Vol.32 No.3 / ISSN 1738-656x

韓國開發硏究 2010 Ⅳ

KDI Journal of Economic Policy

| Risk Analysis of Household Debt in Korea: Using Micro CB Data
..... Joon-Ho Hahm·Jung In Kim·Young Sook Lee
개인CB 자료를 이용한 우리나라 가계의 부채상환위험 분석

| Asset Prices and Consumption Dynamics in Korea..... Kim, Young Il
자산가격변동과 민간소비의 동태적 반응

| Information Communication Technology Capital and Total Factor Productivity across sectors in Korea..... Shin, Sukha
한국의 산업별 정보통신자본과 총요소생산성

| Empirical Analysis of University Patenting in Korea..... Suh, Joonghae
특허자료를 이용한 우리나라 대학 연구의 특성 분석

| International Monetary System Reform and the G20..... Yoon Je Cho
국제통화제도의 개혁과 G20

KDI

韓國開發硏究
KDI Journal of Economic Policy

Contents

1 개인CB 자료를 이용한 우리나라 가계의 부채상환위험 분석
..... 함준호 · 김정인 · 이영숙 / 1
Risk Analysis of Household Debt in Korea:Using Micro CB Data
... Joon-Ho Hahm · Jung In Kim · Young Sook Lee

2 자산가격변동과 민간소비의 동태적 반응..... 김영일 / 35
Asset Prices and Consumption Dynamics in Korea
... Kim, Young Il

3 한국의 산업별 정보통신자본과 총요소생산성..... 신석하 / 75
Information Communication Technology Capital and Total Factor Productivity across sectors in Korea
... Shin, Sukha

4 특허자료를 이용한 우리나라 대학 연구의 특성 분석..... 서중해 / 115
Empirical Analysis of University Patenting in Korea
... Suh, Joonghae

5 국제통화제도의 개혁과 G20..... 조윤제 / 153
International Monetary System Reform and the G20
... Yoon Je Cho

韓國開發硏究
제32권 제4호(통권 제109호)

개인CB 자료를 이용한 우리나라 가계의 부채상환위험 분석

함 준 호
(연세대학교 국제학대학원 교수)
김 정 인
(KCB 연구소 소장)
이 영 숙
(KCB 연구소 전문연구원)

Risk Analysis of Household Debt in Korea: Using Micro CB Data

Joon-Ho Hahm
(Professor, Graduate School of International Studies, Yonsei University)
Jung In Kim
(Director of Research Center, Korea Credit Bureau)
Young Sook Lee
(General Manager of Research Center, Korea Credit Bureau)

* 함준호: 교신저자
** 본 논문은 2009년 11월 25일 개최된 한국금융학회·금융위원회·금융감독원 공동주최 동계정책심포지엄에서 발표된 「우리나라 가계부채의 위험분석과 거시건전성 감독에 대한 시사점」 자료를 논문 형태로 수정·보완한 것이다. 심포지엄 참석자와 한국개발연구원 및 보험연구원의 세미나에서 유익한 조언을 해주신 여러분과 익명의 두 분의 심사자, 그리고 연구 수행과정에서 많은 도움을 주신 KCB의 변동준 책임연구원께 감사드린다.

*** 함준호: (e-mail) jhahm@yonsei.ac.kr, (address) Graduate School of International Studies, Yonsei University, 262 Seongsan-no, Seodaemoon-gu, Seoul 120-749, Korea
김정인: (e-mail) jikim@koreacb.com, (address) Korea Credit Bureau, 11F, SGI B/D 136-74, Yeunji-dong, Chongro-gu, Seoul 110-737, Korea
이영숙: (e-mail) ysook@koreacb.com, (address) Korea Credit Bureau, 11F, SGI B/D 136-74, Yeunji-dong, Chongro-gu, Seoul 110-737, Korea

• Key Word: 가계부채(Household Debt), 총부채상환비율(Debt-to-income Ratio: DTI), 크레딧뷰로(Credit Bureau: CB), 주택담보대출(Household Mortgage Loan), 개인대출 불량률(Consumer Loan Default Rate)
• JEL Code: G21, G28, D14
• Received: 2010. 3. 16 • Referee Process Started: 2010. 3. 16
• Referee Reports Completed: 2010. 12. 29

ABSTRACT

We conduct a comprehensive risk analysis of household debt in Korea for the first time using the whole sample credit bureau (CB) data of 2.2 million individual debtors. After analysing debt service capacity profiles of debtor groups classified by the borrower characteristics such as income, age, occupation, credit scoring, and the type of creditor business companies, we investigate the impact of interest rate and income changes on debt service-to-income ratios (DTIs) and default rates of respective debtor groups.

Empirical results indicate that debt service burdens are relatively high for low income wage earners, high income self-employed, low income capital and card loan holders, and high income mutual savings loan holders. We also find that debtors from multiple financial companies are particularly weak in their debt service capacity.

The scenario analysis indicates that financial companies, with the current level of capital buffers, may be able to absorb negative consequences arising from the increase in DTIs and loan default rates if the interest rate and income changes remain modest. However, the negative consequences may fall disproportionately on non-bank financial companies such as capital, credit card, and mutual savings banks, whose debtors' DTIs are already high.

We also find that the refinancing risk of household debt is relatively high in Korea as more than half of household mortgage debts are bullet loans. As the DTIs of mortgage loan holders are already high, under the current DTI regulation, mortgage loans may not be readily refinanced especially when the interest rate rises. Disruptions in mortgage loan refinancing may put downward pressure on housing prices, which may in turn magnify refinancing risk under the current loan-to-value (LTV) regulation.

Overall our analysis suggests that, for more effective monitoring of household debt risk, it is necessary to combine existing surveillance schemes based on macro aggregate indicators with more comprehensive and detailed risk analyses based on micro individual data.

본 연구에서는 국내 최초로 총 2,210만 명의 개인신용 전수미시자료에 기초하여 차주별 특성 및 금융업권별로 부채상환능력을 비교·분석하고, 거시경제 충격에 따른 금융권역별 총부채상환비율(DTI)과 불량률의 변화, 차환위험 분석 등을 통해 가계부채의 건전성을 평가하였다.

실증분석 결과, 차주별로는 저소득 근로자와 고소득 자영업자의 부채상환부담이 상대적으로 높고, 금융업권별로는 캐피탈

ABSTRACT

및 카드사의 저소득 차주군, 상호저축은행의 고소득 차주군, 은행과 제2금융권 금융회사로부터 복수의 부채를 보유한 차주군의 부채상환능력이 특히 취약한 것으로 분석되었다. 시나리오 분석 결과, 향후 연간 금리 상승폭이 3%p, 소득감소율이 5% 수준 이내인 경우 가계의 부채상환부담 및 불량률 상승효과는 금융권이 현재의 자기자본으로 충분히 흡수할 수 있는 것으로 나타났다. 그러나 세부 권역별로는 캐피탈, 카드사, 상호저축은행 등 이미 차주의 DTI가 높은 제2금융권을 중심으로 가계부채의 부실화 가능성이 있는 것으로 분석되었다.

최근 가계부채 증가가 고소득층의 주택담보대출을 중심으로 이루어져서 상대적으로 안전하다는 견해가 있으나 고소득 차주군, 특히 자영업 고소득 차주군의 DTI 및 고위험군 비중이 높게 나타나, 향후 DTI 규제, 금리 상승 등으로 만기도래하는 일시상환형 주택담보대출의 차환이 어려울 경우 주택가격 하락과 함께 가계부실이 증가할 수 있음에 유의할 필요가 있다. 본 분석 결과는 기존의 거시총량지표를 이용한 가계부실위험 모니터링과 더불어 CB 등 미시자료를 이용한 차주 단위 분석을 결합하여 거시건전성 감독 차원에서 보다 심층적인 가계부채의 위험관리가 필요함을 시사한다.

Ⅰ. 문제의 제기

최근 글로벌 금융위기를 계기로 거시건전성 감독의 중요성이 부각되고 있다. 거시건전성 감독이란, 금융위험의 내생성(endogeneity), 금융회사의 군집행동(herd behavior) 및 구성의 오류(fallacy of composition)에 의한 금융 불균형의 발생, 그리고 이러한 불균형의 확대 및 해소 과정이 실물부문과 동태적으로 피드백 관계에 놓여 있음에 주목하는 개념으로서, 이러한 거시적 관점에서 전체 금융시스템의 안정성을 모니터링하고 이를 달성하기 위한 일체의 감독과정을 의미한다. 예컨대, 거시건전성 감독은 금융회사의 경기순응적(procyclical) 여신행태와 부동산 등 자산가격 상승에 따른 신용팽창 등 시스템 내의 잠재적인 위험경로를 파악하고, 경기, 금리 등 거시충격이 금융안정에 미치는 영향을 분석·평가하며, 시스템 위험의 발생에 효율적으로 대응하기 위한 정책과정을 포괄한다.

우리나라는 외환위기 이후 금융부문의 신용공급이 가계부문을 중심으로 빠르게 확대되어 주택담보대출 등 가계부채에 대한 거시건전성 감독 강화가 긴요한 상황이다. 우선 규모 면에서 우리나라의 가계부채는 이미 소득 대비 높은 수준에 이르고 있지만, 이번 글로벌 금융위기에도 불구하고 다른 국가들과는 달리 아직 가시적인 부채조정(de-leveraging)이 이루어지지 못하고 있다. 아울러 우리나라에서도 거시 불안정성 증대의 주요 경로인 금융회사 여신행태의 경기순응성(procyclicality)이 일부 관측되고 있는데, 이는 상당 부분 부동산가격과 주택담보대출의 상호작용에 기인하는 것으로 보인다.[1)]

가계부채의 안정성과 건전성을 종합적으로 평가하기 위해서는 단기적인 부실위험뿐만 아니라 거시경제환경의 변화에 따른 가계의 부채상환능력 및 자금조달 유동성위험 등을 종합적으로 평가하고 모니터할 필요가 있다. 최근 가계부채규모 확대에도 불구하고 금리 하락에 따라 연체율이 낮은 수준에 머물고 있어, 현실화된 부실위험, 즉 가계부채 연체율에만 근거하여 가계의 신용위험을 평가하는 데에는 한계가 있다. 더욱이 우리나라에서는 이제까지 가계부실위험의 모니터링에 있어 자금순환계정상의 거시총량지표

1) 김병덕·함준호(2009)는 우리나라 일반은행의 총자산 증가율과 레버리지 증가율 간에 양(+)의 관계가 존재하며, 따라서 Adrian and Shin(2008)이 지적한 경기순응적 레버리지 행태가 우리나라에서도 관측된다고 지적하고 있다. 정형권(2009)은 우리나라의 실질 가계대출 증가율이 실질 아파트가격지수 증가율과 동일한 방향으로 변동하여 경기순응성이 존재하지만, 그 정도는 2002년 3분기 담보인정비율(LTV) 규제의 도입 이후 다소 완화된 것으로 분석하고 있다.

에만 주로 의존하여 왔기 때문에, 차주별 특성과 금융업권별로 부채상환부담과 부실위험이 어떻게 분포되어 있는지 면밀히 파악하지 못하였다. 기존 방식으로는 총체적인 가계부실위험만 파악할 수 있으나, 금융회사의 여신자료를 이용한 미시분석을 결합하게 되면 가계부채의 세부 위험구조 파악은 물론, 금융업권별 부실위험 노출 및 파급영향 등의 분석이 가능하다.

본 연구는 국내 최초로 우리나라 가계의 금융부채에 대한 개인별 차주 단위 전수자료를 이용하여 보다 심층적이고 종합적인 부채상환위험 분석을 시도하였다. 은행 등 제1금융권뿐 아니라 카드, 캐피탈, 생명보험, 상호저축은행 등 제2금융권을 대상으로 위험분석을 실행하였으며, 차주의 소득수준별, 직업별, 신용등급별, 연령별, 지역별 부채상환능력 분석과 더불어, 거시경제상황의 변화에 따른 부채상환능력의 변화와 불량률의 금융권별 파급영향에 대해 분석하였다. 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 국내 가계부채의 현황 및 이의 건전성 평가와 관련한 기존 문헌을 살펴본다. 제Ⅲ장에서는 실증분석의 개요와 데이터, 분석 결과에 대해 논의한다. 제Ⅳ장에서는 분석 결과를 종합하고 결론 및 시사점을 도출한다.

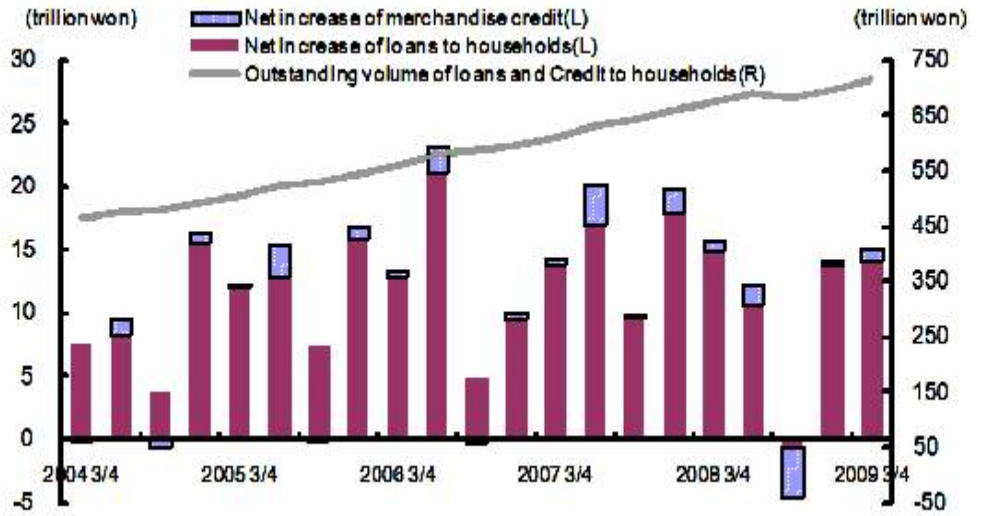
Ⅱ. 가계부채 현황 및 기존 연구

우리나라의 가계신용 잔액은 [Figure 1]에 나타난 바와 같이 외환위기 이후 꾸준히 증가하여 2009년 9월 말 현재 712,8조원에 달하고 있다.[2] 자금순환계정상 개인가처분소득 대비 금융부채 수준도 2000년 76%에서 2008년 140%로 상승하여 이미 미국 110%, 영국 111%, 일본 76%, 독일 71% 등에 비해 높은 수준에 이르고 있다.

최근의 가계대출 증가 내역을 신규약정금액을 기준으로 보다 자세히 살펴보면,

2) 한국은행은 가계부문에 대한 신용공급 상황을 파악하기 위해 1997년부터 가계신용통계를 편제, 발표하고 있으며, 1994년 말 잔액부터 자료가 존재한다. 가계신용은 순수가계에 대한 금융기관 대출을 포괄하는 가계대출과 재화의 판매자나 서비스 제공자가 제공하는 신용거래를 포괄하는 판매신용의 합으로 구성된다. 가계대출에는 예금은행, 상호저축은행, 신용협동기구(상호금융, 신용협동조합, 새마을금고), 신탁회사, 우체국예금계정, 보험기관, 신용카드사, 할부금융사, 국민주택기금, 한국주택금융공사의 대출, 현금서비스 및 카드론이 포함된다. 한편, 2009년 6월 말 기준, 자금순환표의 개인부문 금융부채 잔액은 818.4조원으로 가계신용 잔액과 차이가 나는데, 이는 가계신용통계가 순수가계만을 대상으로 하는 데 비해, 자금순환표상 개인부문은 국민계정 편제기준(1993 SNA)에 따라 순수가계 외에 소규모 개인기업과 민간 비영리단체를 포함하는 데 기인한다. 본고의 실증분석에 이용된 자료는 순수 개인의 금융기관 대출자료인 코리아크레딧뷰로(KCB) 자료로서 이는 가계신용에서 판매신용을 제외한 가계대출 개념에 해당하는 개인신용 전수미시자료이다.

[Figure 1] Total Household Credits in Korea



Note: Bar graphs denote quarterly flows and the solid line denotes outstanding volume of loans and credits to households in trillion won.
Source: Bank of Korea.

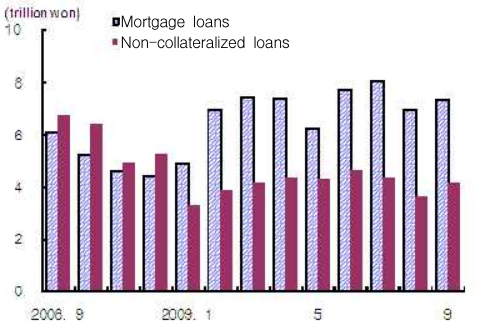
[Figure 2] 및 [Figure 3]에 나타난 바와 같이 2009년 들어 주택담보대출 비중이 크게 확대된 후 최근까지 높은 수준을 유지하고 있으며, 신용대출 비중은 2009년 들어 최근까지 지속적으로 침체된 상황이다. 소득분위별로 볼 때 주택담보대출과 신용대출 모두 고소득층인 5분위에서 집중적으로 증가한 점이 특징적이다. 주택담보대출과 신용대출 모두 은행의 비중이 하락세를 보인 반면, 제2금융권의 비중이 상승세를 보이고 있다. 직업별로는 주택담보대출의 경우 급여소득자의 비중은 상승한 반면 자영업자 비중은 하락하고 있다.

한편, 가계대출의 금리 및 연체율 추이를 살펴보면, [Figure 4]에 나타난 바와 같이 가계대출의 연체율이 2008년 하반기까지 상승세를 지속하다가 2009년 3월부터 하락세로 반전하였다. 이러한 연체율 하락은 금리 하락에 주로 기인하고 있는데, 최근 CD 금리가 다시 상승세로 돌아서면서 소득여건 개선 지연과 더불어 개인의 이자부담 증가에 따른 신용위험 우려가 제기되고 있는 상황이다.

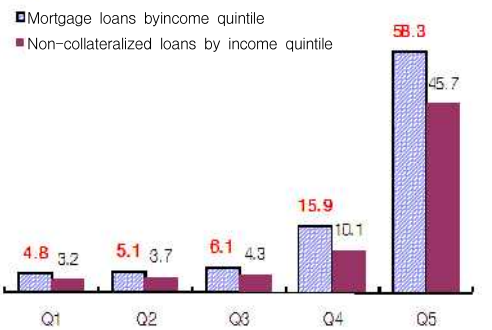
이러한 배경하에 우리나라 가계부채의 안정성 및 건전성에 대한 보다 체계적인 분석의 필요성이 제기되어 왔는데, 이와 관련한 최근의 연구 결과는 다음과 같다. 먼저 거시자료를 이용한 분석 결과로는, 전홍배・이정진・최운열(2008)이 스트레스테스트 기법을 활용하여 거시경제

[Figure 2] Newly Extended Household Loans in Korea

Monthly new loans (trillion won)



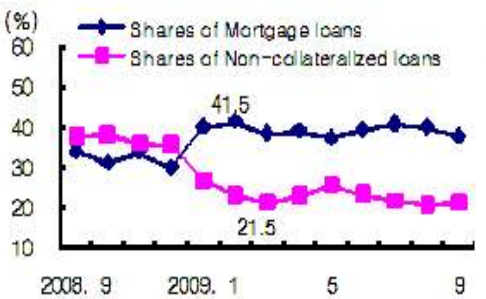
New loans by income quintile



Source: KCB.

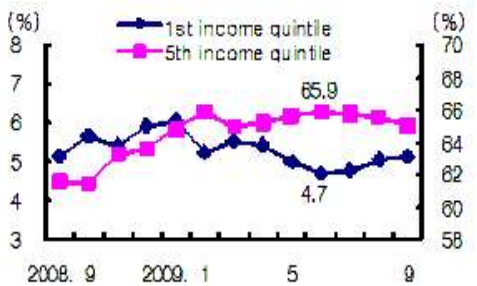
[Figure 3] Composition of Newly Extended Loans

Shares of Mortgages and Non-collateralized Loans

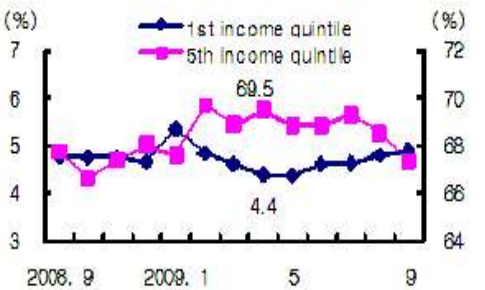


Shares of Bank Loans and Wage Earners

Shares of 1st and 5th income quintile in mortgage loans



Shares of 1st and 5th income quintile in non-collateralized loans



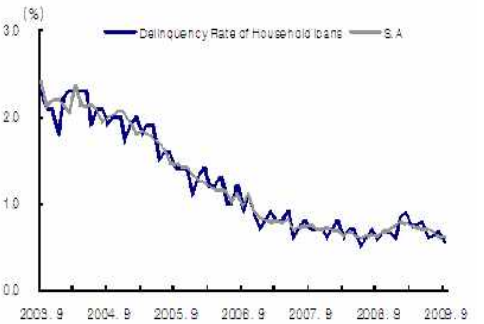
Source: KCB.

[Figure 4] Interest Rate and Delinquency Rate of Household Loans

Interest rate

Source: Bank of Korea.

Delinquency rate(1 day)



Source: Financial Supervisory Service.

환경 변화가 가계대출의 부실화를 통해 일반은행의 건전성에 미치는 영향을 분석하였다. 분석 결과, 경기, 고용, 물가 충격이 동시에 발생하는 경우 일반은행의 예상외손실은 가계대출 잔액의 4.1%에 달하며, 이는 은행 BIS 자기자본비율을 약 1.5%p 감소시키는 것으로 추정하였다. IMF의 Karasula(2008) 또한 스트레스테스트 기법을 이용하여 한국 가계부채의 부실화 가능성을 분석하였다. 추정 결과에 따르면, 금리가 1~3%p 오르는 경우 가계부실은 8.5~17%p 증가하며, 이에 더해 주택가격이 10~30% 하락하는 경우 4~5%p 가량 가계부실이 추가적으로 증가할 것으로 추정하였다.

박창균(2009)은 1997년 이후 가계부채 증가의 원인과 경제적 효과에 대해 분석하고, 가계부채의 안정성에 대한 평가를 통해 정책방향을 제시하였다. 분석 결과, 소득 대비 가계부채 수준이나 금융회사의 자산건전성을 감안할 때 단기에 가계부실이 대거 발생할 가능성은 높지 않지만, 주택담보대출의 만기가 비교적 짧고 변동금리 위주이며, 만기 전액상환 구조여서 차환위험이 높은 등 구조적 취약성이 내재하는 것으로 평가하였다. 따라서 주택담보대출의 계약 형태를 단기 상환형에서 장기 원리금 분할상환 모기지 형태로 전환하고, 주택담보대출의 장기화를 촉진하기 위해 총부채상환비율(DTI)을 건전성 규제의 핵심 지표로 정착시킬 필요가 있음을 주장하였다.

한편, 최근 가계부채와 관련한 미시 조사자료를 이용한 연구도 점차 활성화되고 있다. 김준경(2008)은 통계청의 가계자산 표본조사자료를 이용하여 가계의 부채상환능력과 가계대출에 내재한 위험을 평가하였다. 동 연구에 따르면, 소득

대비 금융부채 잔액비율이 3배 이상인 동시에 실물자산 대비 부채비율이 60% 이상인 잠재 위험가구의 비중은 2000년 1.0%에서 2006년 1.7%로 상승한 것으로 나타났다. 최근 가계대출 증가가 주로 고소득층의 주택담보대출 증가에 기인하고 있어 전반적인 부채상환능력은 어느 정도 양호한 것으로 평가되지만, 가계의 소득 증가가 제한적인 가운데 부동산 자산의 비중이 높아 경기 침체에 대한 대응력이 높지 않은 것으로 분석되었다. 전승훈・임병인(2008)은 가계자산조사 2006년 자료와 가구소비실태조사 2000년 자료를 이용하여 가계자산과 가계부채를 분석하였다. 분석 결과, 2000년 이후 유동성이 떨어지는 부동산 자산을 중심으로 가계자산이 늘어났으며, 이 과정에서 가계부채도 크게 늘어나 가계의 부채상환능력이 낮아진 것으로 분석되었다.

김현정・김우영・김기호(2009)는 「한국노동패널자료」를 이용하여 가계의 재무건전성 지표 추이와 거시환경 변화에 따른 가계채무부담의 민감도를 분석하였다. 동 연구에 따르면, 자산이 많은 상위 소득계층이 부채도 많이 보유하고 있어 부채가구의 재무건전성은 평균적으로는 양호하지만, 부동산가격 하락, 원금상환부담 증가, 소득 감소 등에 취약한 것으로 평가되었다. 아울러 중간소득계층의 소비가 부채상환부담에 민감하게 반응하는 한편, 금융자산 보유 비중이 낮을수록 부채상환부담 증가에 따른 소비 감소효과가 커지는 것으로 나타났다. 김현정・김우영(2009)은 「한국노동패널자료」를 이용하여 우리나라 가계부채의 결정요인을 분석하였다. 분석 결과, 가계의 부채보유 행태는 생애주기가설에 부합하는 모습을 보이며, 부동산가격 상승이 부채보유확률 및 부채규모 증가에 기여한 것으로 분석되었다. 아울러 자영업가구의 경우 임금근로가구에 비해 부채보유확률, 부채규모 및 소득 대비 부채비율이 모두 유의하게 높은 것으로 나타났다.

마지막으로 유경원(2009)은 통계청의 「가계자산자료」를 이용하여 가계의 부채상환능력에 대해 분석하였다. 분석 결과에 의하면, 소득 대비 부채상환부담이 높거나, 금융자산에 비해 금융부채가 과도하게 많은 가구가 전 소득계층에 걸쳐 분포하고 있는 것으로 나타났다. 한편, 금융부채가 많은 가구는 부동산자산이 많은 반면, 금융자산을 적게 보유하고 있어, 유동성 측면에서 재무건전성이 취약한 것으로 분석되었다.

이상에서 살펴본 기존 연구는 거시총량자료를 이용하거나, 미시자료를 이용하더라도 기본적으로 표본추출에 의한 조사자료에 기초한 분석이라는 점에서 한계가 존재한다. 이하에서는 우리나라 가계 금융부채의 차주별 전수미시자료를 이용하여 차주 특성별, 금융업권별 부채

상환위험에 대한 실증분석을 시도한다.

Ⅲ. 가계부채 건전성 분석

1. 분석목표 및 자료

본 실증분석에서는 개인별 금융소득 및 금융부채 전수자료를 이용하여 부채-소득 배율과 총부채상환비율(DTI) 지표를 중심으로 우리나라 개인 신용활동자의 부채규모 및 상환부담을 평가한다. 우리나라 전체 개인부문뿐만 아니라 직업군별, 금융업권별 등으로 부채 및 상환부담의 분포와 특징을 파악하는 데 일차적인 분석의 목표가 있다. 아울러 부채상환부담이 과중한 고위험군의 특성 및 분포, 그리고 경제 및 금융시장 환경 변화에 따른 개인부채의 부실화 가능성 분석 등을 통해 가계부채의 건전성을 평가해 보도록 한다.

본 연구에서는 가계의 부채상환능력을 나타내는 지표로서 부채-소득 배율과 월소득 대비 원리금 상환액의 비중을 나타내는 총부채상환비율(DTI)에 분석의 초점을 둔다. 가계의 부채상환능력을 보다 정확히 분석하기 위해서는 소득뿐 아니라 보유자산도 함께 고려하여야 한다. 그러나 개인 및 가계 자산에 대한 전수미시자료가 부재함을 감안하여, '보유자산을 유동화하지 않고 경상적인 현금흐름으로 부채상환을 감당할 수 있는 능력'인 총부채상환비율(DTI)을 주 분석대상으로 하였다. 또한 통계청의 「가계자산 표본조사」 등 기존의 가계부채 관련 자료에 근거한 분석은 대부분 가구를 하나의 차주 단위로 보고 가구의 부채상환능력을 분석대상으로 한 반면, 본 연구에서는 금융회사의 실제 개인별 금융부채자료에 의거하여 가계부채의 차주 단위를 개인으로 설정하여 분석을 실행하였다. 실제로 개인별 금융부채자료를 다시 '가구화'하는 작업이 용이하지 않을 뿐 아니라, 개인별 자료를 이용하는 것이 소득이나 직업, 연령 등 차주별 특성을 감안한 분석에 있어 보다 정확도를 제고할 수 있을 것으로 생각된다.[3)]

분석에 사용된 자료는 개인신용정보 의무집중기관인 은행연합회와 민간 크레딧뷰로인 KCB가 보유하고 있는 2009년 8월 기준 총 3,850만명의 개인 신용활동자

3) 가계의 부채상환위험은 가계 구성원이 소득을 공유하는 경우 개인의 부채상환위험에 비해 다소 낮을 가능성이 있다. 실제로 개인별 자료의 합산을 통한 가구화를 시도해 보았으나, 가구별 소득이나 부채 분포 등에 기초할 때 신상정보 처리 및 정확한 가구화 분류 등의 정확도가 떨어져 CB 정보만을 가지고 전체 모수를 정확히 가구화하기는 어렵다고 판단하였다. 가장 정확한 작업은 주민등록등본을 이용하여 직접 조사하는 것이나 이를 모수에 대해 실행하는 것은 거의 불가능하며, 본 분석은 일단 전체 차주에 대한 모수적 접근을 시도했다는 점에서 보다 큰 의의가 있다.

〈Table 1〉 Data Descriptions

Category	Classification	Descriptions
Occupation	Wage earners	• Wage earners with job and income information • Wage earners with job information only
	Self-employed	• Self-employed with small business loans • Other self-employed
	Others	• Housewives, students, temporary workers, etc.
Income	Annual income	• Income reported • Estimated by KCB income estimation model
Debt	Outstanding debt	• KCB data supplemented by KFB(Korea Federation of Banks) data • Home mortgage loans, non-collateralized loans, other loans and policy loans • Commercial banks and other non-bank financial institutions loans
Debt-to-income ratio	Debt-to-income ratio	• Outstanding Amount of Loans / Annual Income
DTI	Debt service-to-income ratio	• (Monthly principal repayment and interest payment +cash advance fees) / monthly income • Early and bullet principal repayments are not included

전수자료이다. 주지하다시피 본 분석에는 개인의 소득자료가 필요한데, 직업 및 소득 정보의 정확도가 크게 낮은 주부, 학생, 자산가, 임시직, 일용직 차주 등을 제외한 후 KCB 소득 추정의 정확도가 높은 총 2,210만여 명의 개인 신용활동자를 최종 분석대상으로 선별하였다. 소득정보는 KCB가 보유한 소득정보 이용을 우선으로 하되, 정보가 없을 시에는 KCB 모형에 따른 추정소득을 이용하였다. 상세 분석에서는 소득을 최저소득 구간인 1분위부터 최고소득 구간인 5분위까지 5단계로 구분하여 분석을 실행하였으며, 분석대상 개인 차주를 다시 직업, 연령, 지역, 업권, 신용등급별로 구분하였다. 직업별로는 급여소득자와 자영업자, 연령별로는 20세 이상을 10세 단위로 구분하였으며, 지역별로는 서울(강남, 강북), 수도권, 지방, 업권별로는 은행, 카드(카드론 대상), 캐피탈, 생명보험, 상호저축은행, 신용등급별로는 상위등급(1~3등급), 중위등급(4~7등급), 하위등급(8~10등급)으로 구분하였다. 분석에 사용된 자료의 속성과 정의는 <Table 1>에 정리되어 있다.

2. 부채상환능력 분석

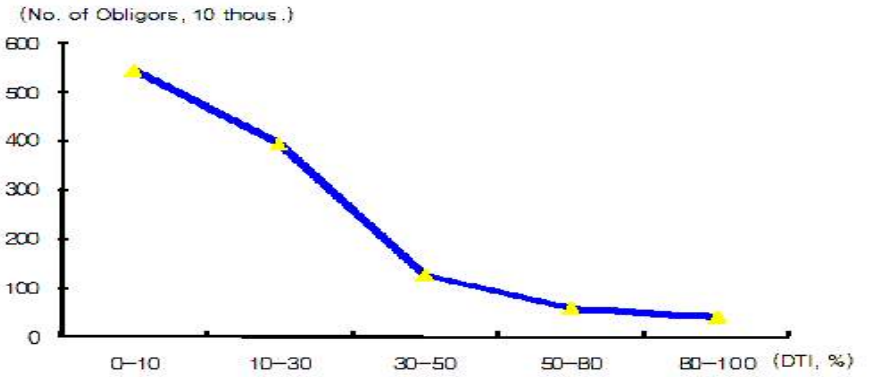
상기 자료에 근거하여 우리나라 전체 개인 신용활동자의 부채 현황을 분석한 결과는 <Table 2>에 요약되어 있다. 2009년 8월 현재 신용카드 보유 등 전체 개인 신용활동자 2,210만명 중 금융권 부채를 실제로 보유하고 있는 개인 부채차주는 1,150만명이며, 이들의 비중 및 평균 부채금액, 평균 소득 등은 전년 대비 소폭 감소하는 추세이다. 우리나라 개인 부채차주의 평균 부채-소득 배율은 약 1.5배 수준이며, 총부채상환비율(DTI)은 18.5%로 역시 소폭 하락하는 추세여서, 1999년 이후 지속적으로 늘어나던 가계부채규모 및 부채상환위험이 2009년 들어 다소 안정화되고 있음을 알 수 있다. 그러나 DTI가 40%를 상회하는 고위험군 차주의 비중이 11.7%에 달하며, DTI가 100%를 넘는 초고위험군 비중도 1.58%나 된다.[4] <Figure 5>는 개인별 부채차주의 DTI 분포를 보여주고 있다.

〈Table 2〉 Summary Statistics of Household Debt in Korea

	2008. 8	2009. 1	2009. 8
Total number of individuals with consumer credit activities(10 thousands)	2,143	2,169	2,210
Debt obligors	1,126	1,135	1,150
Share of debt obligors(%)	52.6	52.4	52.0
Average debt amount outstanding(million won)	52.9	52.7	52.4
Average annual income(million won)	31.9	31.8	31.7
Debt-to-income Ratio	1.49	1.49	1.48
DTI(%)	18.62	18.59	18.54
Share of obligors with DTI>40%(%)	11.87	11.83	11.77
Share of obligors with DTI>100%(%)	1.60	1.59	1.58

4) 소득 대비 부채상환부담을 나타내는 DTI에 대한 위험기준은 객관적으로 정의하기 어렵다. 우리나라의 경우 2009년 말 현재, 투기지역 40%, 서울 50%, 수도권 60%의 DTI 상한규제가 적용되고 있다. 금융회사의 모기지 심사에 DTI가 널리 활용되고 있는 미국의 경우, 총소득 중 모기지 관련 부채 원리금상환액의 비중인 프런트엔드(Front-end) DTI는 평균 28%, 모기지 상환원리금뿐만 아니라 신용카드, 자동차할부, 학자금대출 등 모든 월 부채상환금액을 합한 백엔드(Back-end) DTI는 평균 36% 정도가 가이드라인으로 활용되고 있다. 또한 미 연방주택관리국(FHA) 모기지론은 백엔드(Back-end) DTI 기준으로 43%, 재향군인대출(Veterans Affairs Loan)은 41%가 적용되고 있다. 본 연구에서는 다소 임의적이긴 하나 현재 우리나라의 투기지역 DTI 상한기준인 40% 이상을 위험군으로 분류하였다.

[Figure 5] Distribution of Debt Obligors by DTI Group (as of 2009. 8)



가. 소득분위별 분석

우리나라의 부채차주를 소득분위별로 구분하여 부채 현황을 분석한 결과는 <Table 3>에 정리되어 있다. <Table 3>에 나타난 바와 같이 부채차주의 비중 및 부채차주 1인당 평균 부채금액은 고소득층으로 갈수록 높게 나타나며, 특히 최고소득층인 5분위가 가장 높은 수준을 기록하고 있다. 소득 대비 부채규모와 부채상환부담을 보면, 부채-소득 배율은 5분위가 가장 높고, 다음으로 4분위, 1분위의 순서로 나타나며, DTI는 5분위가 가장 높고, 다음으로 1분위, 4분위의 순서로 높게 나타난다. 따라서 DTI를 기준으로 본 개인의 부채상환부담은 고소득층인 5분위와 저소득층인 1분위가 상대적으로 높은 U자형 구조임을 알 수 있다.

〈Table 3〉 Household Debt Profile by Income Quintile

Income quintile	Share of debt obligors (%)	Average debt amount (mil. won)	Average annual income (mil. won)	Debt-to-income ratio	DTI(%)	Share of DTI>40% (%)	Share of DTI>100% (%)
Total	100.0	52.4	32.7	1.5	18.5	11.8	1.6
1	15.8	20.7	17.5	1.2	18.9	13.2	2.1
2	15.9	21.6	23.0	0.9	15.4	8.5	1.0
3	18.1	28.8	26.8	1.1	15.8	8.4	0.9
4	22.7	47.4	31.5	1.5	18.6	11.3	1.3
5	27.5	108.2	48.4	2.2	21.9	15.4	2.3

Note: Income quintiles are as follows: 1st [10~20.8 mil. won], 2nd [20.8~24.8], 3rd [24.8~28.7], 4th [28.7~34.9], 5th [34.9~200 mil. won]

[Figure 6] Debt-to-Income and DTI Ratios by Income Quintile

나. 직업군별 분석

직업군별로 볼 때 부채차주는 급여소득자 70%, 자영업자 30%로 급여소득자에 다수 분포되어 있으나, 소득 대비 부채규모와 상환부담은 자영업자가 더 높은 수준으로 나타난다. <Table 4>에서 보듯이 급여소득자에 비해 자영업자가 부채-소득 배율이나 DTI가 모두 높으며, 특히 자영업자에서 DTI가 40% 이상인 고위험군 비중이 16.4%에 달하고 있다.[5)]

급여소득자 및 자영업자의 DTI를 소득분위별로 구분하여 보다 상세히 살펴보면, 소득분위별로도 전반적으로 자영업자의 DTI가 급여소득자에 비해 높은 수준으로 나타난다. <Table 5>에 나타난 바와 같이 급여소득자는 1분위 차주의 DTI가 가장 높고, 다음으로 5분위, 4분위 순서로 나타나는 반면, 자영업자는 5분위 차주의 DTI가 높고, 다음으로 1분위와 4분위가 높게 나타난다. 특히 자영업자 5분위의 DTI가 32.9%에 달하며 고위험군 비중도 매우 높은데, 이는 고소득 자영업자의 평균 부채금액이 상대적으로 높기 때문으로 소득에 비교하여 볼 때 고소득 자영업자가 부채상환능력 측면에서 상대적으로 취약함을 보여준다.

다. 지역별 분석

지역별로는 소득 대비 부채규모와 부채상환부담 모두 수도권이 지방보다, 강남이 강북보다 높은 수준을 보이고 있다. 수도권은 평균소득이 높은 반면 부채수준도 높아 부채-소득 배율과 DTI가 지방을 상회하는 것으로 나타난다. 서울에서는 강남지역이 강북지역에 비해 부채-소득 배율과 DTI가 높게 나타나며, DTI 40% 이상 고위험군 비중도 오히려 강남이 더 높게 나타난다. 그러나 DTI 100%

5) 이는 자영업자의 소득이 세금 탈루 등으로 일부 저평가된 측면을 반영할 가능성이 있다. 그러나 그 정도로는 객관적인 규명이 어렵다. 아울러 DTI 상한규제는 신고된 소득을 기준으로 하므로 실제 소득과 관계없이 신고된 소득이 작으면 신규차입 또는 기존 부채의 차환이 어렵게 된다.

〈Table 4〉 Household Debt Profile by Occupation Group

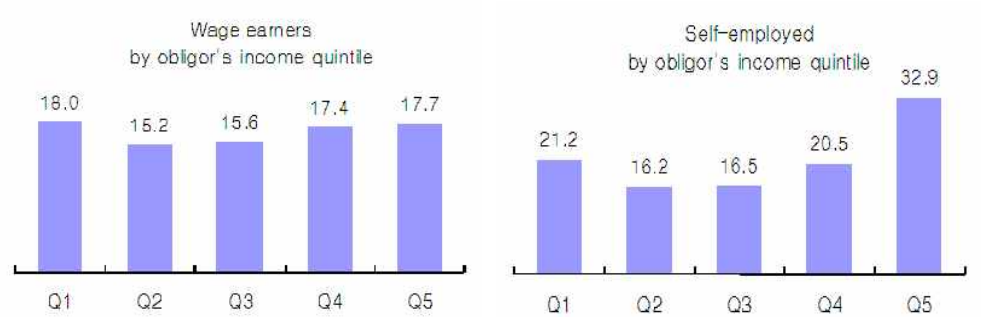
	Share of debt obligors (%)	Average debt amount (mil. won)	Average annual income (mil. won)	Debt-to-income ratio	DTI(%)	Share of DTI>40% (%)	Share of DTI>100% (%)
Total	100.0	52.4	32.7	1.5	18.5	11.8	1.6
Wage Earners	70.1	45.6	31.8	1.3	16.8	9.8	1.0
Self-employed	29.9	68.4	31.5	1.9	22.5	16.4	3.0

[Figure 7] Debt-to-Income Ratio and DTI by Occupation Group

〈Table 5〉 DTI of Occupation Group by Income Quintile

Income quintile	Wage earners				Self-employed			
	Average debt amount (mil. won)	DTI (%)	Share of DTI>40% (%)	Share of DTI>100% (%)	Average debt amount (mil. won)	DTI (%)	Share of DTI>40% (%)	Share of DTI>100% (%)
1	17.2	18.0	11.9	1.3	30.2	21.2	16.8	4.2
2	19.7	15.2	8.0	0.7	27.8	16.2	10.2	1.9
3	28.0	15.6	8.1	0.7	30.9	16.5	9.3	1.5
4	45.7	17.4	10.0	0.9	50.0	20.5	13.2	1.9
5	89.5	17.7	10.6	1.2	157.7	32.9	28.2	5.1

[Figure 8] DTI of Occupation Group by Income Quintile



〈Table 6〉 Household Debt Profile by Region

	Share of debt obligors (%)	Average debt amount (mil. won)	Average income (mil. won)	Debt-to-income ratio	DTI (%)	Share of DTI>40% (%)	Share of DTI>100% (%)
Total	100.0	52.4	32.7	1.5	18.5	11.8	1.6
Capital area	50.9	63.7	33.2	1.7	19.4	12.6	1.6
Seoul	21.3	66.4	34.3	1.7	18.8	12.3	8.1
Northern Seoul	10.1	57.9	33.0	1.6	18.0	11.3	7.3
Southern Seoul	11.2	74.0	35.5	1.9	19.4	13.1	1.8
Non-capital area	49.1	40.7	30.2	1.2	17.7	10.9	1.6

[Figure 9] Debt-to-income Ratio and DTI by Region

이상 초고위험군 비중은 서울 강북이 특히 높은 것으로 분석되었다.

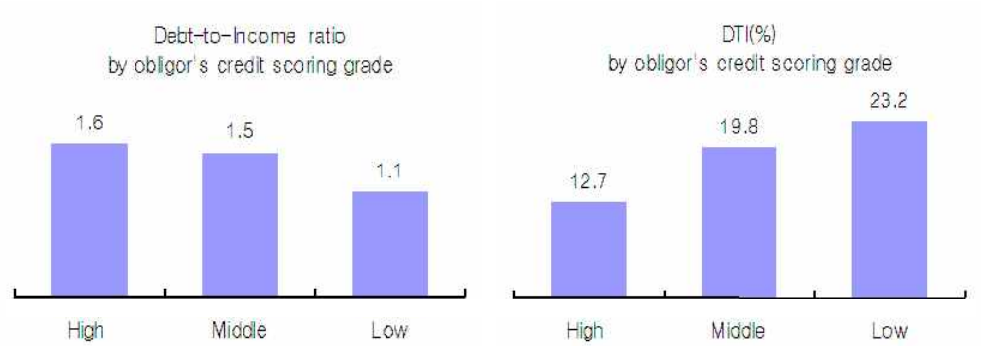
라. 신용등급별 분석

<Table 7>은 KCB의 크레딧스코어 모형으로 추정한 신용등급별 부채 현황을 보여준다. 신용등급별로 볼 때, 부채차주는 중위 등급이 가장 많고 다음으로 상위, 하위 등급에 분포되어 있다. 부채차주의 신용등급이 높을수록 평균 부채금액이 크며 따라서 부채-소득 배율도 높게 나타난다. DTI는 하위 등급이 가장 높고, 다음으로 중위 및 상위 등급 순이며, 고위험군 비중도 하위등급으로 갈수록 높아지는 것으로 분석되었다.

〈Table 7〉 Household Debt Profile by Credit Rating Group

	Share of debt obligors (%)	Average debt amount (mil. won)	Average annual income (mil. won)	Debt-to-income ratio	DTI (%)	Share of DTI>40% (%)	Share of DTI>100% (%)
Total	100.0	52.4	32.7	1.5	18.5	11.8	1.6
High credit(1~3)	25.5	62.1	36.6	1.6	12.7	6.00	0.9
Middle credit(4~7)	57.4	53.0	30.6	1.5	19.8	12.9	1.5
Low credit(8~10)	17.1	36.2	27.9	1.1	23.2	16.6	2.8

[Figure 10] Debt-to-Income Ratio and DTI by Credit Scoring Group



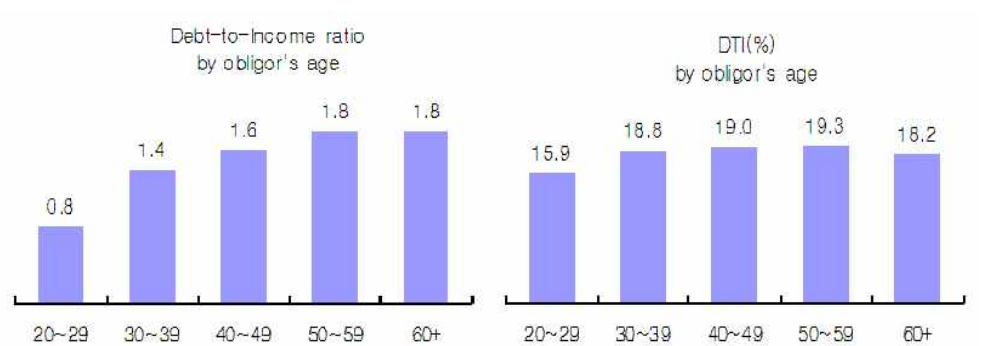
마. 연령별 분석

다음은 연령별 분석 결과이다. 연령별 부채차주 비중은 30~40대가 높고, 다음으로 50대, 20대, 60대의 순서로 나타난다. 40~50대 및 60대의 평균 부채금액 및 부채-소득 배율이 상대적으로 높게 나타나며, DTI는 40~50대 연령이 가장 높고, 다음으로 30대, 60대, 20대 순으로 나타난다. 특히 60세 이상은 DTI가 평균적으로는 여타 그룹에 비해 상대적으로 높지 않지만, DTI가 100%를 넘는 초고위험군 비중이 높아 부채상환위험이 매우 높은 차주군이 그룹 내에 존재함을 알 수 있다.

〈Table 8〉 Household Debt Profile by Age Group

Age group	Share of debt obligors (%)	Average debt amount (mil. won)	Average annual income (mil. won)	Debt-to-income ratio	DTI (%)	Share of DTI>40% (%)	Share of DTI>100% (%)
Total	100.0	52.4	32.7	1.5	18.5	11.8	1.6
20～29	11.5	18.1	21.4	0.8	15.9	9.1	0.7
30～39	29.6	44.4	30.3	1.4	18.8	11.9	1.4
40～49	31.3	61.6	36.1	1.6	19.0	12.1	1.7
50～59	18.3	69.0	35.5	1.8	19.3	12.5	2.0
above 60	9.2	57.5	26.7	1.8	18.2	12.1	2.3

[Figure 11] Debt-to-Income Ratio and DTI by Age Group



바. 금융업권별 분석

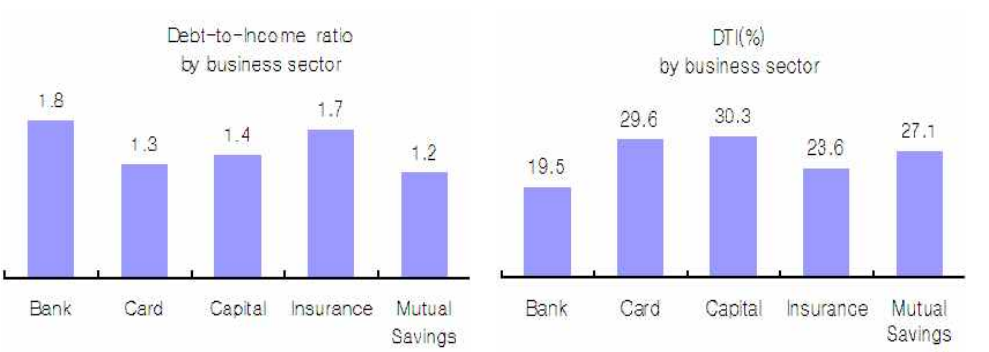
마지막으로 금융업권별로 보면, 부채 차주 비중은 은행업권이 전체의 2/3 수준이고, 다음으로 캐피탈, 카드, 생명보험, 상호저축은행 순서이다. 부채-소득 배율은 은행, 생명보험, 캐피탈, 카드, 상호저축은행의 순서로 높게 나타나며, DTI는 캐피탈과 카드가 상대적으로 높고, 다음으로 상호저축은행, 생명보험, 은행의 순서로 은행업권이 가장 양호하며, DTI 40% 이상 고위험군 비중은 카드, 캐피탈, 상호저축은행이 높은 것으로 분석되었다.

은행업권의 부채 현황을 보다 상세히

〈Table 9〉 Household Debt Profile by Financial Sector

	Share of debt obligors (%)	Average debt amount (mil. won)	Average annual income (mil. won)	Debt-to-income ratio	DTI (%)	Share of DTI>40% (%)	Share of DTI>100% (%)
Total	100.0	52.4	32.7	1.5	18.5	11.8	1.6
Bank	64.5	66.8	33.7	1.82	19.5	13.2	1.9
Credit card	10.2	44.2	31.1	1.3	29.6	24.8	2.4
Capital	22.7	48.5	32.0	1.4	30.4	24.0	2.6
Life insurance	3.6	59.0	32.4	1.7	23.6	16.6	1.8
Mutual savings	2.5	39.4	27.9	1.2	27.1	22.1	2.7

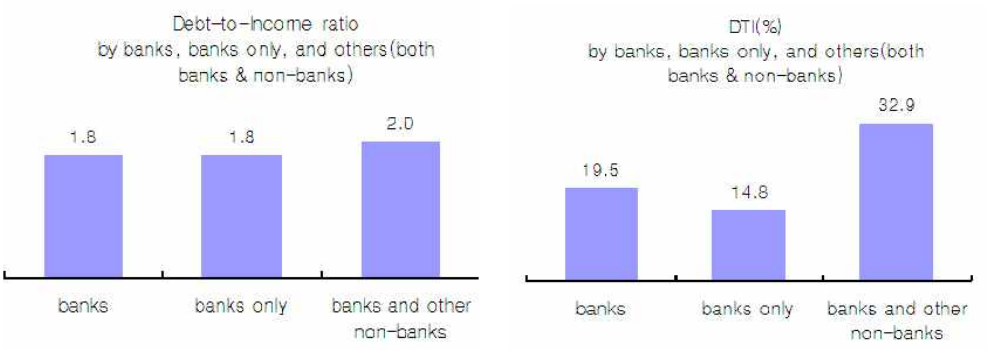
[Figure 12] Debt-to-Income Ratio and DTI by business Sector



〈Table 10〉 Household Debt of Banking Sector

	Share of debt obligors (%)	Average debt amount (mil. won)	Average annual income (mil. won)	Debt-to-income ratio	DTI (%)	Share of DTI>40% (%)	Share of DTI>100% (%)
Banks	64.5	66.8	33.7	1.82	19.5	13.2	1.9
From banks only	(47.8)	(64.7)	(33.3)	(1.77)	(14.8)	(8.0)	(1.4)
From banks and other non-banks	(16.7)	(72.8)	(34.8)	(1.96)	(32.9)	(27.9)	(3.3)

[Figure 13] Debt-to-Income Ratio and DTI of Banks Obligors



분석해 본 결과는 <Table 10>에 정리되어 있다. ‘banks only’는 은행권에서만 금융부채를 보유한 차주그룹이며, ‘banks and other non-banks’는 은행을 포함하여 제2금융권에서도 동시에 부채를 보유한 차주그룹을 지칭한다. <Table 10>에 나타난 바와 같이 ‘banks only’ 그룹의 평균 DTI는 14.8%로 낮은 수준이지만 ‘banks and other non-banks’ 그룹의 DTI는 32.9%로 상당히 높고 고위험군 비중도 높게 나타나 이들 그룹의 부채상환능력이 상대적으로 취약함을 알 수 있다.[6)]

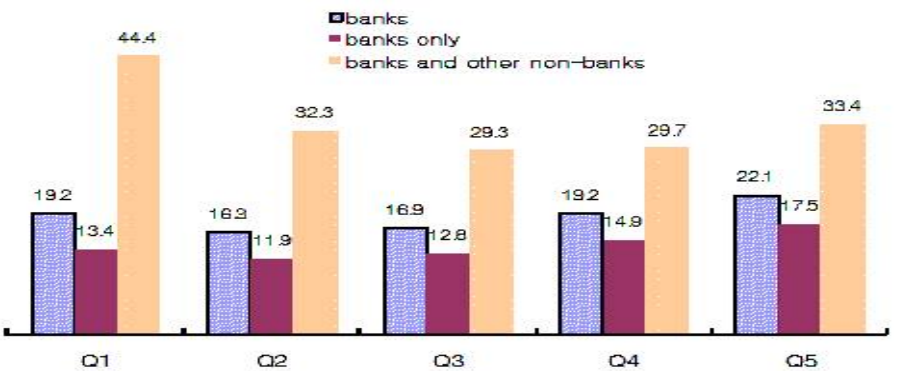
한편, 은행권에 대하여 소득분위별로 DTI를 살펴보면 전 구간의 소득분위에서 ‘banks and other non-banks’ 그룹의 DTI가 ‘banks only’ 그룹의 DTI에 비해 높게

6) ‘banks and other non-banks’ 그룹의 차주들은 중위와 상위 신용등급 비중 및 30~40대 중년층의 비중이 높으며(특히 30대는 소득 2~3분위, 40대는 소득 1분위), ‘banks only’ 그룹 대비 주택담보대출보다 신용대출 비중이 크고, 현금서비스 이용금액이 크며, 수도권 비중이 높은 것으로 나타난다.

〈Table 11〉 DTI of Bank Obligors by Income Quintile

Income quintile	Banks			Banks only			Banks and other non-banks		
	DTI(%)	DTI>40% (%)	DTI>100% (%)	DTI(%)	DTI>40% (%)	DTI>100% (%)	DTI(%)	DTI>40% (%)	DTI>100% (%)
1	19.2	14.5	2.7	13.4	7.8	1.5	44.4	43.3	8.2
2	16.3	10.4	1.4	11.9	5.7	7.0	32.3	27.5	2.8
3	17.0	10.3	1.3	12.8	6.0	1.0	29.3	22.9	1.9
4	19.2	12.2	1.5	14.9	7.7	1.2	29.7	23.4	2.0
5	22.1	15.6	2.3	17.5	10.3	1.8	33.4	28.7	3.4

[Figure 14] DTI of Bank Obligors



나타난다. ‘banks only’ 그룹은 1분위를 제외하고는 고소득층으로 갈수록 DTI가 점차 높아지나, ‘banks and other non-banks’ 그룹은 1분위의 DTI가 매우 높다. 특히 ‘banks and other non-banks’는 전 소득분위에서 ‘banks only’보다 DTI 40% 이상 고위험군 비중이 높은데, 특히 1분위는 절대적으로도 매우 높은 수준으로 저소득층 ‘banks and other non-banks’ 그룹의 부채상환능력이 상대적으로 취약함을 알 수 있다.

한편, 제2금융권의 소득분위별 DTI를 살펴보면 상호저축은행을 제외하면 1분위의 DTI가 상대적으로 높은 수준이며, 나머지 분위에서는 순차적으로 DTI가 높아진다. DTI 40% 이상 고위험군 비중도 카드, 캐피탈, 생명보험은 1분위 비중이 높은 데 비해, 상호저축은행은 특히 소득 5분위의 DTI와 고위험군 비중이 매우 높은 것으로 분석되었다.

〈Table 12〉 DTI of Non-bank Obligors

Income quintile	Credit card			Capital			Insurance			Mutual Savings		
	DTI	DTI> 40%	DTI> 100%	DTI	DTI>40 40%	DTI>10 100%	DTI	DTI> 40%	DTI> 100%	DTI	DTI> 40%	DTI> 100%
1	34.5	31.4	5.2	36.7	32.3	4.9	31.6	27.6	5.2	24.6	19.3	2.5
2	25.5	19.5	1.5	27.6	19.9	1.8	17.9	10.8	1.1	23.0	16.5	1.6
3	24.9	18.5	1.1	26.2	18.1	1.4	18.6	10.6	0.9	23.9	17.6	1.7
4	28.1	22.5	1.5	28.1	20.8	1.7	22.7	14.9	1.3	26.3	20.9	2.2
5	34.1	31.2	3.0	32.9	28.1	3.4	28.5	22.4	2.2	38.3	36.8	5.7

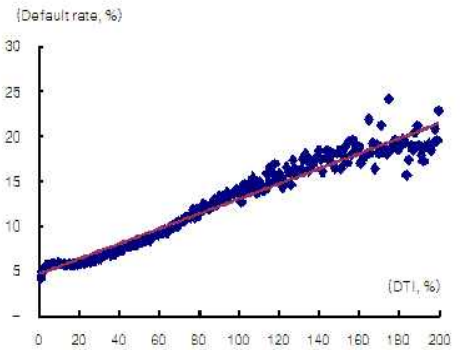
[Figure 15] DTI of Non-banks Obligors

3. DTI와 가계부채 부실위험

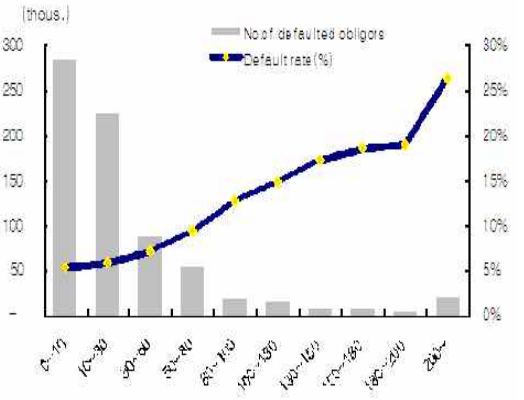
본 절에서는 금리 및 소득의 변화가 DTI 변화를 통해 금융권 가계부채 부실에 미치는 영향을 분석하기에 앞서 개인 부채차주의 실제 연체기록을 활용하여 과연 DTI가 향후 가계부채의 부실화 위험 정도를 나타내는 적정한 지표인지 여부를 살펴본다. [Figure 16]은 전체 표본을 대상으로 2008년 8월 시점의 DTI와

[Figure 16] DTI and Default Rate

DTI vs. Default Rate



Default rate and number of defaulted obligors by DTI group



이후 1년간의 불량률을 비교하고 있다. 불량률이란 부채차주를 기준으로 한 연체차주의 비중으로 금액기준 비중인 연체율과 구분되며, 연체율과 마찬가지로 개인부채의 부도확률을 나타내는 개념이다. 본 분석에서는 2008년 8월을 기준 시점으로 이후 12개월 이내 90일 이상 연체기록이 한 번 이상 있는 고객을 연체차주로 간주하여 불량률을 계산하였다. [Figure 16]에 나타난 바와 같이 DTI가 높아지면 향후 불량률도 높아지는 것으로 나타나, 가계부채의 건전성 지표로서 DTI의 유용성이 인정된다. 불량차주의 절대 다수는 DTI 30% 이하에 집중되어 있지만 동일 DTI 그룹 내 연체차주의 비율인 불량률은 DTI가 높아질수록 상승하며, 개인신용등급이 우수한 경우에도 DTI가 높아지면 불량률이 높아지는 것으로 분석되었다.

한편, [Figure 17]에 나타난 바와 같이 소득분위별, 직업군별, 업권별로 DTI와 불량률 간의 관계가 다소 상이하게 나타나는데, 소득분위별로 볼 때 1분위는 평균 불량률 수준이 높고, DTI 민감도가 낮은 데 반해, 5분위는 DTI에 대한 민감도가 높게 나타나며, 자영업은 급여소득자에 비해 평균 불량률 수준이 높으나, DTI에 대한 민감도는 다소 낮게 나타난다. 업권별로는 상호저축은행을 제외하고는 불량률의 DTI 민감도가 비슷한 수준이다. 상호저축은행은 타 업권 대비 평균 불량률이 매우 높은 수준인데, DTI 50% 이하 구간에서는 DTI와 불량률 간의 관계가 분명하지 않으나 이후 구간에서는 DTI에 대한 불량률의 민감도가 크게 상승하는 특징을 보이고 있다.[7]

[Figure 17] The Relationship between DTI and Default Rate

4. 금리 및 소득 변화의 영향

2009년 하반기부터 글로벌 금융위기가 진정되면서 출구전략의 실행 등으로 금리 상승이 예견되는 가운데 고용 등 내수경기의 회복이 지연되어 가계의 실질소득이 지속적으로 감소하는 등 향후 가계부채의 부실화 가능성이 우려되고 있는 상황이다. 본 절에서는 향후 금리 및 소득 변화가 DTI와 불량률의 변화를 통해 금융권에 미치는 파급효과에 대해 분석한다.

가. 금리 시나리오 분석

우리나라의 가계대출은 변동금리부 대출의 비중이 90%를 상회하며 대출만기도 짧아 금리 상승 시 이자부담이 늘면서 차입자의 상환 불이행 위험이 증가하는 구조이다. 먼저 차입자의 소득은 변화하지 않는 가운데, 차입금리가 2009년 8월 대비 1~3%p 상승하는 경우를 상정하여 직업별, 소득분위별로 DTI 변화를 분석한 결과가 <Table 13>에 정리되어 있다. 표에 나타난 바와 같이 전체 차주에 대해 금리가 1~3%p 상승하는 경우 DTI는 1.5~4.5%p 상승하며, 직업군별로는 금리 1%p 상승 시 DTI가 급여소득자는 1.3%p, 자영업자는 1.9%p 상승하는 것으로 나타나 자영업자가 더 크게 영향 받는 것으로 분석되었다. 소득분위별로는 금리 1%p 상승 시 DTI가 1분위는 1.2%p, 5분위는

7) 현실적으로 가계부채의 부도확률은 DTI 외에도 대출유형, 연령, 직업, 담보능력 등 DTI 외의 요인들에 의해서도 영향 받으며, 금융권별로도 그 결정요인이 상이하게 나타날 것이다. 금융권별 가계부채의 부도요인을 분석하는 작업은 보다 세밀한 실증분석이 요구되며 본 연구의 분석목적을 벗어나므로 별도의 연구과제로 다루기로 한다.

〈Table 13〉 Effects of Interest Rate Increases on DTI

Income quintile	2009. 8	1%p	2%p	3%p
Total (Wage earners) (Self-employed)	18.5% (16.8%) (22.5%)	20.0% (18.1%) (24.4%)	21.5% (19.4%) (26.3%)	23.0% (20.7%) (28.2%)
1	18.9%	20.1%	21.3%	22.5%
2	15.4%	16.3%	17.3%	18.2%
3	15.8%	16.9%	18.0%	19.1%
4	18.6%	20.1%	21.6%	23.1%
5	21.9%	24.1%	26.3%	28.5%

2.2%p 상승하여 고소득층일수록 DTI 증가폭이 더 크게 나타나는데, 이는 고소득층의 부채규모가 상대적으로 더 크기 때문인 것으로 분석된다.

나. 소득 시나리오 분석

금리는 변화하지 않는 가운데 소득이 5% 하락하는 경우와 5% 상승하는 경우를 가정하여 분석한 결과는 <Table 14>에 정리되어 있다. DTI에 대한 소득 하락효과는 금리 상승효과에 비해 상대적으로 크지 않은 것으로 분석되는데, 전체적으로 소득 5% 감소는 평균적으로 DTI를 1.0%p 상승시키며, 직업군별로는 소득 5% 감소 시 DTI가 급여소득자는 0.9%p, 자영업자는 1.2%p 상승하는 것으로 나타난다. 소득분위별로는 소득 5% 감소 시 DTI가 1분위는 0.9%p, 5분위는 1.1%p 상승하는 것으로 분석되며, 전반적으로 소득 감소 시 DTI 상승효과가 소득 증가 시 DTI 하락효과보다 크게 나타난다.

〈Table 14〉 Effects of Income Changes on DTI

Income quintile	2009. 8	5% Increase	5% Decrease
Total (Wage earners) (Self-employed)	18.5% (16.8%) (22.5%)	19.5% (17.7%) (23.7%)	17.7% (16.0%) (21.4%)
1	18.9%	19.8%	18.0%
2	15.4%	16.2%	14.7%
3	15.8%	16.7%	15.1%
4	18.6%	19.6%	17.8%
5	21.9%	23.0%	20.8%

다. 금리 및 소득 시나리오 분석

향후 금리가 2%p 증가하고 소득이 3% 증가하는 상황을 가정하여 직업군별 및 업종별 영향을 분석한 결과는 <Table 15>에 정리되어 있다. 먼저 DTI는 전체적으로 2.4%p 상승하는 것으로 나타나는데, 급여소득자에 비해 자영업자의 DTI가 높은 수준이며 상승폭도 더 크게 나타나며, 특히 5분위 자영업자의 DTI가 크게 상승하는 것으로 분석되었다.

동일한 시나리오하에서의 금융업권별 DTI 변화는 <Table 16>에 정리되어 있다. 분석 결과, 전체적으로 전 금융권역에 걸쳐 DTI는 비교적 고른 상승폭을 나타내지만, 은행권, 특히 은행 및 제2금융권과 복수 거래를 하고 있는 'banks and other non-banks' 그룹의 DTI가 상대적으로 크게 증가하는 것으로 분석되었다. 카드사 및 캐피탈의 DTI 또한 30%를 상회하는 것으로 나타나며, 소득분위별로는 'banks and other non-banks' 1분위와 상호저축 5분위가 상대적으로 취약한 것으로 분석되었다.

〈Table 15〉 Effects of Interest Rate and Income Changes on DTI by Occupation

	Total	Wage-earners	Self-employed
Total	18.5% → 20.9%	16.8% → 18.9%	22.5% → 25.6%
1st quintile	18.9% → 20.7%	18.0% → 19.4%	21.2% → 24.1%
5th quintile	21.9% → 25.5%	17.7% → 20.7%	32.9% → 38.2%

〈Table 16〉 Effects of Interest Rate and Income Changes on DTI by Business Sector

	Banks	(banks and other non-banks)	Credit card	Capital	Life insurance	Mutual savings
Total	19.5% → 22.4%	32.9% → 35.8%	29.6% → 31.2%	30.3% → 32.1%	23.6% → 26.2%	27.1% → 28.5%
1st quintile	19.2% → 21.7%	44.4% → 47.4%	34.5% → 35.8%	36.7% → 38.0%	31.6% → 34.9%	24.6% → 25.3%
5th quintile	22.1% → 26.1%	33.4% → 37.2%	34.1% → 37.1%	32.9% → 35.9%	28.5% → 32.2%	38.3% → 42.0%

라. 금리 및 소득 변화에 따른 불량률 추정

마지막으로 상기한 금리 2%p, 소득 3% 상승 시나리오에 따른 DTI 변화가 가계부채의 불량률에 미치는 영향을 직업별, 업권별로 추정한 결과가 <Table 17>과 <Table 18>에 정리되어 있다. DTI와 불량률 간의 관계를 추정하기 위해 DTI 20~100% 구간을 대상으로 전체, 소득분위별, 업권별로 각각 DTI와 불량률 간 선형 회귀식을 추정한 후, 개별 그룹의 DTI 증가에 상응하는 불량률 변화를 계산하였다.

분석 결과, 전체적으로는 불량률이 5.0%에서 5.3%로 0.3%p 상승하는 것으로

〈Table 17〉 Effects of Interest Rate and Income Changes on Default Rate by Occupation

	2009. 8	Estimated
Total	5.0%	5.3%
(1st quintile)	(8.4%)	(8.5%)
(5th quintile)	(3.1%)	(3.4%)
Wage earners	3.8%	4.0%
(1st quintile)	(8.0%)	(8.1%)
(5th quintile)	(1.4%)	(1.7%)
Self-employed	7.8%	8.1%
(1st quintile)	(10.0%)	(10.0%)
(5th quintile)	(6.3%)	(6.8%)

〈Table 18〉 Effects of Interest Rate and Income Changes on Default Rate by Financial Sector

	Banks	(banks and other non-banks)	Credit card	Capital	Life insurance	Mutual savings
Total	3.3% → 3.6%	4.4% → 4.8%	4.0% → 4.2%	6.0% → 6.2%	4.9% → 5.3%	18.1% → 18.2%
1st quintile	6.3% → 6.4%	6.4% → 6.5%	5.6% → 5.6%	8.8% → 8.8%	6.9% → 7.2%	20.8% → 20.8%
5th quintile	2.1% → 2.5%	3.8% → 4.3%	4.0% → 4.4%	5.1% → 5.4%	4.5% → 5.1%	12.4% → 12.4%

나타나며, 소득분위별로는 5분위 불량률이 더 많이 상승하는 것으로 나타난다. 직업별로는 자영업자의 불량률이 8.1%로 상승하며, 특히 자영업자 1분위 불량률은 10%에서 변화하지 않는 반면, 5분위 불량률은 6.3%에서 6.8%로 상승하는 것으로 분석되었다.

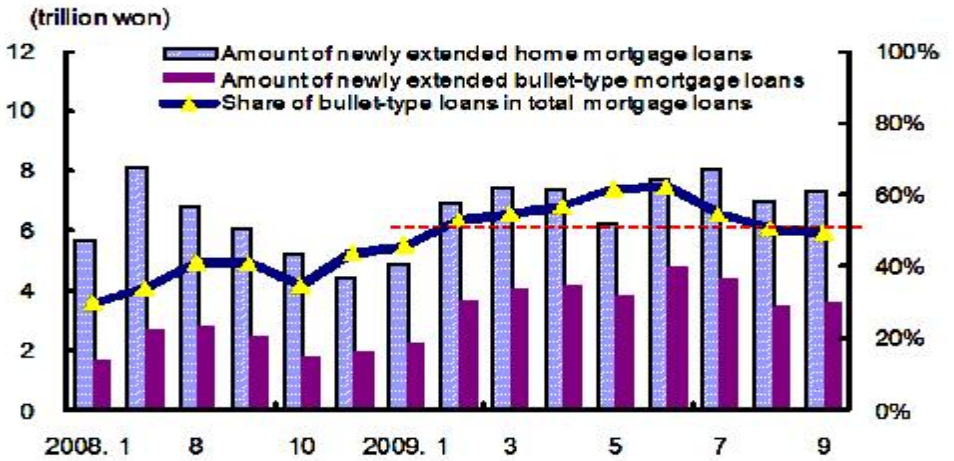
금리와 소득 변화가 불량률에 미치는 영향을 금융업권별로 보면, 은행권의 불량률이 2009년 8월 3.3%에서 3.6%로 0.3%p 상승하는 것으로 나타나며, 특히 'banks and other non-banks' 그룹의 불량률이 4.8%로 상승하는 것으로 분석되었다. 제2금융권은 생명보험의 상승폭이 크지만, 절대수치 면에서는 상호저축은행과 캐피탈의 불량률이 높은 수준이며, 소득분위별로도 생명보험, 카드사의 상승폭이 크지만, 절대수치 면에서는 상호저축은행과 캐피탈의 불량률이 높은 수준이다.

종합적으로 볼 때 2010년에 금리 및 소득이 각각 2%p 및 3%p 상승하는 비교적 정상적인 경제상황이 전개된다면, 전 금융권역에서 불량률의 상승은 현재 자기자본 수준을 감안할 때 충분히 감내할 만한 수준일 것으로 생각된다. 그러나 일부 직업군과 금융업권의 소득분위별 위험 증대에 대비할 필요가 있다. 특히 자영업 1분위의 불량률이 절대수치 면에서 높은 가운데, 5분위 불량률의 상승폭이 크게 나타날 가능성이 있고, 상호저축은행 및 캐피탈 1분위의 불량률 수준이 이미 높은 가운데, 생명보험과 'banks and other non-banks' 5분위의 불량률 상승폭이 높아질 가능성이 있다. 아울러 본 분석은 모든 차주에 대해 금리 상승 및 소득 변화폭이 동일하다고 가정하고 있는데, 저소득층, 제2금융권 차주 등 취약계층일수록 소득 개선이 예상보다 지연되고, 위험을 반영한 가산금리 적용 등으로 차입금리 상승위험에 더 민감하게 노출될 수 있음을 고려하면, 본 절의 불량률 증가 추정치는 최소한의 증가폭으로 보수적으로 인식할 필요가 있다.

5. 주택담보대출 차환위험

지금까지의 분석은 개인 차주의 소득과 이자상환액에 기반한 부채상환능력의 변화에 초점을 두고 있으며, 차환위험의 변화는 고려하지 못하였다. 그러나 가계부채의 건전성을 종합적으로 파악하기 위해서는 이러한 부채상환위험과 더불어 차환위험을 보다 면밀히 모니터링할 필요가 있다. 특히 우리나라는 금융권 가계대출 중 주택담보대출의 비중이 60%에 달하고 있으며, 이 중 일시상환형 대출의 비중이 높아 만기도래 시 정상적인 조건으로 부채를 재차입할 수 없는 차환위험이 높은 편이다. [Figure 18]은 2008년 1월 이후 주택담보대출 신규금액과 이 중 일시상환형 대출 비중의 추이를 보여준다.

[Figure 18] Newly Extended Home Mortgage Loans and Share of Bullet Loans



Note: The first bar denotes the amount of newly extended home mortgage loan, and the second bar denotes the amount of newly extended bullet-type mortgage loan. The solid line indicates the share of bullet-type loans in total mortgage loans.

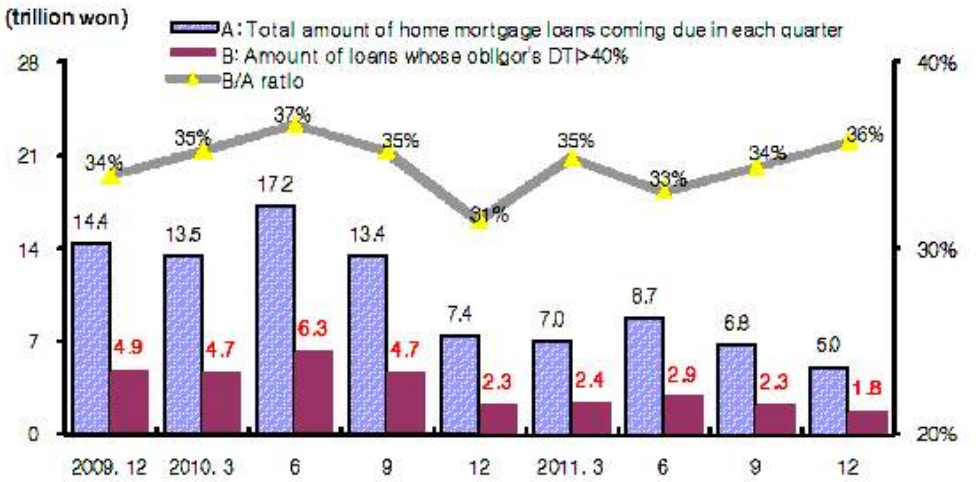
[Figure 18]에 나타난 바와 같이 신규 주택담보대출 중 일시상환형의 금액기준 비중이 2009년 들어 50%를 상회하고 있다.

[Figure 19]는 2009년 8월 기준 2010년 3/4분기까지 일시상환형 주택담보대출의 만기도래 금액을 보여준다. [Figure 19]에 나타난 바와 같이 만기도래 금액은 매 분기별 13조~17조원에 달하며 특히 내년 2/4분기의 만기도래 금액이 17.2조원으로 높은 편이다. 만기도래하는 일시상환형 주택담보대출 중 DTI가 40% 이상인 고위험군 차주가 보유한 금액도 내년 3/4분기까지 매 분기별로 4.7조~6.3조원에 달하며 비중도 34~37%에 달하고 있다. 이러한 대출은 대부분 DTI 규제 도입 이전에 이루어진 것으로, 이들 차주의 경우 만기도래 시 DTI 상한의 적용으로 전액 차환이 어려울 것으로 예상된다. 따라서 이들이 보유한 담보물건이 시장에 매각되는 경우 주택가격 하락 압력으로 작용할 수 있다. 이와 같이 주택가격이 하락하는 경우에는 담보인정비율(LTV) 규제와 맞물려 주택담보대출의 차환위험이 더욱 상승할 수 있다.

Ⅳ. 요약 및 시사점

본 연구에서는 개인의 부채상환능력을 중심으로 1999년 이후 지속적으로 증가해 온 우리나라 가계부채의 수준 및 구조가

[Figure 19] Bullet Mortgage Loans Coming Due



Note: The first bar denotes the total amount of home mortgage loans coming due in each quarter, and the second bar denotes the amount of loans whose obligor's DTI is greater than 40%. The solid line shows the share of loans with DTI over 40%.

내포하는 위험에 대해 분석하였다. 국내 최초로 개인신용 전수자료에 기초하여 차주의 특성과 금융업권별로 부채상환능력을 비교·분석하고, 금리, 소득 등 거시경제환경 변화에 따른 DTI 및 불량률의 변화, 차환위험 분석 등을 통해 우리나라 가계부채의 건전성을 평가하였다. 주요 분석 결과를 요약하면 다음과 같다.

2009년 8월 현재 우리나라 가계부문의 부채상환부담은 DTI를 기준으로 볼 때 추세적으로 안정적인 수준에 머물고 있으나, 저소득 근로자, 고소득 자영업자, 저소득 캐피탈 및 카드사, 고소득 상호저축은행, 특히 'banks and other non-banks' 차주그룹의 부채상환능력이 특히 취약한 것으로 분석되었다. 우리나라 전체 평균 부채-소득 배율은 약 1.5배, 총부채상환비율(DTI)은 18.5% 수준이며, DTI가 40%를 상회하는 고위험군 차주의 비중은 11.7%에 달하고 있다. 소득분위별로는 고소득층인 5분위의 부채규모와 부채차주 비중이 특히 높고, DTI는 고소득층과 저소득층이 높은 U자형 구조이며, DTI 40% 이상 고위험군도 5분위와 1분위가 상대적으로 높은 것으로 나타났다. 직업별로는 급여소득자에 비해 자영업자가 부채-소득 배율이나 DTI가 모두 높으며, 자영업자에서 특히 DTI가 40% 이상인 고위험군 비중이 높게 나타났다. 급여소득자는 1분위의 DTI가 높은 반면, 자영업

자는 5분위의 DTI가 높고, 특히 자영업자 5분위의 DTI 40% 이상 고위험군 비중이 28.2%에 달하고 있다. 지역별로는 부채-소득 배율, DTI, 고위험군 비중 모두 수도권이 지방보다, 강남이 강북보다 높은 것으로 분석되었다.

금융권별로는 은행과 생명보험의 부채 규모와 부채-소득 배율이 높지만 캐피탈, 카드사, 상호저축은행의 DTI가 더 높고, DTI 40% 이상 고위험군 비중도 카드사, 캐피탈, 상호저축은행이 높은 것으로 나타났다. 특히 은행과 제2금융권에 복수 부채를 보유한 차주그룹의 DTI가 상당히 높고, 동 그룹 내 소득 1분위의 부채상환 위험이 매우 높게 나타나 면밀한 모니터링이 필요한 것으로 분석되었다. DTI와 고위험군 비중은 카드사, 캐피탈, 생명보험의 경우에는 1분위, 상호저축은행은 5분위에서 높게 나타나, 저소득 잠재위험 차주군은 캐피탈과 카드사, 고소득 잠재위험 차주군은 상호저축은행에 대한 의존도가 상대적으로 높음을 알 수 있다.

거시경제환경 변화에 따른 부채상환부담 및 불량률 상승효과는 금리 상승폭이 3%p, 소득감소율이 5% 이내에 머무는 경우, 현 금융권의 자본건전성을 고려할 때 감내할 만한 수준인 것으로 판단되나, ‘banks and other non-banks’ 차주 및 캐피탈, 카드사, 상호저축은행 등 이미 DTI가 높은 제2금융권을 중심으로 부실 증대 가능성에 대비할 필요가 있는 것으로 분석되었다. DTI 증가폭은 소득 감소보다는 금리 상승에 더욱 민감하며, 급여소득자보다는 자영업자, 저소득자보다는 고소득자, 특히 은행 및 제2금융권과 복수거래를 하고 있는 차주그룹의 DTI가 상대적으로 더 크게 증가하는 것으로 나타났다. 생명보험은 DTI가 타 금융업권 대비 절대수치 면에서 높지는 않으나 부채잔액 효과에 따라 상승폭이 크게 나타나며, 캐피탈, 카드사, 상호저축은행은 DTI가 높은 5분위의 상승폭이 크게 나타난다. 불량률은 자영업자와 생명보험, ‘banks and other non-banks’ 그룹의 5분위의 상승폭이 크게 나타나며, 특히 상호저축은행은 불량률 상승폭이 크지는 않으나 전 소득분위의 불량률이 이미 매우 높은 수준에 이르고 있다. 특히 2009년 주택담보대출 신규 증가분에서, 위험도가 이미 높은 제2금융권 및 소득 5분위의 비중이 빠르게 확대되었음에 주의할 필요가 있다.

한편, 주택담보대출과 관련하여 최근 일시상환형 주택담보대출의 비중이 신규금액 기준 50% 수준을 상회하고 있어 만기도래 대출의 차환위험에 대한 면밀한 모니터링이 필요한 것으로 분석되었다. 특히 최근 가계부채 증가가 고소득층의 주택담보대출을 중심으로 이루어졌기 때문에 상대적으로 안전하다는 지적이 있으나, 고소득자, 특히 자영업 고소득자 그룹의 DTI와 고위험군 비중이 높게 나

타나 향후 금리 상승 및 소득 하락 시 이들 그룹의 부채상환위험이 크게 높아질 수 있으며, 차환 실패에 따른 자산매각은 주택가격 하락과 가계부실 확산을 야기할 수 있음에 유의할 필요가 있다. 실제로 내년 3/4분기까지 만기도래하는 일시상환형 주택담보대출의 만기도래 금액은 매 분기별 13조~17조원에 달하며, DTI 40% 이상 고위험 차주가 보유한 일시상환형 주택담보대출 만기도래액도 내년 4분기까지 분기별 4.7조~6.3조원에 달하고 있다. 이들 대출은 DTI 상한규제 적용으로 전액 차환이 불가능하여 담보물건 매각에 따른 주택가격 하락 시 담보인정비율(LTV) 규제와 맞물려 차환위험이 더욱 상승할 수 있음에 유의할 필요가 있다.

본 연구의 분석 결과는 우리나라 가계부채의 건전성 감독과 관련하여 다양한 시사점을 제공한다. 첫째, 기존의 자금순환계정상의 거시총량지표를 이용한 가계부실위험 모니터링과 함께 CB 등 미시자료를 이용한 차주 단위 분석을 결합하여 보다 종합적이고 심층적인 가계부채 위험관리가 필요하다. 기존 방식으로는 총체적인 가계부실위험만 파악할 수 있으나, CB 데이터 등 금융회사의 대출자료를 이용하는 경우 가계부채의 세부 위험구조 파악은 물론, 금융업권별 부실위험 노출 및 파급영향 등의 분석이 가능하며, 복수 금융회사로부터 부채를 보유한 차주군 등 특정 위험군의 부실위험 모니터링도 가능하다. 참고로 독일, 영국 등 선진국들은 CB 데이터에 기초한 과다채무지수 등을 개발하여 가계부채의 위험을 평가하고 예측하는 데 활용하고 있다. 독일 CB인 Schufa는 자체 데이터베이스 내 6,300만 고객자료를 이용하여 16개주 429개 카운티에 대한 과다채무 상황을 나타내는 민간부채지수 PDI(Private Debt Index)를 분기별로 발표하고 있으며, 영국 CB인 Callcredit은 우편번호별 거주 지역에 따른 소비자의 부채파일을 제공하는 Geodebt 지수를 개발하여 분기별로 제공하며 가계의 과다채무 상황을 모니터링하는 지표로 활용하고 있다.

둘째, 본 분석 결과는 DTI가 가계부채의 위험관리를 위한 유용한 지표이며, 향후 DTI 규제가 부동산 경기조절 목적의 획일적인 방식보다는 금융안정 목적의 거시건전성 감독수단으로 보다 유연하게 개편하여 발전될 필요성이 있음을 시사한다. 가계부채의 부도확률은 DTI 외에도 자산담보능력 등 DTI 이외의 요인들에 의해서도 영향을 받게 되며, 따라서 소득, 직업 등 차주의 특성은 물론 지역별, 업권별로도 보다 세분화되고 신축적인 DTI 관리가 요구된다. 금융회사가 자율적으로 DTI를 신용심사 및 리스크관리의 지표로 사용토록 하고, 감독당국은 DTI의 최고 상한을 설정하며, 금융회사의 관련 리스크관리 과정 및 실태를 모니터링하는 방식을 적용할 필요가 있다. 또

한 가계대출에 대하여 바젤Ⅱ 내부등급법 적용 시 DTI를 명시적으로 반영하는 방안도 고려할 필요가 있다.

셋째, 우리나라의 주택담보대출은 상대적으로 만기가 짧고 일시상환형 대출의 비중이 높아 변동금리로 인한 부채상환위험뿐만 아니라 차환위험구조를 면밀히 모니터링할 필요가 있다. 거시건전성 감독 차원에서 차환위험의 집중은 경제상황 악화 시 담보대상 주택의 처분에 따른 담보가치 하락으로 심각한 시스템위험을 초래할 가능성이 있다. 따라서 감독당국은 DTI 규제를 통해 주택담보대출 만기의 장기화를 유도하고, 원리금 상환부담이 상대적으로 큰 분할상환형 주택담보대출의 경우에는 DTI 규제를 신축적으로 차별화하여 적용함으로써 가계부채의 차환위험을 완화시킬 필요가 있다.

마지막으로 금융회사는 가계의 부실위험뿐만 아니라 상환여력(affordability)을 대출심사 시 종합적으로 평가하고 정기적으로 모니터링하며 경기변동을 신용평가에 감안하는 등 가계부채의 위험관리 역량을 강화해야 한다. 글로벌 금융위기 이후 전 세계적으로 개인고객에 대한 위험관리가 기존 신용평점(credit scoring)에 의한 평가뿐 아니라 실효 가처분소득과 기존 채무에 대한 원리금 상환부담을 함께 고려하는 상환여력을 강조하는 추세이다. 아울러 경기변동과 같은 체계적 위험요소를 개인 신용평가에 반영하기 위해 경기민감도를 고려한 미래지향적 신용평가(forward-looking score) 등 거시건전성을 감안한 가계신용위험 관리기법의 확충이 요구된다.

참 고 문 헌

김병덕・함준호, 「규제감독시스템의 개선방향」, 한국금융학회 창립 20주년 금융정책 심포지엄 발표자료, 2009. 5.

김준경, 「가계대출의 현황 및 평가」, 『KDI 경제전망』, 제25권 제2호, 2008. 11, pp.157~167.

김현정・김우영, 「가계부채의 결정요인 분석」, 『금융경제연구』, 제380호, 한국은행, 2009. 4.

김현정・김우영・김기호, 「한국노동패널자료를 이용한 가계부채 분석」, 『금융경제연구』, 제366호, 한국은행, 2009. 2.

박창균, 「가계부채의 추이와 금융불안」, 한국경제학회 정책심포지엄 '금융안정과 정책공조' 발표자료, 2009. 7.

유경원, 「가계부채 문제에 관한 분석: 미시자료를 중심으로」, 『경제분석』, 제15권 제4호, 한국은행 금융경제연구원, 2009, pp.1~32.

전승훈・임병인, 「2000년 이후 가계의 자산 및 부채 보유실태의 변화 분석」, 『재정학연구』 제1권 제2호, 2008, pp.133~162.

전홍배・이정진・최운열, 「스트레스테스트를 활용한 은행 가계대출부문의 안정성 연구」, 『경제분석』, 제14권 제2호, 한국은행 금융경제연구원, 2008, pp.71~100.

정형권, 「은행대출의 경기순응성과 거시건전성」, 한국경제학회 정책심포지엄 '금융안정과 정책공조' 발표자료, 2009. 7.

Adrian, Tobias and Hyun Song Shin, "Liquidity, Monetary Policy and Financial Cycles," *Current Issues in Economics and Finance*, Vol. 14, No. 1, Federal Reserve Bank of New York, 2008.

Karasula, Meral, "Stress Testing Household Debt in Korea," IMF, 2008.

韓國開發硏究
제32권 제4호(통권 제109호)

자산가격변동과 민간소비의 동태적 반응

김 영 일
(한국개발연구원 부연구위원)

Asset Prices and Consumption Dynamics in Korea

Kim, Young Il
(Associate Research Fellow, Korea Development Institute)

* 본고는『자산가격변동이 민간소비에 미치는 효과 분석』(정책연구시리즈 2009-08, 한국개발연구원, 2009)으로 기 발간된 원고를 수정·보완한 것임.

** 김영일: (e-mail) yikim@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, 49 Hoegiro, Dongdaemun-gu, Seoul, Korea

• Key Word: 자산가격(asset price), 민간소비(consumption), 부의 효과(wealth effect), 오차수정모형(error correction model)
• JEL Code: G10, E21
• Received: 2010. 6. 21 • Referee Process Started: 2010. 6. 29
• Referee Reports Completed: 2010. 12. 30

ABSTRACT

This paper examines consumption dynamics in relation to asset prices in Korea. Empirical analysis based on the error correction model shows that personal consumption is affected by changes in asset prices but the consumption converges to the long-run level of consumption corresponding to the total income flow in two years. This adjustment in consumption implies that the consumption error, reflected in the error correction term, should have predictability for the future consumption growth during the adjustment period. It is found that the error correction term has a long-run predictability for consumption over up to about 3 years; thus, confirming the error correction model. It is also found that housing prices have larger effects on consumption compared with stock prices in Korea. In addition, the effects of income and asset prices on consumption show bigger effects during contractionary period than expansionary period in business cycles.

This paper also analyzes effects of asset wealth that reflects changes in both price and quantity. It is found that asset wealth has a long-run effect on consumption in addition to total income as determinants of consumption. Since wealth effects usually indicate the long-run effect of changes in asset wealth on consumption that is not explained by labor income, which is the proxy for human source of wealth, it is estimated with labor income used as a control variable. According to the estimation, the marginal propencity to consume out of asset wealth is approximately 2%. It means that 1,000won increase in asset wealth may lead to 20 won increase in consumption.

본고는 자산가격의 변동에 따른 민간소비의 동태적 반응을 분석한다. 오차수정모형에 기초한 분석 결과, 민간소비는 자산가격의 변화에 영향을 받지만 2년 정도의 기간이 경과할 경우 총소득에 상응하는 장기균형수준으로 수렴할 가능성이 높게 나타난다. 이러한 민간소비의 조정은 일시적인 소비불균형을 의미하는 공적분오차가 장기소비증가율에 대해 예측력을 가짐을 시사하는데, 최대 3년 정도의 장기소비증가율에 대해 예측력이 있음을 확인할 수 있다. 한편, 민간소비에 대한 영향은 주식가격보다는 주택가격이 상대적으로 더 크고 유의하게 관찰된다. 또한 경기순환을 고려할 경우 소득 및 자산가격의 변화에 대한 민간소비의 단기적인 반응은 경기수축기가 경기확장기보다 크게 추정되었다.

본고에서는 민간소비에 대한 자산가격의 영향과 더불어 수량요인까지 함께

ABSTRACT

고려한 자산의 변화가 민간소비에 미치는 영향도 구분하여 분석하였다. 분석 결과, 자산의 경우는 장기에서도 총소득과 함께 민간소비에 대해 유의한 설명력을 보인다. 한편, 전체 부를 인적요소인 노동소득과 자산으로 구분하여 자산의 변화에 따른 민간소비의 변화를 추정하였는데, 자산에 대한 소비의 장기탄력성은 노동소득을 고려한 경우가 총소득을 통제한 경우에 비해 높게 나왔다. 노동소득을 고려한 경우 자산에 대한 한계소비성향은 2% 정도로 추정된다. 이는 1,000원의 자산증가에 대해 20원 정도의 소비증대 효과가 있음을 시사한다.

Ⅰ. 서 론

우리 경제는 경기변동과정에서 자산가치의 등락을 경험하였는데, 이러한 자산가치의 변화는 소득과 더불어 민간소비의 추가적인 변동요인으로 작용할 가능성이 있다. 특히 2004~07년의 경기확장기에는 자산가치가 빠른 증가세를 보였으며, 1998년 외환위기와 2008년 금융위기 등의 경기수축기에는 자산가치가 급락하는 모습을 보임에 따라 자산가치의 변동이 실물경제에 미치는 효과에 대해 관심이 모아지고 있다. 본고에서는 자산가치의 변화가 실물경제에 영향을 미치는 중요한 경로인 민간소비에 대한 효과를 정량적으로 분석하고자 한다.

본 연구는 자산가치의 변화가 소비에 미치는 효과를 장기균형과 단기의 동태적인 조정과정으로 구분하여 분석하고 있다. 이는 자산의 변화가 일시에 소비에 반영되기보다는 조정과정이 수반될 수 있음을 고려하기 위함이다. 이러한 구분에 기초한 분석은 자산의 변화에 따른 소비의 동태적 반응경로에 대한 정량적 이해를 제고할 수 있다. 한편, 자산가격의 경우 주가와 주택가격으로 구분하여 각 충격에 대한 소비의 반응경로상의 차이를 보이고 있다.

또한 본 연구에서는 민간소비에 대한 주요 설명변수인 소득과 자산의 정의가 달라질 경우 추정되는 자산효과의 의미와 크기가 달라질 수 있음을 보이고 있다. 먼저, 자산의 경우 자산의 변화는 가격요인과 수량요인을 모두 반영하므로 자산가격의 변화와 구분하여 소비에 대한 자산효과를 추정하고 해석할 수 있다. 또한 소비에 대한 자산효과를 추정함에 있어 총소득(노동소득과 자산소득을 포함)을 통제변수(control variable)로 사용할 경우와 노동소득을 통제변수로 사용할 경우 자산항의 추정계수가 의미하는 바는 달라질 수 있다. 총소득이 통제변수로 사용될 경우에는 자산소득도 일부 통제됨에 따라 자산항의 추정계수는 자산의 변동이 유발하는 소비효과의 일부만을 반영하게 된다. 따라서 통제변수로서 자산소득의 포함 여부에 따라 자산의 변동이 소비에 미치는 효과의 일부 또는 전부가 추정될 수 있다. 한편, 자산의 변동에 대한 소비의 반응은 경기국면에 따라 상이할 가능성이 있으므로 이를 고려하여 소비에 대한 자산효과를 추정할 수 있다.

자산의 변동이 소비에 미치는 효과의 추정과 관련하여 국외의 주요 선행 연구들은 전체 부(total wealth)를 인적요소인 노동소득과 비인적요소인 자산으로 구분하여 자산의 확대 또는 축소에 따른 소비의 변화를 추정하고 있다.[1] 하지만 대부분의 국내 문헌에서는 노동소득 대신 총

소득(또는 처분가능소득)을 통제변수로 사용하여 자산변동이 총소득에 더하여 소비에 미치는 효과를 분석하고 있다.[2] 이 경우에 총소득의 하위항목인 자산소득도 일부 통제되므로 자산항의 추정계수는 실제 자산변동이 유발하는 소비효과 중 자산소득에 의해서도 설명되지 않는 나머지 부분을 추정할 가능성이 있다.[3] 따라서 이 경우에는 자산항이 유의하지 않더라도 자산이 소비에 미치는 효과가 없는 것으로 해석해서는 안 될 것이다.

본 연구는 이러한 문제의식에 기초하여 자산의 변동이 총소득에 더하여 추가적인 설명력을 갖는지의 문제와 자산의 변동이 유발하는 소비효과라는 문제를 구분하고 있다. 전자의 분석을 위해서는 총소득을 통제변수로 사용하는 한편, 후자의 분석을 위해서는 노동소득을 통제변수로 사용하여 자산의 변동이 소비에 미치는 효과를 추정한다. 한편, 소득 및 자산의 변화에 대한 소비의 반응은 경기 확장기와 수축기에 다소 차이를 보일 가능성이 제기되고 있는데, 본 연구에서는 경기순환국면에 따른 소비의 비대칭적 반응을 고려한 단기소비식도 추정하였다.[4] 이를 통해 경기확장기의 소득과 자산가격 상승이 소비에 미치는 효과와 수축기의 소득 및 자산가격 하락이 소비에 미치는 효과의 차이를 가늠해 볼 수 있다.

본고의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 소비-부의 장기균형에 관한 논의에서 출발하여 소비-부의 동태적 관계에 관한 시사점과 이를 묘사하기 위한 분석방법을 도출한다. 이러한 논의 및 분석방법에 기초하여 제Ⅲ장에서는 실증분석을 행하고 있다. 제Ⅲ장의 전반부에서는 민간소비에 대한 통상의 결정요인으로서 총소득 이외에 자산가격을 고려하여 각각의 변동이 소비에 미치는 장기효과와 소비의 동태적 반응을 분석한다. 제Ⅲ장의 후반부에서는 가격과 수량요인을 함께 반영한 자산의 변화가 소비에 미치는

1) 부의 비인적요소인 자산과 대조적으로 부의 인적요소는 현실에서 관찰되지 않으므로 이의 대용변수로서 노동소득이 사용된다. Ludvigson and Steindel(1999)과 Fernandez-Corugedo et al.(2003)은 노동소득을 통제변수로 사용하여 각각 미국과 영국에 대해 자산변동의 소비효과를 추정하였으며, Catte et al.(2004)는 대부분 해당 국가에 대해 노동소득을 사용하였으나, 자료의 한계로 인해 일부 국가에 대해서는 가처분소득을 대용변수로 사용하였다.

2) 김병화・문소상(2001)은 GNI와 자산가격을, 이항용(2004)은 GNI와 주택자산을 소비의 설명변수로 사용하고 있으며, 전철환・장병화・박형수(2002) 및 최요철・김은영(2007)은 개인처분가능소득과 자산을 소비에 대한 설명변수로 사용하고 있다. 한편, 김세완(2008)은 산업생산과 아파트가격을 도소매판매(소비)에 대한 설명변수로 사용한다.

3) 여기서 자산소득(유량변수)은 자산(저량변수)의 보유에서 발생하는 배당수입으로 해석될 수 있다.

4) 이와 관련된 연구로서 김세완(2008)은 월별 주택가격변동에 대한 월별 도소매판매의 반응이 경기에 따라 비대칭적일 수 있음을 보고하고 있다. 한편, 본 연구는 분기별 자산변동이 국민계정상의 민간소비에 미치는 비대칭적 반응을 분석한다.

효과를 분석한다. 더불어 노동소득과 자산을 소비에 대한 주요 설명변수로 사용하여 자산의 변동이 유발하는 소비효과도 추정한다. 마지막으로 제Ⅳ장에서는 요약 및 결론을 제시한다.

Ⅱ. 소비의 장기균형 및 동태적 조정과정에 관한 일반적 논의

본 장에서는 민간소비의 장기적인 결정요인 및 소비의 동태적 조정과정에 대한 논의와 이에 기초한 실증분석모형을 제시한다.

1. 소비-부의 장기균형에 관한 논의[5)]

가계의 동태적 소비결정은 현재소비와 다음 기의 부(wealth) 사이에 성립하는 다음과 같은 예산제약(intertemporal budget constraint)을 만족하게 된다.[6)]

$$W_{t+1} = (1 + r_{w,t+1})(W_t - C_t)$$

이로부터 소비-부 사이에 성립하는 다음의 관계식을 얻을 수 있다.

$$c_t - w_t \approx E_t \sum_{i=1}^{\infty} \rho_w^i (r_{w,t+i} - \triangle c_{t+i}) + const.$$

여기서 소문자는 해당 변수를 로그변환한 값을 나타낸다.

이 식에 따르면, 현재 소비-부의 비율(consumption-wealth ratio)은 미래의 부에 대한 기대수익률과 기대소비증가율에 의해 결정된다. 한편, 이 식의 우변에서 미래의 부에 대한 기대수익률과 기대소비증가율의 차이는 정상시계열(stationary time series)을 이루므로 좌변의 소비-부의 비율도 정상시계열을 이룬다. 이는 소비-부의 비율이 평균회귀성향(mean reversion)을 가짐을 의미하며, 소비-부 사이에 장기적으로 안정적인 균형관계, 즉 공적분관계가 성립함을 시사한다.

하지만 위 식의 부(wealth)는 현실경제에서는 직접 관찰하는 것이 가능하지 않으므로 실증분석의 목적을 위해서는 위 식의 공적분관계를 관찰 가능한 변수들로 표현되도록 변형할 필요가 있다. 한 경제의 부(W)를 인적요소(H)와 비인적요소(A: 금융 및 실물 자산의 합)로 구분하면 전체 부는 이 두 부분의 합으로 표현할 수 있다($W_t = H_t + A_t$). 이를 이용하

5) 소비-부의 공적분관계에 대한 비교적 상세한 유도과정과 해석은 김영일(2009)에서 제시하고 있다.
6) 해당 예산제약식에서 W_t와 C_t는 각각 t기의 부(aggregate wealth)와 소비를 나타내며, $r_{w,t+1}$은 t기와 t+1기 사이의 부에 대한 수익률을 의미한다.

여 위 식을 전개하면 다음과 같은 소비-인적자본-자산 사이에 성립하는 관계식을 얻게 된다.

$$c_t - \omega a_t - (1-\omega)h_t \approx E_t \sum_{i=1}^{\infty} \rho_w^i [(\omega r_{a,t+i} + (1-\omega) r_{h,t+i}) - \triangle c_{t+i}] + const.$$

이 식의 인적자본(*H*) 또한 관찰 가능하지 않은 변수이므로 관찰 가능한 변수를 사용하여 위 관계식을 재구성할 수 있다. 노동소득(*Y*)을 인적자본(*H*)의 소유에서 발생하는 배당소득(dividend)으로 생각하면 노동소득은 인적자본과 공적분관계가 성립함을 보일 수 있는데, 이 관계를 이용하여 위 식을 전개하면 소비-노동소득-자산 사이에 성립하는 다음 관계식을 얻게 된다.

$$c_t - \omega a_t - (1-\omega)y_t \approx E_t \sum_{i=1}^{\infty} \rho_\omega^i [(\omega r_{a,t+i} + (1-\omega) r_{h,t+i}) - \triangle c_{t+i}] + (1-\omega) z_{h,t}$$

이 식의 우변이 정상시계열을 형성하므로 좌변의 소비, 노동소득 및 자산의 세 변수는 안정적인 장기균형관계를 의미하는 공적분관계를 형성한다. 또한 이 공적분식에 따르면, 현재의 자산 및 노동소득 대비 소비의 비중은 자산과 인적자본의 기대수익률, 노동소득과 소비의 예상 증가율 등에 의해 결정된다. 따라서 이러한 변수들에 대한 기대의 변화에 따라 소비와 자산-노동소득 간 비율, 즉 공적분오차는 조정될 수 있다. 한편, 이 식에 따르면, 소비-부 사이의 비율을 나타내는 공적분오차는 자산 및 인적자본의 미래수익률과 미래 소비증가율에 대해 예측력을 가질 수 있다.

한편, 본 연구는 민간소비의 주요 결정요인으로서 총소득 이외에 자산의 변동이 갖는 추가적인 설명력에도 관심이 있으므로, 이를 위해 소비와 총소득을 포함한 요인 사이의 장기균형관계를 분석하도록 한다. 우선, 소비-부의 장기균형으로부터 소비-총소득 사이에도 공적분관계가 성립함을 보일 수 있다. 총소득(Y_{tot})을 전체 부(*W*)에서 발생하는 해당 시기의 배당소득으로 생각하면 총소득과 부의 사이에는 공적분관계가 성립함을 보일 수 있는데, 이 관계를 이용하여 위 소비-부의 공적분식을 전개하면 다음과 같은 소비-총소득의 관계식을 얻을 수 있다.

$$c_t - y_{tot,t} \approx E_t \sum_{i=1}^{\infty} \rho_w^i (r_{w,t+i} - \triangle c_{t+i}) + z_{w,t} + const.$$

이 식의 우변을 구성하는 변수들이 정상시계열을 형성하므로 소비와 총소득

사이에는 공적분관계가 성립한다. 따라서 소비는 장기적으로 소득의 흐름에 의해 결정되며, 이외의 요인들은 일시적인 효과(transitory effects)만 있는 것으로 볼 수 있다.

한편, 총소득증가율은 노동소득증가율과 자산소득증가율의 가중평균으로 표현[7]할 수 있으므로 위 식의 $z_{w,t}$는 다음과 같이 주어진다.

$$z_{w,t} = E_t \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j (\pi_l \triangle y_{l,t+j} + (1-\pi_l) \triangle y_{a,t+j} - r_{w,t+j})$$

이는 미래에 예상되는 자산소득증가율의 변화는 현재의 총소득 대비 소비의 변화를 초래하는 요인이 될 수 있음을 시사한다. 한편, 현재의 자산가치는 미래에 예상되는 자산소득(배당소득 등) 흐름의 현재가치에 해당하므로 자산가치(a_t)와 자산소득($y_{a,t}$)은 다음과 같은 일차근사식으로 표현할 수 있다.

$$a_t - y_{a,t} = const. + \sum_{j=1}^{\infty} \rho_a^{j-1} (\triangle y_{a,t+j} - r_{a,t+j})$$

이 식에 따르면, 자산소득 대비 자산가치의 비율은 배당 등의 자산소득의 예상 증가율이 상승하거나 자산의 기대수익률이 하락할 경우 증가하게 된다. 따라서 미래에 예상되는 자산소득증가율의 변화는 현재의 자산소득 대비 자산가치에 반영되므로, 자산소득 대비 자산가치의 변화는 현재의 총소득 대비 소비의 변화를 설명하는 요인이 될 수 있다. 이는 민간소비의 통상의 결정요인으로서 총소득 이외에 자산소득 대비 자산가치의 변화가 추가적인 설명력을 가질 수 있음을 시사한다.

2. 분석모형에 관한 논의

위에서 가계의 예산제약으로부터 소비-부 사이에 성립하는 공적분관계식을 유도하였다. 이러한 공적분벡터의 존재는 공적분벡터를 구성하는 적어도 한 변수의 조정을 통해 공적분오차(cointegration error)가 조정(correction)되는 과정이 수반됨을 시사한다(Granger representation theorem; Engle and Granger[1987]). 따라서 소비-부의 두 변수 사이에 장기균형을 의미하는 공적분관계가 성립하는 경우 소비 또는 부의 조정을 통해 장기균형을 회복하게 된다. 이 경우 공적분오차는 조정과정을 거치는 변수에 대해 예측력을 가질 수 있다.

만일 항상소득가설(Permanent Income Hypothesis)이 성립한다면 소비는 마팅게일과정(martingale process)을 따르므로(Hall

7) $\triangle y_{tot,t} \approx \pi_l \triangle y_{l,t} + (1-\pi_l) \triangle y_{a,t}$, 여기서 y_{tot}, y_l, y_a는 각각 총소득, 노동소득, 자산소득을 나타낸다.

[1978]), 장기균형으로부터의 일시적인 이탈을 의미하는 공적분오차에 대해 소비의 점진적인 조정을 통한 오차수정과정을 기대할 수는 없을 것이다. 하지만 현실의 마찰적 요인들－예를 들어, habit persistence(Abel[1990]), 유동성 제약(liquidity constraint), rule-of-thumb 소비자(Campbell and Mankiw[1990]) 등－을 고려한다면 실제소비는 마팅게일과정을 따르지 않고 점진적 조정을 통해 오차수정과정에 참여할 가능성이 있다. 따라서 소득 또는 부의 변화에 따른 소비의 반응은 이론적 논의보다는 실증분석에 기초하여 이해할 수 있는 문제일 것이다.

소비-부(소득) 사이에 공적분관계가 성립할 경우 적어도 한 변수는 이전 기의 공적분오차에 반응하여 조정되는 오차수정모형(Error Correction Model: ECM)을 고려할 수 있다. 예를 들어, 부가 외생적으로 결정되고 소비가 이에 반응하는 내생변수라고 가정하면, 소비-부의 공적분식은 다음과 같이 간단한 오차수정모형으로 표현할 수 있다.

$$\text{LR: } c_t = \alpha_0 + \alpha_1 w_t + \epsilon_t$$

$$\text{SR: } \triangle c_t = \beta_0 + \beta_1 \triangle w_t + \gamma_c (c_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 w_{t-1}) + e_{1,t}$$

$$\triangle w_t = e_{2,t}$$

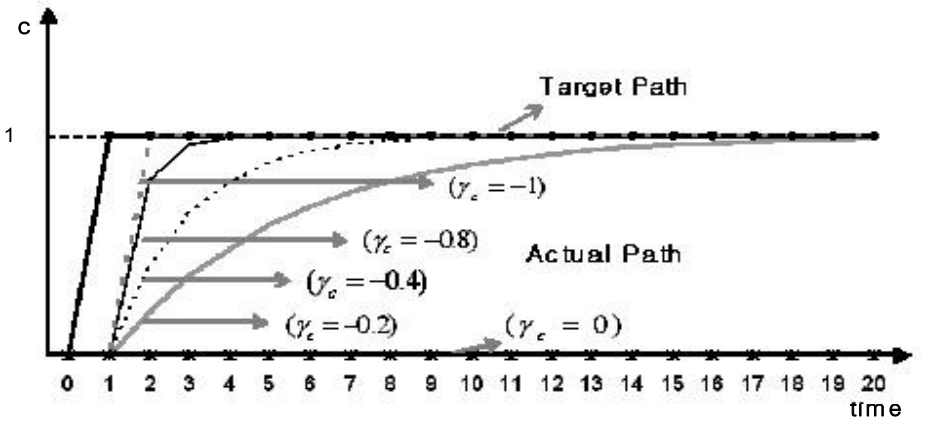
여기서 LR은 장기(long-run)에서 소비-부 사이의 공적분관계를, SR은 단기(short-run)에서 소비의 조정과정을 기술한다. c_t와 w_t는 각각 로그(소비)와 로그(부)를, $\triangle$는 해당 변수의 일차 차분을 나타낸다. 한편, $(c_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 w_{t-1})$는 이전 기(*t*-1)에 발생한 공적분오차인데, 이는 실제소비와 목표소비 사이의 차이로서 장기균형에서 벗어난 정도를 의미한다. 주어진 단기 식에 따르면, 이러한 공적분오차항은 오차수정속도를 나타내는 계수인 γ_c와 함께 다음 기(*t*)의 소비가 조정되는 정도를 결정한다.

[Figure 1]은 *t*=1기에 부의 수준(wealth level)이 영구적으로 한 단위 증가할 경우 소비의 가능한 반응경로를 γ_c의 다양한 값에 대해 보여주고 있다.[8] 그림에서 보듯이 γ_c가 0에 가까울수록 실제소비가 목표소비 수준에 도달하는 데 걸리는 기간이 길어지게 된다. 따라서 소비-부의 장기식을 추정함으로써 얻어지는 부에 대한 소비의 장기탄력성(또는 부에 대한 한계소비성향)만으로는 부의 변화가 소비에 미치는 효과에 대해 제한적인 함의만을 얻게 됨을 알 수 있다.

한편, 소비의 조정을 통한 오차수정과정은 공적분오차가 미래의 소비증가율에 대해 예측력을 가질 수 있음을 시사한다. 이러한 오차수정항의 미래소비증가율에 대한 예측력은 위 단기식으로부터 유도되는

8) 이해를 돕기 위해, $\alpha_0 = \beta_0 = \beta_1 = 0$와 $\alpha_1 = 1$을 가정하였다.

[Figure 1] Responses of Consumption to a Permanent Increase in Wealth: with Different Values of γ_c



다음 식에 의해 설명된다.

$$\triangle c_{t-1,t+j} = -[1-(1+\gamma_c)^{j+1}]ect_{t-1} + error(e_{1,t},\ldots,e_{1,t+j};\gamma_c)$$

이 식은 *t*-1기에서 *t*+*j*기 사이의 소비증가율 $\triangle c_{t-1,t+j}$가 *t*-1기의 공적분오차 ect_{t-1}에 의해 설명될 수 있음을 나타낸다. 이 식에서 장기소비증가율에 대한 공적분오차의 설명력은 오차수정계수(γ_c)의 크기와 예측기간(*j*)에 의해 영향을 받음을 알 수 있다.

위 오차수정모형에서는 부의 변화와 같은 충격으로 소비-부가 장기균형으로부터 벗어나는 일시적인 불균형이 발생할 때 소비가 조정됨으로써 소비-부의 장기균형이 회복될 수 있었다. 하지만 소비 이외에 부도 일시적인 불균형에 반응하여 조정과정을 거침으로써 두 변수 사이의 장기균형을 회복하는 데 기여할 가능성이 있다. Lettau, Ludvigson, and Barczi (2001), Ludvigson and Steindel(1999) 등에 따르면, 미국의 경우에는 소비보다는 오히려 부가 오차수정(error correction)에 있어서 중요한 조정변수가 됨을 보이고 있으며, Fernandez-Corugedo, Price, and Blake (2003)는 영국의 경우에 대해 비슷한 결과를 제시하고 있다. 따라서 단기식에서 전기의 공적분오차에 대해 부의 증가율이 반응하는 조정과정도 포함시켜 부의 변동이 소비에 미치는 효과를 분석할 수도 있다. 이 경우 장기적인 소비의 변화는 초기에 발생한 부의 변화 중 영구적인 요소에 의해 결정된다.

위에서 오차수정모형에 대한 논의는

소비-부 사이의 장기균형을 의미하는 공적분관계식의 추정만으로는 소비에 대한 부의 효과를 이해하는 데 충분하지 않을 수 있음을 시사한다. 따라서 부의 변화가 소비에 충분히 반영되는 기간과 조정과정에 대해 이해하기 위해서는 오차수정속도와 같은 소비의 조정과정에 대한 정보가 필요할 것이다. 다음 장에서는 이를 고려한 분석 결과 및 해석을 보여준다.

Ⅲ. 실증분석

1. 자산가격의 변동이 민간 소비에 미치는 효과 분석

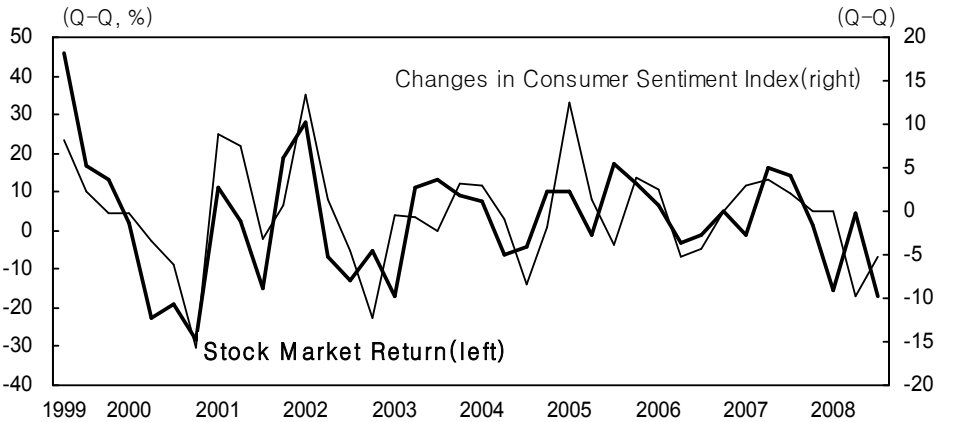
본 절에서는 민간소비에 대한 통상의 결정요인으로서 총소득 이외에 자산의 변화가 갖는 추가적인 설명력을 분석하고자 한다. 한편, 자산의 변화는 가격과 수량요인에 의해 영향을 받는데, 여기서는 자산 자체보다는 자산가격의 변동이 소비에 미치는 효과에 대해 고찰한다. 또한 자산가격으로는 대표적 자산인 주식과 주택을 고려하여 각각의 가격변동이 소비에 미치는 효과를 분석한다.

가. 자산가격과 소비와의 관련성

가계가 보유한 주식과 주택 등 자산가격의 변화는 부의 크기를 변화시켜 소비에 영향을 줄 수 있다. 또한 자산가격은 소비에 중요한 영향을 미치는 미래의 소득과 경기에 대한 판단을 단순 반영함으로써 소비와 높은 상관관계를 보일 가능성도 있다. 따라서 자산가격은 부의 효과 또는 경기에 대한 선행성 등으로 인해 소비와 높은 관련성을 나타낼 수 있다.

자산가격이 보이는 경기선행적인 특성은 소비에 대한 자산효과를 추정하거나 해석하는 데 있어 주의를 요한다. 예를 들어, [Figure 2]에서 보듯이 주가는 주택가격과 달리 소비심리지수와도 높은 상관관계를 보이는데, 이는 가계의 미래소득에 대한 기대가 변할 때 이를 반영하여 주가와 소비심리가 동시에 변화하는 것으로 이해할 수 있다. 이러한 측면의 자산가격과 소비와의 관련성은 주가의 경기선행지표로서의 역할을 강조한 Poterba and Samwick(1995)와 Otoo(1999) 등에서도 언급되고 있다. 이는 주식시장 호황기(불황기)에는 주식을 보유하지 않은 가계도 긍정적(부정적) 소비심리를 보이며 소비를 증가(감소)시키는 경향이 있을 수 있음을 시사한다. 최요철・김은영(2007)은 한국의 경우에 소비에 대한 주가의 설명력이 저소득계층에서도 통계적으로 유의하게 나타남을 지적하고 있다. 따라서

[Figure 2] Stock Market Returns and Changes in Consumer Sentiment Index



Note: The Consumer Sentiment Index in 2008Q3 is the average of those in July and August.
Source: National Statistical Office, Korea Exchange.

소비에 대한 자산효과의 추정치가 시사하는 부의 효과는 실제보다 클 가능성이 있음에 유의할 필요가 있다.

한편, 주가와 주택가격의 변동이 소비에 미치는 효과는 각 자산의 고유한 특성으로 인해 차이가 있을 수 있으며 그 경로도 상이할 가능성이 있다. 가령, 실물자산인 주택은 자산으로서의 가치뿐 아니라 그 자체가 내구성 소비재라는 측면에서 주식 등의 금융자산과 상이한 측면이 존재한다. 즉 주택가격 상승은 가계의 현재 혹은 미래의 주택서비스 소비와 관련한 가격 상승이라는 측면을 함께 보유하고 있어, 논리적인 관점에서 볼 때 소비증가에 긍정적이라고 단정하기 어려운 특성이 있다. 반면, 주택가격의 변동성은 주가의 변동성에 비해 훨씬 작으므로 동일한 주택가격의 상승은 주가에 비해 영구적인 요소의 비중이 상대적으로 더 높은 것으로 인식될 수 있어 소비에 대한 효과가 더 크게 나타날 가능성이 있다.[9] 또한 주택이 가계의 보유자산에서 차지하는 비중이 더 높음을 고려할 때, 동일한 가격변화율에 따른 부의 변화폭이 상대적으로 더 크므로 소비에 대한 효과 또한 더 클 가능성이 있다. 이 외에도 주택 등의 실물자산은 주식 등의 금융자산에 비해 유동성과 담보로서의 이용 정도 등에서 차이가 있으므로 주가변동과는 상이한 부의 효과를 나타낼 수 있다. 따라서

9) 우리나라의 경우 과거 20년 정도의 기간에 있어 주식수익률의 표준편차는 주택수익률에 비해 6~7배 정도 높게 나타난다.

〈Table 1〉 Correlation among Income Growth, Consumption Growth, Stock Returns and Housing Returns (1987. 1/4~2008. 2/4)

(Q to Q, Correlation)

	GDI Growth	Consumption Growth	Stock Returns	Stock Returns(-1)	Housing Returns	Housing Returns(-1)
GDI Growth	1	-	-	-	-	-
Consumption Growth	0.714	1	-	-	-	-
Stock Growth	0.289	0.103	1	-	-	-
Stock Growth(-1)	0.339	0.473	0.228	1	-	-
Housing Returns	0.251	0.388	0.179	0.252	1	-
Housing Returns(-1)	0.160	0.101	0.198	0.179	0.665	1

Note: Consumption includes durable, quasi-durable and nondurable goods expenditures, services and net foreign consumption expenditures.

주가와 주택가격의 변동이 소비에 미치는 효과는 이론의 문제이기보다는 실증분석의 문제로 생각할 수 있다.

우리나라의 자료에 대해 소비, 소득 및 자산가격 사이의 상관관계를 추정하면 <Table 1>과 같은 결과를 얻게 된다. 표에서 보듯이 민간소비는 국내총소득 등 통상의 소비결정요인 이외에도 주식, 주택 등의 자산가격변동과 비교적 높은 상관관계를 보임을 알 수 있다.

이러한 자산가격과 소비의 상관관계는 소비를 설명하기 위한 설명변수로서 소득 이외에도 자산가격의 변화를 고려할 필요성을 제기한다. 한편, 상관관계의 시차에 있어서는 주가수익률이 한 분기 정도의 시차를 두고 소비와 가장 높은 상관관계를 보이는 데 반해 주택가격수익률은 같은 분기의 소비와 가장 높은 상관관계를 보임을 알 수 있다. 이와 같은 사실은 주가수익률의 변동이 다음 분기의 소비변동에 대해 선행성이 있음을 시사한다. 반면, 주택수익률과 소비 사이에는 동행성이 관찰되는데, 이는 제3의 요인(예: 경기)에 의해 동시에 발생하는 단순 상관관계일 가능성을 감안하면 주택수익률과 소비 사이의 상관관계 전부를 부의 효과로 해석하기에는 어려움이 있다. 따라서 부의 효과와 관련한 실증분석 결과의 해석에는 주의가 요구된다.

한편, 민간소비는 그 형태별 특성에 따라 내구성 소비지출과 비내구성 소비지출로 구분할 수 있으며, 자산가격의 변화에 대해 상이한 반응을 나타낼 수 있다. 다시 말해 자산의 특성뿐 아니라 소비지출의 특성도 분석 결과에 영향을 미칠 수 있다.[10] 하지만 많은 경우 부문별 소비

항목보다는 총민간소비가 관심의 대상이 되므로 본 연구에서는 총민간소비로 한정해서 소비에 대한 자산효과를 분석하고자 한다.

나. 분석모형

가계의 예산제약으로부터 유도한 소비-총소득 사이에 성립하는 공적분관계는 장기의 목표소비가 총소득의 흐름에 의해 결정되며 이외의 요인은 소비에 대해 일시적인 효과가 있음을 시사한다. 예를 들어, 미래의 자산소득 등의 소득증가율에 대한 기대의 변화는 현재의 총소득 이외에 소비의 변화를 설명하는 요인이 될 수 있다. 한편, 미래의 자산소득증가율에 대한 기대의 변화는 현재의 자산소득 대비 자산가치의 변화에 반영되므로, 자산소득 대비 자산가치의 변화는 총소득과 더불어 민간소비의 변화에 대해 설명력을 가질 수 있다. 이에 기초하여 다음과 같은 장기소비식을 얻을 수 있다.

$$c_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{tot,t} + \alpha_2 (a_t - y_{a,t}) + \epsilon_t$$

여기서 c_t, $y_{tot,t}$, $y_{a,t}$, a_t는 각각 자연로그가 취해진 소비, 총소득, 자산소득, 자산가치를, ϵ_t는 소비오차를 나타낸다. 한편, 자산소득의 변화가 상당 부분 총소득의 변화에 반영될 수 있음을 감안하면 장기소비 수준이 총소득과 자산가치에 의해 설명되는 다음의 회귀분석모형을 고려할 수 있다.

$$c_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{tot,t} + \alpha_2 a_t + \epsilon_t$$

본 장에서는 자산 자체보다는 수량요인을 제외한 자산가격의 변동이 총소득과 더불어 민간소비에 미치는 효과에 일차적 관심이 있으므로 다음과 같은 장기소비식을 고려한다.

$$\text{LR: } c_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{tot,t} + \alpha_2 sp_t + \alpha_3 hp_t + \epsilon_t$$

여기서 sp와 hp는 각각 로그주식가격과 로그주택가격을 의미한다. 이 식은 장기의 목표소비 수준에 대한 결정요인으로서 총소득 이외에 주식가격과 주택가격을 고려하고 있다. 한편, 단기에서 소비의 동태적인 조정과정은 다음의 오차수정모형에 의해 기술될 수 있다.

$$\text{SR: } \triangle c_t = \beta_0 + \beta_1 \triangle y_{tot,t} + \beta_2 \triangle sp_t + \beta_3 \triangle hp_t + \gamma_c (c_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 y_{tot,t-1} - \alpha_2 sp_{t-1} - \alpha_3 hp_{t-1}) + e_t$$

이 식에서 일시적인 불균형, 즉 공적분

10) 한편, 김영일(2008)은 민간소비 이외에 내구성 소비지출과 비내구성 소비로도 구분하여 자산효과를 분석하고 있다.

오차에 대한 정정(error-correction)은 소비의 조정과정에 의해 해소되는 것으로 가정하였으며, 소득 및 자산가격은 외생적으로 주어지는 것으로 가정하였다. 자산가격의 경우는 임의보행과정(random walk process)을 따르는 것으로 가정하면 오차수정과정에 참여하지 않게 되며 외생변수로 취급할 수 있다.

분석을 위한 자료로서 총소득은 계절조정 실질국내총소득(GDI)을 사용하였으며, 주식가격은 KOSPI와 KOSDAQ 가격지수를 시가총액을 이용하여 가중평균을 구한 뒤 소비자물가지수(CPI)를 사용하여 실질화하고 계절조정한 값을 사용하였다. 한편, 주택가격은 주택매매가격지수를 소비자물가지수를 이용하여 실질화한 뒤 계절조정한 값을 사용하였다.

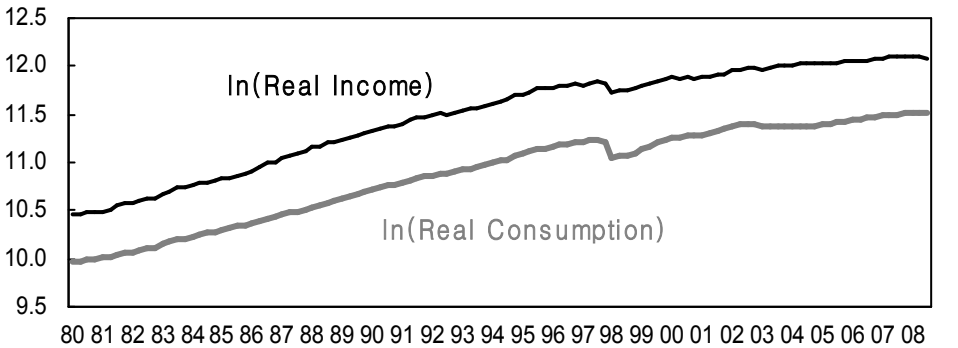
다. 장기소비식 추정 및 분석

장기소비식을 추정하기 전에 위 공적분식을 구성하는 변수들에 대해 단위근의 존재 유무를 ADF 검정을 통해 분석하였다. 실질소비와 실질소득의 시계열은 [Figure 3]에서 보듯이 상당한 지속성(persistence)이 있으며 서로 동행하는 모습을 보인다. 한편, 물가상승을 고려한 실질주가지수와 실질주택매매가격지수는 1998년 IMF 외환위기를 전후하여 각각 하향 트렌드에서 상향 트렌드로 바뀌는 모습을 보이는데(Figure 4), 이는 소비 및 소득의 흐름과는 다소 다른 모습이다. 각 시계열 데이터에 대한 단위근 검정 결과는 <Table 2>에 나타나 있다. 표에서 보듯이 소비, 총소득 및 주택가격은 각각의 경우에 단위근이 존재할 가능성을 5% 유의수준에서도 기각할 수 없다. 하지만 주가의 경우에는 10% 유의수준에서 단위근을 기각하는 반면, 5%에서는 일부 lag 수에 대해서만 단위근을 기각할 수 없음을 보이는데, 이는 실질주가지수에 대해서는 단위근이 존재할 가능성이 아주 높지는 않음을 의미한다.

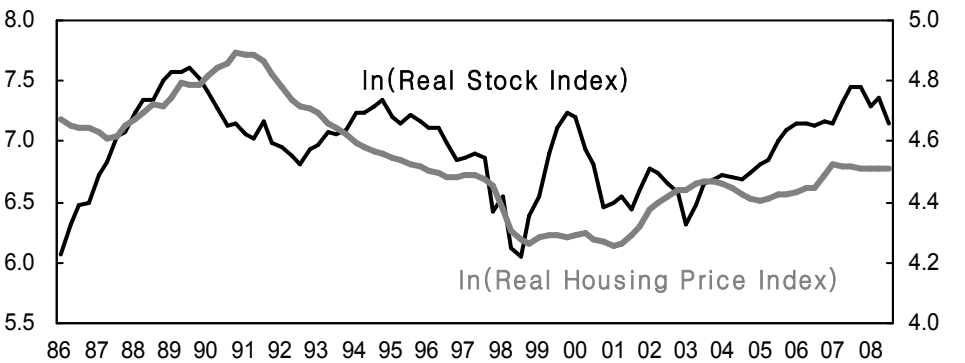
다음으로 Johansen의 공적분 검정을 통해 위 장기소비식의 공적분 여부를 분석한다. Johansen 검정을 위해서는 적정 수의 lag를 정해야 하는데, 이를 위해 unrestricted VAR regression을 한 후 Akaike 또는 Schwarz 정보기준(Information Criterion)을 적용하면 2개의 lag가 적정 수로 판단된다. 공적분 검정에서 데이터 자체에는 선형추세(trend)를 허용하였으나 공적분식에는 선형추세가 없이 상수항만을 허용하였다.[11] 2개의 lag를 사용하여 Johansen 검정을 하면 5% 유의수준에서 Trace test의 경우에는 4개의 공적분관계식이 존재하지만 Maximum Eigenvalue test의 경우에는 1개의 공적분관계식이 존재하는

11) 공적분식에 선형추세를 허용하지 않는 것이 예산제약으로부터 유도한 위 분석모형에도 부합한다.

[Figure 3] Real Income and Real Consumption



[Figure 4] Real Stock Price and Real Housing Price



〈Table 2〉 Augmented Dickey-Fuller Statistics: Including Trends (1986. 1/4~2008. 4/4)

	Dickey-Fuller t-Statistic				Critical Values	
	Lag=1	Lag=2	Lag=3	Lag=4	5%	10%
ln(C)	-1.40	-1.41	-1.39	-1.35	-3.46	-3.16
ln(Y)	-1.82	-1.83	-1.81	-1.80	-3.46	-3.16
ln(SP)	-3.36	-3.78	-4.06	-3.26	-3.46	-3.16
ln(HP)	-1.73	-1.70	-1.87	-1.50	-3.46	-3.16

〈Table 3〉 Estimation of Long-run Equation for Consumption

Sample Period	Constant	Income	Stock Price	Housing Price	Adjusted-R^2(%)
1987. 1/4~2007. 4/4	-1.086 (se=0.232)***	1.025 (0.014)***	-0.027 (0.012)**	0.080 (0.029)***	99.6
1992. 1/4~2007. 4/4	0.609 (0.281)**	0.863 (0.022)***	0.025 (0.008)***	0.058 (0.018)***	99.8
1988. 1/4~1997. 2/4	-1.672 (1.137)	1.051 (0.065)***	0.012 (0.021)	0.087 (0.090)	99.9
2000. 1/4~2007. 4/4	2.560 (2.100)	0.652 (0.244)***	0.040 (0.018)**	0.165 (0.199)	98.8

Note: ***, **, * indicate significant levels at 1%, 5% and 10% respectively.

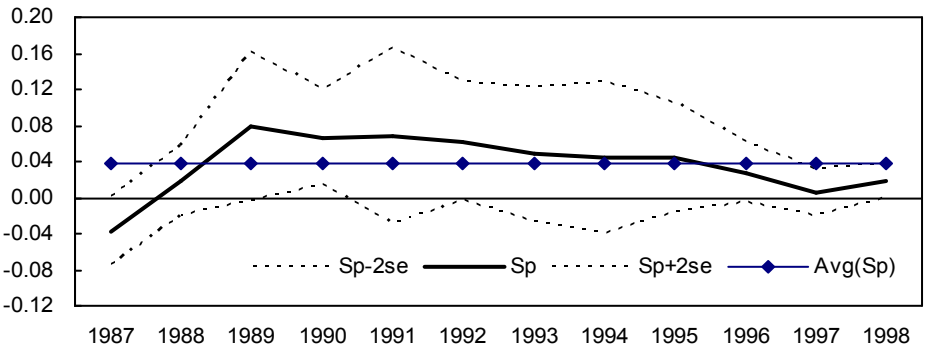
것으로 나타났다. lag가 각각 3개와 4개인 경우에 대한 공적분 검정 결과는 부록의 <Appendix 1>에서 보고하고 있다. 특히, lag가 4개인 경우의 검정 결과는 Trace 및 Max-Eigenvalue test 모두에 대해 공적분관계가 1개 존재함을 5% 유의수준에서 시사한다. 따라서 소비-총소득-주가-주택가격 사이에 공적분식이 성립하는 것으로 판단할 수 있으며, 이에 기초하여 장기의 소비식과 단기의 동태적 변화를 설명하는 오차수정모형을 추정할 수 있다.

이러한 공적분관계의 존재는 설명변수의 내생성 등에 관계없이 위 장기식의 계수가 일관되게(consistent)[12] 추정될 수 있음을 시사하며, 일반최소자승법(OLS) 등의 간단한 추정방법이 사용될 수 있다. 하지만 OLS에 의해 추정한 표준오차는 설명변수의 내생성 등에 의해 영향을 받으므로 검정을 포함한 추론(inference)에는 주의가 요구된다. 이 문제를 해결하기 위해 각 설명변수를 차분한 변수의 leads와 lags 항을 포함한 식을 OLS를 이용하여 추정한다(dynamic OLS; Stock and Watson [1993]). 3개의 leads와 lags를 포함한 장기 소비식을 다수의 표본기간에 대해 추정한 결과가 <Table 3>에 제시되어 있다.

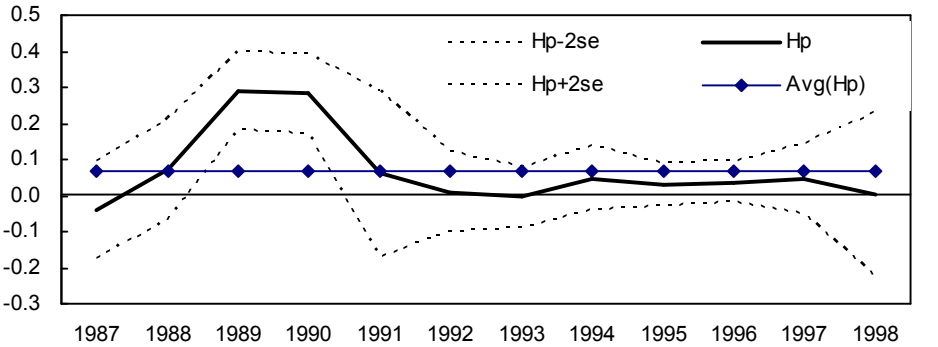
<Table 3>에서 보듯이 소득의 경우는 각 표본구간에서 소비에 대해 유의성이 높은 설명력을 가지며, 소득에 대한 소비의 장기탄력성은 0.6~1.1 정도로 추정된다. 즉 소득이 영구적으로 1% 증가할 때 소비는 장기적으로 0.6~1.1% 정도 증가하는 것으로 볼 수 있다. 한편, 주가 및 주택가격은 표본구간에 따라 차이가 있으나 소비의 주가에 대한 탄력성은 -0.03~0.04 정도인 반면, 주택가격은 0.05~0.17

12) 위 공적분식의 추정계수는 초일치성(super-consistent)을 보이므로 표본크기가 증가함에 따라 참값에 빠르게 수렴하게 된다.

[Figure 5] Elasticity of Consumption to Stock Price with Two-standard-error Confidence Interval



[Figure 6] Elasticity of Consumption to House Price with Two-standard-error Confidence Interval



정도로 추정되는데, 이는 주택가격에대한 소비의 탄력성이 주가에 비해 최대 4배 정도 클 수 있음을 시사한다. 하지만 추정구간에 따라 통계적인 유의성이 없는 경우도 다수 있으며 이론과 상반되는 부호도 있음을 고려할 때 자산가격변동이 소비에 미치는 효과가 전혀 없을 가능성도 배제할 수는 없다. 즉, 민간소비의 장기적인 움직임에 대한 주요 설명변수로서 총소득 이외에 자산가격이 갖는 추가적인 설명력은 중요성도 작지만 통계적 유의성도 낮을 수 있음을 시사한다.

자산가격에 대한 소비의 장기탄력성의 유의성과 안정성을 좀더 상세히 살펴보기 위해 10년의 이동표본구간(moving sample period; 40개의 관찰치 포함)을 1987년부터 시작하여 이동하면서 장기소비식을 추정하고 표준오차의 두 배에 해당하는

신뢰구간을 구하였다(rolling regression with 10 year moving window). [Figure 5, 6]에서 보듯이 자산가격에 대한 소비의 탄력성은 점추정(point estimation)에 의하면 전반적으로 양(+)의 값을 갖지만, 표준오차의 2배에 해당하는 신뢰구간을 적용하면 대부분의 구간에서 통계적으로 유의한 설명력을 갖는다고 판단하기 어렵다. 이는 장기에서 자산가격이 소비에 대해 총소득 이상의 추가적인 설명력을 갖지 못할 수 있음을 시사한다.

라. 단기소비식 추정 및 분석

하지만 소비의 장기균형으로의 조정과정을 묘사하는 단기에서는 자산가격의 변동이 소비에 대해 유의한 설명력을 가질 수 있는데 이하에서는 이에 대한 분석 결과를 보여준다. 외부 충격에 대한 소비의 동태적 반응은 장기균형을 회복하는 과정으로 이해할 수 있는데, 이는 불균형을 의미하는 오차수정항에 대해 소비증가율이 조정되는 것으로 표현할 수 있다. 여기서는 자산가격변동이 단기에서만 민간소비에 대해 설명력을 갖는 모형을 추정하고 자산가격 충격에 대한 소비의 동태적 반응을 분석하도록 한다. 자산가격변동이 단기효과만 있는 경우에는 소비-총소득만으로 구성된 장기균형식의 잔차(residual)가 단기소비에 조정변수로 포함되는 다음과 같은 모형을 고려할 수 있다.

$$\text{SR: } \triangle c_t = \beta_0 + \beta_1 \triangle y_{tot,t} + \beta_2 \triangle sp_t + \beta_3 \triangle hp_t + \gamma_c (c_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 y_{t-1}) + e_t$$

위 단기소비식의 추정 결과는 <Table 4>에 나타나 있다. 소득증가율은 단기에 있어서도 대부분의 표본구간에서 소비증가율에 대해 통계적으로뿐 아니라 경제적으로도 중요한 설명력을 가짐을 알 수 있다. 반면, 같은 분기의 주가수익률은 소득 및 주택가격수익률을 통제할 경우 해당 표본구간에서 통계적으로 유의하지 않거나 심지어 음(-)의 값을 갖는다. 또한 전 분기의 주가수익률도 다수의 표본구간에서 통계적으로 유의하지 않은 결과가 나왔다. 하지만 가장 긴 표본구간(1986. 2/4~2008. 2/4)에서 다음 분기의 소비증가율에 대해 통계적으로 유의한 양(+)의 효과를 갖는 것으로 추정되었다. 주택가격수익률은 주가수익률과 대조적으로 대부분의 표본구간에서 통계적으로 유의한 설명력을 가지며 경제적으로도 중요한 효과를 갖는다. 한편, 오차수정항은 통계적으로 유의하며 추정계수는 -0.5~-0.1의 값을 보이는데, 이는 소득 또는 자산가격 충격으로 인해 소비-총소득 사이에 일시적인 불균형이 발생할 경우 소비의 조정을 통해 장기균형을 회복함을 시사한다.

〈Table 4〉 Estimation of Short-run Equation for Consumption

Sample Period		const.	$\triangle y_{tot}$	$\triangle sp$	$\triangle sp(-1)$	$\triangle hp$	$ect(-1)$	Adjusted-R^2(%)
(1)	1986. 2/4~ 2008. 2/4	0.137 (1.986)**	0.829 (11.053)***	-0.031 (-31.000)***		0.264 (4.190)***	-0.284 (-5.164)***	68.1
		0.084 (1.127)	0.708 (8.962)***		0.023 (2.300)**	0.230 (3.485)***	-0.246 (-4.316)***	66.4
(2)	1992. 1/4~ 2008. 2/4	0.170 (2.329)**	0.982 (11.159)***	-0.046 (-3.833)***		0.292 (3.650)***	-0.313 (-4.815)***	74.9
		0.085 (1.104)	0.858 (8.667)***		0.018 (1.385)	0.223 (2.372)**	-0.229 (-3.053)***	69.3
(3)	1988. 1/4~ 1997. 2/4	-0.117 (-0.944)	0.409 (4.544)***	-0.013 (-1.083)		0.091 (1.820)*	-0.486 (-4.585)***	42.4
		-0.115 (-0.913)	0.397 (4.223)***		-0.004 (-0.308)	0.088 (1.760)*	-0.480 (-4.211)***	40.3
(4)	2000. 1/4~ 2008. 2/4	0.556 (4.277)***	0.103 (0.981)	0.019 (1.583)		0.170 (1.868)*	-0.142 (-2.367)**	53.7
		0.483 (3.578)***	0.191 (2.504)***		0.005 (0.455)	0.191 (1.969)*	-0.151 (-2.288)**	49.6

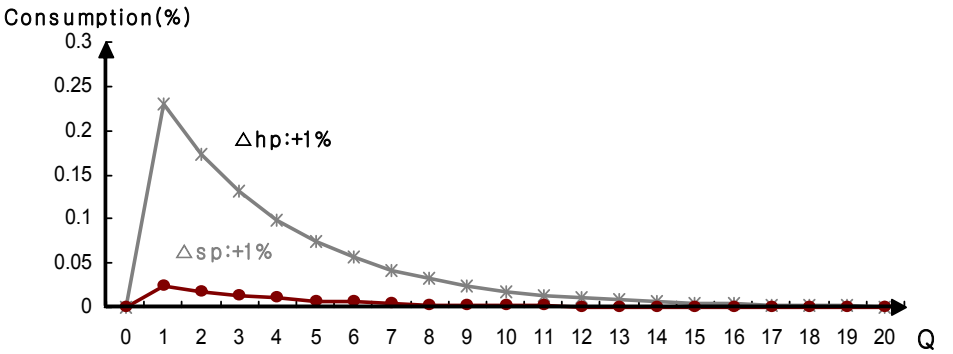
Note: Numbers in parentheses are t-values. ***, **, * indicate significant levels at 1%, 5% and 10% respectively.

마. 자산가격 충격에 대한 소비의 동태적 반응

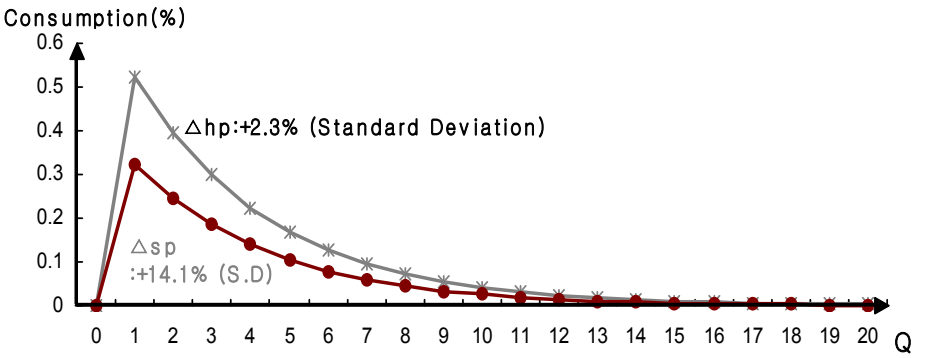
위에서 자산가격이 장기에서 민간소비에 대해 총소득 이외에 추가적인 설명력이 없을 가능성을 지적하였고, 이에 해당하는 단기소비식을 기간별로 추정하였다. 추정 결과, 가장 긴 표본기간에 대해 주가수익률의 소비에 대한 효과는 같은 분기보다는 한 분기 정도 선행해서 유의한 양(+)의 효과를 가질 가능성이 있는데, [Figure 7]은 주가수익률 1% 상승에 대한 민간소비의 동태적 반응을 보여주고 있다. 또한 주택가격수익률이 1% 상승하는 충격에 대한 민간소비의 동태적 반응을 비교적으로 보여주고 있다. 그림은 주식과 주택이 동일한 수익률 증가를 보일 경우 주가보다 주택가격에 대해 소비가 훨씬 크게 반응함을 보이고 있다.

한편, 주가수익률의 변동성이 주택가격수익률의 변동성보다 높음(6~7배 정도)을 고려하여 각각의 단위표준편차만큼의 충격에 대한 소비의 동태적 반응경로를 살펴볼 수 있다. [Figure 8]에서 보듯이

[Figure 7] Response of Consumption to 1% Permanent Increase in Asset Returns(1986. 2/4~2008. 2/4)



[Figure 8] Response of Consumption to One Standard Deviation Increase in Asset Returns(1986. 2/4~2008. 2/4)



변동성을 고려할 경우 해당 자산수익률의 변화가 소비에 미치는 효과의 차이는 작아짐을 알 수 있다. 이는 변동성이 높은 자산에 대해서는 영구적인 요소의 비중이 상대적으로 작은 것으로 인식될 수 있어 소비에 대한 효과가 더 작게 나타날 수 있음을 시사한다. 한편, 그림에서 보듯이 자산가격변동이 소비에 미치는 단기 효과는 1년 정도 경과하면 70% 정도가 소멸되며, 2년 정도가 경과할 경우에는 90% 정도가 사라짐을 확인할 수 있다. 이는 불균형에 대한 소비의 조정 정도를 나타내는 오차수정계수가 -0.25 정도로서 오차수정속도가 대략 $(1-0.75^t)$에 의해 결정되기 때문이다.

위 추정 결과는 자산가격 충격에 의해 소비가 소비-총소득의 장기균형으로부터 이탈할 경우 소비의 조정과정을 통해

〈Table 5〉 Long-horizon Predictability of Consumption with Error Correction Term (1986. 2/4~2004. 2/4)

Prediction Equation: $\ln(C_{t+k}/C_t) = \theta_0 + \theta_1 ect_{t-1} + \eta_{t+k}$									
Prediction horizon (kQuarters)	1	2	4	6	8	10	12	14	16
θ_1 (t-stat)	-0.21 (-2.22)**	-0.44 (-3.03)***	-0.90 (-3.95)***	-1.13 (-3.94)***	-1.18 (-3.47)***	-1.13 (-2.93)	-1.05 (-2.44)**	-0.91 (-1.94)**	-0.68 (-1.34)
Adjusted-R^2(%)	4.2	8.5	14.5	14.7	11.8	8.7	6.0	3.5	1.1

Note: ***, **, * indicate significant levels at 1%, 5% and 10% respectively.

장기균형을 회복하게 됨을 시사한다. 즉, 일시적인 불균형을 의미하는 공적분오차의 존재는 소비의 점진적 조정과정을 수반하므로 장기소비증가율에 대해 예측력을 가질 수 있다.[13] <Table 5>는 전기(*t*-1기)의 공적분오차가 현재(*t*기)부터 미래시점(*t*+*k*기)까지의 소비증가율에 대해 예측력을 가질 수 있음을 보이고 있다. 표에서 보듯이 전기(*t*-1)의 공적분오차는 현재(*t*)부터 대략 향후 14분기(*t*+14)까지의 소비증가율에 대해 유의한 설명력이 있으며, 향후 6분기 정도까지의 소비증가율에 대해 가장 높은 설명력을 보인다 (Adjusted- R^2 기준). 이러한 장기소비증가율에 대한 오차수정항의 예측력은 소비의 조정을 통해 장기균형을 회복하는 위 오차수정모형에 부합하는 것으로 볼 수 있다.[14]

바. 경기순환을 고려한 자산가격변동의 소비에 대한 효과 분석

위 자산가격변동과 소비에 대한 분석모형은 자산가격 충격에 대한 소비의 반응이 경기국면(확장 또는 수축)에 관계없이 일정한 것으로 가정하였다. 즉, 호황일 때의 자산가격 상승과 불황일 때의 자산가격 하락이 소비에 미치는 효과는 방향만 다를 뿐 동일한 크기를 갖는 것으로

13) 소비의 조정을 통한 오차수정과정은 해당 소비변수가 일시적인 요소(transitory components)를 다수 포함할 가능성을 시사한다. 이는 본 연구에서 사용한 소비변수가 일시적인 특성이 강한 내구성 소비지출을 포함하는 전체 민간소비 데이터를 사용한 데에도 일부 기인할 수 있다.

14) Lettau and Ludvigson(2000) 등도 전체 표본기간에 대해 공적분오차를 추정한 후 이를 이용하여 예측력을 보이고 있는데 좀더 엄밀한 검정을 위해서는 표본 밖 예측력에 대해서도 분석할 필요가 있을 것이다. 하지만 한국의 경우에는 공적분식의 추정에 사용되는 표본 수가 더욱 적어짐에 따라 검정의 엄밀성이 다소 약화될 가능성도 있음을 유의해야 한다.

가정하였다. 하지만 자산가격변동에 대한 소비의 반응은 경기 확장기와 수축기에 상이할 가능성이 있는데, 본 절에서는 이러한 차이를 고려한 오차수정모형을 설정하고 분석하도록 한다.

장기에서 소비수준은 경기국면과 관계없이 소득과 일정한 관계를 갖는 것으로 가정하는데, 이는 실증분석에서도 유의하게 관찰된다. 하지만 단기의 소비증가율은 경기국면에 의해 영향을 받을 수 있는데, 이를 반영하기 위해 경기 확장기와 수축기를 구분하여 그 효과를 분석할 수 있다. 이에 기초한 장·단기 소비식은 다음과 같다.

$$\text{LR: } c_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{tot,t} + \epsilon_t$$

$$\begin{aligned}\text{SR: } \triangle c_t &= \beta_0 + \beta_1 d_t + \beta_2 \triangle y_{tot,t} \\ &+ \beta_3 d_t \triangle y_{tot,t} + \beta_4 \triangle sp_t + \beta_5 d_t \triangle sp_t \\ &+ \beta_6 \triangle hp_t + \beta_7 d_t \triangle hp_t \\ &+ \gamma_c (c_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 y_{t-1}) + e_t\end{aligned}$$

여기서 d_t는 경기변동상의 팽창기와 수축기를 나타내는 더미변수로서 팽창기는 1, 수축기는 0으로 주어진다. 이러한 더미변수의 사용은 경기 확장기와 수축기에 소득증가율 및 자산수익률에 대한 소비의 반응이 유의한 차이를 보이는지, 얼마나 큰 차이가 있는지 등을 식별하는 역할을 한다. 경기 팽창과 수축을 나타내는 더미변수의 구성은 통계청의 기준순환일 자료를 사용하였다.[15)]

위 모형의 추정 결과는 <Table 6>에 나타나 있다. 대부분의 설명변수들이 통계적으로 유의한 가운데, 특히 경기 팽창과 수축의 구분이 유의한 설명력을 가짐을 알 수 있다. 이러한 결과는 경기 팽창기와 수축기에 소득 및 자산가격의 변동에 대한 소비의 반응 정도가 상이할 가능성을 시사한다. 또한 Adjusted-R^2를 기준으로 비교하면 경기순환을 고려한 경우(Table 6)가 그렇지 않은 경우(Table 4)에 비해 소비에 대한 설명력도 높음을 알 수 있다.

<Table 7>은 이러한 경기 확장기와 수축기에 소득 및 자산가격의 변동이 소비에 미치는 효과를 보여준다. 소득에 대한 소비의 반응은 경기확장기에는 다소 작게 나타나는(0.3~0.4) 반면, 수축기에는 다소 크게(1.0~1.1) 추정되었다. 이는 경기하강기의 소득증가율 하락이 소비증가율을 감소시키는 정도가 경기상승기의 소득증가율 상승이 소비증가율을 높이는 정도 보다 훨씬(2배 이상) 클 수 있음을 시사한다. 주택가격도 이와 유사한 추정 결과를 보이고 있다. 즉, 팽창기의 주택수익률 상승이 소비증가율 상승에 미치는 효과(0.1 정도)는 하강기의 주택수익률 하락이 소비증가율 하락에 미치는

15) 김세완(2008)은 통계청의 기준순환일을 더미변수로 사용하여 경기 팽창과 수축 국면에서 월별 산업생산 및 주택가격의 변화에 대해 월별 도소매판매의 반응 정도가 다를 수 있음을 보이고 있다.

〈Table 6〉 Estimation of Short-run Equation for Consumption with Business Conditions Included

	1986. 2/4~ 2008. 2/4	1988. 2/4~ 2008. 2/4	1992. 2/4~ 2008. 2/4	1986. 2/4~ 2008. 2/4	1988. 2/4~ 2008. 2/4	1992. 2/4~ 2008. 2/4
Constant (t-stat)	-0.001 (-0.455)	0.000 (-0.135)	0.002 (0.601)	0.000 (0.018)	0.001 (0.279)	0.003 (1.085)
d	0.014 (4.530)***	0.012 (3.759)***	0.009 (2.447)**	0.013 (4.072)***	0.011 (3.354)***	0.008 (1.818)*
ect(-1)	-0.234 (-5.036)***	-0.263 (-4.713)***	-0.243 (-4.067)***	-0.208 (-4.110)***	-0.217 (-3.571)***	-0.197 (-2.944)***
$\triangle y_{tot}$	1.058 (10.583)***	1.058 (10.395)***	1.075 (9.546)***	1.019 (9.011)***	1.021 (8.692)***	1.018 (7.326)***
$d*\triangle y_{tot}$	-0.746 (-5.136)***	-0.660 (-4.186)***	-0.657 (-3.474)***	-0.755 (-5.008)***	-0.665 (-3.957)***	-0.670 (-3.323)***
$\triangle sp$	-0.043 (-3.450)***	-0.043 (-3.351)***	-0.052 (-3.784)***			
$d*\triangle sp$	0.041 (2.453)**	0.034 (1.914)*	0.045 (2.147)**			
$\triangle sp(-1)$				0.022 (1.271)	0.022 (1.245)	0.029 (1.395)
$d*\triangle sp(-1)$				-0.002 (-0.101)	-0.010 (-0.485)	-0.012 (-0.478)
$\triangle hp$	0.376 (4.068)***	0.403 (4.228)***	0.508 (4.032)***	0.248 (2.666)***	0.266 (2.695)***	0.357 (2.717)***
$d*\triangle hp$	-0.262 (-2.358)**	-0.274 (-2.370)**	-0.404 (-2.700)***	-0.160 (-1.417)	-0.167 (-1.391)	-0.307 (-1.915)*
Adjusted-R^2(%)	77.7	78.6	80.3	76.0	76.0	79.5

Note: ***, **, * indicate significant level at 1%, 5%, 10%, respectively.

〈Table 7〉 Responses of Consumption in Contractionary and Expansionary Periods in Business Cycles

	1986. 2/4~ 2008. 2/4		1988. 2/4~ 2008. 2/4		1992. 2/4~ 2008. 2/4		1986. 2/4~ 2008. 2/4		1988. 2/4~ 2008. 2/4		1992. 2/4~ 2008. 2/4	
	(-)	(+)	(-)	(+)	(-)	(+)	(-)	(+)	(-)	(+)	(-)	(+)
Constant	-0.001	0.013	0.000	0.012	0.002	0.011	0.000	0.013	0.001	0.012	0.003	0.011
$\triangle y_{tot}$	1.058	0.313	1.058	0.398	1.075	0.418	1.019	0.264	1.021	0.355	1.018	0.348
$\triangle sp$	-0.043	-0.002	-0.043	-0.008	-0.052	-0.007						
$\triangle sp(-1)$							0.022	0.020	0.022	0.012	0.029	0.017
$\triangle hp$	0.376	0.114	0.403	0.129	0.508	0.104	0.248	0.089	0.266	0.100	0.357	0.050
ect(-1)	-0.234		-0.263		-0.243		-0.208		-0.217		-0.197	

효과(0.2~0.4)보다 상당히 작게 나타날 수 있음을 시사한다. 한편, 주가수익률의 경우는 경기순환을 고려하지 않는 모형에서와 같이 동분기의 주가수익률은 음(-)의 효과를 갖는 반면, 전 분기의 주가수익률은 통계적인 유의성은 낮지만 양(+)의 효과를 보였다. 통계적인 유의성이 낮기는 하지만 전 분기의 주가수익률이 팽창기에 보이는 효과(0.01~0.02)는 수축기에 보이는 효과(0.02~0.03)와 유사하거나 다소 작을 수 있다. 이상의 추정 결과는 경기하강기에 소득 및 자산가격 충격이 소비에 미치는 효과가 경기상승기에 비해 상대적으로 클 가능성을 시사한다. 다시 말해, 소득 및 자산가격의 변동에 대한 민간소비의 반응은 상승국면과 하강국면에서 비대칭적으로 나타날 가능성이 있으며, 상승기보다는 하강기에 소득 및 자산가격 변동에 따른 충격이 더 클 수 있음을 시사한다.

2. 자산의 변동이 민간소비에 미치는 효과 분석

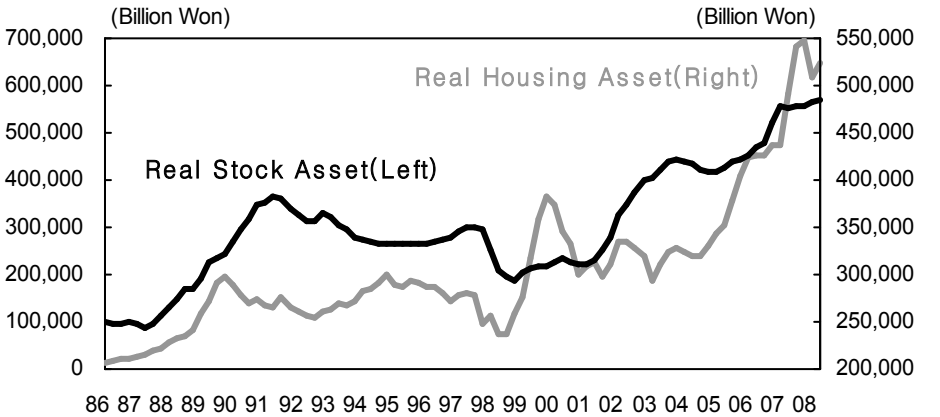
가. 소비-총소득-자산의 균형식 추정 및 분석

위에서 자산가격의 변동이 소비에 미치는 효과를 분석하였는데 자산가격지수는 수량요인까지 함께 반영한 자산 자체와는 차이가 있으므로, 본 절에서는 수량요인도 함께 반영한 자산을 직접적으로 고려하여 소비에 대한 효과를 분석하도록 한다. 여기서는 주식자산과 주택자산으로 구성된 총자산(주식자산+주택자산)의 변동이 소비에 미치는 효과를 분석한다.

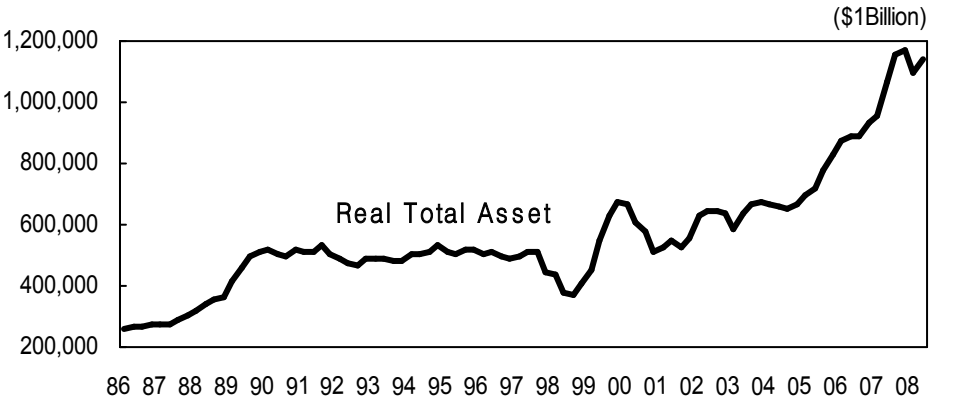
주식자산으로는 유가증권시장과 KOSDAQ에 상장된 주식 중에서 외국인 소유지분을 제외한 부분을 사용하였는데, 이는 국내거주자의 소비지출을 의미하는 민간소비에 대한 분석이 본 연구의 초점이기 때문이다. 주택자산으로는 국부통계조사의 순주택자산을 사용하였는데, 이는 매 7년마다 조사가 이루어지는 관계로 활용 가능한 표본이 부족하다는 문제점이 있다. 이러한 문제를 극복하기 위해 순주택자산을 주택보유 수로 나누어 계산한 주택단가가 국민은행에서 발표하는 주택매매가격지수와 동행(비례)한다는 가정하에 주택단가의 확장된 분기시계열을 구하였다. 이러한 주택단가의 분기시계열에 주택보유 수를 곱하여 분기별 주택자산을 추정하였다.[16] 이렇게 책정한 주식 및 주택자산을 더하여 총자산을 구할 수 있는데, 이는 명목변수이므로 소비자물가지수(CPI)로 나누고 계절조정하여 계절조정 실질 총자산을 얻게 된다(Figure 10 참조).

16) 이항용(2004)도 이와 유사한 방법으로 분기별 주택자산을 추산하고 있다.

[Figure 9] Real Stock Asset (excluding Foreign Ownership) and Real Housing Asset (S.A, 1986. 1/4~2008. 2/4)



[Figure 10] Real Total Asset (Stock+House) (S.A, 1986. 1/4~2008. 2/4)



[Figure 9]는 계절조정 실질주식자산(외국인 제외)과 실질주택자산의 추이를 1986. 1/4~2008. 2/2 기간에 대해 보여주고 있다. 주식과 주택자산은 1990년 전후까지 지속적인 상승을 보이다가 큰 폭으로 하락한 1997년 IMF 외환위기 이전까지는 큰 변동을 보이지 않았다. 하지만 2000년 이후 다시 높은 증가세를 기록하였다. 이러한 자산의 움직임은 자산가격의 움직임 (Figure 4 참조)과는 다소 차이가 있음을 알 수 있다. 본 소절에서는 이러한 자산의 수준 및 증가율의 변화가 소비와 갖는 관련성을 앞에서와 유사한 방법으로 분석하고자 한다.

〈Table 8〉 Augmented Dickey-Fuller Tests; Including Trends (1986. 1/4~2008. 2/4)

	Dickey-Fuller t-Statistic				Critical Values	
	Lag=1	Lag=2	Lag=3	Lag=4	5%	10%
Log(Total Asset)	-2.19	-2.10	-2.33	-1.98	-3.46	-3.16

소비-총소득-자산의 장기균형을 분석하기 위해 해당 변수들로 구성된 공적분식을 추정할 필요가 있다. 우선 각 변수들의 단위근 포함 여부를 판단하기 위한 단위근 검정의 결과를 <Table 8>에서 제시하고 있는데, 소비 및 소득과 더불어 자산의 시계열도 높은 유의수준에서 단위근을 포함하고 있음을 확인할 수 있다.

소비, 총소득, 자산이 각각 I(1)을 보임에 따라 세 변수의 공적분관계를 Johansen 검정을 통해 분석하였다.[17] Lag의 수가 1~4개인 각 경우에 대해 Trace와 L-max 검정통계량을 분석하면 대부분의 경우 5~10% 유의수준에서 1개의 공적분관계가 있을 가능성을 시사한다. 특히 적정 Lag의 수에 대한 검정 결과에 따르면, 적정 Lag의 수는 2개인데, 이 경우의 공적분 검정 결과는 공적분관계가 1개일 가능성을 강하게 시사한다.

따라서 다음과 같은 장기균형식을 dynamic OLS(Stock and Watson[1993])를 사용하여 추정할 수 있다.

LR: $c_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{tot,t} + \alpha_2 a_t + \epsilon_t$

여기서 $y_{tot,t}$는 로그총소득이며, a_t는 로그총자산을 의미한다. <Table 9>는 몇 개의 표본구간에 대한 추정 결과인데, 1997년 IMF 외환위기를 포함하는 상대적으로 긴 표본구간에서 소득에 대한 소비탄력성은 1.0 정도이며, 자산에 대한 탄력성은 5% 유의수준에서 0.04~0.05 정도를 보였다. 특히 자산에 대한 소비탄력성은 1997년 말의 IMF 외환위기를 전후하여 2배 이상 증가(0.04→0.107)하는데, 이는 2000년 이후의 민간소비 증가에 대해 총소득의 기여도가 감소한 가운데, 자산의 기여도는 상대적으로 확대되었을 가능성을 시사한다. 한편, 표본의 크기가 충분히 크지 않을 경우 표본구간의 선택에 따라 경제적 중요성 및 통계적 유의성은 다소 큰 차이를 보일 수 있음에도 유의할 필요가 있다.

위에서 추정한 장기소비식으로부터 공적분오차를 구할 수 있으며, 이를 고려한 다음의 오차수정모형을 추정함으로써

17) 개별 변수에는 추세를 허용하였으나, 공적분식에서는 추세를 제외하였다. 공적분식에서 추세를 제외한 것은 앞에서 유도한 이론 모형에 부합하며 실증분석 결과와도 어느 정도 상응함을 확인할 수 있다.

〈Table 9〉 Estimation of Long-run Equation for Consumption

Sample Period	Constant	Income	Asset(Stock+House)	Adjusted-R^2(%)
1987. 1/4~2007. 4/4	-0.830 (se=0.154)***	0.969 (0.019)***	0.043 (0.018)**	99.5
1992. 1/4~2007. 4/4	-1.423 (0.305)***	1.009 (0.035)***	0.052 (0.023)**	98.3
1988. 1/4~1997. 2/4	-0.842 (0.226)***	0.976 (0.009)***	0.040 (0.019)**	99.9
2000. 1/4~2007. 4/4	1.984 (1.746)	0.661 (0.182)***	0.107 (0.049)**	89.9

Note: ***, **, * indicate significant levels at 1%, 5% and 10% respectively.

자산충격에 따른 소비의 동태적 반응을 분석할 수 있다.

$$\text{SR: } \triangle c_t = \beta_0 + \beta_1 \triangle y_{tot,t} + \beta_2 \triangle a_t + \gamma_c (c_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 y_{tot,t-1} - \alpha_2 a_{t-1}) + e_t$$

이 모형에 대한 추정 결과는 <Table 10>과 같다. 대부분의 표본구간 (1)~(4)에 대해 소득증가율은 통계적으로 5% 내에서 유의한 반면, 같은 분기의 자산증가율은 2000년 이후를 제외하고는 10%에서도 유의하지 않음을 알 수 있다. 전 분기의 자산증가율도 양(+)의 부호를 보이기는 하지만 가장 긴 표본구간을 제외하고는 통계적인 유의성이 다소 낮게 나왔다. 이는 단기에서 자산증가율이 소비증가율에 대한 직접적인 설명력이 없을 수도 있음을 시사한다. 한편, 전 분기의 공적분 잔차가 갖는 설명력은 유의성이 높게 나왔다.

다음으로 경기순환을 고려할 경우 위 단기소비식의 추정 결과가 어떻게 달라질지 살펴볼 수 있다. <Table 11>은 경기순환을 고려한 단기소비식의 추정 결과를 보여주는데, 대부분의 해당 기간에 대해 소득증가율은 통계적으로 유의성이 높은 반면 자산증가율의 유의성은 낮게 나왔다. 이는 상대적으로 높은 설명력을 갖는(Adjusted-R^2 기준) 경기순환을 고려한 분석모형에서도 자산증가율의 유의성이 없을 수 있음을 시사한다.

위에서 경기순환을 고려한 단기소비식의 추정 결과는 소비증가율에 대한 자산증가율의 설명력이 유의수준 10%에서도 통계적으로 유의하지 않음을 시사한다. 다만, 소비증가율은 전기의 소비-총소득-자산 사이의 불균형을 의미하는 공적분오차에 대해 1%의 유의수준에서도 조정을

〈Table 10〉 Estimation of Short-run Equation for Consumption

Sample Period		Costant	$\triangle y$	$\triangle a$	$\triangle a(-1)$	*ect(-1)*	Adjusted-R^2(%)
(1)	1986. 2/4~ 2008. 2/4	0.169 (2.284)**	0.817 (9.726)***	-0.011 (-0.379)		-0.263 (-4.242)***	59.8
		0.120 (1.667)*	0.769 (9.265)***		0.058 (2.071)**	-0.226 (-3.477)***	61.6
(2)	1992. 1/4~ 2008. 2/4	0.195 (2.468)**	1.024 (10.039)***	-0.051 (-1.545)		-0.265 (-3.533)***	66.9
		0.120 (1.558)	0.924 (9.429)***		0.052 (1.625)	-0.218 (-2.831)***	67.1
(3)	1988. 1/4~ 1997. 2/4	-0.110 (-0.157)	0.390 (4.588)***	0.042 (1.680)		-0.515 (-5.000)***	47.4
		-0.131 (-1.110)	0.357 (4.103)***		0.046 (1.769)*	-0.496 (-4.863)***	47.8
(4)	2000. 1/4~ 2008. 2/4	0.614 (5.074)***	0.111 (1.009)	0.057 (2.111)**		-0.083 (-1.566)	49.3
		0.531 (3.793)***	0.226 (2.306)**		0.029 (1.115)	-0.071 (-1.224)	43.8

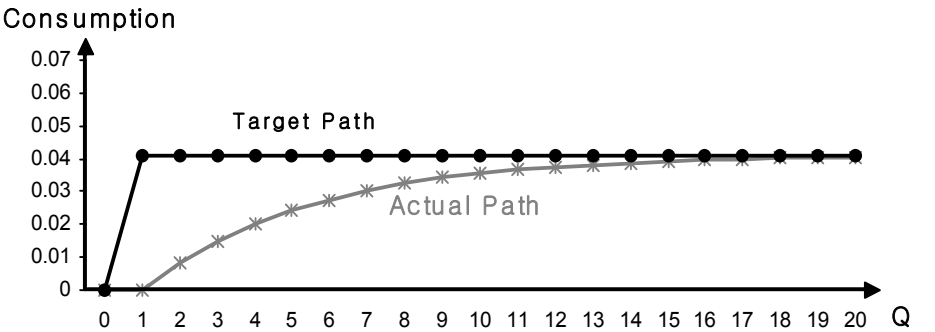
Note: Numbers in parentheses are t-values. ***, **, * indicate significant levels at 1%, 5% and 10% respectively.

〈Table 11〉 Estimation of Short-run Equation for Consumption with Business Conditions Included

	1986. 2/4～ 2008. 2/4	1988. 2/4～ 2008. 2/4	1992. 2/4～ 2008. 2/4	1986. 2/4～ 2008. 2/4	1988. 2/4～ 2008. 2/4	1992. 2/4～ 2008. 2/4
Constant (t-stat)	-0.002 (-0.963)	-0.001 (-0.624)	-0.003 (-1.086)	-0.002 (-0.793)	-0.001 (-0.456)	-0.001 (-0.278)
d	0.014 (4.461)***	0.012 (3.585)***	0.013 (3.392)***	0.014 (4.182)***	0.011 (3.334)***	0.010 (2.604)**
ect(-1)	-0.186 (-3.533)***	-0.191 (-3.013)***	-0.176 (-2.569)**	-0.182 (-3.391)***	-0.178 (-2.892)***	-0.170 (-2.554)**
$\triangle y$	1.258 (12.23) ***	1.262 (11.87)***	1.328 (11.25)***	1.153 (10.85)***	1.156 (10.59)***	1.194 (9.824)***
$d*\triangle y$	-0.981 (-6.483)***	-0.900 (-5.202)***	-0.950 (-4.635)***	-0.883 (-5.843)***	-0.788 (-4.727)***	-0.805 (-4.170)***
$\triangle a$	-0.025 (-0.687)	-0.018 (-0.474)	-0.064 (-1.322)			
$d*\triangle a$	0.050 (1.061)	0.038 (0.759)	0.077 (1.238)			
$\triangle a(-1)$				0.066 (1.504)	0.074 (1.643)	0.087 (1.475)
$d*\triangle a(-1)$				-0.024 (-0.475)	-0.036 (-0.676)	-0.049 (-0.734)
Adjusted-R^2(%)	71.8	71.9	73.5	73.0	73.3	74.2

Note: Numbers in parentheses are t-values. ***, **, * indicate significant levels at 1%, 5% and 10% respectively.

[Figure 11] Response of Consumption to 1% Permanent Increase in Total Asset Returns ($\gamma_c = -0.2$ case)



거치는 것으로 나왔다. 따라서 영구적인 자산 확대(축소) 충격이 발생할 경우 장기의 목표소비 수준은 이에 상응하여 장기탄력성에 준하여 증가(감소)할 것을 예상할 수 있다. 한편, 실제소비는 위에서 추정한 오차수정계수(-0.19~-0.17)에 준하여 자산충격에 따른 불균형을 해소하는 방향으로 점진적으로 조정될 것을 예상할 수 있다. 1987. 1/4~2007. 4/4의 표본구간에 대해 추정한 모형에 따르면, +1%의 자산 확대 충격이 발생할 경우 목표소비와 실제소비는 [Figure 11]에서와 같은 동태적 반응경로를 보인다.[18] 그림에서 보듯이 영구적인 부의 증가에 대해 이에 상응하는 목표소비는 함께 상승하지만, 실제 소비는 추정된 오차수정계수(-0.2 정도)에 상응하는 조정속도에 따라 점진적으로 증가하게 된다. [Figure 11]은 실제소비가 증가된 자산에 상응하는 목표소비의 절반 정도를 실현하는 데 대략 1년의 기간이 걸리며, 90%를 실현하는 데는 대략 2년의 기간이 걸릴 수 있음을 보여준다.

이러한 자산 충격에 따른 실제소비의 조정과정은 일시적인 불균형을 의미하는 공적분오차가 미래의 소비증가율에 대해 예측력을 가질 수 있음을 시사한다. 따라서 현재(t)부터 향후 다양한 미래시점($t+k$)까지의 소비증가율에 대해 전 분기(t-1)의 공적분오차가 갖는 설명력 및 통계적

18) 해당 그림은 위에서 추정한 오차수정모형에 기초하여 자산상승 충격(+1%)에 따른 목표소비 및 실제소비의 동태적 반응을 함께 보여주고 있다. 위 모형에서 목표소비는 총소득과 자산에 의해 결정되는데, 총소득과 자산은 오차수정과정에 참여하지 않는 것으로 가정함에 따라 목표소비는 초기의 자산충격 이후에는 변화가 없는 반면, 실제소비는 조정과정을 통해 장기목표소비 수준에 수렴하는 모습을 보이게 된다. 한편, 해당 모형에서 자산이 조정과정에 참여하지 않는 것으로 가정됨에 따라 초기 자산의 변화는 모두 영구적인 요소(permanent component)에 해당하게 된다.

〈Table 12〉 Long-horizon Predictability of Consumption with Error Correction Term (1986. 2/4~2004. 2/4)

Prediction Equation: $\ln(C_{t+k}/C_t) = \theta_0 + \theta_1 ect_{t-1} + \eta_{t+k}$

Prediction horizon (kQuarters)	1	2	4	8	12	16	17	18
θ_1 (t-stat)	-0.218 (-1.988)**	-0.477 (-2.778)***	-1.053 (-4.173)***	-1.505 (-4.150)***	-1.480 (-3.307)***	-1.157 (-2.261)**	-0.996 (-1.908)*	-0.838 (-1.573)
Adjusted-R^2(%)	3.9	8.5	18.6	18.4	12.1	5.4	3.5	2.0

Note: ***, **, * indicate significant levels at 1%, 5% and 10% respectively.

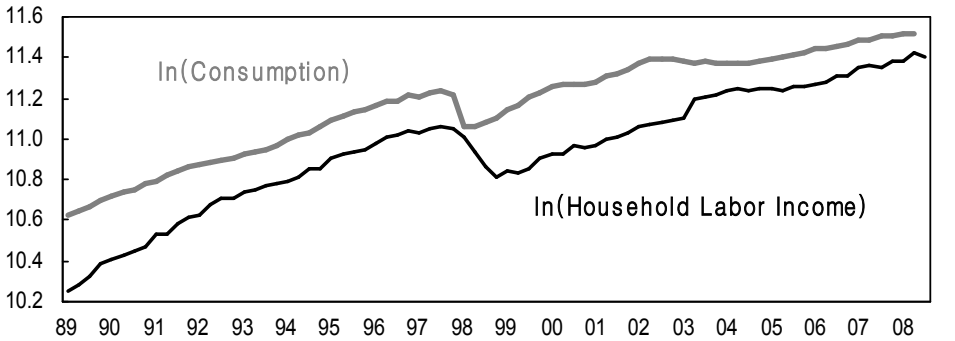
유의성을 살펴볼 수 있는데, <Table 12>는 공적분오차의 소비증가율에 대한 장기예측력을 보여준다. 전 분기의 공적분오차는 현재부터 향후 2년까지의 소비증가율에 대해 가장 높은 설명력을 가지며, 이후 시점을 포함하는 소비증가율에 대해서는 점차 설명력이 약화되어 17분기 정도가 지나면 10%에서도 통계적으로 유의하지 않게 된다. 이러한 장기소비증가율에 대한 공적분오차의 설명력은 소비의 조정을 통해 장기균형을 회복하는 위 오차수정모형에 부합하는 것으로 볼 수 있다.[19)]

나. 소비-노동소득-자산의 균형식 추정 및 분석

본 소절에서는 총소득 대신 노동소득을 고려하여 소비-노동소득-자산의 장기균형식을 추정하고, 영구적인 자산의 변동이 소비에 미치는 장기효과를 분석하고자 한다. 총소득 대신 노동소득을 고려하는 이유는 총소득의 하위항목 중 일부는 자산소득에 해당하므로, 인적자본 이외의 자산에 기인한 소비변동 효과를 분석하기 위해서는 소비-노동소득-자산의 장기균형을 분석할 필요가 있다. 한편, 총소득과 자산을 소비에 대한 설명변수로 함께 고려하는 경우 자산항의 계수가 의미하는 바는 총소득을 고정(통제)하였을

19) 한편, 전기의 공적분오차는 총소득증가율에 대해서는 설명력이 약하며, 자산증가율에 대한 예측력은 처음 몇 분기에 대해서는 유효하나 이후 빠르게 소멸됨을 확인할 수 있다. 이에 따라 초기의 자산 충격에 따른 목표소비의 반응경로는 초기에 다소 조정되는 모습을 보일 가능성이 있다. 하지만 소비증가율에 대한 장기예측력의 존재는 소비가 여전히 소비불균형의 조정에 있어 중요한 조정변수가 됨을 시사하며, 이는 위에서 가정한 모형과도 어느 정도 부합하는 것으로 볼 수 있다.

[Figure 12] Household Labor Income and Consumption



때 자산의 변동이 소비에 대해 갖는 추가적인 설명력이므로 자산변동이 유발하는 전체 소비변화의 일부만이 추정될 수 있다.[20)]

[Figure 12]는 도시가구 평균근로소득에 도시근로가구의 수를 고려하여 추산한 가계근로소득을 1988. 1/4~2008. 2/4 기간에 대해 보여주고 있다. 가계근로소득은 민간소비와 유사한 추세를 보이고 있으며, 민간소비의 변화를 설명하는 주요 설명변수가 될 수 있음을 확인할 수 있다. 또한 노동소득도 민간소비처럼 높은 통계적 유의성을 가지고 단위근을 포함한다.

영구적인 자산의 변동이 장기소비에 미치는 효과를 분석하기 위해 소비-노동소득-자산의 공적분식을 추정할 수 있다. 이 세 변수들은 높은 통계적 유의성을 가지고 공적분관계를 형성하므로 노동소득과 자산을 설명변수로 하는 다음과 같은 장기소비식을 추정할 수 있다.

LR: $c_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_t + \alpha_2 a_t + \epsilon_t$

여기서 c_t, y_t 및 a_t는 각각 자연로그가 취해진 소비, 노동소득, 자산을 의미한다. 이 식의 추정 결과는 <Table 13>과 같다.[21)]

이 식에서 자산항(a_t)의 계수는 자산에 대한 소비의 장기탄력성을 의미하는데, 위 표본기간에서는 대략 0.16 정도로 추정된다.[22)] 이는 자산의 1% 상승이 영구적일 경우 소비는 장기적으로 0.16%

20) 다수의 국내 문헌들이 소비-노동소득-자산의 공적분관계를 언급하면서도 실증분석에 있어서는 노동소득 대신 총소득(또는 가처분소득)을 사용하고 있으므로 분석 결과의 해석에 있어 주의가 필요하다.

21) 가계근로소득은 도시가구 평균근로소득의 소득구분방식 변화(2003년)와 근로자가구 비중에 대한 표본개편 등의 영향으로 1998년과 2003년에 전반적인 추이에 있어서 변화를 보이는데, 해당 소비식의 추정에는 더미변수를 사용하여 이러한 통계적 사유에 의한 자료의 불연속성을 조정하였다.

22) 영국의 경우에는 0.25 정도로 추정되며(Fernandez-Corugedo et al.[2003]), 미국의 경우는 표본구간에 따라 다소 차이가 있는데 0.15~0.38 범위로 추정된다(Ludvigson and Steindel[1999]).

〈Table 13〉 Estimation of Long-run Equation for Consumption

Sample Period	Labor Income	Total Asset	D9802step* Labor Income	D03step* Labor Income	Adjusted-R^2(%)
1992Q1-2008Q2	0.933 (se=0.023)***	0.160 (0.039)***	0.009 (0.001)***	-0.674 (0.132)***	98.4

Note: ***, **, * indicate significant level at 1%, 5%, 10%, respectively. D9802step과 D03step은 각각 98~02년과 03년 이후의 기간은 1, 이외의 기간은 0인 더미변수임. 한편, 상수항에 대한 추정결과는 생략하였음.

증가함을 의미한다. 위 장기탄력성에 대한 추정값은 총소득을 통제변수로 사용한 경우(Table 9 참조)에 비해 약 4배 정도 크게 나타남을 알 수 있다.

한편, 자산의 영구적인 변화가 발생하더라도 실제소비는 새로운 수준의 자산에 상응하는 목표소비 수준에 일시에 수렴하지 않을 수가 있으므로 해당 변수의 조정과정 또한 고려할 필요가 있다. 이를 위해 위 장기식으로부터 얻은 공적분오차를 포함한 다음과 같은 단기소비식을 고려할 수 있다.

$$\begin{aligned}\triangle c_t = \beta_0 + \beta_1 \triangle c_{t-1} + \beta_2 \triangle y_t \\ + \beta_3 \triangle a_t + \gamma_c (c_{t-1} - \alpha_0 \\ - \alpha_1 y_{t-1} - \alpha_2 a_{t-1}) + e_t\end{aligned}$$

장기식과 동일한 표본기간에 대해 위 단기식을 추정하면 자산증가율의 계수는 0.135(t-stat=4.1), 오차수정항의 계수는 -0.93(t-stat=-9.8)을 얻게 된다. 이는 동 분기의 +1% 자산 충격에 대해 실제소비가 목표소비의 증가(0.16%)와 유사한 0.135% 정도로 증가함을 의미하며, 목표소비와 실제소비의 차이인 소비오차가 빠른 속도로 조정될 수 있음을 시사한다. 따라서 초기의 자산 충격에 대해 소비가 자산에 대한 탄력성(0.16)에 상응하는 목표소비 수준으로 짧은 기간에 수렴해 갈 것을 예상할 수 있다. 이 경우 공적분 잔차의 장기소비증가율에 대한 예측력은 예측기간이 늘어남에 따라 빨리 소멸될 것으로 기대할 수 있다. 실제 위에서처럼 장기소비증가율에 대해 공적분오차가 갖는 예측력을 분석해 보면 몇 분기 안에 예측력이 사라짐을 확인할 수 있다.

[Figure 10]에서 보듯이 2004년부터 2007년 말까지 실질자산(계절조정)은 견조한 상승세를 유지하여 해당 기간 중 400조원(실질 기준) 이상의 증가를 기록하였다. 이러한 자산의 확대는 위에서 추정한 자산에 대한 장기소비탄력성을 고려할 경우 민간소비의 증가에 크게 기여할 가능성이 있다. 이러한 자산의 증가가 소비에 미치는 자산효과는 자산에 대한 한계소비성향(Marginal Propensity to Consume)을 추정함으로써 추산할 수 있는데, 자산에

대한 한계소비성향($\partial C/\partial A$)은 자산에 대한 소비탄력성과 자산 대비 소비 비중의 곱으로 표현할 수 있다($\partial C/\partial A = (\%\triangle C/\%\triangle A)*(C/A)$). 자산 대비 소비 비중은 1986~2008년 기간에 9~17% 구간에서 등락을 거듭하는 모습을 보인다. 따라서 추정된 자산탄력성과 해당 기간의 자산 대비 소비 비중의 평균값인 13%를 고려하면 자산에 대한 한계소비성향은 0.02($\approx$0.16*0.13) 정도로 계산된다.[23] 이는 자산의 영구적인 증가분이 1,000원일 때, 이 중에서 대략 20원 정도가 소비로 연결될 수 있음을 시사한다. 2004~07년의 기간 동안 자산의 증가가 400조원(실질 기준) 이상임을 감안하면, 이 중 대략 8조원 이상을 부의 효과에 의한 소비 증가분으로 볼 수 있을 것이다. 다시 말해, 해당 기간 동안 노동소득의 증가에 의해 설명되지 않는 민간소비의 증가분 중에서 대략 8조원 정도가 자산(주식+주택)의 증가에 의해 설명될 수 있다.

Ⅳ. 요약 및 결론

우리 경제는 경기변동과정에서 또는 금융위기 등과 같이 외부 충격이 발생하는 시기에 자산가치의 등락을 경험하였는데, 이러한 자산가치의 변화는 부(wealth)의 크기를 변화시킴으로써 민간소비의 추가적인 증감요인으로 작용할 가능성이 있다. 자산가치의 변화에 따라 실제소비는 변화된 부에 상응하여 소비-부의 장기균형이 시사하는 목표소비 수준에 일시에 수렴하기보다는 점진적인 조정과정을 거칠 가능성이 있다. 본고에서는 이러한 자산가치의 변동이 소비에 미치는 장기효과와 더불어 실제소비의 동태적 반응을 함께 분석하고 있다.

자산의 변동이 민간소비의 통상적인 결정요인으로서 총소득에 더하여 추가적인 설명력을 갖는지의 문제와 자산의 변동이 소비에 미치는 전체 효과의 추정에 관한 문제는 구분될 필요가 있다. 총소득(노동소득과 자산소득을 포함)과 자산을 소비에 대한 설명변수로 함께 고려한 경우에 자산항의 계수가 의미하는 바는 총소득을 고정(통제)하였을 때 자산의 변동이 소비에 대해 갖는 추가적인 설명력이 되는데, 이 경우에는 자산소득도 일부 고정(통제)됨에 따라 실제 자산변동이 유발하는 소비효과의 일부만이 추정될 수 있다. 따라서 자산의 변동이 소비에 미치는

23) 미국의 경우에는 표본구간에 따라 다소 차이가 있는데 대략 0.024~0.072의 범위로 추정된다(Ludvigson and Steindel[1999]). Lettau and Ludvigson(2004)과 Modigliani(1971)도 이와 유사한 방법으로 미국에서의 소비에 대한 부의 효과(wealth effect)를 추정하고 있는데, 부에 대한 한계소비성향(MPC)이 Lettau and Ludvigson(2004)에서는 0.046, Modigliani(1971)에서는 0.05 정도로 추정되고 있다.

전체 효과의 추정을 위해서는 총소득 대신 인적자본의 대용변수인 노동소득을 고려(통제)한 경우에 자산의 변동이 소비에 미치는 효과를 분석할 필요가 있다. 또한 자산가치는 가격요인과 수량요인을 함께 반영하므로 자산가격과 자산가치의 변동이 소비에 미치는 효과 또한 구분하여 각 경우에 대해 소비에 대한 효과를 분석할 수 있다. 본 연구는 이러한 문제의식에 기초하여 각각의 경우를 구분하여 분석하고 있다.

소비에 대한 자산가격의 추가적인 설명력과 관련하여서는 총소득과 자산가격을 설명변수로 사용하여 이에 대한 민간소비의 장·단기 반응경로를 분석하였다. 이를 위해 총소득과 자산가격을 설명변수로 사용한 오차수정모형을 추정하였으며, 이에 기초하여 자산가격 충격에 따른 소비의 동태적 반응경로를 살펴보았다. 분석 결과에 따르면, 자산가격변동이 민간소비에 미치는 장기효과는 통계적 유의성이 약한 가운데, 자산가격 충격이 민간소비에 미치는 단기효과는 점차 소멸되어 2년 이내에 대부분 소멸된다. 한편, 장기소비식의 공적분오차는 장기소비증가율에 대해 예측력이 있음을 확인할 수 있는데, 이는 소비의 조정과정을 반영한 위 오차수정모형에 부합한다. 또한 경기확장과 수축 등의 경기순환을 고려할 경우 이러한 충격에 따른 소비의 반응 정도에 있어 차이가 있는지를 분석하였는데, 경기수축기의 소득 및 자산 하락 충격이 경기확장기의 소득 및 자산 상승 충격보다 상대적으로 큰 영향을 미침을 확인할 수 있다.

또한 본 연구에서는 자산가격의 영향과 더불어 수량요인까지 함께 고려한 자산의 변화가 민간소비에 미치는 영향을 분석하였다. 분석 결과, 자산의 경우는 장기에서도 총소득과 함께 소비에 대해 유의한 설명력이 있음을 확인하였다.

한편, 자산의 변동이 소비에 미치는 전체 효과의 추정을 위해서는 전체 부의 요소를 인적자본(human source of wealth)과 그 외의 요소인 자산(nonhuman source of wealth)으로 구분하여 자산의 확대 또는 축소에 따른 소비의 증감분을 추정하는 것이 적절할 것으로 사료된다. 여기서 인적자본은 직접적으로 관찰 가능하지 않으므로 관찰 가능한 대용변수로서 노동소득을 고려하여(통제한 후) 자산의 변동에 따른 부의 효과를 추정할 수 있다. 분석 결과, 자산에 대한 한계소비성향(MPC out of asset wealth)은 대략 0.02 정도로 추정되는데, 이는 1,000원의 자산증가에 대해 소비가 20원 정도 증가하는 효과에 해당한다.

본고에서 추정한 자산변동이 소비에 미치는 효과는 통계적인 분석에 기초하고 있는바, 자산과 소비 사이의 상관관계에 대한 추정 결과를 자산과 소비 사이의 인과관계로 100% 해석하는 데는 무리가

있을 것으로 사료된다. 특히 자산가격이 미래의 경기에 대한 기대를 반영하며, 경기에 대한 선행성이 있음을 감안하면 이러한 자산의 움직임이 갖는 특성이 소비와의 높은 상관관계에 일부 반영되었을 가능성이 있다. 따라서 본 연구의 실증분석 결과는 통계적 상관관계에 기초하고 있는바 자산효과의 최대치로 해석하는 것이 적절할 것이다.

또한 영구적인 부의 변화가 아닌 초기 부의 변화에 따른 소비의 변화에 대해서도 관심이 있는데, 이를 위해서는 불균형(공적분오차)에 반응하는 부의 조정과정도 함께 고려할 필요가 있다. 초기 부의 변화에 따른 소비-부 사이의 불균형이 발생할 때, 소비뿐 아니라 부도 조정과정에 참여할 수 있기 때문에 초기 부의 변화 중 일부만이 영구적인 요소에 해당될 수 있다. 따라서 이러한 부의 조정에 따른 오차수정과정에 대한 심층적인 연구는 초기 부의 변화가 소비에 미치는 영향에 대한 이해를 제고하는 데 도움이 될 것으로 사료된다.

본 연구는 소비와 자산의 관련성에 관한 실증연구로서 정량적 분석에 초점을 두고 있다. 분석 결과, 자산변동이 소비에 미치는 효과는 경기순환국면(확장과 수축)에 따라 상이할 가능성이 있으며, 자산도 그 특성에 따라 주식과 주택이 상이한 효과를 가질 수 있음을 확인할 수 있었다. 이러한 결과는 자산과 경기변동과의 관련성 그리고 자산의 특성과 부의 효과와의 관련성 등에 관한 심층적인 연구가 수반될 필요성을 제기한다. 더불어 자산효과와 금융 등의 제도적 요인과의 관련성에 관한 심층적 연구가 함께 수행된다면 경기안정화와 관련된 이해에 크게 기여할 것으로 사료된다.

참 고 문 헌

김병화 · 문소상, 「주가와 소비의 관계분석」, 『경제분석』, 제7권 제1호, 2001.

김세완, 「주택가격변동이 민간소비에 미치는 영향: 경기순환을 고려하여」, 『금융연구』, 제22권 제1호, 2008.

김영일, 「자산가격변동과 민간소비」, 『KDI 경제전망』, 현안분석, 2008. 11.

김영일, 『자산가격변동이 민간소비에 미치는 효과 분석』, 정책연구시리즈 2009-08, 한국개발연구원, 2009.

이항용, 「주택가격변동과 부의 효과」, 『금융경제연구』, 제181호, 한국은행, 2004.

전철환 · 장병화 · 박형수, 「부의 변화 및 금리변동이 소비에 미치는 영향」, 『경제발전연구』, 제8권 제1호, 2002.

최요철 · 김은영, 「가계소비의 자산효과 분석과 시사점」, 『조사통계월보』, 한국은행, 2007. 10.

Abel, Andrew B., "Asset Prices Under Habit Formation and Catching up with the Joneses," *American Economic Review*, Vol. 80, 1990.

Bertaut, Carol, "Equity Prices, Household Wealth, and Consumption Growth in Foreign Industrial Countries: Wealth Effects in the 1990s," International Finance Discussion Paper No. 724, Board of Governers of the FRB, 2002.

Campbell, John Y., "Understanding Risk and Return," *Journal of Political Economy*, Vol. 104, 1996.

Campbell, John Y. and N. Gregory Mankiw, "Consumption, Income and Interest Rates: Reinterpreting the Time Series Evidence," NBER Working Paper No. 2924, 1989.

Campbell, John Y. and N. Gregory Mankiw, "Permanent Income, Current Income, and Consumption," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 8, 1990.

Case, Karl, John Quigley, and Robert Shiller, "Comparing Wealth Effects: The Stock Market Versus the Housing Market," NBER Working Paper No. 8606, 2001.

Catte, Pietro, N. Girouard, R. Price, and C. Andre, "Housing Markets, Wealth and the Business Cycle," Economics Department Working Papers No. 394, 2004.

Cochrane, H. John, "Asset Pricing," Princeton University Press, Revised Edition, 2005.

Cochrane, H. John, "Permanent and Transitory Components of GNP and Stock Prices," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 109, No. 1, 1994.

Davis, M. A. and M. G. Palumbo, "A Primer on the Economics and Time Series Econometrics of Wealth Effects," Finance and Economics Discussion Series, No. 2001-09, 2001.

Engle, R. F. and Granger, C. W. J., "Cointegration and Error-correction: Representation, Estimation

and Testing," *Econometrica*, Vol. 55, 1987.

Fernandez-Corugedo, Emilio, Simon Price, and Adrew Blake, "The Dynamics of Consumers' Expenditure: the UK Consumption ECM Redux," Bank of England, Working Paper No. 204, 2003.

Hall, Robert E., "Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence," *Journal of Political Economy*, Vol. 86, 1978.

Lettau, M. and S. Ludvigson, "Consumption, Aggregate Wealth and Expected Stock Returns," *Journal of Finance* 56, 2000.

Lettau, M. and S. Ludvigson, "Understanding Trend and Cycle in Asset Values: Reevaluating the Wealth Effect on Consumption," *American Economic Review*, Vol. 94, 2004.

Lettau, M., S. Ludvigson, and N. Barczi, "A Primer on the Economics and Time Series Econometrics of Wealth Effects: A Comment," Federal Reserve Bank of New York, 2001.

Ludvigson, Sydney and Charles Steindel, "How Important is the Stock Market Wealth Effect on Consumption?" *Economic Policy Review*, Federal Reserve Bank of New York, Vol. 5, 1999.

Modigliani, Franco, "Consumer Spending and Monetary Policy: The Linkage," Federal Reserve Bank of Boston Conference Series, 1971(5), 1971.

Otoo, Maria, "Consumer Sentiment and the Stock Market," Working Paper, Board of Governors of the Federal Reserve System, Nov. 1999.

Poterba, James M. and Andrew A. Samwick, "Stock Ownership Patters, Stock Market Fluctuations, and Consumption," *Brookings Papers on Economic Activity* 2, 1995.

Stock, James H. and Mark W. Watson, "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems," *Econometrica*, Vol. 61, 1993.

부 록

〈Appendix 1〉 Johansen Cointegration Test: Excluding Trends from Cointegrating Equation (1986. 1/4: 2008. 3/4)

Lag in VAR model=1						
L-max			Trace			
Test Statistic	90 Percent CV	95 Percent CV	Test Statistic	90 Percent CV	95 Percent CV	H_0=r
30.44	25.12	27.58	67.45	44.49	47.86	0
21.31	18.89	21.13	37.01	27.07	29.80	1
11.22	12.30	14.26	15.70	13.43	15.49	2
4.48	2.71	3.84	4.48	2.71	3.84	3
Lag in VAR model=2						
L-max			Trace			
Test Statistic	90 Percent CV	95 Percent CV	Test Statistic	90 Percent CV	95 Percent CV	H_0=r
28.80	25.12	27.58	63.65	44.49	47.86	0
17.27	18.89	21.13	34.85	27.07	29.80	1
12.23	12.30	14.26	17.57	13.43	15.49	2
5.34	2.71	3.84	5.34	2.71	3.84	3
Lag in VAR model=3						
L-max			Trace			
Test Statistic	90 Percent CV	95 Percent CV	Test Statistic	90 Percent CV	95 Percent CV	H_0=r
29.08	25.12	27.58	63.26	44.49	47.86	0
18.56	18.89	21.13	34.18	27.07	29.80	1
10.43	12.30	14.26	15.62	13.43	15.49	2
5.19	2.71	3.84	5.19	2.71	3.84	3
Lag in VAR model=4						
L-max			Trace			
Test Statistic	90 Percent CV	95 Percent CV	Test Statistic	90 Percent CV	95 Percent CV	H_0=r
30.16	25.12	27.58	54.89	44.49	47.86	0
14.36	18.89	21.13	24.72	27.07	29.80	1
8.39	12.30	14.26	10.36	13.43	15.49	2
1.97	2.71	3.84	1.97	2.71	3.84	3

韓國開發硏究
제32권 제4호(통권 제109호)

한국의 산업별 정보통신자본과 총요소생산성

신 석 하
(한국개발연구원 연구위원)

Information Communication Technology Capital and Total Factor Productivity across sectors in Korea

Shin, Sukha
(Research Fellow, Korea Development Institute)

* 신석하: (e-mail) sshin@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, 49 Hoegiro, Dongdaemun-gu, Seoul, Korea

• Key Word: 정보통신기술(ICT), 총요소생산성(TFP), 한국경제(Korean Economy)
• JEL Code: O33, O53
• Received: 2009. 3. 4 • Referee Process Started: 2009. 3. 10
• Referee Reports Completed: 2010. 12. 16

ABSTRACT

This paper examines empirically whether information and communication technology(ICT) has improved total factor productivity at industry level in Korea, considering time lag between ICT capital accumulation and improvement of productivity. To evaluate if ICT is pervasive enough to raise productivity, ICT capital stock of Korea is compared with those of advanced economies. From the perspective of aggregate economy, the ICT capital in Korea has increased fast since the mid-1990s and became comparable with advanced economies. However it is mostly attributed to rapid growth of ICT-producing industries. In other industries, ICT capital are still less accumulated than advanced economies. Growth accounting results exhibit that the productivity has risen faster since 2000 in industries using ICT intensively, but looking into specific industries, it is not likely for ICT to be the main factor of productivity improvement except in business service industry. Regression results provide some evidence that ICT is useful in raising productivity only after considerable amount of time allowed. To fully exploit the positive effect of ICT on productivity, it may be necessary for the Korean economy to create institutional environment facilitating complementary innovations as well as ICT captial accumulation.

본 연구는 우리나라에서 정보통신자본의 활용이 경제 전반의 생산성을 높이는데 기여하고 있는지를 1970～2005년 기간의 산업별 자료를 이용하여 분석하였다. 특히 정보통신자본의 축적과 생산성 향상 사이에 상당한 시차가 존재할 가능성을 고려하였다. 생산성 향상을 유발할 수 있을 만큼 정보통신자본이 충분히 축적되었는지를 평가하기 위해 선진국과 비교한 결과, 경제 전체로서는 선진국과의 격차를 줄이고 있으나, 이는 주로 정보통신자본의 집적도가 높은 산업의 비중이 증가한 데 기인하며, 개별 산업에서는 선진국에 비해 낮은 수준이 지속되고 있는 것으로 나타났다. 한편, 산업별 성장회계 결과는 정보통신 고이용부문의 총요소생산성 증가세가 2000년 이후 개선되었으나, 사업서비스 등 일부 산업을 제외하면 정보통신자본의 축적이 생산성 향상을 초래하였을 가능성은 높지 않은 것으로 나타났다. 회귀분석 결과는 정보통신 생산부문을 제외하면 정보통신자본의 축적이 생산성 향상으로 이어지기까지 상당한 시간이 소요되고 있을 가능성을 시사하였다. 따라서 정보통신기술의 생산성 파급효과를 강화하기 위해서는 정보통신자본의 축적을 저해하는 제도적 요인을 점검하는 한편, 정보통신기술 활용을 위한 보완적 혁신이 용이하게 이루어질 수 있도록 제도적 환경을 개선하는 것이 중요하다고 생각된다.

Ⅰ. 서 론

경제위기 이후 우리 경제의 성장률이 낮아지면서 생산성 향상에 대한 관심이 높아지고 있다. 고용 및 투자가 위기 이전에 비해 부진함에 따라 우리 경제가 과거와 같이 요소투입 증가에 의존한 성장을 지속하기 어려울 것이라는 인식이 확산되었으며, 잠재성장률 장기전망에 관한 연구들도 인구구조 고령화 등으로 인해 요소투입 증가세가 둔화됨에 따라 총요소생산성 증가율이 높아지지 않는 한 우리 경제의 성장률이 상당히 빠르게 낮아질 수밖에 없음을 시사하고 있기 때문이다.

어떤 요인들이 총요소생산성을 결정하느냐에 대한 논의가 분분하지만, 기술 변화가 중요한 요인의 하나라는 점에 대해서는 크게 이론이 없는 것으로 보인다. 특히 정보통신기술이 현재 시점에서 가장 영향력 있는 기술 변화로 인정받고 있다. 미국의 경우 정보통신기술이 1990년대 중반 이후의 높은 총요소생산성 증가세에 중요한 기여를 하였다는 견해들이 점차 인정받고 있는 추세이다.

그러나 우리 경제에서 정보통신산업의 비중이 빠르게 높아지고 있는 현상과는 별개로 과연 정보통신기술의 발전이 우리 경제 전반의 생산성을 향상시키고 있는지 여부는 명확하지 않은 상황이다. 기존 국내 연구들은 정보통신산업의 생산성이 여타 산업에 비해 빠르게 증가하여 경제 전체의 생산성 향상에 기여한다는 분석 결과를 제시하고 있으나, 정보통신기술의 활용으로 여타 산업의 생산성도 높아지고 있는지에 대해서는 대부분의 연구들이 부정적인 결과를 얻고 있으며, 긍정적인 결과들은 다소 견고하지 못한 것으로 보인다. 이에 대해서는 제Ⅱ장에서 좀 더 상세히 논의하고자 한다.

본 연구는 그동안 정보통신자본의 축적이 정보통신 이외 산업의 생산성 향상으로 이어진다는 실증근거가 발견되지 못한 이유로 자본의 축적과 생산성 향상 간 시차를 고려하였다. 생산성이 정보통신자본의 축적에 비례하여 향상되는 것이 아니라 어느 정도 정보화가 이루어진 이후부터 생산성 향상이 시작될 가능성이 있다. 기존 연구들은 대부분 1990년대 후반까지의 자료를 이용하였는데, 정보통신 관련 투자가 1990년대 중반 이후 본격적으로 이루어졌으므로 1990년대 후반까지 우리 경제에 생산성 향상을 유발할 만큼 정보통신자본이 축적되어 있지 않았을 가능성이 있다. 다른 한편으로 기존 연구들이 시차의 존재 가능성은 인지하였으나, 충분한 분석기간이 확보되지 않아 시차를 분석에 반영하지 못했기 때문에 정보통신자본과 생산성 간 관계에 대한

실증근거가 발견되지 않았을 수도 있다.

본 연구는 이러한 점을 감안하여 분석기간을 2005년까지로 확대하는 한편 정보통신자본과 생산성 간의 '상당한 시차'를 고려하여 분석을 시행하였다. 우선 산업별 정보통신자본을 선진국과 비교함으로써 우리 경제에 정보통신자본이 생산성에 영향을 미칠 만큼 충분히 축적되어 있는지를 평가하고, 이후 성장회계 및 회귀분석을 통해 정보통신자본의 축적이 정보통신 이외의 산업에서도 생산성을 향상시켜 2000년 이후 우리 경제의 총요소생산성 향상에 기여하였는지 검토하였다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 먼저 제Ⅱ장에서는 정보통신기술과 생산성 간의 관계에 대한 선행 연구들의 결과와 논의를 정리하였다. 제Ⅲ장에서는 본 연구에서 사용한 자료의 특성을 살펴보고, 우리나라 정보통신자본이 어떻게 축적되어 왔는지 그리고 선진국과 비교할 때 어느 수준에 이르렀는지 살펴보았다. 제Ⅳ장에서는 산업별 성장회계 결과를 이용하여 과거 정보통신자본이 많이 축적된 산업들에서 생산성이 빠르게 향상되었는지 검토하고, 회귀분석을 통해 검증해 보았다. 마지막 장에서는 주요 분석 결과를 요약하고 시사점을 도출하였다.

Ⅱ. 기존 연구

우리 경제에서 정보통신기술의 발전이 경제 전반의 생산성을 향상시키고 있는지에 대해 기존 연구들은 정보통신기술의 활용이 정보통신산업의 생산성을 높인다는 점에서는 대체로 일치하지만, 다른 산업의 생산성을 향상시키는지에 대해서는 의견이 엇갈리는 것으로 보인다.[1)]

성장회계를 이용한 연구로는 한국은행(2000), 강두룡(2002), 오완근・백웅기(2005), 김남희・김기홍(2009) 등이 있는데, 한국은행(2000)은 정보통신산업의 총요소생산성이 1994~97년 기간 중 14.3% 증가하여 이전 기간에 비해 크게 높아진 반면, 정보통신 고이용산업은 1994~97년 기간 중 1.4% 증가하여 이전 기간에 비해 낮아졌을 뿐 아니라 정보통신 저이용산업보다도 낮은 수준임을 지적하였다. 강두룡(2002)은 산업연관표를 이용하여 1990~98년 기간에 대해 산업별 정보자본스톡을 추계하고, 성장회계를 통해 정보자본의 축적이 정보산업의 노동생산성 개선에 기여하였으나 다른 산업의 노동생산성에는 크게 영향을 미치지 못하였

1) 김민용(2002)은 광범위한 정보통신자본의 증대에도 불구하고 경제 전반의 생산성이 높아지지 않는 '생산성 역설'에 대한 논의를 정리하여 제공하고 있다.

음을 보였다. 오완근·백웅기(2005)도 성장회계분석을 통해 우리나라에서는 1990년대 후반 들어 IT제조업과 비IT제조업 모두 총요소생산성 증가율이 하락하는 등 미국식 신경제의 특징이 관측되지 않음을 지적하였다.

반면, 김남희·김기홍(2009)은 1991~2006년 기간에 대해 제조업과 서비스업을 각각 정보통신기술의 고이용부문과 저이용부문으로 나누어 총요소생산성을 구한 결과, 제조업과 서비스업 모두 정보통신기술 고이용부문이 저이용부문에 비해 총요소생산성의 감소폭이 작거나 증가폭이 크게 나타났다. 그러나 이 연구에서 제시된 전 산업 총요소생산성 증가율이 1996~2001년 기간의 3.9%에서 2002~06년 기간에는 1.4%로 하락한 반면, 제조업과 서비스업의 생산성 증가율은 각각 1996~2001년 기간의 -1.3%, -0.2%에서 2002~06년 기간에는 0.9%, -0.0%로 오히려 개선된 것으로 나타나 전 산업에 대한 결과와 일치하지 않고 있다.

한편, 회귀분석을 통해 이 주제를 점검한 연구로 이기동(2001)과 신관호·이영수·이종화(2004) 등이 있다. 이기동(2001)은 1985년, 1990년, 1995년의 산업연관표를 이용하여 26개 산업별 정보통신기술 자본스톡을 추계하고, 근로자 1인당 비정보통신 자본량을 회귀식에 포함한 후 정보통신자본비율이 높은 산업에서 노동생산성이 높게 나타나는지 회귀분석하였다. 산업 간 횡단면분석에서는 생산성 향상효과가 나타나지 않았으나 패널분석에서는 정보자본비율이 높은 산업에서 생산성이 높아지는 결과를 얻었다. 그러나 부문별로 나누어 분석할 때, 정보자본비율의 계수가 서비스업에서만 유의하게 양의 부호를 나타냈으며, 제조업에서는 유의하지 않은 음의 부호를 나타내는 등 해석이 어려운 부분이 있다. 이 연구에서는 정보통신산업과 이외의 산업을 구분하여 분석하지는 않았다.

신관호·이영수·이종화(2004)는 1985~99년 기간에 걸친 27개 산업별 정보통신자본스톡을 추계하고, 산업별 정보통신자본스톡이 해당 산업의 생산성을 직접적으로 높이는지 그리고 산업 간 파급효과를 통해 간접적으로 다른 산업의 생산성을 높이는지 패널 회귀분석을 시행하였다. 직간접 생산성 증가효과가 나타났으나 모두 정보통신 생산산업에 한정되었고, 정보통신 고이용산업 등 여타 산업에서는 나타나지 않았다. 이 연구에서는 총요소생산성을 추계하여 직접적으로 분석한 것은 아니며, 생산을 종속변수로 사용하고 회귀식에 노동, 자본과 아울러 정보통신자본을 추가하여 분석하였다.[2)]

기업별 자료를 이용한 연구로는 신일

2) 신관호·이영수·이종화(2004)는 생산성의 대리변수로 생산을 사용하는 문제를 고려하여, 연간 성장률이 아니라 3년 단위의 성장률을 사용하였다. 연간 성장률을 그대로 사용하면 생산량의 변동이 생산성의

순·김홍균·송재강(1998), Kim(2004) 등이 있다. 신일순·김홍균·송재강(1998)은 기업 수준에서 정보 투자가 양의 생산성을 가지며 전통적인 투자에 비해 5.8~12.4배의 한계생산성을 나타내었다는 결과를 제시하고 있다. Kim(2004)은 기업별 성장회계를 통해 정보통신 투자가 기업의 총요소생산성을 개선시키는 효과가 있다는 점을 발견하였다. 이러한 결과들은 정보통신자본의 축적이 생산성 향상에 기여할 가능성을 시사한다. 그러나 기업별 자료를 이용한 연구들은 한정된 기업표본에 대한 분석 결과이기 때문에 이를 국민경제 차원의 생산성 향상으로 연결하기에는 한계가 있다.

선행 연구들은 정보통신 투자가 정보통신산업 이외의 산업에서 생산성 향상에 기여한다는 결과를 얻지 못하는 가장 유력한 설명으로 정보통신 투자가 생산성 향상에 이르기까지 시간이 걸린다는 점을 제기하고 있다.[3] 한국은행(2002)은 정보통신기술의 생산성 파급효과가 나타나지 않은 것은 우리나라가 미국 등 선진국에 비해 정보통신기기에 대한 투자가 본격적으로 이루어진 기간이 짧고, 인터넷, 전자상거래 등 디지털 경제로의 진입도 늦었던 데 기인하는 것으로 보았다. 이기동(2001)도 산업 간 횡단면분석에서 정보통신자본비율이 생산성에 영향을 미치지 않는 것으로 나타난 데 대한 설명으로 정보통신기술 투자와 생산성 간에 시차가 걸릴 가능성을 제기하였다.

정보통신 투자가 생산성 향상에 영향을 미치는 데 상당한 시간이 소요될 가능성에 대해서는 이미 미국 등 선진국에서 많이 논의되어 왔다. 미국의 경우 1950년대에 도입된 정보통신기술이 1970년대 이후 본격적으로 확산되었음에도 불구하고 1990년대까지는 정보통신기술의 생산성 효과에 대한 낙관적인 견해가 통계자료에 의해 전혀 지지되지 않았다. 소위 Solow paradox("you can see the computer age everywhere but in the productivity statistics")는 이러한 상황을 대표적으로 나타낸 것이다. 그러나 1990년대 중반 이후 생산성 향상이 빠르게 이루어지면서 정보통신기술의 기여가 인정되는 분위기다.

정보통신기술이 경제 전반의 생산성에 영향을 미치기까지 시간이 걸리는 이유는 응용부문에서 정보통신기술을 이용하기 위한 보완적 혁신이 필요하기 때문이다. 정보통신기술은 증기기관, 전기, 내연

변화보다는 단기적 경기변동에 의해 결정된다고 보았던 것이다.

3) 김민용(2002)은 시차가설 이외에 측정오류가설이 제기되고 있음을 언급하고 있다. 즉, 정보통신기술을 활용한 효과가 고객 만족 제고, 품질 개선 등으로 나타나는 부분이 많은데, 기존의 통계시스템이 이를 제대로 측정하지 못함에 따라 생산성 향상이 나타나지 않는다는 가설이다. 그러나 측정이 어려운 서비스산업뿐 아니라 다른 산업에서도 생산성 향상이 관측되지 않는다는 점에서 측정오류가설의 한계가 있다는 주장도 제기되고 있다.

기관 등과 같이 자체적인 기술진보뿐 아니라 여타 기술의 혁신을 유발할 수 있는 범용기술로 여겨지고 있다.[4] 범용기술의 발전이 이를 이용하는 응용부문의 기술개발유인을 높이고 응용부문의 기술개발이 다시 범용기술에 대한 수요 증가를 통해 범용기술의 발전유인을 높이는 수직적 외부성이 존재한다. 이와 더불어 하나의 응용부문에서 이루어진 기술개발이 범용기술의 발전을 촉진시키면, 그 혜택을 다른 응용부문에서도 누리게 되어 이들 부문에서도 기술개발이 촉진되는 수평적 외부성도 존재한다. 이러한 상호작용을 통해 경제 전체의 생산성 향상이 이루어지게 된다는 것이다.

보완적 혁신은 단순히 기존 기술을 새로운 기술로 대체하는 것을 의미하지 않으며, 설비, 생산과정, 조직형태, 대외거래 행태, 제도 등에서의 전반적인 변화를 의미한다. 모든 기업이 거의 동일한 수준으로 접근할 수 있는 정보통신기술과 달리 보완적 혁신의 구체적 내용은 개별 기업마다 다를 수밖에 없으며, 개별 기업들이 각자 시행착오를 통해 습득해야 하며, 여기에는 상당한 비용과 시간이 소요된다.

응용부문에서 정보통신기술의 도입에 따른 비용이 도입 초기에 발생하는 반면, 이익은 시간이 흐른 후에 발생함에 따라 생산성이 시간에 대해 U자 형태의 모습을 보인다고 알려져 있다.[5] 또한 이러한 이익과 비용의 시간 차이로 인해 새로운 기술을 채택하는 기업이 늘어날수록 기술의 확산속도가 가속화되는 경향이 있다. 새로운 기술을 도입한 주위의 기업을 관찰함으로써 기술 도입에 따른 이익의 불확실성이 줄어들고 새로운 기술 습득에 따른 비용도 줄어드는 한편, 시간이 지남에 따라 기존 기술에 특화된 자본의 양도 감소하기 때문이다. 따라서 기술의 확산이 일정한 속도로 이루어지기보다는 시간에 대해 S자 형태의 모습을 나타내는 경우가 많은 것으로 알려져 있다.[6] 즉, 초기에는 기술의 확산이 천천히 이루어지다가 어느 정도 시간이 지나면 확산이 가속화되고, 포화상태에 가까워지면 다시 확산속도가 늦어지는 모습을 나타낸다는 것이다.

이러한 논의와 국내 선행 연구 결과를 함께 감안할 때, 다음과 같은 시사점을 도출할 수 있다. 첫째, 정보통신기술이 경제 전반의 생산성 향상을 이루어낼 만큼 충분히 확산되지 않았을 가능성을 점검할 필요가 있다. 우리 경제에서 정보통

4) 범용기술로서의 정보통신기술과 생산성 간의 관계에 대한 논의들이 신석하(2008)에 정리되어 있다.
5) Helpman and Trajetenberg(1996) 참조.
6) Jovanovic and Rousseau(2005)는 미국에서 전기와 정보통신기술의 확산이 S자 형태로 진행되었음을 보여준다.

신 투자가 빠르게 증가한 것은 1990년대 중반 이후로 선진국에 비해 상당히 늦은 편이다. 선행 연구들이 대부분 1990년대 후반 이전까지의 자료를 이용하고 있는데, 정보통신자본이 생산성 향상을 이룰 만큼 충분히 축적되지 않았을 가능성이 있다. 이영수·서환주(2001)는 정보통신 투자가 총요소생산성 향상에 어느 정도 기여하였는지를 38개국 패널자료를 이용하여 분석하였는데, 일정 정도 정보화가 진전된 국가들에서만 정보통신 투자가 생산성에 긍정적인 영향을 미친다는 결과를 얻었다.

둘째, 정보통신 투자와 생산성 간의 '시차'를 분석에 고려할 필요가 있다. 선행 연구들의 회귀분석은 정보통신자본 증가가 해당 기간의 생산성 증가로 이어졌는지에 초점을 맞추었다. 그러나 응용부문에서 정보통신 투자가 생산성 향상을 유발하기까지 상당한 시간이 걸린다는 논의는 과거의 정보통신자본 증가가 현재의 생산성 증가로 이어지고 있는지를 점검할 필요성을 제기한다. 비용과 이익의 시차를 감안하면 정보통신 투자 증가가 비용 증가를 통해 해당 기간의 생산성 감소와 함께 나타날 수도 있을 것이다.

본 연구에서는 이러한 두 가지 시사점을 반영하여 분석을 진행하고자 한다. 우선 우리 경제의 정보통신자본 축적이 어느 정도 수준인지 평가하기 위해 선진국과 비교해 보고자 한다. 이후 산업별 성장회계를 통해 생산성을 도출하여 살펴보고, 정보통신자본과의 관계를 '시차'를 고려하여 분석하고자 한다.

Ⅲ. 정보통신자본의 축적 수준에 대한 평가

1. 자 료

우리나라에는 공식적으로 제공되는 산업 및 자산별 자본자료가 없고 연구자들이 각기 추산한 자료만 사용 가능하다. 가장 널리 사용되고 있는 Pyo *et al*.(2008)의 자료는 EU-KLEMS 기준을 참고하여 72개 산업 및 11개 자산 연계분류로 자본자료를 구축하였으며, 성장회계를 시행하기 위한 노동 및 요소 소득자료들도 함께 제공하고 있다. EU-KLEMS 기준에 의해 구축된 자료는 다른 나라 자료들과 비교가 가능하다는 장점이 있다.[7] 자산과 산업의 구체적 분류는 부록(Appendix 1, Appendix 2 참고)에 수록되어 있는데, 컴퓨터장비, 통신장비, 소프트웨어가 정보

7) EU-KLEMS 홈페이지(www.euklems.net)에서 각국의 자료를 제공받을 수 있는데, DB에는 매뉴얼과 달리 71개 산업으로 편제되어 있으며, 각국의 상황에 따라 실제 자료는 그보다 더 적은 수의 산업에 대해 구축되어 있다.

통신자본으로 분류된다. 일부 자산과 산업의 자료가 모든 기간에 '0'의 값을 갖거나 최근 기간에만 별도로 분류되는 경우가 있어, 본 연구에서는 65개 산업과 8개 자산으로 연계분류된 자료를 구축하여 분석에 사용하였다.

본 연구에서는 Pyo *et al*.(2008)을 그대로 사용하지 않고, 수정을 가한 신석하(2008)의 자료를 사용하였다. 두 자료는 정보통신 투자 디플레이터, 자본스톡 구축방법, 요소소득비중 추산방법에서 차이가 난다.

정보통신부문의 특징 중 하나가 기술진보에 따른 급격한 질적 변화인데, 통상적인 투자 디플레이터는 이러한 질적 변화를 제대로 반영하지 않으므로 정보통신자본의 양이 과소측정될 위험이 있다. 미국의 경우 이러한 점을 고려하여 헤도닉 가격(hedonic pricing) 추정방법을 적용하여 정보자본재의 가격을 조정해 주고 있다. EU-KLEMS(2007)의 편성 기준은 정보자본재가 전 세계적으로 매우 경쟁적인 시장에서 거래되고 있음을 감안할 때 여타 재화와의 상대가격이 모든 나라에서 유사한 모습을 나타낼 것이라는 가정하에 정보자본재 가격을 조정하지 않는 나라에 대해서는 정보자본재와 여타 재화의 상대가격이 미국과 같아지도록 정보자본재 가격을 조정하고 있다.[8)]

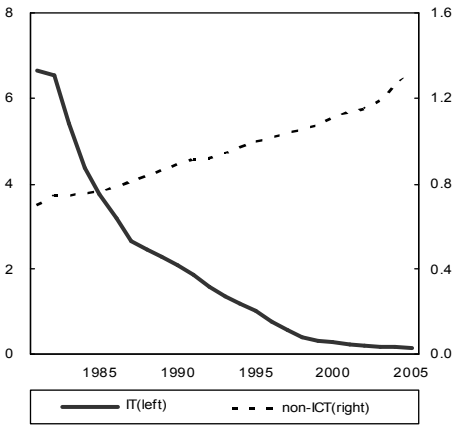
우리나라의 경우, 투자 디플레이터가 질적 향상을 반영하여 조정되는지 여부는 명확하게 알려져 있지 않다. 그러나 [Figure 1]과 [Figure 2]에서 보이듯이 정보자본재와 여타 재화의 상대가격이 미국과 상당히 다른 모습을 나타내고 있음을 감안할 때 추가적인 질적 조정의 필요성이 제기된다. Pyo *et al*.(2008)은 이러한 가격 조정과정을 포함하지 않았기 때문에 정보통신자본재의 축적 정도를 EU-KLEMS의 다른 나라 자료와 비교하는 데 어려움이 있다. Pyo *et al*.(2008)에서는 정보자본재 가격을 조정하지 않아 정보자본이 1998년 이후 감소하는 현상이 발생함에 따라 정보자본재에 대한 감가상각률을 EU-KLEMS에서 제시한 0.315보다 낮은 통신자본의 감가상각률 0.115를 적용하였다.

신석하(2008)에서는 우리나라 정보자본재의 투자 디플레이터를 다음과 같은 방법으로 조정하였다.

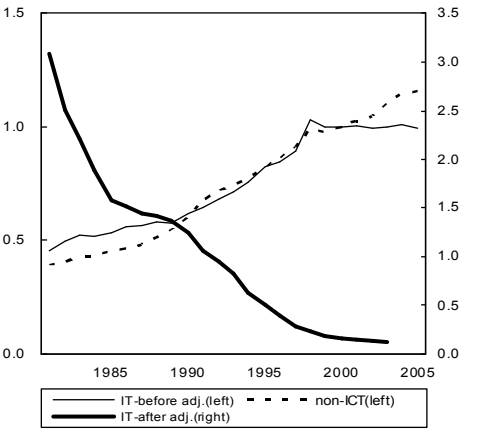
$$P^{*IT}_{KOR} = \frac{P^{IT}_{US}}{P^{NICT}_{US}} \times P^{NICT}_{KOR}$$

8) 정보자본재의 가격을 자체적으로 조정하는 상당수 나라들도 미국의 정보자본재와 여타 재화의 상대가격에 국제가격이나 환율 등을 반영하여 조정하는 것으로 알려져 있다. 한편, 통신자본재와 소프트웨어의 경우에도 질적 향상을 고려하여 디플레이터를 조정할 필요가 있는 것은 사실이나, EU-KLEMS에서는 이 부분에 대해서는 추가적인 연구가 필요하다고 보고 반영하지 않고 있다.

[Figure 1] Price Indices in the United States



[Figure 2] Price Indices in Korea



Note: Price indices are calculated using data from EU-KLEMS and National Accounts.

여기서 P^{IT}는 정보자본재의 투자 디플레이터를, P^{NICT}는 비정보통신자본재의 투자 디플레이터를 나타내며, 아래 첨자는 해당 국가를 나타낸다.

이 방법은 Ha and Pyo(2004) 등 상당수 국내 선행 연구에서 사용되고 있다. Ha and Pyo(2004)는 조정된 가격지수를 여타 연구들과 비교하였는데, 연구마다 조정 방법에 따라 다소의 차이는 있으나 조정된 가격지수가 1980년대 이후 지속적으로 하락한다는 점에서는 일치하는 것으로 나타났다.[9)]

한편, Pyo *et al*.(2008)과 신석하(2008)는 자본스톡 구축방법에서도 다소 차이가 난다. 신석하(2008)는 기준연도 접속법을 이용한 Pyo *et al*.(2008)과 달리 영구재고법을 적용하였는데, 이는 기준연도 접속법을 사용하면 음의 감가상각률이 발생하는 경우가 있으며, EU-KLEMS (2007)도 영구재고법을 제시하고 있음을 감안한 것이다.

신석하(2008)는 Pyo *et al*.(2008)의 고정자본 형성 자료에 EU-KLEMS의 감가상각률을 결합하여 자본스톡을 구축하였다. EU-KLEMS의 감가상각률은 기본적으로 미국 BEA의 감가상각률에 기반을 두고 1980～2000년 기간 평균개념으로 추산된 값이다.[10)] 다만, EU-KLEMS는 정보통신

9) 한편, 이기동(2001)에서는 정보기술 관련 재화에 대한 생산자물가의 세분류지수의 가중치에 의해 도출된 가격지수와 미국의 헤도닉가격을 직접 적용한 가격지수를 함께 고려하였는데, 가격지수에 따라 회귀분석 결과가 질적으로 달라지지는 않았다.

10) 미국 BEA의 감가상각률은 11개 자산유형보다 훨씬 세분된 자산형태에 대해 제시되어 있다. EU-KLEMS

〈Table 1〉 EU-KLEMS Depreciation Rates

Asset type	Minimum over industries	Maximum over industries
Residential structures	0.011	0.011
Non-residential structures	0.023	0.069
Infrastructure	0.023	0.069
Transport equipment	0.061	0.246
Computing equipment	0.315	0.315
Communications equipment	0.115	0.115
Other machinery and equipment	0.073	0.164
Products of agriculture and forestry	0.073	0.164
Other products	0.073	0.164
Software	0.315	0.315
Other intangibles	0.315	0.315

Source: EU-KLEMS(2007).

기술 관련 자본에 대해서 Jorgenson *et al*.(2005)을 따라 모든 산업에 동일한 감가상각률을 적용하였다. 예를 들어, 컴퓨터장비와 소프트웨어에 대해서는 0.315의 감가상각률을, 통신장비에 대해서는 0.115의 감가상각률을 적용하였다.

EU-KLEMS의 경우 주로 선진국을 대상으로 자료를 구축하는 것이기 때문에 미국의 감가상각률을 적용하는 것이 하나의 방법일 수 있으나, 우리나라의 경우 다소 무리한 측면이 있을 수도 있다. 그러나 현진권·표학길(1997)은 우리나라 미시자료를 이용하여 추정한 감가상각률이 Hulten and Wykoff(1981)와 비슷하게 나타남을 밝히고 있다. 미국 BEA의 감가상각률이 Hulten and Wykoff(1981)의 결과와 크게 차이 나지 않음을 감안할 때 EU-KLEMS의 감가상각률을 우리나라 자본추정에 적용하는 것이 무리한 방법은 아니라고 생각된다. 또한 EU-KLEMS 감가상각률을 적용해 보면, 경제 전체적으

는 11개 자산유형 각각에 속해 있는 세부 자산유형의 감가상각률에 산업별 세부 자산스톡을 결합하여 11개 자산별로 영구재고법이 성립되도록 하는 산업별 감가상각률을 매년 추정하고, 1980~2000년 기간의 평균값을 산업별 11개 자산의 감가상각률로 사용하였다. 더욱 자세한 사항은 Timmer *et al*.(2007)에 제시되어 있다.

로 자본스톡 대비 4~5%대의 감가상각이 발생하는데, 이는 1970년 이후 국민소득상의 고정자본 소모를 자본스톡과 비교한 값과 유사한 수준이다.

마지막으로 Pyo *et al*.(2008)과 신석하(2008)은 요소소득비중의 추산방법에서 차이가 난다. 성장회계를 위해서는 산업별로 노동과 자본의 소득비중 자료가 필요하다. 이때 가장 문제가 되는 부분이 비임금근로자의 노동소득을 추산하는 과정이다. 특히 우리나라의 경우 비임금근로자의 비중이 선진국에 비해 클 뿐 아니라 시간에 따라 감소하는 추세를 보이고 있어 추산방법에 따라 요소소득분배율이 상당한 차이를 보일 수 있다.

비임금근로자에 대한 세부자료가 존재하는 경우, 비임금근로자를 성, 연령, 학력, 산업 등 인적 특성별로 구분한 후 동일한 인적 특성을 지닌 임금근로자의 임금을 적용하여 추산하는 것이 바람직하다. Young(1995)이 1966~90년 기간 우리 경제에 대해 이러한 방법을 적용한 결과 비농업부문의 노동소득분배율이 70.3%로 추정되었다.

EU-KLEMS(2007)은 비임금근로자에 대한 세부자료가 없는 경우 비임금근로자의 시간당 임금이 임금근로자의 시간당 임금과 같다는 가정하에 비임금근로자의 노동소득을 추산하도록 하고 있다. 비임금근로자의 비중이 높은 우리나라의 경우 EU-KLEMS 기준을 적용하면, 너무 많은 산업에서 노동소득이 전체 부가가치보다 커져 자본소득이 음이 된다. 선진국의 경우 이러한 방법을 적용하면 2~3개 정도의 산업에서 음의 자본소득이 발생하는 것으로 나타난다. Pyo *et al*.(2008)은 이를 감안하여 비임금근로자의 시간당 임금이 임금근로자 시간당 임금의 80%라는 가정을 적용하였다. 하지만 여전히 상당수 산업에서 자본소득이 음이 되는 문제가 발생하며, 임업과 어업의 경우에는 특히 심각하다. 이를 고려하여 오완근(2009)의 경우 임업 30%, 어업 50%를 반영하였으며, 박성욱(2008)은 자본소득이 음인 경우 인접 산업의 자본소득분배율을 사용하였다.

이러한 방법으로 음의 자본소득분배율을 해결할 수는 있으나, 문제는 노동 측면만 고려될 뿐 자본 측면은 고려되지 않고 자본소득분배율이 결정된다는 것이다. 조정된 자본소득이 자본스톡에 비해 작은 경우 이후 자본임대가격 추정과정에서 음의 명목수익률이 설정되는 또 다른 문제가 발생한다.

신석하(2008)는 음의 명목수익률 발생 가능성을 줄이기 위해 자본스톡을 이용한 조정과정을 포함시켰다. 우선 Gollin(2002)의 방법을 따라 비임금근로자의 총소득인 제도부문별 소득계정상의 개인부문 영업잉여를 법인기업의 영업잉여와 피용자보수의 비율대로 나누어 경제 전체의 노동소득과 자본소득을 구하였다.

이렇게 구해진 노동소득을 산업별 임금과 근로시간에 비례하여 배분하고, 자본소득은 산업별 자본스톡과 자본 임대가격을 이용하여 배분하는 것이다. 다만, 각기 구해진 산업별 노동소득과 자본소득의 합이 부가가치와 차이가 날 수 있으므로, 이를 RAS기법을 이용하여 재조정하였다.

이 방법은 음의 명목수익률이 장기간 지속됨을 의미하는 자본임대가격이 성장회계에 사용되는 것을 피할 수 있다는 장점은 있으나, 추가적인 조정과정이 자의적일 수 있다는 문제가 있다. 또한 선진국과 우리나라 자료 간 추정방법의 차이가 향후 국제비교 결과에 미치는 영향의 불확실성에 대해서도 주의를 기울일 필요가 있다.

국민계정의 13개 산업분류 수준에서는 자본 측면의 추가적인 조정이 없어도 비임금근로자의 노동소득 조정에 의해 음의 명목수익률이 발생하는 경우가 많지 않음을 감안할 때, 각 방법의 단점은 결국 원자료의 부족이라는 근본적인 제약으로 인해 세분된 산업별 자료가 갖는 한계를 보여준다고 생각된다. 이러한 자료의 한계를 유념하여 향후 분석 결과에 주의할 필요가 있다.

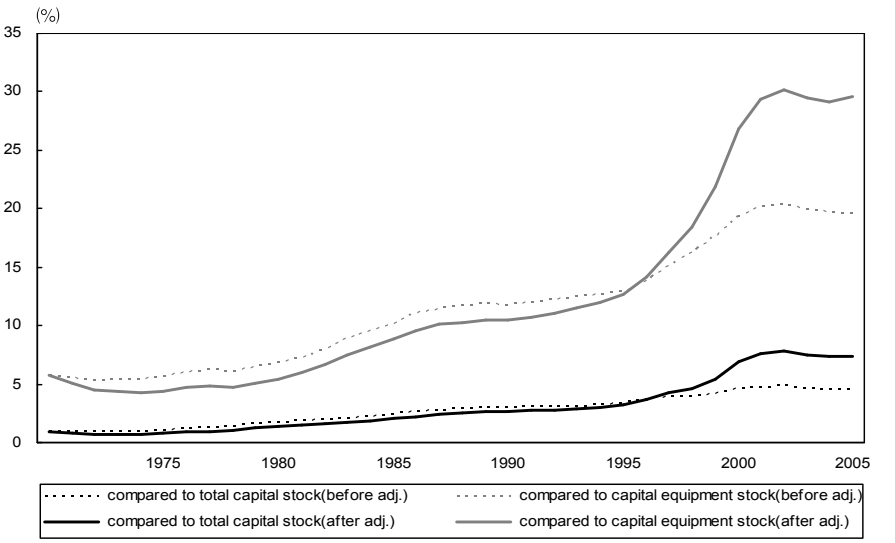
2. 정보통신자본의 축적 추이

우리 경제의 전체 자본에서 정보통신자본이 차지하는 비중은 [Figure 3]에서와 같이 1990년대 중반 이후 급격히 높아진 것으로 나타난다.[11] 정보 투자 디플레이터를 미국 자료를 이용하여 조정하기 전에도 정보통신자본의 비중은 1990년대 중반 이후 높아진 것으로 나타나지만, 디플레이터를 조정하고 나면 이러한 현상이 더욱 두드러진다. 이러한 정보통신자본 비중의 급격한 상승은 2000년 소위 'IT 거품' 이후 둔화되었던 것으로 보인다. 이와 같이 정보통신자본의 비중이 1990년대 중반 이후 빠르게 늘어나다가 2000년 이후 둔화되는 모습은 기술 확산이 S자 모양을 따른다는 가설을 감안하면 우리 경제에 생산성 향상을 초래할 만큼 정보통신기술이 확산되었을 가능성을 제시한다.

그러나 정보통신자본의 양만으로는 정보통신자본의 활용도(또는 기여도)를 평가하기 힘들다. 왜냐하면 생산과정에 투입되는 생산요소는 물적 자본스톡이 아니라 자본으로부터의 서비스이기 때문이다. 정보통신자본 서비스를 측정하기 위해서는 정보통신자본스톡뿐 아니라 자본임대가격(또는 자본서비스의 사용자 비용)을

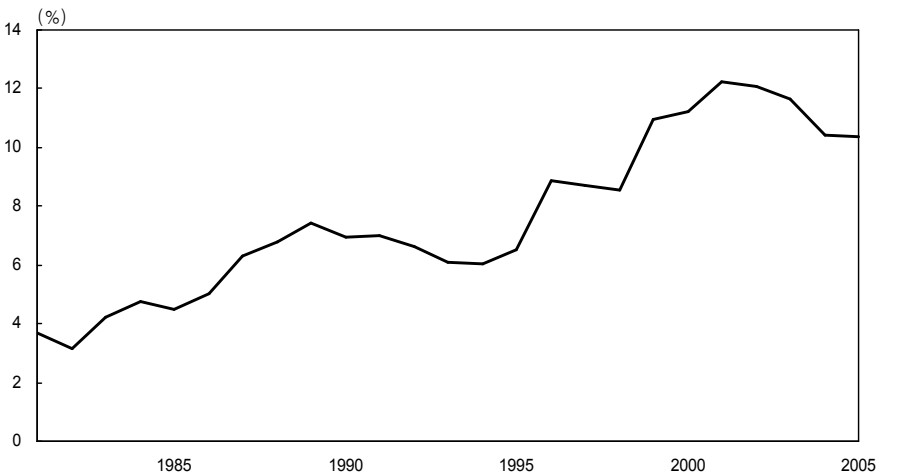
11) 한편, EU-KLEMS는 IT 자본에 대해서는 질적 조정을 하는 반면, IT 산출에 대해서는 IT 산출물의 구성이 국가마다 상이하다는 이유로 질적 조정을 하지 않고 있어 IT 자본의 활용이 높은 부문의 생산성이 상대적으로 하향 측정될 가능성이 존재한다.

[Figure 3] ICT Capital Stock



Source: ICT Capital Stock are calculated using data from Pyo *et al*.(2008) and National Accounts.

[Figure 4] ICT Capital Income



Source: ICT Capital Income are calculated using data from Pyo *et al*.(2008) and National Accounts.

〈Table 2〉 ICT Capital Income Ratio by Sectors

(Unit: %)

	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2005
ICT-producing industries	13.5	11.2	8.4	9.7	9.0	17.1	19.7
ICT-using industries	11.0	8.9	10.2	14.0	18.5	20.2	19.1
Non-ICT industries	5.5	2.7	3.0	4.7	3.4	8.1	6.8
Total economy	6.6	4.3	4.5	6.9	6.5	11.2	10.4

Source: Capital income ratios are calculated using data from Pyo *et al*.(2008) and National Accounts.

추정하여 정보자본소득을 추산해야 한다.[12] 정보통신자본소득이 전체 자본소득에서 차지하는 비중을 살펴보면, 1990년대 전반을 제외하면 2000년 전후까지 꾸준히 상승하는 모습을 나타내고 있어 S자 형태의 기술확산가설과 부합하지 않는다.

정보통신자본의 축적을 산업별로 살펴보기 위해서는 전통적인 산업분류보다는 정보통신을 기준으로 한 분류가 적합할 것이다. 본 연구에서는 van Ark *et al*.(2003)을 따라 정보통신 생산부문, 정보통신 고이용부문, 정보통신 저이용부문으로 나누었다. 정보통신 관련 산업분류는 <Appendix 2>에 수록되어 있다.

정보통신 생산부문에는 정보통신기기 제조업, 소프트웨어를 포함한 정보통신 서비스업 등이 포함되며, OECD(2002)의 분류를 따른 것으로 논란의 여지가 크지 않다. 반면, 정보통신 고이용부문은 Stiroh (2002)에서 제시하는 1995년 미국의 자본소득에서 정보통신자본이 차지하는 비중이 중간값보다 높은 산업으로 정의되어 있어 다소 논란의 여지가 있는 것이 사실이다. 그러나 정보통신 활용 측면에서 미국이 다른 나라보다 선행하고 있고 자료의 질도 우수하다는 점을 들어 상당수 외국 선행 연구들이 이 분류기준을 사용하고 있음을 감안하여 본 연구에서도 이 분류기준을 적용하였다.

정보통신 관련 산업별로 살펴보면, 1990년대 중반까지는 정보통신 고이용부문의 정보통신자본 소득비중이 상대적으로 빠르게 증가하였으나, 1990년대 중반 이후에는 정보통신 생산부문의 정보통신자본 소득비중이 빠르게 증가하였음을 알 수 있다. 정보통신 생산부문의 정보통신자본 소득비중은 1990년대 중반에는 정보통신 고이용부문의 절반 수준이었으나, 2005년에는 정보통신 고이용부문을 소폭 상회하였다.[13]

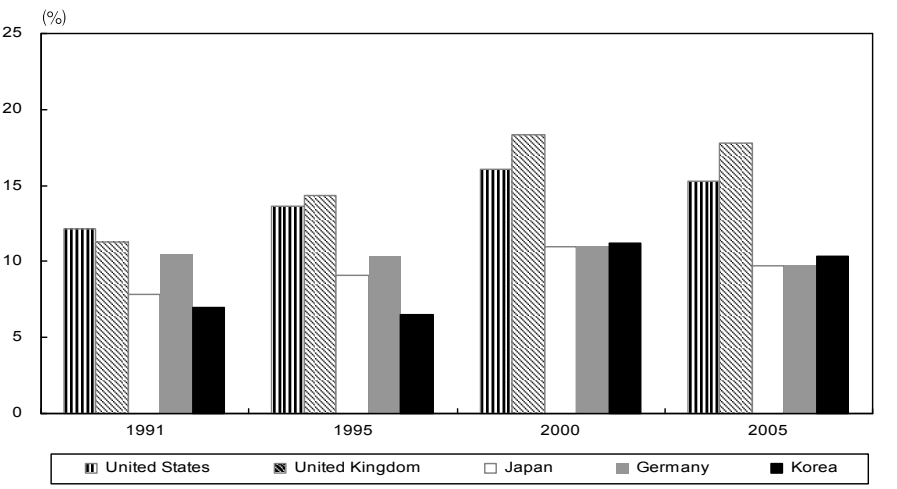
12) 자본임대가격의 추정과정은 신석하(2008)를 참조하기 바란다.

3. 국제비교

우리 경제에 정보통신자본이 경제 전반의 생산성 향상을 가져올 만큼 충분히 축적되었는지 선진국과 비교해 보자. 우리 경제의 정보통신자본 소득비중은 1990년대 중반 이후 경제 전체로는 선진국과의 격차가 줄어드는 모습이다. 1990년대 중반까지는 대부분의 선진국에 비해 낮았으나, 이후 빠르게 높아져 2005년의 경우 미국·영국에 비해서는 낮지만 일본·독일과는 비슷한 수준에 이른 것으로 나타났다(Figure 5, Table 3 참조).[14]

그러나 산업별로는 아직까지 대부분의 산업에서 정보통신자본 소득비중이 선진 3개국(미국, 영국, 일본)에 비해 낮은 상태로 보인다.[15] 정보통신 저이용부문에서는 선진국과의 차이가 크지 않은 반면,

[Figure 5] ICT Capital Income Ratio by Countries



Source: ICT Capital income ratios are calculated using data from EU-KLEMS and Pyo *et al*.(2008).

13) 세부 산업별로는 금융 및 보험, 사업서비스, 기타 서비스, 통신, 전기전자 등이 높은 정보통신자본 소득비중을 나타냈다. 운수장비, 도소매의 경우 전체 산업 평균을 소폭 상회하는 것으로 나타났다. 반면, 전기전자와 운수장비를 제외한 대부분의 제조업에서 정보통신자본 소득비중이 경제 전체 평균보다 낮게 나타났으며, 농림어업, 광업, 운수 및 보관, 전기·가스·수도, 목재 및 나무제품, 비금속광물제품, 섬유 및 의복, 일차 금속제품 등에서 정보통신자본 소득비중이 상당히 낮게 나타나고 있다. 자세한 사항은 신석하(2008)를 참조하라.

14) 선진국 내에서도 정보통신자본 축적속도는 국가 간에 차이를 보이고 있다. 서환주·이영수(2000)는 OECD 가입국을 대상으로 한 분석에서 인적자본 등 인프라스트럭처가 잘 구축되어 있는 국가들에서 정보자본에 대한 투자가 활발하게 진행되고 있음을 지적하였다.

15) 독일의 경우 음의 자본소득을 나타내는 산업이 다른 선진국에 비해 많고, 특히 통독 직후 기간에 자료상의 문제가 더 심해졌던 것으로 나타나 산업별 비교에서는 제외하였다.

〈Table 3〉 ICT Capital Income Ratio by Countries

(Unit: %)

	USA	UK	Japan	Germany	Korea
1991	12.2	11.3	7.8	10.5	7.0
1995	13.6	14.4	9.1	10.3	6.5
2000	16.1	18.3	10.9	11.1	11.2
2005	15.3	17.8	9.7	9.8	10.4

Source: ICT Capital income ratios are calculated using data from EU-KLEMS and Pyo *et al*.(2008).

정보통신 고이용부문은 선진국 평균의 80% 내외 수준에서 등락하고 있으며, 정보통신 생산부문은 2005년에야 선진국 평균의 40% 수준에 이른 것으로 나타났다.[16)]

세부 산업별로도 정보통신 고이용부문의 경우 금융 및 보험만 정보통신 자본소득이 선진국 평균을 상회할 뿐이며, 사업서비스, 도소매, 일반 기계 등은 선진국 평균에 상당 폭 못 미치는 것으로 나타났다.[17)] 정보통신 생산부문의 경우 전기전자는 선진국 평균의 70% 수준에 이르렀으나, 통신업은 선진국 평균의 30%에 머무르고 있는 것으로 나타났다.[18)] 선진국 평균을 상회하거나 근접한 산업부문의 수도 2000년에는 10개 내외였으나, 2005년에는 4개로 줄어드는 등 개별 산업에서 선진국 평균과의 차이는 좁혀지지 않고 있는 것으로 나타났다(Appendix 3 참고).

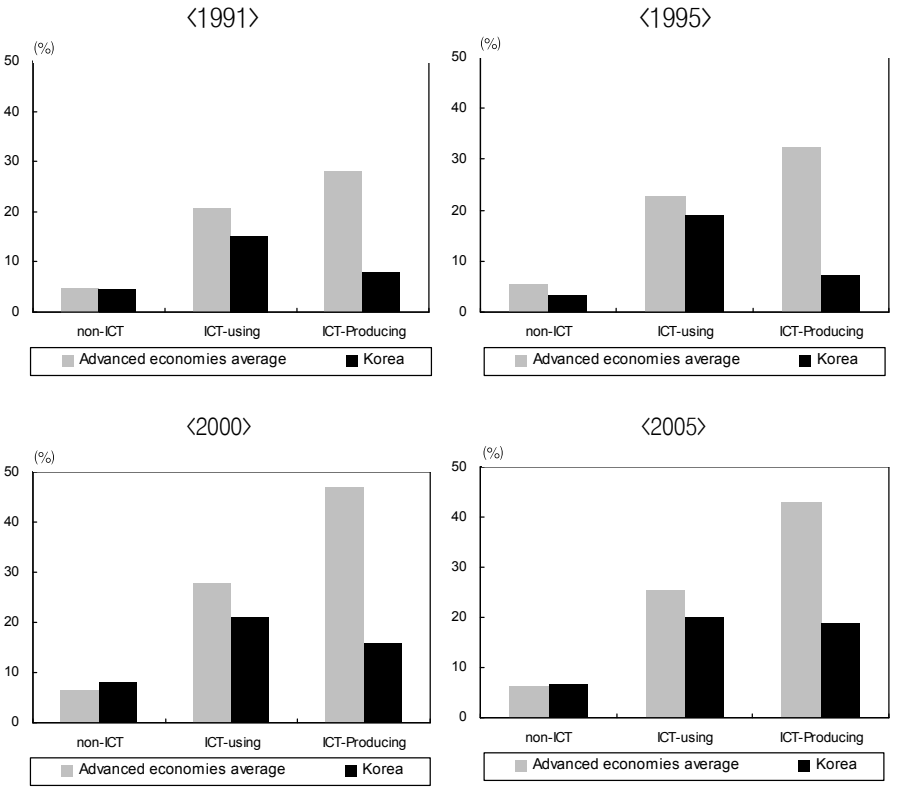
이상에서 살펴본 바와 같이, 우리 경제는 거시경제 차원의 정보통신자본 활용에서는 선진국과의 격차를 줄여가고 있으나, 개별 부문에서는 선진국과의 격차를 좁히지 못하고 있다. 개별 부문에서의 격차가 줄어들지 않았음에도 불구하고 경제 전체 차원에서의 격차가 줄어든 것은 정보통신자본 소득비중이 상대적으로 높은 정보통신 생산부문과 정보통신

16) EU-KLEMS에 국가와 변수에 따라서는 72개 산업으로 자료가 세분되어 있지 않은 경우가 있어, 국제비교의 경우 Inklaar *et al*.(2005)의 분류를 따라 28개 산업을 대상으로 정보통신 관련 산업을 분류하였다. 국제비교에 사용된 우리나라 자료도 28개 산업을 기준으로 재분류한 것이다. <Appendix 2>에 분류 기준이 수록되어 있다.

17) 부동산업의 경우 선진국 대비 매우 큰 값을 나타내었는데, 이와 같은 현상은 선진국의 경우 부동산 임대업의 비중이 우리나라에 비해 훨씬 높고, 이에 따라 건물자본이 커서 정보통신자본의 비중이 낮은 데 기인한 것으로 사료된다. 이러한 점을 감안하여 <Appendix 3>에 수록하지 않았다.

18) 앞에서 우리나라 정보통신 생산부문의 정보통신자본 소득비중이 선진국 평균 대비 40% 수준으로 나타난 것은 통신업이 상대적으로 부진한 점과 선진국의 경우 우리나라와 달리 통신업의 비중이 전기전자보다 상당히 높은 점이 복합적으로 작용한 결과이다.

[Figure 6] ICT Capital Income Ratios in Korea and Advanced Economies



Note: Advanced economies include the United States, the United Kingdom and Japan.
Source: Capital income ratios are calculated using data from EU-KLEMS and Pyo *et al*.(2008).

고이용부문의 비중이 우리나라에서 선진국보다 빠르게 늘어난 데 기인하는 것으로 보인다. 우리나라의 경우 정보통신 생산부문이 전체 자본소득에서 차지하는 비중이 1980년대의 6% 내외에서 2005년에는 15% 수준으로 높아지고, 정보통신 고이용부문의 비중도 1980년대의 30% 수준에서 2005년에는 40% 수준으로 높아진 반면, 선진국의 경우 이들 산업의 비중이 매우 완만하게 증가하였다.

이러한 결과는 우리 경제에서 정보통신자본이 2000년대 중반까지도 정보통신 이외 산업의 생산성을 향상시킬 만큼 충분히 축적되지 않았을 가능성을 시사한다.

Ⅳ. 산업별 성장회계 및 회귀분석

1. 산업별 성장회계

정보통신자본이 다른 산업에 비해 많이 축적된 산업에서 생산성이 상대적으로 빠르게 증가했는지 여부를 검토해 보기 위해 본 연구에서는 우선 성장회계를 통해 생산성을 추산하여 살펴보고, 이후 회귀분석을 시행한다.

본 연구의 성장회계방법은 EU-KLEMS와 같이 Jorgenson *et al.*(1987)의 방법을 따랐다. 우선 다음과 같은 산업별 부가가치함수를 상정한다.

$$V_j = g_j(K_j, L_j, T) \tag{1}$$

여기서 V_j는 산업 j의 실질 부가가치이며, K_j와 L_j는 산업 j의 자본서비스와 노동서비스를 각각 나타내며, T는 시간으로 대표될 수 있는 기술수준 등을 나타낸다. 이윤극대화, 경쟁시장, 규모보수불변 등의 표준적인 가정하에 산업별 부가가치 증가는 다음과 같이 자본, 노동, 총요소생산성의 기여분으로 분해될 수 있다.[19)]

$$\triangle \ln V_{jt} = \overline{w_{jt}^{K}} \triangle \ln K_{jt} + \overline{w_{jt}^{L}} \triangle \ln L_{jt} + \triangle \ln TFP_{jt} \tag{2}$$

여기서 $\overline{w}$는 각 투입요소에 대한 보수가 명목 부가가치에서 차지하는 비중의 두 기간(t기와 $t-1$기) 평균을 나타낸다.

자본의 경우 정보통신자본과 여타 자본으로 구분하고, 노동투입의 경우 근로시간과 인적 구성의 변화를 구분하여 각각의 성장기여도를 산출한다. 즉,

$$\triangle \ln K_{jt} = \overline{v_{jt}} \triangle \ln K_{jt} + \overline{v_{jt}^{NT}} \triangle \ln K_{jt}^{NT}$$

$$\triangle \ln L_{jt} = \triangle \ln H_{jt} + (\triangle \ln L_{jt} - \triangle \ln H_{jt})$$

여기서 $\overline{v_{jt}^{IT}}$와 $\overline{v_{jt}^{NT}}$는 산업 j의 자본소득에서 정보통신기술자본과 여타 자본이 차지하는 비중을 각각 나타내며, H_{jt}는 산업 j의 근로시간의 총합이다.

한편, 산업별 성장회계를 통해 총요소생산성을 추산하려면 부가가치 기반 성장회계보다는 중간투입물까지 고려하는 총산출 기반 성장회계가 바람직한 것이 사실이다. 경제 전체로는 중간투입의 구성 변화에 따른 기여분이 모두 하나의 총

19) 경제 전체에 대해서는 총요소생산성(total factor productivity)으로, 개별 산업에 대해서는 다생산요소생산성(multifactor productivity)으로 표현하는 것이 정확한 단어 사용이나, 본 연구에서는 편의상 굳이 이를 구분하지 않고 사용하고자 한다.

요소생산성에 취합되므로 중간투입을 고려하지 않아도 큰 문제가 없으나, 산업별로 생산성을 측정하는 경우에는 중간투입 구성 변화에 따른 기여분을 고려해야 정확한 산업별 생산성이 측정될 수 있다. 그럼에도 불구하고 본 연구에서는 중간투입에 대한 추가적 고려 및 조정의 부담과 기존 연구들이 대부분 부가가치 기반의 성장회계를 시행한 점을 감안하여 총산출 기반 성장회계를 시행하지는 않았다.[20] EU-KLEMS에서는 총산출 기반 성장회계 결과와 부가가치 기반 성장회계 결과를 모두 제공하고 있다.

성장회계는 1970~2005년 기간에 대해 시행하였으나, 자본스톡의 초기치 등의 문제를 감안하여 1980년 이후의 성장회계 결과에 대해서만 논의하고자 한다. 산업별 성장회계 결과에 앞서 경제 전체의 성장회계 결과를 살펴보자.

<Table 4>에 수록된 거시경제에 대한 성장회계 결과를 살펴보면, 1990년대 중반 이후 우리 경제의 노동 및 자본 등 요소투입 증가세 둔화와 2000년 이후 총요소생산성 증가세 회복이 관측된다. 본

〈Table 4〉 Growth Accounting of the Korean Economy

(Unit: %, %p)

		VA	H	L-H	KIT	KNIT	TFP
Aggregate economy	1981~85	7.5	0.5	0.7	0.4	3.3	2.6
	1986~90	8.8	2.0	0.9	0.6	4.0	1.3
	1991~95	7.0	1.7	0.8	0.5	3.6	0.5
	1996~2000	4.2	0.1	0.9	0.9	2.1	0.3
	2001~05	4.5	0.6	0.7	0.3	1.7	1.1
	1981~2005	6.4	1.0	0.8	0.5	2.9	1.2

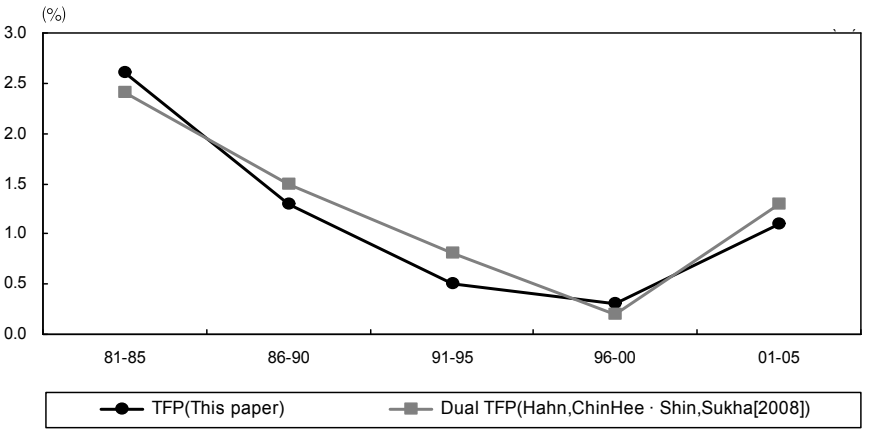
Note: VA denotes value added; H total working hours; L-H labor composition; KIT ICT capital stock; KNIT Non-ICT capital stock; TFP Total Factor productivity. Numbers for VA are annual growth rates while other numbers are the contributions to the growth rates.

20) 물론 일정한 조건(총산출생산함수가 중간재와 부가가치 간에 분리가 가능하고, 명목 부가가치가 명목 총산출에서 명목 중간투입을 제외한 값이 되도록 부가가치의 가격지수가 측정된다는 조건)이 충족되는 경우, 부가가치 기반 성장회계에서 산출된 총요소생산성과 총산출 기반 성장회계에서 산출된 총요소생산성 간에 다음과 같은 비례관계가 성립한다.

$$\triangle \ln TFP_{jt}^{V} = \frac{1}{\overline{w_{jt}^{V}}} \triangle \ln TFP_{jt}^{Y}$$

여기서 TFP_j^V는 산업 j의 부가가치 기반 생산성을, TFP_j^Y는 총산출 기반 생산성을 나타내며, $\overline{w_j}$는 명목 총산출에서 명목 부가가치가 차지하는 비중의 두 기간(t기와 $t-1$기) 평균이다. 하지만 실제 자료들에서 이러한 조건이 충족될 것으로 기대하기는 어렵다.

[Figure 7] Aggregate TFP Growth Estimates



연구의 총요소생산성 증가율 추정치는 한진희·신석하(2008)의 가격변수를 이용한 총요소생산성 증가율 추정치와 거의 유사한 것으로 보인다(Figure 7 참조).

정보통신 관련 산업별로 살펴보면, 선행 연구들에서와 같이 정보통신 생산부문의 총요소생산성 증가율이 대체로 정보통신 고이용부문이나 정보통신 저이용부문보다 상당히 높게 나타나고 있다. 그러나 2000년 이후에는 정보통신 생산부문의 총요소생산성 증가율이 낮아진 반면, 정보통신 고이용부문의 총요소생산성 증가율이 개선되는 모습을 나타내었다(Table 5 참조).

이와 같은 정보통신 생산부문의 생산성 증가세가 2000년 이후 둔화된 현상이 정보통신자본이 다른 부문보다 빠르게 축적됨에 따라 보완적 혁신에 소요되는 비용이 증가해서 나타나는 것일 수 있다. 다른 한편으로 정보통신 고이용부문의 생산성 증가세가 높아진 것이 과거의 정보통신자본 축적에 기인하였을 가능성도 있다. 이러한 가능성을 점검하기 위해 좀 더 세분된 산업의 성장회계 결과를 검토해 보자.

제조업 성장회계를 정보통신 관련 산업별로 나눈 결과가 <Table 6>에 제시되어 있는데, 1990년대 중반 이후 정보통신자본 축적이 상대적으로 높았던 정보통신 생산부문의 생산성 증가세 둔화가 두드러지게 나타나고 있다. 그러나 정보통신 고이용부문의 경우 저이용부문과 정보통신자본의 축적은 크게 차이가 나지 않지만 생산성은 더 크게 둔화되고 있어 정보통신자본 축적만으로 설명하기는 어려울 것으로 보인다.

한편, 서비스업을 정보통신 관련 산업별로 나눈 결과는 2000년 이후 정보통신 생산 서비스업의 생산성 증가세 둔화가

〈Table 5〉 Sectoral Growth Accounting by ICT Classifications

(Unit: %, %p)

		VA	H	L-H	KIT	KNIT	TFP	Industry weight
Non-ICT industries	1981~85	6.8	1.4	0.3	0.3	3.4	1.4	81.6
	1986~90	7.3	2.7	0.4	0.3	4.1	-0.2	75.7
	1991~95	5.8	2.2	0.3	0.2	4.0	-0.8	72.1
	1996~2000	3.1	0.2	0.3	0.8	2.8	-0.9	68.6
	2001~05	3.1	0.9	0.4	0.2	2.0	-0.4	63.3
	1981~2005	5.2	1.5	0.3	0.4	3.2	-0.2	72.3
ICT-using industries	1981~85	10.3	6.3	0.6	0.7	2.3	0.4	17.0
	1986~90	13.2	2.9	0.2	1.1	3.3	5.8	21.7
	1991~95	9.5	4.3	0.2	1.1	2.7	1.3	24.4
	1996~2000	2.9	0.1	0.8	0.8	0.5	0.8	24.7
	2001~05	3.5	-0.2	0.5	0.3	0.4	2.4	23.6
	1981~2005	7.9	2.7	0.5	0.8	1.8	2.2	22.3
ICT-producing industries	1981~85	14.5	1.7	0.6	1.1	5.8	5.4	1.4
	1986~90	19.9	5.0	0.5	1.2	5.5	7.7	2.5
	1991~95	16.6	0.4	0.3	0.9	4.1	10.9	3.4
	1996~2000	20.0	2.3	0.5	2.0	3.0	12.2	6.8
	2001~05	14.0	2.3	0.7	1.4	3.4	6.2	13.0
	1981~2005	17.0	2.3	0.5	1.3	4.3	8.5	5.4

Note: VA denotes value added; H total working hours; L-H labor composition; KIT ICT capital stock; KNIT Non-ICT capital stock; TFP Total Factor productivity. Numbers for VA are annual growth rates while other numbers are the contributions to the growth rates.

혁신비용 증가에 기인하지 않았을 가능성을 시사하고 있다. 1990년대 중반 이후 정보통신 생산부문과 정보통신 저이용부문의 정보통신자본 축적이 비슷한 모습이지만 생산부문의 생산성 증가세는 다소 둔화된 반면, 저이용부문은 감소세가 오히려 완화되는 모습이다.

그러나 정보통신 고이용부문의 경우 1986~95년 기간에 정보통신자본의 축적이 높아지고, 1990년대 중반 이후에는 노동의 양적 투입은 둔화되는 대신 노동의 질적 향상이 이루어졌으며, 2001~05년 기간에는 생산성 증가세가 높아졌다. 이러한 모습은 정보통신자본의 축적이 보완적 혁신과 결합되면서 숙련노동에 대한 수요가 증가하고 생산성이 향상된다는

〈Table 6〉 Growth Accounting of Manufacturing Sector by ICT Classifications

(Unit: %, %p)

		VA	H	L-H	KIT	KNIT	TFP	Industry weight
Non-ICT manufacturing industries	1981~85	10.1	1.1	0.7	0.2	2.9	5.2	14.4
	1986~90	10.7	3.1	0.5	0.4	6.3	0.4	16.8
	1991~95	6.6	0.0	0.5	0.1	3.7	2.2	16.6
	1996~2000	5.1	-1.3	0.5	0.6	1.9	3.3	16.4
	2001~05	3.1	-0.6	0.5	0.1	1.2	2.0	16.4
	1981~2005	7.1	0.4	0.5	0.3	3.2	2.6	16.1
ICT-using manufacturing industries	1981~85	11.4	4.5	1.2	0.3	2.6	2.8	4.0
	1986~90	12.8	2.1	1.0	0.8	5.9	3.0	5.0
	1991~95	9.2	1.0	0.7	0.3	3.0	4.2	5.2
	1996~2000	4.8	-1.7	0.5	0.8	1.2	4.0	5.5
	2001~05	3.3	-0.5	0.7	0.2	2.0	0.9	5.3
	1981~2005	8.3	1.1	0.8	0.5	3.0	3.0	5.0
ICT-producing manufacturing industries	1981~85	16.7	1.9	0.6	0.7	4.9	8.6	0.9
	1986~90	21.3	6.6	0.6	1.0	5.8	7.3	1.7
	1991~95	15.6	-1.9	0.5	0.4	3.6	13.1	2.1
	1996~2000	20.7	-0.3	0.4	2.3	3.7	14.5	4.3
	2001~05	15.0	1.8	0.6	1.9	4.6	6.0	8.5
	1981~2005	17.8	1.6	0.5	1.3	4.5	9.9	3.5

Note: VA denotes value added; H total working hours; L-H labor composition; KIT ICT capital stock; KNIT Non-ICT capital stock; TFP Total Factor productivity. Numbers for VA are annual growth rates while other numbers are the contributions to the growth rates.

가설과 부합되는 측면이 있다.

과연 보완적 혁신가설이 서비스업의 정보통신 고이용부문의 생산성 향상을 설명할 수 있는지를 좀 더 세분된 성장회계 결과를 통해 살펴보자. <Table 8>에 서비스업 중 정보통신 고이용부문에 포함되는 도소매(도매, 소매, 자동차 및 연료 판매), 금융(금융중개, 보험 및 연금), 사업서비스(연구 및 개발, 법무 및 기술, 기계장비 임대)의 성장회계 결과가 수록되어 있다.

부가가치비중이 상대적으로 큰 도소매의 경우 총요소생산성 증가율이 2000년 이후 하락했으며, 정보통신자본의 축적에

〈Table 7〉 Growth Accounting of Service Sector by ICT Classifications

(Unit: %, %p)

		VA	H	L-H	KIT	KNIT	TFP	Industry weight
Non-ICT service industries	1981~85	5.7	3.2	0.3	0.5	3.9	-2.2	42.0
	1986~90	6.4	3.3	0.2	0.4	4.2	-1.8	37.1
	1991~95	5.8	3.6	0.2	0.3	4.7	-3.0	34.7
	1996~2000	3.7	2.3	0.1	1.2	3.8	-3.8	33.6
	2001~05	3.0	2.1	0.2	0.3	2.9	-2.6	31.4
	1981~2005	4.9	2.9	0.2	0.6	3.9	-2.7	35.8
ICT-using service industries	1981~85	9.9	6.8	0.4	0.8	2.2	-0.2	13.0
	1986~90	13.4	3.1	0.0	1.1	2.5	6.6	16.7
	1991~95	9.6	5.2	0.0	1.3	2.6	0.5	19.2
	1996~2000	2.4	0.5	0.9	0.8	0.3	-0.1	19.2
	2001~05	3.6	0.0	0.5	0.3	0.0	2.9	18.3
	1981~2005	7.8	3.1	0.4	0.9	1.5	1.9	17.3
ICT-producing service industries	1981~85	11.3	1.0	0.5	1.7	7.3	0.9	0.5
	1986~90	17.3	1.6	0.2	1.9	4.8	8.8	0.8
	1991~95	18.6	3.9	0.2	1.8	4.9	7.8	1.3
	1996~2000	18.7	7.0	0.7	1.3	1.6	8.1	2.5
	2001~05	11.8	3.3	0.8	0.4	1.1	6.2	4.5
	1981~2005	15.5	3.4	0.5	1.4	3.9	6.4	1.9

Note: VA denotes value added; H total working hours; L-H labor composition; KIT ICT capital stock; KNIT Non-ICT capital stock; TFP Total Factor productivity. Numbers for VA are annual growth rates while other numbers are the contributions to the growth rates.

큰 변화가 있다고 보이지는 않는다. 금융의 경우 2000년 이후 총요소생산성 증가율이 크게 높아졌으나, 이를 초래할 정도의 정보통신자본 축적상의 변화가 관찰되지는 않는다. 오히려 1990년대 중반 이후 노동투입 및 비정보통신자본 축적이 크게 둔화된 것으로 나타나는데, 이는 경제위기를 전후한 금융시장 개방 및 규제완화에 따른 구조 변화가 금융부문의 생산성 증가를 뒷받침하였을 가능성을 시사하는 것으로 보인다. 다만, 사업서비스의 경우 1986~95년 기간의 정보통신자본의 축적, 1995년 이후 노동의 질적 향상, 2000년 이후 총요소생산성 개선 등 보완적

〈Table 8〉 Growth Accounting of ICT-using Service Industries

(Unit: %, %p)

		VA	H	L-H	KIT	KNIT	TFP	Industry weight
Wholesale and retail trade (44, 45 ,46)	1981~85	8.2	5.9	0.4	0.2	2.1	-0.4	8.0
	1986~90	10.7	2.0	-0.1	0.2	1.9	6.7	8.9
	1991~95	6.3	2.9	0.1	0.1	1.1	2.1	8.6
	1996~2000	3.7	-0.7	1.1	0.5	0.6	2.2	8.3
	2001~05	1.5	-0.5	1.1	0.0	0.5	0.4	7.7
	1981~2005	6.1	1.9	0.5	0.2	1.2	2.2	8.3
Financial intermediation (53, 54, 55)	1981~85	10.2	9.9	0.6	1.4	1.4	-3.1	2.9
	1986~90	18.0	4.1	0.2	1.8	1.3	10.6	4.7
	1991~95	14.0	9.3	-0.1	1.5	1.7	1.6	6.8
	1996~2000	1.9	0.8	0.4	1.1	0.3	-0.7	7.4
	2001~05	6.3	-0.9	-0.4	0.9	0.3	6.3	7.7
	1981~2005	10.1	4.6	0.1	1.4	1.0	2.9	5.9
Business services (58, 60, 61)	1981~85	16.2	5.2	0.2	2.0	3.9	4.9	2.1
	1986~90	14.2	5.0	-0.2	3.1	5.9	0.4	3.1
	1991~95	9.5	4.0	0.1	3.3	7.4	-5.4	3.7
	1996~2000	0.1	3.0	1.2	0.8	-0.8	-4.1	3.5
	2001~05	2.6	3.2	1.2	-0.4	-2.4	1.0	2.9
	1981~2005	8.5	4.1	0.5	1.8	2.8	-0.6	3.1

Note: 1) 44. Sale, maintenance and repair of motor vehicles and motorcycles, retail sale of fuel; 45. Wholesale trade and commission trade, except of motor vehicles and motorcycles; 46. Retail trade, except of motor vehicles and motorcycles; repair of household goods; 53. Financial intermediation, except insurance and pension funding; 54. Insurance and pension funding, except compulsory social security; 55. Activities related to financial intermediation; 58. Computer and related activities; 60. Research and development; 61. Legal, technical and advertising.

2) VA denotes value added; H total working hours; L-H labor composition; KIT ICT capital stock; KNIT Non-ICT capital stock; TFP Total Factor productivity. Numbers for VA are annual growth rates while other numbers are the contributions to the growth rates.

혁신가설과 부합되는 모습을 보이고 있다.

이상에서 살펴본 바와 같이 성장회계 결과는 일부 산업에서 보완적 혁신가설과 부합되는 측면이 있기는 하지만, 전반적으로 정보통신자본의 축적과 이와 결합된 보완적 혁신이 2000년 이후 우리 경제의 생산성 향상을 가져왔다고 주장할 만큼의 근거를 제시하지는 못하고 있다.

2. 회귀분석

본 절에서는 정보통신자본의 활용이 총요소생산성 증가에 기여했는지를 회귀분석을 통해 검토해 보고자 한다. 선행연구들의 결과를 감안하면, 정보통신자본과 생산성 간의 시차를 분석에 고려할 필요가 있다. 기존 연구들에서 정보통신자본의 활용을 위한 보완적 혁신에 상당한 시간이 소요될 가능성을 제기함을 감안할 때, 연간자료를 이용한 회귀식에 단순히 시차변수를 추가함으로써 처리하기는 힘들 것으로 보인다.

본 연구에서는 Basu *et al*.(2003)의 방법을 사용하였다.[21] Basu *et al*.(2003)은 보완적 혁신에 따른 비용을 고려한 모형을 상정하고, 이로부터 정보통신자본과 생산성 간 관계를 도출함으로써 두 변수 간에 어느 정도 시차가 존재하는 회귀식을 제공한다는 점에서 본 연구의 목적에 적합한 것으로 판단된다.

우리나라의 경우 경제 전체의 생산성 향상이 2000년 이후 높아졌다는 점을 반영하여, 다음과 같이 Basu *et al*.(2003)의 회귀식을 재구성하였다.

$$\triangle \ln TFP_i^{01-05} = \alpha + a\widetilde{k_i^{01-05}} + b\widetilde{k_i^{96-00}} + c\widetilde{k_i^{86-95}} \quad (3)$$

$$(\triangle \ln TFP_i^{01-05} - \triangle \ln TFP_i^{96-00}) = \alpha + d(\widetilde{k_i^{01-05}} - \widetilde{k_i^{96-00}}) + e(\widetilde{i_i^{01-05}} - \widetilde{i_i^{96-00}}) \quad (4)$$

여기서 하첨자 i는 산업을 나타내며, $\tilde{k}$는 해당 산업에서 정보통신자본의 기여도, 즉 정보통신자본 증가에 정보통신자본의 소득분배율을 곱한 값이고, $\tilde{i}$는 정보통신 투자의 기여도이다.

Basu *et al*.(2003)은 식 (3)과 식 (4) 중 어느 식이 더 적합한지는 정보통신 투자와 보완적 혁신에 대한 투자 간의 시차에 따라 결정된다고 보았다. 즉, 정보통신 투자가 먼저 이루어지고 조직 변화 등 보완적 혁신이 상당한 시간이 경과한 후에 일어나는 경우에는 식 (3)이 적합하고, 정보통신 투자와 보완적 혁신에 대한 투자가 동시에 일어나는 경우에는 식 (4)가 더 적합하다고 본 것이다.

즉, 식 (3)은 장기간의 시차를 고려하여 1986~95년, 1996~2000년, 2001~05

21) O'Mahony and Vecchi(2005)가 사용한 Pesaran(1999)의 Pooled Mean Group 추정방법도 변수 간의 장기관계를 검정한다는 점에서 장점이 있다. 이 방법은 정보통신자본을 포함한 생산요소와 부가가치 간의 관계를 오차수정 형태로 설정하고, 장기관계식의 추정계수가 성장회계의 계수에 비해 유의하게 큰지 살펴봄으로써 추가적인 생산성 향상효과를 검증한다. 그러나 이 방법은 장기식을 추정하므로 정보통신자본의 계수, 즉 정보통신자본의 부가가치비중이 분석기간 동안 안정적임을 전제하고 있는데, 우리나라의 경우 전체 자본소득 대비 정보통신자본의 소득비중이 분석기간 동안 급격한 변화를 보이고 있어 사용하기 힘들다.

년 기간의 정보통신자본 기여도가 높았던 산업에서 2001~05년 기간의 생산성 증가율이 높게 나타났는지 여부를 횡단면분석을 통해 살펴보는 것이다. 식 (4)의 경우, 정보통신자본 투자가 보완적 혁신비용을 통해 총요소생산성에 부정적인 영향을 미칠 가능성을 점검하는 것인데, Basu *et al*.(2003)은 일차 차분을 통해 산업별 고정효과를 제거한 형태를 추천하였다.

Basu *et al*.(2003)이 미국과 영국에 대해 분석한 결과는, 미국의 경우 1990~95년 기간의 정보자본 축적이 1995~2000년 기간의 총요소생산성에 긍정적인 영향을 미친 반면, 1995~2000년의 정보자본 축적은 (보완적 혁신에 소요되는 비용으로 인해) 동 기간의 총요소생산성에 부정적인 영향을 미친 것으로 나타났다. 영국의 경우 1990년대 후반 정보통신 투자의 가속화가 같은 기간의 총요소생산성 증가속도를 둔화시킨 요인으로 작용한 것으로 나타났다.

<Table 9>에 식 (3)을 추정한 결과가 제시되어 있다. 모형 1, 모형 3, 모형 5에서는 컴퓨터 등 정보자본만을 설명변수로 사용하였으며, 모형 2, 모형 4, 모형 6에서는 정보통신자본 전체를 설명변수로 사용하였다. 정보자본만을 별도로 추정해 본 것은 통신자본과 소프트웨어의 경우 자본자료 구축과정에서 질적 조정을 하지 않았음을 고려한 것이다.

전체 산업을 대상으로 추정한 모형 1과 모형 2에서는 1986~95년 기간의 정보통신자본 기여도와 2001~05년 기간의 기여도가 크게 증가하였던 산업에서 2001~05년 기간의 총요소생산성 증가율이 높아졌던 것으로 나타났다. 1986~95년 기간의 정보통신자본 축적이 2001~05년 기간의 총요소생산성에 긍정적으로 기여했다는 추정 결과는 보완적 혁신가설과 부합하지만, 2001~05년 기간의 자본 축적이 긍정적 기여를 했다는 것은 보완적 혁신가설과 조화되기 어렵다. 더욱이 1996~2000년 기간의 자본 축적 증가가 총요소생산성을 낮추는 요인으로 나타나 적절한 설명을 찾는 데 어려움을 더하고 있다.[22]

그러나 모형 3과 모형 4의 결과에서 볼 수 있듯이, 추정대상 산업에서 정보통신 생산부문을 제외하는 경우 1995년 이후의 정보자본 축적은 2001~05년 기간의 총요소생산성에 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 통계상의 측정오차가 추정 결과에 영향을 미칠 가능성을 점검하기 위해 1차 산업과 공공서비스를 추가적으로 제외해 보았으나(모형 5와 모형 6), 결과에 큰 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 모형 1과 모형 2에서 나타난 1995년 이후 정보자본 축적의

22) 다른 모형에서도 1996~2000년 기간의 정보통신자본 축적의 계수가 음으로 나타나고 있는데, 이 기간 중 발생하였던 경제위기가 교란요인으로 작용하였을 가능성이 있다.

〈Table 9〉 Regressions of Industry-level TFP Growth on ICT Capital

	All industries		ICT-producing industries excluded		ICT-producing industries, Agriculture and Public Admin. excluded	
	model 1	model 2	model 3	model 4	model 5	model 6
$\widetilde{k_{IT}^{01-05}}$	2.34** (2.36)		-0.31 (0.14)		1.07 (0.41)	
$\widetilde{k_{IT}^{96-00}}$	-1.25* (-1.98)		-0.51 (-0.70)		-2.37 (-1.09)	
$\widetilde{k_{IT}^{86-95}}$	0.74** (2.36)		0.68* (1.71)		0.79* (1.71)	
$\widetilde{k_{ICT}^{01-05}}$		4.99 (1.57)		-3.72 (-0.71)		-0.18 (-0.03)
$\widetilde{k_{ICT}^{96-00}}$		-0.95 (-1.41)		-0.34 (-0.46)		-4.86 (-1.26)
$\widetilde{k_{ICT}^{86-95}}$		0.98** (2.04)		0.84 (1.60)		1.60* (1.77)
R^2	0.13	0.10	0.08	0.08	0.10	0.12
Obs.	61	61	54	54	41	41

Note: Pooled OLS regressions. Dependent variable is the average TFP growth rate for the period of 2000～05 and explanatory variables are the contribution of ICT capital. Numbers in parentheses are t-statistics. Coefficients with asterisks are significant at 1%(***), 5%(**), 10%(*) level.

영향은 주로 정보통신 생산부문과 관련이 높을 것으로 생각된다.[23)]

한편, 식 (4)를 이용하여 정보통신자본뿐 아니라 정보통신 투자의 변화의 영향을 추정한 결과가 <Table 10>에 제시되어 있다. 전체 산업을 대상으로 추정한 결과에서는 정보자본(모형 1)의 경우 보완적 혁신가설에서 제기하듯이 정보 투자가 유의한 음의 계수를 나타내고 있어, 보완적 혁신이 정보 투자와 결부되어 진행되면서 이에 따른 비용으로 해당 기간 동안 총요소생산성이 낮아졌을 가능성을 지지하고 있다. 그러나 정보통신 생산부문을 제외한 모형 3과 모형 5의 경우 통계적

23) 여기에 수록하지는 않았으나, 정보통신 생산부문을 포함시키되 1차 산업과 공공서비스부문을 제외한 경우의 추정 결과가 전체 산업을 대상으로 추정한 결과와 크게 다르지 않았던 점도 정보통신 생산부문의 포함 여부가 1995년 이후 정보통신자본 축적과 관련된 추정 결과에 큰 영향을 미침을 시사한다.

〈Table 10〉 Regressions of Industry-level TFP Growth on ICT Capital and investment

	All industries		ICT-producing industries excluded		ICT-producing industries, Agriculture and Public Admin. excluded	
	model 1	model 2	model 3	model 4	model 5	model 6
$\widetilde{k_{IT}^{01-05}} - \widetilde{k_{IT}^{96-00}}$	1.07 (0.91)		-1.80 (-1.43)		-3.60 (-1.53)	
$\widetilde{i_{IT}^{01-05}} - \widetilde{i_{IT}^{96-00}}$	-0.17 (-0.41)		0.42 (0.70)		-0.01 (-0.01)	
$\widetilde{k_{ICT}^{01-05}} - \widetilde{k_{ICT}^{96-00}}$		8.68*** (3.16)		-1.96 (-0.43)		-2.22 (-0.45)
$\widetilde{i_{ICT}^{01-05}} - \widetilde{i_{ICT}^{96-00}}$		-6.34*** (-2.85)		0.93 (0.27)		-4.75 (-0.90)
R^2	0.01	0.15	0.04	0.01	0.07	0.10
관측치 수	61	61	54	54	41	41

Note: Pooled OLS regressions. Dependent variable is the average TFP growth rate for the period of 2000~05 and explanatory variables are the contribution of ICT capital. Numbers in parentheses are t-statistics. Coefficients with asterisks are significant at 1%(***), 5%(**), 10%(*) level.

유의성이 크게 낮아지는 것으로 나타나고 있다.

이렇듯 1986~95년 기간의 정보통신자본 축적이 2001~05년 기간의 총요소생산성에 긍정적인 영향을 미친다는 결과만이 통계적 유의성을 안정적으로 유지한다고 할 수 있다. 이는 우리 경제에서 정보통신기술을 활용하기 위한 보완적 혁신이 이루어지는 데 상당한 시간(10년)이 소요되고 있을 가능성을 시사한다. Basu *et al.*(2003)에서 미국의 경우 5년 정도의 시간이 경과하면 정보통신자본 축적이 생산성 향상으로 이어지는 것으로 나타났던 점을 감안할 때, 우리 경제가 선진국에 비해 정보통신기술을 적절히 활용하지 못하고 있는 것으로 보인다.

V. 결 론

본 연구는 우리 경제에서 정보통신자본이 경제 전반의 생산성 향상을 촉진시키는지 여부를 검토하였는데, 특히 보완적 혁신 등으로 인해 정보통신자본의 축적과 생산성 향상 간에 상당한 시차가 존

재할 가능성을 고려하여 분석을 시행하였다.

우선 우리나라 정보통신자본이 생산성 향상에 영향을 줄 만큼 충분히 축적되지 않았을 가능성을 검토하기 위해 선진국과 비교하여 보았다. 우리나라 정보통신자본은 1990년대 중반 이후 빠르게 축적되고 있으나 이는 주로 정보통신자본 집적도가 상대적으로 높은 부문의 비중이 증가한 데 기인한 것이며, 개별 산업부문에서의 정보통신자본 비중은 선진국에 비해 낮은 수준이 지속되고 있는 것으로 나타났다. 이를 감안하면 국내 선행 연구들이 정보통신자본이 정보통신 이외 산업의 생산성에 영향을 미치지 못한다고 본 이유가 정보통신자본이 아직까지 충분히 확산되지 못한 데 부분적으로 기인하였을 가능성이 있다.

다음으로 성장회계 결과는 2000년 이후 정보통신 고이용부문의 총요소생산성 증가세가 개선되었음을 보이고 있으나, 사업서비스 등 일부 산업을 제외하면 정보통신자본의 축적이 생산성 향상을 초래하였을 가능성이 명확하지는 않은 것으로 생각된다.

마지막으로 회귀분석 결과는 정보통신 생산 이외 부문의 경우 정보통신자본 축적이 생산성 향상으로 이어지기까지 상당한 시간(10년)이 소요될 가능성을 시사하고 있다.

이러한 실증 결과를 종합적으로 감안할 때, 정보통신기술을 활용하여 우리 경제 전체의 생산성을 향상시키기 위해서는 정보통신자본의 축적을 저해하는 요인이 존재하는지 점검하는 한편, 정보통신자본과 생산성 간의 연결고리인 보완적 혁신이 용이하게 이루어질 수 있도록 제도적 환경을 조성하는 것이 중요하다고 생각된다.[24)]

개별 부문에서 정보통신자본의 축적이 선진국에 비해 낮은 수준에 머물고 있다는 점은 생산성 향상을 위해 추가적인 자본 축적이 필요할 가능성을 시사한다. 그러나 정부가 세제상의 혜택 등 직접적인 지원을 통해 정보통신자본 축적을 장려하는 것이 반드시 바람직하다고 할 수는 없다. 정부가 개입하여 투자비용을 낮추는 것이 효율성을 제고시킬 수 있는 이론적인 가능성은 존재하지만, 현실적으로 정보의 제약 등으로 인해 정부의 개입이 시장의 실패보다 더 큰 비효율성을 발생시킬 수 있기 때문이다. 따라서 직접적인 지원보다는 정보통신자본의 축적을 저해하는 제도적 요인이 있는지를 점검하여 이를 해소하는 것이 바람직한 정책방향일 것이다.

정보통신자본의 원활한 축적을 위한 제도적 개선과 함께 보완적 혁신이 용이

24) OECD(2003)는 이와 관련된 정책적 논의를 제공하고 있다.

하게 이루어질 수 있는 제도적 환경을 조성하는 것이 무엇보다 중요할 것으로 생각된다. 제도의 개선은 언제나 중요한 과제이지만 정보통신이라는 범용기술의 진보가 빠르게 이루어지는 현재의 상황에서 보완적 혁신을 용이하게 하는 제도의 중요성은 더욱 강조된다고 할 수 있다.

본 연구는 비교적 최근까지로 분석기간을 확장하고 정보통신자본과 생산성 간의 시차를 고려함으로써, 정보통신자본과 생산성 간 관계에 대해 추가적인 실증 결과를 얻을 수 있었다. 그러나 자료 구축과정에서 나타났듯이 불충분한 원자료라는 근본적인 한계가 분석 결과에 미치는 불확실성이 상당히 크다. 산업분류가 세분될수록 원자료의 한계가 커지는 점을 감안할 때, 향후 어떤 자료 처리과정이 좀 더 안정적이고 적합한 분석 결과를 얻는 데 도움이 되는지 추가적인 연구가 필요하다고 생각된다. 또한 본 연구는 정보통신 중간재를 통한 생산성 개선 가능성을 점검하지 못하였다. 이러한 경로는 제조업 비중이 높은 우리나라에서 상대적으로 중요성이 더 크다고 생각되므로, 이를 점검하기 위한 총산출 기준의 성장회계가 후속 연구에서 다루어질 필요가 있다고 생각된다.

참 고 문 헌

강두룡, 「정보화와 한국 경제성장 및 생산성 변화」, 『국제경제연구』, 제8권 제2호, 2002.

김남희 · 김기홍, 「정보통신기술의 사용이 산업의 생산성에 미치는 영향분석: 산업의 정보통신기술 이용도를 중심으로」, 『국제통상연구』, 제14권 제1호, 2009.

김민용, 「정보통신기술의 생산성역설: 논쟁의 재해석과 정책적 함의」, 『생산성논집』, 제16권 제2호, 2002.

박성욱, 「제조업과 서비스업간 기술진보 확산효과」, 『금융경제연구』, 제339호, 2008.

서환주 · 이영수, 「정보기술(IT) 투자와 성장격차 간의 동태적 관계: OECD 가입국을 중심으로」, 『국제경제연구』, 제6권 제3호, 2000.

신관호 · 이영수 · 이종화, 「한국의 산업별 정보통신기술(ICT) 투자의 생산성 파급효과 분석」, 『국제경제연구』, 제10권 제2호, 2004.

신석하, 『정보통신기술의 발전과 한국의 산업별 총요소생산성』, 정책연구시리즈 2008-10, 한국개발연구원, 2008.

신일순 · 김홍균 · 송재강, 「정보기술 이용과 기업성과」, 『경제학연구』, 제46집 제3호, 1998.

오완근, 「한국경제의 구조변화와 생산성: Baumol 효과를 중심으로」, 『금융경제연구』, 제369호, 2009.

오완근 · 백웅기, 「IT산업의 발전이 경제구조의 변화에 미치는 영향」, 『한국경제의 분석』, 제11권 제2호, 2005.

이기동, 「산업별 데이터를 이용한 정보통신기술 투자의 생산성 분석」, 『국제경제연구』, 제7권 제2호, 2001.

이영수 · 서환주, 「정보통신기술의 총요소생산성 기여도 및 외부효과분석: 38개국을 대상으로」, 『정보통신정책연구』, 제8권 제2호, 2001.

한국은행, 「국민계정」, 각년도.

한국은행, 「정보통신산업이 생산성에 미친 영향」, 『조사통계월보』, 2000년 10월호.

한진희 · 신석하, 「경제위기 이후 한국경제의 성장: 성장회계 및 성장회귀 분석」, 『한국개발연구』, 제30권 제1호, 2008.

현진권 · 표학길, 「유형고정자산의 폐기율 및 경제적 감가상각률 추정: 자본스톡 접근과 미시적 접근의 비교」, 『한국경제의 분석』, 제3권 제1호, 1997.

Basu, S., J. Fernald, N. Oulton, and S. Srinivasan, “The Case of the Missing Productivity Growth: Or, Does Information Technology Explain Why Productivity Accelerated in the United States But Not the United Kingdom,” NBER Working Paper No. 10010, 2003.

EU-KLEMS, "EU KLEMS Growth and Productivity Accounts: Part I Methodology," 2007.

Gollin, D., "Getting Income Shares Right," *The Journal of Political Economy*, Vol. 110, No. 2, 2002.

Ha, Bong Chan and Hak K. Pyo, "The Measurement of IT Contribution by Decomposed Dynamic Input-Output Tables in Korea," *Seoul Journal of Economics*, Vol. 17, 2004.

Helpman, E. and M. Trajetenberg, "Diffusion of General Purpose Technologies," NBER Working Paper No. 5773, 1996.

Hulten, Charles R. and Frank C. Wykoff, "The Measurement of Economic Depreciation," in Charles R. Hulten (ed.), *Depreciation, Inflation, and the Taxation of Income from Capital*, Washington D.C.: Urban Institute Press, 1981.

Inklaar, R., M. O'mahony, and M. Timmer, "KT and Europe's Productivity Performance: Industry-level Growth Account Comparisons with the United States," *Review of Income and Wealth*, Series 51, No. 4, 2005.

Jorgenson, D. W., F. M. Gollop, and B. M. Fraumeni, "Productivity and US Economic Growth," Cambridge MA: Harvard Press, 1987.

Jorgenson, D. W., M. Ho, and K. Stiroh, *Information Technology and the American Growth Resurgence*, MIT, 2005.

Jovanovic, B. and P. Rousseau, "General Purpose Technologies," NBER Working Paper No. 11093, 2005.

Kim, Jong-Il, "Information Technology Investment and Productivity Growth in Korea," *The Korean Economic Review*, Vol. 20, 2004.

OECD, *Measuring the Information Economy*, 2002.

OECD, *ICT and Economic Growth*, 2003.

O'mahony, M. and M. Vecchi, "Quantifying the impact of ICT Capital on Output Growth: A Heterogeneous Dynamic Panel Approach," *Economica*, Vol. 72, 2005.

Pesaran, M. H., "Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogenoeus Panels," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 94, 1999.

Pyo, Hak K., Chun Hyunbae, and Rhee Keun Hee, "Total Factor Productivity by 72 Industries in Korea and International Comparison(1970-2005)," Working Paper No. 324, Institute for Monetary and Economic Research, The Bank of Korea, 2008.

Stiroh, K. J., "Information Technology and the U.S. Productivity Revival: What Do the Industry Data Say?" *American Economic Review*, Vol. 92, No. 5, 2002.

Timmer, M., T. van Moergastel, E. Stuivenwold, G. Ypma, M. O'Mahony, and M. Kangasniemi, "EU KLEMS Growth and Productivity Accounts Version 1.0 Part I Methodology," EU KLEMS, 2007.

van Ark, B., R. Inklaar, and R. McGuckin, "ICT and Productivity in Europe and the United States: Where Do the Differences Come From?" *CESifo Economic Studies*, Vol. 49, 2003.

Young, Alwyn, "The Tyranny of Numbers: Confronting the Statistical Realities of the East Asian Growth Experience," *The Quarterly Journal of Economics,* Vol. 110, No. 3, 1995, pp.641~680.

▮ 부 록 ▮

〈Table A-1〉 Asset classification

National account	EU-KLEMS
1. Residential structures	1. Residential structures
2. Non-residential structures	2. Non-residential structures
3. Other construction	3. Structure
4. Transport equipment	4. Transport equipment
5. Other machinery and equipment	5. Computing equipment
	6. Communications equipment
	7. Other machinery and equipment
	8. Products of agriculture and forestry[1)]
	9. Other products[1)]
6. Gross capital formation	10. Software
	11. Other intangibles[1)]

Note: 1) No data is available for 8. Products of agriculture and forestry, 9. Other products, 11. Other intangibles; these are excluded from further analysis.
Source: EU-KLEMS; Bank of Korea.

〈Table A-2〉 Industries by ICT classification

van Ark *et al*.(2003)		Inklaar *et al*.(2005)	
Industry	ICT	Industry	ICT
1. Agriculture	N	1. Agriculture, hunting and forestry	N
2. Forestry	N	2. Mining of coal and lignite	N
3. Fishing	N		
4. Mining of coal and lignite	N		
5. Extraction of crude petroleum and natural gas and services[1)]	N		
6. Mining of uranium and thorium ores[2)]	N		
7. Mining of metal ores	N		
8. Other mining and quarrying	N		
9. Food and beverages	N	3. Food and beverages	N
10. Tobacco	N		
11. Textiles	N	4. Textiles and wearing apparel	N
12. Wearing Apparel, Dressing And Dying Of Fur	U		
13. Leather, leather and footwear	N		
14. Wood And Cork	N	5. Wood And Cork	N
15. Pulp and paper	N	6. Pulp, paper and Publishing	U
16. Publishing	U		
17. Printing and reproduction	U		
18. Coke, refined petroleum and nuclear fuel	N	7. Mining of coal and refined petroleum	N
19. Pharmaceuticals	N	8. Chemicals	N
20. Chemicals excluding pharmaceuticals	N	9. Rubber and plastics	N
21. Rubber and plastics	N	10. Other non-metallic mineral	N
22. Other non-metallic mineral	N		
23. Basic metals	N	11. Basic metals	N
24. Fabricated metal	N		
25. Machinery, nec	U	12. General machinery	U

〈Table A-2〉 Continued

van Ark *et al*.(2003)		Inklaar *et al*.(2005)	
Industrial	ICT	Industrial	ICT
26. Office, accounting and computing machinery	P	13. Electric mahinery	P
27. Insulated wire	P		
28. Other electrical machinery and apparatus nec	U		
29. Electronic valves and tubes	P		
30. Telecommunication equipment	P		
31. Radio and television receivers	P		
32. Scientific instruments	P		
33. Other instruments[2)]	P		
34. Motor vehicles, trailers and semi-trailers	N	14. Transport equipment	N
35. Building and repairing of ships and boats	U		
36. Aircraft and spacecraft	U		
37. Railroad equipment and transport equipment nec	U		
38. Other Manufacturing nec	U	15. Other Manufacturing	U
39. Recycling[2)]	U	5. Wood And Cork	N
40. Electricity supply	N	16. Eelctricity, Gas and water supply	N
41. Gas supply	N		
42. Water supply	N		
43. Construction	N	17. Construction	N
44. Sale, maintenance and repair of motor vehicles and motorcycles; retail sale of fuel	U	18. Sale, maintenance and repair of motor vehicles and motorcycles; retail sale of fuel	U
45. Wholesale trade and commission trade, except of motor vehicles and motorcycles	U	19. Wholesale trade and commission trade	U
46. Retail trade, except of motor vehicles and motorcycles; repair of household goods	U	20. Retail trade and repair of household goods	U
47. Hotels and restaurants	N	21. Hotels and restaurants	N

〈Table A-2〉 Continued

van Ark *et al*.(2003)		Inklaar *et al*.(2005)	
Industrial	ICT	Industrial	ICT
48. Inland transport	N	22. Transport and storage	N
49. Water transport	N		
50. Air transport	N		
51. Supporting and auxiliary transport activities; activities of travel agencies	N		
52. Post and telecommunication	P	23. Post and telecommunication	P
53. Financial intermediation, except insurance and pension funding	U	24. Financial intermediation	U
54. Insurance and pension funding, except compulsory social security	U		
55. Activities related to financial intermediation[3)]	U		
56. Imputation of owner occupied rents[2)]	N	25. Imputation of owner occupied rents	N
57. Real estate activities	N	26. Real estate	N
58. Renting of machinery and equipment	U	27. Business activities	U
59. Computer and related activities	P		
60. Research and development	U	15. Other Manufacturing	U
61. Legal, technical and advertising	U	5. Wood And Cork	N
62. Other business activities, nec	N	16. Eelctricity, Gas and water supply	N

〈Table A-2〉 Continued

van Ark *et al*.(2003)		Inklaar *et al*.(2005)	
Industrial	ICT	Industrial	ICT
63. Public admin and defence; Compulsory social security	N	28. Other service activities	N
64. Education	N		
65. Healh and social work	N		
66. Sewage and refuse disposal, sanitation and similar activities	N		
67. Activities of membership organizations nec	N		
68. Media activities	N		
69. Other recreational activites	N		
70. Other service activities	N		
71. Private households with employed persons	N		
72. Extra-territorial organizations and bodies[2)]	N		

Note: 1) Data for extraction of crude petroleum and natural gas and services(#5) is available since year 2004, so it is consolidated with 4. Mining of coal and lignite.

2) No data is available for 6.Mining of uranium and thorium ores, 33.Other instruments, 39. Recycling, 56..Imputation of owner occupied rents, 72. Extra-territorial organizations and bodies; these have been excluded from further analysis.

3) 55. Activities related to financial intermediation is available since the year 1986, so it is consolidated with 53. Financial intermediation, except insurance and pension funding.

4) N denotes Non-ICT industries; U ICT-using industries; P ICT-producing industries.

〈Table A-3〉 Industry-level Comparison of ICT Capital Income Ratio in Korea with Advanced Economies

(Advanced economies = 1)

	1990	1995	2000	2005
Agriculture, hunting and forestry	0.3	0.1	0.2	0.1
Mining and quarrying	0.0	0.0	0.1	0.1
Food and beverages	0.8	0.6	1.1	0.9
Textiles and wearing apparel	0.4	0.4	0.3	0.2
Wood And Cork	0.5	0.2	0.2	0.3
Pulp, paper and Publishing	0.6	0.4	0.6	0.6
Mining of coal and lignite	2.2	0.8	0.8	0.3
Chemicals	0.8	0.4	0.5	0.4
Rubber and plastics	1.0	0.8	1.4	1.0
Other non-metallic mineral	0.4	0.3	0.3	0.3
Basic metals	0.8	0.4	0.3	0.2
General machinery	0.7	0.4	0.4	0.4
Electric mahinery	0.6	0.4	0.6	0.7
Transport equipment	0.6	0.6	0.9	0.6
Other manufacturing	1.1	0.7	0.6	0.6
Eelctricity, Gas and water supply	0.0	0.0	0.1	0.1
Construction	0.8	0.1	0.5	0.3
Sale, maintenance and repair of motor vehicles and motorcycles; retail sale of fuel	0.4	0.5	1.0	0.5
Wholesale trade and commission trade	0.3	0.3	0.6	0.4
Retail trade and repair of household goods	0.4	0.5	0.9	0.6
Hotels and restaurants	0.7	0.6	1.1	0.5
Transport and storage	0.0	0.0	0.0	0.0
Post and telecommunication	0.2	0.2	0.3	0.3
Financial intermediation	1.0	1.4	1.0	1.3
Business activities	0.6	0.6	0.5	0.4
Other service activities	1.0	0.8	1.3	0.9
All industries	0.7	0.5	0.7	0.7

Note: Advanced economies include the United States, the United Kingdom and Japan.

Source: ICT capital income ratios are calculated using data from EU-KLEMS, Pyo *et al*.(2008) and National Accounts.

韓國開發硏究
제32권 제4호(통권 제109호)

특허자료를 이용한 우리나라 대학 연구의 특성 분석

서 중 해
(한국개발연구원 연구위원)

Empirical Analysis of University Patenting in Korea

Suh, Joonghae
(Research Fellow, Korea Development Institute)

* 본고는『기초학문연구의 제도와 정책(Ⅰ): 특허자료를 이용한 우리나라 대학연구의 특성 분석』(한국개발연구원, 2009)로 기발간된 보고서를 수정・보완한 것임.

** 본고의 작성에서 데이터 수집에는 전수연 연구원과 특허정보원의 김명지 대리의 도움을 받았다. 또한 두 명의 익명의 검토자의 논평이 내용을 보완하는 데 도움이 되었다. 이 분들께 감사드린다.

*** 서중해: (e-mail) suh@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, 49 Hoegiro, Dongdaemun-gu, Seoul, Korea

• Key Word: 특허(Patent), 대학 특허(University Patent), 대학 연구(University Research)
• JEL Code: O31
• Received: 2010. 5. 7 • Referee Process Started: 2010. 5. 7
• Referee Reports Completed: 2010. 12. 14

ABSTRACT

Recently Korean universities show very rapid increases in both patents and R&D (research and development) expenditures. During the period from 1970 to 2008, university R&D spending has on the average increased 15.3% annually. Along with steady increases in R&D spending, university's research outputs have also continuously increased. In 1990 Korea as a total published 1,613 SCI-level scientific papers and Korean universities applied 27 patents to Korea patent office. In 2008, Korea published more that 35,000 SCI papers and Korean universities applied about 7,300 patents. The growth of scientific articles had begun from the early 1990s whereas the growth of patent has ignited entering the 2000s.

The paper tried to investigate university research through the window of patent. Patents lie between invention and innovation and represent the potential value of invention which will be realized at the marketplace. Since Korean patents do not contain citation information, the paper used US patents－NBER patent database－as the main data.

The key empirical question is whether Korean university patents granted from USPTO are characteristically different from other Korean patents granted from USPTO. Previous studies on US and Europe show that corporate patents are more stylized in appropriablity of invention, whereas university patents basicness. In case of Korea, the paper confirmed the appropriability characteristic of corporate patents; but the Korean unversity patents are not distinguishable in terms of basicness.

The paper estimated the citation frequency function－an empirical model which was firstly developed by Caballero and Jaffe (1993) and later articulated by Jaffe and Trajtenberg (1996, 2002). The model is specified mainly composed of two interacting parts－diffusion effect and obsolescence effect of new ideas or innovations. Estimation results show that differences in forward citations between university and corporate patents are not statistically significant, after controlling self-citation. Since forward citations represent the quality of patents, this estimation result implies that there are no statistically significant quality differences between university and corporate patents. Prior research results, based on the same model of citation frequency function, about US and some European cases show that, in terms of forward citations, university patents are generally superior to corporate patents －for the case of US- or, the former not inferior to the latter－for the case of most of Europe.

It is argued that some important and significant policy changes caused the rapid rise of university patents in Korea. Policy changes include the revision of technology transfer act allowing the ownership of publicly-funded research results to researchers and the changes in

ABSTRACT

faculty/professor evaluation which gives more credit to the number of patents. These policy changes have triggered the rapid growth of the number of university patents. The results of the empirical analysis in this paper indicated that Korea now needs to make further efforts to enhance the quality of university patents, not just to produce more numbers of patents.

본 논문은 대학의 연구활동을 특허라는 창을 통하여 들여다보고자 하였다. 특허 인용정보가 있는 미국 특허를 이용하여 우리나라의 대학 특허를 기업 특허와 대비시켜 대학 특허의 특성을 분석하였다. 일반적으로 기업 특허와 대학 특허는 전자는 전유성(appropriability) 측면에서 그리고 후자는 기초성(basicness) 측면에서 차이가 있는 것으로 본다. 그런데 기초성 측면에서 우리나라 대학 특허는 기업 특허와 크게 두드러진 차이를 보이지 않는 것으로 나타났다. 다음으로 특허인용함수 모형을 이용하여 특허의 질 또는 수준을 기업과 대학 사이에 비교해 보았다. 기업 특허는 자체인용이 상당수 포함되어 있는데, 이를 감안하면 전방인용에 있어서는 대학 특허와 기업 특허는 큰 차이를 보이지 않는 것으로 나타났다. 자체인용 비중이 높을수록 특허의 전유성 정도가 높은 경향이 있다는 선행연구를 상기하면, 기업 특허의 전유성 정도가 높게 나오는 것을 확인할 수도 있었다.

미국과 유럽을 대상으로 한 선행연구에서는 대학 특허가 대체로 기업 특허와 비교하여 인용빈도 측면에서 뒤지지 않는 것으로 분석되고 있다. 외국의 대학 특허 분석 결과와 본 논문의 우리나라 대학 특허 분석 결과를 대비시키면, 우리나라 대학 특허는 전반적인 수준이나 영향력 측면에서는 기업 특허에 미치지 못하며, 이는 우리나라 대학의 특허활동이 최근에야 활성화된 데 기인한 것으로 추론된다.

이러한 분석 결과는 향후 대학의 연구수준을 제고하기 위한 노력을 보다 체계화해야 한다는 것을 시사하며, 최근 진행되고 있는 정부의 기초연구 정책방향 전환이나 대학 내의 자체적인 개혁 움직임을 간접적으로 지지한다. 정부의 정책 전환과 함께 학내의 개선 노력이 합치되면 향후 우리나라 대학의 특허인용도 및 영향력이 훨씬 높아지게 될 것으로 기대할 수 있다.

Ⅰ. 서 론

대학의 연구는 최근 상당한 변화를 겪고 있다. 전통적인 교육·훈련 기능과, 자율과 창의에 기초한 자유로운 연구 또는 공공재로서 연구 성과를 창출하는 지금까지의 역할에 추가하여 국민경제의 성장이나 사회·경제적 당면 문제 해결에 보다 직접적으로 기여해야 한다는 요구가 증가하고 있다. 오늘날 대학이 당면한 근본 과제는 지식의 주된 생산자로서 대학의 역할이 단기적인 상업적 이윤 동기에 희생되지 않으면서 동시에 지식의 생산, 확산 및 이전이 서로를 강화하도록 새로운 환경에 적응하는 것이라고 할 수 있다.[1)]

우리나라 대학은 산업화 과정에서 양질의 근로자를 공급하는 임무를 수행해 왔으며, 선진국에서 정착된 연구대학모형은 비교적 최근에 와서야 작동하기 시작하였다. 현재의 한국과학기술원의 모태인 한국과학원이 설립된 1971년이 한국에서의 실질적인 연구대학모형이 작동한 첫해라고 할 수 있으며, 한국과학원 이후 1986년 포항공과대학 및 1995년 광주과기원 등 연구중심대학을 표방하는 대학이 새롭게 설립되었으며, 기존의 대학에서도 연구활동을 대학 내에 체계화시키려는 노력을 지속하고 있다(박희제[2006]). 그런데 최근에는 산-학-연 협력체제 강화, 대학의 기술이전 강화, 대학기업의 설립 등 대학이 보다 직접적으로 경제적 활동에 참여하는 임무가 추가되고 있다. 기술이전을 통한 수익창출, 대학기업의 설립·운영 등 대학이 직접적으로 기업가적 활동을 수행하는 이른바 아카데믹 캐피털리즘은 우리나라 대학에서는, 예를 들어 대학 재정에서 차지하는 비중으로 보면, 아직은 비중이 매우 작지만 정부는 중요한 정책 사안으로 다루고 있다.[2)3)]

특허는 대학 연구활동의 성과 중 하나이며, 대학 연구는 전통적으로 특허보다는 논문을 중요시해 왔다. 그런데 산학협력 및 경제성장에 있어서 대학의 보다 직접적인 기여가 강조되면서, 최근에는 특허에 대해서도 새로운 가치를 부여하게 되었다. 예를 들면, 우리나라 대학의 교

1) 최근 선진국 대학이 당면하고 있는 변화 및 과제에 대해서는 OECD(1999) 및 Bok(2003)을 참조.
2) 아카데믹 캐피털리즘에 대한 논의는 민철구 외(2003)를 참조.
3) 2003년도에 제정된 「산업교육진흥및산학협력촉진에관한법률」은 대학 연구환경의 변화에 대응하기 위한 법적 기반을 마련한 것으로 평가할 수 있다. 1980년 미국에서 제정된 바이-돌 법(Bayh-Dole Act)과 같은 맥락에서, 이 법률이 제정되면서 우리나라 대학은 자체 연구 성과에 대한 권리를 취득·관리할 수 있게 되었고, 이를 기반으로 기술이전이나 기술사업화, 창업 등 더욱 다양한 형태의 산학협력활동이 가능해졌다(한국학술진흥재단, 『2006 대학산학협력백서』, 2007).

원업적평가에 있어서 국내외 특허등록을 지표의 하나로 상당수 대학이 활용하고 있는 것으로 나타났다.[4] 학내의 이러한 제도 변화는 대외적으로 대학 특허의 급속한 증가로 나타나고 있다. 우리나라의 내국인 특허출원에서 대학이 차지하는 비중은 2000년에는 전체의 1%에도 미치지 못하는 627건에 불과하였으나, 7년이 지난 2008년에는 10배 이상 증가한 7,319건을 기록하였고 내국인 특허출원에서 차지하는 비중도 5.8%로 크게 상승하였다. 대학의 보다 직접적인 경제적 기여가 강조되는 상황에서 대학은 더 이상 전통적인 상아탑으로 머무를 수가 없을 것이며, 학내에서도 이러한 환경 변화에 부응하기 위한 노력을 계속할 것이며, 따라서 대학의 특허활동은 앞으로도 더욱 강화될 것으로 예상된다.

이러한 변화는 대학 연구의 본질과 관련하여 몇 가지 흥미로운 질문을 제기한다. 대학 특허의 증가는 대학 연구의 특성 변화에 기인하는가? 특허 증가로 대변되는 대학의 응용연구 비중의 증가는, 기초연구 중심의 자유로운 대학 연구의 본질을 훼손하는가? 근본적으로 대학의 특허 활동은 기업과 어떤 측면에서 얼마나 다른가?

본 논문은 위에서 제기한 질문 중에서 마지막 질문에 대한 실증적인 대답을 시도할 것이다. 구체적으로는 미국에 등록한 한국 특허를 통하여 우리나라 대학 연구의 특성을 실증적으로 분석하고자 한다. 미국에 등록한 한국 특허를 이용하는 이유는 한국 특허에는 인용정보가 존재하지 않기 때문이다.[5] 미국 특허가 가지고 있는 인용정보를 활용하여 우리는 대학 특허의 특성을 기업 특허와 대비시키는 작업을 할 것이다. 본 눈문은, 대학은 기본적으로 보다 기초적인 연구를 수행하고 보다 공공재적 연구 성과를 산출할 것이므로, 대학 특허는 기업 특허와는 기초성 또는 공공재적 특성에서 다를 것이라는 가정에서 출발한다. 핵심 개념인 기초성을 어떻게 측정하는가도 중요한 연구주제이다. 대학 특허가 대학 연구의 특성인 기초성 또는 공공재적 특성을 많이 반영하고 있다면, 특허활동이 대학 연구의 본질에 크게 어긋나지 않고 그 연장선 위에 있다는 것을 시사할 것이다. 그렇지 않은 경우에는 대학 연구의 본질 훼손에 대한 우려가 근거 없는 것은 아님을 시사할 것이다. 이러한 작업은, 미국에 등록한 한국 대학 특허는 우리나라 대학 특허의 일부분에 불과하다는 한계에도 불구

4) 2006년 조사에 의하면, 129개 대학 중 97개 대학이 국내 특허등록을, 99개 대학이 해외 특허등록을 교원업적평가 중 산학협력지표로 활용하고 있다(한국학술진흥재단, 『2006 대학산학협력백서』, 2007).

5) 미국 특허는 특허·논문을 포함한 선행기술(prior art)을 특허출원자가 의무적으로 기재하도록 규정하고 있는 반면, 한국 특허는 이러한 규정이 없다. 우리나라 특허청의 등록특허공보에도 최근에는 선행문헌이 수록되고 있는데, 이는 기본적으로 심사관이 추가한 것이다.

하고, 우리나라 대학 특허의 특성을 기업 특허와 극명하게 대비시켜 줄 것이다. 이 작업은 또한 대학 연구와 관련된 정책 및 제도 연구를 위한 실증적인 토대를 제공할 것으로 기대한다.

제Ⅱ장에서는 특허에 대한 경제학적 분석이 최근에 어떻게 이루어지고 있는지를 개관해 볼 것이다. 제Ⅲ장에서는 대학의 연구 및 특허 활동 동향을 간단히 살펴보고, 우리나라 특허의 수준을 주요 국가들과 비교할 것이다. 또한 특허인용 정보를 활용한 지표를 계산하여 대학 특허의 특성을 기업 특허와 대비시켜 볼 것이다. 제Ⅳ장에서는 일종의 구조방정식인 특허인용함수모형을 이용하여 기업 특허와 대학 특허 사이의 특성을 비교할 것이다. 마지막 장에서는 실증분석 결과에 대한 논의를 요약・정리하고, 이를 바탕으로 정책적 시사점을 논의하였다.

Ⅱ. 특허 분석의 최근 동향

특허는 발명에 대해 부여하는 독점적 권리로서 특허의 첫 번째 요건은 산업상의 이용 가능성이다(특허법 제29조). 특허로 등록된 발명이 모두 시장에서의 성과로 나타나지는 않지만, 산업상의 이용 가능성이라는 측면에서 특허는 잠재적인 시장가치를 보유하고 있다. 특허는 오랫동안 기술혁신과정에 대한 분석지표의 하나로 이용되어 왔다. Schmookler(1966)는 특허를 산업활동에 연결시켜 경제 분석에 이용하였으며, Griliches(1984)는 특허를 기업데이터에 연결하여 실증분석을 시도하였다. 지표로서 특허는 처음에는 몇 건을 출원・등록했는가, 즉 가산자료(count data)형태로 경제 분석에 이용되어 왔다. 그런데 UC Berkeley의 B. Hall 교수를 주축으로 한 NBER 연구팀이 1993년부터 인용정보를 포함한 미국 특허등록 정보를 데이터베이스로 구축하기 시작하였다. 인용정보가 포함된 NBER DB의 이용이 가능해지면서 특허를 통한 경제 분석작업에 있어서 가산자료의 한계를 뛰어넘는 새로운 연구 지평이 열리게 되었다.[6)]

1. 특허에 대한 실증연구

지금까지 이루어진 선행연구는 특허가치에 대한 분석과 특허를 설명변수 또는 종속변수로 이용하여 특정의 현상을 설명하거나 가설을 검정하는 연구로 대별해 볼 수 있다. 다음의 <Table 1>은 대표적인 연구 결과 14개를 요약한 것이다. 연구대상은 컴퓨터단층촬영과 같이 특정한

6) Hall, Jaffe, and Trajtenberg(2001)는 NBER DB 및 주요 지표에 대한 상세한 설명을 수록한 'manual'이다.

〈Table 1〉 Literature on Patent Value

Authors	Field	Sample	Model	Dependent Variable
Schankerman and Pakes(1986)	Post 1950 period, UK, German and French patents	778	Stochastic model	Patent renewal
Trajtenberg (1990)	Computed Tomography (1972~1983)	456		Patent citations
Lerner(1994)	Biotechnology(1973~1992), USPTO patents	1,678	PROBIT	No. of citations
Lanjouw et al.(1996)	Precedent data and results from the authors			No. of years a patent is renewed and size protection
Lanjouw and Schankerman (1997)	USPTO 1975~1991	5,452	PROBIT	Probability of infringement and challenge suits
Lanjouw(1998)	Computers, textiles, combustion engines and pharmaceuticals West German patents(1955~88)	20,000	Dynamic stochastic discrete choice model	Renewal decision
Harhoff et al.(1999)	German and US patents (1977 expiring 1995)	994	OLS regression Negative binomial	Forward citations
Lanjouw and Schankerman (1999)	Pharmaceutical; chemicals; electronic; mechanical US patents (1960~1991)	8,000	Latent variable Model for a composite measure of quality, PROBIT for probability of renewal and litigation	Composite index Renewal Litigation
Guellelc and van Pottelsberghe (2000)	EPO 1985~1992	23,487	PROBIT	Grant of a patent
Shane(2001)	MIT patents 1980~1996	8,420	Cox regression	Creation of new firm
Harhoff and Reitzig(2002)	Biotech and pharma EPO(1979~1996)	13,389	PROBIT	Opposition
Harhoff et al.(2003)	German patents (1977 expiring 1995)	772	Ordered PROBIT	Monetary patent value
Reitzig(2003)	Patents from a semiconductor company	127	Ordered PROBIT	Present value (scale)
Sapsalis and Potterie(2007)	6 Universities in Belgium EPO patents(1985~1999)	208	Negative binomial model	Forward citations

Source: Sapsalis and Potterie(2007).

기술분야에 초점을 맞추는 경우부터 미국 특허나 유럽 특허 전반을 대상으로 하는 경우, MIT나 벨기에 대학 등 특정 기관에 초점을 맞추는 경우 등으로 다양하게 다루어졌다. 표본의 특성에 따라 모델 및 추정방법도 전통적인 가산자료모형을 사용하는 경우에서부터 확률모형이나 OLS 등 여러 방법을 다양하게 사용하는 것을 알 수 있다. 종속변수를 보면 특허의 가치를 추정하기 위하여 이용되는 특허지표도 여러 종류임을 알 수 있다. 특허 갱신 자료는 특허 보유자가 특허 보호기간 및 범위를 연장·확대하기 위하여 지불하는 수수료에 주목하였다. 인용건수는 특허의 질이나 수준을 대변해 주는 것으로 보고 여기에 영향을 주는 요인을 찾아내고 이를 통하여 관련되는 가설을 검증한다. 특허의 가치는 특허 침해 및 침해에 대응한 소송에 드는 비용보다 높을 것이라는 가정하에 관련 자료를 활용하여 특허가치를 평가해 보려는 시도 또한 이루어지고 있다.

범위를 좁혀, 본 논문이 따르고 있는 실증분석모형을 채용한 연구 또한 상당수 이루어졌다. 특허인용함수모형은 Caballero and Jaffe(1993)가 이론모형을 처음 제시하였고 Jaffe and Trajtenberg(1996)에서 실증모형으로 구체화되었다. 초기에는 주로 지식 흐름의 파급효과를 실증분석하는 데 이용되었다. 기관 간 그리고 지역 간 지식의 파급효과를 분석한 Jaffe and Trajtenberg(1996)가 대표적이다. 이 모형은 기본골격은 그대로 유지하면서 적용대상은 점차 확대하였다. 예를 들면, Branstetter and Ogura(2005)는 논문-특허 인용 짝을 데이터로 사용하여 대학의 과학연구와 산업혁신 사이의 관계를 실증적으로 분석하였다. Bacchiocchi and Montobbio(2009)는 대학과 연구기관으로부터 이루어지는 지식 확산 패턴을 미국, 일본 및 유럽 특허인용을 통하여 비교하는 연구를 수행하였다. Hu and Jaffe (2003)는 특허인용함수모형을 이용하여 한국과 대만에 있어서의 국제지식 흐름 패턴을 비교분석하였고, Hu(2009)는 한국, 대만에 홍콩, 싱가포르, 중국, 말레이시아, 타일랜드 등 5개 국가를 추가하여 동아시아에 있어서의 지식 흐름의 패턴의 차이를 비교분석하였다.

2. 대학의 특허활동에 관한 실증연구

특허연구의 또 다른 영역은 대학의 특허 및 특허활동에 대한 실증분석을 통하여 대학 연구의 특성 및 특성의 변화 여부에 대한 논증으로 이용하는 것이다. 초기의 연구는 대학의 특허활동 증가가 1980년에 제정된 바이-돌 법(Bayh-Dole Act)에 얼마나 영향을 받았는가에 대한 논쟁에서 촉발되었다. Henderson, Jaffe, and Trajtenberg(1998)는 1965년부터 1988

년 기간 동안의 대학 특허 동향을 분석한 결과 숫자는 늘어났지만 질은 하락하였다고 결론지었다. 이에 대하여 Sampat et al.(2003)은 절단편의(truncation bias)를 고려하면 그렇지 않다는 상반된 결과를 제시하였다. 바이-돌 법의 효과에 대해서는 Mowery et al.(2004)에 잘 정리되어 있으며, Baldini(2009)는 유럽 등 다른 나라에서 바이-돌 법과 같은 제도 도입효과가 제한적인 이유를 특히 대학 내 제도 문제에 기인한 것으로 분석하였다. 바이-돌 법을 구체적인 대상으로 다루는 연구 또한 매우 많이 이루어졌는데, 가장 최근 논문의 하나인 Baldini(2009)는 86개의 선행 연구를 인용하고 있다.

대학의 특허 및 대학의 지적재산활동이라는 주제로 이루어진 연구 또한 상당수 존재하고 지금도 진행 중에 있다. 최근 두 저널이 특허를 중심으로 하는 대학의 지적재산활동을 특집으로 다루었다.[7] 이 중에서 *Journal of Economic Behavior & Organization* 특집호는 여덟 편의 논문을 수록하고 있는데, 대학 특허 및 라이선싱의 실질적인 효과에 대한 실증분석, 대학교수들의 특허활동 결정요인 분석, 특허로 본 과학과 시장 사이의 갭, 특허와 이른바 반공유지 가설(anti-commons hypothesis), 대학 발명의 상용화, 특허소송이 대학의 라이선싱에 끼치는 효과 등 다양한 주제를 담고 있다. 특집호의 편집자들은 이들 여덟 편의 논문을 중심으로 지금까지의 연구 동향 및 향후 연구주제를 다음과 같은 세 방향으로 정리하였다. 첫째, 특허와 같은 공식적인 지적재산권이 대학의 과학연구활동 및 산업의 혁신활동으로 전환되는데 있어서 중요하지만 애매한 역할을 하고 있다는 점을 지적하였다. 특허와 같은 지식재산권은 산학협동의 보증수표도 아니고 장애요인도 아니다. 오히려 특허는 산학협력, 과학과 기술 사이의 상호작용 및 기술사업화 등에 있어서 게임의 법칙을 변화시키고 있는 것으로 보인다. 따라서 이러한 변화의 양식 및 임팩트에 대한 연구가 필요하다는 점을 시사하였다. 둘째, 전통적인 대학의 자유스러운 과학연구와 경제적 이익을 추구하는 특허활동 및 이와 관련한 대학의 연구활동 사이에는 새로운 기회뿐만 아니라 한계도 존재한다. 하나의 연구활동으로 지식이 자유스럽게 확산되는 논문과 이용에 제한을 두는 특허를 동시에 생산하는 경우도 상당수 존재하지만, 이 둘 사이에는 상충관계도 존재하며 치러야 할 비용도 발생한다. 어떤 경우에는 상업적 이용을 우선시하는 연구가 다른 연구를 왜곡시킬 수도

7) *Research Policy*, special issue on “Property and the Pursuit of Knowledge: IPR Issues affecting Scientific Research”, Volume 35 Issue 6, July 2006. *Journal of Economic Behavior & Organization*, special issue on “Academic Science and Entrepreneurship: Dual Engine of Growth?” Vol. 63, 2007.

있다. 이러한 상충관계나 한계를 완화하고 보다 나은 대학 연구환경을 만들어 낼 수 있는 정책이나 제도에 대한 연구는 향후 매우 중요한 연구주제로 언급하였다. 셋째, 대학의 과학연구와 산업계의 기술혁신이 긍정적인 상호작용을 생산하기 위해서는 이 양자를 규정하는 여건이나 환경이 중요한 역할을 한다고 이들은 결론지었다.

3. 우리나라의 연구 동향

우리나라 학계에서도 특허가치나 특허제도에 대한 연구 그리고 특허를 분석지표로 활용한 연구가 상당수 이루어졌다. 주요한 성과를 요약하면 다음과 같다.

연태훈(2004)은 특허가 상장기업의 시장가치에 미친 영향을 특허취득 공시에 대한 일별주가의 반응에 대한 사건연구 및 상장기업의 연간 패널자료를 통하여 분석하였다. 특허취득이 기업의 시장가치에 유의하고 긍정적인 영향을 미치는 것으로 그리고 우리나라의 특허제도가 가지는 유효성을 지지하는 결과로 해석하였다. 정성철 외(2004)는 특허제도의 발전 정도를 지수화하여 기술혁신 및 경제성장과의 상관관계를 분석하였다. 우리나라의 특허제도의 강화는 전반적으로 기술혁신 촉진에 기여하였으며, 또한 시장경쟁을 촉진하여 경제성장에 기여한 것으로 결론짓고 있다. 특히 제조업 전산업에서 특허제도의 강화가 기술혁신의 촉진에 중요한 역할을 한 것으로 추정하였으며, 우리의 특허정책은 기술혁신 성과를 회수할 수 있는 제도적 장치로서 그리고 경쟁 및 기술혁신을 촉진했다는 측면에서 성공적이라고 평가하였다. 안상훈 외(2007)는 특허가 기술혁신에 미치는 영향과 기술혁신이 경제성장에 미치는 영향으로 구분하여 특허정보활용 확산정책이 기업의 생산성 증대와 고용 확대에 기여한 정도를 정량적으로 추정하였다. 이 연구에 의하면 관련 예산 10% 증가 시 특허출원건수의 추가적 증가는 1.35%로 예산투입은 특허출원 증대에 유의미하게 기여하는 것으로 분석하였다. 또한 특허출원건수가 10% 증가하면 실질 경제성장률은 0.1129% 추가 상승하는데, 특허출원건수의 증가는 총요소생산성 향상에 기여하는 것으로 추정하였다.

다음의 두 연구는 구체적인 특허제도의 효과에 대해 상반된 분석 결과를 제시하고 있다. 서환주 외(2004)는 우리나라의 경우 1980년대 말의 특허법 7차 개정과 1990년대 중반의 11차 개정이 연구개발 지출과 특허출원건수로 측정한 기술혁신활동에 긍정적으로 작용하였음을 발견하였다. 반면, 오준병・장원창(2008)의 연구는 우리나라의 제11차 특허법 개혁을 통한 특허권의 강화가 민간부문의 연구개발을 촉진하는 유효한 수단으로 작용하지는 못한 것으로 분석하였고, 산업

간 연구개발활동의 차이는 기존 연구에서 간과되었던 산업별 기술경쟁 정도와 연구개발의 기술적 특성 등에 의해 설명될 수 있는 것으로 보았다. 이들은 특허권의 효력에 대한 선행연구들이 기술개발의 수요 증가 또는 경쟁 등에 의한 연구개발활동의 증가와 특허권에 의한 연구개발활동의 변화를 분리하여 설명하지 않음으로써 특허권의 효력을 과대 추정했을 가능성을 제기하였다.

송재용·신현한(2006)의 연구는 통계분석과 함께 현장 인터뷰에 기초한 기업의 사례 연구를 병행하고 있다는 점에서 다른 연구와 차별된다. 이 연구는 1990년대 이래 한국의 미국 특허가 다른나라에 크게 앞서서 급속하게 증가하는 것에 주목하고 그 요인을 분석하였다. 수요견인의 관점(혹은 기술적 기회의 가정), 지적재산권압력의 관점(혹은 우호적 법원의 가정), 공급압력의 관점(혹은 산업 업그레이드 가정) 및 기업전략 관점을 제안하고 검증하였다. 이들 4가지 가정이 모두 한국의 특허건수 증가를 일정 정도 설명하지만 수요견인 관점과 지식재산권 압력 관점은 주어진 현상에 대한 완벽한 설명을 제공하기에는 불충분하고, 공급압력 관점이 보다 나은 설명을 제공하는 것으로 결론지었다. 특히 대기업의 중추적인 역할과 우수한 R&D 생산성을 강조하는 기업전략 관점이 한국 특허의 최근 증가에 대한 가장 훌륭한 설명을 한다고 주장하였다. 또한 이 연구는 한국의 지식재산권 관련 정책이 한국 기업들이 보다 혁신적이 되도록 장려하는 데 있어 긍정적으로 작용한 것으로 평가하고 있다. 또한 지적재산권에 대한 강력한 보호는 외국계 기업들이 한국 기업에 대해 기술을 보다 적극적으로 라이선싱하도록 촉진하였고, 그 결과 기존 기술을 한국기업으로 확산시키는 것을 활성화하였다고 보았다.

이원영 외(2004)는 미국 특허 데이터베이스가 제공하는 특허 간의 인용과 피인용 관계를 활용하여 기술과 산업 간의 연계관계를 규명하였다. 기술부문 간의 지식 흐름, 산업부문 간의 지식 흐름을 측정하여 기술적 파급효과가 높은 기술부문 및 산업부문을 찾아내어 기술-산업 매트릭스를 작성하였다. 한국 특허자료를 이용하여 기업의 특허 생산성과 특허전략을 분석하였다. 연구개발투자를 투입으로 하고, 특허를 산출로 하는 특허생산함수를 추정하고 이런 특허생산함수가 기업의 속성에 따라 어떻게 달라지는가를 평가하였다.

마지막으로 2008년 12월 한국지식재산연구원은 『대학의 성공적인 R&D를 위한 논문·특허전략』이라는 일종의 가이드북을 출간하였다. 이 책은 대학의 연구 성과를 인류의 보편적 지식으로 확산시키는 방법이 논문이라면 특허는 지식의 가치를 상업적 가치로 확대시키는 수단이 될 것으로 보고, 지식의 생산자·전달자

로서의 대학이 효율적으로 지식을 관리하고 확산시키기 위한 구체적인 관리방법을 정리하였다. 논문에 머물러 있는 기존의 대학의 연구 관리를 특허로 확장시켰다는 점에서 시의적절한 기여라고 할 수 있다.

4. 소 결

특허에 관한 그리고 특허를 이용한 연구는 앞으로도 상당 기간 새로운 연구 결과와 함께 진행될 것으로 예상할 수 있다. 외국의 선행연구를 검토하는 데 있어서는 다소 주관적으로 최근 연구이거나 영향력이 컸다고 평가되는 성과를 선별적으로 다룰 수밖에 없을 정도로 논문이 쏟아져 나오고 있다. 앞으로도 상당 기간 새로운 연구 결과와 함께 더 많은 연구가 진행될 것이라는 전망은 근거를 가지고 있다. 현재 보스턴 대학의 Iain Cockburn 교수를 연구책임자로 하는 7개 대학 공동 연구팀이 미국 특허의 DB화 작업을 계속하고 있고, 이전 경험을 살려, 여러 가지 새로운 시도를 하고 있기 때문이다. 특허가 분석지표로서 가지는 한계를 인식하면서 이를 극복하기 위한 보완작업을 함께 하고 있다. 예를 들어, 기업 데이터와 연결시키는 작업은 이미 상당히 많이 활용되고 있으며, 최근에는 특허자료에 연구자 또는 발명자의 기관이동 데이터를 연결하여 특허와 사람을 통하여 기술이 어떻게 확산되는지를 밝히는 작업 등 다양한 방향의 시도가 진행되고 있다. 구체적인 기술분야로 한정한 사례연구나 정책 및 제도 변화의 영향력을 평가하는 작업도 진행되고 있다. 특허를 이용한 경제 분석은 향후 연구개발-발명-산업혁신-경제성장 사이의 연결고리에 대한 이해를 제고하는 데 중요한 기여를 할 것으로 기대할 수 있다.[8)]

우리나라에서의 특허 분석은 우리나라 특허가 인용정보를 가지고 있지 않기 때문에 미국 특허를 이용한 해외연구와 같이 풍성한 성과를 생산하지는 못하고 있다. 본 논문은 이러한 한계를 극복해 보고자 미국에 등록한 한국 특허를 이용하여 대학 연구의 특성을 분석하였다. NBER patent DB는 Jaffe and Trajtenberg (2002)의 부록으로 수록되어 공개되면서 학계에서 널리 이용하게 되었다. 이후에도 지금까지 NBER DB 작업은 계속되어 오고 있는데, 2단계 작업 결과가 2009년 여름에 공개되었다. 본 논문에서는 2009년에 공개된 자료를 이용하였는데, 원자료에 있는 오류를 특허정보원의 도움을 받아 수정하여 사용하였다.

8) 2010년 2월 18~19일 이틀 동안 KDI는 'Intellectual Property for Economic Development'라는 주제로 국제 컨퍼런스를 개최하였다. 이 컨퍼런스에는 NBER DB 작업을 처음 시도한 B. Hall 교수, Alber Hu 교수, Fabio Montobbio 교수 등이 초청되어 현재 진행되고 있는 해외의 연구 동향을 소개하였다.

Ⅲ. 우리나라 대학의 연구 및 특허 활동 개관

1. 대학 연구활동의 추세

1970~2008년 기간 동안 대학의 연구개발비는 연평균 15.3% 증가하여 2008년 약 3조 2천억원에 이르렀으며 국가 전체의 연구개발비에서 대학이 차지하는 비중은 1980년대 초 15%대에 이른 경우와 1990년대 초 6%대로 하락한 기간을 제외하면 대체로 10~11%대를 유지하였다. 연구개발비 측면에서 대학을 보면, 1970년대에 대학에서의 연구개발활동은 거의 없었다고 할 수 있으며, 1980년대에 들어와서 조금씩 틀을 갖추기 시작한 것을 알 수 있다.[9] 1980년대에 완만하게나마 늘어나기 시작한 대학의 연구개발비는 1990년대 중반 이후 급속하게 증가하였다.

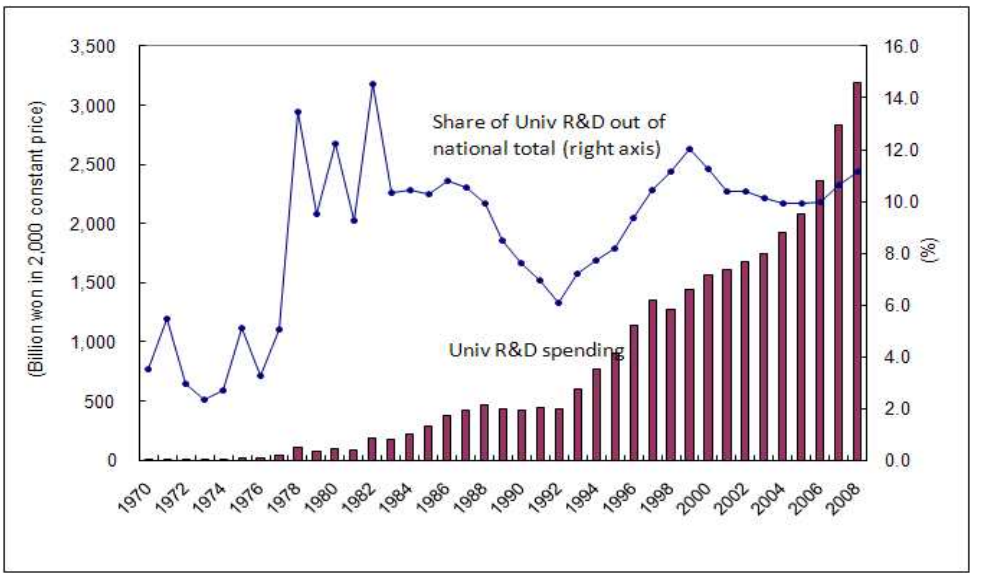
대학의 연구개발활동 성과를 파악할 수 있는 논문과 특허의 숫자도 1990년대 이래 지속적으로 증가하고 있다. 1990년 우리나라는 1,613편의 SCI급 논문을 발표하였다. 같은 해 특허는 27건이 출원되었다. 2008년에는 3만 5천건이 넘는 논문을 발표하였으며, 특허는 7,300여 건을 출원하였다. 논문은 1990년대 초반에 이미 급속하게 증가하고 있었는데,[10] 특허는 2000년대에 들어서야 본격적으로 늘어나기 시작하였다.

[Figure 3]에서 특허출원 추세를 조금 더 살펴보자. 내국인 특허출원은 1990년 9천여 건에서 2008년 12만 6천건으로 연평균 14.6% 증가하였다. 특히 주목할 점은 대학의 비중이 최근에 크게 확대되고 있다는 사실이다. 대학의 특허출원은 1990년대에는 아주 미미하여 전체 특허출원의 1%를 넘어서지 못하였다. 그러다가 2001년 처음으로 전체 특허출원건수의 1%를 차지하였고, 이후 지속적으로 급속하게 증가하여 2008년에는 전체 특허출원의 5.8%에 해당하는 7,300여 건을 기록하였다. 또한 2008년에는 대학의 특허출원 비중이 공공기관의 비중을 처음으로 넘어서게 되었다. 공공기관의 특허출원 비중 추세는 기복을 보인다. 1990년대에는 대학의 비중을 압도적으로 능가하였으나 1990년대 중반에서 2000년대 중반까지 감소 또는 정체 추세였다가 최근에 비중이 다시 늘어나는 것으로 나타나고

9) 1982년 정부가 국가연구개발사업을 시작하면서 대학이 여기에 참여하기 시작한 것이 계기가 되었다. 당시 국가연구개발사업은 대체로 출연연구기관이 주관을 하였으며 대학의 참여는 보조적인 역할에 머물러 있었다.

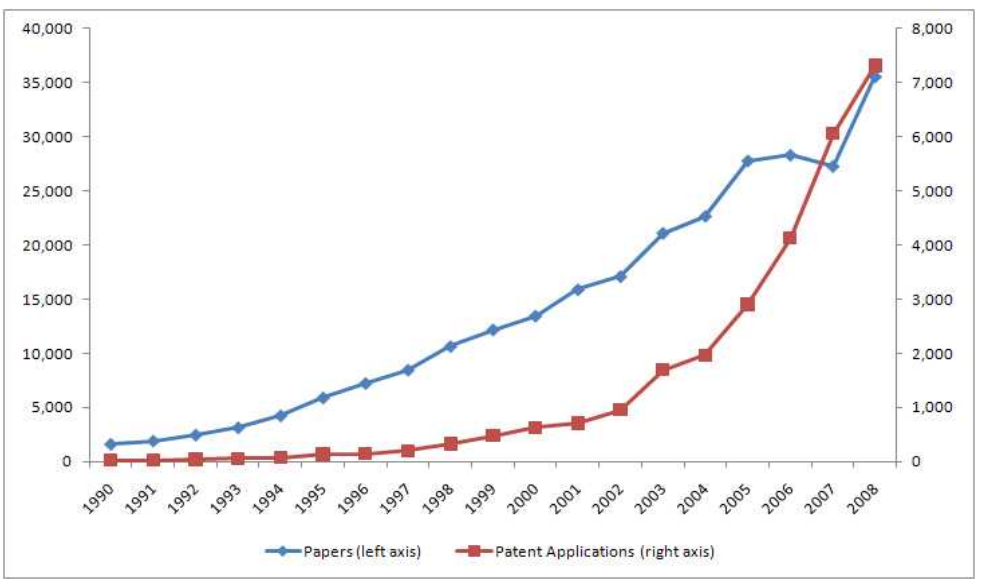
10) SCI급 논문은 1980년대에는 연평균 24%, 1990년대에는 연평균 25% 증가하였다.

[Figure 1] Trend of University R&D Expenditure



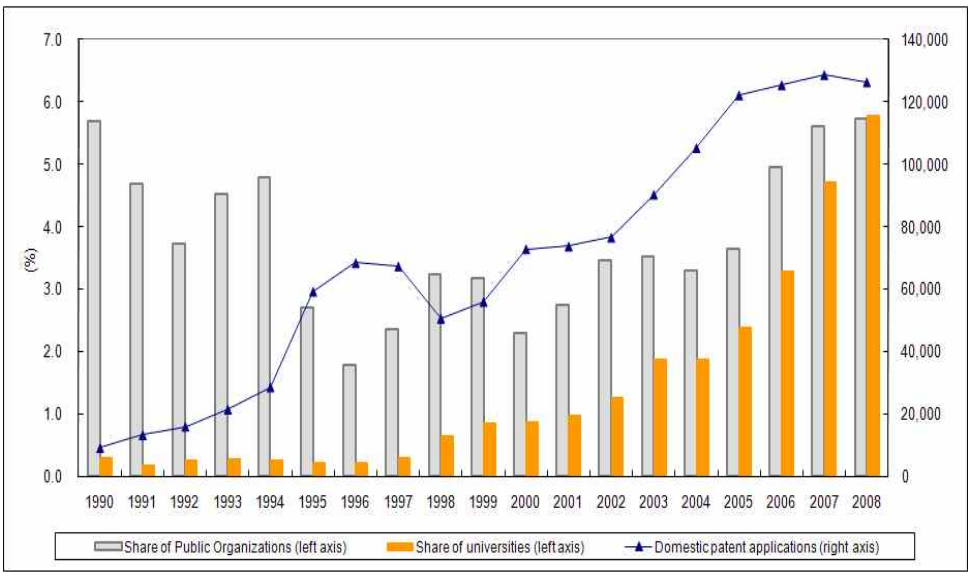
Source: Ministry of Education, Science and Technology.

[Figure 2] Outputs of University R&D-Papers and Patents



Source: Ministry of Education, Science and Technology; Korea Patent Office

[Figure 3] Trend of Patent Application



Source: Korea Patent Office

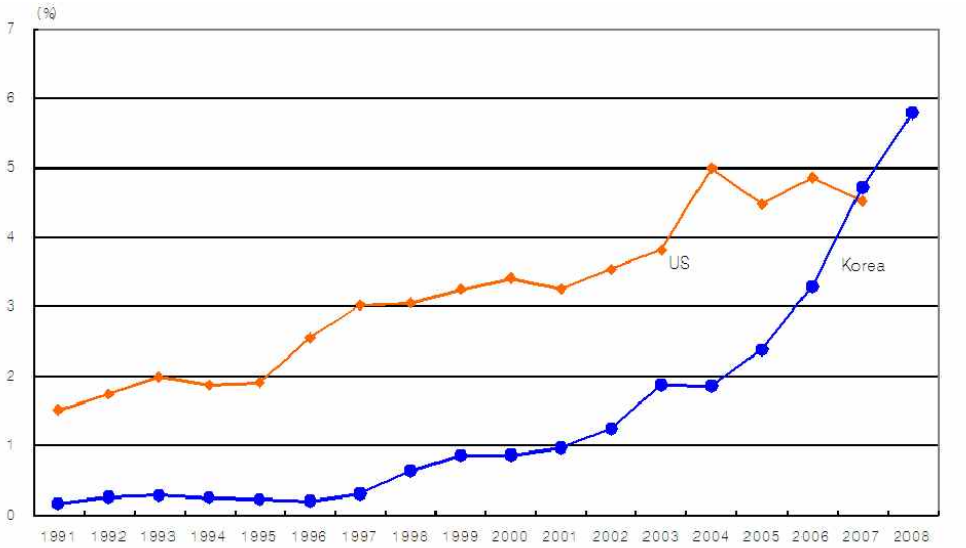
있다.[11] 마지막으로, [Figure 4]는 미국과 우리나라에서 대학의 특허가 각국의 내국인 특허에서 차지하는 비중을 대비시킨 것이다. 미국의 경우에는 1990년대 이래로 대학 특허의 비중이 꾸준히 증가하여 최근에는 전체의 5% 수준에 근접한 것으로 나타났다. 반면, 우리나라 대학 특허는 2000년대 들어서 단기간에 폭발적으로 증가하고 있음을 알 수 있다.

2. 국제비교

미국 특허청(USPTO)에 의하면, 2008년까지 미국 특허등록은 4,380,724건이 이루어졌으며, 167개 국가가 미국에 특허를 등록하였다고 한다. 이 중에서 절반이 넘는 2,538,250건의 특허권자가 미국인으로 분류된다. 다음의 <Table 2>는 미국 특허청의 공식 특허정보를 기본으로 하여 구축한 NBER 데이터베이스의 개략적인 모습을 보여준다. 먼저 표본 수는

11) 이 기간에 이루어진 중요한 제도 변화는 「산업교육진흥및산학협력촉진에관한법률」이 2003년에 제정되었다는 것이다. 이 법률은 1980년 미국의 바이-돌 법에 버금가는 의미를 지닌다고 할 수 있다. "국가・지방자치단체 또는 정부투자기관은 그가 추진하거나 지원하는 연구개발사업에서 생성된 성과에 대하여 대통령령이 정하는 바에 따라 그 활용에 관한 조건을 붙여 이를 참여기관 등에 귀속시킬수 있다"(제24조 제3항)고 규정함으로써 국가연구개발사업의 성과를 수행주체인 연구기관이나 대학이 (특허를 통하여) 전유할 수 있게 되었다.

[Figure 4] The Share of University Patents in Korea and US



Note: US shows the shares of US university patents applied to USPTO, Korea shows the shares of Korean university patents applied to KPO.
Source: National Science Board, Science and Engineering Indicators, 2010; Korea Patent Office.

약 329만건으로 USPTO가 발표하는 공식 통계와는 상당한 차이를 보인다. 그 주된 이유는 NBER DB는 아주 먼 과거 특허는 DB화할 수 없기 때문에 작업에 포함시키지 않았으며, 등록권자의 국적이 복수일 경우 해당 국가 모두에 특허건수를 배정하기 때문이다. 그런데 이러한 국적의 중복 배정으로 발생할 수 있는 등록건수 및 인용횟수의 중복 계산을 방지하기 위하여 복수 국적 배정 국가 수의 역수만큼의 가중치를 두어 과다 계상을 방지할 수 있도록 하였다.[12] 표본 수로 보면 우리나라는 영국에 이어 여섯 번째 자리에 위치하였다. NBER DB는 특허권자를 9가지로 분류한다. 그중에서 기업은 미국 기업과 외국 기업으로, 대학은 미국 대학과 외국 대학으로, 기관(institute)은 미국 기관과 외국 기관으로 각각 분류하고 있다. 전체 표본 329만건 중 대학 특허는 61,285건으로 집계되는데, 이는 전체 특허의 1.9%에 해당한다. 대학의 비중이 가장 높은 나라는 중국(17.8%)이며, 이스라엘(9.6%), 호주(6.3%) 캐나다(5.2%) 등이 그 뒤를 이었다. 미국은 3.4%로 상당히 높은 편이고,

12) 예를 들어, 어떤 특허의 등록권자가 5명인데, 국적별로는 미국 3, 일본 1, 한국 1일 경우, 이들 국가 각각에 특허건수를 1개씩 배정하고 비중은 3/5, 1/5, 1/5로 한다.

<Table 2> NBER DB-Samples and Forward Citations by Country

	Number of Samples			Citation frequency (including self-citation)		Citation frequency (excluding self-citation)	
	Total	University	U-share (%)	Total	University	Total	University
US	1,479,323	50,691	3.4	14.21	13.84	12.81	13.80
Japan	650,307	896	0.1	9.99	4.73	9.23	4.70
Germany	196,880	203	0.1	7.22	5.23	7.06	5.21
France	78,028	262	0.3	7.47	6.05	7.35	6.05
UK	56,066	1,331	2.4	9.04	7.17	8.93	7.20
Korea	42,823	650	1.5	8.44	5.68	8.40	5.68
Canada	40,963	2,118	5.2	11.80	9.73	11.47	9.70
Taiwan	35,984	368	1.0	9.75	1.53	9.40	1.54
Swizerland	35,381	207	0.6	7.31	7.41	7.23	7.41
Italy	28,313	161	0.6	6.47	4.04	6.39	3.99
Sweden	23,941	13	0.1	9.83	1.67	9.41	1.67
Netherlands	22,559	240	1.1	7.37	6.20	7.15	6.19
Finland	11,807	21	0.2	10.30	7.43	9.43	7.43
Australia	11,011	696	6.3	8.31	7.25	8.16	7.25
Israel	8,591	827	9.6	11.80	8.18	11.67	8.14
Belgium	8,145	194	2.4	6.90	4.14	6.86	4.14
Denmark	6,493	27	0.4	7.02	9.05	6.89	9.05
Austria	6,402	6	0.1	5.85	5.26	5.84	5.26
Norway	3,328	1	0.0	7.34	0	7.27	0
Spain	2,543	83	3.3	5.15	9.75	5.15	9.75
China	1,847	329	17.8	4.52	5.61	4.51	5.61
All (excluding US)	3,290,388 (1,811,065)	61,285 (10,595)	1.9 (0.6)	11.49 (9.27)	12.70 (7.25)	10.68 (8.94)	12.67 (7.26)

Note: Citation frequencies are average of truncation-corrected citations.

우리나라는 1.5%로 전체 평균에는 미치지 못하지만 미국을 제외한 전체평균 0.6%보다는 훨씬 높은 비중이다.[13)]

<Table 2>의 다섯 번째 열 이후에는 切斷偏倚(truncation bias)를 교정한 전방인용빈도의 국가별 평균을 수록하였다.[14)] 자체인용을 포한한 경우 전체 국가의 평균은 11.49회이며 미국이 14.21회로 가장 높게 나타나고 있다. 미국 특허의 비중이 절반 이상이어서 미국을 제외한 나머지 국가로만 평균을 계산하면 9.27회가 된다. 우리나라는 이 평균에 못 미치는 8.44회의 인용을 받는 것으로 나타났다. 대학의 경우 전체 국가 평균이 12.7회이고 미국을 제외한 전체 국가 평균이 7.25회인데, 우리나라 대학 특허는 평균적으로 5.68회의 인용을 받는 것으로 나타나 전체 평균에 크게 미달한다. 자체인용을 제외하고 비교를 해보아도, 우리나라가 등록한 미국 특허는 전체 평균 10.68회와 상당한 차이가 있는 평균 8.4회의 인용을 받은 것으로 나타났다. 미국 특허를 제외하면 전체 평균이 8.94회로 낮아지는데 여전히 이 숫자보다 낮은 수준이다. 대학 특허의 경우 우리나라는 전체 평균 12.67회에 크게 미달하는 5.68회를 기록하고 있다. 미국의 비중이 워낙 크고 평균 인용빈도도 가장 높으므로, 미국을 제외한 나머지 국가 평균과 비교해 보아도 낮게 나타난다.

3. 대학 특허와 기업 특허의 특성 비교

대학의 특허는 기업의 특허와 특성 측면에서 어떤 차이가 있는가? 대학 연구가 과학적 원리의 발견이나 지식의 확산에 보다 역점을 둔다면, 기업의 연구활동은 궁극적으로 독점적 이윤 창출에 기여하는 것으로 대비시킬 수 있다. 연구활동의 목적이나 본질의 차이가 대학과 기업의 특허에도 반영되는가? Trajtenberg, Henderson and Jaffe(1997)는 대학 연구의 특성은 기

13) 미국 이외 국가의 경우 대학의 특허활동은 과소 계산되었을 개연성이 높다. 유럽의 경우 대학 연구는 공공연구기관과 밀접하게 연계되어 있는데, 공공연구기관 명의로 특허를 출원・등록했을 수 있기 때문이다. 이 부분은 향후 좀 더 정확하게 밝혀야 할 과제 중 하나이다. 또한 대학병원은 '기관'으로 분류되고 있는데, 생명공학 관련 특허가 의과대학병원으로 출원・등록될 경우 이 특허는 대학으로 분류되지 않고 기관으로 분류된다. 상대적으로 대학병원의 연구활동이 활발한 국가는 그렇지 않은 국가에 비하여 대학의 특허가 과소 계산된다. 이 부분도 추가로 보다 엄밀하게 추적하여야 할 과제이다.

14) 어떤 특허가 출원・등록되어 다른 특허에 인용되려면 그 특허에 대한 정보가 알려져야 한다. 기술분야별로 또는 국가/지역별로 차이가 있기는 하지만, 대체로 특허의 인용은 출원・등록되어 4~6년이 될 때 최고점에 도달했다가 그 이후에는 인용빈도가 낮아지는 패턴을 보인다. 따라서 최근에 등록된 특허는 시간이 충분히 경과하면 더 많은 인용을 받을 수 있음에도 불구하고 현시점에서는, 같은 조건이지만 기간이 충분히 경과한 특허에 비하여, 인용빈도가 낮게 나타난다. <Table 2>에 수록한 인용빈도는 이러한 切斷偏倚(truncation bias)를 인용함수 추정치로 교정한 것이다. 교정하는 방법은 본 논문의 제Ⅳ장에서도 사용하고 있는 인용확률함수모형에서 각 연도별 가중치를 구하고 이를 일종의 '디플레이터'로 사용한다. 상세한 방법은 Hall, Jaffe and Trajtenberg(2001)에 수록되어 있다.

초성(basicness)에 있으며, 기업 연구의 특성은 전유성(appropriability)에 있다고 전제하였다. 기초성을 반영하는 지표로는 인용빈도로 정의한 중요성(importance), 일반성(generality) 및 독창성(originality) 지표를, 전유성 정도를 점검하는 데는 자체인용빈도(self-citation)를 제시하였다. 이들 지표 외에도 기술적 거리(technological distance) 및 인용 지체(citation lag) 지표도 검토대상이었다. 본 논문에서는 Trajtenberg, Henderson, and Jaffe(1997)가 제안한 지표 중 일반성 및 독창성 등 두 지표를 통하여 우리나라 대학 특허의 특성을 기업 특허와 비교해 보고자 한다.[15)]

i로 색인되는 특허의 일반성(generality) 지표는 다음과 같이 정의된다.

$$GENERAL_i = 1 - \sum_{k=1}^{N_i} \left(\frac{NCITING_{ik}}{NCITINGi}\right)^2$$

여기에서, k는 특허의 기술 분류(patent technology-class)를, N_i는 전방에서 인용하는 특허가 속한 서로 다른 기술 분류의 수를 나타낸다. 일반성 지표는 전방인용 특허의 기술 분류가 얼마나 범위가 넓은가를 나타내 주는데, 값이 클수록 인용되는 기술 분야가 넓으므로 기초성이 높은 것으로 해석한다.

i로 색인되는 특허의 독창성(originality) 지표는 다음과 같이 정의된다.

$$ORIGINAL_i = 1 - \sum_{k=1}^{N_i} \left(\frac{NCITED_{ik}}{NCITEDi}\right)^2$$

독창성 지표는 일반성 지표와 같은 방식으로 계산되는데 다만 인용되는 특허 즉 후방인용을 이용한다. 독창성 지표가 높다는 것은 기술적 뿌리가 넓다는 것을 의미하는데 독창적인 기초연구일수록, 기존 연구 분야에 국한되지 않고, 광범위한 기술을 토대로 다양한 아이디어를 결집하여 이루어질 것이라는 생각에 근거하고 있다.[16)]

1차 인용정보를 이용하여 일반성과

15) 인용빈도로 계산하는 중요성 지표는 2차 인용정보가 필요하다. 한국자료의 일부분으로 계산해 본 결과 대학 특허와 기업 특허 사이에 큰 차이를 보이지 않는 것으로 나타났다. 같은 자료를 이용하여 과학기반 정도를 계산해 본 결과 대학과 기업 사이에 통계적으로 유의한 차이를 발견할 수 없었다. 자체인용빈도는 당연히 기업이 높은 것으로 나왔다. 즉, 기업 특허는 대학 특허보다 전유성이 더 높다는 것을 알 수 있다. 본문에서는 (기초성을 드러내주는) 일반성과 독창성 지표 두 개에 초점을 맞추어 대학 특허의 특성을 찾아보고자 하였다. 즉, 일반성 및 독창성 두 지표로 볼 때 대학 및 기업・기관 사이에 통계적으로 유의한 차이가 있는지를 검정해 보고자 하였다.

16) 일반성 및 독창성 지표는 특허의 기술 분류 정보를 활용하고자 고안되었다. 그런데 선행기술(prior art)이 존재하지 않는 아주 독창적인 연구는 극단적으로 후방인용이 없을 수도 있으며 독창성 지표값이 낮다고 해서 반드시 진정한 의미에서 독창적이지 않다고 하기 어려운 것이 사실이다. 한편, 특허 출원・등록 과정에서 보면 선행기술의 기술적 범위가 좁은 특허일수록 선행기술과 차별되는 신규성(novelty)은 낮고, 선행기술의 기술적 범위가 넓은 특허일수록 신규성이 더 커지는 경향이 있다. 독창성 지표는 특허의 이런 측면을 반영하고자 고안된 것이다.

〈Table 3〉 Measures of Patent Characteristics

	Generality				Originality		
	Mean	St. Dev.	Median		Mean	St. Dev.	Median
Corporation	0.2612	0.3715	0	Corporation	0.4154	0.3931	0.4762
University	0.2379	0.3697	0	University	0.4535	0.4011	0.5286
Organization	0.2587	0.3720	0	Organization	0.4328	0.3920	0.5000
Total	0.2607	0.3711	0	Total	0.4171	0.3932	0.5000

독창성 지표를 각각 계산한 결과는 <Table 3>에 수록되어 있다. 피인용특허의 기술분야별 다양성으로 계산하는 일반성 지표는 평균 0.26인데, 대학이 가장 낮은 0.23 수준이다. 특허의 생성과정에서 인용한 선행특허의 기술분야로 계산하는 독창성 지표는 평균이 0.41인데, 대학이 가장 높은 0.45 수준을 기록하였다. <Table 3>에 수록된 중간값을 보면 일반성 지표의 경우 절반 이상이 제로값을 가지고 있는 것을 알 수 있는데, 분포가 매우 좌편향되어 있음을 알 수 있다. 독창성 지표의 경우에도 좌편향되어 있는 것은 유사한데, 일반성 지표보다는 그 정도가 덜한 것으로 나타났다.

특허의 인용은 기술분야별로 그리고 연도별로 차이가 매우 크다. 따라서 위의 <Table 3>에서 계산한 지표만으로는 대학과 다른 기관 사이에 일반성과 독창성 측면에서 큰 차이가 있는지의 여부를 판단하기 어렵다. 하나의 방법은 지표 계산에 이용한 데이터를 사용하여 간단한 회귀분석을 하는 것이다. 회귀분석의 목적은 <Table 3>의 계산 결과에서 나타난 지표값의 차이가, 기술분야 및 연도를 통제하고 나서도, 기관 간에 통계적으로 유의한 정도로 큰가라는 질문을 검정하기 위해서이다. 회귀분석에서는 기관별, 기술분류별 및 기간별 더미변수를 사용하였다. 회귀식 (1)은 데이터 전부를 사용한 것이고, 회귀식 (2)는, 대학의 표본 수에 대체로 맞추기 위하여, 기업에서는 2%, 기타 기관에서는 25% 임의 추출(random sampling)한 표본을 사용하였다.

먼저 <Table 4>는 일반성 지표에 대한 회귀분석 결과를 수록하였다. 단순평균으로는 대학이 낮게 나오지만, 기술분야 및 기간을 통제하면 그리고 통계적 유의수준도 함께 고려하면, 대학과 기업 사이에는 별반 차이가 없다고 추정할 수 있다. 대학은 기타 기관에 비해서는 통계적으로 유의한 수준에서 일반성 지표가 높다고 할 수 있으나, 표본 크기를 유사하게 한 경우에는 이러한 우위가 통계적으로

〈Table 4〉 Regression Results-Generality

	(1)	(2)
Corporation	-0.0245 (0.0138)	-0.0134 (0.0194)
Organization	-0.0317* (0.0151)	-0.0193 (0.0198)
Chemicals	-0.0107 (0.0092)	-0.0289 (0.0423)
Computer	0.1006*** (0.0077)	0.1258** (0.0407)
Pharmaceutical	-0.0847*** (0.0141)	-0.0156 (0.0543)
Electronics	0.0593*** (0.0075)	0.0752 (0.0401)
Machinery	0.0064 (0.0090)	0.0350 (0.0451)
Constant	0.0291* (0.0143)	0.0179 (0.0230)
Sample	41,939	2,035[1)]
Adjusted R^2	0.1988	0.1937
F-statistic	548.7609	26.7178
p-value	0.0000	0.0000

Note: Numbers in parentheses are standard errors, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$.
Dependent variables are generality measure, estimated by OLS with dummy variables. Twelve yearly dummy variables were included, the estimation results of which are not reported here.
1) Random sampling of 2% of corporations and 25% of organization : 773 corporations, 592 universities and 670 organizations.

유의하게 지지되지 않는다. 대체로 기업, 대학 및 기타 기관 사이에는 특허의 일반성 측면에서 큰 차이가 나지 않는다고 할 수 있는 결과이다. 독창성 지표의 경우, <Table 3>에서 평균적으로 대학이 기업이나 기타 기관에 비하여 높게 나타나고 있다. 기술분야 및 기간별 효과를 통제하고도 여전히 유효한 결과인지를 검증해 주는 회귀분석 결과는 <Table 5>에 수록되어 있다. <Table 5>에 의하면, 대학과 기타 기관 사이에서는 특허의 독창성 측면에서 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않는 반면, 기업 특허보다는 대학 특허가 독창성 면에서 더 낫다고 추정할 수 있다.

<Table 4> 및 <Table 5>의 회귀분석 결과를 종합하면, 우리나라의 경우 대학 특허는 기업·기관 등 다른 기관의 특허와 비교하여 독창성은 조금 높은 수준이지만 일반성 측면에서는 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않는 것으로 요약할 수 있다. 즉, 대학 연구의 기초성을 강하게 지지할 만한 결과는 아니라는 것이다. 이 결과는 미국 특허를 대상으로 대학 및 기업 특허의 특성을 비교한 Trajtenberg, Henderson, and Jaffe(1997) 및 Henderson,

〈Table 5〉 Regression Results-Origniality

	(1)	(2)
Corporation	-0.0423* (0.0166)	-0.0459* (0.0225)
Organization	-0.0203 (0.0182)	-0.0043 (0.0231)
Chemicals	-0.0333** (0.0109)	-0.0362 (0.0492)
Computer	-0.0584*** (0.0091)	-0.0388 (0.0474)
Pharmaceutical	-0.1603*** (0.0167)	-0.2541*** (0.0630)
Electronics	-0.0221* (0.0089)	0.0126 (0.0465)
Machinery	0.0141 (0.0107)	0.0655 (0.0523)
Constant	0.4386*** (0.0171)	0.4439*** (0.0272)
Sample	41,678	1,991[1)]
Adjusted R^2	0.0066	0.0194
F-statistic	15.5009	3.0745
p-value	0.0000	0.0026

Note: Numbers in parentheses are standard errors, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$.
Dependent variables are generality measure, estimated by OLS with dummy variables. Twelve yearly dummy variables were included, the estimation results of which are not reported here.
1) Random sampling of 2% of corporations and 25% of organization : 770 corporations, 572 universities and 649 organizations.

Jaffe, and Trajtenberg(1998)의 연구와 대조를 이룬다.[17)] 대체로 이들 두 지표를 이용해서 기업과 대학의 특허를 비교해 보면, 미국의 경우에는 기업 특허는 전유성 측면에서, 대학 특허는 기초성 측면에서 특징이 있다고 할 수 있는 반면, 우리나라의 경우에는 대학 특허가 기초성 측면에서 기업이나 연구기관과 차별성이 거의 없다고 할 수 있다.

Ⅳ. 특허인용함수의 추정

앞에서는 인용정보를 활용하여 지표를 계산하는 방식으로 대학 특허의 특성을 다른 기관의 특허와 대비시켜 보았다. 기업 특허는 자체인용빈도로 본 전유성 측면에서 대학 및 기타 연구기관보다 더 높

17) 이들 연구에서는 일관성 지표는 일관되게 대학이 기업보다 통계적으로 유의하게 높게 나타난 반면 독창성 지표는 대학이 기업보다 높게 나타나기는 하지만 통계적으로는 유의성을 확보하지 못한 것으로 보고되고 있다.

은 것으로 나타난 반면, 대학 연구의 특성으로 전제하는 기초성 측면에서는 대학과 기업·연구기관 특허 사이에서 통계적으로 유의한 차이를 발견하지 못하였다. 본 장에서는 인용빈도 측면에서 대학과 기업·연구기관 특허 사이에 어떤 차이가 있는지를 특허인용함수를 추정하는 방식으로 검정해 보기로 한다.[18)]

1. 모형 설정 및 데이터 구성

여기에서 사용하는 특허인용함수모형은 Caballero and Jaffe(1993)가 처음 이론적 근거를 제시하고 Jaffe and Trajtenberg (1996, 2002)가 실증모형으로 발전시킨 것으로 특허인용 분석에서 최근 널리 이용되고 있는 방법의 하나이다. 모형의 요점은, 어떤 특허가 다른 특허에 인용될 확률을 대상이 되는 특허에 대한 지식이 확산되는 속도와 이 특허의 가치 또는 유용성이 쇠퇴하는 속도의 곱으로 상정하고 이를 지수함수 형태로 특정한 데 있다. Jaffe and Trajtenberg(1996, 2002) 모형에서는 어떤 해(t)에 등록된 특허(k)가 그 이후 어떤 해(T)에 등록된 특허(K)에 인용될 확률을 인용빈도(citation frequency)로 지칭하였는데, 이 인용빈도는 피인용특허와 인용특허의 특성 및 인용되기까지의 시간차(time lag: T-t)의 함수로 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$p(k,K) = \alpha(k,K)\exp[-\beta_1(k,K)(T-t)] \times[1-\exp(-\beta_2(T-t))] \quad (1)$$

식 (1)에서 첫 번째 지수함수는 시간이 지날수록 특허(의 존재)가치는 떨어진다는 현상을 수식화한 것으로, 진부화(陳腐化) 속도(rate of obsolescence) 계수 β_1 값이 클수록 쇠퇴가 빨리 되어 인용될 확률은 낮아지게 된다. 두 번째 지수함수는 특허(의 존재)에 대한 정보는 시간이 지날수록 널리 퍼져 인용될 확률이 높아진다는 현상을 수식화한 것으로, 확산속도(rate of diffusion) 계수 β_2 값이 클수록 확산이 널리 되어 인용될 확률은 높아진다. 한편, 그룹별 파라미터 α는 이 두 속도 이외의 요인을 통제하기 위한 더미변수 역할을 한다.[19)] 식 (1)에서 주목할 부분은 파라미터 α와 β_1이 피인용특허(k)와 인용특허(K)의 속성에 각각 영향을 받는 것으로 특정되어 있다는 것인데, 이러한 속성으로서 본 논문에서는 피인용특허와 관련해서는 특허등록연도(t), 특허권자의 기관특

18) 특허의 질 또는 수준을 나타내는 전방인용에 논의의 초점을 맞춘다.

19) 뒤의 식 (5)에서 알 수 있듯이 α는 특허등록(t) 및 인용시점(T), 피인용특허의 기술분야(g) 및 기관 특성(i), 인용특허의 국적(J) 등의 변수 그룹에 속한 특허의 인용 성향(propencity to cite)을 나타내는 것으로 해석할 수 있는데(Jaffe and Trajtenberg[1996]), 실제 추정과정에서는 더미변수로 사용된다. 이 점을 지적해준 익명의 논평자에게 감사드린다.

성(i), 그리고 특허의 기술분야(g) 등 세 가지 범주를 이용하였고, 인용특허와 관련해서는 특허등록연도(T) 및 특허권자의 국적(J) 등 두 가지 범주를 이용하였다.

특허 각각에 대한 이러한 정보를 활용하면, 대상이 되는 특허 풀(pool)을 인용특허 및 피인용특허 범주에 상응하는 그룹 또는 '셀(cell)'의 형태로 분류할 수 있다. 즉, 어떤 특정 그룹(또는 셀)에 속하는 특허(n_{tgi}: t, g, i 범주에 해당하는 특허의 숫자))가 다른 그룹(또는 셀)에 속하는 특허(n_{TJ}: T, J 범주에 해당하는 특허의 숫자)에 인용되는 빈도에 대한 기대치(expected value)는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$E[c_{tgiTJ}] = (n_{tgi})(n_{TJ})\alpha_{tgiTJ} \exp[-(\beta_1)_{tgiTJ}(T-t)] \times [1-\exp(-\beta_2(T-t))] \quad (2)$$

식 (2)에서 종속변수는 t-년도, g-기술분야, i-기관에서 등록한 특허가 T-년도, J-국가에서 등록한 특허에 인용되는 빈도이며, 그룹별 더미변수 α는 각각의 범주에 대하여 인용빈도에 영향을 주는 진부화 및 확산속도 이외의 배수(multiplicative) 효과를 나타낸다. 그룹별 더미변수 및 두 개의 지수함수의 곱으로 함수의 형태가 특정되어 있는 식 (2)에서, 효과가 없다는 귀무가설의 검정은 비교대상 그룹을 하나 두고 그 비교대상에 대하여 상대적으로 얼마나 차이가 있는가를 검정하는 것인데, 이는 추정계수값이 0이 아닌 1에서 통계적으로 얼마나 유의하게 차이가 있는지를 검정하게 된다. 식 (2)는 다음과 같이 전환할 수 있다.

$$\frac{E[c_{tgiTJ}]}{(n_{tgi})(n_{TJ})} = \alpha_{tgiTJ} \exp[-(\beta_1)_{tgiTJ}(T-t)] \times [1-\exp(-\beta_2(T-t))] \quad (3)$$

식 (3)은 Jaffe and Trajtenber(1996)가 인용함수(citation function)라고 특정한 것인데, 잔차항에 대한 점근적 정규성 및 일치성 가정과 함께 잔차항 ε_{tgiTJ}를 추가하면 최종적으로 다음의 식 (4) 또는 식 (5)와 같은 추정방정식을 도출할 수 있다.

$$p_{tgiTJ} \equiv \frac{c_{tgiTJ}}{(n_{tgi})(n_{TJ})} = \alpha_{tgiTJ} \exp[-(\beta_1)_{tgiTJ}(T-t)] \times [1-\exp(-\beta_2(T-t))] + \varepsilon_{tgiTJ} \quad (4)$$

$$p_{tgiTJ} = \alpha_t \alpha_g \alpha_i \alpha_T \alpha_J \exp[-(\beta_1)\beta_{1g}\beta_{1i}\beta_{1J}(T-t)] \times [1-\exp(-\beta_2(T-t))] + \varepsilon_{tgiTJ} \quad (5)$$

추정방정식 (5)에서 종속변수는 t-년도,

g-기술분야, *i*-기관 분류 그룹(셀)에 속하는 특허가 *T*-년도, *J*-국가 분류 그룹(셀)에 속하는 특허에 인용될 확률을 의미한다.

소문자로 색인되는 피인용특허의 속성으로는 등록연도(t = 1979~2006 등 28개 연도), 기술 분류(g = 화학, 컴퓨터・통신, 의약, 전기전자, 기계 및 기타 등 6개 분류) 및 기관(i = 기업, 대학, 기타 기관 등 3개 분류) 등 세 가지 범주를 이용하였다. 대문자로 색인되는 인용특허의 특성으로는 등록연도(T = 1982~2006 등 25개 연도) 및 특허권자의 국적(J = EU, 일본, 한국, 대만, 미국, 나머지 국가 등 6개 지역) 등 두 가지 범주를 이용하였다. 특허의 인용은 최소한 같은 연도이거나 그 이후에 이루어지므로 이를 감안한 5개 범주 상호간의 모든 경우의 수는 43,200(=(15×12/2+25×4)×6×3×6))이 되며 이 숫자가 이론적인 표본의 숫자이다. 그런데 예를 들면, 1990년 의약분야 대학으로 색인되는 셀의 한국 특허가 없는 경우에는 종속변수 계산 시 분모에 0이 들어가게 되는데 이를 缺測値(missing value)로 처리하였으며, 따라서 실제 추정작업에서는 이론적 최대치보다 작은 숫자의 데이터를 사용하게 된다.[20] <Table 6>은 추정과정에서 사용되는 주요 변수들에 대한 통계를 수록하였다. 최소치 항목에서 알 수 있듯이 연도를 제외한 모든 변수의 최솟값은 영이다. 이는 대학, 기업 및 기타 기관 등 세 개로 구분한 기관 분류로 인하여 인용횟수가 영이 되는 셀이 대단히 많다는 것을 의미한다.

식 (1)에 나타나 있듯이, 추정작업에서 사용하는 설명변수들이 인용빈도함수를 통하여 인용확률에 영향을 미치는 경로는 그룹별 더미변수, 진부화 함수 부분 및 확산 함수 부분 등 세 곳에 특정할 수 있다. 그런데 이론적으로는 이들 세 부분을 통하여 영향을 모두 주는 것으로 가정하는 것이 가능하지만, 실제 분석작업에서는 더미변수 및 확산 부분의 효과가 구분되어 식별되지 않는다. 왜냐하면 그룹별 파라미터 α의 변화와 확산속도를 나타내는 파라미터 β_2의 변화는 둘 다 인용확률 변화에 같은 방향으로 작용하기 때문이다. 진부화속도를 나타내는 β_1은 방향이 반대이기 때문에 동시에 변화하는 것으로 특정하여도 추정작업에 어려움을 주지는 않는다. 이러한 배경에서 실제 특정 설명변수의 계수 추정작업에서는 세 경로 중 확산함수 파라미터 β_2를 고정시키고 그 대신 그룹별 파라미터 α가 변화하는 것으로 추정작업을 수행한다.

20) 종속변수(한국 특허의 전방인용확률)의 경우 전체 표본 21,228개의 68%에 해당하는 14,364개 셀 값이 영이다. 종속변수의 2/3가 영이기 때문에 TSS(total sum of squares)가 일반적인 경우보다 작게 나오게 된다. 한편, 본 논문에서 적용하고 있는, 비선형최소자승(nonlinear leastsquares)에서는 RSS(regression sum of squares)가 TSS보다 클 수도 있으며 따라서 R^2가 반드시 0과 1 사이에 있지 않을 수도 있다(Greene[1993]).

〈Table 6〉 Descriptive Statistics of Main Variables

	Mean	St. Dev.	Minimum	Maximum
Number of Citations	3.17	23.23	0	722
Citations excluding self-citation	2.87	22.04	0	722
Cited patents per cell	31.9	137.0	0	1583.5
Citing patents per cell	21640.7	20624.6	5	80316.9
Year of cited patents	1988.1	6.7	1979	2006
Year of citing patents	1997.3	6.4	1982	2006
Citation frequency (x 10^6)	8.24	141.2	0	13333.3
Citation fr. excl. self-citation (x 10^6)	5.29	91.1	0	9174.3
Time lag	9.13	6.68	0	27
Weights ($\sqrt{(n_{tgi} n_{TJ})}$)	335.62	846.54	0	11277.49

피인용특허 및 인용특허의 연도는 이론적으로는 매 연도를 설명변수로 사용하는 것이 가장 바람직하다. 그러나 한국의 미국 특허는 최근에 이르러서야 이 모형을 적용할 수 있을 정도로 규모가 되어 통계적으로 가용한 설명변수로서의 역할을 할 정도가 되었기 때문에 매 연도를 특정할 수 없는 한계가 존재한다. 이러한 이유에서 그리고 특허를 등록하는 경향(propensity to patent)은 매년 변하는 것은 아니라는 가정하에 등록연도는 5년 단위로 묶어서 설명변수로 사용하였다. 또한 인용특허의 등록연도(T)와 피인용특허의 등록연도(t) 사이의 시간 격차(time lag)가 진부화 함수 및 확산 함수에 모두 들어가 있기 때문에, 연도별 설명변수의 영향 경로는 세 경로 모두에 특정하지 않고 그룹별 더미변수를 통해서만 작용한다고 가정하였다.[21)]

2. 추정 결과

<Table 7>은 자체인용건수가 포함된 한국 특허의 전방인용함수의 추정 결과

21) 익명의 논평자가 지적하였듯이, 특허인용함수모형에서 피인용특허와 인용특허 간의 시차가 모형의 세 부문(그룹별 파라미터, 특허의 진부화, 확산속도)에 공통으로 포함되어 있기 때문에 내생성 및 파라미터 동시 추정 문제가 발생한다. 이 문제는 이 모형을 사용하는 모든 실증분석이 안고 있는 한계이고 풀어야 할 숙제로 남아있다. 추정작업은 STATA 프로그램의 가중비선형(weighted nonlinear) 루틴을 이용하였는데, 각 셀에 속하는 인용특허 및 피인용특허 풀 숫자 곱의 제곱근($\sqrt{(n_{tgi} n_{TJ})}$)을 가중치로 사용하였다.

이며, <표 8>은 자체인용건수를 제외한 한국 특허의 전방인용함수 추정 결과이다. 종속변수가 한국 특허의 전방인용확률이라는 것은, 예를 들어 2000년 의약분야 한국 대학의 특허가 2003년 미국 특허에 인용될 확률을 의미한다. 추정 결과에서 (1)은 모든 설명변수를 이용한 결과이며, (2)와 (3)은 설명변수 중 통계적 유의성이 낮으면서 다른 변수와의 다중공선성 문제가 의심되는 설명변수를 제외하여 추정한 결과이다.[22] 먼저 <Table 7>의 추정 결과를 상세하게 검토한다. 기술분야, 지역, 기관, 연도 등의 영향을 통제했을 때 한국 특허의 전방인용에 있어서 진부화속도의 추정치는 아래에서 네 번째 열에 있는 β_1값이며, 확산속도의 추정치는 아래에서 세 번째 열에 있는 β_2값이다. 이 두 계수의 추정치는 모든 설명변수를 사용한 경우에는 통계적으로 유의한 추정 결과를 보여주지 못하였다. 지역 및 인용특허 등록연도를 제외하면 통계적으로 유의한 결과를 생산하였다. β_1값은 진부화속도를 나타내면서 이 값의 역수($1/\beta_1$)는 최대인용이 실현되는 연도(modal lag)를 나타내는데, (3)의 추정 결과를 이용하면 대체로 한국 특허는 4년이 경과하면 가장 많은 인용을 받는 것을 알 수 있다. 최대인용확률은 β_2/β_1으로 계산할 수 있는데, (3)의 추정계수를 이용하면 대체로 한국 특허의 최대인용확률은 13.2×10^{-6})로 계산된다.

각 범주별 설명변수의 추정 결과를 검토하면 다음과 같다. 앞에서 설명한 바와 같이 α와 β_2 모두 인용확률에 같은 방향으로 작용하여 실증분석에서 식별이 어렵다는 이유로 범주별 설명변수의 영향경로는 상수항 및 진부화계수 부분에만 특정하였다.[23] 또한 각 설명변수는 자신의 범주 내에서의 상대 비교임을 상기하고 추정 결과를 해석한다. 기술분야의 경우 기타분야를 1로 두었는데, 추정 결과 (3)을 사용하면, 기타 분야에 비하여 화학은 15%, 컴퓨터·통신은 97%, 전기전자는 143%, 기계는 10% 인용을 더 많이 받는 것으로 추정되었다. 의약의 경우는 58% 덜 받는 것으로 나타났다. 기술분야간 직접적인 상대비교도 물론 가능하다. 화학에 비하여 컴퓨터·통신은 약 71%(1.9753/1.1546) 인용을 더 받는 것으로 계산할 수 있다. β_1 추정값으로 알 수 있는

22) (1)의 추정 결과는 R^2는 높으면서 설명변수의 표준오차 또한 대단히 커서 통계적 유의수준을 확보하지 못하는 전형적인 다중공선성(multicollinearity) 증상을 보여준다(Greene[1993]). NBER DB에서 한국 특허는 42,823건인데, 이들의 60%가 2000년대에 등록된 것이고 1979~2000년간에 등록된 것은 40%에 불과하다. 이러한 데이터의 특성 때문에, 설명변수들 사이에는 정확한 선형관계는 아닐지라도 근접 다중공선성(near collinearity) 문제가 존재하는 것으로 판단하였다. NBER DB가 가지고 있는 정보로는 변수 추가, 관측치 확장 등의 다중공선성 대응방법을 사용할 수가 없었고, 의심되는 변수를 누락시키는 차선책을 사용하였다.

23) α는 엄밀하게는 시프트 파라미터(shift parameter)이지만 확산속도로 바꾸어 해석해도 무방하다.

〈Table 7〉 Estimation Results: Including Self-citation

[Dependent Variable = Probability of Forward Citation]

			(1)	(2)	(3)
α	Technology	Chemical	1.0082*** (0.2034)	1.1178** (0.3884)	1.1546** (0.4025)
	(Other=1)	Computer	3.3389*** (0.4591)	1.9566*** (0.5243)	1.9753*** (0.5319)
		Pharmaceutical	0.6493** (0.2226)	0.4220 (0.2399)	0.4255 (0.2438)
		Electronics	6.3169*** (0.8118)	2.4222*** (0.6293)	2.4319*** (0.6358)
		Machinery	1.3903*** (0.2224)	1.0751* (0.3584)	1.1041** (0.3689)
	Region	EU	3.3598 (6.2682)		
	(Other=1)	Japan	12.911 (22.902)		
		Korea	809.83 (1428.0)		
		Taiwan	163.74 (289.10)		
		US	8.5760 (15.205)		
	Institution	Corporation	3.1952*** (0.4294)	1.5725*** (0.3006)	1.5544*** (0.2978)
	(Other=1)	University	1.0840*** (0.2516)	0.8549** (0.2920)	0.8242** (0.2829)
	Year of	1985~89	0.7855*** (0.0785)	1.3335** (0.5624)	1.0394** (0.3300)
	Cited Patent	1990~94	0.5288*** (0.0639)	1.5864** (0.7098)	1.0849** (0.3249)
	(1979~84=1)	1995~99	0.3838*** (0.0546)	1.5009** (0.7102)	0.8285** (0.2474)
		2000~06	0.2924*** (0.0490)	1.4324** (0.7208)	0.6600** (0.2002)
	Year of	1987~91	0.1670*** (0.0168)	0.5629 (0.2917)	
	Citing Patent	1992~96	0.1221*** (0.0147)	0.5244 (0.2866)	
	(1982~86=1)	1997~01	0.0897*** (0.0128)	0.4369 (0.2485)	
		2002~06	0.0696*** (0.0117)	0.3356 (0.1995)	
β_1	Technology	Chemical	1.2519*** (0.1767)	1.2203*** (0.3153)	1.2141*** (0.2741)
	(Other=1)	Computer	3.1952*** (0.4294)	1.1569*** (0.2339)	1.1452*** (0.2020)
		Pharmaceutical	0.9750*** (0.2397)	0.5962* (0.3292)	0.6593* (0.2915)
		Electronics	1.6796*** (0.1540)	1.2621*** (0.2466)	1.2362*** (0.2108)
		Machinery	1.0135*** (0.1144)	1.0569*** (0.2670)	1.0680*** (0.2342)
	Region	EU	1.1347 (2.5019)		
	(Other=1)	Japan	1.6301 (3.4316)		
		Korea	4.3505 (9.1243)		
		Taiwan	3.1879 (6.6882)		
		US	1.2152 (2.5596)		
	Institution	Corporation	1.2486*** (0.1172)	1.2064*** (0.1800)	1.1741*** (0.1512)
	(Other=1)	University	0.9112*** (0.1430)	0.8479*** (0.2357)	0.8499*** (0.2034)
β_1			0.0583 (0.1225)	0.2100*** (0.0505)	0.2468*** (0.0496)
β_2			2.56e-07 (4.53e-07)	3.97E-06* (1.84E-06)	3.27e-06* (1.38e-06)
		Sample	21,228	21,228	21,228
		Adj R^2	0.9989	0.9986	0.9986

Note: Numbers in parentheses are standard errors, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

진부화속도에 있어서도 기술분야별로는 시프트 파라미터와 유사한 패턴을 보여준다. 컴퓨터·통신, 전기전자, 화학 등이 기계나 의약 분야보다 훨씬 더 빨리 진부화되는 것으로 나타났다.

추정계수값의 차이는 대단히 크지만, 지역 설명변수들은 α와 β_1 계수 모두 통계적으로 유의한 결과를 보여주지 못하였다. 다만, 한국과 대만 및 일본이 미국이나 EU 및 기타 지역에 비하여 계수값이 현저하게 높아 전방인용 패턴이 대단히 지역화(localized)되어 있음을 시사하고 있다. 본 연구의 초점인 기관별 전방인용확률의 차이가 얼마나 큰가라는 질문에는 통계적으로 유의한 대답을 할 수 있는 결과를 보여준다. 기업특허는 대학 특허에 비하여 확산속도는 2~3배 정도 빠르고, 진부화속도는 약 38% 정도 빠른 것으로 나타났다.

피인용특허 등록연도는 통계적으로 유의하면서도 모형의 예측과 일치하는 추정 결과를 보여준다. 특허는 연도가 지남에 따라 그 특허에 대한 정보가 더욱 확산되므로 일반적으로 연도가 오래된 특허일수록 후방인용의 확률은 더 높을 것이다. 추정 결과, 피인용특허의 등록연도의 경우 기준 시기(1979~84)에 비하여 시간이 지날수록 이 확률은 낮아지는 패턴을 보여준다. 인용특허 등록연도 추정 결과는 통계적으로 유의하지만 모형의 예측과는 상반된다. 시간이 지날수록 선행하여 존재하는 특허가 더 많으므로 그리고 선행하는 특허에 대하여 더 많이 알게 되므로 최근 연도일수록 파라미터 값은 더 높게 나올 것으로 예상할 수 있다. 그러나 추정 결과는 이와 반대되는 결과를 보여주고 있다. 즉, 외국 특허가 한국 특허를 인용하는 성향이 시간이 지날수록 더 낮아진다는 것이다. 이 부분은 본 논문이 이용하고 있는 데이터 정보로는 설명할 수 없고 다른 방식으로 원인 규명이 필요한 부분이라고 생각한다.

추정 결과 (3)은 설명변수 중에서 통계적 유의성이 아주 낮은 지역과 예상과는 다른 결과를 보여주는 인용특허 등록연도를 제외하고 추정한 결과이다. 계수별 추정값에는 변화가 있지만 전반적인 패턴에서는 큰 차이를 보이지 않는다. 본 연구의 관심대상인 기관 변수에서는 기타 기관 대비 대학의 시프트 파라미터가 더 낮아지는 결과로 바뀌었는데, 기업과의 비교에서는 같은 패턴을 유지하였다. 가장 큰 변화는 전체 파라미터 β_1 및 β_2인데, 둘 다 통계적으로 유의한 결과를 얻을 수 있었다.

<Table 8>은 자체인용을 제외하고 전방인용확률을 계산하여 종속변수로 한 추정 결과이다. 자체인용은 동일한 특허권자의 특허를 인용한 것이다. 자체인용 비중은 특허의 특성을 나타내 주는 지표의 하나로도 널리 사용되고 있으며, 지표 계산은 간단하지만 중요한 의미를 지니고

〈Table 8〉 Estimation Results: Excluding Self-citation

[Dependent Variable = Probability of Forward Citation]

			(1)	(2)	(3)
α	Technology	Chemical	0.9194*** (0.1767)	0.9741*** (0.2975)	0.9715** (0.2983)
	(Other=1)	Computer	1.6900*** (0.2470)	2.2073*** (0.5056)	2.1991*** (0.5054)
		Pharmaceutical	0.3528* (0.1725)	0.4690* (0.2202)	0.4577* (0.2173)
		Electronics	2.1823*** (0.2939)	2.6807*** (0.5950)	2.6418*** (0.5892)
		Machinery	0.5893*** (0.1225)	0.8950*** (0.2656)	0.9138*** (0.2726)
	Region	EU	3.9989 (4.0199)		
	(Other=1)	Japan	13.648 (13.044)		
		Korea	74.434 (70.732)		
		Taiwan	87.705 (83.414)		
		US	8.5499 (8.1656)		
	Institution	Corporation	1.8108*** (0.2248)	1.4106*** (0.2183)	1.4047*** (0.2192)
	(Other=1)	University	1.3973*** (0.2548)	1.1758*** (0.2983)	1.1283*** (0.2885)
	Year of	1985~89	1.4831*** (0.3960)	1.1653** (0.4078)	1.1878** (0.3865)
	Cited Patent	1990~94	1.5345*** (0.4248)	1.4863* (0.5427)	1.3846** (0.4291)
	(1979~84=1)	1995~99	1.2830*** (0.3733)	1.4839** (0.5763)	1.1236** (0.3478)
		2000~06	0.9991** (0.3091)	1.4162** (0.5879)	0.9012** (0.2827)
	Year of	1987~91	1.5261 (1.3107)	1.1522 (0.9637)	
	Citing Patent	1992~96	1.5037 (1.2975)	1.2326 (1.0419)	
	(1982~86=1)	1997~01	1.0989 (0.9533)	1.0451 (0.8945)	
		2002~06	0.7329 (0.6402)	0.7964 (0.6919)	
β_1	Technology	Chemical	1.1228*** (0.1487)	1.1949*** (0.3019)	1.1619*** (0.2514)
	(Other=1)	Computer	1.2191*** (0.1233)	1.3384*** (0.2584)	1.2821*** (0.2095)
		Pharmaceutical	0.9139** (0.3304)	0.6125* (0.3261)	0.6585* (0.2764)
		Electronics	1.1134*** (0.1038)	1.4353*** (0.2685)	1.3569*** (0.2147)
		Machinery	0.8369*** (0.1268)	0.9715*** (0.2511)	0.9980*** (0.2162)
	Region	EU	1.3367 (1.2910)		
	(Other=1)	Japan	1.7470 (1.6232)		
		Korea	2.1207 (1.9637)		
		Taiwan	2.7105 (2.5112)		
		US	1.2754 (1.1854)		
	Institution	Corporation	1.1781*** (0.1062)	1.2053*** (0.1577)	1.1753*** (0.1319)
	(Other=1)	University	0.9659*** (0.1276)	1.0120*** (0.2180)	0.9832*** (0.1842)
β_1			0.1153 (0.1078)	0.1575*** (0.0357)	0.1929*** (0.0352)
β_2			8.62e-08 (1.09e-07)	1.14e-06 (9.22e-07)	1.63e-06* (6.50e-07)
		Sample	21,228	21,228	21,228
		Adj R^2	0.9987	0.9986	0.9986

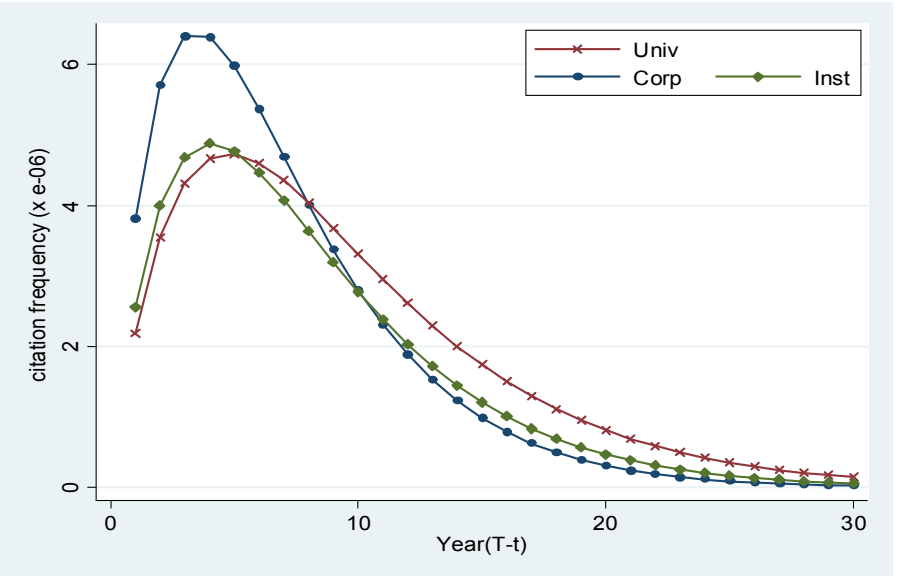
Note: Numbers in parentheses are standard errors, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

있다.[24] 요약하면, 혁신의 專有 정도를 나타내 주는 것으로 해석한다. 자체인용의 포함 여부에 따라서 추정계수의 값은 많이 변화한다. 기술분야의 경우에는 전기전자 및 컴퓨터·통신 부문이 가장 높고 화학, 기계, 의약의 순서로 낮아지는 패턴은 그대로 유지되지만, α계수 추정치에서는 모형 (1)에서 보면 전기전자의 경우 6.3에서 2.2로 컴퓨터·통신의 경우 3.3에서 1.7로 크게 낮아졌다. 이들 기술분야에서 자체인용이 많이 이루어지고 있음을 시사한다. 반면 의약의 경우, 마찬가지로 낮아지기는 하지만 그 크기는 그렇게 크지 않아, 이 분야에서는 자체인용이 상대적으로 낮을 것이라는 추정이 가능하다. 이 글의 주초점인 기업-대학의 비교에서는 기업의 계수 변화는 매우 크게 나타나는 반면, 대학은 조금 떨어지는 것으로 나타났다. 시프트 파라미터 α계수 추정치의 차이는 자체인용을 포함한 경우보다 제외한 경우에 크게 축소된다. 대학보다 기업의 특허가 인용확률이 높지만 동시에 기업의 경우 성과를 專有하기 위한 목적에서 특허를 등록하는 경향도 높다는 것을 시사하는 결과이다. 진부화계수 β_1 추정치의 경우에도 전반적인 패턴은 기업 특허가 더 빨리 진부화되는 경향은 그대로, 통계적으로 유의하게, 유지되지만, 기업과 대학 사이의 차이는 자체인용을 제외하면 줄어드는 것으로 나타났다.

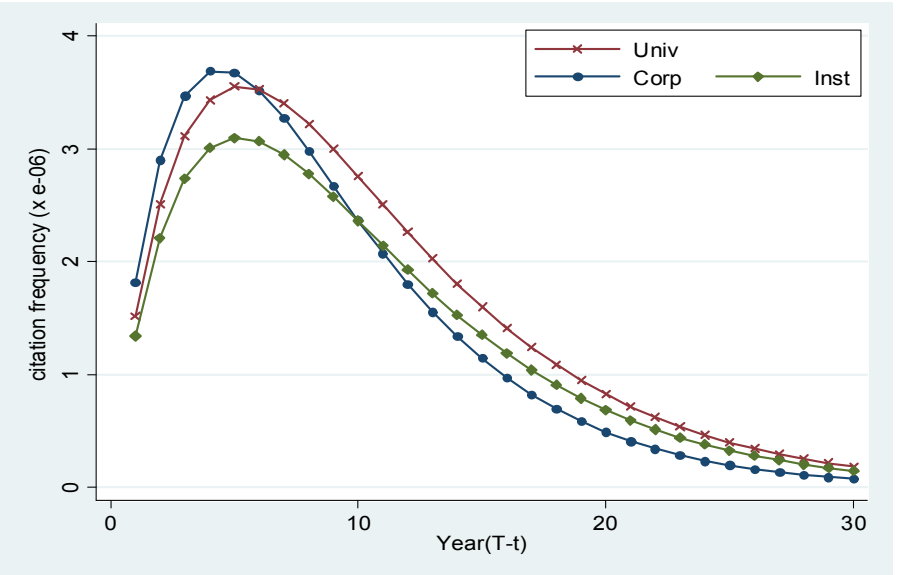
Ⅳ장 1에서 자세하게 설명하였듯이 인용함수 모형에서 인용빈도는 상수항 역할을 하는 시프트 파라미터 α, 진부화 속도 계수 β_1 및 확산 속도 β_2에 영향을 받는 것으로 특정되어 있다. 즉 이들 세 부분의 곱으로 인용확률이 결정된다. 추정 계수값을 이용하면 이들이 서로 작용하도록 하면서 장기적으로 인용확률이 어떻게 변화하는지를 시뮬레이션 할 수 있다. 다음의 [Figure 5-a]는 대학 기업 및 기타 기관의 인용함수를 자체인용을 포함한

24) 자체인용을 포함한 특허지표에 관한 상세한 논의는 Trajtenber, Henderson, and Jaffe(1997)에 수록되어 있다. 자체인용은 통상 특허로 인해 발생하는 혁신의 소유구조를 보여주는 것으로 해석된다. 전방인용에서 자체인용이 많다는 것은 한 특허에 연이어 후속적인 발전이 계속하여 이루어지고 그 성과를 동일한 주체가 專有하게 된다는 것을 의미한다. 즉, 자체인용 비중이 높을수록 특허를 통하여 이루어지는 혁신을 동일한 주체가 專有하는 정도가 높다는 것이다. 한편, 기술분야에 따라서는 미래에 있을 수 있는 특허 분쟁이나 소송에 대비하여 방어적 목적으로 특허를 출원·등록하는 경우도 상당히 많은데, 자체인용 비중이 높은 경우 이러한 방어적 목적의 특허 비중이 높을 것이라는 추측이 가능하다. Hall and Ziedonis(2001)는 1980년대에 들어서면서 미국의 반도체부문에서 연구개발활동이 특별하게 늘어나지 않았음에도 특허가 급증하게 되는 현상, 이른바 특허 패러독스의 원인을 분석하였다. 그 결과, 연방순회항소법원(Court of Appeals for the Federal Circuit: CAFC) 설립으로 특허권자의 권리가 강화되면서 특허 분쟁 및 소송에 대응할 필요성이 커진 것을 주요 원인으로 밝혀내었다. 또한 경쟁기업과 전략적 제휴를 할 때에도 특허를 보유한 경우가 보다 유리한 입장에 설 수 있는 등의 이유도 있다. 지표로서의 계산은 간단하지만 그 의미는 중요하기 때문에, 본 논문에서도 자체인용을 포함한 경우와 제외한 경우 각각에 대하여 인용함수를 추정하였다.

[Figure 5-a] Simulated Citation Function : Including Self-citation



[Figure 5-b] Simulated Citation Function : Excluding Self-citation



경우와 제외한 경우로 구분하여 보여준다. 자체인용이 포함된 전방인용함수의 장기 궤적을 보면 기업 특허는 확산이 빨리 되었다가 쇠퇴도 빨리 되는 경향이 있음을 보여주고 있다. 반면, 대학 및 기타 기관은 초기 인용확률은 상대적으로 낮지만 기업에 비하여 더 오랫동안 인용되는 패턴을 보여준다. 인용빈도가 최대인 시점에서 보면 기업 특허는 대학 특허보다 약 50% 이상 인용을 더 많이 받는 것을 알 수 있다. 그런데 이러한 기업 특허의 인용빈도 우위는 상당 부분 자체인용에 기인한 것임을 [Figure 5-b]에서 확인할 수 있다. 자체인용을 제외하면 기업 특허의 초기 인용 프리미엄은 크지 않음을 알 수 있다. 대학 및 기타 기관의 특허가 더 오랫동안 인용되는 특성은 자체인용을 제외한 경우에도 마찬가지로 나타나고 있다.

V. 결론 및 정책적 시사점

본 논문은 학문연구에 있어서 중추적인 역할을 수행하는 대학의 연구활동을 특허라는 창을 통하여 들여다보고자 하였다. 특허 자체는 발명과 혁신의 중간에 위치하면서 잠재적인 시장가치를 대변하는데, 분석지표로서 특허인용 또한 특허의 질·수준이나 가치를 온전하게 드러내지 못하는 한계가 있다. 이런 한계를 인식하면서, 제한된 분석지표를 최대한 활용하여 대학 연구의 특성을 실증적으로 파악해 보고자 하였다. 최근 우리나라 대학의 특허가 양적으로 급속하게 증가하고 있는 상황에서 대학 특허에 대한 실증연구는 대학 연구의 동향을 점검하는 유효한 바로미터 역할을 할 것으로 기대할 수 있다.

실증분석 결과는 이러한 기대에 상당 부분 부응하는 것으로 보인다. 미국 특허자료를 사용하면서 우리나라 대학이 미국에 등록한 650여 개 특허로 표본이 한정되어 버렸지만, 실증분석 결과는 이러한 적은 숫자의 표본에도 불구하고 통계적으로 유의하면서도 의미 있는 결과를 보여주었다. 일반적으로 기업 특허와 대학 특허는 전자는 전유성(appropriability) 측면에서 그리고 후자는 기초성(basicness) 측면에서 차이를 가질 것으로 본다. 그런데 기초성 측면에서 우리나라 대학 특허는 기업 특허와 크게 두드러진 차이를 보이지 않는 것으로 나타났다. 다음으로 특허인용함수모형을 이용하여 특허의 질 또는 수준을 기업과 대학 사이에 비교해 보았다. 기업 특허는 자체인용이 상당수 포함되어 있는데, 이를 감안하면 전방인용에 있어서는 대학 특허와 기업 특허는 큰 차이를 보이지 않는 것으로 나타났다. 자체인용 비중이 높을수록 특허의 전유성 정도가 높은 경향이 있다는 선행연구를

상기하면, 기업 특허의 전유성 정도가 높게 나오는 것을 확인할 수 있었다.

미국 대학과 미국 기업의 특허 특성을 분석한 Jaffe and Trajtenberg(2002)의 연구나 미국, 일본, 유럽의 대학 및 공공연구기관의 특허인용함수를 추정한 Bacchiocchi and Montobbio(2009)의 연구에서는 대학 특허가 대체로 기업 특허와 비교하여 인용빈도 측면에서 뒤지지 않는 것으로 분석하고 있다.[25] 외국의 대학 특허 분석 결과와 본 논문의 우리나라 대학 특허 분석 결과를 대비시키면, 우리나라 대학 특허는 전반적인 수준이나 영향력 측면에서는 기업 특허에 미치지 못하며, 이는 우리나라 대학의 특허활동이 최근에야 활성화된 데 기인한 것이라는 추론이 가능하다.

이러한 분석 결과는 앞으로는 대학의 연구수준을 제고하기 위한 노력을 체계화해야 한다는 것을 시사하며, 최근 진행되고 있는 정부의 기초연구 정책방향 전환이나 대학 내의 자체적인 개혁 움직임을 간접적으로 지지한다. 국가과학기술위원회(2009)의 기초연구진흥종합계획은 '도전적 연구여건 조성'을 중점 추진과제의 하나로 설정하고 있는데, 구체적인 내용은 '성공할 경우 파급효과와 원천성이 크지만 검증되지 않아 위험성을 내포하고 있는 도전적인 고위험-고수익형 기초연구과제'에 대한 지원을 늘리겠다는 것이다. 한편, 한국과학기술원의 서남표 총장은 학내의 연구가 지적 모험을 추구하기보다는 논문 양산을 통하여 평가를 더 잘 받는 데 급급하고 있음을 신랄하게 비판하면서 대학 연구의 방향 전환을 촉구하였다.[26] 정부의 정책 전환과 함께 학내의 개선 노력이 합치되면 향후 우리나라 대학의 특허인용도 및 영향력이 훨씬 높아지게 될 것으로 기대할 수 있다.

25) 이들 외에 외국의 다른 연구 결과들도 대체로 대학 특허의 수준이 기업 특허에 뒤지지 않는 것으로 보고 있다. 다만, 최근에는 상용화 연구와 대학 고유의 기초연구 사이에 갈등이나 긴장이 초래되거나 그럴 가능성이 있는 것을 지적하는 연구도 나오고 있다. Murray and Stern(2007)이 이 주제를 다루고 있다.

26) "모든 대학들이 기초연구나 기술혁신 양극에서 연구하기보다는 중간에서 안전한 연구만 하고 있습니다. 왜 중간에서만 연구합니까? 논문이 잘 나오니까 그렇습니다. 그런데 그렇게 하면 다른 연구에 인용되는 영향력이 없습니다"(서남표[2008], p.43).

참 고 문 헌

국가과학기술위원회, 『기초연구진흥종합계획(안)』, 2009. 1.

민철구 · 우제창 · 송완흡, 『대학의 Academic Capitalism 추세와 발전 방향』, 과학기술정책연구원, 2003.

박희제, 「한국 대학에서의 과학연구의 성격과 변화」, 『사회이론』, 2006년 가을/겨울호, 2006.

서남표, 『한국대학의 개혁을 말한다』, 생각의 나무, 2008.

서환주 · 정동진 · 송종국, 「특허권 강화는 기술혁신을 촉진하는가?: 한국의 특허법 개혁을 중심으로」, 『국제경제연구』, 제10권 제2호, 2004.

송재용 · 신현한, 『한국기업의 특허전략 변화』, 서울대학교출판부, 2006.

안상훈 · 백철우 · 서경란 · 이유나, 『특허정보활용 확산정책의 산업적 기여도에 관한 연구』, 한국개발연구원, 2007.

연태훈, 「특허의 가치에 대한 시장의 평가」, 『KDI 정책연구』, 제26권 제2호, 한국개발연구원, 2004.

오준병 · 장원창, 「특허권 강화와 기술혁신에 관한 실증연구: 우리나라의 제11차 특허법 개혁을 중심으로」, 『경제학연구』, 제56권 제2호, 2008.

이원영 · 박용태 · 윤병운 · 신준석 · 최창우 · 한유진 · 김은희, 『특허 데이터베이스를 활용한 기술-산업간 연계구조 분석과 한국 기업의 특허 전략 평가』, 과학기술정책연구원, 2004.

정성철 · 윤문섭 · 장진규, 『특허와 기술혁신 및 경제발전의 상관관계』, 정책연구 2004-15, 과학기술정책연구원, 2004.

한국지식재산연구원, 『대학의 성공적인 R&D를 위한 논문 · 특허전략』, 2008.

한국학술진흥재단, 『2006 대학산학협력백서』, 2007.

Bacchiocchi, E. and F. Montobbio, “Knowledge Diffusion from University and Public Research. A Comparison Between US, Japan and Europe Using Patent Citations,” *Journal of Technology Transfer*, Vol. 34, 2009, pp.1169~1181.

Baldini, Nichola, “Implementing Bayh-Dole-like Laws: Faculty Problems and Their Impact on University Patenting Activity,” *Research Policy*, Vol. 38, 2009, pp.1217~1224.

Bessen, James and Michael Meurer, *Patent Failure: How Judges, Bereaucrats, and Lawyers put Innovators at Risk*, Princeton University Press, 2008.

Bok, Derek, *Universities in the Marketplace: The Commercialization of Higher Education*, Princeton, NJ: Princeton University Press, 2003.

Branstetter, Lee and Yoshiaki Ogura, “Is Academic Science Driving a Surge in Industrial

Innovation? Evidence from Patent Citations," NBER Working Paper 11561, 2005.

Caballero, Ricardo and Adam Jaffe, "How High are the Giants' Shoulders: An Empirical Assessment of Knowledge Spillovers and Creative Destruction in a Model of Economic Growth," in S. Blanchard and S. Fischer (eds.), *NBER Macroeconomics Annual*, Vol. 8, The MIT Press, 1993.

Greene, William H., *Econometric Analysis*, Second Edition, New York: Macmillan, 1993.

Griliches, Zvi (ed.), *R&D Patents, and Productivity*, The University of Chicago Press, 1984.

Guellec, D. and B. van Pottelsberghe de la Potterie, "Applications, Grants and the Value of Patent," *Economics Letters*, Vol. 69, No. 1, 2000, pp.109~114.

Hall, Bronwyn H., Adam B. Jaffe, and Manuel Trajtenberg, "The NBER Patent-citations Data File: Lessons, Insights, and Mothodological Tools," NBER Working Paper 8498, 2001.

Hall, Bronwyn H. and Rosemarie Ziedonis, "The Patent Paradox Revisited: an Empirical Study of Patenting in the US Semiconductor Industry, 1979-1995," *RAND Journal of Economics*, Vol. 32, No. 1, Spring 2001, pp.101~128.

Harhoff, D., F. Narin, F. Scherer, and K. Vopel, "Citation Frequency and the Value of Patented Innovation," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 81, No. 3, 1999, pp.511~515.

Harhoff, D., and M. Reitzig, "Determinants of Opposition Against EPO Patent Grants－the Case of Biotechnology and Pharmaceuticals," CEPR Discussion Paper Abstract, 2002.

Harhoff, D., F. Scherer, and K. Vopel, "Citations, Family Size, Opposition and Value of Patent Rights," *Research Policy*, Vol. 32, No. 8, 2003, pp.1343~1363.

Henderson, Rebecca, Adam B. Jaffe, and Manuel Trajtenberg, "Universities as a Source of Commercial Technology: A Detailed Analysis of University Patenting, 1965-1988," *Review of Economics and Statistics* 80, 1998, pp.119~127.

Hu, Albert Guangzhou, "The Regionalization of Knowledge Flows in East Asia: Evidence from Patent Citations Data," *World Development*, Vol. 37, No 9, 2009, pp.1465~1477.

Hu, Albert Guangzhou and Adam Jaffe, "Patent Citations and International Knowledge Flow: The Cases of Korea and Taiwan," *International Journal of Industrial Organization*, Vol. 21, No. 6, 2003, pp.849~880.

Jaffe, Adam and Josh Lerner, *Innovation and Its Discontents: How our Broken Patent System is Endangering Innovation and Progress, and What to Do about Tt*, Princeton University Press, 2004.

Jaffe, Adam and Manuel Trajtenberg, "Flows of Knowledge from Universities and Federal Laboratories: Modeling the Flow of Patent Citations Over Time and Across Institutional and Geographic Boundaries," *Proceedings of National Academy of Sciences*, Vol. 93, 1996, pp.12671~12677.

Jaffe, Adam and Manuel Trajtenberg, *Patents, Citations, and Innovations: A Window on the Knowledge Economy*, The MIT Press, 2002.

Lanjouw, J., "Patent Protection in the Shadow of Iinfringement: Simulation Estimation of Patent Value," *Review of Economic Studies*, Vol. 65, No. 4, 1998, pp.671~710.

Lanjouw, J., A. Pakes, and J. Putnam, "How to Count Patents and Value Intellectual Property: Uses of Patent Renewal and Application Data," NBER Working Paper 5741, 1996.

Lanjouw, J. and M. Schankerman, "Stylized Facts of Patent Litigation: Value, Scope and Ownership," NBER Working Paper 6297, 1997.

Lanjouw, J. and M. Schankerman, "The Quality of Ideas: Measuring Innovation with Multiple Indicators," NBER Working Paper 7345, 1999.

Lerner, J., "The Importance of Patent Scope: An Empirical Analysis," *RAND Journal of Economics*, Vol. 25, No. 2, 1994, pp.319~332.

Mowery, David, Richard Nelson, Bhaven Sampat, and Arvids Ziedonis, *Ivory Tower and Industrial Innovation: University-Industry Technology Transfer before and after the Bayh-Dole Act in the United States*, Stanford University Press, 2004.

Murray, Fiona and Scott Stern, "Do Formal Intellectual Property Rights Hinder the Free Flow of Scientific Kknowledge? An Empirical Test of the Anti-commons Hypothesis," *Journal of Economic Behavior & Organization*, Vol. 63, 2007, pp.648~687.

OECD, *University Research in Transition*, Paris: OECD, 1999.

Reitzig, M., "What Determines Patent Value, Insights from the Semiconductor Industry," *Research Policy*, Vol. 32, No. 1, 2003, pp.13~26.

Sampat, Bhaven, David Mowery, and Arvids Ziedonis, "Changes in University Patent Quality after the Bayh-Dole Act: A Re-examination," *International Journal of Industrial Organization*, Vol. 21, 2003, pp.1371~1390.

Sapsalis, E. and B. van Pottelsberghe de la Potterie, "The Institutional Sources of Knowledge and the Value of Academic Patents," *Economics of Innovation and New Technology*, Vol. 16, No. 2, 2007, pp.139~157.

Schankerman, M. and A. Pakes, "Estimation of the Value of Patent Rights in European Countries During the Post-1950 Period," *Economic Journal*, Vol. 96, 1986, pp.1052~1076.

Schmookler, J., *Invention and Economic Growth*, Cambridge, MA: Harvard University Press, 1966.

Shane, S., "Technological Opportunities and New Firm Creation," *Management Science*, Vol. 47, No. 2, 2001, pp.205~220.

Trajtenberg, M., "A Penny for Your Quotes: Patent Citations and the Value of Innovations," *RAND Journal of Economics*, Vol. 21, No. 1, 1990, pp.172~187.

Trajtenberg, M., R. Henderson, and A. Jaffe, "University Versus Corporate Patents: A Window on the Basicness of Invention," *Economics of Innovation and New Technology*, Vol. 5, 1997, pp.19~50.

韓國開發硏究
제32권 제4호(통권 제109호)

국제통화제도의 개혁과 G20

조 윤 제
(서강대학교 국제대학원 교수)

International Monetary System Reform and the G20

Yoon Je Cho
(Professor, Graduate School of International Studies, Sogang University)

* 본 논문은 2010 KDI Journal of Economic Policy Conference 'Global Financial and Monetary Order for Sustainable Development'에서 발표한 논문을 수정, 보완한 것이다. 필자는 본 논문에 대해 유익한 코멘트를 주신 신관호 교수와 두 분의 검토자, 그리고 자료수집에 도움을 준 송지원 조교에게 감사를 드린다. 본 논문에 남아 있는 오류는 모두 필자의 책임임을 밝혀둔다.

** 조윤제: (e-mail) yjcho@sogang.ac.kr, (address) Sogang University, Sinsoo-dong Mapo-ku, Seoul 121-742, Korea

• Key Word: 국제통화제도(International Monetary System), 환율제도(Exchange Rate System), 무역수지 불균형(Global Imbalance), 국제정책공조(Global Economic Governance), 주요 20국 정상회의(G20, International Policy Coordination)
• JEL Code: F40, F41, F42
• Received: 2010. 10. 1 • Referee Process Started: 2010. 10. 6
• Referee Reports Completed: 2010. 11. 25

ABSTRACT

The recent global financial crisis has been the outcome of, among other things, the mismatch between institutions and the reality of the market in the current global financial system. The International financial institutions (IFIs) that were designed more than 60 years ago can no longer effectively meet the challenges posed by the current global economy. While the global financial market has become integrated like a single market, there is no international lender of last resort or global regulatory body. There also has been a rapid shift in the weight of economic power. The share of the Group of 7 (G7) countries in global gross domestic product (GDP) fell and the share of emerging market economies increased rapidly.

Therefore, the tasks facing us today are: (i) to reform the IFIs – mandate, resources, management, and governance structure; (ii) to reform the system such as the international monetary system (IMS), and regulatory framework of the global financial system; and (iii) to reform global economic governance. The main focus of this paper will be the IMS reform and the role of the Group of Twenty (G20) summit meetings.

The current IMS problems can be summarized as follows. First, the demand for foreign reserve accumulation has been increasing despite the movement from fixed exchange rate regimes to floating rate regimes some 40 years ago. Second, this increasing demand for foreign reserves has been concentrated in US dollar assets, especially public securities. Third, as the IMS relies too heavily on the supply of currency issued by a center country (the US), it gives an exorbitant privilege to this country, which can issue Treasury bills at the lowest possible interest rate in the international capital market. Fourth, as a related problem, the global financial system depends too heavily on the center country's ability to maintain the stability of the value of its currency and strength of its own financial system. Fifth, international capital flows have been distorted in the current IMS, from EMEs and developing countries where the productivity of capital investment is higher, to advanced economies, especially the US, where the return to capital investment is lower.

Given these problems, there have been various proposals to reform the current IMS. They can be grouped into two: demand-side and supply-side reform. The key in the former is how to reduce the widespread strong demand for foreign reserve holdings among EMEs. There have been several proposals to reduce the self-insurance motivation. They include third-party insurance and the expansion of the opportunity to borrow from a global and regional reserve pool, or access to global lender of last resort (or something similar). However, the first option would be too costly. That leads us to the second option – building a stronger globalfinancial safety net. Discussions on supply-side reform of the IMS focus on how to

ABSTRACT

diversify the supply of international reserve currency. The proposals include moving to a multiple currency system; increased allocation and wider use of special drawing rights (SDR); and creating a new global reserve currency. A key question is whether diversification should be encouraged among suitable existing currencies, or if it should be sought more with global reserve assets, acting as a complement or even substitute to existing ones. Each proposal has its pros and cons; they also face trade-offs between desirability and political feasibility.

The transition would require close collaboration among the major players. This should include efforts at the least to strengthen policy coordination and collaboration among the major economies, and to reform the IMF to make it a more effective institution for bilateral and multilateral surveillance and as an international lender of last resort. The success on both fronts depends heavily on global economic governance reform and the role of the G20. The challenge is how to make the G20 effective. Without institutional innovations within the G20, there is a high risk that its summits will follow the path of previous summit meetings, such as G7/G8.

세계금융위기의 근본적인 원인은 시장과 제도의 괴리에서 나오는 '제도의 실패'라고 할 수 있다. 특히 현재의 국제통화제도는 무제도(non-system)나 다름없다고 할 수 있다. 현재 당면하고 있는 국제통화제도의 문제점들을 볼 때 개편 방향의 핵심은 ① 수요 측면에서는 과대한 외환보유고를 축적하려는 인센티브를 어떻게 줄일 수 있을 것인가 하는 것이며, ② 공급 측면에서는 현재 미국 달러화에 주로 의존하고 있는 제도를 탈피, 보다 다양한 국제통화 혹은 대체적 외화준비자산(SDR을 포함하여)으로 전환해 나가거나 혹은 보다 근본적인 개혁방안으로서 새로운 세계통화(global reserve currency)를 창출하는 것이다. 그리고 ③ 이러한 변화를 뒷받침 하기 위해 필요한 기구적 개편, 특히 IMF의 개혁을 추진하는 것이다. 이러한 개편은 현실적 국제역학관계로 볼 때 오직 점진적으로 일어날 수 있는 것이다. 따라서 현재 세계경제의 안정적 성장을 위해 중요한 것은 이러한 개편을 점진적으로 추진함과 동시에 주요국 간의 거시경제정책 공조를 이뤄 나가는 것이다. 이러한 과정을 원활히 해나가기 위해서는 효율적인 세계경제 지배구조를 갖추는 것이 필수적이다. 세계금융위기 이후 출범한 G20 정상회의가 효율적인 협의체가 되기 위해서는 의사결정이 원활히 이루어질 수 있는 방안과 장치를 세워나갈 필요가 있다. 사무국(secretariat) 혹은 그와 유사한 기능을 행사할 수 있는 조직의 설립과 위원회 제도 같은 것을 활용할 필요가 있을 것으로 보인다.

Ⅰ. 서 론

2008~09년간 세계는 약 80년 만에 가장 심각한 금융·경제 위기를 맞게 되었다. 미국 주택시장의 거품 붕괴와 비우량 주택담보대출의 부실로 초래된 세계적 금융·경제 위기로부터 각국 경제가 서서히 안정을 되찾아가고 있긴 하지만 아직도 위기가 해결되거나 위기로부터 완전히 벗어났다고 할 수 없다. 위기 직후 취해진 각국의 전대미문의 팽창적 재정정책 및 통화정책 기조가 마냥 지속될 수 없는 상황에서 미국과 유럽 경제는 다시 회복세가 주춤해지고 침체에 빠질 조짐들을 보이고 있다. 1990년대 이후 미국과 유럽의 선진 각국에서 서서히 일기 시작한 자산가격 붐은 결국 이들 국가의 가계 저축률을 크게 떨어뜨리고 소비 붐을 가져와 경제의 호황을 지탱하였고, 이는 다시 자산가격 붐에 연료를 제공함으로써 약 20년 가까운 경제호황이 지속되었다. 산이 높으면 골이 깊듯이 이들 국가는 지금 정상적인 가계 저축률을 회복하고 지나치게 확대되었던 민간부문의 부채 수준을 조정해야 하는 과제를 안고 있다. 위기로 인한 경제의 지나친 위축 혹은 공황으로의 진입을 막기 위해 초팽창적 거시정책을 써 왔으나 그 또한 분명한 한계를 가지고 있다. 과거에도 금융위기는 시차를 두고 재정위기로 연결된 경우가 많았다(Reinhart and Rogoff[2009]). 유럽의 재정건전성에 대한 시장의 불신이 다시 금융시장을 흔들고 실물시장을 위축시키고 있다. 경제에 공짜 점심은 없다고 하였듯이 위기가 요구하는 경제의 구조조정과 제도의 변화를 이루지 않고 진정으로 위기를 벗어날 수는 없는 것이다.

왜 세계는 지금 이 시점에서 한 세대 혹은 한 세기에나 맞게 될 정도의 심각한 경제·금융 위기를 맞게 되었는가? 이는 물론 여러 복합적 요인의 결과로 보아야 하겠으나 보다 근본적으로는 오늘날 세계경제가 가지고 있는 제도(institutions)와 시장현실(market reality) 간의 괴리 확대에서 기인했다고 보아야 할 것 같다. 다시 말해 이러한 간극이 점점 크게 벌어져 왔음에도 불구하고 세계가 그동안 이에 대해 적절히 대응하지 않았기 때문이다. 결국, 우리가 지금 맞고 있는 경제위기의 근본적인 원인을 한마디로 요약한다면 그것은 시장과 제도 간의 괴리에서 나오는 '제도의 실패(institutional failure)'라고 할 수 있다.

위기는 근본적으로 제도와 시장현실의 불일치에서 비롯되는 것이다. 혹은 기존의 제도가 시장에서 발전한 새로운 움직임을 적절히 조정·관리해 주는 데 실패했기 때문에 비롯되는 것이다. 이러한 불일치가 시장의 쏠림 형태와 거품으

로 축적되어 어느 날 봇물처럼 터져 나오게 되는 것이 위기이다. 따라서 위기는 바로 과도한 쏠림 현상에서 기인하는 자산가격의 거품과 환율을 비롯한 상대가격의 왜곡의 조정을 요구하고, 이를 적절히 제어해 주지 못한 부적절한 제도의 개혁을 요구하는 시장의 절실한 외침이기도 하다.

그렇다면 오늘날 세계경제는 어떤 제도적 문제점들을 안고 있는가? 여러 부문에서 찾을 수 있을 것이다. 그러나 보다 직접적이며 근본적으로는 현재의 국제통화제도(international monetary system) 및 국제금융제도(international financial system)의 한계성 혹은 부적절성에서 찾을 수 있을 것 같다. 그리고 더 크게 보아서는 세계경제 지배구조(global economic governance)의 실패에서 찾을 수 있다. 오늘날과 같이 각국 경제의 상호의존성이 절대적으로 높아진 상황에서 주요국들의 거시경제정책 조정과 정책협력을 관할할 수 있는 실효성 있는 국제제도도, 기구도 존재하고 있지 않다. 오늘날 세계금융시장은 마치 하나의 단일 시장처럼 통합되었다. 지난 약 30~40년 동안, 특히 1990년대 이후 각국의 자본시장 개방, 금융상품 혁신이 가속화됨으로써 국제자본이동과 세계금융시장의 모습은 그 이전과 판이하게 달라졌다. 제2차 세계대전 후 출범하여 전후 국제통화제도로 정착한 브레튼우즈(Bretton Woods System) 체제하에서는, 경상수지 거래를 원활하게 지원하기 위한 공적 대차거래와 상업 또는 은행차관이 국가 간 자본이동의 주류를 이루었고 자본거래는 엄격히 통제되었다. 그러나 거의 모든 선진국과 신흥경제국에서 자본거래에 대한 규제가 철폐된 오늘날에는 경상수지 거래를 뒷받침하기 위한 자본이동보다 국제 자산 간 수익률 차이와 자본이득을 얻기 위한 자본의 이동이 수백배를 넘고 있다. 그리고 이러한 자본이동은 각국의 경제환경의 조그만 변화에도 민감하게 대응하여 분초를 다투며 국경을 넘나들고 있다. 이렇게 세계금융시장은 마치 하나의 시장처럼 통합되었다. 그러나 이러한 국가 간 자본이동을 규율하고 거래당사자들과 금융기관의 건전성을 일관되게 감독할 세계금융감독원 내지 시장의 한 부분에서 유동성 위기가 발생했을 때 최종대부자(lender of last resort)의 역할을 할 세계중앙은행은 존재하지 않는다.

브레튼우즈 체제하에서 국제통화질서를 유지하기 위해 설립된 국제통화기금(International Monetary Fund)은 오늘날 세계적 유동성 위기에 적절히 대응하기에는 턱없이 부족한 재원을 가지고 있으며, 또 이에 대해 적시에 적절히 대응할 수 있는 기능이 부족할 뿐 아니라 국제적 신뢰도 실추되어 있다. 이 기관의 의사결정구조와 투표권은 또한 지난 약 20년간 일어난 세계경제의 역학구도의 변화를 제

대로 반영하지 못하고 있다. 특히 미국이나 유럽 주요국, 그리고 중국과 같은 주요 흑자국들에 대해서는 별다른 영향력이나 제재수단을 가지고 있지 못한 반면, 경상수지 적자와 외환부족에 시달리는 작은 개도국들에게는 거의 절대적인 영향력을 행사하며 지나칠 정도의 경제 조정과 긴축을 강요해 왔다. 그 결과 IMF는 이들 국가로부터 심각한 불신을 받고 있으며, 이로부터 자금지원을 받는 것을 가능한 한 기피하게 하고 있다. 따라서 외환·금융 위기의 위험으로부터 스스로를 보호하기 위해(self-insurance) 이들 국가들이 각자 점점 더 많은 외환보유고를 쌓아 두고자 하는 유인(incentives)이 고착화되어 가고 있다. 국가 간 금융거래와 감독의 국제규준을 정하기 위해 활동해 온 국제결제은행(Bank for International Settlement)도 세계금융시장에서 충분한 구속력을 행사하지 못하고 있으며, IMF와 세계은행이 공동 실시해 온 FSAP(Financial Sector Assessment Program)이나 선진국 재무부와 중앙은행들의 협의체로 이루어져 온 FSB(Financial Stability Board)도 모두 제한적인 기능을 행사해 왔을 뿐이다.

전후 고정환율제도에 기반한 브레튼우즈 체제가 1971년 무너지고 주요 선진국들은 자유변동환율제도(free floating system)를 채택하기 시작했다. 그러나 여전히 많은 나라들은 자국의 환율 안정과 국제수지 방어를 위해 외환시장에 개입하는 환율정책(managed floating system)을 추진해 왔다. 아시아 외환위기 이후 특히 신흥 경제국들은 외환위기 가능성으로부터 자국경제를 보호하고 수출경쟁력을 유지하기 위해 환율의 저평가를 유도하고 외환보유고를 확충하기 시작하였다. 중국은 고성장과 고용창출을 위해 수출에 의존하는 정책의 일환으로 환율을 달러화에 거의 고정시킴으로써 자국환율의 저평가를 지속하고 이를 유지하기 위해 막대한 외환보유고를 쌓아오고 있다. 따라서 현재의 국제통화제도는 어떤 국제적 규칙과 규범(rule and order)에 의해 작동하는 것이 아니고 자유변동환율제도, 관리변동환율제도, 준고정환율제도 등이 뒤섞여 있는 '혼합제도(hybrid system)' 혹은 '무제도(non-system)'하에 있다고 볼 수 있다.

세계경제의 불안정성과 위기의 이면에는 단순히 국제자본시장 환경의 변화나 취약한 환율제도뿐 아니라 중국과 같은 거대 신흥공업국의 빠른 부상에 의한 국제정치의 역학 구도, 세계경제의 구조 변화가 있었다. 지난 약 20년은 세계 정치·경제의 큰 변혁기였다. 지난 20년 동안, 보다 짧게는 지난 약 10년 동안, 중국과 인도 경제의 부상은 세계무역에 대한 비중으로 보나 세계 총생산에 대한 비중으로 보나, 19세기 후반과 20세기 초반 미국이 영국을 대체할 때의 부상 속도보다 훨씬 빠르다. 1870~1913년 사이의 미

국경제의 연평균 성장률은 약 3%대로 추산된다. 반면, 지난 20년간(1988~2008년) 중국경제의 평균 성장률은 약 10% 가까이로 추산되고 있다. 1870~1913년 사이 미국은 상당히 폐쇄된 경제로서 수입의 국내총생산에 대한 비율이 대략 4~7% 사이로 안정되어 있었으나 오늘날 중국은 훨씬 개방된 경제로서 무역이 국내총생산액에서 차지하는 비중은 60%를 넘고 있다. 이러한 나라의 급속한 부상이 세계경제에 야기하는 문제는 결코 만만할 리 없다. 세계사는 항상 새로운 세력이 부상할 때 소용돌이와 격동에 휘말리게 되었음을 보여주고 있으며, 그것은 오늘날의 역사에 있어서도 예외는 아닐 것이다.

구소련과 동유럽 사회주의체제가 붕괴하면서 지난 20년 동안 4억명 이상에 달하는 인구를 가진 이들 국가가 시장경제체제로 편입되게 되었다. 또한 인도가 과거 사회주의적 계획경제체제로부터 서서히 탈피하여 수입장벽을 낮추며 경제개혁을 시작하고, 중국의 개방과 시장자율화에 가속도가 붙기 시작한 1990년대 이후 약 25억명의 인구가 시장경제체제로 본격적으로 편입되었다. 결국 세계 인구의 약 절반 가량이 지난 20년 동안 시장경제체제에 편입되게 된 것이다. 훗날 세계사를 정리하는 사람들에게 이는 놀랄 만한 세계의 변화를 초래한 것으로 기록될 것이라 생각한다. 세계경제가 이러한 대변혁을 겪게 되면서, 과거에 작동했던 제도가 더 이상 제대로 작동하지 못하게 되고 새로운 제도와 세계지배구조의 출현이 요구되는 것은 너무나 당연한 일이다.

최근 세계가 겪고 있는 금융·경제 위기도 바로 이러한 변화에 상응하는 세계경제제도의 변화를 촉구하는 강력한 신호라고 할 수 있다. 1997년 한국의 외환·금융 위기는 당시 한국경제가 가지고 있었던 제도와 빠르게 변화된 시장환경의 차이에서 나오는 괴리에 기인했고, 이러한 위기는 기업과 금융 부문의 주요 제도 개혁과 자산/부채 구조의 대폭적인 조정으로 극복될 수 있었듯이, 현재 세계가 겪고 있는 금융·경제 위기도 결국은 국제통화제도, 국제금융시스템의 개혁과 이러한 제도가 촉진하는 시장의 구조조정으로 대응해야 장기적인 세계경제의 안정과 번영을 기대할 수 있으리라 생각한다.

현재의 국제통화제도는 지난 약 20년간 진행되어 온 세계경제 상황 변화에 잘 맞는 제도라고 할 수는 없다. 많은 한계와 취약점을 가지고 있어 이것이 세계경제의 불균형을 지속시키고 금융시장의 취약성, 불확실성을 심화시키는 요인이 되고 있다. 그러나 이를 어떻게 개편해야 할 것인지에 대해서는 국가 간, 학자 간에 많은 이견이 존재하고 있다. 결국 과거에도 그러했듯이 국제통화제도의 개편은 단순히 경제적 합리성, 효율성 측면에서가 아닌 국제정치의 역학구도, 타협, 시장의 선호 등에 의해 점진적인 변화를 이루어가게

될 것으로 보인다. 이는 또한 향후 주요국가 간 거시경제정책의 협의, 공조가 얼마나 원활하게 이루어지고 세계경제의 제도 개편을 적절히 이루어낼 수 있는 세계경제 지배구조(global economic governance system)가 어떻게 정착되어 가느냐에 크게 달려 있다고 볼 수 있다. 그러나 동시에 보다 안정적인 국제통화제도의 마련을 위해 지금 국제사회는 상호 협력을 통해 공동의 노력을 경주할 필요가 있다고 생각한다.

본 논문은 이러한 배경에서 국제통화제도의 개편과 세계경제 지배구조에 대해서 논하고자 한다. 제Ⅱ장에서는 국제통화제도의 정의 및 간단한 역사, 그리고 현재의 문제점에 대해서 논하고자 한다. 제Ⅲ장에서는 국제통화제도의 개편 방향에 대해 최근에 논의되고 제기된 의견들을 정리해 보고 이러한 개편 방향이 어떻게 현실화될 수 있을 것인가에 대해 전망해 보고자 한다. 제Ⅳ장에서는 국제통화제도의 개편이 단순히 경제적 합리성, 효율성 및 안정성을 추구하는 측면을 넘어 국제정치의 현실, 세계경제의 지배구조와 직결되어 있는 만큼 최근 세계경제 문제에 대한 최고협의체(premier forum)로 새로이 부상한 G20 정상회의의 향후 역할과 그리고 전망에 대해서 논해 보고자 한다. 마지막 장에서는 이상의 논의를 토대로 간단한 결론을 도출하고자 한다.

Ⅱ. 국제통화제도 – 무엇이 문제인가?

국제통화제도는 사람에 따라, 경우에 따라 조금씩 달리 정의되고 있으나 대개 국제경제와 국제금융시장에 영향을 주는 공적인 정책과 행위를 지배하고 규율하는 일련의 규준(rules), 관습(conventions), 그리고 이를 뒷받침하는 기관과 제도(institutions)로 구성되어 있으며, 이에는 환율제도, 외환시장 개입 정책 및 방식, 외환보유고의 규모와 구성, 공적인 금융지원의 장치 등을 포괄하고 있다(IMF [2010b]; Subacchi and Driffill[2010]; Truman[2010]; Carney[2009]; Mateos *et al.* [2009]). 일반적으로 국제통화제도(international monetary system)는 국제금융제도(international financial system)와 구별되는데, 후자는 오늘날 공적부문이 아닌 민간부문에 의해 주도되고 있으며, 이는 국제통화제도를 포괄하고 있다고 볼 수 있다.

국제통화제도는 지난 약 두 세기 동안 세계경제에서의 역학구도 변화에 따라 변천해 왔다. 19세기 고전적 금본위제도(classical gold standard)로서의 국제통화제도는 대영제국의 절대적인 경제적 우위로 정착되었으며 그것의 붕괴과정은 양

차대전을 거치면서 글로벌 파워로서의 영국의 쇠퇴과정에서 일어나게 되었다. 마찬가지로 세계 제2차 대전 이후 출범한 브레튼우즈 체제는 미국경제가 절대강자로 부상함에 따라 탄생, 지탱되었고 또한 미 달러화에 대한 국제적 신뢰에 바탕을 두고 있었다. 그러나 국제통화질서의 변화는 국력의 상대적 부침에 따라 바로 일어나는 것이 아니고 일정한 시차를 두고 진행되어 왔다. 영국의 파운드가 주된 국제통화로서의 위치를 잃기 시작한 것은 1차 대전 이후였으며, 이러한 전환과정은 1925년 영국이 금본위제도의 회복(Resumption Act of[1925])과 더불어 전전의 평가가치로 환원하는 과정에서의 영국 경제침체 가속화와 미국이 국제통화질서에서 보다 주도적인 역할을 책임지기를 주저하는 과정을 거치게 되었다(Eichengreen and Sussman[2000]). 2차 대전 이후에도 영국의 파운드화는 과거식민지 국가뿐만 아니라 각국들에 의해 주요 보유외환으로 통용되어 미 달러화로 보유외환(international reserve currency)의 주도권이 확실히 넘어간 1970년대까지 주요 국제통화의 역할을 수행해 왔다(Schenk[2009]). 이는 물론 파운드화의 지위 격하로 영국경제에 급격한 충격을 주는 것을 피하기 위한 영국 정부의 조심스러운 통화·금융 정책과 또한 미국과 당시 주요국들의 협력이 있었기에 가능했던 일이다(Schenk[2010]).

국제통화제도의 변천은 또한 국제경제의 운용에 대한 경험과 지식의 발전에 따라 영향을 받아왔다. 20세기에 들어서서 케인즈를 대표로 한 금본위제도의 한계에 대한 분석과 19세기 자유방임주의 경제정책에 대한 비판과 정부의 경제운영능력에 대한 신뢰가 결국 전후 고정환율제도를 낳게 한 반면, 1960년대 이후 시카고대학을 중심으로 한 고정환율제도와 자본규제, 그리고 이를 위한 정부의 시장개입에 대한 비판이 1970년대 이후 자유변동환율제도로의 전환에 지적 기반을 제공하기도 하였다.

과거의 예를 보면, 국제통화제도는 신흥국의 부상과 국제경제체제로의 편입 등 세계경제에서 일어나는 구조 변화에 적응하기 위해 끊임없는 변화를 모색해 왔다. 그러나 늘 전환기에는 국제통화질서를 주도하는 나라의 국내 정책이 당시 국제통화제도가 요구하는 조정과 건전성 유지에 실패했다는 공통점을 가지고 있다(Carney[2009]). 그 결과 경상수지 불균형의 조정은 지연되었고, 국제금융시장의 취약성은 높아졌으며, 급기야 조정이 일어나게 되었을 때에는 위기의 형태로 다가와 대공황과 같이 재난스러운 결과를 가져오게 되었다.

세계경제와 국제통화질서는 지금 다시 큰 전환기를 맞고 있다. 양차 대전 사이의 금융위기, 대공황, 각국의 경쟁적 환율 절하와 보호무역주의의 경험이 새로운 금융

규제 입법(Glass-Steagal Act 등의 분리 등)과 새로운 국제통화질서(Bretton Woods System)를 초래하였듯이 미국의 주택담보채권 부실로 초래된 세계금융위기는 또다시 새로운 금융규제 입법과 국제통화질서를 요구하고 있다. 세계경제의 중심국인 미국은 최근 1930년대 이후 가장 급진적인 새로운 금융규제 입법안(Dodd-Frank Bill)을 의회에서 통과시키고 2010년 7월 20일 오바마 대통령이 이에 서명함으로써 이러한 요구에 대응해 오고 있다. 그러나 국제통화질서의 개편에 대해서는 아직까지 지극히 소극적이거나 오히려 거부감을 보이고 있다.

1. 국제통화제도의 변천

가. 금본위제도(1870~1914년)

근대 국제통화제도의 출발은 1870년대에 당시 주요국들이 복본위제도(bimetallic system)로부터 금본위제도(gold standard system)로 전환하면서 시작했다고 볼 수 있다. 금본위제도하에서 주요국 통화는 금과 일정한 환율로 자유롭게 태환이 보장되었으며, 국내 경제불균형의 조정은 주로 국내 임금과 물가의 금과의 상대적 가치 변화로 이루어졌다. 경상수지 불균형도 국가 간 금의 이동으로 인해 통화공급의 변화, 각국의 상대적인 물가수준 및 수출경쟁력 변화로 이어져 자동적으로 조정되는 장치가 금본위제도에 어느 정도 내재되어 있었다. 즉, 경상수지 흑자는 금의 유입과 화폐량의 증가로 인플레를 유발하고 이는 자국통화의 실질적 환율절상으로 이어져 수출경쟁력 저하와 경상수지의 악화로 반전하게 되며, 그 결과 금의 유출이 발생하게 되는 것이다. 경상수지 적자의 경우는 그 반대의 조정과정이 일어나게 된다. 금본위제도하에서는 국가의 개입이나 이를 주관하기 위한 어떤 기구(institutions)의 특별한 보조역할 없이도 국제통화질서가 시장의 기능에 의해 작동되었다. 당시 미국을 포함해 대부분의 나라에서는 중앙은행이라는 것도 없었다. 물론 이 시기에도 금의 공급이 불규칙하여(haphazard supply of gold) 세계경제 발전에 상응하는 국제통화(금)의 공급이 부족하게 될 때는 디플레의 효과 그리고 새로운 금광의 발견에 의한 금의 공급이 과도할 때는 인플레의 효과를 낳는 부작용이 있었다. 그리고 러시아, 호주와 같이 새로운 금광의 발견으로 금 공급을 주도하는 나라들이 특권을 누리기도 하였다.

그러나 이 제도는 1차 대전의 발발과 더불어 각국이 군비 조달을 위해 금 보유량에 제한받지 않고 화폐를 찍어내야 하는 필요성에 의해 잠시 폐기되었다. 1차 대전 이후 다시 금본위제도로 복귀하게 되었으나 전후 인플레 수습에 실패하고, 국가에 따라서는 (영국과 같이) 전쟁 전

의 환율로 다시 복귀함으로써 디플레와 경기침체가 따르게 되었고, 결국 대공황을 겪게 됨으로써 1930년대에 금본위제도는 완전히 무너지게 되었다(Krugman and Obstfeld[2009]; Schenk[2010]). 이후 각국은 경쟁적 평가절하, 보호무역주의로 치닫게 됨으로써 국제교역은 위축되고 세계는 제2차 세계대전으로 향하게 되었다.

나. 브레튼우즈 체제(1945~71년)

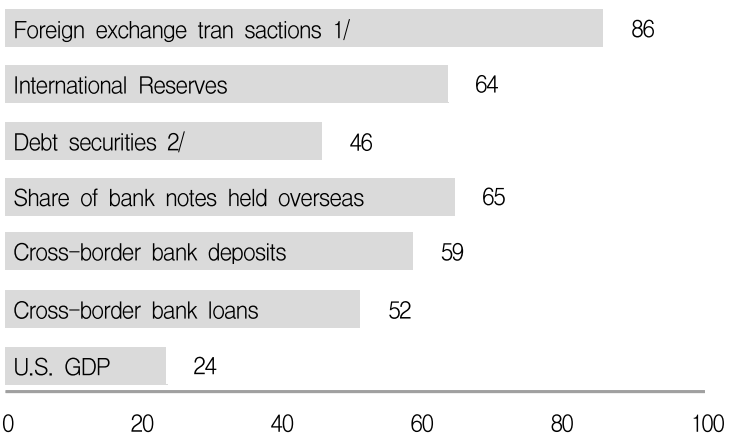
양차 세계대전 사이의 경험을 바탕으로 영국과 미국이 새로운 국제통화제도에 대한 안을 내었고, 주로 양국의 협상에 의해 새로운 국제통화제도에 대한 모색이 1940년대에 시작되었으며, 그 결과 탄생한 것이 브레튼우즈 체제이다. 이 브레튼우즈 체제는 미국의 달러화와 금과의 태환이 보장되고(금 1온스당 35달러), 여타 국가들의 통화는 달러화에 평가를 고정시키는 일종의 금환본위제도(gold exchange system)였다. 그리고 국제통화기금(International Monetary Fund)을 설립하여 고정환율제도하에서 경상수지 적자와 이로 인한 외환 부족을 해결하기 위해 대기성 차관(stand-by arrangement)제도를 도입하고 대외수지의 불균형의 조정을 위해 거시정책 조정과 환율 조정을 주관하게 함으로써 국제통화질서를 관할하게 하였다. 이 체제는 금본위제도에 비해 훨씬 국가의 규제와 기관(institutions)의 역할에 기반하고 있었으며 미국을 제외하고 어느 나라에서나 강력한 외환규제와 자본통제정책에 기반을 두고 있었다. 국제수지 불균형은 IMF를 통한 환율 조정과 거시경제정책 변화를 통해 조정되었다.

그러나 이 제도 역시 한계를 지니고 있었다. 미국달러가 기축통화로 사용되게 됨에 따라 국제통화 공급이 미국의 경상수지나 자본수지에 의존하게 되었으며, 이는 1950년대까지는 국제통화의 과소공급, 1960년 이후에는 미국의 재정 팽창과 경상수지 적자 확대로 과대공급으로 나타나 달러화의 신뢰가 흔들리게 되었다(Triffin Dilemma). 결국 각국의 달러 보유량이 미국의 금 보유량을 넘어서게 되면서 1971년 미국은 달러화의 금태환 정지를 선언하고 브레튼우즈 체제는 붕괴하게 되었다. 이러한 주요 이유 중의 하나는 이 브레튼우즈 체제하에서도 흑자국들은 흑자 축소를 꺼리며 이의 조정을 피하려 했으며 이를 강제할 마땅한 국제적인 압력이나 수단이 없었다는 것이다. 그리고 기축통화를 공급하는 국가의 거시경제정책의 건전성이 흔들리면서 경상수지가 악화되고 기축통화가치의 안정성에 대한 신뢰가 무너지면서 결국 기존의 국제통화질서가 무너지게 된 것은 오늘날의 상황과 비슷하다.

다. 현재의 국제통화질서

브레튼우즈 체제 붕괴 이후 주요 선진국들은 자유변동환율제도를 채택하기 시작했다. 그러나 여전히 많은 나라들은 자국의 환율 안정과 국제수지 방어를 위해 외환시장에 개입하는 환율정책(managed floating system)을 추진해 왔다. 주요 선진국들이 자국 통화의 환율 수준을 유지하기 위해 외환시장 개입에서 거의 완전히 손을 뗀 것은 일본을 마지막으로 2000년대에 들어서이다. 지금은 달러, 유로화, 파운드화, 그리고 엔화는 시장에서 거의 완전히 자유롭게 환율이 결정되고 있다. 반면, 아시아 외환위기 이후 신흥경제국들은 외환위기 가능성으로부터 자국을 보호하기 위해 환율의 저평가를 유도하고 외환보유고를 확충하는 움직임이 강화되었다. 중국은 고성장과 빠른 고용창출을 위해 수출에 의존하는 정책의 일환으로 외환시장에 개입하여 환율을 달러화에 거의 고정시킴으로써 자국 환율의 저평가를 지속적으로 유지하기 위해 막대한 외환보유고를 쌓아오고 있다. 따라서 현재의 국제통화제도는 자유변동환율제도, 관리변동환율제도, 준고정환율제도 등이 뒤섞여 있는 혼합제도(hybrid system) 혹은 무제도(non-system)에 가깝다. 미국 달러화의 기축통화로서의 역할은 없어졌지만 달러화는 여전히 국제준비통화(reserve currency)와 준비자산(reserve asset)으로서 절대적이며, 중요한

[Figure 1] The Dollar in the World (percent of world totals)



Sources: IMF(2010a).

1/ Share from 200 (each transaction involves two currencies).

2/ Foreign currency debt sold outside the issuer's home country (which corresponds to the ECB's "narrow measure").

역할을 하고 있다. 달러화는 현재 전체 세계 외환보유고의 60% 이상(신흥경제국과 개도국의 경우 이 비율은 더욱 높음)을 차지하고 있으며, 국제교역상품의 가격인용, 그리고 국제자본시장에서의 기채에 있어서도 달러화 표시는 압도적인 비중을 차지하고 있다. 우리나라의 경우 전체 교역에서 미국과의 교역이 차지하는 비중이 20% 정도인 데 비해 달러화 표시 무역거래가 전체 교역의 약 85%을 차지하고 있다.

금본위제도와 브레튼우즈 체제하에서는 국제통화제도가 국제금융시장의 운용을 주도하였다. 개인이나 민간기관이 미달러화 자산을 일정 한도 이상 보유할 경우 이를 금과 교환하거나 자국화폐로 교환하게 되었으며, 그 결과 해당국의 통화량 공급이 영향을 받게 되었다. 오늘날에는 개인이나 민간기관이 스스로 판단하여 미화자산을 필요로 하는 이상으로 보유할 경우에 이를 시장에 내다 팔게 되고 그 결과 환율과 이자율이 조정되게 된다. 오늘날 외화자산은 과거의 국제통화제도에서와 달리 주로 민간부문에 의해 소유되고 있다. 달러화 자산의 경우, 공적부문에 의한 달러화 보유는 전체 해외 보유의 약 15% 정도에 지나지 않는 것으로 추산되고 있다. 모든 국제통화표시 외화자산의 경우 민간부문의 보유는 공적 외환보유고로 소유되고 있는 규모의 약 6배가 되는 것으로 추산된다. 정확한 추산은 불가능하지만 가령 1970년의 경우 이 비율은 2배 혹은 그 이하였던 것으로 추산되고 있다(Truman [2010]).

2. 현 국제통화제도의 문제점

최근 세계금융위기를 촉발한 주요 요인 중 하나로 세계경제 불균형(global imbalance)을 들 수 있다. 보다 정확히는 세계 주요국들, 특히 중국과 미국 간의 경상수지 불균형 문제를 들고 있다. 그리고 이 주요국들의 경상수지 불균형이 지속되고 심화되고 있는 배경에는 다시 오늘날 국제통화제도가 가지고 있는 여러 취약점이 주요 요인으로 지적되고 있다. 그러면 오늘날 국제통화제도는 어떤 문제점들을 가지고 있는가?

여기서 잠시 2008년 9월 리먼브라더스 사태 이후 우리나라의 경험을 통해 국제통화제도의 문제점과 개편 방향을 생각해 보자. 당시 우리나라의 은행들은 많은 단기외채를 안고 있었기 때문에 결국 해외 은행과 금융기관들의 디레버리지(develerage) 과정에서 심각한 유동성 위기에 직면하게 되었다. 단기외채 연장률이 평상시에 비해 크게 떨어지고 전 세계 금융시장에서 달러 유동성이 급격히 위축되어 가는 상황에서 만약 정부(중앙은행)의 지원이 없었다면 채무불이행의 위기에 놓이게 되었을지도 모른다. 당시 우리나라 은행들이 이 같은 상황에 당면하

게 된 것은 은행의 자산이 부실화되었기 때문은 아니었다. 다시 말해 당시 은행들이 당면한 위기는 부실에서 오는 지급불능의 위기(solvency crisis)는 아니었고 유동성 위기(liquidity crisis)임이 분명했다. 왜 이런 위기를 맞게 되었는가? 가까운 원인을 말한다면 2006년 이후 단기외채의 급증으로 인한 외환계정의 만기불일치(maturity mismatch) 그리고 통화불일치(currency mismatch) 문제들을 들 수 있다. 그러나 보다 근본적인 이유는 이미 개방화된 국내 자본시장에서 은행들이 고객들의 서비스 수요를 충족하려 하다 보니 생긴 결과였다. 당시 시장에서 원화 환율절상에 대한 기대가 팽배한 상황에서 수출이 급증한 선박회사들의 장래 수출대금에 대한 선물환 매도수요가 급증하였고 은행들이 이에 응하다 보니 그에 대한 환리스크를 중화할 필요가 있었다. 또한 2006년 이후 환율절상 압력을 줄이기 위해 국내 거주자들의 해외주식투자에 대한 자유화가 확대되어 해외주식투자가 증가하는 상황에서 이들 투자대금의 선물환 매도를 받아주기 위해서도 단기외채를 늘리게 된 것이다. 여기에다 선물환율이 내려감에 따라 당시 주어진 선물환율과 내외금리차로 인한 재정거래의 이익기회가 크게 열려 있어 외국계 은행들의 본・지점 간 차입을 통해 이들의 외화 단기차입이 급증하게 되었다.

은행들이 일시적인 유동성 위기에 처했을 때 발권력을 동원해 은행들을 지원하여 유동성 위기를 넘기고 금융시장의 안정을 회복하도록 하는 것이 중앙은행의 주요 역할 중의 하나다. 이번 미국의 비우량 주택담보대출의 부실화로 촉발된 금융위기는 유동성 위기라기보다 오히려 많은 은행들의 채무불이행(solvency) 위기라고 할 수 있다. 그럼에도 불구하고 미국 중앙은행(Federal Reserve Board)은 전대미문의 통화공급 확대를 통해 시장을 안정시키려 하였다. 반면, 한국의 은행들이 달러화 유동성 위기를 맞게 되었을 때 한국의 중앙은행(한국은행)의 발권력은 무력할 수밖에 없었고, 오직 보유외환만이 도움을 줄 수 있는 형편이었다. 정부는 한편으로는 외환 보유고를 사용하여 단기외채를 상환해야 하는 국내 민간은행을 지원하고, 다른 한편으로는 1,000억 달러에 달하는 단기외채에 대한 지급보증으로 유동성 위기를 헤쳐 나가게 되었다. 만약 우리나라의 당시 외환보유고가 2000억달러를 넘지 않았다면 그러한 지급보증의 신뢰성은 없었을 것이며 우리는 또 다른 외환위기를 맞았을 가능성이 크다. 당시 정부의 1,000억달러에 달하는 단기외채 지급보증에도 불구하고 단기자금의 유출은 지속되었고 외환시장은 계속 불안하였다.

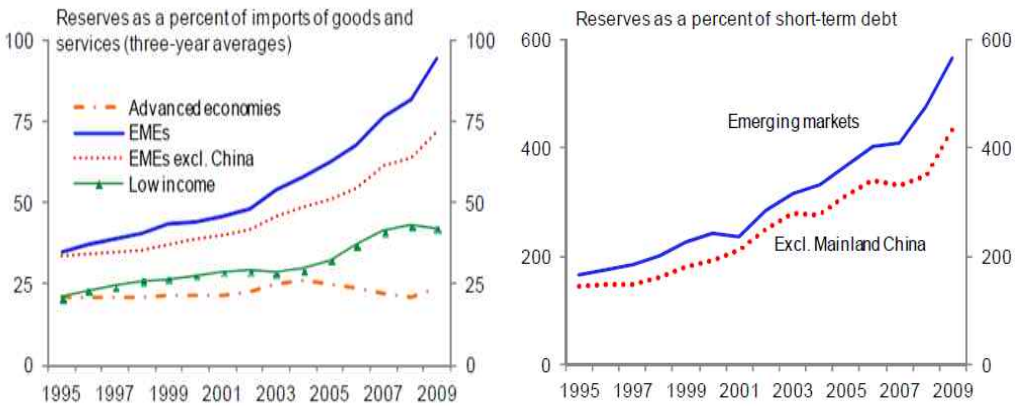
다시 말해 우리나라와 같이 국내통화가 국제결제통화로 사용되지 않는 국가에서는 오늘날 중앙은행의 최종대부자

기능은 오로지 국내통화의 유동성 위기에만 발휘될 수 있다. 그러나 오늘날과 같이 상품교역과 자본이동이 개방된 경제에서, 금융시장에서 국경이 거의 사라지고 세계금융시장이 마치 하나의 시장처럼 통합된 환경에서 국내 은행들의 영업구조가 해외 은행들의 영업구조와 크게 다를 수는 없다. 특히 우리나라는 경제 규모에 비해 상대적으로 글로벌 대기업들이 많은 상황이며 이들의 금융수요를 충족하다 보면 은행들의 영업구조가 국제화될 수밖에 없고 외화 자산과 부채에 대한 노출(exposure)이 클 수밖에 없다. 이것이 세계화의 산물이며 세계금융시장 통합의 결과이다. 반면, 아직도 국제통화를 발행하는 중앙은행의 역할과 기능은 주권 국가의 한계에 갇혀 있다. 그것은 그들의 설립 취지와 역할이 새겨진 국내법에 따라 운용될 수밖에 없기 때문이다. 한국의 은행이나 미국의 은행이나 다 같이 달러화 거래를 할 수밖에 없고 대차대조표의 구성에 있어 달러화 표시 자산과 부채의 비율은 높아질 수밖에 없는 데 반해, 미국의 FRB는 한국 은행들의 유동성 위기에는 최종대부자의 역할을 하지 않고, 또 할 수도 없다. 오로지 중앙은행 간의 스와프(swap)협정을 통해 일시적이며 간접적인 지원을 할 수 있다. 실제로 미국 FRB와 한국은행의 300억달러 스와프협정이 이루어지고 나서야 지난번 유동성 위기는 안정되기 시작하였다. 그리고 이제 그 스와프협정의 유효기간은 만료되었다. 반면, 한국과 같이 국제통화를 발행하지 않는 나라의 중앙은행은 자국의 은행들이 당면하고 있는 유동성 위기에 무력하다. 그리고 세계화와 세계경제의 통합이 진전되고 자본 유출입의 변동성이 확대될수록 이들 나라는 외환위기의 가능성에 더 크게 노출되고, 위기를 맞게 되었을 경우 치뤄야 할 경제적 비용은 더 크다. 이를 Ricardo Hausmann과 같은 경제학자는 바로 오늘날의 국제통화질서하에서 비결제통화를 가지고 있는 나라들의 '원죄(original sin)'라고 부르고 있다. 브레튼우즈 체제하에서 IMF의 설립 취지는 일종의 국제중앙은행의 역할을 하도록 하는 데 있었다. 그러나 뒤에서 논하듯이 현재의 국제금융시장 상황에서 IMF는 그러한 기능을 거의 수행하지 못하고 있다.

이상과 같은 한국의 경험은 현재 자국통화가 국제통화가 아닌 대부분의 신흥경제국들이 겪고 있는 문제이다. 현재 학계와 IMF 등 국제기구에서 지적하고 있는 국제통화제도의 문제점들을 종합해 보면, 크게 다음과 같이 요약할 수 있을 것 같다.

첫째, 많은 국가들이 자유변동환율제를 채택하고 있지만 세계 전체로 볼 때 외환보유고에 대한 수요는 오히려 더 커지고 있다는 것이다. 원래 자유변동환율제도는 외환시장의 수요와 공급에 의해 환율이 자유롭게 움직이게 하는 제도로서

[Figure 2] Foreign Exchange Holding(1995~2009)

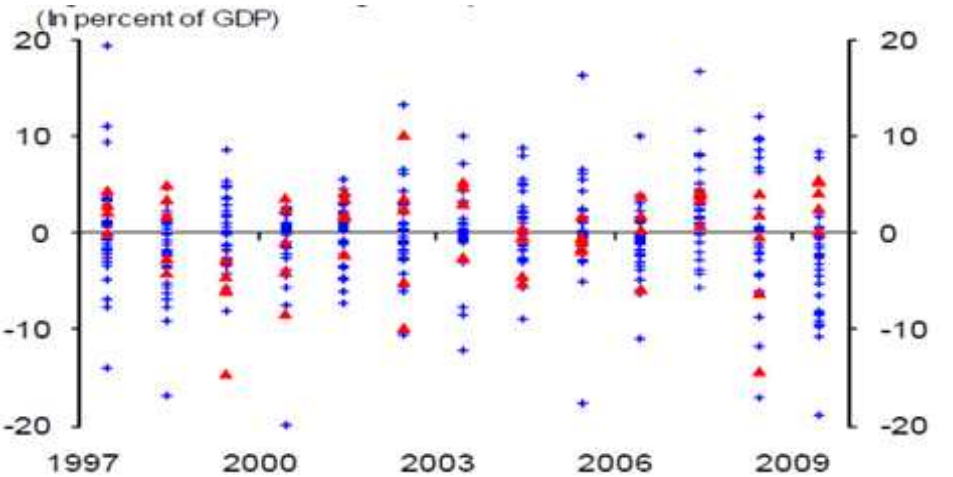


Sources: IMF, *IFS and WEO*.

정부의 시장개입을 필요로 하지 않고 따라서 외환보유고를 많이 쌓아놓을 필요가 없는 제도이다. 그러나 자국통화가 국제결제통화로 사용되지 않는 신흥개도국에서는 자본의 유출입이 불안정해진 상황에서 외환위기의 위험을 줄이기 위해, 또한 자국의 수출경쟁력을 유지하기 위해 외환시장에 개입하여 높은 외환보유고를 쌓는 것이 일반화되고 있다. 특히 아시아 외환위기를 거치면서 이러한 경향은 더욱 심화되었다(Figure 2 참조).

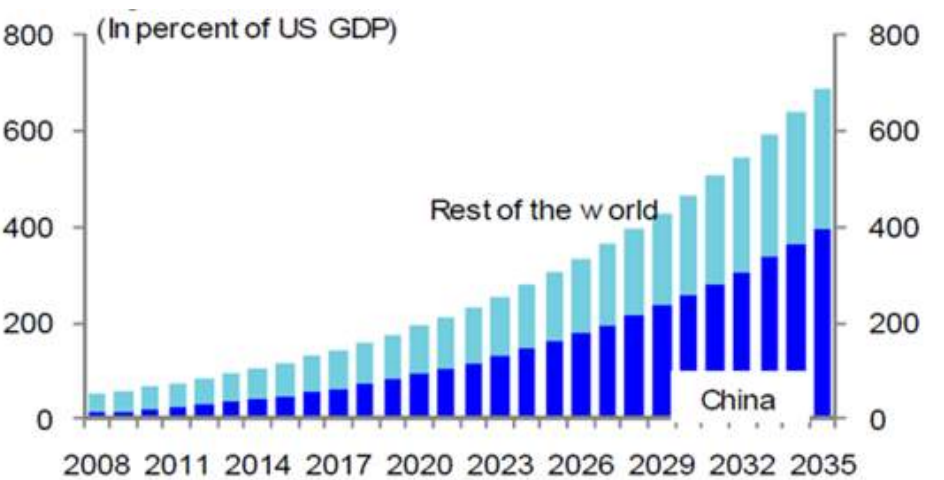
2002~07년, 불과 5년 동안에 신흥경제국들로 흘러들어간 순민간자본(net private capital flows to emerging market)은 900억달러에서 6,000억달러로 늘어났다. 뿐만 아니라 이러한 유입의 증가는 일관되기보다 유입홍수(floods)와 급작스러운 반전(sudden stops)과 같이 불안정하게 진행되어 왔다. [Figure 3]에서 보는 바와 같이 지난 18년 중 일곱 해에 걸쳐 신흥경제국들은 선진국들의 금리정책 변화, 자국의 경제 펀더멘털(fundamental)의 변화, 국제금융시장의 불확실성 증대 등의 요인에 따라 국내총생산의 3%가 넘는 순자본 유입을 경험했다(IMF[2010c]). 이러한 대량의 자본유입은 국내 자산가격의 버블, 자원배분의 왜곡, 그리고 국내 금융기관과 기업들의 외화 자산과 부채의 확대로 이어졌으며 자국통화의 절상 압력을 가져와 거시경제운용에 커다란 제약요인으로 작용하였다. 그 결과 신흥경제국들은 외화 유입 시 외환시장에 개입하여 자국통화의 과도한 절상을 막고 급작스러운 유출시기에 대비하여 막대한 외환보유고를 쌓아두려 하는 내재적 유인구조를 현 국제통화제도는 가지고 있다. 만약 이러한 추세로 나간다면 향후 세계의 외환보유고 수요는 (가령 2035년의 경우) 현재

[Figure 3] Annual Change in Capital Flows, Selected EMEs 1(1997~2009)



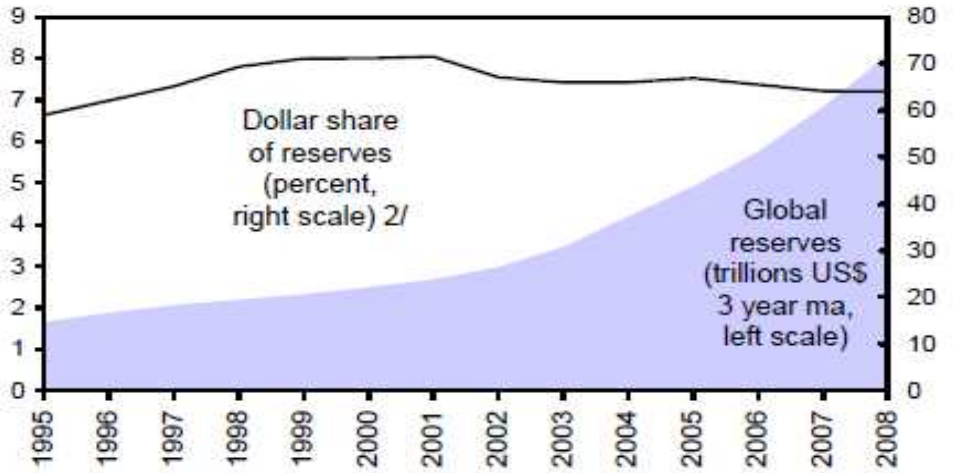
Sources: IMF, *WEO*.
1/36 emerging market countries. Capital flow defined as negative of current account plus change in reserves. Red triangles indicate oil exports. In 7 cases (not shown), absolute value of capital flow was greater than 20 percent of GDP.

[Figure 4] Global Reserves (In percent of US GDP)



Sources: IMF, *IFS and WEO*; UN "World Population Prospects: the 2008 Revision," staff calculations, IMF(2010a).

[Figure 5] The Dollar Share in Global Reserves



Sources: AREAER, BIS, COFER, Goldberg and Tille(2008).

미국의 국내총생산 대비 약 40~50% 수준에서 약 700% 수준으로 증가할 것으로 추산되고 있다(Figure 4).

둘째, 이러한 점증하는 외환보유고에 대한 수요는 주로 달러화 자산, 그것도 미국의 국공채 수요에 집중되고 있으며, 미국의 입장에서 보면 적정한 규모의 안전한 준비자산(safe reserve asset)을 세계에 공급함과 동시에 자국의 대내균형(특히 재정균형)과 대외균형을 동시에 달성하는 데에 큰 어려움을 겪게 된다는 것이다. 달러화 자산의 공급이 과소하게 이루어지면 세계경제에 디플레 압력이 생기게 되고, 너무 과도하게 이루어지면 해외에서 과도한 외환보유고(미국의 입장에서 보면 과다 외채)가 쌓이게 되어 국제금융시장의 불안요인이 된다는 것이다. 이는 오래전부터 지적되어 온 Triffin Dilemma로서 기축통화를 발행하는 국가가 국제통화를 원활히 공급하기 위해서는 지속적인 경상수지 적자를 내어야 함과 동시에 거시경제와 금융시스템의 안정성을 유지하여 자국통화가치에 대한 신뢰를 유지해야 한다는 것이다. 이 문제는 지금처럼 종이화폐(fiat currency)를 사용하는 관리통화제도하에서는 언제나 내재되어 있는 것이나 오늘날 미국경제의 상황이 악화됨으로써 다시 부각된 것이다.

셋째, 국제통화제도가 한 나라의 통화에 지나치게 의존함으로써 대외준비자산을 발행하는 국가에게 자국의 거시경제정책을 운영하는 데에 있어 지나친 특권(exorbitant privilege)을 부여하게 된다는

것이다. 이는 자국통화가 국제통화로 사용되는 데에서 누리게 되는 Seignorage 효과뿐 아니라 국제금융시장에서 늘 최저의 금리로 자금을 조달할 수 있다는 데에서 나오는 거시경제운용상의 특권을 포함하는 것이다. 미국의 경우 경상수지 적자와 같이 대외불균형이 지속되더라도 이를 시정할 필요를 크게 느끼지 않게 되고 지속적으로 방만한 재정·금융 정책을 유지할 수 있다는 것이다. 그 결과 세계경제 불균형은 지속되고 자산거품이 확대되며 미국의 저금리는 전 세계 저금리 정책의 확산과 금융시장에서의 고수익 추구('search for yield')를 위한 위험 감수론을 부추기게 되었다는 것이다. 반면, 자국통화가 국제통화로 사용되지 않는 나라가 경상수지 적자에 당면할 경우에는 이의 축소를 위해 국내 경제정책 조정에 대한 압력을 훨씬 강하게 받게 된다. 이를 적절히 수용해 내지 못할 경우 외환위기의 가능성에 봉착하고 엄청난 경제적 비용을 치르게 된다. 또한 이를 피하기 위해 높은 외환보유고를 유지하는 경우 이에 수반하는 비용을 치르게 된다. IMF(2010a)에 의하면 신흥개도국들이 외환보유고 축적으로 치르는 비용은 2009년의 경우 이들 국가의 연간 국민총생산(GDP)의 약 1.3%에 이르는 것으로 추산되고 있다.

넷째, 앞서 지적한 사항과도 관련되는 것이지만 한 국가의 통화를 국제중심통화로 사용한다는 것은 전 세계가 그 특정 국가가 자국의 통화가치를 안정적으로 유지하는 능력에 의존하게 된다는 것이며, 이 자체가 국제금융시스템의 불확실성을 높이는 요인이 되고 있다는 것이다. 만약 미국이 건전한 재정정책을 쓰고, 중앙은행의 독립성을 확보하여 안정적인 통화가치를 유지하고, 그리고 든든한 금융감독체계와 감독규준을 설정하여 자국 금융시장의 안정성을 지속적으로 담보해 나간다면 큰 문제가 없을 수 있다. 그러나 이러한 능력에 대한 신뢰가 무너지는 순간 국제금융시장은 혼란에 빠져들 수 있는 것이다. 만약 여러 나라의 통화가 동시에 국제통화로 사용될 경우 그 나라들의 거시정책, 금융감독의 건전성, 그리고 통화의 안정성에 따라 점점 보다 중요한 국제통화로 선호되고 사용되어 거시경제정책의 규율(discipline)에 대한 경쟁체제가 형성될 수 있으므로 보다 안정적인 통화제도를 갖게 될 수도 있을 것이다. 혹은 국제통화기금(IMF)과 금융안정협의회(Financial Stability Board)와 같은 국제기구에 중심통화를 발행하는 국가의 거시경제정책, 재정정책, 통화정책, 그리고 금융감독정책에 대해 강력한 감독기능(surveillance)을 주어 이를 규율할 수 있다면 보다 안정적인 국제통화제도를 가질 수 있을 것이다. 그러나 실질적으로 현재 국제통화기금은 미국의 거시정책이나 금융감독정책에 대해 거의 아무런 구

속력이나 영향력을 거의 행사하지 못하고 있다. 또한 달러화와 함께 국제통화로 부상할 수 있는 가장 주요한 후보인 유로화의 경우 최근 유럽의 재정위기, 유로존 지탱의 불확실성 등으로 당분간 국제통화의 건전한 경쟁시대를 낙관하기 어렵게 되었다.

다섯째, 특히 신흥경제국들과 개도국들을 중심으로 한 막대한 공적 외화자산의 보유는 세계의 자본이동을 이들로부터 통화중심국(미국)으로 흐르게 하는 왜곡현상을 낳고 있다는 것이다. 원래 자본은 자본의 생산성이 낮은 선진국으로부터 자본의 생산성이 높은 개도국이나 신흥경제국으로 흘러들어 가는 것이 바람직하나 후자의 외환보유고의 축적은 미국이나 유로화 국가의 재정증권이나 공공채권에 대한 투자로 이루어지고 있어 이와 반대되는 국제자본이동을 가져오고 있는 것이다. 이는 전 세계의 잠재성장률을 낮추는 결과를 낳고 있다는 것이다.

이상과 같은 문제점들은 새로이 발생한 문제들이라기보다 1971년 브레튼우즈 체제 붕괴 이후 국제통화제도에 오랫동안 내재되어 왔던 문제점들이기도 하다. 국제통화제도를 개편해야 한다는 주장도 비단 최근에 제기된 것이 아니라 오래전부터 제기되어 왔다. 아시아 외환위기를 맞았을 때도 국제통화제도의 개편에 대한 주장들이 제기되었다. 그러나 최근 세계금융위기를 맞게 됨에 따라 이러한 국제통화제도의 문제점들이 더욱 크게 부각되고 바로 이 때문에 지난 약 1~2년간 국제통화제도를 개혁해야 한다는 국제적 논의가 다시 일어나고 있다. 작년 3월 중국의 인민은행(The People's Bank of China) 총재인 Zhou Xiao Chun이 현재의 국제통화제도는 불안정성뿐 아니라 불공정성을 가지고 있으며, 이의 개혁이 필요하다고 주장하고 나선 것도(Zhou[2009]) 바로 이러한 맥락에서 일어난 문제의 제기이다. 그리고 금년 4월에는 스위스의 취리히에서 IMF와 스위스 중앙은행(Swiss National Bank)의 공동주관으로 주요국 중앙은행 총재들, 국제금융학자, 국제금융시장의 주요 인사들이 비공개하에 국제통화제도의 개편에 대해 심도 있는 토의를 하게 된 것도 바로 이런 배경에서다.

Ⅲ. 국제통화제도 – 어떻게 개편할 것인가?

현재의 국제통화제도가 오늘날의 세계경제와 국제금융시장 현실에 비추어 많은 한계와 문제점을 안고 있다는 것에 대해서는 거의 견해가 일치하나 이 제도를 어떻게 개편해 나가야 할 것인가에 대해서는 많은 이견들이 있다. 근본적이며 이상적인 개편안은 오늘날의 국제정치 현실에서 실현성이 약하고, 반면 현실적으

로 가능한 개편안은 여전히 근본적인 문제점들을 해결할 수 없는 한계점들을 가지고 있다. 현재 당면하고 있는 국제통화제도의 문제점들을 볼 때 개편 방향의 핵심은 ① 수요 측면에서는 과대한 외환보유고를 축적하려는 인센티브를 어떻게 줄일 수 있을 것인가 하는 것이며, ② 공급 측면에서는 현재 미국 달러화에 주로 의존하고 있는 제도를 탈피, 보다 다양한 국제통화(reserve currency) 혹은 대체적 외화준비자산(SDR을 포함하여)으로 전환해 나가거나 혹은 보다 근본적인 개혁방안으로서 새로운 세계통화(global reserve currency)를 창출하는 것이며, ③ 이러한 변화를 뒷받침하기 위해 필요한 기구적(institutional) 개편, 특히 IMF의 개혁을 추진하는 것이다.

1. 수요적 측면 – 외환보유고 축적에 대한 수요의 축소

이론적으로 볼 때 고정환율제도에서 변동환율제도로 이행하게 되면 높은 수준의 외환보유고를 축적할 필요가 없다. 그러나 앞서도 언급한 바와 같이 전 세계적으로 볼 때 외환보유고의 축적은 크게 늘어나고 있다. 그것은 많은 신흥경제국들이 순수한 변동환율제를 채택해 오지 않았기 때문이다. 외환보유고의 축적 이유는 단순히 급작스러운 자본흐름의 반전에서 기인하는 외환위기에 대비하기 위한 자기보험기능(self-insurance)만은 아니다. 중국과 같이 수출 주도형 경제성장을 추구하는 나라는 환율을 가능한 한 저평가하여 수출경쟁력을 유지하려 하고, 높은 성장잠재력에 따른 지속적인 자본유입에 의한 절상 압력이 가중될 때 외환시장에 개입함으로써 외환보유고가 계속 늘어나게 된다. 또한 많은 신흥경제국들은 외환위기를 피하기 위해서는 거시경제의 건전성과 경상수지의 균형, 수출경쟁력을 유지해야 한다는 것을 과거 위기를 통해 체험하였고 이러한 정책을 추진하는 과정에서 외환보유고가 지속적으로 축적되고 있는 것이다. 물론 이러한 두 요인은 서로 연관되어 있기도 하다. 신흥개도국으로 자금이 유입되는 것은 이들 국가의 성장률이 높고 장래 투자수익률이 높기도 하지만 선진국들이 오랫동안 저금리 기조를 유지하여 캐리 트레이드(carry trade)가 증가한 때문이기도 하며 이는 다시 신흥경제국들의 외환보유고 증가가 미국, 유럽의 재정증권, 공적 채권과 같은 안전자산의 수요를 늘리게 되어 이들 국가들이 재정적자와 주택시장 대출을 낮은 비용으로 조달할 수 있기 때문이기도 하다. 따라서 위기에 대비한 보험기능으로서의 외환보유고 축적 유인을 줄여준다고 해서 신흥경제국들의 외환보유고 수요가 절대적으로 준다고 기대하기는 쉽지 않다.

그러나 이러한 유인구조가 오늘날 국

제금융 현실에서 존재하는 것도 분명한 사실이다. 일부 추산에 따르면, 보험동기에 의한 외환보유고의 축적은 현재 전 세계 외환보유고의 약 2/3 혹은 4조 내지 4.5조 달러에 이르며, 지난 10년간 전체 외환 보유고 증가액의 약 절반을 차지한다고 한다(Obstfeld, Shambaugh, and Taylor[2009]). 그러나 이러한 자기보험(self- insurance)을 위한 외환보유고의 축적은 상당한 비용을 수반할 뿐 아니라 전 세계적 관점에서 보았을 때 분명히 비효율적인 방법이다. 따라서 이에 대한 개선이 필요하다. 이와 관련해 크게 보아 두 가지 대안들을 생각해 볼 수 있다. 첫째는 제3자 보험의 모색이며, 둘째는 유동성 위기 시 의존할 수 있는 '국제적 지원 창구'(최종대부자와 비슷한)의 확대를 모색하는 것이다. 전자의 경우 이론적으로는 가능하나 현실적으로는 시장의 실패(market failure)로 인해 이의 출현을 기대하기 어렵다. 후자의 경우 ASEAN plus 3에서와 같이 지역의 외환보유고를 이용해 스와프라인을 확대하거나 혹은 지역적 또는 글로벌 차원에서 외환보유고를 확보하여 긴급 시 이를 사용할 수 있도록 하는 것이다. 그러나 현실적으로 이러한 장치의 마련은 크게 미흡한 수준이다.

이상과 같은 상황하에서는 결국 IMF에 의한 유동성 대출기능을 확대하고 대출 프로그램의 내용을 개선하여 위기 시에 개도국이나 신흥경제국들이 보다 쉽고, 주저함 없이 의존할 수 있게 하는 것이 가장 현실적인 대안으로 토의되고 있다. 다시 말해 IMF의 대출기능을 강화하여 세계금융안전망(Global Financial Safety Net)을 강화하는 것이다. 이를 위해서는 우선 IMF의 재원이 확충되어야 하는바, 2009년 G20 정상회의에서 이미 IMF의 차입기능을 확대함으로써 가용재원을 지금의 3배로 늘리기로 합의한 바 있다. 그리고 이번 G20 서울 정상회의에서 IMF의 자본금(quota)을 두 배로 늘리기로 합의하였다. IMF 대출 프로그램의 개선도 이루어졌다. 지난 세계금융위기 시 IMF는 위기 시 긴급지원이 가능하도록 FCL(Flexible Credit Line)을 새로이 설치함과 동시에 HAPA(High-access Precautionary Arrangements)를 보강하게 되었다. FCL의 경우, 자국의 거시경제 건전성에 문제가 없으면서 일정한 사전적 조건을 충족한 경우 외부요인에 의해 유동성 위기를 겪는 나라들에게 제공하는데 폴란드, 멕시코, 콜롬비아 등이 2009년 이 FCL의 도움을 받았다. 반면, 다른 나라들은 (우리나라를 포함하여) IMF의 권유에도 불구하고 이의 차입을 기피하였다. 이는 여전히 IMF로부터의 차입이 가져오는 '낙인효과(Stigma Effect)'를 두려워했기 때문이다. 또한 FCL은 차입국가들의 자격에 대해 일정한 조건을 사전에 정함으로써 이에서 제외되는 비자격국가들의 신용도는 시장에서 오히려 불이익을 받게 되어

이것이 자기보험(self-insurance)을 위한 외환보유의 대안으로서의 기능을 제대로 해오지 못하고 있다는 비판도 받고 있다.

우리나라는 2010년도 G20의 의장국으로서 또한 1997년의 외환위기와 2008년의 유동성 위기를 경험한 신흥경제국으로서 Global Financial Safety Net(GFSN)의 설립이 절실하다는 입장에서 IMF의 협의하에 이에 대한 몇 가지 대안을 제시하여 실질적으로 이에 대한 개선이 이루어졌다. 현재의 FCL보다 훨씬 대규모의 대출이 가능하고 대출자격에 대한 보다 객관적인 사전적 자격기준을 마련해 IMF로부터의 차입에서 오는 낙인효과를 줄이고, 나아가서 현재 6개월로 제한되어 있는 FCL의 만기를 늘리는 방안과 FCL의 사전적 자격요건을 충족시키지 못하더라도 유동성 위기에 처한 개도국들이 일정한 사후적 정책조건하에 FCL과 유사한 긴급대출에 접근이 가능할 수 있도록 하는 새로운 대출라인인 PCL (Precautionary Credit Line)을 설치하는 안이 G20의 합의로 IMF가 도입하기로 결정되었다.

2. 공급적 측면-달러화 위주의 국제통화질서에서 탈피

이상에서 논의했듯이 글로벌 금융안전망의 강화를 통해 외환보유고에 대한 수요를 축소하고, 이를 통해 세계경제 불균형의 확대를 시정하려는 노력도 필요하지만, 현재 달러화에 주로 의존하고 있는 외화준비자산(Reserve Assets)을 다양화하거나 새로운 세계통화를 창출함으로써 보다 안정적이고 공정한 국제통화질서를 구축해야 한다는 의견들을 공급적 측면에서의 국제통화제도의 개선에 대한 제언으로 볼 수 있다. 이와 관련해서는 크게 세 가지 방안이 제시되고 있다. 첫째는 지금의 '달러화 중심체제'에서 '복수통화체제(multiple reserve currency)'로 나아가자는 것이며, 둘째는 현재의 주요 국제통화를 pool한 SDR에 기반한 국제통화제도로 이행해 가자는 것이며, 셋째는 Keynes가 과거 제안했듯이 Bancor와 같은 세계통화를 창출하자는 것이다. 물론 이들은 각각 장단점을 가지고 있다.

가. 복수통화제도 (Multiple currency system)

이는 세계경제구조가 다극화(multipolar) 시대로 나아가고 있듯이 국제통화제도도 복수통화제도(multi currency system)로 가야 한다는 의견이다. 현재 국민총생산량, 국내 금융시장 및 교역 규모 등에서 미국과 비슷한 유로화는 달러화와 비슷한 국제통화로서의 역할을 할 잠재력을 가지고 있다. 중국의 인민폐도 지금은 아니지만 향후 중국 정부가 외환규제를 자유화하고 중국의 금융·자본 시장이 지금보

다 더 국제화되고, 또 중국의 거시경제정책이 장기적 신뢰성을 쌓아간다면 그러한 잠재력을 가질 수 있을 것이다. 어떤 통화가 국제통화로 자리 잡기 위해서는 그 통화가 사용되는 나라의 경제규모가 커야 할 뿐 아니라 그 나라의 외환·금융시장이 개방, 자유화되고 잘 발달되어 있어야 하며, 또 거시경제정책과 금융감독정책의 건전성에 대한 오랜 신뢰성이 확보되어 그 통화의 장기적 가치가 안정되어 있어야 한다. 그리고 그 통화가 국제외환시장에서 민간부문의 거래에 많이 사용되기 시작해야 한다.

그러나 과거 국제통화질서의 발전을 통해 볼 때 여러 통화가 동시에 국제통화로서 사용되기는 했지만 늘 한 통화가 압도적으로 많이 사용되는 우월적 통화(dominant currency)로서의 지위를 확보하는 경향이 있었다. 이것은 단지 그 나라의 경제적 지위가 세계경제에서 차지하는 비중이 압도적이어서만이 아니라 소위 '네트워크 외부성(network externality)'이라고 하는, 국제교역이나 자본거래에 있어 늘 보다 널리 사용되는 통화로 가격인용과 자산 보유를 단일화하려는 시장의 경향이 있기 때문이다. 역사적 경험을 보더라도 19세기 초반 금화와 은화가 동시에 국제통화로 통용되다가(bimetallic system), 결국 금이 우월적 통화의 지위를 갖게 되었으며(Global Standard System), 2차 대전 이후 미국의 달러화와 영국의 파운드화가 동시에 통용되다가 결국 달러화가 주 국제통화로의 지위를 확보하게 되었다. 그러나 만약 동시에 복수의 통화가 비슷한 수준의 가치의 안전성에 대한 신뢰를 주고 적절한 공급량을 유지할 수 있다면 복수의 통화가 경쟁적으로 국제통화의 지위를 확보할 수도 있다. 물론 새로이 출현하는 통화가 일정한 수준의 '네트워크 외부성'에 도달하기까지는 쉽지 않은 과정이 있을 수 있고 장기간의 시간을 요할 수도 있다.

또한 복수통화제도하에서는 국제통화를 발행하는 국가들에게 경쟁적으로 상당한 거시경제정책의 규율을 요구하게 될 것이라는 장점이 있다. 만약 한 통화 가치의 안전성에 의문을 갖게 되면 금방 다른 통화로 준비자산을 옮기게 될 것이며, 이는 자국경제에 상당한 부담으로 작용하게 될 것이기 때문이다. 또 복수의 국제통화제도하에서는 여태까지 미국이 누려왔던 과도한 특권(exorbitant privilege)도 국제통화를 발행하는 몇 나라에 분산될 것이다. 그러나 어떤 통화든지 적절한 '네트워크 외부성'을 가질 수 있는 지점까지 도달하고, 또한 달러화의 우월적 지위로부터 서서히 복수통화로 옮겨가는 과정을 세계가 어떻게 관리해 나갈 것인가 하는 것은 매우 어려운 과제가 아닐 수 없다. 복수통화가 출현하는 과정에서 유력 통화 간의 환율의 움직임이 불안정해질 수 있으며, 이는 세계금융시장과 세

계경제에 커다란 불확실성을 야기할 수도 있다. 따라서 이러한 과정에서 주요국들 간의 성공적인 정책협의와 조율이 무엇보다 중요한 관건이 될 것이라 판단된다.

나. SDR에 기반한 제도 (SDR-based System)

1969년 IMF에 의해 창출·배분되었다가 그동안 거의 잊혀오다시피 한 특별인출권(Special Drawing Right)이 세계금융위기로 달러화의 국제통화로서의 신뢰성이 위협받자 새로운 국제통화로서의 가능성으로 부상하고 있다. SDR은 그 자체로서 국제통화가 아니고 통화바스켓(currency basket)에 구성되어 있는 통화들에 대한 일종의 구상권(claim)이다. 실제로 최근에 BRICs 국가들의 중앙은행들로부터 수요가 발생해 IMF가 이를 공급했고 현재 전 세계 외화준비자산의 약 4%를 차지하고 있다(IMF[2010a]). SDR은 주요 통화들의 바스켓으로 구성됨으로써 한 국가의 외화준비자산이 어느 한 통화에 절대적으로 의존하는 경우와 비교해 그 가치가 훨씬 안정적이라는 장점이 있다. 또한 Triffin Dilemma를 부분적으로 극복할 수 있는 장치가 있다. 그러나 SDR의 대외준비자산으로서의 역할이 강화되기 위해서는 유동성이 지금보다 훨씬 높아져야 한다. 그러기 위해서는 IMF가 이의 발행을 늘리고 유동성을 높이기 위한 노력을 강화해야 할 뿐 아니라 민간부문에서도 이의 사용이 늘어나야 한다. 각국 정부가 국채를 SDR 표시로 발행하고, 민간채무자들도 SDR 표시 채권을 발행하고, 그리고 일부 국가들이 환율을 SDR로 인용하는 등의 일련의 움직임이 일어나게 되면 SDR의 국제준비자산(Reserve Assets)으로서의 역할이 강화될 것으로 보인다.

SDR은 실제로 복수통화제도(multiple reserve currency system)가 가지는 이점도 그대로 가지고 있다. 준비자산의 수요 입장에서 보면, 이를 보유할 경우 바로 바스켓 구성 통화들로 외환보유고를 자동적으로 분산(diversify)하는 효과를 가지게 되는 것이다. 따라서 준비자산으로서의 가치가 훨씬 안정적이다(물론 이를 구성하는 통화들의 상대적인 안정성에 달려있기는 하지만). 또한 공급자의 입장에서 볼 때 SDR에 포함되어 있는 통화의 비중은 고정된 수치로 정해지기 때문에 (예를 들어 1SDR당 미 달러화 44cents 포함 등), 각 통화의 상대적인 비중은 이들 통화 간의 환율이 변동하는 데에 따라 변하게 되어 있다. 따라서 어떤 한 나라에서 부실한 통화관리로 인플레이션이 발생할 경우 환율이 절하되어 바스켓 내에서의 비중이 자동적으로 내려가게 되므로 바스켓에 포함되는 통화를 발행하는 국가들에 거시경제정책의 규율(discipline)을 부과하는 효과가 있다. SDR의 사용은 또

한 지금처럼 어느 한 국가가 국제통화 발행으로부터 얻는 '과다특권(exorbitant privilege)'을 바스켓에 포함되어 있는 통화를 발행하는 국가들로 자동적으로 분산할 수 있다. 또한 복수통화제도하에서 시장에서 어떤 통화가 네트워크 외부성을 가지게 될 때까지 걸리는 시간에 비해 훨씬 더 빠르게 분산될 수 있는 이점을 가지고 있다. 나아가서 IMF가 개도국이나 신흥경제국을 대상으로 SDR 발행을 늘리게 되면, 이들 국가가 외환보유고 확대를 통해 국제통화를 발행하는 선진국들에게 직접적으로 자본을 수출하게 되는 일도 줄어들게 될 것이다(Clark and Polak[2004]).

실제로 중국이 달러화 위주로 되어 있는 현재의 외환보유고를 달러화의 비중을 낮추도록 재구성하려 할 경우, 달러화 가치의 급격한 하락 등을 수반할 수 있어 외환보유고의 큰 손실을 가져올 수 있음에 비해 달러화 준비자산을 SDR로 대체할 경우 중국의 외화자산가치를 훨씬 안정적으로 유지하며 달러화의 비중을 줄일 수 있는 방법이 될 수 있다. 지난해에 Zhou 중국인민은행 총재가 국제통화제도의 SDR 시스템으로의 전환을 제안한 것도(Zhou[2009]) 이러한 배경에서 출발한 것으로 보인다. 다른 한편으로 보면 SDR에 기반한 국제통화제도로 전환해 나간다고 해도 실제로 세계경제 불균형의 문제를 해결하는 데에는 큰 도움이 되지 않을 것이라는 견해도 있다(Carney[2009]). 실제로 만약 중국이 SDR 위주의 시스템으로 자국의 외환보유고의 가치를 안정적으로 유지할 수 있게 되면 외환보유고를 줄이려는 인센티브가 오히려 없어질 수 있다.

어쨌건 실질적으로 SDR에 기반한 국제통화제도로 전환해 가기 위해서는 국제적인 합의와 주요국들 간의 정책공조가 뒷받침되어야 한다. 특히 IMF를 실질적으로 지배하고 있는 미국이 달러화를 대체하는 국제준비자산으로서의 SDR의 역할이 확대되도록 받아들이고 이로의 전환에 적극적으로 협조해 주어야 가능해질 수 있다. 그러나 이는 지금의 달러 중심의 국제통화제도가 결정적으로 붕괴의 위험에 처하게 될 때까지는 기대하기 어려운 일이 아닐까 생각된다. 또한 국제준비자산으로서의 달러화 공급의 감축속도보다 SDR에 대한 수요의 증가속도가 빠를 경우 미국의 금리가 올라가게 되며, 여타 국가들의 금리와의 차이가 커져 국제금융시장에 혼란을 불러올 수도 있기 때문에 주요 국가들 간의 치밀한 국제공조가 이루어지지 않으면, SDR 위주의 국제통화제도로의 전환과정이 쉽지 않을 것이라 예측된다. 따라서 SDR을 복수 국제통화의 하나로서 다른 통화들과 함께 사용되게 하고 이의 사용이 점차 확대되도록 하는 것이 보다 현실적인 대안이 될 수 있을 것이다.

다. 세계통화(Global Reserve Currency)의 창출

국제통화제도의 가장 급진적인 개혁 방안은 새로운 세계통화를 창출하여 실제 국제거래에 사용하고 이 통화에 대해 각국 통화의 환율이 정해지도록 하는 것이다. 이 통화는 그 가치의 안정성이 보장되도록 지금의 IMF와는 다른 기능과 지배구조를 가진, 새로이 설립된 국제기구에 의해 창출·발행되도록 해야 할 것이며, 이 기구는 어느 특정 국가의 경제문제로부터 독립되어 있어야 할 것이다. 그리고 이 기구의 자산과 부채 구조가 모든 회원국들에 의해 뒷받침되어 있어 안전자산(safe asset)으로서의 세계통화를 새로이 창출하는 것이 바로 이 제안의 골격이다.

만약 이 통화가 널리 사용되면 개별 국가의 통화가 새로이 국제통화로 부상하기 위해 필요한 '네트워크 외부성' 문제를 신속히 해결할 수 있고, 또 어느 한 특정 국가에 의해 향유되는 '과다특권'은 모든 회원국으로 분산되어 국제통화제도의 공정성을 기할 수 있게 된다. 또한 이에 기반한 국제통화질서는 세계경제의 불균형 문제를 보다 원활히 조정해 낼 수 있을 것으로 예상된다. 만약 지금과 같이 각국이 다양한 환율제도를 채택하더라도 이 '세계통화'에 환율을 고정시키는 경상수지 흑자국의 경우(현재 중국의 경우처럼) 이 통화에 대해 자유변동환율제도를 채택하는 적자국의 통화(가령 달러화)가 절하됨으로써 적자국에 비해 자국통화가 자동적으로 절상됨으로써 국제수지 불균형이 보다 원활히 조정될 수 있는 것이다. 또한 이 통화를 발행하는 국제기구는 실질적으로 세계금융시장에서 최종대부자(lender of last resort)의 기능을 발휘할 수 있어 신흥개도국들의 자기보험을 위한 과다 외환보유고 수요를 줄일 수 있는 것이다.

따라서 새로이 창출된 '세계통화'에 의한 국제통화제도는 세계경제 불균형(global imbalance)의 조정을 원활히 하는 측면에서나, 국제통화제도의 안전성 및 공정성을 제고하는 측면에서 가장 바람직한 대안이 될 수 있다는 것이다. 이보다 더욱 급진적인 개혁은 현재의 유로화와 같이 세계중앙은행을 설립하여 여기서 발행되는 통화가 국제통화일 뿐 아니라 각국의 국내통화로도 유통되게 하는 것이다.

그러나 이러한 개편안이 현실화되기 위해서는 각국의 경제주권이 크게 희생되어야 하고 따라서 이 제도가 가지는 커다란 장점에도 불구하고 국제정치 현실상 실현될 가능성은 극히 낮다는 것이 한계이다.

3. 기구적 측면에서의 개편 (Institutional Reform)

국제통화제도의 기구적 측면에서의 개편은 주로 IMF의 역할과 기능에 대한 개편으로 집약되고 있다. 브레튼우즈 체제하에서 IMF의 설립 취지는 이 기관이 일종의 국제 중앙은행의 역할을 하도록 하는 것이었다. 경상수지 적자의 지속으로 외환부족 사태를 겪는 국가들에 경상수지 적자를 해소할 수 있도록 긴축적 거시경제정책을 도입하고 (필요한 경우) 환율을 절하하는 정책을 채택하는 조건으로 대기성 차관을 제공하여 외화유동성 위기를 넘기도록 하는 역할을 하였다. 당시의 외환위기는 주로 경상수지 적자에 의한 위기였고 대부분의 국가들에 있어 자본거래는 엄격히 통제되어 있었다. 그리고 IMF의 재원도 당시의 세계경제 규모나 대외거래 규모에 비해 상대적으로 넉넉한 편이었다. 그러나 1990년대 이후 각국의 자본시장 개방과 세계금융시장 통합으로 국가들이 겪는 외환위기는 주로 급격한 자본수지의 반전에 의한 위기가 많아졌고 IMF의 재원은 세계경제 규모나 대외거래 규모에 비해 상대적으로 훨씬 왜소하게 되었다. 2008년 당시 IMF의 재원은 우리나라가 가지고 있었던 외환보유고와 비슷한 약 2,500억달러에 불과하였다. 당시 중국의 외환보유고가 약 2조달러에 달하고 있었으며, 일본도 약 1조달러 가까운 외환보유고를 가진 데 비하면, IMF의 재원규모는 상대적으로 크게 위축된 것이었다.

또한 IMF는 앞서도 지적했듯이 외환부족 사태를 겪는 개도국들에는 절대적 영향력을 행사해 왔던 반면, 세계경제 운용에 절대적인 영향을 미치는 미국이나 여타 선진국들의 경제정책에 대해서는 거의 아무런 영향력을 행사하지 못해 세계경제에 대한 감시견(watchdog)으로서 이미 국제적 신뢰성이 약화되어 있다. 이런 현실에도 불구하고 IMF에 자금을 요청하는 나라는 지극히 심각한 유동성 위기에 봉착했다는 의미이며, 그 위기를 넘기기 위해 고통스러운 조정 프로그램을 받아들여야 할 정도로 경제의 펀더멘털과 정책운영이 부실했다는, 소위 낙인효과(stigma effect)를 가지게 되기 때문에 우리나라도 2008년 심각한 유동성 위기를 겪으면서도 IMF에 자금지원을 요청하는 것을 한사코 거부했었다. 따라서 현재의 IMF는 설립 당시의 취지와 달리 세계경제의 불균형을 해소하고 국제금융시장의 안정을 도모하는 데에 있어 거의 무력한 기관으로 되어버렸다. 최근의 세계금융위기처럼 위기가 주요 국가들로 빠른 속도로 퍼져 나가는 경우 이들의 외화유동성을 동시에 지원하기 위해서는 재원도 턱없이 부족하게 되었다.

따라서 국제통화질서의 개편은 당연히 IMF의 개편을 포함하는 것이 되어야 한

다. IMF의 개편 방향은 ① IMF의 재원을 확충해야 하고, ② IMF의 주요국에 대한 경제정책의 감시, 감독역할(surveillance)과 정책조정에 대한 압력기능을 강화해야 하며, ③ 신흥개도국들이 외화유동성 위기의 가능성에 봉착했을 시 이에 탄력적으로 대응할 수 있는 대출 프로그램(정책조건을 포함하여)의 개선, 그리고 ④ IMF의 지배구조를 개편하는 것이다.

첫째 조건의 경우에는 이미 런던 G20 정상회의에서 차입한도 확대를 통한 IMF 가용재원을 3배로 증가시켜 7,500억달러로 증액하기로 하였으며 다시 서울 G20 정상회의를 통해 IMF의 자본금(quota)을 2배로 증액하기로 합의했다. 둘째의 경우는 2009년 런던 G20 정상회의에서 국제금융시장에 대한 감시기능과 조기경보체제를 강화할 것을 IMF에 이미 요구했으며, 이에 대한 구체적 조건 및 방안이 검토되고 있으나 아직 제도화된 단계는 아닌 것으로 보인다. 셋째의 경우에는 앞서 수요 측면에서 다루었듯이 FCL을 개선하고 새로이 PCL을 신설하였으며, 나아가 IMF와 지역협력기금과의 연계방안을 강구하기로 이번 서울 G20 정상회의에서 합의하였다. 넷째의 경우, 지배구조의 변화는 무엇보다 지분율의 재구성과 이사회의 재구성을 추진해 나가는 것이다. 이번 서울 G20 정상회의에서 현재 경제규모나 교역규모에 비해 과다하게 지분을 소유하고 있는 선진국들(주로 유럽 국가들)로부터 전체 6%의 지분을 떼어 내어 경제나 교역 규모에 비해 과소하게 지분을 소유하고 있는 나라들(주로 중국, 한국을 포함한 신흥경제국)에 재배분하고 이사회 구성원의 두 자리를 유럽으로부터 신흥국으로 양여할 것을 합의한 바 있다. 이의 구체적인 방법에 대해서는 추후 결정될 예정이나 상당한 난항이 예상된다. 재원 증가(quota increase)보다 지분율 조정(quota distribution)이 훨씬 어려운 것이다. 모두 합쳐서 100%가 되는 지분율에서 어느 한 나라의 지분 증가는 다른 나라의 감소에 의해서만 가능한 제로섬 게임인데, 어느 나라도 선뜻 자국의 지분율 감소를 받아들이려 하지 않기 때문이다.

필자의 견해로는 IMF가 신뢰성을 회복하고 국제금융 문제들에 대한 실질적 조정 역할을 하기 위해서는 지금의 신흥경제국의 경제규모에 의한 비중보다 훨씬 더 많은 지분율을 배분하는 방안을 모색해야 한다. 가령 지금 계획되어 있는 바와 같이 신흥국들에게 6%의 지분을 이전한다고 해서 IMF의 실질적인 지배구조는 크게 달라지지 않을 것이기 때문이다. 또한 지배구조의 개편은 단순히 지분율의 재구성뿐 아니라 주요 결정에 대한 미국의 비토권, 현재 IMF의 경영진, 고위직의 재구성을 포함해야 한다. 주로 미국과 유럽 출신들로 구성되어 있는 고위직의 구성을 세계경제구조의 변화를 반영한

구성으로 이루어 내야 IMF의 운영철학, 정책조건의 공정성을 개선할 수 있을 것이며 또한 이로부터 연유하는 신뢰성도 강화할 수 있을 것이다. 그러나 이는 장기적인 시간을 요구하는 분야로 보인다.

4. 향후 전망

앞서도 말한 바와 같이 현재의 국제통화제도가 여러 한계점을 노출하고 있다는 데에 대해서는 별다른 이견이 없으나, 이를 어떻게 고쳐 나가야 할 것인가 혹은 고쳐나갈 필요가 반드시 있는가에 대한 의견은 국가에 따라, 학자에 따라 의견이 다르다. 우선 현재의 제도에 가장 우려를 가지고 제도의 개편에 대해 적극적으로 의견을 개진해 온 나라는 중국이다. 중국은 현재 약 2조 7,000억달러에 달하는 세계 최대의 외환보유고를 축적하고 있으며, 그 규모는 중국의 연간 국민소득의 절반을 넘는 수준이다. 미국에서 금융위기가 발발한 이후 장래 미국 달러화의 가치가 현재의 수준에서 유지되기 어려울 것이라는 관측이 지배적임에 따라 중국은 현재 달러화 위주로 구성되어 있는 외환 보유고의 장래가치 손실에 대해 불안감을 가질 수밖에 없다. 그러나 중국이 독자적으로 외환보유고의 통화구성에서 달러화 비중을 낮추려 할 경우 그것 자체가 달러화 가치의 하락을 촉발하게 되어 이 또한 자국의 이익을 위한 길이 아니다. 중국은 세계경제 불균형의 한 축으로서 자국에 가해지는 환율절상과 국내소비 증가를 위한 구조개혁의 압력에 당면하여 최근 국제통화제도 개편이라는 화두를 국제사회에 던지고 있다.

또한 한국, 동아시아, 중남미 국가들을 비롯해 자국의 통화가 국제통화로서의 기능을 전혀 갖지 못한 신흥경제국들은 현 국제통화제도에서 늘 외환위기의 위험에 노출되어 있게 되므로 높은 외환보유고를 비축할 수밖에 없는 실정이며, 이에 대한 만만치 않은 비용을 지불하고 있다. 또한 아무리 많은 외환보유고를 쌓아놓고 있더라도, 그리고 신중하게 경제정책을 운용하더라도 이번 세계금융위기처럼 국제통화의 중심국에서 위기가 발생할 경우 커다란 타격을 받지 않을 수 없는 처지에 있어 현재의 국제통화제도의 개편에 많은 관심을 가지고 있다.

그럼에도 불구하고 가까운 장래에 국제통화제도에 주요한 개편이 이루어지리라고 기대하기는 쉽지 않을 것 같다. 국제통화제도는 단순히 경제적 효율성과 공정성에 따라 결정되는 것이 아니고 국제사회의 정치적, 경제적 역학구도에 의해 결정된다. 그리고 한번 제도가 정해지고 또한 국제통화로 사용되는 통화가 시장에서 우월적 지위를 확보하게 되면 그 것이 지속되는 관성을 가지게 된다. 무엇보다 미국이 현재의 국제통화제도로부터의 큰 변화를 원치 않고 있으며 또한 시장이 달러

화를 국제결제수단, 무역표시 통화로 계속 사용하는 데에서의 편리함을 쉽게 포기하려 하지 않을 것이기 때문에 당장 어떤 변화를 도모하기 어렵다는 것이 많은 경제학자들의 견해이다. 마치 국제법으로 정하거나 누가 강요하지 않아도 영어를 국제 공용어로 세계 시민들이 사용하고 있는 것처럼 브레튼우즈 체제가 붕괴한 이후 현재의 달러화도 국제조약이나 정부 간 합의에 의해서가 아니라 관행에 의해 시장이 이를 선호하고 있기 때문에 주된 국제통화(dominant currency)로 통용되고 있으며, 이미 '네트워크 외부성'을 확보한 달러화를 대체할 통화가 당분간은 나타나지 않을 것이란 것이다. 특히 이는 주로 미국 출신의 학자들을 중심으로 주장되는 견해이기도 하다(Truman[2010]; Cooper[2008]).

Truman(2010)은 지금의 국제통화제도가 적절치 않으며 세계경제의 불균형 및 금융위기의 한 요인이 되었다라는 견해 자체에 반대하고 있다. 그의 견해에 의하면 현재의 제도는 금본위제도, 양차 대전 기간 동안의 변동환율제, 전후의 브레튼우즈 제도의 결함들을 보완하면서 발전해 온 제도로서 이 제도하에서 많은 나라들의 경제적 번영과 발전이 이루어졌다는 것이다. 물론 이 제도가 완벽한 것은 아니지만 이를 전면적으로 바꾸자는 것은 인터넷을 통해 테러리스트들이 포섭되기 때문에 인터넷을 없애자는 주장과 같다는 것이다. 과거의 제도로 돌아가거나, 아니면 불균형의 자동적 조정이 가능한 새로운 제도를 만드는 것은 현재 이를 뒷받침할 환경과 조건이 조성되어 있지 않기 때문에 불가능하다는 것이다. 또한 금본위제도가 비교적 성공적이었던 것은 시장에 대한 정부개입을 최소화해야 한다는 당시의 경제철학이 주류를 이루고 있었기 때문이었고, 변동환율제가 세계무역과 국가경제 번영을 해친다는 양차 대전 간의 경험이 브레튼우즈 체제의 출현을 가능하게 하였다. 그리고 이는 전후의 시장에 대한 정부의 개입이 일반화되었던 당시 경제철학이 지지해 주었기 때문에 가능했다는 것이다. 오늘날과 같이 자본시장이 개방되고 자본의 유출입이 자유화된 상황에서는 더 이상 과거와 같은 제도의 도입은 불가능하고 적절치도 않다는 것이 그의 주장이다. 또한 최근의 세계금융위기가 과거 수십 년간 일어난 금융위기보다 크게 다른 것이 없으며, 만약 심각성에 있어 다르다고 하더라도 그것은 '국제통화제도'의 문제에 기인하였기보다 '국제금융시스템'의 문제에 기인했다고 보아야 한다는 것이다. 따라서 국제통화제도의 개편보다는 국제금융시스템의 규제를 개혁해야 한다는 의견이다.

반면, 캐나다 중앙은행 총재인 Carney(2009)는 이번 세계금융위기는 과거의 국제통화제도를 붕괴시킨 것과 똑같은 문제에 대해 적절히 대응하지 못했기 때문

에 발생했다고 주장한다. 금본위제도, 브레튼우즈 체제, 그리고 현재의 제도로부터의 공통된 교훈은 국제통화제도에서의 핵심적인 문제는 '준비자산의 선택(choice of reserve assets)' 문제라기보다 바로 '조정 장치(adjustment mechanism)'의 결여 문제라는 것이다. 따라서 외화준비자산을 지금의 달러화 위주에서 보다 다양화한다고 해서 현재의 세계경제 불균형이 크게 감소하지는 않을 것이며, 국제금융시장과 세계경제의 불안정성은 지속될 것이라는 견해이다. 준비자산이 달러화로부터 다른 통화들로 다양화하게 되면 달러화의 수요가 줄게 됨에 따라 미국은 불균형을 시정할 압력을 받게 되지만 흑자국들은 여전히 별다른 조정 압력을 받지 않게 될 것이다. 흑자국들이 조정을 기피하게 되면 결국 지금과 같은 불균형이 지속되게 되고 결국 이로 인해 시스템이 붕괴할 위험이 커지게 된다는 것이다. 불균형의 지속은 결국 국가 간 갈등을 고조시키고 보호무역주의와 자본통제의 압력을 증가시켜, 세계경제 발전에 부정적인 영향을 미칠 것이다. 따라서 그는 지금 더 중요한 것은 국제통화제도의 개편보다 국제간 정책공조를 통하여 세계경제 불균형 문제를 풀어 나가는 일이라고 주장한다.

반면, IMF와 많은 국제경제학자들(Benigno[2010]; Bergsten[2009]; Cooper[2008]; Driffill[2010]; Mateos *et al.*[2009]; Kenen[2010]; Rodrik[2006]; Subacchi and Driffill[2010]; UN[2009] 등)은 현재의 국제통화제도의 개편 필요성에 대해 공감하고, 다만 국가 간 이해가 엇갈리는 현실적 제약하에서 최대의 개편 폭을 찾아가야 한다는 입장이다. 다시 말해 정치적 가능성(political feasibility)과 가장 바람직한 개편방안(desirability of reform)의 사이에서 현실적이며 점진적인 개편방안을 찾아가야 한다는 의견들을 내놓고 있다. 이러한 과정에서 이들은 SDR의 발행과 사용을 점차적으로 늘려가는 방안을 주로 제시하고 있다.

이상과 같은 논의들을 종합해 볼 때, 당분간 국제통화제도가 현재의 모습으로부터 크게 달라지기를 기대하기는 어려울 것으로 보인다. 결국은 주어진 정치·경제 여건의 현실적 제약하에서 점진적인 제도의 개선을 이루어 나가는 것이 최선의 대안이 될 것으로 보인다. 그렇다면 크게 두 가지 측면에서 국제통화제도의 점진적인 개선을 기대해 볼 수 있을 것 같다. 첫째는 현재의 제도하에서 경상수지 불균형을 보다 적절히 조정할 수 있는 방안을 모색하는 것이고, 둘째는 미 달러화의 지배적 위치가 가지는 단점에서 벗어날 수 있도록 복수국제통화로 점진적으로 이동하는 길을 열어주는 것이라고 할 수 있다. 첫 번째 문제의 경우, 세계 주요 국가들이 자국의 경제운용이 세계경제에 미치는 영향에 대해 공동의 책임의식을 가

지고 환율 및 거시경제 정책을 협의해 나가면서 불균형을 조정해 나가는 정책협조의 노력을 강화해 나가야 하며, 또한 위기에 대비한 보험목적(self-insurance)에서 기인하는 신흥경제국들의 외환보유고에 대한 과다수요를 (특히 신흥경제국을 중심으로한) 줄여주기 위해 적절한 사전 위기대응용 '국제적 유동성 지원 장치' 혹은 '세계금융안전망(Global Financial Safety Net)'을 확대함으로써 줄여주는 것이다. 두 번째 문제의 경우, 우선 일차적으로 SDR의 배분을 점진적으로 늘리고 이것이 점차 정부 간 거래뿐 아니라 민간부문의 거래에서도 사용되도록 유도해 나가면서 이 SDR의 통화바스켓에 포함되는 통화들로 국제통화의 역할이 다변화되도록 하는 것이다. 이러한 진전이 보다 확고하게 자리 잡게 되면, 이보다 근본적인 국제통화제도의 개혁, 가령 새로운 세계통화의 창출 등에 대해서 논의할 수 있을 것이다.

그러나 이상과 같이 현재의 국제통화제도에서 거시경제정책 협력을 통해 세계경제 불균형을 조정해 나가기 위해서는, 또한 현 제도의 점진적인 개편을 추구해 나가기 위해서는 무엇보다 국제적인 합의와 공조, 그리고 이를 위한 주요국들의 협력이 없이는 불가능하다. 결국 세계 주요국들의 정부지도자들이 공동의 책임의식을 가지고 세계경제의 안정적 발전을 위해 정책협력과 필요한 제도의 개편을 추진할 의지를 가지고 또 이를 실효성 있게 추진할 수 있는 어떤 기구나 협의체를 가질 때 비로소 구체적 진전을 기대할 수 있으리라 생각된다. 이런 관점에서 제Ⅳ장에서 새로운 세계경제 지배구조의 출현과 이의 전망에 대해 논해 보고자 한다.

Ⅳ. G20 정상회의와 세계경제 지배구조(Global Economic Governance)

세계금융위기는 결국 그동안 국제사회에서 논의되어 오던 새로운 세계경제협의체(global economic steering committee)를 출범시키게 되었다. 아시아 외환위기 이후 출범했던 G20 재무장관 회의를 G20 정상회의로 격상시켜 2008년 워싱턴에서 첫 회의를 가졌고, 2009년 Pittsburg에서의 제3차 G20 정상회의는 이 회의체를 세계경제 문제를 다루는 '최고의 협의체(premier forum for international economic cooperation)'로 인정하고 이를 매년 정기적으로 개최하자는 데 의견을 모았다. 그러나 G20 정상회의가 세계경제 문제에서 최고협의체로 확실히 자리 잡은 것은 아직 아니다. 세계경제위기를 맞으면서 각국들이 세계 대공황을 피해야 한다는 공동의 이익 추구를 위해 적극적인 국제공

조를 이루어 냈지만 위기가 서서히 극복되어 감에 따라 벌써 각국은 국내 정치사정과 자국경제의 입장을 더욱 우선시하게 되어 G20 회의를 통한 합의와 의사결정이 점점 어려워지고 있다. 이는 한편으로 예견되었던 일이기도 하다.

금년 6월 말의 Toronto G20 정상회의에서 이미 이러한 균열의 조짐이 나타나기 시작했다. 위기를 통해 급격하게 늘어난 재정적자와 정부 부채를 줄이기 위한 방안(fiscal consolidation)에서부터 '은행세(Bank Levy)'의 도입 문제에 이르기까지 각국의 이견이 노출되었다. 지난 Tronoto 정상회의는 정상 간의 합의를 성과로 부각시키려 하기보다 이견을 크게 부각시키지 않는 것을 성과로 나타내고자 한 인상을 주고 있다. 팽창적 재정정책이 당분간 더 필요하다고 보는 미국과 재정건전성의 빠른 회복이 더 필요하다고 보는 유럽 국가들, 특히 독일과의 이견을 'growth oriented fiscal consolidation'라는 모호한 표현으로 포장한 것이 바로 그런 예라 판단된다. 2010년 11월 서울 G20 정상회의에서도 결국 환율과 경상수지 불균형 조정 문제에 대해 이견을 노출한 채 뚜렷한 합의를 보지 못했다.

G7과 마찬가지로 G20도 출범할 때부터 소위 적법성(legitimacy), 대표성(representativeness), 그리고 유효성(effectiveness)의 문제를 안고 있었다. UN과 같이 어떤 국제조약(international treaty)에 의해 출범한 기구도 아니고 어떻게 보면 스스로 세계경제의 최고협의체(Premier Forum)라고 선언함으로써 출발한 이 협의체가 어떤 국제법적 지위를 가지고 있는 것은 아니다. 대표성에 있어서도 왜 지금 여기에 포함되어 있는 19개 국가로 이루어져야 하는 것에 대해서 많은 이견의 소지를 안고 있다. 그리고 무엇보다 중요한 취약점은 참여자의 수가 많은 데에서 비롯되는 회의체로서의 비효율성이다. G20은 G7과 같이 소위 비슷한 생각을 가진(like-minded) 국가들 간의 회의체가 아니다. 물론 대표성에 있어서는 G7보다 훨씬 우월하지만 의사결정기구로서는 훨씬 더 많은 취약점을 가지고 있다. G20에는 경제발전 정도가 크게 다른 선진국과 신흥개도국이 함께 포함되어 있으며, 이슬람 국가가 셋, 그리고 아시아, 중남미, 아프리카, 중동의 국가들이 모두 포함되어 정치적·문화적 동질성을 찾아보기 어렵다.

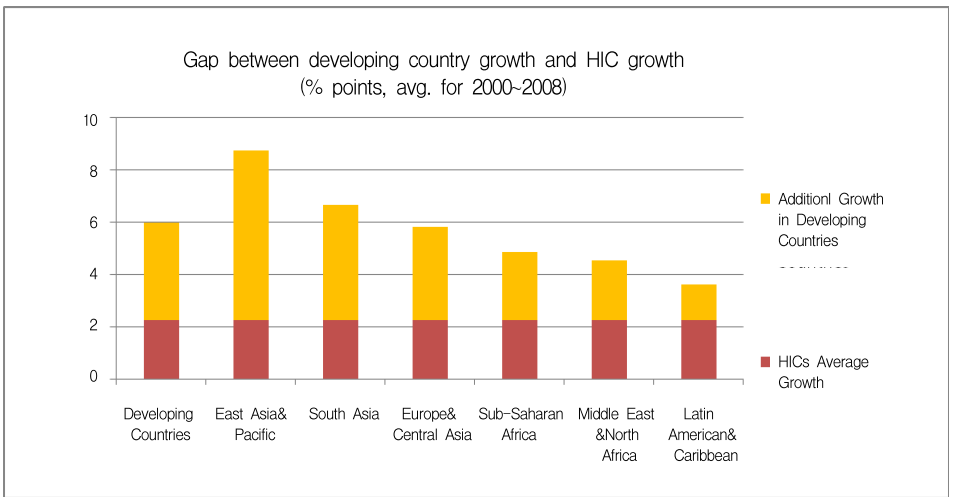
오늘날 세계경제 문제는 분명히 선진국과 신흥개도국들이 함께 풀어 나가야만 하는 것이지만 세계경제 문제의 요인과 처방, 그리고 그것을 수행해 나가는 데 있어서의 책임과 부담을 나누어 가지는 것에 대해서는 선진국들과 신흥개도국 간에 많은 입장의 차이가 있는 것이 사실이다. 20명 이상이 각자 다른 입장을 가지고 한 테이블에 앉아 있는 회의체에서 유효한 결정과 합의를 도출하는 것은

지난한 과제임에 틀림없다. 더구나 발전단계와 경제철학, 정치체제에 있어 크게 다른 나라들의 모임은 더욱 그렇다.

그럼에도 불구하고 G20 정상회의는 결코 실패하거나 흐지부지 되어서는 안 되는 협의체이다. 앞서도 말했지만 지금 세계경제 문제를 해결해 나가기 위해 절실히 필요로 하는 것은 새로운 지배구조(governance structure)이다. 물론 아직은 국가(nation state)가 내부의 헌법과 이에 규정된 권력구조를 통해 그 국가구성원과 사회를 통치하는 가장 중요한 최고의 지배단위로 인정받고 있다. 그러나 오늘날 세계는 개별 국가라는 단위의 지배에 의존하고 있기에는 너무나 상호의존적이고 통합되어 버렸다. 과거에는 국가 사이를 가로지르던 산맥, 강이 나라를 구분하게 되었으나 이제는 국경이 사람의 왕래나 재화와 자금의 흐름을 더 이상 제약하지 못한다. 이미 유럽은 개별 국가의 주권을 상당 폭 포기하고 EU라는 새로운 지배단위를 만들었으며 초국가기구(super-national institute)인 EU의 지배구조는 더욱 강화되며 발전하고 있다. 미국과 유럽이 세계를 지배하고 국제규준과 경제질서를 주관하던 시대는 지나가고 있다. 이미 세계경제성장을 이끄는 주 엔진은 신흥개도국(특히 아시아의)들로 넘어왔으며(Figure 6 참조), 경제력의 중심도 서구의 일방적 우위에서 다극화(Multi-polar) 시대로 서서히 이행하고 있다(Figure 7 참조). 제2차 세계대전 직후에 설립된 지금의 국제기구, 국제통화질서는 더 이상 오늘날의 현실에 맞지 않다. 대표성에 있어서 더 많은 국가들을 포함하는 회의체가 있으면 좋고, 적법성에 있어 전 세계 시민들의 보다 구체적인 인정이 있으면 좋겠지만 의사결정의 효율성과 현실적으로 중요한 요인들을 고려할 때 G20보다 나은 대안을 찾기 어렵다. 현재 G20 회원국들이 세계경제에서 차지하는 비중은 총생산액의 90%, 총교역량의 약 80%, 세계인구의 약 67%를 차지하고 있다(Heinbecker [2010]). 이미 네 번의 회의를 가졌고, 이를 통해 적지 않은 성과도 이루어 냈다. 어떻게든 이 G20 정상회의라는 협의체의 강화를 통해 지금 세계경제가 요구하는 '정책협의' 및 '공조', '제도의 개혁'에 대한 논의를 시작하고 의미있는 합의를 도출해 나가야 한다.

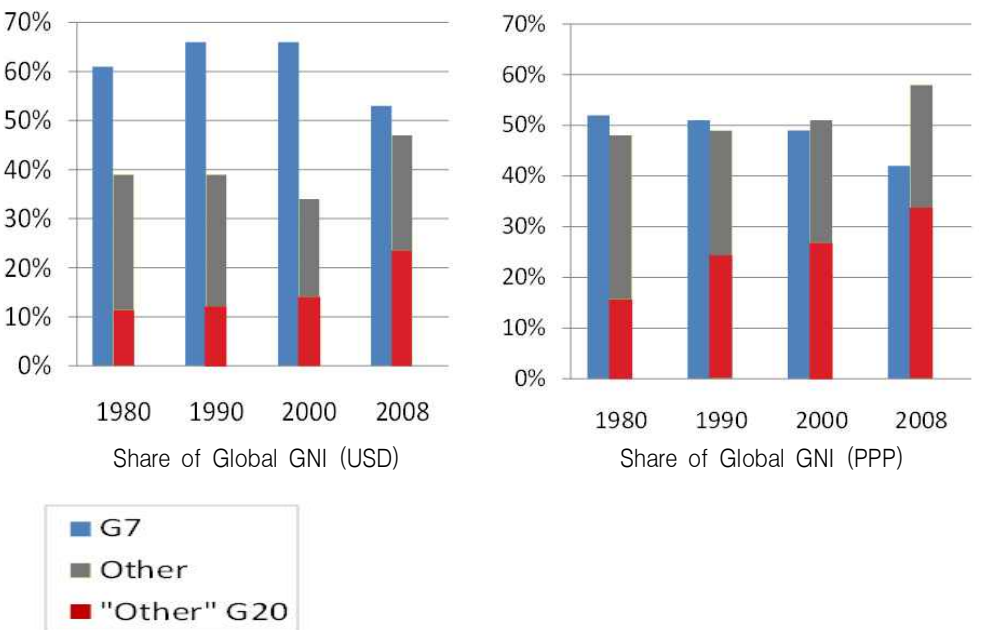
그러기 위해서는 G20 정상회의의 기능을 보완하기 위한 많은 노력이 필요하다고 생각된다. 적법성과 대표성을 보강하기 위해서는 비회원국들의 관심과 이해관계를 적절히 이 회의체에서 반영할 수 있어야 한다. 개발의제, 기후, 환경의제들이 이 회의에서 적절히 다루어져야 할 뿐 아니라 신흥개도국들의 관심사인 국제통화제도 개편 문제도 다루어져야 한다. 세계경제 문제를 관할하는 기구는 '국제기구(international organization)'와 '정부간 협의체(government network)'로 나누어

[Figure 6] Gap in Growth Rates between Developing Regions and High-Income Countries, 2000~08 (Average)



Sources: Lin(2010); World Development Indicators, available at data.worldbank.org

[Figure 7] Rebalancing of the Global Economic Landscape



Sources: Lin(2010).

볼 수 있는데, G20 정상회의는 사실상 후자에 속하나 실질적으로 회원국들이 세계경제에서 차지하는 비중을 볼 때 전자의 역할과 운용방향을 관할할 수 있을 것으로 보인다. G20 정상회의에서 합의하여 역할과 방향을 제시하면 국제경제기구들은 이를 구체적 기능의 조정과 상응하는 프로그램으로 실천해 나가는 방식으로 G20 정상회의와 국제기구 간의 역할이 긴밀하게 정립되어 나가야 할 것이라고 생각한다. 다시 말해 G20 정상회의는 그림과 방향을 제시하고 국제기구는 구체적 정책과 프로그램을 만들어 나감으로써 실질적 세계경제의 지배구조가 강화되어 나가야 한다.

무엇보다 G20 정상회의가 유효한(effective) 협의체가 되기 위해서는 의사결정이 원활히 이루어질 수 있는 방안과 장치를 세워 나갈 필요가 있다. 효율적 협의체가 되기에는 참여자가 너무 많은 상황이기 때문에 위원회제도 같은 것을 활용할 필요가 있지 않나 생각된다. 또한 G20 정상회의에서 협의되고 합의된 사항들을 원활히 추진하고 이의 진행을 점검할 사무국(secretariat) 혹은 그와 유사한 기능을 행사할 수 있는 조직의 설립이 필요할 것으로 보인다. 정상들은 사무국이 설립되면 이의 상시적 기능으로 인해 정상회의의 중요성이 떨어지고 덜 주목받게 되는 것을 원치 않을지 모른다. 그러나 G7의 경험을 보더라도 사무국의 결여는 궁극적으로 그 회의체의 실효성을 떨어뜨리는 것이어서 G20 정상회의가 그야말로 세계경제 문제의 최고협의체로 자리 잡기 위해서는 어떤 형태로든지 사무국의 설립이 필요하게 될 것이라 생각된다. G7의 경우 정상회의 성명 혹은 합의문 발표 이후 그것의 진전상황을 챙기거나 합의문의 구속력을 점검하는 과정이 결여되어 이 회의의 실효성에 대한 비판이 끊임없이 제기되었다. G20의 경우 지금까지는 trio countries(직전 의장국, 현 의장국, 차기 의장국)들과 IMF가 유사한 역할을 해오고 있다. 그러나 trio 국가들은 순환되기 때문에 기능의 일관성을 유지하기 어렵다는 한계를 안고 있고, IMF는 거시경제정책, 통화금융 문제의 협력문제에 있어서는 유효한 사무국 역할을 할 수 있겠으나 개발의제, 기후, 환경, 에너지 문제에까지 사무국 역할을 하기에는 원래의 기능과 전문성이 너무 제한되어 있다는 한계가 있다. 마찬가지로 지금까지는 G20 정상회의에 주로 재무장관, 외무장관들이 수행해 왔으나 향후 환경, 에너지, 복지, 개발 등의 의제를 다룰 때는 해당 장관들이 모두 참가해야 할 것인지 재무장관이 이들 모두를 대신해 독자적으로 참가할 것인지 등에 대한 문제도 간단치 않다.

어쨌거나 오늘날과 같이 통합되고 상호의존적인 세계경제구조하에서는 세계경제의 주요 문제를 협의하고, 이에 대응

하는 지배구조로서 G20 정상회의보다 나은 대안을 현실적으로 찾기 어렵다고 판단된다. 따라서 G20 정상회의가 보다 유효한 지배구조로서 발전해 나갈 수 있도록 여기에 참여하는 각국이 공동의 책임의식을 가지고 위원회의 구성, 사무국의 설치, 효율적 의사결정방식 등에 대해 합의해 나가야 할 것으로 보이며, 이에 실패할 경우 G20은 APEC 정상회의와 같은 형식적 협의체로 전락할 가능성도 있다. 이렇게 될 경우 세계경제 문제는 협력적이기보다 대립적으로 풀려나갈 가능성이 많으며, 결국 미국과 중국, 그리고 서구와 아시아의 대립적·경쟁적 관계로 세계경제의 불안정이 커질 수 있는 가능성을 안게 된다.

국제통화제도는 전 세계 시민과 경제참여자들이 공동으로 소유하고 또한 동시에 이의 지배를 받는 지구촌의 공동의 자산이자 제일 중요한 제도(institution) 중의 하나이다. 오늘날의 지구촌 경제상황에 비추어 현재의 제도가 더 이상 적절하지 않다면 이에 대한 개편 방향 역시 G20의 주요 어젠다로 다루어져야 할 것이라고 생각한다. 사르코지 프랑스 대통령은 이미 내년도 의장국으로서 프랑스 G20 정상회의에서 국제통화제도의 개편을 주요 의제로 다루겠다고 공언한 바 있다. 1944년 브레튼우즈 모임에서 44개국의 대표가 모여 새로운 국제통화질서에 대해 토의하고 브레튼우즈 체제를 출범시켰지만, 당시 실제로는 미국과 영국의 재무성 대표들이 주도하여 이 체제를 출범시키게 되었다. 그때와 비교해 지금 세계경제와 금융시장의 모습은 판이하게 달라졌다. 세계경제의 성장축과 경제력, 교역구조는 다극화하고 있으며, 아시아 경제의 비중은 그때와 비교하여 훨씬 커졌고 향후 그 비중은 더욱 빠르게 늘어날 것이다.

세계경제의 중심축은 향후 점차 다극화되어 갈 것이다. 국제통화제도도 결국 현재의 미국 주도의 제도에서 보다 균형되고 안정적인 제도로 개편되어 나가야 하며, 또한 세계자본시장이 통합되고 자본의 흐름이 급변하는 상황에서 신흥개도국들의 이익과 우려가 적절히 반영될 수 있는 제도로 나가야 한다. 파운드화 중심의 국제통화제도가 달러화 중심의 제도로 전환되어 갈 때 영국과 미국 정부의 협력적 관계가 없었다면 영국경제가 훨씬 더 큰 어려움을 겪고 국제금융시장이 더욱 불안해졌을 것이다(Schenk[2010]). 마찬가지로 달러화의 비중과 중요성이 하락하게 되는 과정에서 미국과 유럽 그리고 중국을 포함한 아시아 국가들의 신중한 협력이 없게 된다면 미국경제는 향후 큰 어려움을 겪게 될 것이고 이로 인한 세계경제의 불확실성은 높아질 것이다. 또한 오늘날 국제통화제도의 개편은 단순히 정부가 주도하는 것이 아니고 시장 스스로 선택하는 측면도 크기 때문에 결

국 이 제도의 개편은 점진적인 과정을 거쳐 나가야 할 것이다. 그러나 주요국 정부들의 의지와 협력 없이는 결국 개편은 지연되고 세계경제의 불확실성은 지속되며 또 다른 위기의 가능성은 높아지게 될 것이다.

결국 이러한 관점에서 국제통화제도의 개선을 위해 중단기적으로 개선해 나가야 할 과제와 장기적으로 개선해 나가야 할 문제로 나누어 세계가 이에 대해 전략적으로 접근할 필요가 있다고 생각된다. 필자의 견해로는 중단기적으로 접근해 나가야 할 문제는, 첫째 IMF의 기능과 역할을 개편하는 것이다. IMF의 재원을 확충하고, 지배구조를 개편하며, 각국의 거시정책 및 세계금융시장에 대한 감독 및 감시 기능 강화, 그리고 시스템 리스크(systemic risk)를 유발할 수 있는 신흥경제국들에 대한 대출제도를 개선하는 것이다. 둘째, SDR의 배분 및 사용의 확대와 이를 통해 현재 달러 위주의 시스템에서 복수통화의 시스템으로의 점진적인 전환을 시도해 보는 것이다. 그리고 이러한 방향과 이를 위한 구체적 방안들을 G20에서 합의하여 IMF 및 여타 국제경제기구들을 이에 맞게 개편해 나가는 것이다. 또한 이러한 과정에서 세계경제가 안정적으로 성장해 나갈 수 있도록 G20을 통해 거시경제정책의 협의와 협력을 강화해 나가고 경상수지의 불균형 문제를 조정해 나가는 것이다. 이를 위해서는 G20 회원국들 간의 합의가 구속력을 가질 수 있도록 상호 간의 감시(peer pressure)와 제도적인 압력을 행사할 수 있는 장치들을 설립해 나가야 할 것으로 보인다.

장기적으로는 국제통화제도의 보다 근본적인 개편을 준비해 나갈 필요가 있다고 생각된다. 2010년도 서울 정상회의에서 논의하는 글로벌 금융안전망의 구축은 그 자체로서 국제통화질서를 부분적으로 개선하는 효과는 있겠지만 근본적인 해결방안은 결코 제시하지 못할 것이다. 장기적으로는 보다 근본적인 개혁의 그림을 G20 정상회의를 통해 그려보는 것이 좋을 것이라 생각된다. 마침 사르코지 프랑스 대통령이 내년도 G20 정상회의에서 국제통화제도의 개편을 주 의제로 삼겠다고 공언한 바 있으므로 프랑스 정상회의를 계기로 이에 대한 구체적인 토의의 진전이 있기를 기대한다. G20 정상회의 산하에 국제통화제도 개혁에 대한 위원회를 만들어 이에 대한 안을 준비하는 것도 한 방법이 될 수 있을 것이다. 물론 여기에서 금방 새로운 합의안이 나오거나 향후 추진 계획이 나오기를 기대하기는 어렵겠지만 장기적인 시간을 두고 각국 대표들 간 그리고 국제경제학자들 간의 심도 있는 토의와 논쟁을 거쳐 나가면서 새로운 제도를 준비해 나가는 것이 장기적으로 보다 안정적이고 공정하며, 효율적인 제도를 만드는 길이 될 수 있다. 그리고 그것이 G20 정상회의가

세계경제 문제에 대한 최고협의체로서의 역할에도 부합한다고 생각된다.

Ⅴ. 맺음말

새로운 세력이 부상할 때 세계는 늘 갈등과 격동에 휘말려 들곤 했다. 앞서도 지적했듯이 지난 약 20년간 우리가 경험하고 있는 세계경제의 역학구도, 교역 및 금융 환경, 경제구조의 변화는 과거 역사상 어떤 세계경제구조 변화보다 빠르게 일어나고 있다. 따라서 갈등의 소지와 세계경제의 불안정성, 그리고 미래에 대한 불확실성 또한 과거 어느 시대에 비해 크다고 할 수 있다. 그러나 동시에 지금은 과거 어느 때에 비해 국가 간 협의체라는 것이 잘 구성되어 있어 이러한 잠재적 갈등을 국가 간 협의, 나아가서 국제적 공조로 풀어나갈 수 있는 길도 넓혀져 있다. 세계가 이러한 제도(institutions)를 성공적으로 활용하고 이러한 협의체를 더욱 실효성 있는 제도로 발전시켜 나갈 수 있도록 공동의 책임의식을 가지고 제도적 장치를 보강해 나간다면 향후 세계경제는 안정적인 환경에서 번영을 지속해 나갈 수 있을 것이다. 만약 그렇지 못할 경우 세계경제의 불안전성과 불확실성은 확대되고 또 다른 위기의 가능성은 높아질 것이다.

지난 한 세기 동안, 가까이는 지난 20~30년 동안, 지구촌에서 많은 국가들의 국내 정치체제가 민주화되었고 또한 이미 민주화된 서구 선진국들에서는 민주화가 더욱 심화됨으로써 권력이 분산되고 국가의 실질적 경영에 다양한 세력들이 참여하게 되었다. 최고권력자에 의한 '통치'로부터 국가 구성원 간의 '협치'라는 새로운 지배구조가 발전·정착되어 가고 있다. 이제 지구촌에서도 슈퍼파워의 시대에서 다극화의 시대로 넘어가고 있으며, 이는 결국 지구촌의 문제도 점차 '협치'에 의해 풀어갈 수밖에 없는 시대로 들어가고 있다는 것을 시사한다.

이러한 협의체로서의 G20 정상회의의 출범은, 비록 그것이 세계금융위기로 촉발되긴 했으나, 세계경제의 미래를 위해 긍정적이며 다행스러운 진전이다. G20이 세계경제의 최고협의체로 확고히 자리잡고 유효한 지배기구(governance body)로서의 역할을 할 수 있을지는 아직 미지수로 남아 있으나 이에 대한 기대는 가질 수 있다고 생각된다. G7 정상회의가 매년 정기적으로 회합을 갖기로 합의하기까지는 13년이 걸렸다. 반면, G20 정상들이 매년 회의를 정기적으로 갖기로 합의한 것은 이 회의체가 출범한 지 불과 1년 만에 이루어졌다. 그만큼 세계경제의 유효한 지배구조에 대한 필요성이 확고하다는 것을 반영한다고 볼 수 있다. G20이 향후 유효한 협의체로 자리 잡기 위해서

는 회원국들뿐 아니라 이 회의에 참여하지 못한 개도국, 신흥경제국들이 이 회의 결과에 대해 공감하고 그들의 지지도 얻을 수 있어야 하며, 지금 세계가 당면하고 있는 주요 경제문제들을 각국의 정치적 이유로 피하지 말고 이들에 대한 신뢰성 있는 해결방안을 제시할 수 있어야 한다.

본 논문에서 논의했듯이 지금의 국제통화제도는 과거 금본위제도나 브레튼우드 체제와 같이 규칙과 규범(rule and order)에 의해 작동하는 제도가 아니고 각국의 자유로운 외환·환율 제도의 채택에 의해 운용되고 있는 무제도(non-system)나 다름이 없다. 이러한 제도가 안정적으로 작동하고, 또한 이 제도하에서 세계경제의 불균형을 성공적으로 조정해 나가기 위해서 무엇보다 중요한 것은 국가들 간의 정책협력이다. 환율정책, 재정·금융정책, 나아가서 구조조정에 대한 정책들을 주요국들(특히 미국, 중국, 유럽)이 서로 협의하고 조정 방향에 대해 합의하며 이를 실천해 나갈 때 세계경제는 지금 가지고 있는 제도의 취약성을 보완하고 보다 안정적인 성장경로를 달릴 수 있을 것이다. 또한 현재 세계가 가지고 있는 국제통화, 금융제도의 취약성과 부적절성을 개선해 나가기 위한 제도 개편을 위해서도 국제간 협의, 합의를 이루고 이를 추진해 나갈 수 있는 유효한 기구 혹은 협의체의 구성은 반드시 필요하다.

이제 더 이상 G7은 이러한 문제들을 협의하고 추진해 나갈 수 있는 적절한 협의체라고 할 수 없다. 새로이 출현한 G20 회의에서 이러한 문제들을 논의하고 협력해 나가야 할 것이다. 그러나 G20 회의가 이러한 역할을 성공적으로 해내고, 향후 세계경제 지배구조의 중심 협의체로 자리 잡기 위해서는 상호평가(mutual assessment) 기능의 강화, 사무국의 설치, 위원회의 운영 등 이 회의체의 실효성을 높일 수 있는 많은 제도적 장치가 보완되어야 할 것으로 보인다.

참 고 문 헌

Benigno, Gianluca, "Challenges for the Dollar as Reserve Currency," 2010.

Bergsten, C. Fred, "The Dollar and the Deficits: How Washington Can Prevent the Next Crisis," *Foreign Affairs*, Vol. 88, No. 6, November/December 2009.

Carney, Mark, "The Evolution of the International Monetary System," Remarks to the Foreign Policy Association, New York, November 2009.

Clark, Peter B. and Polak, Jacques J., "International Liquidity and the Role of the SDR in the International Monetary System," IMF Working Paper, WP/02/217, prepared by Research Department, International Monetary Fund, December, 2002.

Cooper, Richard N., "Global Imbalances: Globalization, Demography, and Sustainability," *Journal of Economic Perspectives*, 2008.

Driffill, John, "The Fall-back Position," Paola Subacchi, and John Driffill (eds.), in *Beyond the Dollar: Rethinking the International Monetary System,* London, A Chatham House Report, 2010.

Eichengreen, Barry and Sussman, Nathan, "The International Monetary System in the (Very) Long Run," IMF Working Paper, WP/00/43, Prepared by Research Department, International Monetary Fund, March, 2000.

Heinbecker, Paul, "G20 Relations with the UN, Other Insitutions and Major Issues," in Colin Brad ford and Wonhyuck Lim (eds.), *The New Dynamics of Summitry: Institutional, Policy and Political Innovations for G20 Summits*, Korea Development Institute, 2010.

IMF, "The Fund's Mandate-Future Financing Role," prepared by Finance, Legal, Monetary and Capital Markets, Research, and Strategy, Policy, and Review Departments, International Monetary Fund, SM/10/72, March 2010a.

IMF, "Reserve Accumulation and International Monetary Stability," prepared by the Strategy, Policy and Review Department, International Monetary Fund, SM/10/86, April 2010b.

IMF, "Reserve Accumulation and International Monetary Stability: Supplementary Information," prepared by the Strategy, Policy and Review Department, International Monetary Fund, SM/10/86, April 2010c.

Kenen, P. B., "Reforming the Global Reserve Regime: The Role of the Substitution Account," Paper presented at the 2010 Bellagio Conference, Stockholm: January 2010.

Krugman, Paul R. and Maurice Obstfeld, *International Economics —Theory & Policy*, 8th Edition, Pearson International Edition, 2009.

Lin, Justin Yifu, "A Global Economy with Multiple Growth Poles," paper presented in Busan: Korea, The World Bank, June 2010.

Mateos, Y. Lago, Rupa Duttaqupta, and Rishi Goyal, "The Debate on the International Monetary System," International Monetary Fund Staff Position Note, SPN/09/08, November 2009.

North, Douglass C., *Institutions, Institutional Change and Economic Performance*, Cambridge University Press, 1990.

Obstfeld. M, J. Shambaugh, and A. M. Taylor, "Financial Stability, the Trilemma, and International Reserves," NBER Working Paper 14217, August 2008.

OECD, "Governance in the 21st Century," 2001.

Patrick, Stewart, "The G20: Shifting Coalitions of Consensus Rather Than Blocs," in Colin Brad ford and Wonhyuck Lim (eds.), *The New Dynamics of Summitry: Institutional, Policy and Political Innovations for G20 Summits*, Korea Development Institute, 2010.

Reinhart, C. M. and K. S. Rogoff, *This Time Is Different: Eight Centuries of Financial Folly*, Princeton: New Jersey, Princeton University Press, 2009.

Rodrik, D., "The Social Cost of Foreign Exchange Reserves," *International Economic Journal*, Vol. 20, No. 3, 2006.

Schenk, Catherine R., "Lessons from History," A Chatham House Report, 2010, pp.16~22.

Subacchi, Paola and John Driffill (eds.), *Beyond the Dollar: Rethinking the International Monetary System*, London: A Chatham House Report, 2010

Truman, Edwin M., "The International Monetary System and Global Imbalances," Remarks Delivered at the conference on the International Monetary System: Looking to the Future and Lessons from the Past, December 15, 2009

UN, "Report of the Commission of Experts of the President of the United Nations General Assembly on Reforms of the International Monetary and Financial System," New York, United Nations, June 2009, pp.92~113.

Zhou, X., "Reform of the International Monetary System," Speech Available at, March 2009. http://www.pbc.gov.cn/English//detail.asp?col=6500&ID=178.

『韓國開發硏究』 국문투고규정

1. 本『韓國開發硏究』에 게재되는 논문은 경제학분야의 독창적인 학술논문으로서 한국의 경제정책에 대한 함의가 있는 논문을 주 대상으로 한다.
2. 본지에는 이미 타 학술지에 발표된 연구물의 전재 또는 그와 동일한 내용의 번안 내지 요약물은 일체 게재하지 않는다.
3. 동일 주제의 연구물은 당호로 완결하며 분할게재하지 않음을 원칙으로 한다.
4. 논문기고자의 자격에는 제한을 두지 않는다.
5. 논문의 언어는 국문 또는 영문으로 한다.
6. 논문에 수록된 모든 표와 그림, 참고문헌은 영문 작성을 원칙으로 한다. 단, 국문 참고문헌의 경우에는 영문 제목이 있을 경우에만 이를 영문으로 작성하며, 영문 제목이 없는 경우에는 국문으로 작성한다.
7. 국문 논문의 경우에는 영문초록 500단어 이상, 국문초록 100단어 이상으로 작성해야 하며, 영문 논문의 경우에는 영문초록과 국문초록 모두 100단어 이상으로 작성해야 한다.
8. 논문을 대표할 수 있는 핵심단어(key word) 5개 이하, JEL 코드, 논문 제목이 투고 시에 국문과 영문으로 함께 제출되어야 한다.
9. 모든 저자의 성명과 소속, 거주지 주소, 이메일 주소가 투고 시에 국문과 영문으로 함께 제출되어야 하며, 저자가 공동일 경우 기여율이 높은 순서에 따라 저자를 표시한다.
10. 투고된 원고의 게재 여부는 본지 편집위원회 규정에 정해진 심사절차를 거쳐 결정한다.
11. 투고 및 기타 본지에 관한 모든 사항의 연락처는 다음과 같다.

■ 연락처

▶ 우편번호 : 130-740

▶ 주　　소 : 서울특별시 동대문구 회기로 49,
한국개발연구원 韓國開發硏究 編輯委員會

▶ 투　　고 : kdijournal@kdi.re.kr　(02)958-4322

Guidelines for Manuscript Submission to the KDI Journal of Economic Policy

1. The manuscripts published in the KDI Journal of Economic Policy are creative academic papers on all areas of economics that contain implications about Korea's economic policies.
2. Manuscripts that have been published in other journals, or their translation or summaries will not be accepted.
3. Manuscripts with one theme will be published in one volume.
4. No particular qualifications are required for the author(s) shown in the title page.
5. Manuscripts should be written in Korean or English.
6. Manuscripts written in Korean should attach an abstract in English with more than 500 words, and manuscripts in English should have abstracts written in both Korean and English with more than 100 words, respectively.
7. Five key words representing the manuscript should be suggested followed by summary. The first page should display theme words, JEL code, title, name and position of the author(s), and full postal address and e-mail address in English, followed by same information in Korean on the second page.
8. The manuscripts with more than one author should display names in order of their contribution.
9. Decision for publication is considered after due review process according to the regulations of the KDI Journal of Economic Policy by the board of editors.
10. All tables and figures should be written in English.
11. Contacts for further information regarding submission to the KDI Journal of Economic Policy are as follows:

▶ Postal code : 130-740

▶ Korea Development Institute
49 Hoegiro, Dongdaemun-gu, P.O.Box 113 Seoul, Korea.

▶ For Manuscript Submission
Email at : kdijournal@kdi.re.kr(82-2-958-4322)

국문원고작성요령

1. 논문의 언어는 국문 또는 영문으로 하고 원고는 A4용지에 작성하며, 글씨체는 휴먼명조, 글자크기(본문기준) 10.5p, 행간 17.3p로 작성한다(아래아한글 기준).
2. 기본적으로 한글 작성을 원칙으로 하며 아래와 같은 경우 한자를 섞어서 작성할 수 있다.
   1) 한자의 사용은 원칙적으로 학술용어, 전문용어, 고유명사, 그리고 뜻 파악에 혼동이 있을 경우에 한한다.
   2) 문장의 시각적 효과를 고려하여 중심어구인 경우에는 한자를 사용할 수 있다.
   3) 한글로 표기했을 경우 뜻이 분명치 않거나 문맥을 빨리 이해할 수 없을 때도 한자를 사용할 수 있다.
3. 문자 중 부득이 로마자나 기타 외국문자를 써야 할 때에는 다음 사항에 유의해야 한다.
   1) 인명, 지명 등의 고유명사는 머리글자만 대문자로 적고, 단체・기구명의 약어인 경우는 모두 대문자로 적는다.
   2) 지명은 '외래어 표기법'에 따라 원지음을 국문으로 그대로 적는다.
   3) 본문 중의 숫자는 아라비아숫자로 쓰는 것을 원칙으로 한다. 그러나 문장의 흐름상 설명적 표현이 효과적인 때나 단위가 높은 수가 문장 중에 들어가야 할 때는 한글 또는 한자를 섞어 사용한다.
4. 본문 중에 사용하는 용어나 단위, 인명, 전문술어 등은 전체를 통해 일관성 있게 사용하여야 한다.
5. 본지에서는 'Ⅰ' '1.' '가.' '1)' '가)'의 순서로 장・절을 표기한다.
6. 모든 표와 그림은 영문으로 작성해야 하며, 본문과의 사이에 1행을 비우고 작성한다.
7. 신문기사의 인용은 신문의 題號와 발행일자만을 표시하며, 題號는 단행본의 책명처럼『 』로 표시하고 쉼표를 찍는다. 외국 신문의 경우 발행지를 밝힐 필요가 있을 때에는 題號 다음에 묶음표를 곁들여 발행지를 밝힌다.
   <예> ①『조선일보』, 2003. 5. 27.
   ② *New York Times*, 15 May 2003, sec. 4, p.11; Le Monde(Paris)
8. 참고문헌
   1) 모든 참고문헌은 영문으로 작성하는 것이 원칙이며, 국문 참고문헌의 경우, 영문 제목이 없는 경우에 한하여 국문으로 표기한다.
   2) 국문으로 된 참고문헌은 가나다순(인명, 기관명)으로 먼저 기재하고(한자로 표기한 외국문헌도 이에 준함), 이어서 서양문헌을 ABC순(last name, 기관명)으로 기재한다.
   3) 저자명이 같은 자료들은 한데 묶어 정리한다.
   <예> ① 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.
   ② Taylor, Lance, *Macro Models for Developing Countries*, New York: McGraw-Hill Book Company, 1979.
   ③ Leibenstein, Harvey, "Entrepreneurship and Development," *American Economic Review*, Vol.58, No.2, May 1968, pp.35~53.
   ④ 한국은행,『경제통계연보』, 1978.
   _____,『기업경영분석』, 1980.

Guidelines for English Manuscripts Preparation

1. Manuscripts must be prepared in Korean or English on A4 paper using the "Book Antiqua" font, size 10p, and space between lines of 17.3p (based on MS-word processor)
2. When Romanization or other foreign languages are needed, author must comply with the following: The first word of proper nouns, such as names of people and geographical locations, must begin with a capital letter. And, abbreviation of names of groups and organizations must be written inall capital letters.
3. Terms, units, name of people, and terminology must maintain consistency throughout the whole manuscript.
4. The main body should be divided into the following order: Ⅰ 1, 1), Ⅱ 1

   Ⅰ Introduction

   1. The Model

      1) Previous Research

   2. Mathematical Models

   Ⅱ Data
5. Tables must be numbered with Arabic numerals. Tables must be placed in the middle of the page.Tables must be self-contained, in the sense that the reader must be able to understand them. Each table must have a title followed by a descriptive legend. Authors must check tables to be sure that the title, column headings, captions, etc., are clear and to the point.
6. Figures must be numbered with Arabic numerals. Figures must be placed in the middle of the page. A figure's title should be part of the caption. Figures must be self-contained. Each figure must have a title followed by a descriptive legend.
7. References

   1) References in Korean must be displayed in the Korean alphabetical order (name of people and organizations). When Korean reference has English-translated title, both titles must be displayed simultaneously. Foreign reference written in Chinese characters must follow the same rule. In addition, foreign references must be displayed in alphabetical order (last name, organization name).

   2) References with the same author must be displayed together.

   <Ex> ① 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.

   ② Taylor, Lance, Macro Models for Developing Countries, New York: McCraw-Hill Book Company, 1979.

   ③ Leibenstein, Harvey, "Entrepreneurship and Development," American Economic Review, Vol.58, Bo2, May 1968, pp.35~53.

KDI 圖書會員制 案內

■ 회원에 대한 특전

▶ 본원에서 발행하는 모든 간행물을 우송하여 드립니다.
(단, 내부자료 및 배포제한자료는 제외)

▶ 본원이 주최하는 각종 행사(세미나, 정책토론회, 공청회 등)에 참가하실 수 있습니다.

▶ 회원가입 기간 중에 연구보고서(인쇄물)를 KDI 홈페이지에서 추가로 구매하실 경우 10%의 가격할인을 받으실 수 있습니다.

■ 회 비

▶ 개인회원: 10만원 / 기관회원: 30만원

■ 가입방법

▶ 홈페이지에서 등록하고 지로용지로 가까운 금융기관에 납입
(지로번호: 6961017)

▶ 또는 우리은행 KDI계좌로 납입
(계좌번호: 254-012362-13-145)

■ 문 의 처

▶ 서울특별시 동대문구 회기로 49 우편번호: 130-868

▶ KDI 발간자료 담당자(Tel. 958-4312)

KDI 도서판매처

■ 서 울

▶ 교보문고(강남점 정부간행물코너) Tel. 530-0329

▶ 교보문고(광화문점 정부간행물코너) Tel. 397-3629

▶ 영풍문고(강남점 정치경제코너) Tel. 6282-1353

▶ 영풍문고(종로점 정치경제코너) Tel. 399-5632

KDI Book Club Membership Information

■ Privilege of Membership

▶ Members will receive all periodicals published by KDI. (Excluding internal-only materials or others with distribution limitation)

▶Members will be automatically invited to various events held by KDI, including seminars, policy seminars, and hearings.

▶ Members will enjoy a ten percent discount on additional purchase of research monographs (printed material) via KDI website.

■ Membership Fee

▶ Individual: ₩100,000 yearly / Organization: ₩ 300,000 yearly

■ Member Registration

▶ Registration via KDI website. Use the GIRO document to pay the fee. (GIRO number: 6961017)

▶ Bank transfer account: Woori Bank (KDI Account #: 254-012362-13-145)

■ For further information

▶ Address: Hoegiro 49, Dongdaemun-gu, 130-012 Seoul, Korea

▶ Contact: 02-958-4318

Where to purchase KDI publications

■ Seoul

▶ Kyobo Bookstore (Kangnum, Section for government publications) TEL: 02-530-0329

▶ Kyobo Bookstore (Gwanghwamun, Section for government publications) TEL: 02-397-3629

▶ Young Poong Bookstore (Kangnam, Section for politics, economy)

▶ Young Poong Bookstore (Jongno, Section for politics, economy)