Vol. 33 No.2 / ISSN 1738-656X

韓國開發研究 2011 Ⅱ

KDI Journal of Economic Policy

| Analysis on Korea's Economic Volatility: Focusing on the Role of the Service Industry
..... LEE, Jaejoon
우리나라 경기변동의 안정성 분석: 서비스산업의 역할을 중심으로

| Stock-based Managerial Compensation and Risk-taking in Bank
..... Eunjung Yeo · Kyoung-Soo Yoon · Hojun Lee
은행 임원의 주식기준 보상과 위험추구

| Restoring the Role of Credit Rating Agencies as Gatekeepers
..... CHO, Sungbin
신용평가기능 개선을 위한 과제

| A Study on Demand-side Wage Subsidy
..... YOO, Hanwook
노동수요 측면의 임금보조정책 연구

| A Political Economic Analysis of Environmental Policy, Redistributive Policy, and Economic Growth
..... KIM, Jaehoon
환경정책, 재분배정책, 경제성장에 관한 정치경제학적 분석

40 KDI

韓國開發硏究
KDI Journal of Economic Policy

KDI Journal of Economic Policy is a quarterly published professional journal dealing with academic and policy issues related to the Korea's economic development in all economic areas. The Journal welcomes creative papers that have implications on Korea's economic policy. Papers should be written in Korean or English.

The Journal was first published on March 1979, with an aim to disseminate the research results of KDI not only to experts at universities and other institutes, but also to policymakers and the general public. The journal was published semi-annually between 2000 Ⅰ and 2009 Ⅱ, and then resumed quarterly publication with 2010 Ⅰ issue. Until August 2001, papers or thesis carried in the Review were written by fellows at KDI only, but since then, the Journal has actively encouraged any submission by researchers at home and abroad who have interest in the Korean economy. An active participation of researchers with diverse perspectives is highly encouraged.

The content of papers published in the Journal is a personal opinion of each author, and not subject to the direction of the KDI Journal of Economic Policy.

Editor-in-Chief :	Kim, Dongseok	(Senior Research Fellow at KDI)
Managing Editor :	Chung, Wankyo	(Research Fellow at KDI)
Editors :	Choi, Yongseok	(Professor at KyungHee University)
	Chun, YoungJun	(Professor at Hanyang University)
	Eun, CheolSoo	(Professor at Georgia Institute of Technology)
	Hahm, Joonho	(Professor at Yonsei University)
	Hahn, Chinhee	(Professor at Kyungwon University)
	Hwang, Haeshin	(Professor at Texas A&M University)
	Jo, Dongho	(Professor at Ewha Womans University)
	Joh, SungWook	(Professor at Seoul National University)
	Kim, Daeil	(Professor at Seoul National University)
	Kim, InGyu	(Professor at Hallym University)
	Kim, Woochan	(Professor at KDI School of Public Policy and Management)
	Koh, Youngsun	(Senior Research Fellow at KDI)
	Lee, Bongsoo	(Professor at Florida State University)
	Lee, Chulhee	(Professor at Seoul National University)
	Lee, Jongwha	(Professor at Korea University)
	Park, ChangGyun	(Professor at Chung-Ang University)
	Park, WonAm	(Professor at Hongik University)
	Shin, Inseok	(Professor at Chung-Ang University)
	Shin, Kwanho	(Professor at Korea University)
	Shin, Sukha	(Research Fellow at KDI)
	Song, YoungNam	(Professor at Chonbuk National University)
	Tcha, MoonJoong	(Senior Research Fellow at KDI)
	Yoo, Gyeongjoon	(Senior Research Fellow at KDI)
Administration :	Ahn, Hyunhee	(Research Specialist at KDI)

韓國開發硏究
KDI Journal of Economic Policy

Contents

1 우리나라 경기변동의 안정성 분석: 서비스산업의 역할을 중심으로 …… 이재준 / 1

Analysis on Korea's Economic Volatility: Focusing on the Role of the Service Industry … LEE, Jaejoon

2 은행 임원의 주식기준 보상과 위험추구…… 여은정 · 윤경수 · 이호준 / 41

Stock-based Managerial Compensation and Risk-taking in Bank … Eunjung Yeo · Kyoung-Soo Yoon · Hojun Lee

3 신용평가기능 개선을 위한 과제…… 조성빈 / 81

Restoring the Role of Credit Rating Agencies as Gatekeepers … CHO, Sungbin

4 노동수요 측면의 임금보조정책 연구…… 유한욱 / 111

A Study on Demand-side Wage Subsidy … YOO, Hanwook

5 환경정책, 재분배정책, 경제성장에 관한 정치경제학적 분석 …… 김재훈 / 145

A Political Economic Analysis of Environmental Policy, Redistributive Policy, and Economic Growth… KIM, Jaehoon

韓國開發研究
제33권 제2호(통권 제111호)

우리나라 경기변동의 안정성 분석: 서비스산업의 역할을 중심으로

이 재 준
(한국개발연구원 부연구위원)

Analysis on Korea's Economic Volatility: Focusing on the Role of the Service Industry

LEE, Jaejoon
(Associate Research Fellow, Korea Development Institute)

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

• Key Word: 경기변동(Business Cycle), 변동성(Volatility)
• JEL Code: E3, C1
• Received: 2011. 2. 15 • Referee Process Started: 2011. 2. 22
• Referee Reports Completed: 2011. 5. 9

ABSTRACT

This study discusses the phenomenon behind various forms of macroeconomic volatility faced by countries in terms of industrial structure through empirical analysis, and in the process attempts to validate the role of the service industry. The analysis shows that economic fluctuations in Korea have been significantly improved, mainly due to the country risk. However, Korea is still exposed to the impact of external shocks, which is attributable to the manufacturing-centered industrial structure. Under such industrial structure, it is inevitable for the Korean economy to be continuously exposed to macroeconomic fluctuations caused by global sectoral shocks. So, in order to alleviate business fluctuations, it is necessary to enhance the role of non-tradable sectors that account for most of the service industry.

본 연구는 거시경제적 변동성(macro-economic volatility)이 국가마다 다르게 나타나는 현상의 원인을 산업구조적 차원에서 실증분석을 통해 찾아보려는 시도이다. 특히 우리나라 경제에서 서비스산업이 차지하는 역할에 주목하여, 서비스산업이 경기변동성에 미치는 영향을 국내적인 산업구조 측면과 국가 간 비교를 통해 분석하였다. 분석 결과, 우리나라의 경기변동성은 국가위험도를 중심으로 과거에 비해 크게 개선되었으나 여전히 대내외적 충격의 영향에 노출되어 있으며, 이는 제조업 중심의 산업구조적 특성에 기인한 것으로 판단할 수 있다. 이러한 산업구조 하에서는 우리 경제가 대외부문 충격(global sectoral shock)으로 인한 거시경제적 변동에 지속적으로 노출될 수밖에 없다는 것을 의미하며, 구조적으로 나타나는 변동요인을 완화시키기 위해서는 서비스업이 대부분을 차지하고 있는 비교역재 부문이 상대적으로 활성화되어야 함을 시사하고 있다.

Ⅰ. 서 론

최근 세계적 차원의 경제위기의 여파로 대부분의 국가들은 일상적인 경기순환의 범위를 넘어서는 변동을 경험하고 있다. 그 변동의 폭과 지속기간은 국가마다 상이한 양상을 보이고 있는데, 일부 국가들은 위기의 영향을 적게 받고 비교적 쉽게 벗어나는 데 반해 어떤 국가들은 오랜 기간 동안 심각한 변동과정을 마무리하지 못하고 있다. 경제충격에 대한 반응양태는 기본적으로 충격의 종류와 성격에 의존하기도 하지만, 국가마다의 경제구조에 따라 다르다는 점도 간과할 수 없는 요인이다. 본 연구는 거시경제적 변동성(macroeconomic volatility)이 국가마다 다르게 나타나는 현상의 원인을 산업구조적 차원에서 실증적 분석을 통해 찾아보려는 시도이다.

일반적으로 거시경제적 변동성을 설명하는 가장 기본적인 요인으로 국가별로 상이한 경제발전단계 혹은 정치적 안정 및 제도의 성숙 정도에 따라 거시적 충격에 대한 대응능력이 차이가 난다는 점이 지적되고 있다. 한편, 국가마다 상이한 부존자원상태나 초기조건, 아니면 의도적으로 선택한 경제발전전략에 따라 특정 생산부문으로의 특화가 이루어진다고 할 때, 내재적으로 변동성이 심한 부문에 특화된 경제구조를 가진 국가일수록 특정 부문에서 발생하는 국부적 충격의 영향에 크게 노출될 수 있다는 점도 경기변동성을 설명하는 유력한 요인으로 볼 수 있다.

특히 우리나라의 경우 대외여건상의 충격에 기인한 경기변동이 상대적으로 크게 나타나고 있는 것으로 보인다. 이러한 현상은 제조업 중심의 수출부문이 GDP의 약 50%를 차지하고 있는 등 대외부문을 통한 교란요인이 전체 경기변동에 큰 영향을 미치는 구조적 현상일 가능성이 있다는 점에 주목할 필요가 있다. 이와 관련하여 Calvo(1998), Mendoza(1995) 등 경제위기의 전파과정에 대한 연구에 따르면, 대외부문의 충격이 대내적 경기변동의 상당 부분을 설명하고 있으며, 이러한 경향은 신흥시장국가일수록 강하게 나타난다고 한다. 최근 Loayza and Raddatz(2006)에서도 개방도가 높을수록 외부충격의 효과를 증폭시키는 경향이 있다는 점을 지적하고 있으며, Giovanni and Levchenko (2008)에서는 교역 비중이 높은 국가일수록 산출변동이 크게 나타나는 점을 확인하고 있다.[1)]

대외부문의 충격을 통한 교란이 경기

1) 특히 개도국의 경우 교역조건상의 충격이 경기변동에 미치는 영향이 크다는 점이 지적되고 있다. 다만, 일반적으로 거시경제의 불안정성을 결정짓는 데 대외부문 충격의 영향과 국내적 요인에 의한 것 중 어

변동의 주요 요인으로 작용하는 상황하에서는 통화 및 재정 정책을 통한 전통적인 경기안정대책의 효과는 상당 부분 제약될 수밖에 없으며, 거시경제적 안정성은 보다 구조적인 차원에서 접근해야 될 것으로 판단된다. 즉, 우리 경제의 경기변동성이 구조적인 원인에 의해 일정 부분 좌우된다면, 거시안정성을 강화하기 위해서는 단기적인 경기안정화 대책의 차원을 넘어 중장기적 차원의 산업구조적인 측면에서 접근할 필요가 있을 것이다.

본 연구에서는 산출변동으로 측정한 거시경제적 변동성을 앞에서 언급한 몇 가지 원천으로 분해하여 각각의 요인들이 전체 변동성에 어느 정도 기여하는지를 가늠해 보고, 이를 산업구조적 특성과 연관해서 설명하고자 한다. 특히 서비스산업이 우리나라 경기변동성에서 차지하는 역할을 중점적으로 살펴봄으로써 산업구조적인 측면에서 거시경제 안정성을 도모할 수 있는 정책적 시사점을 도출하고자 한다.

제II장에서는 경기변동성의 경제적 함의와 서비스산업이 경기변동성에 미치는 영향에 대한 기존의 연구문헌을 정리하고 본 연구의 기본방향을 설명하고 있다. 제III장에서는 실증적 자료 분석을 통해 국내 경기변동성의 변화과정과 서비스산업의 관련성을 살펴보고 있다. 제IV장에서는 국제비교를 통해 내재적으로 변동성이 작은 서비스 관련 생산부문으로의 특화가 이루어진 국가일수록 거시경제적 변동성도 작게 나타나고 있음을 보이고 있다. 특히 우리나라의 경우 과거에 비해 경기변동성이 크게 개선된 현상은 서비스업의 비중이 증가한 것이 한 원인으로 작용하였을 가능성을 제기하고 있다. 결론적으로 우리나라의 서비스 관련 생산비중은 선진국에 비해 아직 낮은 수준에 머물고 있다는 현실을 감안할 때, 향후 서비스산업의 생산성 증가를 통한 역할 증대는 중장기적으로 경제성장과 경기안정화를 동시에 도모할 수 있는 효과적인 방안이라는 정책적 시사점을 도출할 수 있을 것이다.

II. 거시변동성의 경제적 함의

1. 거시변동성의 일반적 함의

한 국가경제의 거시경제의 변동성(macroeconomic volatility) 혹은 경기변동성(business fluctuation)은 모든 국가들에서 관측되는 현상이며, 극히 일부의 선진

떤 요인이 지배적인가에 대해서 일치된 견해는 없는 것으로 알려져 있다. 참고로 Deaton and Miller (1996), Hoffmaister, Roldos, and Wickham(1998), Raddatz(2005) 등에서는 내부적 제반 여건과 대내부문에서 유발된 경제충격이 산출변동의 상당 부분을 설명하고 있다는 연구 결과를 제시하고 있다.

국가를 제외하고는 정책적으로 근본적인 해결을 추구해 왔던 주된 거시경제문제라 할 수 있다. 특히 국가 간 경제관계가 교역과 금융을 매개로 점차 밀접해지고 있는 현대 경제에 있어서 대내외적 요인에 의한 경기변동현상은 더욱 복잡한 양상으로 전개되고 있는 모습이다. 예를 들면 최근 들어 유가 등 국제 원자재 가격이 급등락하는 현상이 점차 빈번해지면서 교란요인으로 작용하고 있고, 금융위기로부터 촉발된 국제적 충격 및 수출수요의 급락에 기인하여 국내 경제가 심각한 침체에 빠지는 등 경기변동의 양상은 점차 심각해지고 있는 모습이다.[2)]

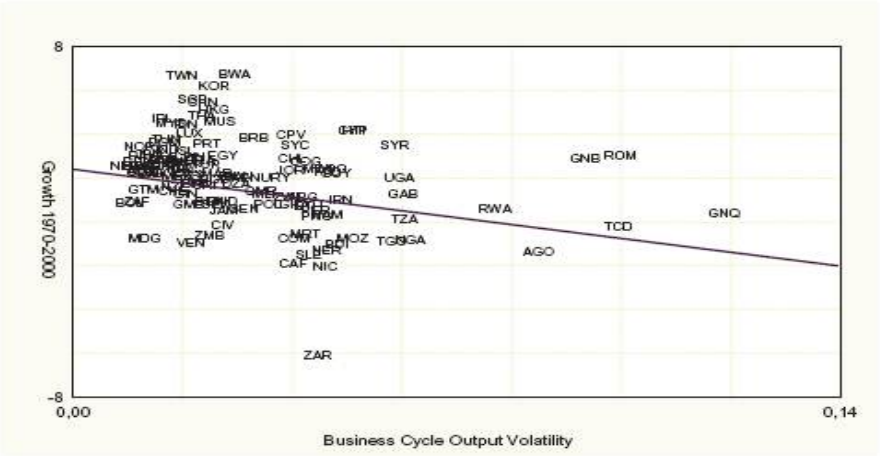
일반적으로 높은 경기변동성이 구조적으로 지속되는 경제구조를 가지고 있을 경우 그 자체가 국민경제상 후생손실을 초래할 뿐만 아니라, 장기적인 경제성장경로 혹은 잠재성장률에도 부정적인 영향을 미칠 수 있기 때문에 보다 많은 정책적 관심이 요구된다.[3)]

최근의 경제성장에 관한 연구문헌들에 따르면, 단기적인 총산출수준의 변동(output volatility)이 심할수록 경제성장에 부정적인 영향을 미친다는 연구 결과들이 보고되고 있어, 경기안정화에 대한 새로운 시사점을 제공하고 있다. 기존의 성장문헌에서는 단기적인 차원의 경기변동성과 장기의 경제성장 양자 간의 관계에 대해 침묵하거나, 이론상 관계가 유의하지 않다는 입장(Lucas[1987])이 지배적이었다. 즉, 장기적인 성장추세와 단기적인 경기순환은 독립적으로 움직인다는 인식이 상당 기간 지배적이었으며, 성장추세(growth trend)는 신고전파 성장모형으로 설명하고, 경기변동은 케인지안 거시모형으로 설명하는 방식이 주를 이루고 있었다. 1980년대 들어서 실물경기변동(real business cycle) 이론의 등장으로 그러한 이분법(dichotomy)은 대폭 완화되었으나, 여전히 경제성장의 패턴을 인식함에 있어, 장기적인 성장추세는 외생적 요인으로 설명하는 경향이 많으며, 기술진보에 있어서 확률적 충격의 영향으로 주요 경제변수들이 이러한 추세를 중심으로 변동하는 것으로 이해하는 것이 일반적인 분석틀이라고 할 수 있다. 그러나 근래 들어 경기변동성이 심화되는 것은 경제성장에 해롭다는 경험적 증거들이 발견되고 이에 대한 경제이론적인 설명이 시도되고 있다. 경기변동성과 성장 간의 경험적인 관계는 Ramey and Ramey(1995)에서 밝혀진 바 있는데, [Figure 1]에서 볼 수 있듯이 전 세계 92개 국가를 대상으로

2) 본 소절의 내용은 이재준(2009)의 내용 중 일부를 재인용한 것이며, 거시안정성과 관련된 보다 일반적인 내용은 상기 문헌을 참고하기 바란다.

3) 거시변동성이 후생에 미치는 영향은 이론적으로나 실증적으로 명확한 결론을 내리기 어려우며, 이에 대한 보다 자세한 내용은 Pallage and Robe(2003), Barlevy(2004)를 참고하기 바라며, 특히 소득불평등과 빈곤에 미치는 영향에 대해서는 Laursen and Mahajan(2005)을 참고.

[Figure 1] Business Fluctuation and Output Growth



Source: Quoted in Ramey and Ramey(1995).

한 분석 결과 경기변동성과 평균성장률 간에는 음의 관계가 있다.

경제이론적인 측면에서 내생적 성장이론(endogenous growth theory)의 최근 연구들을 종합해 보면, 장기성장은 다양한 요인(R&D 투자, 인적자본 등)에 의해 결정되며, 일시적인 변동요인(transitory disturbances)도 이러한 장기적인 성장요인의 축적과정에 영향을 미칠 수 있다는 것이다. 일시적인 교란요인의 원천이 실물부문이든 명목부문이든 가용자원에 영향을 미치고 이것이 다시 생산성 향상의 기회에 영향을 미친다면 성장경로에 항구적인 영향을 미칠 수 있다는 것이다. 이러한 과정을 거쳐 단기적인 경기변동이 장기성장에 영향을 미친다면, 장기 경제성장은 경제의 구조적인 요인에 의해서만이 아니라, 과거 안정화 정책이라고 불리던 것에 의해서도 영향을 받을 수 있다는 의미가 된다.

Ramey and Ramey(1995)에서 경기변동성과 경제성장 간에 역의 관계가 있다는 사실이 처음으로 알려진 이후 양자 간의 관계에 대해 상당한 연구가 이루어져 오고 있는데, Fatas(2000), Hnatkovka and Loayza(2005)에 의하면 이러한 거시변동성은 개도국에 심각한 영향을 미친다고 한다. 일반적으로 개도국의 거시변동성은 대외충격과 밀접히 연관되어 있으며, 특히 교역조건의 변동에 민감하다고 한다.

한편, 거시경제의 불안정성을 결정짓는 다양한 요인 중에서 대외부문 충격의 영향과 국내적 충격에 의한 것으로 대별할 때, 어느 요인이 지배적인가에 대해서도 일치된 견해는 없는 것으로 보인다. Calvo(1998), Mendoza(1995) 등에서는 위

기의 전파과정에 대한 연구를 통해 대외부문의 충격이 경기변동의 대부분을 설명하고 있으며, 이러한 경향이 신흥시장국가일수록 강하게 나타난다고 하는 반면, 반대로 Deaton and Miller(1996), Hoffmaister, Roldos, and Wickham(1998), Raddatz(2005) 등에서는 내부적 조건과 대내부문에서 유발된 충격이 산출변동의 상당 부분을 설명하고 있다고 한다. 이러한 연구 결과들을 종합하여 보면, 대외부문의 충격과 내부적 조건이 상호작용을 하면서 거시불안정성을 발생시키는 것일 가능성에 주목할 필요가 있다.

통상 경기변동성을 결정짓는 내부적 요인으로는 통화, 재정, 외환 정책 등 거시경제정책체계가 지적되어 왔다. 최근 들어서는 보다 구조적인 요인에 관심이 모아지고 있는데, 그 예로 시장구조와 제반 제도적 여건을 들 수 있다. 특히 최종재화시장과 생산요소시장에서의 경직성이 경제충격을 증폭시키는 역할을 한다고 알려져 있다. 한편, Acemoglu *et al.*(2003)은 경제위기 및 대내외 충격의 조정과정에 있어서 제도적 발전 정도가 유의하다고 한다. 이러한 연구성과에도 불구하고, 경기변동을 설명함에 있어서 국내의 경제구조적 특성이 얼마나 설명력이 있는지는 여전히 의문시되고 있으며, 한 국가의 경제충격에 대한 취약성 정도는 교역 및 금융 개방의 정도, 금융발전의 정도, 노동시장 유연성 등 국가별로 다양한 구조적 특성에 따라 다르게 나타난다고 생각된다.

특히 최근 들어 경기변동성 외에 다른 주요 거시변수의 변동성 간의 관계에 대한 연구가 활발해지고 있는데, 이 중 흥미로운 연구 결과 몇 가지를 언급하기로 한다. 산출수준의 변동성과 더불어, 인플레이션의 변동성 역시 경제성장을 저해하는 요인으로 지적되고 있다. 경제성장은 일반적으로 자본축적과 기술발전에 의해 이루어지는데, 인플레이션의 수준 및 변동성에 대한 불확실성이 높아질수록 자본투자로부터 기대할 수 있는 수익률은 저하되는 경향이 존재하며, 이러한 경로를 통해 높은 인플레이션의 변동성은 성장에 부정적 효과를 미친다는 것이다(Pyndyck and Solimano[1993]; Feldstein [1996]). 그 밖에도 인플레이션은 인적자본 및 연구개발 투자에도 부정적 영향을 미칠 가능성이 높은 것으로 알려져 있는데, Judson and Orphanides(1999)에서는 국제비교연구를 통해 인플레이션 변동성과 경제성장 간에 상당한 정도의 음의 관계가 있는 것으로 분석하고 있다.

이상 관련된 연구문헌을 정리하면, 거시적 차원의 불안정성은 대외충격에 대한 노출 정도, 불안정한 거시정책, 미시경제적 가격경직성, 취약한 제도적 기반 등의 요인들이 복합적으로 작용한 결과라 할 것이다. 이러한 거시적 변동성은 위험회피적인 경제주체들에게는 직접적으로 후

생비용을 부담시키는 것이며, 미래의 경제성장과 소득에 악영향을 미침으로써 부정적인 결과를 발생시키게 된다.

2. 경기변동의 안정성과 서비스산업의 역할

1980년대 이후 미국 등 주요 선진국의 경기변동성이 과거에 비해 상대적으로 축소되었으며, 이런 현상을 설명하기 위한 일련의 연구들이 진행되어 왔다. 이를 '경기안정화 가설(great moderation hypothesis)'이라고 하는데, 대부분의 선진국에서 거시경제지표의 안정성이 높아지고 있는 경험적 증거를 바탕으로 이에 대한 원인을 규명하는 몇 가지 경제이론적 시도를 지칭한다.[4] 이러한 경기변동성 감소의 원인으로 제시되는 요인들은 크게 세 가지로 분류된다. 첫째, 거시경제정책의 대응능력 향상, 특히 통화정책의 효과성 및 적시성의 개선(improved monetary policy)을 경기변동성 완화의 주요 원인으로 지적하는 이론이다. 둘째, 재고관리(inventory management)와 같은 생산관리기술의 발전이 경기의 진폭을 감소시키는 데 크게 기여하였다는 것이며, 세 번째 원인으로는 변동성이 상대적으로 낮은 정부 지출이나 서비스산업의 비중이 커지는 등 산업구조의 변화(sectoral shift)를 들 수 있다.

이러한 요인들이 경기안정화 효과를 갖는다는 경제학자들의 일반적인 추론에도 불구하고, 관련 연구 결과들을 살펴보면 경기안정화에 대한 이론적 및 실증적 연구의 결론은 확정적이지 않다. 최근의 변동성 감소가 구조적인 원인에 의한 것이 아니라 단지 외생적 충격의 빈도나 크기의 감소(smaller shocks)로 나타나는 현상일 뿐이라는 견해도 설득력을 얻고 있다. 한편, 이러한 경기변동성 감소에 대한 논의에서 산업구조의 변화는 상대적으로 덜 주목받고 있는데, 본 연구는 서비스산업화가 경기변동성 감소의 한 주요 원인으로 작용하였다는 가설에 초점을 맞추고 있다.

서비스산업은 제조업에 비해 내재적 변동성(intrinsic volatility)이 낮은 것으로 나타나며, 그 원인으로 아래와 같이 몇 가지 요인이 지적되고 있다. 우선 이와 관련한 실증연구로서 Peterson and Strongin (1996)에서는 300여 개의 제조업부문을 대상으로 분석한 결과, 내구재부문은 비내구재부문에 비해 약 3배 가량 변동성이 큰 것으로 나타나며, 서비스부문의 경기변동성은 제조업에 비해 낮게 나타나고 있음을 보고하고 있다.

이러한 현상이 나타나는 원인은 다음과 같다. 첫째, 서비스 생산물에 대한 소

4) IMF의 2007년 보고서 *Has the World Economy Become More Stable*?은 변동성에 관한 최근까지의 연구 결과를 반영하고 있으며, 변동성과 관련된 기타 연구문헌들은 이 보고서의 참고문헌을 참고하기 바란다.

비유에 경향이 재화에 비해 낮다는 점(Filardo[1997])인데, 이는 주로 서비스의 경우 생산과 소비 과정이 일체화되는 경향에 따른 것으로 알려지고 있다. Hill (2005)에 의하면, 서비스 생산이란 특정 경제단위(economic unit)의 행위에 의해 타 경제단위(혹은 소유물)의 상태를 변화시키는 행위이며, 이는 물리적 형태가 있는 재화 교환거래(exchange transaction) 방식과는 다르며, 생산과 소비가 동시에 진행되는 특성을 지니고 있다. 둘째, 서비스 생산에는 재고(inventory)가 존재하지 않기 때문에 공급 측면에서 제조업에 비해 생산조정이 완만하다는 특징을 가지고 있다. 통상 재고는 강한 경기동행성(pro-cyclical)을 지니고 있어 경기변동을 증폭시키는 데 영향을 준다. 셋째, 서비스업의 상당 부분은 비교역재적 성격을 가지므로 경쟁의 정도와 대외충격의 영향이 재화생산부문에 비해 낮다는 점도 경기변동성을 완화시키는 역할을 하게 됨을 추론할 수 있다. 넷째, 서비스업은 일반적으로 제조업에 비해 자본집약도가 상대적으로 낮으므로 변동성이 큰 고정자본형성과의 연관관계가 작고, 따라서 서비스산업의 비중이 증대할수록 고정자본형성 자체의 불안정성이 완화될 가능성이 있다.

그 밖에 서비스업의 특징으로 이질적(heterogeneity)이며, 독점적 경쟁구조를 형성할 가능성이 높다는 점, 가격경직성(price rigidity)이 높다는 점 등이 지적되며, 이러한 특징들은 대내외 충격의 영향을 축소시키는 방향으로 작용할 가능성이 높다. 특히 Cuadrado-Roura and V.-Abarca (2001)는 서비스업은 상대적으로 임금경직성이 높고 최종산출물의 가격도 높은 지속성(persistence)을 갖는 것으로 보고하고 있다.

이상 서비스산업의 경제적 특성을 감안하면, 국민경제에서 서비스산업이 차지하는 비중이 높아질수록 경기변동성은 개선될 것으로 예상할 수 있다. 관련 연구를 살펴보면, Diebold and Rudebusch (1991)에 따르면 제2차 세계대전 이후 미국의 경기변동이 안정된 주요 원인 중의 하나로 서비스산업의 비중 확대를 거론하고 있다. Lee(1996)에서는 미국을 대상으로 한 실증분석에서 서비스산업의 비중이 높은 지역일수록 고용 및 소득의 변동이 상대적으로 작다는 점을 발견하였다. 한편, Berman and Pfleeger(1997)에서는 대다수의 산업은 전체 경기변동과 같은 방향으로 움직이지만, 서비스업의 일정 부문은 경기변동에 민감하지 않다는 점을 지적하고 있다. 예를 들어 의약, 교육서비스, 보험업, 그리고 공공서비스부문은 경기변동성이 낮으며, 더구나 의료서비스는 경기침체기에 오히려 높은 성장세를 보임으로써 경기변동을 완충하는 역할을 하고 있는 것으로 나타나고 있다.

이하에서는 산업구조의 변화가 경기변

동성에 미친 영향에 초점을 맞추어 국내 경기변동성의 변화양상을 설명하고자 한다. 특히 서비스업의 비중 확대가 국내의 경기변동에 어떠한 영향을 미치는지, 그리고 국제적 비교를 통해 서비스업의 비중 변화가 국가별 경기변동성의 변화를 설명하는 데 유의한 요인으로 작용하는지를 분석하고자 한다.

Ⅲ. 국내 산업구조와 경기변동성

1. 우리나라 경기변동성의 추세

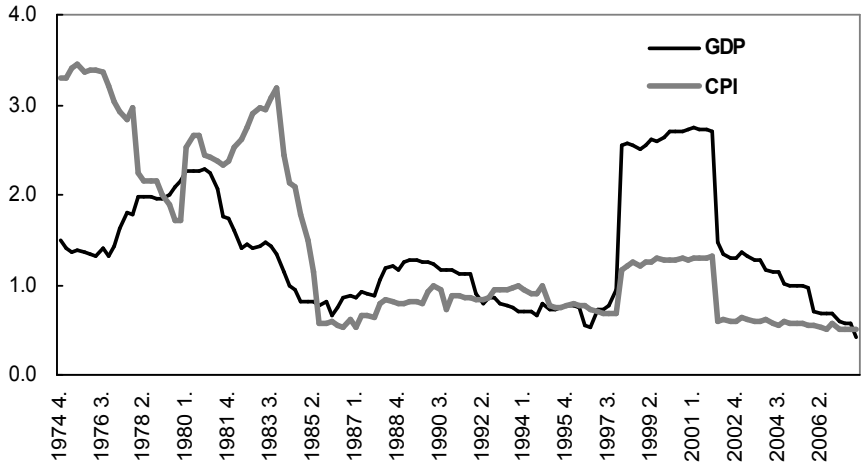
우리나라 경기순환과정에서 나타난 경기변동성의 정도를 살펴보면 1970년대 이후 지속적으로 완화된 것으로 나타나고 있다.[5] [Figure 2]에서 경제성장률의 표준편차를 4년 이동기간(rolling-window)으로 연속해서 계산한 결과, 경기변동성은 추세적으로 낮아지고 있다. 다만, 1980년과 1997년의 심각한 경기침체를 포함한 기간의 표준편차는 높은 수준을 보이는데, 이 두 기간을 포함하지 않는 나머지 기간은 경제성장률의 변동성이 추세적으로 완만히 낮아지고 있는 것으로 보인다. 특히 외환위기의 영향을 배제하기 위해 1997년 4/4분기부터 2000년 4/4분기까지를 제외하고 통계청의 공식순환주기를 기준으로 변동성의 변화를 살펴보면, 외환위기 이후 최근까지 현저히 감소한 것으로 확인된다(Table 1 참조).

[Figure 3]은 'Taylor Curve'라고 지칭되는 GDP 증가율의 변동성과 물가상승률의 변동성을 기간별로 동시에 나타낸 것이다. 우리나라의 경우 1980년대 기간 중 GDP의 변동성이 소폭 증가한 것을 제외하면 경제성장률뿐만 아니라 물가변수들의 변동성도 기간별로 감소하고 있는 것으로 나타나, 전체적으로 우리나라의 거시경제는 1970년대에 비해 안정화된 것으로 판단된다. 이러한 결과는 Davis and Kahn(2008)의 연구와 일치하는 것인데, 이 문헌에서는 대부분의 선진국가들의 국내총생산(증가율)의 변동성(volatility of aggregate economic activity)은 1980년대 이후 현저히 감소했으며, 이러한 변동성의 감소는 국내총생산으로 측정한 산출총량뿐만 아니라 인플레이션 측면에서도 크게 안정화된 것으로 나타나고 있다고 한다.

다만, 시계열상으로 볼 때 우리나라의 거시경제적 안정화가 추세적으로 이루어진 것과는 별개로, 2008년 이후 전개되었던 경제위기의 과정에서 우리 경제의 경기변동성이 큰 폭으로 확대된 바 있다. 특히 2008년 4/4분기의 경기급락세는

5) 이하 우리나라 경기변동과정의 안정성에 대한 주요 내용 및 자료는 이재준(2009)에서 인용하였으며, 상세한 내용은 동 문헌을 참고하기 바람.

[Figure 2] Standard Deviation of GDP Growth Rate and CPI Inflation (4-year Rolling-window)



Source: Bank of Korea, Calculated based on *National Accounts* by the writer.

<Table 1> Standard Deviaiton of CPI and GDP

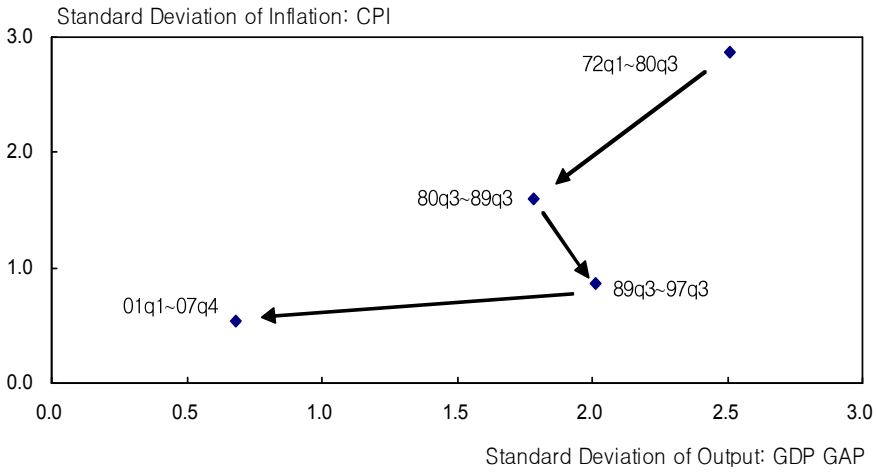
	CPI inflation	CPI-cyc[1)]	GDP growth rate	GDP-cyc[1)]
72q1~80q3[1)]	2.87	4.90	1.83	2.5
80q3~89q3	1.59	4.07	1.09	1.8
89q3~97q3	0.86	0.90	0.75	2.0
01q1~07q4	0.54	0.38	0.80	0.7
71q1~07q4	2.14	3.30	1.50	2.3

Note: 1) The Cyclical Component is extracted from B-P Filtering which drops data of 12 quarters from the initial data point. Therefore Cyclical components series start at the first quarter of 1973.
Source: Quoted in Jaejoon Lee(2010).

주요국과 비교하여 볼 때 가장 심각한 수준에 이르렀다. 우리 경제가 경험한 이러한 경기급락의 원인을 분석해 보면 다음과 같은 몇 가지 요인으로 설명될 수 있을 것이다.

첫 번째 요인으로는 당시 발생한 충격의 복합성을 들 수 있다. 2008년 초반 이후 국제유가의 급격한 상승으로 유가충격(oil shock)이 발생하면서 공급 측면에서의 교란이 진행되는 상황에서, 하반기

[Figure 3] Volatility Trend of CPI and Cyclical Component of GDP



Source: Quoted in Jaejoon Lee(2009).

미국 금융부문에서 시작된 충격이 세계적으로 확산되면서 대외수요가 급락하는 충격(external demand shock)이 중첩되었던 것으로 볼 수 있다.

두 번째 요인은 국내 경기상황과 관련되어 있는데, 당시 우리 경제는 2005년 이후 높은 수출 증가세를 시현하면서 경기확장국면의 마무리단계에 있었고, 상당한 수준의 재고가 누적되어 있는 상태였다. 따라서 재고누적의 부담은 부정적 충격에 의한 생산조정과정을 과다하게 진행시킨 한 요인으로 작용하였던 것으로 보인다.

세 번째 요인은 보다 구조적인 것으로, 우리 경제는 무역의존도가 높고, 수출 위주의 제조업이 전반적인 경기상황에 미치는 영향이 지나치게 크다는 문제이다.[6] 앞서 거론하였던 충격의 속성이 국제충격(global shock)임에도 불구하고 우리 경제의 변동성이 보다 크게 나타난 현상은 이러한 구조적 요인과 관련되어 있을 가능성이 높다. 즉, 경제구조상 무역의존도가 높고, 빈약한 부존자원으로 인해 원유의 존도가 다른 국가에 비해 상대적으로 높다는 구조적인 요인이 충격의 영향을 증폭시켰던 것으로 판단할 수 있을 것이다. 위기의 과정에서 경기급락을 경험한 이후 우리 경제는 예상보다 빠른 회복세를 보였는데, 이러한 회복과정은 당시의 과감한 경기안정화 대책의 효과에 의한 것일

6) 일본, 대만, 한국 등 고기술 제조업 비중이 높은 국가일수록 금번 위기 시 대외수요 충격으로 인한 경기급락의 정도가 컸었던 것으로 나타나고 있다.

수도 있고, 우리 경제가 과거에 비해 구조적으로 안정화되었던 것도 한 요인으로 작용하였을 가능성이 있다. 본 연구에서 살펴볼 우리 경제의 구조적 특성이 이러한 경기변동현상을 이해하는 데 하나의 유용한 설명요인이 될 것으로 생각된다.

2. 산업부문별 변동성

본 절에서는 우리 경제의 GDP 성장률의 진폭이 감소한 현상이 생산활동 측면에서 산업부문별로 어떻게 나타나고 있는지 살펴보기로 한다. 경기변동은 국민경제 전체의 활동수준을 나타내는 총체적 개념이나, 부문별로 보면 상이한 변동패턴을 보일 수 있기 때문에 부문별 변동성을 분석할 필요가 있다.[7] 산업부문별로 경기변동이 다르게 나타나는 이유는 공통의 외생적 충격에 대한 반응방식이 다르기 때문으로 볼 수 있다. 한편, 장기적으로 보면 경기변동의 양상은 산업구조의 변화와 밀접한 관련성을 지닐 가능성이 있는데, 예를 들어 업종의 특성상 순환변동성이 낮은 부문의 비중이 높아지는 방향으로 산업구조가 변화한다면 이는 경제 전체의 경기변동을 감소시키는 효과를 가지게 될 것이다. 이러한 산업구조의 변화는 국민경제를 구성하는 산업부문들의 상대적 비중 변화와 산업간 투입산출의 연관구조를 포함하는 개념이며, 이하에서는 주로 경제의 3차산업화 혹은 서비스화로 인한 산업구조의 변화에 초점을 맞추어 분석하고자 한다.

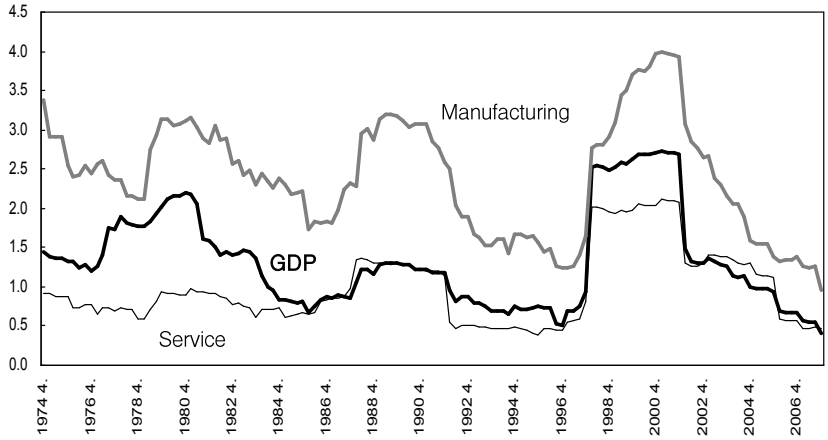
[Figure 4]는 생산활동 측면에서 가장 큰 비중을 차지하는 서비스업과 제조업의 분기별 증감률의 표준편차를 4년 주기로 연속해서 나타낸 것이다. 그림에서 볼 수 있듯이 분석대상 전 기간을 통해 서비스업의 변동성은 제조업에 비해 안정적인 것으로 나타나고 있어, 제Ⅱ장 제2절에서 언급한 서비스업의 내재적 변동성이 제조업의 변동성에 비해 안정적일 것이라는 이론적 추측이 우리나라 자료상에서도 관찰되고 있다고 할 수 있다.

이미 언급하였듯이 GDP 증가율의 표준편차로 측정한 경기변동성은 1970년대 이후 점차 축소되어 온 것으로 나타나고 있는데, 부문별 생산활동 측면에서도 이러한 경기안정화 현상이 발견되고 있다.

<Table 2>는 부문별 내재적 변동성을 자체의 분산으로 측정한 결과이다. 전체기간(1973~2007년)에 대해 광업과 농림어업, 그리고 건설업의 내재적 변동성은 매우 크게 나타나며, 제조업과 전기가스수도업은 중간 정도의 변동성을 보여주며, 가장 안정적인 부문은 서비스업인 것으로 나타나고 있다. 시기별로 살펴보면, 농림어업과 광업은 지속적으로 변동성이

7) 분석의 목적에 따라 경기변동현상을 소비, 투자, 대외부문 등 GDP의 지출 측면에서 분석하는 것도 가능하며, 이재준(2009)은 우리나라 경기변동성을 지출 측면에서 살펴보고 있다.

[Figure 4] Volatility of Manufacturing and Service Sectors in Korea
(Standard Deviation of 4-year Rolling-window)



Source: Bank of Korea, *National Accounts*.

〈Table 2〉 Change in Volatility of Sectoral Production Activity(Seasonal Adjustment, Percent Change from the Previous Periods)

	All periods		73q1~80q3		80q3~89q3		89q3~97q3		01q1~07q4	
	Average	Variance	Average	Variance	Average	Variance	Average	Variance	Average	Variance
GDP	1.86	3.01 (1.62)	2.19	4.69 (2.14)	2.35	2.78 (1.18)	1.92	0.70 (0.36)	1.20	0.59 (0.49)
Agriculture and Fishing	0.63	27.37 (43.44)	0.57	33.51 (58.79)	1.13	48.27 (42.72)	0.46	21.32 (46.35)	0.29	8.27 (28.52)
Mining	0.33	42.85 (129.85)	1.35	61.25 (45.37)	0.38	50.70 (133.42)	0.21	43.89 (209.00)	-0.14	10.64 (-76.00)
Manufacturing	2.62	9.25 (3.53)	3.68	13.33 (3.62)	3.06	8.85 (2.89)	2.44	2.80 (1.15)	1.81	2.76 (1.52)
Construction	1.76	23.53 (13.37)	2.03	70.19 (34.58)	2.23	10.20 (4.57)	1.20	7.08 (5.90)	1.05	7.03 (6.70)
Electricity, Gas and Water Supply	3.01	11.12 (3.69)	3.47	18.61 (5.36)	4.16	11.63 (2.80)	1.78	4.85 (2.72)	1.43	4.45 (3.11)
Service	1.65	2.17 (1.32)	3.02	3.23 (1.07)	2.08	2.18 (1.05)	0.37	0.34 (0.92)	0.94	0.54 (0.57)
Taxes less subsidies on products	2.24	8.56 (3.82)	3.09	18.37 (5.94)	2.72	3.49 (1.28)	1.44	2.48 (1.72)	1.03	2.14 (2.08)

Note: The value in parenthesis means variable coefficients(=variance/average).
Source: Bank of Korea, Calculated based on *National Accounts* by the writer.

〈Table 3〉 Change in Volatility of Sectoral Production Activity(Contribution to Growth Based on Seasonal Adjusted Series from the Previous Period)

	All periods	73q1~80q3	80q3~89q3	89q3~97q3	01q1~07q4
GDP	3.00	4.66	2.78	0.70	0.59
Agriculture and Fishing	0.57	1.40	0.86	0.13	0.01
Mining	0.00	0.01	0.01	0.00	0.00
Manufacturing	0.52	0.61	0.59	0.17	0.16
Construction	0.07	0.12	0.04	0.05	0.03
Electricity, Gas and Water Supply	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00
Service	0.41	0.50	0.41	0.07	0.15
Taxes less subsidies on products	0.08	0.16	0.04	0.02	0.03
Covariance	1.34	1.86	0.82	0.25	0.21

Source: Bank of Korea, *National Accounts*.

축소되어 오고 있으며, 건설업과 제조업, 전기가스수도업은 1990년대에 비교적 큰 폭으로 감소한 후 최근까지 비슷한 수준을 유지하고 있다. 한편, 서비스업의 변동성은 최근 시기로 오면서 점진적으로 안정화되고 있는 동시에, 타 부문과 비교할 때 가장 안정적인 것으로 나타나고 있음을 확인할 수 있다.

<Table 3>은 GDP 변동성을 각 부문별 기여도를 기준으로 분해하여 계산한 것이다. 여기서 부문별 변동성은 각 부문의 GDP에 대한 성장기여도의 분산으로 계산한 것이며, 성장기여도는 항목별 증가율과 비중의 곱이므로 성장기여도의 분산은 개별 항목 자체의 분산과는 상이하게 나타날 수 있다는 점에 주의하여야 한다.

<Table 3>에서 보듯이, 1970년대는 거시경제적 안정성이 매우 취약했던 시기임을 알 수 있으며, 전체 경기변동의 상당 부분이 농림어업부문에 기인하고 있다. 그러나 이 시기의 높은 변동성의 주요 원인 중의 하나는 부문 간 공분산이 높다는 것인데, 이는 동 기간에 발생한 두 차례의 오일충격의 영향으로 전 부문이 강한 동행성을 보였기 때문인 것으로 추론할 수 있다. 한편, 1980년대에 들어서는 거의 전 부문에서 변동성이 감소하고 있는데, 특히 농림어업 및 건설업의 기여도가 매우 안정화되고 있는 것이 당시의 경기안정화에 기여하고 있다는 특징을 보이고 있다. 1990년부터 외환위기 직전까지의 기간 중 우리 경제는 이전 시

기에 비해 매우 안정적인 모습을 보이고 있는데, 특이한 점은 제조업 및 서비스업 부문이 현저히 안정화되고 있다는 것이다. 한편, 2000년 이후 최근까지의 기간 동안 경기변동성은 이전 기간과 거의 유사한 수준을 유지하고 있는데, 서비스업 부문에서의 변동성 기여도가 1990년대의 0.07에서 0.15로 크게 상승한 것이 특징적이라 할 수 있다. <Table 2>에서 동 기간에 서비스업의 자체 변동성이 0.34에서 0.54로 비교적 소폭 증가했음에도 기여도가 크게 증가한 것은 서비스업 비중의 변화 때문인 것으로 추측할 수 있다.

이러한 현상은 <Table 2>와 <Table 3>에서 GDP 변동성에 대한 부문별 기여도와 각 부문별 자체의 변동성이 약간 상이한 양상을 띠고 있는 것에서 재확인할 수 있다. 이는 전체 경기변동성에 대한 부문별 기여도는 각 부문별 자체 변동성과 해당 부문이 GDP에서 차지하는 비중에 의해 결정되기 때문이다. 따라서 이하에서는 산업부문별로 전체 변동성에 미치는 효과가 기간별로 어떻게 변화하였는지를 분석하고자 하며, 이를 부문별 비중의 변화에 의한 것과 자체 변동성 변화에 기인한 효과로 구분하여 살펴보고자 한다.

3. 변동성의 요인 분해

GDP를 개별 산업부문에서 생산하는 부가가치의 합으로 나타낼 경우, 다음과 같은 관계가 근사적으로 성립한다.

$$Q_t = \sum_{j=1}^{J} a_{jt} Y_{jt}$$

여기서 Q_t는 t기의 GDP 증가율이며, Y_{jt}는 산업부문 j의 t기의 부가가치 생산의 증가율, a_{jt}는 산업부문 j의 비중을 나타낸다. 그러면 t기의 GDP 증가율의 분산으로 측정한 변동성은 다음과 같은 식으로 표현될 수 있다.

$$Var(Q_t) = \sum_{j=1}^{J} a_{jt}^2 Var(Y_{jt}) + 2 \sum_{j=1, i \neq j}^{J} \sum_{i=1}^{J} a_{jt}\, a\, Cov(Y_{jt}, Y)$$

기간별 변동성의 차이를 세분해서 살펴보기 위하여 기준기간을 $t=0$, 비교기간을 $t=1$로 설정하였으며, 비교대상 두 기간의 변동성의 차이는 다음과 같이 세 가지 요인으로 구분하여 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned} &Var(Q_1) - Var(Q_0) \\ &= \sum_{j=1}^{J} (a_{j,1}^2 - a_{j,0}^2) Var(Y_{j,1}) \\ &+ \sum_{j=1}^{J} a_{j,0}^2 [Var(Y_{j,1}) - Var(Y_{j,0})] \\ &+ 2 \sum_{j=1, j \neq i}^{} \sum_{i=1} [a_{j,1} a_{i,1} Cov(Y_{j,1}, Y_{i,1}) \\ &- a_{j,0}\, a_{i,0}\, Cov(Y_{j,0}, Y_{i,0})] \end{aligned}$$

〈Table 4〉 Decomposition of Volatility of GDP by Factors

	Change in sectoral composition ratio			Change in volatility of sectoral production activity			Change in volatility of inter-industry relation		
Period	A	B	C	A	B	C	A	B	C
Agriculture and Fishing	-0.316	-0.044	-0.008	0.215	-0.101	-0.022			
Mining	-0.008	-0.002	0.000	0.002	0.000	0.000			
Manufacturing	0.133	-0.001	0.093	-0.008	-0.216	-0.001			
Construction	-0.013	-0.010	-0.039	-0.165	-0.035	-0.001			
Electricity, Gas and Water Supply	0.001	0.001	0.001	0.000	-0.001	0.000			
Service	-0.027	0.005	-0.015	0.004	-0.529	0.059			
Taxes less subsidies on products	0.008	0.007	-0.002	-0.029	-0.008	-0.004			
Total effects	-0.222	-0.045	0.031	0.018	-0.889	0.031	-0.26	1.28	-1.99

Note: Period A is 1973. 1/4~1980. 3/4, compared to 1980. 3/4~1989. 3/4.
Period B is 1980. 3/4~1989. 3/4, compared to 1989. 3/4~1997. 3/4.
Period C is 1989. 3/4~1997. 3/4, compared to 2001. 1/4~2007. 4/4.

위 식은 비교기간과 기준기간 사이에 나타난 변동성의 변화를 생산부문의 구성비 변화에 기인한 요인, 부문별 자체 변동성의 변화, 그리고 각 부문 간 연관구조상의 변화요인으로 구분하여 살펴볼 수 있다는 것을 나타낸다.[8] 즉, [변동성의 변화 = (1) 산업구성비 변화 + (2) 부문별 자체 변동성 변화 + (3) 부문 간 연관관계의 변화]로 볼 수 있다. 위 표현에서 첫 번째 요인 (1)이 양(+)의 값을 가지면 해당 산업의 비중이 상승했음을 의미하고, 두 번째 요인 (2)는 비중이 일정하다고 할 때 자체 변동성 변화가 전체 변동성에 미치는 영향을 나타내며, (3)은 산업 간 공행성 여부를 표시하는 것으로 부호가 양(+)이면 산업 간 변동연관성이 긴밀해졌음을 의미한다. <Table 4>는 위에서 설명한 방식에 의해 GDP 변동성을 국민계정상의 분류에 따라 7개 하위부문으로 분해한 분석 결과이다. 비교대상 기간은 1980년대, 1990년대, 그리고 2000년 이후 최근 기간이며, 각각 이전 기간에 대비하여 변동성의 변화를 요인별로 추적하였다.

분석 결과, <Table 4>의 '기간 A'열에

8) 신현열(2005) 참고.

나타나 있듯이 1980년대의 변동성이 1970년대에 비해 축소된 것은 주로 산업구성비의 변화 및 산업 간 변동연관구조에 기인하는 것으로 나타나고 있다. 특히 농림어업의 비중이 크게 감소한 것이 전체 변동성 감소에 기여하고 있다.

반면, '기간 B'열에서 보듯이 1990년대는 이전 기간에 비해 각각의 산업부문별 변동성이 안정화된 것이 큰 역할을 한 것으로 나타나고 있으며, 특히 서비스업의 변동성이 안정화된 것이 전체 경기변동의 안정성에 기여하고 있다는 점이 주목할 만한 특징이라고 할 수 있을 것이다. 다만, 최근 들어서는 산업구성요인 및 부문별 변동성이 소폭 증가한 것으로 나타나고 있으며, 전체 변동성의 감소는 산업 간 변동연관구조 요인에 기인한 것으로 분석되고 있다.

서비스업의 자체 변동성은 1990년대 들어 큰 폭으로 축소되었던 것으로 나타나 1990년대 이후 우리나라 경기안정화에 크게 기여한 것으로 판단할 수 있다. 한편, 2000년대 이후 서비스업의 경우 자체 변동성이 이전 기간에 비해 소폭 증가하면서, 전체 경기변동성 감소에 기여하지 못하는 모습을 보이고 있다.

결국 본 절의 분석 결과를 종합하여 볼 때, 서비스산업의 역할을 중심으로 국내 산업구조상의 변화가 전체적인 경기변동성에 미치는 영향은 1990년대 이후에 비교적 뚜렷이 나타났던 것으로 판단할 수 있다.

Ⅳ. 국제비교를 통한 산업구조와 경기변동성의 관계

1. 경기변동요인의 국제적 비교

본 절에서는 경기변동성의 변화 원인을 보다 상세히 식별하기 위해 OECD 국가들을 대상으로 각국의 산업구조적인 특징을 반영하여 분석하고, 우리나라 경기변동성의 결정요인을 국제비교적 관점에서 분석해 보고자 한다.[9]

이와 관련한 최근의 연구 결과인 Koren and Tenreyro(2007)에 따르면, GDP 성장률의 변동성 원인을 다음과 같은 세 가지 측면에서 구분할 수 있다.

첫 번째는 산업부문별로 충격의 빈도와 크기가 다르며, 내재적으로 변동성이 높은 산업부문의 비중이 클수록 전체적인 경기변동성도 크게 나타난다는 것이다. 즉, 특정 국가의 산업구조상 집중도의 차이에 따라 경기변동성이 다르게 나타날 것으로 예상할 수 있는데, 이러한 원인에 따른 변동성 요인을 산업부문 충

9) 이재준(2009) 참고.

격(sectoral shock)에 의한 것으로 지칭할 수 있다.

두 번째 원인은 국가 고유충격(country-specific shock)으로 인한 변동요인이다. 이는 어느 한 국가경제의 전체적인 불확실성을 의미하는데, 정치적인 불안정 혹은 제반 제도적 기반의 취약성, 정책적 시스템의 미비 등으로 인해 해당 국가의 경제 전체에 영향을 미치는 변동요인이다.

세 번째 원인은 산업부문별 충격요인과 국가 고유충격의 상관성에 의한 변동요인이다. 부문별 충격의 원인에 대한 정책적 대응과정의 상호연관성이 높아질 경우 혹은 정책적 변화가 특정 산업부문에 충격으로 작용할 경우, 이들 양 요인에 의한 영향이 증폭되면서 전체 변동성에 영향을 미치는 경로라고 할 수 있다.

이러한 방식으로 변동요인을 구분하여 식별하는 것은 경기변동현상이 나타났을 경우 경기안정화를 위하여 취해야 할 정책적 처방의 방향을 결정하는 데 유용한 기준을 제시할 수 있을 것으로 보인다. 예를 들어 경제 전체적인 변동성이 대부분 특정한 고위험 생산부문의 과도한 집중에 의해 야기된 것이라면, 생산구조의 다변화(diversification)를 위한 중장기적 차원에서 산업정책의 재편성 및 자원 재배분을 촉진하기 위한 금융중개구조에 대한 점검이 필요하게 될 것이다. 한편, 대부분의 경기변동성이 국가 고유충격에 의해 야기되는 구조일 경우 이는 대부분 총수요관리정책을 포함한 거시경제정책의 대응체계상의 개선을 통해 거시적 안정성을 회복할 수 있음을 시사한다.

2. 국제비교를 위한 변동요인 분해방법

GDP 증가율의 변동성을 몇 가지 요인으로 분해함에 있어, 핵심적인 것은 일반적인 거시경제적 충격이 미치는 영향과 산업부문의 구성(sectoral composition)이 변동성에 미치는 영향을 구분해 내는 것이다. 즉, 국가위험도를 감안하고 나서, 국가별로 특화의 정도 혹은 위험도가 높은 산업부문으로의 집중도가 높을수록 전체적인 산출변동성이 높아진다는 점을 구분하는 것이다.

구체적으로 살펴보면 다음과 같다. 우선 제Ⅲ장 제3절의 분산분해방식과 유사하게 각국의 GDP를 개별 산업부문의 부가가치의 합이라고 정의하자. 국제비교를 위해서 각 국가의 산업부문의 종류와 수는 동일하다는 가정이 필요하다. 그리고 국가 간 경제규모의 차이를 제어하기 위해 부가가치의 단순 증가율이 아닌 취업자 1인당 부가가치 증가율을 사용하기로 한다.

취업자 1인당 총부가가치(GDP) 증가율을 q_j라고 할 때, 이는 산업부문의 비중을 가중치로 한 부문별 1인당 부가가

치 증가율의 가중평균으로 나타낼 수 있으며, 국가 j의 취업자 1인당 부가가치 증가율은 다음의 식으로 표현할 수 있다.

$$q_j = \sum_{s=1}^{S} a_{js} y_{js}$$

q_j : j국의 취업자 1인당 GDP 증가율
y_{js}: j국의 산업부문(s)의 취업자 1인당 부가가치 증가율
a_{js}: j국의 산업부문(s)의 비중(취업자 비중)

한편, 개별 산업부문의 취업자 1인당 부가가치 증가율 y_{js}는 산업부문별 충격, 국가 고유충격, 그리고 비체계적 충격이라는 세 가지의 충격요인에 의해 결정된다고 보자. 즉,

$$y_{js} = \lambda_s + \mu_j + \epsilon_{js}$$

λ_s: 특정 산업부문의 국제적 충격 (sector-specific global shock)
μ_j: 국가 고유충격(country-specific shock)
ϵ_{js}: 비체계적 충격요인 (idiosyncratic shocks)

위 식에서 λ_s는 일종의 개별 산업부문 충격(sectoral shock)으로 모든 국가에 동일하게 작용하는 것으로 간주한다. 예를 들어 국제 원자재시장에서 충격이 발생할 경우 모든 국가의 관련 산업의 생산성이 영향을 받게 되는 것이다. μ_j는 국가별 고유한 충격요인(country-specific shock)으로 해당 국가 내 모든 산업부문에 영향을 미치는 요인으로 볼 수 있다. 긴축적인 통화정책 등 국내적 경제충격은 해당 국가 내 모든 산업부문에 영향을 주는 요인이라고 볼 수 있다. 한편, ϵ_{js}는 특정 국가의 특정 부문에서 발생하는 임의충격으로 위에서 설명한 산업부문 충격과 국가 고유충격으로 설명되지 않는 나머지 충격요인이다. 위의 국가 고유충격은 전 산업에서 공통적으로 발생하는 평균적인 영향만 반영하므로 산업별 특성에 따른 차별성은 ϵ_{js}에 반영된다고 볼 수 있다. 혹은 특정 부문에 영향을 미치는 국제적 충격이 발생하였을 경우, 국가별로 충격의 효과가 다르게 나타난다면 그 차이도 여기에 반영된다고 간주할 수 있다.

경기변동성은 q_j의 분산 $Var(q_j)$으로 간주하기로 한다. $Var(q_j)$는 산업부문의 비중이 고정되어 있다는 전제하에서 산업부문별 증가율의 분산 $Var(y_{js})$에 의해 결정되는데, $Var(y_{js})$는 $\lambda_s, \mu_j, \epsilon_{js}$의 분산 및 공분산으로 표현될 수 있다. 이를 행렬식으로 표현하면 다음과 같다.[10]

10) 행렬식으로 표현한 분산 도출과정은 부록을 참고하기 바란다. 그 밖에 변동성 분해방법에 대한 자세한 내용은 Koren and Tenreyro(2007)를 참고하기 바란다.

$$Var(q_j) = \widetilde{a_j}' E(\widetilde{y_j}\widetilde{y_j}')\widetilde{a_j}$$
$$= \widetilde{a_j}' \Omega_\lambda \widetilde{a_j} + \omega_{\mu_j}^2 + 2(\widetilde{a_j}' \Omega_{\lambda\mu_j})$$
$$+ \widetilde{a_j}' \Omega_{\epsilon_j} \widetilde{a_j}$$

위 식에서 $\widetilde{y_j}'$는 $(y_{j1}\, y_{j2} \ldots\ldots y_{jS})$로 국가 j의 산업부문별 취업자 1인당 부가가치 증가율로 구성된 벡터이며, $\widetilde{a_j}$는 $(a_{j1}\, a_{j2} \ldots\ldots a_{jS})$로 국가 j의 산업부문별 비중으로 구성된 벡터이다. $\Omega_\lambda, \Omega_{\lambda\mu_j}, \Omega_{\epsilon_j}$는 각각의 충격요인의 분산-공분산 행렬이며, $\omega_{\mu_j}^2$는 충격요인 μ_j의 분산을 나타낸다.

위 분산식이 의미하는 바는 다음과 같다. 위험도가 높은 산업부문, 즉 충격의 발생이 빈번하고 규모가 큰 산업부문에 특화되어 있을수록 변동성이 크게 나타나며, 위 식에서는 첫 번째 항과 네 번째 항, 즉 $\widetilde{a_j}' \Omega_\lambda \widetilde{a_j}$, $\widetilde{a_j}' \Omega_{\epsilon_j} \widetilde{a_j}$에 반영되어 있다. 첫 번째 항은 특정 산업이 국제적 충격에 민감하게 반응한다고 할 때, 해당 부문의 비중이 높은 국가일수록 전체 변동성이 클 것이라는 점을 의미하고, 네 번째 항은 국가별 특정 산업 고유의 변동성을 반영하고 있다.

두 번째 항 $\omega_{\mu_j}^2$은 특정 국가의 거시적 충격의 영향을 반영하고 있으며, 국내요인에 의한 경기변동요인으로 볼 수 있다.

세 번째 항 $\widetilde{a_j}' \Omega_{\lambda\mu_j}$은 부문충격과 거시충격의 연관관계를 반영하는데, 특정 부문에서 발생한 충격의 영향을 상쇄하기 위해서 정책적으로 반응하게 될 경우 음의 값을 가지게 될 것이다. 예를 들면 국제유가충격 발생 시 급격한 생산 위축을 완화시키기 위해 제반 확장적 거시경제 정책을 실행하는 경우 부문충격과 거시충격은 상반된 움직임을 보일 것이다. 일반적으로 저개발단계의 국가의 경우 부문충격을 적시에 정확히 식별하지 못하거나 제반 제도의 미비로 인해, 거시경제 정책은 이러한 부문충격의 영향을 효과적으로 제어하지 못함으로써 부문충격과 거시충격이 상승작용하게 되는 경향이 존재한다.[11]

한편, 네 번째 항은 다시 분해 가능한데, $Cov(\epsilon_{js}, \epsilon_{js'}) = 0,\ s \neq s'$이고, $Var(\epsilon_{js}) = \sigma_{js}^2$라고 하면, 다음과 같은 식이 성립한다.

$$\widetilde{a_j}' \Omega_{\epsilon_j} \widetilde{a_j} = \sum_s a_{js}^2 \sigma_{js}^2 = (\sum_s a_{js}^2)(\overline{\sigma_{js}^2})$$

위 식의 마지막 항에서 $\sum_s a_{js}^2$은 허핀달 산업집중도(Herfindahl index)이며, $\overline{\sigma_{js}^2}$은 비체계적 충격요인의 분산을 가중평균한 것으로 볼 수 있다.

즉, 국가별 거시경제적 변동성은 (부문위험도)+(국가위험도)+(부문위험도−국가위험도의 공분산)+(비체계적 위험도)

11) 발전도상국가들의 거시변동성의 결정요인들에 관해서는 Loayza *et al.*(2007)을 참고하기 바란다.

로 구성되며, 이를 각각 구분하여 측정함으로써 국가별 변동성의 차이를 설명할 수 있다. 나아가 비체계적 위험도는 (산업집중도)×(비체계적 위험도의 평균)으로 세분하여 산업구조적 특성에 따른 경기변동성의 차이를 알아볼 수 있다.[12]

3. 분석 결과 및 시사점

<Table 5>는 OECD 회원국가 중 주요국을 대상으로 위의 방식으로 변동성을 분해한 결과를 보여주고 있다. 자료는 1980년부터 2006년까지 OECD의 Stan DB상의 연간 자료를 이용하였으며, Ω_{λ}, $\Omega_{\lambda\mu_j}$, Ω_{ϵ_j}와 $\omega^2_{\mu_j}$ 등 모집단 적률(population moments)에 해당하는 분산-공분산 행렬을 표본에서 직접 계산하는 방식을 취하였다.[13] 대상 국가는 분석기간 중 자료의 일관성이 유지되는 14개국을 선택하였으며, 4개 부문 서비스업을 포함한 9개의 산업분류[14]를 기준으로 하였다. 즉, 취업자 1인당 GDP 증가율을 9개 산업부문으로 구성하고, GDP 증가율의 분산을 상기한 4가지 변동요인들로 분해하였으며, 1980년부터 1999년까지의 계산결과는 <Table 5>의 A에, 2000년부터 2006년의 기간에 대한 결과는 B에 정리되어 있다.[15]

분석 결과에 따르면, 우리나라는 1980~99년 기간 중 분석대상 국가 중에서 가장 변동성이 높은 국가 중의 하나였던 것으로 나타나고 있다. 즉, <Table 5>의 패널 A의 마지막 열에 나타난 전체적인 경기변동성을 살펴보면, 우리나라의 경우 12.37로 분석대상 14개국 가운데 두 번째로 높았던 것으로 나타나고 있다. 이를

12) 이상의 분산분해방식은 두 가지 가정하에서 성립하는데, 첫째는 산업부문의 비중은 상수라는 것이며, 두 번째 가정은 비체계적 변동요인과 다른 요인과의 공분산은 0이라는 것이다. 이 중 두 번째 가정은 분석의 필요에 의해 완화될 수 있지만, 첫 번째 가정인 산업부문의 비중은 현실적으로 변수라고 보는 것이 타당하다. 다만, 산업부문의 비중을 변수로 취급할 경우 위의 분산분해식은 매우 복잡한 형태로 전개되어 경제적 해석의 여지가 없게 되기 때문에 상수로 간주할 수밖에 없다. 이재준(2009)을 참고.

13) 국가별, 산업별 더미를 설명변수로 하여 회귀식을 계량적으로 추정하는 방식을 사용할 수 있는데, 분석의 대상인 분산-공분산 행렬의 추정 결과는 동일하다. 구체적인 추정절차는 Koren and Tenreyro(2007), pp.252~254를 참고하기 바란다.

14) OECD Stan DB에서 사용하고 있는 9개의 산업분류는 다음과 같다. 농림수산업(AGRICULTURE, HUNTING, FORESTRY AND FISHING), 광업(MINING AND QUARRYING), 제조업(MANUFACTURING), 전기가스수도업(ELECTRICITY GAS AND WATER SUPPLY), 건설업(CONSTRUCTION), 도소매음식숙박업(WHOLESALE AND RETAIL TRADE; RESTAURANTS AND HOTELS), 운송보관통신업(TRANSPORT STORAGE AND COMMUNICATIONS), 금융보험부동산 및 사업서비스업(FINANCE INSURANCE REAL ESTATE AND BUSINESS SERVICES), 사회 및 개인서비스업(COMMUNITY SOCIAL AND PERSONAL SERVICES).

15) 특히 분석과정에서 산업별 비중이 고정되어 있다고 가정하고 분석기간의 최초시점(1980년과 2000년)의 산업별 비중을 사용하였다. 분석기간 중 산업별 비중이 변하였을 가능성이 높으며 따라서 다른 연도의 비중을 사용할 경우 분석 결과가 달라질 수 있다는 점에도 주의하여야 한다.

〈Table 5〉 Decomposition of Volatility of Business Cycle Based on Country-specific Industrial Structure

A. 1980~99

Country	1. Sectoral risk	2. Country risk	3. Sector-Country Covariance	4. Idiosyncratic risk	4.1 Industrial concentration	4.2 Idiosyncratic risk(average)	5. Overall risk
Australia	0.29	0.83	-0.50	0.66	0.17	3.83	1.28
Belgium	0.24	5.83	0.61	1.90	0.19	9.87	8.58
Canada	0.23	2.18	-0.17	0.92	0.18	5.04	3.16
Denmark	0.21	10.94	-0.01	3.42	0.20	17.27	14.55
Spain	0.34	0.92	0.04	1.68	0.17	10.16	2.98
Finland	0.30	3.34	0.50	1.62	0.18	9.23	5.75
France	0.23	1.10	-0.27	0.48	0.18	2.72	1.54
UK	0.24	4.56	0.38	1.20	0.19	6.34	6.39
Italia	0.32	1.62	0.08	0.78	0.19	4.18	2.81
Japan	0.30	3.59	-0.56	1.32	0.17	7.69	4.66
South Korea	0.72	7.37	-2.16	6.43	0.21	31.10	12.37
Norway	0.23	3.81	-0.01	1.46	0.18	7.98	5.49
Portugal	0.50	3.35	0.36	3.46	0.19	18.59	7.67
USA	0.19	3.86	0.18	1.33	0.21	6.47	5.57

B. 2000~06

Country	1. Sectoral risk	2. Country risk	3. Sector-Country Covariance	4. Idiosyncratic risk	4.1 Industrial concentration	4.2 Idiosyncratic risk(average)	5. Overall risk
Australia	0.30	1.04	-0.32	0.72	0.17	4.10	1.74
Belgium	0.16	1.95	0.57	0.86	0.20	4.24	3.54
Canada	0.18	0.46	-0.05	0.24	0.19	1.24	0.82
Denmark	0.19	2.07	0.60	0.53	0.21	2.55	3.39
Spain	0.27	2.19	-0.92	0.61	0.18	3.41	2.15
Finland	0.28	1.75	-0.69	0.89	0.19	4.56	2.22
France	0.17	1.31	0.34	0.48	0.20	2.32	2.30
UK	0.14	1.83	-0.20	0.51	0.20	2.55	2.28
Italia	0.28	0.63	0.55	0.31	0.19	1.64	1.77
Japan	0.29	2.68	-1.12	1.11	0.17	6.37	2.96
South Korea	0.45	1.44	0.45	1.31	0.18	7.32	3.64
Norway	0.17	2.51	0.24	1.55	0.21	7.41	4.47
Portugal	0.49	0.60	0.07	0.95	0.17	5.47	2.12
USA	0.12	2.79	0.22	0.93	0.22	4.32	4.07

Source: Calculated based on OECD STAN Database.

요인별로 살펴보면, 우리나라의 경우 몇 가지 측면에서 주목할 만한 분석 결과를 보여주고 있다.

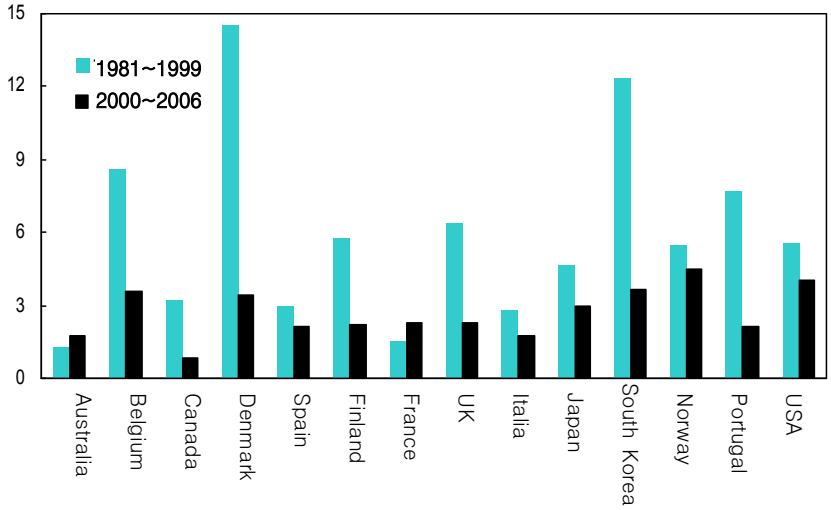
우선 <Table 5>에서 부문위험도는 각 부문별 위험도의 합을 나타내고 있는데, 우리나라는 분석대상 국가 중에서 가장 높은 수준을 보여주고 있어 부문별 충격에 대해서 민감하게 반응하였던 경향이 있었음을 보여주고 있다. 한편, 국가위험도 역시 두 번째로 높은 수준에 있어 동 기간 중 경기안정화를 위한 거시경제정책상의 미비점을 드러내고 있었다고 해석된다. 표에서 비체계적 위험도는 국가별로 산업부문에 따라 특유하게 나타나는 비체계적인 충격요인에 의한 위험성(idiosyncratic sectoral risk)을 나타내고 있는데, 이를 다시 산업별 집중도와 부문별 변동성의 평균으로 구분하고 있다. 분석결과에 따르면, 우리나라의 경우 허핀달지수로 표현된 산업집중도와 부문별 평균 변동성 모두 대상 국가 중 가장 높은 수준에 있었음을 알 수 있다. 이는 변동성이 높은 산업부문의 비중이 높았다는 점을 시사하고 있다. 반면, 미국의 경우 대조적으로 산업별 집중도는 높게 나타나고 있지만 부문별 평균 변동성은 낮게 나타나, 내재적 변동성이 낮은 산업부문으로 특화되어 있음을 알 수 있다.

한편, <Table 5>의 패널 B에서는 2000년 이후의 기간에 대해 동일한 분석을 시행한 결과를 보여주고 있는데, 우리나라의 경기변동성은 현저히 개선되고 있음을 알 수 있다. 분석 결과를 보다 자세히 살펴보면, 첫 번째 특징으로는 분석대상의 모든 국가들의 경기변동성은 과거에 비해 개선된 것으로 나타나, 제Ⅱ장 제2절에서 설명한 경기안정화(great moderation) 가설과 일반적으로 일치하는 결과를 보여주고 있다. 특히 우리나라의 경기변동성 개선 정도는 다른 국가와 비교하여 볼 때 상대적으로 매우 컸던 것으로 나타난다. 즉, [Figure 5]에서 보듯이 우리 경제는 외환위기를 기점으로 전체 변동성은 이전 기간에 비해 약 71% 개선(12.37→3.64)되었으며, 이는 분석대상 국가가 평균적으로 약 52% 개선된 것에 비해 높은 수준임을 알 수 있다.[16)]

한편, 우리나라의 경우 이전 분석기간에 비해 모든 변동성 요인이 감소하고 있어 경기변동성은 전체적으로 안정화되고 있음을 보여주고 있다. 그러나 분석대상이 된 여타 국가와 비교해 볼 때 국가위험도 외에는 여전히 분석대상국 중 높은 수준이라는 점을 확인할 수 있다. 이는 앞으로 우리나라 경기변동성의 개선 여지가 크다는 점을 시사하고 있다. 요인별로 보면, 대외적 충격에 의한 부문위험도는 과거에 비해 크게 개선되었으나 대상

16) 우리 경제의 변동성이 2000년 이후 대폭 감소한 것으로 나타나는 현상은 1990년대 말 외환위기의 영향에 기인한 측면이 있다는 점을 감안하여야 할 것이다.

[Figure 5] Total Risk Based on Country Specific Industrial Structure (14 Countries)



국가 평균치보다 높은 수준이어서 대외충격의 영향을 여전히 상대적으로 크게 받고 있는 것으로 나타나고 있다. 국가위험도는 현저히 낮아져서 분석대상 국가 평균치보다 낮은 수준에 도달하였으며, 이는 1990년대 말 발생한 외환위기 이후 이루어진 제반 경제구조조정의 효과, 정치적 안정, 제도적 인프라 개선, 그리고 거시경제정책의 안정화 기능이 전반적으로 강화된 점을 반영하는 것으로 판단할 수 있다. 한편, 부문위험도와 국가위험도의 상관성은 2000년 이후 정의 관계로 나타나 부정적인 부문충격의 영향으로 국가위험도가 상승하거나, 혹은 국가위험도의 상승이 부문충격으로 전화되는 경향이 나타날 수 있다는 점에서 정책적으로 주목할 필요가 있다고 판단된다. 비체계적 위험도, 즉 국내적 요인에 의해 임의로 발생하는 산업부문 충격은 이전 기간에 비해 낮아졌으나, 비교대상국에 비해 상대적으로 높은 수준으로 나타나고 있다는 점도 향후 산업별 변동성을 안정화시킬 필요가 있음을 시사하고 있다. 다만, 산업집중도가 이전 기간에 비해 낮아져 과거에 비해서는 산업구조적인 분산화가 어느 정도 이루어졌다는 점은 긍정적이라고 판단된다.

이러한 분석 결과는 우리나라 경제구조가 생산 측면상에서는 제조업의 비중이 상대적으로 크고, 수요 측면에서는 대외수요, 즉 수출에 대한 의존도가 높아 대내외 경제충격에 보다 민감히 반응하는 현상을 어느 정도 설명해 주고 있다고 판단할 수 있다. 따라서 상기의 분석 결과에

따르면, 내재적 변동성이 작은 부문으로 산업구조를 다변화(diversification)하는 것이 중장기적으로 거시경제의 안정을 도모하는 하나의 방편이 될 수 있음을 시사하고 있다.

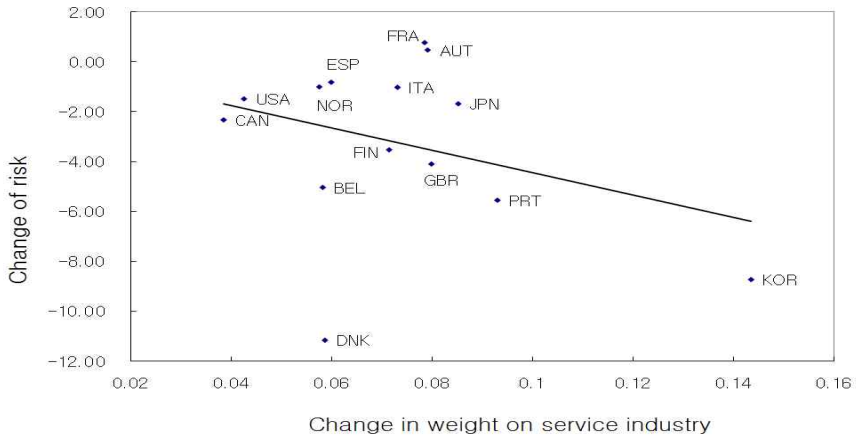
위의 분석 결과를 해석함에 있어 주의해야 할 점은 2006년 이전까지의 자료를 사용한 것이므로 2008년 이후에 전개된 세계적 차원의 금융위기의 영향 및 우리 경제의 변화양상을 반영하지 못하고 있다는 점이다. 다만, 앞 절에서 살펴보았듯이 우리나라의 경기변동성이 최근 들어 점진적으로 개선되는 추세에 있다는 점을 감안할 경우, 위에서 언급한 변동성 요인별 구성도 크게 바뀌지 않은 채 유지되고 있을 가능성이 높을 것으로 추론할 수 있다. 그러나 2008년 이후 전개된 세계경제의 위기가 우리 경제에 일종의 구조적 단절(structural break)을 야기할 가능성을 완전히 배제할 수 없다는 점 역시 감안하여야 할 것이다.

마지막으로 분석대상 국가들의 경기변동성이 시간이 지남에 따라 전체적으로 개선되었던 원인을 산업구조적인 측면에서 규명해 보고자 한다. 전술한 바와 같이 국가별 경기변동성은 내재적 변동성이 낮은 부문이 전체 산업에서 차지하는 비중이 커질수록 개선될 것임을 알 수 있으며, 서비스업은 제조업에 비해 변동성이 낮은 부문이라는 점은 일종의 전형적 사실로 받아들여지고 있다.[17] 따라서 서비스부문의 비중 증가가 경기변동성의 개선 정도와 정의 관계에 있을 가능성에 대해 살펴보았다. [Figure 6]은 분석대상 14개 국가의 서비스산업의 비중 변화와 전체 위험도의 개선 정도를 나타낸 것인데, 서비스부문의 비중이 상승하는 정도는 전체적인 변동성이 낮아지는 것과 관련되어 있음을 시사하고 있다.

이상의 분석 결과를 정리해 보면, 우리나라가 과거에 비해 변동성 개선 정도가 크게 나타난 원인 중의 하나는 산업구성 면에서 서비스업의 비중이 분석대상 국가 중에서 가장 크게 증가하였다는 점으로 설명될 수 있다는 것이다. 한편, 우리나라의 전체적인 위험도 혹은 경기변동성의 절대적인 수준은 비교대상국에 비해 여전히 높은 편인데, 그것은 내재적 변동성이 큰 제조업의 비중이 비교대상국에 비해 높고, 서비스업의 비중은 낮다는 점에 기인하고 있을 가능성이 있다는 것이다. 특히 우리나라 경제구조가 생산측면에서는 제조업의 비중이 상대적으로 크고, 수요 측면에서는 대외수요, 즉 수출에 대한 의존도가 높아 대내외 경제충격에 보다 민감하게 반응하는 현상과

17) Koren and Tenreyro(2007)에서 OECD Stan DB를 이용하여 18개 산업부문에 대해 변동성을 계산한 결과에 따르면, 농림업 및 광업과 같은 1차산업은 제조업부문에 비해 변동성이 크며, 제조업은 서비스업에 비해 변동성이 크게 나타나고 있다.

[Figure 6] Weight on Service Sector and Volatility of Business Cycle



Note: change of risk = 1.84 − 60.43 × change in weight on service industry
t-statistic: (0.96) (-2.45) R-squared: 0.35.

관련되어 있다고 본다.

[Figure 7]과 [Figure 8]은 주요국의 서비스업 및 제조업의 비중을 표시한 것인데, 우리나라는 제조업의 비중이 상대적으로 높고 서비스업의 비중은 낮은 것으로 나타나고 있어 이러한 추론을 뒷받침하고 있다.[18)]

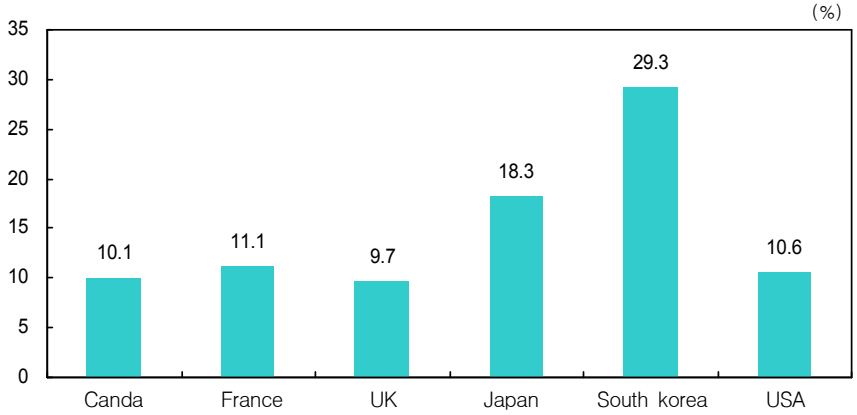
한편, 우리나라의 서비스업의 비중이 낮다는 점은 향후 경제발전이 성숙함에 따라 서비스업의 비중이 증가할 여지가 있다는 것으로 해석할 수 있으며, 고부가가치의 서비스업의 비중이 증대됨에 따라 경기변동성은 개선될 가능성이 있다. 따라서 이는 중장기적으로 거시경제의 안정을 도모하기 위한 하나의 방법으로 서비스부문과 같은 내재적 변동성이 낮은 산업부문의 비중을 높이는 구조적 차원의 개선이 필요함을 시사하고 있다.

V. 정책적 시사점 및 결론

이상에서 본 연구는 우리나라의 국민경제에서 서비스산업이 차지하는 역할을 경기안정화라는 측면에서 고찰하고자 서비스산업이 경기변동성에 미치는 영향을 국내적인 산업구조에서 살펴본 후, 국제비교를 통해 경기변동성의 요인을 분석하였다.

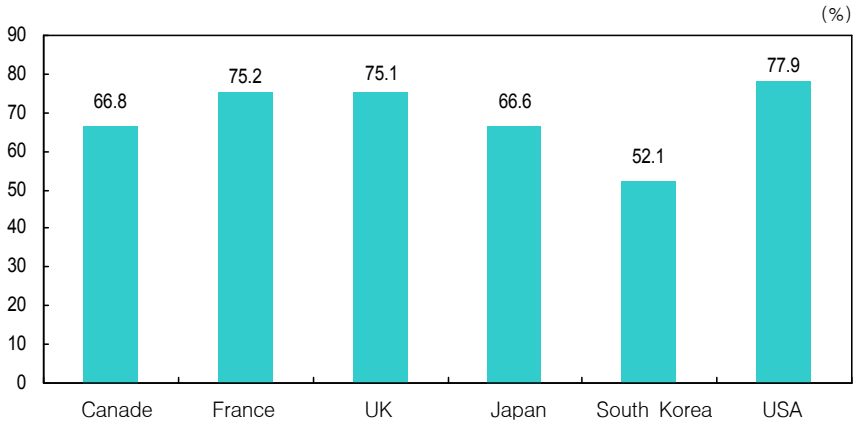
18) 이에 관한 보다 엄밀한 분석은 국가별 산업구조와 경기변동성의 수준 간의 관계를 직접적으로 살펴보아야 할 것이나, 향후 연구과제로 남겨두고자 한다.

[Figure 7] The Portion of High-Tech Manufacturing Relative to GDP by Country(Based on the Year 2006)



Note: High-Tech manufacturing includes chemicals/metal/general machinery/electric machinary/ transport equipment etc.

[Figure 8] The Portion of Service Industry Relative to GDP by Country (Based on the Year 2006)



주요 OECD 국가들과 우리나라의 변동성 요인을 비교한 결과, 우리나라의 경기변동성은 국가위험도를 중심으로 과거에 비해 크게 개선되면서 선진국과의 격차가 상당 폭 축소되었으나 여전히 대내외적 충격의 영향에 노출되어 있으며, 이는 제조업 중심의 산업구조적 특성에 기인한 것으로 판단된다. 제조업은 서비스업에 비해 내재적인 변동성이 크다는 점 외에도, 교역재의 대부분이 제조업과 관련

되어 있다는 점에서 개방도(openness) 혹은 무역의존도를 거시변동성을 결정하는 요인으로 볼 수도 있다. 본 연구에서는 대외충격의 주요 전파경로인 무역의존도를 직접적으로 고려하지 못하였는데, 최근 Giovanni and Levchenko(2008)에 의하면, 교역 비중과 거시변동성은 정의 관계에 있고 경제적으로 의미 있는 영향을 주는 것으로 나타나고 있어 주목할 필요가 있다. 즉, 교역 비중이 높은 산업일수록 변동성이 높다는 점, 그리고 교역은 특화(specialization)를 수반하며 교역과 특화는 모두 변동성을 증가시키는 요인으로 작용한다는 것이다. 현재 우리 경제의 거시경제적 변동성을 설명하는 가장 유력한 요인은 수출 위주의 제조업 비중이 높다는 점으로 볼 수 있는데, 이러한 구조적 특징은 과거 의존적(path dependent)이라는 점에서 보다 장기적이고 역사적인 차원에서 고찰이 요구된다.

1970년대 중반 이후 시작되었던 중화학공업 위주의 성장전략과 경제발전은 과거 우리나라 경제체제의 주요한 구조적 특징들－시장에 대한 정부의 우위, 생산자 위주의 경제운용, 대규모 기업집단으로의 경제력 집중, 개별 시장의 독과점 구조 등－을 고착화시키는 계기로 작용한 것으로 평가되고 있다.[19] 그 밖에도 본 연구의 결과에 의하면, 과거의 성장전략과 경제발전과정은 대외부문에서 촉발된 충격에 취약한 변동구조를 형성하게 된 계기로 작용했다는 점도 주요 특징 중의 하나로 추가할 수 있을 것이다.

우리나라 경제구조는 교역 비중이 높다는 특징을 가지고 있는바, 이는 기본적으로 지난 1960년대 이후 경제개발 초기 단계에서 채택했던 수출지향적 성장전략의 결과라고 볼 수 있다. 당시 국내시장이 협소하였기 때문에 내수 중심의 성장에는 한계가 있었으며, 부존자원이 충분하지 않았으므로 비교역재부문으로의 특화도 성공 가능성이 희박하였을 것으로 판단할 수 있다. 따라서 수출 주도형 성장전략을 선택함으로써 교역재부문으로의 특화가 정책적으로 유도되었고, 특히 국제시장에서 단기간에 경쟁력을 갖출 수 있는 단순 경공업부문이 전략산업으로 선택될 수밖에 없었을 것이다. 결과적으로 제조업 중 노동집약적 부문으로의 특화가 이루어졌으며, 경공업 위주의 산업구조가 형성되고 수출 비중이 지속적으로 증가하기 시작하였다. 이러한 시기에는 대외수요 측 충격이 주요한 경기변동 원인으로 작용하게 되는데, 노동집약적인 교역재부문에 특화되면서 원자재 가격 등 대외부문의 공급 측 충격보다는 최종산출물시장에서의 수요충격(external demand shock)에 보다 큰 영향을 받기 때

19) 이하 우리나라 경제발전단계에 따른 경제정책의 변화과정은 주로 김중수(2002)를 참고하였다.

문이다. 일반적으로 경제개발 초기단계에서 비교우위에 입각한 개발전략은 불가피하게 저숙련 노동력과 낮은 수준의 기술을 결합한 산업부문에 특화하도록 유도하는 경향이 있으며, 이러한 산업은 대부분 변동성이 큰 것으로 알려져 있다.[20]

한편, 저임금 노동투입에 기초한 가격경쟁력으로 일정 기간 수출 진흥이 이루어졌지만, 1970년대 들어서 노동집약적 상품에 대한 선진국들의 무역장벽의 강화, 국내 임금비용의 상승 등으로 기존의 성장전략의 한계점이 노출되었다. 이러한 대내외 여건 변화에 대응하여 1970년대 중반 이후 우리 경제는 노동집약적 경공업으로부터 자본집약적 중화학공업으로의 산업구조 전환이 이루어졌다. 당시 철강, 기계, 조선, 전자, 화학, 비철금속 등 6개 부문에 정책적 지원이 집중되었고, 산업구조는 급속히 경공업에서 중화학 위주로 전환되었다.[21] 이들 부문은 원자재 및 자본재 수입에 크게 의존하며, 따라서 공급 측면에서 볼 때 국제부문 충격(global sectoral shock)에 취약할 수밖에 없는 구조가 형성되었다.

한편, 1960~70년대 한국의 경제개발 초기단계에서 거시경제정책은 거시경제의 안정이라는 본연의 목표를 위해 운용되기보다는 성장을 위한 산업정책의 한 수단으로 사용된 측면이 강하였다는 평가를 받고 있다.[22] 일반적으로 충격완화 기제로서 거시경제적 위험을 분산시킬 수 있는 금융시장 기능과 안정화 정책수단을 들 수 있는데, 당시 우리 경제는 양자를 모두 결여한 상태였으며, 대외적 충격요인은 충격흡수장치의 미비로 인해 보다 커다란 거시경제적 변동을 야기시켰던 것으로 볼 수 있다.

1980년대 이후 외환위기 전까지는 경제자유화가 추진되면서 거시경제의 안정화가 시작된 시기였다. 이 시기에는 자원배분에 대한 정부의 직접적 개입이 축소되고, 시장개방이 진전되면서 거시경제적으로 안정이 이루어질 수 있는 기반이 형성되기 시작하였다. 예를 들어 관리변동환율제의 도입, 과감한 재정지출 축소 및 제로베이스 예산 도입 등 재정 리스크 축소, 통화긴축을 통한 물가안정기조 정착 등 거시경제정책의 경기안정화 기능이 활용되기 시작했다고 볼 수 있다. 그러나 거시정책상의 오류, 부분적 자유화의 부작용 등으로 인한 경기변동요인은 여전히 잔존해 있는 상황이었다.[23] 즉,

---

20) Kraay and Ventura(2007).

21) 제조업 중 중화학공업이 차지하는 부가가치 비중은 1970년의 36%에서 1980년에는 51%로 상승하였고, 중화학공업의 상대적 수출 비중은 동 기간 18.2%에서 47.6%로 증가하였다.

22) 예를 들면 수출 진흥을 위한 정책금융, 수출기업에 대한 조세혜택, 설비투자에 대한 세액공제 등 당시 거시경제정책은 수출 촉진과 성장을 위한 수단의 성격이 강했다.

23) 특히 조동철(1988)은 환율정책상의 실패로 인해 대외부문 충격이 적절히 흡수되지 못하였다고 평가하고

1980년대 중반 이후 거시경제정책의 안정화 기능이 강조되었으나, 그 운용방식은 시장경제원리에 바탕을 둔 간접관리였다기보다는 여전히 정부의 직접적인 통제방식에 의존하는 경향이 높았으며, 기업·금융 부문의 취약성 등 잠재적인 거시경제적 변동성은 여전히 높은 수준이었다고 평가할 수 있다.

외환위기 이후 지금까지(즉, 2000년대)의 시기에 대한 판단을 하기에는 좀 더 많은 자료와 연구의 축적이 필요하지만, 일단 구조적 변화에 기인한 거시적 안정이 이루어진 시기라고 평가할 수 있을 것이다. 이 기간에 수많은 제도적 변화가 이루어지면서 거시안정성의 기반을 마련한 것으로 보이나, 그중 가장 특징적인 것은 자유변동환율제의 도입과 통화정책의 독립성 강화라고 생각된다. 이로써 대내외 충격의 영향을 상쇄할 정책적 수단이 마련되었으며, 전반적으로 거시경제정책의 경기안정화 기능이 실질적으로 작동하기 시작하는 등 선진국형 간접관리방식이 정착되었던 시기라고 볼 수 있다. 한편, 강도 높은 기업·금융 부문에 대한 구조조정의 결과, 기업지배구조의 개선과 금융시스템의 안정이 이루어졌으며 시장규율에 의한 경제운용방식이 정착되면서 거시적 안정성이 이전 시기에 비해 현저히 개선될 수 있는 배경으로 작용한 것이 아닌가 판단할 수 있다.

이상 1970년대 이후 우리나라의 경제발전단계별 거시경제적 상황을 역사적으로 살펴본 결과, 우리 경제는 경제발전 혹은 소득수준 향상이 이루어지면서 국가위험도가 하락하고, 제반 시장원리에 입각한 정책 및 제도적 기반이 갖춰지면서 국내 거시충격의 영향은 감소하고 있다는 것을 알 수 있다. 그러나 부문위험도(sectoral risk)는 여전히 주요국에 비해 높은 상황이 지속되고 있는데, 이는 과거 중화학 중심의 제조업 구조가 고착되었던 것에 기인한 것으로 보인다.[24] 이러한 산업구조하에서는 우리 경제가 대외부문 충격(global sectoral shock)으로 인한 거시경제적 변동에 지속적으로 노출될 수밖에 없다는 것을 의미한다.

이는 제Ⅳ장에서 OECD 주요 국가들과 우리나라의 변동성 요인을 비교한 결과, 우리나라의 경기변동성은 국가위험도를 중심으로 과거에 비해 크게 개선되면서 선진국과의 격차가 상당 폭 축소되었으나 여전히 대외부문 충격의 영향에 노출되어 있으며, 이는 제조업 중심의 산업구조적 특성에 기인한 것으로 판단한 것과

있는데, 1980년대 말의 3저 호황에 따른 경기과열과 1997년 외환위기에 따른 경기침체를 대표적인 사례로 지적하고 있다.

24) 현재 전기, 전자, 자동차, 선박, 화학, 반도체 분야 위주의 수출구조는 1970년대 이후 중화학공업 육성정책 시 정책적으로 자원이 집중 투입되었던 부문과 일치하고 있다.

일치한다.

거시경제적 변동성은 거의 모든 경제 주체들이 직면하게 되는 불확실성을 높이면서 직접적인 후생손실을 가져오며, 나아가 경제성장에도 부정적 영향을 미칠 가능성이 높다. 따라서 단기적인 경기안정화 차원을 넘어서 거시변동성을 배태하는 경제구조 자체를 조정함으로써 다양한 측면에서 구조적 균형을 도모하는 것이 필요하다고 판단된다.[25]

우리 경제는 제조업을 중심으로 교역재부문에 특화되어 있다는 특징을 가지고 있으며, 이들 부문은 서비스업과 비교역재부문에 비해 내재적 변동성이 크기 때문에 전체적인 경기변동성도 크게 나타나게 하는 요인으로 작용한다고 볼 수 있다. 그러나 거시변동성을 축소하기 위해서 교역 비중을 인위적으로 낮추는 것은 바람직하지도 않고 가능하지도 않은 시도일 것이다. 나아가 교역 비중 혹은 개방도(openness)가 거시변동성과 정의 관계에 있다는 사실이 폐쇄경제의 장점으로 비약될 수도 없을 것이다. 교역과 일부 제조업에 특화되어 있음으로써 나타나는 변동요인을 완화시키기 위해서는 서비스업이 대부분을 차지하고 있는 비교역재부문이 상대적으로 활성화되어야 함을 시사하고 있다. 근래 서비스산업의 생산성 증대를 통한 성장동력 확충 및 고용창출 등의 측면이 강조되면서 서비스 선진화를 위한 정부의 정책적 노력이 배가되고 있다. 본 연구는 서비스부문이 국민경제에서 차지하는 역할이 성장과 고용의 측면에서뿐만 아니라 거시변동성 차원에서도 의의가 있음을 시사하고 있다. 일반적으로 생산성과 고용, 경제성장과 경기변동 간에는 상충관계가 있는 것으로 알려져 있다. 그러나 서비스산업의 선진화는 현재 우리 경제의 여건하에서 이들 상충관계의 딜레마에 빠지지 않을 가능성이 있음을 보여주고 있다.

결론적으로, 우리 경제의 안정성을 높이기 위해서는 단기적인 대내외 충격을 완충하기 위한 재정 및 통화 정책의 성공적인 운용이 필요할 뿐만 아니라 중장기적 차원에서 제조업과 서비스업, 교역재

25) Loayza *et al*.(2007)에 의하면, 일반적으로 거시변동성의 관리는 세 가지 차원에서 접근할 수 있다. 첫 번째는 내부적으로 정책적 오류에 기인한 변동원인을 차단하는 것이다. 이는 재정지출의 수준과 변동을 일정한 준칙에 의해 제어한다든지, 인플레이션을 낮은 수준에서 안정적으로 유지하는 것 그리고 환율을 포함한 제반 가격변수들이 경직되지 않도록 하는 것 등이며, 이런 조치들을 통해 내부적 변동요인의 발생 가능성을 감소시키는 것이다. 두 번째는 충격완화장치를 강화하는 차원에서 거시정책의 경기안정화 수단으로서의 기능이 잘 작동되도록 준비하는 것이다. 특히 재정건전성을 유지하고 금융부문이 충격완화기제로서 적절히 작동하도록 하는 것이 관건이라고 할 수 있다. 특히 금융중개의 규모뿐만 아니라 위험분산을 위한 다양한 금융수단이 확보되어야 한다. 세 번째 전략은 포괄적 보험(comprehensive insurance)이라는 차원에서 접근하여 외부 위험에의 노출을 축소시키는 것이다. 본문에서 제시한 산업구조의 변화를 통한 내재적 변동 가능성을 감소시키는 것이 이에 해당할 것이다.

와 비교역재 부문의 균형 있는 구조를 지향할 필요가 있다. 우리나라 거시경제상 취약점을 구조적으로 보완하기 위한 가장 효과적인 정책방향은, 서비스산업을 중심으로 한 비교역재부문의 비중을 증대시키면서 대내외 부문 간 적절한 균형구조를 형성시키는 것이다. 현재 제조업에 비해 낙후된 서비스산업의 경쟁력이 향상될 경우, 경제 전체적으로 생산성 향상과 변동성 축소라는 양 경로를 통하여 우리 경제의 성장과 안정을 동시에 도모할 수 있을 것으로 기대할 수 있을 것이다.

마지막으로 본 연구의 한계와 향후 연구방향을 언급하고자 한다. 우선 변동성 요인 분해 결과를 해석하는 데 주요하게 이용하였던 산업집중도라는 것은 산업분류의 정의에 의해 좌우된다는 점을 들 수 있다. 본 연구에서는 제조업과 서비스업을 구분하는 데 관심을 갖고 비교적 대분류 기준체계를 사용함으로써 이러한 문제점을 약화시키려고 했다. 한편, 국제비교 시 우리나라와 비슷한 개발과정을 겪은 국가들을 포함하지 못하고 대부분 선진국을 대상으로 하였기 때문에, 원래 의도했던 경제발전단계에서 서비스산업이 차지하는 역할이 정확히 식별되지 못하였을 가능성이 있다. 이러한 문제는 보다 광범한 국가를 포함하는 UNIDO 표본을 이용하면 되지만, 산업분류가 분석에 적합하지 못하다는 한계를 가지고 있었다. 기술적인 한계 외에도 서비스산업은 도소매, 음식, 숙박업 등 전통적인 소매부문 서비스업에서부터 금융, 사업서비스 등 지식기반형 생산서비스에 이르기까지 매우 이질적인 분야를 포괄한다는 점에서 경제적으로 동일한 산업으로 취급할 수 없다는 지적도 타당하다. 추후 산업별 자료구조에 대한 보다 광범한 조사를 통해 적절한 방법론을 사용한 후속연구가 진행되길 바란다. 그리고 정책대안과 관련해서는, 산업정책을 통한 특정 산업부문의 인위적인 육성은 효율적인 자원배분을 방해할 가능성이 있는바, 향후 서비스산업 육성이 가져올 수 있는 부정적인 측면도 고려한 보다 종합적인 정책연구가 필요할 것이다. 기존의 서비스산업과 관련된 정책적 관심이 고용과 성장 측면에 집중되어 왔으며, 서비스산업화에 따른 경기변동성의 변화 여부에 대한 학문적인 연구조사 역시 상대적으로 빈약하다는 점에서 본 연구의 의의를 찾을 수 있을 것으로 사료된다.

참 고 문 헌

김주훈・차문중,『서비스부문의 선진화를 위한 정책과제』, 연구보고서 2007-04, 한국개발연구원, 2007.

김중수,『한국경제 반세기: 경제정책에 대한 역사적 고찰』, 한국개발연구원, 2002.

신현열,「우리나라의 경기변동성과 산업구조 변화와의 관계」,『조사통계월보』, 2005. 6.

이재준,「한국의 경기변동의 특징 및 안정성에 대한 연구」,『한국개발연구』, 제31권 제2호, 2009.

조동철,「거시경제정책 운영의 선진화 방안」, 연구자료 98-13, 한국개발연구원, 1998.

한진희・신석하,「경제위기 이후 한국경제의 성장둔화에 대한 실증적 평가」, 한진희 편,『경제위기 이후 한국의 경제성장』, 연구보고서 2007-05, 한국개발연구원, 2007.

한진희 외,『고령화 사회의 장기 거시경제변수 전망: 2006～2080』, 한국개발연구원, 2007.

한국개발연구원,『KDI 경제전망: 2009 상반기』, 2009.

Acemoglu, D., S. Johnson, J. Robinson, and Y. Thaicharoen, “Institutional Causes, Macroeconomic Symptoms, Volatility, Crises and Growth,” *Journal of Monetary Economics* 50, 2003.

Aghion, P., R. Burgess, S. Redding, and F. Zilibotti, “The Unequal Effects of Liberalization,” NBER Working Paper No. W12031, 2006.

Barlevy, G., “The Cost of Business Cycles Under Endogenous Growth,” *American Economic Review* 94(4), 2004.

Basu S. and J. Fernald, “What Do We Know and Not Know about Potential Output?” Federal Reserve Bank of San Francisco, Working Paper Series, 2009.

Berman J. and J. Pfleeger, “Which Industries Are Sensitive to Business Cycles?” *Monthly Labor Review* 120(2), 1997, pp.19~26.

Calvo, G., “Capital Flows and Capital Market Crises: The Simple Economics of Sudden Stops,” *Journal of Applied Econometrics* I(1), 1998.

Cerra, Valerie and Sweta C. Saxena, “Growth Dynamics, The Myth of Economic Recovery,” *American Economic Review*, 2008.

Cuadrado-Roura, J. R. and A. O. V.-Abarca, “Business Cycle and Service Industries: General Trend and the Spanish Case,” *Service Industries Journal* 21(1), 2001, pp.103~122.

Davis, S. J. and J. A. Kahn, “Interpreting the Great Moderation: Changes in the Volatility of Economic Activity at the Macro and Micro Levels,” *Journal of Economic Perspectives* 22(4), 2008, pp.155~180.

Deaton, A. and R. Miller, “International Commodity Prices, Macroeconomics Performance and

Politics in Sub-Saharan Africa," *Journal of African Economies* 5(3), 1996.

Diebold, F. X. and G. D. Rudebusch, "Shorter Recessions and Longer Expansionsm," *Business Review*, FRB of Philadelphia, Nov./Dec. 1991.

Easterly, W., M. Kremer, L. Pritchett, and L. Summers, "Good Policy or Good Luck?: Country Growth Performance and Temporary Shocks," *Journal of Monetary Economics* 32(3), 1993.

European Commission, "Impact of the Current Economic and Financial Crisis on Potential Output," EC Occasional Paper No. 49, 2009.

Fatas, A., "Do Business Cycles Cast Long Shadows? Short-Run Persistence and Economic Growth," *Journal of Economic Growth* 5(2), 2000.

Feldstein, M., "The Cost and Benefits of Going from Low Inflation to Price Stability," NBER Working Paper No. W5469, 1996.

Filardo, J. D. M., "Cyclical Implications of the Declining Manufacturing Employment Share," *Economic Review*, 2nd Quarter, FRB of Kansas City, 1997.

Frankel, J. and A. Rose, "An Estimate of the Effect of Currency Unions on Trade and Growth," *Quarterly Journal of Economics*, 2002.

Furceri, Davide and Annabelle Mourougane, "The Effect of Financial Crises on Potential Output: New Empirical Evidence from OECD Countries," OECD ECO/WKP(2009)40, 2009.

Giovanni, J. and A. Levchenko, "Trade Openness and Volatility," IMF Working Paper, WP/08/146, 2008.

Hill, T. P., "On Goods and Services," *Review of Income and Wealth* 9(4), 1977.

Hoffmaister, A, J. Roldos, and P. Wickham, "Macroeconomic Fluctuations in Sub-Saharan Africa," *IMF Staff Paper* 45(1), 1998.

Hnatkovka, V. and N. Loayza, "Volatility and Growth," in J. Aizenman and B. Pinto (eds.), *Managing Economic Volatility and Crises: A Practitioner's Guide*, New York: Cambridg University Press, 2005.

IMF, "The Changing Dynamics of the Global Business Cycle," *World Economic Outlook*, 2007.

Judson, R. and A. Orphanides, "Inflation, Volatility and Growth," *Internation Finance* 2(1), 1999, pp.117~138.

Jusellius, K., *The Cointegrated VAR Model: Methodology and Applicaitons*, Oxford University Press, 2007.

Juillard, M. and others, "Welfare Based Monetary Policy Rules in an Estimated DSGE Model fo the US Economy," ECB Working Paper No. 613, 2006.

Kim, C-J and C. R. Nelson, "Has the US Economy Become More Stable? A Bayesian Approach Based on a Markov-Switching Model of the Business Cycle," *The Review of Economics and Statistics* 81, 1999.

Koren, M. and S. Tenreyro, "Volatility and Development," *Quartery Journal of Economics*, Feb. 2007.

Kraay, A. and J. Ventura, “Comparative Advantage and the Cross-section of Business Cycles,” *Journal of the European Economic Association* 5(6), 2007.

Laursen, T. and S. Mahajan, “Volatility, Income Distribution, and Poverty,” in J. Aizenman and B. Pinto (eds.), *Managing Economic Volatility and Crises: A Practitioner's Guide*, New York: Cambridg University Press, 2005.

Lee, J. W., “Do Services Temper Business Cycles?: Implications of the Rising Service Sector,” Irvine Economic Paper No. 95-96-3, University of California, Feb. 1996.

Loayza, N. and C. Raddatz, “The Stuructural Determinants of External Vulnerability,” World Bank Working Paper, 2006.

Loayza, N. *et al*., “Macroeconomic Volatility and Welfare in Developing Countries: An Introduction,” *World Bank Economic Review*, 2007.

Lucas, R., “Models of Business Cycles,” New York: Basil Blackwell, 1987.

McConnell, M. M. and G. Perez-Quiros, “Output Fluctuations in the United States: What Has Changed Since the Early 1980’s?” *The American Economic Review* 90(5), 1999, pp.1464~1476.

Mendoza, E. G., “The Terms of Trade, the Real Exchange Rate, and Economic Fluctuations,” *International Economic Review* 36(1), 1995.

OECD, *Economic Outlook*, 2009.

Pallage, S. and M. A. Robe, “On the Welfare Cost of Econoimc Fluctuations in Developing Countries,” *International Economic Review* 44(2), 2003.

Peterson B. and S. Strongin, “Why Are Some Industries More Cyclical Than Others?” *Journal of Business & Economic Statistics* 14(2), 1996.

Pyndyck, R. and A. Solimano, “Economic Instability and Aggregate Investment,” NBER Working Paper No. W4380, 1993.

Raddatz, C., “Are External Shocks Responsible for the Instability of Output in Low-income-countries?” World Bank Policy Research Working Paper 3680, 2005.

Ramey, Garey and Valerie A. Ramey, “Cross-country Evidence on the Link Between Volatility and Growth,” *American Economic Review* 85, 1995, pp.1138~1151.

Spiliopoulos, L., “What Determines Macroeconomic Volatility? A Cross-section and Panel Data Study,” unpublished paper, 2005.

Stock, J. H. and M. W. Watson, “Has the Business Cycle Changed? Evidence and Explanations,” Federal Reserve Bank of Kansas City, 2003.

[부록] 변동성 분해(Volatility Decomposition)

본문 제Ⅳ장에서 취업자 1인당 총산출(GDP) 증가율은 다음의 식과 같이 각 산업부문의 일인당 증가율의 합으로 나타낼 수 있다(이하에서 사용하는 수식 및 기호는 본문 제Ⅳ장의 식과 동일).

$$q_j = \sum_{s=1}^{S} a_{js} y_{js}$$

산업부문별 증가율은 다음과 같은 충격요인으로 구성되어 있다고 가정한다.

$$y_{js} = \lambda_s + \mu_j + \epsilon_{js}$$

이를 행렬식으로 표현하기 위해, $\widetilde{y_j}' = (y_{j1}\, y_{j1} \ldots\ldots y_{jS})$를 국가 j의 부문별 증가율 벡터이고, $\widetilde{a_{js}} = (a_{j1}\, a_{j2} \ldots . a_{jS})$를 국가 j의 부문별 비중 벡터라고 하자. 그러면 $q_j = \widetilde{a_j}'\, \widetilde{y_j}$ 이며, 이의 분산은 다음과 같은 행렬식으로 표현된다.

$$Var(q_j) = \widetilde{a_j}'\, E(\widetilde{y_j}\, \widetilde{y_j}')\ \ \widetilde{a_j}$$

단, 위 식은 부문별 비중 $\widetilde{a_j}$가 고정되어 있다는 전제하에서 성립한다. 개별 부문별 분산을 자세히 살펴보면,

$$Var(\widetilde{y_j}) = E(\widetilde{y_j}\, \widetilde{y_j}')$$

$$= \begin{pmatrix} Var(y_{j1}) & Cov(y_{j1}, y_{j2}) \cdots & Cov(y_{j1}, y_{js}) \\ Cov(y_{j2}, y_{j1}) & Var(y_{j2}) & \cdots\ Cov(y_{j12}, y_{js}) \\ \vdots & \vdots & \ddots \quad \vdots \\ Cov(y_{js}, y_{j1}) & Cov(y_{js}, y_{j2}) \cdots & Var(y_{j,s}) \end{pmatrix}$$

즉, 개별 국가의 개별 부문의 충격의 분산으로 구성된다.

$$\begin{aligned} Var(y_{js}) &= Var(\lambda_s + \mu_j + \epsilon_{js}) \\ &= Var(\lambda_s) + Var(\mu_j) + Var(\epsilon_{js}) \\ &\quad + 2[Cov(\lambda_s, \mu_j) + Cov(\mu_j, \epsilon_{js}) + Cov(\lambda_s, \epsilon_{js})] \end{aligned}$$

ϵ_{js}가 특이충격요인(idiosyncratic shock)이므로,

$$Cov(\bullet, \epsilon_{js}) = 0 \quad \text{and} \quad Cov(\epsilon_{js}, \epsilon_{js'}) = 0 \text{ if } s \neq s'$$

따라서 $Var(y_{js}) = Var(\lambda_s) + Var(\mu_j) + Var(\epsilon_{js}) + 2Cov(\lambda_s, \mu_j)$이다. 그리고 산업부문별 공분산은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} Cov(y_{js}, y_{js'}) &= E[(\lambda_s + \mu_j + \epsilon_{js})(\lambda_{s'} + \mu_j + \epsilon_{js'})] \\ &= E[\lambda_s\lambda_{s'} + \lambda_s\mu_j + \mu_j\lambda_{s'} + \mu_j\mu_j] \\ &\quad \because \epsilon_{js} : idiosyncratic \end{aligned}$$

결국 $Var(\widetilde{y_j})$의 분산-공분산 행렬은 (부문별 충격의 분산-공분산) + (국가충격의 분산) + (국가별 충격과 부문별 충격의 공분산) + (특이충격요인의 분산-공분산)으로 이루어진다.

단, 최종적으로 $q_j = \widetilde{a_j}'\widetilde{y_j}$의 분산은 $Var(q_j) = \widetilde{a_j}' E(\widetilde{y_j}\widetilde{y_j}')\ \widetilde{a_j}$로서 스칼라(scalar)이다.

$$E(\widetilde{y_j}\widetilde{y_j}') = \Omega_\lambda + \Omega_{\epsilon_j} + \omega_{\mu_j}^2 11' + (\Omega_{\lambda\mu_j} 1' + 1\Omega_{\lambda\mu_j}')$$

즉, '부문충격요인(sectoral shock)의 분산-공분산+특이충격요인(idiosyncratic shock)의 분산+국가충격요인(cty-shock)의 분산+부문충격요인과 국가충격요인의 상관성의 영향'으로 구성된다. 최종적으로, 어느 한 국가의 최종산출량의 변동성(분산)은,

$$Var(q_j) = \widetilde{a_j}' E(\widetilde{y_j}\widetilde{y_j}')\widetilde{a_j}$$
$$= \widetilde{a_j}' \Omega_\lambda \widetilde{a_j} + \widetilde{a_j}' \Omega_{\epsilon_j} \widetilde{a_j} + \omega_{\mu_j}^2 + 2(\widetilde{a_j}' \Omega_{\lambda\mu_j})$$

산업부문별 분산-공분산 행렬에서는 각 원소가 부문별 비중의 가중치로 모두 합해지게 된다. 이것을 두 번째 식에서 각종 부문별 고유한 위험성에서 오는 부분, 각 국가-부문의 고유한 위험, 국가위험 그리고 국가위험과 부문별 위험의 상관성에서 오는 부분으로 분해하는 것이다. 산업부문 구조에 기인한 위험도의 측정도 가능하나, 개별 부문은 동분산(homoscedastic)이며 무상관(uncorrelated)이라는 가정이 필요하다.

韓國開發硏究
제33권 제2호(통권 제111호)

은행 임원의 주식기준 보상과 위험추구

여 은 정
(중앙대학교 경영학부 조교수)
윤 경 수
(한국개발연구원 부연구위원)
이 호 준
(한국개발연구원 부연구위원)

Stock-based Managerial Compensation and Risk-taking in Bank

Eunjung Yeo
(Assistant Professor, Chung-Ang University, College of Business Administration)
Kyoung-Soo Yoon
(Associate Research Fellow, Korea Development Institute)
Hojun Lee
(Associate Research Fellow, Korea Development Institute)

* 본 논문은 기 발간된 『금융산업과 규제의 새로운 패러다임 정립』(연구보고서 2010-03, 한국개발연구원, 2010) 중 필자들이 수행한 제8장의 주요 내용을 수정·보완한 것임.

** 여은정: (e-mail) ejyeo@cau.ac.kr, (address) Chung-Ang University, 211 Heukseok-dong, Dongjak-gu, Seoul, Korea
윤경수: (e-mail) yoonks@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, Hoegiro 49, Dongdaemun-gu, Seoul, Korea
이호준: (e-mail) hojunlee@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, Hoegiro 49, Dongdaemun-gu, Seoul, Korea

• Key Word: 은행(Bank), 주식기준 보상(Stock-option), 위험추구(Risk-taking), 지배구조(Governance)
• JEL Code: G21
• Received: 2011. 3. 2 • Referee Process Started: 2011. 3. 3
• Referee Reports Completed: 2011. 5. 17

ABSTRACT

This study examines the compensation scheme for the executives and risk-taking behavior in the Korean banks. Theoretically, shareholders prefer risky asset choice to the optimal one due to the limited liability feature of reward, and stock-based executive compensation may induce choices favorable to the shareholder. We empirically test this risk-taking hypothesis using Korean banks' data. Since only the stock option data is available under the current disclosure system, we limit our analysis to examine the relationship between the compensation through stock option and the risk of banks. The result provides no evidence that stock option compensations increase the risk of banks, which is contrary to the theoretical prediction and preceding studies in the US. This may be due to any factor that the executive reward data omit, or regulation effects on the bank management.

본고는 은행 임원에 대한 주식기준 보상, 특히 스톡옵션과 은행의 위험추구 간의 관계를 이론적으로 검토하고, 국내 은행 자료를 이용하여 실증적으로 분석한다. 이론적으로 은행의 주주는 유한책임(limited liability)의 특성으로 인해 사회적 최적 수준보다 위험한 자산 포트폴리오를 선택할 가능성이 있다. 이는 포트폴리오의 범위 확대에 따른 기대수익 증가가 수익 변동성의 폭 증가보다 크지 않을 경우 발생한다. 이 경우 주주는 스톡옵션 형태의 성과보상을 통해 경영자의 위험추구를 유도할 수 있다. 이러한 이론적 예측과는 달리 국내 은행 자료를 이용한 실증분석 결과는 스톡옵션 부여가 위험추구를 유도한다는 가설을 지지하지 않았다. 은행 임원에게 부여한 스톡옵션은 가격기준 위험지표와 투자기준 위험지표 모두에 유의한 영향을 미치지 못한 것으로 분석되었다. 이는 미국에서의 선행연구 결과와는 상반된 것으로, 분석 자료가 포함하지 않는 형태의 보상이나 규제효과 등 국내 은행업의 특수성에 기인한 것으로 볼 수 있다.

Ⅰ. 서 론

본고에서는 은행 임원에 대한 주식기준 보상과 은행의 위험추구 간의 관계에 대해 연구한다. 특히 은행 주주의 유인구조 및 경영진 보상체계 간의 관계에 주목하여 주식기준 보상이 은행의 자산관리 관련 위험에 미치는 영향에 대한 이론적 가설을 제시한 후, 우리나라 은행의 관련 데이터를 이용하여 임원에 대한 옵션 형식의 주식기준 보상이 실제로 은행의 위험추구를 증가시켰는지를 실증적으로 검토한다.

최근 글로벌 금융위기를 거치며 금융시스템 전반에 관한 여러 문제가 제기되었는데, 그중 하나가 금융기관의 보상체계 문제이다.[1] 이는 금융기관 임원 및 주요 의사결정자의 보상체계가 과도한 위험을 추구하도록 유인을 제공하였다는 견해에 근거한다. 이러한 맥락에서, 보상체계 및 이와 관련된 지배구조의 제도적 개혁이나 바람직한 관행의 제시 등이 개별 국가 차원에서뿐 아니라 국제적으로도 논의가 되고 있다.[2] 예를 들어 금융안정포럼(Financial Stability Forum: FSF)의 후신인 금융안정이사회(Financial Stability Board: FSB)는 건전한 보상 관행을 위한 원칙과 이행기준을 제시한 바 있다(FSF[2009. 4]; FSB[2009. 11]). 이러한 추세에 맞추어 우리나라 정부 역시 FSB의 권고에 의거, 금융기관의 과도한 위험추구행위를 제한하기 위한 적절한 정책적 조치 및 보상체계 개선안을 마련하였다(금융위원회[2010. 1]).

금융기관 보상체계에 관한 논의의 핵심은 최고경영자 및 주요 의사결정자가 건전한 위험관리를 하도록 유인을 제공하는 보상구조를 설계하는 데에 있다. 최근 논의에서는 특히 보상체계로 인한 과도한 단기이윤의 추구와 이해상충(conflicts of interest) 문제를 야기하는 지배구조의 문제점이 집중적으로 조명되었다. 이러한 문제점을 완화 혹은 해결하기 위해 보상체계를 금융기관의 장기이윤구조에 부합하도록 설계하고 독립적인 위험관리위원회와 보상위원회를 구성하는 방안 등이 제시된 바 있다(FSF[2009. 4]; FSB[2009. 11]).

단기이윤 추구현상을 해소하기 위해서는 금융기관의 장기적 가치와 연동되는 은행 주식가격을 기준으로 하는 보상체

1) 금융위기를 야기한 요인 및 이와 보상체계 간의 관계에 대해서는 여러 문헌에서 진단하고 있다. 간략한 개괄로는 Diamond and Rajan(2009), OECD(2009. 2), 한국은행(2009. 6)을 참조하라.

2) 주요국의 관련 논의에 대해서는 House of Lords(2009. 6), Board of Governors(2009. 10) 및 Financial Services Authority(2009. 3, 2009. 11) 등을 참조하라.

계를 강화하는 것이 한 가지 방법일 수 있다. 그러나 주주 스스로가 투자에 대한 보상의 특징으로 인해 위험추구를 선호할 수 있으며, 주주는 경영자와의 계약을 통해 자신의 이해관계를 반영할 개연성이 있다. 실제로 최근의 금융위기와 관련하여 Bebchuck and Spamann(2009)은 금융개혁 과제로서 유한책임(limited liability) 및 은행의 특수한 지배·소유 구조로 인한 주주의 유인 문제를 단기이윤 추구 문제와 분리하여 제기한 바 있다. 본 연구의 목적은 이러한 주주와 경영자의 보상체계가 은행의 경영, 특히 위험추구와 관련된 의사결정에 어떠한 영향을 주는지를 이론적·실증적으로 구명하는 데에 있다.

기업의 보상체계와 위험추구행위 간의 관계에 대해서는 다수의 선행연구가 존재한다. 우선 기업 주주의 유한책임(limited liability)으로 인한 위험선호에 대한 대표적인 초기 연구로는 Jensen and Meckling(1976)을 들 수 있다. Tirole(2006, pp.23~24)은 이와 유사한 보상구조를 가진 스톡옵션(stock-option)이 야기하는 위험추구에 대해서 직관적으로 설명하고 있다. 이에 의하면 주식 혹은 스톡옵션은 유한책임이나 행사가격이 존재하여 기업의 성과에 대해 볼록한(convex) 보상구조를 가지며, 따라서 낮은 성공확률에도 불구하고 성공 시 높은 성과를 나타내는 프로젝트를 선호하도록 유도한다. 즉, 이러한 보상구조는 유도된 위험선호(induced risk-loving)를 양산한다. Hall and Murphy (2003)는 기업에서 보수에 스톡옵션을 고려하는 이유 중 하나로 위험기피적(risk-averse)인 임직원으로 하여금 주주의 이해에 상응하는 의사결정을 하도록 유도함에 있다고 지적한다.[3)]

한편, 일반 기업이 아닌 은행을 비롯한 금융기관의 보상체계에 대한 이론적 연구 역시 다양한 측면에서 진행되고 있다. 은행은 일반 기업과는 달리 자본구조상 높은 레버리지 비율을 보유하고 있으며, 다수의 예금주들과 은행 간에 정보의 비대칭성이 광범위하게 존재하는 특징을 가진다. 이러한 특징은 예금주와 은행의 주주 간 이해상충의 문제가 심각할 가능성을 내포한다.[4)] 또한 지급결제와 자금중개 등 필수적인 사회기반 서비스를 제공하고 있어 개별 은행의 실패가 금융시스템의 안정성에 미치는 파급력이 매우 크다. 다시 말해 은행의 위험추구행위는 음(-)의 외부성을 내재하고 있다. 이러한 이유로 은행은 자본구조나 지불능력 유지, 지배구조 등에 대해 금융당국의 규제

3) Hall and Murphy(2003)는 스톡옵션이 활용되는 이유로 이 외에도 성과와 직접적으로 연결된 보수를 통한 주주와의 이해관계 일치, 기업가정신의 유도, 임직원의 이직 방지(retention) 등을 들고 있다. 또한 스톡옵션은 세제 측면에서 기업에 유리하다는 점도 스톡옵션의 활성화에 기여한 것으로 지적되고 있다.

4) 본고 제Ⅱ장 2절의 따름명제 1은 자본구조상 특수성이 야기하는 문제를 지적하고 있다.

를 받게 된다. 이와 같이 은행의 보상체계는 은행의 특수성을 고려한 독자적인 연구가 요구되는 주제이며, 그 사회적 파급력이나 금융규제의 측면에서 정책적으로도 중요한 연구주제라 할 수 있다.

이러한 맥락하에서 금융기관의 보상체계에 대한 선행연구는 주로 보상체계, 지배구조 및 규제가 은행의 위험추구에 미치는 영향을 중심으로 진행되었다. 대표적으로 John, Saunders, and Senbet(2000)은 은행의 자본비율에 대한 규제는 위험추구행위를 통제하는 데에 효율적이지 않음을 보이고, 대안으로 연방예금보험공사(Federal Deposit Insurance Corporation: FDIC)의 보험료 할증에 은행 최고경영자의 유인요인을 결합시키는 방식을 제시한다. 또한 Bris and Cantale(2004)는 규제당국과 주주 및 경영자가 포함된 모형의 분석을 통해 자본규제는 소유와 경영이 분리된 상황에서 과도한 포트폴리오 위험을 줄인다는 것을 보였고, Ang, Lauterbach, and Schreber(2001)는 경영자 간 상호 견제를 포함한 모형을 통해 자본규제가 경영자에 대한 유인보수(incentive pay)를 감소시킨다는 것을 밝혔다.[5)]

이론적 선행연구들은 전반적으로 유한책임을 가지는 주주가, 특히 자기자본비율이 낮은 은행의 경우, 위험추구를 할 유인이 존재하고, 경영자와의 계약을 통해 이러한 유인구조를 이전시키려 할 가능성이 높다는 점에 주목하고 있다. 다만, 주주와 경영자의 위험선호의 구체적 형태, 복잡한 은행 지배구조 및 은행에 대한 다양한 규제로 인하여 실제로 이러한 유인보수체계가 과도한 위험추구를 유발하는지를 명확히 밝히기는 쉽지 않다. 더욱이 경영자의 경력관리(career concern)나 은행의사결정에서의 다면적 업무(multi-tasking)의 요인들도 영향을 미칠 수 있다. 따라서 실제 보상체계와 위험추구의 관계는 실증적으로 분석될 필요가 있다.

은행 보상체계가 위험추구에 미치는 영향에 대한 실증적 분석 결과는 다소 혼재되어 있다. 예를 들어 Houston and James(1995)는 은행산업의 보수구조는 위험추구를 유도하지 않는다는 결론을 내린다. 반면, 최근에는 다양한 위험지표를 사용, 유인보수와 위험추구 간의 양의 상관관계를 지지하는 연구 결과가 제시되고 있다. 대표적으로 Chen *et al*.(2006)은 미국 은행산업에서 경영자에 대한 옵션기반 보수와 시장위험지표로 대변되는 은행의 위험 간의 관계를 분석하였다. 분석 결과, 전체 보수에서의 옵션기반 보수의 비중이나 옵션기반 보수의 누적가치가 클수록 은행의 위험은 커지는 것으로

5) 은행의 보수체계에 관한 다른 연구로는 Cheng *et al*.(2009), Gollier *et al*.(1995), Kadan and Seinkels(2008) 등을 참조할 수 있다. 그 외 금융기관의 보수체계와 관련한 흥미로운 연구로는 Palomino and Prat(2003), Raviv and Landskroner(2009) 등이 있다.

나타났다.

이와 유사하게 Mehran and Rosenberg (2008)은 미국의 은행 자료를 바탕으로 CEO 부(wealth)의 주가 민감도와 주가 변동성을 측정하여 분석한 결과, 스톡옵션 부여가 보다 위험한 투자를 유도한다는 점을 보였다. 유사한 위험지표를 사용한 Chesney *et al.*(2010)의 연구는 미국의 은행 및 유사 금융기관의 자료를 이용, CEO에게 위험추구적 성과보수체계를 부여한 기관이 금융위기 동안 보다 큰 손실을 입었음을 보였다. 이들에 의하면 CEO 부의 주가 민감도가 커질수록 손실이 적었고, 이와 주가 변동성은 강한 양의 상관관계를 가지지만, 주가 변동성의 영향이 훨씬 크다. 한편, Laeven and Levine(2009)은 은행 위험의 지표로 ROA와 자본비율의 합을 자산수익의 표준편차로 나눈 z-score를 사용하여 국가별로 지배구조 및 규제의 영향을 분석한 결과, 주주의 지배력이 강한 은행이 보다 위험추구적임을 보였다.[6)]

국내 은행산업을 대상으로 주식기준 보상체계와 위험추구 간의 관계를 분석한 연구는 제한적이다. 스톡옵션 관련 연구로 원재환(2000)은 국내 스톡옵션 도입 초기의 시장 반응을 살펴보는 실증연구를 수행하였다. 이에 의하면 국내 은행을 대상으로 스톡옵션 도입 전후 30일간의 주가 및 수익률 변화에 대한 사건 연구(event study)를 수행한 결과, 단기에서는 통계적으로 유의한 수준의 차이가 나타나지 않음을 보였다. 전상경·정무권(2006)은 2001년부터 3년간 국내 은행 자료를 기반으로 스톡옵션 부여에 따른 은행 임원 부(wealth)의 주가 민감도 및 주가 변동성과 은행 경영정책 결정 간의 관계에 대한 실증분석을 시도하였다. 그 결과 임원진의 스톡옵션 비중이 높을수록 파생상품 비중 확대 및 예대 마진율 격차 확대 등 보다 공격적인 경영을 추구하는 반면, 레버리지 비중은 축소한다는 다소 상충되는 결과가 도출되었다.

최근 연구로 김효경(2010)은 1998~2008년의 국내 은행 자료를 이용, 가격기준 위험지표 및 z-score와 스톡옵션 보상 간의 관계를 분석하였다. 이에 따르면 스톡옵션은 2~3년의 시차를 두고 은행 위험을 증가시키는 것으로 나타났다. 한편, Lee, Yeo, and Yoon(2010)에서는 2004~08

6) 은행 이외의 일반 기업을 대상으로 한 실증분석 연구도 다수 존재한다. 이 중 Kadan and Swinkels(2008)는 보상으로서 주식부여방식과 스톡옵션 부여방식의 차이를 분석하였는데, 기업의 파산위험이 높을 경우에만 주식부여방식이 우월하며, 그렇지 않은 경우는 옵션기반 방식이 우월하다는 이론을 제시하고, 실증분석을 통해 실제 높은 파산위험이 주식부여 비중과 연관되어 있음을 보였다. Low(2009)는 기존의 실증분석 문헌이 이론의 예측과 상반된 결과를 보여주는 이유가 주로 내생성 문제로 인한 것임을 지적하며, 1990년대 델라웨어의 인수합병 규정이 변화되는 과정에서의 자료를 이용, 주식기반 보수가 위험추구의 유인을 부여했음을 보였다. 한편, Dittmann and Maug(2007)은 미국의 CEO 데이터를 이용, 표준적인 대리인 모형이나 이의 확장이 관찰된 스톡옵션을 포함한 CEO 계약을 설명하지 못함을 지적하였다.

년의 국내 은행 자료를 이용한 간단한 실증분석을 통해 스톡옵션 비중이 은행의 가격기준 위험지표에 유의한 영향을 미치지 않았으며, 오히려 자산 구성 관련 지표를 통해 볼 때에는 그 비중이 자산 구성 위험성을 증가시킴을 보였다.

본고는 Lee, Yeo, and Yoon(2010)과 여은정・윤경수・이호준(2010)의 연구에 기초하고 있다. 우선 이론적 논의를 위해 선행연구의 결과를 집약적으로 살펴볼 수 있는 간단한(parsimonious) 모형을 제시한다. 이 모형에서 은행은 자산 관리를 위해 대출심사(screening) 및 감시(monitoring) 비용(자산관리비용)을 지출하는데, 이 비용은 자산수익 범위(변동성)에 의존하며, 경영자는 이를 고려하여 자산 포트폴리오 범위를 결정한다. 모형의 균형에서 자산 포트폴리오의 범위를 확대할 때 자산수익의 증가율이 상대적으로 크지 않을 경우, 주주는 사회적 최적보다 높은 위험수준의 범위를 선호하고, 이를 경영자와의 계약에 반영한다. 주주의 이해를 반영하는 경영계약 형태는 다양하게 존재할 수 있는데, 주식기준 보상에서는 비금전적 대리인비용(agency cost)이 존재할 경우 스톡옵션이 주식부여보다 선호된다.

다만, 여기에서 제시하는 이론모형은 자산 구성 이외의 방식으로 경영이 은행 위험에 미치는 영향과 다양한 규제요인 및 비금전적 대리인비용 등 은행 위험과 보상의 여러 요소를 고려하지 못하는 한계가 있다. 따라서 본고의 이론적 가설은 실증적으로 검증될 필요가 있다.

국내 시중은행 자료를 통한 본 연구의 실증분석은 Lee, Yeo, and Yoon(2010)에 비해 자료의 범위를 확장(2000~08년)하였으며, 자료 구축의 엄밀성을 더하였다.[7] 분석 결과, 은행 임원에게 부여한 스톡옵션은 가격기준 위험지표와 투자기준 위험지표 모두에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 이는 자기자본비율과 비이자수익 등 은행 위험에 영향을 미치는 요인들을 통제한 후의 결과로, 자산구성과 관련한 위험추구행위가 보상체계에 의해 유도되지 않았음을 시사한다. 본 연구의 결과는 유사한 선행연구인 김효경(2010)과는 다소 상이한데, 이는 자료의 연도별 범위의 차이[8] 및 자료 구축방식에 주로 기인한 것으로 판단된다.

본고는 다음과 같이 구성된다. 우선 제Ⅱ장에서는 간단한 이론모형을 통해 임원에 대한 주식기준 보상과 은행의 위험추구에 대한 가설을 제시한다. 제Ⅲ장에서는 우리나라 은행 자료를 통해 임원의 보수체계, 특히 스톡옵션[9]의 부여가 은행 위험에 미치는 영향을 실증적으로 분석한다. 제Ⅳ장에서는 이상의 논의를 종합하고 정책적 시사점을 제시한다.

7) 자료 구축방식에 대해서는 제Ⅳ장에서 자세하게 논의한다.
8) 자료의 부정확성 및 은행권의 급격한 변동 등을 고려하여, 본 연구에서는 1998~99년의 자료를 제외하였다.

II. 보상체계와 위험추구에 관한 이론적 검토

본 장에서는 주주와 경영자의 보상체계를 통해 은행 자산의 위험수준이 결정되는 모형을 살펴본다. 우선 주주의 보수체계를 통해 주주에게 최적인 위험수준이 사회적으로 최적인 위험수준과 어떠한 차이가 있는지 살펴본다. 다음으로 주주는 경영자에게 주식 혹은 주식매수선택권을 통한 인센티브를 부여함으로써 주주에게 최적인 위험수준을 경영자가 선택하도록 유도하는 과정을 살펴본다. 마지막으로 제시된 모형의 시사점과 한계에 대한 논의를 통해 실증분석의 이론적 가설을 제시한다.

1. 모 형

은행이 보유한 자산을 A라고 하고 그 크기를 1이라고 하자. 그리고 자산은 주식(equity)과 예금(deposit)으로 구성되며, 이 중 예금의 크기를 d, 주식의 크기를 $(1-d)$라고 각각 정의하자. 이 같은 가정하에서 주주와 경영자 사이의 게임 구조를 다음의 2기 모형을 통해 살펴보자.

첫 번째 기에 주주는 경영자에게 경영자의 임금구조 $w(X)$를 제시한다. 이때 임금구조는 자산수익에 대한 확률변수 $X \geq 0$의 함수로 정해진다.[10] 제시된 임금구조를 파악한 후 경영자는 은행 자산에 대한 포트폴리오를 결정한다. 이는 자산수익에 대한 확률변수 X의 분포를 정한다고 볼 수 있다.

두 번째 기에 X값이 정해지면 예금에 대한 이자와 원금 $(1+r)d \equiv \alpha$을 예금주에게 지급한 후 남은 부분을 경영자와 주주들이 나눠 가지게 된다. 따라서 예금주와 주주가 가지는 수익은 각각 $v_d(x) \equiv \min\{x,\alpha\}$와 $v_x(x) \equiv \max\{0,x-\alpha\} - w(x)$이 된다.

확률변수 X의 분포는 확률밀도함수 $f(X)$를 따른다. 확률밀도함수 f에 대한 정보는 평균과 범위로 모두 나타낼 수 있으며, 평균 μ를 중심으로 확률밀도함수는 대칭이라고 가정한다. 즉, 모든 $0 \leq y \leq \mu$에 대해서 $f(\mu-y) = f(\mu+y)$을 만족한

9) 기존의 기업회계기준에 의하면 스톡옵션은 '주식매수선택권'으로 명명되었으나, 최근의 기업회계기준서는 '주식기준 보상거래'라는 용어를 사용한다(한국회계기준원[2009]). 본고에서는 세 용어를 같은 의미로 사용한다.

10) 예금의 규모가 정해져 있다는 점은 강력한 가정이라고 볼 수 있다. 예금의 규모 역시 경영자가 결정할 수 있는 사항이라고 볼 수도 있기 때문이다. 예금주는 위험한 자산 포트폴리오를 가진 은행을 기피할 것이며, 이는 결국 경영자의 자산선택 문제에 영향을 준다. 여기서 가정하고 있는 것은 은행과 예금주 사이에 심각한 정보의 비대칭성이 있어서 소액의 예금주들은 자산 구성에 대해 크게 관심을 가지고 있지 않다는 점이다. 예금보험은 이러한 문제를 더욱 강화시킬 것이다.

다. 따라서 자산의 기대수익률 V는 μ와 같아진다. 분포의 범위는 $[\mu-\delta,\mu+\delta]$이고 이때 δ는 양의 값을 가진다. 평균과 범위는 서로 연관되어 μ는 δ의 함수로 표현 가능하다고 가정한다. 즉, 아래의 가정 1과 같이 확률밀도함수는 δ만으로 표현될 수 있다. 분포의 범위가 $[\mu-\delta,\mu+\delta]$인 확률밀도함수를 $f_\delta(x)$라 표시한다.

본 모형에서는 무위험 자산의 수익률은 예금의 이자율과 같다고 가정한다. 즉, $\mu(0)=(1+r)$을 만족한다. 그리고 함수 $\mu(\delta)$는 비감소함수이며 비볼록함수라고 가정한다. 이는 자산의 수익률이 높을수록 수익의 변동성이 높아지고 예상수익이 증가하는 정도는 차츰 줄어드는 성향을 의미한다. 또한 δ가 증가함에 따라 기대수익이 증가하는 수준은, δ가 증가함에 따른 μ함수 범위의 최댓값이 증가하는 수준보다 매우 낮다고 가정한다. 이상은 아래 가정 2에 요약되어 있다.

가정 1. $\mu=\mu(\delta)$.

가정 2. $\delta>0$일 때, $\mu(\delta)\geq 1+r$,
$0<\mu'(\delta)<1/2,\ \mu''(\delta)<0$.[11]

계산상 편의를 위해 필요한 경우 자산수익이 균일분포(uniform distribution) $U[\mu-\delta,\mu+\delta]$를 따른다고 가정한다. 이때 확률밀도함수는 지수함수(indicator function) I에 대해 $f_\delta(x)=(1/2\delta)\cdot[\mu-\delta,\mu+\delta]$이다.

은행의 경영과정에서 자산을 관리하기 위해서는 사전적인 대출심사(screening)와 사후적인 감시(monitoring) 등을 위해 비용이 소요되는데, 이를 자산관리비용(asset management cost)으로 정의한다. 포트폴리오의 산포도가 증가함에 따라 자산관리비용이 증가함은 자명하다. 즉, 자산관리비용은 X의 확률분포, 특히 X의 범위에 따라 달라진다. 자산관리비용은 $c(\delta)$이라고 표현하며, 이 비용함수는 $c(\delta)\geq 0,\ c'(\delta)>0,\ c''(\delta)>0$이라는 가정을 따른다.

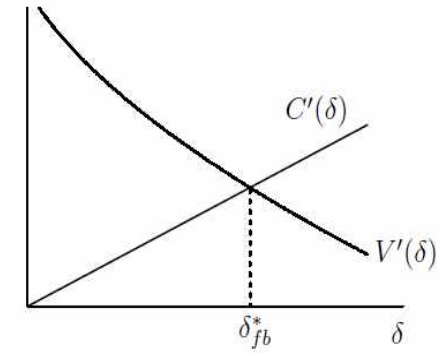
이상의 가정하에서는 [Figure 1]과 같이 자산 포트폴리오 범위가 확대될 때 한계기대수익곡선($V'=\mu'$)은 우하향하고 한계자산관리비용곡선(C')은 우상향한다. 이 두 곡선이 만나는 지점에서 사회적으로 최적인 위험수준 δ_{fb}^*가 정해진다. 이러한 내용을 정리한 것이 명제 1이다.

명제 1. 자산의 총수익은 다음의 조건을 만족하는 $\delta_{fb}(>0)$에서 최댓값을 가진다.

$$\mu'(\delta_{fb})=c'(\delta_{fb}) \quad (1)$$

11) $0<\mu'(\delta)<1/2$이라는 가정은 본 모형에서 무한값을 가지는 해가 도출되는 것을 방지하기 위해서 설정되었다. 이는 수익률이 증가함에 따라 이에 따르는 수익률 분포의 범위가 점점 더 넓어진다는 점을 가정하고 있다.

[Figure 1] Socially Optimal Risk Level



증명) 수익의 기댓값 $V(\delta)$은 $\mu(\delta)$과 같다. 가정들에 의해 $\mu(\delta)$의 미분값은 양의 값을 가지면서 감소한다. 따라서 $V'(\delta)=c'(\delta)$일 때 수익이 최댓값을 가진다. (증명 끝)

2. 주주의 위험추구 유인

다음으로 은행 주주에게 최적인 자산 포트폴리오의 범위를 살펴보기 위해 주주가 직접 은행을 경영할 경우를 상정하자. 주주에게 돌아가는 자산의 기대수익을 $V_s(\delta)$이라 정의한다. 이때 주주의 투자에 대한 보상은 유한책임(limited liability)의 성격을 가지게 되어 하방위험이 제거된다. 이로 인해 주주의 한계기대수익(V_s')은 δ가 α보다 큰 경우 자산의 한계기대수익(V')보다 커지게 된다. 따라서 은행의 주주는 [Figure 2]에서 볼 수 있는 바와 같이 사회적 최적 수준보다 큰 범위의 자산 포트폴리오를 선호하게 된다. 즉, 주주는 최적 위험수준보다 위험도가 높은 자산 구성을 선호한다.[12] 명제 2는 이를 보여준다. 증명은 부록 A에 수록되어 있다.

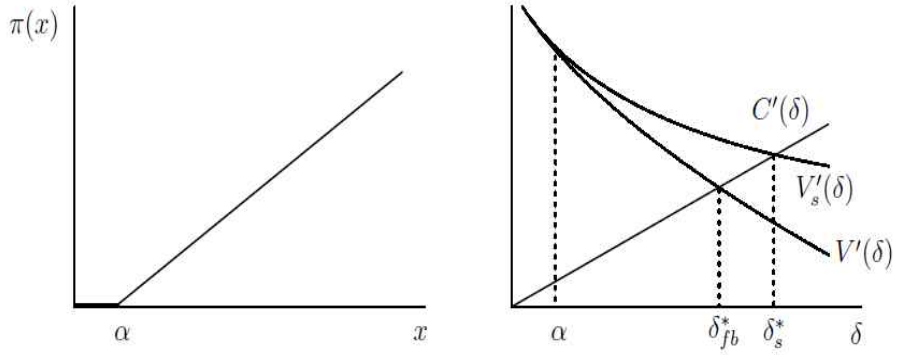
명제 2. 균일분포하에서 주주가 직접 경영을 할 경우, 주주는 사회적으로 최적인 위험수준보다 더 많은 위험을 추구하길 원한다. 즉, $V_s'(\delta_s^*)=c'(s)$와 $\delta_s^*>\delta_{fb}$를 만족하는 δ_s^*가 존재한다.[13]

한편, 은행의 총자산 중 예금이 차지하는 비율(예금비율)은 주주의 최적 선택에 영향을 미친다. 즉, 예금비율 혹은 이와 비례하는 α의 값이 증가함에 따라 주주의 한계기대수익(V_s')과 자산의 기대수익(V') 간의 차는 단조적으로 증가한다. 이는 결국 주주 입장에서의 최적 위험수준과

12) 이 결과는 일반적이지 않으며, 그 성립은 수익의 확률밀도함수의 도함수 형태에 의해 결정된다. 명제 2는 균일분포가 성립함을 보였지만, 이보다 완화된 조건에서도 성립할 수 있다. 자세한 논의는 부록 A의 명제 2의 증명 부분에 언급되어 있다.

13) 한편, 본 명제에서 $\mu>\alpha$인 경우, 수익이 실현된 후 예금주에게 지급해야 할 금액이 커질수록 사회적 최적 위험수준과 주주의 최적 위험수준 간의 차이가 증가함을 쉽게 보일 수 있는데, 이는 금융기관의 자기자본비율과 연관하여 금융기관의 자기자본이 줄어들수록 사회적 위험수준과 주주의 위험수준 간의 차이가 커지며, 따라서 자기자본비율 규제는 보수에 관한 유인규제와 상호보완적임을 시사한다. 이에 대한 자세한 논의는 여은정 · 윤경수 · 이호준(2010)을 참조하라.

[Figure 2] Shareholder's Return Structure(Left) and Optimal Risk Level for Shareholder(Right)



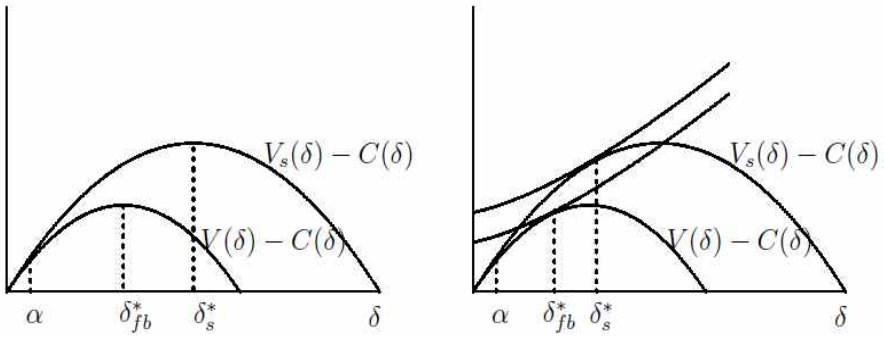
사회적으로 최적인 위험수준 간의 차이가 증가함을 의미한다. 다음의 따름명제 1은 이를 보여준다. 증명은 부록 A에 수록되어 있다.

따름명제 1. 균일분포하에서 $\mu > \alpha$인 경우, 예금비율이 높을수록 사회적 최적 위험수준과 주주의 최적 위험수준 간의 차이는 증가한다.

위의 따름명제는 두 가지 중요한 함의를 가진다. 우선 은행과 같이 자기자본비율이 낮고 채무 비중이 높은 기관에서 그렇지 않은 일반 기업과 비교할 때 사회적 최적과 주주의 최적 간 차이가 커진다. 이는 은행과 같은 금융기관의 경우 예금주의 이해를 반영할 수 있도록 지배구조 등에 대한 규제가 특별히 요구될 수 있다는 시사점을 제공한다. 다음으로 이 결과를 금융기관의 자기자본비율과 연관지어 생각해 볼 수 있다. 즉, 금융기관의 자기자본이 줄어들수록 α값이 커지며, 따라서 사회적 위험수준과 주주의 위험수준 간의 차이가 커진다. 결국 사회적 최적 위험수준과 주주의 최적 위험수준 간의 차이를 줄이기 위해서는 금융기관의 자기자본비율을 규제할 필요성이 제기된다. 또한 본고의 주제인 금융기관 보상체계 규율과 금융기관의 자본규제가 상호 보완적일 수 있음을 시사한다.

본 모형에서는 주주가 위험중립적임을 가정하고 있지만, 위의 결과는 주주가 위험기피적인 경우로 확장할 수 있다. δ가 자산수익의 위험도를 의미하므로 자산의 기대수익곡선에서 자산관리비용곡선을 뺀 곡선은 δ에 대해 오목하다. 주주의 보상곡선에서 자산관리비용곡선을 뺀 곡선은 그 곡선보다 위에 위치한다. 위험기피적 주주는 수익-위험 평면의 무차별곡선이 보상에서 비용을 뺀 곡선과 접하는

[Figure 3] Risk-averse Shareholder and Optimal Risk Level



지점에서 위험수준을 정하게 된다. 이때 [Figure 3]에서 볼 수 있는 바와 같이 주주는 위험기피적인 경우에도 사회적으로 최적인 위험수준에 비해 더 높은 수준의 위험을 선호한다.[14)]

3. 임금계약과 임원의 유인

이제 주주가 은행의 위험수준을 결정하는 경영자를 고용하는 경우를 살펴보자. 여기서 δ에 대한 경영자의 결정을 주주는 볼 수 없다고 가정한다. 이러한 경우 주주의 이익 극대화 문제는 다음과 같다.

$$\max_{\delta,\, W(\delta)} \int_{\max\{\alpha,\mu(\delta)-\delta\}}^{\mu(\delta)} (x-\alpha) f_\delta(x)\,dx - EW(X)$$

s.t.

(IC) $\delta = \arg\max_{\delta'} \mathrm{E}[\mathrm{W}(\mathrm{X})] - \mathrm{C}(\delta')$

(IR) $\max_{\delta'} E[W(X)] - C(\delta') \geq \overline{U}$

여기서 $W(X)$는 주주가 경영자에게 주는 임금을 의미하고, 이는 자산수익의 함수이다. $\overline{U}$는 경영자가 주주와의 고용관계를 중단하고 외부로 나갔을 때 받을 수 있는 최대의 금액을 의미한다. 자산의 수익은 확률분포에 따라 결정되므로 경영자의 임금도 역시 확률분포에 따라 결정된다. 경영자의 임금구조가 결정되면 경영자 임금의 기대가치는 δ의 함수로 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$E[\,W(X)\,] \equiv \omega(\delta) \qquad (2)$$

비록 δ를 주주가 볼 수 없어서 이를 바탕으로 계약을 맺을 수 없더라도 주주는 적절한 임금계약을 통해 특정한 δ가 경영자로 하여금 선택되도록 유도할 수 있다. 즉, 주주의 이익 극대화 문제는 다음과 같이 변환된다.

14) 이러한 결과가 일반적으로 성립하는 것은 아니며, 주주의 효용함수에 따라 결과가 달라질 수 있다. 예를 들어 주주의 효용이 동조함수의 형태일 경우 제시된 결과가 성립된다.

$$\max_{\delta,\omega(\delta)} \int_{\max\{\alpha,\mu(\delta)-\delta\}}^{\mu(\delta)} (x-\alpha) f_\delta(x)dx - \omega(\delta)$$

s.t.

(IC) $\delta = \arg\max_{\delta'} \omega(\delta') - C(\delta')$

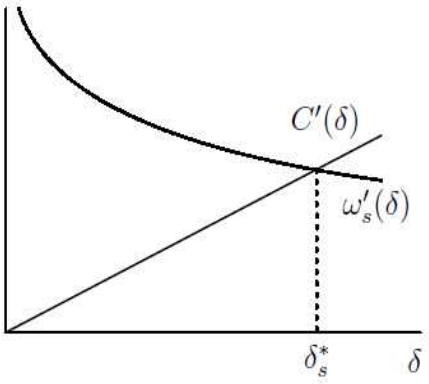
(IR) $\omega(\delta) - C(\delta) \geq \overline{U}$

(IR)이 등식으로 만족한다면 주주의 목적함수는 경영자가 없을 때 주주의 목적함수와 같아진다. 따라서 (IC) 조건이 만족되는 한 주주는 경영자가 δ_s^*를 선택하는 것을 선호한다.

이제 (IC) 조건에 대해 살펴보자. (IR) 조건에 의해 경영자의 임금 $\omega(\delta)$가 결정된다. 경영자로 하여금 δ_s^*을 고르도록 하기 위해, 임금 $\omega(\delta)$의 구조가 중요하다. [Figure 4]는 $\omega'(\delta)$의 형태에 의해 경영자가 어떤 δ를 선택하는지를 보여준다. 이에 의하면 $\omega'(\delta)$가 $\delta = \delta_s^*$에서 $C'(\delta)$와 교차하도록 적절한 임금구조를 제시할 경우 주주는 (IC)와 (IR)을 동시에 만족시키면서 이익을 극대화하게 된다.

그렇다면 균일분포 가정하에서 주식기반 보상이 주주의 이해관계를 어떻게 반영하게 되는지를 살펴보자. 만약 경영자에게 지급할 수 있는 주식의 수에 제한이 없다면 주식형태의 임금구조로 주주는 원하는 δ_s^*를 경영자가 선택하게 할 수 있다. 이는 주주에게 고정된 보상을 부여하고 경영자가 그 외의 수익을 보상으로 획득하도록 함으로써 가능하다. 이때 경영자의 보상함수는 주주가 직접 경영할

[Figure 4] Optimal Risk Level for Manager

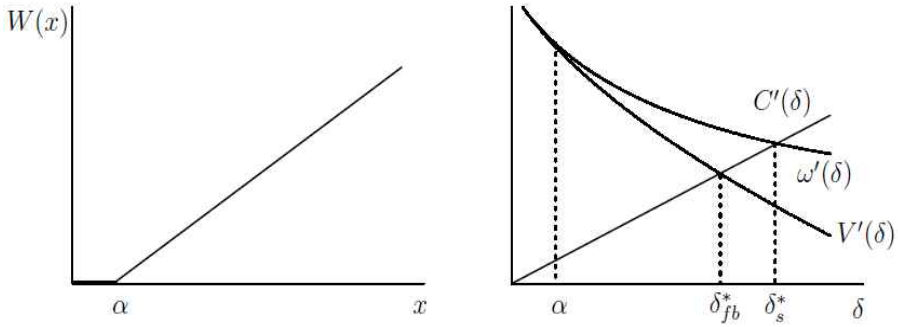


때의 기대수익과 동일($\omega(\delta) = V_s(\delta)$)해진다 (Figure 5 참조). 즉, 이러한 임금구조는 경영자로 하여금 잔여청구권자(residual claimant)가 되게 하는 소위 'selling-the-firm-scheme'과 유사하다. 명제 3은 이러한 내용을 담고 있으며, 그 증명은 부록 A에 수록되어 있다.

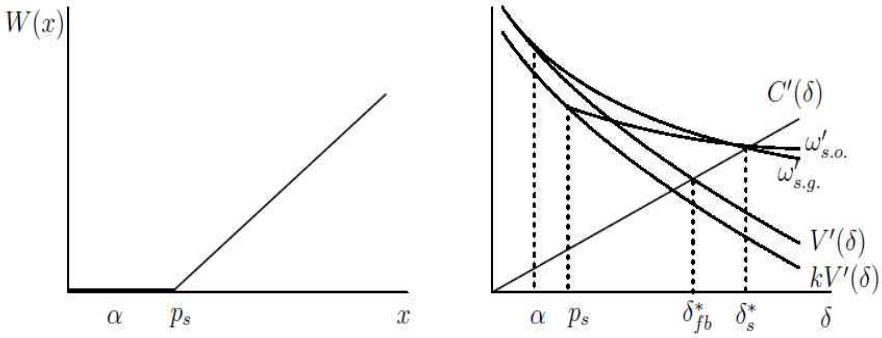
명제 3. 균일분포하에서 경영자의 임금구조로서 지급되는 주식의 수에 제한이 없다면 주주에게 최선인 주식형태의 임금구조가 존재한다.

그러나 실제로 이러한 보상체계가 현실에서 관찰되지는 않는다. 현실적으로 시중은행은 대부분 주식이 공개되어 있어 경영자에게 모든 주식이 지급되는 경우는 상정하기 어렵다. 또한 Jensen and Meckling (1976)이 지적한 바와 같이 비금전적

[Figure 5] Stock-grant Wage Structure and Optimal Risk Level



[Figure 6] Stock-option Wage Structure and Optimal Risk Level



(non-pecuniary) 보상으로 인한 이해상충과 대리인비용이 발생할 수 있으므로 경영자에게 모든 의사결정을 위임하는 것은 주주에게 적절한 전략이 아니다. 평판(reputation)이나 경력 고려(Career Concern)는 비금전적 보상의 대표적 예이다. 주주가 기업의 영구 가치를 추구하는 반면 경영자는 단기적으로 고용되는 것도 경영자에게 지급하는 주식 수에 제한이 있는 한 이유이다.

이에 반하여 주식매수선택권, 즉 스톡옵션은 보다 현실적인 방식으로 위험추구를 유도할 수 있다. 명제 4는 이를 보여주고 있다. 증명은 부록 A에 수록되어 있다.

명제 4. 균일분포하에서 주주에게 최선인 주식매수선택권 형태의 임금구조가 존재한다.

이상의 논의는 [Figure 6]을 통하여 직관적으로 설명할 수 있다. 앞서 보인 바

와 같이 $k=1$이고 $p_s=\alpha$일 때, 임금구조는 (IC) 조건을 만족하고 주주의 이윤을 극대화시킨다. 하지만 경영자에게 지급할 수 있는 주식의 수에 제한이 있다면, p_s에 대해 $\omega'(\delta)$가 증가하므로, k를 줄이고 p_s를 늘려서 적정한 (k,p_s)를 설정하여 경영자가 δ_s^*를 선택하도록 할 수 있다.

4. 이론적 논의의 시사점

이상의 이론적 논의를 통해 주주는 사회적 최적보다 높은 위험수준의 자산 구성을 선호할 수 있으며, 이러한 문제는 예금비율이 높은 경우 더욱 커질 수 있음이 확인되었다. 또한 주주는 주식기준 보상, 특히 스톡옵션을 통해 경영자로 하여금 주주가 원하는 자산 구성을 선택하도록 할 수 있음을 보였다. 물론 다양한 규제와 복잡한 지배구조상의 이해상충으로 인해 모든 은행이 이러한 수준의 위험수준을 선택하지는 않을 것이다. 그러나 주식기준 보상이 클 경우 은행의 위험추구가 보다 확대될 것이라는 추측은 가능하다. 이를 여기에서는 '위험추구 가설'이라 하고, 실증분석을 통해 검증할 주요 명제로 삼는다. 이론적 검토에서 살펴본 바와 같이 이 가설은 자기자본비율이 고정된 상황에서도 자산 포트폴리오 구성과 관련하여 발생할 수 있다.

그러나 이러한 가설이 성립하지 않을 개연성도 상당히 존재한다. 우선 주식기준 보상 이외의 다른 보상을 통해 주주가 경영진의 위험추구를 유도할 가능성이 있다. 본고의 부록 B에서는 보너스 형태의 보상을 통해 위험추구를 유도하는 과정을 살펴본다. 또한 경영진의 평판(reputation)에 대한 고려가 직접적인 보상보다 더 영향을 미칠 수도 있다. 그 외에도 데이터에서 나타나지 않은 규제 등이 은행의 위험추구에 영향을 줄 가능성도 있다. 즉, 실제로 위험추구 가설이 성립하는지는 실증적으로 분석해야 할 문제이다. 이는 다음 장에서 다룰 주제이다.

이론적 논의를 마치기에 앞서 본 모형의 한계를 분명히 할 필요가 있을 것이다. 본고의 모형은 위험추구와 관련, 다음과 같은 몇 가지 주요한 점을 간과하고 있다. 우선 예금자의 도덕적 해이를 유발하여 주주와 경영자들에게도 역시 도덕적 해이를 유발할 수 있는 예금보험에 대해서는 다루지 않고 있다. 소위 말하는 대형 은행들의 대마불사(Too-Big-Too-Fail)적 특성 역시 주주들의 위험추구를 유발할 수 있다. 또한 자산수익과 관련한 부정적인 외부성에 대해서도 고려하고 있지 않다. 마지막으로 예금과 자기자본 이외의 자본 구성, 예를 들어 채권 등이 은행의 위험에 미치는 영향, 혹은 역으로 은행 경영진의 의사결정이 채권금리 등에 미치는 영향 등이 고려되지 않고 있다. 규제당국의 입장에서는 이러한 점들

을 고려하여 적절한 수준의 위험추구를 유도할 필요가 있을 것이다.

Ⅲ. 실증분석

본 장에서는 국내 은행의 자료를 이용, 은행 임원의 보상체계가 은행의 위험도 혹은 위험추구적 의사결정에 어떤 영향을 미치는지를 실증적으로 분석한다.

본 분석에서 집중적으로 분석하고자 하는 은행의 위험은 자산 구성과 관련된 위험이다. 주지하다시피 제조업체와 달리 은행은 레버리지가 매우 크며, 은행의 위험 중 상당 부분은 레버리지 관리와 연관되어 있다. 따라서 이에 대한 적절한 고려 없이 은행의 위험도를 산정하는 것은 문제의 소지가 있다. 주식의 변동성을 자산의 위험도의 대리변수로 사용하는 경우 문제가 생길 수 있다. 또한 파생상품의 거래나 그 외 비이자수익을 발생시키는 은행의 업무도 은행의 위험도에 영향을 미칠 수 있다.

그러나 앞 절의 이론적 논의에서 살펴본 바와 같이 자기자본비율이 동일하더라도 자산 포트폴리오의 구성에 따라 상이한 위험수준을 양산할 수 있다. 또한 자기자본비율은 상당 부분 규제의 영향하에 있어 경영자의 의사결정에 제한이 있는 경우가 많으며, 공시가 투명하게 이루어지는 편이어서 이로 인한 위험은 쉽게 관찰된다. 따라서 자기자본비율을 통제한 후에도 임원의 보상체계가 은행 위험에 영향을 미치는지를 살펴보는 것이 보다 흥미로운 주제라 할 수 있다. 이론적 논의와 일관성을 유지하면서 이러한 문제를 다루기 위해 본 연구에서는 자기자본비율과 비이자수익을 통제한 후 보상체계와 위험 간의 관계를 분석한다.

위험선택과 관련된 임원의 보수구조는 매우 다양할 수 있다. 그러나 우리나라의 경우 임원 전체의 총보수는 공시되나 각 임원의 개별적 보수는 공시되지 않고, 다만 스톡옵션의 경우 임원별 부여량과 부여조건이 공시된다. 따라서 본 실증분석에서는 임원 전체의 스톡옵션 부여와 은행의 위험도 간의 관계를 다루도록 한다.[15]

15) 이론적으로는 상임이사 혹은 은행장 등 경영진과 사외이사는 이해관계를 달리할 가능성이 높다. 예를 들어 Pathan(2009)은 미국의 은행지주회사 자료를 이용, 이사회의 영향력이 강한 은행이 보다 위험추구적이며, CEO의 영향력이 강한 경우 위험추구적 경향이 감소함을 보였다. 본 연구의 목적을 고려할 때, 은행장 혹은 상임이사의 보수만을 고려하는 것이 타당하다. 그러나 개별 임원의 보수정보가 없는 분석자료의 한계상 이를 수행하지 못하였다. Lee, Yeo, and Yoon(2010)의 경우 스톡옵션을 제외한 보수를 전체 임원보수의 평균으로 대체하여 상임이사만의 보수 자료를 구축, 분석하였으나, 이는 자의성이 존재하여 본 분석에서는 임원 전체의 보수 자료를 이용하도록 한다.

1. 분석 자료

본 연구는 2000년부터 2008년 사이 국내 7개 시중은행의 자료를 사용하였다. 여기에는 KB국민, 신한, 우리, 하나, 외환, 씨티, 조흥은행(합병 전)이 포함된다. 예금을 수취하는 특수은행의 경우 기관의 스톡옵션 부여가 사실상 없었는데, 이는 기관의 특성을 반영하는 것으로 판단하여 분석에서 제외하였다. 일부 외국계 은행의 경우 스톡옵션이 외국에 상장된 모회사의 주식으로 부여되는 경우가 있었는데, 이는 분석에서 제외하였다. 또한 일부 은행의 경우 최근 스톡옵션 부여방식에서 제한된 주식부여방식으로 성과보상 형태를 바꾸었는데, 이 경우 다른 은행과의 비교가 적절치 않다고 판단, 분석에서 제외하였다.

설명변수 중 종합주가수익률, 은행업지수 수익률, 은행별 주가수익률은 자본시장연구원의 자료(KCMI-SD 2009)를 활용하였고, CD 수익률 및 3년 만기 국채 수익률은 금융투자협회의 채권정보센터로부터 얻었다. 그 외 은행별 자본, 자산 등 특성변수의 자료는 금융감독원의 금융통계정보로부터 수집하였다.

은행별 임원의 보수 자료는 각 은행의 사업보고서 및 감사보고서에서 수집하였다. 이 자료에는 각 은행의 연도별 임원 총보수(스톡옵션 제외), 임원에게 부여된 스톡옵션의 공정가치, 특정 연도에 잔존하는 임원 스톡옵션의 누적 공정가치가 포함되어 있다. 스톡옵션의 공정가치 산정은 사업보고서, 감사보고서 및 외부 자료를 활용하고, 블랙-숄즈(Black-Sholes) 옵션가격모형[16]을 통해 직접 산정하였다. 자료의 구축과 관련, 다음과 같은 몇 가지 사항에 유의할 필요가 있다.

우선 일부 은행의 경우 금융지주회사로 변경되어 상장된 경우 주식선택권을 부여하는 주체가 지주회사인 경우가 있어 스톡옵션 계산 시 이를 반영하고, 분석 시 이에 대한 더미변수를 활용하였다. 총보수와 비교한 스톡옵션의 공정가치는 부여일 시점에서 산정하였다. 이는 총보수가 연평균 지급액으로 공시됨을 고려

16) 우리나라의 경우 옵션가격결정모형으로 회계실무상 거의 예외 없이 블랙-숄즈 모형을 이용해 왔다. 그러나 블랙-숄즈 모형은 주식기준 보상의 적절한 공정가치 산정방식이라 보기는 힘들다. 우선 블랙-숄즈는 유럽식 옵션(European option) 모형이어서, 만기 이전에 행사될 가능성을 배제하고 있으며, 가득기간(주식기준 보상약정에서 지정하는 가득조건이 충족되어야 하는 기간) 이후의 행사를 고려하지도 못한다. 따라서 블랙・숄즈 모형을 적용하기 위해서는 기대행사시점을 결정해야 하는데, 이때 회계담당자의 자의성이 작용할 가능성이 높다. 이에 기업회계기준에서는 국제재무보고기준(IFRS) 제2호 '주식기준 보상(Share Based Payment)'에 따라 이항모형이나 공정가치 측정 목적에 부합하는 한 몬테카를로시뮬레이션기법과 같이 '더 유연한 모형(more flexible model)'을 이용하여 블랙-숄즈의 단점을 보완하는 옵션가격결정모형도 사용할 수 있도록 하고 있다(김현아・정성창[2009]). 그러나 본 연구에서는 이러한 블랙-숄즈 모형의 단점들에도 불구, 확보 가능한 자료를 고려, 블랙-숄즈 모형을 사용하되, 사업보고서상 제시된 공정가치를 직접 사용하지 않고 몇 가지 변형을 하여 자료를 구축하였다.

한 것이다. 반면, 누적된 스톡옵션의 가치는 그해 연말 기준으로 산정하였다. 다음으로 공정가치 산정을 위해 사용한 블랙-숄즈 옵션가격모형은 다음과 같다.

스톡옵션의 공정가치

$$= pN(d_1) - se^{-rt}N(d_2)$$

여기에서

$$d_1 = \frac{\ln\left(\frac{p}{s}\right) + \left(r + \frac{v^2}{2}t\right)}{v\sqrt{t}}, \quad d_2 = d_1 - v\sqrt{t}$$

위 식에서 p는 주식가격, s는 행사가격(striking price), t는 1년의 백분율로 나타내는 존속기간, r은 현재의 무위험이자율, v는 연표준편차로 측정되는 주식의 변동성, $N(x)$는 누적정규분포함수를 나타낸다. 이를 통해 공정가치 산정을 위해 필요한 변수는 스톡옵션의 행사가격, 기대존속기간(주식선택권 부여 시부터 행사 때까지의 기대행사기간), 주식의 현재가격, 기대주가변동성, 무위험이자율이다. 각각에 사용된 자료는 다음과 같다.

우선 스톡옵션의 행사가격은 은행별 사업 및 감사 보고서에 기재된 수치를 이용하였다. 일부 은행은 부여시점에 행사가격, 부여 수량 등이 고정되지 않는 성과연동 및 지수연동 가득조건부 스톡옵션을 부여하였는데, 이 경우 행사가격은 사업 및 감사 보고서에서 사후 언급된 금액에 기초하여 산정하였다. 두 번째로 기대존속기간의 경우, 일부 감사보고서에 기대존속기간이 적시되어 있으나, 은행간 편차가 상당히 존재하여 자의성을 배제하기 위해 가득기간[17] 후 즉시 행사한다고 가정하였다. 세 번째로 주식의 현재가격은 사업보고서에 언급된 경우 이를 사용하였고, 그렇지 않은 경우 외부 자료를 사용하였는데, 사업보고서에 적시된 주식현재가격과 외부 자료의 비교 결과 그 차이는 거의 존재하지 않았다. 네 번째로, 기대주가변동성은 감사보고서에 언급된 자료에 기초하였으나, 감사보고서에 자료가 적시되지 않은 경우, 은행간 차이보다 연도별 차이가 컸던 점을 고려, 각 연도 나머지 은행의 변동성 수치의 평균값으로 대체하여 산정하였고, 예상주가변동성이 구간값으로 주어진 경우 그 중간값을 사용하였다. 다섯 번째로 무위험이자율은 3년 만기 국채수익률로 산정하였는데, 일부 다른 연구에서 사용한 90일 CD 수익률로 계산한 결과도 크게 다르지는 않았다.

분석에 사용한 주요 변수의 요약 통계량은 <Table 1>에 제시되어 있다. 이에

17) 상법 제340조의4에서 주식매수선택권은 주주총회 결의일부터 2년 이상 재임 또는 재직하여야 이를 행사할 수 있다고 규정하고 있으며, 실제 기대존속기간은 정관에 의한 기업의 선택에 따르고 있다. 국내 은행의 경우 대부분 가득기간이 3년으로 정해져 있으나, 일부 은행은 2년의 가득기간을 설정하였다.

〈Table 1〉 Summary Statistics (obs.=50)

Variable	Mean	Std. Dev.	Min	Max
SALARY	2218.059	1215.886	676	4983
OPTION	2147.945	3853.333	0	17586.99
TOTALCOMP	4366.003	4577.125	676	22000.99
COMP1	0.3076	0.2372	0	0.85
COMP2	5516.077	8066.152	0	33700.07
InAsset	18.2	0.7075	16.32	19.33
Cap_Ratio	6.931	4.9961	2.82	24.63
Non-Int_Income	39.3752	15.3393	18.16	83.1
mktrisk	1.008	0.1950	0.5	1.45
intrisk	0.2622	0.6975	-1.17	2.81
totalrisk	3.2354	1.2146	1.48	6.29
idiorisk	2.0776	0.8544	0.63	3.87
Holding_Dummy	0.22	0.4185	0	1

Note: 1. SALARY: the salary paid in a specific year for all the listed executives in a bank(in millions of KRW). 2. OPTION: the Black-Scholes value of options paid in a specific year for all the listed executives in a bank(in millions of KRW). 3. TOTALCOMP: the annual total compensation of all the listed executives in a bank, or the sum of SALARY and OPTION(in millions of KRW). 4. COMP1: the ratio of the annual option value to the total annual compensation 5. COMP2: the value of in-the-money stock options accumulated and held to date (in millions of KRW) 6. mktrisk, intrisk, totalrisk and idiorisk: systemic risk, interest rate risk, total risk, and idiosyncratic risk, respectively. 8. ln(Asset): natural log of total asset(in millions of KRW), 9. Cap_Ratio: total equity capital divided by total assets. 10. Non-Int Income: proportion of income that is from non-interest source(%). 11. Holding_Dummy: dummy variables for a bank holding company's stock

의하면 스톡옵션 제외 임원 총임금의 평균은 약 22억 18백만원이고, 매년 부여된 스톡옵션의 총가치는 약 21억 48백만원이며, 평균적으로 31%의 보수가 스톡옵션으로 부여되었음을 알 수 있다. 또한 특정 연도 말 미실현 누적 스톡옵션의 가치는 평균 55억 16백만원으로 나타났다.

2. 분석 모형

본 절에서는 앞서 설명한 자료를 바탕으로 두 가지 서로 다른 위험지표, 즉 가격기준 위험지표와 투자기준 위험지표를 이용하여 국내 은행 임원에 대한 주식매수선택권 부여가 은행 위험추구에 미치는 영향을 살펴보고자 한다. 특히 앞서 언급한 바와 같이 레버리지 규모와 비이자수익 등 자산 구성과 직접적으로 관련이 없는 변수들을 통제한 후 주식매수선택권 부여와 은행의 위험 간의 관계를 살펴본다.

가격기준 위험지표로는 이변수 시장모

형(two-variable market model)을 사용하여 주가 변동성에서 시장위험과 이자율위험을 제외한 개별 은행의 특정 위험을 대리변수로 설정하였다. 다만, 은행의 위험은 주가뿐만 아니라 CD 시장 등 채권시장에 반영될 가능성도 상당히 크며, 이 경우 주가 변동성으로부터 추출한 은행 위험은 한계를 가질 수 있다. 뿐만 아니라 본 연구의 주된 관심이 자산 구성과 관련된 위험이므로, 주가 변동성에 기초한 위험지표는 지나치게 포괄적인 위험을 나타낼 가능성이 있다. 이런 문제점을 보완하기 위해 중소기업대출 비중을 대리변수로 한 투자기준 위험지표를 설정하여 분석을 추가하였다.[18]

가. 가격기준 위험지표 (price-based risk measures)

먼저 임원보수와 위험추구 간의 관계를 고찰하기 위해서 네 가지 가격기준 또는 시장기준 위험지표를 추정한다. Chen *et al.*(2006), Pathan(2009) 등 기존 연구의 방법론을 따라 가격기준 위험지표들은 임원 보수지표 및 각종 통제변수의 함수로 가정한다. 따라서 특정 연도의 특정 은행 i에 대한 네 가지 가격기준 위험지표는 다음 식 (3)과 같이 이변수 시장모형으로부터 간단하게 추정할 수 있다.

$$R_i = \alpha + \beta_{Mi} \cdot R_M + \beta_{Ii} \cdot R_I + \epsilon_i \quad (3)$$

여기서 R_i는 은행 i의 일별 주식수익률, R_M은 벤치마크 일별수익률,[19] R_I는 3년 만기 국채수익률,[20] ϵ_i는 잔차항이다. 식 (3)으로부터 추정된 계수인 β_{Mi}, β_{Ii}는 각각 시장위험 또는 체계적 위험(market risk or systematic risk)과 금리위험(interest risk)을 나타내는 대리변수이다. 나머지 두 가지 위험지표들은 개별 은행의 주가수익률의 표준편차로부터 계산되는 전체위험 또는 주가 변동성(total risk or stock variability)과 앞선 식 (3) 잔차항의 표준편차로부터 계산되는 개별 은행의 특정위험(unique risk or idiosyncratic risk)으로 대변된다.

---

18) 중소기업대출 비중이 위험지표로 적절한지에 대해서는 의문의 여지가 있다. 우선 중소기업대출 중 적지 않은 부분은 공적 보증이 전제되어 있어 대출 관점에서의 위험도가 낮을 가능성이 있다. 또한 은행의 위험추구가 위험한 여신의 편중뿐 아니라 이들 여신에 대한 사후적인 모니터링 부족 등으로 발생한다면, 대출 비중 자체가 위험을 모두 대변할 수는 없을 것이다. 이런 점을 고려할 때 Ronn and Verma (1986)를 따라 은행 자산의 변동성을 사용하여 분석하는 것이 보다 타당할 수 있다. 이에 대한 연구는 향후의 과제로 남긴다. 이와 같은 본 연구의 분석 방법론상 한계를 지적하고 대안을 제시해 주신 익명의 검토자께 감사를 표한다.

19) 벤치마크 일별수익률로 은행업종 평균 일별수익률을 사용하였는데, KOSPI 일별수익률을 사용한 경우에도 결과는 크게 달라지지 않음을 알 수 있었다.

20) 3년 만기 국채수익률 대신 90일물 CD 금리를 사용한 경우에도 결과는 크게 달라지지 않았다.

위에서 언급한 대로 이와 같이 추정된 네 가지 가격기준 위험지표들은 임원 보수지표와 통제변수들의 함수로 나타낼 수 있다고 가정하였다. 또한 기존 관련 연구들과 마찬가지로 임원 보수지표는 서로 다른 세 가지 변수를 사용하였다. 첫 번째 임원 보수지표는 총보수 대비 부여된 주식매수선택권 가치의 비중인 COMP1, 두 번째 임원 보수지표는 주식매수선택권의 누적가치인 COMP2이다. 첫 번째 지표는 가장 널리 쓰이는 것으로 보수 가운데 임원의 위험추구행위에 영향을 미칠 직접적인 유인이 되는 주식매수선택권의 비중을 산출하는 것이다. 두 번째 지표는 누적가치로 임원의 저량적 부(wealth)가 위험추구행위에 미치는 영향을 고찰하기 위함이다. 특히 부여받은 주식매수선택권이 당시 위험추구행위 결정에 영향을 미쳐 위험추구도가 높아진다는 점을 고려하여 전년도 임원 보수지표를 사용하였다.[21]

이 밖에 각종 통제변수로 은행 자산규모, 금융 레버리지 규모, 수익 다각화 정도 등 은행 특성변수를 사용하였다. 또한 특정 연도에 은행 위험에 공통적으로 영향을 미쳤으나 관찰할 수 없는 요소를 통제하기 위해 연도 더미도 포함하였다. 이와 같이 구성된 회귀분석식은 다음 식 (4)로 나타낼 수 있다.

$$RISK_{it} = \alpha' + \beta' \cdot COMP1/2_{it-1} + \beta'_{2-6} \cdot CTRL_{it} + \beta'_{7-14} \cdot YD_t + \epsilon'_{it} \quad (4)$$

여기서 $RISK_{it}$는 t년도의 특정 은행 i에 대한 네 가지 가격기준 위험지표, $COMP1_{it}$는 총보수 대비 주식매수선택권의 비중으로 대변되는 임원 보수지표, $COMP2_{it}$는 주식매수선택권의 누적가치로 나타나는 임원 보수지표, $CTRL_{it}$는 통제변수로 자연로그를 취한 은행 자산규모, 자기자본비율, 비이자수익 비중, 지주회사 소속 여부, 임원 재임기간을, YD_t는 연도 더미변수를 지칭한다. 또한 은행 위험에 영향을 미쳤으나 관찰할 수 없는 요소를 통제하기 위하여 은행 고정효과(fixed effect)모형 회귀분석을 수행하였다.

나. 투자기준 위험지표 (investment-based risk measures)

가격기준 위험지표에 이어 또 하나의 위험지표로 투자기준 위험지표를 사용할

21) 은행을 비롯한 금융업에서의 위험추구행위가 전년도 이전에 부여받은 주식매수선택권에 의거한 의사결정에 영향을 받을 가능성은, 금융환경 변화가 커서 장기적인 계획 구축이 쉽지 않다는 업종의 특성상 그리 크지 않다고 볼 수 있다. 실제 2~3년의 지체변수(lag variable)를 사용한 분석을 수행하였으나, 유의한 차이를 발견할 수 없었다.

수 있다. 일반적으로 은행 입장에서 투자 결정 시, 보다 구체적으로 대출 결정 시 가계대출, 대기업대출, 중소기업대출 순으로 위험도가 높아진다. 따라서 중소기업대출 규모 및 상대적인 비중이 은행 투자기준 위험지표라고 볼 수 있다. 특정연도에 특정 은행 i의 투자기준 위험지표로 전체 대출에서 상대적으로 위험한 대출로 간주되는 중소기업대출 비중을 사용한다.

앞서와 마찬가지로 투자기준 위험지표는 임원 보수지표 및 다른 통제변수들의 함수로 나타낼 수 있다고 가정한다. 임원 보수지표 역시 앞서의 두 가지 변수를 사용하였다. 부여받은 주식매수선택권이 당시 위험추구행위 결정에 영향을 미쳐 위험추구도가 높아진다는 점을 고려하여 전년도 임원 보수지표를 사용한다.

앞서 사용된 통제변수인 은행 자산 규모, 금융 레버리지 규모, 수익 다각화 정도 외에 무수익대출 규모, 대손충당금 규모, 순이자마진, 상위 4개 은행 시장집중도(CR4) 등 기업대출에 영향을 미칠 수 있는 은행 특성변수를 함께 고려하였고, 연도 더미를 포함하였다. 또한 은행 위험에 영향을 미쳤으나 관찰할 수 없는 요소를 통제하기 위하여 은행 고정효과(fixed effect)모형 회귀분석을 수행하였다. 해당 회귀분석식은 다음 식 (5)와 같이 나타낼 수 있다.

$$RISK_{it} = \gamma' + \delta'_1 \cdot COMP1/2_{it-1} + \delta'_{2-8} \cdot CTRL_{it} + \delta'_{9-16} \cdot YD_t + \epsilon'_{it} \quad (5)$$

여기서 $RISK_{it}$는 특정 t년도의 특정 은행 i에 대한 중소기업대출 비중으로 대변되는 위험지표, $COMP1_{it}$는 총보수 대비 주식매수선택권의 비중으로 대변되는 임원 보수지표, $COMP2_{it}$는 주식매수선택권의 누적가치로 나타나는 임원 보수지표, $CTRL_{it}$는 통제변수로 자연로그를 취한 은행 자산 규모, 자기자본비율, 비이자수익 비중, 자연로그를 취한 무수익대출, 자연로그를 취한 대손충당금, 순이자마진, CR4이며, YD_t는 연도 더미변수이다.

3. 분석 결과

먼저 가격기준 위험지표는 특정 위험으로 대변되는 경우만이 세 가지 임원 보수지표 모두와 통계적으로 유의하게 음(-)의 관계를 지니는 것으로 나타났다. 시장위험의 경우, 누적가치(COMP2)만 유의하게 나타났으며, 다른 위험지표의 경우 어떤 임원 보수지표도 유의하게 영향을 미치지 않은 것으로 나타났다.[22] 이는

22) 국내 은행들은 지배구조나 소유구조 측면에서 상당한 이질성(heterogeneity)이 존재하므로, 고정효과모형을 사용한 추정이 보다 타당할 것이다. 다만, 본고에서는 미국 자료를 이용한 선행연구(Chen *et al.*[2006])

미국 자료를 바탕으로 수행한 기존 문헌의 실증분석 결과인 주식매수선택권과 위험추구행위 간 양(+)의 관계가 존재하는 것과 상반된 결과임에 유의할 필요가 있다. <Table 2>에서 보듯이 임원 보수지표를 주식매수선택권 비중(COMP1)으로 하든 그 누적가치(COMP2)로 하든지 관계없이 둘 간 음(-)의 관계가 유지됨을 알 수 있다. 또한 주식매수선택권 비중을 지표로 한 회귀분석의 열 (3)을 보면 해당 연도의 임원 보수지표를 사용하는 것보다 앞서 언급한 바와 같이 전년도 지표를 사용하는 것이 바람직하다는 것을 재확인할 수 있다.[23]

다음으로 관찰되지 않는 은행의 특성이 은행의 특정 위험에 미치는 영향을 통제하기 위해 고정효과모형 회귀분석을 실시하였다. 분석 결과는 <Table 3>에 제시되어 있다. <Table 3>에 의하면 관찰되지 않은 은행의 특성을 통제할 경우 주식매수선택권 비중이나 누적가치 모두 은행의 특정 위험에 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 또한 은행의 비이자수익 비중을 제외하면 다른 특성변수들도 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 분석되었다. 여기서 은행의 비이자수익에 대한 추정계수가 양으로 나타난 것은 예상과 일치한다고 볼 수 있다. 즉, 비이자수익 비중이 큰 은행일수록 안전한 투자라고 할 수 있는 예금 외에 다른 위험투자를 감행하기 때문에 둘 간에 양의 관계가 존재한다고 해석할 수 있다.

그 밖의 통제변수에 관해서는 예상대로 자산 규모와 자기자본비율은 은행 위험추구와 상반된 방향으로 작용함을 알 수 있으며, 비이자수익 비중 및 지주사 소속 여부와 은행 위험추구행위 간에는 양(+)의 관계가 있음을 알 수 있었다. 다시 말하면 자산 규모 및 자기자본비율이 높은 경우 은행 위험추구 경향이 낮다는 의미인 반면, 비이자수익 비중이 높거나 지주사에 속한 은행일수록 위험추구 경향이 높다는 의미라고 볼 수 있다.[24]

한편, 중소기업대출 비중을 이용한 투자기준 위험지표의 경우 선형회귀분석 결과 역시 임원 보수지표와 위험추구행위 간에 통계적으로 유의한 음(-)의 관계가 있음을 알 수 있었다.[25] <Table 4>에서 볼 수 있듯이 가격기준 위험지표를 사용한 경우와 달리 총보수 대비 주식매수선택권

등이 고정효과모형을 사용하지 않아, 결과의 비교를 위해 일반 선형회귀모형과 고정효과모형을 모두 제시하였다.

23) 누적가치의 경우 당해 변수와 전해 변수를 동시에 고려하는 것이 무의미하여 제외하였으나, 분석 결과는 주식매수선택권 비중을 사용한 결과와 동일하였다.

24) 비이자수익 비중이 높은 은행일수록 예금 외에 위험이 따르는 투자 비중이 높기 때문이며, 지주사 소속 은행의 경우 자신의 위험을 다른 계열사로 이전할 가능성이 있기 때문이라고 볼 수 있다.

25) 중소기업대출 규모를 종속변수로 사용한 경우도 선형회귀분석 및 고정효과모형 회귀분석 결과는 비중을 사용한 경우와 크게 다르지 않음을 알 수 있었다.

〈Table 2〉 Regression Result: Price-Based Risk Measures (Bank Dummy Excluded)

COMP1	Dependent Variable: Idiosyncratic Risk		
	(1)	(2)	(3)
COMP1_t-1	-1.0166***(-3.43)		-0.8762**(-2.60)
COMP1_t		-0.8747**(-2.59)	-0.2960(-0.88)
In(Asset)	-0.4571**(-2.68)	-0.4548**(-2.54)	-0.4392**(-2.56)
Cap_Ratio	-0.1053***(-4.55)	-0.0863***(-4.07)	-0.1062***(-4.57)
Non-Int Income	0.02140**(2.31)	0.0202*(1.96)	0.0221**(2.37)
Holding_Dummy	0.5149**(2.35)	0.4449*(1.91)	0.2241**(2.48)
CEO_Year	-0.0637(-0.76)	-0.0276(-0.30)	-0.0594(-0.70)
N	43	50	43
Adj-R^2	0.709	0.676	0.707

COMP2	Dependent Variable: Idiosyncratic Risk	
	(1)	(2)
COMP2_t-1	-0.000036** (-2.80)	
COMP2_t		-0.000039*** (-2.54)
In(Asset)	-.3265(-1.59)	0.2849(1.25)
Cap_Ratio	-0.0869***(-3.27)	-0.0239**(-2.94)
Non-Int Income	0.0185*(1.84)	0.0180(1.65)
Holding_Dummy	0.3262(1.35)	0.3048(1.29)
CEO_Year	-0.0475(-0.50)	-0.0226(-0.23)
N	40	46
Adj-R^2	0.672	0.670

Note: ***,**,* represents significance at 1%, 5%, and 10% levels, respectively.

1. COMP1: the ratio of the annual option value to the total annual compensation 5. COMP2: the value of in-the-money stock options accumulated and held to date (in millions of KRW) 3. Idiosyncratic risk is calculated by the standard deviation of error terms of equation (3) 4. ln(Asset): natural log of total asset(in millions of KRW), 5. Cap_Ratio: total equity capital divided by total assets. 6. Non-Int Income: proportion of income that is from non-interest source(%). 7. Holding_Dummy: dummy variables for a bank holding company's stock. 8. CEO_Year: a CEO's tenure for the job

〈Table 3〉 Fixed-Effect Controlled Regression Result: Price-Based Risk Measure

	Dependent Variable: Idiosyncratic Risk	
COMP1_t-1	0.0299(0.88)	
COMP2_t-1		0.0000(0.05)
In(Asset)	-0.2115(-0.43)	-0.0913(-0.17)
Cap_Ratio	-0.1198(-1.64)	-0.1629*(-1.87)
Non-Int Income	0.0423**(2.48)	0.0444**(2.57)
Holding_Dummy	-0.2497(0.91)	0.1249(0.43)
CEO_Year	0.0354(-0.44)	-0.0464(-0.53)
N	43	40

Note: ***,**,* represents significance at 1%, 5%, and 10% levels, respectively

1. COMP1: the ratio of the annual option value to the total annual compensation 5. COMP2: the value of in-the-money stock options accumulated and held to date (in millions of KRW) 3. Idiosyncratic risk is calculated by the standard deviation of error terms of equation (3) 4. ln(Asset): natural log of total asset(in millions of KRW), 5. Cap_Ratio: total equity capital divided by total assets. 6. Non-Int Income: proportion of income that is from non-interest source(%). 7. Holding_Dummy: dummy variables for a bank holding company's stock. 8. CEO_Year: a CEO's tenure for the job.

비중 지표만이 통계적으로 유의한 것을 알 수 있다. 따라서 임원 보수지표를 주식매수선택권 비중으로 한 경우 주식매수선택권 부여 자체는 은행의 위험추구 행위를 유의하게 촉발시키는 것은 아니라고 볼 수 있다.

다음으로 고정효과모형에 의한 회귀분석을 실시한 결과, 앞서 가격기준 위험지표를 사용한 경우와 마찬가지로 통계적 유의성이 모두 사라지는 것으로 나타났다. 이와 같은 결과는 <Table 5>에 나타내었다.

그 밖에 주요한 통제변수에 대해서는 무수익대출 규모 및 대손충당금 규모와 은행 위험추구 간의 관계는 각각 양(+), 음(-)을 보인다. 무수익대출 규모가 큰 것은 여신관리에서 단기적으로 과도한 위험을 취한 결과로 볼 수 있다. 이는 대출경쟁의 심화 등으로 인해 유발될 수 있는데 실제로 2008년 1사분기 우리나라 은행들은 대출경쟁을 통하여 자산 성장세를 지속하는 한편 무수익대출 규모 및 고정이하 여신 비중이 증가하는 추세를 보인 바 있다.[26] 대손충당금 규모가 큰 것은 단기적으로 위험투자를 한 결과로 해석할 수도 있으나, 그 결과로 은행 자산의 건전성이 저하되어 여신이 보수적으로 이루어졌을 가능성도 있다. 후자의 경우

26) 한국금융연구원(2008).

〈Table 4〉 Regression Result: Investment-Based Risk Measure

COMP1	Dependent Variable: MSEL_ratio		
	(1)	(2)	(3)
COMP1_t-1	-4.0341**(-2.46)		-2.7784(-1.50)
COMP1_t		-4.1163***(-3.04)	-2.3249(-1.39)
In(Asset)	-1.3676(-0.82)	-2.1518(-1.60)	-1.7528(-1.05)
Cap_Ratio	-0.0487(-0.29)	-0.0802(-0.67)	-0.0824(-0.50)
Non-Int Income	0.1568***(3.56)	0.1623***(3.93)	0.1583***(3.65)
ln(NPL)	-2.3977(-0.87)	-1.6785(-0.68)	-1.7689(-0.65)
ln(ABD)	0.7101(0.24)	0.9132(0.38)	0.4621(0.16)
Nom_NIM	0.6721(0.92)	0.1458(0.26)	0.5352(0.74)
CR4	-0.1982(-0.51)	-0.2070(-0.98)	-0.1195(-0.31)
N	43	50	43
Adj-R^2	0.5536	0.6058	0.5680

COMP2	Dependent Variable: MSEL_ratio		
	(1)	(2)	(3)
COMP2_t-1	-0.0002**(-2.57)		-0.0001(-1.59)
COMP2_t		-0.0002**(-2.58)	-0.0001(-1.30)
In(Asset)	-0.4581(-0.25)	-1.6519(-1.10)	-0.8299(-0.45)
Cap_Ratio	0.03363(0.19)	-0.0395(-0.31)	0.0012(0.01)
Non-Int Income	0.1485***(3.18)	0.1450***(3.22)	0.1423***(2.97)
ln(NPL)	-3.0955(-1.09)	-1.4646(-0.56)	-2.1105(-0.73)
ln(ABD)	1.3621(0.45)	0.6301(0.25)	0.6959(0.23)
Nom_NIM	0.7622(1.01)	0.5615(0.94)	0.8723(1.17)
CR4	-0.2083(-0.52)	-0.1907(-0.88)	0.1657(0.66)
N	40	46	39
Adj-R^2	0.5738	0.6262	0.5951

Note: ***,**,* represents significance at 1%, 5%, and 10% levels, respectively.

1. COMP1: the ratio of the annual option value to the total annual compensation 5. COMP2: the value of in-the-money stock options accumulated and held to date (in millions of KRW). 3. MSEL_ratio: the proportion of total loan that is provided for medium and small enterprise. 4. ln(Asset): natural log of total asset(in millions of KRW), 5. Cap_Ratio: total equity capital divided by total assets. 6. Non-Int Income: proportion of income that is from non-interest source(%). 7. ln(NPL): natural log of non-performing loan. 8. ln(ABD) is the natural logarithm of allowance for bad debt (in millions of KRW). 9. Nom_NIM is the nominal net interest margin. 10. CR4 is four-largest bank concentration ratio, a measure of market concentration in the banking industry.

〈Table 5〉 Fixed-Effect Controlled Regression Results: Investment-Based Risk Measure

COMP2	Dependent Variable: MSEL_ratio		
	(1)	(2)	(3)
COMP2_t-1	0.0000499(1.39)		0.0000493(1.40)
COMP2_t		-0.0000363(-1.18)	-0.0000379(-1.31)
In(Asset)	1.8125(1.18)	0.4442(0.36)	2.1811(1.41)
Cap_Ratio	-0.0443(-0.32)	0.1402(1.68)	-0.0631(-0.47)
Non-Int Income	-0.0813**(-2.62)	-0.0724**(-2.24)	-0.0811**(-2.62)
ln(NPL)	2.5047*(2.03)	2.0275(1.67)	2.8928**(2.34)
ln(ABD)	-3.4481**(-2.78)	-3.1800**(-2.71)	-3.8677***(-3.10)
Nom_NIM	-0.2854(-0.49)	-0.3241(-0.64)	-0.3459(-0.58)
CR4	0.3903***(4.90)	0.1509(1.45)	0.1372(1.61)
N	40	46	39

COMP1	Dependent Variable: MSEL_ratio		
	(1)	(2)	(3)
COMP1_t-1	1.5462(1.53)		1.5357(1.49)
COMP1_t		0.2523(0.32)	0.2798(0.31)
In(Asset)	0.0246(0.02)	-0.7304(-0.58)	0.0807(0.05)
Cap_Ratio	0.0701(0.45)	0.1288(1.45)	0.0823(0.50)
Non-Int Income	-0.0725*(-1.95)	-0.0696*(-2.03)	-0.0780*(-1.91)
ln(NPL)	1.8427(1.47)	1.6818(1.35)	1.7245(1.29)
ln(ABD)	-2.0837(-1.50)	-2.1637*(-1.88)	-2.0955(-1.48)
Nom_NIM	0.1877(0.34)	0.2574(0.53)	0.1288(0.22)
CR4	0.4283***(4.48)	0.0342(0.33)	0.4251***(4.33)
N	43	50	43

Note: ***,**,* represents significance at 1%, 5%, and 10% levels, respectively.

1. COMP1: the ratio of the annual option value to the total annual compensation 5. COMP2: the value of in-the-money stock options accumulated and held to date (in millions of KRW). 3. MSEL_ratio: the proportion of total loan that is provided for medium and small enterprise. 4. ln(Asset): natural log of total asset(in millions of KRW), 5. Cap_Ratio: total equity capital divided by total assets. 6. Non-Int Income: proportion of income that is from non-interest source(%). 7. ln(NPL): natural log of non-performing loan. 8. ln(ABD) is the natural logarithm of allowance for bad debt (in millions of KRW). 9. Nom_NIM is the nominal net interest margin. 10. CR4 is four-largest bank concentration ratio, a measure of market concentration in the banking industry.

대손충당금 규모와 은행 위험은 음의 관계를 보이게 된다. 즉, 본 실증분석 결과는 대손충당금 규모 확대가 여신의 보수성을 강화하는 효과가 지배적이었음을 보여준다. 또한 CR4와 은행 위험추구 간의 관계는 양(+)을 보인다. 이는 은행산업 집중도가 높은 경우 전체 대출 중 중소기업대출 비중이 높아 은행의 전반적인 대출구조를 다소 위험하게 만든다는 의미로 해석할 수 있다. 마지막으로 앞서 가격기준 위험지표와 달리 비이자수익 비중과 은행 위험추구 간의 관계는 음(-)으로 나타났다. 이는 업무영역 확대 등으로 비이자수익 비중이 늘어남에 따라 중소기업대출의 비중은 줄어들지만, 대출 포트폴리오 구성 이외의 경로를 통해 시장에서 평가되는 위험이 늘어나는 것으로 해석할 수 있다.

스톡옵션 보수의 비중 혹은 저량이 은행의 특정 위험에 음(-)의 영향을 미친다거나, 관찰되지 않은 은행 특성을 고려할 경우 유의한 영향을 미치지 않는다는 분석 결과는 일견 이론모형에서 도출된 결과와 괴리가 있는 것처럼 보인다. 이에 대해서는 다음과 같은 설명이 가능하다. 우선 스톡옵션 이외의 다른 성과급에 대한 자료가 부재하여 유인보수 전체가 고려되지 않았을 수 있다. 다음으로 임원의 금전적 보상 이외에 다른 요소가 임원의 의사결정에 영향을 미칠 수 있다. 예를 들어 정부가 중소기업대출이나 서민대출 등을 독려할 경우, 평판이나 경력을 고려한 임원진이 이를 수용할 수 있으나, 이는 은행의 특정 위험 혹은 대출 관련 위험을 증가시킬 가능성이 있다. 이 경우 임원진의 선택은 주주의 선택에 비해 더 위험선호적일 수 있으며, 만약 이 효과가 지배적일 경우 금전적 보상과 은행 위험 간의 관계가 유의하게 나타나지 않을 수 있다. 또한 은행에 대한 건전성 규제 등이 지배적 효과를 야기하여, 임원진의 선택에 제약이 있었을 가능성도 존재한다. 마지막으로 은행의 지배구조 등 본 분석에서 사용하지 않은 은행의 특성변수들이 은행의 위험과 임원진의 보상체계에 영향을 미쳤을 가능성도 배제할 수 없다.

Ⅳ. 결 론

본고에서는 위험에 대한 은행 주주의 선호체계와 임원의 보상체계, 특히 주식기준 보상에 대한 이론적 검토를 통해 가설을 설정하고 국내 은행의 자료를 바탕으로 실증분석을 수행하였다. 그 내용을 간략히 요약하면 다음과 같다.

이론적 분석에서 자산의 투자로 인한 수익의 범위를 증가시킬 때 기대한계수익이 수익변동성의 폭에 비해 더 빠른 속도로 증가하지 못할 경우, 유한책임의 주주는 사회적 최적 수준보다 더 위험한 자

산포트폴리오를 선호한다. 주주는 경영자에게 주식기준 보상을 제시함으로써 위험에 관한 이러한 이해관계를 일치시킬 수 있다.

2000년에서 2008년까지의 국내 은행 자료를 사용한 실증분석 결과, 우리나라에서는 관찰되지 않은 은행의 특성을 통제할 경우 스톡옵션 비중이나 미행사 스톡옵션 누적량이 가격기준 지표인 은행의 특정 위험이나 대출 관련 위험지표에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 이론적 예측이나 미국 자료를 이용한 선행연구(Chen *et al.* [2006])의 결과와 상이하다. 이는 스톡옵션 이외의 다른 성과급 혹은 비금전적 보상이 영향을 미쳤을 수 있으며, 그 외 모형에서 고려되지 않은 은행의 특성변수들이 영향을 미쳤기 때문일 수도 있다.

본 연구는 몇 가지 점에서 한계를 가진다. 우선 전술한 바와 같이 자료의 한계로 인해 임원에 대한 보상을 전부 반영하지 못한 한계가 있다. 보상체계가 위험추구에 미치는 영향을 보다 정확히 분석하기 위해서는 보너스 등 금전적 보상을 자료에 포함할 필요가 있다. 그 외에도 평판이나 경력효과 등 비금전적 보상을 적절한 대리변수를 사용하여 분석에 포함시킨다면 보다 면밀한 분석이 가능할 것으로 사료된다. 다음으로 본 연구에서는 이사회 구성 등 지배구조에 대한 고려가 배제되어 있다. Pathan(2009)이 지적한 대로 경영진과 그 외 이사회 구성원은 이해관계를 달리할 수 있으며, 은행의 위험은 이사회 구성에 의해 영향을 받을 개연성이 있다. 또한 이사회 구성은 경영진의 보상에도 영향을 미칠 수 있다. 따라서 은행 간 지배구조의 차이를 고려한 분석이 요구된다. 또한 금융규제의 변화 등이 은행에 차별적으로 영향을 미쳤을 가능성도 있다. 지배구조와 규제 등이 은행 위험과 보상체계에 동시에 영향을 미친다면 내생성(endogeneity)의 문제가 발생할 수 있다. 따라서 내생성을 배제할 수 있는 방법론을 사용한 보다 정치한 연구가 필요할 것이다. 이러한 한계를 보완하는 연구를 추후의 과제로 남긴다.

본고의 분석 결과는 은행 및 주요 금융기관들(SIFIs)의 보상체계에 대한 규제의 논의에 대해 일부 시사점을 제시한다. 우선 주가는 은행의 장기 가치를 대변하므로 주식기준(stock based) 보상은 단기 위험추구행위를 줄일 수 있을 것으로 기대된다. 그러나 우리나라 자료에 나타나지는 않지만, 잠재적으로 주식기준 보상은 사회적 최적보다 위험한 의사결정을 야기할 수 있음에 유의할 필요가 있다. 또한 주식기준 보상 이외의 다양한 보상형태를 활용하거나 보너스의 계약가격(striking price) 조절 등을 통하여 위험추구행위가 유발될 수도 있다. 따라서 규제당국이 보상체계를 통한 유인을 규제·관리할 경우 보상의 다양한 측면을 고려

할 필요가 있다. 사회적으로 최적인 위험선택을 하도록 하는 유인구조의 설계는 자금의 조달방식에 상응하는 보상체계를 통해 가능할 수 있는데, 이를 위해서는 일부 보상을 부채기반(debt based) 혹은 채권기반(bond based) 보상으로 부여하는 것도 하나의 방식이 될 수 있다. 다음으로 보상체계를 통한 유인의 규제·관리와 건전성 규제 등 여타 규제의 상호 보완적 관계를 활용할 필요가 있다. 마지막으로 현재의 공시제도는 주주, 예금주 및 감독당국이 임원진의 유인구조를 파악하기에 부족하다는 점을 인식할 필요가 있다. 특히 스톡옵션 외의 성과급이 공시되지 않는 점과, 개별 임원의 보수가 공시되지 않는 점은 유인구조에 대한 정보에 상당한 제한요인이 되고 있다. 따라서 이와 관련된 공시제도의 개선을 전향적으로 검토할 필요가 있다.

참 고 문 헌

금융위원회, 「FSB 보상원칙 국내 이행을 위한 업권별 모범규준 마련」, 2010. 1.

김인규 · 조성민 · 최준환, 「미국 금융개혁법의 주요내용」, 한은조사연구 2010-7, 2010.

김효경, 「국내 은행 임원진의 주식매입선택권과 은행 건전성」, 서울대학교 경제학석사 학위논문, 2010.

김현아 · 정성창, 「임직원 스톡옵션의 공정가치 평가에 관한 연구」, 한국증권학회 제1차 학술발표회 발표자료, 2009.

여은정 · 윤경수 · 이호준, 「은행의 임원 보수체계와 위험추구」, 허석균 편, 『금융산업과 규제의 새로운 패러다임 정립』, 연구보고서 2010-03, 한국개발연구원, 2010.

오삼일, 「미국 금융기관 CEO의 보수규제에 관한 논란」, 해외경제정보 제2009-49호, 한국은행, 2009. 7.

원재환, 「일반은행의 스톡옵션 도입과 주식가치에 미치는 영향」, 『KDIC금융연구』, 제1권 제2호, 예금보험공사, 2000.

전상경 · 정무권, 「은행 경영정책에 대한 경영자 보상구조의 영향」, 『금융안정연구』, 제7권 제1호, 예금보험공사, 2006.

한국금융연구원, 「금융 포커스: 2008년 1/4분기 국내은행의 경영실적 평가」, 주간 금융브리프, 제17권 제18호, 2008.

한국은행, 『글로벌 금융위기 이후 금융규제 및 감독 강화－논의내용 및 향후 과제』, 금융안정분석국 은행연구팀, 2009. 6.

한국회계기준원, 『기업회계기준서 제1102호 주식기준보상』, 2009.

Ang, James S., Beni Lauterbach, and Ben Z. Schreber, “Internal Monitoring, Regulation, and Compensation of Top Executives in Banks,” *Internal Review of Economics and Finance*, Vol. 10, 2001, pp.325~335.

Bebchuk, Lucian A. and Holger Spamann, “Regulating Bankers’ Pay,” *John M. Olin Center For Law, Economics, And Business Discussion Paper,* No. 641, 2009.

Benson, George J. and Jocelyn D. Evan, “Performance Compensation Contracts and CEO’s Incentive to Shift Risk to Debtholders: An Empirical Analysis,” *Journal of Economics and Finance*, Vol. 30, No. 1, 2006.

Board of Governors, “Proposed Guidance on Sound Incentive Compensation Policies,” 2009. 10.

Bris, Arturo and Salvatore Cantale, “Bank Capital Requirements and Managerial Self-interest,” *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol. 44, 2004, pp.77~101.

Chen, Carl R., Thomas L. Steiner, and Ann Marie Whyte, "Does Stock Option-based Compensation Induce Risk-taking? An Analysis of the Banking Industry," *Journal of Banking & Finance*, Vol. 30, 2006, pp.915~945.

Cheng, Ing-Haw, Harrison Hong, and Jose Scheinkman "Yesterday's Heroes: Compensation and Creative Risk-Taking," mimeo, 2009.

Chesney, Marc, Jacob Stromberg, and Alexander F. Wagner, "Risk-taking Incentives, Governance, and Losses in Financial Crisis," *Swiss Finance Institute Research Paper Series,* No.10-18, 2010. 1.

Dewatripont, Mathias, and Jean Tirol, "The Prudential Regulation of Banks," MIT Press, Cambridge, MA, 1995.

Dewatripont, Mathias, Ian Jewitt, and Jean Tirol, "Multitask Agency Problems: Focus and Task Clustering," *European Economic Review*, Vol. 44, 2000, pp.869~877.

Diamond, Douglas W. and Raghuram G. Rajan, "The Credit Crisis: Conjectures about Causes and Remedies," *American Economic Review: Papers & Proceedings 2009*, Vol. 99, No. 2, 2009, pp.606~610.

Dittmann, Ingolf and Ernst Maug, "Lower Salaries and No options? On the Optimal Structure of Executive Pay," *The Journa lof Finance*, Vol. 62, 2007, pp.303~343.

Financial Services Authority, "The Turner Report: A Regulatory Response to the Global Banking Crisis," 2009. 3.

Financial Services Authority, "A Review of Corporate Governance in UK Banks and Other Financial Industry Entities: Final Recommendations," 2009. 11.

Financial Stability Forum, "FSF Principles for Sound Compensation Practices," 2009. 4.

Financial Stability Board, "FSB Principles for Sound Compensation Practices: Implementation Standards," 2009. 4.

Freixas, Xavier and Jean-Charles Rochet, "Microeconomics of Banking," 2nd ed., MIT Press, Cambridge, MA., 2008.

Gollier, Christian, Pierre-François Koehl, and Jean-Charles Rochet, "Risk-Taking Behavior with Limitted Liability and Risk Aversion," *Financial Institutions Center Working Paper,* No.96-13, Wharton School, 1995.

Hall, Brian J. and Kevin J. Murphy, "The Trouble with Stock Options," *Journal of Economic Perspectives*, No. 3, 2003 pp.47~70.

Holmstrom, B. and P. Milgrom, "Multi-tasks Principal-agent Analyses: Incentive Contracts, Asset Ownership and Job Design," *Journal of Law, Economics and Organization,* Vol. 7, 1991, pp.24~52.

House of Lords, "Banking Supervision and Regulation," 2009. 6.

Houston, Joel E. and Christopher James, "CEO Compensation and Bank Risk－Is Compensation in Banking Structured to Promote Risk Taking?" *Journal of Monetary Economics*, Vol. 36,

1995, pp.405~431.

Jensen, Michael C. and William H. Meckling, “Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 3, No. 4, 1976.

John, Kose, Anthony Saunders, and Lemma W. Senbet, “A Theory of Bank Regulation and Management Compensation,” *The Review of Financial Studies*, Vol. 13, No. 1, 2000, pp.95~125.

Kadan, Ohad and Jeroen M. Swinkels, “Stocks or Options? Moral Hazard, Firm Viability, and the Design of Compensation Contracts,” *The Review of Financial Studies*, Vol. 21, No. 1, 2008.

Laeven, Luc and Ross Levine, “Bank Governance, Regulation and Risk Taking,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 93, 2009, pp.259~275.

Lee, Hojun, Eunjung Yeo, and Kyoungsoo Yoon, “Managerial Compensation and Risk-taking in Banks,” presented at *2010 KDI Conference: Post-Crisis Regulatory Reforms to Secure Financial Stability*, 2010.

Low, Angie, “Managerial Risk-Taking Behavior and Equity-Based Compensation,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 92, 2009, pp.470~490.

Mehran, Hamid and Joshua Rosenberg, “The Effect of CEO Stock Options on Bank Investment Choice, Borrowing, and Capital,” mimeo, 2008.

OECD, “Corporate Governance Lessons from the Financial Crisis,” 2009. 2.

Palomino, Frídíric and Andrea Prat, “Risk Taking and Optimal Contracts for Money Managers,” *Rand Journal of Economics*, Vol. 34, No. 1, 2003, pp.113~137.

Pathan, Shams, “Strong Board, CEO Power and bank risk-taking,” *Journal of Banking & Finance*, Vol. 33, 2009, pp.1340~1350.

Raviv, Alon and Yoram Landskroner, “The 2007-2009 Financial Crisis and Executive Compensation: Analysis and a Proposal for a Novel Structure,” mimeo, 2009.

Ronn, E. and A. Verma, “Pricing Risk-Adjusted Deposit Insurance: An Option Based Model,” *Journal of Finance*, Vol. 41, No. 4, 1986.

Ross, Stephen, “Compensation, Incentives, and the Duality of Risk Aversion and Riskiness,” *The Journal of Finance,* Vol. 59, No. 1, 2004.

Sinn, Hans-Werner, “Risktaking, Limited Liability, and the Competition of Bank Regulators,” FranzArchiv, Vol. 59, No. 3, 2003.

Tirole, Jean, *The Theory of Corporate Finance*, Princeton University Press, 2006.

Tung, Frederick, “Pay for Banker Performance: Structuring Executive Compensation for Risk Regulation,” mimeo, 2010.

부 록 A

명제 2의 증명

$\mu(\delta)-(\delta)\geq\alpha$인 경우는 $V_s(\delta)=V(\delta)=\mu(\delta)$이 성립하고, $\mu(\delta)-\delta<\alpha$인 경우는 다음의 식이 성립된다.

$$\begin{aligned} V_s(\delta) &= \int_{\max\{\alpha,\mu(\delta)-\delta\}}^{\mu(\delta)+\delta}(x-\alpha)f_\delta(x)dx \\ &= \int_{\mu(\delta)-\delta}^{\mu(\delta)+\delta}(x-\alpha)f_\delta(x)dx-\int_{\mu(\delta)-\delta}^{\alpha}(x-\alpha)f_\delta(x)dx \\ &= V(\delta)-\alpha+\int_{\mu(\delta)-(\delta)}^{\alpha}(\alpha-x)f_\delta(x)dx \end{aligned} \tag{A1}$$

수식 (A1)에서 $V(\delta)-\alpha$는 주주가 무한책임을 질 때의 수익가치에서 예금주의 자산수익부분을 뺀 것이며, 그 다음 부분은 주주가 유한책임만을 짐에 따라 하방위험이 사라지는 데서 오는 이익을 의미한다. 따라서 δ가 증가함에 따라 추가적으로 늘어나는 수익은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} V_s'(\delta) &= V'(\delta)+\frac{\partial}{\partial\delta}\int_{\mu(\delta)-\delta}^{\alpha}(\alpha-x)f_\delta(x)dx \\ &= V'(\delta)+(1-\mu'((\delta)))(\alpha-\mu(\delta)+\delta)f_\delta(\mu(\delta)-\delta) \\ &+\int_{\mu(\delta)-\delta}^{\alpha}(\alpha-x)\frac{\partial f_\delta(x)}{\partial\delta}dx \end{aligned} \tag{A2}$$

균일분포[1]하에서 V_s'와 V'의 관계를 살펴보면 다음의 식은 자명하다.

1) $\mu(\delta)-\delta<\alpha$를 만족하는 범위에서 V_s'가 일정하게 V'보다 크다는 것이 일반적인 분포에서 성립하는 것은 아니다. 수식 (A2)의 두 번째 항은 항상 양의 값을 가지지만, 세 번째 항은 음의 값을 가질 수도 있다.

$$
\begin{aligned}
V_s'(\delta) = {} & V'(\delta) + (1-\mu'(\delta))(\alpha-\mu(\delta)+\delta)\frac{1}{2\delta} \\
& + \frac{\alpha-\mu(\delta)+\delta}{4\delta^2}\left[2\delta(1-\mu'(\delta)) - (\alpha-\mu(\delta)+\delta)\right] \\
= {} & V'(\delta) + (1-\mu'(\delta))(\alpha-\mu(\delta)+\delta)\frac{1}{2\delta} \\
& + \frac{\alpha-\mu(\delta)+\delta}{4\delta^2}\left[\mu(\delta)+\delta-\alpha-2\delta\mu'(\delta)\right]
\end{aligned}
\tag{A3}
$$

$\mu'(\delta) < 1/2$라는 가정에 의해 $V_s' > V'$을 만족한다. (증명 끝)

따름명제 1의 증명

수식 (A3)을 변형하면 다음과 같이 정리할 수 있다.

$$
\begin{aligned}
V'_s(\delta) - V'(\delta) = {} & (1-\mu'(\delta))(\alpha-\mu(\delta)+\delta)\frac{1}{2\delta} \\
& + \frac{\alpha-\mu(\delta)+\delta}{4\delta^2}\left[\mu(\delta)+\delta-\alpha-2\delta\mu'(\delta)\right]
\end{aligned}
$$

이를 α에 대해서 미분하면 $\mu > \alpha$인 경우 다음과 같은 결과가 유도된다.

$$
\frac{\partial(V'_s(\delta) - V'(\delta))}{\partial\alpha} = \frac{\delta(1-2\mu') + (\mu-\alpha)}{2\delta^2} > 0
$$

(증명 끝)

그 값은 δ가 증가할 때 $f_\delta(x)$이 어떻게 영향을 받는가와 $f_\delta(\mu(\delta)-\delta)$의 확률분포에 달려 있다. 따라서 만약 수식 (A2)의 두 번째 항이 충분히 클 경우, 혹은 세 번째 항이 양의 값을 가지거나 작지 않은 음의 값을 가질 경우 V_s'는 V'보다 큰 값을 가진다.

명제 3의 증명

다음의 임금구조를 살펴보자.

$$W(X) = k_s \max[0, x-\alpha] + u_s$$

이 경우 $k_s^* = 1$,

$$u_s^* = \overline{U} + C(\delta_s^*) - E\max[0, x-\alpha]$$
$$= \overline{U} + C(\delta_s^*) - \frac{(\mu(\delta_s^*) + (\delta_s^*) - \alpha)^2}{4\delta_s^*}$$

일 때, 경영자는 주주와 같은 인센티브를 가지게 된다. (증명 끝)

명제 4의 증명

다음과 같은 주식매수선택권의 임금구조를 살펴보자.

$$W(X) = k \bullet \max\{0, X - p_s\} + u$$

여기에서 주주는 경영자로 하여금 주가 X가 실현된 후 k만큼의 주식을 각 주당 일정한 가격(p_s)에 살 수 있는 권리를 준다. 경영자가 $p_s \in (\alpha, \mu(0))$을 만족하는 p_s를 선택한 후 $\mu(\delta_0) - \delta_0 = p_s$를 만족하도록 δ_0를 정의할 수 있다. 그렇다면 $\delta < \delta_0$를 만족할 때 $\omega(\delta) = k[V(\delta) - p_s] + u$, 그리고 $\delta \geq \delta_0$를 만족할 때

$$\omega(\delta) = k\int_{p_s}^{\mu(\delta)+\delta} (x - p_s)\frac{1}{2\delta}dx + u$$
$$= k\left[V(\delta) - p + \int_{\mu(\delta)-\delta}^{\alpha} (p_s - x)\frac{1}{2\delta}dx\right] + u$$

의 형태를 가지는 임금구조는 아래와 같은 식을 만족한다.

$$\omega'(\delta) = k\left[V'(\delta) + (1-\mu'(\delta))(p_s - \mu(\delta) + \delta)\frac{1}{2\delta} + \frac{p_s - \mu(\delta) + \delta}{4\delta^2}\left[\mu(\delta) + \delta - p_s - 2\delta\mu'(\delta)\right]\right]$$

이때 $\delta \geq \delta_0$이면 $\frac{\partial \omega'(\delta)}{\partial p_s} = \frac{k}{2\delta^2}\left[\mu(\delta) - p_s + \delta - 2\delta\mu'(\delta)\right]$이다. 또한 $p_s < \mu(0)$이고 $\mu(\delta) < \frac{1}{2}$이므로 $\frac{\partial \omega'(\delta)}{\partial p_s} > 0$을 만족한다. 따라서 주주는 임의의 k에 대해 충분히 높은 p_s를 선택함으로써 경영자가 δ_s^*를 선택하도록 유도할 수 있다. (증명 끝)

부 록 B: 보너스 보상과 위험추구 유인

본 논의에서는 가장 단순한 형태의 보너스 형태를 살펴본다. 가장 단순한 형태의 보너스란 수익이 일정 수준을 넘으면 약속된 금액을 경영자에게 지불하는 보상체계를 말한다. 다음과 같은 보너스 형태의 임금구조를 살펴보자.

$$W(x) = k_b \bullet I\{x \geq p_b\} + u_b$$

이때 $p_b > \mu(0)$이고 I는 지수함수를 의미한다. 즉, $x \geq p_b$일 때 I는 1의 값을 가지고 그렇지 않을 때는 0의 값을 가진다. 일단 주주에 의해 p_b가 선택되면 $\mu(\delta_1) + \delta_1 = p_b$를 만족하는 δ_1을 정의할 수 있다. 이때 $\delta < \delta_1$이면 $\omega(\delta) = u_b$이고 $\delta \geq \delta_1$이면

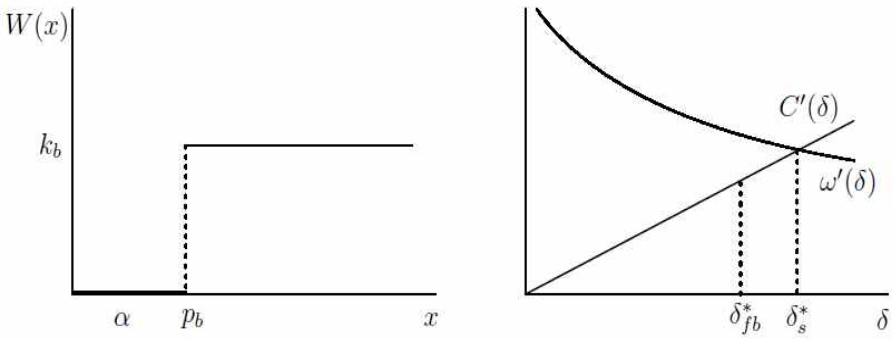
$$\omega(\delta) = \int_{p_b}^{\mu(\delta)+\delta} k_b \frac{1}{2\delta} dx + u = \frac{k_b(\mu(\delta) + \delta - p_b}{2\delta} + u$$
$$= k_b \left[\frac{\mu(\delta) - p_b}{2\delta} + \frac{1}{2} \right] + u_b$$

가 된다. 그리고

$$\omega'(\delta) = k_b \left[\frac{\mu'(\delta)}{2\delta} - \frac{\mu(\delta) - p_b}{2\delta^2} \right] = \frac{k_b}{2\delta^2} \left[p_b - \mu(\delta) + \delta\mu'(\delta) \right]$$

와 같은 형태를 가진다. 따라서 주주는 최적의 (k_b, p_b)을 제시함으로써 경영자로 하여금 δ_s^*을 선택하도록 만들 수 있다. 비록 k_b에 상방제약이 있긴 하지만, 주주는 이를 감안하여 최적의 p_b를 선택함으로써 경영자가 δ_s^*를 선택하도록 유도할 수 있다.

[Appendix Figure] Bonus Wage Structure and Optimal Risk Level



韓國開發研究
제33권 제2호(통권 제111호)

신용평가기능 개선을 위한 과제

조 성 빈
(한국개발연구원 연구위원)

Restoring the Role of Credit Rating Agencies as Gatekeepers

CHO, Sungbin
(Research Fellow, Korea Development Institute)

* 본 논문은 기 발간된『금융산업과 규제의 새로운 패러다임 정립』(연구보고서 2010-03, 한국개발연구원, 2010) 중 필자가 수행한 제7장「신용평가기능 개선을 위한 과제」를 수정·보완한 것임을 밝힌다.

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

• Key Word: 신용평가(Credit Rating Agencies), 도덕적 해이(Moral Hazard), 경쟁(Competition), 평판(Reputation), 규제(Regulation)
• JEL Code: D82, G24, G28, L15
• Received: 2011. 6. 2 • Referee Process Started: 2011. 6. 2
• Referee Reports Completed: 2011. 6. 30

ABSTRACT

Credit rating agencies(CRAs) are accused of failing to provide accurate and fair credit ratings and hence being responsible for the crisis. This paper tries to add on to the literature on credit rating reform through examining the CRAs in a model where rating quality is unobservable. We show that unobservability of rating effort results in the sub-optimal level of quality. Then the paper extends the model to incorporate ancillary services, competition and reputation. We show that ancillary services worsen the conflict of interests of the CRAs and that competition and reputation may not be strong enough to discipline the CRAs. Hence regulatory oversight and imposition of liability may be necessary in order to increase the accuracy of ratings.

서브프라임 모기지 및 구조화 상품 등에 대한 부정확한 신용등급은 최근 금융위기 확산의 주요 요인으로 지적되고 있다. 본 논문은 신용평가노력을 관찰할 수 없는 숨겨진 행동모형(hidden action model)을 통해 신용평가회사의 행태 및 규제에 대한 분석을 시도하여 현재 논의되고 있는 신용평가기능 개선을 위한 논의에 보완적인 기여를 하고자 한다. 분석 결과, 도덕적 해이가 존재하면 신용평가노력이 관찰가능하지 않음으로 인해 사회적으로 최적인 수준보다 낮은 수준의 신용평가노력을 기울임을 확인하였다. 경쟁 및 평판효과를 고려한 확장된 모형의 경우에도 신용평가회사에 사회적으로 최적의 유인을 제공하는 데는 한계가 존재한다. 그리고 부수업무의 존재는 신용평가회사의 노력수준과 사회적 최적 수준 간의 괴리를 확대함을 확인하였다. 따라서 경쟁과 평판에 의한 규율이 불완전한 경우 신용평가회사에 대한 감독 및 잘못된 정보의 제공에 따른 책임의 부과가 필요하다.

Ⅰ. 서 론

신용평가회사는 정보의 획득과 처리가 용이하지 않은 자본시장에서 회사채 및 회사채를 발행하는 회사들에 대한 정보를 수집하고 분석하여 채무상환능력(creditworthiness) 및 부도위험(default risk) 등에 대한 정보를 투자자에게 제공한다. 신용평가는 기업의 신용도에 따라 금리 및 금융거래의 규모와 조건 등 발행조건이 차별화되도록 하여 자원배분의 효율성을 제고시키고, 담보 및 보증 없이 자금을 조달하며 금융기관별 중복 심사 등에 소요되는 각종 비용을 절감하여 효율성을 증진시킬 수 있다. 또한 기업의 신용위험에 관한 정보를 투자자에게 제공함으로써 신용정보의 부족 또는 정보비대칭성(Information Asymmetry)에서 발생할 수 있는 시장의 부재(missing market) 문제를 완화하고 기업의 자금조달을 용이하게 하는 기능을 수행한다.[1)]

신용평가회사가 제공하는 정보는 단지 투자자의 의사결정에만 영향을 미치는 것이 아니라 금융기관의 신용위험을 규제하기 위한 기초자료로 이용된다. 최근 금융위기 과정에서 채권의 재등급을 세계 3대 신용평가회사(Moody's, S&P, Fitch)의 인증을 받는 경우로 한정하거나 은행의 자본적정성(capital adequacy ratio) 및 미국 뮤추얼펀드의 자산편입 대상의 제한 등은 신용평가에 기반한 금융규제의 대표적인 예이다.

투자자에 대한 정보전달기능과 금융규제를 위한 기초자료의 기능 등 자본시장에서 신용평가의 중요성을 고려하면 신용등급이 정보를 공정하고 정확하게 반영하는 것이 필요하다. 그러나 신용평가에 있어 이해상충, 높은 진입장벽으로 인한 제한적 경쟁, 책임성의 부족 등은 신용평가의 건전한 기능에 장애요인으로 지적되어 왔다.[2)] 또한 위기가 발생할 때마다 신용평가기능 개선을 위한 논의가 진행되어 왔다. 1990년 말 동아시아 외환위기 그리고 2000년대 초 Enron 및 WorldCom 등 미국 기업의 문제와 같은 경우에 신용평가기능 개선에 대한 논의가 진행되어 미국 SEC의 경우 Gatekeeper로서의[3)] 신용평가회사의 기능을 점검하고 'Credit Ratings Agency Reform Act of 2006'을 제정하였으나 위기의 범위가 지역적으로 국한되어 있어 구체적 개선방

1) Berger *et al.*(2000), Dichev and Piotroski(2001), Jorion and Zhang(2007) 등의 해외 실증연구들은 신용등급의 변화에 따라 회사채시장뿐만 아니라 주식시장도 반응함을 통해 전반적으로 신용평가가 자본시장의 자원배분에 영향을 미침을 보고하고 있다.

2) 예를 들어 Partnoy(1999, 2001, 2006, 2009)의 경우 지속적으로 신용평가산업의 부전(mal-functioning)을 지적하고 개혁을 주장해 왔다.

안은 실현되지 못하였다.[4]

최근의 금융위기의 경우 서브프라임 모기지 등에 대한 부정확한 신용등급은 위험을 적절하게 반영하지 못하여 금융위기 확산의 주요 요인으로 지적되며, 신용평가산업의 개선방안 또는 개혁방안에 대한 다수의 정책들이 제안되고 있다.[5] 정책적 논의 외에도 학문적으로 이론분석 또는 실증분석을 통해 신용평가 위기의 원인을 고찰하고 대안을 제시하는 시도들이 이루어지고 있다. 본 연구는 신용평가노력을 관찰할 수 없는 숨겨진 행동모형(hidden action model)을 이용하여 현재 논의되고 있는 신용평가기능 개선에 보완적인 기여를 하고자 한다.

구체적으로 신용평가와 관련된 다음과 같은 사항을 모형에 반영하고 분석하고자 한다. 기본모형으로 신용평가회사의 도덕적 해이를 반영하는 모형을 상정한다. 실제로 Enron 사건의 경우와 같이 신용평가회사가 proxy statement를 살펴보지 않고 신용등급을 결정하거나 유지한 사례를 보면 신용평가회사의 도덕적 해이와 그로 인한 신용평가 결과의 왜곡은 예외적인 경우라고 볼 수 없을 것이다.[6]

본고에서는 신용평가사에 대한 도덕적 해이의 문제에 대한 기본모형을 분석한 후 모형을 확장하여 신용평가 관련 개선방안들에 대한 이론적 분석을 실시한다. 먼저 컨설팅 및 구조화 상품(structured products)의 개발 등과 관련된 부가서비스(ancillary services)의 존재와 그로 인한 이해상충의 문제를 살펴본다. Crockett *et al.* (2004)과 Partnoy(2006) 등이 지적한 바와 같이 부가서비스의 존재는 신용평가의 정확성 및 공정성을 저해할 수 있다. 물론 부가서비스만이 신용평가회사의 이해상충을 유발하는 유일한 요인은 아니나, 다음의 기사와 같이 부가서비스가 최근 빠르게 증가한 구조화 상품과 밀접한 관련을 가지고 있으므로 부가서비스의 존재와 그에 따른 신용등급의 편의(bias) 발

3) Gatekeeper는 인지도를 바탕으로 투자자에게 인증(certification) 또는 검증(verification)의 서비스를 제공하는 기업 외부의 전문가를 총칭한다. 이와 관련된 논의는 Coffee(2004)를 참조하라.

4) 이 외에도 BIS(2005, 2008) 및 IOSCO(2008) 등도 자본시장에서 신용평가회사의 중요성을 인식하고 신용평가회사의 기능 개선을 위한 논의를 하고 있다.

5) 예를 들어 Acharya and Richardson(2009), CCMR(2009), Dewatripont, Frexias, and Portes(2009), NYU Stern Working Group(2009) 그리고 Frexias and Shapiro(2009) 등을 참조하라.

6) 이는 Enron 사건에 대한 첫 번째 상원 청문회에서 미국의 상원의원인 Joseph Lieberman이 언급한 바와 같다. “The credit-rating agencies were dismally lax in their coverage of Enron. They didn't ask probing questions and generally accepted at face value whatever Enron's officials chose to tell them. And while they claim to rely primarily on public filings with the SEC, analysts from Standard and Poor's did not read Enron's proxy statement, they didn’t even know what information it might contain.” Senate Committee on Governmental Affairs, press release, ‘Financial Oversight of Enron: The SEC and Private-Sector Watchdogs’ (October 8, 2002). Partnoy(2006)에서 재인용.

생에 대한 논의는 의의를 가지는 것으로 생각된다.

"This conflict of interest deepened with the rise of complex structured financial products. The credit ratings agencies not only rate these instruments, but also offer the issuer help in constructing the product in order to obtain a certain rating. Over the past few years, this has become a lucrative business for the ratings agencies (for example, structured finance deals accounted for 40% of Moody's total revenue last year), calling into question the objectivity of ratings that are critical to the proper functioning of the market." Conflicts and the Credit Crunch By ARTHUR LEVITT JR., *The Wall Street Journal*, September 7, 2007, Page A15.

그리고 경쟁과 평판효과에 대한 분석을 시도한다. 본 연구의 모형이 모든 가능한 기제를 분석하는 데 한계가 존재하나, 분석을 통해 기본적인 이해를 증진하고자 한다. 마지막으로 신용평가회사의 규제와 관련하여 법적 책임의 부여에 대하여 논의한다. 기타 다른 Gatekeeper들과는 달리 신용평가회사는 법적 책임을 지지 않고 있다. 이는 전통적으로 신용평가정보는 저널리즘의 일종으로 언론의 자유를 위해 보호된다는 견해에 의존하고 있는데, 본 연구는 이러한 주장이 현행 신용평가제도에서 적용되기 어려우며 규제 또는 감독이 필요함을 주장한다.[7)]

본 연구의 구성은 다음과 같다. 이하에서 국내 및 해외의 선행연구를 살펴본 후, Ⅱ장에서 기본모형을 소개하고 기초분석을 실시한다. Ⅲ장에서는 부가서비스, 경쟁과 평판 그리고 신용평가회사의 법적 책임(legal liability)과 관련하여 모형을 확장한다. 마지막으로 Ⅳ장에서는 분석 결과를 정리하고 정책적 시사점을 논의한다.

관련 연구

미국을 시초로 시작된 신용평가회사의 역사가 100여 년에 달하고 있지만 신용평가회사에 대한 이론적 연구는 비교적 최근에서야 이루어지고 있다.[8)] Millon and Thakor(1985), Boot *et al.*(2006) 그리고 Bannier and Tyrell(2006) 등은 정보수집기능의 이론적 근거를 제시하였다. Millon and Thakor(1985)는 선별(screening)

7) 우리나라 신용평가산업의 경우 본문에서 언급하는 측면 외에 소유·지배 구조 등 우리나라의 고유한 문제들도 존재한다. 이와 관련해서는 임경묵(2004)을 참조하라.

8) 1937년의 Louis Tappan이 신용평가회사의 기원이라는 견해도 있지만, 1909년 John Moody의 미국 철도회사 채권에 대한 평가가 신용평가의 효시라는 것이 보다 일반적인 견해이다.

과 정보 공유(information sharing)를 강조하였고, Boot *et al.*(2006)은 금융정보를 획득하는 기관 사이의 조정기제(coordination mechanism)로서의 신용평가회사의 역할을 지적하였다. 한편, Bannier and Tyrell (2006)은 통합된 정보의 정확성(aggregate information precision)을 높여 효율성을 제고하는 선순환을 창출하는 신용평가의 긍정적인 측면을 강조하였다. 이들 연구는 신용평가회사의 역할에 대한 이론적 기반을 제공하는 데 의의가 있으나 정보의 수집 및 공개와 관련된 신용평가회사의 전략적 행동에 대한 분석은 고려하지 않았다.

Lizzeri(1999)는 정보중개자의 존재 유무와 정보우위자의 전략적 정보공개(strategic disclosure of information) 문제를 분석하였다. 동 연구는 정보중개자가 아무런 비용을 부담하지 않고 완전한 정보를 취득할 수 있는 상황에서 독점적 중개자와 경쟁적 중개자를 비교하여 정보중개자 사이의 경쟁이 모든 정보를 공개함을 보여 정보중개자 사이에 경쟁이 필요함을 시사하였다. 본 연구는 정보취득비용이 존재하는 상황을 고려한다는 점에서 Lizzeri(1999)와 차별성이 있다.

최근 금융위기의 발생과 더불어 신용평가회사의 문제와 신용등급쇼핑(rating shopping)과 신용등급의 상향평가(rating inflation) 문제를 분석한 이론 모형이 제시되고 있다. 예를 들어 Bolton *et al.* (2009)이 대표적인데, 동 논문은 신호게임모형(signaling game)에서 신용등급의 상향평가(rating inflation)와 신용등급쇼핑을 이론적으로 분석하고 Cuomo plan 등의 정책제안에 대한 평가를 시도하고 있다. 동 논문에 따르면, 신용등급의 상향평가는 단순한 투자자(naive investor)의 비중이 높아지는 경제호황기에 더 많이 발생하며, 이러한 왜곡은 경쟁이 심화됨에 따라 악화됨을 지적하고 있다. 이러한 문제에 대한 정책제안으로 규제의 필요성을 제기하면서 신용평가에 대한 비용을 미리 지불하는 선급(upfront payments) 제도를 도입하고 예비신용평가(indicative ratings)를 포함한 모든 신용평가 결과의 의무적 공개가 필요하다고 주장하였다. Sangiorgi *et al.*(2009) 또한 채권발행자가 신용평가의 공개 여부를 결정하는 체계와 그로 인한 잠재적인 승자의 저주(potential winner's curse)와 관련된 분석을 하였는데, 예비신용평가의 비용이 높을수록 시장에 발표되는 신용평가와의 격차가 감소할 수 있음을 지적하였다. Skreta and Veldkamp(2009)는 위 연구들과는 달리 평가대상 금융상품의 복잡성에 따른 신용등급 상향의 문제를 고찰하고, 분석 결과 평가대상 자산의 복잡성이 증가할수록 신용평가 결과가 신용평가회사에 따라 다르게 부여될 가능성이 높아지고 이는 채권발행자들의 신용등급쇼핑 유인이 증가하는 결과로 귀결된다고 주

장하였다. 이러한 문제점에 대한 대안으로 현행 'issuer pay model'에서 과거의 'investor pay model'로 전환하는 방법을 제안하였으나 무임승차자 문제로 인한 시장붕괴의 가능성에 대한 해결책은 제시하지 않은 한계점이 있다.[9]

본 연구는 신용등급쇼핑의 문제는 분석하지 않는데, 이는 신용등급쇼핑의 문제가 중요하지 않아서가 아니라 다른 측면에서의 이행상충 문제를 분석하는 데 목적이 있기 때문이다.

반복게임의 상황에서 평판효과 및 규제와 관련하여 논의한 연구들로는 Kuhner (2001), Mathis *et al.*(2008) 그리고 Stolper (2009) 등이 있다. Kuhner(2001)는 사후적으로(ex post) 신용평가가 자기실현(self-fullfilling)되지 않는 경우 사적인 정보를 공개할 가능성이 높음을 보였다. 그리고 Mathis *et al.*(2008)은 평판이 신용평가회사를 규율하는 데 충분한 기제로 작동하는가를 분석하였는데, 이들은 평판 자체로 신용평가회사에 적절한 유인을 제공하는 데 한계가 존재함을 보이고 이는 신용등급쇼핑이 존재하지 않는 경우에도 성립한다고 주장하였다. 이에 대한 정책적 대안으로 'platform-play model'을 제안하였는데, 이는 채권발행자와 신용평가회사 사이에 중앙플랫폼을 설치하여 신용평가과정을 조직하는 것이 필요하다는 것이다.[10][11] Stolper(2009)는 신용평가의 정확성에 따라 승인 여부를 결정하는 경우 신용평가회사에 유인을 제공할 수 있음을 보였다. 이상의 연구들은 신용평가의 정확성이 외생적으로 결정되는 데 반해 본 연구는 이를 내생화하는 데 차별성이 있다.

요컨대, 본 연구는 선행연구와는 달리 정보획득비용이 존재하는 숨겨진 행동모형을 통해 신용평가의 수준이 내생적으로 결정되고 부가서비스, 경쟁과 평판 그리고 신용평가회사 규제 등이 신용평가의 정확성에 미치는 영향에 관한 논의를 하는 데 차별성이 있다.

II. 기본모형

1. 모 형

잠재적으로 많은 수의 투자자와 신용평가회사 그리고 기업으로 구성된 경제

9) 'issuer pay model'은 발행자가 평가 수수료를 부담하고, 'investor pay model'은 투자자가 정보이용료를 지불한다.

10) Acharya and Richardson(2009)도 유사한 정책제언을 하고 있다. 또한 Dodd-Frank 상원법안은 Credit Rating Agency Board라는 조직을 신설하여 채권발행자를 신용평가사에 할당하는 기능을 수행할 것을 제안하고 있다.

11) 최근 논의되고 있는 Dodd-Frank 하원법안은 신용평가사에게도 공정공시의무를 부과할 것을 규정하고 있다.

를 상정하자. 모든 경기자는 위험 중립적(risk-neutral)이라고 가정하자. 기업은 I원이 소요되는 투자계획을 가지고 있는데, 자체 자금에 의해서는 투자계획을 실행할 수 없으며, 채권 발행을 통해 외부자금을 조달해야만 투자계획을 실행할 수 있다고 하자. 기업은 또한 신용평가서비스에 대한 비용을 지불해야 하는데 이 비용 또한 외부자금에 의존한다고 하자. 외생적으로 결정되는 무위험이자율 수준에서 자금의 공급이 무한탄력적인 부채시장(debt market)이 존재한다고 가정하고, 기업이 외부자금을 조달할 때 채권자에게 지불해야 하는 요구수익률(required rate of return)은 0으로 정규화한다.

기업이 보유한 투자계획은 사전적으로 프로젝트 G(good type firm, G)이거나, 프로젝트 B(bad type firm, B)이다. 사전적으로 프로젝트 G일 확률은 p이고, 프로젝트 B일 확률은 $1-p$이다(단, $p \in (0,1)$).

각 투자계획은 부도확률(또는 실패확률)에 의해 특징지어지는데 프로젝트 B는 $d > 0$의 확률로 부도가 발생하고 부도발생 시 잔존가치(recovery value)는 0이라고 하자.[12] 프로젝트 G의 부도확률은 0이라고 하자. 프로젝트가 성공하는 경우 프로젝트 G와 프로젝트 B는 모두 R의 수익이 발생한다. 즉, 프로젝트가 성공하는 경우 R의 현금흐름이 발생하고 프로젝트가 실패하는 경우 0의 현금흐름이 발생한다. 그리고 기대수익에 대하여 다음을 가정하자.

$$R > I > (1-d)R$$

따라서 프로젝트 G의 순현재가치(Net Present Value: NPV)는 양이고, 프로젝트 B의 순현재가치는 음이다. 만약 투자자가 투자계획에 대하여 완전정보를 보유하고 있어 프로젝트 G와 프로젝트 B를 구분할 수 있는 경우 프로젝트 G의 경우에만 투자를 수행할 것이고, 프로젝트 B는 외부자금조달이 불가능하여 수행되지 않을 것이다.

그러나 사전적으로 투자계획에 대한 정보가 없다면, 투자계획의 사전적(ex ante) 가치는 다음과 같다.

$$V = pR + (1-p)(1-d)R = (1-\bar{d})R$$

여기서 $\bar{d} = (1-p)d$는 사전적 평균부도확률이다.

기업은 경쟁적 자본시장에서 투자자금을 조달하고, 자금의 기회비용은 0으로 정규화하였으므로 다음의 조건이 만족되면 투자자는 투자계획의 실행에 필요한 자금을 제공할 것이다.

12) 프로젝트가 실패하는 경우 채권의 부도로 이어지므로 혼란이 없는 한 프로젝트의 부도와 채권의 부도를 혼용하여 사용한다.

$$V=(1-\bar{d})R \geq I \;\Leftrightarrow\; R \geq \frac{I}{(1-\bar{d})}$$

위 식에서 $I/(1-\bar{d})$는 투자자금 I를 조달하는 경우 채권의 액면가(face value)를 나타내는데, 이는 평균부도확률이 높을수록 높은 값을 가지며, 프로젝트 G의 비중(p)의 감소함수이다. 따라서 프로젝트 G의 비중이 경기순환에 따라 변화하는 경우 자본조달비용 또한 변화한다. 프로젝트 G의 비중에 따라 위 식이 만족되지 않을 수 있는데, 이 경우 추가적인 정보가 제공되지 않으면 모든 프로젝트에 필요한 자금이 투자되지 않고 투자계획이 실행되지 않는다.

본 연구에서는 사전적으로 모든 경기자가 알고 있는 정보는 프로젝트 G와 프로젝트 B의 비중이라고 가정한다. 이 같은 가정하에 정보의 수집과 전달이라는 신용평가사의 역할을 필요로 한다. 또한 기업의 입장에서는 신용평가에 의해 정보가 반영되는 경우 채권의 액면가가 낮아지므로 기업은 후술하는 신용평가비용을 고려하여 신용평가 의뢰 여부를 결정한다.

신용평가사는 프로젝트 G와 프로젝트 B를 구분할 수 있다. 즉, 신용평가사는 투자계획에 대한 신호(signal)를 추출하여 투자계획의 성공 가능성에 대하여 평가할 수 있다. 논의의 단순화를 위하여 프로젝트 G에 대하여 완벽한 신호를 받고, 프로젝트 B에 대해서는 부정확한 신호를 받는다고 아래와 같이 상정하자.[13][14]

$$\Pr(s=G\,|\,\omega=G,e)=1$$
$$\Pr(s=B\,|\,\omega=B,e)=e$$

여기서 $e(\in[0,1])$는 평가과정에서 신용평가회사의 노력수준(예를 들어 신용평가의 정확성 및 질에 영향을 미칠 수 있는 신용평가절차(rating procedure) 또는 애널리스트의 자질 등)을 나타낸다. 위 모형에서 알 수 있듯이 신호의 정확성은 신용평가회사의 노력수준에 의존하며, 신용평가회사가 높은 수준의 노력을 투입하면 보다 정확한 신호가 추출될 수 있다. 신용평가회사의 노력수준은 계약 가능하지 않다고 가정하자.

정확한 신호를 추출하기 위한 노력이 비용 없이 가능하다면 신용평가과정에서 정보의 비대칭성과 전략적 행동은 문제가 되지 않을 수 있다. 그러나 정확한 신호의 추출에 소요되는 노력에 따르는 비용이 존재하는 경우 항상 사회적으로 최적인 수준의 신용평가노력이 투입되지 않을 수 있다.

신용평가과정에서 노력에 따른 비용을 $C=c(e)$라고 하자. 노력비용함수는 노력수준 e에 대하여 연속이고 증가함수이

13) Dye(1993) 및 Pagano and Immordino(2007) 등이 유사한 모형을 설정하고 있다.
14) ω는 프로젝트의 타입을, 그리고 s는 추출된 신호를 나타낸다.

며 볼록(convex)하다고 하자. 그리고 추가적으로 다음의 기술적 조건을 만족한다고 하자.[15)]

$$c(0)=0,\ \lim_{e\to 0}c'(e)=0,$$
$$\lim_{e\to 1}c'(e)=\infty,\quad c'''(e)\geq 0$$

노력수준에 소요되는 비용이 존재하는 경우에도 노력수준이 계약 가능(contractible)하다면 사회적으로 최적인 신용평가노력이 실행(implement)될 수 있으며 문제는 자명해진다. 그러나 신용평가노력이 계약 가능하지 않다면 도덕적 해이의 문제가 발생한다.

기업은 신용평가에 대한 가격으로 F의 비용을 신용평가회사에 지불한다. 신용평가비용 F는 Mathis et al.(2008) 및 업계의 관행을 반영하여 신용평가가 발표되는 경우에 지불된다고 하자. F는 신용평가 발표 후 투자계획이 실행될 때 기대되는 수익을 신용평가사와 기업 사이의 협상에 의해 나누어 가지는데, 수익의 배분은 $(\alpha,1-\alpha)$(단, $\alpha\in[0,1]$)로 나누어지며, 이때 α는 외생적으로 주어진 신용평가사의 협상력을 나타낸다.[16)17)] 이 같이 협상에 의해 신용평가비용이 결정되는 것은 Bolton *et al.*(2009)의 지적("The SEC found that senior analytical managers and supervisors participated in fee discussions with issuers.")과 일관된 것으로 비합리적인 가정은 아닌 것으로 생각된다.

신호를 추출한 후에 신용평가사는 신용평가 보고를 한다. 이후 기업은 신용평가의 공공 공개 여부를 결정한다. 신용평가회사가 G의 평가등급을 부여하는 경우 투자등급으로, B등급은 투기등급으로 부르기로 하자. 만약 기업이 신용평가 보고를 공개할 것으로 결정하면 기업은 신용평가비용 F를 지불한다. 투자자는 사전적 확률과 신용평가 발표내용을 관찰한 후 완전베이지안균형(Perfect Bayesian Equilibrium)과 일관되게 Bayes' rule에 따라 프로젝트의 사후적 기대(posterior beliefs)를 형성한다.

경기가 진행되는 시간선(Time Line)은 다음과 같다.

시간선

1. 신용평가사는 신용평가비용(잉여 배분 규칙)을 설정하고, 기업은 신용평가사에 평가 의뢰 여부를 결정한다.
2. 기업이 신호를 추출할 것을 요구하면 신용평가사는 신호추출 여부를

15) $c''(e)\geq 0$의 조건은 혼합전략 균형을 배제하기 위한 조건이다.

16) 보다 일반적으로 신용평가에 대한 보상을 '$F=a+b\cdot$주어진 신용평가하에서의 부도확률'로 설정할 수도 있다. 그러나 이 경우에도 a와 b의 값을 적절하게 설정하면 이하의 분석과 동일한 결과를 얻는다.

17) 신용평가회사는 기대수익이 음(-)이 아닌 경우 신용평가를 추출하기로 결정한다고 가정한다. 즉, 참여제약(participation constraint)이 만족되는 경우에 신호를 추출한다고 가정한다.

결정한다. 신호를 추출하기로 결정한 경우 신호를 추출하고 신용평가 보고를 한다.

3. 기업은 신용평가 보고를 보고 공공공개 여부를 결정한다.
4. 투자자는 신용평가를 관찰하고 투자계획에 자금을 공급할지 여부를 결정한다.
5. 투자자금을 조달한 기업은 신용평가비용을 지불하고 투자계획을 수행한다.
6. 투자계획에 따른 수익이 실현되고 (가능한 경우) 부채가 상환된다.

2. 분 석

가. 신용평가의 가치와 사회적 최적

주어진 노력에서 신호를 추출한 후 투자등급과 투기등급의 비중은 다음과 같이 된다.[18]

$$v_G = p + (1-p)(1-e),\ v_B = (1-p)e$$

신용평가회사가 추출한 신호대로 신용평가 결과를 보고한다고 가정하면 (truthful rating report) 각 등급의 비중은 아래와 같이 된다.[19]

$$cr_G = v_G,\ cr_B = v_B$$

그리고 각 신용평가등급의 기대 부도확률은 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$d_G(e) = \frac{(1-p)(1-e)d}{p+(1-p)(1-e)},\ d_B = d$$

여기서 정보가 없는 상황에서의 사전적 부도확률과 신용평가 후의 사후적 부도확률을 비교할 수 있는데, $\bar{d} > d_G$의 관계가 성립하고 이는 신용평가회사의 정보 제공에 의해 부채의 액면가가 낮아지고 자금조달비용이 감소하는 효과가 있음을 알 수 있다. 또한 신용등급이 투기등급인 경우 투자계획에 필요한 자금을 유치할 수 없다는 것이다.

p^0와 p^*를 각각 사전적으로 또는 신용등급이 공표된 후 투자계획이 수행될 수 있는 프로젝트 G의 최저확률이라고 하자. 즉, p^0는 $(1-(1-p^0)d)R = I$을 만

18) 이하의 수식은 조건부 확률을 이용하여 도출된다.

19) Truthful rating report는 논의의 단순화를 위한 가정이다. 만약 신용평가회사가 추출한 신호를 투자자 또는 기업이 관찰할 수 없다면, 신용평가회사는 추출한 신호와 다른 신용평가 결과를 공개하여 자신의 이익을 극대화할 유인이 존재한다. 그러나 신용평가회사가 프로젝트 G와 프로젝트 B에 동일한 신용평가등급을 부여하는 경우 신용평가의 정보적 가치(information value)가 소멸되어 투자자는 사전적 확률에 근거하여 투자의사결정을 한다. 따라서 신용평가의 정보적 가치를 이윤으로 획득(appropriate)하기 위해서 추출된 신호대로 신용등급을 발표하는 것이 최적 전략이 된다. 이 같은 신용평가회사의 정보공개에 관한 논의는 부록을 참조하라.

족하고, p^*는 $(1-d_G)R=I$를 만족한다. 그러면 주어진 신용평가노력하에서 (노력비용을 제외하고) 신용평가의 사회적 가치는 아래와 같이 표현할 수 있다.

$$SV(e)=\begin{cases}[p+(1-p)(1-e)][(1-d_G(e))R-I] & \text{if } e^*\le e,\\ 0 & otherwise\end{cases}$$

단, e^*는 $(1-d_G(e^*))R=I$를 만족하는 값이다. 이를 p를 기준으로 표현하면 다음과 같다.

$$SV=\begin{cases}[p+(1-p)(1-e)][(1-d_G)R-I]-[(1-\bar{d})R-I] & \text{if } p^0\le p\\ [p+(1-p)(1-e)][(1-d_G)R-I] & \text{if } p^*\le p<p^0\\ 0 & otherwise\end{cases}$$

위 식에서 알 수 있듯이, 신용평가의 사회적 가치는 $p\in[p^0,1]$에서는 p의 감소함수이고, $p\in[p^*,p^0]$ 구간에서는 p의 증가함수이다.

위 표현은 신용평가회사가 두 가지 측면에서 정보의 비대칭성을 완화하여 사회적으로 바람직한 역할을 수행할 수 있음을 보여준다. 하나는 신용평가에 대한 정보가 없는 상황에서도 투자가 이루어질 수 있는 경우에($p^0\le p$) 프로젝트 G와 프로젝트 B에 대한 정보를 제공하여 부채조달비용을 낮추는 효과이다. 즉, 두 프로젝트를 구분하여 프로젝트 G의 부도확률이 낮아지고($d_G<d$), 그 결과 부채의 액면가가 낮아지는 것이다. 다른 하나는 프로젝트 G의 자금조달 기회를 확장하는 것이다. 사전적으로 좋은 프로젝트의 확률 p가 낮은 경우($p<p^0$), 투자계획의 사전적 가치는 I보다 작아서 신용평가 정보가 존재하지 않는 경우 시장에서 거래가 일어날 수 없다. 신용평가서비스를 통해 추가적인 정보가 투자자에게 제공되면 신용평가 정보에 기초하여 프로젝트 G에 자금이 조달될 수도 있다.

신호추출에 따른 노력비용이 소요되기 때문에 사회후생(social welfare) $(=SV-c(e))$을 극대화하는 노력수준은 다음의 1계조건에 의해 결정된다.

$$\frac{\partial SW}{\partial e}=(1-p)[I-(1-d)R]-c'(e)$$
$$=0 \quad \text{if } p^*\le p$$

노력비용함수 $c(\bullet)$에 대한 가정에 의

해 위 문제의 내부해(an interior solution)가 존재한다. 따라서 사회후생을 극대화하는 노력수준은 다음의 식을 만족하는 수준에서 결정된다.

$$(1-p)[I-(1-d)R] = c'(e^{FB}) \qquad (1)$$

위 식의 좌변은 실행되지 않아야 할 투자계획이 실행되는 경우의 비용을 나타내고, 우변은 이러한 비용을 방지하는 데 소요되는 비용을 나타낸다. 위 식에서 알 수 있듯이 p가 높을수록 e가 낮아진다. 이는 만약 경제 내에 수행할 만한 투자계획이 희소해지는 경우(p가 낮은 경우) 신용평가회사가 보다 가치 있는 역할을 수행할 수 있음을 시사한다.

신용평가노력이 계약 가능한 경우 위 식을 만족하는 사회후생을 극대화하는 노력수준을 달성할 수 있다. 그러나 신용평가노력이 관찰 가능하지 않은 경우, 신용평가회사는 사회적으로 최적인 수준보다 낮은 수준의 노력을 기울일 수 있다.

나. 신용평가회사의 의사결정

신용평가에 대한 가격이 협상력에 의해 결정될 때, 신용평가사가 얻는 이윤은 다음과 같이 표현된다.[20]

$$V = \alpha[p+(1-p)(1-e)] \\ [(1-d_G)R-I] - c(e)$$

따라서 차선의 노력수준(the second-best level of effort)은 다음의 1계조건에 의해 결정된다.[21]

$$\alpha(1-p)[I-(1-d)R] = c'(e^{SB}) \qquad (2)$$

사회적으로 최적 수준의 노력과 마찬가지로, 신용평가회사의 이윤을 극대화하는 노력수준도 p가 높을수록 e가 낮아진다. 식 (1)과 (2)를 비교하면 신용평가회사의 이윤극대화 노력수준은 사회적으로 최적인 수준보다 낮음을 알 수 있다. 이는 프로젝트 B가 투자등급의 신용평가를 받는 비중이 높아짐을 의미한다. 또한 식 (2)에서 알 수 있는 것은 신용평가회사가 총잉여 중 획득할 수 있는 비중이 높아질수록(α가 높아질수록) 신용평가회사가 더 높은 수준의 노력을 기울인다는 점이다. 만약 신용평가회사가 협상력에서 절대적 우위를 점유하여 α가 1의 값을 가지는 경우, 신용평가노력이 관찰 불가능함에 따른 왜곡은 발생하지 않는다.

---

20) 각주 17)의 참여제약을 반영하여 신용평가회사의 문제를 설정하는 경우 'max V s.t. $V \geq 0$'이 되어 본문의 분석에 영향을 미치지 않는다.

21) 선형 보상체계 '$F = a + b \cdot$ 주어진 신용평가하에서의 부도확률'에서 $a = \alpha(R-I)$, $b = -\alpha R$로 설정하면 동일한 결과를 얻을 수 있다.

이상의 논의는 아래의 명제와 같이 정리할 수 있다.

명제 1: (Rating Inflation) 신용평가회사의 노력수준은 $\alpha = 1$이 아닌 한 사회적으로 최적인 수준보다 낮다. ($e^{SB} < e^{FB}$) 또한 프로제트 G의 사전적 확률(p)이 높을수록 낮은 수준의 신용평가 노력을 투입한다.

$\alpha = 1$인 경우 신용평가사는 경제에 대한 한계기여(marginal contribution)를 모두 자신의 보상으로 가지고 그 결과 사회적으로 최선의 결과를 얻을 수 있다.[22][23] $\alpha = 1$이 아닌 경우 한계기여를 수취하지 못하므로 의사결정의 왜곡이 발생할 수 밖에 없다. 또한 신용평가사의 상향평가(rating inflation)는 불황기(낮은 p)보다 호황기(높은 p)에 그 정도가 더 심해진다.

Remark: 뉴욕 검찰총장(New York Attorney General) Andrew Cuomo와 3대 신용평가사(S&P, Moody's and Fitch) 간 협약인 일명 'Cuomo plan'은 상향평가(rating inflation)에 대한 예방책으로 채권을 발행하고자 하는 기업이 신용평가등급을 받기 이전에 비용을 선납(up-front payment)하도록 하고 있다. 그러나 도덕적 해이가 존재하는 경우 Cuomo plan의 효과는 반감될 수밖에 없는데, 이는 선납의 경우 신용평가사가 보다 정확한 신용등급을 위한 신호추출노력에 유인을 제공할 수 없기 때문이다.

Ⅲ. 모형의 확장

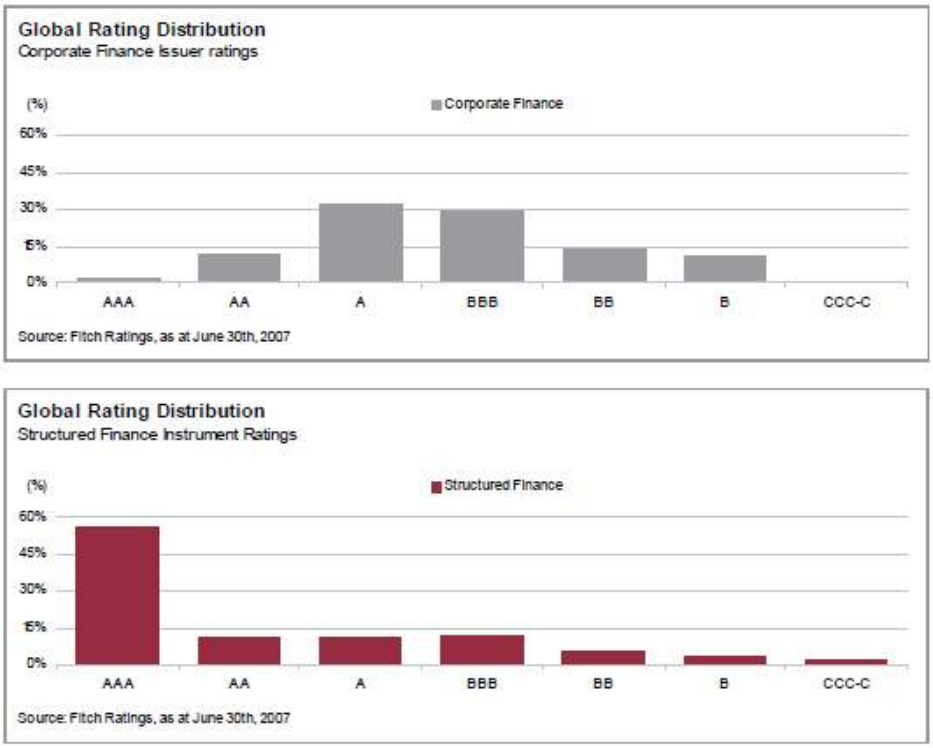
1. 부가서비스와 이해상충

[Figure 1]에 나타난 바와 같이 Fitch (2007)에 따르면, 2007년 6월 30일 기준으로 단지 1%의 금융 및 비금융 기업이 AAA 등급을 받은 데 반해, 구조화 상품의 약 60%가 AAA 등급을 받은 것으로 보고되고 있다. 구조화 상품의 이러한 높은 신용등급이 정보를 정확하게 반영하고 있다면 문제가 되지 않을 것이다. 그러나 금융위기 과정에서 구조화 상품, 특히 모기지와 관련된 MBS의 경우 [Figure 2]에서 보는 바와 같이 AAA 등급에 대한 신용부도스와프(CDS)의 2008년 1월의 가치가 2007년 1월의 가치에 비해 약 30%의 수준으로 하락하는 급격한 변화를 보여주었다. 이는 구조화 상품의 신용평가가

22) 경제 내의 경기자들의 한계기여와 관련된 논의와 해석에 관해서는 Makowski and Ostroy(2001)를 참조하라.

23) $\alpha = 1$인 경우는 신용평가회사가 신용평가 대상 채권을 인수하는 경우로 해석할 수 있다.

[Figure 1] Rating Distribution



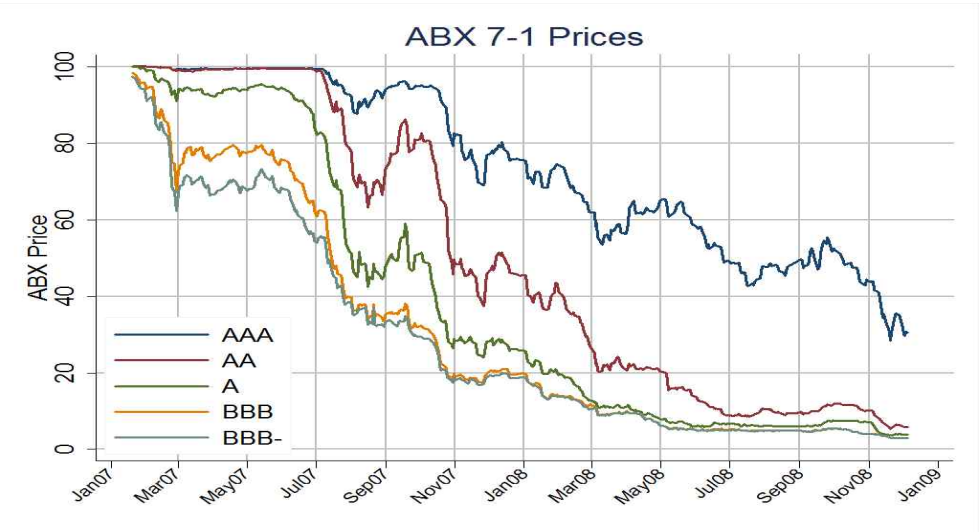
Source: Fitch (2007).

고평가되었음을 시사한다.

구조화 상품의 경우 상대적으로 높은 신용평가등급을 받는 이유는 부가서비스(ancillary services)와 연관되어 있다고 지적되고 있다. 예를 들어 구조화 상품의 신용평가과정에 대하여 BIS(2005)는 다음과 같이 지적하고 있다.

"…… [T]he fact that the agencies may have expressed an ex ante opinion regarding deal structure suggests that they are providing structuring advice. Therefore, the agencies may not be fully independent of the instruments for which they ultimately issue a rating. It has become common for rating agencies to offer special services relating to firms bond ratings, such as pre- and post-rating assessments of factors that could impact rating levels. These services may be separately rewarded and may thus exacerbate any potential conflicts of interest arising from issuer fees."

[Figure 2] Value of MBS securities as implied by the ABX indexes[24)]



Notes: The index is set at 100 on 1 January 2007 for all ratings.
Source: Brunnermeier (2008).

물론 부가서비스의 제공과 이에 따른 이행상충은 구조화 상품만의 문제는 아니며 회사채의 경우에도 유사한 왜곡이 발생할 수 있다.[25)] 즉, 신용평가회사가 신용평가서비스 외에 부가서비스를 동시에 제공하는 경우 신용등급이 상향 평가되는 문제가 더 심화될 수 있음을 예상할 수 있다. 이러한 측면은 앞 장의 기본모형에 부가서비스를 추가하여 분석하면 신용등급의 상향이 일어남을 통해 알 수 있으며, 아래의 논의에서와 같이 확인할 수 있다.

신용평가회사가 신용등급서비스와 부가서비스 등 두 종류의 서비스를 제공한다고 하자. 범위의 경제(economics of scope)가 존재하면 신용평가회사는 독립적인 컨설팅 회사나 해당 기업의 신용평가를 수행하지 않는 다른 신용평가회사에 비해 비용상의 우위를 점할 것이다. 이러한 상황에서 부가서비스시장이 경쟁적이라 하더라도 신용평가사는 양의 순수익을 얻을 수 있다.

신용평가를 수행하는 기업으로부터 부가서비스를 제공할 때 얻는 순수익을 A라고 하자. 부가서비스를 포함한 신용평가회사의 이윤은 아래와 같이 표현할 수 있다.[26)]

24) ABX 지수는 20개의 신용부도스와프(credit default swaps)로 구성된 가격지수이다.
25) 부가서비스 외에도 issuer pay model, 신용평가회사와 기업 간 관계의 지속성(duration) 등 이행상충을 유발할 수 있는 다양한 측면이 존재한다. 이에 대해서는 Crockett *et al.*(2004)과 Partnoy(2006)를 보라.

$$V=\alpha[p+(1-p)(1-e)] \cdot [(1-d_G)R-I]-c(e) + [p+(1-p)(1-e)](1-d_G)A$$

위 식을 극대화하는 신용평가 노력수준은 식 (3)에 의해 결정된다.

$$\alpha(1-p)[I-(1-d)R] - (1-p)(1-d)A = c'(e) \quad (3)$$

식 (3)에서 쉽게 알 수 있듯이 부가서비스가 존재하는 경우 그렇지 않은 경우와 비교하여 낮은 수준의 신용평가노력을 기울이게 된다. 그리고 신용평가 노력수준은 부가서비스로부터 얻는 수익 (A)가 클수록 낮아진다.[27] 이러한 결과는 신용평가를 상향조정하는 경우 부가서비스를 제공하여 추가적인 수익이 발생할 수 있어 신용평가회사의 입장에서 엄격한 신용평가에 대한 유인이 감소하기 때문이다. 이상을 정리하면 아래의 명제로 표현할 수 있다.

명제 2: 신용평가회사가 신용평가 외에 부가서비스를 제공하는 경우 신용평가의 정확성이 낮아진다.

부가서비스의 제공이 정확한 신용평가정보의 제공에 부정적인 영향을 미친다는 사실을 고려하면, 신용평가서비스를 제공하는 기업에 대하여 컨설팅 및 구조화 채권의 고안(design) 등의 부가서비스를 제한하는 것이 바람직할 수 있다.[28] 최근 미국에서 제안된 'Enhanced Accountability and Transparency In Rating Agencies Act'는 이 같은 점을 반영하여 신용평가의 대상이 되는 기업에 대하여 NRSRO로 지정된 신용평가회사와 관련 기업이 부가서비스를 제공하는 것을 위법으로 규정하고 있다.[29]

---

26) 식 (3)을 살펴보면 ($R>I>(1-d)R$ 의 가정을 만족하는 범위에서) R이 상승하는 경우와 A가 상승하는 경우 정성적으로는 유사한 효과를 유발한다. 두 경우의 차이는 다음과 같이 설명할 수 있다. 사회적으로 실행하지 않아야 할 투자계획을 실행하는 데 따른 한계비용(cost due to misallocation)은 $(1-p)[I-(1-d)R]$이고, 신용평가회사가 고려하는 비용은 $\alpha(1-p)[I-(1-d)R]$로 나타낼 수 있다. R이 상승하는 경우는 잘못된 투자에 따른 비용이 감소하는 경우로, 이 경우 사회적으로 신용평가노력이 감소하는 것이 바람직하다. 그러나 부가서비스는 R의 상승과 동일한 방향으로 신용평가노력에 영향을 주지만 사회적 최적 수준보다 낮은 신용평가노력을 더 낮은 수준으로 유도하는 효과를 가진다. 즉, 신용평가회사의 노력수준은 사회적으로 최적 수준보다 낮게 되는데 부가서비스의 존재는 이 괴리를 확대시키는 효과를 유발한다.

27) 본문의 표현은 기업이 도산하지 않는 경우에 컨설팅 수입을 얻는 상황을 상정한 것이다. 만약 기업이 부가서비스 비용을 외부시장에서 조달하는 경우 신용평가회사의 이윤은 $V=\alpha[p+(1-p)(1-e)][(1-d_G)R-I+A]-c(e)$로 표현할 수 있고, 본문의 결과와 정성적으로 동일하다.

28) IOSCO(2008)는 이해상충의 가능성을 최소화하기 위해 신용평가업무와 그 외 부가서비스와 관련된 업무를 각각 법적으로 독립된 주체로 할 것을 권고하고 있다(IOSCO CRA Code of Conduct provisions 2.5).

2. 경 쟁

White(2002)에 따르면, 전 세계적으로 소수의 신용평가회사가 시장을 구성하고 있다.[30] 예를 들어 미국의 경우 1982년 이전에 3개의 신용평가기관(Moody's, S&P, and Fitch)만이 NRSROs(Nationally Recognized Statistical Rating Organizations)로 지정되었으며,[31] 이후 NRSRO로 지정된 신용평가회사가 10개로 증가하였으나 3대 신용평가회사의 미국시장에서의 시장점유율은 2007년 98.4%, 2008년 97.6%로 사실상 3개 회사의 과점체제가 지속되고 있다.[32] 이러한 과점적 시장구조에 대하여 Partnoy(2006, 2009)는 신용평가시장에서 유효한 경쟁이 존재하지 않으며 이는 책임성의 부재와 낮은 신용평가 질로 귀결된다고 비판하고, 이러한 문제를 해결하기 위하여 보다 많은 신용평가회사를 NRSROs로 지정해야 한다고 주장한다. 경쟁을 통한 규율 그리고 그에 따른 신용평가기능의 개선에 대하여 정책당국자 및 규제당국도 어느 정도 동의하고 있는 것으로 보인다.[33]

그러나 이러한 일반적인 견해에도 불구하고 Bolton *et al.*(2009) 및 Skreta and Veldkamp(2009) 등이 지적한 바와 같이 이론적으로 경쟁의 활성화가 신용평가회사로 하여금 보다 정확한 신용평가 정보를 제공하는 유인을 제고하는가에 대해서는 의문의 여지가 존재한다. 본 연구의 모형에서도 경쟁이 신용평가회사에 유인을 제공하는 데 한계가 있음을 확인할 수 있다. 신용평가회사의 협상력 α가 시장의 경쟁도 ϕ에 의존한다고 하자. ϕ값이 높을수록 경쟁이 치열함을 의미하는데, 신용평가회사의 협상력이 경쟁도의 비증가함수(non-increasing function)임을 가정

29) 금지된 행위는 다음과 같다: (a) risk management advisory services, (b) advice or consultation relating to any mergers, sales, or disposition of assets of the issuer, (c) ancillary assistance, advice or consulting services unrelated to any specific credit rating issuance, (d) such further activities or services as the Commission(SEC) may determine as necessary or appropriate in the public interest or for the protection of investors.

30) Moody's, S&P, and Fitch의 지점(branch offices)을 제외하고 2000년 10월 현재 신용평가회사의 수는 1~3개에 머무르고 있다.

31) NRSRO의 지정은, 개별 신용평가회사가 SEC에 인증을 신청하면 SEC의 시장규제부(Division of Market Regulation)가 공식적으로 규정되지 않은 검토과정을 거쳐 인증 여부를 결정한다. 이와 관련된 미국의 감독체계 및 규제에 대하여서는 임경묵(2004)을 참조하라.

32) 신용평가회사의 시장점유율은 SEC가 NRSRO로 등록된 10개 신용평가회사를 대상으로 조사한 것으로, SEC(2008, 2009)의 자료를 이용하여 계산하였다.

33) 예를 들어 2006년 미국 상원의 Committee on Banking, Housing, and Urban Affairs의 증언에서 ICI (Investment Company Institute)의 회장 Paul Schott Stevens는 다음과 같이 증언하고 있다. "I firmly believe that robust competition for the credit rating industry is the best way to promote the continued integrity and reliability of their ratings. … Unfortunately, the current designation process does not promote but, in fact, creates a barrier to-competition." 또한 전 SEC 의장이었던 Cynthia Glassman도 1975년에 제정된 NRSROs 지정 기준이 경쟁의 가장 큰 장벽으로 'Kafkaesque'라고 비판하기도 한다.

하는 것이 합리적일 것이다.

신용평가회사의 문제는 다음을 극대화하는 것이다.

$$V=\alpha(\phi)[p+(1-p)(1-e)][(1-d_G)R-I]-c(e)$$

따라서 1계조건은 다음과 같이 표현되고,

$$\alpha(\phi)(1-p)[I-(1-d)R]=c'(e^{SB}) \quad (4)$$

식 (4)에서 알 수 있듯이 $\alpha(\phi)$가 ϕ의 증가함수가 아니면, 보다 경쟁적인 시장구조가 신용평가회사로 하여금 보다 정확한 신용평가 정보를 제고하도록 유인을 제공하지 못한다.[34)35)]

명제 3: 경쟁이 치열해짐에 따라 신용평가회사의 협상력이 증가하지 않으면 ($\alpha(\phi)$가 ϕ의 증가함수가 아니면) 신용평가시장의 경쟁은 신용평가노력을 감소시킨다.

위 명제의 결과는 주어진 수요함수하에서 경쟁이 기업에 유인을 제공하지 못한다는 산업조직론 문헌에서 논의되는 결과와 유사하다. 즉, 주어진 수요에서 경쟁이 심화되는 경우 추가적인 노력에 따라 기대되는 수익이 감소하는 데 반해 노력수준에 따른 비용은 동일하므로 한계에서 수익과 비용을 고려하여 이윤극대화 결정을 하면 신용평가회사의 최적 노력수준은 감소한다. 이러한 결과는 Becker and Milbourn(2009, 2010)의 실증분석 결과와 일관된다. 이들에 따르면, Fitch의 진입으로 시장경쟁이 증가한 결과, 신용평가등급이 상승하고, 시장수익률(market-implied yields)과 신용등급 사이의 상관관계가 하락하고, 신용등급이 부도확률을 예측하는 능력이 저하되었음을 보고하고 있다.

본문의 이론적 결과나 실증분석 결과는 단순히 새로운 회사를 신용평가기관으로 지정하여 시장참여자를 증가시키는 것이 정확한 신용등급의 제공을 보장하지 않음을 시사한다. 그럼에도 불구하고 시장경쟁이 규율효과를 가지지 못하므로 현재의 시장구조를 유지해야 함을 의미하지는 않는다. 왜냐하면 반복게임의 상황에서는 경쟁을 통한 유인의 제공이 가능할 수 있기 때문이다. 다시 말해 정태적 게임에서는 경쟁의 활성화가 신용평가회사의 이윤을 감소시켜 보다 정확한 신용등급을 위한 정보추출의 유인을 저해할 수 있으나, 반복게임의 상황에서 부정확한 신용등급에 따라 미래의 수익이

34) 수입감소에 의한 효과는 Mankiw and Whinston(1986)이 지적한 사업침탈효과(business stealing effect)로 해석할 수 있다.

35) 이 외에 신용등급쇼핑 등의 부작용이 발생할 수 있다.

변동하는 경우 경쟁의 활성화가 신용평가기관에 유인을 제공할 수 있다.

3. 평판(Reputation)

앞 절에서 언급한 바와 같이 평판효과는 신용평가의 정확성에 유인을 제공할 수 있다. 이는 Cantor and Packer(1975) 및 Smith and Walter(2002) 등이 강조한 바 있는데, 업계의 관계자도 이러한 점을 강조하고 있다.[36] 예를 들어 Moody's의 CEO인 Raymond McDaniel은 "we are in a business where reputational capital is more important."[37]라고 언급하고 있고, Moody's의 전 최고경영자인 Thomas McGuire도 "what's driving us is primarily the issue of preserving our track record. That's our bread and butter."[38]라고 천명하고 있다.

그렇다면 평판이 신용평가회사로 하여금 사회적으로 최적 수준의 신용평가노력에 대한 유인으로 작용하는가? 이를 살펴보기 위해 Bolton *et al.*(2007, 2009)을 따라 할인된 미래이윤의 현재가치를 반영하여 평판효과를 살펴보자.[39]

평판효과를 반영하는 방법은 여러 가지가 있지만 본 연구는 Bolton *et al.*(2007, 2009)을 따라 할인된 미래이윤의 현재가치를 ρ로 표현하고 분석하기로 하자. 신용평가회사의 계속사업이익(continuation payoff)은 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$g(e-e^M, \phi)\rho$$

여기서 e^M은 시장의 평균적인 신용평가노력으로 stage game이 종료된 후 다음 기가 시작되기 전에 관찰된다고 가정하자. 그리고 추가적으로 다음을 가정하자.

$$0 \leq g(e-e^M, \phi) \leq 1, g(-e^M, \phi) = 0$$
$$g_1 \geq 0, g_{11} \leq 0, g_2 \leq 0, g_{12} \geq 0$$

여기서 g_i는 g의 i번째 변수에 대한 편미분을 나타낸다. $g(-e^M, \phi) = 0$는 신용평가회사가 아무 노력을 하지 않는 경우($e = 0$), 미래 이윤을 얻지 못함을 나타낸다. $g_1 \geq 0$과 $g_{11} \leq 0$은 오목성(concavity)의 조건이다. 그리고 평판효과는 경쟁의 효과와 더불어 나타나는데, $g_2 \leq 0$은 주어진 노력하에서 경쟁이 심할수록 미래이윤의 크기가 작아지며, 이러한 효과는 한계체증한다($g_{12} \geq 0$).

이상과 같은 모형에서 신용평가회사의 이윤극대화 문제는 아래와 같이 표현된다.

36) 평판효과에 의한 자율적 규율은 신용평가회사에 대한 감독 및 규율에 대한 반대논거로 제시되기도 한다.
37) "Moody's, S&P Defer Cuts on AAA Subprime, Hiding Loss," *Bloomberg News*, March 11, 2008.
38) "Ratings Trouble," Institutional Investor, Oct. 1995.
39) 이 같은 구조는 현재의 선택을 중심으로 살펴보는 데 유용한 모형이다. 한편, 반복게임을 축차적 구조(recursive structure)로 구성한 후 trigger strategy에 의한 bootstrap equilibrium을 분석할 수도 있다.

$$\max_{e} \alpha(\phi)[p+(1-p)(1-e)][1-d_G)R-I] \\ -c(e)+g(e-e^M,\phi)\rho$$

따라서 1계조건은 다음과 같다.

$$\alpha(\phi)(1-p)[I-(1-d)R] \\ +g_1(e-e^M,\phi)\rho=c'(e) \quad (5)$$

식 (5)에서 알 수 있듯이 주어진 신용평가시장 구조(ϕ)에서 평판효과는 신용평가회사가 보다 정확한 신용등급 정보를 제공하는 효과를 가진다.

명제 4: 평판은 신용평가회사가 보다 정확한 신용등급을 보고할 유인을 제공한다.

위 명제는 Covitz and Harrison(2003) 및 Becker and Milbourn(2009)의 실증분석 결과와 일관되는데, 이들은 평판에 대한 고려가 부분적으로 신용평가의 정확성에 기여하는 것을 확인하였다.

보다 특수한 상황에서 반복게임을 분석하지 않는 한 평판효과에 의한 노력수준이 사회적으로 최적 수준에 도달하는가를 판단할 수 없다. 다만, 금융위기 당시 미국의 경우처럼 채권의 재등급을 상위 3사로부터 받아야 한다는 규제의 경우 평판효과에 의한 규율의 효과를 반감시킨다. 왜냐하면 이 경우 부정확한 신용등급을 부여한 신용평가회사는 시장의 규율 없이 다시 안정적으로 수입을 올릴 수 있기 때문이다. 또한 평판효과가 효과적인 수단이 되기 위해서는 경쟁의 효과가 동시에 작용해야 한다. 즉, g_{12}이 충분히 큰 경우에 평판에 의한 규율이 보다 효과적인 수단이 될 것이다.

4. 규제와 책임성 부여

신용평가회사의 규제에 대한 찬·반은 신용평가회사의 역할 또는 지위에 대한 관점에 따라 달라진다. 신용평가기관이 언론출판기관이라면 규제를 최소화하는 것이 정당화된다. 예를 들어 미국의 경우 여타 Gatekeeper와는 달리 신용평가기관은 신용평가회사를 거의 규제할 수 없다. 투자자에게 정보를 제공하는 애널리스트와 달리 신용평가회사는 공정공시(fair disclosure)의 적용이 배제되었고, 신용평가의 부정확성에 대해서도 면책의 특권을 누려왔다.[40][41][42] 즉, 신용평가회사는 잘못된 신용평가에 대하여 민사상 책임

40) 최근 논의되고 있는 Dodd-Frank 하원법안은 신용평가사에도 공정공시의무를 부과할 것을 규정하고 있다.
41) 예를 들어 회계법인의 경우 감사의 절차나 정보의 공개절차 등에 있어 오류가 존재하는 경우 면책이 되지 않는다.
42) 우리나라의 경우 미국과는 달리 신용평가회사가 허위 기재 등으로 투자자에게 손해를 끼치거나, 신용평가회사가 고의 또는 중대한 과실로 중대한 손실을 초래하는 경우 배상책임 또는 형사상 책임을 부과하

그리고 형사상 책임(civil and criminal liability)을 부담하지 않는다. 이는 신용평가기관을 언론의 자유에 의해 보호받는 저널리즘의 일부로 인식하는 데 그 근원을 두고 있다. 이러한 이유로 신용평가회사는 다른 Gatekeeper와는 달리 신의성실의 의무(fiduciary duties)가 부여되지 않는 것이다. 이러한 민·형사상의 면책은 과거 신용평가기관이 정기간행물에 신용평가 결과를 발표하는 상황에서는 그 의미를 어느 정도 가질 수 있으나, 현행의 채권 발행자가 신용평가에 따른 비용을 지불하는 'issuer pay model'에서는 정당화하기 어려운 것으로 생각된다.[43]

한편, 신용평가회사가 투자자에게 정보를 제공하여 자문의 역할을 수행하고 신용평가에 근거하여 금융기관의 신용위험에 대한 규제가 부과되는 경우 신용평가회사에 대한 감독 및 규제의 필요성이 존재한다.[44] 특히 경쟁과 평판이 신용평가회사를 규율하여 정확한 신용등급을 제공하는 데 한계가 있는 상황에서는 규제당국의 감독과 잘못된 신용평가에 대한 책임을 부여하는 것이 필요하다고 생각된다.[45] 규제당국이 감독을 통해 신용평가회사의 신호추출노력을 확인할 수 있는 경우 신용평가의 질에 관한 최소 요구조건을 설정하여 신용정보의 정확성을 제고할 수 있을 것이다.

이를 살펴보기 위해 제3절의 모형을 수정하여 다음과 같이 단순한 모형을 고려해 보자. e^s를 규제당국이 설정한 최소 신용평가노력이라고 하자. 규제당국은 신용등급이 투자등급임에도 부도가 나는 경우 검사(inspection)를 실시하고 $m(\in[0,1])$의 확률로 신용평가회사의 노력수준을 적발할 수 있다고 하자. 논의의 단순화를 위해 적발확률 m은 외생적으로 주어져 있다고 가정하자.[46]

규제당국이 설정한 기준에 미달하는 경우 신용평가회사는 $L(e,e^s)$만큼의 벌금을 납부해야 한다고 하자. 만약 유한책임제약(limited liability constraint)이 없다면, 규제당국은 의도하는 임의의 노력수준을 유도할 수 있으므로 의미 있는 논의를 위해 다음의 유한책임제약을 부과하자.

고 있다.

43) 만약 신용평가기관이 언론과 같다면 현행 'issuer-pay' 제도는 마치 기사의 대상이 되는 사람이 기사내용을 제공하고 이를 언론사가 작성한 후 이를 기사 대상자의 승인을 받아 기사로 확정하는 것과 유사한 측면이 있다.

44) Smith and Walter(2002)는 미국의 경우 소송 등에 의해 신용평가회사에 대한 규율이 작동한다고 주장한다. 그러나 Partnoy(2001)가 지적한 바와 같이 신용평가회사가 패소한 경우가 거의 없는 상황에서 Smith and Walter(2002)의 주장을 받아들이기는 어려운 것으로 생각된다.

45) Coffee(2004)와 Partnoy(2004)는 신용평가회사에 대한 무과실책임(strict liability)을 도입할 것을 주장한다.

46) 보다 일반적으로 규제당국의 검사에 따른 비용이 발생하고, 적발확률이 $m(e,e^s)$의 형태로 주어진 모형을 상정할 수 있다. 이와 관련된 분석은 향후 연구과제로 남겨둔다.

$$(LL)\quad 0 \le L(e,e^s) \le \alpha(\phi)[p+(1-p)(1-e)][(1-d_G)R-I]-c(e)=V(e)$$

위 제약은 벌금이 신용평가회사의 이윤을 초과하지 못하며, 규제당국이 신용평가회사에 보조금을 지급하지 않는다는 것을 의미한다.

제약조건을 고려한 규제당국의 문제는 다음과 같이 설정할 수 있다.

$$\min_{e,L} |e-e^s| \tag{6}$$

$$s.t\quad e \in \arg\max_{\tilde{e}} \alpha[p+(1-p)(1-\tilde{e})][1-d_G)R-I]-c(\tilde{e})+d_G mL(\tilde{e},e^s)$$

$$\alpha[p+(1-p)(1-e)][(1-d_G)RI](c(e)-d_G mL(e,e^s) \ge 0$$
$$0 \le L(e,e^s) \le V(e)$$

첫 번째 제약은 유인일치제약(incentive compatibility constraint)이고, 두 번째 제약은 참여제약(participation constraint), 그리고 세 번째는 유한책임제약이다.

규제의 효과를 분석하는 데 있어 다음의 두 경우를 생각해 보자.

Scheme 1

$$L(e,e^s)=\begin{cases}\max\{0,\ V(e)\} & \text{if } e \ne e^s \\ 0 & otherwise\end{cases}$$

Scheme 2

$$L(e,e^s)=\max\left\{0,\min\left\{\frac{(1-\alpha)(I-(1-d)R)}{d_G m}|e-e^s|,\ V(e)\right\}\right\}$$

Scheme 1은 신용평가회사가 최소 기준을 만족하지 못했음을 규제당국에 적발당하는 경우 모든 이윤을 벌금으로 부과하는 것이고, Scheme 2는 적발되는 경우에도 양의 이윤을 얻을 수 있다. Scheme 1의 규제가 부과되는 경우 신용평가회사는 규제가 없는 상황에 비해서 더 높은 수준의 신용평가노력을 한다.

명제 5: Scheme 1의 벌금이 부과되는 경우 신용평가회사는 명제 2 수준보다 더 높은 수준의 신용평가노력을 기울

인다. 그리고 신용평가회사는 규제당국이 설정한 기준 e^s보다 높은 수준의 노력을 기울이지 않는다.

위 명제에 따르면, 아무리 적발확률이 낮다 하더라도 규제가 존재하면 규제가 없는 경우보다 더 높은 수준의 신용평가 노력을 유도할 수 있다. 위 명제로부터 직접적으로 관찰되는 따름정리는 적발기술이 좋아질수록(m이 높을수록) 더 높은 수준의 신용평가 노력을 유도할 수 있다는 것이다.

따름정리 1: 신용평가회사의 노력수준은 m이 증가할 때 감소하지 않는다.

Scheme 1은 적발 시 모든 이윤을 벌금으로 부과하고, Scheme 2는 양의 이윤을 얻을 수 있으므로, 동일한 수준의 기준 e^s가 주어져 있을 때 벌금의 규모로 보면 Scheme 1을 보다 엄격한 규제로 생각할 수 있다. 그러나 다음의 명제에서 보는 바와 같이 Scheme 2가 Scheme 1보다 신용평가회사의 신용평가노력을 유도하는 데 더 효과적이다.

명제 6: Scheme 2의 벌금이 부과되는 경우 $V(e^s) \geq 0$를 만족하는 임의의 e^s를 유도할 수 있다.

다음의 따름정리는 위 명제로부터 직접적으로 도출된다.

따름정리 2: Scheme 2의 벌금이 부과되는 경우 규제당국은 $V(e^{FB}) > 0$를 만족하는 임의의 신용평가 노력수준을 유도할 수 있다.

본 연구의 모형에서는 Scheme 2가 Scheme 1보다 사회적으로 최적 수준의 신용평가노력을 유도하는 데 효과적이다. 이러한 결론은 감사비용이 존재하는 경우에는 달라질 수 있다. 그리고 만약 규제당국이 벌금과 같은 금전적 제재와 동시에 신용평가기관의 승인 등 비금전적 제재를 가할 수 있는 경우 보다 큰 유인을 제공할 수 있다. 이와 관련된 연구는 향후 보다 심층적인 분석을 필요로 한다.

Ⅳ. 분석의 종합 및 결론

본 연구는 신용평가의 정확성에 영향을 미치는 신용평가회사의 노력이 관찰가능하지 않은 모형에서 신용평가회사의 행태 및 규제에 대하여 분석을 시도하였다. 모형분석 결과, 신용평가노력이 관찰가능하지 않음으로 인해 사회적으로 최적인 수준보다 낮은 수준의 신용평가 노력을 기울임을 확인하였다. 경쟁 및 평판효과를 고려한 확장된 모형의 경우에도

신용평가회사에 사회적으로 최적의 유인을 제공하는 데는 한계가 있으며, 부수업무의 존재가 이러한 문제를 악화시킴을 확인할 수 있었다. 따라서 경쟁과 평판에 의한 규율이 불완전한 경우 신용평가회사에 대한 감독 및 잘못된 정보의 제공에 따른 책임의 부과가 필요함을 확인하였다.

본 연구는 제한적인 모형에서 신용평가회사의 행동과 규율에 대하여 논의하였는데, 보다 일반적인 모형을 통하여 신용평가회사의 유인과 그에 따른 정책적 시사점을 논의하는 것은 향후 의미 있는 연구주제가 될 것으로 생각된다. 예를 들어 Hörner(2002)와 같이 투자자가 불완전하나 신용등급의 정확성에 대한 정보를 취득하고, 신용평가회사 간의 경쟁이 내생적으로 평판의 형성에 미치는 영향을 분석하는 것을 고려해 볼 수 있다. 이러한 분석을 통해 신용평가회사의 정보공개 범위와 정보의 정확성에 대한 시장의 반응 등을 고려하여 신용평가회사에 대한 최적 규제에 관한 시사점을 얻을 수 있을 것이다.

참 고 문 헌

임경묵, 『채권시장에서의 신용평가기능 개선을 위한 정책방향』, 정책연구시리즈 2004-04, 한국개발연구원, 2004.

Acharya, V. V. and M. Richardson, *Resotring Financial Stability: How to Repair a Failed System*, John Wiley & Sons, 2009.

Bannier, C. E. and M. Tyrell, "Modelling the Role of Credit Rating Agencies－Do They Spark off a Virtuous Circle?" Working Paper, 2006.

Becker, B. and T. Milbourn, "Reputation and Competition: Evidence from the Credit Rating Industry," mimeo, Havard Business School, 2009.

Becker, B. and T. Milbourn, "How Did Increased Competition Affect Credit Ratings?" mimeo, Havard Business School, 2010.

Berger, A., S. Davies, and M. Flannery, "Comparing Market and Supervisory Assessments of Bank Performance: Who Knows What When?" *Journal of Money, Credit and Banking* 32(3), Part 2, 2000, pp.641~667.

BIS, "The Role of Ratings in Structured Finance: Issues and Implications," 2005.

BIS, "Ratings in Structured Finance: What Went Wrong and What Can be Done to Address Shortcomings?" 2008.

Bolton, P., X. Freixas, and J. Shapiro, "Conflicts of Interest, Information Provision, and Competition in the Financial Services Industry," *Journal of Financial Economics* 85, 2007, pp.297~330.

Bolton, P., X. Freixas, and J. Shapiro, "The Credit Ratings Game," Working paper, Columbia Business School, 2009.

Boot, A., T. Milbourn, and A. Schmeits, "Credit Ratings as Coordinating Mechanisms," *Review of Financial Studies* 19, 2006, pp.81~118.

Brunnermeier, M. K., "Deciphering the 2007-08 Liquidity and Credit Crunch," *Journal of Economic Perspectives* 23(1), 2008, pp.77~100.

Cantor, R., "An Introduction to Recent Research on Credit Ratings," *Journal of Banking and Finance*, 28, 2004, pp.2565~2573.

Cantor, R. and F. Packer, "The Credit Rating Industry," *Journal of Fixed Income* 5(3), 1995, pp.10~34.

CCMR(Committee on Capital Markets Regulation), *The Global Financial Crisis: A Plan for Regulatory Reform*, 2009.

Coffee Jr., J. C., "Gatekeeper Failure and Reform: The Challenge of Fashioning Relevant Reforms," *Boston University Law Review*, 2004.

Covitz, D. M. and A. Harrison, "Testing Conflicts of Interest at Bond Ratings Agencies with Market Anticipation: Evidence that Reputation Incentives Dominate," Federal Reserve Board, 2003.

Crockett, A., T. Harris, F. S. Mishkin, and E. White, "Conflicts of Interest in the Financial Services Industry: What Should We Do About Them?" Geneva Reports on the World Economy, 2004.

Dewatripont, M., X. Frexias, and R. Portes, *Macroeconomic Stability and Financial Regulation: Key Issues for the G20*, CEPR, 2009.

Dichev, I. and J. Piotroski, "The Long-Run Stock Returns Following Bond Ratings Changes," *Journal of Finance* 56(1), 2001, pp.173~203.

Dye, R. A., "Auditing Standards, Legal Liability, and Auditor Wealth," *Journal of Political Economy* 101(5), 1993, pp.887~914.

Fitch, "Inside the Ratings: What Credit Ratings Mean," 2007.

Frexias, X. and J. Shapiro, "The Credit Rating Industry: Incentives, Shooping and Regulation," 2009. (http:/www.voxeu.org/index.php?q=node/3285)

Hörner, J., "Reputation and Competition," *American Economic Review* 92(3), 2002, pp.644~663.

IOSCO, "The Role of Credit Rating Agencies in Structured Finance Market," 2008.

Jorion, P. and G. Zhang, "Information Effects of Bond Rating Changes: The Role of the Rating Prior to the Announcement," *Journal of Fixed Income* 16, 2007, pp.45~59.

Kuhner, C., "Financial Rating Agencies: Are They Credible?－Insights into the Reporting Incentives of Rating Agencies in Times of Enhanced Systemic Risk," *Schmalenbach Business Review* 5, 2001, pp.2~26.

Lizzeri, A., "Information Revelation and Certification Intermediaries," *RAND Journal of Economics* 30(2), 1999, pp.214~231.

Makowski, L. and J. M. Ostroy, "Perfect Competition and the Creativity of the Market," *Journal of Economic Literature* 39(2), 2001, pp.48~58.

Mankiw, N. G. and M. D. Whinston, "Free Entry and Social Inefficiency," *RAND Journal of Economics* 17(1), 1986, pp.479~535.

Mathis, J., J. McAndrews, and J. C. Rochet, "Rating the Raters: Are Reputation Concerns Powerful Enough to Discipline Rating Agencies?" *Journal of Monetary Economics* 56, 2008, pp.657~674.

Millon, M. H. and A. V. Thakor, "Moral Hazard and Information Sharing: A Model of Financial Information Gathering Agencies," *Journal of Finance* 40(5), 1985, pp.1403~1422.

NYU Stern Working Group, *Real Time Solutions for Financial Reform*, 2009.

Pagano, M. and G. Immordino, "Optimal Regulation of Auditing," *CESifo Economic Studies*, Vol. 53, 2007, pp.363~388.

Partnoy, F., "The Siskel and Ebert of Financial Markets?: Two Thumbs Down for the Credit Rating

Agencies," *Washington University Law Quarterly* 77(3), 1999, pp.619~712.

Partnoy, F., "The Paradox of Credit Ratings," in R. M. Levich, G. Majnoni, and C. Reinhart (eds.), *Ratings, Rating Agencies and the Global Financial System*, Boston: Kluwer Academic Publishers, 2001.

Partnoy, F., "Strict Liability for Gatekeepers: A Reply to Professor Coffee," *Boston University Law Review*, 2004.

Partnoy, F., "How and Why Credit Rating Agencies Are Not Like Other Gatekeepers," University of San Diego Legal Studies Research Paper Series, Research Paper, No. 07-46, 2006.

Partnoy, F., "Rethinking Regulation of Credit Rating Agencies: An Institutional Investor Perspective," 2009.

Sangiorgi, F., J. Sokobin, and C. Spatt, "Credit-Rating Shopping, Selection and the Equilibrium Structure of Ratings," Working Paper, 2009.

SEC, "Annual Report on Nationally Recognized Statistical Rating Organizations," 2008.

SEC, "Annual Report on Nationally Recognized Statistical Rating Organizations," 2009.

Skreta, L. and L. Veldkamp, "Ratings Shopping and Asset Complexity: A Theory of Ratings Inflation," *Journal of Monetary Economics* 56, 2009, pp.678~695.

Smith, R. C. and I. Walter, "Rating agencies: Is There an Agency Issue," in R. M. Levich, G. Majnoni, and C. Reinhart (eds.), *Ratings, Rating Agencies and the Global Financial System*, Boston: Kluwer Academic Publishers, 2002.

Stolper, A., "Regulation of Credit Rating Agencies," Journal of Banking & Finance 33, 2009, pp.1266~1273.

White, L., "The Credit Rating Industry: An Industrial Organization Analysis," in R. M. Levich, G. Majnoni, and C. Reinhart (eds.), *Ratings, Rating Agencies and the Global Financial System*, Boston: Kluwer Academic Publishers, 2002.

【부록 1: 증명】

명제 5의 증명: (i) 먼저 규제당국이 최소 기준을 e^{SB}로 설정하면 벌금이 부과되지 않는 상황에서 신용평가회사의 선택(e^{SB})을 항상 유도할 수 있다. 규제당국은 사회적 잉여를 극대화하므로 $e \geq e^{SB}$인 경우만 고려하면 된다. 규제당국이 e^{SB}보다 높은 수준에서 최소 기준을 설정하였다고 하자($e^s > e^{SB}$). 그러면 $e = e^{SB}$에서 신용평가회사 이윤의 기울기가 양이므로 $e^R > e^{SB}$ 수준의 신용평가노력을 선택한다.

(ii) $e > e^s$인 경우 $V(e)$가 감소하므로 $(1 - d_G m)V(e)$는 항상 $V(e^s)$보다 작게 된다. 따라서 e^s보다 높은 수준의 노력을 기울이지 않는다.

명제 6의 증명: 벌금 표(schedule)의 기울기가 신용평가회사의 이윤함수 $V(e)$의 기울기보다 크기 때문에 신용평가회사는 e^s를 선택하는 것이 최적이다.

【부록 2: 신용평가회사의 신호 공개(Disclosure)】

주어진 신용평가노력에서, 신용평가회사는 항상 추출된 신호와 동일한 신용평가 결과를 보고한다. 신용평가회사가 추출한 신호를 정직하게 발표하는 경우 기업은 투자등급의 신용평가만 구입하고 시장에 공개한다. 그리고 투자자는 투자등급의 투자계획에만 자금을 제공한다. 이는 다음과 같이 살펴볼 수 있다.

주어진 신용평가노력하에서 신용평가회사의 이윤은 다음과 같다.

$$v_G F - c(e)$$

투자계획을 수행하는 데 따른 기대잉여는 아래와 같이 주어진다.

$$R(I - d_G) - I$$

주어진 협상력 α에서 신용평가비용(F)은 $\alpha[R(1 - d_G) - I]$이 되고, 따라서 신용평가회사의 기대이윤은 아래와 같이 표현할 수 있다.

$$\Pi^0 = [p + (1-p)(1-e)] \cdot \alpha[R(1-d_G) - I] - c(e)$$

$$\Pi^1 = \alpha[R(1-\bar{d}) - I] = \alpha[R(1-(1-p)d - I]$$

만약 $R(1-\bar{d}) - I < 0$이면 두 가지 경우가 가능한데, $I \leq (1-d_G)R$이면 신용평가회사가 동일한 신용등급을 보고하는 경우 사전적인 경우와 비교하여 추가적인 정보가 없으므로 시장은 성립하지 않는다. 또한 $(1-d_G)R < I$인 경우 참여제약을 만족하지 않으므로 신용평가를 제공하지 않는다. 따라서 $R(1-\bar{d}) - I < 0$이면 신용평가회사는 거짓된 정보를 제공할 유인이 없다.

만약 $R(1-\bar{d}) - I \geq 0$인 상황에서 신용평가회사가 동일한 신용등급을 보고하는 경우 사전적인 경우와 비교하여 추가적인 정보가 없으므로 자금을 제공한다 하더라도 투자계획이 실행되어 발생하는 잉여는 $R(1-\bar{d}) - I$ 이 된다. 따라서 신용평가회사의 이윤은 다음과 같다.

신용등급을 정직하게 발표할 때와 그렇지 않을 때의 이윤을 비교하면 아래와 같이 표현되고, 정직하게 발표할 때 이윤이 항상 큼을 알 수 있다.

$$\Pi^0 - \Pi^1 = \alpha(1-p)e[I - (1-d)R] \geq 0$$

따라서 신용평가회사는 추출된 신호대로 정직하게 신용등급을 보고한다.

한편, 신용평가회사 투자등급과 투기등급을 반대로 보고할 유인은 없다. 왜냐하면 이 경우 투자자는 투자등급의 부도확률을 d_B, 그리고 투기등급의 부도확률을 d_G로 부여하는 사후적 믿음(posterior belief)을 형성하고 따라서 신용평가회사가 추가적으로 얻는 이윤이 없기 때문이다.

韓國開發研究
제33권 제2호(통권 제111호)

노동수요 측면의 임금보조정책 연구

유 한 욱
(한국개발연구원 부연구위원)

A Study on Demand-side Wage Subsidy

YOO, Hanwook
(Associate Research Fellow, Korea Development Institute)

* 본 논문은 KDI 2011년도 대표과제 『일자리 창출의 패러다임 개편을 위한 정책과제』 중 필자가 수행한 장(章)의 일부를 수정·보완한 것임.

** 유한욱: (e-mail) hy5@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, 49 Hoegiro, Dongdaemun-gu, Seoul, Korea

• Key Word: 고용창출(Job Creation), 임금보조(Wage Subsidy), 세액공제(Tax Credit), 사회보험료감면 (Social Insurance Premium Exemption)
• JEL Code: C61, D21, H25, H32, J23
• Received: 2011. 3. 31 • Referee Process Started: 2011. 4. 8
• Referee Reports Completed: 2011. 6. 7

ABSTRACT

As the ‘jobless growth’ is developing into a worldwide phenomenon, many countries try to recover a virtuous relationship between the growth and employment using various wage subsidy programs. This study focuses on wage subsidy to employers, labor demand-side wage subsidy for which one can think of two types—a tax credit(a flat wage subsidy) and a social insurance premium exemption(a proportional wage subsidy).

For job creation, Korean government reintroduced a tax credit to small and medium-sized enterprises(SMEs) which have increased their employment level in 2010. But many experts has continuously insisted that it should be replaced with a social insurance premium exemption arguing only a few SMEs benefit from the tax credit as most of them are actually not paying any corporate or general income tax bills. However, as the insurance premium exemption accompanies an increase in the amount of budget with the coverage widen, one cannot confirm its cost effectiveness over the tax credit.

This paper aims to provide a theoretical analysis to derive some formal conditions under which a social insurance premium exemption creates more jobs than a tax credit does given a budget constraint. We show that the former’s dominance over the latter depends on whether there exists a dead zone of social insurance or not. If there does not exist a dead zone, a social insurance premium exemption is more desirable in many cases, whereas one cannot guarantees its dominance over a tax credit if there exists a dead zone. Therefore in order to realize its dominance, the government should minimize a dead zone so that most SMEs effectively benefit from the insurance premium exemption. In addition, applying discriminative exemption rates which reflect each firm’s job conditions such as wage level and labor demand/supply sensitivity, the government try to enhance job creation effect.

고용창출효과를 제고하기 위해서 노동수요 측면의 임금보조를 현행 세액공제 방식에서 사회보험료감면 방식으로 대체해야 한다는 주장이 지속적으로 제기되고 있는 상황에서, 본 연구는 이론분석을 통해 이러한 주장의 타당성을 과학적으로 검증하기 위해 수행되었다. 분석 결과, 사회보험료감면 방식의 우월 여부는 사회보험 사각지대 존재 여부에 따라 다르게 나타나는데, 사각지대가 존재하지 않는 경우 사회보험료감면 방식이 고용창출 측면에서 세액공제 방식보다 우월하나, 사각지대가

ABSTRACT

존재하는 경우에는 사회보험료감면 방식의 우월성이 보장될 수 없다. 따라서 사회보험료감면 방식의 우월성을 구현하기 위해서는 사회보험 사각지대를 최소화함으로써 모든 기업이 임금보조 혜택을 받을 수 있는 토대를 마련하는 것이 긴요하다. 또한 기업별 고용여건(임금수준, 고용반응도 등)을 고려하여 감면비율을 차등적용함으로써 고용창출효과 극대화를 도모할 필요가 있다.

Ⅰ. 연구의 배경 및 목적

경제성장에도 불구하고 고용이 크게 증대되지 못하는 '고용 없는 성장(jobless growth)' 현상이 전 세계적으로 관찰되고 있다. 이러한 여건 변화에 대응하기 위해서, 정부는 최근 경기침체 시에만 일자리 확충을 위한 임기응변적 정책노력을 기울여 오던 것을 탈피하고, 국정운영 전반에 걸쳐 고용을 보다 적극적이고 명시적으로 고려하기 위한 시도를 꾀하고 있다. 이와 함께 성장-고용의 선순환 관계를 복원하기 위해서는 개별 제도들을 고용친화적으로 설계하고 운용하는 미시적인 정책노력이 반드시 병행되어야 한다.

본 연구는 고용 증대 및 촉진을 위한 재정사업 유형 중에서 노동수요 측면의 임금보조제도에 초점을 맞추어 수행된다. 2010년에 도입한 '고용증대세액공제'는 과거 유사 제도(고용증대특별세액공제)에 비하여 공제규모가 3배로 증가되었으며, 수혜대상이 중소기업으로 한정되었다는 특징을 가지고 있다.[1] 공제규모 확대는 과거 세액공제 액수가 너무 작아 실질적인 고용촉진효과가 크지 않았다는 반성에 따라 이루어진 것으로 판단된다. 한편, 국가 전체 고용의 80% 이상을 담당하고 있는 중소기업을 정책대상으로 국한함으로써 사업효과 극대화 및 형평성 제고를 도모한 것도 바람직한 측면으로 평가할 수 있겠다. 그러나 고용증대세액공제에 대해서 다음과 같은 비판이 제기되고 있는 것도 사실이다.

먼저 고용증대세액공제의 정책대상인 중소기업의 상당수가 법인세를 납부하지 않거나 최저한세 적용대상이라는 점을 지적할 수 있다. 이에 따라 대부분의 중소기업에 대하여 실질적 고용유인이 제공되지 못하고 있다. 둘째로 세액공제규모가 고용 1인당 특정액으로 고정되어 있는 것도 제도설계상의 문제점으로 지적되고 있다. 대부분의 나라에서는 임금 혹은 사회보장세의 일정 비율을 감면해 주는 형태로 임금보조가 이루어진다는 사실을 예로 들며, 세액공제 액수를 고용비용에 비례하도록 설정하는 것이 바람직하다는 주장이 제기되고 있는 것이다.

이와 같은 이유를 들어 정액의 세액공제 방식을 사회보험료감면 방식으로 대체함으로써 기업의 고용비용을 실질적으로 줄이고 고용창출효과 제고를 도모해야 한다는 주장이 지속적으로 제기되고 있다. 그러나 이러한 주장은 두 가지 측면에서 균형 잡힌 의견으로 보기 어렵다고 판단된다. 우선 정액보조 방식이 정률

1) 제Ⅱ장의 제3절 참조.

보조 방식에 비해 고용유인을 비효율적으로 제공한다는 것에 대한 엄밀한 검토가 필요하다. 일반적으로 정액세가 상대가격의 왜곡을 유발하는 정률세보다 효율적인 자원배분을 결과한다는 점을 상기하면,[2] 부(負)의 조세로 정의되는 보조금에 대해서도 다른 조건이 같은 한, 정액보조가 정률보조보다 효율적이라는 판단이 타당하기 때문이다. 한편, 세액공제를 사회보험료감면으로 전환하는 경우 고용이 더 많이 창출되더라도, 수혜기업 증가로 인해 예산소요 또한 동시에 증가하는 것이 자명하기 때문에 '비용 대비 효과성' 측면에서 보았을 때 사회보험료 감면 방식이 더 우월하다는 결론을 내리는 것은 논리적이지 못한 판단임을 유의해야 한다.

본 연구에서는 위와 같은 고려사항을 염두에 두고 엄밀한 이론분석을 바탕으로 임금보조 방식 간의 비교분석을 수행한다. 임금보조에 대한 선행연구들을 살펴보면, 대부분 실제 운영되었던 개별 임금보조제도의 고용증대효과를 계량적으로 측정함으로써 사업효과를 평가하는 실증연구 위주로 구성되어 있다.[3] 개별 제도에 대한 정량분석에서 벗어나 보다 폭넓은 관점에서 노동시장정책을 분석한 연구들도 존재하지만, 이들 또한 특정 국가를 대상으로 특정 형태(세액공제)의 임금보조제도만을 분석하거나(Bartik[2001]), 세액공제 및 사회보험료감면을 임금보조라는 같은 유형으로 한데 묶어 처리했다는 점에서(Kluve[2006] 및 Card *et al*.[2009]) 한계를 갖는다.

본 연구는 임금보조 방식을 명시적으로 구분하여 고용증대효과를 엄밀하게 비교·분석한다는 측면에서 선행연구들과 차별성을 갖는다. 먼저 간단한 이론모형을 통하여 정액 임금보조 및 정률 임금보조의 최적화를 시도하고, 분석 결과를 활용하여 세액공제(정액 임금보조)와 사회보험료감면(정률 임금보조)의 고용창출효과를 비교함으로써 정책적 시사점을 도출하고자 한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 우선 제Ⅱ장에서는 사용자에 대한 임금보조제도의 선진 각국 및 국내 사례를 개관하고, 이 제도의 고용창출효과에 대한 주요 연구들을 소개한다. 제Ⅲ장에서는 정액 및 정률 임금보조에 대한 이론분석을 수행하고, 이의 응용을 통해 어느 조건하에서 사회보험료감면 방식이 세액공제 방식보다 많은 고용을 창출하는가를 살펴본 후, 보다 완화된 가정하에서도 분석결과가 유효한지 알아본다. 마지막으로 제Ⅳ장에서는 정책적 시사점 및 분석상의 한계점을 정리한다.

2) Rosen and Gayer(2009).
3) 관련 선행연구들에 대한 자세한 소개는 제Ⅱ장 제4절에 제시되어 있다.

II. 임금보조 개관

1. 개 요

사용자에 대한 임금보조(wage subsidy), 즉 노동수요 측면의 임금보조는 크게 세액공제 방식과 사회보장세 혹은 사회보험료감면 방식으로 구분된다. 세액공제 방식은 1970년대 초반 미국에서 처음으로 도입한 제도로서, 주로 특정 자격요건을 충족하는 근로자를 고용한 사용자에 대해 임금의 일정 비율만큼을 한시적으로 세액공제해 주는 방식으로 운영된다. 미국의 임금보조형 세액공제는 아래에 소개된 바와 같이 다양한 명칭 및 형태로 변화하면서 각기 상이한 방식으로 한시 운영되고 있는 것이 특징이다. 한편, 사회보장세감면 방식의 임금보조는 유럽 국가들 사이에서 널리 시행되고 있다.

우리나라의 경우에는 고용을 증가시킨 고용주에 대해 고용증가 1인당 특정 액수만큼을 사업소득세 또는 법인세에서 공제해 주는 세액공제 방식이 사용되고 있는데, 2004～05년에 시행되었던 '고용증대특별세액공제'와 2010년 3월에 보다 개선된 형태로 도입된 '고용증대세액공제'가 대표적인 사례이다.

2. 해외 사례[4)]

가. 미 국

미국의 전국 규모 임금보조형 세액공제는 WINTC(Work Incentive Tax Credit, 1972～81년), NJTC(New Jobs Tax Credit, 1977～78년), TJTC(Targeted Jobs Tax Credit, 1978～94년) 및 WOTC(Work Opportunity Tax Credit, 1997～2011년) 등 다양한 명칭 및 형태로 운영되어 오고 있다.

임금보조형 세액공제의 최초 형태인 WINTC는 복지수혜자를 대상으로 한 직업훈련 프로그램인 WIN에 참여하고 있는 자를 고용한 기업에 세액공제를 해주는 제도였다. 도입 첫해에는 2년 이상 고용을 조건으로 고용 1인당 $1,000 한도 내에서 연간 임금의 20%를 세액공제해 주었고, 이후에는 1인당 임금의 10%를 기업당 $25,000 한도 내에서 세액공제하되 고용유지기간은 90일로 축소하였다.

1977년 당시 심각한 실업문제를 해결하고자 민간부문 고용증대를 유도하기 위해 2년 기한으로 운영된 NJTC는 고용을 전년도에 비하여 2% 이상 증대시킨 기업에 대해서 임금의 일정 부분(첫해는 50%, 둘째 해는 40%)을 세액공제해 준 제도로서 근로자에 대한 특정의 조건을

4) 보다 자세한 해외 사례에 대해서는 유한욱(2011) 참조.

부여하지 않은 것이 특징이다.

취약계층 고용증대를 위해 NJTC를 대체하여 도입된 TJTC는 장애자, 복지수혜자, 저소득층 청년, 참전용사, 전과자 등을 정책대상으로 한정하여 이들을 90일 이상 혹은 120시간 이상 고용한 기업에 세액공제 혜택을 제공하였다. 초기에는 2년간 세액공제를 해주었으나(첫해 임금의 50%, 이듬해 25%), 1986년 이후에는 고용 첫해에만 세액공제 혜택을 제공하였다(임금의 40%).

WOTC는 1996년 복지개혁 당시 TJTC를 보완하고 보다 직접적인 고용창출효과를 도모하기 위해 새롭게 도입된 제도로서 직업훈련 대상자, 사회보장(TANF) 수급자, 참전용사, 식품권 수급자, 하계 청년인턴 등 취약계층을 대상으로 한다. 이들을 신규로 고용한 기업에 대해 임금의 40%(400시간 이상 고용) 혹은 25%(120시간 이상 고용)만큼 1년 동안 세액공제 혜택을 제공해 주는 것을 원칙으로 한다. 2009년에는 정책대상 유형이 10개에서 12개로 확대되었으며(참전용사실업자 및 청년실업자 추가), 2011년까지 사업이 계속될 예정이다. 세액공제 상한이 수혜대상 유형별로 차등적용되는 것이 특징이다. 현재 WOTC는 TANF 수급자를 대상으로 1998년에 도입된 WWTC(Welfare-to-Work Tax Credit)를 포함하는 개념으로 운영되고 있다.

한편, 오바마 행정부는 국제 금융위기의 여파로 두 자릿수 이상으로 뛴 국내 실업률 문제를 해결하고자 새로운 형태의 고용창출 세액공제인 JCTC(job creation tax credit)를 2010년 2월부터 12월까지 한시적으로 도입하였다. 60일 이상 실업상태에 있던 자를 고용한 모든 기업에 대해 신규고용 1인에 대해 사회보장세 6.2%를 감면(최대 $2,480)해 주고 52주 동안 고용을 유지했을 경우에 $1,000를 추가로 세액공제해 준다. 즉, 고용주가 1명을 추가로 고용하고 그 고용을 유지했을 경우에 최대 $3,480의 세액공제 혜택을 얻을 수 있게 된다.

지역별로 운영되었던 제도로 미네소타 주의 MEED(Minnesota Employment and Economic Development, 1983～89년) 및 오리건 주의 JOBS PLUS(1993～2005년)를 들 수 있는데, 특정 취약계층을 신규로 고용한 기업에 대해 6개월 동안 임금의 일부 혹은 전부를 보조해 주었다.

나. 유 럽

핀란드는 2006년부터 사회보험료감면 방식을 통한 임금보조를 시행하고 있는데, 54세 이상의 전일제 저임금 노동자(월간 140시간 이상 근무)를 고용한 고용주에 대해 사회보험료를 감면해 주고 있다. 감면액 규모는 임금이 일정 수준을 초과하면 점차적으로 감소하는 구조이다. 이 제도는 저임금 고령자에 대한 노동수

요 증대를 목표로 하고 있다.

스웨덴의 경우 특정 계층 고용증대를 위해서 임금보조 방식을 사용하고 있고, 특정 지역 고용증대를 위해서는 사회보험료감면 방식을 채택하고 있다. 57세 이상 또는 2년간 실업상태에 있는 자를 최소 3개월 이상 고용한 고용주에 대해서는 2년간 임금의 일정 부분을 보조해 준다. 한편, 2002년부터 경제상황이 취약한 특정 지역(스웨덴 북부)의 고용증대를 위해 해당 지역에 거주하는 65세 이상 고령자를 고용한 고용주에게 사회보험료를 10%p 감면해 주고 있다.

독일은 근로능력이 취약한 자를 고용한 고용주에 대해 임금보조를 해주고 있는데, 예를 들어 직업훈련이 필요한 자를 고용하는 경우에는 6개월 동안 임금의 30%를, 구직능력이 취약한 자를 고용하는 경우에는 12개월 동안 임금의 50%를 보조해 주고 있다.

프랑스는 저임금근로자를 고용하는 고용주에게 사회보험료감면 혜택을 제공하고 있다. 최저임금 수준의 근로자를 고용하는 고용주에 대해 임금의 26%만큼 사회보험료를 감면해 준다. 최저임금을 초과하는 경우 사회보험료감면 규모는 43%의 점감률을 적용한다. 이에 따라 최저임금의 1.6배 임금을 받는 근로자를 고용하는 경우에는 감면 혜택이 사라진다.

이 밖에 벨기에, 아일랜드, 포르투갈, 그리스 등 많은 나라에서도 특정 취약계층(장기실업자, 고령실업자, 청년실업자, 장애인실업자, 저임금근로자 등)을 고용한 사용자에 대한 사회보장세감면제도를 운영하고 있다.

다. 소 결

이상에서 살펴본 바와 같이 대부분의 선진국가들은 세액공제, 직접 임금보조, 사회보장세 감면 등의 다양한 방식을 통해 고용주에 대한 임금보조를 해줌으로써 고용증대를 꾀하고 있다. 정책대상은 주로 저임금 취약계층(고령자, 실업자, 장애인 등)에 속하는 근로자를 신규 고용한 기업으로 한정되어 있다.

미국의 경우 1970년대 초반 복지수혜자를 고용한 기업에 대한 세액공제(WINTC)가 도입되었으며, 이후 NJTC, TJTC, WOTC 등 일련의 상이한 제도로 확대·발전되고 있으며, 현재는 취약계층을 신규로 고용한 고용주에 대하여 임금의 일정 부분만큼 세액공제를 제공해 주고 있다.

유럽 국가들의 경우에는 간접적 임금보조 방식인 세액공제보다는 직접 임금보조 방식을 통해 고용증대를 도모하는 국가가 일부 존재하며(스웨덴, 독일 등), 2000년대 들어서면서부터 대부분의 국가에서 사회보장세감면을 통한 고용증대를 꾀하고 있다(핀란드, 스웨덴, 프랑스, 벨기에, 포르투갈, 그리스 등).

3. 국내 사례[5)]

가. 과거의 세제지원

국내에서 고용증대를 위해 고용주에 대한 세액공제 혜택을 제공한 대표적인 사례로 2004~05년에 시행되었던 '고용증대특별세액공제'를 들 수 있는데, 상시근로자 수를 직전과세연도 수준을 초과하여 유지하는 사용자에 대해 초과 인원 1인당 100만원의 세액공제 혜택을 제공하였다. 소비성 서비스업, 청소년 유해업종 등을 제외한 모든 업종을 대상으로 하였으며, 2004년 7월부터 2005년 12월까지 한시적으로 시행되었다. 이 제도는 사업효과가 낮아서 세수감소만 초래하였다는 평가를 받고 있다.

나. 현행 세제지원

국제 금융위기의 여파로 국내 고용상황의 침체가 지속되자, 이에 대한 정책처방으로 고용을 증대시킨 중소기업에 대해 세액공제 혜택을 주는 '고용증대세액공제'가 2010년 3월부터 시행되고 있다.

중소기업을 대상으로 한 고용증대세액공제는 직전연도 대비 상시근로자 수를 증가시킨 기업에 대해 1인당 300만원까지의 세액공제를 2011년 6월 말까지 제공한다. 세액공제규모는 상시근로자의 경우 300만원이고, 단시간근로자(월 60시간, 주 15시간 이상)의 경우 150만원이다. 세액공제 혜택을 받은 기업은 2년간 상시근로자 수를 유지하여야 한다. 고용증대세액공제의 공제규모는 '고용증대특별세액공제'에 비하여 3배 증가하였으나, 공제대상은 중소기업으로 한정되어 있다. 정부 설명에 따르면, 이는 과거 세액공제 규모가 너무 작아 실질적인 고용증대효과가 미미하였다는 판단에 따라 공제규모를 확대하되, 국가 전체 고용의 80% 이상을 담당하고 있는 중소기업을 정책대상으로 국한함으로써 사업효과 극대화 및 형평성 제고를 도모하기 위함이다.

한편, 정부는 기업들의 투자증대 및 고용창출 유인을 동시에 제공하기 위해 2010년 말 세제개편을 통해 일몰기한이 만료된 '임시투자세액공제'를 축소된 형태(공제율을 7%에서 4~5%로 인하)[6)]로 일몰 연장하면서 '고용창출투자세액공제'를 도입하였다. 이 제도는 제조업, 광업, 건설업 등 25개 업종에 대해 설비 관련 투자를 실시한 기업을 대상으로 투자금액 1% 범위 내에서 고용증가 1인당 1,000만원(청년층은 1,500만원)의 세액공제 혜택을 제공한다.

---

5) 보다 자세한 해외 사례에 대해서는 유한욱(2011) 참조.

6) 대기업의 비수도권 투자 및 중소기업의 수도권 과밀권역 외 투자에 대해서는 세액공제율 5%를, 대기업의 수도권 내 성장관리·자연보전권역 투자에 대해서는 임시투자세액공제율 4%를 적용.

4. 선행연구 개관

임금보조와 관련한 선행연구는 실제로 시행되었던 개별 임금보조제도의 고용증대효과에 대한 실증적 분석 위주로 이루어지고 있는 것으로 판단된다.

먼저 미국 NJTC의 고용증대효과에 대해서 McKevitt(1978)은 30만명(개인사업 고용의 9% 정도), Perloff and Wachter (1979)는 70만명 수준으로 추정하였다. Bishop and Haveman(1979)은 NJTC의 효력이 미치는 15개월 동안 고용이 급격히 증가한 사실을 입증하였고, 전일제보다 파트타임 고용이 더욱 증가하였음을 확인하였다. Bishop(1981)은 건설 및 유통산업을 분석한 결과, 1977～78년 기간 동안 총고용증대효과를 40만(총고용증대의 40%)으로 추정하였다.

TJTC에 대해서는 Martinez *et al.*(1991)이 저소득층 청년 위주로 소매점 혹은 소규모 식당과 같은 entry-level에서 고용증대효과가 나타났음을 보였고, Hollenbeck and Willke(1991)에 따르면 유색인 남성의 경우 고용증대효과가 유의미하게 나타났으나 나머지에 대해서는 낙인효과로 인해 고용증대효과가 미미한 것으로 나타났다. 한편, Bishop and Montgomery(1991)는 3,500명의 고용주를 대상으로 한 설문조사를 바탕으로 TJTC의 효과를 분석하였는데, 고용증대효과가 청년층에 집중됨을 확인하였다. 미국 노동부(1994)에 의하면, 수혜기업의 90% 이상이 세액공제와 상관없이 고용을 증가시킴에 따라 사중손실이 상당히 크게 나타나고 있다.

현행 WOTC에 대한 대표적인 연구인 Levine(2005)은 GAO가 캘리포니아 및 텍사스 주에서 WOTC의 혜택을 받은 고용주들을 대상으로 2001년에 실시한 설문조사의 분석 결과를 제시하고 있는데, 대부분의 고용주들은 세액공제 혜택을 받은 이후에도 해당 근로자를 계속 고용하는 경향이 있음을 보였다. 그러나 WOTC의 혜택을 받은 16개 기업을 대상으로 한 분석 결과는 세액공제가 실제로 기업들의 고용과정에 거의 영향을 미치지 않았음을 보여주고 있다.

미국 노동시장정책 전반에 대한 폭넓은 분석을 시도한 Bartik(2001)에 따르면, 임금보조의 순수 고용증대효과는 대략 1/3～2/3 수준이며, 저소득층의 고용 및 소득 증대를 위해서는 전반적으로 노동공급 측면보다 노동수요 측면의 정책이 효과적인 것으로 나타났다.

한편, Kluve(2006)는 미국을 포함한 구미유럽 국가들의 임금보조정책의 효과성을 비교분석한 대표적인 연구로서, 1990년대부터 2000년대 초반까지 수행된 적극적 노동시장정책(ALMP) 관련 실증연구들에 대한 meta analysis를 통해 정책수단별 사업효과성을 비교・분석하였다. 분석 결과에 따르면, 사업 유형별 효과성이 고용서비스・규제, 임금보조, 직업훈련, 공공

일자리 창출 순으로 나타나는데, 이는 임금보조제도의 고용증대효과가 상대적으로 높음을 시사한다. Card *et al.*(2009)도 유사한 방법으로 최근의 연구 결과들을 분석한 결과 비슷한 결론을 도출하였다.

Bartik and Bishop(2009)은 최근 미국에서 도입된 JCTC 형태의 세액공제를 제안하고, 이 제도의 고용증대효과 추정치를 제시하였다. 1%의 노동비용 감소는 0.3%의 노동수요를 증대시킨다는 기존 연구 결과를 활용하여 세액공제율을 임금의 15%로 적용할 경우의 고용증대효과를 2010년 280만명, 2011년 225만명 수준으로 추정하였다. 또한 1명의 고용창출을 위해 소요되는 예산소요(세액공제－세수증가)를 2010년 $4,656 및 2011년 $6,301로 추정하였고, 이를 근거로 보다 적극적이고 확장적인 세액공제를 제안하고 있다.

우리나라 임금보조제도의 고용증대효과에 대한 최근의 연구 결과를 살펴보면, 먼저 전승훈(2010)은 노동수요함수 및 탄력성 추정을 바탕으로 고용증대세액공제의 고용창출효과를 분석하였다. 노동수요 탄력성 추정치가 상대적으로 작을 뿐 아니라, 중복지원 배제, 최저한세 적용 등에 따라 실제로 혜택을 받는 기업은 많지 않을 것이므로 고용증대세액공제제도의 고용창출효과가 제한적으로 나타날 것으로 평가하였다. 반면, 장지연 외(2010)는 노동공급의 임금탄력성까지 고려하여 사회보험료감면의 고용효과를 추정하였는데, 100인 미만 사업장의 고용주에 대해 사회보험료를 전액 감면해 줄 경우 저임금근로자의 고용규모가 5.5% 증가할 것이라는 결과를 제시하고 있다.

이론연구로는 기업 간 경쟁에 따른 전치효과(displacement)를 상정한 부분균형모형을 통해 고용증가 혹은 전체 고용에 대한 임금보조를 비교한 결과, 전자의 비용효과성이 후자보다 높게 나타남을 보인 Knabe(2006)와 프랑스의 저숙련·장기 실업자에 대한 임금보조의 효과를 매칭모형을 토대로 한 시뮬레이션을 통해 살펴본 Bucher(2010) 등이 있다.

이상에서 소개한 바와 같이 대분분의 선행연구들은 개별 임금보조제도의 고용증대효과를 실증적으로 분석하였고, 다양한 방식의 임금보조를 하나의 분석틀 안에서 엄밀하게 비교한 이론적 시도는 거의 없는 것으로 파악된다. 아마도 정액보조(세액공제)와 정률보조(사회보험료감면)가 이론적으로 동일하기 때문에 임금보조제도들의 고용효과를 정량적으로 규명하고자 하는 실증분석 위주로 연구가 이루어진 결과인 것으로 파악된다.

본 연구에서는 사용자에 대한 임금보조에 초점을 맞추되 보조방식을 정액 및 정률 두가지로 상정하고 보조방식별로 고용효과가 어떠한 양상으로 나타나는가에 대해 엄밀한 이론분석을 시도함으로써 임금보조정책에 대한 유의미한 시사점을 모색하고자 한다.

Ⅲ. 임금보조 이론분석

1. 기초 이론분석

가. 기본모형

먼저 분석의 단순화를 위해 노동수요 및 노동공급은 직선 형태를 띤다고 가정한다. 노동시장은 유형별로(기업, 업종, 종사상 지위 등) 분리되어 있으며, 개별 유형을 편의상 '기업'으로 통칭하고 하첨자 i로 표시하기로 한다($i \in \{1, \cdots, n\}$).

둘째, 임금보조는 고용증가, 즉 추가고용에 대해서만 이루어지며 기업별로 차등보조가 가능하고, 정액보조와 정률보조 두 가지 형태를 띤다고 가정한다. 정액보조의 경우 추가고용 1인당 기업 i에 대해 T_i만큼을 보조해 주며, 정률보조의 경우에는 고용증가 1인당 임금의 τ_i배만큼을 보조한다.

셋째, 임금보조제도의 정책목표를 고용창출로 상정한다. 이에 따라 최적 임금보조는 주어진 예산제약하에서 고용증가분을 극대화하는 것으로 정의한다.

끝으로 분석에 사용되는 변수들을 아래의 식들과 같이 표기하기로 하자. γ_i(고용반응계수)는 한 단위의 임금보조가 제공되었을 때 얼마만큼 고용이 창출되는가를 나타내는 변수이다.[7] 주의할 점은 γ_i가 개별 기업의 노동 수요 및 공급곡선 기울기들(α_i, β_i)과는 역의 관계에 있으며, 해당 기업의 상대적 고용규모와는 정의 관계에 있다는 것이다.

ΔL_i : 임금보조에 의한 고용창출량

w_i 및 w'_i : 임금보조 이전 및 이후의 기업 부담 임금

$w'_i + T_i$ 혹은 $(1+\tau_i)w'_i$: 임금보조 이후의 근로자 수령 임금

α_i 및 β_i : 노동수요곡선 및 공급곡선의 기울기 절대치

$\gamma_i \equiv \dfrac{1}{\alpha_i + \beta_i}$: 고용반응계수

C : 예산제약 파라미터

---

7) 결과적으로 γ_i는 $\frac{\Delta L_i}{T_i}$(정액보조) 혹은 $\frac{\Delta L_i}{\tau_i w_i}$(정률보조)와 일치함. 식 (1) 및 (6) 참조.

나. 정액 임금보조

정액 임금보조가 시행되면 추가고용 1인당 T_i만큼 임금보조가 이루어지므로 [Figure 1]에 나타난 바와 같이 노동수요곡선이 T_i만큼 상향 평행 이동하게 된다. 단, 추가고용에 대해서만 보조금이 지급되기 때문에 기존 고용수준 이하에 대해서는 종전의 노동수요곡선상에서 고용이 이루어지므로 새로운 노동수요곡선은 기존 고용수준에서 도약(jump)하는 모습을 띠게 됨을 유의하자.

[Figure 1]에 표시된 바와 같이 노동 수요·공급 곡선 기울기 정의에 따라 임금보조에 따른 고용창출(ΔL_i) 및 개별 기업에 대한 예산소요(C_i)는 식 (1) 및 (2)와 같이 도출된다.

이상을 바탕으로 임금보조에 대한 최적화 문제를 식 (3)과 같이 나타낼 수 있으며, 최적화를 위한 1계 필요조건은 식 (4)와 같이 도출된다. 이는 예산제약하에서 고용창출 극대화를 위해서는 모든 기업에 대해 동일한 액수만큼의 임금을 보조해 주는 것이 바람직함을 의미한다. 보다 기술적으로 설명하면, 고용창출을 극대화하기 위해서는 비용 대비 효과, 즉 $[\partial \Delta L_i/\partial T_i]/[\partial C_i/\partial T_i]$가 모든 기업에 대하여 동일해야 하는데, 비용 대비 효과가 T_i만으로 표현되기 때문에 최적화 조건을 식 (4)와 같이 간결하게 표현할 수 있는 것이다. 식 (2), (4) 및 예산제약식을 이용하면 최적 정액보조를 식 (5)와 같이 표현할 수 있다. 식 (5)로부터 전체적인 고용반응계수($\Sigma\gamma_i$)가 높아질수록 최적 정액보조규모가 낮아짐을 알 수 있는데, 이는 상식에 부합하는 분석 결과이다.

$$\frac{T_i}{\Delta L_i} = \alpha_i + \beta_i \;\Rightarrow\; \Delta L_i = \gamma_i T_i \tag{1}$$

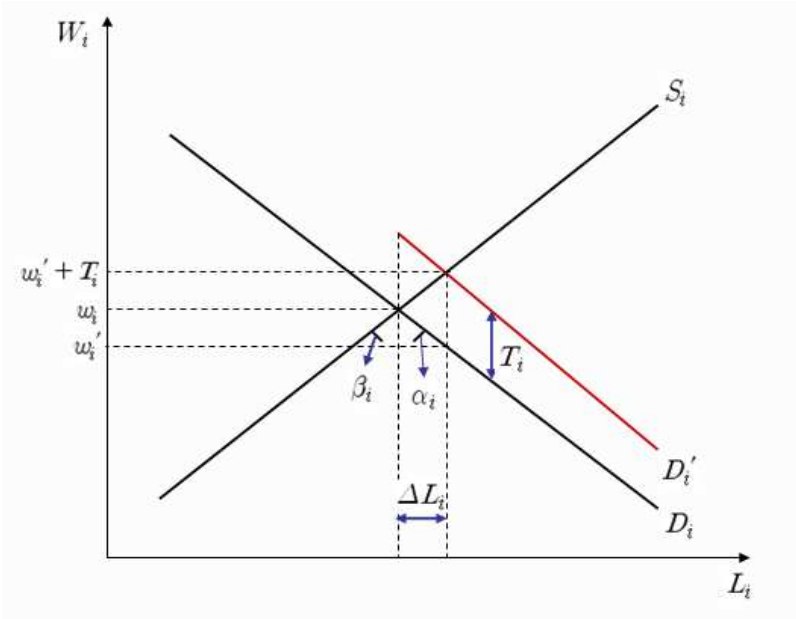
$$C_i \equiv T_i \times \Delta L_i = \gamma_i T_i^2 \tag{2}$$

$$Max_{\{T_i\}} \sum_{i=1}^{n} \gamma_i T_i, \quad s.t. \sum_{i=1}^{n} \gamma_i T_i^2 = C \tag{3}$$

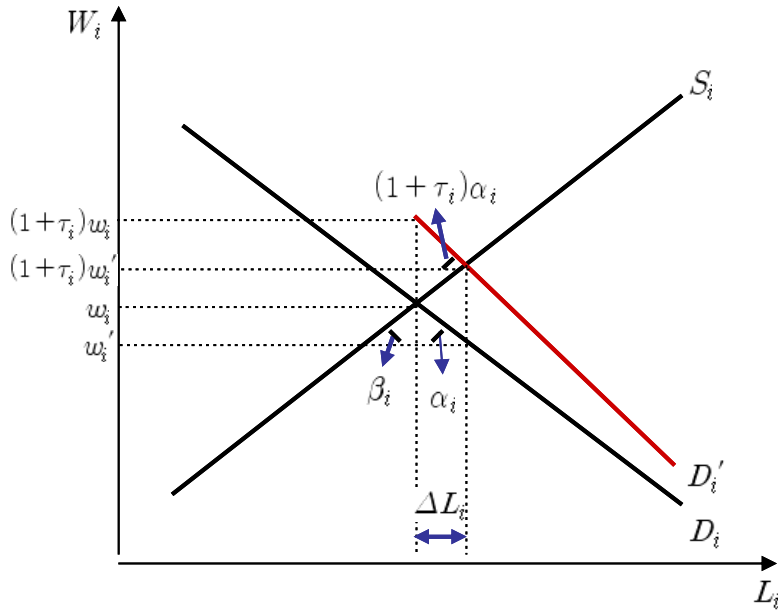
$$T_i = T_j, \quad \forall\, i, j \in \{1, \cdots, n\} \tag{4}$$

$$T_i^* = T_j^* \equiv T^* = \left(C / \sum_{i=1}^{n} \gamma_i \right)^{1/2}, \;\; \forall\, i \tag{5}$$

[Figure 1] Effects of a Flat Wage Subsidy



[Figure 2] Effects of a Proportional Wage Subsidy



다. 정률 임금보조

정률 임금보조의 경우 추가고용 1인당 임금의 τ_i배가 임금보조로 제공되므로 노동수요곡선은 [Figure 2]에 나타난 바와 같이 시계방향으로 회전하게 된다. 전술한 바와 같이 추가고용에 대해서만 임금보조가 이루어지기 때문에 새로운 노동수요곡선은 기존 고용수준에서 도약하면서 보다 가팔라지는 모습을 띠게 된다.

[Figure 2]에 표시된 바와 같이 노동 수요·공급 곡선 기울기 정의에 따라 식 (6)과 같은 관계가 성립함을 쉽게 보일 수 있으며, 이를 이용하면 임금보조로 인한 개별 기업의 고용창출량(ΔL_i)을 식 (7)과 같이 표현할 수 있게 된다. 한편, 식 (6)으로부터 '$\tau_i w_i' = \Delta L_i/\gamma_i$'가 도출되는데, 이것과 식 (7)을 함께 이용하면 개별 기업에 대한 임금보조 총액(C_i)을 식 (8)과 같이 도출할 수 있다.

따라서 임금보조에 대한 최적화 문제를 식 (9)로 표현할 수 있으며, 최적화를 위한 1계 필요조건은 식 (10)과 같이 도출된다. 식 (10)이 의미하는 바는, 정액보조와는 달리 정률보조하에서는 고용반응계수 및 임금수준 차이를 고려하여 기업별로 임금보조율을 차등적용하는 것이 고용창출 극대화에 부합한다는 것이다. 예를 들어 임금수준이 높은 기업에 대해서는 상대적으로 낮은 보조율을 적용해야 한다($w_i > w_j \Rightarrow \tau_i^* < \tau_j^*$). 고용반응계수와 관련해서는 노동 수요와 공급이 반대의 양상을 보이는데, 수요곡선 기울기가 낮은 기업에 대해서는 보다 높은 보조율을 적용하고($\alpha_i > \alpha_j \Rightarrow \tau_i^* > \tau_j^*$), 공급곡선 기울기가 낮은 기업에 대해서는 상대적으로 낮은 보조율을 적용하는 것이 바람직하다($\beta_i > \beta_j \Rightarrow \tau_i^* < \tau_j^*$). 즉, 임금변화에 따라 노동수요가 더디게 반응하는 기업에 대해서는 상대적으로 높은 보조율을 보장함으로써 고용창출을 촉진하는 것이 적절한 반면, 노동공급이 더디게 반응하는 기업에 대해서는 상대적으로 낮은 보조율을 적용함으로써 예산을 절감하는 것이 효율적이라는 것이다.

$$\frac{w_i - w_i'}{\Delta L_i} = \alpha_i \ , \quad \frac{(1+\tau_i)w_i' - w_i}{\Delta L_i} = \beta_i \tag{6}$$

$$\Delta L_i = \frac{w_i \tau_i}{(1+\tau_i)\alpha_i + \beta_i} = w_i F_i(\tau_i), \qquad F_i(\tau_i) \equiv \frac{\tau_i}{(1+\tau_i)\alpha_i + \beta_i} \tag{7}$$

$$C_i = \left(\frac{\Delta L_i}{\gamma_i}\right) \times \Delta L_i = \frac{w_i^2}{\gamma_i} F_i(\tau_i)^2 \tag{8}$$

$$Max_{\{\tau_i\}} \sum_{i=1}^{n} w_i F_i(\tau_i), \quad s.t. \sum_{i=1}^{n} \frac{w_i^2}{\gamma_i} F_i(\tau_i)^2 = C \tag{9}$$

$$\frac{w_i}{\gamma_i} F_i(\tau_i) = \frac{w_j}{\gamma_j} F_j(\tau_j), \ \forall i, j \in \{1, \cdots, n\} \tag{10}$$

라. 최적 정액보조 = 최적 정률보조

이상의 정액 및 정률 임금보조에 대한 이론분석 결과로부터, 우리는 추가적인 제약조건이 없는 한 정액보조와 정률보조는 결국 동일한 결과를 초래함을 입증할 수 있다. 개별 기업에 대한 임금보조 총액을 나타내는 식 (2)와 (8), 그리고 최적 보조액 및 보조율을 위한 조건이 제시된 식 (5) 및 (10)으로부터, 식 (11)을 만족하도록 보조율(혹은 보조액)을 정한다면 정률보조(혹은 정률보조)로도 최적 정액보조(혹은 최적 정률보조)와 동일한 결과를 달성할 수 있음을 유추할 수 있다.

식 (11)에 나타난 것처럼 정액보조 혹은 정률보조와 상관없이 추가고용 1명당 모든 기업들이 동일한 액수만큼의 임금보조 혜택을 받게 되는데, 이는 정률보조의 경우 기업들의 고용여건 차이에 따라 보조율을 차등적용할 수 있기 때문에 가능한 것이다. 이는 보조율 차등적용이 불가능한 경우, 정률보조를 통해 최적 정액보조의 결과를 얻을 수 없음을 의미한다.

식 (1), (7) 및 (11)로부터 식 (12)와 (13)이 성립하는 것이 자명한데, 이는 두 가지 유형의 임금보조가 동일한 고용창출 효과를 유발함을 의미한다. 식 (12)는 고용반응계수가 높은 기업일수록 고용이 더 많이 창출됨을, 식 (13)은 전체적인 고용반응계수($\Sigma\gamma_i$)가 높을수록 전체 고용창출규모가 커짐을 의미하고, 이는 상식에 부합하는 결과이다. 이상의 최적화 결과(보조액, 보조율, 고용창출 등)는 기업별 기존 고용규모에 상관없이 결정되는데, 이는 임금보조가 추가고용에 대해서만 이루어진다고 전제했기 때문이다.

$$\frac{w_i}{\gamma_i} F_i(\tau_i^*) = T^* = \left(C / \sum_{i=1}^{n} \gamma_i \right)^{1/2}, \ \forall i \tag{11}$$

$$\Delta L_i^* = w_i F_i(\tau_i^*) = \gamma_i T^* \tag{12}$$

$$\Delta L^* \equiv \sum_{i=1}^{n} \Delta L_i^* = \left(C \sum_{i=1}^{n} \gamma_i \right)^{1/2} \tag{13}$$

2. 이론분석의 응용

가. 임금보조 시행상의 제약조건

이상의 분석 결과를 바탕으로 현행 세액공제와 이에 대한 대안으로 부각되고 있는 사회보험료감면 방식을 비교해 보자.

앞에서 설명한 바와 같이 다른 제약조건이 없는 경우에는 정액보조의 일종인 세액공제와 정률보조의 하나인 사회보험료감면은 동일한 결과를 초래한다. 그러나 세액공제 및 사회보험료감면 방식을 시행하는 데에는 다음과 같은 추가 제약조건이 존재함을 염두에 두어야 한다.

우선 세액공제의 경우 법인세 납부를 하고 있지 않거나, 최저한세 적용대상 기업에 대해서는 임금보조 혜택이 제공될 수 없음을 유의해야 한다.[8] 즉, 모든 기업에 대해 동일한 정액보조가 사실상 불가능하므로 이론상의 최적 임금보조를 구현할 수 없는 것이다.

한편, 사회보험료감면의 경우에는, 최적 임금보조를 달성하기 위해서는 기업별 고용여건을 고려하여 감면비율을 차등적으로 적용해야 하나, 행정 비효율성을 야기할 개연성이 있기 때문에 실제로는 일률적인 감면비율이 적용되고 있다. 또한 사회보험 미가입 근로자를 고용하는 기업은 사회보험료감면 혜택을 받을 수 없게 된다.[9]

이하에서는 이러한 현실적 제약조건들을 명시적으로 고려하여 세액공제 및 사회보험료감면 방식 간의 비교·분석을 수행하기로 한다. 세액공제에 대해서는 법인세 납부대상이 아니거나 최저한세 적용대상인 기업이 존재한다고 가정하는 한편, 사회보험료감면에 대해서는 감면비율 차등적용이 불가능한 경우와 감면 혜택을 받지 못하는 기업이 존재하는 경우를 차례대로 분석한다. 분석의 단순화를 위해 두 가지 유형의 기업(군)만을 상정하고($n=2$), 세액공제에 따른 결과와 사회보험료감면에 따른 결과를 각각 상첨자 ′와 상첨자 **로 표시하기로 한다.

우선 시행상의 제약조건이 존재하지 않는 이상적인 경우에는 앞의 기초 이론분석 결과를 그대로 적용할 수 있다. 즉, 모든 기업이 세액공제 혹은 사회보험료감면 혜택을 받을 수 있고, 개별 기업에 대해 사회보험료감면비율을 차등적으로

8) 『국세통계연보』에 따르면, 2007~09년 법인세 납부신고를 한 중소기업 중에서 실제로 법인세를 납부한 기업의 비중은 60% 내외로, 최저한세 적용대상 기업은 7% 내외로 나타나고 있어서 세액공제의 혜택을 받을 수 있는 중소기업 비중이 절반을 조금 넘는(53% 내외) 수준인 것으로 파악된다.

9) 통계청의 『경제활동인구 고용형태별 부가조사』에 따르면, 2010년 8월 기준 중소기업(300인 미만 사업장)에 취업한 임금근로자의 사회보험 미가입률은 국민연금 31.4%, 건강보험 2.9%, 고용보험 37.6%로 나타난다.

적용할 수 있는 경우에는 세액공제, 사회보험료감면 두 방식 모두 동일한 최적화 결과를 달성하게 된다. 즉, 식 (11)~(13)을 적용하면 세액공제와 사회보험료감면의 최적화 결과는 다음의 식 (14) 및 (15)로 표현된다.[10)]

$$\frac{w_1}{\gamma_1}F_1(\tau_1^*)=\frac{w_2}{\gamma_2}F_2(\tau_2^*)=T^*=\left(\frac{C}{\gamma_1+\gamma_2}\right)^{1/2} \tag{14}$$

$$\Delta L^* \equiv [(\gamma_1+\gamma_2)C]^{1/2} \tag{15}$$

나. 세액공제

시행상의 제약조건으로 기업 1은 세액공제 혜택을 받을 수 없다고 전제하자($T_1=0$). 그렇다면 기업 2에 대한 임금보조(T_2)만 가능하게 되고, 결국 기업 2에 대해서만 예산이 소진될 때까지 세액공제 혜택을 제공할 수밖에 없게 된다($\gamma_2 T_2^2=C$). 따라서 이 경우의 세액공제 규모 및 고용창출규모는 식 (16) 및 (17)과 같이 간결한 형태로 나타낼 수 있다.

$$T_2^{'}=(C/\gamma_2)^{1/2} > T^* \tag{16}$$

$$\Delta L' \equiv \Delta L_2^{'}=(\gamma_2 C)^{1/2} < \Delta L^* \tag{17}$$

다. 사회보험료감면

1) 일률적 감면비율

사회보험료감면 시행상의 제약조건으로 먼저 감면비율을 일률적으로 적용해야 하는 경우를 상정해 보자($\tau_1=\tau_2=\tau$). 이 경우에도 예산이 소진될 때까지 감면비율을 높이는 것이 최적일 수밖에 없는데, 식 (7) 및 (8)을 적용하면 고용창출규모 및 예산소요를 식 (18) 및 (19)와 같이

10) 법정 사용자 부담 사회보험료율을 s_i로, 사회보험료감면비율을 σ_i로 표기하면, τ_i는 $\sigma_i/(1+s_i)$로 정의된다. 따라서 사회보험료감면 방식하에서 정책당국의 실제 선택변수는 σ_i이나, 종전과 같이 선택변수를 τ_i로 간주하고 분석하여도 $\sigma_i=(1+s_i)\tau_i$의 관계를 이용하면 동일한 분석 결과를 얻을 수 있게 된다.

도출할 수 있다.

식 (17) 및 (19)로부터 세액공제 및 사회보험료감면의 고용창출규모는 식 (20)과 같은 관계를 가짐을 보일 수 있으며, 이 사실을 활용하면 사회보험료감면이 세액공제보다 더 많은 고용을 창출하는가에 대한 여부를 식 (21)과 같은 단순한 형태로 표현할 수 있게 된다.

식 (21)을 살펴보면, 사회보험료감면 방식이 세액공제 방식보다 일반적으로 우월하다는 사실을 입증할 수 있게 된다. 이를 요약한 것이 [정리 1]이다.

[정리 1]에 따르면, 기업별 고용반응계수와 상관없이 세액공제 혜택을 받지 못하는 기업 1이 지불하는 임금수준이 공제 혜택을 받는 기업 2가 지불하는 임금수준 이하이기만 하면 사회보험료감면 방식을 통해 보다 많은 고용을 창출할 수 있게 된다. 세액공제 혜택을 받지 못하는 기업이 상대적으로 낮은 임금을 지불하는 영세기업임을 감안할 때, 이 조건은 쉽게 충족되는 것으로 이해할 수 있다.

$$\Delta L_i^{**} = w_i F_i(\tau^{**}),\ i = 1,2 \tag{18}$$

$$\frac{\left(\Delta L_1^{**}\right)^2}{\gamma_1} + \frac{\left(\Delta L_2^{**}\right)^2}{\gamma_2} = C \tag{19}$$

$$\Delta L' = \left[\frac{\gamma_2}{\gamma_1}\left(\Delta L_1^{**}\right)^2 + \left(\Delta L_2^{**}\right)^2\right]^{1/2} \tag{20}$$

$$\begin{aligned} &\Delta L_1^{**} + \Delta L_2^{**} > \Delta L' \\ &\Leftrightarrow \quad \left[\Delta L_1^{**} + \Delta L_2^{**}\right]^2 > \left[\frac{\gamma_2}{\gamma_1}\left(\Delta L_1^{**}\right)^2 + \left(\Delta L_2^{**}\right)^2\right] \\ &\Leftrightarrow \quad 2\gamma_1 \Delta L_2^{**} > (\gamma_2 - \gamma_1)\Delta L_1^{**} \end{aligned} \tag{21}$$

[정리 1] 세액공제 혜택을 받을 수 없는 기업이 존재하되 사회보험 사각지대가 존재하지 않는 경우, '$\gamma_1 \geq \gamma_2$' 혹은 '$w_1 \leq w_2$'이면 일률적 감면비율을 적용하더라도 사회보험료감면 방식이 세액공제 방식보다 우월하다($\Delta L^{**} > \Delta L'$).

(증명) 우선 '$\gamma_1 \geq \gamma_2$'이면 식 (21)은 자동적으로 성립함을 쉽게 알 수 있다.

이제 '$\gamma_1 < \gamma_2$'라 가정하자. 식 (18)과 식 (7)에 제시된 $F_i(\bullet)$의 정의식을 활용하면 식 (21)은 식 (22)와 동일함을 보일 수 있고, '$\gamma_i \equiv (\alpha_i + \beta_i)^{-1}$'을 활용하여 식 (22)를 풀면 식 (23)과 같이 표현된다.

식 (23)의 우변 첫째 항이 1/2 미만인 것과, '$\gamma_i \equiv (\alpha_i + \beta_i)^{-1}$'로부터 $\alpha_i\gamma_i$이 1 이하이므로 둘째 항이 2 미만인 것은 자명하다. 결국 우변 전체는 1 미만이므로 '$w_1 \leq w_2$'를 만족하면 식 (23)이 성립하게 된다.

$$\Delta L_1^{**} + \Delta L_2^{**} > \Delta L' \Leftrightarrow \frac{2\gamma_1 w_2}{(1+\tau^{**})\alpha_2 + \beta_2} > \frac{(\gamma_2 - \gamma_1)w_1}{(1+\tau^{**})\alpha_1 + \beta_1} \tag{22}$$

$$\Leftrightarrow \quad \frac{w_2}{w_1} > \frac{(\gamma_2 - \gamma_1)}{(1+\tau^{**})\alpha_1 + \beta_1} \times \frac{(1+\tau^{**})\alpha_2 + \beta_2}{2\gamma_1}$$

$$\Leftrightarrow \quad \frac{w_2}{w_1} > \frac{\gamma_2 - \gamma_1}{2\gamma_1} \times \frac{(1+\tau^{**})\alpha_2 + \beta_2}{(1+\tau^{**})\alpha_1 + \beta_1}$$

$$\Leftrightarrow \quad \frac{w_2}{w_1} > \left(\frac{1-\gamma_1/\gamma_2}{2}\right) \times \frac{\gamma_2(\alpha_2 + \beta_2 + \alpha_2\tau^{**})}{\gamma_1(\alpha_1 + \beta_1 + \alpha_1\tau^{**})}$$

$$\Leftrightarrow \quad \frac{w_2}{w_1} > \left(\frac{1-\gamma_1/\gamma_2}{2}\right)\left(\frac{1+\alpha_2\gamma_2\tau^{**}}{1+\alpha_1\gamma_1\tau^{**}}\right) \tag{23}$$

(증명 끝)

2) 사회보험 사각지대 존재

사회보험료감면 시행상의 또 다른 제약조건으로 사회보험 사각지대에 놓여 있는 근로자들이 존재하여 이들을 고용하는 기업은 사회보험료감면 혜택을 받지 못하는 경우를 상정해 보자. 이 경우에는 세액공제 수혜 및 근로자의 사회보험 가입 여부를 동시에 고려하여 기업 유형을 2×2 방식으로 구분하여 분석하는 것이 적절하다. 따라서 기업 유형을 하첨자 $ij(i, j = 1, 2)$로 나타내기로 하고, $i = 1$인 기업은 세액공제 혜택을 받지 못하고, $j = 1$인 기업은 사회보험료감면 혜택을 받지 못한다고 가정하자.

세액공제 방식의 경우 정책당국의 선택변수는 (T_{21}, T_{22})가 되므로 식 (13)을 적용함으로써 고용창출규모를 식 (24)와 같이 표현할 수 있다.

사회보험료감면 방식의 경우에는 정책당국의 선택변수가 (τ_{12}, τ_{22})로 된다. 먼저 감면비율의 차등적용이 가능한 경우를 살펴보자. 이 경우에도 식 (13)을 적용하면 고용창출규모가 식 (25)로 표현됨을 쉽게 알 수 있다. 따라서 사회보험료감면 방식의 우월 여부는 식 (26)과 같이 간결한 형태로 표현할 수 있게 된다.

한편, 감면비율을 일률적으로 적용해야 하는 경우($\tau_{12} = \tau_{22} = \tau$)에는 식 (18) 및 (19)를 적용함으로써 고용창출규모 및 예산소요를 식 (27) 및 (28)과 같이 나타낼 수 있게 된다. 식 (24) 및 (28)로부터 식 (29)가 성립하므로 사회보험료감면 방식이 세액공제 방식보다 우월하기 위한 필요충분조건을 식 (27)을 활용하여 재구성하면 식 (30)으로 표현할 수 있게 된다.

특기할 만한 사실은 식 (21)과 달리 식 (26)과 (30)은 성립하기가 용이하지 않다는 것이다. 특히 '$\gamma_{12} \leq \gamma_{21}$'인 경우, 식 (26)뿐만 아니라 식 (30)까지 충족되지 않는다. 왜냐하면 식 (26)은 식 (30)의 필요조건이기 때문이다. 감면비율을 일률적으로 적용할 수밖에 없는 경우에 사회보험료감면이 세액공제보다 우월하기 위해서는, 우선적으로 감면비율 차등적용이 가능한 경우 사회보험료감면이 세액공제보다 우월해야 한다. 다시 말해서, 사회보험료감면 혜택을 받을 수 있지만 세액공제 혜택은 받을 수 없는 기업의 고용반응계수(γ_{12})가 세액공제 혜택을 받을 수 있지만 사회보험료감면 혜택은 받을 수 없는 기업의 고용반응계수(γ_{21}) 이하이면 사회보험료감면 방식이 세액공제 방식보다 결코 우월할 수 없는 것이다(정리 2).

결과적으로 사회보험료감면이 우월하기 위해서는 최소한 '$\gamma_{12} > \gamma_{21}$'의 조건이 성립해야 하고 이 외에도 추가적인 조건이 충족되어야 하지만, 이를 명확하게 규정하는 것은 매우 쉽지 않은 작업이다. '$\gamma_{12} > \gamma_{21}$'인 경우에는 식 (30) 좌변의 두 계수가 모두 1 미만이다. 따라서 X가 1에 충분히 가깝다면 이 식이 만족되는데, X가 1이 되려면 γ_{12}, γ_{22}, w_{12}, w_{22} 등 기업들의 고용여건 관련 파라미터들이 특정 조건을 만족해야 한다. 따라서 사회보험 사각지대가 존재하는 경우, 사회보험료감면이 우월하기 위한 조건을 간결한 형태로 표현하는 것이 불가능하게 된다. [따름정리 2]에는 '$\gamma_{12} > \gamma_{21}$'인 경우에 사회보험료감면이 우월하기 위한 충분조건이 제시되어 있는데, 문제는 이 조건이 그다지 현실적이지 못하다는 점이다.

$$\Delta L' = [(\gamma_{21} + \gamma_{22})C]^{1/2} \tag{24}$$

$$\Delta L^{**} = [(\gamma_{12} + \gamma_{22})C]^{1/2} \tag{25}$$

$$\Delta L^{**} > \Delta L' \Leftrightarrow \gamma_{12} > \gamma_{21} \tag{26}$$

$$\Delta L_{ij}^{**} = w_{ij} F_{ij}(\tau^{**}), \ j = 2 \tag{27}$$

$$\frac{(\Delta L_{12}^{**})^2}{\gamma_{12}} + \frac{(\Delta L_{22}^{**})^2}{\gamma_{22}} = C \tag{28}$$

$$\Delta L' = \left[\frac{\gamma_{21} + \gamma_{22}}{\gamma_{12}} (\Delta L_{12}^{**})^2 + \frac{\gamma_{21} + \gamma_{22}}{\gamma_{22}} (\Delta L_{22}^{**})^2 \right]^{1/2} \tag{29}$$

$$\Delta L^{**} > \Delta L' \Leftrightarrow (\Delta L_{12}^{**} + \Delta L_{22}^{**})^2 > \frac{\gamma_{21} + \gamma_{22}}{\gamma_{12}} (\Delta L_{12}^{**})^2 + \frac{\gamma_{21} + \gamma_{22}}{\gamma_{22}} (\Delta L_{22}^{**})^2$$

$$\Leftrightarrow \left[\frac{\gamma_{22} - (\gamma_{12} - \gamma_{21})}{\gamma_{22}} \right] \frac{1}{X} + \left[\frac{\gamma_{21}}{\gamma_{12}} \right] X < 2, \quad X = \frac{\Delta L_{22}^{**}}{\Delta L_{12}^{**}} = \left[\frac{1 + \alpha_{12}\gamma_{12}\tau^{**}}{1 + \alpha_{22}\gamma_{22}\tau^{**}} \right] \frac{w_{22}}{w_{12}} \tag{30}$$

[정리 2] 세액공제 혜택을 받을 수 없는 기업이 존재하고 사회보험 사각지대가 존재하는 경우, '$\gamma_{12} \le \gamma_{21}$'이면 사회보험료감면 방식이 세액공제 방식보다 결코 우월할 수 없다($\Delta L^{**} < \Delta L'$).

(증명) '$\gamma_{12} \le \gamma_{21}$'인 경우 식 (25)가 성립하지 않는 것은 자명하고, 식 (30) 좌변의 두 계수 모두 1 이상이므로 식 (30) 또한 충족되지 않는다. 즉,

$$\left[\frac{\gamma_{22} - (\gamma_{12} - \gamma_{21})}{\gamma_{22}} \right] \frac{1}{X} + \left[\frac{\gamma_{21}}{\gamma_{12}} \right] X \ge \frac{1}{X} + X \ge 2.$$

(증명 끝)

[따름정리 2] '$\gamma_{12} > \gamma_{21}$'인 경우 '$\alpha_{12}\gamma_{12} = \alpha_{22}\gamma_{22}$' 및 '$w_{12} = w_{22}$'를 만족하면 일률적 사회보험료감면 방식이 세액공제 방식보다 우월하다($\Delta L^{**} > \Delta L'$).

(증명) '$\gamma_{12} > \gamma_{21}$'이면 식 (30) 좌변의 두 계수 모두 1 미만이므로, X가 1이면 식 (30) 또한 충족되는데, 이를 위한 충분조건이 위에 제시된 조건들임은 자명하다.

(증명 끝)

라. 소 결

이상에서 살펴본 바와 같이 사회보험 사각지대 존재 여부에 따라 세액공제 방식에 대한 사회보험료감면 방식의 우월 여부는 다른 양상을 띠게 된다. 사회보험 사각지대가 존재하지 않아서 모든 기업들이 사회보험료감면 혜택을 받을 수 있는 경우에는 고용반응계수 혹은 임금수준에 관한 조건들($w_1 \leq w_2$) 중 하나만 충족되면 사회보험료감면 방식의 우월성이 보장된다. 특히 두 번째 조건은 일반적으로 성립되므로 사회보험료감면 방식의 고용창출효과가 세액공제 방식의 고용창출효과를 능가한다는 결론을 도출할 수 있게 된다.

그러나 사회보험 사각지대가 존재함에 따라 사회보험료감면 혜택을 받지 못하는 기업이 존재하는 경우에는 고용반응계수에 대한 조건과 임금수준에 관한 조건이 동시에 충족되어야 사회보험료감면 방식의 우월성이 보장된다. 즉, 우선적으로 정규직 근로자를 고용하는 영세기업의 고용반응계수가 비정규직 근로자를 고용하는 중견기업의 고용반응계수보다 커야 하고($\gamma_{12} > \gamma_{21}$), 추가 조건 또한 만족되어야 한다. 예를 들어 모든 기업에 대해서 정규직 근로자 관련 고용여건이 같아야 한다(따름정리 2 참조).[11]

관련 통계를 살펴보면, 사회보험료감면의 혜택을 받게 되는 중소기업 비중이 세액공제 혜택을 받을 수 있는 중소기업 비중보다 큰 것으로 나타난다.[12] 그러나 수혜기업의 범위가 크다는 사실만으로 사회보험료감면 방식이 우월하다고 주장하는 것은 타당하지 않다. 왜냐하면 이상의 분석 결과가 보여주듯이, 사회보험료감면 혜택이 세액공제 혜택보다 더 많은 기업에 제공됨으로써 γ_{12}가 γ_{21}보다 설령 큰 값을 취하게 되더라도, 사회보험료감면 우월을 위한 필요조건만 충족되는 것이기 때문이다.

11) 설명의 편의를 위해 기업 유형(중견기업 및 영세기업)은 세액공제 혜택 여부에 따라 구분되고, 근로자 유형(정규직 및 비정규직)은 사회보험 가입 여부에 따라 구분된다고 가정.

12) 각주 (8) 및 (9) 참조.

3. 추가 분석

지금까지는 추가고용에 대해서만 임금보조가 제공되며, 노동 수요 및 공급 곡선이 직선 형태를 띤다고 가정하였다. 첫 번째 가정은 현행 세액공제가 신규 고용증가에 대해서만 이루어지고 있음을 반영한 것이고, 두 번째 가정은 분석의 단순화를 위한 것이다. 이제 이상의 두 가정들이 완화될 경우 분석 결과가 어떻게 달라지는지 살펴보기로 한다.

가. 전체 고용에 대한 임금보조

l) 기초 이론분석

이제 추가고용을 포함한 전체 고용에 대해 임금보조가 제공된다고 가정하고 기업별 기존 고용량을 L_i로 표기하기로 하자. 이 경우 고용창출량(ΔL_i)은 이전과 동일하게 결정되지만 예산소요가 다른 형태로 표현됨을 쉽게 짐작할 수 있는데, 정액 임금보조의 경우 기업별 임금보조 총액(C_i)은 식 (31)로 나타낼 수 있다. 이를 활용하면 최적화 필요조건은 식 (32)로 표현된다. 이 조건은 기존 고용수준(L_i)에 의해서도 영향을 받는데, 이는 기업별 임금보조 총액이 L_i에도 의존하기 때문에 나타나는 결과이다. 최적화 조건에 의하면, 고용창출 극대화를 위해서 정책당국은 기업별 기존 고용량 및 고용반응계수에 따라 기업별 임금보조액(T_i)을 차등적용해야 한다. 즉, 기존 고용량이 많은 기업에 대해서는 상대적으로 낮은 보조액을 지급함으로써 비용 최소화를 도모하고($L_i > L_j \Rightarrow T_i^* < T_j^*$), 고용반응계수가 높은 기업에 대해서는 상대적으로 높은 보조액을 보장해 줌으로써 고용창출효과 극대화를 도모하는 것이 바람직하다($\gamma_i > \gamma_j \Rightarrow T_i^* > T_j^*$). 이는 개별 기업의 고용여건과 상관없이 동일한 보조액을 지급해 주는 것이 최적이라는 이전 분석 결과와는 다른 결과이다.

한편, 정률 임금보조의 경우에는 기업별 임금보조 총액 및 최적화 필요조건을 식 (33) 및 (34)로 나타낼 수 있다. 이전 분석에서와 마찬가지로 고용창출 극대화를 위해서 정책당국은 보조율을 기업별로 차등적용해야 되는데, 달라진 것은 기존 고용수준도 함께 고려되어야 한다는 점이다. 즉, 기존 고용량이 많은 기업에 대해서는 상대적으로 낮은 보조율을 적용함으로써 비용 최소화를 도모하는 것이 바람직하다($L_i > L_j \Rightarrow \tau_i^* < \tau_j^*$).

이상에서와 같이 전체 고용에 대한 임금보조의 경우, 최적 임금보조제도가 기업별 기존 고용수준이 추가로 고려되어 결정된다는 점에서 이전 분석 결과와는 다른 양상을 띤다. 그런데 최적 정액보조와 최적 정률보조가 동일하다는 명제는 여전히 유효하다. 즉, 식 (32) 및 (34)로부터, 최적 정액(정률)보조가 정해진 상태에서 식 (35)를 만족하도록 기업별 보조

율(보조액)을 선택하는 것이 항상 가능하고, 따라서 정률(정액)보조를 통해서도 최적 정액(정률)보조와 동일한 결과를 달성할 수 있음을 유추할 수 있다.

이제 임금보조 시행상의 제약조건으로 우선 일률적인 보조만 가능하다고 가정하자. 즉, '$T_i = T_j,\ \tau_i = \tau_j,\ \forall i \neq j$'. 추가고용에 대해서만 임금보조가 제공되는 경우에는 일률적 정액보조가 일률적 정률보조보다 우월하다는 사실을 쉽게 입증할 수 있었다. 그러나 전체 고용에 대해서 임금보조가 이루어지는 경우에는 정액보조의 우월성이 보장되지 않는다. 왜냐하면 제약조건이 없는 정액보조의 경우 식 (32)에 나타난 바와 같이 기업별로 보조액을 차등적용하는 것이 최적인데 일률적 정액보조하에서는 이것이 태생적으로 불가능하기 때문이다. 따라서 일률적 정률보조가 오히려 더 많은 고용을 창출할 가능성이 생기게 되는 것이다.

이 사실은 식 (36)으로도 유추할 수 있다. 식 (36)은 일률적 정액보조와 일률적 정률보조가 동일한 결과를 유발하기 위한 조건으로 볼 수 있는데, 정액(정률)보조가 정해진 상태에서 식 (36)을 만족하는 보조율(보조액)을 찾는 것은 모든 기업의 고용여건(γ, w 및 $F(\bullet)$)이 동일하지 않은 이상 불가능하다. 따라서 두 방식 중에서 어느 것이 우월한가를 단정적으로 말할 수 없게 되는 것이다.

$$C_i \equiv T_i \times (L_i + \Delta L_i) = L_i T_i + \gamma_i T_i^2 \tag{31}$$

$$T_i + \frac{L_i}{2\gamma_i} = T_j + \frac{L_j}{2\gamma_j}, \quad \forall i, j \in \{1, \cdots, n\} \tag{32}$$

$$C_i = [(\alpha_i + \beta_i)\Delta L_i] \times (L_i + \Delta L_i) = \frac{w_i}{\gamma_i} F_i(\tau_i)[L_i + w_i F_i(\tau_i)] \tag{33}$$

$$\frac{w_i}{\gamma_i} F_i(\tau_i) + \frac{L_i}{2\gamma_i} = \frac{w_j}{\gamma_j} F_j(\tau_j) + \frac{L_j}{2\gamma_j}, \quad \forall i, j \in \{1, \cdots, n\} \tag{34}$$

$$\gamma_i T_i = w_i F_i(\tau_i), \quad \forall i \in \{1, \cdots, n\} \tag{35}$$

$$\gamma_i T = w_i F_i(\tau), \quad \forall i \in \{1, \cdots, n\} \tag{36}$$

2) 세액공제 vs. 사회보험료감면

이제 시행상의 제약조건을 고려하여 세액공제와 사회보험료감면을 비교해 보자. 2절에서와 마찬가지로 각 방식의 최적화 결과를 상첨자 ′와 상첨자 **를 이용하여 표시하기로 하고, 두 개의 기업(군)만 존재한다고 가정하자.

먼저 앞에서와 마찬가지로 두 방식 모두 일률적인 임금보조로만 시행할 수 있다고 가정해 보자($T_1 = T_2,\ \tau_1 = \tau_2$). 식 (31)을 이용하여 T에 대해서 풀면 그 결과는 식 (37)과 같고, 이에 따라 세액공제 하에서의 고용창출량은 식 (38)로 표현된다. 한편, 식 (33)을 적용하면 사회보험료감면하에서의 예산제약식을 식 (39)로 나타낼 수 있다. 식 (38) 및 (39)를 이용하면 두 방식하에서의 고용창출량이 식 (40)과 같은 관계를 가짐을 보일 수 있는데, 이를 $\Delta L'$에 대해서 풀면 식 (41)과 같게 된다. 따라서 사회보험료감면의 우월 여부는 식 (42)와 같이 표현된다. 식 (42) 좌변 첫째 항은 최적 사회보험료감면하에서의 고용 1인당 임금보조의 기업 간 차이를 나타낸다. 이것이 0이라면 이는 일률적 사회보험료감면으로도 일률적 세액공제와 똑같은 결과를 유발할 수 있음을 의미한다. 반면에 이 차이가 0이 아니라면 사회보험료감면의 결과와 세액공제의 결과가 달라지게 되는데, 고용 1인당 임금보조의 상대적 크기가 작은 기업의 상대적인 고용규모가 충분히 큰 경우에만 사회보험료감면이 우월하게 되는 것이다. 그러나 이러한 조건을 사전적으로 보장할 수 없으므로 사회보험료감면의 우월 여부를 단정적으로 말할 수 없게 된다. 결국 앞에서 논의한 바가 확인된 셈이다.

주의할 점은, 추가고용에 대해서만 임금보조가 제공된다고 가정한 이전 분석에서는 일률적 세액공제가 일률적 사회보험료감면보다 항상 높은 고용창출효과를 시현하는 것으로 결론이 났지만, 전체 고용에 대해 임금보조가 이루어지는 경우에는 일정 조건을 만족하는 경우 일률적 사회보험료감면이 일률적 세액공제보다 우월할 수 있다는 것이다.

$$T' = \frac{-(L_1 + L_2) + [(L_1 + L_2)^2 + 4(\gamma_1 + \gamma_2)C]^{1/2}}{2(\gamma_1 + \gamma_2)} \tag{37}$$

$$\Delta L' = (\gamma_1 + \gamma_2)T' = \frac{[(L_1 + L_2)^2 + 4(\gamma_1 + \gamma_2)C]^{1/2} - (L_1 + L_2)}{2} \tag{38}$$

$$\frac{\Delta L_1^{**}(\Delta L_1^{**}+L_1)}{\gamma_1}+\frac{\Delta L_2^{**}(\Delta L_2^{**}+L_2)}{\gamma_2}=C \tag{39}$$

$$\Delta L'(\Delta L'+L_1+L_2)=(\gamma_1+\gamma_2)\left[\frac{\Delta L_1^{**}(\Delta L_1^{**}+L_1)}{\gamma_1}+\frac{\Delta L_2^{**}(\Delta L_2^{**}+L_2)}{\gamma_2}\right]\equiv A \tag{40}$$

$$\Delta L'=\frac{[(L_1+L_2)^2+4A]^{1/2}-(L_1+L_2)}{2} \tag{41}$$

$$\Delta L^{**}>\Delta L' \Leftrightarrow [2(\Delta L_1^{**}+\Delta L_2^{**})+(L_1+L_2)]^2>(L_1+L_2)^2+4A$$

$$\Leftrightarrow \quad (\Delta L_1^{**}+\Delta L_2^{**})^2+(L_1+L_2)(\Delta L_1^{**}+\Delta L_2^{**})>A$$

$$\Leftrightarrow \quad \Delta L_1^{**}(L_2+\Delta L_2^{**})+\Delta L_2^{**}(L_1+\Delta L_1^{**})>\frac{\gamma_2}{\gamma_1}\Delta L_1^{**}(L_1+\Delta L_1^{**})+\frac{\gamma_1}{\gamma_2}\Delta L_2^{**}(L_2+\Delta L_2^{**})$$

$$\Leftrightarrow \quad \left(\frac{\Delta L_1^{**}}{\gamma_1}-\frac{\Delta L_2^{**}}{\gamma_2}\right)\left(\frac{L_1+\Delta L_1^{**}}{\gamma_1}-\frac{L_2+\Delta L_2^{**}}{\gamma_2}\right)<0 \tag{42}$$

이제 추가 제약조건으로 법인세 미납부 혹은 최저한세 적용으로 인해 세액공제 혜택을 받지 못하는 기업(기업 1)이 존재한다고 가정하자. 이 경우에는 세액공제하의 예산제약식을 식 (43)으로 표현할 수 있다. 따라서 식 (39)를 적용하면 두 방식하에서의 고용창출량이 식 (44)와 같은 관계를 가짐을 보일 수 있다. 이를 $\Delta L'$에 대해서 풀면 식 (45)와 같고, 따라서 사회보험료감면의 우월 여부를 식 (46)으로 나타낼 수 있게 된다. 식 (46)을 식 (21)과 비교해 보면, 전체 고용에 대한 임금보조가 제공되는 경우 사회보험료감면이 세액공제보다 고용창출 측면에서 우월하기 위해서는, 기업별 고용반응계수 및 임금수준과 더불어 기존 고용수준에 대한 조건까지 만족되어야 함을 알 수 있다. 추가고용에 대해서만 임금보조가 제공되는 경우에는 기업 2의 임금수준이 기업 1 이상이기만 하면 사회보험료감면이 세액공제보다 더 많은 고용을 창출하지만, 전체 고용에 대해 임금보조가 이루어진다면 기업 2의 기존 고용규모가 기업 1보다 상대적으로 크다는 추가 조건 $(L_2/\gamma_2 > L_1/\gamma_1)$이 만족돼야 사회보험료감면의 우월성이 보장된다. 그렇지 않다면 고용창출효과에 비해 오히려 더 많은 예산소요를 유발하기 때문이다.

$$\frac{\Delta L'(\Delta L' + L_2)}{\gamma_2} = C \tag{43}$$

$$\Delta L'(\Delta L' + L_2) = \frac{\gamma_2}{\gamma_1}\Delta L_1^{**}\left(\Delta L_1^{**} + L_1\right) + \Delta L_2^{**}\left(\Delta L_2^{**} + L_2\right) \equiv B \tag{44}$$

$$\Delta L' = \frac{-L_2 + (L_2^2 + 4B)^{1/2}}{2} \tag{45}$$

$$\begin{aligned}
\Delta L^{**} > \Delta L' \;\Leftrightarrow\; & \left[2(\Delta L_1^{**} + \Delta L_2^{**}) + L_2\right]^2 > L_2^2 + 4B \\
\Leftrightarrow\; & (\Delta L_1^{**} + \Delta L_2^{**})^2 + L_2(\Delta L_1^{**} + \Delta L_2^{**}) > B \\
\Leftrightarrow\; & (\Delta L_1^{**})^2 + 2\Delta L_1^{**}\Delta L_2^{**} + L_2\Delta L_1^{**} > \frac{\gamma_2}{\gamma_1}\Delta L_1^{**}(L_1 + \Delta L_1^{**}) \\
\Leftrightarrow\; & 2\gamma_1\Delta L_2^{**} + (\gamma_1 L_2 - \gamma_2 L_1) > (\gamma_2 - \gamma_1)\Delta L_1^{**}
\end{aligned} \tag{46}$$

마지막 제약조건으로 세액공제 혜택뿐만 아니라 사회보험료감면 혜택을 받지 못하는 기업도 존재한다고 가정하자. 이 경우에는 이전 분석에서와 마찬가지로 기업 유형을 2×2 방식으로 구분하여야 한다. 식 (40)을 적용하면 세액공제 및 사회보험료감면하에서의 고용창출량이 식 (47)과 같은 관계를 가짐을 보일 수 있다. 식 (41)~(42)의 추론과정을 활용하면 사회보험료감면의 우월 여부를 식 (48)로 나타낼 수 있게 된다. 식 (48)을 살펴보면, 추가고용에 대해서만 임금보조가 제공되는 경우에 해당하는 식 (21)에 비해 기존 고용수준에 대한 조건이 추가되었다는 점에서 보다 복잡한 형태를 띠고 있음을 알 수 있다. 또한 사회보험 사각지대가 없는 경우에 해당하는 식 (42) 및 (46)에 비해 식 (48)이 충족되기 더 어려우리라는 점을 쉽게 짐작할 수 있다. 결과적으로 전체 고용에 대해서 임금보조가 제공되는 경우에는 기업별 고용반응계수 및 임금수준과 더불어 기존 고용수준에 대한 조건까지 만족되어야 사회보험료감면의 우월성이 보장되는 것이다.

그럼에도 불구하고, 사회보험료감면 방식으로의 전환이 바람직하기 위해서는 사회보험 사각지대를 최소화하는 노력이 긴요하고, 이와 더불어 기업별 고용여건을 반영하여 감면비율을 차등적용함으로써 보다 효과적인 임금보조를 도모할 필요가 있다는 기본 정책방향에는 차이가 없음에 유의하여야 한다.

$$\Delta L^{'}(\Delta L^{'} + L_{21} + L_{22}) = D,$$

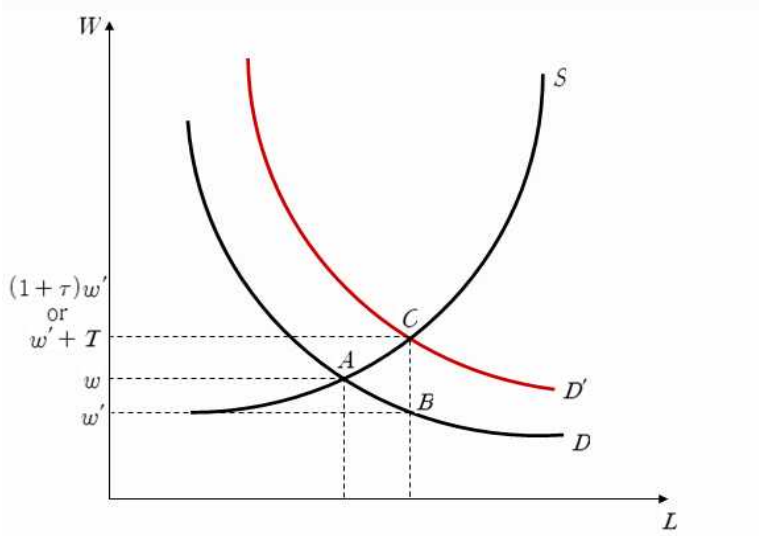
$$D \equiv (\gamma_{21} + \gamma_{22})\left[\frac{\Delta L_{12}^{**}(\Delta L_{12}^{**} + L_{12})}{\gamma_{12}} + \frac{\Delta L_{22}^{**}(\Delta L_{22}^{**} + L_{22})}{\gamma_{22}}\right] \quad (47)$$

$$\Delta L^{**} > \Delta L^{'} \Leftrightarrow (\Delta L_{12}^{**} + \Delta L_{22}^{**})^2 + (L_{21} + L_{22})(\Delta L_{12}^{**} + \Delta L_{22}^{**}) > D \quad (48)$$

나. 일반적인 노동 수요 및 공급

이제 노동 수요 및 공급 함수가 [Figure 3]과 같이 직선이 아닌 곡선의 형태를 취한다고 가정하자. 이론분석의 출발점은 고용창출량과 제도 및 고용 여건과 관련된 파라미터들의 관계를 나타내는 식 (1)과 (6)으로 축약된다고 볼 수 있는데, α를 그림에 표시된 직선 AB의 기울기 절대치로 정의하고, β를 직선 AC의 기울기로 정의한다면 이 식들은 여전히 유효하다. 따라서 일반화된 노동 수요·공급 곡선을 상정하더라도 지금까지의 모든 분석 결과는 전혀 변하지 않음을 알 수 있다.

[Figure 3] Definition of (α, β) in Case of General Labor Demand and Supply Curves



Ⅳ. 결 론

노동수요 측면의 임금보조정책은 선진 각국에서 널리 활용되는 보편적인 정책 수단으로서 다양한 형태로 운영되고 있다. 미국에서는 40년 가까운 기간 동안 다양한 명칭하에 상이한 형태의 세액공제제도들이 꾸준히 운영되고 있으며, 유럽을 비롯한 여러 선진국에서도 취약계층을 고용한 기업들에 대해 사회보장세 감면을 포함한 다양한 형태의 임금보조를 제공하여 기업의 고용비용을 낮춤으로써 고용증대를 꾀하고 있다.

본 연구에서는 노동수요자에 대한 임금보조와 관련한 이론적 논의를 시도하고, 이를 통해 정책적 시사점을 도출하였다. 연구대상은 기업에 대한 임금보조의 두 가지 대표 유형인 정액 임금보조 및 정률 임금보조로 상정하였다. 임금보조에 대한 기초 이론분석 및 이를 토대로 한 세액공제 방식과 사회보험료감면 방식을 엄밀하게 비교분석한 것은 본 연구에서 최초로 시도된 유의미한 작업이라 판단된다.

기초적인 이론분석 결과에 따르면, 정액 임금보조하에서는 모든 기업에 대해 동일한 금액을 보조하는 것이 적절하고, 정률 임금보조의 경우에는 고용반응계수, 임금수준 등의 기업별 고용여건에 따라 보조율을 차등적용하는 것이 타당하다. 다른 제약조건이 없는 상태에서 이와 같은 최적화가 이루어지는 경우, 정액 및 정률 임금보조 모두 기업별 임금보조 총액 및 고용창출량 등에 대해 동일한 결과를 초래한다.

그러나 실제로 시행되고 있는 임금보조는 이론에서의 그것과 상당히 다른 모습을 보이고 있다. 정액 임금보조의 대표적 유형인 세액공제의 경우, 법인세 납부 및 최저한세 적용 여부에 따라 임금보조 수혜가 차별적으로 발생하고, 정률 임금보조의 대표적 유형인 사회보험료감면의 경우에는 기업별 고용여건 차이에 상관없이 일률적인 감면비율이 적용되는 동시에, 사회보험 사각지대가 존재함에 따라 감면 혜택을 받지 못하는 기업이 존재하는 것이 일반적이다.

이러한 점을 염두에 두고 이론분석 결과를 응용하여 세액공제와 사회보험료감면 방식을 비교한 결과, 사회보험료감면의 우월 여부는 사회보험 사각지대 존재 여부에 따라 다르게 나타남이 입증되었다. 즉, 사회보험 사각지대가 존재하지 않아 모든 기업이 감면 혜택을 받을 수 있는 경우에는 사회보험료감면 방식이 우월하나, 그렇지 않은 경우에는 사회보험료감면 방식의 우월성이 보장될 수 없는 것이다.

따라서 사회보험료감면 방식의 우월성

을 구현하기 위해서는 먼저 사회보험 사각지대를 최소화함으로써 모든 기업이 감면 혜택을 받을 수 있는 토대를 마련하고, 기업별 고용여건(임금수준, 고용반응계수 등)을 고려하여 감면비율을 차등적용함으로써 최적 임금보조 달성을 도모할 필요가 있다. 사회보험료감면 방식은 고용창출뿐만 아니라, 사회보험 가입유인을 제고시킴으로써 취약계층에 대한 사회안전망 강화에도 기여할 수 있다는 점에서 매력적인 정책수단임을 염두에 둘 필요가 있다.

본 연구의 주요 한계점으로 부분균형모형을 상정함으로써 특정 기업의 고용여건 변화가 해당 기업의 노동 수요·공급에만 영향을 미친다고 가정한 것을 들 수 있는데, 향후에는 보다 일반화된 모형을 토대로 이론분석을 수행하는 한편, 다양한 실증분석을 병행함으로써 보다 구체적인 정책적 시사점을 도출할 필요가 있다고 판단된다.

참 고 문 헌

국세청,『국세통계연보』, 각년도.
기획재정부, 보도자료.
유한욱,「근로장려세제의 현황과 과제」, 유경준 편,『일자리 창출의 패러다임 개편을 위한 정책과제』, KDI 정책연구시리즈, 2011(발간 예정).
장지연・이병희・은수미・신동균,『고용안전망 사각지대 해소방안』, 한국노동연구원, 2010.
전병목,『고용창출을 위한 세제의 역할』, 한국조세연구원, 2010.
전승훈,『일자리창출과 조세정책』, 국회예산정책처, 2010.

Bartik, Timothy J., *Jobs for the Poor: Can Labor Demand Policies Help*? Russell Sage Foundation, 2001.

Bartik, Timothy J. and John H. Bishop, "The Job Creation Tax Credit," *Economic Policy Institute*, 2009.

Bishop, John H., "Employment in Construction and Distribution Industires: The Impact of the New Jobs Tax Credit," Cornell University ILR School, 1981.

Bishop, John H. and Mark Montgomery, "Does the Targeted Jobs Tax Credit Create Jobs at Subsidized Firms?" Working Paper, 1991.

Bishop, John H. and Robert Haveman, "Selective Employment Subsidies: Can Okun's Law be Repealed?" *American Economic Review Papers and Proceedings*, 1979, pp.124~130.

Bucher, Anne, "Impacts of Hiring Wage Subsidies Targeted at the Long-term Unemployed on the Low-skilled Labour Market: The French Experience," *Economic Modelling*, 2010, pp.553~565.

Card, David, Jochen Kluve, and Andrea Weber, "Active Labor Market Policy Evaluations: A Meta-analysis," Institute for the study of Labor, 2009.

Hollenbeck, Kevin M. and Richard J. Willke, "The Employment and Earnings Impacts of the Targeted Jobs Tax Credit," Upjohn Institute Staff Working Paper, 1991, pp.91~107.

Kluve, Jochen, "The Effectiveness of European Active Labor Market Policy," Institute for the Study of Labor, 2006.

Knabe, Andreas, "The Supremacy of Marginal over General Wage Subsidies in Long-run Competitive Industry Equilibrium," Working Paper, 2006.

Levine, Linda, "The Work Opportunity Tax Credit and the Welfare-to-Work Tax Credit," *Congressional Research Service*, 2005.

Martinez, Matthew G., Carl C., and Perkins, "Information Concerning the Targeted Jobs Tax Credit

Program," US General Accounting Office, 1991.
McKevitt, James, "Jobs Tax Credit," Testimony at Joint Hearings before the subcommittee on Administration of the Internal Revenue Code and Senate Select Small Business committee, 95th Congress 2nd session, 1978, pp.179~196.
Perloff, Jeffrey M. and Michael Wachter, "The New Jobs Tax Credit: An Evaluation of the 1977-78 Wage Subsidy Program," *American Economic Review Papers and Proceedings*, Volume 69, 1979, pp.173～179.
Rosen, Harbey S. and Ted Gayer, *Public Finance*, McGraw-Hill Irwin, 2009.

HM Treasury (http://www.hm-treasury.gov.uk)
US Department of Labor (http://www.dol.gov)

韓國開發研究
제33권 제2호(통권 제111호)

환경정책, 재분배정책, 경제성장에 관한 정치경제학적 분석

김 재 훈
(한국개발연구원 부연구위원)

A Political Economic Analysis of Environmental Policy, Redistributive Policy, and Economic Growth

KIM, Jaehoon
(Associate Research Fellow, Korea Development Institute)

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

• Key Word: 소득분포(Income Distribution), 정치적 의사결정(Political Decision-making), 환경정책(Environmental Policy), 재분배정책(Redistributive Policy), 경제성장(Economic Growth)
• JEL Code: D30, E62, H23, H30, O40
• Received: 2010. 2. 23 • Referee Process Started: 2010. 3. 2
• Referee Reports Completed: 2011. 4. 15

ABSTRACT

We analyse an overlapping generation model in which economic agents, especially their income distribution, influence environmental policy and redistributive policy through political decision making process. In an economic equilibrium which doesn't consider political process, the introduction of environmental policy is shown to increase economic growth rate. In contrast to an economic equilibrium, environmental policy can be adopted when economic inequality reduces to a certain threshold in a political economic equilibrium. The adoption of environmental policy, on the other hand, incurs the demand of strengthened redistributive policy, which in turn decreases economic growth in a short run. We discuss broad policy implications based on our political economic analyses.

본 논문은 경제적 불평등이 정치적 의사결정과정을 통하여 환경정책과 재분배정책에 어떻게 영향을 미치는지를 분석하고 있다. 정치과정을 배제한 경제적 균형에서는 환경정책(배출세)의 도입이 미도입시와 비교하여 경제성장률의 상승을 가져올 수 있지만 그 효과에 불확실성이 존재함을 보이고 있다. 이와 달리 정치경제적 균형에서는 경제적 불평등도의 변화에 따라 환경정책과 재분배정책의 선택이 달라지는 것을 보이고, 그러한 정책 선택이 경제성장에 미치는 영향을 분석하고 있다. 보다 구체적으로 경제적 불평등도가 일정 수준으로 개선되어야 환경정책이 도입되고, 환경정책의 도입은 보다 강화된 재분배정책의 요구로 이어져 단기적으로 경제성장에 부정적인 영향을 줄 수 있음을 보이고 있다. 본 논문에서는 이러한 정치경제적 분석을 기초로 정책적 함의를 논의하고 있다.

Ⅰ. 서 론

왜 국가들마다 다른 수준의 환경정책을 택하고 있을까? 더 나아가 국가들마다 환경보호 성과가 다른 것일까? 한 국가 내에서 어떤 시기에 환경문제가 사회적 이슈가 되고 정책화되는가? 환경정책 과정에서 소득분배의 역할은 무엇인가? 환경정책은 경제성장과 조화될 수 있는가? 본 논문은 내생적 성장이론과 내생적 정책이론을 이용하여 이러한 문제들을 다루고자 한다.

경제학 분야에서 일반적으로 환경정책에 관해 논의할 때 논의의 초점은 어떠한 환경정책수단이 가장 효율적인 수단인가에 있어 왔다. 이러한 논의의 전제는 사회후생 극대화를 목적으로 하는 정부의 존재이다. 하지만 많은 정치경제학 문헌에서 정부는 사회후생 극대화를 위해 일하는 단일한 존재가 아니라는 것을 보여왔다. 뿐만 아니라 정부, 특히 정책입안과 관련된 입법부는 선거라는 정치적인 과정에 의해 대다수 국민의 선호에 반응할 수밖에 없다. 따라서 본 논문에서 논의하고 있는 환경정책도 선거라는 과정을 통해서 사업자단체, 노동조합, 환경단체 등 여러 이익집단의 경쟁적 로비와 언론에 보도되는 정보에 대한 일반대중의 의사에 따라 결정되는 것이 일반적이다.

물론 이러한 정치과정에서의 정책과정에 의문을 가지는 견해가 있을 수 있다. 만약 환경정책이 정치과정을 통해 결정되지 않고 사회후생 극대화를 목적으로 정부가 결정했다면, '왜 국가별로 다른 시기에 다른 수준의 환경정책을 도입할까?' '한 국가 내에서 어떤 시기에 환경문제가 사회적 이슈가 되고 정책화되는가?'라는 질문에 대한 답을 찾을 수 없다. 뿐만 아니라 사회후생 극대화라는 측면에서 제안된 정책들이 정치적인 지지를 얻지 못하여 도입되지 못하거나 도입되더라도 폐기되는 경우는 어렵지 않게 찾아볼 수 있다.

따라서 정책분석에서 경제적인 측면의 분석만으로는 설명되지 않는 부분들을 정치적 과정에 대한 분석을 통해 설명하고 그로부터 새로운 정책적 함의를 도출하고자 한다. 특히 본 논문에서는 정치경제학적인 분석틀을 사용하여 환경정책의 도입과 그에 따른 소득재분배정책에 대한 영향, 더 나아가 경제성장에 미치는 영향에 대해 살펴보고자 한다.

본 논문은 정치경제적 균형분석을 통하여 경제적 불평등도의 변화가 정치과정을 통하여 환경정책과 재분배정책의 선택에 영향을 미치고 이러한 정책 선택이 경제성장에 미치는 영향을 분석하고 있다. 이러한 정치경제적 균형분석은, 경제적 균형분석과 달리, 경제적 불평등도가 일정 수준으로 개선되어야 환경정책

이 도입되고, 환경정책의 도입은 보다 강화된 재분배정책의 요구로 이어져 단기적으로 경제성장에 부정적인 영향을 줄 수 있음을 보이고 있다.

II. 관련 문헌

본 연구는 두 가지 상호 연관된 문헌, 즉 환경보호와 경제발전 간의 관계에 관한 문헌과 경제적 불평등도와 경제발전 간의 관계에 관한 문헌을 결합하려는 시도이다. 이러한 문헌의 발전은 쿠즈네츠 커브(Kuznets Curve 혹은 KC) 가설과 환경 쿠즈네츠 커브(Environmental Kuznets Curve 혹은 EKC) 가설을 중심으로 이루어지고 있다.

1. 실증문헌

환경파괴와 경제발전 간의 관계에 대해서는 많은 연구가 이루어져 왔다. 오염물질 배출과 소득 간에 역U자 형태(inverted U-shape)의 관계, 즉 소득이 증가하면 초기에는 오염물질 배출이 증가하다가 소득이 일정 수준 이상이 되면 오염물질 배출이 감소한다는 것을 많은 실증연구들(Copeland and Taylor[2004]; Dinda [2004])이 밝히고 있다. 하지만 EKC라고 알려져 있는 연구 결과에 대해 많은 의문이 제기되었고, 일부 연구들은 실증분석에 사용되는 계량모형을 어떻게 구성하는가에 따라 결과가 달라질 수 있음을 보이고 있다.

현존하는 대부분의 실증연구들은 몇 개 국가들에 대한 데이터를 사용하고 있는데, 대기, 수질, 토양 오염물질과 같은 특정 오염물질에 관한 분석 결과들을 보여주고 있다. 이 실증연구들에서는 오염물질 농도를 종속변수로 설정하고, 이를 1인당 GDP와 시간적 추이, 인구밀도, 그리고 지역 관련 변수들에 대해 회귀분석하고 있는데, 이들의 주요 이슈는 오염물질 배출이 최고점을 형성하는 소득수준이 어디인가라는 극점(critical point) 위치에 관한 추정이다. 일반적으로 배출은 소득수준이 높아짐에 따라 점점 증가하다가 일정 수준이 되면 최고점을 형성하고, 그 이상이 되면 하락하는 모습을 보인다. 이를 근거로 배출이 최고점을 이루는 소득수준, 즉 극점을 추정함으로써 오염물질의 배출이 경제 내에서 감소하는 지점을 포착하고 그 추이를 예측하여 미래 배출수준을 파악할 수 있을 것이라 주장한다.

EKC와 관련하여 가장 많이 인용되는 논문인 Grossman and Krueger의 1995년 논문은 Global Environmental Monitoring System(GEMS)의 이산화황, 중미립자(heavy particulates), 매연에 관한 오염농도 자료를 사용하고 있다. 그들은 대부분

의 오염물질이 상대적으로 낮은 1인당 GDP 수준에서 최고점을 형성하는 역U자 형태의 결과를 발견하였다. 이보다 앞서 Bandopadhyay and Shafik(1992)은 149개국의 이산화황의 대기 중 농도와 소득수준에 관한 데이터를 사용하여 오염-소득 곡선을 추정하였다. 이들도 상대적으로 낮은 수준의 1인당 GDP에서 오염이 최고점을 형성하는 역U자 형태의 관계를 발견하였다. 이 외에도 여러 연구자들이 역U자 형태의 관계를 발견하였는데, Panayotou(1993) 또한 이산화황과 질소산화물에 대해 역U자 형태의 관계를 발견하였다. 한편, 이러한 실증연구 결과에 대해 회의적인 시각도 없지 않았는데, Hilton and Levinson(1998)은 극점이 회귀분석에 사용되는 함수의 형태와 자료의 시기에 민감하다는 것을 발견하였다.

역U자 형태의 관계에 대한 회의론은 Stern and Common(2001)에 의해 본격적으로 시작되었는데, 그들은 이전 연구에서 사용된 계량모형이 부적절할 수 있다는 의심을 가지고 사용되는 샘플에 따라 이산화황에 대한 극점이 달라짐을 보였다. Harbaugh, Levinson, and Wilson(2002) 또한 Grossman and Krueger(1995)에서 사용된 데이터를 보완하고 국가소득, 정치구조, 투자, 교역, 그리고 인구밀도 등의 변수를 포함시켜 분석하고 있다. 그들의 주요 결과는, 역U자 형태의 관계에 관한 실증분석 결과는 계량모형을 어떻게 설정하는가에 따라 달라질 수 있다는 것이다. 따라서 아직까지는 역U자 형태의 관계를 결론지을 만큼 충분한 실증이 이루어지지 않았다고 할 수 있다.

환경파괴와 경제발전 간의 관계에 대한 연구의 결과를 요약하면, 경제발전 초기에는 환경파괴가 급격하게 이루어지다가 일정 수준의 경제발전 혹은 소득수준의 달성이 이루어지고 나면 환경파괴가 오히려 감소한다는 주장과 그러한 관계가 성립하지 않는다는 주장으로 대별할 수 있다.

다른 한편, 일반적으로 Kuznets Curve로 알려진 Kuznets 가설은 경제발전단계 초기에는 소득분배가 악화되다가 경제가 발전할수록 개선된다는 것이다. 이러한 경제성장과 경제적 불평등도에 대한 실증연구 결과는 Kuznets 가설을 지지하는 쪽에서 지지하지 않는 쪽으로 옮겨가고 있는 것으로 보인다. Paulkert(1973)는 지니계수 등의 통계량 국제비교를 통하여 Kuznets 가설을 지지하였다. 회귀분석(Adelman and Morris[1973]; Cline[1975])에서도 Kuznets 가설이 지지되었다. 하지만 Fields(1980, 1989, 2001)와 Fields and Jakubson(1994)은 개별 국가의 분배상황, 성장경로, 그리고 개발전략의 차이로 인하여 Kuznets 가설이 성립하지 않음을 보이고 있다. 하지만 이러한 국가 간 비교에서는 국가별 특수성을 모두 통제하기 힘들다는 점에서 실증분석 결과의 해석

에 주의할 필요가 있다.

EKC와 KC로 대별되는 연구를 연결해서 생각해 보면 경제발전 초기단계에서는 소득분배가 악화될 뿐만 아니라 환경파괴가 심화되다가 경제발전이 일정 수준에 도달하면 소득분배상황뿐만 아니라 환경파괴도 함께 호전된다고 할 수 있다. 물론 이와 같은 관계가 성립하지 않는다는 실증연구 또한 존재한다. 하지만 만약 EKC와 KC의 가설이 동시에 성립한다면 이에 대한 체계적인 설명이 요구되는데, 본 논문은 그러한 체계적인 분석과 설명을 시도하고 있다. 이상에서는 EKC와 KC에 관련된 실증문헌을 살펴보았다. 다음 절에서는 이와 관련된 이론문헌들을 살펴보고자 한다.

2. 이론문헌

많은 이론모형들이 EKC의 존재 가능성을 증명하고 있지만 각기 다른 논리를 제공하고 있다. 이론모형들의 공통적인 설명은 다음과 같다. 사람들은 산업화 초기에는 깨끗한 환경보다는 기초적인 필요의 충족에 더 많은 관심을 가진다. 지역공동체는 배출저감비용을 감당할 충분한 경제적 여력이 없기 때문에, 환경규제가 존재하더라도 매우 미미하거나 도입되지 않는다. 소득이 증가함에 따라 산업은 깨끗해지고 한계소비효용은 감소한다. 즉, 사람들은 깨끗한 환경에 좀 더 많은 가치를 부여하게 된다. 또한 환경 관련 제도들도 보다 효율화된다. 환경오염은 중간소득 정도에서 증가를 멈추고, 부유한 사회에서는 산업화 이전 수준으로 감소하게 된다. 이상이 소득과 환경 간의 관계에 대한 이론적 접근의 공통적인 경로이다.

Dasgupta, Laplante, Wang, and Wheeler (2002)는 역U자 형태(inverted U-shape relation)의 관계가 성립하려면 일정한 가정들이 필요하다고 한다. 첫째, 소득이 증가함에 따라 한계소비효용이 일정하거나 감소하고, 둘째 환경오염으로 인한 비효용(disutility)이 증가하고(환경의 질이 정상재(normal good)라는 것), 셋째 한계저감비용이 증가하여야 한다는 것이다. 오염물질 저감이 규모에 대해 체증한다는 가정하에, Adreoni and Levinson(2001)은 경제가 최소 수준에 도달한 후에는 감축에 필요한 고정비용을 지불하고 감축을 시작하는 것이 경제적임을 보이고 있다.

다른 한편, Cropper and Griffiths(1994)와 Jones and Manuelli(2001)는 EKC의 가능성에 대한 제도적인 설명을 시도하고 있다. 이들은 재산권 보장 등과 같은 강력한 제도적 장치를 가진 국가들이 일반적으로 더 부유하고 오염물질 배출을 보다 잘 규제할 수 있다는 점에 착안하고 있다. 따라서 제도적 장치의 강도가 국가마다 다르고, 이러한 제도적 강도의 차이에 따라 역U자 형태를 나타낼 수 있다고 한다. 이러한 설명은 횡단면분석(cross section

analysis)을 전제하고 있으며, 재산권 보장 등과 같은 제도적 장치의 차이가 발생하는 원인에 대한 설명은 결여하고 있다.

Stokey(1998)는 오염물질 배출이 GDP에 비례하지만, 그 증가비율은 저감기술에 의해 감소될 수 있다고 가정한다. 소득이 일정 수준 이하인 경우에는 고배출 생산방식이 사용되지만, 소득이 일정 수준을 넘어서면 깨끗한 생산방식이 사용됨을 보이고 있다. 그러한 임계소득수준 이하에서는 오염 배출이 소득과 함께 증가하고, 그보다 높은 수준에서는 총배출량이 소비재에 대한 수요탄력성에 따라 결정된다고 한다. 탄력성이 1보다 큰 경우에는 배출-소득 곡선이 역U자 형태를 취하게 된다.

배출-소득 간의 관계에 대한 논의가 이론적·실증적 논의의 중심을 이루는 가운데 환경정책 개혁과 경제성장 간의 관계에 대한 이론적 논의도 광범위하게 진행되었다. 여기에서는 환경보호가 경제성장에 어떠한 영향을 미치는지가 논의의 핵심이다. 이에 대한 정책결정자와 산업계의 공통된 견해는 환경정책은 경제성장을 저해한다는 것이다(Ligthart and van der Ploeg[1994]). 즉, 환경보호는 생산 가능성의 일정한 하락을 감수해야 가능하고, 이는 축적 가능한 생산요소에 대한 수익률을 저하시킬 것이라고 한다.

Gradus and Smulders(1993)는 인적자본을 포함한 내생적 성장모형을 이용하여, 깨끗한 환경이 경제주체인 가계의 학습능력에 긍정적 영향을 미친다면 엄격한 환경정책이 높은 경제성장을 유발할 수 있다고 주장한다. Bovenberg and Smulders (1995, 1996)와 Gradus and Smulders(1996)는 왜곡적 조세가 존재하지 않는 상황에서 환경세를 높여서 경제성장을 촉진할 수 있음을 보이고 있다. 한 걸음 더 나아가 Nielson, Pedersen, and Sorenson(1995)과 Bovenberg and de Mooij(1997)는 환경세의 증세와 왜곡적 조세의 감소가 성장을 촉진할 수 있음을 보이고 있다. 하지만 이러한 결과와는 달리 Fullerton and Kim(2008)은 내생적 성장모형을 이용하여 왜곡적인 조세가 존재하는 상황에서는 환경세의 증세가 반드시 경제성장을 촉진하는 것은 아님을 보여주고 있으며, 이를 좌우하는 것이 기존 자본소득세의 왜곡정도와 환경배출효율이라는 것을 이론적으로 보여주고 있다. 즉, 기존의 소득세 왜곡이 존재하는 상황에서는 최적 배출세의 경제적 균형이 기존 조세체계의 왜곡정도에 따라 달라진다는 것이다.[1)]

이와 더불어 소득분포와 경제성장 간의 연결고리에 대해 광범위한 연구가 진행되었다.[2)] 이러한 문헌의 주요 아이디어는 분배적 갈등에 휩싸인 사회는 소득

1) Bovenberg and de Mooij(1997), Bovenberg and Goulder(1995), 김홍균·김진영(2002), Fullerton and Kim (2008) 참조.

재분배를 위하여 재산의 사적 가치를 제한하게 되고, 그에 따라 자본이나 지식의 축적과 같은 성장촉진적 활동을 둔화시킨다는 것이다. 예를 들면 Persson and Tabellini(1994)와 Benabou(1996)가 이러한 논의의 대표적인 논문이다. 이러한 이론은 중위투표자정리(median voter theorem)에 따라 경제적 불평등도가 클수록 평균소득과 중위소득의 격차가 커지고, 그에 따라 소득재분배의 요구가 커져 높은 소득세율이 결정됨을 보여준다. 따라서 중위소득이 증가할수록 낮은 소득세율을 선택하게 되고 경제의 왜곡도 줄어들어 높은 경제성장을 달성할 수 있음을 이론적으로 보이고 있다.

다른 한편, Alesina and Perotti(1996)는 경제적 불평등이 정치적 불안정을 초래하고, 이로 인해 투자가 줄어들어 성장을 저해한다고 주장한다. 이에 더하여 자본시장의 불완전성은 빈곤층이 자본시장에 접근할 기회를 제한하고, 그에 따라 잠재적인 생산능력을 발휘할 기회가 감소하게 되므로 성장이 저해된다는 주장도 제기되고 있다.

이상에서 살펴본 바와 같이 환경정책과 경제성장 간의 관계에 대한 연구와 소득분포와 경제성장 간의 관계에 대한 연구는 각기 독립적으로 진척되어 왔다. 각각의 연구들은 두 가지 변수들에 대한 관계만을 연구해 왔을 뿐 이제까지 환경정책, 소득분배와 경제성장에 대한 체계적인 연구는 이루어지지 못했다. 물론 각기 독립적인 연구 결과들을 연결하여 가설을 세울 수는 있을 것이다. 예컨대, 소득분배가 개선됨에 따라 소득세율이 감소하고 경제성장이 촉진되어 보다 강화된 환경정책을 사용하게 된다는 가설을 설정할 수 있을 것이다. 하지만 이러한 가설은 이론적으로 엄밀히 증명되고 실증적으로 확인되어야 할 필요성이 있다. 뿐만 아니라 단순한 가설 설정에서는 어떤 과정을 거쳐 결과가 발생하는지에 대한 이해와 설명이 부족할 수밖에 없기 때문에 본 연구와 같은 체계적인 이론적 분석이 필요하다.

Ⅲ. 이론적 분석

1. 모형 구성

경제적 불평등이 경제제도와 정치과정을 통하여 환경보호와 경제성장에 어떻게 영향을 미치는지 분석하기 위하여 Persson and Tabellini(1994)의 모형을 확장하여 분석하고자 한다. 본 모형이 Persson and Tabellini(1994)와 다른 점은 자본소득

2) 소득분배와 경제성장 간의 관계에 관한 서베이로는 유경준(2006)을 참조.

세뿐만 아니라 배출세도 포함하고 있다는 것이다. 기술적인 측면에서 정부정책이 두 개(자본소득세와 배출세)이고, 이 정책들이 내생적으로 결정된다는 측면에서 한층 발전된 모형이라고 할 수 있다. 분석을 단순화하기 위해 경제 내 인구는 일정하며 개인은 2기 동안 산다고 가정한다. 모든 경제주체는 동일한 선호를 가지고 있다고 가정한다. $t-1$기에 태어난 i번째 개인의 효용함수는 다음과 같이 정의한다.

$$v_t^i = U(c_{t-1}^i, d_t^i) \tag{1}$$

분석 결과의 비교가 용이하도록 Persson and Tabellini(1994)의 수식표기방식(notation)을 따르기로 한다. 위의 수식에서 c는 i번째 개인의 청년기 소비를 나타내고, d는 노년기 소비를 표시한다. 효용함수 $U(\bullet)$는 오목하며(concave), 동조성(homotheticity)이나 선형 동질성(linear homogeneity)을 갖고 있고 개인들은 이질성 요소에 따라 서로 다른 소득을 가진다. 이때 i번째 경제주체의 예산제약은 다음과 같다.

$$c_{t-1}^i + k_t^i = y_{t-1}^i \tag{2}$$

$$d_t^i = r\left[(1-\theta_t)k_t^i + \theta_t k_t\right] - \delta_t x_t^i \tag{3}$$

여기서 y^i는 i번째 경제주체의 청년기 소득을, k^i와 k는 각각 개인의 자산과 평균자산을, r은 자산에 대한 외생적 수익률을,[3] x^i는 i번째 경제주체의 오염 배출량을 각각 나타내고, θ와 δ는 정책변수를 나타낸다.[4] 특히 θ는 자본소득세로, δ는 배출세로 해석된다. 주어진 정책변수 θ와 δ에서 개인은 효용 극대화를 위하여 청년기의 소비와 미래소비를 위한 자본축적 혹은 저축에 배분한다.

정부는 오염 배출세 δ로 인한 세수를 오염을 줄이거나 환경의 질 향상을 위해서만 사용한다고 가정한다.[5] 오염 배출은 생산요소로서 자본의 사용을 통해서

3) 여기서 자산에 대한 수익률을 r로 하지 않고 $(1+r)$로 하더라도 분석상의 질적인 차이를 초래하지 않는다.

4) 본 논문에서는 개별 경제주체에 관한 변수에는 상첨자를 사용하고, 상첨자가 없는 경우는 경제주체들의 평균을 나타낸다.

5) 환경세는 환경오염행위에 부과되는 조세를 말한다. 한국에서는 교통세로 처음 도입되어 2006년 교통에너지환경세법으로 개정되었다가 2009년 폐지되고 개별소비세로 통합되었다. 하지만 정부의 환경 분야 투자재원은 환경개선특별회계에 따라 환경개선부담금, 폐기물예치금 및 부담금, 수질개선부담금 등 부담금을 통합하여 운용하고 있고 일부는 일반회계 재원에서 충당하고 있다. 부담금제도가 현실적으로 조세에 준한다는 점과 환경 개선과 관련한 목적에 사용하고 있다는 점에서 볼 때, 본 논문에서 가정하고 있는 배출세와 크게 다르지 않다. 뿐만 아니라 대부분의 선진국에서 도입하고 있는 환경 관련 조세는 목적세의 형태를 지니고 있다.

만 발생하고 노동에 의해서는 발생하지 않는다고 가정한다.[6] 경제주체는 노년기의 소득을 위해 자본을 사용하기 때문에 노년기에만 배출세를 부담하게 된다. 노년기의 오염 배출은

$$x_t^i = \begin{cases} (p(\delta_t)+e^i)x_{t-1} & \text{if } e^i > p(\delta_t) \\ 0 & otherwise \end{cases} \quad (4)$$

와 같이 정의되고, 여기서 $p(\delta_t)$는 내생적으로 결정되는 평균 오염 배출률을 나타내고, 배출세에 대한 일차도함수 p_δ는 0보다 작다고 가정한다. 한편, x_{t-1}은 이전 세대가 배출한 평균 오염량을 나타내고, e^i는 외생적으로 주어지는 이질성 요소이다.[7] 이 이질성 요소에 따라 개별 경제주체는 각기 다른 청년기의 소득을 갖게 된다. x_{t-1}은 이전 세대가 배출한 평균 오염량을 나타내기 때문에 이전 세대가 배출한 오염물질의 축적량이 현세대의 오염 배출량에 대한 기준선이 된다. 이 가정은 오염 배출을 줄이기 위한 상당한 정도의 기술적 발전이 이루어지지 않는 한, 현세대에 의한 오염 배출이 이전 세대의 오염 배출에서 크게 벗어나지 않는다는 것을 반영하고 있다. 오염의 이질성 요소가 소득의 이질성 요소와 같이 움직이기 때문에 실질적으로 고소득자가 더 많은 오염물질을 배출한다고 가정하고 있는 것이다. 한 가지 주의할 점은 e^i에 따라 x_t^i는 음의 값을 가질 수 있다는 것이다. 이 경우 오염을 배출하지 않고 흡수하는 것은 기술적으로 가능하지 않기 때문에 배출을 하지 않는 것으로 가정한다. 따라서 이 경우에는 배출세를 지불하지 않아도 된다.

청년기의 소득은 다음과 같이 정의된다.

$$y_{t-1}^i = (w+e^i)k_{t-1} \quad (5)$$

여기서 w는 소득창출을 위한 평균적인 기본기술(basic skills)의 수준을 나타내고, e^i는 기본기술의 개별적 수준을 나타내며 평균은 0이고 중위값은 0 미만이라고 가정한다. 따라서 이전 세대가 축적한 평균자본의 양 k가 새로운 세대의 소득에 외부경제성(positive externality)을 유발하고 있음을 가정한다.

이전 세대의 자본축적이 미래 세대의 소득에 미치는 외부경제성에 대해서

6) 여기서 말하는 오염물질은 생산과정에서 발생하는 이산화탄소, 질소화합물, 이산화황 등의 환경오염물질들을 말한다. 생활오수와 같은 것의 배출은 배출세의 대상이 아님을 밝혀둔다. 만약 생활오수가 배출세의 대상이 된다면 개인의 경제활동에 영향을 미쳐 자원배분에 왜곡을 일으킬 수 있다. 이를 지적해 준 익명의 검토자에게 감사드린다.

7) 개인별 이질성 요소인 e는 각 경제주체의 청년기 소득을 결정할 뿐만 아니라 현재 및 미래 소비비율에 따라 노년기 자본축적을 결정하고 자본사용에 따른 환경오염을 결정한다. e에 따라서 소득이 결정되기 때문에 개별 경제주체의 소득분포상의 위치에 대한 대용변수로서의 역할도 한다.

Persson and Tabellini(1994)는 두 가지 해석 가능성을 제시하고 있다. 그 하나는 k를 새로운 세대의 생산기술에 긍정적인 영향을 미치는 물리적 혹은 인적 자본으로 해석하는 것이다(Arrow[1962]; Romer [1986]). 다른 하나는 k를 기술적 진보를 촉진하는 지식의 척도로 보는 것이다. 전자의 경우 θ는 비례적 자본소득세로 해석될 수 있고, 이러한 자본소득세로 확보된 조세수입은 노령세대를 위한 일괄 이전소득으로 사용된다고 볼 수 있다. 반면, 후자의 경우에는 θ가 개인의 지적재산권이나 투자를 보호하는 제도적 장치로 해석될 수 있다.

평균소득은 이전 세대가 축적한 자산의 선형함수가 된다. 임금소득은 외부경제성의 정도에 따라 결정되지만 모든 경제주체들은 효용 극대화를 위하여 임금소득을 현재소비와 미래소비로 배분하고, 그 결과 미래세대를 위한 자본축적이 결정된다. 본 논문에서는 재분배적 조세뿐만 아니라 오염 배출에 대한 배분적 조세도 다루고 있다. 하지만 분석의 목적상 세대 간 재분배 문제는 다루지 않는다.

모형에서 상정하고 있는 사건의 시간적 순서는 다음과 같다. 모형의 시작점인 $t-1$기에 등록된 투표자들이 t기의 정책변수 θ_t와 δ_t를 선택한다. 투표로 선택된 정책조건에서 개별 경제주체는 자신의 임금소득을 현재소비(c_{t-1}^i)와 미래소비(d_t^i)를 위한 자본투자 k_t^i에 배분한다. 모든 경제적·정치적 선택은 $t-1$기에 이루어진다. 그렇기 때문에 일부의 결정이 t기에 이루어질 경우 발생할 수 있는 약속 불이행 문제(commitment problem)는 없다. 따라서 모든 정책변수들은 다수결 투표에서 결정된 대로 집행된다. $t-1$기의 노령세대는 $t-2$기에 자신들이 선택한 정책에만 영향을 받기 때문에 자신들에게 영향을 미치지 않는 $t-1$기의 투표에는 참여할 유인이 없다. 따라서 $t-1$기의 투표에는 청년세대만이 참여한다고 가정한다.[8] 분석의 단순성을 위하여 전체 경제주체에 있어서 e^i의 분포는 매기 변화가 없다고(stationary) 가정한다. 이 가정은 중첩세대모형을 사실상 2기 모형으로 단순화시킨다.

정치경제적 균형은 다음과 같은 조건을 만족시키는 두 개의 정책과 개별 경제주체의 경제적 결정으로 정의된다.

가) 주어진 정책들에 대하여 경제주체들의 결정은 최적이어야 하고 시장은 청산되어야 한다.

8) 노령세대가 투표에 참여하지 않는다는 가정은 다음과 같은 근거에서 정당화될 수 있다. 첫째, 노령세대는 청년세대의 정책결정의 문제와는 무관하다. 즉, 자신의 경제적 이해와는 독립적이다. 따라서 투표에 참여한다고 하더라도 동일한 확률로 후보를 선택한다면 청년세대의 결정에 영향을 미칠 수 없다. 둘째, 청년세대와 노년세대가 동일한 가구를 이루어 존재한다면, 노년세대는 특별한 선호가 없기 때문에 청년세대의 선호에 따라 표를 행사할 것이기 때문에 청년세대의 결정에 영향을 미칠 수 없다.

나) 다수결투표에서 결정된 정책들은 다른 모든 대안과 비교하여 더 많은 사람들이 선호하여야 한다.

다) 자본소득세로 형성된 정부세수는 모든 노령세대에 대한 일괄 이전소득으로 사용되고, 배출세로 조성된 세수는 환경보호를 위한 기술개발과 사회간접자본에 투자하여 평균 오염물질의 배출감축을 위해 사용된다는 점에서 균형재정원칙이 준수된다.

특히 균형조건 중 마지막 조건은 균형재정조건(balanced budget condition)과 함께 특정 세입은 특정 세출로만 사용하도록 하는 earmark system을 상정하고 있음에 유의할 필요가 있다.

2. 경제적 균형

본 절에서는 외생적으로 주어진 정책에 대한 경제적 균형에 대해서 살펴보고자 한다. 특히 배출세가 균형성장률에 미치는 영향에 초점을 맞추고자 한다. 경제주체들이 동조적 선호를 갖고 있다고 가정하기 때문에 경제주체의 최적 선택은 두 기간의 소비비율로 나타나는데, 이는 현재소비와 미래소비의 상대가격만의 함수이다. 모든 경제주체에 대하여 $d_t^i/c_{t-1}^i = -\dfrac{\partial v_t^i/\partial c_{t-1}^i}{\partial v_t^i/\partial d_t^i} = D(r,\theta,\delta)$이라고 정의하고, 현재와 미래의 소비비율 D는 $D_r > 0$, $D_\theta < 0$, 그리고 $D_\delta < 0$을 만족한다고 가정한다. 그 함의는 모든 경제주체가 현재와 미래에 대해 동일한 비율로 소비하고, 더 많은 소득을 가진 경제주체가 더 많은 자본을 축적한다는 것이다. 이러한 관계와 예산제약조건을 통해 i번째 경제주체의 현재소비와 미래소비는 다음과 같이 계산된다.

$$d_t^i = \frac{D(\bullet)r\left[(1-\theta_t)y_{t-1}^i + \theta_t k_t\right] - D(\bullet)\delta_t x_t^i}{D(\bullet) + r(1-\theta_t)} \tag{6}$$

$$c_{t-1}^i = \frac{r\left[(1-\theta_t)y_{t-1}^i + \theta_t k_t\right] - \delta_t x_t^i}{D(\bullet) + r(1-\theta_t)}. \tag{7}$$

다만, 위의 식에서 경제에 배출세($\delta_t > 0$)를 도입함으로써 배출세를 도입하지 않는 경우($\delta_t = 0$)에 비하여 청년기의 소비와 노년기의 소비가 공히 감소하는 것을 알 수 있다. 경제주체별 이질성 요소인 e^i의 산술적 평균은 0이기 때문에 평균적인 경제주체에 대해 $k_t = y_{t-1} - c_{t-1}$의 관계가 성립한다. 이 사실과 위의 식을 이용하여 k(와 국민소득)의 성장률을 다음과 같이 계산할 수 있다.

$$\frac{k_t}{k_{t-1}} = \frac{D(\bullet)w}{D(\bullet)+r} + \frac{\delta_t x_t}{k_{t-1}(D(\bullet)+r)} \tag{8}$$

따라서 경제성장률은

$$g_t = G(w, r, \theta_t, \delta_t) = k_t / k_{t-1} - 1 = \frac{D(\bullet)w}{D(\bullet)+r} + \frac{\delta_t x_t}{k_{t-1}(D(\bullet)+r)} - 1 \quad (9)$$

이 된다.[9] 여기서 $G_w > 0$와 $G_\theta < 0$임을 확인할 수 있다. 반면, G_δ의 부호는 현재소비에 대해 배출세율이 어떤 영향을 미치느냐에 따라 달라지는데, $\partial c_{t-1}/\partial \delta_t \leq 0$이면 $G_\delta \geq 0$, $\partial c_{t-1}/\partial \delta_t > 0$이면 $G_\delta < 0$이다.[10] 한편, G_r의 부호는 불분명하다. 평균 기본기술수준(w)이 높을수록 경제성장률이 높아진다. 자본소득세(θ)가 높을수록 성장률은 낮아지는 반면, 높은 자본수익률은 그 대체효과와 소득효과의 상대적 크기에 따라 성장률을 높이거나 낮출 수 있다. 여기서 중요한 것은 배출세가 도입되었을 경우의 경제성장률이 배출세가 도입되지 않았을 경우의 경제성장률보다 높다는 점이다.[11]

하지만 이는 배출세 도입 시와 미도입 시의 현재·미래 소비비율이 동일할 경우에 그러하고 현재소비에 대한 가격효과에 따라 배출세 도입(미래소비가격의 상승)이 경제성장률에 미치는 영향이 달라질 수 있음에 주의해야 한다. 현재소비에 대한 가격효과가 음(negative)이면, 즉 배출세 도입으로 현재소비가 감소하면 배출세 도입으로 경제성장률은 상승하게 되는데, 그 이유는 다음과 같다. 배출세는 평균적인 경제주체의 노년기 소비를 줄인다. 이를 예상하는 평균적인 경제주체는 청년기의 소비를 줄이고 최적 현재·미래 소비비율을 유지하기 위해 자본축적을 증가시켜야 한다. 따라서 배출세율이 높을수록 경제성장률도 높아진다.

먼저 배출세에 대한 한계 현재·미래 소비비율 D_δ가 0보다 큰 경우에는 증가된 미래소비비중을 맞추기 위해 자본축적을 증가시켜야 하기 때문에 G_δ가 0보다 커질 수밖에 없다. 하지만 이 경우에는 소비의 합리성에 위배되기 때문에 $D_\delta < 0$라고 가정하고 있다. 이 경우에도 배출세율의 증가가 경제성장률 상승으로 이어지는데, 그 이유는 다음과 같다.

가정에 따라 배출세율의 증가로 최적 현재·미래 소비비율(D)이 감소한다. 이는 현재소비에 비해 미래소비가 많이

9) 본 논문에서 정의되는 경제성장률은 민간부문의 자본 증가율을 의미한다. 따라서 본 논문의 경제성장률은 민간부문의 성장률로 해석할 수 있다. 만약 일반적으로 정의되는 국민소득의 증가율로 경제성장률을 정의할 경우에는 민간부문과 정부부문의 두 개 부문으로 나눌 필요가 있다.

10) 증명은 부록 참조.

11) Persson and Tabellini(1994)에서 계산된 성장률은 $g_t = \frac{D(\bullet)w}{D(\bullet)+r} - 1$이며, 이는 배출세가 도입되지 않았을 경우의 성장률에 해당한다.

〈Table 1〉 Emission Tax's Impact on Economic Growth through Price Effect

D_δ	Price effect on c_{t-1}	G_δ
$D_\delta > 0$	Contradicts to rationality	
$D_\delta < 0$	−	+
	+	−

감소한다는 것이다. 현재소비에 대한 가격효과를 음이라 가정하고 있으므로, 소비비율이 최대로 감소하는 경우 배출세율 증가로 인한 소비 감소가 거의 모두 미래소비에서 일어난다고 하자. 이 경우 평균적인 경제주체는 미래소비 감소에 대응해 자본축적을 증가시키지 않는다. 따라서 현재소비에 대한 가격효과가 음인 경우에 경제성장에 긍정적인 영향을 미친다. 한편, 배출세 도입으로 인한 현재소비에 대한 가격효과가 양(positive)인 경우, 배출세 도입은 경제성장에 부정적인 영향을 미칠 것이다. 이러한 배출세의 가격효과가 성장에 미치는 영향을 정리하면 <Table 1>과 같다.

위의 표에서 알 수 있듯이 배출세의 성장에 대한 효과는 가격효과에 따라 달라질 수 있다. 따라서 정책결정자의 입장에서는 그만큼 불확실성이 존재할 수밖에 없다. 이러한 정책에 대한 경제주체의 반응에 대한 불확실성이 없다고 하더라도 이에 따른 정책처방이 과연 대의민주주의를 채택하고 있는 상황에서 정치적으로 지지될 수 있는지도 불투명하다.

이러한 경제적·정치적 불확실성이 존재하지 않는다고 가정하면, 위에서 논의한 경제적 균형에서 모든 파라미터는 정책으로 조절 가능하고, 정책결정자는 경제성장과 경제적 불평등성에 대한 사회적 선호체계에 따라 사회후생을 극대화하는 정책조합(policy mix)을 선택할 수 있다. 예컨대, 경제적 불평등성을 낮추고 환경을 보호하면서 경제성장을 희생하지 않는 정책조합, 즉 w, r, θ, δ의 조합을 선택할 수 있다는 것이다. 다른 한편, 정책결정자의 정책선호에 따라 정책조합은 전혀 다른 모습으로 나타날 수 있다. 만약 정책결정자가 경제성장률의 상승에 무게를 둘 경우 경제성장률을 극대화하기 위해 기존의 자본소득세를 대폭 낮추고 배출세를 높이는 정책방향을 택할 수 있는 것이다. 반면, 경제적 형평성에 무게를 둔다면 기존의 소득세를 더욱 강화할 수 있다. 이렇듯 경제적 균형에서는 정책결정자의 선호체계에 따라 소득세와 배출세가 서로 대체적인 관계에 있게 된다.

하지만 이러한 정책조합은 현실적인 정책결정과정의 기술적 및 정치적 제약

을 반영하고 있지 않기 때문에 현실적합성의 문제가 있고, 실증적인 분석 결과와 차이가 있을 수밖에 없다. 다음 절에서는 이러한 정책변수들이 현실적인 정치적 제약을 반영하는 정책결정과정을 통한 정치적 균형하에서 모형의 파라미터들이 변할 때 어떻게 변하는지(예컨대, 평균적 경제주체와 중위 경제주체 간의 경제적 격차로 정의되는 경제적 불평등도 등) 논의하고자 한다.

3. 정치경제적 균형

대의민주주의체제에서 정치적 결정은 선거(election)를 통하여 이루어진다고 할 수 있다. 시민들은 정책공약 측면에서 그들이 가장 선호하는 후보를 선출하고, 선출된 정치인이 정책을 결정한다. 정치인들은 재선(reelection)이 걸려 있기 때문에 자신의 공약과 다른 정책을 선택하지 않을 수 있지만 대의민주주의 자체가 가지고 있는 주인-대리인 관계로 인하여 약속불이행의 문제(commitment problem)는 항상 내재해 있다. 하지만 공약의 불이행 문제가 없고, 선출된 정치인은 중위투표자가 선호한 공약대로 이행하는 것으로 가정한다. 약속 불이행의 문제가 없기 때문에 정치적 균형을 파악하는 것은 정책변수에 대한 중위투표자의 선호를 파악하는 것이 된다. 정치인은 선출되기 위하여 중위투표자가 가장 선호하는 정책을 공약하고, 중위투표자는 자신이 가장 선호하는 정책을 내세운 후보를 선출한다. 이러한 정책공약은 약속된 대로 이행되기 때문에 대의민주주의에서 결정되는 정책은 중위투표자가 가장 선호하는 정책이 된다.

정치적 균형을 기술하기 위하여 먼저 i번째 경제주체의 정책선호를 파악하고자 한다. 효용함수 $v_t^i = U(c_{t-1}^i, d_t^i)$를 δ_t에 대해 미분하면

$$\frac{\partial v_t^i}{\partial \delta_t} = U_d(\bullet)\left[r\theta_t \frac{\partial k_t}{\partial \delta_t} - \frac{\partial \delta_t x_t}{\partial \delta_t}\right] \qquad (10)$$

을 얻게 된다. 이 식은 배출세율을 변화시킬 때의 트레이드오프를 보여주고 있다. 먼저 배출세율의 증가는 평균적인 자본수준을 낮출 수 있고 이에 따라 이전소득이 감소할 수 있다. 다음으로 배출세율의 증가는 정부의 배출세 수입의 증가로 이어지고 배출저감을 위한 투자 증가로 이어져 중위투표자가 부담할 배출세의 감소로 이어진다.

식 (8)을 정리하여 k_t를 δ_t에 대해 미분하면 다음의 결과를 얻게 된다.

$$\frac{\partial k_t}{\partial \delta_t} = \frac{D_\delta[rwk_{t-1} - \delta_t x_t] + (D(\bullet)+r)x_t}{(D(\bullet)+r)^2} \qquad (11)$$

이에 더하여 식 (4)를 이용하여 식 (12)

가 성립함을 알 수 있다.

$$\frac{\partial \delta_t x_t}{\partial \delta_t} = I_\lambda \cdot \left(p + \delta_t p_\delta + e^i\right) x_{t-1} \qquad (12)$$

여기서 I_λ는 $\lambda = \{\delta \geq 0 : p + \delta_t p_\delta + e^i \geq 0\}$인 지수함수를 나타낸다. 이 조건은 $p + \delta_t p_\delta + e^i$가 0보다 크거나 같도록 하는 0 이상의 배출세율이 존재할 경우 그러한 배출세율에 대해서는 1의 값을 갖고, 그러한 배출세율이 존재하지 않는 경우 0의 값을 갖는다는 것을 의미한다. 그리고 $p(0) = \bar{p} > 0$이고, 모든 $\delta \in [0, 1)$에 대하여 $p_\delta < 0$, $2p_\delta + \delta_t p_{\delta\delta} < 0$이라고 가정한다. 따라서 $\partial \delta_t x_t / \partial \delta_t$는 δ_t의 증가에 따라 감소하고, $\bar{p} + e^i$는 e^i의 증가에 따라 증가한다. 위와 같은 지수함수를 도입하는 이유는 다음과 같다. 먼저 $\bar{p} + e^i > 0$인 경우 중위투표자는 배출세를 부담해야 한다. 만약 배출세율을 인상하게 될 경우 배출세 부담이 줄어들게 되는데 일정 수준에서 배출세 부담은 0이 된다.

$r\theta_t(\partial k_t / \partial \delta_t)$의 행태(behavior)는 $\partial k_t / \partial \delta_t$의 행태에 따라 결정되는데, δ_t가 0일 때 $r\theta_t \bar{p} x_{t-1}/(D+r)$이 되고, δ_t가 증가함에 따라 감소한다. $r\theta_t \bar{p} x_{t-1}/(D+r)$은 소득세율이 0이 아닌 한 양의 값을 가지기 때문에 배출세로 인하여 평균 자본축적(k_t)은 증가하다가 감소한다. 배출세 증가가 평균 자본축적에 미치는 효과가 0인 배출세율을 $\bar{\delta}$이라고 하자. 따라서 $\partial k_t / \partial \delta_t|_{\delta = \bar{\delta}} = 0$이고, $\delta_t < \bar{\delta}$이면 $\partial k_t / \partial \delta_t > 0$이고, $\delta_t \geq \bar{\delta}$이면 $\partial k_t / \partial \delta_t \leq 0$이 성립한다.

식 (11)과 (12)를 이용하여 식 (10)의 괄호 안의 수식을 정리하고 이를 Γ라고 정의하면 $r\theta_t(\partial k_t / \partial \delta_t) - (\partial \delta_t x_t / \partial \delta_t) \equiv \Gamma$이 된다. 자산 e^m를 가진 중위투표자의 배출세율 선택은 다음과 같은 과정을 거쳐 이루어진다.

$$Median\ Voter's\ choice = \begin{cases} \delta_t \uparrow & \text{if } \Gamma > 0 \text{ and } \bar{p} + e^m > 0 \\ \delta_t \downarrow & \text{if } \Gamma < 0 \text{ and } \bar{p} + e^m > 0 \end{cases} \qquad (13)$$

여기서 $\bar{p} + e^m > 0$라는 조건이 포함되어 있는 이유는 중위투표자가 이 조건을 만족하지 않는 경우에는 배출세율 인상 필요성을 전혀 인식하지 못하기 때문이다. 뿐만 아니라 배출세율의 인상으로 인한 평균 자본축적의 증가, 그리고 이를 통한 이전소득 증가에 대해서도 인식하지 못한다. 이는 중위투표자의 자산이 일정 수준 미만인 경우, 즉 중위투표자가 배출세 부담을 걱정하지 않아도 되는 경우에는 배출세 자체가 사회적 문제(혹은 선거의 이슈)로 제기되지 않는다는 것을 의미한다. 따라서 중위투표자의 자산이 위의 조건을 만족하지 않는 경우 사회적으로 선호되는 배출세율은 0이 된다.

위의 조건 Γ를 식 (11)과 (12)를 이용하여 균형조건을 음함수 형태로 표현하면 다음과 같다.

$$r\theta_t\left[\frac{D_\delta(rwk_{t-1}-\delta_t x_t)}{(D+r)^2}+\frac{px_{t-1}}{D+r}\right] - I_\lambda \cdot (p+\delta_t p_\delta + e^m)x_{t-1}=0 \quad (14)$$

여기서 $-p(\bar{\delta})-\bar{\delta}p_\delta(\bar{\delta})=\tau$라고 하자. 먼저 $-\bar{p}<e^m<\tau$인 경우 $\delta_e^*|_{e=-\bar{p}}=\bar{\delta}$, $\delta_e^*|_{e\neq-\bar{p}}=0$, $\delta_w^*>0$, 그리고 $\delta_\theta^*=0$임을 알 수 있다. 한편, $\tau\le e^m<0$인 경우 $\delta_e^*>0$, $\delta_w^*=0$, 그리고 $\delta_\theta^*=0$이 성립한다.

소득세율이 양의 값을 가질 경우 Γ이 0이 되는 점에서(배출세율 증가에 따른 이전소득 변화율과 배출세 변화율이 동일한 점) 배출세율이 결정된다. 먼저 r, w, θ_t가 주어져 있다고 가정하자. 이전소득 변화율 $r\theta_t(\partial k_t/\partial\delta_t)$는 양의 절편을 가지고 감소한다. 마찬가지로 배출세 변화율 $\partial\delta_t x_t/\partial\delta_t$도 감소하는 형태다. 이때 중위투표자의 자산 e^m가 매우 낮을 경우($e^m\le-\bar{p}$) 중위투표자는 배출세 부담을 정책결정에 반영할 유인이 없다. 이러한 경우에는 균형 배출세율이 0으로 결정된다. 하지만 e^m이 $-\bar{p}$ 이상으로 상승하는 경우에는 배출세율이 일정 수준이면 중위투표자는 배출세 부담을 피할 수 있다. 즉, 배출세 변화율은 0이 된다. 하지만 이전소득 변화율이 양의 값을 가지는 한 배출세율을 그 이상으로 높임으로써 평균 경제주체의 자본축적을 증가시켜 이전소득을 증가시킬 수 있다. 따라서 중위투표자는 이전소득 변화율이 0이 되는 점에서 배출세율을 결정하게 된다.

이전소득 변화율이 0이 되는 배출세율을 $\bar{\delta}$라고 할 경우, 중위투표자의 자산 e^m이 $-p(\bar{\delta})-\bar{\delta}p_\delta(\bar{\delta})=\tau$가 될 때까지는 경제적 불평등도가 개선되더라도, 즉 e^m이 상승하더라도 배출세율은 $\bar{\delta}$로 결정된다. 중위투표자의 자산이 일정 범위($-\bar{p}<e^m<\tau$) 내에 있는 경우 기본기술수준(w)이 상승할 경우 균형 배출세율 $\bar{\delta}$의 증가를 초래한다. 반면, 소득세율의 증가는 $\bar{\delta}$에 영향을 주지 않는다. 이상의 내용은 식 (14) 좌변의 이전소득 증가분 부분을 보면 쉽게 확인할 수 있다. 다만, 정부의 배출저감정책이 효율적이지 않고($\tau<0$), 중위투표자의 자산이 τ를 넘어설 경우에는 균형 배출세율은 중위투표자의 자산이 증가함에 따라 증가하지만, 기본기술수준이나 소득세율의 변화와는 무관하게 된다.

명제 1. 주어진 자본수익률(r), 평균 기본기술수준(w), 소득세율(θ_t)에서 경제적 불평등도가 일정 수준($-\bar{p}$)을 넘어 개선되지 않는 경우에는 균형 배출세율이 0으로 결정된다. 경제적 불평등도가 개선되어 일정 범위 내에 있을 경우($-\bar{p}<e^m<\tau$), 균형 배출세율은 이전소

득 변화율이 0이 되는 $\bar{\delta}$ 수준에서 결정된다. 이 범위 내에서는 경제적 불평등도가 개선되더라도 균형 배출세율은 변하지 않는다. 한편, 정부의 배출저감이 효율적이지 않을 경우($\tau < 0$)에는 경제적 불평등도가 개선됨에 따라($\tau \leq e^m < 0$) 배출세율이 $\bar{\delta}$를 넘어 증가하게 된다.

명제 1은 중위투표자의 자산이 증가하는 경우, 즉 경제적 불평등도가 일정 수준 이상으로 개선되는 경우 중위투표자는 양의 배출세율을 결정함으로써 자신이 부담할 배출세보다 큰 이전소득을 얻을 수 있다는 사실에 근거하고 있다. 중위투표자가 높은 배출세율을 선호하는 이유는 높은 배출세를 통한 정부의 배출저감정책으로 인하여 평균 배출 증가율을 감소시킴으로써 자신에게 부과되는 배출세 부담을 줄이고 이전소득을 극대화할 수 있기 때문이다.

다만, 명제 1에서 주의를 요하는 부분은 정부의 배출저감정책이 효율적일 때 경제적 불평등 개선이 균형 배출세율의 상승을 초래하지 않는다는 점이다.[12] 중위투표자는 자신의 배출세 부담을 회피하기 위하여 보다 높은 배출세율을 선호할 수 있지만, 정부의 배출저감정책이 효율적일 경우에는 낮은 배출세율에서도 중위투표자가 배출세를 부담하지 않기 때문이다. 하지만 정부의 배출저감활동이 비효율적일 경우 평균 이전소득을 극대화시키는 수준을 넘어서는 배출세율이 정치적으로 선호될 수 있다. 평균 이전소득의 극대화는 평균 자본축적의 극대화를 의미한다. 평균 이전소득의 극대화를 이루는 배출세율은 $\bar{\delta}$인데 이를 넘어서는 배출세율은 그만큼 경제에 비효율을 발생시킬 수 있다.

명제 1의 또 다른 함의는 경제적 불평등도와 환경오염의 동학적 관계이다. 경제발전 초기에는 산업의 미발달로 환경이 깨끗한 상태이지만 산업이 발달하면서 경제적 불평등도와 환경이 함께 악화된다. 하지만 여러 형평성 제고정책이 추진되면 경제적 불평등도가 개선되면서 배출세가 도입되고 사회의 평균 배출수준이 낮아지게 된다는 것이다.

다음으로 i번째 경제주체가 선호하는 자본소득세율을 살펴보기 위해 예산제약조건을 고려하여 θ_t에 대해 효용함수 $v_t^i = U(c_{t-1}^i, d_t^i)$를 미분하면

$$\frac{\partial v_t^i}{\partial \theta_t} = U_d(\bullet)\left[\left(k_t - k_t^i\right) + \theta_t \frac{\partial k_t}{\partial \theta_t}\right] r \quad (15)$$

을 얻게 된다. 이 식은 투표자들이 직면하는 트레이드오프를 반영하고 있는데, 그 내용은 다음과 같다. 한편으로는 자본

12) 이러한 사실은 $-p(\bar{\delta}) - \bar{\delta} p_\delta(\bar{\delta}) = \tau$에서 $p_\delta(\bar{\delta})$의 절댓값이 클수록 τ는 커진다는 점에서 확인할 수 있다.

소득세(θ)의 증가가 자본을 평균보다 많이 보유한($k^i > k$) 경제주체로부터 평균보다 적게 보유한($k^i < k$) 경제주체로 소득과 후생을 재분배한다. 다른 한편으로 자본소득세의 증가는 투자를 위축시키고 재분배의 기초를 잠식한다는 측면에서 비용을 수반한다. i번째 투표자의 관점에서 최적 자본소득세정책은 이러한 두 가지 상충되는 효과 간의 균형을 정확하게 잡아줄 수 있어야 한다. 그러한 균형은 위 식의 오른쪽 부분이 0이 될 때 이루어진다.

앞의 식 (2), (3), (7)을 이용하여 다음과 같은 식을 도출할 수 있다.

$$k_t - k_t^i = \frac{-e^i(D(\bullet)k_{t-1} + \delta_t x_{t-1})}{D(\bullet) + r(1-\theta_t)} \tag{16}$$

이 식이 의미하는 바는 평균보다 더 가난하거나($e_{t-1}^i < 0$) 부유하게($e_{t-1}^i > 0$) 태어난 경제주체는 각각 평균보다 더 적거나 더 많은 자본을 보유하게 된다는 것이다. 따라서 재분배에 대한 선호는 경제주체의 개별적인 자산 e^i에 따라 정해진다. 정치적 균형에서의 자본소득세정책은 결국 중위자산(e^m)을 가진 경제주체가 선호하는 θ의 값이 된다.

식 (8)을 재배치하여 k_t를 θ_t에 대하여 미분하면 다음과 같은 결과를 얻는다.

$$\frac{\partial k_t}{\partial \theta_t} = \frac{D_\theta w k_{t-1}(D(\bullet)+r) - D_\theta(D(\bullet)wk_{t-1} + \delta_t p x_{t-1})}{(D(\bullet)+r)^2}$$
$$= \frac{D_\theta[rwk_{t-1} - \delta_t p x_{t-1}]}{(D(\bullet)+r)^2} \tag{17}$$

즉, 자본소득세율이 상승함에 따라 평균 자본축적은 감소한다는 것이다. 다만, 여기서 주의할 점은 배출세의 존재로 인하여 자본소득세의 왜곡이 줄어든다는 것이다.

균형 배출세율에 대한 논의에서 언급한 바와 같이, 배출세가 도입되어 있는 경우에 중위투표자는 균형에서 배출세 부담을 최소화하지만, 이전소득 증가와 같은 효용상의 이득이 없는 한 배출세 도입에 찬성할 유인을 갖고 있지 않다. 식 (16)과 (17)에 나타나 있는 바와 같이, 배출세의 평균 자본축적의 증가와 조세왜곡의 감소로 인한 이전소득 증가가 중위투표자에게 자본소득세만이 존재하는 재분배정책보다는 배출세의 도입을 선택할 유인을 준다.

식 (16)과 (17)을 조합하면 균형정책 θ^*는 함수 $\theta^*(w, r, e^m, \delta)$가 되고, 이는 음함수로 다음과 같이 표현된다.

$$\frac{-e^m(D(\bullet)k_{t-1} + \delta_t x_{t-1})}{D(\bullet) + r(1-\theta_t)} + \frac{\theta_t D_\theta[rwk_{t-1} - \delta_t p x_{t-1}]}{(D(\bullet)+r)^2} = 0 \tag{18}$$

여기서 첫 번째 항은 중위투표자에 대한 재분배로 인한 한계편익을 나타내고, 두 번째 항은 자본소득세로 인한 왜곡의 한계비용을 나타낸다.

식 (18)로부터 $e^m < 0$이면 $\theta^* > 0$, $\theta_e^* < 0$, $\theta_w^* < 0$, 그리고 $\theta_\delta^* > 0$이 성립하고, θ_r^*의 부호는 명확하지 않음을 알 수 있다. 직관적으로 중위투표자가 평균적인 경제주체와 동일한 경우($e^m = 0$) 중위투표자는 재분배정책을 추진하지 않는 것($\theta^* = 0$)을 선호하는 반면, 평균적인 경제주체보다 가난한(부유한) 경우에는 자본축적에 대한 세금부과(보조금)를 선호한다. 좀 더 일반적으로는 높은 자산(e^m)을 갖고 있어 많은 자본(k^m)을 축적하는 중위투표자의 경우 낮은 자본소득세(θ)를 선호한다. 보다 높은 평균 기본기술(w)은 높은 평균 자본축적수준을 낳고, 따라서 재분배의 비용을 증가시켜 결국 중위투표자가 보다 덜 개입적인 정책(보다 낮은 조세 혹은 보다 적은 보조금)을 선호하게 한다. 보다 높은 자본수익률(r)은 중위투표자가 선호하는 자본소득세 수준(θ)을 높일 수도 있고 낮출 수도 있다.

식 (9), (14)와 (18)을 조합하면 정치경제적 균형에서의 경제성장률은 다음과 같이 표현된다.

$$g^* = G(w, r, \theta(w, r, e, \delta), \delta(w, r, e, \theta)) \tag{19}$$

식 (19)를 e^m에 대하여 미분하면

$$\frac{\partial g^*}{\partial e} = G_\theta \theta_e + G_\theta \theta_\delta \delta_e + G_\delta \delta_e + G_\delta \delta_\theta \theta_e \tag{20}$$

을 얻게 된다. 앞서 논의한 바와 같이 $G_\theta < 0$와 $\theta_e < 0$가 성립하고, $e^m < 0$이면 $\theta_\delta > 0$이 성립한다. 먼저 $-p(\bar{\delta}) - \bar{\delta} p_\delta(\bar{\delta}) = \tau$라고 하자. 이때 $-\bar{p} < e^m < \tau$인 경우 $G_\delta = 0$, $\delta_e^*|_{e=-\bar{p}} = \bar{\delta}$, $\delta_e^*|_{e \neq -\bar{p}} = 0$, $\delta_\theta^* = 0$이 성립한다. 한편, $\tau \leq e^m < 0$인 경우, $G_\delta < 0$, $\delta_e^* > 0$, $\delta_\theta^* = 0$이 성립한다.

식 (20)의 $G_\theta \theta_e$는 양의 값을 갖고 $-\bar{p} < e^m < \tau$인 경우 $\delta_e^*|_{e \neq -\bar{p}} = 0$이고 $\partial k_t / \partial \delta_t = 0$이므로 $G_\theta \theta_\delta \delta_e$, $G_\delta \delta_\theta \theta_e$, $G_\delta \delta_e$는 0이다. 한편, $e^m = -\bar{p}$인 경우에도 $\partial k_t / \partial \delta_t = 0$이므로 $G_\delta \delta_\theta \theta_e$와 $G_\delta \delta_e$는 0이고 $G_\theta \theta_\delta \delta_e$는 음의 값을 갖는다. 한편, $\tau \leq e^m < 0$인 경우, $G_\delta < 0$, $\delta_e^* > 0$, $\delta_\theta^* = 0$이 성립하므로 $G_\theta \theta_\delta \delta_e$와 $G_\delta \delta_e$는 음의 값을 갖고, $G_\delta \delta_\theta \theta_e = 0$이 된다. 이러한 관계를 정리하면 <Table 2>와 같다.

중위투표자가 평균적인 투표자보다 소득분포의 하위에 있을 경우, 즉 소득분포가 오른쪽으로 기울어져(right-skewed) 있을 경우, 경제성장에 대한 경제적 불평등도의 영향에 대해서는 다음의 명제 2가 기술하고 있다.

〈Table 2〉 Economic Inequality's Impact on Economic Growth

e^m	$\partial g^*/\partial e$
$e^m < -\bar{p}$	$G_\theta\theta_e$
$e^m = -\bar{p}$	$G_\theta\theta_e + G_\theta\theta_\delta\delta_e$
$-\bar{p} < e^m < \tau$	$G_\theta\theta_e$
$\tau \leq e^m < 0$	$G_\theta\theta_e + G_\theta\theta_\delta\delta_e + G_\delta\delta_e$

Note: $G_\theta\theta_e$ is positive while both $G_\theta\theta_\delta\delta_e$ and $G_\delta\delta_e$ are negative.

명제 2. 자본소득세와 환경오염 배출세가 도입되어 있는 경제를 상정하자.

(1) 중위투표자의 자산이 $e^m < -\bar{p}$을 만족한다고 하자.
경제적 불평등도가 감소함에 따라, 즉 중위투표자의 자산(e^m)이 증가함에 따라 경제성장률은 상승한다. 한편, 배출세율은 0으로 결정되고 배출 증가율은 $\bar{p}$가 된다.

(2) 중위투표자의 자산이 $-\bar{p} \leq e^m < \tau$을 만족한다고 하자.
가) 중위투표자의 자산이 배출세율이 0일 때의 배출 증가율과 같을 경우 경제성장률은 하락할 수 있다.[13] 배출세율의 도입으로 인하여 평균 배출 증가율은 $p(\bar{\delta})$가 된다.
나) 중위투표자의 자산이 배출세율이 0일 때의 배출 증가율을 넘어서는 경우 경제적 불평등도가 개선되더라도 배출세율의 변화는 없기 때문에 불평등도 개선은 경제성장률을 상승시킨다.[14]

(3) 중위투표자의 자산이 $\tau \leq e^m < 0$을 만족한다고 하자.
정부의 배출저감정책이 비효율적인 경우로, 경제적 불평등도 개선은 배출세율의 상승을 초래하고 이는 또한 소득세율의 상승을 초래하여 경제성장률을 저하시킨다.

명제 2에서 살펴본 바와 같이 자본소득세와 배출세가 내생적으로 결정되는 경우, 배출저감과 경제성장을 동시에 이

13) 즉, $e^m = -\bar{p}$인 경우 배출세율은 $\partial k_t/\partial\delta_t = 0$가 성립하는 $\bar{\delta}$에서 결정되고, $\delta_\theta^* = 0$가 성립하기 때문에 $G_\delta\delta_\theta\theta_e$는 0이 된다. 한편, 배출세율의 급격한 증가는 중위자본과 평균자본의 격차를 늘리게 되어 중위투표자가 선호하는 소득세율을 인상시킨다. 이러한 소득세율 인상으로 인한 자본축적 감소는 배출세로 인한 자본축적 증가보다 크기 때문에 민간부문의 자본 증가율로 정의되는 경제성장률은 하락할 수 있다.

14) 경제성장률의 증가분은 소득세율 인하를 통한 개선효과인 $\partial g^*/\partial e = G_\theta\theta_e > 0$이 된다.

를 수 있는 경우는 중위투표자의 자산이 일정 범위($-\bar{p} < e^m < \tau$) 내에 있을 때이다. 배출세 도입의 초기에는 배출세로 인한 평균 자본축적의 증가로 소득세율이 상승한다. 이는 불평등도 개선의 소득세율 인하를 통한 성장률 개선효과를 잠식한다. 따라서 배출세 도입 초기에는 민간부문의 자본 증가율인 경제성장률의 하락을 감수할 수밖에 없다(명제 2의 (2) (가)에 대한 증명은 부록 참조).

한편, 정부의 배출저감정책이 비효율적인 경우에는 경제적 불평등도 개선은 중위투표자의 배출세 부담 회피유인으로 인해 배출세율의 상승을 초래한다. 이는 직접적인 배출세 부담으로 인하여 경제성장을 저하시키고, 간접적으로 소득세율 인상을 초래하여 경제성장을 저하시킨다. 다시 말하면, 정부의 배출저감활동이 효율적이지 않으면 경제적 불평등도 개선은 지나친 배출세율로 인해 경제성장을 저해할 수 있다.

끝으로 정치경제적 균형 경제성장률을 평균 기본기술수준 w로 미분하면 다음의 결과를 얻게 된다.

$$\frac{\partial g^*}{\partial w} = G_w + G_\theta \theta_w + G_\delta \delta_w \qquad (21)$$

위의 식에서 $G_w > 0$와 $G_\theta < 0$이 성립하고 $-\bar{p} < e^m < 0 < \tau$이면 $G_\delta = 0$과 $\delta_w > 0$이 성립하고, $\theta_w < 0$가 성립하고 $\tau \leq e^m < 0$이면 $G_\delta < 0$와 $\delta_w = 0$이 성립한다. 중위투표자의 자산 e^m이 e의 평균인 0보다 작은 경우에, 평균 기본기술수준 w이 향상됨에 따라 경제성장률 상승을 가져올 수 있다.

정치경제적 균형의 분석에서 설명한 바와 같이 경제 내에 경제적 불평등이 존재하는 경우, 소득세와 배출세가 정치적 결정과정을 통하여 내생적으로 결정된다면 균형에서 초기 배출세율의 급격한 증가는 소득세를 높이기 때문에 경제성장률의 하락을 가져올 수 있다. 배출세율의 급격한 증가는 경제 내의 상당한 반발을 초래할 뿐만 아니라 성장률의 하락은 정치적으로 지지되기 어렵다. 이러한 경제성장률의 하락은 경제적 불평등도의 개선에 따라 상승으로 반전될 수 있다. 하지만 경제적 불평등도 개선에 따른 경제성장률의 상승 가능성이 환경정책으로 인한 것은 아니라는 점에 유의할 필요가 있다. 불평등도 개선에 따른 소득세율 인하는 경제성장률을 상승시킨다. 더 나아가 경제적 불평등도 개선에는 상당한 시간이 소요될 수 있다는 점에도 또한 유의할 필요가 있다. 뿐만 아니라 정부의 배출저감정책이 비효율적일 경우에는 불평등도 개선이 배출세율 인상을 초래하여 경제성장을 저해할 수 있음에 유의할 필요가 있다.

정책적으로 환경정책과 경제성장을 조화시키기 위해서는 다음과 같은 두 가지

정책이 뒷받침될 필요성이 있음을 시사한다. 첫째, 정부가 환경정책을 수립하고 효율적으로 집행할 뿐만 아니라 경제적 불평등도 개선정책을 추구해야 한다는 것이다. 경제적 불평등도의 개선 없이 환경정책에만 몰두할 경우 정치적으로 지지되기 힘들 뿐만 아니라 지지된다고 하더라도 경제성장의 희생을 초래할 수 있음에 유의하여야 한다. 둘째, 경제적 불평등도 개선을 통해 환경정책과 경제성장이 동시에 달성될 수 있는데, 그것이 유지되도록 하려면 평균적인 기본기술수준(w)의 상승을 유도하는 정책에 집중할 필요가 있다. 교육 및 인력개발, 응용기술과 기초기술의 연구개발을 통하여 경제 전체의 성장잠재력을 확충할 수 있을 뿐만 아니라 정치과정을 통한 조세체계 변화가 경제성장률에 영향을 주는 부분을 상쇄할 수 있을 것이다. 이에 더하여 정부의 연구개발사업 및 규제 개선과 배출권거래제도 등 시장적 접근방식의 배출저감정책을 통해 효율적 배출저감을 유도하여야 할 것이다.

Ⅳ. 요약 및 시사점

본 논문에서는 상이한 소득을 가진 개인들이 경제주체와 투표자로 행동하는 간단한 중첩세대모형을 통해 경제적 균형, 정치경제적 균형, 그리고 균형에서의 정책과 경제성장에 미치는 영향을 살펴보았다. 그 내용을 요약하면 다음과 같다. 정부는 자본소득과 오염 배출로부터 세입을 조달한다. 소득세로부터의 세입은 모든 개인에 대한 일괄이전소득으로 사용되는 반면, 배출세로부터의 세입은 오염물질 배출저감에만 사용된다. 이러한 조세의 세원은 경제적 능력이나 소득에 따라 개인별로 차이가 있다.

위와 같은 경제에서는 배출세가 경제주체의 의사결정에 왜곡을 초래하지 않으므로 소득세율과 배출세율이 외생적으로 주어지는 경제적 균형(economic equilibrium)에서는 강제저축 혹은 자본축적의 증가를 통하여 경제성장을 촉진한다. 이러한 경제적 균형에서의 상황과는 달리 보다 현실적인 정치경제적 정책결정과정은 경제정책과 환경정책이 대의민주주의방식을 통하여 결정된다고 가정한다. 중위투표자의 경제적 특성, 특히 소득분포에서의 상대적 위치에 따라 선호하는 정책이 바뀌게 된다. 뿐만 아니라 사회의 경제적 불평등도가 변화함에 따라 정치과정에서 결정되는 경제정책과 환경정책의 관계도 달라진다.

중위소득이 증가함에 따라, 즉 경제적 불평등도가 감소함에 따라 중위투표자는 자신이 높인 배출세가 환경오염을 감소시키는 데 사용될 것을 알게 된다. 이 때문에 자신이 부담할 배출세 혹은 환경규

제 순응비용을 회피하기 위하여 보다 엄격한 환경정책(혹은 보다 높은 배출세율)을 선택한다. 그 결과, 정치경제적 균형에서 중위투표자는 배출세를 전혀 부담하지 않지만 이전보다 엄격한 환경정책이 사회적으로 집행된다. 따라서 중위투표자는 자신의 최적 현재·미래 소비구조를 위하여 현재소비를 조정하거나 더 많은 자본을 축적할 필요가 없다. 한편, 평균소득자의 경우에는 최적 소비조합을 위해 보다 많은 자본을 축적해야 한다. 이는 한편으로 평균 자본축적 증가로 인한 이전소득의 증가를 의미하므로 중위투표자가 배출세율의 증가를 원하는 요인이 된다. 따라서 중위투표자가 선호하는 배출세율은 더 이상 이전소득의 증가가 일어나지 않는 점, 즉 평균 자본축적의 증가가 더 이상 일어나지 않는 점에서 결정된다.

다른 한편, 평균 자본축적의 증가로 인해 중위소득자와 평균소득자 간의 자본축적규모의 차이가 증가하게 된다. 자본격차의 증가로 인하여 중위투표자는 자본소득세를 인상할 유인을 갖게 된다. 경제적 균형과는 달리 소득세와 배출세가 대체적인 관계에 있지 않고 보완적인 관계에 있게 되는 것이다. 이런 이유로 배출세 도입 초기에는 자본소득세의 증가를 유발하고, 배출세로 인한 자본축적 증가보다 소득세 인상으로 인한 자본축적 감소가 더 클 수 있기 때문에 민간부문의 자본 증가율로 정의되는 경제성장률이 저하될 가능성이 높다. 따라서 잠재적으로 민간부문의 성장을 저해할 수 있는 중위투표자의 자본소득세 인상유인을 줄여주기 위해서 경제적 불평등도를 개선할 수 있는 정책을 추구할 필요성이 있다. 이에 더하여 평균 기본기술수준을 상승시킬 수 있는 정책을 동시에 추구할 필요성이 있다. 뿐만 아니라 연구개발, 배출저감인프라 투자와 배출권거래제 등의 시장적 규제방식의 도입을 통하여 배출저감의 효율을 증가시켜야 한다.

본 논문에서는 배출세로 인한 공공투자를 경제성장률에 반영하지 않았다. 만약 공공투자로 인한 국민경제 파급효과를 반영한다면 국민경제의 전체적인 소득 증가율 측면에서는 배출세 도입으로 경제성장률이 저하된다고 단언하기 어렵다. 하지만 민간부문의 축소를 가져올 수 있다. 이와 같은 민간부문의 자본축적 감소는 다음 세대의 소득 감소를 초래할 수 있기 때문에 배출세 도입으로 인한 소득세 인상압력에 대한 대비책이 존재하지 않을 경우 경제성장에 부정적인 영향을 미칠 수 있다. 따라서 환경보호와 경제성장을 동시에 추구하기 위해서는 소득세 인상압력을 줄일 수 있는 정책들을 함께 추진할 필요성이 있다.

특히 중위 이하 소득을 갖는 경제주체들에게 실질적으로 혜택이 갈 수 있도록 형평성 제고정책이 추진될 필요성이 있

다. 이를 통한 경제적 불평등도 개선은 기후변화 대응과 관련하여 도입이 고려되는 여러 정책수단의 도입뿐만 아니라 장기적인 유지의 전제가 된다는 점에서 필수적이다. 더 나아가 환경정책과 경제성장 간의 조화를 위한 전제라는 점에서 더욱 그 필요성이 강조되어야 할 것으로 사료된다.

참 고 문 헌

김홍균 · 김진영, 「자본과세 존재시의 최적 환경세에 대한 연구」, 『경제학연구』, 제50집 제2호, 2002, pp.105~125.

유경준, 「성장과 분배 및 빈곤의 관계 연구」, 『한국개발연구』, 제28권 제2호, 2006, pp.20~237.

Adreoni, J. and A. Levinson, "The Simple Analytics of the Environmental Kuznets Curve," *Journal of Public Economics* 80, 2001, pp.269~286.

Adelman, I. and C. Morris, *Economic Growth and Social Equity in Developing Countries*, Stanford University Press, 1973.

Alesina, A. and R. Perotti, "Income Disribution, Political Instability, and Investment," *European Economic Review* 40(6), 1996, pp.1203~1228.

Andreoni, James and Arik Levinson, "The Simple Analytics of the Environmental Kuznets Curve," *Journal of Public Economics* 80(2), May 2001, pp.269~286.

Arrow, Kenneth, "Economic Welfare and the Allocation of Resources for Invention," NBER Chapters, in *The Rate and Direction of Inventive Activity: Economic and Social Factors*, National Bureau of Economic Research, Inc., 1962, pp.609~626.

Bandopadhyay, S. and N. Shafik, "Economic Growth and Environmental Quality: Time Series and Cross-Country Evidence," Discussion Paper, World Bank Policy Research Working Paper WPS 904, World Bank, Washington, DC., 1992.

Benabou, R., "Inequality and Growth," *NBER Macroeconomics Annual*, 1996.

Bovenberg, A. Lans and Lawrence H. Goulder, "Costs of Environmentally Motivated Taxes in the Presence of Other Taxes: General Equilibrium Analyses," NBER Working Papers 5117, National Bureau of Economic Research, Inc., 1995.

Bovenberg, A. L. and R. de Mooij, "Environmental Tax Reform and Endogenous Growth," *Journal of Public Economics* 63, 1997, pp.207~237.

Bovenberg, A. L. and S. Smulders, "Environmental Quality and Pollution Saving Technological Change in a Two-sector Endogenous Growth Model," *Journal of Public Economics* 57, 1995, pp.369~391.

Bovenberg, A. L. and S. Smulders, "Transitional Impact of Environmental Policy in an Endogenous Growth Model," *International Economic Review* 37, 1996, pp.861~893.

Cline, W., "Distribution and Development: Survey of the Literature," *Journal of Development Economics* 1(4), 1975, pp.359~400.

Copeland, B. and M. S. Taylor, "Trade, Growth, and the Environment," *Journal of Economic Literature* 42, 2004, pp.7~71.

Cropper, M. and C. Griffiths, “The Interaction of Populations, Growth, and Environmental Quality,” *American Economic Review* 84, 1994, pp.250~254.

Dasgupta, S., B. Laplante, H. Wang, and D. Wheeler, “Confronting the Environmental Kuznets Curve,” *Journal of Economic Perspectives* 16, 2002, pp.147~168.

Dinda, S., “Environmental Kuznets Curve Hypothesis: A Survey,” *Ecological Economics* 49, 2004, pp.431~455.

Fields, G., *Poverty, Inequality, and Growth*, The MIT Press, 1980.

Fields, G., “A Compendium of Data on Inequality and Poverty for Developing World,” Cornell University, 1989.

Fields, G., *Distribution and Development*, New York: Russell Sage Foundation, 2001.

Fields, G. and G. Jakubson, “New Evidence on Kuznets Curve,” Cornell University, 1994.

Fullerton, D. and S. Kim, “Environmental Investment and Policy with Distortionary Taxes, and Endogenous Growth,” *Journal of Environmental Economics and Management* 56, 2008, pp.141~154.

Gradus, R. and S. Smulders, “The Trade-off Between Environmental Care and Long-term Growth-Pollution in Three Prototype Growth Models,” *Journal of Economics* 58, 1993, pp.25~51.

Gradus, R. and S. Smulders, Pollution Abatement and Long-term Growth,” *European Journal of Political Economy* 12, 1996, pp.505~532.

Grossman, G. and A. Krueger, “Economic Growth and the Environment,” *Quarterly Journal of Economics* 112, 1995, pp.353~377.

Harbaugh, W. A. Levinson, and D. Wilson, “Reexamining the Empirical Evidence for an Environmental Kuznets Curve,” *Review of Economics and Statistics* 84, 2002, pp.541~551.

Hilton, F. and A. Levinson, “Factoring the Environmental Kuznets Curve: Evidence From Automotive Lead Emissions,” *Journal of Environmental Economics and Management* 35, 1998, pp.126~141.

Jones, L. and R. Manuelli, “Endogenous Policy Choice: The Case of Pollution and Growth,” *Review of Economic Dynamics* 4, 2001, pp.369~405.

Ligthart, J. E. and F. van der Ploeg, “Pollution, the Cost of Public Funds and Endogenous Growth,” *Economic Letters* 46, 1994, pp.351~361.

Nielson, S. B., L. H. Pedersen, and P. B. Sorenson, “Environmental Policy, Pollution, Unemployment and Endogenous Growth,” *International Tax and Public Finance* 2, 1995, pp.185~205.

Panayotou, T., “Empirical Tests and Policy Analysis of Environmental Degradation at Different Stages of Economic Development,” Working Paper WP 238, World Employment Program, Geneva: International Labor office, 1993, pp.333~354.

Paulkert, F., “Income Distribution of Different Levels of Development: Survey of the Evidence,”

International Labor Review, 1973, pp.97~125.

Persson, T. and G. Tabellini, "Is Inequality Harmful for Growth?" *American Economic Review* 84, 1994, pp.600~621.

Romer, Paul M., "Increasing Returns and Long-Run Growth," *Journal of Political Economy* 94(5), October 1986, pp.1002~1037.

Selden, T. and D. Song, "Environmental Quality and Development: Is There a Kuznets Curve for Air Pollution Emissions?" *Journal of Environmental Economics and Management* 27, 1994, pp.147~162.

Shafik, Nemat and Sushenjit Bandyopadhyay, "Economic Growth and Environmental Quality: Time Series and Cross-Country Evidence," World Bank Policy Research Working Paper, WPS 904, Washington DC: World Bank, 1992.

Stern, D. and M. Common, "Is There an Environmental Kuznets Curve for Sulfur?" *Journal of Environmental Economics and Management* 41, 2001, pp.162~178.

Stokey, N., "Are There Limits to Growth?" *International Economic Review* 39, 1998, pp.1~31.

부 록

(1) $G_\theta < 0$.

증명. G_θ는 다음과 같이 쓸 수 있다:

$$G_\theta = \frac{D_\theta w(D(\bullet)+r) - D_\theta D(\bullet)w}{(D(\bullet)+r)^2} + \frac{-\delta_t x_t k_{t-1} D_\theta}{k_{t-1}^2 (D(\bullet)+r)^2}$$
$$= \frac{D_\theta wr}{(D(\bullet)+r)^2} + \frac{-\delta_t x_t D_\theta}{k_{t-1}(D(\bullet)+r)^2}$$
$$= \frac{D_\theta [rwk_{t-1} - \delta_t x_t]}{k_{t-1}(D(\bullet)+r)^2}.$$

$D_\theta < 0$이 성립하고

$$ry_{t-1} - \delta_t x_t = (D(\bullet)+r)(y_{t-1} - k_t) = (D(\bullet)+r)c_{t-1}$$

가 0보다 크기 때문에 $G_\theta < 0$가 성립함을 알 수 있다. QED

(2) $\delta < \bar{\delta}$이면 $G_\delta > 0$, $\delta \geq \bar{\delta}$이면 $G_\delta \leq 0$.

증명. 예산제약조건을 사용하면 G_δ는 다음과 같이 쓸 수 있다:

$$G_\delta = \frac{D_\delta w(D(\bullet)+r) - D_\delta D(\bullet)w}{(D(\bullet)+r)^2} + \frac{x_t k_{t-1}(D(\bullet)+r) - \delta_t x_t k_{t-1} D_\delta}{k_{t-1}^2 (D(\bullet)+r)^2}$$
$$= \frac{D_\delta wr}{(D(\bullet)+r)^2} + \frac{(D(\bullet)+r-\delta_t D_\delta)x_t}{k_{t-1}(D(\bullet)+r)^2}$$
$$= \frac{D_\delta [rwk_{t-1} - \delta_t x_t] + x_t(D(\bullet)+r)}{k_{t-1}(D(\bullet)+r)^2}.$$

위에서 보인 바와 같이 $rwk_{t-1}-\delta_t x_t=(D(\bullet)+r)c_{t-1}$인 사실을 사용하면 G_δ는 다음과 같이 더 간략히 표현될 수 있다:

$$\begin{aligned}G_\delta &= \frac{D_\delta[rwk_{t-1}-\delta_t x_t]+x_t(D(\bullet)+r)}{k_{t-1}(D(\bullet)+r)^2}\\ &= \frac{D_\delta(D(\bullet)+r)c_{t-1}+x_t(D(\bullet)+r)}{k_{t-1}(D(\bullet)+r)^2}\\ &= \frac{D_\delta c_{t-1}+x_t}{k_{t-1}(D(\bullet)+r)}.\end{aligned}$$

배출세가 변화함에 따라 최적 소비비율을 달성하기 위해 k_t를 변화시켜야 하는데, k_t는 δ_t의 함수이기 때문에 D는 $\frac{rk_t(\delta_t)-\delta_t x_t}{y_{t-1}-k_t(\delta_t)}$으로 표현할 수 있고 이를 δ_t에 대해 미분하면(편의상 하첨자는 생략)

$$\begin{aligned}D_\delta &= \frac{(rk_\delta-x)(y-k(\delta))-(-k_\delta)(rk(\delta)-\delta x)}{(y-k(\delta))^2}\\ &= \frac{-x(y-k(\delta))+k_\delta(ry-\delta x)}{(y-k(\delta))^2}\\ &= \frac{-x}{y-k(\delta)}+\frac{k_\delta(ry-\delta x)}{(y-k(\delta))^2}\\ &= \frac{-x}{c}+\frac{k_\delta(ry-\delta x)}{c^2}\end{aligned}$$

가 성립한다. 여기서 $c_{t-1}=y_{t-1}-k_t$이고 y_{t-1}은 δ_t와 무관하기 때문에 $\frac{\partial c_{t-1}}{\partial \delta_t}\le 0$가 성립한다는 것은 k_t가 δ_t의 증가함수라는 것을 의미한다. 이에 따라 $k_\delta \ge 0$가 성립하고, 배출세가 전체 소득을 미래소비에 배분하는 경우보다 클 수 없기 때문에 $ry-\delta x>0$가 성립한다. 따라서 $D_\delta \ge \frac{-x_t}{c_{t-1}}$가 성립하며 이를 G_δ식에 대입하면 $G_\delta \ge 0$가 성립함을 알 수 있다. 반대로 $\frac{\partial c_{t-1}}{\partial \delta_t}>0$인 경우에는 $D_\delta < \frac{-x_t}{c_{t-1}}$가 성립하

고 따라서 $G_{\delta} < 0$가 성립한다. QED

(3) 배출세율을 0에서 $\bar{\delta}$로 인상할 때 배출세로 인한 자본축적 증가가 소득세율 인상으로 인한 자본축적 감소보다 작아 전체적으로 자본축적은 감소한다.

증명. 먼저 배출세가 0에서 $\bar{\delta}$가 될 때 평균 자본축적의 증가를 $\triangle k$라고 하자. 식 (15)에서 배출세가 0인 경우 $\partial k/\partial\theta$를 K_1이라고 할 때, 균형에서 다음의 조건이 성립해야 한다.

$$(k-k^m)+\theta K_1 = 0$$

배출세가 $\bar{\delta}$가 되면 평균 자본축적은 $\triangle k$만큼 증가하고 $\partial k/\partial\theta$는 식 (18)에서처럼 감소한다. 이때의 $\partial k/\partial\theta$를 K_2라고 하자. 이 경우 균형에서 소득세율은 $\triangle\theta$만큼 인상되어 다음의 조건이 성립되어야 한다.

$$(\triangle k+k-k^m)+(\triangle\theta+\theta)K_2 = 0$$

배출세로 인해 자본소득세의 왜곡이 감소되기 때문에 $-\theta K_1 > -\theta K_2$이 성립한다. 따라서 위의 조건을 정리하면 다음의 부등식을 도출할 수 있다.

$$\triangle\theta \cdot K_2 = -\theta K_2 - (\triangle k+k-k^m) < (k-k^m)-(\triangle k+k-k^m)$$

위 부등식의 우변은 $-\triangle k$가 되고 이를 다시 정리하면 다음의 결과를 얻는다.

$$\triangle k+\triangle\theta \cdot K_2 < 0$$

즉, 배출세로 인한 평균 자본축적 증가보다 소득세율 인상으로 인한 평균 자본축적 감소가 크게 나타난다. 그러므로 배출세로 인해 경제성장률은 감소할 것이다. QED

『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
E-mail 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 in all 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, 공정회 등)에 참가하실 수 있습니다.

■ **회 비**

▶ 개인회원: 10만원 / 기관회원: 30만원

■ **가입방법**

▶ 지로용지로 가까운 금융기관에 납입
(지로번호: 6961017)

▶ 또는 우리은행 KDI 계좌로 납입
(계좌번호: 254-012362-13-145)

■ **문 의 처**

▶ 서울특별시 동대문구 회기로 49 우편번호: 130-740

▶ KDI 발간자료 담당자(Tel. 958-4312)

KDI 도서판매처

▶ 교보문고(광화문점 정부간행물코너) Tel. 397-3628

▶ 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, 130-740 Seoul, Korea
- ▶ Contact: 02-958-4318

Where to purchase KDI Publications

■ Seoul

- ▶ Kyobo Bookstore (Gwanghwamun, Section for Government Publications) TEL: 02-397-3629
- ▶ Young Poong Bookstore (Jongno, Section for Polics, economy) TEL: 02-399-5632

KDI Journal of Economic Policy Vol. 33 No. 2(Serial Number 111)

Registered on March, 13, 1979
Registration Number 동대문 사00010호

3,000 won

Printed on June, 27, 2011
Published on June, 30, 2011

Published by Oh-Seok Hyun PRESIDENT of KDI
Printed by Best Ideas Good People

Korea Development Institute/ Dongdaemun-Gu, Hoegiro 49, Seoul, Korea, /Tel. 958-4114/ Fax. 958-4310/ ⓒKorea Development Institute 2011