 원조가 경제성장률이나 인간개발지수(HDI)에 영향을 미치지 못한 것으로 결론지었다.

Ovaska(2003)는 86개 개발도상국의 1975~98년 기간 자료를 이용하여 분석한 결과 개발원조와 경제성장이 음(-)의 관계에 있음을 확인하였다. 즉, 원조가 GDP 대비 1% 상승할 경우 연간 실질 GDP 성장률이 3.65% 감소한다고 발표하였다. 또한 원조가 우수한 지배체제(governance)하에서 더 효과적이라는 주장을 검증했으나 뚜렷한 결과를 얻지 못했다.

이러한 연구결과들은 Friedman(1958), Bauer(1972)와 Easterly(2003, 2004) 등이 주장한 내용과 일치한다. 그들의 주장에 의하면, 원조는 관료단체를 확장시키며, 엘리트 집단을 부유하게 만들고, 부패한 정권을 유지시키며, 수원국가들로 하여금 네덜란드 병(Dutch Disease)에 시달리게 하며, 농산품의 가격을 하락시켜 농가의 수입을 감소시킨다는 등의 주장을 하였다.

2. 원조는 경제성장에 효과적이다

이 부류에 속하는 연구결과에 따르면, 원조의 효과는 각 국가마다 차이가 있지만 평균적으로 경제성장에 긍정적인 효과를 나타낸다. 이러한 견해는 1990년대의 IMF의 경제전문가들(Dalgaard, Hansen, and Tarp[2004])에 의해 주장되었으며, 이들은 또한 원조는 수확체감의 법칙을 따른다고 결론지었다. 그러므로 원조의 규모가 증가할 경우 경제성장에 미치는 영향이 감소한다는 것이다. 원조를 외생적인 소득 또는 자본의 이전으로 볼 때에 장기적으로 수원국의 생산성을 증진시키는 것으로 나타났다. 또한 수원국가들의 불량한 정책환경하에서도 원조가 일반적으로 효과적인 것으로 결론지었다.

Economides et al.(2004)는 1975년에서 1995년 사이의 75개국 자료를 분석한 결과, 원조는 경제성장에 직접적인 영향을 미친 것으로 결론지었다. 그러나 원조가 제공되는 과정에서 발생하는 특혜추구현상(rent seeking)으로 인해 원조의 효과가 감소한 것을 발견하였다. 따라서 이들은 정부 대신에 NGO와 같은 독립기관에 원조를 제공할 것을 권고하였다.

3. 원조는 특정 상황하에서만 효과적이다

이 부류의 연구는 원조의 효과를 평가하는 데 있어 수원국 또는 원조국의 특징에 초점을 맞추었다. 이들은 원조가 모든 국가에 효과적인 것은 아니라고 주장한

다. 원조는 특정한 조건을 충족하는 수원국과 원조국 또는 원조의 종류에 따라서 경제성장에 긍정적인 영향을 끼친다고 주장한다. 이러한 입장은 대부분 세계은행의 경제전문가들에 의해 주장되었다. 예를 들어, 시민적 자유가 높은 국가들에 제공된 세계은행의 원조는 경제성장과 삶의 질을 높이는 데 기여했다는 것을 발견하였다(Isham, Kaufmann, and Pritchett [1995]).

세계은행은 '원조효과의 평가(*Assessing Aid*, World Bank, 1998)'라는 책자에서 과거의 원조가 성과를 거두지 못한 점을 개선하기 위해 원조를 효과적으로 제공하기 위한 방안들을 제안하였다. 이 보고서의 많은 제안 중 주요 결론은, (1) 원조는 양질의 거시경제적 정책과 제도(institution)를 갖춘 나라에 제공하는 것이 효과적이며, (2) 원조는 특정한 수준을 넘어서면 수확체감하는 부정적인 현상이 발생한다는 것이다. 좋은 정책환경의 순위를 측정하기 위해 쓰인 지표는 인플레이션, 재정흑자, 무역자유도 등이었다. 이 보고서에 의하면 좋은 정책하에서는 100억달러의 원조가 2,500만명을 빈곤에서 벗어날 수 있게 하지만, 열악한 정책하에서는 오직 700만명만이 빈곤에서 벗어나는 것으로 보고되었다. 그 결과, 원조는 견실한 경제정책을 실시하는 국가에 제공되어야만 그 효과를 극대화시킬 수 있다고 결론짓는다.

Burnside and Dollar(2000)는 Boone(1996)의 연구모델에 경제정책변수를 도입하였다. 1970~93년 사이의 73개 국가를 대상으로 세계은행이 새롭게 정리한 자료를 사용하여 분석한 결과, 개발원조는 우수한 재정, 금융 및 무역 정책을 수행한 국가에서만 경제성장에 대한 원조의 긍정적인 효과를 확인할 수 있었다.

이러한 연구결과는, 자료나 연구방법에 관한 비판(Easterly et al[2004])에도 불구하고, 많은 원조공여국에 충격을 주었으며, 일부 국가들은 그들의 원조정책에 이러한 연구결과를 반영하였다. 예를 들어, 미국의 부시 행정부는 2001년도에 '새천년 도전 계좌(Millennium Challenge Account)'라는 새로운 원조 창구를 개설하여, 최빈국들이 우수한 정책과 제도를 견지하는 경우에 한해서만 무상원조를 제공한다는 조건부 원조를 해왔다(Radelet[2003]).

원조가 경제성장에 미치는 영향은 주로 원조국이 제공하는 원조의 질에 달려있다고 강조하는 학자들도 있다. 이들은 차관 및 융자는 일반적으로 경제성장과 삶의 질을 개선하는 데 큰 영향을 미친다는 점과 불구속적인(untied) 양자 간 원조는 구속성(tied) 혹은 부분적 구속성 원조보다 더욱 효과적이라고 주장한다. 또한 거대한 조직기구를 운영하면서 원조를 제공하거나, 수원국에 과도한 보고의무를 부과하거나, 점검이나 감독 혹은 평가를 충실히 하지 않는 원조는 일반적으로

효과성이 떨어진다고 주장한다. 반면에 수원국이 주인의식을 가지도록 유도하거나, 원조 프로그램의 우선순위 및 내용에 관한 의사결정과정에 적극적으로 참여하도록 하는 원조기관의 원조는 경제성장에 더욱 효과적이라고 시사한다. 이러한 주장은 DAC 회원국들에 의해서 많이 강조되어 왔지만, 실제로 경험적인 자료의 분석을 통해 체계적으로 증명되지는 못하고 있는 실정이다.

개발원조가 경제성장에 미치는 영향은 원조국이 제공한 원조의 종류에 달려 있다고 주장하는 이들도 있다. 최근 대량의 데이터를 사용한 Clemens, Radelet and Bhavnani(2004)의 공동연구에 의하면, (1) 식량지원과 같은 긴급재난구호사업이나 인도주의적 원조는 경제성장에 악영향을 미치며, (2) 교육, 보건, 민주주의, 환경보호 등 오랜 기간에 걸쳐서 그 효과를 나타내는 간접적 생산부문에 대한 원조는 경제성장에 긍정적인 영향을 주지만, 그 효과가 미약하며, (3) 인프라 건설(도로, 관개, 전력, 항구 등)이나 농업과 같이 단기적으로(4년) 또는 직접적으로 경제활동을 지원하는 원조는 비록 체감적이긴 하지만 경제성장에 긍정적이며 적극적인 영향을 미친다는 연구결과를 내놓았다. 이들에 의하면 1달러의 직접적인 단기 원조는 수원국의 소득을 1.64달러 상승시키는 결과를 가져왔다. 원조가 경제성장에 미치는 영향은 체감하지만, 현재 모든 국가가 제공하는 직접적인 경제활동에 대한 원조의 3배에 달할 때에 직접적인 원조의 효과가 극대화될 것이라고 추정했다. 원조의 이러한 긍정적인 효과는 좋은 정책과 제도가 존재한 수원국의 경우뿐만 아니라, 모든 수원국에서 관찰되었다. 그러나 좋은 정책환경이 있는 수원국가이거나, 보건 및 교육 등의 인적자원에 대한 투자가 누적된 국가에서 원조가 더욱 효과적이었다는 것을 발견했다.

원조의 효과성에 관한 지금까지의 연구문헌은 선진 원조국의 ODA가 수원국의 경제성장 또는 일인당 소득수준의 향상에 미친 영향을 평가하는 것을 주된 목표로 삼았다. 그러나 원조의 목적을 인도주의나 상업주의와 같은 협의적이고 일방적인 이념에 기초하지 않고 광의의 상호주의에 둔다면 수원국의 경제성장은 원조효과성 평가기준의 일부분에 지나지 않는다. 원조가 공여국의 이익과 국제사회 전체에도 얼마나 공헌하였는가도 동시에 평가하여야 한다. 그렇지 않으면, ODA가 지속적으로 확대되어 나가는 데 필요한 국민 다수의 지지를 확보하기 어렵다. 또 수원국의 경제성장이나 공여국의 이익증진을 평가함에 있어서 모든 원조가 동일한 효과를 가져왔는지 또는 수원국의 사회·경제적 환경과 지리적 위치에 따라서 차이가 있는지도 분석하여야 할 것이다. 본 연구는 이러한 문제점을 극복하고자 한다.

IV. 원조효과의 분석

1. 방법론과 자료

원조의 효과성을 평가한다는 것은 먼저 원조의 목적을 명확히 규명하는 것을 전제로 한다. 왜냐하면 효과성이라는 것은 목적을 달성한 정도를 나타내는 지표이기 때문이다. 예를 들면, 「대외경제협력기금법」(1986)이나 KOICA의 기본법(1991)은 양자 간 ODA의 목적과 목표를 한편으로는 개발도상국의 사회·경제적인 발전에 두고, 또 다른 한편으로는 양자 간의 상호교류 및 협력관계의 증진에 두고 있다. 전자의 목표는 명백히 사회·경제적 개발을 목적으로 하는 것이며, 보통 사회·경제적 후생수준을 나타내는 1인당 GDP 성장률로 추정할 수 있다. 그러나 후자의 목표는 어떤 지표를 통하여 측정하기가 쉽지 않다. 상호교류는 「대외경제협력기금법」이 정의한 바와 같이 경제교류로 좁게 해석할 수도 있지만 일반적으로 더 넓은 개념으로 이해된다. 또 협력관계란 개념적으로는 수원국과 공여국의 '상호이익(mutual interests)'을 달성하는 것을 의미하지만, 측정할 수 있는 상호이익을 정의하기가 쉽지 않다. 다만 원조 수원국의 입장에서는 그들의 이익은 국민의 사회·경제적 생활수준의 향상이라고 일반적으로 추정할 수 있기 때문에 역시 1인당 GDP의 성장률로 추정할 수 있다. 그러나 공여국의 입장에서는 '이익추구'는 다양한 측면을 포함한다. 예를 들면, 공여국의 무역증진, 투자촉진, 자원 확보 및 평화와 국가안보의 확보를 포함할 것이며, 그 밖에 수원국 내의 빈곤퇴치, 인권, 민주주의 및 국내평화와 안전 등 세계적으로 수용되는 보편적인 가치까지도 포함할 수 있다.

불행하게도 KOICA와 EDCF의 기본법은 ODA의 목표를 실제 운영상 용이하게 측정할 수 있도록 정의되어 있지 않다. 외교통상부와 재정경제부도 ODA 배분과 ODA 결과를 평가하는 데 편리하게 사용할 수 있는 지침을 아직까지 마련하고 있지 않다. 많은 DAC 회원국들은 ODA 헌장이나 정책백서를 통해 원조의 목표와 원칙을 측정 가능한 운영지표를 통해 선언하고 있으나, 한국정부는 아직 그렇지 못한 실정이다.

근본적인 이론상의 이유와 사실상 통계를 쉽게 획득할 수 있다는 이유에서 본 연구는 원조의 효과를 평가하기 위해 다음의 기준을 선정하였다; ① 수원국의 1인당 GDP 성장 ② 한국에서 원조 수원국에 수출한 금액 그리고 ③ 한국에서 수원국을 향한 해외직접투자액(foreign direct investment: FDI)이다. 어떤 논자는 이러한 지표 중 민주주의, 인권, 국내안전(테러 및 내전으로부터의 보호)과 같은 보편

적인 가치를 포함해야 한다고 주장할 수도 있다. 그러나 실정법에 규명된 한국 ODA의 목적과 목표는 수원국의 사회·경제적 발전과 '상호교류' 및 '협력관계'의 강화를 통한 국제'협력'의 증진이라는 것을 기억해야 한다. 따라서 수원국에서의 보편적인 가치의 달성은 한국 ODA의 주된 목적에 포함되지 않고 있다고 할 수 있다. 또 빈곤퇴치를 위한 가장 효과적인 수단은 경제성장이다(World Bank[1991]). 민주주의나 인권 등이 경제성장과 삶의 질을 향상시키는 데 필수적인 요건이라는 학문적인 증거는 부족하다(Inada [2005]). 무엇보다 중요한 것은 안보, 민주주의, 인권 등의 발전상태를 나타내는 객관적이고 인정을 받은 지표가 아직까지 개발되지 않았다는 것이다.

수원국의 상태가 원조효과에 미치는 영향을 평가하기 위하여 다음과 같은 기준을 채택했다; ① 지역적 위치 ② 소득수준 그리고 ③ 경제적 자유도 등이다. Burnside and Dollar(2000, 2004)는 좋은 정책환경은 효과적인 원조를 위해 필수적임을 증명하였고, 많은 연구결과들이 시장경제가 경제성장을 더 촉진시킨다는 것을 보여주고 있다. 이러한 연구결과를 한국의 ODA에서 확인하기 위하여 수원국의 대내외 시장에서의 경제적 자유도(혹은 시장 친근성)가 원조효과의 평가를 위한 기준으로 선정되었다. 또 전통적으로 개발경제학자들은 발전전략과 정책들은 사회 및 경제발전의 단계에 의해 결정된다고 증명한 바 있다(Clark, Hagen, and Rostow 등). 이러한 이유 때문에 수원국의 1인당 GDP가 평가기준을 위한 지표로 선정되었다. 뿐만 아니라, 최근 여러 경제학자들은 사회 및 경제적 성장은 지역 혹은 지리에 의해 제한받는다고 주장하였다(IDB[2000]). 그래서 지역적 위치가 원조의 효과를 측정하기 위한 지표의 하나로 선정되었다.

한국 ODA에 관한 자료는 KOICA와 KEXIM의 데이터 베이스 및 연례보고서의 자료를 활용하였다(www.koica.or.kr과 www.koreaexim.go.kr). 1인당 GDP 자료는 유엔(www.un.org)의 통계자료를 사용하였으며, 경제자유도는 Fraser Institute (www.freetheworld.com)에서 획득하였다.

2. 분 석

가. 양자 간 무상 및 유상 원조가 경제성장에 미친 영향

양자 간 무상 및 유상 원조가 경제성장에 미친 영향을 분석하기 위하여 기본적으로 Burnside and Dollar(2000)의 선형회귀분석(OLS)모델을 사용하되 약간 수정하였다. 독립변수로는 양자 간 원조액의 GDP 대비 변수(AID/GDP)를 각 수원국(i)별로 1991~94, 1995~98, 1999~2002 각 4년간 관찰하여 그의 평균을 구하여

사용하였고, 다시 이 변수와 정책변수 간의 상호작용변수(interactive term)도 사용하였다. 이것은 원조가 우수한 정책환경과 제도하에서만 경제성장에 유효한 영향을 미친다는 연구결과를 한국의 원조경험에서도 검증하기 위해서이다. 정책변수(P)로는 각 수원국의 기간별 연평균 소비자물가 상승률과 GDP 대비 대외무역자유도를 사용하고 동일한 가중치를 적용하였다. 그 외의 독립변수는 GDP 대비 투자율(Inv/GDP), 인구증가율(PG) 및 초기의 일인당 GDP(GDPPC)이다. 종속변수는 각 수원국별로 1992~95, 1996~99, 2000~03 각 기간의 평균 1인당 GDP 성장(gGDPPC)을 사용하였다. 이 기간은 원조라는 독립변수보다 1년의 시차를 가지고 있다. 분석에 사용된 회귀분석의 모델은 다음과 같이 표현된다.

$$gGDPPC_i = \alpha + \beta1(GDPPC)_i + \beta2(Inv/GDP)_i + \beta3(AID/GDP)_i + \beta4(Aid/GDP)_i * P_i + \beta5(PG)_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

또 원조가 경제성장에 미치는 영향이 통계적으로 유효하지 않다는 과거의 연구사례를 고려하여 추가분석을 실시하였다. 즉, 양자 간 무상 및 유상 원조액과 수원국의 1인당 GDP 성장률 간의 상관관계를 측정하기 위해 Pearson 상관관계 검정을 실시하였다. 이것은 원조와 경제성장 간의 관계를 분석하기 위하여 다수의 독립변수를 사용한 선형회귀분석(OLS)과 차이가 난다. 각 수원국에 대한 원조액과 1인당 GDP 성장률 간의 양 (+)의 상관관계를 증명하는 것은 적어도 한국이 성장하고 있는 경제에 더 많은 원조를 제공해왔다는 것을 의미한다. 다시 말하면, 한국의 원조액이 각 수원국의 총투자액이나 경제규모에 비하여 너무나 미약하기 때문에(특히 원조역사의 초기에), 한국의 공적원조가 수원국의 경제성장에 공헌하였는가의 여부를 분석하기는 어렵다. 그러나 적어도 한국의 공적원조가 성장하는 경제에 더 많이 제공되었는가, 아니면 그 반대로 성장하지 않는 경제에 더 많이 제공되었는가, 또는 경제의 성장추세와 상관없이 원조를 제공하였는가를 분석하는 것은 인과관계를 밝히는 데 간접적으로 의미가 있다. 경제가 성장하는 추세에 있는 국가에 원조를 더 많이 제공하면 그 원조의 효과가 긍정적으로 나타날 가능성이 더 크다고 할 수 있다. 성장하는 경제는 정책환경이나 제도가 우수하다고 인정할 수 있기 때문이다. Burnside and Dollar(2000, 2004)는 정책환경이나 제반 제도가 우수한 국가에 제공된 원조가 더욱 효과적이었다고 증명한 바 있고, 원조의 효과성에 관하여 부정적인 의견을 가진 Easterly et al(2004)도 이 가능성을 인정했다.

양자 간 무상원조(증여)를 받은 국가들을 다시 지역, 소득수준 그리고 경제적 자유도를 기준으로 하여 그룹을 만들고,

각 그룹별로 각 4년간의 기간에서 원조와 1인당 GDP 성장과의 상관관계를 분석하였다. 국가들의 지역별 분류는 <표 2>를 사용하였다. 경제적 자유도 지표를 근거로 각 국가들을 3부문으로 나누었다; 상(1/3), 중(1/3) 그리고 하(1/3). 또 소득수준별로 국가들을 4부문으로 나누었다. 소득수준 분류는 세계은행 소득분류 기준을 참고하였다: 저소득층: 1인당 GNI 875달러 이하, 중하소득층: 875~3,465달러, 중상소득층: 3,466~10,725달러, 고소득층: 10,726달러 이상. 이러한 지역별, 경제적 자유도별 및 소득수준별 국가 분류는 수원국의 다양한 상황하에서의 무상원조와 1인당 GDP 간의 상관관계의 관찰을 가능케 한다.

양자 간 유상원조(차관)의 효과를 분석하기 위해 1990년에서 2000년 사이의 자료를 사용하였다. 양자 간 유상원조의 사례는 양자 간 무상원조보다 훨씬 더 적기 때문에 4년 평균을 구하지 않고 각각의 차관 사례를 모두 분석의 대상으로 하였다. 예를 들어, 한 국가에 1992년도에 차관이 주어졌다면 이를 GDP로 나눈 변수를 그 해당국가의 1993~96년 1인당 GDP 성장과 비교하여 분석하였으며, 이는 차관이 이루어진 후 4년 기간에 원조의 효과가 구현될 것이라고 가정하였기 때문이다. 차관을 받은 국가의 사례가 적기 때문에 국가들은 2개의 경제적 자유도(상, 하)로만 분류하였으며, 다른 분류(소득별, 지역별)는 시도하지 않았다. 무상원조는 각 4년마다 152개 또는 156개의 국가에 원조가 공여되었지만, 유상원조의 경우에는 1987~2006년의 전 기간에 걸쳐서 151개의 차관이 41개국에 제공되는 데 그쳤다.

나. 수출/대외직접투자(FDI)와 양자간 유·무상 원조와의 관계

한국이 제공한 양자 간 증여와 차관이 한국에서 수원국(i)으로의 수출 및 FDI를 증진시켰는지 여부를 확인하기 위하여 중력모형(gravity model)을 변형하여 회귀분석을 하였다(Frankel[1998], Kruger [1999, 2000]). 모형의 세부내용은 아래와 같다:

$$LogX_i = \alpha + \beta 1 LogGDPPC_i + \beta 2 LogP_i + \beta 3 LogD_i + \beta 4 LogAid_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

X_i: 한국이 각 수원국(i)에 제공한 수출액(단위: 천달러)

$GDPPC_i$: i수원국의 1인당 GDP (단위: 달러)

P_i: i수원국의 인구(단위: 명)

D_i: 한국과 i수원국의 거리(단위: km) (www.cepii.fr/anglaisgraph/bdd/distances.htm)

Aidi: 한국이 i국에 제공한 원조액 (단위: 달러)

1991~2003년 기간을 4년씩 3개로 나누어 선형회귀분석을 하였다. 그 후 각 수원국들을 다시 지역, 소득수준 및 경제적 자유도별로 분류하여 무상원조가 수출에 미치는 영향을 선형회귀분석을 통하여 연구하였다.

같은 방법으로 KOICA의 양자 간 무상원조가 수원국에서 한국의 FDI를 증진시켰는지 여부를 분석하였다. 이 경우 X_i (수출액) 종속변수가 한국에서 i수원국가로 향한 FDI를 의미하는 F_i 종속변수를 대체하였다.

양자 간 유상원조(차관)가 수출과 FDI에 미치는 영향을 분석하기 위해서 1990년도에서 2000년도 사이의 차관 사례를 같은 방법으로 분석하였다. 그러나 동일국가에 대한 차관 사례가 적기 때문에 4년 단위로 평균을 구하여 분석하지 않고, 전 기간의 모든 차관을 관찰의 대상으로 분석하였다. 또한 차관 수원국은 지역과 소득수준별로 분류하지 않았으나, 2개의 경제적 자유도(상, 하)별로 구분하였다. 양자 간 차관의 분석은 양자 간 증여와 비교분석을 가능케 하며, 어느 종류의 원조가 더 좋은 결과를 가져오는가 하는 판단을 내릴 수 있게 할 것이다.

위의 회귀분석모델에는 두 가지 주석이 필요하다. 첫째, 위의 회귀분석모델은 대외원조가 한국의 수출에 미치는 영향을 측정하는 데에 문제가 있다는 비판의 여지가 있다. 즉, 한국이 수원국을 결정할 때 이미 수출수준이 높은 수원국을 우선 선정하였을 가능성이 있다. 따라서 당초의 회귀분석모델은 대외원조의 수출증진효과뿐만 아니라, 초기의 높은 수출수준이 원조의 수준을 제고하고, 이러한 원조수준이 다시 수출을 증진시키는 효과까지 포함할 가능성이 있다는 비판이다.

이러한 비판을 제거하기 위하여 필자는 위의 회귀분석모델 (2)를 수정하여 분석하기도 하였다. 즉, 당초의 회귀분석모델에 '초기의 수출수준'이라는 독립된 변수를 추가하여, 초기의 수출수준이 원조의 수준에 영향을 미쳐서 다시 수출수준에 미치는 영향을 제거(컨트롤)하였다. 따라서 한국의 원조가 대수원국의 수출수준에 미치는 순수한 영향을 측정할 수 있었다.

회귀분석의 결과는 초기의 수출수준변수의 계수도 통계적으로 유의하여 초기의 수출수준이 높은 국가에 원조를 더 많이 제공하였을 가능성을 확인하였다. 그러나 원조가 수출에 미치는 영향(계수)에 관해서는 '초기의 수출수준'이라는 독립변수를 추가한 경우와 추가하지 않은 경우 사이에 기본적으로 차이가 없었다. 따라서 본 연구에서는 위의 회귀분석모델을 유지한다.

둘째, 원래의 중력모델은 수출국가와 수입국가 인구 및 일인당 GDP를 독립변수에 포함한다. 본 연구에서 이러한 회귀분석모델을 적용한 결과 모든 경우에 일관되게

원조공여국인 한국의 인구와 일인당 GDP는 통계적으로 유효하지 않은 것으로 나타났다. 따라서 본 연구에서는 원래의 중력모델에서 한국의 인구와 일인당 GDP를 제거한 중력모델 (2)를 사용한다. 이것은 Framkel(1998)과 Kruger(1999, 2000)의 연구에서도 같이 사용된 중력모델이다.

V. 분석의 결과

1. 양자 간 유·무상 원조가 1인당 GDP 성장에 미친 영향

<표 7>에서 보듯이, 관찰된 세 기간 각각에 걸쳐서, 양자 간 무상원조는 수원국의 1인당 GDP 성장의 변화를 설명하지 못한다. GDP 대비 원조액 변수 및 원조와 정책과의 상호작용변수의 계수는 모두 통계적으로 유의하지 않다. 그러나 정책변수(P)는 1991~95년의 기간에서만 경제성장에 유의하다. 경제성장을 잘 설명하는 변수는 오히려 초기의 일인당 국민소득수준이다.

한국의 양자 간 무상원조가 수원국의 경제성장에 영향을 미쳤다고 할 수 없기 때문에, 다음으로 한국의 무상원조규모와 수원국의 일인당 GDP 성장과의 상관관계를 분석하였다. <표 8>에서 보듯이, 양자 간 무상원조와 1인당 GDP 성장 간의 Pearson 상관관계 계수가 세 기간 모두에 걸쳐서 유의하지 않은 것으로 나타났다. 다시 말하면, 무상원조는 성장하고 있는 경제에 더 많이 제공되지 않았고, 따라서 경제성장에 공헌할 가능성도 낮았다고 할 수 있다. 이러한 결과는 양자 간 무상원조의 절대적 규모가 1999~2002년 기간에 1991~94년도보다 거의 2배에 달했다는 점을 감안할 때(표 2) 뜻밖의 결과이다. 원조의 양이 많아짐에도 불구하고, 국가별 배분에서 원조의 목적에 상응하는 원칙이 없었다는 것을 반증하는 것이며, 개발원조가 목적을 달성했다고 주장할 수 없다 하겠다.

수원국을 소득계층별로, 지역별로, 또 경제적 자유도별로 분석하였으나, 그 결과는 마찬가지였다. 통계적으로 유의한 결과를 관찰할 수 없었다.

양자 간 유상원조(차관)와 1인당 GDP 성장과의 상관관계 분석에서도 통계적으로 유의하지 않은 결과가 관찰되었다. 차관 수원국을 경제적 자유도로 구분한 그룹별 분석에서도 유의하지 않은 결과가 나타났다(지면의 제한으로 유의하지 않은 표를 제시하지 않지만 요청이 있으면 제공 가능하다).

요약하면, 개발원조는 일인당 GDP 성장을 촉진하는 요소 중 일부 요인에 불과하다. 한국의 원조규모는 타 국가와 비교해 볼 때 매우 작은 규모이므로 한국의

〈Table 7〉 Bilateral Grants and Economic Growth: Summary of Regression Analysis

Dependent Variable: Growth			
Year	1991～95	1995～99	1999～2003
Constant	2.154* (2.604)	2.244*** (3.501)	2.999*** (4.916)
Initial GDPPC	.086 (1.488)	.265*** (5.643)	.262*** (7.567)
Inv/GDP	.056 (.445)	-.045 (-.381)	.116 (1.055)
Aid/GDP	2.383 (1.720)	.389 (.645)	.695 (.407)
(AID/GDP)*P	-2.440 (-1.757)	-.417 (-.689)	-.716 (-.856)
PG	-.059 (-1.855)	.015 (.457)	.066* (2.290)
P	1.941* (2.297)	.573 (1.263)	.431 (.803)
No. of Observation	111	119	120
R^2	.343	.472	.506

Note: ( ): t-value. level of significance * p<.05, ** p<.01, *** p<.001

〈Table 8〉 Bilateral Grants and Per Capita GDP: Summary of Correlation Analysis

Year	1991～95	1995～99	1999～2003
Correlation Coefficient	.001	-.069	-.058
No. of Countries observed	161	163	163

원조가 수원국의 경제성장에 막대한 영향을 끼칠 것이라고 기대하는 것은 비현실적이다. 그러나 수개의 변수를 동시에 사용한 회귀분석에서뿐만 아니라, 단순 상관관계의 분석결과에서도 양자 간 무상원조가 수원국의 1인당 GDP 성장과 연관이 있다고 주장할 수 있는 통계적 근거를 관찰할 수 없다. 양자 간 유상원조도 1인당 GDP 성장에 긍정적인 영향을 미쳤다고 할 수 없다. 이러한 결과는 한국의 ODA가 2000~03년에는 그 규모가 거의 2배로 성장했음에도 불구하고 수원국의 경제성장에 영향을 미쳤다고 주장할 수 없다는 것을 의미하며, 한국정부가 국제적인 실

증적 연구에 의해서 뒷받침된 ODA의 국가별 배분 우선순위원칙을 준수하지 않은 데 그 원인의 일부가 있다고 할 수 있다. 즉, 원조가 정책환경과 제도가 우수하여 성장추세에 있는 저소득 국가와 경제적 자유도(시장 친화도)가 높은 국가에 우선적으로 배분되지 않은 데 큰 원인이 있다고 추정할 수 있다. 물론 수원국이 한국의 원조를 다른 국가와 국제기구의 원조와 잘 조화하여 사용하지 못한 것도 한 원인일 것이다. 그러나 한국이 원조를 제공할 때에 이러한 수원국의 능력을 고려하지 않았고 또 다른 원조제공자와 협력하고 조정하지도 않은 결과라고 할 수 있다.

2. 양자 간 무상원조가 수출에 미친 효과

1991~95년과 1995~99년 기간의 양자 간 무상원조는 수출을 증진시키는 데 긍정적인 영향을 미친 것으로 나타났다. 그러나 1999~2003년에는 양자 간 무상원조의 계수는 통계적으로 유효하지 않지만 수출에 부정적(음) 결과를 초래하였다(표 9). 이러한 1999~2003년 사이에 나타난 변화를 이해하기 위하여 수원국을 지역, 소득수준 및 경제적 자유도별로 구분하여 분석을 실시하였다.

수원국을 지역별로 분류하였을 때,

〈Table 9〉 Bilateral Grants and Exports: Summary of Regression Analysis

Year	1991~95	1995~99	1999~2003
Constant	-16.628***	-8.658*	-1.722
	(-4.051)	(-2.336)	(-.473)
POP	.919***	.881***	.950***
(population)	(10.075)	(11.094)	(11.703)
GDPPC	1.571***	1.334***	1.101***
(per Capita GDP)	(10.161)	(10.002)	(8.860)
DIST	-.277	-.768*	-1.125**
(Distance)	(-.741)	(-2.338)	(-3.466)
AID	.321***	.245***	-.044
(Grants)	(5.036)	(3.984)	(-.707)
No. of Observation	163	163	163
$\mathbf{R}^2$	.552	.568	.562

Note: ( ): t-value. level of significance * p<.05, ** p<.01, *** p<.001

양자 간 무상원조는 전 기간 동안 중남미 지역에 수출을 증진시키는 데 가장 큰 영향을 미친 것으로 확인되었다. 아시아 지역도 1991~95년과 1995~99년에 유의한 영향을 미쳤지만 1999~2003년에는 유의하지 않았다. 아프리카와 동유럽 지역에서는 1999~2003년에 유의한 부정적인 음(-)의 관계까지 관찰되었다. 중동 지역과 오세아니아 지역은 적은 관찰국 수 때문에 분석에서 제외하였다. 아시아 지역은 1995~99년 사이에 총 양자 간 무상원조의 45%를 차지하였으나 1999~2003년에는 총 양자 간 무상원조의 61%를 제공받았음에 불구하고 이 기간에 수출증진이 이루어지지 않았다(표 9-1과 표 9-2).

이러한 결과를 근거로 중요한 의문을 제기할 수 있다. 1999~2003년 기간의 양자 간 무상원조의 주요 목표는 무엇이었는가 하는 점이다. 앞의 분석에서 본 바와 같이, 한국의 ODA는 이 기간에 그 규모가 2배로 늘었음에도 불구하고 수원국의 경제성장과는 긍정적(양) 상관관계가 없었으며, 수원국에 대한 한국의 수출을 증진시키는 데도 긍정적인 영향을 미치지 못하였다. 이 기간의 가장 큰 아시아 수혜국은 이라크와 아프가니스탄이었다. 이들 국가에 대한 원조는 KOICA의 기본법에 규정된 개발원조도 아니었고, 상호교류와 협력을 통한 국제협력의 증진도 아닌 제3의 목적으로 제공되었거나, 기본법에 정한 목적으로 제공되었더라도 효과적인 원조가 아니었다고 할 수 있다.

수원국을 소득수준별로 분류하여 양자 간 무상원조의 효과를 분석해본 결과(표 10-1과 표 10-2), 저소득과 중하소득 국가에 대하여 수출증진의 효과가 1991~95년과 1995~99년 기간에는 나타났지만 1999~2003년 기간에는 나타나지 않았다. 다른 소득층에서는 전 기간에 통계적으로 유의하지 않은 결과를 얻었다. 저소득과 중하소득 국가들에서 1999~2003년 사이에 유의하지 않은 결과가 나타난 것은 양자 간 무상원조의 중요성에 변화가 있었던 데 기인하는 것으로 분석된다. 저소득 국가들은 1991~94년과 1995~98년에 총 양자 간 무상원조의 60%를 제공받았다. 그러나 1999~2002년 기간에는 중하소득과 중상소득 국가에 대한 원조가 감소하면서 저소득 국가는 총무상원조의 66%를 차지하였다(표 3). 이 기간에 양자 간 무상원조는 아프리카와 중남미 지역에서 감소한 반면, 아시아에서는 45%에서 61%로 상승하였다(표 2). 이러한 변화는 다시 한번 KOICA의 1999~2003년 사이의 정책변화에 의문을 갖게 한다. 이 기간에 무상원조는 수원국의 경제성장을 촉진시키지도 못하였고, 한국기업의 수출도 증진시키지 못하였다. 이 기간에 무상원조의 국가별 배분정책에 변화가 있었고, 그것이 이러한 원조효과상의 변화를 가져온 것으로 추정된다.

수원국을 경제적 자유도별로 분류하여

〈Table 9-1〉 Bilateral Grants and Exports: Regression Analysis by Region (Africa and Asia)

Region	Africa			Asia		
Year	1991~95	1995~99	1999~2003	1991~95	1995~99	1999~2003
Constant	14.556	4.483	-10.611	-39.093**	-23.748**	-13.285
	(.639)	(.198)	(-.626)	(-3.014)	(-3.345)	(-1.417)
POP	.785**	.771**	1.194***	1.356***	1.140***	1.169***
(Population)	(3.509)	(3.416)	(6.414)	(4.835)	(7.972)	(8.061)
GDPPC	.742*	.957**	1.064***	2.334***	1.829***	1.473***
(per Capita GDP)	(2.327)	(2.996)	(4.414)	(6.609)	(9.381)	(4.428)
DIST	-2.462	-1.437	-.350	.559	-.213	-.729
(Distance)	(-1.061)	(-.626)	(-.205)	(.442)	(-.313)	(-.991)
AID	.013	-.002	-.243*	.621**	.492***	.151
(Grants)	(.091)	(-.012)	(-2.502)	(3.155)	(4.909)	(.637)
No. of Observ.	53	53	53	22	22	22
R^2	.276	.285	.494	.833	.920	.869

Note: ( ): t-value. level of significance * p<.05, ** p<.01, *** p<.001

〈Table 9-2〉 Bilateral Grants and Exports: Regression Analysis by Region (Latin America and East Europe)

Region	Latin America			East Europe		
Year	1991~95	1995~99	1999~2003	1991~95	1995~99	1999~2003
Constant	-18.762	-37.300	-36.602	20.264	28.161	41.284
	(-1.044)	(-1.401)	(-1.236)	(1.040)	(1.297)	(1.937)
POP	.830***	.792***	.848***	1.099**	.870*	1.363**
(Population)	(7.205)	(4.643)	(4.538)	(3.355)	(2.791)	(3.438)
GDPPC	1.393***	1.898**	1.779**	2.812***	2.387***	1.562*
(per Capita GDP)	(4.330)	(3.420)	(3.195)	(6.091)	(4.728)	(2.657)
DIST	-.386	1.080	.760	-5.562*	-5.839*	-6.790*
(Distance)	(-.193)	(.370)	(.247)	(-2.488)	(-2.303)	(-2.648)
AID	.871***	.949**	1.162**	.029	.239*	-.420*
(Grants)	(7.712)	(3.835)	(3.510)	(.260)	(2.078)	(-2.119)
No. of Observ.	33	33	33	28	28	28
R^2	.809	.603	.543	.830	.563	.533

Note: ( ): t-value. level of significance * p<.05, ** p<.01, *** p<.001

〈Table 10-1〉 Bilateral Grants and Exports: Regression Analysis by Income Level (Low and Lower Middle Income Countries)

Income Level	Low			Lower Middle		
Year	1991~95	1995~99	1999~2003	1991~95	1995~99	1999~2003
Constant	-20.046*	-10.474	-4.164	-23.795**	-13.510	.386
	(-2.479)	(-1.507)	(-.758)	(-2.700)	(-1.599)	(.039)
POP	.906***	.773***	1.076***	.806***	.773***	.634**
(Population)	(4.365)	(4.513)	(7.994)	(5.879)	(6.049)	(3.563)
GDPPC	1.272*	1.411**	1.325***	2.954***	2.309**	1.092
(per Capita)	(2.275)	(2.926)	(3.740)	(4.412)	(2.885)	(1.259)
DIST	.274	-.462	-1.084*	-.598	-1.263	-1.513
(Distance)	(.452)	(-.913)	(-2.565)	(-.769)	(-1.701)	(-1.756)
AID	.391**	.301*	-.144	.428***	.531***	.486
(Grants)	(2.706)	(2.623)	(-1.678)	(4.456)	(4.530)	(1.894)
No. of Observ.	66	66	66	56	56	56
$\mathbf{R}^2$	.419	.508	.634	.627	.577	.421

Note: ( ): t-value. level of significance * p<.05, ** p<.01, *** p<.001

〈Table10-2〉 Bilateral Grants and Exports: Regression Analysis by Income Level (Upper Middle and High Income Countries)

Income Level	Upper Middle			High		
Year	1991~95	1995~99	1999~2003	1991~95	1995~99	1999~2003
Constant	-12.545	-7.458	-6.765	56.476	21.436	-15.283
	(-1.685)	(-.878)	(-.641)	(1.113)	(.498)	(-.549)
POP	1.011***	1.036***	1.041***	2.453*	2.193	.914
(Population)	(10.327)	(11.490)	(8.912)	(3.348)	(2.257)	(1.394)
GDPPC	1.372*	1.018	1.231	-6.884	-4.042	1.490
(per Capita GDP)	(2.164)	(1.453)	(1.545)	(-1.311)	(-.824)	(.556)
DIST	-.588	-7.548	-.907	-1.616	-.190	.082
(Distance)	(-1.091)	(-1.394)	(-1.426)	(-1.229)	(-.149)	(.062)
AID	.218	.115	.019	.281	.271	.038
(Grants)	(2.003)	(.729)	(.209)	(1.735)	(1.499)	(.214)
No. of Observation	32	32	32	9	9	9
$\mathbf{R}^2$	.824	.836	.763	.874	.762	.544

Note: ( ): t-value. level of significance * p<.05, ** p<.01, *** p<.001

〈Table 11〉 Bilateral Grants and Exports: Regression Analysis by Economic Freedom Level

Economic Freedom level	High			Middle			Low		
Year	1991~95	1995~99	1999~2003	1991~95	1995~99	1999~2003	1991~95	1995~99	1999~2003
Constant	-9.172	-8.639	-8.266	-6.974	-6.595	-5.424	-4.741	-4.956	-11.092
	(-1.252)	(-1.056)	(-1.444)	(-.667)	(-1.240)	(-.796)	(-.312)	(-.276)	(-1.064)
POP	1.077***	.864***	1.014***	1.015***	.971***	.868***	.913*	.769**	.903***
(Population)	(7.513)	(5.601)	(5.967)	(4.834)	(8.023)	(6.149)	(2.110)	(2.835)	(4.142)
GDPPC	1.343***	1.692**	1.645***	1.261***	1.199***	1.209***	1.481*	1.469***	1.113***
(per Capita GDP)	(4.135)	(3.629)	(7.474)	(4.446)	(6.551)	(5.159)	(2.787)	(3.986)	(5.379)
DIST	-.656	-1.041*	-1.236**	-.974	-.763*	-.643	-1.204	-.998	-.483
(Distance)	(-1.513)	(-2.518)	(-3.360)	(-1.569)	(-2.164)	(-1.325)	(-.859)	(-.687)	(-.560)
AID	-.041	.281	.185	.086	.015	-.021	.070	.163	.323
(Grants)	(-.378)	(1.285)	(2.042)	(.290)	(.310)	(-.232)	(.294)	(.440)	(1.065)
No. of Observ.	30	32	32	29	33	33	29	33	33
R^2	.793	.743	.829	.765	.834	.728	.452	.567	.744

Note: ( ): t-value. level of significance * p<.05, ** p<.01, *** p<.001

양자 간 무상원조의 효과를 분석하면, 이론상으로나 Burnside and Dollar(2000)의 실증적 연구결과에 비추어 볼 때, 경제적 자유도가 높은 국가(상위 1/3)에 제공한 무상원조가 이들 나라에 대한 한국의 수출을 더욱 촉진시켰으리라고 예상된다. 그러나 실제 분석결과 <표 11>은 이러한 예상을 통계적으로 높은 유의수준에서 확인하지 못하였다. 실제로 수원국을 경제적 자유도별로 분류하여 KOICA의 원조(무상원조) 추세를 살펴보면, 낮은 경제적 자유도를 가진 국가에 대한 원조규모는 1991~94년 기간의 24%에서 2000~03년 기간에 28%로 오히려 상승하였다(표 4). 그러나 이들 국가에 대한 원조는 한국의 수출증진에 긍정적인 영향을 미치지 못한 것으로 나타났다. 이러한 결과는 다시 한 번 1999~2003년간의 KOICA의 원조정책에 의문을 제기하게 한다. 즉, 낮은 경제적 자유도 국가에 원조를 늘린 것은 한국의 수출에 효과성이 없었고, 실정법에서 설정한 원조의 목적과 상이한 목적을 추구하지 않았나 하는 것이다. 따라서 설립법의 목적에 비추어보면, 1999~ 2003년 기간의 원조는 효과성이 약한 것으로 분석된다.

그 밖에 무상원조를 원조형태별로(표 6참조) 또 원조산업부문별로도(표 5참조) 분석하여 보았으나, 수출에 미치는 효과는 통계적으로 유의하지 않았다. 즉, 한

국의 대수원국 수출은 원조의 형태나 원조산업부문에 따라서 차이가 있다는 통계적 증거를 발견하지 못하였다.

종합해보면, 1999~2003년 사이의 KOICA의 원조는 그 목표를 달성하는 데 효율적이지 못하였다. '협력관계' 또는 '상호이익'의 증진이라는 KOICA의 목표 중 중요한 부분을 차지하는 원조공여국의 수출증진에 무상원조는 영향을 미치지 못하였다. 또 무상원조는 수원국에서의 빈곤퇴출과 경제적 자유도 증진이라는 KOICA의 목표달성에도 기여하지 못하였던 것으로 판단된다. 같은 기간에 KOICA는 지역, 소득 및 경제적 자유도를 기준으로 볼 때에 KOICA는 무상원조의 국가별 배분정책을 변경하였다고 생각된다. KOICA의 무상원조가 한국의 수출을 증진시키는 효과가 있었는가는 수원국이 위치한 지역에 따라 달랐다. 만약 원조를 통한 수출증진이 명시적 혹은 암묵적 목적이었다면 수출증진효과가 가장 큰 중남미 지역에 더 많은 원조가 제공되었어야 할 것이다. 또한 수출증진효과가 가장 큰 중하소득층 국가에 더 많은 원조가 제공되었어야 할 것이다. 더 나아가 경제적 자유도가 높은 국가에 더 많은 원조가 주어졌어야 원조가 효과적이었을 것이다. 따라서 KOICA의 무상원조가 한국의 수출을 증진시키지 못했던 것은 원조의 배분정책이 원조의 목표와 상충되었기 때문이라고 판단된다.

3. 양자 간 무상원조(KOICA 원조)가 FDI에 미친 효과

양자 간 무상원조는 전 기간에 걸쳐 FDI를 증진시킨 것으로 확인되었다(표 12). 그러나 최근에는 이러한 효과가 감소되는 것으로 나타났다. 수원국을 지역별로 분석해 본 결과, 오직 1995~99년 기간에 아시아와 동유럽 지역에서만 유의한 결과가 관찰되었다. 1999~2003년 기간에는 지역별 분석에서 모두 유의하지 않은 결과를 얻었다.

1995~99년 기간 동안 아시아와 동유럽에서만 유의한 결과가 확인된 것은 이 지역의 원조규모가 상승한 것과 관계가 있는 것으로 추측된다. 이들 지역의 증여는 각각 8.9%와 4.2%로 상승한 반면, 아프리카와 중남미의 원조는 하락하였다. 그러나 아시아 지역에서 1999~2003년 기간에 양자 간 무상원조가 16% 상승하였으나 FDI에 유의하지 않은 효과가 관찰된 점은 의외의 결과이다. 이러한 결과는 아마도 이 기간에 저소득 국가에 대한 원조가 증가되었고 또 높은 경제적 자유도를 지닌 국가에 대한 원조가 감소한 것과 관련이 있는 것으로 추정된다.

수원국을 소득수준별로 분석하였을 때, 1991~95년과 1999~2003년 기간 동안 중하소득 국가들에서 FDI 증진의 효과가 가장 잘 나타났지만, 1995~99년 기간에는 저소득층 국가에서만 유의한 결과가

〈Table 12〉 Bilateral Grants and FDI: Summary of Regression Analysis

Year	1991~95	1995~99	1999~2003
Constant	-7.710	-11.954*	-10.622
	(-1.309)	(-2.061)	(-1.727)
POP	1.056***	1.288***	1.235***
(Population)	(7.209)	(9.177)	(8.204)
GDPPC	1.174***	1.384***	.975***
(per Capita GDP)	(5.128)	(6.373)	(4.438)
DIST	-1.911***	-1.928***	-1.584**
(Distance)	(-3.713)	(-3.896)	(-3.048)
AID	.411***	.405***	.289*
(Grants)	(3.920)	(4.249)	(2.468)
No. of Observation	126	126	126
R^2	.465	.556	.496

Note: ( ): t-value. level of significance * p<.05, ** p<.01, *** p<.001

〈Table 13〉 Bilateral Grants and FDI: Regression Analysis by Economic Freedom Level

Economic Freedom Level	High			Middle			Low		
Year	1991~95	1995~99	1999~2003	1991~95	1995~99	1999~2003	1991~95	1995~99	1999~2003
Constant	-18.015	-19.460	-22.585	-5.024	.017	-38.158	-19.168	-34.888	-5.624
	(-.830)	(-.915)	(-1.202)	(-.249)	(.001)	(-1.686)	(-1.190)	(-1.908)	(-.248)
POP	1.540**	1.470**	1.938**	1.352**	1.157**	1.571***	1.020*	1.978***	1.336**
(population)	(3.536)	(3.703)	(3.797)	(2.917)	(3.165)	(4.071)	(2.166)	(6.022)	(2.914)
GDPPC	1.176	1.613	1.225	1.600*	-.177	1.372*	1.947**	1.489**	.464
(per Capita GDP)	(1.220)	(1.343)	(1.334)	(2.609)	(-.220)	(2.126)	(3.033)	(3.186)	(.925)
DIST	-1.564	-1.412	-1.695	-2.499	-1.455	.544	-1.463	-.430	-1.611
(Distance)	(-1.190)	(-1.424)	(-1.560)	(-1.861)	(-1.016)	(.280)	(-1.197)	(-.350)	(-.996)
AID	.426	.332	.347	-.028	.137	.252	.661*	.132	-.041
(Grants)	(1.328)	(.615)	(1.188)	(-.047)	(.778)	(1.053)	(2.413)	(.299)	(-.059)
No. of Obs.	25	28	28	26	28	28	26	29	29
R^2	.572	.520	.584	.500	.592	.471	.542	.752	.520

Note: ( ): t-value. level of significance * p<.05, ** p<.01, *** p<.001

확인되었다. 저소득과 중하소득 국가들이 양자 간 무상원조의 95%를 차지하는 점을 볼 때, 다른 소득계층 국가의 분석 결과가 유의하지 않은 것으로 추정된다.

경제적 자유도별 분석에서는, 1991~95년도에 낮은 경제적 자유도별 각 국가군에 대한 원조만이 5% 수준에서 FDI에 유의한 결과를 나타냈다(표 13). 1995~99년 기간과 1999~2003년 기간에는 모든 국가에 대한 원조가 FDI에 통계적으로 유의하지 않은 결과를 보였다.

그 밖에 무상원조를 원조형태별로 또 원조산업부문별로 분석하여 보았으나 FDI에 미치는 효과는 통계적으로 유의하지 않았다.

종합적으로 볼 때, 양자 간 무상원조는 수원국에 대한 한국의 FDI를 증진시킨 효과가 관찰되었다. 그러나 지역, 소득 및 경제적 자유도별로 수원국을 구분하였을 때에는 여러 가지 다른 결과를 얻었다. 양자 간 무상원조를 아시아와 동유럽의 저소득 및 중하소득 국가에 제공하였을 때 FDI 증진효과가 가장 큰 것으로 나타났다. 경제적 자유도로 분류한 분석에서는 원조의 뚜렷한 효과를 관찰하지 못하였다. 1999~2003년 사이에 행해진 원조정책의 변경은 수원국에 대한 한국의 FDI를 증진시키는 효과를 가져오지 못했다.

4. 양자 간 유상원조(EDCF 차관)가 수출과 FDI에 미친 효과

EDCF를 통해 제공된 양자 간 유상원조(차관)는 수원국에 대한 한국의 수출과 FDI를 증진시키지 못한 것으로 나타났다(표 14). 아마도 관찰국의 수가 너무 적기 때문인 것 같다. 무상원조의 경우에는 각 기간에 관찰국 수가 126개국이었지만, 유상원조의 경우에는 동일한 국가에 두 번 이상의 유상원조가 제공된 경우를 포함하여도 전 기간(1990~2000년)에 걸쳐서 56~57개국에 불과하였다. 따라서 수원국들을 지역별, 소득수준별 및 경제적 자유도별로 구분하여 분석하였으나, 관찰국의 수가 더 적기 때문인지 분명하지 않지만, 유상원조는 수출과 FDI 모두에 통계적으로 유의하지 않은 효과를 미쳤다고 관찰되었다. 결론적으로 양자 간 차관은 수출이나 FDI를 증진시키지 못한 것으로 조심스러운 결론이 내려진다. 그러나 좀 더 명확한 결론을 내리기 위해서 앞으로 더 많은 차관 사례가 축적되면 그 효과를 재평가하여야 할 것이다.

VI. 결론 및 한국 ODA 정책에 대한 함의

한국의 ODA 정책에 관한 주요 논쟁은 한국의 ODA 규모가 국제수준에 비해 훨씬 저조하다는 점이었다. 게다가 국제적으로 ODA 수준은 1990년대에 크게 감소한 후 다시 성장하는 추세이다. 1990년대 초반에는 DAC 회원국 ODA가 평균적으로 GNI의 0.33% 수준이었지만, 1997년에는 0.22% 수준으로 감소하였다. 그러나 2001년 이후 다시 상승하였으며, 2010년까지 0.36%에 도달할 것으로 예상된다(OECD [2006], www.oecd.org/statisticsdata).

한국의 ODA 수준을 높이기 위해서는 다른 민주주의 사회에서와 마찬가지로 ODA에 대한 정치지도자와 국민대중의 지지수준을 끌어올려야 한다. 최근에 국무총리실의 위탁에 의해서 행한 설문조사에 의하면, 47%의 시민들만이 정부의 ODA 증가를 지지하고 있다. 정치지도자와 국민대중의 지원을 얻기 위해서 다양한 방법이 동원될 수 있으나, 원조의 효과를 증명하여 보급하는 것이 어떠한 다른 방법보다도 훨씬 효율적인 방법이다. 회원국의 원조규모를 늘리기 위해 DAC는

〈Table 14〉 Bilateral Loans and Exports/FDI: Summary of Regression Analysis

Dependent Variable	Exports		FDI	
Year	1990~2000	1990~2000	1990~2000	1990~2000
Constant	-3.355	-3.703	1.524	-2.300
	(-1.200)	(-.997)	(.220)	(-.250)
POP	.881***	.880***	.868***	.852***
(Population)	(10.652)	(10.490)	(4.193)	(4.067)
GDPPC	.885***	.883***	1.285**	1.270**
(per Capita GDP)	(6.047)	(5.941)	(3.375)	(3.312)
DIST	-.589**	-.587**	-1.938***	-1.910***
(Distance)	(-3.138)	(-3.080)	(-4.163)	(-4.062)
EDCF AID		.022		.239
(Loans)		(.144)		(.633)
No. of Observation	57	57	56	56
$\mathbf{R}^2$	.831	.831	.630	.633

Note: ( ): t-value. level of significance * p<.05, ** p<.01, *** p<.001

원조의 효과를 개선하는 데 많은 노력을 해왔다. 이러한 노력의 일환으로 DAC는 2005년 2월에 원조효과에 관한 파리선언(Paris Declaration on Aid Effectiveness)을 통하여 이미 합의된 원칙의 실행을 점검·감독하기 위한 12개의 지표를 상세히 개발하였다. 이러한 노력의 연장에서 본 연구는 한국 ODA의 효과를 실증적으로 평가한 것이다. 정부는 이러한 평가노력을 계속 지원하여야 할 것이다.

본 연구는 실정법에 명시된 원조의 목적이 달성되었는지를 수원국의 경제성장, 원조공여국의 수출과 직접투자의 증가라는 세 개의 지수를 이용하여 실증적으로 분석하였다. 첫째, 한국의 양자 간 무상원조(증여)나 유상원조(차관)는 1991~2003년의 모든 기간에 걸쳐서 수원국의 1인당 GDP 성장에 긍정적인 영향을 미쳤다는 통계적 근거를 발견할 수 없었다. 뿐만 아니라 원조액이 수원국의 경제성장과 통계적으로 유의한 양(+)의 상관관계를 가지고 있지도 않다. 즉, 원조가 성장률이 높은 경제에 더 많이 제공된 것도 아니었다.

이렇게 한국의 ODA와 수원국의 경제성장 사이에 뚜렷한 관계가 통계적으로 관찰되지 않는 원인으로는 여러 가지를 생각할 수 있다. 원조의 규모와 수원국의 선정 및 원조의 질 등이 고려될 수 있다. 무엇보다도 먼저 개별 수원국에 대한 원조의 규모가 미미하여 통계적으로 유의한 관계가 관찰되지 않을 수 있다. 따라서 개별 수원국에 대한 원조의 규모를 늘리는 것이 한 방법이 될 것이다. 이를 위해서는 중장기적으로 GDP 대비 ODA의 전체 규모를 늘리는 것이 한 방법이 될 수 있다.

그러나 단기간에 개별 수원국에 대한 원조를 증가시킬 수 있는 방법은, 총원조의 규모를 서서히 늘려가되, 수원국을 선택과 집중의 원칙 아래 수원국의 수를 급격히 줄이는 것이다. 예를 들면, 160여개나 되는 국가에 원조를 제공하기보다는, 우선순위에 따라 한정된 국가에 원조를 집중하여야 한다. 그래서 수원국이 더 많은 자원을 통해 좀더 좋은 결과를 얻으려고 노력하려는 인센티브를 제공함과 동시에, 원조기관들이 원조사업의 사전평가와 집행감독을 좀더 철저히 할 수 있게 해야 할 것이다. 한국 ODA의 규모에 비해 20배에 달하는 영국이 47개국에만, 또 프랑스가 62개국에만 원조를 제공하는 점은 시사하는 바가 크다.

또 다른 방법은 다른 선진 원조기관이나 국제개발원조기관과의 공동 또는 협력원조(cofinancing)를 증진하는 것이다. 이러한 방법은 성장에 필요한 최소한의 유효한 투자(critical minimum investment)를 지원할 수 있고, 원조의 행정비용을 절감할 수 있을 뿐만 아니라 이들 기관의 전문성을 배워서 한국 ODA의 효율성을 증대시키는 방편이 될 것이다.

둘째, 원조 수원국에 대한 한국의 수출

을 증진시킨다는 목표는 양자 간 무상원조(증여)에 의해 1999년까지는 달성되었지만, 그 이후에는 수출증진에 양자 간 무상원조가 기여했다는 증거를 찾지 못했다. 수원국의 지역별 분석에 따르면, 중남미에 제공된 증여는 가장 큰 수출증진효과를 가져왔으며, 그 다음으로 아시아에 제공된 증여가 영향을 미쳤다. 수원국의 소득계층별 분석에 의하면, 원조는 저소득과 중하소득층 국가들에게 1999년도까지 유의한 영향을 미쳤다. 그 이후, 아시아와 저소득과 중하소득 국가들은 더 많은 원조를 제공받았으나, 유의한 수출증진의 효과가 관찰되지 않았다. 수원국의 경제적 자유도는 한국의 수출을 증진시키는 데 아무런 영향을 미치지 못하였다. 또 양자 간 유상원조(차관)가 1990~2003년 전 기간에 걸쳐 수출증진에 기여했다는 증거는 나타나지 않았다.

셋째, 수원국에 대한 한국 FDI의 증진은 양자 간 무상원조를 통해 이루어졌으나, 차관을 통해서는 전 기간 동안 FDI가 증진되었다는 통계적 증거를 찾지 못하였다. 무상원조의 경우에 수원국의 지역별 분석결과, 1999년까지 아시아와 동유럽에서는 유의하였으나 그 후에는 유의한 결과가 관찰되지 않았다. 수원국의 소득계층별 분석에서는, 저소득국가에 대한 원조에서 1995~99년 사이에 유의한 결과가 관찰되었다. 이 기간을 제외하고는 중하소득 국가에 대한 무상원조에서 가장 큰 FDI 효과가 나타났다. 수원국의 경제적 자유도별 분석에서는, 1991~95년 기간에 낮은 경제적 자유도 국가에 대한 양자 간 증여에서만 그 효과가 나타났다. 이러한 결과는 다른 실증적인 연구결과(World Bank[1998], Burnside and Dollar [2000]) 및 이론상의 논리와도 상반된다. 양자 간 차관의 경우에는 전 분석기간 동안 유의한 결과가 관찰되지 않았다.

실증적인 분석을 종합하여 볼 때, 다양하고 일관성 없는 결과가 관찰되었으며, 원조의 긍정적인 효과는 간헐적으로 나타났다. 이는 원조가 실정법상의 목적을 달성하지 못하고, 질이 대체로 불량한 수준이었음을 의미한다. 이러한 결과는 한국의 ODA가 명확하게 형성된 정책과 우선순위에 따라 제공되었는가를 의심하게 한다. 예를 들어, KOICA는 외교통상부의 지침에 따라 원조를 제공하여야 한다. 그러나 외교통상부 자체도 명확하고 투명하게 원조제공 대상국 선정에 관한 기준을 마련한 적이 없는 실정이다. 이러한 상황에서 KOICA는 어떻게 기본법에 명시된 목표와 일관성 있는 원조정책을 실시해 왔는지 명백하지 않다. 이러한 의문은 재경부의 지휘에 따라 수출입은행이 운영하는 EDCF에도 적용된다.

원조기본법에 명시된 원조의 목표는 일관성 있게 추진되지 않은 것으로 판단된다. 이론적으로 '개도국의 사회 및 경제적 성장'은 경제적 자유도가 높은 저소

득 국가에서 더 높은 것으로 이해되고 있다. 그렇다면 이러한 국가들에게 더 많은 원조가 이루어졌어야 한다. 그러나 1999년 이후 낮은 경제적 자유도를 가진 국가에 더 많은 무상원조가 주어졌다(표 4). 저소득 국가를 위한 원조는 실제적으로 상승하였으나(표 3) 더 많은 원조가 주어졌어야 한다고 판단된다.

'상호협력'의 중요한 일부인 수출증진 목표 또한 적극적으로 추구되지 않았다. 중남미 지역에 대한 원조에서 수출증진 효과가 가장 잘 나타났으므로 이 지역에 더 많은 원조가 제공되었어야 한다고 판단된다. 그러나 이 지역의 무상원조는 1991~94년 기간의 17%에서 1999~2002년 기간에 11%로 하락하였다(표 2).

이러한 일관성 없는 원조효과에는 우선 두 가지 질적 원인이 있다고 생각된다. 첫째, 실정법에 명시된 ODA의 목표와 실제로 실행된 국가별 원조자원의 배분 사이에 괴리가 있었고, 둘째 법에 명시된 ODA의 목표와 개개의 원조사업(프로젝트)의 질 사이의 질적 격차이다. 이를 보다 구체적으로 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 다른 연구결과에 따르면 원조 공여국은 다양한 목표를 추구하고 있으며 때로는 명시된 목표와 다른 경우도 있다. Burnside and Dollar(2000)의 연구결과에 의하면, 원조공여국은 수원국에 좋은 정책환경을 장려하고 보상하기보다는 공여국의 이익을 추구하는 경향이 있다는 점을 발견하였다. Alesina and Dollar(2000)는 수혜국에 대한 원조 배분의 경향을 조사한 결과, 경제정책환경의 우열과는 상관없이, 민주화 도상에 있는 국가와 옛 식민지 국가에 원조를 더 많이 제공하는 정치적·전략적 동기를 관찰하였다. 또 FDI의 향방에 관해서도, 민주주의의 발전정도와 정치적·전략적 고려와는 상관없이, 높은 소득계층의 국가들에 더 많은 FDI를 투자하는 것을 확인하였다.

마찬가지로, 한국의 원조기관들은, 특히 최근(2000~03년)에, 기본법에 명시된 목표와는 다른 목적들을 추구하지 않았나 하는 의문을 가지게 한다. 앞으로, 원조의 목적과 원조자원배분기준이 명확하게 규명되어야 하고, 이를 구체화하는 집행지침이 마련되어야 할 것이다.

둘째, 원조의 비일관적인 효과는 개개의 원조사업 운영이 원조의 공식적인 목적과 일치하지 않기 때문인 것으로 추정된다. 지금까지 대부분의 원조는 예산편성시에 수원국이 '요청한 원조사업'을 기반으로 하여 제공되어 왔다. 앞으로 개개의 원조사업이 정부의 공식적인 원조목적과 정책을 반영하기 위해서는 정부와 원조기관이 개개의 수원국가별로 유·무상을 통합하는 하나의 '중기원조사업계획(multi- year country assistance program)'을 수립하는 관례를 확립하여야 한다. 이러한 계획은 수원국에 이미 제공된 원조사업의 완료효과와 집행상황을 평가하고,

공동으로 추구할 상호이익 및 수원국의 개발정책과 우선순위를 정례적으로 토론하고 상의한 결과를 포함해야 할 것이다. 이러한 계획에는 선진 원조국에 비하여 한국경제가 가지는 상대적 우위부문이 반영되어야 하고, 유상과 무상 원조가 가지는 각각의 특성이 수원국가와 개별 원조사업의 선정에 정책적으로 조화 있게 반영되어야 한다. 개개의 수원국을 대상으로 하는 '중기원조사업계획'을 마련하는 과정에서 수원국의 참여를 유도하여 주인의식을 부여하고, 상호이익을 추구하며, 원조효과에 대하여 공동으로 책임을 지도록 해야 할 것이다

또 원조기관은 개별적인 원조사업에 대한 사전평가기준과 집행점검-감독절차를 전혀 가지고 있지 않거나 OECD가 DAC 회원국에 추천하는 것보다 그 질이 극히 저조하다(OECD[1988]). 더욱이, 최근 원조의 사례와 금액이 급상승하면서, 이러한 기준과 절차가 엄격하게 준수되고 있는지는 의문이다. 앞으로는, 개별원조사업을 선정하고 실행하기 위한 심도 있는 사전평가와 집행의 점검·감시 기준이 마련되어 일관성 있게 적용되어야 할 것이다. 특히 최근에는 양자 간 무상원조의 규모가 성장하였으나 이러한 기준을 적용할 원조기관의 전문가 규모는 이를 반영하지 못하고 있다. 예를 들어, KOICA의 경우 2005년까지 직원채용규모 증가가 거의 없었으며, KEXIM의 경우 2003년도에 직원 1인당 처리하는 원조액은 다른 DAC 회원국에서보다 훨씬 높은 것으로 나타났다.

참 고 문 헌(References)

Alesina, Alberto and David Dollar “Who Gives Foreign Aid to Whom and Why?” *Journal of Economic Growth*5(1), 2000, pp.33~63.

Bauer, Peter, *Dissent on Development*, Cambridge: Harvard University Press, 1972.

Boone, Peter “Politics and the Effectiveness of Foreign Aid,” *European Economic Review* 40 (2): 1996, pp.289~329.

Burnside, Craig and David Dollar, “Aid, Policies, and Growth,” *American Economic Review* 90 (4): 2000, pp.847~868.

Burnside, Craig and David Dollar, “Aid, Policies, and Growth: Reply,” *American Economic Review* 94 (3), 2004, pp.781~784.

Clemens, Michael A., Steven Radelet, and Rikhil Bhavnani “Counting Chickens when they Hatch: The Short Term Effect of Aid on Growth,” Working Paper No. 44, Center for Global Development. Washington, DC, 2004.

Dalgaard, Carl-Johan, Henrik Hansen, and Finn Tarp, “On the Empirics of Foreign Aid and Growth,” *Economic Journal* 114, 2004, pp.191~216.

Easterly, W., Ross Levine, and David Roodman, “New Data, New Doubts: A comment on Burnside and Dollar's Aid, Policies, and Growth,” *American Economic Review* 94(3), 2004, pp.774~780.

Easterly, William. “The Cartel of Good Intentions: Bureaucracy versus Markets in Foreign Aid,” Working Paper 4, Center for Global Development, Washington, D.C.,2002.

Economides, George, Sarantis Kalyvitis, and Apostolis Philippopoulos, “Do Foreign Aid Transfers Distort Incentives and Hurt Growth? Theory and Evidence from 75 Aid-Recipient Countries,” CESIFO Working Paper No. 1156, Athens University of Economics and Business, Athens, 2004.

Frankel, J. A., *The Regionalization of the World Economy*, University of Chicago Press, Chicago, 1998.

Friedman, Milton, “Foreign Economic Aid,” *Yale Review* 47 (4), 1958, pp.501~516.

Gwartney, James and Robert Lawson, *Economic Freedom of the World: 2006 Annual Report.* (Vancouver: The Fraser Institute) Data retrieved from www.freetheworld.com, 2006.

IDB, *Development beyond Economics*, Washington, D.C., 2000.

Inada, Junichi, “Japan's Emerging Role in Peace-Building and Post-Conflict Reconstruction: Have Traditional Norms Changed?” *Japanese ODA at 50: An Assessmen,*. Asia Program Special

Report No. 128: 13~16 Woodrow Wilson International Center for Scholars. Washington, D.C., 2005.

Isham, Jonathan, Daniel Kaufmann, and Lant Pritchett, "Governance and Returns on Investment: An Empirical Investigation," World Bank Policy Research Working Paper 1550, Washington D.C., 1995.

KOICA, *KOICA Annual Report 2004*, Seoul, 2004.

Kruger, Anne O., "Trade Creation and Trade Diversion under NAFTA," National Bureau of Economic Research, Working Paper 7429, December 1999.

Kruger, Anne O., "NAFTA's Effects: A Preliminary Assessment," *World Economy* 23 (6), 2000, pp.761~776.

Ministry of Finance and Economy, http://www.mofe.go.kr/division/br_ec/br_ec_10.php, 2006.

OECD, *DAC Principles for Projects Appraisal*, Paris, 1988.

OECD, *Development Co-operation Report 2005*, Paris, 2006.

Ovaska, Tomi, "The Failure of Development Aid," *Cato Journal* 23 (2), 2003, pp.175~188.

Radelet, Steven, *Challenging Foreign Aid: A Policymaker's Guide to the Millennium Challenge Account*, Center for Global Development, Washington, D.C., 2003.

Rajan, Raghuram and Arvind Subramanian, "Aid and Growth: What Does the Cross-Country Evidence Really Show?" IMF Working Paper 05/127, Washington, D.C., 2005.

World Bank, *World Development Report*, Washington, D.C., 1991.

韓國開發硏究
제29권 제2호(통권 제100호)

기업의 현금보유 패턴 변화 및 결정요인에 대한 연구

임 경 묵
(한국개발연구원 연구위원)
최 용 석
(경희대학교 정경대학 경제학부 조교수)

A Study on the Pattern Changes and Determinants of Corporate Cash Holding

Lim, Kyung-Mook
(Research Fellow, Korea Development Institute)
Choi, Yong-Seok
(Assistant Professor, School of Economics, Kyung Hee University)

* 본 보고서는 기 발간된『기업의 현금보유 패턴 변화 및 결정요인에 대한 연구』, (정책연구시리즈 2006-11, 한국개발연구원, 2006)을 수정·보완한 것임.

* 임경묵: (e-mail) limk@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, 49 Hoegiro, Dongdaemun-Gu, Seoul, Korea
* 최용석: (e-mail) choiy@kdi.re.kr, (address) Kyung Hee University 130-751, Hoegi-dong, Dongdaemun-Gu, Seoul, Korea

• Key Word: 재무구조(capital structure), 유동성(liquidity), 위험관리(risk management)
• JEL code: G31, G32, G38
• Received: 2007. 9. 19 • Referee Process Started: 2007. 10. 5
• Referee Reports Completed: 2007. 12. 13

ABSTRACT

This study examines what changes and impacts have brought to the corporate cash holding after the financial crisis. The main findings can be summarized by two parts. First, the recent high increase in cash holding is only found in few companies, meaning that the level of the overall ratio has not risen. Second, Korean companies tend to have a higher ratio of cash holding when they have more uncertainty about their business performances. The higher the uncertainty in overall business performances also has some effects on the cash holding patterns of the Korean companies.

본 연구는 외환위기를 전후로 우리나라 기업의 현금보유 패턴에 어떠한 변화가 발생하고 있는지 분석하였다. 분석결과에 따르면, 첫째 최근 현금보유가 증가한 것은 소수의 기업들이 현금보유 규모를 과거에 비해 급격하게 증가시키는 과정에서 관찰된 현상이며, 전반적으로 기업들의 현금보유가 증가하였다고 보기는 어려운 것으로 나타났다. 둘째, 선진국의 경험과 유사하게 우리나라 기업들의 경우에도 영업성과의 불확실성이 높을수록 현금보유 비중을 높게 가져가는 경향이 있는 것으로 나타났다. 최근 영업성과의 불확실성이 과거에 비해 상승한 것도 우리나라 기업의 현금보유 패턴 변화에 일부 영향을 미쳤을 것으로 사료된다.

Ⅰ. 연구의 목적 및 배경

우리나라 상장기업의 현금보유는 1990년에 약 5조원 수준이었으나 외환위기 이후 급증하여 2005년 기준으로는 40조원을 넘어서고 있다.[1)2)] 이와 같은 현상의 원인 및 배경에 대한 관심이 높아지고 있으나 체계적인 연구는 아직 부족한 상황이다. 기업의 현금보유 패턴 변화 그 자체는 정책적으로 중요한 이슈가 아닐 수도 있지만, 이러한 현상이 기업에 대한 규제 등 여러 정책에 대한 비판 등에 활용되므로 그 원인을 정확하게 파악하는 것이 중요한 주제가 될 수 있다.

예를 들어, 일부에서는 최근 기업의 현금보유가 '과다'한 수준이라는 주장을 펴고 있으며, 이를 기업의 투자부진과 연계하여 해석하려는 시도도 나타나고 있다. 또한 일부에서는 기업의 현금보유 증가를 '해소'하기 위해 기업 관련 규제를 철폐 또는 완화해야 한다는 주장도 제기되고 있다.

이와 같은 논란이 발생하는 것은 외환위기 이후 현금규모의 증가가 어떠한 동인에 의해 주도되었는지 실증적인 증거가 충분히 제시되지 못했다는 점뿐만 아니라 기업의 현금보유를 부정적으로 바라보는 의견이 넓게 퍼져 있기 때문이다. 기업의 현금보유가 '과다'한 수준이라는 주장의 근저에는 '적절(optimal)'한 현금보유 수준이 존재한다는 믿음이 전제되어 있다. 그러나 개별 기업별로 어떤 값이 '적절'하다는 평가를 내리기란 매우 어려운 작업이 될 것이다. 따라서 본 연구에서는 기존 문헌에서의 분석틀을 기반으로 외환위기라는 국내 경제환경의 변화 등 우리나라의 특수성을 고려하여 국내 기업의 현금보유 패턴 및 결정요인이 평균적으로 어떻게 변화하였는지를 분석하는 것을 주목적으로 한다. 또한 이러한 연구결과를 기반으로 우리나라 기업의 현금보유가 '과다'하다는 주장을 미국 사례와의 비교를 통해 검토해 보았다.

우리나라의 경우 외환위기를 겪으면서 재벌을 포함한 많은 기업들이 유동성 제약으로 인해 파산 또는 재무적 어려움을 겪었으며, 이로 인해 과거에 비해 더 많은 유동성을 확보하려는 노력을 기울여 왔을 것으로 판단된다. 아래의 인터뷰 내용은 외환위기 이후 기업들이 유동성 확보를 포함하는 재무구조조정 필요성 그

1) 본 연구에서 지칭하는 현금은 현금, 현금등가물, 단기금융상품 및 단기매매가능증권을 포함한 개념이다. 제시된 현금보유 규모는 상장 제조업체 기준이다.

2) 물론 기업이 성장하면서 규모가 커지게 되면 자연스럽게 현금도 증가하는 것이 일반적이므로 절대적인 현금보유 액수만을 기준으로 현금보유 수준에 대한 평가를 내리는 것은 주의가 요구된다. 즉, 연간으로 현금보유 수준이 증가하는 것을 언제나 부정적으로 볼 수는 없다.

리고 대내외적인 경영여건 등 급작스러운 변화 등에 따른 위험성에 대한 대비의 필요성을 얼마나 절감하였는지를 잘 보여주고 있다.[3)]

> "외환위기 때 은행에 자금을 빌리러 갔다가 거절당해 울면서 나온 적이 한두 번이 아니었다 … 중략 … 삼성전자는 외환위기 당시의 경험을 거울삼아 부채비율을 100% 아래로 떨어뜨렸고, 이후 조단위 이익을 내기 시작하면서 최근 몇 년 동안은 외부에서 자금을 빌리지 않는 '무차입경영'을 해오고 있다. 또한 외환위기에 버금가는 상황이 다시 와도 12조원 정도면 버틸 수 있다고 보고 8조~10조원의 현금을 보유하고 있다."

이와 같은 배경하에 본 연구에서는 외환위기를 전후로 우리나라 기업의 현금보유 패턴에 변화가 발생하고 있는지 살펴보았다. 이와 더불어 최근 해외 문헌에서 지적되고 있는 기업성과의 변동성 확대가 우리나라에서도 나타나고 있는지 살펴보고, 변동성 확대가 우리나라 기업의 현금보유 패턴 변화에 미친 영향을 분석하였다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제II장에서는 현금보유와 관련된 기존 이론 및 관련 문헌을 소개한다. 제III장에서는 우리나라 기업의 현금보유와 관련된 기초적인 분석을 실시하고, 기업성과의 변동성 확대 추이를 살펴본다. 제IV장에서는 현금보유와 관련된 기존문헌의 방법론을 활용하여 우리나라 기업의 현금보유 결정요인을 분석한다. 특히 분석과정에서 외환위기를 전후해 기업의 현금보유 패턴이 바뀌었는지 점검하고, 재벌과 비재벌 간의 현금보유 패턴의 차이도 살펴보았다. 제V장은 결론과 시사점이다.

II. 현금보유에 대한 이론 및 최근 문헌

1. 현금보유에 대한 기존 연구

현금보유와 관련된 연구는 초기에는 이론적 접근에 치우쳐 있었으나, 미국의 경우 1990년대 중반부터 기업의 현금보유가 과다하다는 논란이 제기된 이후 현금보유와 관련된 실증연구가 다수 나타난 바 있다.[4)] 이러한 이론적·실증적 연구들

3) 삼성전자 경영지원총괄 최도석 사장과 한겨레신문의 인터뷰기사에서 인용(2005년 5월 15일자).
4) 미국의 경우 현금보유에 대한 논쟁이 본격화된 것은 1996년이다. 이 당시 막대한 현금 및 단기 금융자산을 보유하고 있던 크라이슬러에 대하여 기업 사냥꾼으로 알려진 Kirk Kekorian이 적대적 M&A를 시도했다. 그러자 크라이슬러 경영진이 유동자산의 상당 부분을 주주에게 환원하는 것에 합의하고 적대적 M&A가 철회되면서 사회적 관심이 높아진 이후부터다.

에서 나타난 기업의 현금보유 동기는 크게 다음의 네 가지로 정리될 수 있다.[5)]

가. 거래비용 절감유인(transaction motive)

Baumol(1952) 등의 고전적 재무이론은 비현금 금융자산을 현금으로 바꿀 때 거래비용이 발생할 수 있으므로, 일상적으로 발생하는 현금수요의 경우 거래비용을 절감하기 위해 현금보유로 인한 기회비용이 발생하더라도 일정 수준의 현금을 보유할 수 있다고 본다. 이와 같은 일상적인 거래비용 절감을 위한 현금수요에는 규모의 경제(economy of scale)가 존재하는 것으로 여겨지고 있다. 따라서 규모가 큰 기업이 상대적으로 낮은 현금보유 동기를 지니는 것으로 알려져 있다.[6)] 우리나라의 경우 김영산·윤형덕(2001)이 1981~98년의 비금융 상장기업을 대상으로 유동성 보유에 대한 실증분석을 실시하였다. 이 논문은 재벌의 경우 비재벌에 비해 상대적으로 금융권에 대한 접근성이 유리하며 계열사 간의 내부거래를 통해 지출과 수입의 흐름을 보다 잘 통제할 수 있으므로 유동성 보유비율이 낮을 것이라는 가설을 세우고 이를 검증하였다. 분석결과에 따르면, 재벌기업의 경우 비재벌기업에 비해 유동성 보유비율이 낮게 나타난 바 있다. 저자들은 외환위기의 발생으로 과거 재벌이 향유하던 금융시장에 대한 상대적으로 우월한 접근 용이성이 축소되고, 내부거래를 통한 자본확보가 어려워질 뿐만 아니라 소액주주 및 기관투자자의 영향력이 확대되면서 점차 재벌의 낮은 유동성 보유성향이 완화될 것이라고 예측하고 있다.

나. 예비적 수요이론(precautionary motive)

예비적 수요이론에서는 기업에 추가적인 자금수요가 발생하였을 때 자본시장에서 자금을 조달하는 데 추가적인 비용이 요구될 수 있으므로 이에 대응하기 위해 기업이 현금을 보유한다고 본다. 대표적인 연구로는 Opler, Pinkowiz, Stulz, and Williamson(1999)을 들 수 있다. 이 연구는 예비적 수요이론을 실증적으로 분석하였으며, 위험에 노출될 가능성이 높은 기업일수록 현금을 많이 보유하게 된다는 점을 입증하였다. 기업의 현금보유가 예비적 수요에 의해 설명될 수 있다는 점을 인정한다면, 투자기회가 많은 기업의 경우 부정적인 충격이 발생하여 자본 조달비용이 상승할 경우 좋은 투자기회를 놓치는 등의 손실이 발생할 확률이 높아질 수 있기 때문에 현금을 더 많이 보유

5) 본절의 설명은 주로 Bates, Kahle, and Stulz(2006)에 의존하고 있다.
6) Mulligan(1997)을 참조하라.

하려는 경향을 보이게 될 것이다. 최근 Almeida, Campello, and Weisbach(2004)는 금융제약에 처해 있는 기업의 경우에는 예비적 수요를 충족하기 위해 영업활동으로 인해 발생하는 현금흐름을 활용하여 현금을 축적하는 반면, 금융제약에 상대적으로 노출되어 있지 않은 기업은 현금흐름을 내부 현금축적에 사용하지 않는다는 것을 보여주었다.[7)]

다. 대리인 관련 이론 (agency motive)

Jensen(1986)은 기업의 이익을 어떻게 사용할 것인지가 주주와 경영진 사이에서 발생하는 이해상충의 핵심임을 강조한 바 있으며, 이를 감안한다면 과잉 현금보유(excess cash holding)가 주주 보호나 기업지배구조가 열악한 경우 더 많이 관찰될 가능성이 있음을 강조하였다. 이는 주주 보호나 기업지배구조가 열악할 경우 경영진이 기업이 보유하고 있는 현금성 자산을 자신의 사적이익 등을 위해 무분별하게 사용할 개연성이 존재하기 때문이다. 따라서 기업지배구조가 부실한 기업일수록 이러한 대리인 문제의 발생으로 인해 현금보유가 증가할 수 있다. 최근 논문에서는 소액주주 보호 및 지배구조 등이 기업의 현금보유와 어떠한 관계를 가지고 있는지를 실증적으로 분석한 연구들이 다수 나타나고 있다.

Dittmar, and Mahrt-Smith, and Servaes (2007) 및 Pinkowitz, Stulz, and Williamson (2003)의 연구에 따르면, 소액주주에 대한 권리 보호가 낮은 국가의 경우 기업들의 현금보유비중이 높은 경향을 나타내고 있음을 입증하였다. Hartford, Mansi, and Maxwell(2005)의 연구에 따르면, 미국의 경우 기업지배구조가 나쁜 기업들의 현금보유비중이 낮게 나타나는데, 이는 대부분 부적절한 M&A 등으로 잉여현금이 빠르게 소진되기 때문인 것으로 보고되었다.

사실 일부 언론에서 주장하는 것과 같이 우리나라 기업들의 현금보유가 '과잉'이라면 적절한 투자처가 존재하지 않는 경우에는 주주에게 이를 환원하는 것이 대리인 문제(agency problem) 측면에서는 바람직하다고 해야 할 것이다. 즉, '과다한' 현금보유는 부적절한 잉여자원의 사용으로 이어질 가능성이 높다는 점을 감안하여, 주주에게 배당 등으로 지급되는 것이 오히려 더 효율적일 수도 있다.

라. 과세기준 및 세율차이에 의한 현금보유

최근 Hartzell, Titman, and Twite(2006)

7) 예비적 수요이론과 관련된 논문으로는 Acharya, Almedia, and Campello(2005) 등도 있다.

는 기업의 국제화가 진전됨에 따라 다국적기업들이 다수 출현하게 되었고, 만일 미국의 해외 자회사의 본국으로의 이익송금에 대한 세율이 높을 경우 자회사가 현금을 보유하게 될 가능성이 있으며, 실증분석을 통해 여타 현금보유 동기들을 통제하더라도 미국의 다국적기업의 경우 본국으로의 이익송금에 대한 세금을 회피하기 위해 자회사에 현금을 보유하는 경향이 나타나고 있음을 보여주었다.

자회사와 모회사가 분리되어 개별 재무제표를 각각 작성하는 우리나라의 경우를 생각하면 자회사의 현금보유가 왜 미국 모기업의 현금보유에 영향을 미치게 되는지 일견 이해하기 어려울 수도 있다. 그런데 미국의 경우에는 모회사와 자회사를 '한 회사'로 간주하는 연결재무제표를 기본재무제표로 사용하고 있으므로, 자회사의 현금보유 증가가 모회사의 연결재무제표 현금보유에 영향을 미치게 된다.

2. 최근의 관련 연구들

최근 해외 학계에서는 1990년대 이후 기업의 주가수익률, 수익성, 매출증가율 등의 변동성이 추세적으로 높아지고 있다는 점을 지적하는 연구가 발표되고 있다. 초기 연구는 개별 주식의 변동성이 높아지고 있다는 데 주목하였으나, 최근 연구는 기업의 실제활동인 수익성(ROA), 현금흐름 및 매출액 증가율 등으로 관심이 넓어지고 있으며, 그 원인에 대한 연구도 이루어지고 있다.

개별 주가변동성의 확대와 관련된 대표적인 초기 연구로는 Campbell et al.(2001)을 들 수 있다. Campbell et al.(2001)은 1962~97년의 주가자료를 사용하여 주가지수로 대표되는 전체적인 주식시장의 주가변동성은 하락한 반면, 개별 기업의 주가변동성은 증가한 것을 보인 바 있다. 이후 주가의 움직임이 근본적으로는 기업활동이 반영된 것이라는 점에 착안하여 이러한 주가변동성 확대가 개별 기업의 실질성과, 즉 수익성이나 매출액 증가율의 변동성 확대와 연계되어 있는지를 분석한 연구들도 나타나고 있다.

Chun, Kim, Lee, and Morck(2004)은 미국의 경우 전체 ROA 및 주가수익률의 변동성은 낮아지는 가운데 개별 기업의 ROA 및 주가수익률의 변동성은 높아지고 있다는 점을 보였으며, 이러한 개별기업의 성과변동성의 확대가 IT 사용 집중도와 밀접하게 연계되어 있음을 입증하였다. Irvine and Pontiff(2005)는 개별기업의 주가수익률의 변동성 확대가 개별 기업의 현금흐름 변동성 확대와 연계되어 있음을 보인 후, 이러한 현금흐름 변동성 확대가 미국으로의 수입침투율(import penetration ratio) 상승 등 생산물시장에서의 경쟁도 확대와 밀접한 관계를 지니고 있다고 주장하고 있다. 한편, 개발도상국에서의 기업별 성과의 변동성

과 개방도 간의 관계를 검증한 Li, Morck, Yang, and Yeung(2004)의 연구도 있다.

본고에서 주목하는 연구는 이러한 연구결과를 기초로 변동성 증가(즉, 기업별 경영위험의 증가)가 미국기업의 현금보유 증가로 이어졌다는 Bates, Kahle, and Stulz(2006)의 연구이다. Bates, Kahle, and Stulz(2006)는 미국기업의 재무자료를 활용하여 미국의 현금자산 증가현상을 분석하였다. 이 논문에 따르면, 미국의 총자산 대비 현금성 자산의 비중은 1980년의 10.48%에서 2004년에는 24.03%로 무려 2배 이상 증가하였다.[8] Bates, Kahle, and Stultz(2006)는 Pinkowitz, Stulz, and Williamson(2003)에서 사용된 바 있는 예비적 현금수요모형을 활용하여 미국의 기업부문에서 나타나고 있는 현금흐름의 변동성 확대를 적용할 경우 미국기업에서 나타나고 있는 현금성 자산의 증가를 대부분 설명할 수 있다고 주장하였다.

한편, 이항용(2005)은 우리나라 상장 제조업체를 대상으로 한 분석에서 불확실성의 대용변수로 개별 기업의 주가변동성을 사용하였으며, 외환위기 이전에는 투자결정이 주가변동성에 영향을 받지 않았던 반면, 외환위기 이후에는 투자결정이 주가변동성에 영향을 받았음을 보인 바 있다. 현금보유와 주가변동성 간의 관계는 당해 논문이 투자와 불확실성 간의 관계에 초점을 맞추고 있으므로 분석내용에 직접적으로 포함되지는 않았으나, 각주의 서술을 통해 개략적인 분석을 실시한 결과 외환위기 이후 불확실성이 높을수록 현금보유가 높게 나타났음을 지적하였다.

최근 이한득(2006)은 우리나라 상장사에 대한 개략적인 분석을 통해 국내 기업의 현금보유가 과도하다는 결론을 내리고 있다. 현금보유 증가를 체계적으로 분석하지 않은 상황에서 이 보고서가 이러한 결론을 도출하게 된 이유는, 우리나라 기업의 재무구조가 미국 및 일본 등과 비교할 때 매우 견실하다는 데 근거를 두었기 때문이다. 그러나 문제는 비교대상이 일정하지 않다는 점이다. 우리나라의 경우에는 상장사를 기준으로 하였으나, 미국과 일본 자료의 경우에는 상장기업 자료가 아닌 국민계정을 만드는 과정에서 조사되는 훨씬 넓은 개념의 자료를 사용하였다. 이한득(2006)은 우리나라의 경우 현금성 자산을 고려한 부채비율이 62%로 미국이나 일본에 비해 매우 낮을 뿐 아니라 현금으로 부채를 모두 갚을 수 있는 기업이 1/3에 달한다고 주장하고 있다. 앞서 언급한 Bates, Kahle, and Stulz (2006)에 따르면, 미국의 경우 비교대상을 상장사로 전환할 경우 미국기업의 현금보유 급증은 우리나라보다 훨씬 가파

8) 제4장에서 한국과 미국 기업들의 현금보유 패턴 차이에 대하여 간략하게 비교하도록 하겠다.

르며, 전체 현금보유액을 합하면 현재 미국기업의 부채를 '모두' 갚을 수 있을 정도라는 점을 보인 바 있다. 잘못된 기준으로 국가 간 비교를 실시하여 왜곡된 결과를 제시한 사례라고 보아야 할 것이다.[9]

Ⅲ. 우리나라 기업의 현금보유에 대한 기초분석

본장에서는 다음 장에서 수행하게 될 우리나라 기업들의 현금보유 결정요인에 대한 본격적인 실증분석에 앞서, 몇 가지 기초분석을 통하여 우리나라 기업의 현금보유 패턴 및 그 주요 결정요인의 개략적인 추이 및 특징을 살펴보고자 한다. 본장에서의 기초분석 및 다음 장에서의 실증분석에 사용되는 모든 변수들은 WISEfn에서 수집한 1990년부터 2005년까지의 「상장사 재무제표 DB」를 이용하여 추출하였다.

또한 기존의 대부분의 실증분석에서 비제조업의 경우 제조업과는 다른 재무전략을 추구할 가능성이 있기 때문에 제조업 자료만을 사용해 온 점을 고려하여 본 연구에서도 제조업의 현금보유 행태에 국한하여 분석을 시도한다.

1. 현금보유 추이

본절에서는 우리나라 기업들의 현금보유 패턴의 시계열적 추이가 어떠한 모습을 보이고 있는지 살펴보되, 최근 논란이 되고 있는 우리나라 기업들의 '과다한 현금보유' 현상이 어느 정도 일반화될 수 있는 것인가, 그리고 과연 그러한 현상이 경제적으로 어느 정도의 문제점을 내포하고 있는 것인가에 대하여 중점을 두고 분석한다.[10]

먼저 [그림 1]은 우리나라 상장 제조업체들의 현금보유비율을 총자산으로 가중평균한 값의 추이를 상장 제조업체 전체, 재벌기업 및 비재벌기업 등으로 나누어 나타낸 것이다.[11][12][13] 비재벌기업의 경우는 재벌기업에 비해 현금보유비율의

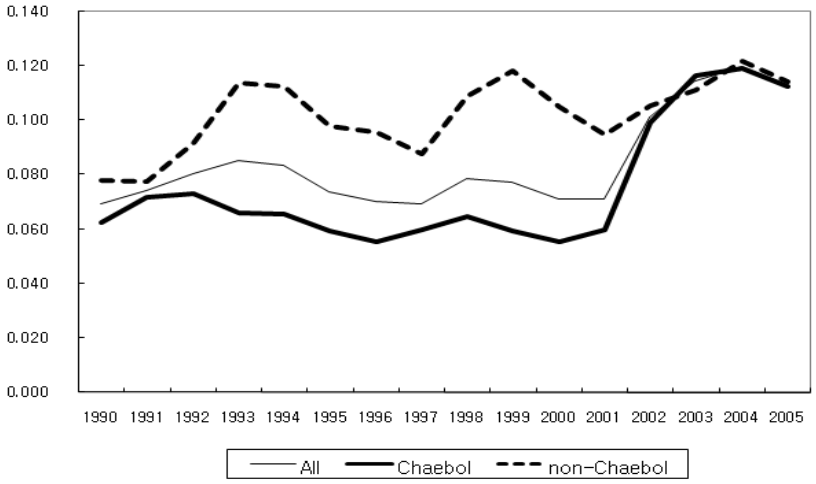
9) 이에 더해, 우리나라는 개별재무제표를 사용하는 데 반해 미국 및 일본은 연결재무제표를 사용한다는 점도 간과되어 있다. 연결재무제표를 사용할 경우 우리나라 상장기업의 부채비율은 크게 증가한다.

10) 기존의 문헌에서와 같이 본 연구에서 '현금'이라고 지칭하는 것은 기업의 대차대조표상에서 현금(cash), 현금등가물(cash equivalent) 및 단기금융상품(marketable securities)과 단기매매가능증권(marketable securities)을 합한 개념이며, '현금보유비율'은 이를 총자산(asset)으로 나눈 것을 의미한다.

11) 본 연구에서 재벌은 1997년 이전 상호출자제한기업집단으로 지정되었던 30대 재벌의 계열사를 의미한다. 연도별로 상호출자제한기업집단으로 지정된 기업집단에 차이가 존재하므로 1997년 이전에 한 번이라도 상호출자제한집단으로 지정된 경우에는 재벌로 처리하였다.

12) 가중평균은 현금보유비율(현금/총자산)을 총자산을 가중치로 하여 가중평균한 것이므로 결국 각 그룹별로 현금보유액의 총합을 총자산의 총합으로 나눈 값이다.

[Figure 1] Cash Holding Ratio of Listed Manufacturing Firms: Weighted Average



변동폭이 다소 큰 가운데 약 10% 내외에서 등락하였으며, 2002년 이후 현금보유비율 수준이 다시 증가하는 모습을 보이고 있다. 그러나 비재벌기업의 경우 최근의 현금보유비율 증가가 과거에 비해 과도하게 높은 수준은 아닌 것으로 판단된다.

한편, 재벌기업의 경우에는 총자산 대비 현금보유액의 비율이 2001년까지 약 6% 내외에서 등락하는 안정적인 모습을 보이다가, 2002년부터 매우 빠른 속도로 증가하기 시작하였으며, 2004년에는 최고치인 12%에 이르고 있다. 즉, 재벌기업의 경우에는 특히 2002년부터 2004년까지의 현금보유비율이 2배 정도 증가할 정도로 그 속도가 매우 빨랐음을 알 수 있다. 적어도 이 그림만으로 판단할 때 최근 들어 우리나라 기업, 특히 재벌기업 전체의 현금보유비율이 급속히 증가해 온 것만큼은 사실인 것으로 보인다.[14]

그러나 가중평균값이 아닌 단순평균(simple average) 및 중간값(median)으로

13) 앞서 언급한 바와 같이, 김영산 · 윤형덕(2001)에서 이미 재벌과 비재벌 간에 현금보유 패턴이 차이를 나타내었다는 연구결과가 존재하므로 여기에서도 기업들의 현금보유비율을 재벌과 비재벌로 나누어 살펴본 것이다.

14) 재벌기업의 현금보유 증가세는 외환위기 이후 시행된 다양한 재벌 관련 규제의 강화에도 일부 기인하였을 것으로 보인다. 가장 중요한 변화는 상호지급보증이 금지되었다는 점 및 내부금융시장이 과거에 비해 다양한 통제를 받게 되었다는 점이다. 이로 인해 유사시의 계열사 간 지원이 과거에 비해 어렵게 되었고 위험에 대한 대비를 과거보다 확대하였을 가능성이 있다.

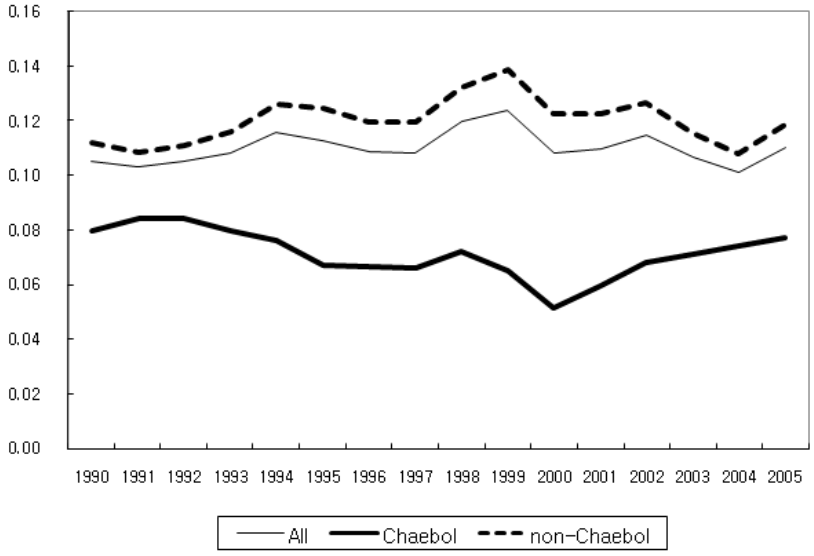
계산한 현금보유비율의 추이를 살펴보면 이러한 현상이 재벌기업 전체의 일반화된 현상은 아닌 것으로 보인다. [그림 2]와 [그림 3]에서 보는 바와 같이 단순평균 또는 중간값으로 현금보유비율을 계산할 경우, 재벌기업의 현금보유비율이 최근 크게 증가하고 있다는 판단을 내리기 어려운 것으로 보인다. 단순평균의 경우 역시 2002년 이후 현금보유비율이 증가하고는 있으나 그 속도는 매우 완만하다. 또한 시계열적으로 판단할 때 최근의 현금보유비율이 높은 수준은 아니다. 중간값을 고려할 경우 이러한 현상은 더욱 심화된다. 즉, 최근의 현금보유비율의 중간값은 1990년대 초반과 비교해 볼 때 오히려 낮은 수준에 머물러 있다고 할 수 있다.[15)]

이와 같은 결과는 [그림 1]에서 나타나고 있는 재벌기업에 의한 최근의 급속한 현금보유 증가가 재벌기업 전체의 일반화된 현상이 아닌, 소수의 재벌기업에 의한 대규모 현금보유 증가에 기인한 것임을 시사한다고 볼 수 있다. 그렇다면 어떠한 기업들에 의한 현금보유 증가가 [그림 1]에서의 현상을 주도하고 있으며 그 정도는 어떠한가?

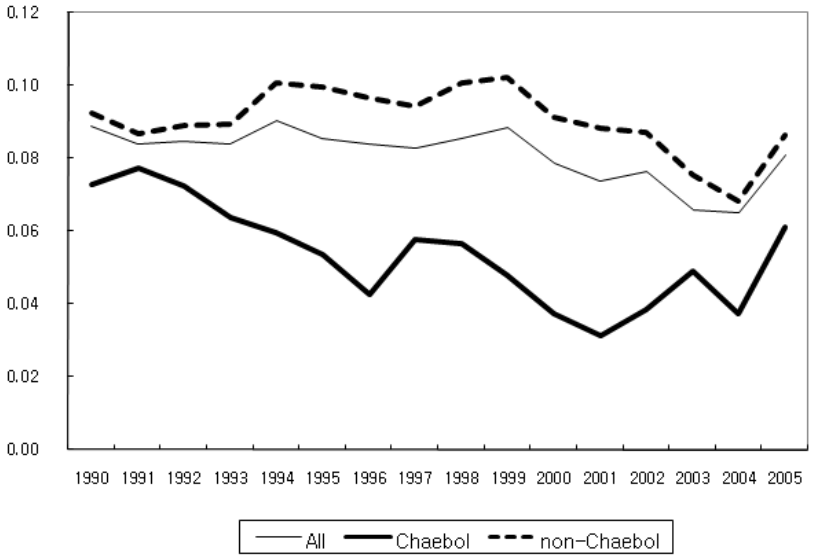
<표 1>은 2005년도를 기준으로 현금보유액이 높은 상위 15개사를 그 순위별로 나열한 것이다. 최상위기업의 현금보유액은 6.9조원으로서 우리나라 상장 제조업체 전체의 현금보유액 총 40.5조원의 약 17%를 차지하고 있다. 이를 누계기준으로 보면 상위 6개 기업에 의해 보유되고 있는 현금규모는 우리나라 기업에 의해 보유되는 현금규모의 반 이상을 차지하고 있어, 위에서 지적한 대로 최근의 현금보유비율의 급속한 증가는 이들 몇몇 기업에 의해 주도되고 있다는 것을 뒷받침하고 있다. 이를 보다 명확히 파악하기 위하여 2005년 기준으로 현금자산 보유액이 1조원이 넘는 기업들을 제외할 경우 우리나라 상장 제조업체들의 현금보유 패턴이 어떻게 변화하는지를 분석해 보았다. [그림 4]는 현금보유액 규모의 추이를 먼저 살펴본 것인데, 재벌의 경우 2002년 이후 그 규모가 매우 빠른 속도로 증가하였으나, '1조원 클럽'을 제외할 경우 그 규모가 현격히 낮아짐을 알 수 있다. [그림 5]의 경우에도 '1조원 클럽'의 영향이 얼마나 컸는가를 극명하게 드러내고 있다. 2002년 이후 급속한 속도로 증가하였던 재벌 전체의 현금보유비율은 '1조원 클럽'을 제외할 경우 현금보유비율 수준의 시계열적 측면에서나 증가속도

15) [그림 2] 및 [그림 3]에서 전 분석기간에 걸쳐 재벌의 현금보유비율이 비재벌과 비교하여 낮은 것은 제Ⅱ장에서 설명한 바와 같이 현금수요에 규모의 경제가 존재하기 때문으로 해석된다. 또한 재벌기업의 경우 비재벌기업에 비해 금융권에 대한 접근성이 유리하기 때문에 상대적으로 낮은 현금보유 동기를 지니게 된다는 측면도 존재한다.

[Figure 2] Cash Holding Ratio of Listed Manufacturing Firms: Simple Average



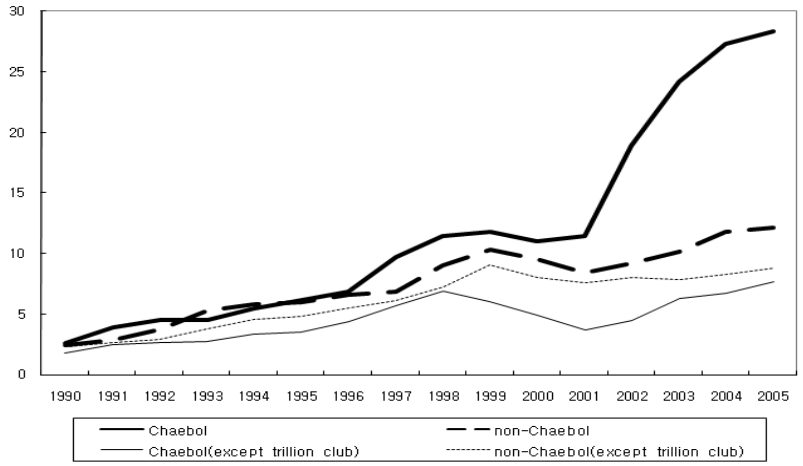
[Figure 3] Cash Holding Ratio of Listed Manufacturing Firms: median



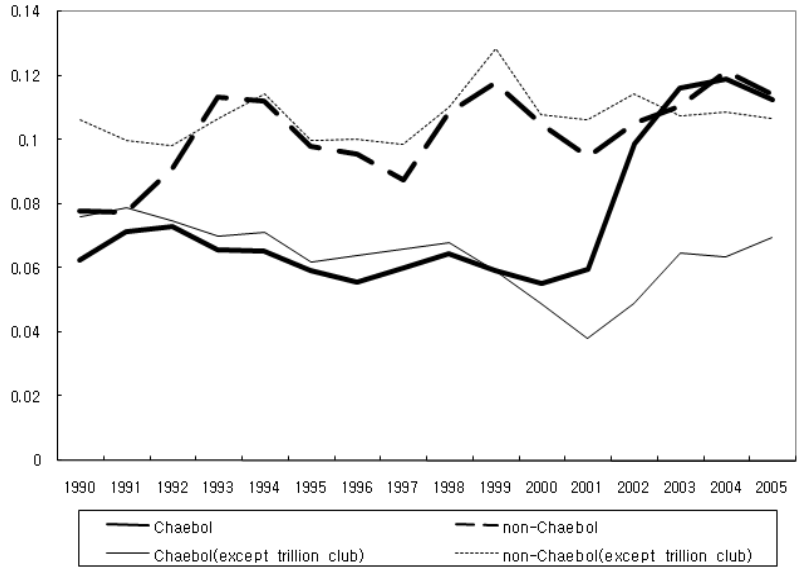
〈Table 1〉 Top 15 Corporations in Cash Holdiing (Year 2005)

Rank	Corporations	Cash Holding (trillion Won)	Share in all listed Corporations (cumulative, %)	Industry
1	Samsung Electronics	6.87	17.0	electronics
2	Hyundai Motors	6.01	31.8	transport machinery
3	Posco	3.35	40.1	steel
4	LG Phillips LCD	1.47	43.7	electronics
5	SK	1.41	47.2	chemical
6	Samsung Heavy Industries	1.39	50.6	transport machinery
7	Hynix	1.22	53.7	electronics
8	S-Oil	1.19	56.6	chemical
9	Kia Motors	1.12	59.4	transport machinery
10	Hyundai Mipo Dockyard	0.65	61.0	transport machinery
11	Hyundai Heavy Industries	0.65	62.6	transport machinery
12	Dongkuk Steel	0.65	64.2	steel
13	Samsung SDI	0.63	65.7	electronics
14	Hanjin Heavy Industries & Construction	0.61	67.2	transport machinery
15	Hyundai Mobis	0.50	68.5	transport machinery
Listed Corporations		40.48	-	-

[Figure 4] Trend of Cash Holding of Listed Firms (trillion Won)



[Figure 5] Cash Holding Ratio of Listed Firms: Weigted Average

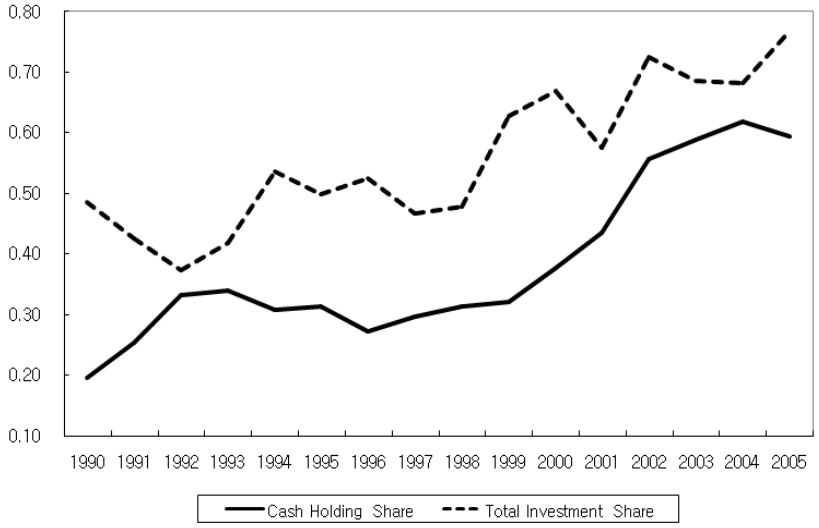


측면에서 볼 때 최근의 움직임이 '과도'하다고 판단하는 것은 무리라고 할 수 있다.

본절에서의 분석결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 우리나라 기업, 특히 재벌기업 전체로 볼 때 현금보유비율이 과거에 비해 증가한 것은 사실이다. 둘째, 이러한 현상은 같은 재벌 내에서도 일반적으로 적용될 수 있는 것은 아니며, 소수의 몇몇 기업에 의해 주도되고 있다. 이들을 제외할 경우 재벌기업의 현금보유비율은 그리 높은 수준이 아니며, 그 증가속도가 빠르다고 보기도 어렵다.

다만 이와 같이 현금보유를 늘린 기업들이 그 과정에서 투자를 축소하여 설비투자 부진의 원인으로 작용할 가능성은 존재한다. 따라서 [그림 6]에서는 분석대상 기업자료에서 1조원 클럽 기업들의 현금보유액 및 설비투자액 비중 추이를 살펴보았다. 그림에서 나타난 바와 같이 연도별로 변동이 있기는 하지만 1조원 클럽 기업들의 설비투자비중은 꾸준히 상승해 왔다. 즉, 현금보유를 급격하게 증가시킨 1조원 클럽 기업들의 경우 여타 기업들에 비해 오히려 설비투자 증가세를 더욱 빠르게 증가시켜 온 것으로 나타난다. 이는 현금보유를 급증시킨 기업들이 전반적인 설비투자 추세를 넘어서는 수준으로 설비투자를 증가시켜 왔음을 의미하므로 기업이 현금보유를 늘리는 과정에서 설비투자가 위축되었다는 주장은 받아들이기 어렵다고 판단된다.

[Figure 6] Cash Holding Share and Total Investment Share of Trillion Club Firms



이렇게 볼 때 과연 최근 제기되고 있는 "급증하고 있는 기업의 현금보유 증가를 해소하기 위해 또는 투자를 촉진하기 위해 재벌 관련 규제를 철폐 또는 완화하여야 한다"는 주장은 재고의 여지가 있다고 판단된다. 적어도 최근의 현금보유 증가는 소수의 몇몇 재벌기업에 집중되어 있으며, 이들 기업의 투자는 상대적으로 양호하게 나타나고 있기 때문이다.

2. 영업이익률의 변동성 추이

앞서 언급한 바와 같이 Bates, Kahle, and Stultz(2006)는, 예비적 현금수요모형과 미국 기업부문에서 나타나고 있는 현금흐름의 변동성 확대를 적용할 경우, 미국 기업에서 나타나고 있는 현금성 자산의 증가를 대부분 설명할 수 있다고 주장하였다. 또한 이항용(2005)에서는 우리나라 상장 제조업체의 경우에 대한 개략적인 분석에서 외환위기 이후 불확실성이 높을수록 현금보유가 높게 나타났음을 지적하였다.

이와 같은 기존 연구를 고려할 때 우리나라 기업이 직면한 불확실성이 증가하였다면 이러한 변화가 현금보유 증가를 설명할 수 있을 가능성이 높다. 본 연구에서는 기존 연구에서 개별 기업이 당면하는 불확실성의 대용변수로 사용되었던 영업이익의 변동성을 활용하여, 불확실성과 현금보유 간의 관계를 분석하기로 한다.[16][17] 불확실성의 대용변수인 영

업이익의 변동성은 각 기업별로 과거 5년간 영업이익의 표준편차를 사용하였다. [그림 7]은 이와 같이 계산된 각 기업별 영업이익 표준편차의 연도별 평균값 및 중간값을 나타낸 것이다.

두 경우 모두 다음과 같은 두 가지 특성이 나타남을 알 수 있다. 첫째, 경제위기를 겪었던 1997년 이후 영업이익 표준편차의 값은 매우 높은 수준을 보이고 있으며, 이러한 현상은 2003년 이후 다소 완화된다. 이러한 현상이 나타나는 이유는 영업이익 표준편차를 계산할 때 과거 5년간의 자료를 이용하였기 때문인데, 2002년까지는 경제위기 효과가 지속되기 때문이다. 둘째, 이러한 경제위기 효과를 감안하더라도 전체적인 영업이익 표준편차의 값은 시간이 지남에 따라 증가하였음을 알 수 있다. 즉, 경제위기 이전과 비교할 때 최근의 영업이익 표준편차의 값은 높은 수준이라고 할 수 있다.

따라서 만일 우리나라 기업들이 예비적 동기에 의해 현금을 보유해 왔다면 그 중요성은 최근 들어 더욱 증대하였을 가능성이 있으며, 이러한 가설은 다음 장에서 더욱 정교한 회귀분석모형을 이용하여 검증될 것이다.

추가적으로 앞서 발견된 1조원 클럽에 포함된 기업들의 변동성을 살펴보았다. [그림 8]은 1조원 클럽에 포함된 기업의 변동성과 1조원 클럽에 포함되지 않은 기업의 변동성을 비교한 것이다. 1994년을 제외하고는 1조원 클럽에 포함된 기업들의 변동성이 높게 나타나는 것을 볼 수 있다. 이러한 차이가 통계적으로 유의한지를 확인하기 위해 평균 차이에 대한 t-test를 실시해 보았다. 연도별 테스트는 1조원 클럽 기업의 관측치가 작아 수행하기 어려웠으므로 전체 기간에 대하여 분석을 실시하였다. 테스트 결과 1조원 클럽의 변동성과 1조원 클럽을 제외한 기업의 변동성이 동일하다는 가설이 p-value 99.88 수준에서 기각되었다.

변동성 차이 하나로 1조원 클럽의 현금보유를 모두 설명할 수는 없겠지만, 변동성이 기업의 현금보유에 영향을 미친다면 이들 기업의 경우 증가한 변동성이 현금보유 급증에 부분적으로 기여했을 것으로 판단된다.[18)]

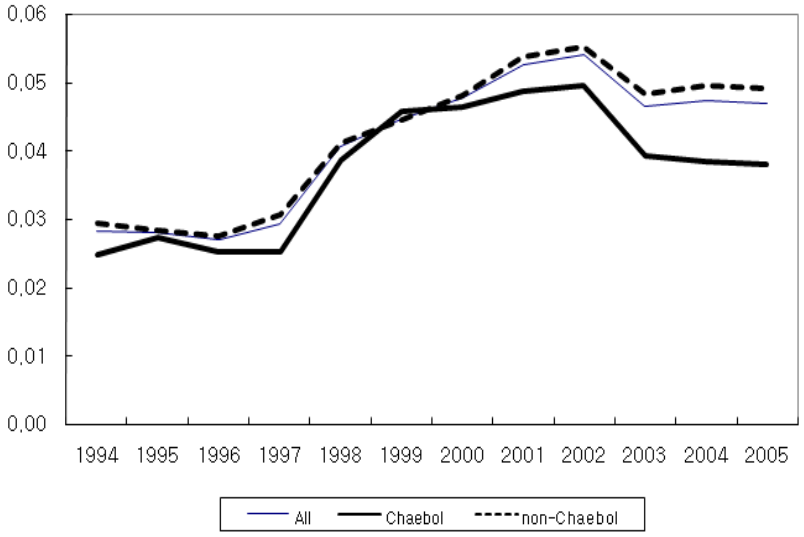
3. 현금보유의 평균회귀성

미국기업들의 현금보유 성향에 대하여 분석한 Opler, Pinkowitz, Stulz, and Williamson(1999)은 간단한 평균회귀모형을

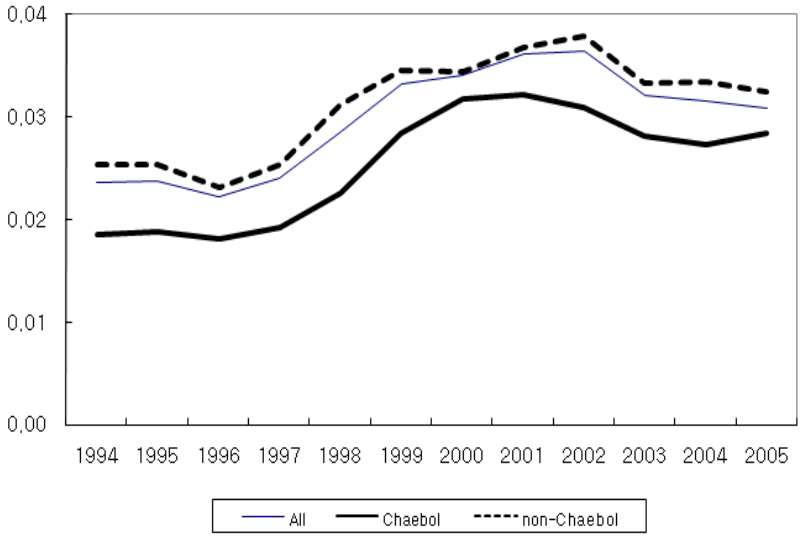
16) 한진희(1999), Chun, Kim, Lee, and Morck(2004) 등에서 사용된 바 있다.
17) 다음 장에서 회귀분석모형을 이용하여 우리나라 기업의 현금보유 결정요인에 대한 더욱 정교한 실증분석을 실시한다. 여기에서는 이에 앞서 다음 장에서 가장 중요한 현금보유 결정요인으로 분석될 불확실성 변수의 추이 및 현금보유비율과의 관계를 간략히 분석하려는 것이다.
18) 이러한 점을 지적해 준 익명의 검토자에게 감사드린다.

[Figure 7] Trend of Corporate Risk

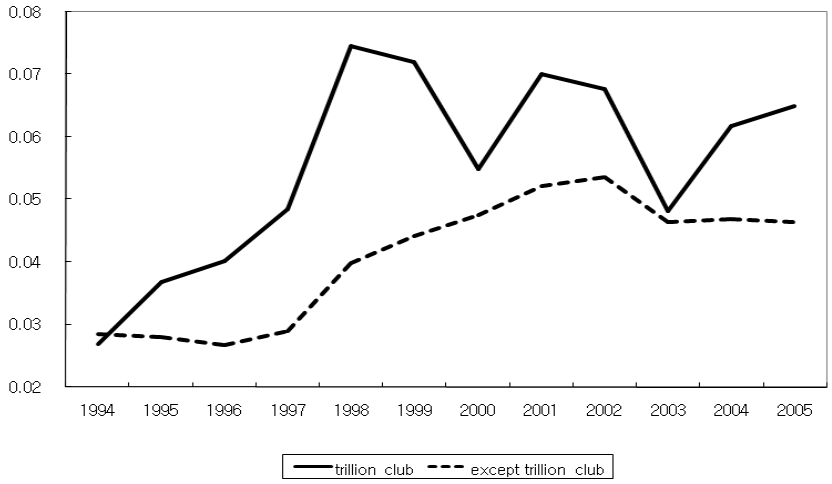
(a) Standard Deviations of Operating Profit (average)



(b) Standard Deviations of Operating Profit (median)



[Figure 8] Standard Deviations of Operating Profit (average)



통하여 기업들이 유동성과 관련하여 목표치(target level)를 설정하여 자산을 운용한다는 가설을 검증하였다. 본절에서는 기초분석의 마지막 단계로서 이들의 방법론을 이용하여 우리나라 상장기업들의 경우에도 현금유동성에 대한 목표치를 설정하는가에 대해 검증해 보고자 한다.

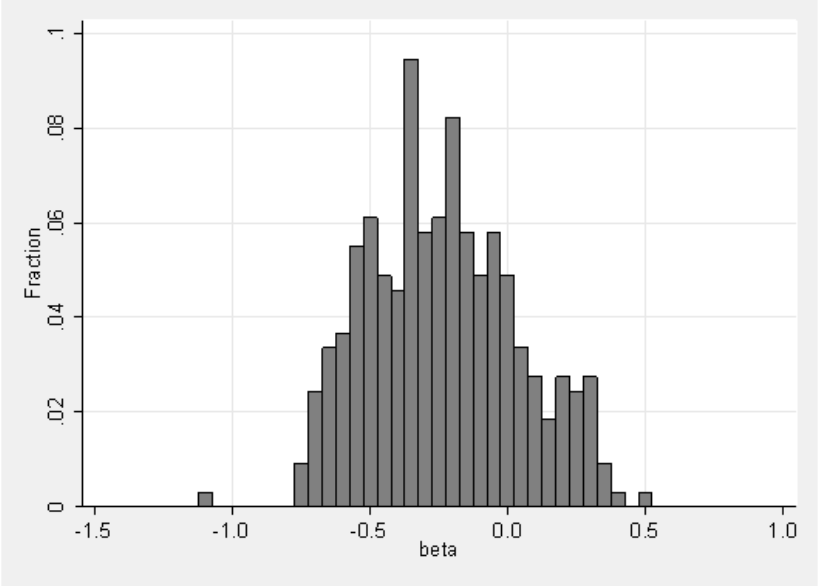
이를 위해 각 표본기업들별로 다음과 같은 회귀방정식을 추정한다.

$$\Delta(Cash/Asset)_t = \alpha + \beta\Delta(Cash/Asset)_{t-1} + \epsilon_t \quad (3\text{-}1)$$

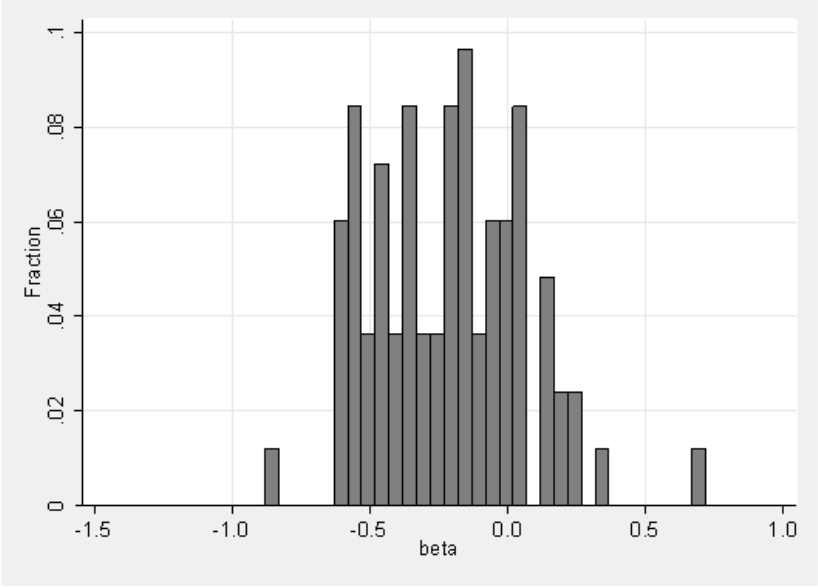
여기에서 Δ는 1계차분(first difference)을 나타내며, ϵ_t는 i.i.d.인 오차항을 의미한다. 이 회귀방정식의 계수 β의 부호가 만일 음수(-)라면 기업의 현금보유비율이 평균회귀성(mean-reverting property)을 가진다고 할 수 있다. 또한 기업들이 적절한 현금보유비율의 목표치를 설정하여 자산을 운용하고 있다는 간접적인 증거가 될 수 있다. [그림 9]는 이와 같은 방식으로 각 기업별 시계열자료를 이용하여 회귀방정식 (3-1)을 추정한 후 추정계수($\hat{\beta}$)들의 값을 재벌기업 및 비재벌기업으로 구분하여 그 분포도(histogram)를 나타낸 것이다. 재벌기업들이나 비재벌기업들 모두 전체적인 분포가 0보다 작은 쪽에 치우쳐 있음을 알 수 있으며, 실제로 추정계수의 평균값 및 중간값은 재벌기업의 경우 -0.2050 및 -0.2168이었다. 비재벌기업의 경우에는 -0.2454 및 -0.2384로 나타나 재벌기업이나 비재벌기업 모두에 있어 현금보유비율이 평균회귀적 성격을 가지고 있다는 가설을 기각할 수 없는 것으로 분석되었다.

[Figure 9] Histogram of Estimated $\hat{\beta}$

(a) Chaebol



(b) non-Chaebol



이와 같은 결과는 우리나라의 경우에도 기업들로 하여금 자신들의 현금보유비율을 너무 높거나 혹은 너무 낮은 상태로 벗어나지 않게 관리하도록 하는 체계적인 현금보유비율 결정요인들이 존재함을 의미한다. 이에 다음 장에서는 우리나라 기업들의 현금보유 결정요인에 대한 회귀분석을 수행하고자 한다.

Ⅳ. 우리나라 기업의 현금보유 결정요인 분석

1. 분석자료 및 주요 변수의 구축

본장에서는 Opler, Pinkowitz, Stulz, and Williamson(1999) 및 Bates, Kahle, and Stulz(2006) 등에서 사용된 실증적 방법론을 활용하여 1990년부터 2005년까지 한국증권거래소에 상장되어 있는 기업들의 재무제표를 이용한 우리나라 기업의 현금보유 결정요인을 분석한다. 현금보유 결정요인 분석을 위한 주요 변수들은 현금보유비율과 마찬가지로 WISEfn의 「상장사 재무제표 DB」로부터 추출되었으며, 그 주요 내용은 <표 2>와 같다.

현금보유비율(변수명: cash)은 제Ⅲ장에서 설명한 바와 같이 기업이 보유하고 있는 현금성 자산(현금, 현금등가물, 단기금융상품 및 단기매매가능증권)을 총자산으로 나눈 것으로 정의하였다. 이러한 현금보유비율에 영향을 미칠 수 있는 변수로는 다음과 같은 변수들이 사용되었다.

첫째, 제Ⅱ장에서 설명한 바와 같이 거래적 동기에 의해 현금을 보유하는 경우에 있어 규모의 경제가 발생할 수 있다. 즉, 기업들은 거래의 편의를 위하여 현금을 보유하게 되는데, 이때 규모가 큰 기업일수록 금융시장에의 접근성 측면에서 유리하므로 기업의 규모가 클수록 현금보유비율이 낮을 가능성이 있다. 이를 통제하기 위하여 총매출액의 로그값(변수명: lnsales)을 규모변수로 사용하였다.[19] 둘째, 일반적으로 수익성 있는 투자기회를 가지고 있는 기업의 경우에는 새로운 투자에 활용하기 위해 유동성 높은 현금보유비율을 높이려는 경향이 있을 것이다. 따라서 투자 등 다양한 기업활동 및 향후 성장성에 대한 시장의 평가를 반영하는 q-ratio를 현금보유에 영향을 미칠 수 있는 변수(변수명: q)로 사용하였다. 셋째, 다른 조건이 일정하다면 영업활동에 의한 현금유입이 많은 기업일수록 현금보유비율이 높을 것으로

19) 기업의 규모를 측정하는 변수로는 총매출액 이외에도 총자산을 사용할 수도 있으나 거래적 동기에 의한 현금보유 가설을 검증하는 데에는 자산규모보다는 매출액규모를 사용하는 것이 보다 타당하기 때문에 본 연구에서는 매출액규모를 사용하였다. 이러한 점을 지적해 주신 검토자에게 감사한다.

〈Table 2〉 Definitions of Variables

variables	name	definition
cash	cahs holding ratio	- (cash + cash equivalent + short-term financial asset + short-term security) / total asset
lnsales	size	- log of total sales
q	Tobin's q-ratio	- (market value + Debt - Inventory) / total asset
roa	operating profit ratio	- operating profit / total asset
invest	investment ratio	- total investment / total asset
leverage	debt ratio	- total debt / total asset
risk	risk	- standard deviation of roa in the past five years
bcrisis	before-crisis dummy	- 1998~2005: 1 1990~1997: 0
acrisis	after-crisis dummy	- 1998~2005: 1 1990~1997: 0
brisk	interaction term between risk and bcrisis	- risk x bcrisis
arisk	interaction term between risk and acrisis	- risk x arisis
divdum	dividend dummy	- dividend: 1, no dividend: 0

예상된다. 따라서 영업활동에 의한 현금유입을 총자산으로 나눈 변수(변수명: roa)를 구축하였다.

다음으로 기업의 투자율(변수명: invest)은 총투자를 총자산으로 나눈 값으로 정의하였는데, 기업의 투자지출이 많아지게 되면 기업의 현금성 자산이 소진되게 되므로 투자율과 현금보유율 간에는 음(-)의 관계가 존재할 것으로 예상된다. 그러나 이와 동시에 높은 투자에 의한 수익이 현금흐름으로 반영된다면, 투자율과 현금보유 간에는 양(+)의 상관관계가 존재할 수도 있을 것이다.

부채율(변수명: leverage)이 현금보유와

가지는 관계도 이론적으로는 일의적이지 않다. 채무비율이 높은 기업은 보유하고 있는 현금으로 부채를 줄이려고 함으로써 두 변수 간에 음의 상관관계가 존재할 수도 있는 반면, 재무관리 측면에서 이자율 변동에 따른 위험을 헤지(hedge)하고자 하는 동기가 있는 기업의 경우에는 부채율과 현금보유비율 간에 양의 상관관계가 있을 수도 있다.

다음의 변수는 기업들이 직면하고 있는 현금흐름 위험(cash flow risk)에 대비하기 위한 예비적 성격의 현금보유(precautionary cash holding) 동기의 존재 여부 및 그 정도를 검증하기 위해 구축되었다. 즉, 과거 현금흐름의 편차가 큰 기업일수록 유사시에 대비한 현금보유를 늘리게 될 것이다. 따라서 제Ⅲ장에서 살펴본 바 있는 기업별 영업이익의 과거 5개년 동안의 표준편차를 계산하여 이를 기업별 현금흐름 위험(변수명: risk)이라는 변수로 사용하였다. 만일 예비적 성격의 현금보유 동기가 존재한다면 현금보유와 양의 상관관계를 가질 것으로 기대된다.[20]

마지막으로 배당금지급 더미변수(변수명: divdum)가 사용되었는데, 이는 기업의 당기순이익이 배당금으로 지급되는 경우 기업의 현금보유비율이 낮아지기 때문에 포함된 것이다.[21]

<표 3>은 위에서의 설명과 같이 구축된 주요 변수들에 대한 기초통계량을 보고하고 있다.

2. 실증분석 결과

본절에서는 이상에서 구축된 데이터를 이용하여 회귀분석한 결과를 보고한다. 본 연구에서의 모든 회귀분석은 1990년부터 2005년까지 구축된 우리나라 상장 제조업체들의 패널데이터를 이용한 고정효과모형(fixed effect model)을 사용하였다.[22] 먼저 전체 표본에 대한 회귀분석 결과를 보고한 다음, 전체 표본을 재벌기업과 비재벌기업으로 나눈 회귀분석 결과를 보고하도록 한다.[23]

---

20) 현금흐름의 변동성 이외에도 기업이 당면하고 있는 위험도를 측정하기 위해 기존연구에서는 매출액증가율의 변동성이나 주가 변동성 등을 사용한 사례들도 존재한다. 이와 같은 다른 형태의 변동성을 사용한 연구는 추후 과제로 남겨둔다.

21) <표 2>에는 이상에서 설명된 변수들 이외에도 외환위기 이후 더미(acrisis) 그리고 현금흐름 위험변수와 외환위기 전후 더미 간의 교호작용항(brisk, arisk)이 포함되어 있다. 이러한 변수들이 어떠한 이유에서 사용되었는지에 대한 설명은 논의의 편의를 위해 다음 절에서 회귀분석모형의 설정에 대해 설명하면서 자세히 논의하도록 한다.

22) 기업의 현금흐름 위험(risk) 변수가 과거 5년 동안의 영업이익의 표준편차로 계산되었기 때문에 실제로 본 실증분석에 포함되는 시계열은 1994년부터 2005년까지이다.

23) 표본을 재벌기업과 비재벌기업으로 나누어 각각에 대해 회귀분석을 따로 수행한 이유는, 제Ⅲ장에서의

〈Table 3〉 Basic Statistics

variables	observation	average	standard deviation	minimum	maximum
cash	6,357	0.110	0.096	0.000	0.988
lnsales	6,404	18.568	1.401	10.355	24.777
q	5,846	0.857	0.622	0.017	26.810
roa	6,405	0.057	0.082	-1.806	0.550
invest	6,405	0.050	0.077	-0.956	0.799
leverage	6,405	0.599	0.506	0.029	26.477
risk	4,696	0.041	0.048	0.002	0.872
acrisis	6,622	0.501	0.500	0.000	1.000
brisk	4,696	0.009	0.017	0.000	0.182
arisk	4,696	0.032	0.051	0.000	0.872
divdum	6,622	0.706	0.456	0.000	1.000

가. 전체 표본에 대한 고정효과모형 분석결과

먼저 전체 표본에 대한 고정효과모형의 분석결과를 살펴본다. 제Ⅲ장에서의 기초분석 결과는, 첫째 적어도 재벌기업의 경우 외환위기 이후 현금보유비율이 증가하였으며, 둘째 기업의 현금보유의 주요 결정요인인 영업이익의 변동성 역시 외환위기 이후 전반적으로 증가하였음을 말해 주고 있다.

이와 같이 정형화된 사실들(stylized facts)을 바탕으로 본 회귀분석모형에서 검증하고자 하는 주요 가설들은 다음의 두 가지이다. 첫째, 외환위기 효과가 존재하는가? 즉, 현금보유비율에 영향을

분석결과 재벌과 비재벌의 현금보유 패턴이 상당히 다른 측면이 발견되었기 때문이다. 이 경우 물론 재벌과 비재벌기업 간의 현금보유 패턴의 차이를 전체 표본을 대상으로 한 분석에서도 재벌더미를 추가함으로써 수행할 수 있으나, 고정효과모형을 사용할 경우 재벌 또는 비재벌이라는 기업의 특성이 각 기업별로 특수한 그러나 시계열상으로는 변화가 없는 고정효과에 포함되어 재벌더미의 계수는 추정이 불가능하다. 이를 회피하기 위하여 고정효과모형이 아닌 임의효과모형(random effect model)을 사용할 수도 있으나, 이 경우에도 고정효과모형을 사용한 실증분석 결과와 크게 다르지 않으므로 여기에서는 생략하기로 한다.

미칠 수 있는 다양한 변수들을 통제한 후에도 외환위기 이후 기업의 현금보유가 평균적으로 증가하였다고 판단할 수 있는가라는 질문에 대한 답을 구하고자 한다. 둘째, 예비적 현금보유의 동기가 존재하는가? 즉, 우리나라 기업들의 경우에도 영업이익의 변동성, 다시 말해 영업활동상의 위험에 대비하기 위해 현금보유를 증가시켰는가에 대해 분석하고자 한다. 이러한 가설들을 검증하기 위한 회귀분석 결과는 <표 4>에 보고되어 있다.[24] 먼저 모형 (1)과 (2)는 외환위기 효과가 존재하는가를 살펴보기 위해 기업별 위험도(risk) 변수는 포함시키지 않은 채 외환위기 이후 더미(acrisis)만을 포함시킨 경우이다. 추정결과, 예비적 동기에 의한 현금보유를 측정하는 변수(기업별 위험도)를 제외하고 현금보유비율에 영향을 미칠 수 있는 여타 변수들을 포함시킬 경우, 외환위기 이후 더미는 90% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

다음으로 모형 (3)과 (4)는 외환위기 이후 더미를 포함시키지 않은 상태에서 우리나라 기업들의 예비적 동기에 의한 현금보유가 존재하는가를 살펴보기 위하여 추정되었다. 추정결과, 기업들의 현금보유에 있어 예비적 동기가 매우 중요함을 알 수 있다. 즉, risk에 대한 추정계수값은 두 경우 모두 양의 값을 가지며, 99%의 신뢰수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

그렇다면 이와 같은 외환위기 효과와 예비적 동기에 의한 현금보유 효과를 동시에 고려한다면 추정결과는 어떻게 될 것인가? <표 5>는 몇 가지 방식에 의해 외환위기 효과와 예비적 동기 효과를 동시에 고려한 것이다. 먼저 모형 (1) 및 (2)는 <표 4>에서 따로 고려하였던 두 가지 효과를 모형 내에 함께 포함시킨 것이다. 이 경우에도 예비적 동기 효과는 통계적으로 유의하게 존재하는 것으로 나타났다. 그러나 외환위기 효과는 모형 (1)과 (2)에서 통계적으로는 유의하지 않은 것으로 나타나 <표 4>에서와는 달리 다른 조건(특히 기업의 위험도)을 통제할 경우 외환위기 이후 우리나라 기업의 현금보유비율이 평균적으로 증가하였다고 볼 수 없음을 시사한다고 할 수 있다.

한편, 모형 (3)은 외환위기 효과와 예비적 동기 효과를 동시에 고려하되 교호작용항을 포함시켜 추정한 것이다. brisk (또는 arisk)는 외환위기 이전 더미(또는 외환위기 이후 더미)와 risk 변수와의

24) 본문에서는 외환위기 효과 및 예비적 동기에 의한 현금보유 효과와 관련된 변수의 추정계수만을 설명하며 여타 통제변수들에 대한 설명은 생략하였다. 여타 통제변수들의 경우에도 대부분의 경우 이론적으로 예측되는 방향으로 그 부호들이 결정되었으며 통계적으로도 유의한 수준임을 알 수 있다. 예를 들어, <표 4> 및 <표 5>를 보면 거래적 동기에 의한 현금보유 가설에서 시사하는 바와 같이 lnsales에 대한 계수추정치는 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 가지는 것으로 추정되었다.

〈Table 4〉 Regression of Cash Holding (All Listed Corporations)

variables	(1)	(2)	(3)	(4)
lnsales	-0.008** (0.003)	-0.010*** (0.003)	-0.011** (0.004)	-0.012*** (0.004)
q	0.005** (0.002)	0.026*** (0.005)	0.004* (0.002)	0.022*** (0.006)
roa	0.125*** (0.017)	0.093*** (0.018)	0.164*** (0.021)	0.136*** (0.022)
invest		-0.089*** (0.017)		-0.079*** (0.018)
leverage		-0.030*** (0.006)		-0.026*** (0.006)
risk			0.165*** (0.055)	0.147*** (0.054)
acrisis	0.008 (0.006)	0.011* (0.006)		
divdum		0.017*** (0.003)		0.016*** (0.003)
constant	0.257*** (0.062)	0.270*** (0.063)	0.297*** (0.078)	0.314*** (0.078)
year dummy	Yes	Yes	Yes	Yes
R^2 F-statistics	0.0256 5.19	0.0547 8.97	0.0400 6.92	0.0636 9.06
observation number of firms	5,798 412	5,798 412	4,526 412	4,526 412

Note: Heteroskedasticity and autocorrelation-adjusted standard error are in parentheses. ***, **, * means the estimated coefficients are significant at 1%, 5% and 10%, respectively.

〈Table 5〉 Regression of Cash Holding (All Listed Corporations)

variables	(1)	(2)	(3)	(4)
lnsales	-0.011** (0.004)	-0.012*** (0.004)	-0.012*** (0.004)	-0.012*** (0.004)
q	0.004* (0.002)	0.022*** (0.006)	0.022*** (0.006)	0.022*** (0.006)
roa	0.164*** (0.021)	0.136*** (0.022)	0.139*** (0.022)	0.139*** (0.022)
invest		-0.079*** (0.018)	-0.079*** (0.018)	-0.079*** (0.018)
leverage		-0.026*** (0.006)	-0.026*** (0.006)	-0.026*** (0.006)
risk	0.165*** (0.055)	0.147*** (0.054)		
acrisis	0.002 (0.006)	-0.009 (0.005)		-0.014** (0.006)
brisk			-0.017 (0.109)	-0.017 (0.109)
arisk			0.159*** (0.057)	0.159*** (0.057)
divdum		0.016*** (0.003)	0.016*** (0.003)	0.016*** (0.003)
constant	0.293*** (0.078)	0.319*** (0.079)	0.319*** (0.079)	0.324*** (0.080)
year dummy	Yes	Yes	Yes	Yes
R^2 F-statistics	0.0400 6.92	0.0636 9.06	0.0643 8.60	0.0643 8.60
observation number of firms	4,526 412	4,526 412	4,526 412	4,526 412

Note: Heteroskedasticity and autocorrelation-adjusted standard error are in parentheses. ***, **, * means the estimated coefficients are significant at 1%, 5% and 10%, respectively.

교호작용항으로서, 만일 외환위기 이전(또는 이후)에 예비적 현금보유 효과가 존재한다면 통계적으로 유의한 양(+)의 추정계수를 가지게 될 것이다. 추정결과를 보면 외환위기 이전에는 예비적 동기에 의한 현금보유 효과가 존재하지 않았으나, 외환위기 이전에는 예비적 동기에 의한 현금보유 효과가 99%의 신뢰도를 가지고 통계적으로 유의함을 알 수 있다.

여기에 외환위기 이후 더미를 포함시킨 모형 (4)를 보면 여타 통제변수들을 감안할 때 외환위기 이후 기업들의 평균적인 현금보유비율은 오히려 감소한 것으로 나타났으며, 모형 (3)에서와 마찬가지로 예비적 동기의 현금보유가 외환위기 이전에는 존재하지 않았으나 외환위기 이후에는 통계적으로 유의한 수준에서 존재하는 것으로 나타났다.

지금까지의 실증분석 결과에 대한 논의를 종합하면 다음과 같다. 첫째, 우리나라 상장 제조업체 전체의 평균으로 볼 때 외환위기 이전과 비교하여 외환위기 이후, 즉 최근의 현금보유비율이 높다고 할 수 있는 계량경제학적인 증거는 찾을 수 없다. 둘째, 기업의 영업활동과 관련된 위험의 존재는 예비적 동기에 의한 현금보유를 증가시켰으며, 이러한 움직임은 특히 외환위기 이후에 강하게 나타난다. 따라서 제Ⅲ장에서 보여진 대로 외환위기 이후 기업들의 영업활동 위험이 과거에 비해 증가하였음을 고려할 때, 최근에 관찰되고 있는 현금보유비율의 증가는 영업활동 위험도의 증가에 따라 기업들이 예비적인 목적으로 현금보유를 늘렸기 때문인 것으로 판단된다.[25]

여기에서의 분석내용과 더불어 추가적으로 한 가지 언급할 것은 외환위기 이후 기업의 영업이익 표준편차가 증가하였다는 것(그림 7 및 그림 8)과 여기에서의 분석결과를 결합하면 기업의 현금보유비율이 외환위기 이후 확대되지 않았다는 제Ⅲ장에서의 논의(그림 2)와 일면 상충되는 것처럼 보일 수 있다는 점이다. 그러나 그 이유는 회귀분석에 포함되어 있는

25) 본 논문에 대한 두 명의 익명의 검토자들은 <표 4> 및 <표 5>에 나타나 있는 모형의 설정과 관련하여 다음의 세 가지 점들을 추가적으로 분석할 것을 제안하였다. 첫째, invest 변수의 경우 내생성문제가 존재할 수 있으므로 시차변수를 사용해 볼 것, 둘째 외환위기 더미변수가 들어간 회귀분석식에서는 연도더미를 제외해 볼 것, 셋째 기업의 위험도를 측정하기 위하여 영업이익률(ROA)의 5년 표준편차를 사용하였는데 이에 대한 여타 측정치를 사용함으로써 추정의 견고성을 검증해 볼 것 등이다. 필자들은 이러한 제안에 따라 세 가지 경우에 대한 견고성 분석을 수행해 보았으나 본문에서의 분석결과와 거의 동일한 분석결과를 얻었다. 지면의 제약상 분석결과를 본문에 모두 포함시키지는 않았으나, <표 5>의 모형 (4)에 대한 견고성 분석을 <부표 1>에 보고하였다. <부표 1>에서 모형 (1)은 <표 5>의 모형 (4)와 동일한 것이다. 모형 (2)는 전기의 invest 변수를 사용한 경우, 모형 (3)은 연도더미를 포함시키지 않은 경우 모형 (4) 및 모형 (5)는 영업이익률의 5년 표준편차 대신 4년 표준편차 또는 6년 표준편차를 사용하여 분석한 것이다. 부표에서 보는 바와 같이 본문에서 논의한 외환위기 효과 및 예비적 동기 효과에 대한 해석은 여전히 유효함을 알 수 있다. 이러한 제안을 해주신 검토자에게 감사드린다.

[Figure 10] risk, ROA (left axis) and q-ratio (right axis) (simple average)

여타 변수, 특히 q-ratio와 영업이익률(ROA)이 영업이익 표준편차(risk)와는 달리 논문의 분석기간 동안 전반적으로 하향 추세를 보였기 때문이다(그림 10). q-ratio와 영업이익률의 두 변수가 회귀분석결과에서 모두 양의 값을 가지고 있으므로 두 변수의 하향 추세는 현금보유비율을 낮추는 방향으로 작용하였을 것이다. 즉, 기업의 위험도의 확대가 현금보유비율을 높이는 방향으로 작용하였던 가운데 이들 두 변수들의 움직임이 현금보유비율을 낮추는 방향으로 영향을 미쳤기 때문에 전반적으로는 단순평균된 현금보유비율이 큰 변화를 나타내지 않은 것으로 판단된다.[26]

나. 재벌기업 및 비재벌기업에 대한 고정효과모형 분석결과

제Ⅲ장에서의 기초분석에서 살펴본 것과 같이 기업들의 현금보유 패턴은 재벌기업과 비재벌기업 간에 상당한 차이가 있는 것으로 판단된다. 따라서 본 소절에서는 앞 소절에서 수행된 회귀분석을 재벌기업 및 비재벌기업에 대해 각각 수행하였을 때 어떠한 차이점을 가지는가에 대해 분석하도록 한다.[27]

먼저 외환위기 효과 및 예비적 동기

26) 이러한 점을 지적해 주신 익명의 검토자에게 감사드린다.
27) 앞의 각주에서 논의한 견고성 분석은 재벌 및 비재벌 기업별 분석에서도 수행하였으며, 그 결과는 <부표 2> 및 <부표 3>에 보고되어 있다.

효과를 따로 고려한 <표 4>에서의 회귀분석모형을 재벌기업 및 비재벌기업에 대해 수행한 결과는 <표 6> 및 <표 7>에 각각 보고되어 있다. 거의 대부분의 변수들에 대하여 그 결과는 전체 기업에 대해 분석하였던 <표 4>와 크게 다르지 않음을 발견할 수 있다. 즉, 다른 통제변수들을 고려할 때 외환위기 이후의 현금보유 수준이 외환위기 이전의 현금보유 수준에 비해 크게 다르지는 않은 것으로 추정된다. 예비적 동기에 대한 추정결과도 재벌기업과 비재벌기업 모두 통계적으로 유의한 것으로 나타난다. 그러나 여기에서 한 가지 특징적인 것은 재벌기업의 위험도에 대한 반응이 비재벌기업에 비해 상대적으로 크다는 점이다. 즉, 모형 (3) 및 모형 (4)에서 위험도에 대한 추정계수가 재벌의 경우 각각 0.371 및 0.407인 데 반해 비재벌의 경우에는 각각 0.133 및 0.113로 나타났다. 이는 재벌기업들이 비재벌기업들에 비해 위험도에 더 민감하게 반응하였다는 것을 시사한다.

이상과 같은 결과는 재벌기업 및 비재벌기업에 대해 외환위기 효과와 예비적 동기 효과를 동시에 고려한 <표 8> 및 <표 9>에서도 동일하게 나타난다. 먼저 기업별 위험도와 외환위기 이후 더미를 같이 고려한 모형 (1)과 모형 (2)를 보면 재벌기업의 경우 위험도에 대한 추정계수는 비재벌기업의 경우에 비해 상대적으로 크게 나타났음을 알 수 있다.

또한 기업별 위험도와 외환위기 더미의 교호작용항을 추정한 모형 (3) 및 모형 (4)에서는 재벌기업이나 비재벌기업 모두 외환위기 이전에는 예비적 동기에 의한 현금보유가 존재한다고 할 수 없다. 그러나 외환위기 이후에는 통계적으로 유의한 예비적 동기 효과가 존재하였으며, 그 정도는 재벌기업의 경우 더욱더 현저하게 나타나는 것으로 추정되었다.

이상의 분석결과를 종합하면 다음과 같다. 첫째, 재벌기업과 비재벌기업으로 표본을 나누어 분석한 결과는 전체 표본에 대해 분석한 결과와 크게 다르지 않다. 즉, 재벌기업과 비재벌기업 모두에 있어 여타 통제변수들을 고려했을 때 외환위기 이후의 현금보유비율 수준이 외환위기 이전에 비해 높다고 판단할 수 없다. 그러나 예비적 동기 효과는 재벌기업 및 비재벌기업 모두에 존재하는 것으로 나타나며, 특히 외환위기 이후에 예비적 동기 효과가 통계적으로 유의하다. 둘째, 이러한 외환위기 이후의 예비적 동기 효과는 재벌기업의 경우 비재벌기업에 비해 더욱 큰 것으로 나타났다. 따라서 최근 재벌기업들에 의한 현금보유 증가는 외환위기 이전에 비해 기업들의 영업활동에 따른 위험도가 증가했기 때문일 가능성이 있다.

〈Table 6〉 Regression of Cash Holding (Chaebol)

variables	(1)	(2)	(3)	(4)
lnsales	0.002 (0.004)	0.004 (0.004)	0.000 (0.005)	0.004 (0.005)
q	0.010 (0.006)	0.042*** (0.011)	-0.002 (0.008)	0.028** (0.012)
roa	0.029 (0.043)	-0.042 (0.046)	0.092* (0.049)	0.036 (0.051)
invest		-0.044* (0.024)		-0.051* (0.029)
leverage		-0.064*** (0.015)		-0.075*** (0.015)
risk			0.371*** (0.089)	0.407*** (0.087)
acrisis	0.008 (0.008)	0.002 (0.008)		
divdum		0.005 (0.005)		0.003 (0.006)
constant	0.016 (0.079)	-0.001 (0.079)	0.055 (0.101)	-0.008 (0.099)
year dummy	Yes	Yes	Yes	Yes
R^2 F-statistics	0.0240 1.98	0.0716 3.63	0.0548 3.49	0.1068 4.85
observation number of firms	1,233 83	1,233 83	943 83	943 83

Note: Heteroskedasticity and autocorrelation-adjusted standard error are in parentheses. ***, **, * means the estimated coefficients are significant at 1%, 5% and 10%, respectively.

〈Table 7〉 Regression of Cash Holding (non-Chaebol)

variables	(1)	(2)	(3)	(4)
lnsales	-0.012*** (0.004)	-0.013*** (0.005)	-0.015*** (0.005)	-0.017*** (0.005)
q	0.004 (0.002)	0.023*** (0.005)	0.003 (0.002)	0.020*** (0.006)
roa	0.143*** (0.020)	0.114*** (0.021)	0.171*** (0.025)	0.142*** (0.025)
invest		-0.108*** (0.021)		-0.089*** (0.023)
leverage		-0.028*** (0.006)		-0.024*** (0.006)
risk			0.133** (0.063)	0.113* (0.062)
acrisis	0.007 (0.007)	0.012** (0.006)		
divdum		0.020*** (0.003)		0.020*** (0.004)
constant	0.329*** (0.080)	0.344*** (0.082)	0.382*** (0.098)	0.404*** (0.099)
year dummy	Yes	Yes	Yes	Yes
R^2 F-statistics	0.0334 5.31	0.0631 8.48	0.0471 6.98	0.0712 8.69
observation number of firms	4,565 329	4,565 329	3,583 329	3,583 329

Note: Heteroskedasticity and autocorrelation-adjusted standard error are in parentheses. ***, **, * means the estimated coefficients are significant at 1%, 5% and 10%, respectively.

〈Table 8〉 Regression of Cash Holding (Chaebol)

variables	(1)	(2)	(3)	(4)
lnsales	0.000 (0.005)	0.004 (0.005)	0.003 (0.005)	0.003 (0.005)
q	-0.002 (0.008)	0.028** (0.012)	0.026** (0.012)	0.026** (0.012)
roa	0.092* (0.049)	0.036 (0.051)	0.041 (0.051)	0.041 (0.051)
invest		-0.051* (0.029)	-0.057** (0.029)	-0.057** (0.029)
leverage		-0.075*** (0.015)	-0.074*** (0.015)	-0.074*** (0.015)
risk	0.371*** (0.089)	0.407*** (0.087)		
acrisis	0.008 (0.009)	-0.022* (0.012)		-0.029** (0.012)
brisk			0.117 (0.113)	0.117 (0.113)
arisk			0.440*** (0.093)	0.440*** (0.093)
divdum		0.003 (0.006)	0.003 (0.006)	0.003 (0.006)
constant	0.047 (0.099)	0.018 (0.095)	-0.001 (0.100)	0.034 (0.095)
year dummy	Yes	Yes	Yes	Yes
R^2 F-statistics	0.0548 3.49	0.1068 4.85	0.1110 4.78	0.1110 4.78
observation number of firms	943 83	943 83	943 83	943 83

Note: Heteroskedasticity and autocorrelation-adjusted standard error are in parentheses. ***, **, * means the estimated coefficients are significant at 1%, 5% and 10%, respectively.

〈Table 9〉 Regression of Cash Holding (non-Chaebol)

variables	(1)	(2)	(3)	(4)
lnsales	-0.015*** (0.005)	-0.017*** (0.005)	-0.017*** (0.005)	-0.017*** (0.005)
q	0.003 (0.002)	0.020*** (0.006)	0.020*** (0.006)	0.020*** (0.006)
roa	0.171*** (0.025)	0.142*** (0.025)	0.144*** (0.026)	0.144*** (0.026)
invest		-0.089*** (0.023)	-0.089*** (0.023)	-0.089*** (0.023)
leverage		-0.024*** (0.006)	-0.024*** (0.006)	-0.024*** (0.006)
risk	0.133** (0.063)	0.113* (0.062)		
acrisis	0.008 (0.006)	0.008 (0.005)		0.004 (0.007)
brisk			-0.000 (0.144)	-0.000 (0.144)
arisk			0.120* (0.065)	0.120* (0.065)
divdum		0.020*** (0.004)	0.020*** (0.004)	0.020*** (0.004)
constant	0.382*** (0.098)	0.406*** (0.100)	0.407*** (0.100)	0.410*** (0.100)
year dummy	Yes	Yes	Yes	Yes
R^2 F-statistics	0.0471 6.98	0.0712 8.69	0.0714 8.24	0.0714 8.24
observation number of firms	3,583 329	3,583 329	3,583 329	3,583 329

Note: Heteroskedasticity and autocorrelation-adjusted standard error are in parentheses. ***, **, * means the estimated coefficients are significant at 1%, 5% and 10%, respectively.

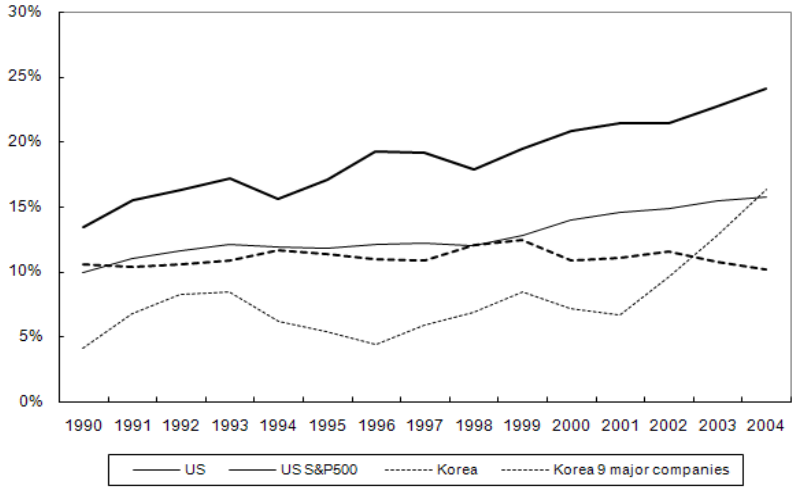
3. 국가별 비교를 통한 우리나라 현금보유에 대한 평가

본절에서는 지금까지 살펴본 우리나라에 대한 분석결과를 기초로 최근 연구가 활발하게 진행된 미국의 현금보유 패턴 변화를 비교하고, 자료 입수가 가능한 몇 개 국가의 현금보유 패턴을 분석함으로써 우리나라 기업의 현금보유 패턴 변화가 '과도'한 것이라는 주장의 타당성을 점검해보도록 한다.

앞서 언급한 Bates, Kahle, and Stulz (2006)의 연구에 따르면, 미국기업은 1980년대 이후 지속적으로 현금보유비중을 증가시켜 온 것으로 나타난다. 미국기업의 평균 현금보유비중은 1990년도의 13.4%에서 2004년에는 24.0%로 거의 2배에 가까운 증가세를 나타냈다. [그림 11]에는 미국 전체 기업, S&P500에 포함된 기업, 한국의 상장사 전체 및 한국의 1조원 이상 현금보유 기업 9개 회사의 현금보유비중 추이가 나타나 있다. 그림에서 발견되는 특징들은 다음과 같다.[28)]

첫째, 우리나라 기업의 현금보유비중은 미국과 비교할 때 현저히 낮은 수준을 나타내고 있다. 평균값 기준으로 볼 때 우리나라 기업의 현금보유비중은 크게 증가하지 않은 데 반해, 미국의 경우 추세적으로 증가세를 나타내어 미국과 우리나라

[Figure 11] Cash Holding Ratio of Korean and U.S. Companies



28) Bates, Kahle, and Stulz(2006)에 미국 자료가 2004년까지 제공되어 있으므로 우리나라 자료도 2004년까지만 포함하였다.

〈Table 10〉 Corporate Cash Holding Ratio of Countries Experienced Currency Crisis (as of 2004)

(Unit: %)

	Korea	Malaysia	Indonesia	Thailand
cash holding ratio	9.8	12.8	12.1	9.8

Note: weighted average.
Source: OSIRIS.

기업의 현금보유비중 차이는 확대되고 있는 상황이다. 둘째, 미국S&P 500 기업과 비교할 때 우리나라 상장사의 현금보유비중은 90년대 말까지 유사한 수준을 보였으나, 미국 S&P 500 기업의 현금보유비중이 지속적으로 확대되면서 최근에는 우리나라 상장기업의 현금보유비중이 미국 S&P 500 기업의 현금보유 수준을 하회하고 있다. 이상의 비교결과는, 앞서 회귀분석 결과에서 나타난 바와 같이 우리나라 기업들이 영업위험을 고려하여 현금보유비중을 결정하고 있음에도 불구하고 평균적인 현금보유 성향에서는 여전히 미국기업에 비해 낮은 수준임을 의미한다. 물론 이러한 결과만을 가지고 우리나라 기업의 현금보유 수준이 '부적절하게 낮은 수준'이라고 판단하는 것은 무리지만, 적어도 우리나라 기업의 현금보유가 지나치게 과도하다고 볼 근거는 없다고 판단된다.

셋째, 우리나라 상장기업의 현금보유 증가를 주도한 것으로 나타난 현금보유 1조원 이상 9개 기업의 현금보유비율 추이를 살펴보면, 동 기업들은 2001년 이전까지 우리나라 상장기업의 평균에 훨씬 못 미치는 비율의 현금을 보유하였다. 이후 현금보유비율을 급격하게 증가시켜 2004년 기준으로는 우리나라 기업들의 평균 현금보유비율을 넘어서는 수준에 달하고 있는 것으로 나타난다. 동 기업들의 현금보유비율은 미국 전체 기업의 현금보유비율에 비해서는 낮은 수준이지만 2004년 기준으로 S&P 500 기업의 수준과 유사한 것으로 나타난다. 우리나라에서 현금보유 규모가 가장 크며 현금보유비율의 증가를 주도한 기업만을 고려할 경우에도 미국 S&P 500 기업의 평균과 유사한 수준을 나타내었다는 점을 감안하면, 우리나라 기업들의 현금보유 급증이 우려할 만한 수준이라고 보는 시각을 정당화하기는 어려울 것으로 판단된다.

추가적으로 우리나라와 유사하게 외환위기를 겪은 국가들의 현금보유 수준을 살펴보았다. 분석대상 국가들은 말레이시아, 인도네시아, 태국이다. 분석자료는 OSIRIS에 포함되어 있는 기업들을 기준으로 하였다.

<표 10>에 나타난 바와 같이 우리나라

의 현금보유비중이 유난히 높다는 점을 발견하기는 어렵다. 물론 여러 가지 조건들을 고려한 연구가 추가적으로 이루어질 필요성이 있다는 점을 부정할 수는 없다. 국가별 현금보유 자료를 구축한 연구는 추후 연구과제로 남겨 두기로 한다.

V. 결론 및 시사점

본 연구에서는 1990년부터 2005년까지의 우리나라 상장사들의 재무자료를 대상으로 기업의 현금보유 결정요인에 대한 실증분석을 수행하였으며, 특히 외환위기를 전후하여 달라진 현금보유 결정요인의 변화 및 재벌과 비재벌 간의 현금보유 결정요인의 차이 등을 분석하였다.

전체 자료에 대한 회귀분석 결과는 기존의 이론적 문헌에서 예측하는 바에 부합하는 것으로 보이며, 미국기업 등에 대한 실증적 문헌에서의 결과와도 일치하는 것이었다. 본 연구에서 분석된 결과를 요약하면 다음과 같이 정리될 수 있다.

첫째, 우리나라 상장사의 현금보유비중은 가중평균으로는 최근 들어 크게 증가하였으나 단순평균으로는 과거에 비해 크게 증가한 것으로 보기 어렵다. 즉, 최근 현금보유가 증가한 것은 소수의 기업들이 현금보유 규모를 과거에 비해 급격하게 증가시키는 과정에서 관찰된 현상이며 전반적으로 기업들의 현금보유가 증가하였다고 보기는 어려운 상황이다. 특히 2005년 기준으로 현금보유 규모가 1조원을 넘어서는 9개 기업을 제외할 경우 기업들의 현금보유 규모 증가는 거의 관찰되지 않는다.

둘째, 미국에 대한 분석결과와 유사하게 우리나라의 경우에도 기업들로 하여금 자신들의 현금보유비율을 너무 높거나 혹은 너무 낮은 상태로 벗어나지 않게 관리하도록 하는 체계적인 현금보유비율 결정요인들이 존재하는 것으로 나타났다.

셋째, 우리나라 기업들의 경우에도 영업성과의 불확실성에 대응하여 영업성과의 불확실성이 높을수록 현금보유비중을 높게 가져가는 경향이 있는 것으로 나타났다. 또한 영업성과의 불확실성이 과거에 비해 상승한 것도 우리나라 기업의 현금보유 패턴 변화에 일부 영향을 미쳤을 것으로 사료된다

넷째, 영업성과의 불확실성에 대응하여 현금보유비중을 높여 가는 성향은 외환위기 이후 더욱 뚜렷하게 관찰되고 있으며, 재벌과 비재벌을 분류할 경우 재벌계열사가 영업성과의 변동성에 보다 민감하게 반응하는 것으로 분석되었다. 최근 재벌 계열사의 현금보유가 비재벌기업에 비해 상대적으로 빠르게 증가한 것은 이러한 민감도의 차이에 기인했을 가능성이 높다고 판단된다.[29]

다섯째, 우리나라 기업의 현금보유비

중과 미국기업의 현금보유비중을 비교할 경우 우리나라 기업의 현금보유비중이 아직까지는 상대적으로 낮은 수준으로 나타났으며, 현금보유 증가를 주도한 주요 기업만을 고려할 경우에도 미국 주요 기업의 현금보유비중과 유사한 수준에 그치는 것으로 나타났다. 따라서 우리나라 기업의 현금보유비중이 비정상적으로 높은 수준이라고 판단할 근거는 찾기 어려웠다.

본 연구에서는 분석대상을 우리나라 기업과 미국기업에 한정하였으나, 기업의 현금보유 증가는 여타 국가들에서도 나타나는 현상으로 알려져 있다.[30] 그러나 이러한 현금보유 증가를 근거로 기업 관련 규제를 완화해야 한다는 주장은 우리나라를 제외하고는 찾기 어려운 것이 사실이다. 외환위기의 경험 또한 기업의 국제화가 진전되면서 우리나라 기업의 재무활동은 세계적인 흐름을 따라가려는 움직임을 보이고 있으며, 향후에도 이러한 추세가 지속될 가능성이 있다. 기업의 현금보유 확대 및 부채비율 감축 등 재무건전성을 확보하려는 노력에 대해 국내적인 시각으로만 접근하는 것은 더 이상 바람직하지 않다고 판단된다.

마지막으로 우리나라 상장기업들의 현금보유가 절대액수에서는 증가하였으나, 2005년 보유비율 측면에서는 감소하였다는 점도 주목할 필요가 있다.[31] 실증분석에서 입증되었듯이 우리나라 기업들이 일정한 목표치를 가지고 현금을 체계적으로 관리하고 있다는 점을 감안하면, 현금보유의 증가 또는 감소에 대하여 지나치게 민감하게 반응할 이유는 없다고 하겠다.

---

29) 일각에서는 우리나라 기업의 현금보유 급증을 외환위기 이후 나타난 적대적 M&A에 대한 대응으로 평가하는 견해도 존재한다. 그러나 전 세계적으로 기업들이 현금보유를 늘리는 패턴을 보여왔다는 점을 감안할 때 우리나라의 경우 유독 적대적 M&A로 인해 현금보유를 증가시켰다는 논리를 펴기는 어려울 것이라고 판단된다. 이에 더하여 만일 이러한 주장이 사실이라면 재벌에 대한 현금보유에 대한 회귀분석에서 외환위기 이후 더미가 통계적으로 유의한 양의 값을 보였어야 할 것이다. 또한 적대적 M&A에 대비하기 위해 현금을 쌓아두었다는 주장을 수용하더라도 이러한 현상이 규제 철폐의 근거로 사용될 수 있는지에 대해서도 명확하지 않다. 우선 현금보유를 늘리는 것이 적대적 M&A에 대한 대응전략으로 일반적으로 사용되는 것은 아니다. 기존 선진국의 사례를 보면 적대적 M&A 시도는 오히려 잉여 현금이 많은 기업들을 상대로 시도되어 왔다. 또한 적대적 M&A에 대한 대비로 잉여 현금을 쌓는다면 이는 기존 경영진 및 지배 대주주가 자신들의 편익을 위해(즉, 경영권방어를 위해) 기업의 자원을 비효율적으로 활용하고 있다는 증거이므로 오히려 M&A 위협을 통해 이를 해소하는 것이 바람직할 것이다. 예를 들어, 출자총액제한제도를 폐지함으로써 기존 대주주의 기업경영권을 더욱 공고히 하는 방향은 타당하지 않은 것으로 사료된다.

30) IMF(2006) 참조.

31) 즉, 기업이 성장함에 따라 현금보유 절대액이 증가하는 것은 전혀 이상한 현상이 아니라는 점을 인식할 필요가 있다.

참 고 문 헌(References)

(In Korean)

이한득, "국내 기업의 현금보유 과도한가," 「LG 주간경제」, LG경제연구원, 2006.

Hahn, Chinhee, "Implicit Loss-Protection and Investment Behavior of Korean Chaebols: An Empirical Analysis," *The KDI Jouranl of Economic Policy*, KDI, Vol. 21, No. 1, 1999.

Kim, Yungsan and Yoon, Hyoung-duck, "Liquidity holdings of Korean Listed Companies-Comparison of Chaebol and Non-Chaebol Firms," *The Journal of Applied Economics*, Vol. 3, No. 1, Korean Association of Applied Economics, 2001.

Lee, Hangyong, "The Impacts of Uncertainty on Investment: Empirical Evidence from Manufacturing Firms in Korea," *The KDI Journal of Economic Policy*, KDI, Vol. 27, No. 2, 2005, pp.89~116.

(In English)

Acharya, Viral, Heitor Almeida, and Murillo Campello, "Is Cash Negative Debt? A Hedging Perspective on Corporate Financial Policies," NBER Working Paper 11391, 2005.

Almeida, Heitor, M. Campello, and M. Weisbach, "The Cash Flow Sensitivity of Cash," *Journal of Finance* 59, 2004.

Bates, Thomas, Kathleen Kahle, and Rene Stulz, "Why Do U.S. Firms Hold So Much More Cash than They Used To?" NBER Working Paper 12534, 2006.

Baumol, W. J., "The Transactions Demand for Cash: An Inventory Theoretic Approach," *Quarterly Journal of Economics* 66, 1952.

Campbell, John, Martin Lettau, Burton Malkiel, and Yexiao Xu, "Have Individual Stock Returns Become More Volatile? An Empirical Exploration of Idiosyncratic Risk," *Journal of Finance*, Vol. 56, No. 1, 2001.

Chun, Hyunbae, Jung-Wook Kim, Jason Lee, and Randall Morck, "Patterns of Comovement: The Role of Information Technology in the U.S. Economy," NBER Working Paper, 10937, 2004.

Dittmar, A. and J. Mahrt-Smith, "Corporate Governance and the Value of Cash Holdings," *Journal of Financial Economics*, forthcoming, 2007, Vol. 83, ISSUE 3.

Hartford, Jarrad, Sattar Mansi, and William Maxwell, "Corporate Governance and Firm Cash Holding," mimeo, 2005.

Hartzell, J. C., S. Titman, and G. J. Twite, “Why Do Firms Hold So Much Cash? A Tax Based Explanation,” University of Texas Working Paper, 2006.

Irvine, M. and J. E. Pontiff, “Idiosyncratic Return Volatility, Cash Flows, and Production Market Competition,” mimeo, Boston College, 2005.

IMF, “Awash with Cash: Why are Corporate Saving So High?” Chapter IV in World Economic Outlook, 2006.

Jensen, M., “Agency Lost of Free Cash Flow,” *American Economic Review* 76, 1986, pp.323.

Li, K., R. Morck, F. Yang, and B. Yeung, “Firm Specific Variation and Openness in Emerging Markets,” *Review of Economics and Statistics*, Vol. 86, No. 3, 2004.

Opler, Tim, Lee Pinkowitz, Rene Stulz, and Rohan Williamson, “The Determinants and Implications of Corporate Cash Holdings,” *Journal of Financial Economics* 52, 1990, pp.3~46.

Mulligan, Casey, “Scales Economies, the Value of Time, and the Demand for Money: Longitudinal Evidence from Firms,” *Journal of Political Economy*, Vol. 105, No. 5, 1997.

Pinkowitz, Lee, Rene Stulz, and Rohan Williamson, “Do firms in Countries with Poor Investor Rights Hold More Cash?” mimeo, 2003.

.

〈Table A-1〉 Robustness Analysis (All Liste Corporations)

variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
lnsales	-0.012*** (0.004)	-0.012*** (0.004)	-0.015*** (0.004)	-0.012*** (0.004)	-0.013*** (0.005)
q	0.022*** (0.006)	0.021*** (0.006)	0.020*** (0.005)	0.022*** (0.005)	0.020*** (0.006)
roa	0.139*** (0.022)	0.131*** (0.022)	0.147*** (0.022)	0.136*** (0.022)	0.135*** (0.022)
invest	-0.079*** (0.018)		-0.078*** (0.018)	-0.076*** (0.017)	-0.085*** (0.019)
invest(t-1)		-0.041*** (0.015)			
leverage	-0.026*** (0.006)	-0.028*** (0.008)	-0.023*** (0.005)	-0.027*** (0.006)	-0.024*** (0.006)
acrisis	-0.014** (0.006)	0.003 (0.005)	-0.003 (0.004)	-0.010 (0.006)	-0.011* (0.007)
brisk	-0.017 (0.109)	-0.000 (0.108)	-0.015 (0.110)		
arisk	0.159*** (0.057)	0.166*** (0.058)	0.152*** (0.056)		
brisk(4 years)				-0.095 (0.102)	
arisk(4 years)				0.150*** (0.053)	
brisk(6 years)					0.029 (0.118)
arisk(6 years)					0.155** (0.063)
divdum	0.016*** (0.003)	0.015*** (0.003)	0.016*** (0.003)	0.015*** (0.003)	0.016*** (0.004)
constant	0.324*** (0.080)	0.322*** (0.080)	0.370*** (0.074)	0.326*** (0.073)	0.336*** (0.085)
year dummy	Yes	Yes	No	Yes	Yes
observation number of firms	4,526 412	4,522 412	4,526 412	4,860 412	4,175 412
R^2	0.0643	0.0610	0.0573	0.0609	0.0624

Note: Heteroskedasticity and autocorrelation-adjusted standard error are in parentheses. ***, **, * means the estimated coefficients are significant at 1%, 5% and 10%, respectively.

〈Table A-2〉 Robustness Analysis (Chaebol)

variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
lnsales	0.003 (0.005)	0.004 (0.005)	0.002 (0.004)	0.002 (0.005)	0.002 (0.005)
q	0.026** (0.012)	0.026** (0.012)	0.025*** (0.010)	0.028** (0.011)	0.024** (0.012)
roa	0.041 (0.051)	0.033 (0.051)	0.029 (0.048)	0.026 (0.048)	0.023 (0.052)
invest	-0.057** (0.029)		-0.057** (0.029)	-0.050* (0.029)	-0.059* (0.032)
invest(t-1)		-0.029 (0.024)			
leverage	-0.074*** (0.015)	-0.074*** (0.016)	-0.066*** (0.012)	-0.078*** (0.015)	-0.069*** (0.016)
acrisis	-0.029** (0.012)	-0.002 (0.011)	-0.025*** (0.006)	-0.032*** (0.011)	-0.027** (0.012)
brisk	0.117 (0.113)	0.142 (0.109)	0.089 (0.112)		
arisk	0.440*** (0.093)	0.433*** (0.093)	0.403*** (0.092)		
brisk(4 years)				0.064 (0.134)	
arisk(4 years)				0.348*** (0.093)	
brisk(6 years)					0.292** (0.127)
arisk(6 years)					0.431*** (0.094)
divdum	0.034 (0.095)	0.021 (0.094)	0.061 (0.085)	0.069 (0.094)	0.061 (0.107)
constant	0.003 (0.006)	0.002 (0.006)	0.003 (0.006)	0.004 (0.005)	0.001 (0.006)
year dummy	Yes	Yes	No	Yes	Yes
observation number of firms	943 83	942 83	943 83	1016 83	868 83
R^2	0.1110	0.1072	0.0929	0.0979	0.1013

Note: Heteroskedasticity and autocorrelation-adjusted standard error are in parentheses. ***, **, * means the estimated coefficients are significant at 1%, 5% and 10%, respectively.

〈Table A-3〉 Robustness Analysis (non-Chaebol)

variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
lnsales	-0.017*** (0.005)	-0.017*** (0.005)	-0.020*** (0.005)	-0.016*** (0.005)	-0.017*** (0.006)
q	0.020*** (0.006)	0.019*** (0.006)	0.018*** (0.005)	0.020*** (0.006)	0.019*** (0.006)
roa	0.144*** (0.026)	0.137*** (0.026)	0.157*** (0.027)	0.146*** (0.026)	0.142*** (0.026)
invest	-0.089*** (0.023)		-0.083*** (0.023)	-0.085*** (0.021)	-0.095*** (0.024)
invest(t-1)		-0.050*** (0.018)			
leverage	-0.024*** (0.006)	-0.026*** (0.007)	-0.021*** (0.006)	-0.024*** (0.006)	-0.022*** (0.007)
acrisis	0.004 (0.007)	0.009 (0.008)	0.002 (0.005)	-0.002 (0.008)	-0.011 (0.008)
brisk	-0.000 (0.144)	0.006 (0.143)	0.005 (0.145)		
arisk	0.120* (0.065)	0.128* (0.066)	0.117* (0.065)		
brisk(4 years)				-0.085 (0.131)	
arisk(4 years)				0.128** (0.060)	
brisk(6 years)					-0.020 (0.155)
arisk(6 years)					0.120 (0.073)
divdum	0.020*** (0.004)	0.019*** (0.004)	0.020*** (0.004)	0.018*** (0.004)	0.020*** (0.004)
constant	0.410*** (0.100)	0.408*** (0.100)	0.464*** (0.094)	0.391*** (0.091)	0.415*** (0.106)
year dummy	Yes	Yes	No	Yes	Yes
observation number of firms	3,583 329	3,580 329	3,583 329	3,844 329	3,307 329
R^2	0.0714	0.0677	0.0621	0.0680	0.0711

Note: Heteroskedasticity and autocorrelation-adjusted standard error are in parentheses. ***, **, * means the estimated coefficients are significant at 1%, 5% and 10%, respectively.

韓國開發硏究
제29권 제2호(통권 제100호)

A Test on the Efficiency of Monetary Policy in Korea

Seonghoon Cho
(Assistant Professor, School of Economics, Yonsei University)
Hyeon-seung Huh
(Associate Professor, School of Economics, Yonsei University)
Hee Yeul Woo
(School of Economics, Yonsei University)

한국 통화정책의 효율성 검정

조 성 훈
(연세대학교 경제학부 조교수)
허 현 승
(연세대학교 경제학부 부교수)
우 희 열
(연세대학교 경제학부)

* Seonghoon Cho: (e-mail) sc719@yonsei.ac.kr, (address) 134, Shinchon-Dong, Seodaemun-Gu, School of Economics, Yonsei University
* Hyeon-seung Huh: (e-mail) hshuh@yonsei.ac.kr, (address) 134, Shinchon-Dong, Seodaemun-Gu, School of Economics, Yonsei University
* Hoo Yeul Woo: (e-mail) virudhaka@yonsei.ac.kr, (address) 134, Shinchon-Dong, Seodaemun-Gu, School of Economics, Yonsei University

• Key Word: Monetary Policy(통화정책), Open Economy(개방경제), Optimal Policy Rules(최적통화준칙)
• JEL code: C62, C63, D84
• Received: 2007. 10. 23 • Referee Process Started: 2007. 10. 25
• Referee Reports Completed: 2007. 11. 30

ABSTRACT

This paper evaluates the efficiency of monetary policy in Korea within the framework of interest rate feedback rules. For this, a small open macroeconomic model is constructed in a similar fashion to Ball (1999). The model is shown to capture key features of the Korean economy well. Using this estimated model, optimal instrument rules are derived for a set of different monetary policy objectives. Empirical results find that the actual monetary policy in the class of instrument rules was not very effective in stabilizing the output gap relative to inflation. However, seemingly successful inflation stabilization observed in the data are not consistent with the policy rules as the reaction of the interest rate to inflation is very low. It also appears that the central bank did not react right to movements in the real exchange rate. This paper offers some suggestions for the conduct of monetary policy in Korea.

본 논문은 이자율 준칙에 근거하여 한국의 통화정책의 효율성을 인플레이션과 산출갭의 상대적 안정성을 중심으로 경험적으로 검증하는 데 목적이 있다. 이를 위해 1991년 이후 한국의 주요 거시경제 변수를 설명할 수 있는 구조적 모형이 필요한데, 본고에서는 Ball(1999)의 모형과 유사한 소규모 개방경제모형을 도입한다. 모형의 추정결과, 한국 거시경제 변수를 비교적 잘 설명할 수 있음을 확인할 수 있었고 추정된 모형을 바탕으로 이자율 준칙의 범위 내에서 최적 통화정책을 도출하였다. 따라서 최적 이자율 준칙하에서의 인플레이션과 산출갭의 변동성을 실제 데이터와 비교할 수 있다. 실증적 분석의 결과, 중앙은행은 산출갭의 변동성보다 인플레이션의 변동성을 낮추는 데 상대적으로 더 효율적이었음을 알 수 있다. 이는 외환위기 이후 인플레이션이 실제 중앙은행의 목표범위 내에서 하락 안정세를 유지하였고 변동성도 상대적으로 크지 않았음을 고려해 볼 때 타당한 결과라고 해석할 수 있다. 그러나 최적 이자율 준칙과 비교해 볼 때 실제 추정된 이자율 준칙은 인플레이션에 대한 반응 정도가 매우 낮아 인플레이션의 안정성이 이자율 준칙이 효과적이었기 때문은 아닌 것으로 나타났다. 또한 인플레이션을 유발할 수 있는 실질환율 상승의 경우 이자율을 오히려 하락시킨 것으로 나타났는데, 이는 이론 및 최적 이자율 준칙과는 배치되는 결과이다.

Ⅰ. Introduction

Since the beginning of the 1990s, an increasing number of central banks have adopted the inflation targeting system. Price stability becomes the primary goal of monetary policy. Mishkin and Posen (1997) find that inflation targeting in Germany, New Zealand, Canada, and the UK proved to be effective in lowering inflation without causing significant adverse consequences for output. In 1998, Korea also adopted inflation targeting under the provision of the revised Bank of Korea Act. The Bank of Korea (BOK) is no longer to pursue the dual objectives of maintaining the stability of the value of money and strengthening the soundness of the banking system, and is now entrusted with the primary goal of price stability. The revised Act shares elements reminiscent of those in earlier inflation targeting countries. Kim (1999), Kim and Kim (1999), and Hoffmaister (2001) offer a detailed discussion on the inflation targeting system of Korea.

No doubt, the effectiveness of monetary policy becomes more important as a key requirement for pursuing inflation targets. There are several studies examining this issue for the case of Korea. However, most of them failed to take account of the fact that Korea is a small open economy. In some studies, the models were built under the assumption of closed economies, which should not be appealing (i.e. Oh, 1999; Lee, 2003; Nam, 2005). Others allowed for an openness of the Korean economy. Yet, they continued to assume a Taylor (1993) rule as the optimal monetary policy rule (i.e. Kim, 2002; Nam, 2002). The Taylor rule would be optimal only under certain conditions. In particular, Ball (1999) shows that for open economies, the Taylor rule is suboptimal unless it is modified in an important way. The main reason is that monetary policy affects the economy through exchange rate as well as interest rate channels.

The purpose of this paper is to evaluate the empirical efficiency of Korean monetary policy in an open-economy setting. Instead of employing full-fledged theoretical DSGE (Dynamic Stochastic General Equilibrium) models, we focus on the policy-oriented empirical models. The underlying model is similar to Ball (1999), which is an extension of Ball (1997) and Svensson (1997) to an open economy. It consists of an IS equation, a Phillips curve, a relation between exchange rates and interest rates, and a monetary policy rule.

While the DSGE model approach has a clear advantage over the empirical counterpart as it is not subject to Lucas Critique, it also has disadvantages. First, there is no single right DSGE model to capture the salient empirical features, leading to model uncertainties. Second, as Rudebusch and Svensson (1999) forcibly argue, the practical macro models used by central banks in advanced countries such as the MPS model of the US Fed are the large-scale empirical models although forward looking expectations are imposed partially on several sectors. Third, the empirical fit of data of forward looking model such as New-Keynesian Phillips curve or intertemporal IS equation are typically worse than those of

empirical models. For example, Fuhrer (1997) examines empirical performance of two different Phillips curve and the backward looking autoregressive Phillips curve was not rejected against the forward looking counterpart. Finally, Taylor (1993) and Bomfim and Rudebusch (1997) argue that Rational Expectations may be unrealistic during the transition periods. This logic may apply to the Korean economy as it experienced a structural change after the financial crisis in late 1990s. For these reasons, we believe that the disadvantage of using the empirical but structural model is outweighed by disadvantages of employing DSGE models.

We also avoid using the completely atheoretical VAR approaches which are an another major strand in the literature analyzing monetary policy issues. This approach under the open economy models requires to estimate a larger number of parameters than that of the structural model. Given that the data is available only from 1991, the structural model is better fitted for our purpose and the VAR results will be used only to gauge the empirical fit of the structural model.

Upon estimating this model, an optimal monetary policy rule is derived, and is used as a metric for evaluating the effectiveness of monetary policy in a similar fashion to Rudebusch and Svensson (2001). They evaluate the efficiency of several instrument rules over the historical performance in terms of variances of output gap and inflation. It is difficult to interpret the discrepancy of actual data from those implied my the optimal rule as an evidence of the policy inefficiency because the model is subject to the Lucas Critique and the optimality is valid only in the class of instrument rules. However, the relative efficiency can be judged across their model and the present model, apart from the fact that these models suffer from the same problems mentioned above.

The implied optimal rule differs from the Taylor rule which many studies have assumed a priori. Notably, the exchange rate enters the right-hand side of the policy rule. This filters out temporary effects of the exchange rate on inflation, which may occur as the exchange rate returns to its long-run level. The idea is that such transitory fluctuations have no or little impact on medium- to long-term inflation prospects and should not affect policymakers' actions (see Bryan and Cecchetti, 1994; Ball, 1999).

Empirical results find that the actual monetary policy in the class of instrument rules was not very effective in stabilizing the output gap relative to inflation. In particular, the discrepancy of variance of the output gap and that implied by the optimal rule is much larger than the discrepancy in the case of inflation. This may reflect the moderation in both the level and variances of inflation observed since the financial crisis. Therefore, one may conclude that the monetary policy rule has been relatively effective in control of inflation fluctuation. However, the reaction to inflation in the estimated interest rate rule is quite small, implying that the moderation in the variances of inflation is not supported by the instrument rule. Finally, it also appears that the central bank did not react right to movements in the real exchange rate, contrary to the theoretical prediction.

The remainder of this paper is organized as follows. Section 2 develops a model and its empirical adequacy is examined. Section 3 derives an optimal policy rule in the model. Section 4 considers different objective functions of monetary

policy. They are inflation targeting, equally weighted inflation and output gap targeting, and output gap targeting. The implied optimal rules are used to evaluate the efficiency of actual monetary policy. To the end, some policy implications are drawn for the conduct of monetary policy in Korea. Section 5 concludes the paper.

Ⅱ. The model

1. The model economy

The underlying model is due to Ball (1999) which studies monetary policy rules in an open economy. The evolution of the economy is represented by the following system.

$$\pi_t = \mu\pi_{t-1} + \alpha y_{t-1} + \gamma(e_{t-1} - e_{t-2}) + \epsilon_t^{AS} \quad (1)$$

$$y_t = \lambda_1 y_{t-1} + \lambda_2 y_{t-2} - \beta(i_{t-1} - \pi_{t-1}) + \delta e_{t-1} + \epsilon_t^{IS} \quad (2)$$

$$e_t = -\theta(i_t - \pi_t) + v_t \quad (3)$$

$$v_t = \rho v_{t-1} + \epsilon_t^e \quad (4)$$

where π_t is the inflation rate; y_t is the percentage gap between real output (q_t) and potential output (q_t^*), that is, $100(q_t - q_t^*)/q_t^*$; e_t is the log of the real exchange rate (a higher e means depreciation); i_t is the Call rate; and ϵ_t^{AS}, ϵ_t^{IS}, and ϵ_t^e are white noise disturbances. All parameters are positive, and all variables are measured as deviations from average levels.

Equation (1) is an open economy Phillips curve. Inflation depends on its own lag, a lagged output gap, a lagged change in the real exchange rate, and an aggregate supply shock. Equation (2) is an open economy IS curve. The output gap depends on its own lags, a lagged real interest rate, a lagged real exchange rate, and a demand shock. Equation (3) posits a link between the real interest rate and the real exchange rate. It captures the mechanism that a rise in the interest makes domestic assets more attractive, leading to an appreciation. Equation (4) assumes that shocks to the real exchange rate follow an AR(1) process in order to capture the observed persistence in the real exchange rate. While exogenous, this specification can avoid additional endogenous variables such as the foreign short term interest rate and additional behavioral equations for the foreign countries.

Although this model was originally designed for annual data, we apply to quarterly data with the following modifications. First, π_t is calculated as a simple moving average of the past four quarters. This construction controls seasonality which is extremely severe and irregular in the Korean data. In particular, even the de-seasonalized implicit GDP deflator and the implied inflation calculated by using

the official de-seasonalized real and nominal GDP, the seasonality does not disappear. We also compute the inflation rates of GDP deflator and consumer price index by applying the standard techniques such as X-11 or X-12 ARIMA, but they do not eliminate the seasonality. To this end, we may use π_{t-1}, π_{t-1}, π_{t-2}, π_{t-3} as an additional explanatory variables in the model. However, a number of extra parameters must be added in this formulation. The moving average of inflation may be viewed as adding the lagged inflations with a restriction on the coefficients, in order to preserve the parsimony of parameters. Second, y_{t-2} is added in the IS equation to take account of short-run dynamics better. Third, v_t is allowed to be serially correlated. However, its underlying shock, ϵ_t^e, remains independent of the other two shocks. Finally, Ball (1999) calibrated the model using a set of base parameter values. Here, we estimate the model and analyze what the data speaks.

To complete the model requires a monetary policy rule. We first use an interest rate feedback rule that explains the historical conduct of monetary policy in Korea. Later, this policy rule is canvassed for its effectiveness by comparison to the optimal rule implied by Equations (1) through (4) in the model. The following historical monetary policy feedback rule is considered.

$$i_t = b_1\pi_t + b_2\pi_{t-1} + b_3 y_t + b_4 y_{t-1} + b_5 i_{t-1} + b_6 e_t + b_7 e_{t-1} + \epsilon_t^{MP} \qquad (5)$$

As will be proven below, the optimal instrument rule is a restricted version of Equation (5) that satisfies the prescribed monetary policy objective. As Ball(1999) showed, the optimal interest rate rule would be a linear function of the state variables in the model, which includes the real exchange rate. Therefore, one may interpret Equation (5) as determining a linear combination of the interest rate and the exchange rate, which is often called a monetary condition index.

Since we focus on the dynamics of the model, we subtract constants in the model and estimate the model with demeaned data.

2. Estimation of the Model

The sample period runs from the first quarter of 1991 to the third quarter of 2006.[1] All data were obtained from the BOK website at http://www.bok.or.kr. As a proxy for the price level, we use the consumer price index and the rate of inflation is calculated using the CPI. The measure of real output is real GDP in 2000 prices. The series on potential output is produced by filtering real GDP through the Hodrick-Prescott filter. The nominal interest rate is the uncollateralized overnight Call rate which is the monetary policy instrument of the BOK. The real exchange rate is constructed using the nominal exchange rate between Korea and the U.S. and their respective CPIs.

The model is estimated using MLE equation by equation.[2] [3] The estimation

[1] Data on the official Call rate is available from the first quarter of 1991.

results are given below.

$$\pi_t = \underset{(0.07)}{0.77}\pi_{t-1} + \underset{(0.04)}{0.11}y_{t-1} + \underset{(0.02)}{0.07}(e_{t-1} - e_{t-2}) + \underset{[0.87]}{\epsilon_t^{AS}} \quad (1)'$$

$$y_t = \underset{(0.17)}{0.58}y_{t-1} - \underset{(0.13)}{0.11}y_{t-2} - \underset{(0.05)}{0.05}(i_{t-1} - \pi_{t-1}) - \underset{(0.04)}{0.14}e_{t-1} + \underset{[1.24]}{\epsilon_t^{IS}} \quad (2)'$$

$$e_t = \underset{(0.38)}{1.31}(i_t - \pi_t) + v_t \quad (3)'$$

$$v_t = \underset{(0.07)}{0.86}v_{t-1} + \underset{[4.61]}{\epsilon_t^e} \quad (4)'$$

$$i_t = \underset{(0.23)}{0.16}\pi_t - \underset{(0.20)}{0.19}\pi_{t-1} - \underset{(0.18)}{0.015}y_t + \underset{(0.16)}{0.22}y_{t-1} + \underset{(0.06)}{0.92}i_{t-1} + \underset{(0.05)}{0.19}e_t - \underset{(0.05)}{0.19}e_{t-1} + \underset{[1.29]}{\epsilon_t^{MP}} \quad (5)'$$

Figures in parentheses are the standard errors of parameter estimates and those in squared brackets are the standard deviations of the disturbances.

α and β are the key parameters governing the monetary policy transmission channel to inflation and output gap. In Equations (1)' and (2)', they are estimated at 0.11 and 0.05 with expected signs. Their magnitudes are small, but this is common in the literature (see Cho and Moreno (2006) for example). The estimate of γ at 0.07 is also sensible as a depreciation of the real exchange rate leads to a higher inflation.

Meanwhile, Equation (3)' indicates that a rise in the real interest rate $(i_t - \pi_t)$ yields a real depreciation ($\hat{\theta} = -1.31$). This prediction is in contrast to the standard economic theory. Nevertheless, the finding is consistent with the historical observation of 1990s, which exhibits a positive correlation between real exchange rates and real interest rates. This relationship is particularly strong since the financial crisis. The correlation for the period of 97:Q4 to 06:Q3 is 0.89.[4] The positive relationship between the two variables also has a consequence on the IS curve. Contrary to the theory, the estimated equation (2)' implies that a real depreciation causes the output gap to fall ($\hat{\delta} = -0.14$). While this finding is puzzling, the negative coefficient, $\hat{\delta}$ may reflect the strong positive comovement between the real exchange rate and the real interest rate in equation (3)'.

---

[2] We did not estimate the model jointly because the parameters in Equations (1), (2), (3) and (4) may be affected and distorted by an arbitrary monetary policy feedback rule.

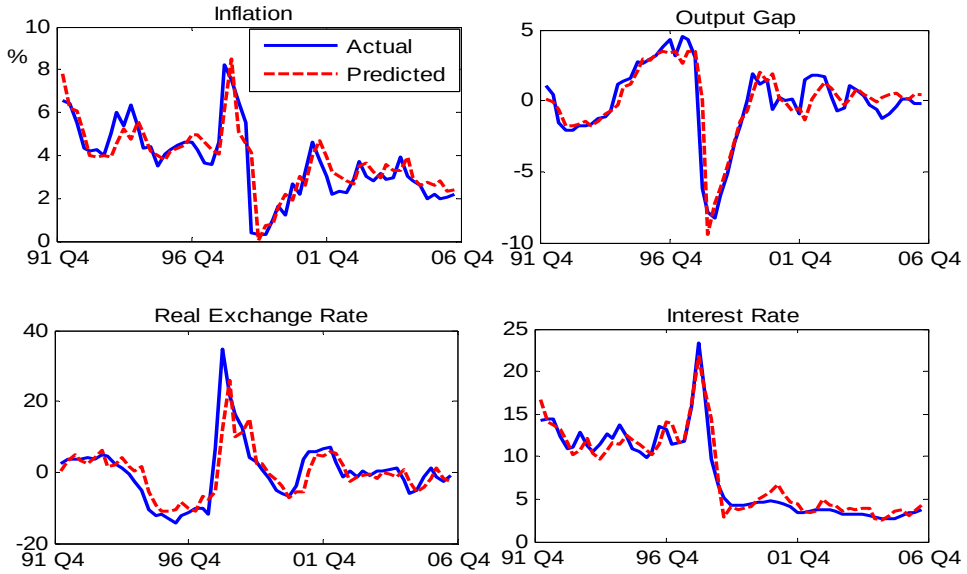
[3] Equation (3) and (4) are jointly estimated by eliminating v_t in (3) using (4) such that $e_t = \rho e_{t-1} - \theta[(i_t - \pi_t) - \rho(i_{t-1} - \pi_{t-1}) + \epsilon_t^e$.

[4] Two subsamples of 97:Q4 to 98:Q4 (financial crisis) and 99:Q1 to 06:Q3 (post-crisis) have their correlation coefficients at 0.95 and 0.20.

3. Fit of the Model

The model's empirical adequacy is examined in two ways. First, we examine how well the model predicts the economy. Figure 1 depicts model predictions and actual data. The historical and predicted paths moves closely together. The model also captures the structural break during the financial crisis well. To shed more light, Table 1 reports the variances of the variables under consideration. There is no substantial difference between actual data and the model predictions. One exception is that the model overestimates the variance of real exchange rates. We also evaluate the Root Mean Square Error (RMSE) of forecasts in our model relative to that of forecasts in the BOK04 model (a flagship model of the BOK) for the period of 2000:Q1 to 2003:Q4.[5] Table 2 shows that the former is smaller than the latter, pointing out some forecasting gains in favor of our model.[6]

[Figure 1] Model Prediction and Actual Data



Note: This Figure shows the actual (solid lines) and predicted (dashed lines) values for inflation, the output gap, the real exchange rate and the interest rate associated with the estimated model (1') through (5').

[5] The RMSE is calculated as $100\sqrt{\frac{1}{16}\sum(\frac{X^E-X^A}{X^A})^2}$, where X^E and X^A are forecasted and actual values, respectively. The BOK (Monthly Bulletin, 2005 May, p38) reports the RMSE of their forecasts only for the period of 2000:Q1 to 2003:Q4.

[6] Note that the measure of inflation in our model is the average value over the past four quarters. This may help to reduce the RMSE of inflation.

<Table 1> Actual and Projected Variances of the Variables

	Var(π_t)	Var(y_t)	Var(e_t)	Var(i_t)
Data	4.27	7.04	66.53	27.41
Predicted	2.60	8.94	102.57	21.48

Note: This Table show the actual variance and the predicted variances implied by the estimated model (1') through (5').

<Table 2> RMSEs of the variables

	RMSE of π_t	RMSE of y_t
BOK04(SA)	0.43	0.76
MODEL	0.293	0.733

Note: The top row represents the figures of the root mean squared errors reported in Monthly Bulletin, p38, Bank of Korea, 2005. The bottom row show the RMSEs implied by the estimated model (1') through (5')

Second, we compare the impulse responses of our model to those obtained from a VAR. The VAR can summarize the general dynamics of the data and thus can provide a useful benchmark for the overall fit of a model. Our model can be viewed as a restricted specification from a four-variable VAR with two lags. Specifically, let $z_t = [\pi_t \; y_t \; e_t \; i_t]'$. Then, Equations (1) through (5) can be expressed in a matrix form:

$$A_0 z_t = B_{01} z_{t-1} + B_{02} z_{t-2} + \epsilon_t$$

This in turn produces the solution of the VAR(2) form as:

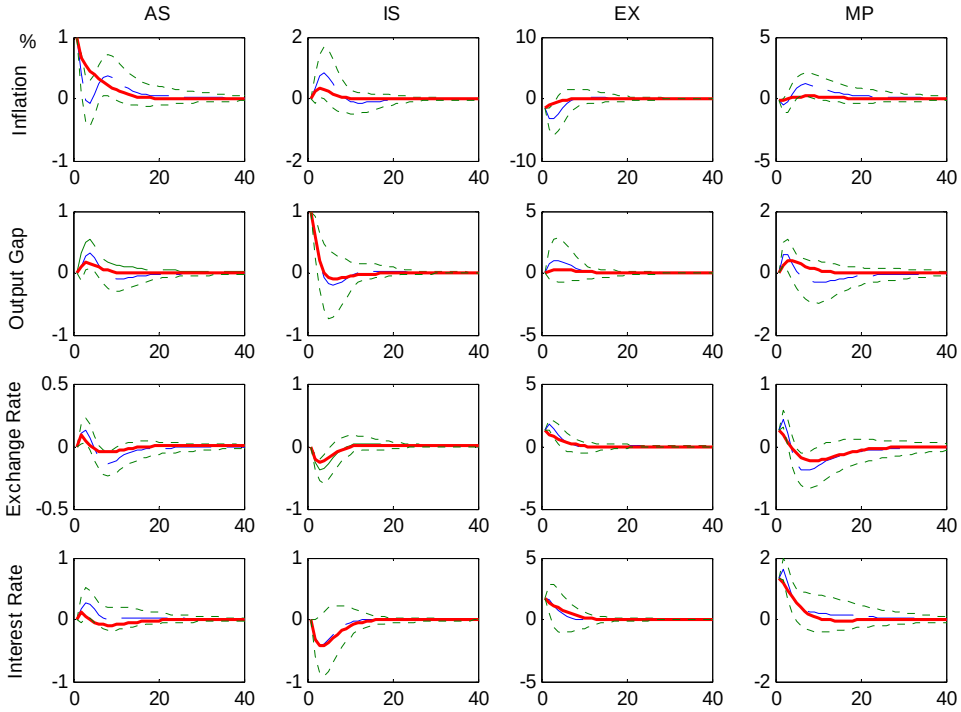
$$z_t = B_1 z_{t-1} + B_2 z_{t-2} + C\epsilon_t,$$

where $B_1 = CB_{01}$, $B_2 = CB_{02}$, and $C = A_0^{-1}$. Hence the model provides an identification restriction C on the coefficient matrix of the vector of the four structural shocks. The unrestricted VAR can be written as:

$$z_t = B_1^{UR} z_{t-1} + B_2^{UR} z_{t-2} + w_t$$

In order to compare the impulse responses of the two models to the structural shocks of the same size, we rewrite the innovations of the unrestricted VAR such that $w_t = C\epsilon_t$. We use this coefficient matrix C to compute the impulse responses of the four variables implied by the structural model and the unrestricted VAR to changes in one standard deviation of the four structural shocks. Figure 2 shows the results. The responses of the variables from our model are shown as thick lines. The corresponding figures from the VAR model are shown as dashed lines along with their 95% confidence intervals. All responses in

[Figure 2] Impulse Response



Note: This Figure presents the impulse responses of inflation, the output gap. the real exchange rate and the interest rate to the AS shock, IS shock, real exchange rate shock and the monetary policy shock. Solid lines and dashed lines represent the impulse responses which arise under the structural model and the unrestricted VAR (2), respectively. Dotted lines are the 95 % confidence intervals implied by VAR (2).

our model reside inside the VAR' s confidence intervals. This suggests that the restrictions do not greatly alter the dynamics of the model relative to an unrestricted VAR.

Ⅲ. The Optimal Monetary Policy Rule

This section derives an optimal monetary rule implied by Equations (1) to (4) in the model. Let $X_t = [\pi_t, \pi_{t-1}, y_t, y_{t-1}, i_{t-1}, v_t, v_{t-1}]'$ be the column vector of the state variables. By substituting out the real exchange rate using Equation (3), the model can be written in terms of the state variables as:

$$\pi_{t+1} = \mu\pi_t + \alpha y_t + \gamma(-\theta(i_t - \pi_t) + v_t + \theta(i_{t-1} - \pi_{t-1}) - v_{t-1}) + \epsilon^{AS}_{t+1} \quad (6)$$

$$y_{t+1} = \lambda_1 y_t + \lambda_2 y_{t-1} - \beta(i_t - \pi_t) + \delta(-\theta(i_t - \pi_t) + v_t) + \epsilon^{IS}_{t+1} \quad (7)$$

$$v_{t+1} = \rho v_t + \epsilon^{e}_{t+1} \quad (8)$$

In matrix form

$$X_{t+1} = AX_t + Bi_t + \epsilon_{t+1}$$

where $X_t = \begin{bmatrix} \pi_t \\ \pi_{t-1} \\ y_t \\ y_{t-1} \\ i_{t-1} \\ v_t \\ v_{t-1} \end{bmatrix}$, $A = \begin{bmatrix} \mu+\gamma\theta & -\gamma\theta & \alpha & 0 & 0 & \gamma & -\gamma \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \beta+\delta\theta & 0 & \lambda_1 & \lambda_2 & 0 & \delta & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \rho & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix}$, $B = \begin{bmatrix} -\gamma\theta \\ 0 \\ -(\beta+\delta\theta) \\ 0 \\ 1 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}$ and $\epsilon_t = \begin{bmatrix} \epsilon^{AS}_t \\ 0 \\ \epsilon^{IS}_t \\ 0 \\ 0 \\ \epsilon^{e}_t \\ 0 \end{bmatrix}$ (9)

It is assumed that the objective of monetary policy is to minimize the weighted average of the variances of inflation and output gap. Specifically, the loss function of the central bank is given by

$$L_t = (1 - \Phi_y) Var(\pi_t) + \Phi_y Var(y_t) \quad (10)$$

where $0 \leq \Phi_y \leq 1$ is the weight attached to the variance of y_t.

As Rudebusch and Svensson (1999) show, the optimal instrument rule will be of the form:

$$i_t = f_i X_t \quad (11)$$

and f_i can be derived from solving the stochastic linear regulator problem (Sargent, 1987). One complication is that the interest rate implied by Equation (11) can be negative. To prevent this, we estimate f_i by minimizing the loss function subject to Equations (9) and (10), and a non-negativity condition for the nominal interest rate. Strictly speaking, the resulting feedback rule may not be optimal because an optimal function under the non-negativity condition is non-linear. However, it will be regarded as the optimal monetary policy rule, since our focus is to evaluate the historical interest rate rule of Equation (5)' in the class of linear feedback rules.

The optimal monetary policy rule can be more easily interpreted in the form of Taylor-type rules. To utilize this, recover the real exchange rate using Equation (3) as:

$$e_t = fX_t$$
$$e_{t-1} = f_{-1}X_t$$

where $f = [\theta\ 0\ 0\ 0\ 0\ 1\ 0] - \theta f_i$ and $f_{-1} = [0\ \theta\ 0\ 0\ -\theta\ 0\ 1]$. Then replace v_t and

v_{t-1} with e_t and e_{t-1}, and let $Z_t = [\pi_t\ \pi_{t-1}\ y_t\ y_{t-1}\ i_{t-1}\ e_t\ e_{t-1}]$. This gives

$$Z_t = A_z X_t$$

where A_z is an identity matrix with the last two rows being replaced with f and f_{-1}.

From $X_t = A_z^{-1} Z_t$, the optimal policy rule can be cast as:

$$i_t = f_i A_z^{-1} Z_t$$

or equivalently,

$$i_t = b_1^o \pi_t + b_2^o \pi_{t-1} + b_3^o y_t + b_4^o y_{t-1} + b_5^o i_{t-1} + b_6^o e_t + b_7^o e_{t-1} \quad (12)$$

Note that Equation (12) is of the same form as the unconstrained policy rule in Equation (5).

Ⅳ. The Effectiveness of Monetary Policy

To evaluate the effectiveness of monetary policy, we estimate the model of Equations (1) to (4) under the optimal monetary policy rule in Equation (12). For a better understanding, a set of different objective functions are considered: namely, inflation targeting (IT), equally weighted inflation and output gap targeting (IYT), and output gap targeting (YT). They correspond to the cases of $\Phi_y = 0$, $\Phi_y = 0.5$ and $\Phi_y = 1$, respectively, in Equation (10). Table 3 reports the variances of the variables calculated under the objective functions of IT, IYT, and YT.

All the variances are much smaller than those observed in the actual data. Of particular interest are the variances of inflation and output gap, which constitute the objective functions of monetary policy. The results clearly show that there are gaps between the historical variances of inflation and the output gap, and those implied by the optimal instrument rule. This optimal policy is derived ex-post after observing all data and assuming the private agents do not take into account the optimal policy rule. Consequently, such an ex-post evaluation of the discrepancies between historical data and the one implied by the derived optimal rule may not be quantitatively interpreted as an evidence against the efficiency of the monetary policy rule. While Rudebusch and Svensson (1999) are subject to the same problem, they focus on measuring relative performances of the optimal policy rules under alternative specifications. In our case, we can use the discrepancies as relative metrics for evaluating the historical policy rules as follows. While the variance of output gap is over 7%, it is only 1.69% under the optimal monetary policy rules. For inflation, its variance reduces, but only by less than a half. An additional implication is, hence, that the actual monetary policytended to be relatively more successful in controlling the volatility of

<Table 3> Variances of the Variables

Φ_y	Var(π_t)	Var(y_t)	Var(e_t)	Var(i_t)
IT	2.78	1.69	6.28	9.99
IYT	2.81	1.61	10.08	13.75
YT	2.82	1.62	11.51	14.97
Data	4.27	7.04	66.53	27.41

Note: The top three rows represent the variances implied by the structural model under the optimal monetary policy for inflation targeting (IT), the equally weighted inflation-output gap targeting (IYT) and the output gap targeting (YT). The last row reproduces the actual variances.

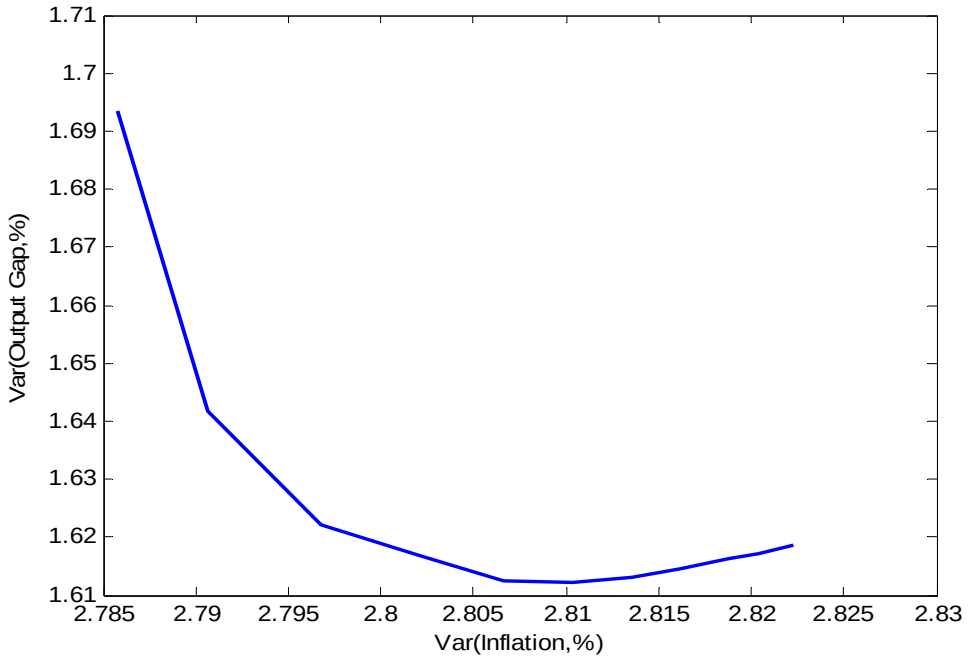
inflation than the volatility of output gap.

Among the objective functions, IT records the smallest variance of inflation and the largest variance of the output gap. As Φ_y goes up, the variance of inflation gets larger, while that of the output gap gets smaller. This would be expected from the tradeoff between the variances of inflation and output. Figure 3 shows, however, that the observed tradeoff is quite small. When there is a regime shift from IT to YT, the variance of inflation increases by 0.04%p and the variance of output gap falls by 0.07%p. The tradeoff between the two gets particularly weaker in the case that Φ_y is over 0.5. For example, IYT and YT produce the variances of inflation and output gap of the almost same magnitude.

Table 4 reports the optimal policy rules in the form of Taylor-type rules. The coefficients on inflation and output gap are unanimously positive, consistent with economic theory. The optimal policy rule in IT calls for most strong reaction to inflation. IYT and YT also command that the interest rate rise more than one for one with inflation, as the coefficients are estimated at 2.75 and 2.42. In these cases, the weights attached to output gap are 2.67 and 2.58, respectively. For comparison, also reported in the table is the estimated Taylor rule by OLS. The coefficients on contemporaneous and lagged inflation are estimated at 0.16 and -0.19, The corresponding features for output gap are -0.01 and 0.22, respectively. All these estimates are quite smaller than those implied by the optimal policy rules. This suggests that the BOK did not actively stabilize inflation and the output gap. A consequence is that the actual variances of inflation and output gap are larger than the variances implied by the optimal monetary policy rules, as Table 3 already showed.

Another important result is concerning the reaction of the BOK to movements in the real exchange rate. From Equations (2)' and (3)', a rise in the real interest rate yielded a real depreciation, which, in turn, caused the output gap to decline. In presence of a real depreciation, hence, the optimal monetary policy rule lowers the interest rate to stabilize inflation and the output gap. The estimation results in Table 4 confirm this, as the coefficients on the real exchange rate are all negative in the range of -0.91 to -2.85. However, the historical Taylor rule has an estimated coefficient of 0.19, indicating that the interest rate has actually risen in response to

[Figure 3] Trade off between the Variance of Inflation and Output Gap



Note: This Figure shows the inflation-output gap variance frontier implied by the structural model under the optimal monetary policy.

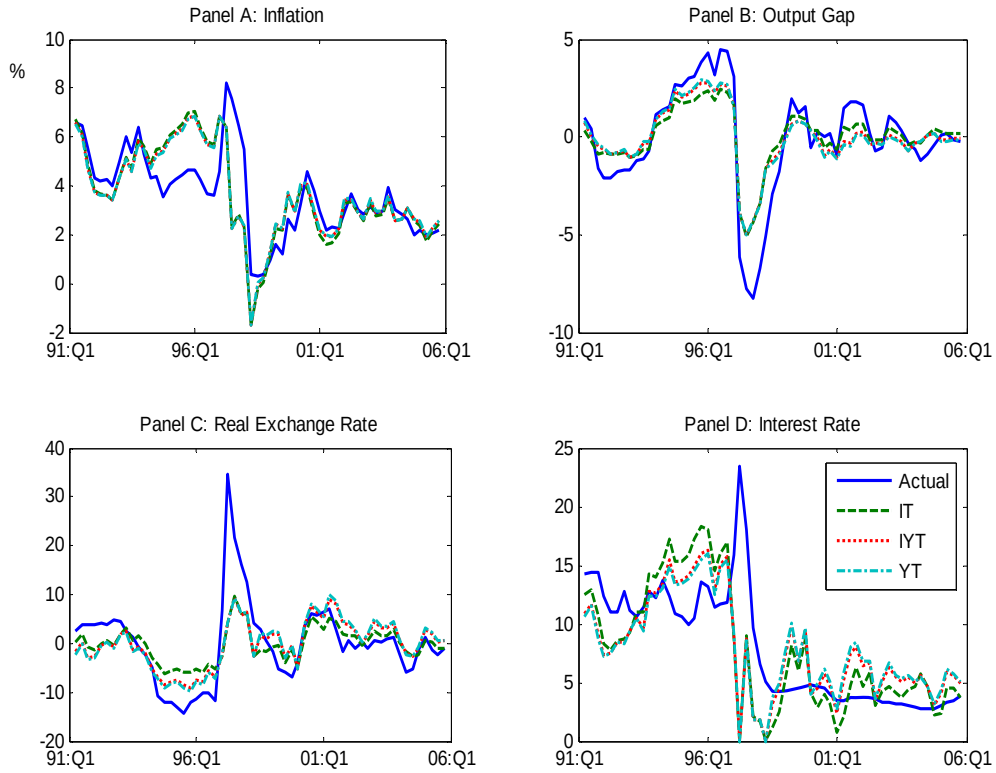
<Table 4> Optimal Monetary Policy Rules

$$i_t = b_1\pi_t + b_2\pi_{t-1} + b_3 y_t + b_4 y_{t-1} + b_5 i_{t-1} + b_6 e_t + b_7 e_{t-1}$$

Φ_y	b_1	b_2	b_3	b_4	b_5	b_6	b_7
IT	5.6590	-1.8874	3.3456	-1.2710	0.3612	-2.8497	0.3681
IYT	2.7510	-1.9029	2.6671	-0.8306	0.6146	-1.1117	0.0545
YT	2.4200	-1.8541	2.5783	-0.8105	0.6467	-0.9068	0.0087
Estimated Taylor Rule	0.1614	-0.1896	-0.0146	0.2182	0.9169	0.1867	-0.1905

Note: The top three rows represent the coefficients in the optimal interest rate rule under inflation targeting (IT), the equally weighted inflation-output gap targeting (IYT) and the output gap targeting (YT). The last row show the coefficient obtained by the ordinary least squares estimation.

[Figure 4] Target versus Actual



Note: This Figure show the actual data (solid lines) with the values implied by the optimal monetary policy under inflation targeting (IT, dashed lines), equally weighted inflation and output targeting (IYT, dotted lines) and the output gap targeting (YT, dash-dotted lines).

the real depreciation. This may well amplify the volatilities of inflation and output gap as well as the volatility of real exchange rates itself.

Figure 4 draws actual and optimal paths of inflation, the output gap, the real exchange rate, and the nominal interest rate. For a few years prior to the financial crisis, the output gap had been expanding, whereas inflation was moderate around 4%. The interest rate, however, remained at lower levels, which would have added momentum to the economy. The real exchange rate was overvalued because the government tries to support a strong won. Large current account deficits were accumulated as a result. During that period, the optimal monetary policy rules continuously signaled that the interest rate must go higher. According to Equations (2)' and (3)', a rise in the interest rate yields a real depreciation which, in turn, causes the output gap to fall. This should act to stabilize the economy

with the variables returning to their optimal levels. As shown in the figure, the volatilities of inflation and output gap would have been reduced as well.

Ⅴ. Conclusion

This paper has set out to examine the efficiency of monetary policy in Korea. We construct a small open macroeconomic model that captures key features of the Korean economy. The optimal monetary policy rule is then derived from the model with zero lower bound constraint of the nominal interest rate. The paper considers three different objective functions of monetary policy: namely, inflation targeting, equally weighted inflation and output gap targeting, and output gap targeting. The implied optimal monetary rules are used as a gauge for evaluating the efficiency of the historical monetary policy rule. The main findings can be summarized as follows.

First, the actual monetary policy rule was not very effective in stabilizing inflation and the output gap. The BOK could have achieved much lower variances of inflation and especially the output gap if it had responded strongly against upward pressures in inflation and output gap. Second, while the actual monetary policy was not effective, it was relatively more successful in containing the volatility of inflation than the volatility of output gap. This suggest that the BOK tends to focus more on the stability of inflation in accordance with the premise of inflation targeting. However, the seemingly relative success in stabilizing inflation variation is not supported by the monetary policy rules. Finally, the BOK did not react right to movements in the real exchange rate. This failure is likely to amplify the volatility of inflation and output gap as well as the volatility of real exchange rates itself.

References

Ball, Laurence, "Efficiency Rules for Monetary Policy," NBER Working Paper No. 5952, 1997.

Ball, Laurence, "Policy Rules for Open Economies," in J. Taylor (ed.), *Monetary Policy Rules*, University of Chicago Press, 1999, pp.127~154.

Bank of Korea, "Reconstruction of the BOK Quarterly Macroeconometric Model," *Monthly Bulletin*, May, 2005, pp.23~91 [in Korean].

Bomfim, Antuilo N. and Glenn D. Rudebusch, "Opportunistic and Deliberate Disinflation under Imperfect Credibility," Federal Reserve Bank of San Francisco, Manuscrip., 1997.

Bryan, M. and S. Cecchetti, "Measuring Core Inflation," in G. Mankiw (ed.), *Monetary Policy*, University of Chicago Press, 1994, pp.195~215.

Cho, Seonghoon and Antonio Moreno, "A Small-Sample Study of the New-Keynesian Macro Model," *Journal of Money Credit, and Banking* 38, 2006, pp.1461~1481.

Hoffmaister, Alexander, "Inflation Targeting in Korea: An Empirical Exploration," IMF Staff Papers 48, 2001, pp.317~343.

Kim, Yangwoo, "Summary of Inflation Targeting and Practical Issues," in *Inflation Targeting In Korea*, Bank of Korea, Seoul, Korea, 1999, pp.70~104 [in Korean].

Kim, Yangwoo and Chi Ho Kim, "Study on the Introduction of Inflation Targeting System," in *Inflation Targeting In Korea*, Bank of Korea, Seoul, Korea, 1999, pp.36~69 [in Korean].

Kim, Yangwoo, "Optimal Horizons for Inflation Targeting in Korea," *Economic Papers* 5, 2002, pp.1~21.

Lee, Myong-Hwal, "The Optimal Interest Rate Rule under Inflation Targeting in Korea," *Review of Financial Studies,* Vol. 17, No. 1, 2003, pp.1~24 [in Korean].

Mishkin, F. and A. Posen, "Inflation Targeting: Lessons from Four Countries," NBER Working Paper No. 6126, 1997.

Nam, Kwanghee, "Monetary Policy and Inflation Targeting in a Small Open Economy," *Journal of Economic Theory and Econometrics* 13, 2002, pp.1~26 [in Korean].

Nam, Kwanghee, "Dynamic Inconsistency and Monetary Policy," *Journal of Economic Theory and Econometrics* 16, 2005, pp.23~55 [in Korean].

Oh, Jungggun, "Inflation Targeting, Monetary Transmission Mechanism and Policy Rules in Korea," *Economic Papers* 2, 1999, pp.102~146.

Rudebusch, Glenn and Lars Svensson, "Policy Rules for Inflation Targeting," in J. Taylor (ed.), *Monetary Policy Rules*, University of Chicago Press, 1999, pp.203~246.

Sargent, Thomas, *Dynamic Macroeconomic Theory*, Harvard University Press, 1987.

Svensson, Lars, "Inflation Forecast Targeting: Implementation and Monitoring Inflation Targets," *European Economic Review* 41, 1997, pp.1111~1146.

Taylor, John, "Discretion versus Policy Rules in Practice," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 39, 1993, pp.195~214.

韓國開發硏究
제29권 제2호(통권 제100호)

IV ECM Threshold Cointegration Tests and Nonlinear Monetary Policy in Korea

Walter Enders
(Professor of Economics and Lee Bidgood Chair of Economics and Finance, University of Alabama)
Junsoo Lee
(Professor of Economics and Stimpson Gulf Lumber Faculty Fellow, University of Alabama)
Mark C. Strazicich
(Associate Professor, Department of Economics, Appalachian State University)

분계점 공적분 검정법을 사용한 한국의 비선형 테일러 통화정책 검증

월터 엔더스
(Alabama 대학교 교수)
이 준 수
(Alabama 대학교 교수)
마크 스트래지시쉬
(Appalachian State 대학교 교수)

* walter Enders: (e-mail) wenders@cba.ua.edu, (address) Department of Economics, Finance, and Legal Studies Culverhouse College of Commerce & Business Adinistration University of Alabama, Tuscaloosa, AL 35487-0024
* Junsoo Lee: (e-mail) jlee@ cba.ua.edu, (address) Department of Economics, Finance, and Legal Studies 263 Alston Hall Box 870224 University of Alabama, Tuscaloosa, AL 35487
* Mark C. Strazicich (e-mail) strazicichmc@appstate.edu, (address) Appalachian State University Boone, Norgh Carolina 28608-2051 Office: 3104 Raley Hall

• Key Word: Monetary Policy(통화정책), Korea(한국), Taylor Rule(테일러 룰), Threshold Cointegration(분계점 공적분)
• JEL code: C220, E4
• Received: 2007. 8. 17 • Referee Process Started: 2007. 8. 24
• Referee Reports Completed: 2007. 11. 27

ABSTRACT

The goal of this paper is to examine the validity of nonlinear Taylor rules in Korea. To perform our tests, we utilize new IV ECM threshold cointegration tests that are invariant to nuisance parameters. The new tests have a standard chi-square distribution and the same critical values can be used throughout. This is in contrast to OLS ECM threshold cointegration tests, which depend on nuisance parameters and have nonstandard distributions. After finding significant support for nonlinear cointegration, we find that the Bank of Korea raises the call rate of interest only when inflation is above a threshold rate. We additionally find that the Bank of Korea increases the call rate of interest to possibly counter domestic currency deprecation only when the rate of currency deprecation exceeds a threshold.

본고에서는 소위 '테일러 룰'이라고 일컫는 통화정책론이 한국의 통화정책에도 적용될 수 있는지를 검증하고자 하였다. '테일러 룰'이 적용된다면 이자율, 물가상승률 및 잠재성장률 간에 공적분이 성립해야 하는데, 본고에서는 선형관계를 전제로 하는 공적분은 성립하지 않는다는 결과를 산출하였고, 더 나아가 새로운 분계점 공적분 검정법(IV ECM Threshold Cointegration Tests)을 개발하고 이를 적용하고자 하였다. 이 방법론은 기존의 공적분 검정법과 달리 성가신 파라미터(nuisance parameters)에 의존하지 않는다는 장점이 있다. 이 장점을 사용하여 적용한 결과, 본고에서는 한국에 있어서도 비선형 테일러 통화정책에 대한 분계점 공적분이 성립하고 '비선형 테일러 룰'이 검증되었음을 보여주었다.

Ⅰ. Introduction

Predicting the reaction of monetary authorities to changes in fundamental economic variables has long been a goal of central bank observers and monetary economists alike. In particular, observers often wish to know how the central bank responds to changing economic fundamentals when setting short-term interest rates. This research is often expressed by a simple monetary policy reaction function, or "Taylor rule." The simple policy rule was initially introduced by Taylor (1993) and can be described as follows:

$$i_t = r^* + \pi_t + \alpha_1^*(\pi_t - \pi^*) + \alpha_2 y_t + \alpha_3 i_{t-1} + \alpha_4 i_{t-2} + \varepsilon_t \quad (1)$$

where i_t is the nominal target interest rate of the central bank, r^* is the equilibrium real interest rate, and π_t is the inflation rate over the most recent four quarters. Here, π^* is the target inflation rate of the central bank, y_t is the "output gap" measured as the percentage deviation in real GDP from target or potential real GDP, and ε_t is an i.i.d. error term. Lagged values of i_t are included to allow for "interest rate smoothing," where the central bank gradually adjusts i_t to the target rate (e.g., English, Nelson, and Sack, 2003). Rearranging terms and simplifying gives the following testing equation:

$$i_t = \alpha_0 + \alpha_1\pi_t + \alpha_2 y_t + \alpha_3 i_{t-1} + \alpha_4 i_{t-2} + \varepsilon_t, \quad (2)$$

where $\alpha_0 = (r^* - \alpha_1^*\pi^*)$ and $\alpha_1 = (1 + \alpha_1^*)$. See Qin and Enders (2007) for a survey of papers that examine a linear Taylor rule.

In spite of the number of papers that test models of the Taylor rule, the validity of many of these tests has been questioned. Bunzel and Enders (2007) and Österholm (2005), for example, find that the U.S. interest rate and inflation rate each have unit roots, while the output gap is stationary. Moreover, they additionally find no evidence of a long-run linear cointegrating relationship among the variables in the model. We obtain similar results with Korean data. These findings call into question many estimates of the linear Taylor rule, since if the variables in the model are nonstationary and not cointegrated then spurious estimates can result.

Recently, a growing body of literature finds evidence of nonlinear dynamics in many economic time series. For example, given transactions costs, central banks may take action to increase the target interest rate only when the inflation rate surpasses a threshold. Similar asymmetric responses can arise if monetary policy makers care more about high inflation than low inflation. For these and other reasons, a growing number of authors argue that the Taylor rule should be modeled as a nonlinear relationship. See, for example, the papers by Clarida, Gali, and Gertler (2000), Nobay and Peel (2003), Ruge-Murcia (2003), Dolado, Maria-Dolores, and Ruge-Murcia (2004), where the authors argue that central bank preferences are likely to be asymmetric in the inflation rate and/or output gap. The presence of nonlinearities in the Taylor rule could explain the apparent lack of mean reversion in i_t and π_t, and the findings that

these variables are not linearly cointegrated, since the standard unit-root and cointegration tests assume that the data-generating process is linear. As in the linear case, in order to estimate nonlinear models and avoid spurious results we must first examine the validity of the model by testing for nonlinear cointegration.

Until recently, the lack of testing for nonlinear cointegration in nonlinear models might be due to difficulties of finding practical testing methodologies. In this paper, we estimate and test the validity of nonlinear threshold models by employing new error-correction model (ECM) threshold cointegration tests. Specifically, we test for nonlinear monetary policy in Korea by estimating nonlinear Taylor rules. While previous papers have tested for nonlinear Taylor rules in the U.S., and other early industrialized countries, we contribute to the literature by testing for nonlinear Taylor rules in Korea, a newly industrializing economy. Several notable differences exist between the economies of the U.S. and Korea that might lead to different findings in a nonlinear Taylor rule. Perhaps most important, while the U.S. is a large open economy, the economy of Korea is a small open economy with proportionately greater exposure to international trade. For instance, in 2004, the shares of exports and imports of goods and services in GDP were 10% and 15%, respectively, in the U.S., while their shares were 44% and 40%, respectively, in Korea (World Bank, 2007, World Development Indicators). Second, while the goals of low inflation and full employment are likely important for monetary policy in both the U.S. and Korea, attention to the foreign exchange rate may be a relatively more important policy goal in Korea. In a small open economy, the central bank may give a lower priority to controlling inflation, relative to exchange rates, than in a large open economy like the U.S. If so, one can hypothesize that if the Korean inflation rate increases at the same time that the won appreciates relative to the U.S. dollar, the Bank of Korea might choose not to increase the call interest rate to slow inflation due to concerns that this could cause a further appreciation of the won and potentially harm or destabilize foreign trade.

Using the new IV ECM threshold cointegration tests, we estimate a nonlinear Taylor rule for Korea using quarterly data from 1991-2007. Overall, we find significant evidence of a nonlinear threshold cointegrating relationship in the Korean Taylor rule. Most important, we find that the Bank of Korea increases the call rate of interest only when inflation rises above a threshold rate. In addition, we find that the Bank of Korea increases the call rate of interest to possibly counter a depreciation of the won or to increase its stability, but only when the deprecation exceeds a threshold rate. The remainder of the paper proceeds as follows. In Section 2, we provide further background discussion of the Taylor rule in Korea and discuss some methodological issues. In Section 3, we develop our new IV ECM threshold cointegration test and examine its properties. In Section 4, we present our empirical findings. In Section 5, we summarize and provide concluding remarks.

Ⅱ. Background and Testing Issues

We will examine the validity of nonlinear Taylor rules in Korea by estimating

new ECM threshold cointegration models. A linear Taylor rule for Korean monetary policy has been previously examined in the paper by Hsing and Lee (2004). The authors utilize linear cointegration tests, vector autoregressions (VAR), and impulse response functions with quarterly data from 1978-2003. In addition to the usual right-hand variables of the inflation gap, output gap, and lagged interest rate (call rate), they include variables of deviation from trend in the Korean-U.S. exchange rate and the standard deviation in Korean stock prices from trend. Trend values are estimated by using Hodrick-Prescott (1997) filters. Prior to estimating the Taylor rule in Korea, the authors perform augmented Dickey-Fuller (ADF) unit root tests to determine whether the variables in the model are stationary or nonstationary. They find that the exchange rate gap and stock price gap are stationary variables, while the other variables are nonstationary. Hsing and Lee (2004) next perform cointegration tests using their nonstationary variables and reject the null of no cointegration at the 1% level of significance. The results from their impulse response functions provide evidence that a positive increase in the inflation rate leads to a short-run increase in the call rate by the central bank. They additionally find evidence of a short-run positive effect on the call rate following an increase in the exchange rate gap (i.e., when the won depreciates relative to the dollar). In the longer-run, the authors find that the call rate of interest increases following an increase in the output gap (i.e., when output rises above full employment), and when stock prices are above trend.

While our paper complements the findings of Hsing and Lee (2004), there are several important differences. Most important, we utilize a nonlinear framework in order to allow for regime-specific threshold effects that depend on the rate of inflation and other variables. In addition, potential problems noted in the literature about estimating Taylor rules remain in their study. Most notably, Hsing and Lee (2004) omit any stationary variables from their cointegration test out of necessity of employing OLS based estimation procedures. In contrast, we include any stationary variables from the model in our IV threshold cointegration tests. It is understandable why, out of necessity, the authors omitted important stationary variables from their OLS based cointegration tests. However, it seems difficult to omit important variables from the model for the sake of estimation convenience. An interesting contribution in the work of Hsing and Lee (2004) is to include the Korea/U.S. exchange rate in the Taylor rule. We follow their suggestion and build on their paper. While can hypothesize that including the exchange rate in the Taylor rule is less important when examining a large open economy like the U.S., in a small open economy with a heavy reliance on international trade it may be important to examine reactions of the central bank to exchange rate changes. To do so, we will consider three types of threshold variables in our nonlinear Taylor rule: (1) the rate of inflation; (2) the rate of depreciation in the exchange rate; and (3) the rate of economic growth. We will then utilize a nonlinear framework to allow for regime-specific threshold effects that are functions of these variables.

As noted, the literature has been silent in regards to testing the validity of nonlinear Taylor rules by using nonlinear cointegration tests. The question is why? The answer, we expect, lies in the difficulties of finding practical testing methodologies. To begin, we note that standard unit-root and cointegration tests

often indicate the absence of a valid relationship in the linear Taylor rule. This might happen since assuming a linear data-generating process will lead to lower power in the presence of nonlinear dynamics. As such, it is natural to examine nonlinear Taylor rules. However, despite the growing evidence of nonlinear dynamics in many empirical papers, to the best of our knowledge, the previous papers that estimate nonlinear Taylor rules have not explicitly examined the validity of their estimates by testing for nonlinear cointegration.[1]

Regarding the methodology of testing for threshold cointegration, Enders and Siklos (2001) initially suggest valid threshold cointegration tests that permit asymmetric adjustment in the error correction term. Their paper might be the first work in the literature to provide relevant critical values to test for threshold cointegration. The authors adopt the traditional approach of Engle and Granger (1987, EG). However, their tests cannot be applied to the model that includes a stationary variable so we cannot use their test to examine the nonlinear Taylor rule. More recently, another line of threshold cointegration test has been considered by Seo (2006) and Li (2006) using the ECM. However, these methods utilize OLS type estimation procedures and depend on nuisance parameters.

Our main point of departure from the OLS based tests is to utilize stationary instrumental variables (IVs) in the ECM threshold cointegration test. The OLS based ECM threshold cointegration tests have a non-standard distribution that depends on a mixing of the Dickey-Fuller type non-standard distribution and the standard normal distribution. As a result, the usual non-standard critical values cannot be obtained a priori without knowing the weights of the two distributions. We build on the previous important works of Hansen and Seo (2002), Seo (2006), and Enders et al. (2007), among others, and provide new solutions. In particular, we include stationary IVs in the ECM threshold cointegration test. By adopting stationary IVs in our ECM threshold cointegration test, we demonstrate that the test statistics will be free of nuisance parameters and have chi-squared or standard normal asymptotic distributions in every case. As a result, the same critical values can be used throughout. Our paper complements the work of Enders et al. (2007), who suggest utilizing stationary IVs in autoregressive distributed lag (ADL) threshold cointegration tests. The authors demonstrate that by adopting stationary IVs in ADL threshold cointegration tests, the test statistics will be free of nuisance parameters. Enders et al. (2007) utilize their test to estimate nonlinear Taylor rules for the U.S. We suggest an alternative IV threshold cointegration test based on the ECM. Our IV ECM threshold cointegration test is an important contribution, since OLS based ECM tests are increasingly popular in the literature but have a disadvantage that they often require bootstrapping.

[1] The one exception is the paper by Enders, Lee, and Strazicich (2007), where the authors examine nonlinear U.S. Taylor rules. We wish to contribute to the literature in this regard, by examining the validity of nonlinear Taylor rules in Korea. As we will explain in more detail, in terms of methodologies our paper complements the work of Enders et al. (2007). The underlying concept of the approach used in this paper is similar to theirs. However, our paper focuses on a different test statistic than is the focus in Enders et al. (2007). As such, our suggested tests provide solutions to the limitations found in previous tests that utilize the ECM type approach.

Ⅲ. New Testing Methodology

The question of interest is whether a stable linear or nonlinear Taylor rule does in fact exist. Specifically, given that at least some variables in the Taylor rule are non-stationary, it is important to ascertain whether there is a valid cointegration relationship among them. Initial examination of our tests reveals little or no support for linear cointegration in equation (2). Testing for cointegration in the Taylor rule, however, incurs a difficulty since there is a trivial cointegration relationship among the target interest rate and its lagged values. Given our discussion above, it is quite possible that the Taylor rule should be modeled as a nonlinear relationship. In particular, if a right-hand variable in the model exceeds a certain threshold, the central bank will react in a different manner than when the variable is below the threshold. For instance, when the inflation rate is relatively low (less than 4%, for example) the central bank may not intervene at all. In contrast, when inflation is relatively high (above 4%, for example), a standard Taylor rule response will apply. This type of nonlinear model can make significant progress towards explaining misspecifications in the standard Taylor rule, such as a finding of unreasonably high interest rate smoothing that resembles a random walk and/or lack of cointegration. However, in order to accurately test the validity of nonlinear Taylor rules requires testing procedures not subject to nuisance parameters.

Balke and Fomby (1997) initially introduced the so-called threshold cointegration test, which permits a threshold effect in the long-run adjustment process of the ECM. The authors assume that cointegration exists only within a certain range of deviations from the long-run equilibrium implied by the null, but they did not consider an explicit test for threshold cointegration. Hansen and Seo (2002) suggest a procedure to estimate and test for the existence of threshold effects in a vector ECM, but also did not provide an explicit test for threshold cointegration.[2] We consider models with nonlinearity in the short-run dynamics, as demonstrated in the literature on testing for threshold cointegration. Hansen and Seo (2002) and Seo (2006) consider different sets of parameters in two regimes as follows

$$\Delta x_t = c + \gamma_1 I_t z_{t-1} + \gamma_2 (1-I_t) z_{t-1} + (stationary\ dynamics) + u_t, \quad (3)$$

and define Heaviside indicator functions as

$$I_t = 1 \text{ if } z_{t-1} > \delta \text{ and } I_t = 1 \text{ if } z_{t-1} \leq \delta \quad (4a)$$

or

$$I_t = 1 \text{ if } \Delta z_{t-1} > \delta \text{ and } I_t = 1 \text{ if } \Delta z_{t-1} \leq \delta. \quad (4b)$$

[2] Gonzalo and Pitarakis (2004) propose a procedure to test the presence of threshold effects in nonstationary ECM models with or without cointegration. However, they also do not provide explicit tests for threshold cointegration.

While these "level" and "momentum" threshold variables are common in the literature, additional threshold indicators can be adopted in the IV ECM threshold cointegration tests due to the invariance properties of the test. For instance, using our test, we can adopt additional threshold indicators for inflation rates such as

$$I_t = 1 \text{ if } \pi_{t-1} > \tau \text{ and } I_t = 0 \text{ if } \pi_{t-1} \le \tau. \quad (4c)$$

The threshold indicator in (4c) allows us to model different regimes that depend directly on whether inflation is relatively high or low. We focus on estimating equation (3) and utilize versions of (4a) - (4c) to allow for different regimes in our short-run dynamics. Note that the number of parameters in the testing equation is smaller for the ECM based threshold cointegration tests than the ADL based tests, since the ECM based tests impose the common factor restriction (CFR). When the CFR holds, the ECM based tests are more powerful than the ADL based tests, while the reverse will be true when the CFR does not hold.

Our threshold cointegration tests differ from Enders et al. (2007) in that we consider IV ECM type tests instead of IV ADL type tests. Thus, while we follow the corresponding framework suggested in Enders et al. (2007) for the IV ADL test, we instead consider the IV ECM threshold cointegration test equation (3) with the IVs,

$$w_t = z_t - z_{t-m}, \quad (5)$$

where m is a finite number and m << T. From (5), it is clear that w_t is stationary since w_t consists of the stationary variables ($z_t - z_{t-m}$), regardless of whether the system in (3) is cointegrated or not. Specifically, it is simple to demonstrate that $w_t = (z_{t-1} - z_{t-2}) + (z_{t-2} - z_{t-3}) + \dots + (z_{t-m+1} - z_{t-m}) = z_{t-1} + z_{t-2} + \dots + z_{t-m+1}$, where each differenced term is stationary even if each individual z is I(1). The test for threshold cointegration in (3) is performed by testing the following hypotheses:

H_o: $\gamma_1 = 0$ and $\gamma_2 = 0$ vs. H_1: at least one of these is not zero.

Rejection of the null hypothesis (H_o) indicates that cointegration is supported in at least one regime. For simplicity, we can rewrite equation (3) as

$$\Delta x_{1t} = \gamma_1 I_t z_{t-1} + \gamma_2 (1-I_t) z_{t-1} + \phi_1' I_t q_t + \phi_2' (1-I_t) q_t + u_t, \quad (6)$$

where q_t includes the deterministic terms of the constant, lags of x_{1t} and x_{2t}, and any stationary covariates. We consider the usual t-statistic on $\gamma_i = 0$, i = 1, 2, in (6). Alternatively, we can consider the Wald test statistic for the joint hypothesis:

$$Wald = (R\hat{\theta})' [\hat{\sigma}_1^2 R(\tilde{z}'\tilde{w})^{-1}(\tilde{w}'\tilde{w})(\tilde{w}'\tilde{z})^{-1}R']^{-1} (R\hat{\theta}), \quad (7)$$

where $\theta_i = (\gamma_1, \gamma_2, \phi_1', \phi_2')'$, $\hat{\sigma}_1^2$ is the estimated error variance from (3), R is a selection matrix that selects the parameters under the null hypothesis, and r is the number of restrictions. In the expression of (6), we use simplified notations $\tilde{z}$ and $\tilde{w}$ to denote that the effect of q_t is controlled by using the residuals from the regression of z_t on q_t or the regression of w_t on q_t. Letting $z = (z_{m+1}, .., z_T)'$ and $q = (q_{m+1}, .., q_T)'$, we obtain the residuals as $\tilde{z} = M_q z$, where M_q is the projection onto

the orthogonal space of q_t with $M_q = I_{T-m} - q(q'q)^{-1}q'$. Similarly, we obtain the residuals $\tilde{w} = M_q w$, where $w = (w_{m+1}, .., w_T)'$. Then, we use $\tilde{w}$ with ($\tilde{w}_t I_{1t}$, $\tilde{w}_t (1-I_{1t})$) as the instruments for $\tilde{z}$. It can be shown that the asymptotic distribution of the resulting t-statistic is standard normal and the distribution of the Wald statistic is chi-squared.

Theorem 1. *Suppose that Assumption* 1 *in Enders, Lee, and Strazicich* (2007) *holds. Also, suppose that* $\gamma_1 = \gamma_2 = 0$ *in the data generating process* (3)*, and the threshold parameter* τ *is consistently estimated or is known a priori. Then, as* $T \to \infty$ *, the Wald statistic in* (6) *follows*

$$Wald \to \chi_r^2 ,$$

and each t-statistic t_i *on* $\gamma_1 = 0$ *or* $\gamma_2 = 0$ *has the standard normal distribution*

$$t_i \to Z.$$

Proof: See the Appendix.

In order to conduct the threshold cointegration test, we need to estimate the threshold parameter τ. For this, we adopt a grid search method. First, we sort the threshold variable from the lowest to the highest value and determine the threshold estimate within the range of 10 to 90 percentiles of the threshold variable at the value where the sum of squared residuals from regression (6) is minimized. The idea is that the threshold value cannot be smaller (greater) than the lowest (highest) value of the threshold variable, and we eliminate both end points, which is standard procedure in the literature. Minimizing the sum of squared residuals yields the same consistent estimates of the threshold parameters as maximizing the F-statistic on the coefficients that separate two regimes.

The threshold parameter is consistently estimated when the coefficients in two regimes are different. The consistency of the threshold parameter is warranted under three different cases. First, different regimes will occur when there is a structural change in the level term ($c_1 \neq c_2$), or in any deterministic terms including trend functions. Second, a regime change is evident when the short-run dynamics of Δx_{1t} and Δx_{2t} are different in each regime. Third, the threshold parameter is consistently estimated when the persistent parameters are different, such that $\gamma_1 \neq \gamma_2$. It is important to note that our consistency results do not hinge solely on the third case of $\gamma_1 \neq \gamma_2$. Instead, we allow for the first two cases in addition to the third case. Thus, our consistency result of the threshold parameter can be stronger than a supreme type test statistic that relies solely on the third case. Although consistency of the threshold parameter estimate is also maintained in a supreme type test as given in the literature, it often requires the assumption that $c_1 = c_2$ (the coefficients of the level and trend terms) and $\phi_1 = \phi_2$ (the coefficients of short-run dynamics) and examines whether $\gamma_1 = \gamma_2$ or $\gamma_1 \neq \gamma_2$. When the required assumption ($c_1 = c_2$ and $\phi_1 = \phi_2$) does not hold, the supreme type test involves nuisance parameters and diverges whenever $c_1 \neq c_2$ or $\phi_1 \neq \phi_2$. In our case, we do not need to employ such a supreme type test, and each of the separate restrictions of $\phi_1 = \phi_2$ or $\gamma_1 = \gamma_2$ is decisively rejected in our analysis of the Korean Taylor rule.

Clearly, our IV based ECM testing strategy differs from the existing OLS based

ECM threshold tests. For instance, the OLS based tests do not permit us to examine the testing hypothesis described in (3) with (4c), since no asymptotic result is readily available when the indicator function is defined differently from the equilibrium error term. In contrast, our threshold classification rules are well tailored to testing the Taylor rule. This outcome is due to the fact that in the OLS based ECM threshold cointegration tests the distribution of the test statistic depends on the particular indicator function that is adopted. As a result, new critical values must be simulated, if the relevant asymptotic distributions can be possibly developed. Rather than model the threshold variables solely by the magnitude or change of their deviations from the long-run equilibrium, we can adopt other threshold variables that may be better suited to the Taylor rule. As a result, in examining the long-run relationship, we hypothesize that the central bank follows the standard Taylor rule when inflation is higher than the threshold rate.

We will consider four different threshold variables as follows:

$$I_t = 1 \text{ if } \pi_{t-1} > \tau \text{ and } I_{1t} = 0 \text{ otherwise,} \tag{8a}$$

$$I_t = 1 \text{ if } (\ln e_{t-1} - \ln e_{t-2}) > \tau \text{ and } I_t = 0 \text{ otherwise,} \tag{8b}$$

$$I_t = 1 \text{ if } |\ln e_{t-1} - \ln e_{t-2}| > \tau \text{ and } I_t = 0 \text{ otherwise,} \tag{8c}$$

$$I_t = 1 \text{ if } \ln realGDP_{t-1} - \ln realGDP_{t-2} > \tau \text{ and } I_t = 0 \text{ otherwise.} \tag{8d}$$

The threshold function described in (8a) is the focus of our paper, and allows for different reactions by the monetary authorities depending on whether inflation is above or below a threshold rate. We hypothesize that the Bank of Korea will take stronger action to increase the call rate of interest when inflation is above the threshold rate than when inflation is below the threshold rate. Threshold function (8b) allows for a different interest rate policy response when the rate of depreciation of the won relative to the U.S. dollar exceeds a threshold rate. Thus, we hypothesize that the Bank of Korea will take action to counteract and/or stabilize the value of the won only when the rate of depreciation exceeds a threshold rate. The threshold function in (8c) is similar to (8b), but removes the sign on the rate of change in *e*. This threshold variable allows for the possibility that the Bank of Korea is more concerned with preventing general fluctuations in the exchange rate rather than taking a particular action to prevent the won from depreciating per se. We hypothesize that the Bank of Korea will take action to counteract a change in the exchange by changing the call rate, regardless of whether the change is a depreciation or appreciation, only when the rate of change exceeds a threshold rate. The threshold function in (8d) is described by the rate of growth of real GDP. This allows for the possibility that the Bank of Korea will respond differently to changing *i* depending on whether the rate of growth in output is above or below the threshold rate. Thus, we hypothesize that the Bank of Korea will increase the call rate of interest only when the rate of growth in real GDP is above a threshold rate. It is important to note that the four threshold functions defined in (8a) – (8d) could not be considered in the OLS based ECM threshold cointegration tests without adopting a bootstrap procedure. As previously noted, if some of the variables in the Taylor

rule are I(0) while others are I(1), then a bootstrap procedure may be problematic.

A brief explanation is necessary to explain how the lag order m is determined. The procedure to estimate the threshold parameter was discussed in the above. For the time period considered, we obtain the estimated threshold value of τ by minimizing the sum of squared residuals in the OLS estimation of the testing regression. Then, given this threshold value, we perform IV estimation using values of $m = 2,\ldots, 10$. We select the value of m that results in the smallest residual variance. Using this value of m, we re-estimate the threshold value τ. In this manner m and τ are jointly determined.

Ⅳ. Empirical Results

Our quarterly data on the nominal target call interest rate, inflation rate, output gap, and nominal exchange rate (the won price of one U.S. dollar) for 1991-2007 was obtained from the web site of the Bank of Korea. We begin our investigation by testing the linear Taylor rule described in (2), including the exchange rate (e_t) and lagged values of the call rate (i_{t-1} and i_{t-2}). The results of estimation are displayed in Table 1. While the sign on the coefficient of the inflation rate ($_t$) is positive in both Model 1 and 2, the coefficient is only marginally significant at the 10% level. The sign on the output gap variable is positive and significant at the usual levels. There is no evidence that the Bank of Korea responds to a depreciation of the won by changing the target rate of interest. We give more credit to Model 2, given that the second lag interest rate variable is statistically significant. Most noteworthy, in both Model 1 and 2, is the finding that the coefficient on i_{t-1} is highly significant and approximately equal to one. This is especially true in the more significant Model 2. This finding casts doubt on the validity of the linear Taylor rule, and suggests that i_t

<Table 1> Estimates of the Linear Taylor Rule in Korea

Dependent variable: i_t	Model 1	Model 2
Constant	-0.399 (-0.260)	0.573 (0.371)
π_t	0.392 (1.687)	0.373 (1.662)
y_t	0.233 (3.359)	0.185 (2.636)
e_t	0.130 (0.102)	-0.511 (-0.407)
i_{t-1}	0.831 (9.894)	1.070 (8.017)
i_{t-2}		-0.260 (-2.252)

Notes: *t*-statistics are in parentheses.

<Table 2> Unit Root Tests of the Taylor Rule Variables

Variable	Rho	t-value	lags
i_t	-0.082	-1.888	2
π_t	-0.088	-0.790	12
y_t	-0.496	-4.561	4
e_t	-0.080	-1.748	1

Note: In each case we estimated a model of the general form $\Delta x_t = a_0 + \rho x_{t-1} + \Sigma a_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t$. Lag lengths were chosen using a maximum lag length (i_{max}) of 12. If the *t*-statistic for the last lag was not significant at the 5% level, i_{max} was reduced by one and the equation was re-estimated. τ_μ is the sample value of the *t*-statistic for the null hypothesis $\rho = 0$. With 50 observations, the critical values at the 10% and 5% significance levels are –2.60 and –2.93, respectively.

behaves as a random walk. This outcome is further supported when we test for a unit root in each of the variables. The results of performing augmented Dickey-Fuller unit root tests are displayed in Table 2. The results indicate that the call rate of interest (i_t), inflation rate ($_t$), and exchange rate (e_t) variables are each nonstationary, while the output gap (y_t) is stationary.

The above results suggest a need to perform tests to determine if the variables in the linear Taylor rule are cointegrated. Both EG and Johansen linear cointegration tests were performed with results displayed in Tables 3 and 4, respectively. Results for the EG cointegration test are reported with and without the stationary variable y_t. In each case, the EG tests cannot reject the null of no cointegration at the usual significance levels. Results using the Johansen linear cointegration test omit y_t and reject the null of no cointegration. However, as noted, the results from estimating the linear Taylor rule in Table 1 indicate little reaction of the target call rate to an increase in the inflation rate, and the coefficient on the lagged interest rate variable suggests that movements in the call rate resemble a random walk. We conclude that there is little support for the linear Taylor rule in Korea.

We next examine results using the IV ECM threshold cointegration test as reported in Table 5. The Q-statistic is provided as a test for serial correlations. We utilize the four different threshold indicators described in (8a) – (8d) noted as Case 1 to 4, respectively. We begin by examining our most important model in Case 1, where the threshold variable is the rate of inflation. The results show no support for cointegration in the nonlinear Taylor rule for Korea. However, the results for the other three threshold functions, Case 2 to 4, reject the null of no cointegration and support a valid threshold cointegration model at the 10%, 10%, and 1% levels of significance respectively.

When using the IV ECM threshold cointegration test, stationary covariates can be included in the testing equation to increase power. While y_t is included in the test results in Table 5, we wish to consider a further increase in power by including the

<Table 3> Engle-Granger Linear Cointegration Tests

Dependent variable: i_t	Model 1	Model 2
Constant	5.028 (2.33)	4.715 (1.99)
π_t	2.242 (10.4)	2.258 (10.14)
y_t		0.036 (0.331)
e_t	-5.277 (-3.05)	-5.030 (-2.65)
EG cointegration test statistics	-0.210 (-1.574)	-0.300 (-1.963)
# of lags	4	12

Notes: *t*-statistics are in parentheses. For each sample period, we estimated a potential long-run equilibrium relationship of the form $i_t = \beta_0 + \beta_1\pi_t + \beta_2 e_t + u_t$. The second step was to use the estimated residuals to estimate an equation of the form $\Delta e_t = \rho e_{t-1} + \Sigma\alpha_i\Delta e_{t-1} + v_t$. With 50 (100) observations, the critical value at the 10% and 5% significance levels are –3.31 (–3.09) and –3.46 (–3.40), respectively.

<Table 4> Johansen Linear Cointegration Tests

Hypothesized No. of CE(s)	Eigen-value	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.5263	87.068	47.21	54.46
At most 1 **	0.3401	40.738	29.68	35.65
At most 2	0.1822	14.969	15.41	20.04
At most 3	0.0394	2.4926	3.76	6.65

Notes: *(**) denotes rejection of the null hypothesis of no cointegration at the 5% (1%) level. Trace test indicates 2 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels. One lag was used in the above result.

first differenced right-hand variables in the testing equation (i.e., the first-difference inflation rate, output gap, and nominal exchange rate). These conditional IV ECM threshold cointegration tests can be undertaken given the invariance to nuisance parameters and the assumption of weakly exogenous variables; see Li (2006) for justification on the use of the conditional ECM test. Note that a similar conditional OLS ECM threshold cointegration test could not be practically undertaken due to the

<Table 5> ECM Threshold Cointegration Estimates of the Nonlinear Taylor Rule in Korea

Dependent variable: i_t	Case 1 π_t	(t-stat)	Case 2 % Growth Rates of e_t	(t-stat)	Case 3 $\lvert$ % Growth Rates of $e_t \rvert$	(t-stat)	Case 4 Growth Rates of GDP	(t-stat)
$I_t z_{t-1}$	0.148	1.17	-0.416	-1.46	-0.986	-2.21	-0.720	-3.29
$(1-I_t)z_{t-1}$	-0.160	-0.52	0.087	1.73	0.043	0.23	0.103	1.46
Plus	0.199	0.83	-0.658	-1.83	-2.377	-2.18	-3.636	-4.71
Minus	-1.875	-1.83	0.509	0.97	-0.006	-0.02	0.214	1.03
*Q-stat**	30.48	(0.000)	21.488	(0.044)	17.506	(0.177)	23.352	(0.025)
m	10		10		9		10	
Threshold value	5.084		1.234		0.464		-0.054	
F-statistic for cointegration*	1.635	(0.441)	5.116	(0.077)	2.619	(0.083)	12.95	(0.002)

Notes: * p-values in parentheses. Here, $I_t = 1$ if the threshold variable > threshold, and 0 otherwise.

nuisance parameter problem when including stationary variables. The test results are displayed in Table 6. In contrast to Table 5, the results in Table 6 strongly reject the null of no cointegration in most cases and demonstrate stronger support for the validity of a nonlinear Taylor rule in Korea. Note that the first differenced variables act like stationary covariates and increase power in IV based tests.

Given that the IV ECM threshold cointegration tests find significant support for the nonlinear Taylor rule in Korea, we wish to examine the individual coefficients of different variables in the model. To estimate the individual coefficients and to compare results, we repeat our tests using the IV ADL threshold cointegration test of Enders *et al.* (2007). The results are displayed in Table 7. We focus our discussion on Case 1 and 2, since the tests in Case 3 and 4 cannot reject the null of no cointegration at the usual significance levels. The results of our most important Case 1 support our earlier expectations regarding the inflation rate and monetary policy. The coefficient on the inflation rate is positive and significant only when inflation is above the threshold rate. These findings support our conjecture of nonlinear monetary policy and suggest that the Bank of Korea will increase the call rate only when inflation rises above a threshold rate (approximately 4% rate of inflation). In contrast, when inflation is below the threshold rate, the Bank of Korea will reduce the call rate of interest. However, it should be noted that while the negative coefficient on the inflation rate variable when inflation is below the threshold is statistically significant, its absolute size is much smaller than when inflation is above the threshold rate. The coefficient on the output gap variable (y_t) is positive and statistically significant regardless of the rate of inflation. While the results for y_t when inflation is below the threshold rate were not expected, these findings suggest that the Bank of Korea places a relatively strong weight on a rising output gap as a signal to increase the call rate regardless of the current rate of inflation.

While the sign on the exchange rate variable is negative when inflation is below the threshold rate and positive when inflation is above the threshold rate, the coefficient on the exchange rate variable is not significant in either case. We next examine the results for Case 2, where the threshold variable is determined by whether the rate of currency depreciation is above or below the threshold rate (approximately 3% rate of depreciation in the won relative to the U.S. dollar). The results in Case 2 suggest that the Bank of Korea will increase interest rates to possibly counter currency depreciation only when the rate of depreciation rises above the threshold rate. In contrast, when the rate of depreciation is below the threshold rate, the Bank of Korea lowers the call rate. While the sign on the coefficient of the exchange rate variable is negative and statistically significant when the rate of deprecation is below the threshold rate, a possible explanation can be noted here. Perhaps the Bank of Korea is concerned about stopping currency deprecation by raising the call rate only when the rate of depreciation is relatively large. However, in more normal times the Bank of Korea prefers to keep to the call rate relatively low to keep the value of the won lower and encourage exports. The coefficients on the other variables of the inflation rate and exchange rate are not significant in any case at the usual levels. The results in Table 7 for Case 3 and 4 are less interesting, since we cannot reject the null of no cointegration in these models and nearly all of the

<Table 6> Conditional ECM Threshold Cointegration Estimates of the Nonlinear Taylor Rule in Korea

Dependent variable: i_t	Case 1 π_t	(t-stat)	Case 2 % Growth Rates of e_t	(t-stat)	Case 3 | % Growth Rates of e_t |	(t-stat)	Case 4 Growth Rates of GDP	(t-stat)
$I_t z_{t-1}$	-1.684	-7.55	0.066	0.72	-0.220	-1.14	-0.017	-0.12
$(1-I_t)z_{t-1}$	-0.080	-0.46	-0.571	-2.64	-0.877	-1.89	-2.350	-5.38
I_t π_t	-1.931	-2.03	-0.005	-0.01	0.746	2.00	0.359	1.03
$(1-I_t)$ π_t	0.539	2.38	0.973	3.89	2.057	2.14	-1.895	-2.90
I_t y_t	-2.217	-5.69	-0.056	-0.91	-0.038	-0.58	-0.026	-0.50
$(1-I_t)$ y_t	0.018	0.21	0.149	1.38	-0.088	-0.43	-2.997	-3.57
I_t e_t	63.44	3.81	13.94	10.6	10.93	3.78	10.68	5.70
$(1-I_t)$ e_t	10.89	5.47	5.134	1.16	-0.264	-0.03	93.56	3.96
Plus	-3.582	-3.36	0.274	1.35	0.058	0.33	0.101	0.66
Minus	-0.007	-0.045	-0.505	-1.84	-1.732	-2.29	-1.364	-1.49
*Q-stat**	10.69	(0.556)	13.30	(0.425)	17.07	(0.196)	15.68	(0.206)
m	10		9		8		10	
Threshold value	5.730		1.233		0.6458		0.0219	
F-statistic for cointegration*	28.61	(0.000)	7.472	(0.024)	4.874	(0.087)	14.494	(0.000)

Notes: * p-values in parentheses. Here, I_t = 1 if the threshold variable > threshold, and 0 otherwise.

<Table 7> ADL Threshold Cointegration Estimates of the Nonlinear Taylor Rule in Korea

Dependent variable: i_t	Case 1 π_t	(t-stat)	Case 2 % Growth Rates of e_t	(t-stat)	Case 3 | % Growth Rates of e_t |	(t-stat)	Case 4 Growth Rates of GDP	(t-stat)
$I_t i_{t-1}$	-0.371	-2.25	0.042	0.25	0.194	1.56	0.070	0.08
$(1-I_t)i_{t-1}$	-0.018	-0.10	-0.577	-2.49	-0.184	-0.27	-1.124	-2.94
$I_t \pi_{t-1}$	0.968	1.97	-0.074	-0.15	-0.410	-1.33	-0.131	-0.09
$(1-I_t) \pi_{t-1}$	-0.191	-2.51	0.742	1.54	0.098	0.06	5.703	2.17
$I_t y_{t-1}$	0.395	3.08	0.157	0.40	0.064	0.56	0.151	0.77
$(1-I_t)\, y_{t-1}$	0.148	3.41	0.079	1.17	0.296	2.32	0.295	1.22
$I_t e_{t-1}$	-3.185	-1.61	2.979	1.99	-2.336	-0.60	0.164	0.03
$(1-I_t)e_{t-1}$	1.522	0.87	-7.259	-3.59	-2.405	-0.51	82.110	-2.07
Plus	1.847	0.77	-3.692	-1.76	2.660	0.62	-0.102	-0.02
Minus	-1.113	-0.51	8.878	4.01	3.408	0.90	85.695	2.08
*Q-stat**	23.751	(0.069)	50.18	(0.001)	19.450	(0.194)	23.509	(0.052)
m	4		3		2		9	
Threshold value	4.0877		3.0064		0.6458		0.0219	
F-statistic for cointegration*	3.301	(0.045)	3.109	(0.053)	1.825	(0.161)	4.336	(0.298)

Notes: * p-values in parentheses. Here, I_t = 1 if the threshold variable > threshold, and 0 otherwise.

estimated coefficients are insignificantly different from zero.

For the sake of robustness, we examine two additional cases. We note that the Bank of Korea began to adopt a policy of inflation targeting in late 1998. In this regard, it will be interesting to analyze the Taylor rule in Korea using only data from the sub-sample of 1999 to 2007. We also utilize data on the target rate of inflation from 1998:3 to 2007:1, which are obtained from the web site of the Bank of Korea, and use the target inflation rate as a time varying threshold level.[3] Since only the time-varying inflation target rates are used, threshold parameters are undefined in this analysis.

An important caveat from using this smaller sub-sample should be noted. There is a significant loss in degrees of freedom. However, in spite of this, overall, we obtain results that confirm our previous findings of valid nonlinear Taylor rule. In Table 8, we report our main results from adopting the inflation targeting sample period of 1999-2007. The results for the target rate of inflation as the threshold variable are similar to those in Table 6. Using the sub-sample of 1999-2007, the results for Case 1A reject the null of no cointegration at the 5% level of significance and support the validity of a nonlinear Taylor rule in Korea. The estimated threshold rate of inflation is 2.731% from the ECM model and 3.566% from the ADL model, respectively, when compared with inflation rates over the most recent four quarters. Note that these threshold rates of inflation are lower than the rate of 5.730% found for the whole sample period (Table 6). This outcome is expected given that inflation rates were falling in Korea by the late 1990s. The results for other threshold variables reported in Case 2 to 4 in Table 8 cannot reject the null of no cointegration at the usual significance levels, although the rate of depreciation of the won nearly rejects the null at the 10% level. We next consider using the Bank of Korea's target rate of inflation as a time-varying threshold variable. The results are displayed in Case 1B in Table 8. The results using the target rate of inflation (Case 1B) again reject the null of no cointegration in the ADL IV test, and nearly reject the null (p-value = 10.3%) in the ECM IV test. Overall, the results for using the inflation rate threshold variable in the inflation targeting sub-sample support those of the whole sample period and provide additional evidence of a nonlinear Taylor rule in Korea.

Ⅴ. Conclusion

In this paper, we develop new ECM threshold cointegration tests that include stationary IVs. The tests are invariant to nuisance parameters found in the OLS based ECM threshold cointegration tests. As a result, bootstrapping is unnecessary and the same critical values can be used throughout. This is the case regardless of the threshold variables adopted, deterministic terms, or inclusion of stationary covariates. In contrast to the OLS based ECM threshold cointegration tests, including stationary covariates in the IV ECM threshold cointegration test increases

[3] We are grateful to an anonymous referee who suggested using the target rate of inflation as a threshold variable.

<Table 8> Additional Test Results on the Nonlinear Taylor Rule in Korea

	Case 1 π_t	Case 2 % Growth Rates of e_t	Case 3 | % Growth Rates of e_t |	Case 4 Growth Rates of GDP
A. Sub-sample (1998:3 – 2007:1) is used				
1. ECM Test				
Threshold value	2.731	-1.572	1.328	0.046
F-statistic for cointegration*	3.214 (0.042)	1.930 (0.239)	0.954 (0.437)	1.575 (0.207)
2. ADL Test				
Threshold value	3.566	1.327	3.690	0.034
F-statistic for cointegration*	6.486 (0.009)	1.215 (0.324)	3.690 (0.100)	0.375 (0.693)
B.Inflation Target Rates are used (1998:3 – 2007:1)				
1. ECM Test				
F-statistic for cointegration*	2.558 (0.103)	n.a.	n.a.	n.a.
2. ADL Test				
F-statistic for cointegration*	36.43 (0.000)	n.a.	n.a.	n.a.

Notes: * p-values in parentheses.

power when the alternative is true while leaving asymptotic properties under the null unchanged. Our testing methodology builds on the work of Enders *et al*. (2007), who find similar invariance properties in IV ADL threshold cointegration tests. We apply the IV ECM threshold cointegration methodology to test for threshold cointegration in the nonlinear Taylor rule of Korea. While previous works find evidence of nonlinear monetary policies in different countries, these papers seldom test for nonlinear cointegration. However, if the variables in a nonlinear model are nonstationary and not cointegrated, then estimation results can be spurious. Following Enders *et al*. (2007), we seek to contribute to the literature by providing new procedures to test for threshold cointegration in nonlinear models. Our new methodologies will also prove useful in other applications in macroeconomics and

related areas. In addition, we note that little work has been undertaken to test for nonlinear monetary policies in newly industrializing countries.

We utilize our new testing procedures to examine and test nonlinear Taylor rules in Korea. In addition to the usual variables of the interest rate, inflation rate, and output gap, we follow the suggestion of Hsing and Lee (2004) in the linear case and include the nominal Korea/U.S. exchange rate in our nonlinear Taylor rules. Overall, we find little evidence to support the linear Taylor rule in Korea. In contrast, we find significant support for nonlinear Taylor rules with threshold effects. Four different threshold functions are examined. Most important among our results, we find that the Bank of Korea will increase the call rate of interest in response to an increase in inflation only when inflation rises above a threshold rate. In addition, we find that the Bank of Korea increases the call rate of interest to possibly counteract depreciation of the won only when the rate of depreciation is above a threshold rate.

References

Balke, N. S. and T. B. Fomby, "Threshold Cointegration," *International Economic Review* 38, 1997, pp.627~644.

Bunzel, H. and W. Enders, "A Statistical Investigation of the Taylor Rule," mimeo, 2007.

Clarida, R., Gali, J., and M. Gertler, "Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory," *Quarterly Journal of Economics* 115, 2000, pp.147~180.

Dolado, J. J., R. Maria-Dolores, and F.J. Ruge-Murcia, "Nonlinear monetary policy rules: some new evidence for the US," *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics* 8 (23), 2004, pp.1~32.

Engle, R. F. and C. W. J. Granger, "Cointegration and Error Correction Representation: Estimation and Testing," *Econometrica* 94, 1987, pp.1096~1109.

Enders, W., Lee, J., and M. C. Strazicich, "New Threshold Cointegration Tests and the Taylor Rule," Working paper, Department of Economics, Finance & Legal Studies, University of Alabama, 2007.

English, W. B., Nelson, W. R., and B. P. Sack, "Interpreting the Significance of the Lagged Interest Rate in Estimated Monetary Policy Rules," *Contributions to Macroeconomics* 3, *The Berkeley Electronic Press*, 2003, pp.1~16.

Hansen, Bruce E. and Byeongseon Seo, "Testing for Two-Regime Threshold Cointegration in Vector Error-Correction Models," *Journal of Econometrics* 110, 2001, pp.293~318.

Hodrick, Robert, and Edward C. Prescott, "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29, 1997, pp.1~26.

Hsing, Yu and Sang H. Lee, "Estimating the Bank of Korea's Monetary Policy Reaction Function: New Evidence and Implications," *The Journal of the Korean Economy* 5(1), 2004, pp.1~16.

Li, J., "Single Equation Tests for Threshold Cointegration with Prespecified Cointegrating Vector," Working Paper, University of Alabama, 2006.

Nobay, R. and D. Peel, "Optimal discretionary monetary policy in a model of asymmetric central bank preferences," *Economic Journal* 113, 2003, pp.657~665.

Österholm, P., "The Taylor Rule: A Spurious Regression?" *Bulletin of Economic Research* 57, 2005, pp.217~247.

Qin, T. and W. Enders, "In-Sample and Out-of-Sample Properties of Linear and Nonlinear Taylor Rules," *Journal of Macroeconomics*, 2007.

Ruge-Murcia, F.J., "Inflation Targeting under Asymmetric Preferences," *Journal of Money, Credit and Banking* 35, 2003, pp.763~785.

Seo, M., "Bootstrap Testing for the Null of No Cointegration in a Threshold Vector Error Correction Model," *Journal of Econometrics*, 134, 2006, pp.129~150.

Taylor, John B., "Discretion versus Policy Rules in Practice," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 39, 1993, pp.195~214.

Appendix. Proof of Theorem 1.

We wish to prove Theorem 1 and show that the asymptotic distribution of the IV ECM test for threshold cointegration is chi-square. Our proof is an extension of the proofs in Enders, Im, and Lee (2005) and Enders, Lee, and Strazicich (2007). The difference is that in the present paper the error correction term (ECM) is instrumented by stationary instrumental variables rather than lagged nonstationary variables in a nonlinear model setting. First, we consider a sample splitting regression

$$x_t = \theta_1 f_t + v_{1t}, \qquad n_t \geq \tau \tag{A.1}$$

$$x_t = \theta_2 f_t + v_{2t}, \qquad n_t < \tau.$$

We define an indicator function $d_t(\tau) = \{ n_t \geq \tau \}$, where $d_t(\tau) = 1$ if $n_t \geq \tau$ and $d_t(\tau) = 0$ otherwise. We define $f_{1t}^* = f_t\, d_t(\tau)$ and $f_{2t}^* = f_t\,(1-d_t(\tau))$. Then, we can rewrite (A.1) as

$$x_t = \theta_1 f_{1t}^* + \theta_2 f_{2t}^* + v_t. \tag{A.2}$$

We let $\theta = (\theta_1', \theta_2')'$ and $f_t^* = (f_{1t}^*, f_{2t}^*)$. For instance, for the regression of the conditional ECM, we have $x_t = \Delta r_t$, $f_{1t}^* = d_t(\gamma)$ (z_{t-1}, Δf_t, lags of Δf_t), and $f_{2t}^* = (1-d_t(\gamma))$($z_{t-1}$, Δf_t, lags of Δf_t), where z_{t-1} is the error correction term. Therefore, we have $\Delta f_t = (\Delta\pi_t, \Delta y_t, \Delta e_t)$ in our application to the Korean nonlinear Taylor rule. Further, we can include I(0) regressors s_t in f_{1t}^* and f_{2t}^* as stationary covariates.

We assume that ε_t, $t = 1,..,\infty$, is an *iid* process with mean zero, variance σ^2, and finite fourth moment. Define a partial sum process $S_{[rT]} = \Sigma_{j=1}^{rT}\varepsilon_j$ with $r\in[0,1]$ and $\xi_t = \varepsilon_{t-1} + .. + \varepsilon_{t-m}$, where m is a finite positive integer. Then, following Enders, Im, and Lee (2005) we show that

$$T^{-1}\Sigma_{t=1}^{T} S_{t-1}\varepsilon_t \rightarrow 0.5\sigma^2[W(1)^2 - 1] \tag{A.3}$$

$$T^{-1/2}\Sigma_{t=1}^{T} \xi_t\varepsilon_t \rightarrow \sqrt{m}\sigma^2 W(1) \tag{A.4}$$

$$T^{-1}\Sigma_{t=1}^{T} \xi_t^{\,2} \rightarrow m\sigma^2. \tag{A.5}$$

The proof is found in the above reference. Letting $F = \{ f_1^*, f_2^*, \ldots, f_T^*\}$ with $f_t^* = (f_{1t}^*, f_{2t}^*)$, we can easily expect that the moment matrix $F'F$ is a diagonal matrix, since $E(f_{1t}^* f_{2t}^*) = 0$. Also, we define

$$B_T = \sum_{t=1}^{T} w_t^*\, a_t - \sum_{t=1}^{T} w_t^*\, f_t^{(0)\prime}\Big[\sum_{t=1}^{T} f_t^{(0)\prime}\, f_t^{(0)}\Big]^{-1} \sum_{t=1}^{T} f_t^{(0)}\, a_t \tag{A.6}$$

$$C_T = \sum_{t=1}^{T} w_t^{*2} - \sum_{t=1}^{T} w_t f_t^{(0)\prime} [\sum_{t=1}^{T} f_t^{(0)} f_t^{(0)\prime}]^{-1} \sum_{t=1}^{T} f_t^{(0)} w_t^{*}. \quad \text{(A.7)}$$

Then, as shown in the above reference, it is straightforward to obtain the following results

$$\frac{1}{\sqrt{T}} B_T \rightarrow \sqrt{m}\, \sigma^2 W(1) \quad \text{(A.8)}$$

$$\frac{1}{T} C_T \rightarrow m\, \sigma^2. \quad \text{(A.9)}$$

Then, by collecting the results in (A.8) and (A.9), we can show that

$$t_{\gamma 1} = \frac{\hat{\gamma}_{1iv}}{s(\hat{\gamma}_{1iv})} = \frac{\frac{1}{\sqrt{T}} B_T}{\hat{\sigma} \sqrt{\frac{1}{T} C_T}} = W(1) \sim N(0,1).$$

$t_{\gamma 2}$ can be obtained in a similar manner. The distribution of the Wald statistic on the joint hypothesis is given as the sum of the square of the above *t*-statistics. Then, the distribution of the Wald statistic is chi-square, since the sum of standard normal random variables has the chi-square distribution with degree of freedom equal to the number of restrictions. This completes the proof.

韓國開發硏究
제29권 제2호(통권 제100호)

Estimating the Benefits of the Korean Public Housing Program for Low-Income Families Under Non-Homothetic Preference

Joonhyuk Song
(Associate Research Fellow, Korea Development Institute)

비동조적 선호체계를 이용한 우리나라 공공임대주택의 편익 추정

송 준 혁
(한국개발연구원 부연구위원)

* (e-mail) jhsong@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute 207-41, Chongyangri-Dong, Dongdaemun-Gu P.O.Box 113, Chongyang Seoul, Korea

• Key Word: Non-homothetic Preference(비동도적 선호체계), Public Housing(공공임대주택), Benefit-Cost Ratio(비용편익비율)
• JEL code: D01, D31, D61, D63
• Received: 2007. 8. 14 • Referee Process Started: 2007. 8. 28
• Referee Reports Completed: 2007. 11. 14

ABSTRACT

It is widely accepted that public rental housing programs affect both the allocation of resources and the distribution of welfare. This paper explains institutional arrangements of public housing program in Korea and assesses the benefits of the program. In contrast to the previous studies which employed homothetic preferences, the benefits of the public housing were estimated based on non-homothetic preferences to allow for different income effects across households.

Empirical results suggest that average benefit-cost ratio of public housing program is 0.91, and hence, the deadweight loss seems to be well-contained in Korean public housing program compared to other countries. However, the distribution of the benefits reveals that the transmission of the benefits should be improved to achieve the desired goals of residential welfare for low income families.

일반적으로 공공임대주택은 자원의 배분 뿐만 아니라 복지의 분배에도 영향을 미친다. 본 연구에서는 우리나라의 공공임대주택에 대한 제도적 변화와 공공임대주택의 편익에 대해 설명해 보고자 한다. 기존의 많은 연구들은 동조적 선호체계를 고려하여 공공임대주택의 편익을 분석함으로써 공공임대주택에 따른 소득효과에 대해 명시적으로 고려하지 않았다. 이에 반해 본 연구는 비동조적 선호체계를 고려함으로써 공공임대주택에 따른 소득효과를 명시적으로 고려하였다. 이러한 선호체계를 바탕으로 시행한 분석 결과, 공공임대주택의 편익-비용 비율은 0.91을 기록하였으며, 이는 우리나라의 공공임대주택에 따른 사중손실(deadweight loss) 규모가 크지 않음을 반영한다고 볼 수 있다. 그러나 편익의 분포를 살펴보면 편익과 소득수준 간의 상관관계가 그리 높지 않아 공공임대주택의 궁극적인 목표계층인 저소득층에 대한 실질적인 혜택이 그리 크지 않은 것으로 나타났다.

Ⅰ. Introduction

Many in-kind government programs associate a price subsidy with a quantity restriction on the consumption of subsidized goods. These programs have strict rules on eligibility and quantities of subsidized goods, and are offered at the below the market price. Public housing programs have been regarded as an effective in-kind subsidy by providing an adequate living environment to those who cannot afford such housing services in open markets. Hence, most developed nations have established their own public housing programs based on their social and political backgrounds to enhance social bond and vertical equity.

Like most developed countries, the Korean government intervenes in the housing markets. Earlier, subsidizing the consumption of housing services was rooted in the idea that housing was a merit good having external effects on the health and ability to work of household members. However, as the Korean economy grows and social demands for sharing economic profits increase, these arguments seemed to be lost grounds to distributional considerations. Most of the government interventions are focused on stimulating the supply of housing in the form of subsidies on the construction of housing for low-income families.

The essential feature of Korean public housing is to present participants with an all-or-nothing option, i.e. to participate in the housing program, a candidate family must live in a housing unit specified by the government at a sub-market rent. Specifically, this type of subsidy is different from the pure price subsidy program where participant are permitted to choose their housing, but pay less than the market price. As public housing policy is not implemented through the market mechanism, many researchers are interested in the efficiency and the magnitude of deadweight loss of the program.

DeSalvo (1971) provided theoretical tools to evaluate the benefits of tenants employing Hicksian equivalent variations. Since then, many researchers have attempted to measure the benefits empirically. Murray (1975) evaluated the consumer surplus of public housing programs of 7 cities in the U.S. and investigated the distribution of these surpluses using two different specifications of utility function: Cobb-Douglas and generalized CES utility[1]. He found that the public housing program increased the real income of subsidized tenants by around 35%, and the size of benefits increased with family size and age of head. Olsen and Barton (1983) applied Stone-Geary utility function to compute the benefits in New York City, and found that the benefits were inversely related to income.

Among studies using the Korean data, Yoon (1997) investigated the efficiencies of the public housing programs and concluded that public housing was very poorly focused on redistribution policy. Jung (1999) studied public housing data in Seoul metropolitan city, and claimed that the distribution of benefits was positively related to tenants' income. He attributed his findings to a weak link between paid

[1] In his paper, he claimed that the Cobb-Douglas utility function is not an adequate utility function to gauge the benefits of public housing tenants.

rent and income. Kim et. al. (2004) have estimated the benefits with constraints on the unit size of public housing in Korea, and reported that the benefits decreased by 14~65% depending on housing types compared to the cases in which there were no unit size constraints. Aside from the data set they have used in their respective study, they all employed the same functional form of utility, which is Stone-Geary preference.

In this paper, I present and estimate the benefits of the Korean public housing programs employing non-homothetic preferences. Under homothetic preference, the income effects across households are treated to be the same, and, hence, only substitution effects are the major vehicle in explaining the behavior of households. This is hardly true in reality. Unlike homothetic preferences, non-homothetic preferences do not allow closed-form solutions in general. Therefore, the problem should be solved numerically using an iteration method. A computation algorithm to tackle the problem and estimate the benefit of public housing is also presented in this paper. The average benefit-cost ratio of Korean public housing is estimated to be 0.91. According to the result, the deadweight loss from the public housing seems pretty well-contained compared to other countries. I also investigate how benefits from housing programs are distributed among participants, and find the variation of the benefits is not correlated highly with household characteristics. Based on these findings, I can argue that the public housing program does not seem to be functioned as a target-oriented redistribution device. The administration needs to exert more effort to monitor and review the qualifications of the tenants at regular basis so that the public housing policy can achieve its desired goal.

The rest of the paper is organized as follows. Section 2 briefly introduces the public housing programs in Korea. The model used in estimating benefits of public tenants is presented in Section 3. Section 4 describes the data and delineates empirical models, and estimation results are reported in Section 5. Section 6 concludes.

Ⅱ. Public Housing Programs in Korea

The Korean residential assistance programs consist of two tiers[2]. The first tier is indirect subsidy programs, or demand side subsidy programs, composed of Chonsei[3] Loan Program and Housing Allowance Program. The second tier is direct subsidy programs, or supply side subsidy programs, through which the central or local government provide public rental housing for low income families at below the market rents. The eligibility for the residential assistance program and the amount of the subsidy are determined by household income, family composition, etc.

The Chonsei Loan Program, launched in 1990, is to lend some fraction of Chonsei deposit at below the market interest rate. This program is administered by National Housing Fund (NHF). The beneficiaries of this program are obtaining implicit rent

[2] Part of the following discussion is excerpted from Jung (2004).

[3] Chonsei is a unique rental system in Korea in which a tenant pays an upfront deposit upon contract, with no additional periodic payment. The tenant receives the nominal value of the deposit from the landlord upon expiration of the contract, which last typically two years.

subsidies which amount to the difference between market interest rates and paid interests. To qualify for this program, the applicant's Chonsei contract should meet criteria on size of dwelling and amount of Chonsei deposit[4]. When one becomes a successful applicant, he can borrow up to 70% of Chonsei deposit at the interest rate of 2%.

Housing Benefits Program has been operated as a part of national basic living allowance system established in 1999. The national basic living allowance system was introduced to provide basic livelihood conditions for all families in Korea. Housing benefits come from two channels: direct and indirect housing allowance. Direct housing allowance is paid out on the basis of income, family size, and the living allowance includes indirect housing allowance. The total housing benefits are 17.7% of minimum living costs which are relatively low considering the housing costs of low income families are 20~30% of their minimum living cost. The activity of this program is presented in Table 1.

The public rental housing program was commenced in 1988 when the government initiated "two million units of housing construction project." Public housings are referred to those units which are being financed in part by public funds from central or local government or the National Housing Fund (NHF), even though some of them are owned by private investors. These housing units are provided to low-income families at submarket rents.

There are a variety of public housing programs depending on the share of construction costs, size of housing, rental period, and qualification for prospective tenants. The Permanent Rental started in 1989 and terminated in 1993. This housing provided space up to 40 square meters, and current outstanding stock of this housing is 190,077 units. The 5-year Rental and 50-year Rental began in 1992, providing public rental housings for households with income higher than the extremely poor. The housing space is up to 60 square meters. The National Rental Program was introduced in 1998. At the beginning, two types of rental period, 10 years and 20 years, were provided, but consolidated into a single plan of 30 years in 2002. Other types of public housing programs include Workers' Rental and Private-supplied Rental.

As of 2004, the public housing stock reached 1,150,054 units, which are 8.9% of total national housing stock (12,989,000 units). This ratio is smaller than U.K. (22%) and Germany (17%), but bigger than Japan (7%) and U.S. (1%)[5]. The composition of public rental housing stock is presented in Table 2. Specifically speaking, the 5-year Rental has the largest share in public housing, and the stock of workers' rental is lowest.

This government regards the National Public Housing as the most important housing program for low-income families and plans to supply one million units for the period between 2003 and 2012. Part of construction costs will be subsidized by the national government budget. Aside from this, 500 thousand units of the public housing with 10-year rental period have been under construction initiated by private sectors. These private constructors are given preferential treatments on purchase of

[4] The size of rental housing should be smaller than 60 square meters in principle. The rental contract deposit varies depending on cities. For example, the deposit cannot exceed 50,000 dollars in Seoul metropolitan city.

[5] These ratios are taken during 1999~2000.

<Table 1> Minimum Living and Housing Costs

# of members	1	2	3	4	5	6
Minimum living costs (A)	418.3	700.8	939.8	1,170.4	1,353.2	1,542.4
Other transfer (B)	60.4	101.2	135.7	168.0	195.4	222.7
Cash grant (C= A-B)	357.9	599.6	804.1	1,001.4	1,157.8	1,219.7
Direct housing allowance (D)	33.0		420.0		55.0	
Living allowance (E)	324.9	566.6	762.1	959.4	1,102.8	1,264.6
Indirect housing allowance (F)	40.9	90.8	124.1	164.8	184.1	217.5
Total housing benefit (D+F)	73.9	123.8	166.1	206.8	239.1	272.5

Notes: 1) Household with more than 6 members will receive 189 dollars per each additional member as a minimum living cost.
2) The exchange rate is 1,000 Korean won per U.S. dollar.
Source: Ministry of Health and Welfare, A Guide to National Basic Living Program, 2006.

<Table 2> Public Housing Stock by Type

Types	Permanent	50-year	5-year	National	Workers	Private--supplied	Total
Units	190,077	92,850	655,908	47,203	38,566	125,450	1,150,054
Share (%)	(16.5)	(8.1)	(57.0)	(4.1)	(3.4)	(10.9)	(100)

Source: Ministry of Construction and Transportation, *Handbook of Housing*, 2005.

land, financing and taxes. According to this plan public rental housing stock will reach 10% of total housing stock by year 2012.

Ⅲ. Model

There are typically two measures used in evaluating public housing programs: Marshallian and Hicksian measure. While the Marshallian measure is defined on demand curve, the Hicksian measure is associated with indifference curve. The Marshallian measure has been criticized due to its assumption of a constant marginal

utility of income (see DeSalvo [1971], Hammond [1987]). This paper adopts Hicksian equivalent variation, or price equivalent variation, to measure tenants' benefits. The basic idea of Hicksian measure is to find the equivalent income level leaving the consumer as well off as under in-kind subsidy. The standard procedures to estimate the benefits consist of 4 steps. The first step is to specify a direct utility function. The second and third step is to derive the demand function for each good and find its expenditure function from indirect utility function. The last step is to evaluate the equivalent variation of tenant's benefits.

Specifically, let $e(p_H, p_x, u_0)$ be an expenditure function when a consumer does not participate in public housing program, where p_H is the market price of housing service and p_x is the price of non-housing goods and u_0 is the initial level of utility without subsidy. Now, he joins the program, and attains a higher utility, u_s, due to increased housing services and consumption of other commodities. In general, however, the combination of this consumption under in-kind subsidy is not generated from optimality conditions, which require the marginal rates of substitution (MRS) equals to the ratio of prices.

When the MRS is different from the price ratio, there is a distortion in the consumption allocations, implying some resources are wasted. Then, one may ask how much income should be given to leave this consumer the same level of utility enjoyed under public housing program, i.e. u_s, without affecting market prices. The income compensation needed in this case will not be greater than the money spent to provide the in-kind subsidy as deadweight loss will disappear in the former case. The equivalent cash grant to obtain u_s is denoted by $e(p_H, p_x, u_s)$. Hence, our Hicksian income compensating measure, i.e. net benefit, can be expressed as:

$$B^H = e(p_H, p_x, u_s) - y_0 \tag{1}$$

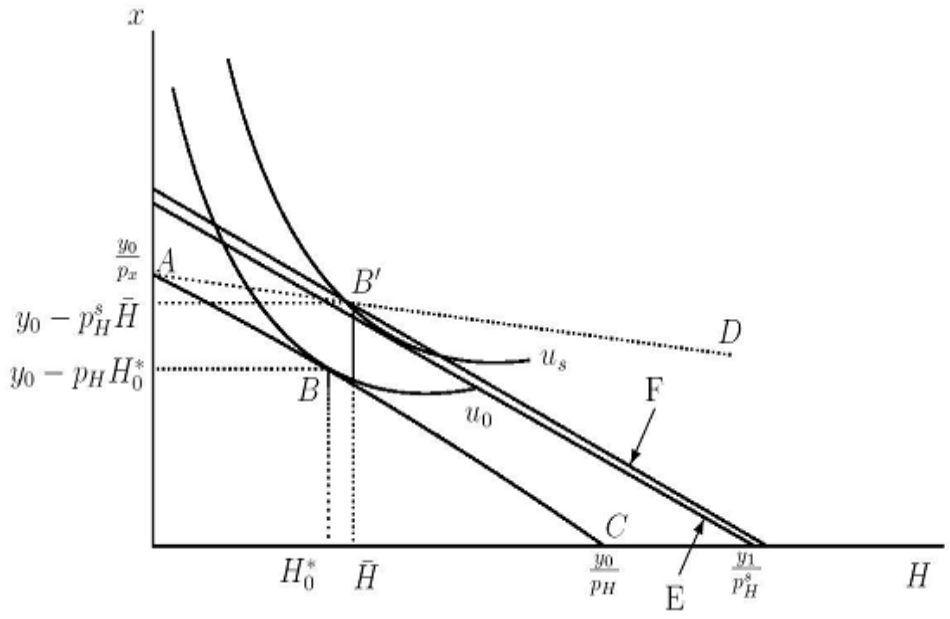
where y_0 is the individual's income. When utility function is homothetic, there exists an analytical form of the expenditure function and I can estimate the Hicksian compensation directly from eq. (1). Therefore, one can simply take some arbitrary forms of homothetic preference to make the computation of Hicksian measure simple. But, there is always a tradeoff in the choice of preferences. Homotheticity of preferences restricts the scope of income effect: constant income elasticity[6]. As there is no *a priori* reason to believe that income elasticities across households are the same, this restriction is too severe and inappropriate for empirical study. Recently, many works employ Stone-Geary utility to bypass the constant income elasticity problem. Easy in concept and empirical implementation, one needs to assume the minimum levels of consumption on housing services and other commodity *a priori*. This lowers the empirical robustness and the outcomes vary according to the specific assumptions one takes on the subsistence levels.

In this paper, I try to sidestep from this penchant. I consider a two commodity economy composed of housing services (H) and non-housing composite goods (x)[7]. The utility function of each household is defined as a variation of constant-

[6] Murray(1975) discussed these problems.

[7] Hicksian separability is assumed to make the relative prices of goods within the composite

[Figure 1] The Benefit of Public Rental Housing



elasticity-of-substitution (CES) of the form:

$$u(x,H) = (\omega H^{\rho} + (1-\omega)x^{\rho/\varepsilon})^{1/\rho} \tag{2}$$

which displays *non-homotheticity*. The budget constraints faced by a household is defined as:

$$p_H H + p_x x = y_0$$

Unlike the standard CES function, which displays unitary income elasticity, the intrinsic non-homotheticity allows us to escape the unitary income elasticity restrictions[8]. If $\varepsilon = 1$, then the utility function will be reduced to the standard CES function. I will test whether unitary income elasticity is maintained in the empirical section. Unless $\varepsilon = 1$, there are, in general, no closed form solutions to find B^H. Hence, I use an iterative method to approximate B^H to any desired level of

commodity to be constant. Hence, the utility function described in this paper is called Hicksian utility function.

[8] The income elasticity under this setup is:

$$\frac{y_0}{p_H H + \frac{\varepsilon(\rho-1)}{\rho-\varepsilon} p_x x}$$

Hence, if $\varepsilon = 1$, this equation reduces to unitary income elasticity.

convergence[9].

Figure 1 illustrates measurement of the Hicksian equivalence. $\overline{ABC}$ indicates the initial budget constraint before participating in a public housing program. The indifference curve tangents at the point B, denoted by u_0. When he joins the program, he is given a certain level of housing consumption, denoted by $\bar{H}$, at a subsidized price, p_H^s, and spends the remaining income on non-housing goods, denoted by $y_0 - p_H^s \bar{H}$. This is indicated by the point B' on the indifferent curve u_s. Of course, he enjoys a higher utility under the program compared to the situation where no public housing is provided. If not, he would not participate in the program at the first place. If he were to obtain the same level of utility as u_s, but required to pay market rental for housing level, he wound need an income y_1 represented by line E. This line is drawn parallel to the initial budget constraint to reflect that the prices of x and H are intact, while the level of income is shifted upwards. However, at B', the government needs to subsidize income represented by line F to make his level of felicity at u_s. The subsidy made by the government is $(p_H - p_H^s)\bar{H}$. The difference between F and E is called deadweight loss due to the nature of in-kind subsidy. The Hicksian equivalent variation is then decided by the difference between y_1 and y_0.

The consumer's problem is to solve eq. (2). The optimality condition of this problem yields:

$$H = \left(\frac{(1-\omega)p_H}{\omega\varepsilon p_x}\right)^{\frac{1}{\rho-1}} x^{\frac{\rho-\varepsilon}{(\rho-1)\varepsilon}}$$
$$= \left(\frac{(1-\omega)p_H}{\omega\varepsilon p_x}\right)^{\frac{1}{\rho-1}} \left(\frac{y - p_H H}{p_x}\right)^{\frac{\rho-\varepsilon}{(\rho-1)\varepsilon}} \quad (3)$$

As discussed earlier, the housing choice is an implicit function of prices and non-housing consumption. The procedures of calculating Hicksian equivalent variations are iterative and the computation steps are as follows:

- Find the market prices of housing services (P_H) in the private rental sector. I measure the price by unit price per square meters from hedonic regression for the private rental market.
- Compute u_s.
- Apply P_H and eq. (3) and derive (H, x) to attain u_s for each household.
- Find $y_1 = P_H H + P_x x$, and $B^H = y_1 - y_0$.

[9] I use e^{-5} for convergence tolerance in out program. The results do not change perceptibly even if the tolerance level is tightened further.

Ⅳ. Data and Empirical Specification

1. Data

I use two survey data complied by Korea National Housing Corporation (KNHC) and the Korea Research Institute for Human Settlements (KRIHS) in 2004. The first survey is called National Public Housing Tenants Survey (Tenants Survey), and was carried out on a sample of families residing in 35 public housing complexes in 10 cities (or 8 provinces). The sample size of this survey is around 1,000. The second survey data is called National Housing Assessment Survey (Housing Survey), and is consist of a national sample of tenants in both public and private housing and homeowners save Cheju province. The sample size of this data is about 3,000. In this data set, I only include households residing in private apartment as most public rental housing is provided in the form of apartment. This restricts our data points, but I can find more reliable estimates by controlling the type of dwellings.

There are three types of rental contracts: Chonsei deposit, Chonsei deposit plus monthly rent, and monthly rent. For the first and second case, I need derive the equivalent monthly rent. To do this, I use the average stock market return during the last 10 years, which is 10.9%, as a relevant return for the deposit to convert Chonsei deposit into a rent-equivalent[10].

In Table 3, I compare selected statistics for both types of rental housing in Housing Survey: private and public. The mean-difference test indicates that there is a significant difference in housing space and rent between private rental and public rental housing. Housing space of public apartment is 6 square meters smaller than that of private apartment. Given a relatively small difference in housing space, there is a large difference in rent: 862,200 won versus 465,200 won. This speaks for itself how significant rental assistant program is. Apart from these two variables, other household characteristics, such as age, income, and number of family size are pretty similar between two groups. This fact hints that the actual beneficiaries of the program are dissociated with the target group of the program[11].

Table 4 reports descriptive statistics of Tenants Survey. Rents of public housing seem a little smaller than the counterparts in Housing survey. This is because their housing space is smaller than those living in public housing in Housing Survey. One pronounced fact is the income levels of public tenants in two survey data. Households residing in public rental in Housing Survey seem to earn 66% higher than those in Tenants Survey. One can deduce that the tenants in National Housing are poorer than those in other types of public housing, and National Housing is targeted more to low-income families than other housing programs based on these statistics.

---

[10] The benefit measure swings a lot depending on the choice of returns for housing deposit. Hence, readers are advised to focus more on the benefit-cost ratio rather than the absolute level of benefits.

[11] Yoon and Kim (1997) showed that 10~50% of public housing tenants were middle income households and unqualified for the programs.

<Table 3> Descriptive statistics of Housing Survey

	Private rental 894		Public rental 57		Mean diff. $\mu_1 = \mu_2$
	Mean	Std.Dev	Mean	Std.Dev	t-student
Housing space (m^2)	84.0	21.8	78.1	17.5	6.79 **
Rent [1)]	862.2	439.4	465.2	165.7	6.78 **
# HH member	3.67	1.52	3.63	0.95	0.22
Age of head	40.29	8.96	39.16	9.59	0.93
Sex of head (male= 1)	0.70	0.46	0.65	0.48	0.83
Income (monthly)	2,427.2	892.9	2,273.9	1,003.7	1.24

Notes: 1) Rents for Chonsei tenants are constructed using the average stock market return.
2) *, ** indicate significance at 5% and 1% level respectively.

<Table 4> Descriptive statistics of Tenants Survey

	Mean	Std.Dev	# obs.
Housing space (m^2)	64.5	9.0	790
Rent [1)]	334.9	80.5	790
# HH member	3.66	0.99	787
Age of head	44.1	11.2	744
Sex of head (male= 1)	0.69	0.46	790
Income (monthly)	1,366.3	533.1	790

Note: 1) Rents for Chonsei tenants are constructed using the average stock market return.

2. Empirical Specification

Before passing on to a discussion of our empirical results, the empirical specifications of the model need to be discussed. In order to compute the benefits of public housing tenants, I need to find structural parameters. As the housing and non-housing consumption basket after moving into public housing does not necessarily reflect the outcome of optimizing behavior, the use of data on public housing tenants prior to their participation in the programs should be employed to estimate the parameters. Tenants Survey has collected information on previous

housing before moving into public housing such as housing space, number of rooms, maintenance cost etc.

Take log on both sides of eq. (3) and rearrange terms:

$$\log H = \beta_0 + \beta_1 \log(\frac{p_H}{p_x}) + \beta_2 \log x + u \quad (4)$$

where u is measurement error, $\beta_0 = -\frac{1}{\rho-1}\log(\frac{\omega\varepsilon}{1-\omega}), \beta_1 = \frac{1}{\rho-1}$, and $\beta_2 = \frac{\rho-\varepsilon}{\varepsilon(\rho-1)}$. The identification is pretty straightforward. I can identify ρ from β_1. ρ and β_2 allow us to identify ε, and ω can be determined from β_0, ρ, and ε. To recover these deep parameters, I use classical minimum distance method. Eq. (4) is estimated using instrumental variables as the regressor, $\log x$, is endogenous. The instruments are $y, p_H, \frac{p_H}{p_x}$, heating system and a constant term[12]. If p_H and p_x are measure with errors, our estimates would be inconsistent. This will not affect our results significantly unless there are substantial inter-regional price differences.

One thing needs to be mentioned before discussing estimation results. In the model, current income is used instead of permanent income. Although permanent income is the right measure for income scale, the data set used in the empirical study is a single-year cross-section which makes it hard to find permanent income measures.

Ⅴ. Empirical Results

1. Benefit Estimates

Table 5 presents the estimation results of hedonic regression. The common practice is to regress market rent against a vector of housing characteristics, and the coefficients of the regressors may be viewed as market prices of housing traits. The covariates are housing space, number of dwellings in each housing project and its square, building age (VINT) and its square. The 8 regions are treated with 7 regional dummies, neglecting Seoul metropolitan area. As expected, housing space has a positive correlation with rents. As the number of dwelling increases, rents become higher but at a decreasing rate. Large dwelling complex tends to have a better public transportation, gardening within the complex, and large stores. These tend to raise the rents. But, as the dwelling units grow over some threshold level, it causes congestion, such as limited parking space, external noise, hence, affects negatively on rents. Building age has a positive sign, though insignificant. However, its square is significant at the conventional level. The signs of coefficients on regional dummies are negative. As the intercept represents the rent of households residing in Seoul, the negative coefficients imply the other cities pay less rents than Seoul, which is well

[12] Heating system does not affect directly to housing consumption expressed in square meters while it is related with non-housing consumption directly as heating expenditure is part of non-housing consumption. Housing consumption is influenced by heating system indirectly through income effects due to the changes in non-housing consumption

<Table 5> Estimation Results of Hedonic Equation

	Coefficients	t-value
Constant	3.4967	56.22
Housing space	0.0409	21.75
# dwellings	0.0002	8.88
# dwellings$^2/10^4$	-0.0006	-3.54
VINT	0.0007	0.41
VINT$^2/10^4$	-0.0374	-2.54
Incheon (dum= 2)	-0.6941	-19.10
Kyunggi (dum= 3)	-0.3717	-13.56
Busan (dum= 4)	-0.3236	-9.83
Deagu (dum= 5)	-0.5261	-13.73
Deajeon (dum= 6)	-0.7094	-15.49
Jeonju (dum= 7)	-0.9778	-16.20
Cheongju (dum= 8)	-0.9261	-24.98
Adj-R ^{2}	0.7028	

Note: VINT indicates the lapse of years since construction.

expected.

To estimate parameters, pre-program data on housing space, income and rents are used to infer the actual market behaviors of public renters. Recall that I cannot use post-program data as they do not reflect optimization behavior along with indifference curve. The data collects family income of 2005, not before the program. Besides, I do not have data on when they moved into their current public housing unit. Hence, I assume that all tenants moved in a year before the survey and discount income of 2005 with the annual growth rate of income during the years of 2004 and 2005. The structural parameters from the reduced-form regression are recovered by the classical minimum distance method. Housing demand for public housing tenants represented by housing space is estimated and reported in Table 6.

Table 7 presents the benefit measures of public housing. Estimated rent implies the implied rent of public housing if it were traded in a competitive housing market. Paid-rent is the actual payment made by renters, and implicit subsidy is the difference between estimated rent and paid rent. Overall the benefit-cost ratio ($\frac{\text{E.V}}{\text{Implied Subsidy}}$) is 0.91, which seems pretty high. The highest benefit-cost ratio is 0.96 in Daegu, and the lowest is 0.66 in Cheongju. Based on these results, the deadweight loss seems to be pretty well contained in Korean public housing program.

Table 8 illustrates the previous estimates for benefit ratios employing Stone-Geary preferences as a workhorse of the analysis. The benefit ratios vary depending

<Table 6> Regression Results of Housing Demand Equation

	Coefficients	t-value
Constant	2.425	17.60
β_1	-0.382	-12.40
β_2	0.138	4.58
Adj-R^2	0.223	
ω	0.986	448.96
ρ	-1.617	-7.75
ε	-2.535	-4.47

Note: Other regressors include household size, location dummies.

<Table 7> Benefit Measures of Public Housing

	Estimated Rent	Paid Rent	Implicit Subsidy	E.V.	$\frac{\text{E.V.}}{\text{Implicit Subsidy}}$
All	546.9 (133.8)	334.9 (80.5)	212.0 (119.0)	194.5 (108.9)	0.91
Seoul	656.5 (50.0)	380.6 (48.7)	275.9 (23.8)	259.5 (26.8)	0.94
Incheon	474.0 (21.5)	408.0 (40.6)	65.9 (34.3)	56.7 (33.0)	0.86
Kyunggi	611.0 (72.5)	333.2 (73.0)	277.8 (92.3)	254.1 (82.1)	0.91
Busan	742.8 (45.9)	409.3 (82.4)	333.6 (75.6)	274.1 (80.3)	0.82
Daegu	534.6 (43.8)	256.7 (45.5)	277.9 (37.9)	268.3 (36.3)	0.96
Daejeon	481.5 (37.2)	361.4 (68.4)	120.1 (52.9)	112.5 (55.3)	0.93
Jeonju	335.6 (0.0)[1)]	255.1 (31.3)	80.5 (31.3)	77.2 (31.7)	0.96
Cheongju	324.5 (32.2)	273.1 (39.7)	51.4 (18.2)	34.2 (26.4)	0.66

Note: 1) Only 1 type of public housing provided.

<Table 8> Benefit Distribution on Household Characteristics

	Coefficients	t-values	Coefficients	t-values
Constant	187.64	7.38	305.38	17.22
income	-0.39	-4.32	-0.10	-1.78
hsize	0.33	0.08	-1.95	-0.84
age	1.33	3.39	0.51	2.15
Age^2	-0.01	-0.53	0.00	0.31
Region dummy	No		Yes	
Adj-R^2	0.25		0.69	

on the minimal levels of housing and non-housing consumption used in the estimation processes. The benefit ratio reported in this paper does not seem to be widely different from the previous works. This doesn't mean that the approach taken in this paper has very limited impact on the estimating housing benefits. Rather, this implies that the needs for public housing have been an urging issue for low income families such that the changes in the shape of preference do not change the benefits of public housing tremendously. But, still the differences in benefit ratios are not negligible, and income effect should be given fair amount of attention in evaluating public housing programs as they have nontrivial impact on the income level of the poor families.

2. Distribution of the Benefits

Policy makers are interested in how benefits from a program are distributed among participants as well as the average magnitude of benefits. Table 9 shows the results of regressing benefits against income, size of household, age of head and its square. Columns 2-3 report results without regional dummies and Columns 4-5 present results with regional dummies. Among the included regressors, benefits are negatively correlated with income, yet insignificant, and positively correlated with age. This might be that old people are more likely to become public housing tenants as the eligibility for the program is more favorable to the aged. The economic significance of coefficients is limited except constants and regional dummies. Households with head age of 50 are receiving 5,100 won more benefits than those with head age of 40. This is pretty small magnitude. Housing policies need to deliberately consider age and income profile of tenants to enhance the effectiveness of the policy.

Ⅵ. Conclusion

Public rental housing has been regarded as the most important housing program for low-income families in Korea for the last 18 years and will be operated as a major vehicle for the distribution of welfare in the near future as well. This paper has attempted to estimate the benefits of Korean public housing programs using a non-homothetic preference. Empirical results show the average benefit-cost ratio is 0.91. According to this, the public housing program has been managed relatively well, compared to other countries in the average sense.[13] This might reflect the chronic high demand for affordable housing for low income families in Korea. However, the distribution of benefits among participants seems quite problematic. The estimated results show that benefits vary most by regions and tenants' characteristics have not been given much attention to the distribution of benefits. This problem seems to arise due to the lack of supervision and a poor review process to verify the eligibility of the prospective tenants. Policy makers should recall that the target group of public housing is those who cannot afford to buy a minimal housing service on their own. So, continuous supervision on the eligibility of tenants for public housing should be implemented so that the benefits of public housing can be transmitted well into the target population.

For the past years, most of residential assistance programs have been carried out through supplying houses initiated by public sectors in Korea. Considering the insufficient stock of public rental housing, housing policy for low income families should be geared at the provision of housing units for the time being. Even though the deadweight loss of public housing programs is small relative to other advanced countries, still the loss of 10% cannot be simply dismissed. As the Korean government supplies more public houses, the deadweight loss will become bigger due to the diminishing marginal returns. This will urge policy makers to switch their stance from the current public-provided housing programs. To find answers for the new tools on residential welfare, Korea needs to pay attention to the experiences of advanced countries many of which, including the U.S. and Britain, have converted or in the way of converting their public housing programs towards demand-oriented policies from supply-oriented policies. A large volume of research discusses the benefits of demand-oriented policies over supply-centered ones, and Korea needs to consider changing its policy stance to enhance the effectiveness of public housing programs.

[13] Olsen and Barton (1983) and Hammond (1987) estimate the ratio to be 75.5 and 60.5 in the U.S., respectively. Borger (1985) estimates that of Belgium to be 83.0.

References

Blomquist, G. and L. Worley, "Hedonic Prices, Demands for Urban Housing Amenities, and Benefit Estimates," *Journal of Urban Economics*, 9, 1981, pp.212~221.

Borger, B. D., "Estimating the Welfare Implications of In-kind Government Programs: A General Numerical Approach," *Journal Public Economics*, 38, 1989, pp.215~226.

DeSalvo, J. S., "A Methodology for Evaluating Housing Programs," *Journal of Regional Science*, 11(2), 1971, pp.173~185.

Gibb, K., "Trends and Change in Social Housing Finance and Provision within the European Union," *Housing Studies*, 17(2), 2002, pp.325~336.

Hammond, C. H., *The Benefits of Subsidized Housing Programs: An Inter-temporal Approach*, Cambridge University Press, 1987.

Hausman, J. A. and D. A. Wise, "Discontinuous Budget Constraints and Estimation: The Demand for Housing," *Review of Economic Studies*, 47(1), 1980, pp.75~96.

Heim, B. T. and B. D. Meyer, "Structural Labor Supply Models when Budget Constraints are Nonlinear," *Working Paper*, Northwestern University, 2003.

Jung E., "Distributional Effect of Public Housing Programs in Korea," *Fiscal Studies,* 13(2), 1999, pp.353~374.

Jung E., "Low Income Housing Policies in Korea: Evaluations and Suggestions," *KDI Research Paper*, 2004, pp.345~373.

Jung E., "Measures to Facilitate the Supply of Public Housing," *KDI Research Paper,* 2005, pp.197~229.

Koning, R. H. and G. Ridder, "Rent Assistance and Housing Demand," *Journal of Public Economics,* 66, 1997, pp.1~31.

Kim, I. J., Kim, G. Y. and J. H. Yoon, "Estimation of the Tenants' Benefits Residing in Public Rental Housing with Unit Size Constraint in Korea," *Urban Studies,* 41(8), 2004, pp.1521~1536.

Mayo, S. K., "Theory and Estimation in the Economics of Housing Demand," *Journal of Urban Economics,* 10, 1981, pp.95~116.

Murray, M. P., "The Distribution of Tenant Benefits in Public Housing," *Econometrica*, 43(4), 1975, pp.771~788.

Olsen, E. O., "An Econometric Analysis of Rent Control," Journal of Political Economy, 80(6), 1972, pp.1081~1100.

Olsen, E. O. and D. M. Barton, "The Benefits and Costs of Public Housing in New York City," *Journal of Public Economics,* 20, 1983, pp.229~332.

Oh, D. H., "A Study on Estimating Benefits of Public Housing Tenants in Korea," *Korea Policy Review,* 9(3), 2000, pp.237~257.

Stewart, J., "A Review of UK Housing Policy: Ideology and Public Health," *Public Health,* 119, 2000, pp.525~534.

The Ministry of Construction and Transportation, *Handbook of Housing,* 2005.

The Ministry of Health and Welfare, *A Guide to National Basic Living Program,* 2006.

Yoon, J. H. and H. S. Kim, "Estimating Income Equivalent Benefits of Tenants in Public Housing," *Housing Finance*, 210, 1997, pp.1~22.

韓國開發研究
제29권 제2호(통권 제100호)

Dynamic Welfare Effects of Tax Reform: Case of Korea

Sunghyun H. Kim
(Assistant Professor of Economics, Tufts University)

세제개편이 한국경제에 미치는 효과에 대한 동적분석

김 성 현
(Tufts 대학 경제학 교수)

* (e-mail) sunghyun.kim@tufts.edu, (address) Department of Economics Tufts University Medford, MA 02155

• Key Word: tax reform(조세제도개편), revenue neutral(세수보존), Korea(한국), welfare(효용)
• JEL code: E6
• Received: 2007. 9. 1 • Referee Process Started: 2007. 9. 4
• Referee Reports Completed: 2007. 11. 29

ABSTRACT

This paper analyzes welfare effects of revenue neutral tax reform using a small open economy dynamic general equilibrium model. We apply this model to the Korean data and examine welfare effects of various tax reforms; removal of capital income tax and/or labor income tax financed by consumption tax. We investigate both long run equilibrium and transitional dynamics. The results suggest that there are sizable welfare gains (1-3% of lifetime consumption) when factor income taxes are replaced by consumption tax. Overall gains are generated by long run gains despite short run welfare losses. However, there is welfare loss when capital income tax is replaced by labor income tax.

본 논문은 조세제도의 개편이 (기존의 세수를 유지하는) 경제 및 효용에 미치는 영향에 대해 소국경제를 위한 동적 일반균형 모델을 한국경제에 적용하여 분석한다. 여러 가지의 조세제도 개편의 효과를 분석하는데, 특히 기업의 법인세나 가계의 근로소득세를 소비세(부가가치세)로 대체하는 경우 단기 및 장기적으로 어떠한 효과가 있는가를 살펴본다. 모델의 결과에 따르면 이같은 세제개편은 대체로 경제 전체의 효용을 1~3% 정도 증가시킨다. 단기적으로는 경제가 나빠지지만 장기적인 이익이 단기적인 효용감소를 능가한다. 하지만, 기업의 법인세를 낮추고 이를 가계의 근로소득세로 대체할 경우, 경제 전체의 효용은 낮아진다.

I. Introduction

One of the key policy questions in macroeconomics is the optimal tax structure. In particular, many economists have analyzed welfare effects of tax reforms (Lucas 1990, Greenwood and Huffman 1991) such as a removal of capital income tax replaced by consumption tax.[1] These studies showed that the removal of capital income tax reduces distortions in the production sector and increases investment, which results in substantial welfare gains. While most studies on this subject used closed economy model, Mendoza and Tesar (1998) used a two country setup and examined how welfare consequences of tax reforms change when countries can trade in world capital markets. They showed that the possibility of international borrowing and lending can provide larger welfare gains from tax reform in the expense of foreign countries, compared to the closed economy case.

This paper investigates welfare effects of potential tax reforms using a small open economy model calibrated to the Korean data. The model exhibits unique characteristics of a small open economy with large trade sectors such as Korea. Government implements revenue neutral tax policy reforms using three types of tax instruments---labor income tax, capital income tax, and consumption tax. In particular, I examine dynamic welfare effects of capital income tax reform; a reduction in capital income tax rate compensated by an increase in other tax rates in the economy such as consumption or labor income taxes. I also experiment with a reduction in labor income tax replaced by consumption tax. First, I calculate the exact magnitude of changes in consumption tax rates that can satisfy intertemporal government budget constraint under the tax reform. Then, we simulate the model to trace the optimal responses of the main macroeconomic variables over time to such tax reforms and provide quantitative assessment of welfare effects of such tax reforms. Eventually, this paper can provide policy implications on the optimal tax design problem in Korea.

While the tax reform issues have been rigorously debated in policy circles, only a few studies have examined the impact of fiscal reform programs using an open economy dynamic multi-good general equilibrium model. Most existing models in tax literature are limited to static partial equilibrium models and unable to reflect efficiency gains associated with accumulation of capital. This is a particularly important issue since capital income tax affects transitional dynamics pertaining to the implementation period of a reform program. Moreover, international trade in financial assets has not been considered in previous models despite that it is crucial to consider international borrowing and lending channel to analyze a small open economy such as Korea.

Simulation results show that revenue neutral capital income tax reform generates sizable welfare gains (1.4% increase in lifetime consumption) when lost revenue is financed by consumption tax. However, when capital income tax is replaced by labor income tax, overall welfare slightly decreases. Negative effects of an increase in labor income tax exceed positive effects of capital income tax removal. Removal of labor income tax financed by consumption tax generates similar welfare gains (1.4%), while the removal of both capital and labor income taxes (financed by consumption tax) generates large welfare gains (about

[1] See, for example, Jorgenson and Yun (2001), Auerbach and Hassett (2005), and Feldstein (2006).

3% of lifetime consumption).

The rest of this paper is organized as follows. Section 2 introduces model with consumers, firms and government. Section 3 explains solution method adopted in this paper, in particular shooting algorithm. Section 4 describes model parameters and calibration for the simulation exercises. Section 5 presents the main results of the paper including welfare analysis and impulse responses of main macro variables to various tax policy combinations. Section 6 concludes the paper.

Ⅱ. Model

We construct a dynamic general equilibrium model applied to a small open economy that captures the main structural characteristics of developing countries. This model provides a laboratory environment in which we can conduct computational experiments to evaluate the welfare implications of various combinations of tax policies.

The model allows the interaction of households, firms and government. Households consume three goods---exportable, importable and nontraded goods---and supply labor and capital to firms. Their labor income and capital income are subject to tax and the households also pay tax for their consumption. The model incorporates both current account and capital account transactions by allowing households to borrow and lend in international financial markets using one-period risk-free bonds (incomplete financial markets). Firms use labor and capital to produce nontraded and exportable goods. We assume that capital good that is used to produce exportable good is imported, while capital for the production of nontraded good is domestically produced. The government must finance an exogenous stream of expenditures through domestic taxes.

1. Consumer

Two production sectors exist in domestic economy: exportable good sector (x) and nontraded good sector (n), while consumers consume an additional imported good (m). We reduce the multi-good problem into a single good problem by using composite commodities. Price of composite consumption good c (consists of consumption of good x,n, and m) is p (which can be interpreted as CPI and real exchange rate since p_m is a numeraire).

A representative consumer solves

$$\max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U_t, \text{ and } U_t = \frac{\left(c_t^{\ \theta}(1-h_{xt}-h_{nt})^{1-\theta}\right)^{1-\sigma}}{1-\sigma}, \tag{1}$$

subject to the budget constraint

$$(1-\tau_{lt})(p_{xt}w_{xt}h_{xt}+p_{nt}w_{nt}h_{nt})+\left[(1-\tau_{kt}^{n})r_{nt}+\tau_{kt}^{n}\delta_{n}\right]p_{nt}k_{nt}+$$
$$\left[(1-\tau_{kt}^{x})r_{xt}+\tau_{kt}^{x}\delta_{x}\right]p_{xt}k_{xt}+p_{nt}T_{t}+B_{t}=(1+\tau_{ct})p_{t}c_{t}+p_{nt}i_{nt}+i_{xt}+v_{t}+R_{t}B_{t+1} \quad (2)$$

and capital accumulation equations

$$k_{n,t+1}=(1-\delta_{n})k_{nt}+k_{nt}\phi\left(\frac{i_{nt}}{k_{nt}}\right), \quad (3)$$

$$k_{x,t+1}=(1-\delta_{x})k_{xt}+k_{xt}\phi\left(\frac{i_{xt}}{k_{xt}}\right), \quad (4)$$

where B_t denotes the quantity of discount bonds purchased in period t maturing in t+1, R_t is the bond price, T_t is the net transfers from governments in a lump-sum fashion, and τ is tax rates (τ_l= labor income tax, τ_{nk}= tax on capital income from nontraded sector, τ_{xk} = tax on capital income from exportable sector, and τ_c = consumption tax). B_t is the international bonds and therefore denotes the net quantity purchased irrespective of the issuing country. Note that bonds are priced in terms of import goods and net transfers are in terms of nontraded goods. Investment tax credit is incorporated in the budget constraint. All the prices are normalized in terms of import goods (p_m)--which means that p_x is price of export good in terms of import good---the terms of trade---and p_n is price of nontraded good in terms of import good. Note that i_{xt}, k_{xt}, and v_t are imported goods with price pm.

Composite good c_t consists of consumption on three goods, c_m, c_n, and c_x as follows:

$$c_{t}=\left[b_{x}c_{xt}^{1-\gamma}+b_{m}c_{mt}^{1-\gamma}+b_{n}c_{nt}^{1-\gamma}\right]^{\frac{1}{1-\gamma}},\ b_{x}+b_{m}+b_{n}=1. \quad (5)$$

Total expenditure on consumption can be expressed as the sum of expenditure on each good:

$$p_{t}c_{t}=c_{mt}+p_{nt}c_{nt}+p_{xt}c_{xt}, \quad (6)$$

where p_t is the price of composite good c_t.

Maximizing (5) subject to (6) yields an equilibrium expression for relative demand for each consumption good and the price of the composite consumption good:

$$\frac{c_{xt}}{c_t} = b_x^{\frac{1}{\gamma}} \left(\frac{p_{xt}}{p_t} \right)^{-\frac{1}{\gamma}}, \tag{7}$$

$$\frac{c_{mt}}{c_t} = b_m^{\frac{1}{\gamma}} \left(\frac{1}{p_t} \right)^{-\frac{1}{\gamma}}, \tag{8}$$

$$\frac{c_{nt}}{c_t} = b_n^{\frac{1}{\gamma}} \left(\frac{p_{nt}}{p_t} \right)^{-\frac{1}{\gamma}}, \tag{9}$$

$$p_t = \left[b_x^{\frac{1}{\gamma}} p_{xt}^{\frac{\gamma-1}{\gamma}} + b_m^{\frac{1}{\gamma}} + b_n^{\frac{1}{\gamma}} p_{nt}^{\frac{\gamma-1}{\gamma}} \right]^{\frac{\gamma}{\gamma-1}}. \tag{10}$$

2. Firms

Production functions for nontraded and exportable goods are

$$y_{nt} = A_{nt} k_{nt}^{\alpha} (h_{nt})^{1-\alpha}, \tag{11}$$

$$y_{xt} = A_{xt} h_{xt}^{\mu} \left[m(k_{xt})^{1-\psi} + (1-m)(v_t)^{1-\psi} \right]^{\frac{1-\mu}{1-\psi}}, \tag{12}$$

No profit conditions are

$$y_{nt} = r_{nt} k_{nt} + w_{nt} h_{nt}, \tag{13}$$

$$p_{xt} y_{xt} = r_{xt} k_{xt} + p_{xt} w_{xt} h_{xt} + v_t, \tag{14}$$

where v denotes the imported intermediate good used to produce export good. A_{nt} and A_{xt} are defined as productivity in production function which is assumed to be constant at one in this deterministic model.

3. Government

Government budget constraint is

$$(1+\tau_{ct})\,p_t c_t + \tau_{lt}(p_{xt}w_{xt}h_{xt} + p_{nt}w_{nt}h_{nt}) + \tau_{kt}^{n}(r_{nt}-\delta_n)\;p_{nt}k_{nt} + \tau_{kt}^{x}(r_{xt}-\delta_x)\;p_{xt}k_{xt} = G_{mt} + p_{nt}G_{nt} + p_{nt}T_t \quad (15)$$

where G_m and G_n are exogenous government spending on imported and nontraded goods, respectively. T_t is net lump-sum transfers (denominated in nontraded goods) to the consumers.

We can combine the government's budget constraint with the consumer's budget constraint and construct the two simplified aggregate budget constraints for nontraded and traded sectors as follows:

$$y_{nt} = c_{nt} + i_{nt} + G_{nt} \quad (16)$$

$$p_{xt}y_{xt} + B_t = c_{mt} + p_{xt}c_{xt} + i_{xt} + v_t + G_{mt} + R_t B_{t+1} \quad (17)$$

Ⅲ. Solution Method

The exercise that we are interested in this paper is to derive conditional changes in welfare (between pre- and post-reform states) and to derive transitional paths of main economic variables. First, we combine all first order conditions for consumers, firms and government and construct a large system of nonlinear equations. We can calculate the analytical solutions for the steady states in the pre-reform state. In order to derive solutions of this dynamic system, we employ a linear approximation method around the deterministic steady state because these types of nonlinear equation system cannot be solved analytically. However, linearization around the initial steady state can generate large approximation errors because new tax rates change the steady states and the model economy evolves away from the initial steady state. Therefore, we need to linearize around the new steady states. However, we do not know the new steady state value of asset holdings because of indeterminacy that arises in the incomplete market models with bonds.[2]

In order to control this problem, we adopt the shooting algorithm as in Mendoza and Tesar (1998) and calculate the appropriate value for the post-reform steady state asset holding position that is consistent with the debt-accumulation dynamics of the pre-reform equilibrium.[3] Detailed algorithm is as follows. We first assume that the post-reform steady state value of bond holding is equal to initial value and linearize the model around the post-reform steady state. Then, we undertake the policy experiment and simulate the model for 2500 periods, and calculate the new bond holding that is consistent with debt-accumulation dynamics. We update the post-reform steady state bond holding with this value and repeat this algorithm until bond holding converges to a fixed point.

[2] Refer to Kim and Kose (2003) for the analysis of nonstationarity and linearization issues.

[3] In Mendoza and Tesar (1998), they use the shooting algorithm to study the effects of various types of tax policy combinations. We use the same shooting logic for our simulation.

Fiscally responsible tax reform assumes that when one tax rate changes, government changes other tax rates to maintain intertemporal government budget constraint. We hold government spending and lump-sum transfers constant at the pre-reform level. In order to calculate the appropriate amount of tax rate changes that satisfy intertemporal government budget constraint, we adopt the second shooting algorithm. The algorithm checks whether the intertemporal budget constraint holds at a given asset holding position and tax rates. If not, the algorithm updates the appropriate changes in tax rates. We assume that the government life span is 200 quarters (50 years) to simulate the intertemporal budget constraint. Finally, we combine the two shooting algorithms to ensure that both tax rate and long run bond holding positions are consistent with the model solution.

Ⅳ. Calibration

We calibrate the parameter and steady state values of the economy by adopting commonly used values for developing countries in the literature. In the benchmark experiments, we use the following parameter values, reported in the Table 1. We fix the value of β at 0.96 to match the annual steady state world real interest rate of 4%. The share of consumption in Cobb-Douglas utility, θ, is set at 0.34. The value of risk aversion parameter σ is equal to 2.61 which is the estimate from the panel study by Ostry and Reinhart (1992).

Shares parameters (b_m, b_n, b_x) in the CES form consumption function are set to match the actual consumption shares in the data. The data show that the consumption share of export good is 11%, import good share is 21% and the nontraded good share is 68%.[4] The value of γ (inverse of the elasticity of substitution in the aggregate consumption) is set at 0.782 which is very close to the value used by Obstfeld and Rogoff (2001).

We set the depreciation rate at 13% for both production sectors, which is estimated by the Bank of Korea and also within a range of commonly used values in the literature. The elasticity of the marginal adjustment cost function η of the exportable and nontraded sectors is set to 3, to match the volatility of investment in the data. Labor share in the export good production ω is set at 0.2. Others have used numbers ranging from 0.12 to 0.45 (Kouparitsas, 1997). Share of capital against the imported intermediate good m is set at 0.55 (Kose, 2002). Elasticity of substitution between capital and imported intermediate good ψ is set at 1.35 following Kose (2002). Capital share in the non-traded good sector, α, is set at 0.7. This number is set rather high compared to other studies in order to match the tax revenue structure in Korea. Data shows that tax revenue from consumption, labor income and capital income taxes are 35%, 40%, 25%, respectively. The current .parameter values match this tax revenue structure.

Measuring aggregate tax rates is a complex and difficult task and there is little consensus on effective tax rate measures. Mendoza et al. (1994) calculated effective

[4] We take the averages of the consumption shares between 1985 and 1996. Details of how we construct the sectoral production and employment data are reported in Kim and Ahn (2004).

<Table 1> Parameters and steady state values of the model

Parameter	Description	Parameter Values
Preferences		
	Discount factor, annual	0.96
	Coefficient of relative risk aversion	2.61
	Share of consumption in utility function	0.34
	Inverse of elasticity of substitution	0.78
b_m	Weight of importable goods (in consumption)	0.21
b_x	Weight of exportable goods (in consumption)	0.11
b_n	Weight of nontraded goods (in consumption)	0.68
Technology		
Exportable Goods Sector		
μ	Share of labor income	0.20
	Coefficient of intratemporal elasticity of substitution	1.35
m	Weight of capital input in the CES composite	0.55
$_x$	Depreciation rate, annual	0.13
$_x$	Elasticity of marginal adjustment cost function	3
Nontraded Goods Sector		
a	Share of capital income	0.70
$_n$	Depreciation rate, annual	0.13
$_n$	Elasticity of marginal adjustment cost function	3
Other steady state values		
g_m	Government expenditure in importables (ratio of $pxyx$)	13.5%
g_n	Government expenditure in nontradables (ratio of yn)	13.5%
T	Net transfers (ratio of y)	
nx	Net exports (ratio of y)	0
p_x	Price of exportable good (index)	1
Tax rates		
c	Consumption tax	17.5%
l	Labor income tax	16.1%
kx	Capital income tax in exportable sector	21.8%
kn	Capital income tax in nontraded sector	21.8%

tax rates for G-7 countries by dividing actual tax payments by corresponding national accounts. These effective tax rates reflect government policies on tax credits, deductions, and exemptions as well as information on statutory tax rates. Moreover, they are consistent with the concept of aggregate tax rates at the national level and with the assumption of representative agents.[5] In this paper, we follow the method in Mendoza et al. (1994) and calculate the aggregate effective tax rates of Korea. Data are taken from the 2004 National Income Accounts and Revenue Statistics by the OECD.

The effective consumption tax rate is measured by dividing actual consumption tax payment (general taxes on goods and services + excise taxes + import duties) by pre-tax value of consumption (private final consumption expenditure + government final consumption expenditure -- compensation of government employees - consumption tax payment). One problem in measuring labor and capital income tax rates is that the government does not provide a breakdown of income tax revenue according to its sources, whether it is from labor or capital income. Therefore, we first measure general income tax rate of the household assuming that all sources of the household income are taxed at the same rate. Household's overall income is estimated by taking the sum of wages and salaries, operating surplus and net property income of the households. We can calculate the effective income tax rate by dividing household income tax revenue by the overall household income, which is around 10.7% in 2004. Labor income tax rate can be calculated by dividing total labor income tax payment (income tax rate multiplied by wage and salaries + all social security contributions) by the tax base (wage and salaries + employer's social security contributions + payroll taxes). Capital income tax payment is the sum of all corporate tax payments (including taxes on immovable properties and financial and capital transactions). Tax base is operating surplus of all corporations. We can calculate the effective capital income tax rate by dividing tax payment by tax base.

Table 2 reports the properties of tax rates of Korea in comparison to G-7 countries. Effective tax rates in Korea (in 2004) are 17.5%, 16.1% and 21.8% for consumption, labor and capital income tax, respectively. We use these values for the steady state tax rates (τ_c, τ_l and τ_k) in the model economy. Average tax rate for consumption in Korea is higher than G-7 countries, while both labor and income tax rates are much higher in G-7 countries (G-7 averages are 36% and 38%, respectively) than in Korea. Note that G-7 data are from 1996, so the tax rates can be lower in 2004 in these countries.

We set the ratio of government expenditure in nontraded and imported goods at 13.5% of output. This number is derived by dividing total government spending by GDP in 2004. With given tax rates and government spending, the model generates the steady state aggregate transfers to the households at minus 1.6% of GDP. We use this number for the steady state value of T. Initial asset holding position (which is a free parameter) is set to zero. p_x is set to one (in the small open economy, price of exportable good is exogenously determined).

[5] These estimates, however, can be sensitive to cyclical factors and shocks to tax revenues and bases.

<Table 2> Comparison of effective tax rates of selected OECD countries (percentage points)

Country	Consumption tax	Labor income tax	Capital income tax
Canada	10.37	32.63	50.66
France	15.97	50.08	26.11
Germany	16.40	42.38	23.91
Italy	14.72	49.77	33.86
Japan	6.00	27.44	42.61
UK	15.25	24.41	47.17
US	5.47	27.73	39.62
average	***12.02***	***36.35***	***37.71***
Korea	**17.50**	**16.10**	**21.80**

Note: Reported tax rates are constructed by the method in Mendoza et al. (1994). Korean data are from 2004 and based on the OECD Revenue Statistics and National Accounts. Other OECD countries' data are from 1996 and taken from the updated version of Mendoza et al. (1994).

Ⅴ. The Effects of Tax Reforms

Tax reform in this paper is defined as the reduction in capital income tax rate and/or labor income tax rate. We analyze various levels of reduction; complete removal of capital and/or labor income tax, and reduction of tax rates to 10%. Since capital income tax is levied on capital in both export good and nontraded good productions and capital in exportable goods sector is imported, a uniform reduction in capital income tax in both sectors have complicated effects on the model economy. We assume that governments balance their intertemporal budget constraint by changing tax rates permanently. In other words, we only consider time-invariant one-time changes in tax rates. In particular, each tax reform in capital and labor income taxes is accompanied by changes in consumption tax rate. As a benchmark case, we analyze the tax reform financed by lump-sum taxes, which enable us to isolate the effects of tax reform from the effects of changes in other tax rates.

We first solve the pre-reform benchmark model to derive steady state values of the economy. Then, we use the double shooting algorithm to derive the necessary changes in tax rates to satisfy intertemporal government budget constraint after the tax reform. Table 3 reports the results. In case of a complete reduction in capital income taxes in both sectors, if the reform is financed by consumption tax, the new consumption tax rate should be 28.6%. If it is financed by labor income tax, the new tax rate should be 29% (an increase from 16.1% in the pre-reform state). When labor income tax is reduced to zero, consumption tax rate should increase to 30.7% in order to satisfy the intertemporal government budget constraint. When both capital

<Table 3> Calculating necessary changes in tax rates to maintain intertemporal government budget constraints

(reducing capital income tax)

kx, kn	Consumption tax	Labor income tax
21.8%	*17.5%*	*16.1%*
10%	23.5%	23.3%
0	28.6%	29.0%

(reducing labor income tax)

l	Consumption tax
16.1%	*17.5%*
10%	22.5%
0	30.7%

(reducing both capital and labor income tax)

k *l*	Consumption tax
	17.5%
10%	28.7%
0	42.8%

and labor income taxes are reduced to zero, the new consumption tax rate should be 42.8%. When the tax rates are reduced to 10%, necessary changes in other tax rates are less than the amounts in the case of a complete removal.

With this newly calculated tax rates, we analyze dynamic responses of the economy to the tax reform. We compare both changes in steady states and transitional dynamics. Following Lucas (1987), the welfare effect of the reform is measured as a constant percentage change in consumption that leaves the consumer indifferent between the lifetime utility in pre- and post-reform including the transitional periods (labor input is fixed at the pre-reform steady state). We further decompose welfare effects into long-run effects and transitional effects. Long run welfare effects measure differences in the life time utility in pre- and post-reform steady states, while transitional effects (or short-run effects) measure changes of welfare during the transitional periods from pre-reform to post-reform steady state equilibrium.

1. Comparison of welfare effects

Table 4 summarizes welfare effects of different combinations of tax rate changes. This section explains the table by comparing welfare gains of various tax policies,

<Table 4> Welfare gains from tax reform(percentage increase in lifetime consumption)

(removing capital income tax)

	Lump-sum tax	C-tax	L-tax
transitional gains	-1.05	-0.81	-0.57
long run gains	4.40	2.21	0.13
overall gains	3.35	1.40	-0.44

(removing labor income tax)

	Lump-sum tax	C-tax	
transitional gains	-0.32	-0.13	
long run gains	3.45	1.52	
overall gains	3.13	1.39	

(removing both capital and labor income tax)

	Lump-sum tax	C-tax	
transitional gains	-1.40	-1.00	
long run gains	7.77	3.95	
overall gains	6.37	2.95	

Note: C-tax: consumption tax, L-tax: Labor income tax

while the next section examines impulse responses of main macro variables to find out driving forces of these welfare results. The followings are four main results regarding welfare gains.

(1) Revenue neutral capital income tax reform (complete removal) generates sizable welfare gains when lost revenue is financed by consumption tax (1.4% increase in lifetime consumption). However, when lost revenue is financed by an increase in labor income tax, welfare gains become negative (a loss of 0.44 % of lifetime consumption).

(2) A complete removal of labor income tax financed by an increase in consumption tax generates a similar amount of welfare gains as in the case of capital tax reform (1.4%).[6] When both capital and labor income taxes are removed (financed by an increase in consumption tax), welfare gains become large (2.95% increase in lifetime consumption).

(3) All these gains in tax reforms financed by consumption tax are less than half of potential gains when lost revenue is recovered by lump sum taxes.

[6] The case of capital income tax financing is not analyzed because the model generates an explosive path for optimal solution under the current parameter values.

(4) In all cases, overall welfare gains consist of transitional welfare loss and large long run welfare gains.

2. Dynamics of welfare gains

In this section, we analyze the dynamic effects of various combinations of tax reforms; a removal of capital income tax, a removal of labor income tax, and a removal of both capital and labor income taxes financed by lump sum tax, consumption tax or labor income tax. Table 5 presents impact effects and long run effects of various tax reforms for each tax reform reported in table 4 (total seven cases). We analyze the effects of tax reforms on sectoral variables (output, consumption, wage, labor, investment, capital in each sector), aggregate variables (national income account items) and various external and internal balances (trade balance, tax revenue, fiscal balance).

We first analyze the case when capital income tax is replaced by lump sum tax. Responses of the sectoral variables match intuitive explanations. Without capital income tax, price of capital in the economy (r_x and r_n) decreases in the long run. Therefore, investment (and capital) in both exportable and nontraded sectors increases on impact (11-12%) and in the long run (26-43%). In the long run, factor inputs, output, consumption in all sectors increase. In exportable sector, there is a high level of substitution between labor and capital, and the production uses more capital and less labor on impact. In the nontraded sector, labor and capital inputs are complementary and both inputs increase on impact. Aggregate consumption, investment and output all increase in both short and long runs. Trade balance initially worsens as imports decrease less than a decrease in exports in the short run but it improves into surplus in the long run. This is because exportable sector capital is imported and a reduction in capital income tax prompts more import of this capital good. Tax revenue and fiscal balance initially decrease as capital income tax is removed, but they become positive as the economy grows.

When lost revenue is financed by consumption tax, an increase in consumption tax depresses an increase in consumption in both short run and long run, which results in much less welfare gains in both short and long run compared to the lump sum tax financing. Output and factor inputs in both sectors increase much less now. Optimal amount of leisure is higher now (both short and long run) as consumption becomes more expensive due to a tax hike.

We can observe dramatic changes in impulse responses when government finances removal of capital income tax with labor income tax. Government should increase labor income tax from 16.1% to 29%. Post-reform overall welfare now decreases by 0.44%. Negative effects of an increase in labor income tax exceed positive effects of capital tax removal. This is because capital stocks change from the second period (investment from the first period) but labor income tax changes labor input from the first period of the tax reform. Therefore, the effects of labor income tax hike dominate the first period's welfare. We can see this in the effects on labor input on impact; 15% and 4% decreases on impact in x and n sectors. Aggregate consumption decreases by large amounts in both short and long runs. On the other

<Table 5> Dynamic Effects of Tax Reform

CASE 1. No capital income tax(τk=0)

Welfare	Financed by lump-sum transfers	Financed by C-tax (C-tax: 17.5% to 28.6%)	Financed by L-tax (L-tax 16.1% to 29%)
Transitional	-1.05	-0.81	-0.57
Steady state	4.40	2.21	0.13
Net change	3.35	1.40	-0.44

	impact	long-run	impact	long-run	impact	long-run
Sectoral variables (percentage changes)						
yx	-4.26	35.55	-4.79	25.34	-5.16	16.75
yn	3.23	17.59	0.93	11.90	-0.94	7.29
cx	12.80	7.34	4.78	0.40	-1.75	-5.22
cm	12.80	7.34	4.78	0.40	-1.75	-5.22
cn	-6.09	13.16	-8.69	5.85	-10.85	-0.08
hx	-12.28	21.25	-13.70	12.12	-14.70	4.43
hn	7.78	0.93	1.19	-3.95	-4.17	-7.91
wx	9.88	11.79	10.67	11.79	11.29	11.79
wn	-5.62	16.51	-1.15	16.51	2.83	16.51
ix	12.12	43.32	8.06	32.53	4.91	23.44
in	10.92	25.55	8.16	19.48	5.96	14.55
kx	0.00	43.32	0.00	32.53	0.00	23.44
kn	0.00	25.55	0.00	19.48	0.00	14.55
rx	-5.39	-6.34	-5.78	-6.34	-6.09	-6.34
rn	1.29	-6.34	-0.25	-6.34	-1.63	-6.34
v	-3.71	36.53	-4.18	26.25	-4.51	17.60
p	8.70	-2.78	6.62	-2.78	4.72	-2.78
pn	12.54	-4.05	9.53	-4.05	6.79	-4.05
Aggregate variables (percentage changes)						
Output	5.70	24.48	2.68	16.59	0.17	10.03
Consumption	7.96	8.18	1.54	1.19	-3.82	-4.47
Investment	20.51	28.23	14.93	20.72	10.35	14.51
Capital	8.28	28.23	6.29	20.72	4.48	14.51
Leisure	0.17	-3.23	1.72	-0.93	2.95	0.98
Aggregate variables (ratio of output, percentage point changes)						
Trade Balance	-3.66	2.95	-2.76	2.39	-2	1.84
Export	-5.79	3.09	-4.44	2.56	-3.26	2.03
Import	-2.10	0.16	-1.64	0.20	-1.21	0.23
Tax revenue	-3.08	-3.95	-0.35	-1.40	-0.17	-0.76
Fiscal balance	-0.86	0.12	-0.50	0.46	-0.49	0.50

<Table 5> Continue

CASE 2. No labor income tax (τl=0)

Welfare	Financed by lump-sumtransfers	Financed by C-tax (C-tax: 17.5% to 30.7%)
Transitional	-0.32	-0.13
Steady state	3.45	1.52
Net change	3.13	1.39

	impact	long-run	impact	long-run
Sectoral variables (percentage changes)				
yx	0.77	18.65	0.24	7.25
yn	3.93	9.98	1.51	3.84
cx	15.65	13.59	6.05	5.20
cm	15.65	13.59	6.05	5.20
cn	5.44	13.59	2.11	5.20
hx	2.32	18.65	0.74	7.25
hn	13.09	9.98	5.02	3.84
wx	-1.30	0.00	-0.46	0.00
wn	-8.33	0.00	-3.39	0.00
ix	5.34	18.65	1.87	7.25
in	3.83	9.98	1.44	3.84
kx	0.00	18.65	0.00	7.25
kn	0.00	9.98	0.00	3.84
rx	0.76	0.00	0.27	0.00
rn	3.57	0.00	1.45	0.00
v	0.67	18.65	0.21	7.25
p	4.78	0.00	1.99	0.00
pn	7.03	0.00	2.93	0.00
Aggregate variables (percentage changes)				
Output	5.86	14.43	2.31	5.59
Consumption	13.75	13.59	5.40	5.20
Investment	9.16	12.93	3.55	5.00
Capital	4.64	12.93	1.93	5.00
Leisure	-3.00	-4.70	-1.13	-1.82
Aggregate variables (ratio of output, percentage point changes)				
Trade Balance	-1.64	1.51	-0.65	0.65
Export	-2.68	1.46	-1.09	0.62
Import	-1.03	-0.05	-0.44	-0.02
Tax revenue	-3.40	-4.08	-0.17	-0.57
Fiscal balance	-0.04	0.04	-0.04	0.06

<Table 5> Continue

CASE 3. No labor income tax and capital income tax(τl=0, tk=0)

	Financed by lump-sum transfers	Financed by C-tax
Welfare		(C-tax: 17.5% to 42.8%)
Transitional	-1.40	-1.00
Steady state	7.77	3.95
Net change	6.37	2.95

	impact	long-run	impact	long-run
Sectoral variables (percentage changes)				
yx	-2.98	55.34	-4.38	33.35
yn	8.05	29.51	2.73	16.34
cx	29.55	21.83	11.04	5.81
cm	29.55	21.83	11.04	5.81
cn	-0.87	28.44	-6.65	11.55
hx	-8.87	38.96	-12.61	19.28
hn	21.56	11.16	6.33	-0.14
wx	8.30	11.79	10.05	11.79
wn	-13.70	16.51	-4.68	16.51
ix	20.86	64.24	11.22	40.99
in	16.81	38.27	10.31	24.21
kx	0.00	64.24	0.00	40.99
kn	0.00	38.27	0.00	24.21
rx	-4.61	-6.34	-5.48	-6.34
rn	4.07	-6.34	0.96	-6.34
v	-2.60	56.47	-3.82	34.31
p	12.36	-2.78	8.26	-2.78
pn	17.83	-4.05	11.91	-4.05
Aggregate variables (percentage changes)				
Output	11.78	40.21	5.04	22.77
Consumption	20.88	22.79	6.57	6.65
Investment	31.94	43.40	19.29	26.60
Capital	11.77	43.40	7.86	26.60
Leisure	-3.12	-7.85	0.51	-2.73
Aggregate variables (ratio of output, percentage point changes)				
Trade Balance	-5.36	3.78	-3.47	2.84
Export	-8.26	3.79	-5.50	2.98
Import	-2.88	0.02	-2.00	0.17
Tax revenue	-6.83	-7.85	-0.35	-2.09
Fiscal balance	0.13	-0.08	-0.34	0.28

hand, the amount of leisure increases in both short and long runs, because people have less incentive to provide labor due to an increase in tax and the relative price of leisure becomes cheaper.

Next, we analyze the tax reform that removes labor income tax financed by lump sum or consumption tax. Removal of labor income tax (financed by either lump sum or consumption tax) does not change long run prices (including wages and rental rates). This is because there is no change in the intertemporal optimization conditions in the production sector. Both labor and consumption taxes work through intratemporal optimality conditions only. Wages decrease on impact because more labor is available due to labor income tax cut. Removal of labor income tax decreases the amount of leisure (agents now work harder) on impact and in the long run. Factor inputs, output and consumption (in both sectoral and aggregate data) increase. Financing by consumption tax decreases the magnitude of changes in all variables, compared to the case of lump sum tax financing.

The last two panels in table 5 show the case when both capital and labor income taxes are removed (financed by lump sum or consumption tax). Significant welfare gains are observed; 6.37% gain in lifetime consumption with lump sum tax financing and almost 3% gains with consumption tax financing. Directions of changes in most variables are all in the same line as expected.

3. Sensitivity Analysis

In this section, I change some key parameter values and examine how the main welfare results change. Results are reported in Table 6. I focus on the case of a complete removal of both capital and labor income taxes financed by an increase in consumption tax. First, I lower the depreciation rate in investment in both sectors to 7% (from 13%). Necessary changes in consumption tax rate (41%) are similar to the benchmark case (42.8%), while overall welfare gains increase from 2.95% to 4.36% of permanent consumption. This is due to a large increase in long run welfare gains. Low depreciation rates increase the persistence of capital accumulation and magnify the permanent effects of capital income tax cut. On the other hand, an increase in elasticity of marginal adjustment cost function (η=6 from 3) does not change the results much. This is because η mostly affects the volatility of investment, not the first order dynamics.

An increase in the share of labor income in export sector (μ=0.4 from 0.2) slightly lowers welfare gains to 2.29%, because capital income tax cut now has less positive effects with a larger labor share in production. Lowering capital income share in the nontraded sector (α=0.5 from 0.7) lowers overall welfare (2.45%) due to the same reason.

<Table 6> Sensitivity Analysis(Removing both capital and labor income taxes financed by an increase in consumption tax)

		Welfare Gains		
	new C-tax rate	Transitional	Long run	Overall
Original model	42.8%	-1.00	3.95	2.95
With low depreciation rate ($\delta = 5\%$)	41.0%	-1.24	5.61	4.78
With large labor share in EX-sector ($\mu = 0.4$)	40.6%	-2.08	4.37	2.70
With high elasticity in adjustment cost ($\eta = 6$)	42.6%	-1.42	4.46	3.47
With small share of capital income in NT sector ($\alpha = 0.5$)	41.5%	1.23	0.8	2.45

Note: welfare gains are percentage increase in lifetime consumption

Ⅵ. Conclusion

In this paper, we develop an intertemporal optimization model that is calibrated to the Korean economy and provide quantitative analysis on the effects of revenue neutral tax reforms (removal of capital and/or labor income taxes financed by an increase in consumption tax). The results show that such reforms can bring sizable welfare gains to the economy (1 - 3 percent increase in lifetime consumption). Since consumption tax is the least distortionary tax policy tool compared to factor income taxes, it is natural to observe welfare gains when the factor income taxes are replaced by consumption tax. These results, however, can change when economic structures change. For example, the results may change when capital in exportable sector domestically produced. There are several possible extensions of this paper; what are the effects of international capital market restrictions on the welfare effects of tax reform? What happens if there are collection costs in domestic taxes? This model and solution method can be easily applied to a specific country and provide realistic and quantitative welfare implications of various types of fiscal policies.

References

Auerbach, A. and K. Hassett, 2005, Toward Fundamental Tax Reform. The AEI Press, Washington.

Feldstein, M., 2006, "The effects of Taxes on Efficiency and Growth," NBER Working Paper no. 12201.

Greenwood, J. and G. Huffman, 1991, "Tax Analysis in a Real-Business-Cycle Model: On Measuring Harberger Triangles and Okun Gaps," *Journal of Monetary Economics* 27, pp.167~190.

Jorgenson, D. and Kun-Young Yun, 2001, Investment, Volume 3, Lifting the Burden: Tax Reform, the Cost of Capital, and US Economic Growth. MIT Press, Cambridge.

Kim, S.H., and H. Ahn, 2005, "Dynamics of Open Economy Business Cycle Models: the Case of Korea," Korea Development Review 1(1), pp.157~84.

Kim, S.H., and M. A. Kose, 2003, "Dynamics of Open-Economy Business-Cycle Models: Role of the Discount Factor." Macroeconomic Dynamics 7, pp.263~90.

Kose, M.A., 2002, "Explaining Business Cycles in Small Open Economies: 'How Much Do World Prices Matter?"' *Journal of International Economics* 56, pp.299~327.

Kouparitsas, M., 1997, "North-South Financial Integration and Business Cycles." Federal Reserve Bank of Chicago Working paper 96, No. 10.

Lucas, R. Jr., 1987, Models of Business Cycles, Blackwell, Cambridge.

Lucas, R. Jr., 1990, "Supply-Side Economics: An Analytical Review," Oxford Economic Papers 42, pp.293~316.

Mendoza, E., A. Razin, and L. Tesar, 1994, "Effective Tax Rates in Macroeconomics: Cross-Country Estimates of Tax Rates on Factor Incomes and Consumption," *Journal of Monetary Economics* 34, pp.297~323.

Mendoza, E. and L. Tesar, 1998, "The International Ramifications of Tax Reforms: Supply-Side Economics in a Global Economy," *American Economic Review* 88, pp.226~245.

Obstfeld, M. and K. Rogoff, 2001, "The Six Major Puzzles in International Macroeconomics: Is There A Common Cause?" In NBER Macroeconomics Annual, eds. B. Bernanke and K. Rogoff, pp.339~390, MIT Press, Cambridge.

Ostry, J., and C. Reinhart, 1992, "Private Saving and Terms of Trade Shocks: Evidence from Developing Countries." International Monetary Fund Staff Papers 39, No 3, pp.495~517.