KDI 政策硏究

KDI Journal of Economic Policy

『KDI 政策硏究』는 경제정책에 관한 종합학술지로서 한국경제의 발전과 관련되어 제기되는 정책적·이론적 문제에 대한 연구결과를 연 2회 발간합니다. 본지는 모든 경제학분야의 독창적인 학술논문으로서 한국의 경제정책에 대한 함의가 있는 논문을 주 대상으로 하며 국문뿐만 아니라 영문 기고도 환영합니다.

본지는 대학 및 연구기관의 전문가들은 물론 정부정책담당자들이나 일반독자들에게 한국경제에 대한 본 연구원의 연구결과를 널리 소개하려는 목적하에 1979년 3월에 창간하여 2001년 8월까지는 원내 연구진의 연구결과만을 게재하였습니다. 그러나 보다 다양하고 질이 높은 논문들을 수록하기 위해 2001년 8월 이후부터는 한국경제에 관심을 가진 모든 연구자들의 투고를 적극 권장하고 있습니다. 다양한 시각을 가진 연구자 여러분의 적극적인 참여를 기대합니다.

본지에 실린 내용은 필자 개인의 의견으로서 필자의 소속기관이나 본지의 공식견해를 나타내는 것은 아닙니다.

편집위원장 심상달 (한국개발연구원 선임연구위원)
편 집 간 사 유경준 (한국개발연구원 연구위원)
편 집 위 원 김대일 (서울대학교 경제학부 교수)
김동석 (한국개발연구원 연구위원)
박원암 (홍익대학교 경영학부 교수)
신광식 (김&장 법률사무소 고문)
신인석 (한국개발연구원 연구위원)
이봉수 (University of Houston 교수)
임영재 (한국개발연구원 연구위원)
함상문 (한국개발연구원 선임연구위원)
함준호 (연세대학교 국제대학원 교수)
황해신 (Texas A&M 교수)
편 집 행 정 홍상희 (한국개발연구원 연구원)
편집·제작 류세희 (한국개발연구원 책임전문원)

Contents

KDI 政策研究

제26권 제2호(통권 제94호)

1 한국의 자연실업률 추정 / 3
… 신석하

Korea's Natural Rate of Unemployment: Estimates and Assessment
… Sukha Shin

2 특허의 가치에 대한 시장의 평가 / 63
… 연태훈

Market Evaluation of the Value of Patent
… Taehoon Youn

3 지방교부세의 재정형평화에 대한 연구 / 105
… 김용성

A Study on the Fiscal Equity of Local Share Tax System in Korea
… Yong-seong Kim

4 취업시간과 노동능률의 변화: 1963~2003 / 143
… 김동석

Changes in the Weekly Working Hours and the Efficiency of Labor, 1963~2003
… Dongseok Kim

5 경제위기 이후 부실기업 구조조정에 있어서의 M&A의 역할
– 주식인수 및 영업양수 방식에 의한 기업결합을 중심으로 – / 179
… 최용석

The Role of M&A in Restructuring Korea's Distressed Firms
… Yong-Seok Choi

KDI 政策研究

제26권 제2호(통권 제94호)

6 중앙은행 적립금의 운용에 관한 공공선택이론적 연구
– 61개국 자료를 이용한 실험적 접근 – / 209
… 김인배 · 김일중 · 권윤섭

A Public Choice Study on the Use of the Central Bank's Reserved Profits: An Experimental Approach Through 61 Countries' Data
… Inbae Kim · Iljoong Kim · Yunsub Kwon

7 생산성과 무역패턴: 1990년대의 한국경제의 경험 / 249
… 차문중

Productivity and Patterns of Trade: The Experience of Korea in the 1990s
… MoonJoong Tcha

8 환율전이와 시장의 반응: 미국 철강시장에서의 한국과 일본의 경쟁 / 281
… 차문중 · 김재훈

Exchange Rate Pass-Through and Market Response: Competition between Korea and Japan in the US Steel Market
… MoonJoong Tcha · Jae H. Kim

KDI 政策研究
제26권 제2호(통권 제94호)

한국의 자연실업률 추정

신 석 하
(한국개발연구원 부연구위원)

Korea's Natural Rate of Unemployment: Estimates and Assessment

Sukha Shin
(Associate Fellow, Korea Development Institute)

• 핵심주제어: 자연실업률, 추정방법, 신뢰구간
• JEL 코드: C5, E1

ABSTRACT

This paper estimates Korea's natural rate of unemployment using various estimation methods such as pure time-series methods, reduced-form methods, and structural form methods, with discussion about relative advantages and disadvantages of each estimation method. This paper also provides the confidence interval of the estimated natural rate of unemployment by the Monte Carlo integration method.

Though multivariate unobserved component model exhibits better performance in many aspects than other estimation methods, awareness should be raised for a potential misspecification problem of a multivariate unobserved component model. Considering that each method has its own advantages and disadvantages, it is recommended to make an inference on the natural rate of unemployment based on common results among various methods.

Korea's natural rate of unemployment was estimated to be around 3.8~4.0% on average in the period of 1979: Ⅰ~1987:Ⅳ, and to decline to 2.5~2.9% in the period of 1988: Ⅰ～1997:Ⅳ. During the Asian crisis, it is estimated to peak at near 4.8% and to have been on a downward trend since then.

.....

한국의 자연실업률에 대한 기존 연구들은 대부분 한 가지의 추정방법에 의존하고 있어 연구 간에 상이하게 나타나는 추정결과를 평가할 근거가 없는 상황이다. 따라서 본고에서는 이를 감안하여 순수 시계열방법, 축약형 모형을 이용한 방법, 구조모형을 이용한 방법 등 다양한 추정방법을 검토하여 추정방법 간 상대적인 장단점을 비교하고 이를 기반으로 한국의 자연실업률을 추정하고자 하였다. 또한 본 논문에서는 추정결과의 신뢰구간을 몬테카를로 적분(Monte Carlo integration)방법을 이용하여 추정함으로써 추정결과의 정확성에 대한 평가 근거를 제시하였다.

축약형 모형의 하나인 다변수 비관측인자모형이 여타 추정방법에 비해 상대적으로 장점을 지니고 있는 것으로 평가되었으나 추정결과가 모형설정오류에 민감하다는 점을 고려하여 모형설정에 세심한 주의를 기울일 필요가 제기되었으며, 순수 시계열방법이나 구조 벡터자기회귀모형도 나름대로의 장점이 있으므로 특정 방법을 이용한 결과에 의존하기보다는 여러 추정방법에 의한 추정결과에서 공통적으로 발견되는 부분에 기반을 두어 자연실업률을 추론하는 것이 바람직하다고 사료된다.

추정방법에 따라 다소 차이가 있지만, 한국의 자연실업률은 1979～87년 동안 평균 3.7～4.0% 수준에서 1988～97년 기간 동안 평균 2.6～3.2% 수준으로 하락하였으나, 외환위기를 거치며 4.0～5.3% 수준까지 상승하였다가 이후 하락하는 추세를 지속하고 있는 것으로 나타났다. 또한 대부분의 추정결과에서 최근에 실제실업률이 자연실업률에 근접해 있으나 실업률 갭이 상승하고 있는 것으로 나타나 최근 비교적 높은 수준에 머무르고 있는 실업률이 외환위기 이후 자연실업률의 상승이라는 구조적 변화와 경기침체라는 경기순환적 요인에 함께 영향 받고 있을 가능성을 시사하였다.

Ⅰ. 서 론

본 논문에서는 자연실업률의 다양한 추정방법들을 이론적·실증적으로 비교 평가하고, 이를 기반으로 한국의 자연실업률을 추정하고자 시도하였다.[1)]

자연실업률은 노동시장의 측면에서 경제의 현재 상태를 파악하고, 경제정책 방향을 수립하는 데 유용한 개념이다. 실제실업률과 자연실업률의 차이로 규정되는 실업률 갭은 경기순환적인 측면에서 노동시장의 상태를 평가할 수 있는 유용한 지표이며, 현재의 실업률 변동이 구조적 요인에 기인한 자연실업률의 변동을 반영하는 것인지 아니면 경기순환적 요인에 기인한 실업률 갭의 변동을 반영하는 것인지 여부에 따라 실업률에 대한 정책방향이 달라지게 된다.

우리 경제는 외환위기를 전후하여 실업률의 급격한 변동을 겪었으며, 현재도 외환위기 이전 기간에 비해 높은 수준의 실업률을 경험하고 있다. 또한 최근에는 경기침체의 영향으로 실업률이 상승함에 따라 고용문제에 대한 사회적 관심이 높아지고 있다. 그러나 최근의 높은 수준의 실업률이 과연 구조적 요인의 변화를 반영한 자연실업률의 상승에 기인하는 것인지 아니면 경기침체에 따른 일시적인 현상인지 판단할 근거가 부족한 상황이다.

한국의 자연실업률에 대한 추정결과를 제시하는 연구가 상당수 존재하지만, 기존 연구들의 대부분이 하나의 추정방법에 의한 결과만을 제시하고 있을 뿐 아니라 추정결과가 연구 간에 상이하게 나타나 정책적 목적에서 활용하는 데 한계가 있다. 예를 들어, 신관호(2001)의 경우 1980년대 후반부터 외환위기 이전까지의 기간에서 실제실업률이 자연실업률을 크게 하회하는 것으로 추정되는 반면, 문소상(2003)에서는 같은 기간 동안 대부분의 시점에서 실제실업률이 자연실업률보다 높은 것으로 나타나는 등 동일한 시점의 자연실업률 추정결과가 연구 간에 상

1) 본 논문은 필자가 2003년에 작성한 동일제목의 연구보고서를 일부 수정하여 학술지 논문 형태로 편집한 것임을 밝히고자 한다.

당한 차이를 보이고 있다. 실제실업률이 자연실업률을 상회하는지 아니면 하회하는지에 따라 정책방향이 크게 달라져야 한다는 점에서 이러한 추정결과의 차이는 정책적 목적에서 추정결과를 활용하는 데 심각한 문제가 된다.

따라서 본 논문에서는 자연실업률의 추정에 사용되는 다양한 방법들의 이론적인 장단점과 개별 추정방법에 의한 자연실업률의 추정결과에서 나타나는 특성들을 비교함으로써 추정결과에 대한 판단근거를 제시하고자 하였다. 본 논문에서는 자연실업률 추정에 널리 사용되고 있는 다변수 비관측인자모형 등 축약형 모형 외에도 순수 시계열방법과 구조 벡터자기회귀모형도 고려하였다. 구조 벡터자기회귀모형은 모형설정 오류(model specification error)에 비교적 자유로울 뿐 아니라 경제이론에 기반을 둔 방법이라는 점에서 경제변수 간의 관계 분석이나 잠재GDP 추정 등에서 널리 사용되고 있지만, 이를 자연실업률 추정에 적용하는 것은 국내연구로는 본 논문에서 처음으로 시도한 것이다.

한편 본 논문에서는 기존 연구에서 사용된 다변수 비관측인자모형의 추정과정에서 제기되는 잠재적인 문제점들을 파악하고 이를 개선시키고자 노력하였다.

기존 연구에서는 자연실업률의 추정결과만을 제공할 뿐이어서 추정된 자연실업률을 정책적 목적에서 사용하고자 할 때 어느 정도의 불확실성을 고려해야 하는지에 대한 판단근거가 없다는 점을 감안하여 본 논문에서는 자연실업률의 신뢰구간을 추정하여 추정방법의 정확도를 평가하여 보았다.

자연실업률에 대한 포괄적인 분석을 위해서는 자연실업률의 추정에 더하여, 경제이론의 측면에서 자연실업률의 결정요인을 도출하고 이를 실제 노동시장 제도 및 경제구조적인 측면에서 고찰함으로써 정책적 시사점을 제시하는 것이 필요하다. 본 논문은 이러한 포괄적인 분석을 위한 첫 단계로서 추정방법에 초점을 맞추었으며, 자연실업률의 결정요인, 제도 및 경제구조상의 변화의 영향, 정책적 시사점 등에 대해서는 향후 연구에서 다루고자 한다.

본 논문은 다음과 같이 구성되어 있다. Ⅱ장에서는 자연실업률의 개념, 추정방법, 국내 선행연구 결과에 대한 개괄적인 설명을 제시하였다.

Ⅲ장에서는 자연실업률의 추정방법 중 순수 시계열방법에 대하여 논의하였는데, 순수 시계열방법으로는 호드릭-프레스캇 필터와 단일변수 비관측인자모형을 고려하였다. Ⅳ장에서는 축약형 모형을 이용한 자연실업률의 추정을 다루었는데, 여기서는 단순 필립스곡선과 다변수 비관측인자모형을 고려하였다. Ⅴ장에서는 구조 VAR모형을 이용한 자연실업률의 추정을 다루었다. Ⅵ장에서는 다변수 비관측인자모형과 구조 VAR모형의 정확도에 대한 평가를 시도하였다. Ⅶ장에서는 이상의 분석결과를 정리하고, 이를 기반으로 한국의 자연실업률의 수준 및 최근 추이에 대한 논의를 제시하였다.

Ⅱ. 자연실업률의 개념, 추정방법 및 국내 선행연구

1. 자연실업률의 개념

자연실업률의 개념은 1968년에 Friedman이 전미경제학회(American Economics Association)에서 행한 강의에서 제시되었다.

> "The **'natural rate of unemployment',** in other words, is the level that would be ground out by the Warlasian system of general equilibrium equations, provided there is imbedded in them the actual **structural characteristics of the labor and commodity markets**, including market imperfections, stochastic variability in demands and supplies, the cost of gathering information about job vacancies and labor availabilities, the costs of mobility and so on. (Friedman[1968], p.8)" [Rogerson(1997)에서 재인용]

이때 제시된 자연실업률은 경제의 균형상태에서 상품시장과 노동시장 등 경제의 구조적인 요인에 의해 결정되는 실업률의 수준을 의미하는 것으로 해석되나, 정확한 정의가 무엇인지에 대해서는 학자들 간에 논란이 있으며 각기 조금씩 다른 개념으로 정의하여 사용해 오고 있는

실정이다.[2)]

이후 실업률과 물가상승률 간의 관계에 대한 통화론자와 케인즈학파 간의 논쟁을 통하여 물가상승을 가속화시키지 않는 실업률(nonaccelerating inflation rate of unemployment; 이하 NAIRU)이라는 용어가 널리 사용되고 있다.[3)] NAIRU는 수직선 형태의 장기 필립스곡선과 관련된 개념으로, 낮은 수준의 실업률을 유지하려는 정책적 노력이 높은 수준의 물가상승률을 초래하는 데 그치지 않고 물가상승률을 가속시킬 수 있다는 점을 강조하고 있다. 단순한 형태의 필립스곡선은 다음과 같이 상정할 수 있다.

$$\pi_t = \pi_t^e + \beta(u_t - u_t^N) + w_t \tag{2.1}$$

여기서 π_t는 인플레이션율을, π_t^e은 기대인플레이션율을, u_t은 실제 실업률을, u_t^N는 자연실업률을 각각 나타내며, 통상적으로 $\beta < 0$이라고 가정한다. w_t는 확률적 교란항을 나타낸다. 이러한 필립스곡선은 만약 실제실업률이 자연실업률을 하회하면 인플레이션율이 당초 기대했던 수준보다 높아짐을 표현하고 있다. 기대인플레이션에 대하여 다음과 같이 가정하고,

$$\pi_t^e = \pi_{t-1} \tag{2.2}$$

이를 식 (2.1)에 대입하면 다음과 같은 NAIRU 행태식을 구할 수 있다.

$$\triangle \pi_t = \beta(u_t - u_t^N) + w_t \tag{2.3}$$

여기서 $\triangle$은 일차차분을 나타낸다. 식 (2.3)은 실제실업률이 자연실업률을 하회하면 인플레이션율의 상승률이 높아짐을 의미한다. 다시 말하면 실제실업률이 자연실업률을 하회하면 인플레이션율의 수준이 높

2) 예를 들어, Rogerson(1997)은 자연실업률의 개념에 해당하는 용어로 평균실업률, 장기실업률, 정상실업률(normal unemployment), 균제상태 실업률(steady state rate of unemployment), 지속 가능한 최저 실업률, 효율적 실업률(efficient rate of unemployment) 등이 문헌에서 사용되고 있음을 지적하고 있다.

3) Espinosa-Vega and Russell(1997)은 NAIRU라는 용어가 Modigliani and Papademos (1975)가 제기한 NIRU(noninflationary rate of unemployment)에서 유래하였음을 밝히고 있다.

아질 뿐 아니라 인플레이션율의 상승이 가속된다는 것이다.

이 밖에도 OECD에서는 정책적 목적에서 자연실업률의 개념을 단기 NAIRU, NAIRU, 장기 NAIRU로 구분하여 사용하고 있다(Richardson et al.[2000] 참조). 이러한 개념구분에 따르면 NAIRU는 식 (2.3)에서의 자연실업률 개념에 해당하는 것으로서 수요충격이나 일시적인 공급충격에 대해 인플레이션을 통한 조정과정을 거친 후에 실업률이 수렴하는 수준으로 정의되며, 한 경제의 잠재성장을 측정하고 재정수지의 균형을 검토하는 데 유용하다고 평가되고 있다.

한편 단기 NAIRU(이하 S-NAIRU)는 이번 기의 물가상승률이 전기의 물가상승률과 같게 되는 실업률 수준으로 정의되며, NAIRU와 달리 일시적인 공급충격에 의해서도 영향 받는 특성을 갖고 있다. 예를 들어, 실제 실업률이 NAIRU보다 낮아도 일시적인 물가하락을 유발하는 공급충격이 있는 경우 실업률의 상승 없이 다음 기의 물가상승률이 이번 기의 물가상승률 수준으로 유지될 수 있으므로, 이 경우 S-NAIRU는 NAIRU보다 낮은 수준이 될 것이다. 이러한 특성을 지닌 S-NAIRU는 물가상승과 관련된 거시경제정책의 수립에 유용하다고 알려지고 있다. 통상적으로 필립스곡선은 식 (2.3)에 인플레이션의 자기시차항과 일시적인 공급충격을 반영하는 항(x_t)을 추가하는 형태로 표현되는데 S-NAIRU는 아래의 식 (2.4)에서 $\triangle\pi_t = 0$의 조건을 만족하는 u_t의 수준으로 측정된다.

$$\triangle\pi_t = \alpha(L)\triangle\pi_{t-1} + \beta(L)(u_t - u_t^N) + \gamma(L)x_t + w_t \quad (2.4)$$

장기 NAIRU(이하 L-NAIRU)는 경제의 정상상태(steady state)에서의 실업률 수준으로 정의되며 모든 충격에 대한 조정과정을 거친 후의 실업률이라는 의미를 갖는다. 따라서 OECD의 L-NAIRU는 Friedman(1968)이 제시한 원래의 자연실업률 개념에 가깝다고 할 수 있다. Richardson et al.(2000)에 따르면, L-NAIRU는 노동시장 및 상품시장의 구조적인 측면을 평가하는 데 유용한 개념이라고 한다.

본 논문에서는 자연실업률을 추정하는 여러 가지 방법을 고찰하고 있는데 각 방법마다 사용하는 자연실업률의 개념이 다를 수 있다는 점에 주의를 기울일 필요가 있다. 즉, 필립스곡선을 포함하는 모형의 경우

자연실업률은 NAIRU의 개념을 지니는 반면, 구조모형의 경우에는 장기균형실업률로서의 자연실업률(L-NAIRU)이 추정된다. 본 논문에서는 S-NAIRU의 개념에 해당하는 자연실업률의 추정방법에 대해서는 다루지 않았다.[4)]

기존 문헌에서는 자연실업률에 영향을 미칠 수 있는 요인으로 인구구조의 변화, 산업구조의 변화, 노동시장의 효율성, 근로유인과 관련된 제도, 경제주체의 선호변화, 생산성의 변화 등이 주로 제시되고 있다.[5)] 어떠한 요인이 자연실업률에 영향을 미칠 수 있는지는 매우 중요한 연구과제이나 자연실업률의 추정방법에 중점을 둔 본 논문에서는 이를 다루지 못하였다.[6)]

2. 자연실업률의 추정방법

자연실업률의 추정방법은 크게 순수 시계열방법, 축약형 모형을 이용한 방법, 구조모형을 이용한 방법으로 나눌 수 있다.

순수 시계열방법은 실업률의 시계열적 특성에 대한 모형을 설정하고 이를 기반으로 실업률의 확률추세(stochastic trend)를 추정하여 자연실업률로 사용하는 방법이다. 이러한 순수 시계열방법에는 호드릭-프레스캇 필터(Hodrick-Prescott Filter; 이하 HP필터), 비버릿지-넬슨 분해(Beveridge-Nelson Decomposition; 이하 BN분해), 단일변수 비관측인자모형(univariate unobserved component model) 등이 있다.

이들 순수 시계열방법은 추정과정이 간단하다는 장점이 있지만 자연실업률의 추정과정이 경제이론에 기반을 두지 않고 실업률 자료의 통계적인 특성에만 의지할 뿐 아니라 실업률 이외의 경제변수에 포함된 정보를 추정과정에서 이용하지 못한다는 단점이 있다. 본 논문에서는 Ⅲ장에서 순수 시계열방법에 의한 자연실업률 추정을 다루고 있다.

---

4) S-NAIRU가 물가상승과 관련하여 통화정책에 유용한 지표인 것은 사실이나 다른 지표와 비교하여 볼 때 물가상승 예측에 한계가 있다는 연구결과가 Estrella and Mishikin(1998)과 Stock and Watson(1999)에 제시되어 있다.

5) 이 밖에도 국제교역의 증가, Hysteresis 등이 미국과 유럽국가의 자연실업률 변화를 설명하기 위해 사용되고 있다.

6) 자연실업률의 결정요인에 대한 개괄적인 설명은 신석하・조동철(2003)을 참조하라.

이에 비하여 축약형 모형은 경제이론으로부터 실업률과 여타 경제변수 간의 관계에 대한 행태식을 유도한 후 이러한 행태식을 추정하여 자연실업률을 구하는 방법이다. 현재 자연실업률의 추정을 위하여 가장 널리 사용되고 있는 방법은 실업률의 시계열적 특성과 필립스곡선을 결합한 모형이다. 자연실업률이 일정하지 않고 매기마다 변화하는 것으로 간주할 경우 필립스곡선만을 이용하여 자연실업률을 직접 추정하기 어려워진다. 따라서 모형을 상태공간모형(state space model)으로 전환한 후 칼만필터(Kalman filter) 기법을 이용하여 추정하는 것이 일반적이다.

이들 축약형 모형을 이용한 방법은 순수 시계열방법과 달리 경제이론에 모형의 기반을 두고 있으며 실업률 이외의 여타 경제변수도 이용할 수 있다는 장점이 있지만, 축약형 모형의 일반적인 문제인 모형설정오류(model specification error)에 노출된다는 단점도 지니고 있다. 즉, 축약형 모형의 경우 단일방정식으로서의 행태식을 추정하는 것이 일반적인데 모형이 잘못 설정되면 행태식으로부터 누락된 변수들과 행태식의 설명변수 간의 상관관계로 인하여 교란항과 설명변수들 간에 직교성(orthogonality)이 담보되지 않는다. 추정과정에서 이를 적절히 고려하지 못할 경우 추정결과가 심각한 문제점을 지닐 수 있다.[7] 본 논문에서는 Ⅳ장에서 축약형 모형을 이용한 자연실업률 추정방법에 대해 논의하고 있다.

구조모형은 경제변수 간의 관계를 방정식체계로 구성하는데, 변수들 간의 상관관계가 방정식체계의 교란항들의 상관관계에 반영되어 명시적으로 고려되므로 축약형 모형에 비해 모형설정오류로부터 자유롭다는 장점이 있다.[8] 반면에 단일방정식이 아닌 연립방정식체계를 추정하기 때문에 모형의 구축 및 추정과정이 축약형 모형에 비해 복잡하다는

7) 교란항과 설명변수 간에 직교성이 성립되지 않는 경우 통상적인 최소자승법의 추정결과는 일치성(consistency)을 상실하게 되므로 모형을 재설정하거나 교란항과 설명변수 간의 상관관계를 명시적으로 고려한 도구변수법(instrument variable method) 등의 방법을 사용하여야 한다. 비관측인자모형의 경우에는 관측되지 않는 변수가 모형에 포함되어 있어 이러한 문제점을 해결하는 것이 통상적인 모형보다 어려워진다.

8) 물론 익명의 논평자가 지적했듯이 축약형이나 순수 시계열모형에서도 교란항들의 상관관계를 고려함으로써 일정 정도 모형설정오류를 해결할 수 있다.

단점이 있다. 구조모형을 이용한 방법의 대표적인 예로 구조 벡터자기회귀모형(structural vector auto-regression model; 이하 구조 VAR모형)을 들 수 있다. 본 논문에서는 V장에서 이를 이용한 자연실업률 추정에 대해 다루고 있다.

3. 국내 선행연구

한국의 자연실업률에 대한 선행연구로는 안주엽・전재식(2000), 신관호(2001), 문소상(2003) 등을 들 수 있는데, 이들은 공통적으로 축약형 모형의 다변수 비관측인자모형을 이용하여 자연실업률을 추정하였다. 그러나 이들 연구에서 제시되는 추정결과는 서로 간에 상당한 차이를 보이고 있다. 이러한 차이는 기본적으로 같은 추정방법을 사용하기는 했으나, 모형의 설정이 서로 다르고 추정대상 기간도 일치하지 않는 데서 기인했을 가능성이 있다.[9] 이들 연구에서 사용된 모형에 대해서는 Ⅳ장에서 자세히 다루고자 하며, 여기서는 이들 연구의 추정결과에서 발견되는 문제점을 살펴보고자 한다.

먼저, 추정된 자연실업률을 비교해 보면 동일시점의 자연실업률 수준에서 상당한 차이가 발견된다. 문소상(2003)은 1980:Ⅰ~2002:Ⅲ 기간의 분기자료를 이용하여 자연실업률을 추정하였는데, 자연실업률 추정치가 1980년대 후반~1997년 기간의 대부분에서 실제실업률보다 낮게 나타나고 있다. 이에 비하여 안주엽・전재식(2000)이 1984:Ⅰ~2000:Ⅱ 기간의 분기자료를 이용하여 추정한 자연실업률은 1980년대 후반~1997년의 기간 대부분에서 실제실업률을 소폭 상회하는 것으로 나타나고 있다. 한편 신관호(2001)가 1974:Ⅰ~2000:Ⅰ 기간의 분기자료를 이용하여 추정한 자연실업률은 1980년대 후반~1997년 기간 동안 실제실업률을 크게 상회하고 있다.

한편 기존 연구들에서 제시되는 자연실업률은 동일시점에서의 수준뿐 아니라 변동의 정도에서도 서로 상이한 모습을 나타내고 있다. 안주엽・전재식(2000)과 문소상(2003)의 경우 자연실업률이 실제실업률의 추

9) 분석기간의 변화에 대한 자연실업률 추정치의 안정성에 대해서는 신석하・조동철(2003)을 참조하라.

이를 상당히 반영하여 일정 정도 단기적인 변동을 포함하고 있는 반면, 신관호(2001)의 자연실업률은 평활한(smooth) 시계열로 나타나 실제실업률의 추이에 크게 영향 받지 않는 모습을 보이고 있다.

또한 기존 연구에서는 실제실업률과 자연실업률 간의 차이로 정의되는 실업률 갭의 경제적 의미가 명확하지 않다는 문제점도 발견된다. 예를 들어, 신관호(2001)에서 제시되는 실업률 갭은 1988~98년 기간 동안 음의 값을 유지하고 있다. 이충렬(2001)이 지적한 바와 같이, 이처럼 실제실업률이 10년 동안 자연실업률보다 낮게 유지되었다면 물가를 낮출 특별한 공급 측 요인이 없었던 이 기간 동안 물가상승률이 높아져야 함에도 불구하고 물가는 비교적 안정되었으며, 실업률 갭은 이 기간 동안 관측되었던 세 번의 경기변동(1988:Ⅰ~1989:Ⅲ, 1992:Ⅰ~1993:Ⅰ, 1996:Ⅰ~1998:Ⅲ)과 무관하게 일정한 수준을 유지하는 것으로 나타나고 있다.[10)]

이 밖에도 안주엽·전재식(2000)의 추정결과에서는 추정계수의 부호가 통상적인 경제이론과 부합하지 않는 경우가 발견되고 있으며, 신관호(2001)의 경우 계수의 부호는 경제이론과 부합하지만 계수의 크기가 모형에서 가정한 안정성(stationarity)을 충족시키지 못하는 경우가 발견된다.

Ⅲ. 순수 시계열방법을 이용한 자연실업률 추정

1. 실제실업률의 시계열적 특성

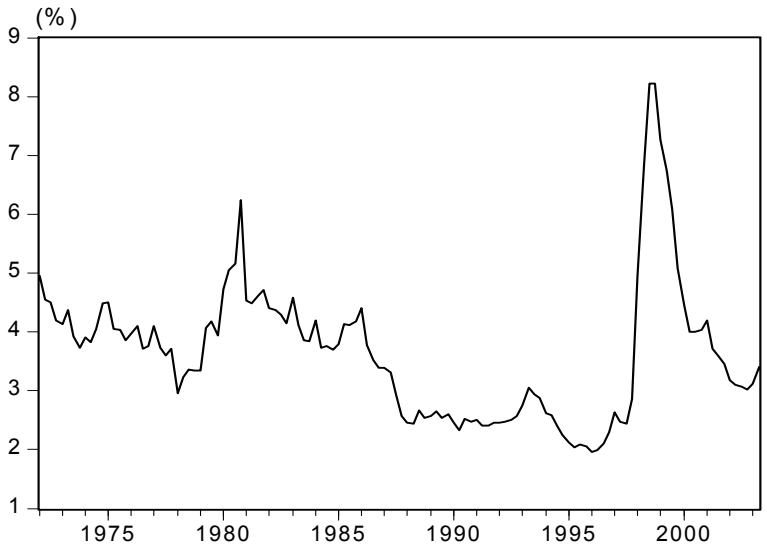
순수 시계열방법은 실업률의 시계열적 특성을 이용하는 방법이므로

10) 익명의 논평자가 지적하였듯이 경기변동(reference cycle)과의 상관관계가 실업률 갭을 평가하는 적절한 준거인지에 대해서는 논란이 있을 수 있다. 경기변동이론에 따라 추세와 순환부분의 개념이 달라질 수 있으며, 통계청에서 공표하는 경기순환의 상당 부분이 총공급의 추세변화를 반영할 가능성을 배제할 수 없다. 다만, 자연실업률이 경제주체의 선호 및 제도적 요인만을 반영하는 경우에는 총공급 추세에 영향을 미치는 실물부문 충격의 상당 부분이 자연실업률에 영향을 주지 못하고, 이에 따라 실업률 갭과 경기순환이 일정 정도 상관관계를 지닐 것으로 추측된다.

이를 이용하여 자연실업률을 추정하기 전에 실업률의 시계열적 특성을 살펴볼 필요가 있다. [그림 1]에 실업률의 그림이 제시되어 있다. 본 논문에서는 1970~2003년 기간의 계절조정된 전 산업 평균실업률 분기자료를 이용하였다. 그림에서 볼 수 있듯이 1988년과 1998년을 전후하여 실업률 수준에 각각 상당한 변화가 있었음을 알 수 있다.[11)]

대부분의 순수 시계열방법이 실업률을 단위근을 갖는 비정상시계열(nonstationary time series)로 가정하고 모형을 설정하므로 분석에 앞서 실업률이 단위근을 갖는지 검정하여 보았다. 단위근 검정방법으로는 Elliot et al.(1996)의 DF-GLS(Dickey-Fuller GLS)검정과 Kiwatkowski et al.(1992)의 KPSS(Kiwatkowski-Phillips-Schmidt-Shin)검정을 이용하였다. DF-GLS검정은 비정상시계열의 확정추세(deterministic trend)를 GLS(generalized least squares)와 유사한 방법으로 제거한 후 ADF(augmented Dickey-Fuller)검정

[그림 1] 실업률



11) 한국의 실업률 변화와 관련된 경제적 요인에 대한 논의는 문소상(2003)과 신관호(2001) 등에 제시되어 있는데, 문소상(2003)은 자연실업률의 변화를 초래할 수 있는 제도적 요인으로 1987년 11월에 시행된 주당 노동시간 단축 등 노동기준법의 개정과 외환위기 이후 확대 적용된 실업급여제도 등을 제기하고 있다.

을 적용하는 것으로 ADF검정의 낮은 검정력(power)을 개선시켰다는 평가를 받고 있다. 시계열이 단위근을 갖는다는 귀무가설이 DF-GLS검정에서 사용되는 것과 대조적으로 KPSS검정에서는 시계열이 단위근을 갖지 않는다는 정상성(stationarity) 귀무가설이 사용된다. 이처럼 상호 배타적인 귀무가설을 채택하는 두 검정을 사용하는 확정분석(confirmatory analysis)을 사용함으로써 추론의 신뢰성을 높일 수 있다.[12)]

<표 1>에서 볼 수 있듯이, 실업률이 단위근을 갖는다는 귀무가설이 시간추세항(time trend)을 포함하지 않는 DF-GLS검정에 의해 유의수준 10%에서 기각되는 경우와 기각되지 않는 경우가 각각 비슷하게 관측되

〈표 1〉 실업률에 대한 단위근 검정

시 차	시간추세항 없음	
	DF-GLS	KPSS
1	-2.933***	0.373*
2	-1.937*	0.373*
3	-1.687*	0.373*
4	-1.932*	0.373*
5	-1.870*	0.373*
6	-1.407	0.373*
7	-1.432	0.373*
8	-1.663*	0.373*
9	-1.674*	0.373*
10	-1.190	0.373*
11	-1.046	0.373*
12	-1.370	0.373*
임계치		
1%	-2.583	0.739
5%	-1.943	0.463
10%	-1.615	0.347

주: 1) 위 단위근 검정에서 귀무가설은 DF-GLS검정의 경우 '시계열이 단위근을 가짐'이며, KPSS검정의 경우 '시계열이 단위근을 갖지 않음'임.
2) 검정통계량의 위첨자 *는 유의수준 10%에서, **는 유의수준 5%에서, ***는 유의수준 1%에서 각각 귀무가설이 기각됨을 나타냄.
3) KPSS검정의 경우 검정통계량이 시차의 길이에 영향 받지 않음.

12) 확정분석에 대한 자세한 논의는 Maddala and Kim(1998)을 참조하라.

는 반면 실업률이 정상적인 시계열이라는 귀무가설은 KPSS검정에 의해 기각되고 있다. 이러한 검정결과를 기반으로 본 논문에서는 실업률이 비정상시계열이라고 가정하고 이후 분석을 시행하였다.[13)]

2. 추정방법 및 추정결과

가. HP필터

HP필터는 추세부분이 매우 평활한(smooth) 시계열이라는 가정하에 다음과 같은 목적식을 최소화하는 u_t^T를 추정하여 자연실업률로 사용한다.[14)]

$$\sum[(u_t - u_t^T)^2 + \lambda(\triangle^2 u_t^T)^2] \tag{3.4}$$

여기서 $\triangle^2$은 2차 차분을 나타내며, λ는 추세의 변동에 대한 벌칙가중치로서 λ의 값이 커질수록 u_t^T는 더욱 평활한 시계열로 나타나게 되므로 통상 '평활계수(smoothing parameter)'로 불린다. [그림 2]에 $\lambda = 1,600$의 가정하에 HP필터로 구해진 자연실업률과 실업률 갭이 제시되어 있다. 추정된 자연실업률은 1979~87년 기간 동안 평균 4.0% 수준에서 1988~97년 기간 동안 평균 2.8%로 하락하였다가 외환위기 기간 동안 4.8%까지 상승하고 이후 최근까지 하락하고 있다(표 7 참조).

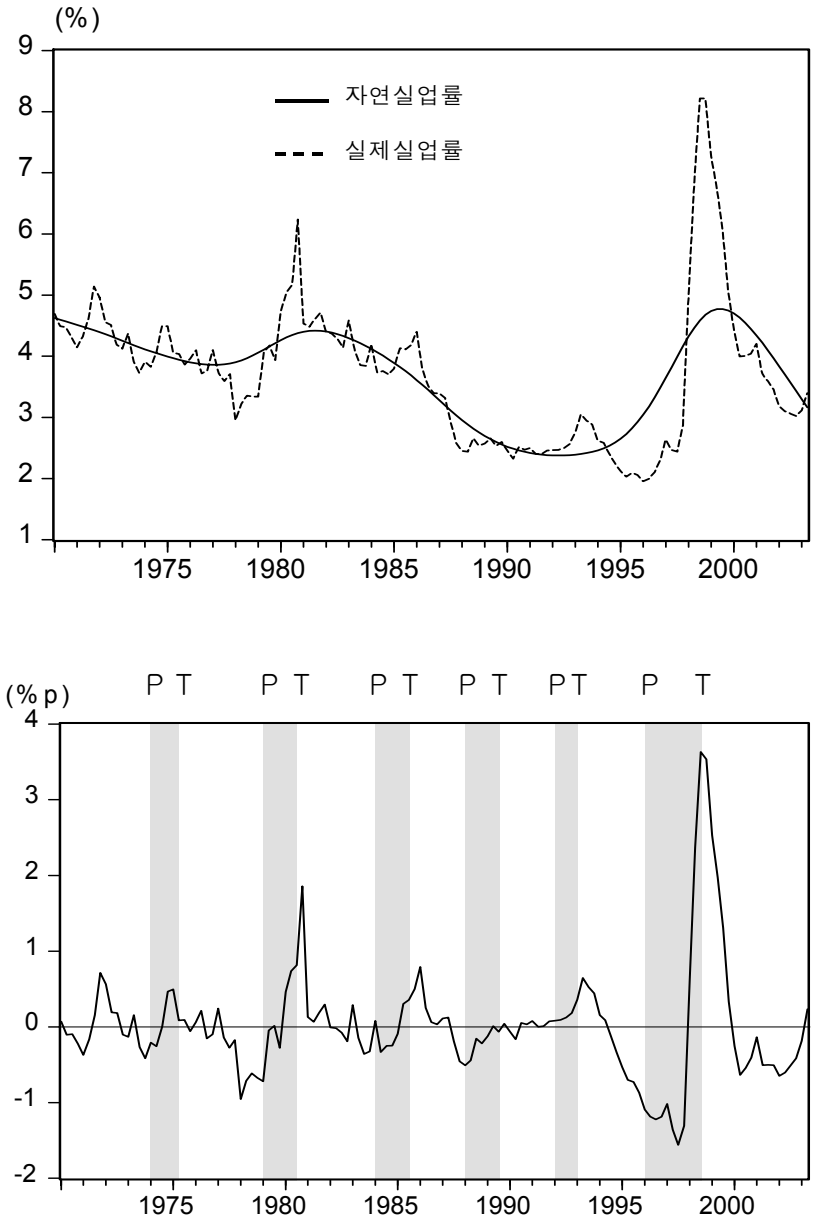
실업률 갭은 실제실업률과 자연실업률의 차이로서 모형에서 순환요인에 의하여 결정되는 부분으로 설정되어 있다. 앞서 언급한 바와 같이 통계청에서 공표하는 경기순환[15)]이 적절한 판단의 준거가 될 수 있는지 여부에 대해 논란이 있을 수 있으나, 선행연구 등에서 통상적으로 경기순환과 실업률 갭을 비교하고 있음을 감안하여 본 연구에서도 추정된

13) 실업률이 비정상시계열이라는 검정결과는 구조변화에 기인하였을 가능성이 있다. 시계열이 구조변화를 포함하는 경우의 단위근 검정방법으로는 Perron(1989) 이래 많은 방법들이 제시되고 있으나, 구조변화의 시점 및 개수, 검정력 등의 요인을 감안하여 구조변화를 엄밀히 분석하는 것은 본 논문의 범위를 넘어서는 것으로 생각하여 다루지 않았다.

14) HP필터의 경우 실업률이 비정상 시계열이라는 가정을 필요로 하지 않는다.

15) 우리나라의 경기순환에 대해서는 통계청이 경기종합지수를 이용하여 1970년대 이후의 기간에 대해 공식적인 기준순환일을 발표해 오고 있다.

[그림 2] HP필터에 의한 자연실업률과 실업률 갭



주: P는 경기순환의 정점을, T는 경기순환의 저점을 각각 나타냄.

실업률 갭을 경기순환과 비교하여 보고자 한다. HP필터에 의해 추정된 실업률 갭은 경기순환의 정점에서 낮아지고 저점에서 높아지는 모습을 보이고 있으나, 1992: Ⅰ~1993: Ⅰ 기간의 실업률 갭이 경기순환의 저점에서도 0에 가까운 값을 갖고, 1996: Ⅰ~1998:Ⅲ 기간의 실업률 갭이 경기순환의 정점에서 양의 값을 갖는 것으로 나타나고 있다.

나. 단일변수 비관측인자모형

비관측인자모형은 일반적으로 실업률을 추세인자(trend component)와 순환인자(cyclical component)로 분리한 후 추세인자를 자연실업률로 간주한다. 예를 들어, 실업률에 대해 다음과 같은 모형을 상정한다.[16)]

$$u_t = u_t^T + u_t^c \tag{3.1}$$

$$u_t^T = u_{t-1}^T + v_t \tag{3.2}$$

$$u_t^c = \phi(L)\, u_{t-1}^c + e_t \tag{3.3}$$

여기서 u_t는 실업률을, u_t^T는 실업률의 추세부분을, u_t^c는 실업률의 순환부분을 나타내며, v_t와 e_t는 백색잡음(white noise)이다. 또한 시차연산자(lag operator) $\phi(L)(=\phi_0+\phi_1 L+\phi_2 L^2+\ldots+\phi_p L^p)$는 정상성 조건(stationarity condition)을 만족한다고 가정한다. 위의 모형에서는 표류항(drift)이 없는 임의보행으로 상정된 비정상(nonstationary) 확률 추세 u_t^T의 추정치가 자연실업률로 사용된다.

자연실업률이 관측되지 않는 변수이므로 비관측인자모형의 경우 일반적인 추정방법을 이용하지 않고, 모형을 상태공간모형(state space model)으로 전환한 후 칼만필터(Kalman filter)기법을 이용하여 최우추정법(maximum likelihood estimation method)으로 추정한다.[17)] 상태공간모형

16) BN분해의 경우 실제 시계열 변동의 대부분이 추세부분의 변화로 나타나며, 이에 따라 순환부분이 경기순환과 상관없이 움직이는 백색잡음과 유사한 모습을 나타내는 경우가 많다. 이러한 점을 고려하여 본 논문에서는 BN분해를 다루지 않고 있다. BN분해를 이용한 한국의 자연실업률 추정결과에 대해서는 신석하・조동철(2003)을 참조하라.

17) 상태공간모형과 칼만필터에 대한 보다 자세한 논의는 Hamilton(1994)이나 Harvey

은 측정방정식(measurement equation)과 전이방정식(transition equation)으로 구성되는데, 측정방정식은 관측 가능한 변수를 상태변수와 외생변수의 함수로 표현한 식이며 전이방정식은 관측 불가능한 상태변수에 대한 행태식이다. 식 (3.1)~(3.3)으로 구성된 모형을 상태공간모형으로 전환하면, $\phi(L)=1-\phi_1 L-\phi_2 L^2$로 가정할 경우 측정방정식과 전이방정식은 각각 다음과 같다.

$$\text{(측정방정식)} \quad u_t = [\,1 \quad 1 \quad 0\,] \begin{bmatrix} u_t^T \\ u_t^c \\ u_{t-1}^c \end{bmatrix} \tag{3.5}$$

$$\text{(전이방정식)} \quad \begin{bmatrix} u_t^T \\ u_t^c \\ u_{t-1}^c \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & \phi_1 & \phi_2 \\ 0 & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{t-1}^T \\ u_{t-1}^c \\ u_{t-2}^c \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} v_t \\ e_t \\ 0 \end{bmatrix} \tag{3.6}$$

위의 모형에서 교란항 v_t, e_t 간에 상관관계가 없다는 가정이 통상적으로 많이 사용되는데, 이와 같은 가정하에서 자연실업률을 추정한 결과가 [그림 3]에 제시되어 있다[18].

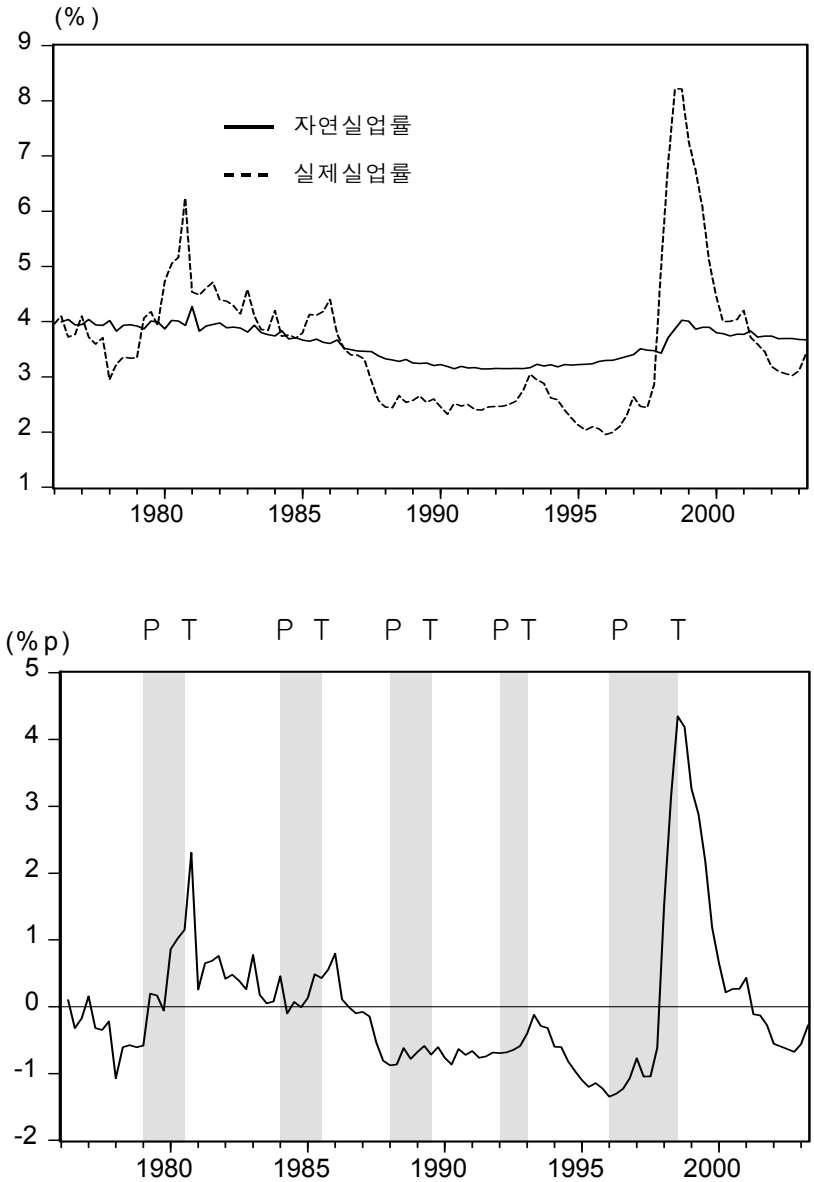
상태공간모형을 이용하여 자연실업률을 추정하는 경우 해당 시점까지 실현된 정보만을 이용하는 칼만필터에 비해 전체 관측기간의 정보를 이용하는 칼만평활(Kalman smoother)에 의해 추정되는 자연실업률을 이용하는 것이 일반적이므로 본 논문에서도 칼만평활에 의한 자연실업률을 사용하였다. 추정된 자연실업률은 실제실업률의 변동에 크게 영향받지 않고 전체 분석기간 동안 매우 평활한 모습을 보이고 있다.

Morley et al.(2003)이 제기한 대로 [그림 3]에서 관측되는 평활한 자연실업률 추정결과는 교란항 v_t, e_t 간에 상관관계가 없다는 가정에 기인하였을 가능성이 있다. 교란항 v_t, e_t 간에 상관관계가 큰 경우에는 실업률 변동의 상당 부분이 추세변화로 나타날 수 있기 때문이다. 교란항 v_t, e_t 간에 상관관계가 존재한다는 가정하에서 추정한 자연실업률은 [그림 4]에 제시되어 있다. 상관관계를 가정하여도 자연실업률은

(1989)를 참조하라.

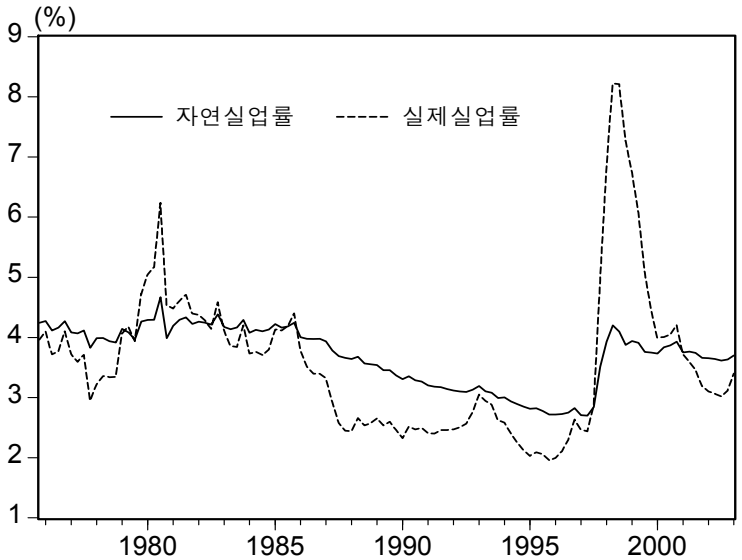
18) 시차연산자의 차수(p=2)는 Ⅳ장의 다변수 비관측인자모형에서 선택된 차수를 이용하였다.

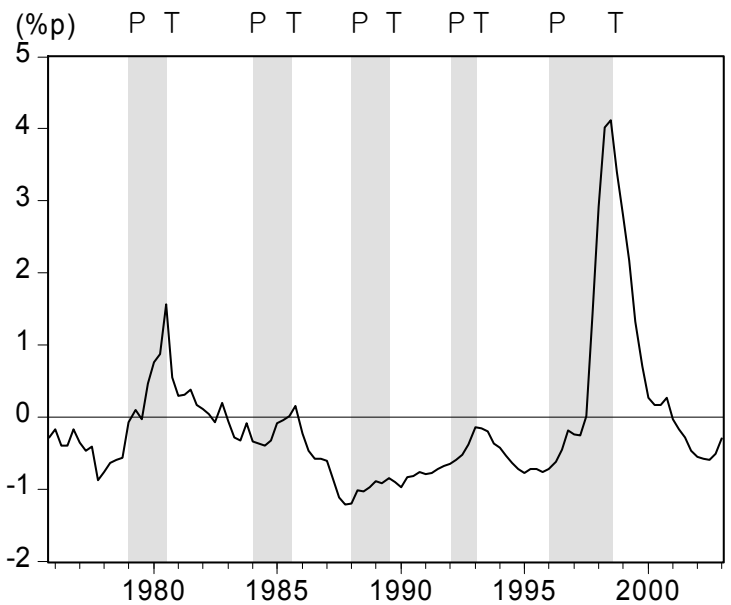
[그림 3] 단일변수 비관측인자모형에 의한 자연실업률과 실업률 갭 $(cov(v_t, e_t) = 0)$



주: P는 경기순환의 정점을, T는 경기순환의 저점을 각각 나타냄.

[그림 4] 단일변수 비관측인자모형에 의한 자연실업률과 실업률 갭 $(cov(v_t, e_t) \neq 0)$





상당히 평활한 모습으로 나타나고 있음을 관측할 수 있다. 한편, $cov(v_t, e_t) = 0$이라는 가설을 우도비 검정하여 본 결과 통계량의 p-value가 0.49로 나타나 가설을 기각할 수 없었다.[19]

추정된 자연실업률은 1979~87년 기간 동안 평균 3.8% 수준에서 1988~97년 기간 동안 평균 3.2%로 하락하였다가 외환위기 기간 동안 평균 4.0%까지 상승하고 이후 최근까지 하락하고 있는 것으로 나타났다 (표 7 참조). 한편 순환부분은 대부분의 기간 동안 경기변동과 상응하여 움직이고 있으나, 1988: Ⅰ~1989:Ⅲ 기간과 1992: Ⅰ~1993:Ⅱ 기간 동안 실업률 갭이 경기저점에서도 음(-)의 값을 갖는 것으로 나타나고 있다.

관측치의 개수가 적어 명확하지 않으나 HP필터와 단일변수 비관측인자모형에 의해 추정된 실업률 갭은 모두 최근 들어 상승하는 추세를 보이고 있어 최근의 실업률 상승이 경기순환적인 요인에 영향 받고 있을 가능성을 시사하고 있다.

이들 순수 시계열방법은 추정과정이 간단하고 자연실업률이나 실업률 갭에 대해 의미 있는 추정결과를 제공하고 있으나, HP필터의 경우 추정의 정확도를 평가하기 위한 통계적인 추론이 불가능하다는 문제점이 제기된다. 또한 앞에서 언급하였듯이 추정방법이 경제이론에 기반을 두지 않고 실업률 자료의 통계적인 특성에만 의지할 뿐 아니라 실업률 이외의 경제변수에 포함된 정보를 추정과정에서 이용하지 못한다는 단점이 있다. Ⅵ장에서 살펴보겠지만 단일변수 비관측인자모형의 경우 이러한 단점으로 인하여 추정치의 신뢰구간이 다변수 비관측인자모형에 비하여 상당히 넓어지는 문제점이 발생한다.

19) 이러한 결과는 Morley et al.(2003)이 추세와 순환 간의 상관관계를 가정하는 경우 총공급 변동의 상당 부분이 추세의 변화로 나타났던 것과 상당히 다른 결과이다. 만약 자연실업률이 Ⅴ장에서 논의하는 바와 같이 노동공급 충격요인만을 반영하는 것으로 정의된다면 총공급 추세에 영향을 미치는 실물부문 충격의 상당 부분은 자연실업률에 영향을 주지 못할 것이다. 이러한 경우 자연실업률은 총공급 추세에 비해 평활한 모습을 나타낼 것으로 사료된다.

Ⅳ. 축약형 모형을 이용한 자연실업률 추정

1. 단순 축약형 모형을 이용한 추정

자연실업률 추정을 위해서 사용되고 있는 축약형 모형은 거의 대부분 필립스곡선에 기반을 두고 있다.[20] 가장 단순한 형태의 필립스곡선은 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$\triangle \pi_t = \beta(u_t - u^N) + w_t \tag{4.1}$$

식 (4.1)에서 자연실업률은 일정한 상수로 설정되어 있다. 따라서 인플레이션율의 차분을 상수항과 실업률의 함수로 설정하고 이를 최소자승법으로 추정한 후, 추정된 상수항을 $-\beta$로 나눈 값을 자연실업률의 추정치로 사용할 수 있다. 하지만 이 방법은 자연실업률이 분석기간 동안 일정한 수준을 유지한다는 가정에 기반을 두고 있는데 이러한 가정의 타당성에 대해 논란의 여지가 있다.

자연실업률이 시간에 따라 변동한다고 가정하는 것이 보다 일반적인 가정이다. 하지만 이 경우 자연실업률이 관측되지 않는 변수이기 때문에 필립스곡선을 직접 추정할 수 없다는 문제점이 제기된다. 따라서 자연실업률을 추정하는 데 가장 널리 사용되고 있는 방법은 Ⅲ장에서 살펴본 단일변수 비관측인자모형에 필립스곡선 등 축약형 행태식을 추가하여 모형을 구성하는 다변수 비관측인자모형이다.

---

20) 필립스곡선에 기반을 두지 않는 축약형 모형으로는 Elmeskov(1993)의 방법을 들 수 있다. 이 방법은, NAIRU가 아닌, 임금상승을 가속시키지 않는 실업률(non-accelerating wage rate of unemployment; 이하 NAWRU)을 추정하기 위해 사용된다. 하지만 이 방법은 자연실업률이 연속되는 두 기에 변화하지 않는다는 가정을 사용하고 있고, 추정된 결과에 HP필터를 적용하여 평활한 시계열로 만들기 때문에 원래의 실업률 자료에 직접 HP필터를 적용하는 것과 결과가 크게 다르지 않아 본 논문에서는 다루지 않았다. 이 방법에 대한 보다 자세한 논의는 유경준(2001)이나 신석하・조동철(2003)을 참조하라.

2. 다변수 비관측인자모형의 설정 및 추정방법

다변수 비관측인자모형은 자연실업률 추정에 가장 널리 사용되고 있는 방법이다. 자연실업률이 관측 가능하지 않다는 점에서 이를 명시적으로 모형에 포함시킬 수 있는 비관측인자모형이 선호되고 있으며, 다변수 비관측인자모형은 단일변수 비관측인자모형에 비해 실업률과 여타 경제변수 간의 관계도 반영할 수 있어 현재 자연실업률 추정에 가장 많이 사용되고 있다.[21)]

그러나 축약형 모형은 잠재적인 모형설정오류(model specification error)에 취약하다는 단점이 있으므로, 본 논문에서는 국내 선행연구에서 발견되는 잠재적인 모형설정오류를 가능한 한 배제하는 모형을 설정하고자 한다.

가. 모형의 구성

1) 필립스곡선과 실업률 확률추세

가장 단순한 형태의 다변수 비관측인자모형은 필립스곡선과 실업률의 확률추세에 관한 식을 결합한 모형이다. 예를 들어, Staiger et al.(1997), Gordon(1997), 문소상(2003) 등은 다음과 같은 모형을 상정하여 자연실업률을 추정하였다.[22)]

$$\triangle \pi_t = \alpha(L)\triangle \pi_{t-1} + \beta(L)(u_t - u_t^T) + \gamma(L)x_t + w_t \qquad (4.2)$$

$$u_t^T = u_{t-1}^T + v_t \qquad (4.3)$$

21) 이 밖에 OECD 등에서는 단일시계열 HP필터의 목적함수에 다변수 비관측인자모형으로부터의 잔차를 추가시키는 다변수 HP필터(Hodrick-Prescott multivariate filter; 이하 HPMV필터) 방법을 사용하기도 한다. HPMV필터는 단일시계열 HP필터와 마찬가지로 평활계수를 선택하는 이론적인 기반이 없다는 단점을 갖고 있으므로 본 논문에서는 다루지 않았다. 이 방법에 대한 보다 자세한 사항은 Richardson et al.(2000)을 참조하라.

22) Gordon(1997)과 문소상(2003)은 인플레이션율의 차분이 아니라 인플레이션율 수준을 이용하여 필립스곡선에 대한 모형을 구성하였으나, 인플레이션율 시차변수의 계수에 제약조건을 부여함으로써 인플레이션율의 차분을 이용한 행태식과 큰 차이가 없다.

여기서 x_t는 물가에 영향을 미치는 외생적인 공급 측 변수를 나타낸다. 교란항 w_t와 v_t는 백색잡음이며, 둘 간의 상관관계는 존재하지 않는다고 가정한다. 이들 물가에 영향을 미치는 외생적 공급 측 변수로는 인플레이션율과 근원인플레이션율의 차이, 수입물가 상승률과 인플레이션율의 차이, 생산성 증가율을 상회하는 임금상승률 등이 주로 사용되는데, 이러한 변수를 모형에 포함시켜 유가, 농산물 가격, 수입물가 등 외생적 공급충격이 인플레이션율에 미치는 영향을 반영하게 된다. 위의 모형은 인플레이션율이 자기시차변수, 실업률과 자연실업률(u_t^T) 간의 차이 그리고 공급 측 변수에 의해 영향 받으며, 실업률이 자연실업률을 하회하면 인플레이션율의 상승이 가속됨을 나타내고 있다.

2) 실업률 순환부분

위의 식 (4.2)와 식 (4.3)으로 구성된 모형에 실업률의 순환부분이 포함되어 있지 않다는 사실에 유의할 필요가 있다. 비록 실업률이 측정방정식에 포함되어 있지만 모형의 외생변수로 간주됨에 따라 실업률의 순환부분에 담긴 정보가 자연실업률의 추정에 충분히 사용되지 않고 있다. 실업률이 자연실업률로부터 멀어지는 경우 자연실업률 수준으로 복귀하려는 경향이 있으며 복귀하지 않는 경우에는 인플레이션이나 디플레이션을 가속시키게 된다는 NAIRU의 개념을 상기하면, 실업률과 자연실업률 간의 격차가 자연실업률의 추정에 유용한 정보를 포함하고 있을 가능성이 크다는 점에서 실업률의 순환부분을 모형에 포함시키는 것이 바람직할 것이다.

이러한 점을 감안하여 Laubach(2001)는 식 (4.2)~식 (4.3)에 실업률의 순환부분에 대한 다음과 같은 가정을 추가하였다.[23)]

$$\phi(L)(u_t - u_t^T) = e_t \tag{4.4}$$

여기서 시차연산자 $\phi(L)(=1-\phi_1 L-\phi_2 L^2-\ldots-\phi_q L^q)$은 정상

23) Laubach(2001)는 설명변수의 동시성(simultaneity) 문제를 피하기 위하여 상태변수와 외생변수의 시차변수만을 측정방정식에 사용하였다. 설명변수의 동시성 문제에 대해서는 다음 소절에서 보다 자세히 다루도록 하겠다.

성 조건을 만족하며, 교란항 e_t는 백색잡음이며 v_t와의 상관관계는 존재하지 않는다고 가정한다. 국내연구로는 안주엽・전재식(2000)이 유사한 모형을 사용하였다.

3) 오쿤의 법칙

Apel and Jansson(1999)은 식 (4.2)~식 (4.4)로 구성된 모형에 오쿤의 법칙(Okun's law)을 추가하여 자연실업률과 잠재GDP를 추정하였다. 즉, 총생산(GDP)에 대해 다음과 같은 모형을 설정하였다.

$$y_t^T = \mu + y_{t-1}^T + \varepsilon_t \tag{4.5}$$

$$y_t - y_t^T = \psi(L)(u_t - u_t^T) + \zeta_t \tag{4.6}$$

여기서 교란항 ε_t와 ζ_t는 백색잡음이며 모형 내의 교란항들은 상호 간에 상관관계가 없다고 가정한다. 본 논문에서는 가능한 한 많은 경제변수를 추정에 이용할 수 있도록 신관호(2001), Apel and Jansson(1999)과 같이 필립스곡선, 실업률의 확률추세 및 순환부분, 오쿤의 법칙을 포함한 다변수 비관측인자모형을 구성하였다.[24)]

나. 동시성(simultaneity)의 문제

기존 국내연구들이 공통적으로 내포할 가능성이 있는 모형설정오류로는 설명변수의 동시성(simultaneity)문제를 들 수 있다. 기존 국내연구들은 식 (4.2)의 필립스곡선 행태식의 설명변수에 같은 기의 실업률 갭($u_t - u_t^T$)을 포함시키고 있는데, 인플레이션이 실업률에 영향을 미치거나 제3의 변수에 의해 동시에 영향 받을 수 있음을 감안할 때 이는 교란항과 설명변수 간의 직교성(orthogonality)을 담보할 수 없다는 점에서 축약형 단일행태식을 이용한 추정에 문제를 초래할 수 있다. 외국의 경우 Gordon(1997)과 같이 실업률 갭을 외생적인 수요 측 변수로 간주하여 같은 기의 실업률을 모형에 포함한 연구도 있지만, Laubach(2001), King et

24) 신관호(2001)의 경우 식 (4.6)과 달리 실업률의 순환부분을 총생산 순환부분의 함수로 표현하였다.

al.(1995), Staiger et al.(1997) 등은 동시성의 문제를 피하기 위해 설명변수로 시차변수만을 사용하였다.

이러한 점을 감안하여 본 논문에서는 동시성(simultaneity)으로 인한 문제의 발생을 방지하고자 다음과 같이 실업률의 시차변수만을 측정방정식의 설명변수로 사용하였다.

$$\triangle \pi_t = \alpha(L)\triangle \pi_{t-1} + \beta(L)(u_{t-1} - u^T_{t-1}) + \gamma(L)x_t + w_t \quad (4.7)$$

$$y_t - y^T_t = \phi(L)(u_{t-1} - u^T_{t-1}) + \zeta_t \quad (4.8)$$

물론 같은 기의 설명변수를 포기함으로써 잃게 되는 정보도 적지 않겠지만, 설명변수의 동시성으로 인하여 추정과정에서 발생하게 되는 문제가 통계이론에 따르면 훨씬 심각할 수 있다는 점을 감안한 것이다. 같은 기의 실업률을 모형에 포함시키면서 동시성의 문제를 해결하기 위해서는 구조방정식체계를 구축하여 변수 간의 영향을 명시적으로 반영하여 추정하여야 하지만, 비관측인자모형을 구조방정식체계로 구성하여 추정하는 것은 매우 어려운 실정이다.

다. 확률추세 및 순환부분

안주엽 · 전재식(2000)은 실업률의 확률추세식에 표류항(drift)을 포함시켰을 뿐 아니라 표류항 자체도 임의보행(random walk)과정을 따른다고 가정하였다.

$$u^T_t = d_t + u^T_{t-1} + v_t, \quad v_t \sim N(0, \sigma^2_v) \quad (4.9)$$

$$d_t = d_{t-1} + \xi_t, \quad \xi_t \sim N(0, \sigma^2_\xi) \quad (4.10)$$

이처럼 실업률 확률추세식의 표류항 자체가 임의보행과정을 따른다고 설정하는 것은 주로 유럽국가에서처럼 실업률이 장기간에 걸쳐 상승하는 추세를 보이는 경우에 표류항 없는 임의보행모형이 실업률의 추세를 잘 설명하지 못하기 때문이며, 미국 등 여타 국가의 경우에는 표류항 없는 임의보행모형을 사용하는 것이 일반적이다.[25)]

한국의 실업률이 장기적으로 상승하거나 하락하는 추세를 보이지 않고 있음을 감안하면 표류항 없는 임의보행모형이 적합한 것으로 생각되며, 실제로 표류항을 포함시킨 확률추세를 모형에 포함시켜 추정하는 경우 표류항이 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타나, 여기서는 실업률의 확률추세에 대한 모형은 표류항이 없는 임의보행을 따른다고 상정하고, 실업률의 순환부분은 정상적인(stationary) 자기회귀모형을 따른다고 가정하였다.

$$u_t^T = u_{t-1}^T + v_t \tag{4.11}$$

$$\phi(L)(u_t - u_t^T) = e_t \tag{4.12}$$

이에 비해 총생산의 경우 지속적으로 상승하는 모습을 나타내고 있으므로, 총생산의 확률추세는 다음과 같이 표류항을 포함한 임의보행으로 설정하였다.

$$y_t^T = \mu + y_{t-1}^T + \varepsilon_t \tag{4.13}$$

실업률의 순환요인에 대한 모형을 설정하는 경우 순환요인은 정상시계열로 가정하는 것이 일반적이다. 정상성을 만족하기 위해서는 식 (4.12)에서 $\phi(z)=0$의 근이 단위원(unit circle) 밖에 존재해야 한다. 하지만 신관호(2001)에서는 $\hat{\phi}(L) = 1 - 1.3939L - 0.0769L^2$로 추정되어 $\phi(z)=0$의 근이 각각 -18.8, 0.7로 나타남에 따라 정상성 조건을 충족시키지 못하고 있다. 본 논문에서는 추정과정에 실업률 순환부분의 정상성 조건을 제약식으로 부여함으로써 추정결과가 정상성을 만족하도록 하였다.

모형에 포함된 교란항들은 다음과 같이 백색잡음으로 가정되었다.

$$w_t \sim N(0, \sigma_w^2),\ \zeta_t \sim N(0, \sigma_\zeta^2),\ e_t \sim N(0, \sigma_e^2),$$
$$v_t \sim N(0, \sigma_v^2),\ \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

25) 이에 대한 보다 자세한 사항은 G7 국가들의 자연실업률을 추정한 Laubach(2001)를 참조하라.

확률추세의 교란항과 순환부분의 교란항 간에 상관관계가 존재하지 않으며($cov(v_t, e_t)=0$, $cov(\varepsilon_t, e_t)=0$, $cov(\varepsilon_t, \zeta_t)=0$), 확률추세 교란항들 간에도 상관관계가 존재하지 않는 것($cov(v_t, \zeta_t)=0$)으로 가정하는 것이 일반적이다. 하지만 순환부분 교란항들 간의 상관관계($cov(e_t, \zeta_t)$)나 순환부분 교란항과 필립스곡선의 교란항 간의 상관관계($cov(e_t, w_t)$, $cov(\zeta_t, w_t)$)는 존재할 가능성이 있다. 그러나 본 논문에서는 이러한 상관관계들의 존재 가능성에도 불구하고, 추정과정에서 최적화 과정(optimization process)이 해(solution)를 찾지 못하는 경우를 줄이기 위해 Apel and Jansson(1999)과 같이 모든 교란항들 사이에 상관관계가 존재하지 않는 것으로 가정하였다.

한편 문소상(2003)은 모형의 추정과정에서 실업률 확률추세식 교란항의 표준오차(σ_v)를 외생적으로 부여하는 방법을 사용하여 σ_v를 0.4로 가정하였다. 이와 같이 확률추세 교란항의 표준오차를 추정하지 않고 사전에 부여하는 방법은 비관측인자모형의 추정에서 비관측인자가 비정상시계열인 경우 신호-잡음비율(signal-to-noise ratio)이 0이 아니어도 최우추정치가 0으로 나타날 확률이 존재한다는 소위 'pile-up' 문제를 피하기 위하여 종종 사용되고 있다.[26] 예를 들어, Gordon(1997)의 경우 자연실업률이 개념상 매끄러운(smooth) 시계열이라는 전제하에 미국자료의 경우 $\sigma_v=0.2$를 선택하였다고 밝히고 있다. 하지만 표준오차의 사전적인 선택이 HP필터의 평활계수를 선택하는 것과 마찬가지로 자의적인 선택인 것은 사실이다. Laubach(2001) 역시 확률추세 교란항의 표준오차를 고정시킨 후 자연실업률을 추정하였으나, 표준오차를 여러 나라와 모형에 대해 추정한 후 0이 아닌 추정치들의 중간값 수준을 사용함으로써 선택의 자의성을 줄이고자 하였다. 본 논문에서도 Laubach(2001)에서처럼 먼저 교란항의 표준오차를 추정한 후, 이후의 분석에서는 추정된 값을 외생적으로 부여하는 방법을 사용하였다.

이상의 논의를 바탕으로 본 논문에서 사용된 모형을 정리하면 다음과 같다.

---

26) 이러한 pile-up 문제에 대한 구체적인 논의는 Stock(1994)을 참조하라.

(필립스곡선)	$\triangle\pi_t = \alpha(L)\triangle\pi_{t-1} + \beta(L)(u_{t-1} - u^T_{t-1}) + \gamma(L)x_t + w_t$
(오쿤의 법칙)	$y_t - y^T_t = \phi(L)(u_{t-1} - u^T_{t-1}) + \zeta_t$
(실업률의 확률추세)	$u^T_t = u^T_{t-1} + v_t$
(실업률의 순환부분)	$\phi(L)(u_t - u^T_t) = e_t$
(총생산의 확률추세)	$y^T_t = \mu + y^T_{t-1} + \varepsilon_t$

위 모형의 측정방정식과 전이방정식은 시차연산자를 각각 $\alpha(L) = \alpha,\ \beta(L) = \beta, \gamma(L) = \gamma, \phi(L) = 1 - \phi L, \psi(L) = \psi$로 가정하는 경우 다음과 같이 표현된다.

(측정방정식)

$$\begin{bmatrix} u_t \\ \triangle\pi_t \\ y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & -\phi & 0 \\ 0 & -\beta & 0 \\ 0 & -\psi & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u^T_t \\ u^T_{t-1} \\ y^T_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 & \phi & 0 \\ \alpha & \beta & \gamma \\ 0 & \psi & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \triangle\pi_{t-1} \\ u_{t-1} \\ x_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_t \\ w_t \\ \zeta_t \end{bmatrix} \quad (4.14)$$

(전이방정식)

$$\begin{bmatrix} u^T_t \\ u^T_{t-1} \\ y^T_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ \mu \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u^T_{t-1} \\ u^T_{t-2} \\ y^T_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} v_t \\ 0 \\ \varepsilon_t \end{bmatrix} \quad (4.15)$$

라. 기 타

위의 모형에 칼만필터 기법을 적용하여 최우추정법으로 추정하기 위해서는 비관측 상태벡터와 분산-공분산 행렬의 초기치가 주어져야 한다. 본 논문에서는 상태변수의 초기치로는 상응하는 관측변수의 초기값을 이용하였고, 상태변수들이 비정상시계열로 설정되어 있음을 감안하여 분산-공분산 행렬의 초기치로 임의의 큰 값(1,000)을 부여한 후, 임의로 주어진 값의 영향을 배제하기 위하여 초기 관측치의 일정 부분(14개 관측치)을 로그 우도함수값의 계산에서 제외하는 방법이 사용되었다.

한편 모형의 추정을 위해서는 시차연산자 $\alpha(L)$, $\beta(L)$, $\gamma(L)$, $\phi(L)$, $\psi(L)$의 차수가 정해져야 하는데 본 논문에서 시차연산자의 차수는 추정된 계수의 통계적 유의성에 기반을 두고 선택되었다.

본 논문에서 실업률은 전 산업 평균실업률을 이용하였고 총생산은 실질GDP를 사용하였다. 인플레이션율은 소비자물가지수[27]의 로그차분[28]을 사용하였으며, 인플레이션에 영향을 미치는 외생적 공급 측 변수로는 기존연구에서 사용되었던 인플레이션율과 근원인플레이션율의 차이, 수입물가상승률과 인플레이션율의 차이, 생산성 증가율을 상회하는 임금상승률 등을 고려하였다. 본 논문에서는 1975:Ⅱ~2003:Ⅱ 기간[29]의 계절조정된 분기자료를 사용하였는데, 각 변수들이 단위근을 가지고 있는지를 Elliot et al.(1996)의 DF-GLS검정과 Kiwatkowski et al.(1992)의 KPSS검정을 이용하여 검정한 결과 총생산의 경우에는 추세항을 포함하는 DF-GLS검정에서 단위근 귀무가설이 유의수준 10%에서 기각되지 않는 한편 KPSS검정에서는 정상성 귀무가설이 10% 유의수준에서 기각되었다. 물가지수의 경우 GDP 디플레이터와 소비자물가지수 모두 단위근 가설이 추세항을 포함하는 DF-GLS검정과 KPSS검정에 의해 지지되는 결과를 얻었다.[30]

이러한 단위근 검정결과와 기존 연구결과를 감안하여 본 논문에서는

---

27) 한편 GDP 디플레이터를 소비자물가지수 대신 사용한 모형도 추정하여 보았지만 추정계수의 부호나 크기가 경제이론과 부합하지 않는 경우가 많았다. 필립스곡선에서 실업률의 순환부분은 물가에 영향을 미치는 수요 측 변수로 기능하는데, 우리 경제에서 수출이 차지하는 비중이 상당히 높은 반면 실업률은 서비스부문 등 비교역재 부문의 변동에 상당 부분 영향 받는 점을 감안하면, 수출재화 가격의 영향이 상대적으로 큰 GDP 디플레이터보다 소비자물가지수가 필립스곡선 행태식으로 표현되는 물가와 실업률 간의 관계를 추정하는 데 적합한 것으로 생각된다. 국내외 기존 연구에서도 필립스곡선을 이용한 자연실업률의 추정에 GDP 디플레이터보다는 소비자물가지수가 보편적으로 사용되고 있다.

28) 한편 Gordon(1997)이나 문소상(2003)에서와 같이 인플레이션율의 차분(difference) 대신 인플레이션율의 수준(level)을 사용하는 경우 추정결과가 어떠한 영향을 받는지를 살펴보았으나 인플레이션율의 자기시차변수의 계수들이 인플레이션의 차분에서 수준으로 변화한 것을 반영하여 조정된 것을 제외하면 차분을 사용한 모형결과와 거의 일치하는 것으로 나타났다. 자세한 결과는 신석하・조동철(2003)을 참조하라.

29) 여타 변수는 1975년 이전의 자료도 이용 가능하지만 근원물가지수는 1975년 2/4분기부터 이용 가능하다.

30) 각 변수의 단위근 검정 결과는 신석하・조동철(2003)에 수록되어 있으며, 본 논문에서는 지면의 제약을 고려하여 수록하지 않았다.

실업률과 총생산, 물가지수가 단위근을 갖고 있는 것으로 가정하고 이후의 분석을 시행하였다.

3. 다변수 비관측인자모형에 의한 추정결과

<표 2>에 다변수 비관측인자모형의 추정결과가 제시되어 있다. 필립스곡선 행태식에 포함되는 외생적 공급 측 변수를 통계적 유의성을 기준으로 선택한 결과 대부분의 경우에서 인플레이션과 근원물가상승률의 차이, 수입물가상승률과 인플레이션율의 차이가 사용되었으며, 각각의 추정계수는 γ_{11}, γ_{12}로 표기되어 있다.

먼저 확률추세 교란항의 표준오차를 특정한 값으로 가정하지 않고 추정한 결과(표 2의 모형 1) 실업률의 확률추세 표준오차(σ_v)와 총생산의 확률추세 표준오차(σ_ε)가 각각 0.34, 0.015의 값을 갖는 것으로 나타났으나 이 경우 오쿤의 법칙 행태식의 교란항 표준오차(σ_ξ)의 값이 매우 작게 추정될 뿐 아니라 이후 신뢰구간을 구하기 위한 과정에서 모형이 안정적이지 않음을 감안하여 이후의 분석에서는 σ_v와 σ_ε을 각각 0.3, 0.01로 고정시킨 후 모형을 추정하였다(모형 2). 모형 1과 모형 2의 추정결과를 비교하여 보면 이러한 가정이 여타의 추정계수값에 거의 영향을 주지 않고 있음을 알 수 있다.[31)]

추정된 계수의 부호와 크기는 경제이론과 대부분 부합하는 것으로 판단된다. 실업률 갭의 1%p 상승은 필립스곡선 행태식에서 (다음 기의) 물가상승률을 0.27%p 낮추는 것으로 나타나며, 이는 오쿤의 법칙 행태식에서 (다음 기의) 총생산을 2.95%p 낮추는 효과가 있는 것으로 추정되었다. 김준원(2001)에서와 같이 통상적인 방법으로 희생비율을 계산하면

31) 실업률 확률추세의 표준오차(σ_v)에 대한 가정이 추정결과에 어떠한 영향을 미치는지를 살펴보기 위하여 이를 각각 0.2, 0.4로 가정한 경우를 추정하여 본 결과 실업률 확률추세의 표준오차가 작아질수록 추정된 자연실업률은 평활한 모습으로 나타났다. 따라서 추정된 자연실업률이 다른 기존연구에 비해 실제실업률의 추이와 비슷하게 움직이는 문소상(2003)의 추정결과는 실업률 확률추세의 표준오차를 0.4로 가정한 데서 기인했을 가능성이 있을 것으로 추측된다. 이 밖에 변수의 유의성이나 희생비율도 크게 바뀌지 않는 것으로 나타났다. 이에 대한 자세한 결과는 신석하・조동철(2003)을 참조하라.

〈표 2〉 다변수 비관측인자모형 추정결과

parameter	모형 1 (σ_v 추정)	모형 2 ($\sigma_v = 0.3$)
α_1	-0.577 (-6.573)	-0.577 (-6.684)
α_2	-0.380 (-4.132)	-0.381 (-4.250)
α_3	0.125 (1.490)	0.123 (1.508)
β	-0.282 (-2.183)	-0.269 (-2.106)
γ_{11}	0.718 (3.890)	0.706 (3.843)
γ_{21}	0.072 (3.510)	0.073 (3.587)
μ	0.016 (10.456)	0.016 (15.616)
ϕ_1	1.676 (16.868)	1.651 (19.301)
ϕ_2	-0.784 (-8.192)	-0.754 (-10.505)
ψ	-2.746 (-3.490)	-2.952 (-5.508)
σ_w	7.946 (13.438)	7.935 (13.559)
σ_e	0.198 (3.819)	0.221 (5.813)
σ_ζ	0.000 (0.015)	0.007 (5.332)
σ_v	0.344 (7.999)	0.3
σ_ε	0.015 (11.873)	0.01

주: 괄호 안은 t-값임.

인플레이션율을 전기에 비해 1%p 감소시키기 위해서는 해당 분기의 총생산을 약 11% 감소시켜야 함을 의미한다. 이는 신관호(2001)의 46.4%보다는 낮은 수준이다. 하지만 이러한 통상적인 계산방법은 모형의 모든 시차구조를 반영하지 않고 있어 엄밀한 의미의 희생비율을 제공하지 못한다. 희생비율은 인플레이션을 항구적으로 1% 낮추기 위해 요구되는 총생산의 감소분(연간 총생산에 대한 백분율로 측정)의 누적분으로 정의된다. 따라서 인플레이션과 실업률 갭의 자기회귀과정에 포함되어 있는 시차구조도 포함시켜 희생비율을 계산하여야 한다. 이 경우 인플레이션을 항구적으로 1% 낮추기 위해 요구되는 총생산 감소분의 합은 28.6% 내외로 추정된다.[32] 이러한 결과는 Cecchetti and Rich(2001)가 추정한 미국의 희생비율 최대치(10)를 상당 폭 상회하는 것이다.

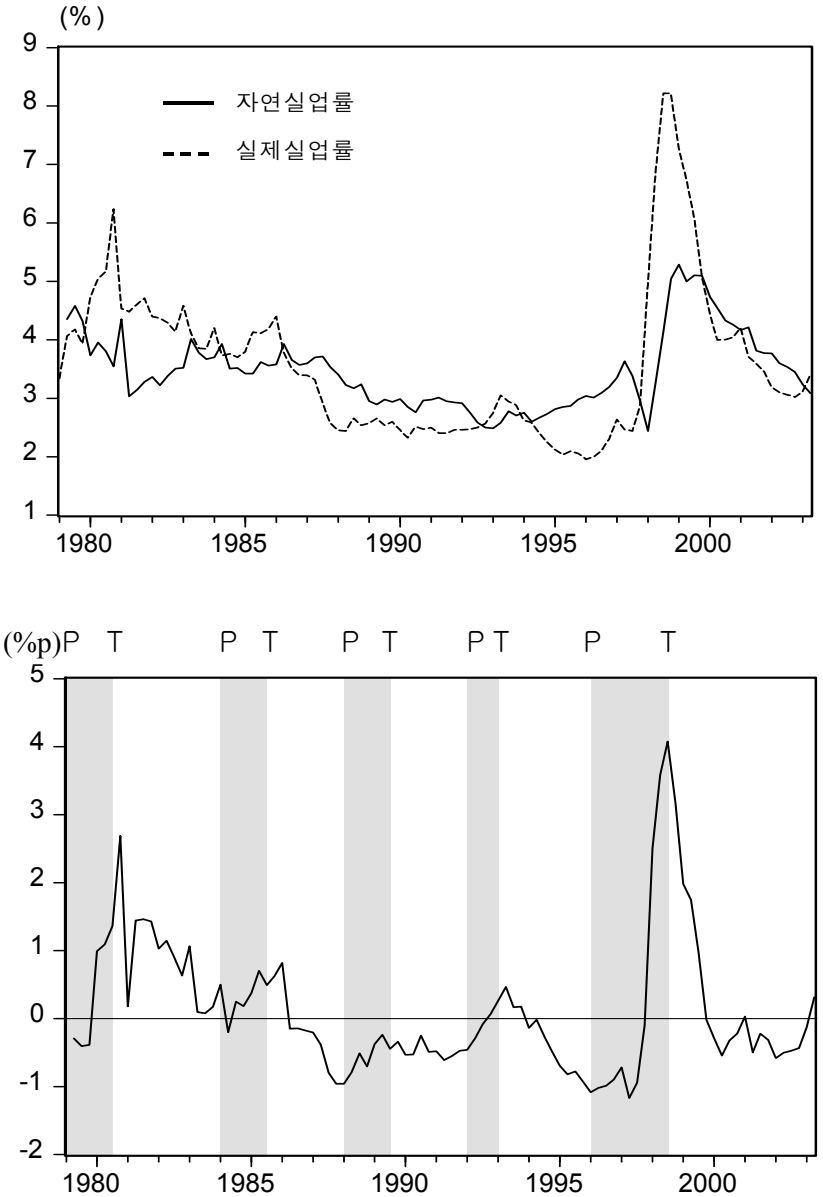
외생적 공급 측 변수들의 추정계수도 양의 부호를 갖고 물가상승에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 에너지 가격 및 농산물 가격이 소비자물가에 미치는 영향이 수입물가에 비하여 더 큰 것으로 나타났다.

추정된 자연실업률은 [그림 5]에 나타나 있다. 상태공간모형을 이용하여 자연실업률을 추정할 때 해당 시점까지 실현된 정보만을 이용하는 칼만필터에 비해 전체 관측기간의 정보를 이용하는 칼만평활(Kalman smoother)에 의해 추정되는 자연실업률을 이용하는 것이 일반적이므로 본 논문에서도 칼만평활에 의한 자연실업률을 사용하였다.[33] 추정된 자연실업률은 실제실업률에 비해 변동이 작지만 실제실업률의 추이를 반영하며 움직이는 모습을 보이고 있다. 경제의 장기균형에서의 실업률이라는 자연실업률의 개념을 생각할 때 경제의 장기균형에 영향을 미치는 경제의 구조적인 요인이 빈번하게 변화하기 어렵다는 점에서 추정된 자연실업률이 상당히 평활한(smooth) 시계열일 것으로 예상하기 쉬우나,

32) 같은 방법을 신관호(2001)에 적용할 경우, 앞서 언급하였듯이, 총생산 갭의 자기회귀과정이 안정적이지 않아 희생비율이 시간이 지남에 따라 폭증하는 결과가 나타났다.

33) 추정된 자연실업률이 외환위기 직전부터 한동안 감소하는 것은 칼만필터에 의한 자연실업률에서는 나타나지 않는 현상이다. 칼만평활의 경우 모든 기의 자연실업률을 추정할 때 아직 실현되지 않은 외환위기 기간 동안의 실업률 상승도 반영되므로 이와 같은 현상이 나타나게 된다.

[그림 5] 다변수 비관측인자모형에 의한 자연실업률과 실업률 갭



주: P는 경기순환의 정점을, T는 경기순환의 저점을 각각 나타냄.

본 논문에서 추정된 자연실업률은 이러한 선험적인 예상과 완전히 부합하지는 않고 있다. 다변수 비관측인자모형에서 추정되는 자연실업률은 장기균형실업률이 아닌 NAIRU의 개념이므로 모형에 포함된 변수 이외의 물가변동요인들의 영향이 부분적으로 NAIRU 추정치의 변동에 포함될 것이다. 또한 장기균형실업률을 추정하는 경우에도 추정된 자연실업률이 단기적인 변동을 포함하게 되는 잠재적인 이유로 다음의 두 가지를 생각해 볼 수 있다. 첫째, 자연실업률이 실제로 평활하지 않을 가능성이다. 장기균형을 확정적 균형(deterministic equilibrium)이 아닌 확률적 균형(stochastic equilibrium)이라는 개념으로 받아들인다면 경제변수들의 장기균형 수준도 경제 내의 교란항에 의해 일정부분 불확실성을 갖게 되므로 매기마다 실현된 교란항에 의해 변화할 가능성을 배제할 수 없다. 또한 장기균형에 영향을 미치는 경제의 구조변화가 빈번히 발생하지는 않더라도 일단 발생한 구조변화가 상당기간에 걸쳐 이루어지는 경우 구조변화가 조정기간 동안 일정한 추세로 이루어지지 않는 한 자연실업률은 조정기간 동안 단기적으로 변동할 것이다. 둘째, 추정방법이 내포하게 되는 확률적 불확실성으로 인해 추정된 자연실업률이 단기적으로 변동할 가능성이다. 추정된 자연실업률은 실제 자연실업률을 중심으로 일정한 확률분포를 따르게 되므로 추정된 자연실업률은 실제 자연실업률에 비해 변동의 빈도나 크기가 확대될 수 있다. 추정된 자연실업률의 단기적 변동의 정도가 추정방법의 특성이나 사용된 가정에 따라 상이하게 나타나는 사실도 추정방법이 내포하는 확률적 불확실성이 단기적 변동의 주요 요인임을 시사하고 있다. 하지만 상기한 두 가지 가능성이 각각 추정된 자연실업률의 단기 변동에 얼마나 기여했는지를 분석하는 것은 불가능하다. 다변수 비관측인자모형의 추정방법이 내포하는 불확실성에 대해서는 VI장에서 다루고자 한다.

추정된 자연실업률의 수준을 살펴보면 1979~87년 기간 동안 평균 3.7%의 비교적 높은 수준에서 1988~97년 기간 동안 평균 2.9%로 하락하였으나, 외환위기 기간 동안 5%대로 상승한 이후 최근까지 하락하고 있는 것으로 나타난다(표 7 참조). 하지만 외환위기 이전의 기간과 비교하면 아직도 다소 높은 수준을 보이고 있다. 외환위기 기간 동안의 실업률 상승의 일정 부분이 자연실업률의 상승에 기인하였다는 추정결과는

외환위기 기간 동안 실업률 상승의 대부분이 순환적인 요인에 의한 것이라는 신관호(2001)와 대비되는데, 외환위기가 한국경제의 구조적인 변화를 야기하여 노동시장의 균형수준에도 영향을 미쳤을 가능성을 시사하고 있다.[34] 최근의 실업률 변동은 관측치가 적어 명확하지 않으나 실제실업률이 자연실업률에 근접해 있으며 실업률 갭이 상승하는 추세에 있을 가능성을 시사하고 있다. 이는 Ⅲ장의 순수 시계열방법에 의한 추정결과와 유사한 부분이다.

한편 실제실업률과 자연실업률 간의 차이인 실업률 갭을 [그림 5]에서 살펴보면 경기순환의 정점에서는 실업률 갭이 낮아지고, 경기순환의 저점에서는 실업률 갭이 높아지는 것으로 나타나고 있으나, 1988:Ⅰ~1989:Ⅲ 기간에서는 경기순환의 저점에서도 실업률 갭이 음의 값을 갖는 경우가 관찰된다.[35]

Ⅴ. 구조모형을 이용한 자연실업률 추정

1. 구조 VAR모형의 설정 및 추정방법

가. 구조 VAR모형

구조모형을 이용한 방법은 변수 간의 상관관계를 명시적으로 고려하기 때문에 축약형 모형에 비해 모형설정오류로부터 자유롭다는 장점을 갖고 있다. 이러한 구조모형을 이용한 방법의 대표적인 예로 구조벡터

34) 외환위기로 인한 경제구조변화가 모형에 영향을 끼쳤는지를 살펴보기 위하여 1998:Ⅰ~2003:Ⅱ 기간에 대한 더미변수를 필립스곡선 행태식에 추가하여 추정한 결과 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났으며, 더미변수가 다른 추정계수의 값에 별다른 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 더미변수가 통계적으로 유의하지 않다고 해서 외환위기의 영향이 없다고 결론지을 수는 없지만 다변수 비관측인자모형의 경우 관측되지 않는 상태벡터가 모형에 포함되어 있기 때문에 통상적인 구조변화 검정방법을 적용하기 어려워 더 이상의 분석을 시도하지 않았다.

35) 1980년대 후반부터 외환위기 이전까지의 기간 동안 우리 경제의 실업률이 역사적으로 낮았음을 감안하면 경기순환의 저점에서조차 노동시장이 그다지 긴축적이지 않았을 것이라는 추측도 가능하지만 이를 입증하기 위해서는 보다 자세한 분석이 필요하다.

자기회귀모형(Structural Vector Auto-Regression model; 이하 구조 VAR모형)을 들 수 있다.[36] 구조 VAR모형은 축약형 VAR모형에 경제이론에 입각한 교란항의 식별제약조건(identifying condition)을 부여하여 전체 방정식체계를 구조방정식으로 전환한 모형이다.

축약형 VAR모형은 다음과 같은 식으로 표현할 수 있다.

$$A(L)X_t = \varepsilon_t \tag{5.1}$$

여기서 X_t는 $(k\times 1)$벡터이며, $A(L) = I - A_1L - A_2L^2 - \ldots - A_pL^p$, 교란항 $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \ldots, \varepsilon_{kt})'$은 $i.i.d.\ N(0, \Omega)$의 확률 분포를 따른다고 가정한다. 축약형 VAR모형에서는 교란항들 간의 상관관계로 인하여 경제변수들을 움직이는 근본적인 요인으로 간주되는 독립적인 교란요인이 식별되지 않으므로 교란항의 공분산행렬(Ω)에 경제이론에 기반을 둔 식별제약조건을 부여하여 구조적 교란항을 식별하는 것이 필요하다. 분석대상 변수들이 비정상 시계열인 경우 Blanchard and Quah(1989)가 제시한 바와 같이 장기균형조건을 식별제약조건으로 사용하는 것이 일반적이다. 본 논문에서 설정한 식별제약조건과 자연실업률을 구축하는 과정에 대해서는 다음 절에서 보다 자세히 다루도록 하겠다.

구조 VAR모형은 변수 간의 관계에 대해 특정한 가정을 부여할 필요가 없다는 점에서 축약형 모형이 갖기 쉬운 모형설정오류로부터 상당히 자유롭다는 장점이 있으나 식별제약조건에 따라 추정결과가 크게 달라질 수 있으므로 적절한 식별제약조건을 선택하는 것이 중요하다. 따라서 일반적으로 널리 용인되는 식별제약조건을 사용하는 것이 바람직하다. 예를 들어, Blanchard and Quah(1989)는 모형의 교란항을 공급 측 교란항과 수요 측 교란항으로 구분한 후 공급 측 교란항은 장기적으로 총생산(GDP)에 영향을 미치는 반면 수요 측 교란항은 장기적으로 총생산에 영향을 미치지 않는다는 식별제약조건을 사용하였다. 적절하지 못한 식별제약조건이 사용되는 경우 충격반응함수(impulse response function)

36) 구조 VAR모형 이외의 구조모형방법으로는 Adams and Coe(1989)의 구조연립방정식체계를 이용한 방법이 있으나, 이 방법은 자연실업률이 분석기간 동안 일정하다는 가정을 필요로 하므로 본 논문에서는 다루지 않았다.

가 경제이론에서 제기되는 것과 상이한 결과를 가져올 수 있다.

구조 VAR모형을 이용하여 자연실업률을 추정하고자 시도한 연구로는 Astley and Yates(1999) 등이 있으나 이들 연구에서 사용한 식별제약조건의 타당성에 대해서는 의문이 제기된다. 예를 들어, Astley and Yates(1999)는 원유가격, 인플레이션율, 총생산, 실업률, 설비가동률로 구성된 5변수 VAR모형을 사용하여 자연실업률을 추정하였는데, 실업률이 모든 교란항에 의해 장기적으로도 영향을 받는다고 가정하였다. 이러한 식별조건하에서 얻어지는 충격반응함수에서는 IS 교란항과 LM 교란항 등 수요 측면에서의 충격이 항구적으로 실업률을 낮추는 것으로 나타나고 있어 경제이론과 부합하지 않는 문제점이 발생하게 된다.

아직까지 구조 VAR모형을 이용하여 자연실업률을 추정한 국내연구는 없는 실정이나, 구조 VAR모형을 잠재GDP 추정에 이용한 연구는 상당수 존재한다. 예를 들어, 김준일(2001)은 실질GDP와 GDP디플레이터로 구성된 2변수 구조 VAR모형을 구축하고, Blanchard and Quah(1989) 형태의 모형식별조건을 부여하여 총공급교란항에 의해 유발되는 GDP의 변화분의 합을 잠재GDP로 사용하였다.

나. 모형의 설정 및 추정방법

본 논문에서는 Ⅳ장의 다변수 비관측인자모형과 상응하도록 실업률, 실질국내총생산(GDP), 물가의 3변수로 이루어진 구조 VAR모형을 고려하였다. 먼저 축약형 VAR모형은 다음과 같다.

$$A(L)\triangle X_t = \varepsilon_t$$

$$\triangle X_t = \begin{bmatrix} \triangle u_t \\ \triangle \log Y_t \\ \triangle \log P_t \end{bmatrix} \tag{5.2}$$

여기서 u_t는 실업률을, Y_t는 로그변환된 실질GDP를, P_t는 로그변환된 물가지수를 나타내며, 시차연산자는 $A(L) = I - A_1 L - A_2 L^2 - \ldots - A_p L^p$로 정의하고 교란항 $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \varepsilon_{3t})'$은 $i.i.d.\ N(0, \Omega)$의 확률분포를 따른다고 가정한다.

일반적으로 교란항의 공분산행렬(Ω)이 대각행렬(diagonal matrix)이 아니므로 축약형 교란항 ε_t를 교란항 간에 상관관계가 없는 구조적 교란항 η_t로 변환해야 한다. 즉, 축약형 교란항과 구조적 교란항 간에 대해 다음과 같은 가정을 한다.

$$\eta_t = Q\varepsilon_t$$

여기서 $\eta_t \sim N(0, \Sigma)$이며, Σ는 대각행렬이다. 이러한 조건을 만족하는 행렬 Q를 적절한 식별제약조건을 통하여 식별해 내는 것이다. 일단 행렬 Q를 식별하고 나면 축약형 VAR모형을 다음과 같이 구조 VAR모형으로 변환하여 충격반응함수 등의 분석을 시행하게 된다.

$$\begin{aligned} \triangle X_t &= A(L)^{-1}Q^{-1}\eta_t \\ &\equiv C(L)\eta_t \end{aligned} \tag{5.3}$$

비정상시계열을 분석대상으로 하는 경우 Blanchard and Quah(1989)처럼 장기균형조건을 식별제약조건으로 사용하는 것이 일반적인데, 본 논문에서는 공급 측 요인이 장기균형을 결정하며 수요 측 요인은 단기적인 영향만 준다는 신고전파 이론에 따른 장기균형조건을 사용하였다. 노동시장의 공급은 경제주체의 노동-여가 간의 선택에 의해 결정되며, 노동시장의 수요는 상품시장의 균형에 의해서 결정되므로 실업률의 장기균형 수준은 노동공급 측 교란항에 의해서만 영향 받으며 여타 교란항들에 의해서는 영향 받지 않는다고 가정하였다. 실질GDP는 노동공급 교란항과 노동공급 이외의 공급 측 교란항에 의해 장기균형수준이 결정되는 반면 물가의 장기균형수준은 공급 측 교란항들과 총수요 교란항 모두에 의해 영향 받는 것으로 가정하였다. 즉, 구조적 교란항으로 두 개의 공급 측 교란항과 하나의 수요 측 교란항을 설정한 것이다. 이러한 장기제약조건은 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$X_t^* = C(1)\eta_t = \begin{bmatrix} c_{11} & 0 & 0 \\ c_{21} & c_{22} & 0 \\ c_{31} & c_{32} & c_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \eta_{1t} \\ \eta_{2t} \\ \eta_{3t} \end{bmatrix} \tag{5.4}$$

여기서 X_t^*는 비정상시계열의 장기균형수준이며, $\eta_{1t}, \eta_{2t}, \eta_{3t}$는 각각 노동공급 교란항, 기타 공급교란항, 수요교란항을 나타낸다. 여기서 노동공급 교란항은 경제주체의 노동-여가 선택에 영향을 미치는 요인들의 변화를 반영하는 것으로 인구구조 및 노동시장의 구조적 요인들의 변화를 포함하는 것으로 해석될 수 있다. 기타 공급교란항은 노동공급 이외에 총생산에 항구적으로 영향을 미칠 수 있는 요인들, 예를 들어 자본축적과 관련된 요인들의 변화를 포함하게 된다. 한편 생산성의 변화가 자연실업률에 영향을 미칠 가능성이 존재하는데 만약 생산성의 변화가 자연실업률에 영향을 미친다면 η_{1t}는 이를 포함하고 있는 것으로 간주된다. 통계적인 추론과정에서 η_{1t}는 자연실업률 수준에 장기적으로 영향을 미치는 요인들만을 포함하도록 구성되어 있으므로, 생산성의 변화가 자연실업률에 영향을 미치는지 여부는 추정결과의 해석에는 영향을 미치지만 추정결과 자체에 대해서는 영향을 미치지 않는다. 수요교란항은 통화정책 등 총수요 측면에서의 충격과 일시적인 공급충격을 반영하게 된다.

이러한 장기제약식하에서 모형을 추정하고 난 후 계수의 추정치와 축약형 VAR모형으로부터의 잔차를 이용하여 구조교란항 시계열을 구성할 수 있다. 구조 VAR모형의 자연실업률은 노동공급 구조교란항 시계열과 구조 VAR모형의 추정계수를 이용하여 구해진다.

구조 VAR모형의 물가지수로는 GDP 디플레이터를 사용하였는데, 이는 구조 VAR모형의 경우 필립스곡선처럼 실업률과 물가 간의 특정한 관계를 가정하지 않고 실업률뿐만 아니라 실질GDP도 물가에 영향을 미칠 수 있는 구조임을 반영한 것이다. 하지만 소비자물가지수를 사용하여 본 결과도 GDP 디플레이터를 사용한 결과와 큰 차이가 없는 것으로 나타났다. 구조 VAR모형의 경우 1970:Ⅰ~2003:Ⅱ 기간의 자료를 이용하여 자연실업률을 추정하였다. 실제 추정과정에서는 김준일(2001)과 같이 식 (5.2)에 상수항 및 시간추세항을 포함시켰다. 추정식에 시간추세항을 포함시킨 것은 물가상승률이 1980년을 전후하여 상당한 차이를 보이고 있는 점을 감안한 것으로서 시간추세항을 포함시키지 않으면 충격반응함수가 경제이론과 일치하지 않는 부분이 발생한다.

$$\widehat{\eta}_t = \widehat{Q}\,\widehat{\varepsilon}_t$$

$$\triangle \widehat{X}_t = \widehat{C}(L)\begin{bmatrix} \widehat{\eta}_{1t} \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} \tag{5.5}$$

$$\widehat{X}_t = X_0 + \sum_{t=1}^{t} \triangle \widehat{X}_i$$

비정상시계열 변수들의 일차 차분으로 VAR모형이 구성되기 위해서는 변수들 간에 공적분관계가 존재하지 않아야 한다. 공적분관계가 존재하는 경우 VAR모형이 아니라 VECM(vector error correction model)을 이용해야 하기 때문이다. 실업률, 실질GDP, GDP 디플레이터 간의 공적분 관계를 검정하기 위하여 Johansen 공적분 검정을 시행하여 본 결과 이들 변수 간에 공적분관계가 존재하지 않는 것으로 나타나 변수들의 일차 차분으로 구성된 VAR모형이 적합하다고 판단되었다(표 3 참조).

구조 VAR모형의 추정을 위해서는 시차연산자 $A(L)$의 차수(p)가 선택되어야 하는데, 이를 위하여 AIC(Akaike Information Creterion)나 로그우도비 검정 등이 많이 사용되고 있다. 본 논문의 경우 AIC나 로그우도비 검정을 통해 선택된 시차의 길이(p=1)가 너무 짧아 변수의 동태적인

〈표 3〉 Johansen 공적분 검정(실업률, 국내총생산, GDP 디플레이터)

Cointegration rank	Trace test			Maximum eigenvalue test		
	검정 통계량	5% 임계치	1% 임계치	검정 통계량	5% 임계치	1% 임계치
0	28.80	34.55	40.49	16.54	23.78	28.83
1	12.26	18.17	23.46	12.13	16.87	21.47
2	0.13	3.74	6.40	0.13	3.74	6.40

주: Trace test는 ‘H_0: rank=r’을 ‘H_1: rank=3’에 대해 검정하며, Maximum eigenvalue test는 ‘H_0: rank=r’을 ‘H_1: rank=r+1’에 대해 검정함.

움직임을 관측하기 어렵다는 문제가 발생하였다.[37] AIC에 의한 시차차수의 선택이 실제 차수보다 적은 값을 선택하는 경향이 있음을 감안하여 여러 가지 시차연산자의 차수를 선택하여 분석한 결과 전반적인 추정결과가 시차차수의 선택에 민감하게 변화하지 않는 것으로 나타남에 따라 분기자료에서 자주 사용되는 시차(p=8)를 사용하였다.

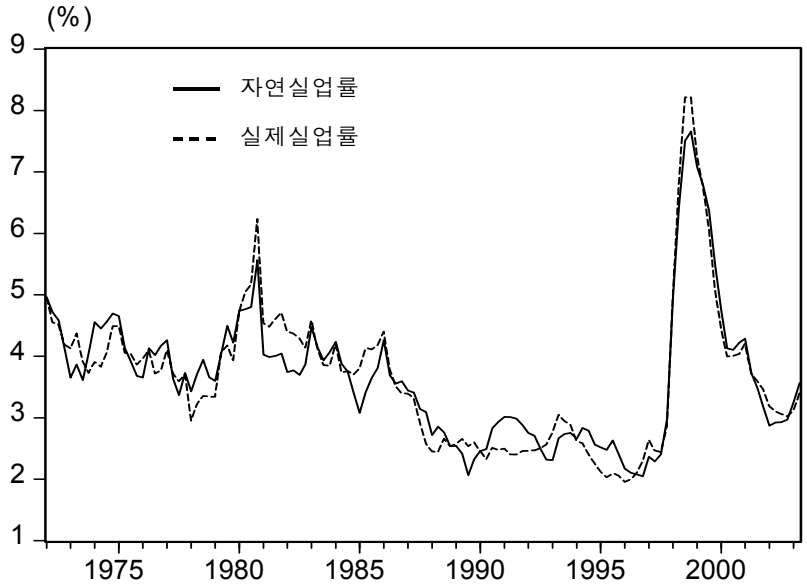
2. 구조 VAR모형에 의한 추정결과

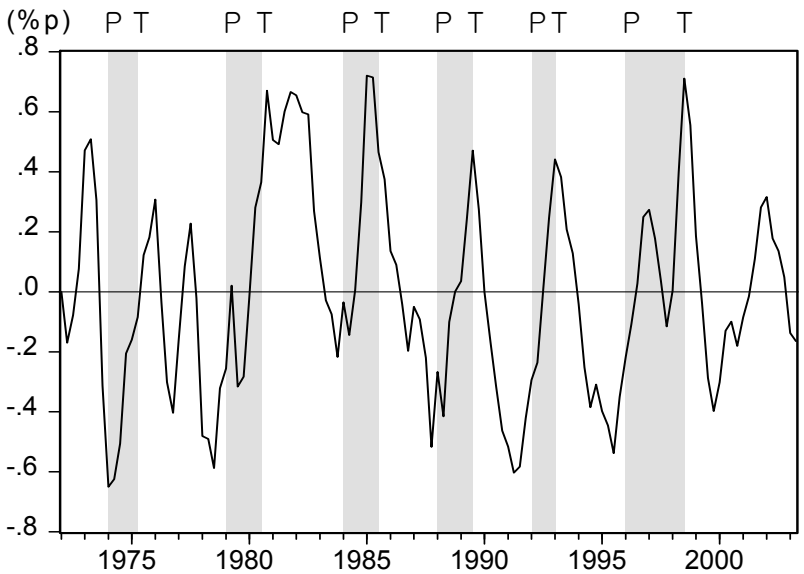
앞에서 설명한 장기균형에 입각한 식별제약조건하에서 모형을 추정하여 충격반응함수를 구한 결과 대부분의 경제이론에서 제기하는 바와 부합하는 것으로 나타났으나, [그림 6]에서 볼 수 있듯이 자연실업률의 추정결과는 외환위기 기간 동안 발생하였던 실업률의 급격한 변동의 대부분이 자연실업률의 변화에서 기인하는 것으로 나타나고 있다. Ⅳ장에서 논의하였듯이 추정된 자연실업률이 반드시 평활한 시계열이어야 하는 것은 아니나, 외환위기 기간 동안의 실업률의 급격한 변동이 거의 대부분 자연실업률의 변화에서 기인하였다는 결과는 받아들이기 힘들다.

구조 VAR모형으로 추정된 자연실업률이 외환위기 기간 동안 높아지는 것은 경제구조의 변화를 모형이 반영하지 못하는 데서 유래할 가능성이 있다. 상태공간모형의 경우 칼만필터링에 의해 매기마다 자연실업률 및 잠재GDP를 예측한 후 이를 바탕으로 실업률, GDP, 물가를 예측하여 실제값과 비교하고, 이로부터 얻어지는 예측오차를 반영하여 자연실업률 및 잠재GDP의 추정치를 수정하기 때문에 모형 내에서 경제구조의 변화를 반영할 수 있으나, 구조 VAR모형에서는 이와 같은 예측-수정의 과정이 없어 경제구조의 변화를 반영하기 힘들다. 구조변화에 대한 모형의 안정성을 검정하기 위하여 Andrews(1993)와 Andrews and Ploberger(1994)의 검정방법을 사용하여 보았다. 이들 검정방법은 구조변화의 시점을 사전에 가정하지 않고, 분석대상기간 동안 어느 시점에서 구조변화가 발생하였을 가능성을 전제로 모형의 안정성을 검정하는 방법이다. <표 4>에 제시된 검정결과를 살펴보면 모형의 추정계수의 전반

37) 이 경우에도 변수들의 반응의 방향은 경제이론에서 제시되는 바와 부합하였다.

[그림 6] 구조 VAR모형에 의한 자연실업률과 실업률 갭





주: P는 경기순환의 정점을, T는 경기순환의 저점을 각각 나타냄.

〈표 4〉 구조변화 검정

	실업률추정식	GDP추정식	물가추정식
Andrews/Quandt supremum LM test	29.115 (0.573)	36.189 (0.188)	26.923 (0.717)
Andrews/Ploberger exponential LM test	12.006 (0.489)	15.675 (0.118)	12.346 (0.442)
Andrews/Ploberger average LM test	22.587 (0.254)	28.209 (0.0438)	23.979 (0.174)
상수항의 변환시점 추정 (Quandt)	1998:Ⅱ	1982:Ⅱ	1981:Ⅱ
supremum LM test	5.608 (0.177)	6.861 (0.102)	13.545 (0.005)

주: 괄호 안은 p-value임.

적인 안정성은 GDP추정식에 대한 평균LM검정(average Lagrange multiplier test)에서만 기각되는 것으로 나타나 전체 모형은 외환위기에도 불구하고 안정적임을 시사한다. 다만 각 방정식의 상수항 계수의 안정성은 모형의 전반적인 안정성에는 미치지 못하는 것으로 나타나고 있다. 주요 분석대상인 실업률추정식의 경우 상수항의 구조변화시점이 1998년 2/4분기로 추정됨에 따라 외환위기로 인한 구조변화를 모형에 반영할 필요가 제기되었다.

하지만 외환위기 기간 동안의 구조변화를 분석에 어떻게 반영할 것인가는 그 자체로서 또 다른 커다란 연구과제이며, 이를 위해서는 외환위기로 인한 구조변화의 특성과 개별 경제변수에 미친 영향 등에 대한 연구가 선행되어야 한다. 이러한 점을 감안하여 본 논문에서는 구조변화에 대한 심층적인 분석보다는 더미변수를 이용하는 방법을 고려하였다. 물론 더미변수가 사전에 인지한 구조변화시점을 상정하고, 상수항의 변화만을 반영하고 있다는 측면에서 외환위기 기간 동안 발생한 구조변화를 다루는 데 한계가 있다는 점은 언급될 필요가 있다.

실업률의 차분이 축약형 추정식에 사용되고 있으며, 이들이 1998: Ⅰ~1998:Ⅳ 기간 동안 양의 큰 값을 갖고 1999: Ⅰ~2000: Ⅰ 기간 동안 음의 큰 값을 갖는 점을 고려하여 먼저 식 (5.2)에 다음과 같은 더미변수들을 추가한 후 유의성을 검정하여 보았다.

$$D_1 = \begin{matrix} 1 & \text{for } t = 1998\text{: Ⅰ} \sim 1998\text{: Ⅳ} \\ 0 & \textit{otherwise} \end{matrix}$$

$$D_2 = \begin{matrix} 1 & \text{for } t = 1999\text{: Ⅰ} \sim 2000\text{: Ⅰ} \\ 0 & \textit{otherwise} \end{matrix} \tag{5.6}$$

이들 더미변수들의 계수를 각각 δ_1, δ_2라 할 때 'H_0: $\delta_1 = \delta_2 = 0$'의 가설을 F-검정한 결과 통계량이 10.2(p-value: 0.00)로 유의수준 10%에서 기각되어 더미변수들이 유의한 것으로 판정되었다. 한편 이러한 더미변수를 사용하는 경우 전체 추정기간을 대상으로 할 때에는 외환위기를 전후한 실업률의 변동을 더미변수들이 적절히 반영하지만, 추정기간을 달리 하면 외환위기 이후의 자연실업률이 실제실업률보다 상당히 높거나 낮은 상태가 지속되는 문제점이 발견되었다. 이를 감안하여 다음과 같은 계수의 제약을 더미변수에 추가하였다.

$$4\delta_1 + 5\delta_2 = 0 \tag{5.7}$$

이러한 제약은 외환위기 발발 후 4분기(1998: Ⅰ~1998:Ⅳ) 동안 모형에 의해 설명되기 힘든 실업률의 상승분이 이후 5분기(1999: Ⅰ~2000: Ⅰ) 동안의 실업률 하락분에 의해 상쇄된다고 가정하는 것이다. 다시 말하면 외환위기 기간 동안의 실업률 변동은 대부분 모형에 의해 설명되지 않는 것으로 간주하여 외환위기 기간 동안의 변동이 여타 추정계수에 영향을 미치지 않도록 조정한 것이다. 식 (5.7)의 통계적 유의성을 F-검정으로 검정한 결과 통계량이 2.1(p-value: 0.11)로 나타나 계수제약이 유의수준 10%에서 기각되지 않는 것으로 나타나 식 (5.7)의 제약이 지나치게 자의적이지 않음을 시사하였다. 이상과 같은 더미변수의 설정이 문제점을 지닐 수 있으나, 짧은 기간 동안 두 번의 변화를 갖는 경우 통상적으로 사용되는 통계적 검정방법이 제대로 적용되기 힘들다는 점을 감안하면 이

러한 더미변수의 사용은 불가피한 측면이 있다. 이하의 구조 VAR모형의 추정과정에는 식 (5.6)과 식 (5.7)이 모형에 포함되어 있다.[38)]

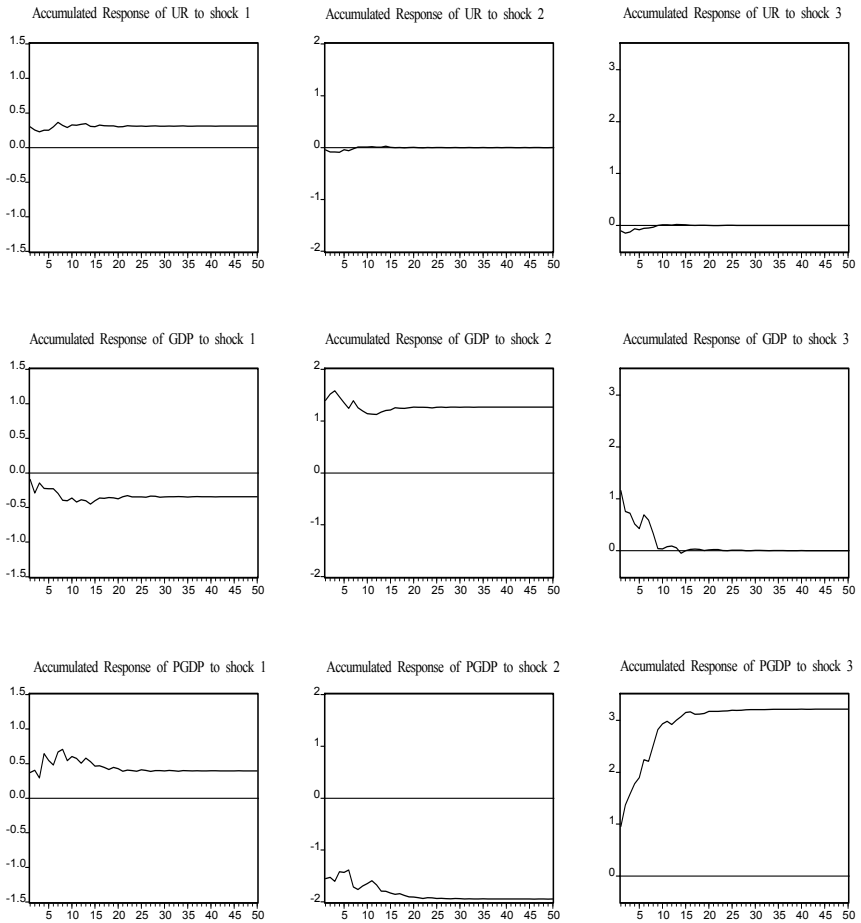
[그림 7]에 제시된 결과를 살펴보면 더미변수를 부여한 충격반응함수는 더미변수를 사용하지 않았을 경우와 마찬가지로 경제이론과 부합하는 것으로 나타나고 있다. 노동공급 측면에서 부정적인 충격이 발생하는 경우 실업률은 장기적으로 상승하고 실질GDP는 감소하는 반면 물가는 상승하는 것으로 나타났다. 한편 노동공급 이외의 공급 측면에서 긍정적인 충격이 발생하면 실질GDP는 장기적으로 증가하고 물가는 하락하는 반면 실업률은 단기적으로 감소하지만 장기적으로는 변화하지 않는 것으로 나타났다. 수요 측면에서 긍정적인 충격이 발생하면 물가만 장기적으로 상승하는 반면 실질변수인 GDP는 단기적으로 상승하고 실업률은 하락하지만 장기적으로는 영향을 받지 않는 것으로 나타나고 있다.

더미변수로 설명되는 부분을 제외하고 노동공급 교란항에 의해 유발되는 실업률로 구성된 자연실업률의 추정치를 살펴보면, 외환위기 기간 동안 자연실업률이 급격히 상승하였던 원래의 추정결과에 비해 외환위기 기간 동안 다소 상승하는 데 그치는 것을 제외하면 원래의 추정결과와 대체로 유사하다(그림 8 참조). 실업률 갭도 이전의 경우와 마찬가지로 경기변동에 상응하는 모습을 보이고 있다. 즉, 경기순환의 정점에서는 실업률 갭이 낮아지고 저점에서는 높아지고 있는데, 특히 실업률 갭이 경기순환의 정점에서는 음의 값을, 경기순환의 저점에서는 양의 값을 갖는 것으로 나타났다.

다만 다변수 비관측인자모형에 의해 추정된 자연실업률과 비교하여 볼 때 구조 VAR모형에 의한 자연실업률이 단기변동이 많고 실제실업률에 근접하여 움직이는 모습을 보여주고 있다. 이는 <표 5>의 분산분해 결과가 제시하듯이 단기에서조차 실업률 예측오차 분산의 80~90%가 노동공급의 충격에서 유래되고 여타 교란항들은 실업률에 영향을 거의 미치지 않고 있기 때문이며, 모형 내에서 실제실업률의 단기적인 변동 대부분이 노동공급 구조교란항에 의한 것으로 간주됨에 따라 노동공급

38) 구조변화시점이 다르게 추정된 물가방정식과 GDP방정식의 상수항의 구조변화를 위한 더미변수도 고려하여 보았지만, 의미 있는 결과를 얻지 못하였다.

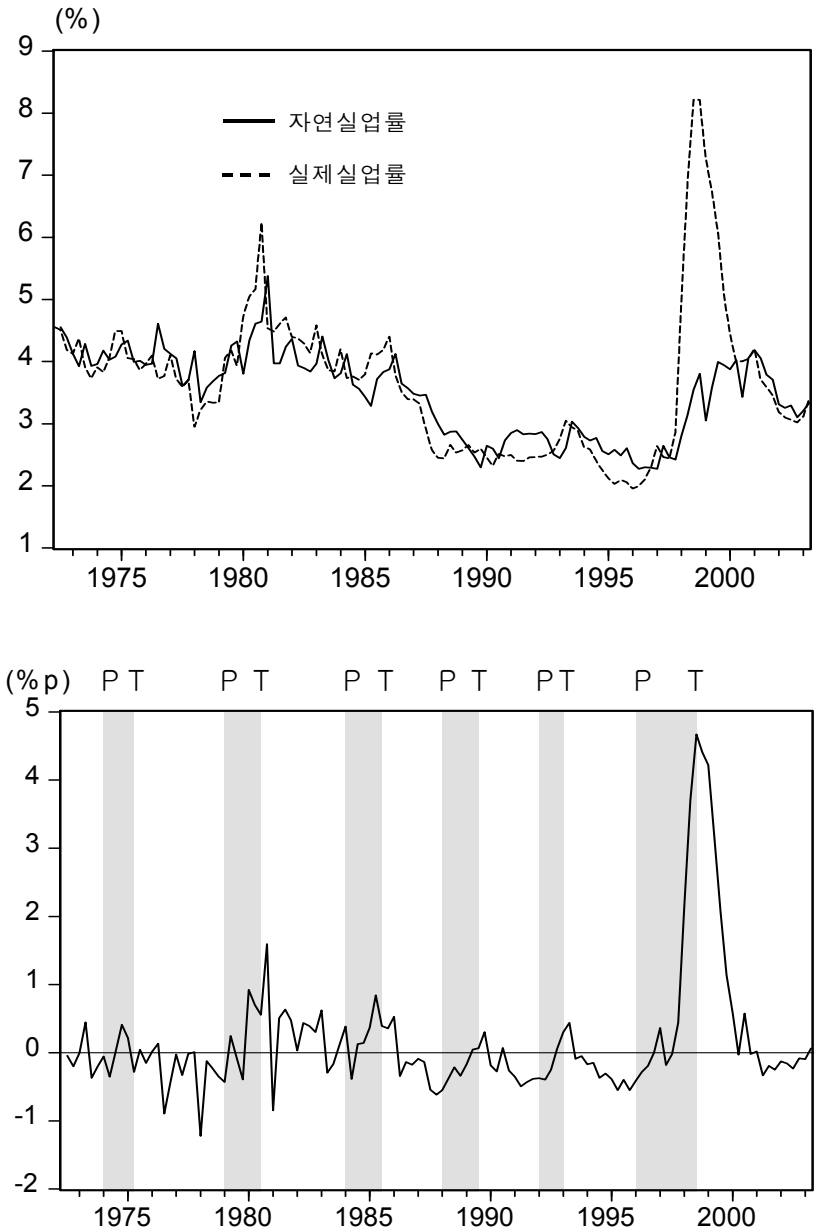
[그림 7] 구조 VAR모형의 충격반응함수(외환위기 더미)



주: shock 1=노동공급충격, shock 2=기타공급충격, shock 3=총수요충격, UR=실업률, GDP=국내총생산, PGDP=GDP 디플레이터.

구조교란항에 기반을 둔 자연실업률이 실제실업률과 밀접하게 움직이는 결과를 가져오는 것이다. 실업률과 대조적으로 총생산의 경우 단기에는 분산의 30%가 수요교란항에 기인하는 것으로 나타나고 있다. 이러한 분산분해결과는 기존 연구에서 구조 VAR모형이 잠재GDP의 추정에는 적합한 것으로 나타나는 데 비해 자연실업률 추정에는 한계가 있을 수 있음을 시사한다.

[그림 8] 구조 VAR모형에 의한 자연실업률과 실업률 갭(외환위기 더미)



주: P는 경기순환의 정점을, T는 경기순환의 저점을 각각 나타냄.

〈표 5〉 구조 VAR모형의 분산분해

기간	실업률			GDP			GDP디플레이터		
	노동시장 공급충격	기타 공급충격	총수요 충격	노동시장 공급충격	기타 공급충격	총수요 충격	노동시장 공급충격	기타 공급충격	총수요 충격
1	0.898	0.008	0.094	0.058	0.653	0.289	0.104	0.511	0.385
2	0.832	0.038	0.130	0.150	0.647	0.203	0.127	0.433	0.439
4	0.818	0.070	0.112	0.192	0.667	0.141	0.151	0.357	0.491
8	0.884	0.048	0.069	0.226	0.667	0.107	0.141	0.254	0.605
16	0.928	0.031	0.041	0.281	0.652	0.068	0.103	0.167	0.730
32	0.961	0.017	0.023	0.302	0.661	0.037	0.083	0.148	0.769
50	0.974	0.011	0.015	0.311	0.665	0.025	0.077	0.142	0.781

자연실업률은 1979～87년 기간의 평균 3.9% 수준에서 1988～97년 기간 동안 2.6%로 하락하였다가 외환위기 기간 동안 4.2%까지 상승하고 이후 최근까지 하락하고 있는 것으로 추정되었다(표 7 참조). 다변수 관측인자모형의 추정결과와 마찬가지로 최근의 실업률 갭이 다소 상승하는 모습이 관측된다.

Ⅵ. 자연실업률 추정치의 정확도

추정방법의 정확도에 대한 평가는 추정된 자연실업률을 정책수립에 어느 정도 신뢰성을 가지고 활용할 수 있는지에 대한 판단 근거를 제시할 뿐 아니라, Ⅳ장에서 논의하였듯이 추정방법에서 기인하는 불확실성이 추정된 자연실업률의 단기적 변동에 어느 정도 기여하는지 추론할 수 있는 근거를 제공한다. 여기서는 신뢰구간 추정에 대한 연구가 축적되어 있는 비관측인자모형과 구조 VAR모형을 중심으로 추정방법의 정확도를 평가하여 보았다.

상태공간모형에서 칼만필터링 방법으로 추정된 상태변수의 정확도를 평가하는 방법으로는 Hamilton(1986)의 몬테카를로 적분(Monte Carlo integration) 방법이 많이 사용된다. Hamilton(1986)의 방법 이외에 Ansley

and Kohn(1986)의 델타방법(Delta method)도 자주 사용되고 있으나, Staiger et al.(1996)에서 몬테카를로 모의실험을 시행한 결과 델타방법에 기반을 둔 95% 신뢰구간이 실제 자연실업률의 값을 포함하는 비율이 64～99%로 나타나 델타방법에 의한 신뢰구간이 왜곡될 가능성이 제시되었으므로 본 논문에서는 Hamilton(1986)의 방법을 사용하였다.

상태공간모형의 추정과정에서 매기마다 상태벡터(z_t)와 상태벡터들의 조건부공분산행렬(Ω_t)이 구해진다. 하지만 이 조건부공분산행렬은 추정된 모형의 계수가 실제값과 다를 수 있는 불확실성을 반영하지 못하므로 상태변수 추정에 따르는 진정한 의미의 불확실성을 나타내지 못한다. Hamilton(1986)의 몬테카를로 적분방법은 상태공간모형에서 추정된 계수(θ)들의 확률분포로부터 가상의 계수($\tilde{\theta}$)를 임의로(randomly) 추출한 후 추정된 계수 대신 가상의 계수를 이용하여 상태벡터와 상태벡터의 조건부공분산행렬을 구하게 되는데, 충분한 횟수(n)로 이러한 과정을 반복하여 시행함으로써 매기(t)마다 구해진 n개의 상태벡터와 상태벡터의 조건부공분산(conditional covariance) 행렬을 이용하여 다음과 같이 매기의 상태벡터에 대하여 필터 불확실성(filter uncertainty)과 계수 불확실성(parameter uncertainty)을 각각 측정할 수 있다.

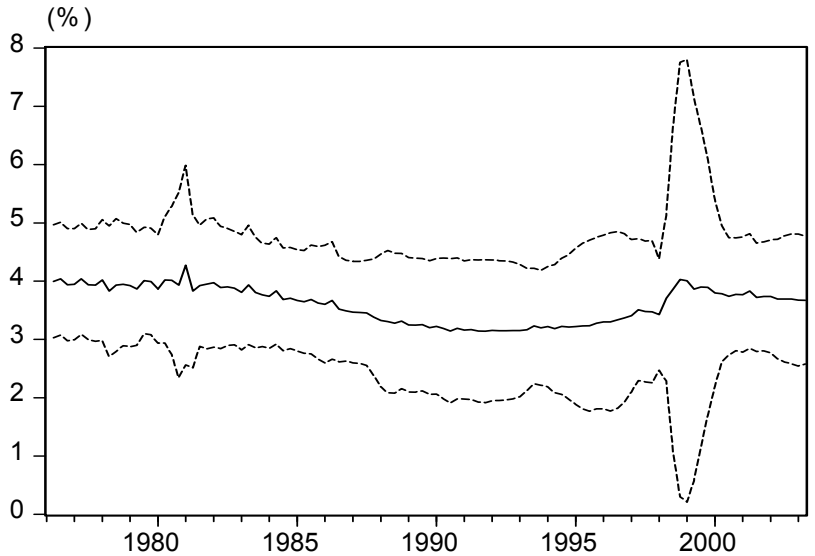
$$\text{(필터 불확실성)} \quad \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\Omega_t(\tilde{\theta}_i) \tag{6.1}$$

$$\text{(계수 불확실성)} \quad \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}[z_t(\tilde{\theta}_i)-\hat{z}_t][z_t(\tilde{\theta}_i)-\hat{z}_t] \tag{6.2}$$

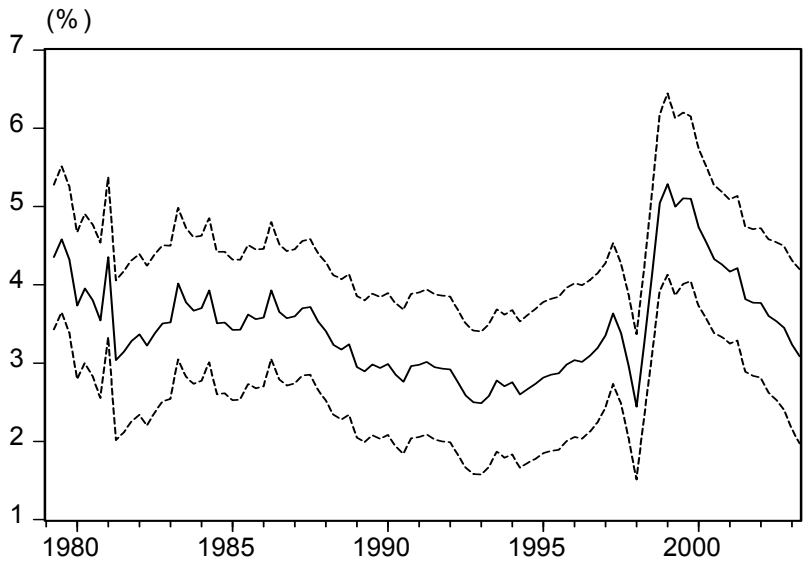
여기서 $\hat{z}_t$는 실제자료를 이용하여 구해진 상태벡터를 나타낸다. 칼만필터링에 의해 추정된 상태벡터의 불확실성은 필터 불확실성과 계수 불확실성의 합으로 측정된다.

Hamilton(1986)의 방법에 따라 본 논문에서 계수를 1,000회 반복 추출하여 단일변수 비관측인자모형과 다변수 비관측인자모형에 의한 자연실업률의 95% 신뢰구간을 추정한 결과가 [그림 9]와 [그림 10]에 각각 제시되어 있다. 대부분의 시점에서 단일변수 비관측인자모형의 신뢰구간의 폭이 1%p로 다변수 비관측인자모형과 크게 차이나지 않았으나, 외환위기처럼 실업률의 변동이 큰 기간에는 다변수 비관측인자모형에 비

[그림 9] 단일변수 비관측인자모형에 의한 자연실업률의 95% 신뢰구간



[그림 10] 다변수 비관측인자모형에 의한 자연실업률의 95% 신뢰구간



해 신뢰구간이 크게 확대되는 모습을 보이고 있다. 이는 단일변수 비관측인자모형에서는 실업률과 여타 경제변수들 간의 관계를 고려하지 못하므로 구조변화에 기인한 추정의 불확실성이 증가하는 반면, 다변수 비관측인자모형에서는 외환위기 기간 동안 실업률 변동의 상당부분이 다른 변수와의 관계에 의해 설명됨에 따라 추정의 불확실성이 줄어든 것으로 추측된다.

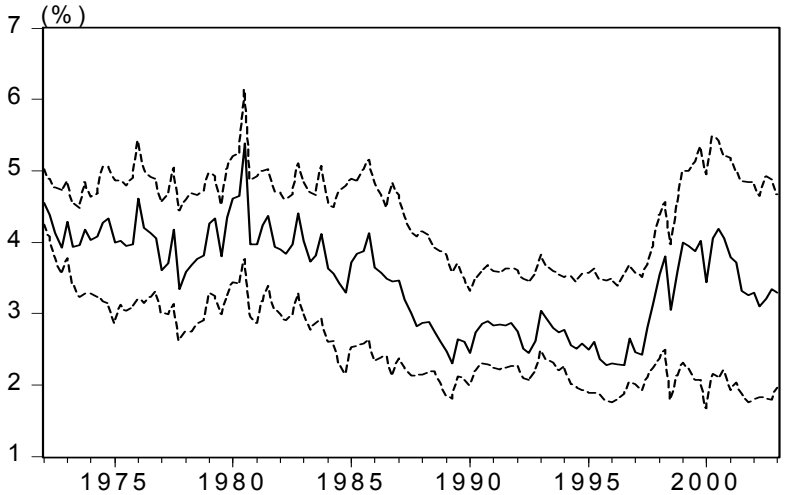
다변수 비관측인자모형에 의한 자연실업률은 매기마다 약간의 차이는 있지만 신뢰구간의 폭이 평균 1.0%p로 추정되어 추정결과에 상당한 불확실성이 존재하고 있는 것으로 나타났다. 참고로 Laubach(2001)가 미국의 자료를 이용하여 구한 신뢰구간의 폭은 1.1%p 내외의 수준을 보이고 있다. 이러한 불확실성은 추정된 자연실업률의 수준을 정책적인 목적에서 사용할 때 주의를 기울여야 함을 시사한다.

구조 VAR모형의 경우 충격반응함수의 정확도를 평가하는 방법으로 부트스트래핑(Bootstrapping) 방법이나 몬테카를로 적분법이 이용 가능하지만, 이들 방법을 추정된 자연실업률의 정확도를 평가하기 위하여 사용하는 경우 다음과 같은 문제가 발생한다. 추정과정에서 구해진 노동공급 교란항을 이용하여 식 (6.3)에서처럼 실업률의 차분(difference)을 먼저 구하고 이들의 누적합으로 자연실업률 수준(level)을 구성하게 되면 추정된 자연실업률은 비정상시계열(nonstationary time series)이 된다.

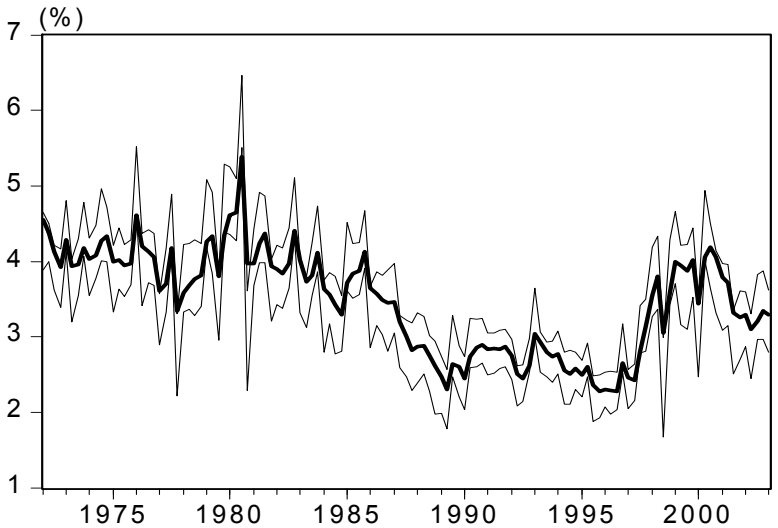
$$
\begin{aligned}
\tilde{\eta}(\tilde{\theta}_i)_t &= Q(\tilde{\theta}_i)\,\varepsilon_t(\tilde{\theta}_i) \\
\triangle \tilde{X}_t(\tilde{\theta}_i) &= \tilde{C}(L)\begin{bmatrix} \tilde{\eta}_{1t} \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} \\
\tilde{X}_t(\tilde{\theta}_i) &= \tilde{X}_{t-1}(\tilde{\theta}_i) + \triangle \tilde{X}_i(\tilde{\theta}_i)
\end{aligned}
\tag{6.3}
$$

비정상시계열의 분산은 시간이 지남에 따라 증가하는 특성을 지니므로 자연실업률 추정치의 신뢰구간 역시 시간이 지남에 따라 확대되는 현상이 발생하게 된다. [그림 11]에 몬테카를로 적분법을 이용하여 추정한 구조 VAR모형에 의한 자연실업률의 95% 신뢰구간이 제시되어 있는데, 시간이 지남에 따라 신뢰구간이 확대되는 현상이 발생하고 있음을

[그림 11] 구조 VAR모형(외환위기 더미)에 의한 자연실업률의 95% 신뢰구간



[그림 12] 구조 VAR모형(외환위기 더미)에 의한 자연실업률의 95% 조건부 신뢰구간



확인할 수 있다.[39] 초기에는 신뢰구간의 폭이 1%p 내외이지만 이후 3%까지 확대되고 있다.

하지만 상태공간모형의 경우 매기마다 상태벡터에 대한 예측-수정의 과정을 거친 다음 조건부공분산행렬을 통하여 추정의 불확실성이 측정되는 데 비하여 구조 VAR모형에서는 자연실업률을 직접 추정하지 않고 노동공급 구조교란항을 이용하여 비정상시계열로 구성한 후 비조건부 분산(unconditional variance)을 이용하여 정확도를 측정하기 때문에 위의 결과를 가지고 두 추정방법의 정확도를 비교하는 데 한계가 있다. 이러한 점을 감안하여 구조 VAR모형에 의한 자연실업률의 조건부 분산에 따른 신뢰구간을 구하여 보았다.

$$\widetilde{X}_t(\widetilde{\theta}_i) = \widehat{X}_{t-1}(\widehat{\theta}) + \triangle \widetilde{X}_i(\widetilde{\theta}_i) \tag{6.4}$$

조건부 신뢰구간의 폭은 평균 0.8%p 내외로 추정되어 비관측인자모형보다 작은 것으로 나타났다. 그러나 비관측인자모형은 가상의 계수에 의한 전기의 자연실업률을 기반으로 조건부분산을 구하는 반면 구조 VAR모형에 의한 자연실업률의 조건부 분산은 추정된 계수에 의한 전기의 자연실업률을 기반으로 조건부 분산을 구하고 있으므로 두 방법의 직접적인 비교에는 한계가 있다.

Ⅶ. 결 론

이상에서 논의된 결과를 바탕으로 추정방법론들의 장단점을 <표 6>과 같이 간략히 정리하여 보았다.

한편 경제의 구조적인 요인들이 빈번하게 변화하지 않을 것이며 이에 따라 자연실업률이 상당히 평활한 시계열일 것이라는 선험적인 판단

39) [그림 11]의 신뢰구간은 신석하・조동철(2003)에 비해 신뢰구간의 폭이 작게 나타나고 있는데, 이는 신석하・조동철(2003)에서는 구조적 교란항을 추정된 값($\hat{\eta}(\hat{\theta})$)에 고정하여 모든 가상의 계수에 대해 적용한 반면, 본 연구에서는 추정된 구조적 교란항이 계수의 함수임을 감안하여 가상의 계수를 추출할 때마다 구조적 교란항을 추정하는 방법($\hat{\eta}(\widetilde{\theta_i})$)을 사용하였기 때문이다.

〈표 6〉 자연실업률 추정방법 비교

	장 점	단 점
단순 시계열 방법	추정과정이 용이함	경제이론에 기반을 두지 않으며, 실업률의 통계적 특성에만 의존
HP필터	추정된 자연실업률이 평활한 시계열로 나타남	추정결과에 대한 통계적 추론이 어려움
단일변수 비관측인자모형	추정된 자연실업률이 비교적 평활한 시계열로 나타남	신뢰구간의 폭이 다변수 모형에 비해 큼
축약형 모형	경제이론에 기반을 두고 있으며, 실업률 이외의 여타 변수를 추정에 이용	모형설정오류에 취약함
다변수 비관측인자모형	신뢰구간의 폭이 다른 모형에 비해 작음	
구조모형	경제이론에 기반을 두고 있으며, 실업률 이외의 여타 변수를 추정에 이용할 뿐 아니라 모형설정오류에 대해 자유로움	추정과정이 다른 방법에 비해 복잡함
구조 VAR모형 (외환위기 더미)		외환위기의 영향을 모형 내에서 반영하는 데 한계가 있음

을 기준으로 할 때, HP필터와 단일변수 비관측인자모형이 다른 방법에 비해 우위를 지닌다고 할 수 있다. 하지만 HP필터나 단일변수 비관측인자모형은 단순 시계열방법으로서 경제이론에 기반을 두지 않는다는 단점이 있다.

추정결과의 불확실성이라는 측면에서는 다변수 비관측인자모형이 다른 방법에 비해 우위를 지닌다고 평가된다. 단일변수 비관측인자모형은 외환위기 등 자연실업률의 변동이 큰 기간에서 다변수 비관측인

자모형에 비해 신뢰구간이 크게 확대되는 모습을 나타냈으며, 구조 VAR모형의 경우 시간이 지남에 따라 신뢰구간이 확대되는 특성을 지니고 있다. 한편 다변수 비관측인자모형과 구조 VAR모형을 대상으로 분석한 결과 두 방법 모두 추정기간의 변화에 대해 안정적인 것으로 나타났다.

이론적인 측면에서 살펴보면 다변수 비관측인자모형이나 구조 VAR 모형 등 경제이론에 기반을 둔 추정방법들이 단순 시계열방법에 비하여 자의성이 적고, 추정결과의 정확도를 평가하기 용이하다는 점에서 상대적으로 나은 방법이라 할 수 있다. 그러나 추정결과의 정확도라는 측면에서 구조 VAR모형에 비해 장점을 지니는 것으로 평가되는 다변수 비관측모형도 추정결과가 모형설정오류에 민감하다는 단점을 갖고 있다.

한편 실증적인 추정결과의 측면도 고려하면 추정된 자연실업률이 평활한 시계열이라는 점에서 단순 시계열방법도 나름대로의 장점을 지니고 있다고 평가된다.

따라서 특정방법에 의한 추정결과에 의존하기보다는 여러 추정방법에 의한 추정결과에서 공통적으로 발견되는 부분에 기반을 두고 자연실업률을 추론하는 것이 바람직하다고 사료된다.

<표 7>에 제시된 추정결과를 살펴보면, 추정방법에 따라 다소 차이가 있으나 자연실업률은 1979: Ⅰ～1987:Ⅳ 기간 동안 평균 3.7～4.0% 수준으로 실제실업률을 다소 하회하였던 것으로 추정되며, 1988: Ⅰ～1997: Ⅳ 기간 동안에는 평균 2.6～3.2% 수준으로 실제실업률보다 다소 높은 수준을 유지하였던 것으로 추정된다. 또한 자연실업률은 외환위기를 거치며 4.0～5.3% 수준까지 상승하였다가 이후 하락하는 추세를 지속하고 있으나, 최근에는 하락추세가 완만해진 것으로 추정되며 아직도 외환위기 이전의 기간(1988: Ⅰ～1997:Ⅳ)에 비하면 다소 높은 수준을 기록하고 있는 것으로 나타났다.

한편 추정된 실업률 갭이 경기순환에 상응하여 변동하고 있다는 점에서 노동시장의 상태를 경기순환적인 측면에서 파악하는 데 유용한 지표로 사용될 수 있을 것으로 사료되며, 대부분의 추정결과는 최근에 실제실업률이 자연실업률에 근접해 있으나 실업률 갭이 점차 상승하고 있을 가능성을 제시하고 있다. 이는 최근 비교적 높은 수준에 머무르고 있

〈표 7〉 자연실업률 추정결과 비교

	1979～87	1988～97	1998～2003	1998년 이후 최고치	2002	2003
실제실업률	4.1	2.5	4.7	8.2	3.1	3.3
HP필터	4.0	2.8	4.2	4.8	3.6	3.2
단일변수 비관측인자모형	3.8	3.2	3.8	4.0	3.7	3.7
다변수 비관측인자모형	3.7	2.9	4.1	5.3	3.5	3.1
구조 VAR모형 (외환위기 더미)	3.9	2.6	3.6	4.2	3.2	3.3

는 실업률이 외환위기 이후 자연실업률의 상승이라는 구조적 변화와 경기침체라는 순환적인 요인에 함께 영향 받고 있을 가능성을 시사한다.

본 논문에서는 자연실업률의 추정방법을 검토하는 데 중점을 둠으로써 한국의 자연실업률이 실제로 어떠한 요인에 의해 변화하였는지를 경제이론과 실증적인 측면에서 분석하지 못하였다. 이에 대해서는 향후 연구에서 상세히 다루고자 한다. 또한 외환위기 기간 동안 실업률 및 여타 거시경제변수의 구조변화에 대한 보다 엄밀한 연구도 필요할 것으로 사료된다.

참 고 문 헌

김준원, 「한국의 자연실업률 측정과 외환위기 이후의 실업률 상승에 대한 이해: 토론」, 『한국경제의 분석』, 제7권, 한국금융연구원, 2001, pp.51～53.

김준일, 「총수요압력 측정을 통한 경기변동 분석」, 『한국경제의 분석』, 제7권, 한국금융연구원, 2001, pp.187～243.

문소상, 「자연실업률 추정방식에 관한 연구」, 『금융경제연구』, 제145호, 한국은행금융경제연구원, 2003.

박준용・장유순・한상범, 『경제시계열분석』, 경문사, 2002.

신관호, 「한국의 자연실업률 측정과 외환위기 이후의 실업률 상승에 대한 이해」, 『한국경제의 분석』, 제7권, 한국금융연구원, 2001, pp.1～55.

신석하・조동철, 『한국의 자연실업률 추정방법 비교연구』, 정책연구시리즈 2003-04, 한국개발연구원, 2003.

안주엽・전재식, 「한국의 균형실업률」, 『분기별 노동동향분석』, 2000년 3/4분기, 한국노동연구원, 2000, pp.87～98.

유경준, 「구조적 실업률의 추정 및 정책과제」, 연구자료 2001-02, 한국개발연구원, 2001.

이충렬, 「한국의 자연실업률 측정과 외환위기 이후의 실업률 상승에 대한 이해: 토론」, 『한국경제의 분석』, 제7권, 2001, pp.48～50.

Adams, C. and and D. Coe, “A System Approach to Estimating the Natural Rate of Unemployment and Potential Output for the United States,” IMF Working Paper No. 89, 1989.

Andrews, D.W.K., “Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point,” *Econometrica* 61, 1993, pp.821～856.

Andrews, D.W.K. and W. Ploberger, “Optimal Tests When a Nuissance Parameter Is Present Only Under the Alternative,” *Econometrica* 62, 1994, pp.1383～1414.

Ansley, Craig and Robert Kohn, “Prediction Mean and Squared Error for State Space Models with Estimated Parameters,” *Biometrika* 73, 1986, pp.467～473.

Apel, M. and P. Jansson, “A Theory-consistent System Approach for Estimating Potential Output and the NAIRU,” *Economic Letters* 64, 1999, pp.271～275.

Astley, M. and T. Yates, “Inflation and Real Disequilibria,” Bank of England

Working Paper No. 103, 1999.

Ball, Laurence and Gregory Mankiw, "The NAIRU in Theory and Practice," *Journal of Economic Perspectives* 16, 2002, pp.115～136.

Ball, Laurence and Robert Moffitt, "Productivity Growth and The Phillips Curve," NBER Working Paper No. 8421, 2001.

Blanchard, Olivier and Lawrence Katz, "What We Know and Do Not Know about the Natural Rate of Unemployment," *Journal of Economic Perspectives* 11, 1997, pp.51～72.

Blanchard, Olivier and Danny Quah, "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances," *The American Economic Review* 79, 1989.

Cecchetti, Stephen and Robert Rich, "Structural Estimates of the U.S. Sacrifice Ratio," *Journal of Business & Economic Statistics* 19, 2001, pp.416～427.

Cerra V. and S. Saxena, "Alternative Methods of Estimating Potential Output and the Output Gap: An Application to Sweden," IMF Working Paper No.59, 2000.

Clark, Peter, "Trend Reversion in Real Output and Unemployment," *Journal of Econometrics* 40, 1987, pp.15～32.

Elliot, G., T.J. Rothenberg, and J.H. Stock, "Efficient Tests for an Autogressive Unit Root," *Econometrica* 64, 1996, pp.813～836.

Elmeskov, J., "High and Persistent Unemployment: Assessment of the Problem and Its Causes," OECD Economics Department Working Paper No. 132, 1993.

Espinosa-Vega, Marco and Steven Russell, "History and Theory of the NAIRU: A Critical Review," *Federal Reserve Bank of Atlanta Economic Review*, 1997, pp.4～25.

Estrella, Arturo and Frederic Mishikin, "Rethinking the Role of NAIRU in Monetary Policy: Implications of Model Formulation and Uncertainty," NBER Working Paper No. 6518, 1998.

Friedman, Milton, "The Role of Monetary Policy," *The American Economic Review* 58, 1968, pp.1～21.

Gordon, R., "The Time-Varying NAIRU and Its Implications for Economic Policy," *Journal of Economic Perspectives* 11, 1997, pp.11～32.

Hamilton, James, "A Standard Error for the Estimated State Vector of a State-Space Model," *Journal of Econometrics* 33, 1986, pp.387～397.

Hamilton, James, *Time Series Analysis*, Princeton University Press, 1994.

Harvey, Andrew, *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*, Cambridge University Press, 1989.

Hatton, Tim, "Can Productivity Growth Explain NAIRU? Long-run Evidence from

Britain, 1871-1999," CEPR Discussion Paper No. 3424, 2002.

Kiwatkowski D., P.C.B. Phillips, P. Schmidt, and Y. Shin, "Testing the Null Hypothesis of Stationary Against the Alternative of a Unit Root," *Journal of Econometrics* 54, 1992, pp.159～178.

Killian, Lutz, "Small-Sample Confidence Intervals for Impulse Response Functions," *Review of Economics and Statistics* 80, 1998, pp.218～230.

King, Robert, James Stock, and Mark Watson, "Temporal Instability of the Unemployment-Inflation Relationship," *Economic Perspectives of the Federal Reserve Bank of Chicago* 19, 1995, pp.2～12.

Laubach, T., "Measuring the NAIRU: Evidence from Seven Economies," *Review of Economics and Statistics* 83, 2001, pp.218～231.

Maddala, G.S. and In-Moo Kim, *Unit Roots, Cointegration, and Structural Change*, Cambridge University Press, Cambridge, 1998.

Mankiw, Gregory and Ricardo Reis, "Sticky Information: A Model of Monetary Nonneutrality and Structural Slumps," NBER Working Paper No. 8614, 2001.

Modigliani F. and L. Papademos, "Targets for Monetary Policy in the Coming Year," *Brookings Papers on Economic Activity* 1, 1975, pp.141～163.

Morley, James, "A State-Space Approach to Calculating the Beveridge-Nelson Decomposition," *Economics Letters* 75, 2002, pp.123～127.

Morley, James, Charles Nelson, and Eric Zivot, "Why Are the Beveridge-Nelson and Unobserved-Components Decompositions of GDP So Different?" *Review of Economics and Statistics* 85, 2003, pp. 235～243.

Nelson, Charles, "Spurious Trend and Cycle in the State Space Decomposition of a Time Series with a Unit Root," *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 1988, pp.475～488.

Perron, Pierre, "The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis," *Econometrica* 57, 1989, pp. 1361～1401.

Richardson, Peter, Laurence Boone, Claude Giorno, and Mara Meacci, "The Concept, Policy Use and Measurement of Structural Unemployment: Estimating a Time Varying NAIRU across 21 OECD Countries," OECD Economics Department Working Papers No. 250, 2000.

Rogerson, Richard, "Theory Ahead of Language in the Economics of Unemployment," *Journal of Economic Perspectives* 11, 1997, pp.73～92.

Runkle, David, "Vector Autoregression and Reality," *Journal of Business and Economic Statistics* 5, 1987, pp.437～442.

Staiger, D., J. Stock, and M. Watson, "The NAIRU, Unemployment and Monetary

Policy," *Journal of Economic Perspectives* 11, 1997, pp.33 ~49.

Staiger, Douglas, James Stock, and Mark Watson, "How Precise Are the Estimates of the Natural Rate of Unemployment," NBER Working Paper No. 5477, 1996.

Staiger, Douglas, James Stock, and Mark Watson, "Prices, Wages and the U.S. NAIRU in the 1990s," NBER Working Paper No. 8320, 2001.

Stock, James, "Unit Roots, Structural Breaks and Trends," in R. Engle and D. McFadden(eds.), *Handbook of Econometrics*, Vol. 4, Amsterdam: Elsevier, 1994, pp.2739~2941.

Stock, James and Mark Watson, "Forecasting Inflation," NBER Working Paper No. 7023, 1999.

Watson, Mark, "Univariate Detrending Methods with Stochastic Trends," *Journal of Monetary Economics* 18, 1986, pp.49~75.

KDI 政策研究
제26권 제2호(통권 제94호)

특허의 가치에 대한 시장의 평가

연 태 훈
(한국개발연구원 부연구위원)

Market Evaluation of the Value of Patent

Taehoon Youn
(Associate Fellow, Korea Development Institute)

* 본 연구는 특허청에서 발주한 『지식재산이 경제발전에 미치는 영향에 대한 연구: 특허 관련 자료를 이용한 실증분석을 중심으로』라는 용역을 수행하는 과정에서 필자가 집필하였던 부분을 보완·발전시킨 것이다. 본 연구의 진행과정에서 많은 도움을 주었던 박창균, 최용석 박사에게 심심한 감사를 표하고자 한다. 또한 건설적 제안을 해주신 두 분 익명의 논평자께 감사를 드리며, 아울러 본 연구를 위한 자료정리에 많은 도움을 준 이상무 연구원, 편집과정에서 많은 도움을 준 김현애 연구행정원께도 감사를 드린다. 이러한 수많은 도움에도 불구하고 여전히 본고에 남아 있는 오류는 전적으로 필자의 책임임을 밝힌다.

• 핵심주제어: 특허(Patent), 연구개발(R&D), 시장가치(Market Value)
• JEL 코드: O31, O33, G12, G14

ABSTRACT

Economists have long been involved in various studies, theoretical and empirical, on the economic gains from innovative activities and as their outcome, intellectual properties. In Korea, however, research in this field has experienced rather slow progress, partly due to the lack of data availability and the awareness of its importance.

This study attempts to measure the economic impact of patents on market value of firms from a microeconomic point of view. Analyses are performed to examine the ex-ante market valuation of patent acquisition activities by investigating the effect of patent acquisitions on daily stock prices as well as on annual market values. The study on the effect of a disclosure of granted patents on daily stock prices reveals that the economic value of a firm's patent acquisition is fairly high. The study on listed firms also reveals that a firm's patent registration stock has a positive and statistically significant effect on its year-end market value.

Therefore, it can be concluded that the analysis performed in this study supports the validity of Korea's current patent system. The result, however, does not guarantee the optimality of current system. Studies on various aspects of intellectual property should follow to shape the system into a socially optimal one.

.....

연구개발활동, 그리고 그 성과물인 지적재산이 가져오는 경제적 효과는 오래전부터 경제학자들에게 매력적인 연구분야로 인식되어 왔다. 그러나 우리나라의 경우에는 가용 자료의 부족 등의 이유로 이 분야의 연구가 그다지 활발히 이루어지지 못하였다.

이러한 문제인식하에 본 연구는 지적재산의 대표적 형태라고 할 수 있는 '특허'가 우리나라 상장기업들의 시장가치에 미친 영향을 분석해보고자 시도하였으며, 가능한 한 다양한 각도에서 문제에 접근하기 위하여 사건연구와 패널분석의 두 가지 분석기법을 병행하였다. 먼저, 특허취득 공시에 대한 일별 주가의 반응을 사건연구기법을 통해 분석한 결과, 기업의 특허취득이 가지는 경제적 가치가 상당히 높은 것으로 파악되었다. 특허공시가 시장에 유의한 주가상승 신호를 주는 것으로 파악되었으며, 이러한 효과는 비교적 오랜 기간에 걸쳐서 유지되는 것으로 나타났다. 또한 증권거래소 상장기업들의 연간 패널자료를 토대로 분석한 결과 역시 특허취득이 누적적으로 기업의 시장가치에 유의하고 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다.

본 연구에서 행해진 분석들은 우리나라의 특허제도가 가지는 유효성을 지지하는 결과로 해석할 수 있다. 그러나 이러한 연구결과가 현행 특허제도의 최적성을 지지하는 것은 아니며, 특허제도가 경제에 미치는 파급효과를 극대화하기 위해서는 추후 보다 심도 깊은 경제학적 분석들이 활발히 이루어져야 할 것이다.

Ⅰ. 서 론

혁신 관련 업무에 종사하는 정책 관계자들은 혁신활동이 경제적 성과에 미친 영향에 대해서 지속적인 관심을 표명해 왔다. 이러한 관심을 반영하여, 경제학 분야에서도 혁신활동의 가치 혹은 경제적 성과에 대하여 다양한 연구가 수행되어 온 바 있다. 이 중에서도 상당수의 연구는 연구개발과 특허의 영향을 분석대상으로 삼고 있다. 우리나라의 경우에도 R&D 활동과 그 경제적 성과에 대한 연구는 상당부분 진척이 이루어져 왔으나, R&D의 결과물 또는 지적재산(intellectual property)으로서의 특허(patent)가 경제에 미치는 영향에 대한 연구는 관련 데이터 확보의 어려움 등으로 인하여 적어도 현재까지는 큰 진전을 보지 못하였다고 할 수 있다.[1)]

그렇다면 특허와 같은 지적재산의 가치를 결정하는 작업이 가지는 중요성은 무엇인가? Griliches(1990)의 정의에 따르면, 특허란 공인 정부기관이 특정 장치・기구 혹은 프로세스에 대하여 법에 명기된 기간 동안 생산이나 사용에 있어서 배타적 권리를 부여하였음을 보여주는 서류이다.[2)] 특허제도의 시행을 통해서 달성하고자 하는 목적은 발명가에게 한시적 독점권을 부여하고, 이 품목의 생산 혹은 신규 프로세스의 운용에 필요한 정보들을 조기에 공개하도록 강제함으로써, 발명 및 기술발전을 장려하려는 데 있다. 정책입안자들은 기술발전을 촉진시키고, 이를 통해 경제의 성장을 도모하기 위한 최적의 지적재산권 정책을 입안하고 수행하고자 노력할 것이며, 이 과정에서 지적재산권과 관련된 다양한 과학적 혹은 수량적 증거를 필요로 하게 된다. 기업이나 투자자들 역시 기업의 '공정한' 가치－효율적인 자본시장이 시장에서 거래되고 있는

1) 우리나라에서 연구개발활동의 경제적 성과에 관하여 이루어진 최근의 연구에 대해서는 서중해(2002)를 참조할 수 있을 것이다.

2) 원문은 다음과 같다. "A patent is a document, issued by an authorized governmental agency, granting the right to exclude anyone else from the production or use of a specific new device, apparatus, or process for a stated number of years."

주식에 대하여 부여하는 근본적인 가치－를 결정하기 위하여 이러한 무형자산에 대한 나름대로의 잣대를 필요로 한다.

사실 지적재산권의 존재로 인하여 유발된 경제구조변화의 특성을 연구하는 것은 경제학의 관점에서도 매우 흥미로운 작업이라 할 수 있다. 예를 들어, 기업이 다량의 지적재산권을 보유하고 있다는 사실만으로도 해당 기업의 주가나 이윤이 높게 나타나는지, 아니면 주가나 이윤이 높은 이유가 그들의 생산성이 높기 때문인지, 지적재산권이 임금이나 고용에 미치는 영향은 무엇인지 하는 부류의 문제들은 경제학자들의 흥미를 유발시키는 주제들이 아닐 수 없다.

지적재산이 경제적 성과에 미친 영향과 관련한 다양한 연구 가운데에서도 타 분야에 비하여 보다 많은 주목을 받아온 부분은 지적재산권의 획득과 주가 혹은 기업의 시장가치 간의 관계에 관한 분석이었다.

현대 시장경제에 있어서는 재화의 경우 (효율적인) 시장가격으로부터 그 경제적 가치를 추론할 수 있겠으나, 특허와 같은 무형자산의 경우에는 시장에서 거래가 이루어지는 경우가 매우 제한적이므로 이러한 방법을 원용하기에는 어려움이 따른다. 따라서 혁신활동을 통하여 구축한 무형자산의 가치를 결정하기 위해서 가장 널리 사용되는 것이 바로 시장에서 거래되는 주식의 가격으로부터 그 가치를 추론해내는 작업이다.

주식의 가격 혹은 기업의 시장가치는 기업의 유형 및 무형자산으로부터 창출될 수 있는 향후 기대수익의 흐름에 대한 예상을 기반으로 하여, 시장에서 활동하는 거래 주체들 간의 상호작용을 통해 결정된다. Hall(2000)은 효율적 자본시장하에서 기업의 시장가치를 “미래의 배당흐름에 대한 할인현재가치(present discounted value)를 반영하는, 기업성과의 미래지향적 예측지표(forward looking indicator)”라고 정의하고 있다. 따라서 유·무형자산에 대한 투자는 적어도 평균적으로는 기업이 창출할 수 있는 수익의 증가를 가져오고, 이는 결국 기업가치를 증가시키는 효과를 가질 것으로 기대할 수 있다.

금융시장에서 평가한 기업가치지표를 통하여 측정된 기업의 성과는 무엇보다 예측 혹은 전망에 기반을 두고 있다－즉, 기업이 장차 잠재적으로 실현할 수 있는 이익에 대한 시장의 견해를 반영하고 있다－는 측면에서 그 장점을 찾을 수 있다. 이러한 미래지향성이야말로 기업가치

지표를 통한 성과측정 연구가 기타 비용이나 생산성 관점의 연구와 가장 크게 차별되는 점이다.

결국 미래의 배당수입에 대해서 투자자들이 지니고 있는 예측은 해당 기업이 보유한 유형 및 무형자산 저량의 함수일 것이다. 특허는 이러한 무형자산의 한 가지로, 주어진 기간(우리나라의 경우 20년) 동안 정부로부터 부여된 독점권을 나타내며, 그 목적은 명시적으로 발명과 혁신을 촉진하기 위하여 독점이윤을 보장해주는 한편 그 내용의 공개를 통해 산업 전반에 걸쳐서도 추가적 혁신의 발판을 제공하는 데 있다. 따라서 특허에 대한 통계량은 기업의 지적재산 저량에 대한 대리변수(proxy variable)로 사용될 수 있을 뿐 아니라, 특허와 기업의 시장가치 간의 연결고리에 대한 연구는 결국 현행 특허체계의 유효성에 대한 부분적인 평가작업이라고 보아도 큰 무리가 없을 것이다.

이러한 이유로 본 연구는 지적재산권을 보호해주는 제도적 장치인 특허가 기업의 시장가치에 미치는 영향에 분석의 초점을 맞추었으며, 가능한 한 다양한 각도에서 문제에 접근하기 위하여 사건연구(event study)와 패널분석의 두 가지 분석기법을 병행하였다.

Ⅱ장에서는 먼저 사건연구기법과 일별 주가자료를 이용하여 특허취득에 대한 공시가 기업의 주가에 미치는 영향을 살펴봄으로써 특허에 대한 시장의 즉각적 반응을 분석해보았다. 사건연구는 특정 사건이 기업의 가치에 미치는 영향을 측정하는 방법으로서, 합리적인 시장에서는 개별 사건의 효과가 주식의 가격에 즉각적으로 반영될 것이라는 가정을 전제로 이루어지게 된다. 따라서 사건연구는 (가능한 한) 여타 요인들의 간섭을 배제할 수 있는 비교적 단기간에 걸친 분석에 유효한 방법이며, 본 분석에서는 이를 통해 개별 특허취득이 주가에 영향을 미치는가의 여부를 평균적으로 보여줄 수 있을 뿐이다.

그러나 개별 특허가 단기적으로 시장에서 받는 평가와는 별개로 장기간에 걸친 연구개발과 특허의 취득을 통해 축적된 지적재산의 저량이 기업의 가치에 누적적·장기적으로 가져올 수 있는 효과는 이러한 사건연구기법을 통해서는 다루어질 수 없는 부분이다. 따라서 Ⅲ장에서는 연도별 재무자료, 주가 및 특허등록자료를 이용하여 구성된 패널데이터를 바탕으로 특허가 기업의 시장가치에 미치는 영향을 보다 장기적인

관점에서 측정해보고자 시도하였다.

끝으로 Ⅳ장에서는 분석결과들을 정리하고, 정책적 시사점을 도출하였으며, 향후의 추가적 연구방향을 제시하였다.

Ⅱ. 특허공시가 기업의 시장가치에 미치는 영향

그동안 신문 지상 혹은 증권거래소 등의 발표를 통하여 특허취득 공시 이후 주가가 상승했다는 주장이 종종 제기되곤 하였지만, 실증적 분석을 통하여 이러한 주가 상승 중 특허취득 공시와 직접적으로 연관되는 부분에 대한 분리를 시도한 경우는 흔하지 않은 것으로 파악된다.

우리나라의 경우, 김민조・정형찬(1995)이 특허'출원' 공시가 주식가치에 어떠한 영향을 미치는가를 실증적으로 분석한 바 있다. 이들은 1989년부터 1994년까지의 기간 동안 특허출원에 대한 공시를 실시한 상장기업 중 47개 기업을 대상으로 각 기업의 최초 공시만을 포함하는 표본을 사용하여 특허공시의 가치효과를 분석하였다. 이 분석을 통하여 특허출원 공시의 경우, 공시일을 기준으로 이전 30일과 이후 10일간의 누적 초과수익률이 약 6.05%에 달하며 또한 통계적으로 유의하다는 결론을 도출하고 있다.

그러나, 서중해(2002)에서 보이는 바와 같이, 외환위기를 기점으로 우리나라 민간기업의 연구개발활동 구조에 상당한 변화가 발생하였고, 특허출원 및 등록에 있어서 1997년과 1998년을 경계로 큰 폭의 증가가 발생한 바 있다. 아울러 주식시장 자체도 시장개방도가 높아지고 인터넷 등을 통한 정보의 개방성이 확대되면서 정보운용 및 그 판단의 효율성이 진작되었을 것으로 판단된다.

본장에서는 증권거래소의 공시를 통하여 시장에 전달된 기업의 특허취득 뉴스가 기업의 주가에 영향을 미치는가의 여부, 즉 시장이 특허취득 사실을 기업의 가치에 영향을 미치는 요인으로 보고 있는가의 여부를 실증적으로 분석하고자 한다. 이를 위하여 특허취득 공시와 일별 주가수익률 자료를 바탕으로 사건연구기법을 활용한 분석을 시도하였다.[3)]

아래에서는 먼저 분석에 사용된 사건연구 방법론 및 표본에 대하여

간략히 설명한 뒤, 이러한 분석으로부터 도출된 결과를 요약한다.[4)]

1. 연구방법

사건연구는 금융시장 데이터를 사용하여 특정 사건이 기업가치에 미치는 영향을 계량 혹은 평가하는 기법을 지칭한다. 시장이 합리적이라는 전제하에서는, 한 사건이 기업의 가치에 미치는 영향이 주식가격에 즉시 반영되게 된다. 따라서 상대적으로 단기간에 걸쳐 관측된 주식가격을 사용하면 하나의 사건이 가지는 경제적 충격 내지는 효과를 측정하기 위한 지표를 구성할 수 있다.

특허취득에 대한 공시는 일반적으로 시장에 참여한 투자자들이 인지하는 기업의 시장가치에 긍정적인 영향을 미치고, 따라서 공시 전후에 해당기업의 주가는 시장의 통상적인 수익률을 넘어서는 양(+)의 반응을 보이게 될 것으로 예상된다. 따라서 그 사실여부를 검증하기 위하여 아래와 같은 귀무가설을 설정한다.

귀무가설(H_0): 특허취득에 대한 공시는 수익률의 행태에 영향을 미치지 않는다.

분석의 결과, 특허취득에 대한 공시가 수익률의 행태에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 드러나게 될 경우, 귀무가설은 기각되고, 시장에서 특허취득에 대한 공시가 적어도 평균적인 관점에서는 주가에 영향을 미치는 정보로 인식되고 있음을 확인할 수 있을 것이다.

특허취득에 대한 공시가 주가에 미치는 효과를 측정하기 위해서는 공시일 전후의 총주가변화로부터 시장 전반의 상황에 따른 주가결정요

---

3) 특허의 출원 혹은 특허내용의 공개 시점(출원 후 18개월)에서 주가수익률이 어느 정도 영향을 받을 수 있는 가능성도 기대된다. 그러나 i) 특허와 관련한 거의 대부분의 공시는 기업의 특허'취득' 사실에 관한 것이다. ii) 특허가 출원되더라도 해당 특허의 가치에 있어서는 아직 불확실성이 남아 있다. 특허의 취득은 이러한 불확실성을 해소하여, 시장에 해당 특허의 정확한 가치를 알리는 역할을 담당할 수 있다. 따라서 본 연구는 특허취득사실에 대한 공시에 분석의 초점을 맞추고 있다.

4) MacKinlay(1997)는 경제학에서 사건연구가 어떤 경우에 어떠한 방식으로 활용될 수 있는가를 상세히 설명하고 있다.

인으로 인하여 유발된 주가변화를 분리하는 작업이 필요하다. 이때, 시장 전반의 상황에 따른 주가변화를 정상수익(normal return)이라고 정의하고, 정상수익을 초과 혹은 미달하여 특허취득에 대한 공시로 인하여 발생한 주가의 변화 부분을 비정상수익(abnormal return 혹은 초과수익)이라고 정의한다. 이러한 비정상수익의 분리작업을 위해서는 먼저 정상수익을 추정하기 위한 정상성과모형(normal performance model)의 결정이 선행되어야 한다.

AR이 비정상수익, R이 실제수익, 그리고 $E(R \mid X)$이 정상수익을 의미한다고 할 때, 기업 i, 사건일 t에 있어서의 비정상수익(abnormal return)은 $AR_{it} = R_{it} - E(R_{it} \mid X_t)$로 정의할 수 있다.

본 분석에서는 정상수익에 영향을 미치는 요인으로 시장수익률만을 고려하여 아래와 같이 1요소 시장모형(one factor market model)을 사용한다.

$$\begin{aligned} &R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \epsilon_{it} \\ &E(\epsilon_{it} = 0),\ \mathrm{var}\,(\epsilon_{it}) = \sigma^2_{\epsilon_t} \end{aligned} \tag{1}$$

위에서, R_{it}와 R_{mt}는 각기 주식 i와 시장 포트폴리오의 t기 수익률, ϵ_{it}는 교란항을 나타낸다.

식 (1)에 대하여 조건부기댓값을 취한 뒤, 실제의 관측치에서 차감하여 비정상수익 $AR_{it} = R_{it} - \widehat{\alpha_i} - \widehat{\beta_i} R_{mt}$를 도출하고, 귀무가설하에서 비정상수익은 정규분포를 따른다고 가정한다. 비정상수익의 분산은 추정기간에 포함된 표본의 크기가 충분히 클 경우 시장모형의 잔차항이 가지는 분산과 동일하다고 가정할 수 있으므로 비정상수익의 분포는 $AR_{it} \sim N(0, \sigma^2_{\epsilon_i})$를 따를 것으로 정리할 수 있다.

이 경우, 누적 비정상수익 $CAR_i(t_1, t_2)$은 (t_1, t_2) 사이의 비정상수익의 합으로 정의될 수 있는데, 귀무가설하에서 누적 비정상수익의 분포는 아래와 같이 정의될 수 있다.[5)]

5) 비정상수익률의 경우는 통상적으로 사건 전일, 당일, 익일 등 사건발생과 매우 근접한 시기에 있어서의 시장 반응을 살펴보는 데 사용되고, 누적 비정상수익률의 경우는 주로 사건의 공식적 발생시점 이전에 향후 발생할 사건에 대하여 시장에서 점진적인 학습이 이루어지는 모양이나 정도, 혹은 사건발생 후 해당 사건이 시장에 지속

$$CAR_i\,(t_1, t_2) \sim N(0,\ (t_2 - t_1 + 1)\sigma_{\epsilon_i}^2)$$

끝으로 개별 사건의 유효성 검증은 그다지 유용하지 않으므로 비정상수익에 대하여 개별 사건기간과 전체 사건들에 대하여 합산 및 평균을 도출하는 작업을 수행하고, 이에 대하여 그 유효성을 평가하게 된다. 최종적으로 도출된 검정통계량 θ_{AR_t}와 $\theta_{CAR(t_1,\,t_2)}$는 아래와 같이 나타낼 수 있다.

$$\theta_{AR_t} = \frac{\overline{AR}_t}{\sqrt{\mathrm{var}\ (\overline{AR}_t)}} \sim N(0, 1)$$

$$\theta_{CAR(t_1,\,t_2)} = \frac{\overline{CAR}\,(t_1, t_2)}{\sqrt{\mathrm{var}\ (\overline{CAR}\,(t_1, t_2))}} \sim N(0, 1)$$

2. 표본의 선정 및 요약

본 연구에서는 증권거래소에 상장된 전체 기업 중 1997년 1월 1일부터 2001년 11월 30일까지의 4년 11개월간에 걸쳐 특허의 취득에 대한 공시가 이루어진 경우를 분석의 대상으로 삼고 있다. 보다 정확하게는 개별 특허취득 공시 80일 전부터 21일 전까지의 주가자료를 활용하여 정상성과모형을 추정하고, 이를 바탕으로 특허취득 공시 당일 및 전후 20일씩에 걸친 총 41일간에 발생한 해당 주가의 비정상적 변화 여부를 살펴보았다. 이를 통해 특허공시가 주가에 미치는 영향력 여부에 대한 유의성을 검증해보고자 하였다.[6)7)8)]

적인 영향을 미치는가의 여부 등을 살펴보기 위하여 사용된다.

6) 시장이 해당 사건에 대한 정보를 실제 공시보다 먼저 확보할 수도 있으므로, 이러한 가능성을 조사하기 위하여 통상 사건이 공시되기 전의 기간도 분석대상기간에 포함한다.

7) 특허취득이 장 종료 후 공시된 경우에는 그 다음 개장일을 특허취득 공시가 발생한 날(t=0)로 정의하기로 한다.

8) 분석대상기간의 결정은 다분히 자의적인 것이지만, 일별 자료를 사용하는 경우에는 사건발생 전후 각 10~30일 정도, 총 20~60일 정도의 기간이 사용되는 것이 통례이다. 본 연구에서도 다양한 기간을 대상으로 분석을 수행해 보았으나, 결과에 큰 차

먼저 1997년 1월 1일부터 2001년 11월 30일까지의 기업 특허취득 공시자료를 증권거래소의 전자공시시스템을 통하여 입수하였다. 개별 기업의 일별 주가수익률, 시장수익률은 증권연구원에서 작성한 수정주가 자료를 이용하였다. 이렇게 작성된 전체 자료 중 최종적으로 분석에 포함될 대상 공시들을 아래와 같은 기준을 적용하여 선별해 내었다.

1) 특허취득 공시가 1997년 1월 1일부터 2001년 11월 30일까지의 기간 내에 이루어져야 한다.
2) 하루에 두 가지 이상의 특허에 대한 취득 공시를 낸 경우는 제외한다.[9)]
3) 거래정지조치를 당하여 추정기간(estimation window)과 분석대상기간(event window)에 수익률에 대한 결측치가 발생하는 경우는 제외한다.
4) 바로 전 특허취득 공시의 분석대상기간과 당해 특허취득 공시의 추정기간이 겹치는 경우가 발생할 경우 당해 공시는 제외한다.[10)]
5) 특허등록증이 수령되기 이전에 이미 취득 사실에 대한 공시가 이루어졌던 경우에는 해당 특허취득 공시를 제외한다.
6) 복수의 상장사가 합작으로 등록한 특허의 경우는 해당 특허취득 공시를 제외한다.
7) 추정기간 및 분석대상기간 중 유무상증자나 배당이 이루어졌던 경우는 제외한다.

이러한 과정을 통하여 최종적으로 103개의 표본을 확정지었다. 부록

이가 발생하지는 않았기에 대표적으로 전후 각 20일씩을 분석대상기간으로 한 결과만을 보고하였다.

9) 본 연구의 목적이 단순히 특허공시 자체가 가지는 의미를 살펴보고자 함이 아니라 특허공시가 주가에 미친 영향을 통하여 특허의 가치에 대한 시장의 인식을 가늠해 보고자 함에 있으므로, 다수의 특허가 주가에 미치는 추가적 영향을 제어할 수 없는 상태에서는 이러한 표본은 제외하는 것이 바람직한 것으로 판단된다.

10) 물론 추정을 수행하는 과정에서 주가에 영향을 미치는 모든 사건을 배제할 수는 없으나, 적어도 특허의 취득과 관련된 이전 공시가 당해 공시의 비정상수익을 추정하는 데 영향을 미치지는 않도록 제어할 필요성이 존재한다고 판단된다. 이는 기준 7)에서 유무상증자나 배당이 영향을 미쳤을 가능성이 있는 사건을 제외하는 것과 같은 맥락에서 취해진 조치로서, 정상수익 및 비정상수익을 추정하는 데 있어서 증자, 배당, 타 특허공시와 같은 특별한 사건이 개입되는 것을 배제하기 위한 조치이다.

의 <부표 1>과 <부표 2>는 최종적으로 선정된 전체 표본에 대한 기초적 통계자료를 보여주고 있다. <부표 1>에 나타나 있는 바와 같이 사건연구(event study)에 활용된 표본의 경우, 총 20개의 업종에 상대적으로 고르게 분포되어 있지만, 의약업종이 총 43건으로 총표본수의 약 42%를 차지하고 있으며, 다음으로는 비금속광물의 경우가 전체 표본의 약 9.7%를 차지하고 있는 것으로 나타나고 있다.[11)]

<부표 2>는 최종적으로 선정된 103개의 특허취득 공시 사건을 전후한 해당 주가수익률 및 시장수익률 표본의 특성을 요약하고 있다. 개별 주가수익률의 경우, 사용된 수익률이 수정 수익률이지만, 유무상 증자 및 배당이 추정 및 분석기간에 포함된 경우는 표본에서 제외하였기 때문에 일중 가격제한폭 수익률인 0.15를 넘어서는 경우는 포함되어 있지 않음을 알 수 있다.

3. 분석 결과

<표 1>은 103개의 특허공시에 대한 평균 일별 비정상수익률 및 평균 누적 비정상수익률과 함께 일별 비정상수익률의 검증통계량 θ값을 보여주고 있다. 이에 따르면 특허취득에 대한 주식시장에서의 공시는 평균적으로 주식 수익률에 긍정적이고 유의한 영향을 미치는 사건인 것으로 나타나고 있다. 특히 공시 전날과 공시 당일의 비정상수익률은 각각 1.35%와 2.54%로 양자 모두 1% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

[그림 1]은 이러한 일별 평균 비정상수익률과 일별 평균 누적 비정상수익률을 일자별로 보여주고 있다. 특허취득 공시가 이루어진 날(t=0)을 기준으로 공시 직전일과 당일에 비정상수익률이 크게 상승한 것을 확인할 수 있다. 또한 이를 통해 급격히 상승한 누적 비정상수익률은 분석대상기간 전반에 걸쳐 그 수준을 유지하고 있는 것을 확인할 수 있다.

<표 2>는 실제로 상이한 기간별 평균 누적 비정상수익률과 각각의

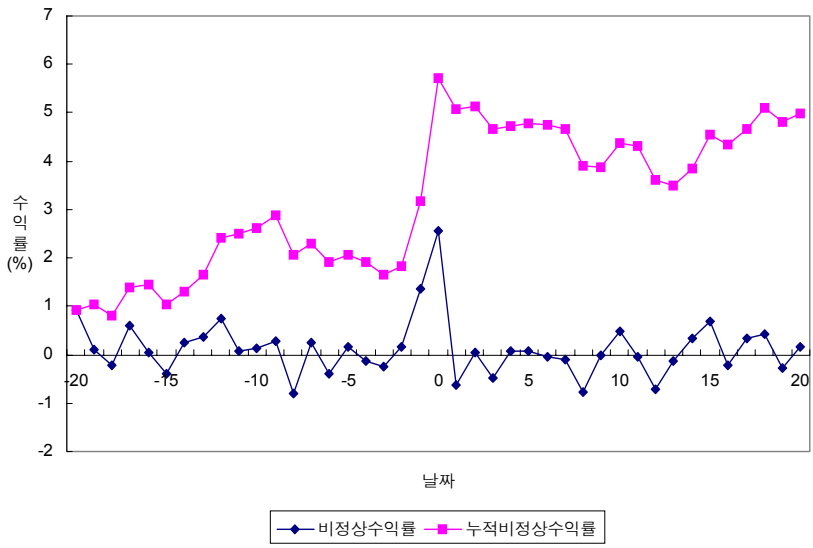
11) 표본 선정 이전의 모분포(복수 특허가 동일 날짜에 공시된 경우는 개별 특허를 하나의 사건으로 정의)의 경우에는 의약업종이 총 485건의 공시 중 264건으로 그 비중이 54%를 넘어서고 있으며, 비금속광물은 4.7%에 그치고 있다.

〈표 1〉 특허취득 공시일 전후의 일별 평균 비정상수익률 및 평균 누적 비정상수익률

일 자	비정상수익률	θ_{AR}	누적 비정상수익률	θ_{CAR}
-20	0.00934	2.37413**	0.00934	0.37078
-19	0.00098	0.24971	0.01033	0.40977
-18	-0.00226	-0.57313	0.00807	0.32027
-17	0.00597	1.51580	0.01404	0.55699
-16	0.00037	0.09485	0.01441	0.57181
-15	-0.00401	-1.01977	0.01040	0.41255
-14	0.00254	0.64461	0.01293	0.51322
-13	0.00370	0.93995	0.01663	0.66001
-12	0.00752	1.91156*	0.02416	0.95855
-11	0.00076	0.19406	0.02492	0.98886
-10	0.00119	0.30241	0.02611	1.03608
-9	0.00267	0.67890	0.02878	1.14211
-8	-0.00809	-2.05601**	0.02069	0.82102
-7	0.00236	0.59972	0.02305	0.91468
-6	-0.00397	-1.00788	0.01908	0.75727
-5	0.00149	0.37790	0.02057	0.81629
-4	-0.00141	-0.35888	0.01916	0.76024
-3	-0.00259	-0.65918	0.01656	0.65730
-2	0.00170	0.43070	0.01826	0.72456
-1	0.01347	3.42249***	0.03173	1.25906
0	0.02544	6.46497***	0.05717	2.26872**
1	-0.00637	-1.61930	0.05080	2.01583**
2	0.00036	0.09221	0.05116	2.03023**
3	-0.00467	-1.18562	0.04650	1.84507*
4	0.00075	0.19046	0.04725	1.87481*
5	0.00064	0.16233	0.04789	1.90017*
6	-0.00036	-0.09137	0.04753	1.88590*
7	-0.00098	-0.24808	0.04655	1.84715*
8	-0.00760	-1.93036*	0.03895	1.54568
9	-0.00015	-0.03683	0.03881	1.53993
10	0.00486	1.23577	0.04367	1.73292*
11	-0.00044	-0.11073	0.04324	1.71563*
12	-0.00706	-1.79315*	0.03618	1.43559
13	-0.00118	-0.29920	0.03500	1.38886
14	0.00337	0.85679	0.03837	1.52267
15	0.00701	1.78124*	0.04538	1.80085*
16	-0.00211	-0.53537	0.04328	1.71724*
17	0.00341	0.86695	0.04669	1.85264*
18	0.00420	1.06740	0.05089	2.01934**
19	-0.00278	-0.70554	0.04811	1.90915*
20	0.00161	0.40920	0.04972	1.97306**

주: *: 10% 수준에서 통계적으로 유의함(양측검정).
**: 5% 수준에서 통계적으로 유의함(양측검정).
***: 1% 수준에서 통계적으로 유의함(양측검정).

[그림 1] 특허취득 공시일 전후의 평균 비정상수익률(AR) 및 평균 누적 비정상수익률(CAR)



〈표 2〉 특허취득 공시일 전후의 평균 누적 비정상수익률

	[-20, -2]	[-20, 0]	[-20, 3]	[-20, 5]	[-20, 10]	[-20, 20]
평균 누적 비정상수익률	0.01826	0.05717	0.04650	0.04789	0.04367	0.04972
θ값	0.72456	2.26872**	1.84507*	1.90017*	1.73292*	1.97306**

주: *: 10% 수준에서 통계적으로 유의함(양측검정).
**: 5% 수준에서 통계적으로 유의함(양측검정).
***: 1% 수준에서 통계적으로 유의함(양측검정).

검증통계량 θ값을 보여주고 있다. 공시 20일 이전부터 이틀 전, 즉 [-20, -2]의 기간 동안 발생한 평균 누적 비정상수익률은 유의하지 않은 것으로 나타나고 있다. 그러나 [-20, 0], [-20, 3], [-20, 5], [-20, 10], [-20, 20] 등의 평균 누적 비정상수익률은 모두 적어도 5% 수준에서는 통계적으로 유의한 것으로 나타나고 있다.

특히 [-20, 10], [-20, 20]과 같이 상당한 기간에 걸쳐서도 이러한 평균

누적 비정상수익률이 통계적으로 유의한 것으로 나타난 점은 특허공시의 효과가 희석되지 않고 상당기간 유의성을 지속한다는 것을 의미한다. 우리나라와 같이 변동성이 큰 시장에서 분석대상기간이 길어질 경우, 설명할 수 없는 여타 요인들에 의한 교란이 커지므로 공시와 같은 사건이 가지는 효과가 상당 부분 희석되는 경향이 있음을 고려할 때 이는 매우 큰 의미를 가진다.

서론에서 언급한 바와 같이 시장이 효율적이라는 가정하에서는 시장이 개별 특허가 가지는 가치에 대해서 정확한 판단을 내리고 있으며, 개별 특허가 가지는 시장가치의 직접적 증대규모가 이러한 일별 수익률의 증가를 통하여 반영되고 있다고 볼 수 있을 것이다. 따라서 우리나라의 주식시장은 적어도 명시적으로 시장을 통하여 공시된 특허에 대해서는 시장가치 증대효과를 인정하고 있다고 결론지을 수 있을 것이다.

Ⅲ. 특허가 기업의 시장가치에 미치는 영향

앞 장에서는 사건연구기법과 일별 주가자료를 이용하여 특허취득 공시에 대한 시장의 즉각적 반응을 분석해보았다. 사건연구는 합리적 시장 가설하에서 여타 요인들의 간섭을 배제할 수 있는 비교적 단기간에 걸친 분석에 있어서만 유효한 방법이다. 분석기간이 길어지게 되면, 다른 요인들의 영향을 배제할 수 없게 되고, 이에 따라 사건연구 분석의 유의성이 급격히 떨어지게 된다. 따라서 연구개발과 특허의 취득을 통해 축적된 지적재산의 저량이 기업의 가치에 누적적·장기적으로 가져올 수 있는 효과는 이러한 사건연구기법을 통해서는 다루어질 수 없는 부분이다.

따라서 본장에서는 연도별 재무자료, 주가 및 특허등록자료를 이용하여 구성된 패널데이터를 바탕으로 특허가 기업의 시장가치에 미치는 영향을 보다 장기적인 관점에서 측정해보고자 시도하였다.

1. 기존 연구

우리나라의 경우 특허와 기업의 시장가치 간의 관계를 대상으로 한 연구는 연구개발투자비와 기업의 시장가치에 대한 연구에 비하여 제한적으로 이루어졌다. 가장 주된 이유는 특허에 대한 기업 차원의 데이터베이스를 구성하기 어렵기 때문일 것이다.

그럼에도 불구하고, 특허는 연구개발투자비가 설명하지 못하는 또 다른 정보, 이를테면 연구개발투자의 '성공'과 같은 사항에 대한 정보를 제공해주므로 기업의 혁신활동에 대한 본격적인 분석을 위해서는 이 분야에 대한 연구가 필수적이라 할 수 있다.

특허와 관련된 실증분석을 수행함에 있어 염두에 두어야 할 점은 특허의 출원이나 등록과 관련된 변수들이 통상 확률변수(random variable)로 구분된다는 것이다. 이처럼 특허가 확률변수로 취급되는 것은 다양한 요인에 기인한다. 첫째, Pakes and Griliches(1980)에서 지적된 바와 같이, R&D 과정을 통한 성공적 산출물의 발생여부 및 그 발생 타이밍, 그리고 이러한 산출물에 대하여 특허를 신청할지의 여부 및 신청 타이밍, 그리고 주어진 특허정책과 그에 따른 제약요건하에서의 특허취득 여부 및 타이밍에 있어 많은 임의성이 존재한다. 둘째, 등록된 특허에 내재된 기술혁신의 가치는 매우 불균형적으로 분포되어 있다고 알려져 있다. 다시 말해, 소수의 특허는 매우 높은 경제적 가치를 지니는 반면, 다수의 특허는 경제적인 측면에서 매우 낮은 가치를 지니고 있어, 특허별로 경제적 가치가 크게 다르다는 의미이다. 따라서 특정 기업이 보유한 특허의 개수 자체는 이들 특허의 가치를 효과적으로 나타내지 못한다고 볼 수도 있다. 이러한 맥락에서 경제학자들은 혁신을 측정하기 위하여 단순한 특허개수 외에도 특허에 기반한 다양한 측정단위(patent-based measures)를 개발·사용하여 왔다. 특허의 인용(citation)빈도로 가중치를 주어 도출한 개수(Trajtenberg[1990]), 등록갱신 연수(Pakes[1986], Schankerman and Pakes[1986]), 특허 그룹의 규모(특허가 출원된 국가의 개수, Putnam[1996]), 그리고 청구항의 개수 등이 그 예이다.[12)]

12) 우리나라의 경우, 특허인용(patent citation)에 대한 보고가 제도화되어 있지 않고, 등

〈표 3〉 기업가치와 특허 및 연구개발 간의 관계에 대한 기존 연구결과

연구자	대상 국가	분석 기간	R&D*	R&D 저량*	특허*
Griliches(1981)	미국	1968～74		1.0-2.0	0.08～0.25
Ben-Zion(1984)	미국	1969～76	3.4 (0.5)		0.065 (0.055)
Connolly et al. (1986)	미국	1977	7.0 (0.8)		4.4 (0.6)
Connolly and Hirschey(1988)	미국	1977	5.6 (0.6)		5.7 (0.5)
Connolly and Hirschey(1990)	미국	1977	5.7 (0.7)		5.7 (0.5)
Megna and Klock (1993)	미국 (반도체)	1977～90		0.82 (0.2)	0.38 (0.2)
Blundell et al.(1999)	영국	1972～82			1.93 (0.93)
Hirschey et al. (2001)	미국	1989～95	1.7 (0.5)	0.20 (0.06)	3.30 (0.65)
Bosworth and Rogers(2001)	호주	1996	0.772～1.42		6.13~6.71
Toivanen et al. (2002)	영국	1989～95	3.525 (0.093)		-0.333 (0.051)

주: *: 계수. ( ) 안은 추정치 표준편차.
자료: Hall(2000)에서 인용, 수정 및 신규 내용 첨부.

<표 3>은 특허와 시장가치 간의 관계를 분석한 기존의 연구결과들에 대한 요약을 제공하고 있다. 아래에서는 관련된 일부 연구들에 대하여 간략히 정리해보도록 한다.

특허와 기업의 시장가치 간의 관계에 대한 실증적 분석에서 가장 많

록갱신에 대한 자료도 별도로 관리되고 있지 않은 상황이다. 따라서 본 연구에서는 단순한 특허값을 사용하는 외에 청구항의 개수로 가중치를 구하는 방식만을 추가적으로 시도할 수 있었다.

이 인용되고 있는 Griliches(1981)의 경우, 연구개발투자 및 특허(출원)의 시차변수를 이용하여 초과(surprise) R&D 및 특허를 도출하고, 이들이 시장가치에 미치는 영향을 분석하였다. 분석의 결과, 연구개발에 대한 1달러의 투자가 (특허를 통한 효과 외에도) 장기적으로 기업의 시장가치에 2달러의 상승효과를 가져오고, 성공적 특허의 경우 약 20만달러의 가치가 있는 것으로 나타났다.

이와는 달리 Ben-Zion(1984)은 1969~76년에 걸쳐 93개 기업을 대상으로 연구를 수행한 결과, 산업별로 집계된 특허수가 개별 기업의 시장가치에 유의한 양의 효과를 가져오는 반면, 기업 자신의 특허가 가지는 영향력은 미미하게 나타남을 보이고 있다. Megna and Clock(1993)은 무형자산의 전략적 중요성이 특히 높은 것으로 인식되고 있는 반도체산업을 중심으로 무형자산의 영향력을 평가하였다. 연구개발투자와 특허가 기업의 시장가치에 대해서 유의한 설명변수로서 작용함을 보였으나, Ben-Zion(1984)과는 달리 경쟁기업의 무형자산 저량이 기업의 시장가치에 유의한 음(-)의 효과를 가지는 것으로 보고하고 있다.

Connolly and Hirshey(1988)는 Fortune 500대 기업의 경우, 예상치 못했던 특허 한 단위의 증가가 5백만달러 정도의 기업가치 상승효과를 가져옴을 보였다. 이들은 기본적으로 특허 통계가 시장가치에 영향을 미치는 경로는 정상적 특허 수준을 초과(surprising)하는 경우에 국한된다고 가정하고 있다.

Bosworth et al.(2000)은 Tobin's Q를 이용한 시장가치 방정식을 영국의 기업 패널자료를 사용하여 추정한 결과 개별 기업의 고정효과를 통제한 뒤 나타나는 시장가치와 무형자산 사이의 관계는 매우 약하게 나타나는 반면, 개별 기업의 고정효과 변화와 특허저량은 상호 간에 유의한 정의 관계를 가짐을 보였다.

Toivanen et al.(2002)은 영국의 자료를 사용한 분석결과, R&D를 함께 고려할 경우 특허가 기업의 시장가치에 오히려 부정적 효과를 미침을 보인 바 있다.

2. 모 형

본 연구는 특허를 포함한 지식자산이 기업가치에 미치는 영향을 추정하기 위한 모형을 설정함에 있어 통상적으로 가장 많이 활용되고 있는 가법적 분리 가능 선형 설정(additively separable linear specification)을 채택하였다. 아래에서는 본 연구에서 사용된 분석모형의 최종적 형태와 변수의 선정에 대한 설명을 제공하고자 한다.

먼저, 가법적 분리 가능 선형 설정의 가장 기본적인 형태는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$V_{it}(A_{it}, K_{it}) = q_{it}(A_{it} + \gamma_t K_{it})^{\sigma_t} \tag{2}$$

식 (2)에서 V는 연말을 기준으로 한 기업의 시장가치(발행주식 시가총액과 부채 장부가치의 합), A_{it}는 기업 유형자산의 현재가치(공장, 장비, 재고, 금융자산 등), K_{it}는 기업의 무형자산(지식의 저량 등), q_{it}는 기업자산에 대한 현재의 시장평가계수를 지칭한다. 또한 이 경우 q_{it}는 기업의 차별적 위험도와 독점적 위치를 반영하는 변수로 해석할 수 있다. 이를 구성하는 요소들은 구체적으로 다음과 같이 분해가 가능하다.

$$q_{it} = \exp[m_i + d_t + u_{it}] \tag{3}$$

식 (3)에서 m_i는 항구적 기업효과(permanent firm effect), d_t는 t기에 있어서의 전반적 시장효과, 그리고 u_{it}는 개별적 연차 교란항(disturbance) 혹은 오차항(error term)으로서 기업과 시간에 대하여 독립적으로 분포되어 있는 것으로 가정한다.

식 (2)에 대하여 양변의 로그를 취하면, 아래와 같은 결과를 얻을 수 있다.

$$\begin{aligned} \ln V_{it} &= \ln q_{it} + \sigma_t \ln A_{it} + \sigma_t \ln(1 + \gamma_t K_{it}/A_{it}) \\ &= m_i + d_t + \sigma_t \ln A_{it} + \sigma_t \ln(1 + \gamma_t K_{it}/A_{it}) + u_{it} \end{aligned} \tag{4}$$

이때, 마지막 항 $\ln(1 + \gamma_t K_{it}/A_{it})$는 $\gamma_t K_{it}/A_{it}$로 근사치를 상정하여 추정하는 것이 대다수의 연구에서 통상 받아들여지고 있는 방법이다.

이 경우, σ_t는 전반적인 규모효과(overall scale effect)를 나타내고, γ_t는 기업의 유형자산 대비 무형자산의 잠재가치(shadow value)를 나타낸다. 따라서 위의 식 (4)는 다시 아래와 같이 변환된다.

$$\ln V_{it} \cong m_i + d_t + \sigma_t \ln A_{it} + \sigma_t \gamma_t K_{it} / A_{it} + u_{it}$$

무형자산을 구성하는 다양한 요소들을 R_h라고 표시하고, 무형자산이 이들의 가중합이라고 가정하면 최종적으로 식 (2)의 가법적 분리 가능 선형 설정은 아래와 같이 표현되게 된다.

$$\ln V_{it} \cong m_i + d_t + \sigma_t \ln A_{it} + \sum (\delta_{ht} R_{hit}) / A_{it} + u_{it} \tag{5}$$

위 식 (5)에서 무형자산을 측정하는 변수로는 종종 연구개발투자의 유량, 연구개발투자의 저량, 초과 연구개발투자, 특허와 관련한 유량변수나 혹은 저량변수 등이 활용된다.

다음으로는 특허나 연구개발투자와 같은 무형자산변수들에 대한 설정에 관하여 알아보자. 특허에 따른 혜택은 수년간 지속될 가능성이 매우 높다. 따라서 특허의 경우 유량이 아닌 저량을 사용하는 것이 합리적이다. 특허의 저량은 통상 각 연도별 특허 유량에 15~30%의 감가상각률을 적용하여 도출한다. 예를 들어, 15%의 감가상각률을 적용할 경우 t년도의 특허저량(PS_t)은 $PS_t = 0.85 PS_{t-1} + P_t$, 즉 전기 저량과 당기 유량($P_t$)의 함수로 표현될 수 있을 것이다.[13)]

<표 4>는 기존의 연구들에서 사용되었던 설명변수들에 대하여 요약하고 있다. 우리는 일반적으로 통계적으로 밀접한 관련이 있고, 이론적으로도 일관성이 있는 통제변수들을 선택함으로써, 무형자산이 시장가치에 미치는 영향에 대하여 보다 탄탄한 추정결과를 도출해낼 수 있다. 이상의 논의에 바탕을 두고 본 분석에서 사용된 설명변수들에 대하여 알아보자. 먼저 첫번째 설명변수 그룹은 Tobin's q의 결정요인들로서, 부

13) 그러나 많은 연구에서 이러한 저량 대신 유량을 변수로 활용하는 경우가 종종 목격된다. 예를 들어, 무형자산이 고정 성장률을 가지는 식으로 무형자산의 변화가 매우 안정적인 것으로 가정할 경우, 이러한 무형자산의 저량은 당기의 무형자산 저량의 증가분(유량)과 비례하게 되므로 이러한 유량변수를 저량에 대한 대용변수로 사용할 수 있기 때문이다. 본 연구에서는 저량과 유량 모두에 대한 분석을 수행하고 있다.

〈표 4〉 기존 연구에서 사용한 설명변수

연 구 자	사용한 변수
Griliches(1981)	'초과(surprise)' R&D, 추정(predicted) R&D, '초과' 특허, 추정 특허, 시장 베타값
Ben-Zion(1984)	기업장부가치, 독점력(초과수익으로 근사), R&D, 투자, 이익, 특허, 산업 전체 특허
Connolly and Hirschey(1988)	특허, R&D, 광고비, 집중도, 매출성장률, 매출액
Megna and Klock(1993)	R&D, 경쟁사 R&D, 특허, 경쟁사 특허
Bosworth and Rogers(2001)	자산, R&D, 특허, 상표(trade mark), 디자인, 수익성 성장, 매출 성장
Toivanen et al.(2002)	a) 부채/자본, 매출변화율, 시장점유율, 시간효과, 산업효과(패널분석의 경우에는 기업효과) b) ln자산장부가치, 금융자산/총자산, 현금흐름/자산 c) R&D/자산, 특허/자산, 순투자(유형고정자산변화)/자산 d) 시장점유율×연구개발투자

채자본비율, 매출액변화율, 시장점유율, 광고비비율, 그리고 기업 및 시간효과를 포함한다. 두 번째 설명변수 그룹은 자산장부가치의 수준 및 구성요인들로서, 자산장부가액의 로그값, 유동자산비율 등이다. 세 번째 그룹은 혁신자산에 대한 것들로, 연구개발투자액 대 총자산 비율, 특허 대 총자산 비율 등으로 이루어져 있다. 또한 해당 기업의 특허 외에도 해당 기업이 속한 산업에 위치한 경쟁기업 전체의 특허 대 경쟁기업 자산합 간의 비율도 포함되었으며, 전통적인 투자로부터 혁신자산의 취득이 가능한 경우를 반영하기 위하여 유형자산변화율을 활용하였다.

특허가 통상 R&D를 투입한 결과의 산출물로 인식되기 때문에, 위와 같은 모형을 설정하는 데에는 약간의 문제 소지가 존재한다. 본 분석에서는 그럼에도 불구하고 R&D와 특허를 무형자산에 대한 상이한 척도로 파악한다. 그 이유는 특허가 이미 거래 가능한 상품인 반면, R&D는 불확실한 미완성의 단계를 지칭하기 때문이다. 물론 특허가 R&D의 산출물

인 한 편의(bias)가 발생함을 부인하기 어렵다. 그러나 현재 및 과거의 특허가 현재나 미래의 R&D의 결과는 아닐 것이므로, 과거 R&D의 일부분만이 특허저량과 관계를 맺고 있을 것이므로, 이러한 문제의 정도는 상당 부분 완화된다고 볼 수 있을 것이다.

본 연구에서는 위와 같은 과정을 거쳐 최종적으로 도출된 아래의 식 (6)에 대하여 기업효과와 시간효과를 고려한 2-way 고정효과 패널모형을 사용하여 회귀분석을 수행하였다.[14)]

$$\begin{aligned}\ln MV_{it} = {} & \alpha + \beta_1 \ln A_{it} + \beta_2 L_{it}/A_{it} + \beta_3 CF_{it}/A_{it} \\ & + \gamma_1 (D_i/E_i)_{t-1} + \gamma_2 d\ln S_{it} + \gamma_3 MS_{it} + \gamma_4 AD_{it}/A_{it} \\ & + \delta_1 (RDS_{it}/A_{it}) + \delta_2 (PS_{it}/A_{it}) + \delta_3 (CPS_{it}/CA_{it}) + \delta_4 d\ln TA \\ & + \alpha_i + \eta_t + \epsilon_{it}\end{aligned} \tag{6}$$

MV	: 기업의 시장가치(시가총액+부채)	AD	: 광고비지출
A	: 자산	RDS	: 연구개발투자(저량)
L	: 유동자산	PS	: 특허(저량)
CF	: 현금흐름	CPS/CA	: 경쟁기업 연구개발저량 총계/경쟁기업 자산총계
D/E	: 부채/자본비율	$d\ln TA$	: 유형자산변화율
$d\ln S$	: 매출액변화율	α_i	: 기업효과
MS	: 시장점유율	η_t	: 시간효과

3. 데이터

본 연구는 거래소 상장기업 중 산업분류상 제조업체로 분류되는 기업을 분석대상으로 하고 있다. 본 연구에서 사용한 특허등록 데이터는 2003년 3월 현재 대한민국 특허청에서 관리하는 국내 특허등록 데이터베이스상 등록이 지속되고 있는 자료로 이루어져 있다. 이는 곧 출원 및 등록된 적이 있더라도 데이터가 작성된 시점에 등록이 유지되고 있지 않은 데이터는 누락되었음을 의미한다. 부록의 [부도 1]은 연도별 총특

14) 임의효과 패널모형(random effects panel model)의 적용 가능성은 적어도 현재의 모형 설정에 있어서는 Hausman(1978)의 특정검정(specification test)을 통해 기각되었다.

허등록수와 국내법인의 특허등록수를 보여준다. 역시 부록의 [부도 2]는 등록된 특허들의 연도별 출원건수를 보여준다.

후반부로 갈수록 출원된 특허 중 특허를 취득한 건수의 비중이 적어지는 현상은 특허출원과 특허취득 사이에 대략 평균 3년여 정도의 시차(1997~99년도 국내법인 특허출원 기준)가 존재하기 때문에 발생하는 것으로 볼 수 있다. 즉, 2001년도에 출원된 건수 중 2003년 현재 특허를 취득한 비중은 1998년도에 출원된 건수 중 특허를 취득한 비중에 비하여 현저히 낮을 수밖에 없는 것이다. 이러한 편의 현상은 한정된 분석기간을 고려할 때 개별 기업의 특허출원 데이터를 사용한 분석 시도가 자칫 왜곡된 결과를 가져오게 될 수 있음을 의미한다. 따라서 본 연구는 특허의 등록일자별 데이터를 사용한 분석으로 그 논의를 국한하였다.

특허 및 연구개발의 저량을 구하기 위하여 매년 30%의 감가상각률을 가정하였으며, 자료의 한계를 고려하여 5년치의 시차만을 반영하였다. 특허의 경우, 이와 같은 가정하에서 구해진 t-기의 저량을 아래와 같이 표현할 수 있다.

$$PS_t = \sum_{s=0}^{5} 0.7^s P_{t-s}$$

등록 데이터의 경우 개별 특허건수마다 등록된 청구항의 개수가 사용 가능하며, 이는 특허의 경제적 가치를 가늠하는 데 있어 중요한 정보를 제공할 것으로 기대되었다.[15] 이러한 청구항을 가중치로 사용하여 특허유량 및 저량의 구성에 활용하였다. 이때 t-기의 청구항 가중합 특허등록 WP_t은 아래와 같이 표현된다.[16]

$$WP_t = \sum_{w=1}^{N} (1 + \ln w) P_{tw}$$

15) 청구항이란 특허를 출원함에 있어 해당 특허를 통해 출원자가 보호받고자 기재한 각각의 항목들을 의미하는 것으로서, 특허권에 대한 권리 분쟁 혹은 특허의 가치판단 등 모든 사안은 항상 이들 청구항을 기초로 이루어지게 된다. 따라서 이러한 청구항이 많은 특허는 그렇지 않은 특허에 비해 보호받는 범위가 넓거나 중요성이 높은 것으로 판단할 수 있을 것이다.

16) 청구항을 가중치로 사용함에 있어, 제곱근(square roots) 등을 포함한 다양한 설정을 시도해 보았으나, 분석결과에 큰 차이는 나타나지 않았다.

이때 w는 특허별 청구항의 개수, P_{tw}는 t-기에 등록된 특허 중 청구항수가 w인 경우의 수를 나타낸다. 분석에 사용된 데이터의 경우, 최대 청구항의 개수는 291개인 것으로 나타나고 있다. 따라서 t-기의 청구항 가중합 특허등록 저량은 다음과 같이 정의된다.

$$WPS_t = \sum_{s=0}^{5} 0.7^s WP_{t-s} = \sum_{s=0}^{5} 0.7^s \sum_{w=1}^{291} (1 + \ln w) P_{(t-s)w}$$

경쟁기업의 특허 관련 지표의 경우, 분석대상기업과 동일산업(2-digit)에 속한 거래소 상장 및 등록, 코스닥 등록 그리고 외부감사 기업들의 총특허수를 사용하여 도출하였다. 이때 분석대상 기업을 포함한 동일산업 전체 기업의 특허수를 사용할 수도 있으나, 이 경우 해당기업의 특허가 이중으로 계상되는 결과가 발생할 수 있으므로 해당기업의 특허를 제외한 수치를 사용하였다.

통상 특허와 관련한 데이터는 100만배로 확대하여 사용함으로써 실제 데이터를 활용한 시장가치 관계식의 추정과정에서 발생할 수 있는 계수값에 있어서의 정확도의 손실을 방지하므로, 본 연구도 그러한 관례를 따랐다.

기업의 재무자료에 관한 데이터는 한국신용정보의 기업 데이터베이스를 사용하였다. 시장점유율의 경우, 손익계산서상의 매출액 데이터를 사용하여, 동일산업(2-digit)에 속한 거래소 상장 및 등록, 코스닥 등록 그리고 외부감사 기업들의 총매출액 중 해당기업의 매출액이 차지하는 비중을 구하여 대용하였다. 이 경우 수입품의 비중이 큰 산업의 경우나 기타 비상장, 비등록, 비외감 기업들이 차지하는 비중이 큰 경우에는 실제 시장점유율보다 높은 수치를 활용하게 되는 단점이 존재한다. 따라서 본 연구에서 사용한 시장점유율의 경우, 이러한 한계로 인하여 절대적 시장점유율이라기보다는 국내기업 간 상대적 시장력의 척도라는 선에서 결과를 제한적으로 해석해야 할 것이다.

기업의 연도별 시가총액은 해당연도 최종거래일을 기준으로 한국증권거래소의 자료를 이용하였다. 기업의 시장가치는 이러한 연도 말 시가총액과 기업별 재무제표상의 부채총액을 합한 값을 활용하였다. 일부의 기존 연구, 예를 들어 Griliches(1981)나 Cockburn and Griliches(1988)

등은 시장에서 평가된 부채의 가치를 간접적인 방법을 통하여 계산해 냄으로써 분석의 정밀도를 올리려는 시도를 행한 바 있다. 그러나 이러한 시도를 통하여 얻을 수 있는 개선의 폭은 그리 크지 않은 것으로 평가되고 있다(Megna and Klock[1993] 참조). 따라서 본 분석에서는 부채의 경우에도 단순한 장부가치를 기준으로 한 값을 사용하였다.

회귀분석에 있어서 부채비율 등 일부 변수를 제외한 대부분의 변수의 경우 해당기업의 자산규모를 사용하여 표준화시킨 비율을 사용하였다. 경쟁기업의 변수들의 경우에는 경쟁기업 전체의 자산규모 합계를 사용하여 표준화를 시도하였다. 시장점유율은 통상 퍼센티지로 나타내지만, 본 분석에서는 퍼센티지가 아닌 단순 비율을 사용하였다. 부채비율의 경우에는 따로 자산을 이용한 표준화를 시도하지 않고, 통상적으로 사용되는 부채-자본총액비율을 활용하였다. 따라서 자본잠식상태에 있어 자본총액이 음수로 나타나는 관측치가 존재하는 기업은 분석대상에서 제외하였다. 또한 부채-자본비율은 정의상 종속변수인 기업가치와 동시성이 존재하므로 대신 부채-자본비율의 직전연도 값을 대용하였다.

그 외에도 일부 관측치가 결여된 경우 및 기타 오류의 발생이 의심되는 경우를 제외하여 최종적으로 1995~2002년간 상장기업 총 242개를 대상으로 한 균형패널자료(balanced panel data)를 구축・활용하였다.

부록의 <부표 3>은 이러한 과정을 거쳐 도출된 최종 변수들의 기초통계량을 정리하고 있다.

4. 분석 결과

특허청의 등록데이터[17]와 한국신용정보의 기업재무 및 비재무자료, 그리고 증권거래소의 매 연도 말 주가자료를 사용한 분석을 통하여 우리나라에서 특허등록이 기업의 가치에 미치는 영향에 대하여 몇 가지 흥미로운 사실을 확인할 수 있었다. 특허등록에 관한 분석결과를 알아보기에 앞서 먼저 기업의 시장가치를 설명하는 기타 변수들에 관한 추정치를 살펴보고, 연도별 특허등록개수를 설명변수로 이용한 분석, 그리

17) 2003년 3월 기준.

고 특허등록의 저량을 설명변수로 사용한 분석의 순으로 결과에 대한 논의를 진행하고자 한다.

첫째, <표 5> ~ <표 8>에 정리된 바와 같이 대다수 설명변수들은 사전적으로 기대한 것과 동일한 계수의 부호와 유의성을 가지는 것으로 나타났다. 보유한 유동자산의 비율, 현금흐름비율, 그리고 매출액변화율 모두 유의한 양의 계수값을 보임으로써 이러한 변수들이 기업의 가치에 대한 시장의 평가에 긍정적 요인으로 작용하고 있음을 알 수 있다. 시장점유율 변수의 계수는 <표 5>와 <표 6>에서 모형의 설정에 따라 유의성에 차이가 있긴 하지만 양의 계수값을 가지는 것으로 나타나고 있으며, 자산규모 대비 광고비지출 비율의 경우, 양의 계수값을 가지기는 하지만, 모든 설정에서 유의하지 않은 것으로 나타나고 있다.

자산 로그값의 경우, <표 5> ~ <표 8>의 모든 설정에서 0.84 전후의 매우 유의한 계수값을 보이고 있다. 이처럼 자산 로그값의 계수가 1보다 작게 나타나는 것은 기업가치가 유형자산규모에 대하여 수확체감을 나타냄을 의미하는데, 이에 대해서는 다양한 이유를 생각해 볼 수 있을 것이다. 앞서의 모형에 대한 설명에서 살펴본 바와 같이, 경쟁의 형태가 완전경쟁이 아닌 경우, 무형자산 혹은 그 외 알려지지 않은 요인들이 시장에서의 기업가치평가에 상당한 영향을 미치는 경우들이 이에 해당할 것이다. 본고에서 살펴보고 있는 부분은 일부 무형자산에 국한되어 있으므로, 그 외의 요인들에 대해서는 향후 추가적인 연구가 필요할 것으로 보인다.

반면, 전기의 부채비율은 모든 설정에서 유의한 양의 값을 가지고, 유형자산변화율은 모든 경우에 유의한 음의 계수값을 지니는 것으로 나타나고 있다. 이 두 가지 변수의 부호는 일반적 기대와는 괴리를 보이는 것이다. 전기 부채비율의 경우, 과거 자본금에 비해 부채비율을 높게 유지할 수 있는 능력이 시장에서 일종의 기업신용도에 대한 척도로 활용되었다거나 혹은 재벌계열사 여부와 같이 우리나라의 특수한 다른 변수와 관계가 있을 가능성을 생각해 볼 수 있을 것이다. 유형자산변화율의 경우 경제위기의 도래 및 그 회복과정에서 나타난 과도기적 현상의 하나일 가능성도 고려해 볼 수 있다. 이 외에도 다양한 각도에서 이러한 결과가 나타나는 이유를 생각해 볼 수 있겠으나, 이에 대한 분석은 본고

〈표 5〉 특허등록유량이 기업 시장가치에 미치는 영향

종속변수: ln(기업가치)				
	I	II	III	IV
ln(자산)	0.8441*** (0.0205)	0.8422*** (0.0204)	0.8473*** (0.0205)	0.8457*** (0.0205)
유동자산비율	0.3814*** (0.0626)	0.3799*** (0.0625)	0.3806*** (0.0626)	0.3789*** (0.0625)
현금흐름비율	0.1301** (0.0644)	0.1394** (0.0644)	0.1260* (0.0644)	0.1353** (0.0644)
전기 부채비율	0.0003** (0.0001)	0.0003** (0.0001)	0.0003** (0.0001)	0.0003** (0.0001)
매출액변화율	0.0545*** (0.0205)	0.0498** (0.0206)	0.0571*** (0.0206)	0.0525** (0.0206)
시장점유율	0.6323 (0.4115)	0.6951* (0.4115)	0.5827 (0.4122)	0.6429 (0.4119)
광고비비율	0.8681 (0.5434)	0.7513 (0.5442)	0.8309 (0.5435)	0.7025 (0.5443)
유형자산변화율	-0.1475*** (0.0454)	-0.1449*** (0.0453)	-0.1494*** (0.0454)	-0.1469*** (0.0453)
연구개발투자/자산			1.8856* (1.0629)	2.1241** (1.0641)
특허등록/자산	0.5198** (0.2531)	0.4752* (0.2532)	0.5173** (0.2529)	0.4697* (0.2530)
경쟁기업 특허등록유량계/ 경쟁기업 자산계		0.6159*** (0.2301)		0.6523*** (0.2306)
상수항	2.7101*** (0.3829)	2.7397*** (0.3823)	2.6486*** (0.3842)	2.6722*** (0.3835)
R^2	0.9672	0.9681	0.9675	0.9684
표본수	1,936	1,936	1,936	1,936

주: 1) 기업효과와 시간효과를 고려한 2-way fixed effect panel model을 사용하였음.
2) ( ) 안은 추정치 표준편차.
3) *: 10% 수준에서 통계적으로 유의함. **: 5% 수준에서 통계적으로 유의함. ***: 1% 수준에서 통계적으로 유의함.

〈표 6〉 청구항 가중합 특허등록유량이 기업 시장가치에 미치는 영향

종속변수: ln(기업가치)				
	Ⅰ	Ⅱ	Ⅲ	Ⅳ
ln(자산)	0.8438*** (0.0204)	0.8404*** (0.0204)	0.8469*** (0.0205)	0.8438*** (0.0205)
유동자산비율	0.3813*** (0.0625)	0.3784*** (0.0623)	0.3806*** (0.0625)	0.3774*** (0.0623)
현금흐름비율	0.1275** (0.0644)	0.1376** (0.0642)	0.1235* (0.0644)	0.1334** (0.0642)
전기 부채비율	0.0003** (0.0001)	0.0003** (0.0001)	0.0003** (0.0001)	0.0003** (0.0001)
매출액변화율	0.0550*** (0.0205)	0.0497** (0.0205)	0.0577*** (0.0205)	0.0526** (0.0205)
시장점유율	0.6579 (0.4111)	0.7402* (0.4105)	0.6086 (0.4118)	0.6876* (0.4110)
광고비비율	0.8744 (0.5427)	0.7311 (0.5425)	0.8375 (0.5428)	0.6846 (0.5426)
유형자산변화율	-0.1461*** (0.0453)	-0.1422*** (0.0452)	-0.1480*** (0.0453)	-0.1442*** (0.0452)
연구개발투자/자산			1.8646* (1.0616)	2.0974** (1.0599)
특허등록/자산	0.1850*** (0.0632)	0.1724*** (0.0631)	0.1838*** (0.0631)	0.1707*** (0.0630)
경쟁기업 특허등록유량계/ 경쟁기업 자산계		0.1674*** (0.0483)		0.1733*** (0.0484)
상수항	2.7139*** (0.3823)	2.7710*** (0.3814)	2.6532*** (0.3936)	2.7046*** (0.3826)
R^2	0.9674	0.9685	0.9676	0.9688
표본수	1,936	1,936	1,936	1,936

주: 1) 기업효과와 시간효과를 고려한 2-way fixed effect panel model을 사용하였음.
2) ( ) 안은 추정치 표준편차.
3) *: 10% 수준에서 통계적으로 유의함. **: 5% 수준에서 통계적으로 유의함. ***: 1% 수준에서 통계적으로 유의함.

〈표 7〉 특허등록저량이 기업 시장가치에 미치는 영향

종속변수: ln(기업가치)					
	I	II	III	IV	V
ln(자산)	0.8489*** (0.0204)	0.8404*** (0.0203)	0.8482*** (0.0205)	0.8400*** (0.0204)	0.8375*** (0.0205)
유동자산비율	0.3905*** (0.0623)	0.3753*** (0.0619)	0.3907*** (0.0623)	0.3755*** (0.0619)	0.3665*** (0.0621)
현금흐름비율	0.1156* (0.0642)	0.1384** (0.0638)	0.1155* (0.0642)	0.1383** (0.0639)	0.1476** (0.0640)
전기 부채비율	0.0003** (0.0001)	0.0003** (0.0001)	0.0003** (0.0001)	0.0003** (0.0001)	0.0003** (0.0001)
매출액변화율	0.0557*** (0.0204)	0.0491** (0.0203)	0.0551*** (0.0205)	0.0487** (0.0204)	0.0452** (0.0205)
시장점유율	0.8271** (0.4119)	0.8563** (0.4087)	0.8362** (0.4131)	0.8617** (0.4099)	0.7081* (0.4091)
광고비비율	0.8620 (0.5405)	0.6648 (0.5376)	0.8661 (0.5408)	0.6674 (0.5379)	0.6012 (0.5415)
유형자산변화율	-0.1431*** (0.0452)	-0.1452*** (0.0448)	-0.1428*** (0.0452)	-0.1450*** (0.0448)	-0.1514*** (0.0450)
연구개발투자저량/자산			-0.1899 (0.6045)	-0.1139 (0.6000)	0.1548 (0.6126)
특허등록저량/자산	0.7386*** (0.1568)	0.6040*** (0.1576)	0.7456*** (0.1584)	0.6083*** (0.1593)	
$(\text{특허등록/자산})_t$					0.3240 (0.2764)
$(\text{특허등록/자산})_{t-1}$					0.3925 (0.2871)
$(\text{특허등록/자산})_{t-2}$					0.1125 (0.3014)
$(\text{특허등록/자산})_{t-3}$					0.4387 (0.3197)
$(\text{특허등록/자산})_{t-4}$					0.3004 (0.3535)
$(\text{특허등록/자산})_{t-5}$					-0.1841 (0.3909)
경쟁기업 특허등록저량계/ 경쟁기업 자산계		0.6982*** (0.1329)		0.6975*** (0.1330)	0.7538*** (0.1334)
상수항	2.6023*** (0.3817)	2.7560*** (0.3798)	2.6159*** (0.3842)	2.7640*** (0.3823)	2.8193*** (0.3829)
R^2	0.9677	0.9687	0.9677	0.9687	0.9688
표본수	1,936	1,936	1,936	1,936	1,936

주: 1) 기업효과와 시간효과를 고려한 2-way fixed effect panel model을 사용하였음.
2) ( ) 안은 추정치 표준편차.
3) *: 10% 수준에서 통계적으로 유의함. **: 5% 수준에서 통계적으로 유의함.
***: 1% 수준에서 통계적으로 유의함.

〈표 8〉 청구항 가중합 특허등록저량이 기업 시장가치에 미치는 영향

종속변수: ln(기업가치)					
	Ⅰ	Ⅱ	Ⅲ	Ⅳ	Ⅴ
ln(자산)	0.8474*** (0.0203)	0.8377*** (0.0202)	0.8462*** (0.0205)	0.8365*** (0.0204)	0.8335*** (0.0204)
유동자산비율	0.3909*** (0.0622)	0.3741*** (0.0617)	0.3913*** (0.0623)	0.3745*** (0.0617)	0.3675*** (0.0618)
현금흐름비율	0.1098* (0.0642)	0.1348** (0.0637)	0.1094* (0.0642)	0.1344** (0.0637)	0.1420** (0.0637)
전기 부채비율	0.0003** (0.0001)	0.0003** (0.0001)	0.0003** (0.0001)	0.0003** (0.0001)	0.0003** (0.0001)
매출액변화율	0.0562*** (0.0204)	0.0518** (0.0202)	0.0552*** (0.0205)	0.0508** (0.0203)	0.0467** (0.0204)
시장점유율	0.9135** (0.4130)	0.9446** (0.4092)	0.9322** (0.4144)	0.9616** (0.4105)	0.8046** (0.4080)
광고비비율	0.8647 (0.5397)	0.6664 (0.5358)	0.8722 (0.5400)	0.6734 (0.5361)	0.5626 (0.5397)
유형자산변화율	-0.1402*** (0.0451)	-0.1422*** (0.0447)	-0.1397*** (0.0451)	-0.1418*** (0.0447)	-0.1478*** (0.0448)
연구개발투자저량/자산			-0.3457 (0.6070)	-0.3155 (0.6014)	-0.3848 (0.6194)
특허등록저량/자산	0.2104*** (0.0405)	0.1747*** (0.0406)	0.2145*** (0.0411)	0.1785*** (0.0412)	
$(\text{특허등록/자산})_t$					0.1465** (0.0682)
$(\text{특허등록/자산})_{t-1}$					0.1086 (0.0721)
$(\text{특허등록/자산})_{t-2}$					0.0467 (0.0745)
$(\text{특허등록/자산})_{t-3}$					0.1386* (0.0775)
$(\text{특허등록/자산})_{t-4}$					0.1021 (0.0881)
$(\text{특허등록/자산})_{t-5}$					0.0851 (0.1108)
경쟁기업 특허등록저량계/ 경쟁기업 자산 계		0.1536*** (0.0268)		0.1535*** (0.0268)	0.1617*** (0.0269)
상수항	2.6277*** (0.3807)	2.8053*** (0.3784)	2.6526*** (0.3833)	2.8279*** (0.3809)	2.8894*** (0.3814)
R^2	0.9678	0.9688	0.9677	0.9687	0.9687
표본수	1,936	1,936	1,936	1,936	1,936

주: 1) 기업효과와 시간효과를 고려한 2-way fixed effect panel model을 사용하였음.
2) ( ) 안은 추정치 표준편차.
3) *: 10% 수준에서 통계적으로 유의함. **: 5% 수준에서 통계적으로 유의함.
***: 1% 수준에서 통계적으로 유의함.

에서 의도한 분석의 범위를 넘어서는 것으로 보인다. 추후 보다 세밀한 연구가 필요할 것으로 판단된다.

둘째, 다양한 추정모형의 설정을 통해 연도별 특허등록개수가 기업의 시장가치에 미치는 영향을 살펴보았고, 그 결과는 <표 5>와 <표 6>에 요약 보고되어 있다. 먼저, 단순히 기업별로 (출원 후 심사를 거쳐) 신규 등록된 연도별 특허의 개수를 설명변수로 사용하여 수행된 분석의 결과는 <표 5>에 나타나 있다. 추정식 I의 경우 연구개발투자나 경쟁기업의 특허등록을 고려하지 않고 자사의 특허등록개수만을 사용하여 분석을 수행하였으며, 이 경우 자산 대비 특허등록 비율(기업의 자산규모를 사용하여 표준화한 특허등록개수의 측정 단위)은 통계적으로 유의한 양의 계수값을 가지는 것으로 나타났다. 추정식 II에서 (경쟁기업들의 자산합을 사용하여 표준화한) 경쟁기업의 신규 특허등록개수합을 함께 사용하여 분석한 경우에도 자사의 신규 특허등록이 가지는 계수는 유의한 것으로 나타났지만 계수값의 크기가 감소하였고, 경쟁기업들의 신규 특허등록합은 1% 수준에서 통계적으로 유의한 양의 계수를 가지는 것으로 나타났다.

뒤에서 살펴보겠지만, 경쟁기업들의 특허보유 수준을 나타내는 변수는 모형에서 특허등록변수로 유량 혹은 저량을 사용하는가의 여부나 단순합 혹은 청구항 가중합을 사용하는가의 여부와는 관계없이 항상 분석대상 기업의 가치에 통계적으로 유의한 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타나고 있다.[18] 이는 특허가 해당 혁신자산에 대한 일정기간의 독점적 권리임을 고려한다면 다소 의외의 결과로 비칠 수도 있을 것이다.

앞에서 기존의 연구를 살펴보면서 간략히 언급한 바와 같이 기존의 분석들에서도 경쟁기업들의 특허가 기업가치에 미치는 영향은 연구마다 상이하게 나타나고 있다. 예를 들어, Megna and Klcok(1993)에서는 경쟁기업들의 특허합이 통계적으로 유의한 음의 계수를 가지는 것으로

18) 앞서 설명한 바와 같이, 경쟁기업이란 분석대상기업과 한국표준산업분류(KSIC) 2-digit 수준에서 동일한 산업에 속한 기업들로서 거래소 상장, 코스닥 등록 그리고 외부감사 대상 기업들인 경우를 지칭한다. 산업분류가 상위수준에서 이루어짐에 따라 경쟁기업이 아닌 사실상의 협력기업으로 분류될 수 있는 경우도 상당할 것으로 예측되지만, 편의상 경쟁기업이란 용어를 사용하였다.

나타나지만, Ben-Zion(1984)의 경우에는 경쟁기업들의 특허합이 통계적으로 유의한 양의 계수를 가지는 것으로 나타나고 있다.

경쟁기업들의 특허가 기업의 시장가치에 긍정적 영향을 미친다는 사실은 여러 가지 관점에서 해석이 가능하다.

첫째, 한 기업의 특허가 동일 산업 내의 여타 기업들에도 기술적 파급효과를 미칠 수 있다는 해석이 가능하다. 실제로 특허제도 자체가 독점권의 부여를 통한 혁신 유인의 제공과 함께, 특허내용의 공개를 통해 기술의 파급을 일정 부분 의도하고 있다. 특허는 때로 원발명가가 소요한 비용보다 적은 비용으로 개량 혹은 창조적 모방이 가능할 수 있다. 또한 공개된 내용을 바탕으로 경쟁기업이 추가적 혁신을 달성하는 기반이 될 수도 있다. 물론 어느 한 기업에 의한 특허가 타 기업들이 또 다른 특허를 취득하는 것을 저해하거나 적어도 소요비용의 증가를 가져옴으로써 이들의 시장가치를 감소시킬 수도 있을 것이다. 따라서 특허취득이 이러한 경로를 통해 타 기업에 유발하는 순효과는 경우에 따라 전혀 다르게 나타날 수 있는 것이다.

둘째, 특허란 기술적 지식의 증가를 보여주는 근사치이므로 특허 관련 변수가 시장의 성장성과 같은 변수들의 대리변수로 작용하고 있을 가능성이 존재한다. 즉, 기업이 자체적으로 보유한 특허의 개수와는 관계없이 해당 기업이 속한 산업이 왕성한 그리고 성공적인 연구개발활동을 벌이고 있다는 사실은 해당 산업의 성장 가능성에 대한 신호로 작용할 수 있으며, 이러한 기대는 해당 기업의 시장가치에 긍정적인 효과를 가져올 것이다. 본 연구에서 별도로 보고하고 있지는 않으나, 경쟁기업들의 특허개수 대신 해당 기업을 포함한 동일 산업 내의 전체 기업들의 특허개수를 사용한 경우에도 유사한 결과가 도출되었다는 사실은 이러한 가설을 지지하는 것으로 볼 수 있다.

현 시점에서 이 중 어떤 관점이 옳은가에 대한 답을 구하기는 어려울 것으로 보인다. 동일 산업 내의 전체기업 특허개수를 사용하여 구성한 변수와 자사를 제외한 동일 산업 내의 타 기업 특허개수를 사용하여 구성한 변수가 0.9957의 높은 상관계수를 가지는 것으로 나타났기 때문이다. 따라서 적어도 주어진 자료상으로는 과연 이 결과가 실제의 기술적 파급효과를 통한 양(+)의 외부효과를 나타내는 것인지, 아니면 산업

의 성장성에 대한 대리변수로서의 역할을 보여주는 것인지에 대해서 엄정한 결론을 내릴 수는 없을 것으로 판단된다.

추정식 Ⅲ과 Ⅳ의 경우에는 자산 대비 연구개발투자 비율을 추가로 사용하여 동일한 분석을 행하였는데, 이 경우 연구개발투자가 유의한 양의 계수값을 가지는 것 외에 결과에 큰 변화가 나타나지는 않았다.

<표 6>은 단순한 특허등록개수를 설명변수로 사용하는 대신 청구항의 개수를 활용한 가중치를 이용하여 도출해낸 신규 특허등록의 가중합을 설명변수로 사용한 경우의 분석결과를 보여주고 있다. 이 경우 연구개발투자비율이나 경쟁기업의 특허등록은 <표 5>의 분석결과와 비교할 때 변수의 유의성에서 큰 차이를 나타내고 있지 않은 반면 기업의 자사 신규 특허등록의 계수값들은 이전의 결과에서보다 유의성 측면에서 훨씬 강화된 것으로 나타나고 있음을 알 수 있다. 앞서도 설명한 바와 같이 특허의 경제적 가치는 개별 특허에 따라 크게 다르다는 것이 일반적인 인식이고, 따라서 단순한 특허등록 여부는 개별 특허의 경제적 가치를 충분히 반영하고 있지 못할 것으로 예상할 수 있다. 이러한 맥락에서 개별 특허의 청구항들은 단순 특허통계가 가지는 미비점을 보완해줄 가능성이 있을 것으로 기대되었으며, 실제 분석결과에서 청구항 활용 가중치를 사용한 경우 변수의 유의성이 상승한 것은 이를 사실로 확인해주는 것이라고 할 수 있다.

셋째, <표 7>과 <표 8>은 앞서 사용된 연도별 신규 특허등록개수 대신 과거 5기를 포함한 총 6기의 신규 특허등록개수를 활용하여 도출한 (제한적 의미에서의) 특허자산 저량의 근사치를 설명변수로 이용한 경우의 분석결과를 보여주고 있다.

다양한 추정식을 이용하여 측정한 결과, 특허등록의 저량변수는 추정식의 설정과 관계없이 기업의 시장가치에 항상 유의하고 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타나고 있다. 특히 단순 특허등록개수로 구성된 저량을 사용한 분석의 경우, 연도별 신규등록개수만을 사용한 <표 5>의 경우와 비교할 때, 변수의 유의성이 대폭 개선되었음을 알 수 있다.

반대로 연구개발투자의 저량을 나타내는 변수의 경우에는 기업의 시장가치에 미치는 영향이 모형의 설정과 관계없이 유의하지 않은 것으로 나타나고 있다. 이러한 결과는 청구항 가중합을 사용한 <표 8>의 경우

에도 동일하게 나타나고 있다. 물론 앞서 살펴본 바와 같이 연구개발투자가 기업의 시장가치에 미치는 영향이 모형의 설정에 따라 다소 상이하게 나타나고 있으므로 단정적으로 이야기하기는 어렵다. 그러나 <표 7>과 <표 8>에 나타난 분석을 중심으로 살펴볼 때 이는 적어도 우리나라의 경우, 시장이 기업의 가치를 평가함에 있어서는 연구개발의 투입물보다는 그 산출물, 특히 특허와 같이 금전적 효과를 보장하는 가시적 결과물에 보다 큰 비중을 두고 있음을 시사한다고 해석할 수 있을 것이다.

연구개발투자비용을 지불함으로써 발생할 수 있는 미래 기대수익의 경우, 연구개발의 성공여부에 있어서 발생할 수 있는 불확실성이 매우 높다고 할 수 있다. 심지어 연구개발에 성공하더라도 이것이 반드시 경제적 이익으로 이어지게 된다고 보기에는 어려움이 있다. 따라서 시장도 기업의 가치를 평가함에 있어 다분히 이러한 불확실성을 반영할 것으로 기대할 수 있다. 다만, 본 연구에서 활용한 연구개발투자비 변수의 구성이 완전하다고 보기 어려우며, 본래 사용의 목적 또한 특허가 기업가치에 미치는 영향을 평가함에 있어서의 통제변수로 활용된 측면이 강하므로, 이러한 극단적 결론을 내리는 것은 유보함이 타당할 것이다.

추정식 V의 경우에는 I, II, III 그리고 IV에서 활용한 저량변수 대신 이를 분해한 당기 및 이전 5개 연도의 연도별 신규 특허등록개수를 설명변수로 사용하였다. <표 7>의 단순 특허등록저량변수를 사용한 분석의 경우, 이들 6개 연도의 특허등록건수 중 어느 것도 단독으로는 통계적으로 유의한 계수값을 가지지 못함을 알 수 있다. 그러나 특허별 청구항의 수를 활용한 가중평균을 핵심 설명변수로 사용한 <표 8>의 결과를 보면, 청구항 가중평균된 특허저량변수를 구성하고 있는 특허등록건수의 시차값들 중 당해연도와 3기 전 특허등록건수가 각각 통계적 유의성을 가짐을 알 수 있다.

한편 경쟁기업의 자산총계로 표준화한 경쟁기업의 특허등록변수들은 이 경우에도 역시 통계적으로 매우 유의한 것으로 나타나 앞에서의 분석결과를 확인해 주고 있다.

Ⅳ. 결 론

1990년대 정보통신산업(Information and Communication Technology)의 발전과 더불어 우리나라에서도 경제의 지속적 성장을 위해서는 기술력의 발전과 축적, 이를 위한 R&D 투자와 지적재산권의 획득이 중요하다는 인식이 새롭게 부각되기 시작하였다. 이러한 새로운 인식은 R&D 투자나 지적재산권의 획득과 같은 기업행위가 궁극적으로는 해당 기업의 생산성을 증대시킴으로써 동태적인 비교우위(dynamic comparative advantage)를 형성할 것이라는 믿음에 근거한다고 할 수 있다.

이러한 추세를 반영하여 경제학 분야에서도 경제의 장기성장을 위한 기술개발 및 기술혁신의 중요성을 강조하는 이론적·실증적 분석이 지속적으로 이루어지고 있다. 우리나라의 경우에도 연구개발(R&D)활동과 그 경제적 성과에 대한 연구는 상당부분 진척이 이루어져 왔으나, R&D의 결과물 또는 지적재산(intellectual property)으로서의 특허(patent)가 경제에 미치는 영향에 대한 연구는 큰 진전을 보지 못하였다고 할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 우리나라의 증권거래소 상장기업들을 대상으로 각 기업들이 축적한 지적재산으로서의 특허가 미시적 측면에서 기업의 시장가치에 미친 영향을 분석하고자 시도하였다.

본 연구는 기업의 특허취득활동에 대한 시장의 사전적 판단에 대한 연구로서 특허공시가 기업의 일별 주가에 미치는 영향에 대한 분석과 기업별 특허저량이 기업의 연도별 시장가치에 미치는 영향에 대한 분석으로 이루어져 있으며, 주요 내용은 다음과 같다.

먼저, 특허취득 공시에 대한 일별 주가의 반응을 통하여 평가한 경우, 기업의 특허취득이 가지는 경제적 가치가 상당히 높은 것으로 파악되었다. 특허공시가 시장에 유의한 주가상승 신호를 주는 것으로 파악되었으며, 이러한 효과는 비교적 오랜 기간(공시 후 20일)에 걸쳐서도 유지되는 것으로 나타났다.

둘째, 1995년부터 2002년까지 거래소 상장기업을 대상으로 한 분석의 결과, 기업 자신의 특허등록건수, 그리고 동일 산업에 속한 경쟁기업들의 특허등록건수 모두가 누적적으로 기업의 시장가치에 유의하고 긍

정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 경쟁기업 전체의 특허등록저량 대 경쟁기업 전체의 자산총액 비율의 경우도 기업의 시장가치에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 한 기업의 특허가 동일 산업 내의 여타 기업들에도 기술적 파급효과를 가져다 주는 결과로 해석될 수도 있으나, 반면 경쟁기업의 특허개수가 시장의 성장성 등에 대한 대리변수로 작용하고 있을 가능성 역시 존재한다. 주어진 자료상으로는 이 결과가 실제 기술적 파급효과를 통한 양(+)의 외부효과를 나타내는 것인지, 아니면 산업의 성장성에 대한 대리변수로서의 역할을 보여주는 것인지에 대해서 확정적 결론을 내릴 수는 없었다.

또한 특허를 제외한 기타 변수들은 연구개발투자비율이 많은 설정에 있어서 유의한 계수값을 가지지 못하는 것으로 나타났다. 이미 언급한 바와 동일한 이유로 이에 대하여 큰 의미를 부여하기는 어렵겠으나, 다만 시장이 아직 결과물이 도출되지 않은 단순 연구개발투자 금액 혹은 성향에 대해서보다는 확인된 결과물로서의 특허에 보다 큰 가치를 부여하는 것으로 해석할 수 있는 여지는 남겨놓아야 할 것이다. 이는 추후 다른 분석방법과 데이터를 활용한 보다 엄정한 검증이 요구되는 부분이라 하겠다.

결론적으로 본 연구에서 행해진 분석들은 우리나라의 특허제도가 가지는 유효성을 지지하는 결과들을 도출하고 있다. 그러나 이러한 연구결과를 현행 특허제도의 최적성을 지지하는 결과로 볼 수는 없다. 급속히 변화하는 경제환경 속에서 특허제도가 경제에 미치는 파급효과를 극대화하기 위하여 추후 본 연구의 분석을 토대로 보다 정치한 경제학적 분석들을 행하고 시사점을 도출하는 작업이 이루어져야 할 것이다. 이러한 추가적 연구에는 출원과 등록 간 시차에 대하여 특허의 유형 및 산업을 고려한 분석, 특허정책의 변화 방향에 대한 법경제학적 관점의 비용편익 분석, 투입요소(노동, 자본)에 대한 고용 및 보상과 특허로 평가한 무형자산 간의 관계, 기업 및 산업 특성과 특허출원, 등록으로 평가한 연구개발 효율성과의 관계, 특허 성과와 기업의 수익성 간의 관계 등이 포함될 수 있겠지만, 이 외에도 다양한 연구들이 등장할 수 있을 것이다. 이러한 경제적 분석은 기존 특허제도와 그 시행에 있어서의 유효성을 평가하고, 향후 특허제도의 나아갈 방향을 설정하는 데 있어 초

석을 제공할 것으로 기대된다.

끝으로 이러한 경제학적 분석이 가능하기 위해서는, 그리고 이를 통하여 특허제도의 정합성을 더 한층 향상시키기 위해서는 특허와 관련된 통계자료의 유지·관리에 보다 많은 역량을 기울여야 할 필요성이 대두된다. 외국의 사례와 비교해 보더라도, 매년 혹은 분기별 특허 DB의 보관, 특허 갱신자료의 보존, (제도적 개편이 요구되지만) 특허 인용자료의 구축 등은 향후 반드시 추진되어야 할 과제인 것으로 판단된다.

참 고 문 헌

김민조 · 정형찬, 「특허출원의 공시와 주식가치」, 「재무관리연구」, 제12권 제2호, 한국재무관리학회, 1995, pp.121～142.

서중해, 「우리나라 민간기업 연구개발활동의 구조변화」, KDI 정책연구시리즈 2002-08, 한국개발연구원, 2002.

조성표 · 이연희 · 박선영 · 배정희, 「R&D Scoreboard에 의한 연구개발투자와 성과의 연관성 분석」, 「기술혁신연구」, 제10권 제1호, 기술경영경제학회, 2002.

Ben-Zion, Uri, "The R&D and Investment Decision and Its Relationship to the Firm's Market Value: Some Preliminary Results," in Zvi Griliches(ed.), *R&D, Patents, and Productivity*, Chicago: University of Chicago Press, 1984, pp.299～312.

Bloom, Nicholas and John Van Reenen, "Real Options, Patents, Productivity and Market Value: Evidence from a Panel of British Firms," Institute for Fiscal Studies Working Paper 00/21, 2000.

Blundell, R., Rachel Griffith, and John Van Reenen, "Market Share, Market Value and Innovation in a Panel of British Manufacturing Firms," *Review of Economic Studies*, Vol.66, Issue 3, 1999, pp.529~554.

Bosworth, Derek, Alex Wharton, and Christine Greenhalgh, "Intangible Assets and the Market Valuation of UK Companies: Evidence from Fixed Effects Models," Oxford Intellectual Property Research Centre Working Paper 02/00, 2000.

Bosworth, Derek and Mark Rogers, "Market Value, R&D and Intellectual Property: An Empirical Analysis of Large Australian Firms," *The Economic Record*, Vol.77, No.239, 2001, pp.323～337.

Cockburn, Iain and Zvi Griliches, "Industry Effects and Appropriability Measures in the Stock Market's Valuation of R&D and Patents," *American Economic Review*, Vol.78, Issue 2, 1988, p.419～423.

Connolly, Robert, Barry Hirsch, and Mark Hirschey, "Union Rent Seeking, Intangible Capital, and Market Value of the Firm," *Review of Economics and Statistics*,

Vol.68, Issue 4, 1986, pp.567~577.

Connolly, Robert and Mark Hirschey, "Market Value and Patents: A Bayesian Approach," *Economic Letters*, Vol.27, 1988, pp.83～87.

Connolly, Robert and Mark Hirschey, "Firm Size and R&D Effectiveness," *Economics Letters*, Vol.32, 1990, pp.277~281.

Dixon, Padraig and Christine Greenhalgh, "The Economics of Intellectual Property: A Review to Identify Themes for Future Research," Oxford Intellectual Property Research Centre Working Paper 05/02, 2002.

Griliches, Zvi, "Market Value, R&D, and Patents," *Economic Letters,* Vol.7, 1981, pp.183～187.

_____, "Patent Statistics as Economic Indicators: A Survey," *Journal of Economic Literature*, Vol.28, Issue 4, 1990, pp.1661～1707.

_____, "The Residual, Past and Present: A Personal View," Harvard University, mimeo, 1994.

Griliches, Zvi, Bronwyn Hall, and Ariel Pakes, "R&D, Patents, and Market Value Revisited: Is there a Second (Technological Opportunity) Factor?" NBER Working Paper No.2624, 1988.

Hall, Bronwyn, "Innovation and Market Value," in Ray Barrell, Geoffrey Mason, and Mary O'Mahoney(eds.), *Productivity, Innovation and Economic Performance*, Cambridge: Cambridge University Press, 2000.

Hall, Robert and Charlse Jones, "Why Do Some Countries Produce So Much More Output Per Worker Than Others?" *Quarterly Journal of Economics*, 1999, pp.215~238.

Hausman, Jerry, "Specification Tests in Econometrics," *Econometrica*, Vol.46, 1978, pp.1251~1271.

Hirschey, Mark, "Inventive Output, Profitability and Economic Performance," Wisconsin Working Paper 5-82-28, 1982.

Hirschey, Mark, Vernon Richardson, and Susan Scholz, "Value Relevance of Nonfinancial Information: The Case of Patent Data," *Review of Quantitative Finance and Accounting*, Vol.17, Issue 3, 2001, pp.223~235.

Lanjouw, Jean and Mark Schankerman, "The Quality of Ideas: Measuring Innovation with Multiple Indicators," NBER Working Paper No.7345, 1999.

MacKinlay, Craig, "Event Studies in Economics and Finance," *Journal of Economic Literature*, Vol.35, 1997, pp.13～39.

Megna, Pamela and Mark Klock, "The Impact of Intangible Capital on Tobin's q in the Semiconductor Industry," *American Economic Review*, Vol.83, No.2,

1993, pp.265～269.

Pakes, Ariel, “Patents as Options: Some Estimates of the Value of Holding European Patent Stocks,” *Econometrica*, Vol.54, 1986, pp.755~784.

Pakes, Ariel and Zvi Griliches, “Patents and R&D at the Firm Level: A First Look,” NBER Working Paper No.0561, 1980.

Putnam, Jonathan, “The Value of International Patent Rights, Ph.D. Thesis, 1996, Yale University.

Schankerman, Mark and Ariel Pakes, “Estimates of the Value of Patent Rights in European Countries during the Post-1950 Period,” *Economic Journal*, Vol.96, 1986, pp.1052~1076.

Toivanen, Otto, Paul Stoneman, and Derek Bosworth, “Innovation and the Market Value of UK Firms, 1989-1995,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 64, 2002, pp.39～61.

Trajtenberg, Manuel, “A Penny for Your Quotes: Patent Citations and the Value of Innovation,” *Rand Journal of Economics*, Vol.21, Issue 1, 1990, pp.172~187.

부 록

1. 사건연구 방법에 사용된 표본 특성의 요약

〈부표 1〉 사건연구에 사용된 최종 표본의 업종별 분류

업종 구분[1)]	특허취득 공시개수	업종 구분[1)]	특허취득 공시개수
1차 금속	2	운수장비	5
가구기타제조	2	음식료품	3
건설업	4	의료정밀기기	1
고무플라스틱	2	의 약	43
기계장비	1	전기기계	2
비금속광물	10	전자통신기기	6
섬유의복	1	정유석유제품	1
소매업	2	제지출판	3
어업광업	1	화 학	11
오락문화기술서비스	3		

주: 1) 증권거래소 분류.
자료: 증권거래소.

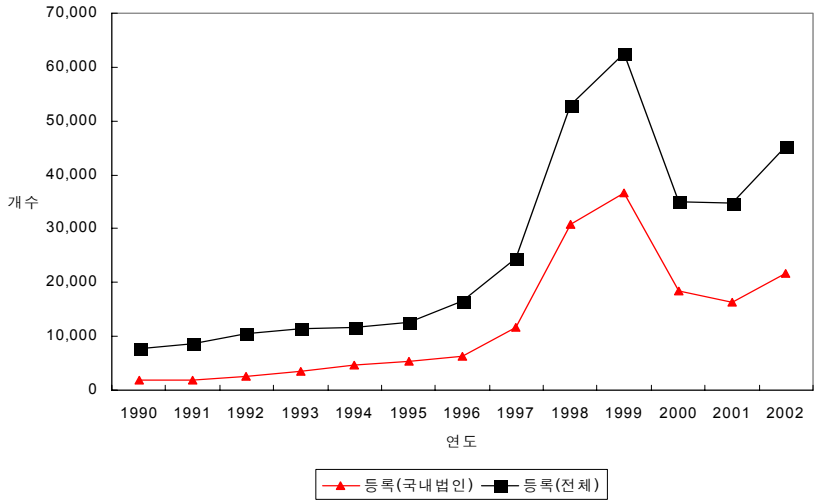
〈부표 2〉 사건연구에 사용된 최종 표본의 기초통계량

	표본수	평 균	표준편차	최 소	최 대
주가수익률	10,403[1)]	0.000479	0.044740	-0.15	0.15
시장수익률	10,403	0.000202	0.024886	-0.120188	0.085036

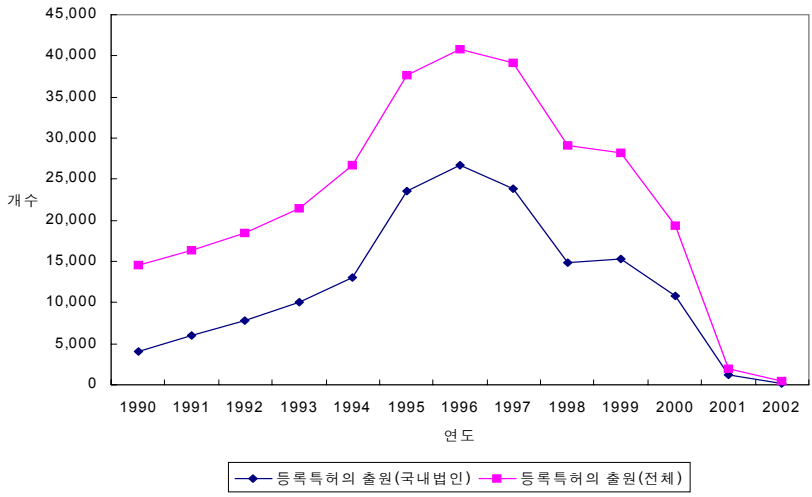
주: 1) 103개 사건 x (추정기간 60일 + 사건기간 41일).
자료: 증권연구원 일별 수정주가 데이터.

2. 우리나라 특허데이터의 특성 및 분석 표본의 특성 요약

[부도 1] 연도별 총등록수와 국내법인 등록수(등록일자별)



[부도 2] 특허취득 출원수(출원일자별)



〈부표 3〉 주요 표본의 기초통계량

연 도	평 균	표준편차	최 소	최 대
ln(시장가치)	18.9476	1.3795	15.5295	24.7852
ln(자산)	19.1369	1.3809	15.4517	24.2625
유동자산비율	0.4429	0.1559	0.0445	0.9349
현금흐름비율	0.0544	0.0867	-0.6251	0.4521
전기 부채비율	3.8886	35.9317	0.0848	1291.326
매출액변화율	0.0985	0.2369	-0.6887	2.2890
시장점유율	0.0273	0.0628	0.0002	0.5460
광고비비율	0.0092	0.0216	0	0.2989
유형자산변화율	0.0236	0.1092	-2.4566	0.6248
연구개발투자저량/자산	0.0060	0.0135	0	0.1598
연구개발투자유량/자산	0.0026	0.0065	0	0.0980
특허등록저량/자산	0.0218	0.0573	0	0.6944
특허등록유량/자산	0.0089	0.0264	0	0.4015
청구항 가중합 특허등록저량/자산	0.0847	0.2189	0	3.1150
청구항 가중합 특허등록유량/자산	0.0350	0.1040	0	1.7915
경쟁기업 특허등록저량합/경쟁기업 자산합	0.0513	0.0807	0	0.4062
경쟁기업 특허등록유량합/경쟁기업 자산합	0.0212	0.0366	0	0.2227
경쟁기업 청구항 가중합 특허등록저량합/경쟁기업 자산합	0.2372	0.3960	0	2.0244
경쟁기업 청구항 가중합 특허등록유량합/경쟁기업 자산합	0.1000	0.1798	0	1.0952

자료: 특허청 특허등록 데이터베이스(2003년 3월 현재); 한국신용정보 기업데이터.

KDI 政策研究
제26권 제2호(통권 제94호)

지방교부세의 재정형평화에 대한 연구

김 용 성
(한국개발연구원 부연구위원)

A Study on the Fiscal Equity of Local Share Tax System in Korea

Yong-seong Kim
(Associate Fellow, Korea Development Institute)

* 본 논문은 「2003년 국가예산과 정책목표」에 발표된 필자의 「지방교부세 현황과 개선방안」을 데이터 보완작업과 함께 핵심부분 분석의 심화를 통하여 더욱 발전시킨 것이다. 본 논문의 집필과정에서 자료준비와 편집에 도움을 준 김종희 연구원과 강유미 씨에게 깊은 감사를 드리며 남아 있는 모든 오류는 전적으로 필자에게 있음을 밝힌다.

• 핵심주제어: 지방교부세, 재정형평화
• JEL 코드: C21, D63, H24

ABSTRACT

The success of fiscal decentralization depends on an effective intergovernmental transfer system. This paper focuses on the Local Share Tax(LST), the primary intergovernmental fiscal transfer in Korea. The LST, by law, aims to mitigate horizontal fiscal imbalance among the local governments. As an attempt to test the fiscal equity of the LST empirically, net fiscal benefits of each county are calculated based on a simple model. While the LST contributes to horizontal fiscal measured traditional inequality indices, a geographical pattern of net fiscal benefits is observed. From these findings, the role of LST on fiscal equity needs to be carefully re-examined.

.....

성공적인 재정분권은 합리적인 세원배분과 함께 효율적인 재정지원제도에 의해 결정된다고 해도 과언이 아니다. 본 연구는 우리나라의 지방재정지원제도 중 교부금을 중심으로 그 현황과 개선방안을 살펴보았다. 현행 교부세법에 의하면 지방교부세는 지역 간 재정격차 완화를 목적으로 하고 있다. 교부세의 형평화 기능을 살펴보기 위해 각 군(郡)의 순재정편익(net fiscal benefits)을 계산하고 이를 기초로 형평화의 정도를 측정하였다. 연구결과에 따르면, 전통적인 방법으로 측정한 순재정편익의 불평등도는 매우 낮은 것으로 나타났다. 그러나 지리적 분포를 면밀히 살펴본 결과 순재정편익의 많고 적음에 따라 일정한 지리적 패턴을 보였다. 이러한 사실에 비추어 현행 교부세제도의 재정격차 완화기능을 재검토해 볼 필요가 있다.

Ⅰ. 서 론

1990년대 초 지방분권화 또는 지방자치제도가 본격적으로 도입되기 전 지방자치단체의 역할과 기능은 매우 제한적이었다. 많은 경우에 있어서, 중요한 지방재정사업이나 프로그램은 중앙정부의 기획과 검토를 거쳤으며, 각 진행단계와 성과에 있어 중앙정부의 관리·통제를 받았다. 그러나 공공경제학의 측면에서 볼 때, 주민의 자율적 의사결정이 아닌 중앙정부에 의해 지방공공서비스가 공급될 경우 지방주민의 선호도를 밀접하게 반영하는 데 한계를 지닌다.

우리나라의 중앙과 지방 간 재정관계는 1988년의 지방자치법의 개정과 1991년 지방의회의 구성, 그리고 1995년 민선자치단체장의 선출과 더불어 급격한 변화를 맞이하게 되었다. 우선 선거에 의해 출범한 지방자치단체의 공공재서비스는 중앙정부 중심의 행정에서 수요자인 지방주민의 선호 중심으로 전환하였다. 또한 248개에 이르는 지방자치단체의 지역특성에 따른 다양한 지방주민의 다양한 욕구가 분출되었다. 이러한 지방분권화의 과정은 경제학적 측면에서 공공서비스 공급자와 수요자의 거리를 좁힘으로써 보다 충실한 시장의 원리에 따른 자원배분의 효율성을 기할 수 있는 긍정적인 면을 가지고 있다. 그러나 재정책임성이 미흡한 가운데 지방행정수요가 급격히 팽창함으로써 발생한 지방재정규율의 이완은 부정적 평가도 받고 있는 것이 사실이다. 진정한 지방재정의 분권은 자율성과 책임성이 균형적으로 확대되어 가는 과정을 통하여 달성이 가능하다.

본 연구는 우리나라의 재정지원제도 가운데 가장 중요한 역할을 하는 지방교부세제도에 대해 살펴보았다. 현행 우리나라의 지방교부세는 지역 간 재정수요 차이와 재정력의 격차를 동시에 고려하는 포괄적 형태로 일정한 공식에 따라 산정 배분되고 있으며 지방 간 재정격차 완화를 목표로 하고 있다. 본 연구는 지방교부세제도의 재정형평화 기능을 분석하였다. 구체적으로 지방교부세제도하에서 각 지역의 순재정편익(net fiscal benefits)을 계산하고 이들의 분포를 살펴봄으로써 교부세의 재

정형평화를 평가하는 방법을 제시하고 있다.

본 연구에서는 지방재정에 대한 횡단면 데이터뿐만 아니라 시계열 데이터를 동시에 사용하는 패널분석을 하였으며 재정형평성을 평가하는 데 있어 전통적인 방법과 아울러 순재정편익의 지리적 분포를 적극적으로 고려하는 방법을 채택하였다.

본 연구의 결론을 간략히 소개하면 다음과 같다. 각 군(郡)의 순재정편익(net fiscal benefits)을 이용하여 전통적인 방법에 따라 측정한 순재정편익의 불평등도는 매우 낮은 것으로 나타났다. 그러나 지리적 분포를 면밀히 살펴본 결과 순재정편익의 많고 적음에 따라 일정한 지리적 패턴을 보였다. 이러한 사실은 현행 교부세의 재정격차 완화기능을 재검토해 볼 필요가 있음을 시사하는 것으로 해석된다.

본고의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 우리나라 교부세제도가 채택하고 있는 재정격차 형평화(closing the fiscal gap)에 관한 보조금 이론을 간략히 소개하였다. 제Ⅲ장에서는 우리나라의 지방재정과 교부세의 역사적·법적 배경과 추이, 그리고 현황에 대하여 간략히 소개하였다. 제Ⅳ장은 두 부분으로 구성되어 있다. 우선 순재정편익(net fiscal benefit)의 계산을 위한 단순한 모형을 제시하고 이러한 모형에 따라 횡단면과 시계열을 동시에 고려하는 패널 데이터 기법을 이용하여 각 군(郡)의 순재정편익을 계산하였다. 추정된 순재정편익을 바탕으로 전통적인 불평등도를 측정하는 방법과 지리정보학적 측면을 통한 분석을 통하여 보다 종합적인 시각에서 교부세제도의 재정형평화 기능을 평가하였다. 제Ⅴ장은 본고의 결론으로 연구의 내용과 한계점 및 정책적 제언을 서술하였다.

Ⅱ. 보조금의 이론과 지방교부세제도

1. 재정격차 형평화 보조금 이론

보조금은 종류에 따라 수입 측면의 형평화를 추구하는 재정수입 형평화 보조금(fiscal revenue equalization grant)과 지출 측면의 형평화를 중

시하는 재정수요 형평화 보조금(fiscal needs equalization grant), 그리고 수입과 지출의 차이를 모두 고려하는 재정격차 형평화 보조금(equalizing grants to close fiscal gap)으로 나누어진다.[1] 본 연구에서는 우리나라 교부세 산정의 기초가 되는 재정격차 형평화 보조금의 이론을 살펴보고자 한다.

재정격차 형평화 보조금은 재정수입 형평화 보조금과 재정수요 형평화 보조금의 특징을 결합한 보조금의 형태이다. 재정수입 또는 재정수요 형평화 보조금이 재정력이나 지출 측면만을 고려하여 결정되는 것과는 달리, 재정격차 형평화 보조금은 재정수요와 재정지출의 차이로 정의되는 재정의 부족분(fiscal gap)에 의해 결정된다. 기본적인 공공서비스 제공을 위해 필요한 재원, 즉 기준재정수요(standard fiscal needs)를 N이라 하고, 재정수입을 R이라 할 때, 가장 간단한 형태의 재정격차 형평화 보조금은 $N-R$에 따라 결정된다. 기준재정수요가 재정수입을 초과할 경우 그 부족분에 따라 재정격차 형평화 보조금이 배분된다. 그러나 재정수입이 기준재정수요를 초과할 경우에는 재정격차가 발생하지 않게 되어 재정격차 형평화 보조금이 지급되지 않는다.

대다수의 재정격차 형평화 보조금은 실제 지방세율이 아닌 표준세율을 세원에 적용한 재정수입을 사용하고 있다. 보통 표준세율은 지방세율의 평균세율로 이해되는데, 지방세율이 표준세율보다 높은 지방자치단체의 경우 보조금 결정에 있어 재정수입을 실제보다 작게 산입함으로써 보조금 산정에서 발생하는 불이익을 방지하고 있다. 표준세율을 적용한 재정수입의 일정부분(기준세율)만을 기준재정수입으로 확정하는데, 가령 기준세율이 α%(<100)일 경우 자체 수입의 증가에 따른 보조금 감소분을 작게 유지하여 지방자치단체의 재정수입 증대의욕을 유인하고 있다. 세원을 B, 표준세율을 t, 기준세율을 α라 하면 보조금 산정시 사용되는 기준재정수입(sr)은 아래의 식으로 결정된다.

$$sr_i = \alpha \times (t \times B_i) = \alpha \times R_i \qquad (1)$$

1) 각 보조금에 대한 자세한 이론은 Bennet(1982), Shah(1994), 그리고 김정훈(2000a)을 참조할 수 있다.

기준재정수요가 N_i이고 기준재정수입이 sr_i인 지방자치단체의 재정격차는 $s_i = N_i - \alpha R_i$로 결정되며 모든 지방자치단체의 재정격차를 해소하기 위해 필요한 보조금 총액은 $D = \Sigma_i(N_i - \alpha R_i)$가 된다. 그러나 재정격차 형평화 보조금을 위한 가용재원이 반드시 이와 일치하는 것은 아니며 실제 배분에 있어서는 가용액과 보조금 총액을 일치시키는 조정이 일어나게 된다. 가용액(S)과 재정격차 해소를 위해 필요한 보조금 총액 D, 그리고 S와 D를 일치시키는 조정률 β 간에는 아래의 식이 성립한다.

$$S = \beta D \quad \text{또는} \quad \beta = S/D \tag{2}$$

이때 각 지방자치단체의 최종적인 보조금은 아래와 같이 결정된다.

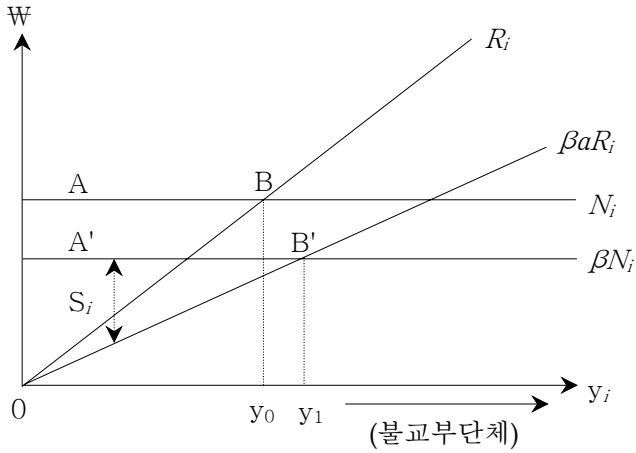
$$s_i = \beta(N_i - \alpha R_i) = \beta N_i - \beta\alpha R_i \tag{3}$$

[그림 1]은 보조금의 결정과정을 그림으로 보여주고 있다. x축은 지방자치단체의 1인당 세원을 나타내고, y축은 1인당 기준재정수요 및 기준재정수입을 나타낸다. 기본적인 공공서비스 제공에 필요한 기준재정수요액(N)은 세원과 상관없이 결정된다는 가정에 따라 가로축에 평행되게 그려져 있다. 사선 R은 재정수입을 나타내며 그 기울기는 세원과 세수의 비례적 관계를 나타내는 세율(tax rate)이 된다.

세원이 y_0보다 작은 지방자치단체의 경우 재정수입(R_i)이 기준재정수요(N_i)에 미치지 못하므로 이때 보조금은 식 (3)에서와 같이 βN_i와 $\beta\alpha R_i$의 차이인 s_i로 결정된다. 세원이 y_0와 y_1 사이에 위치한 지방자치단체의 경우 재정수입(R_i)이 기준재정수요(N)를 초과하고 있음에도 불구하고 $s_i = \beta N_i - \beta\alpha R_i > 0$이 되어 보조금을 받게 되는데 이는 기준세율의 적용에 따라 기준재정수입액이 과소평가되는 것에 기인한다. 세원이 y_1 이상의 지방자치단체의 경우 기준재정수입액이 기준재정수요액을 초과하게 되어 불교부단체가 된다.

재정격차 형평화 보조금과 관련하여 두 가지 사실에 주목할 필요가 있다. 첫째, 기준세율의 역할이다. 앞서 설명한 바와 같이 기준세율을 적용하는 목적은 각 지방자치단체의 재정수입 증대를 유도하기 위해서이다. 한편 기준세율은 보조금 지급 대상 지방자치단체의 범위를 변화시

[그림 1] 지방교부세의 배분모형



키는 결과를 가져오게 된다. 이론적으로 기준세율을 인하할수록 지방자치단체는 재정수입 증대를 꾀할 것이다. 그러나 기준재정수입액이 과소평가되어 보다 많은 지방자치단체가 보조금 대상이 되고 일부 재정적으로 여유가 있는 지방자치단체도 보조금 대상에 포함되어 재정형평화 기능은 약화된다. 결국 기준세율은 재정수입 증대유인이라는 긍정적 효과와 재정형평성 악화라는 부정적 효과를 동시에 가져오게 된다. 따라서 바람직한 기준세율의 결정은 실증분석의 문제로 귀착된다.2)

둘째, 재정격차 형평화 보조금은 도덕적 해이(moral hazard)의 가능성을 초래할 수 있다. 도덕적 해이란 지방자치단체가 지방재정상태의 악화를 중앙정부가 보전하여 줄 것이라는 계산하에 의도적으로 재정규율이나 책임성을 다하지 않게 되는 것을 말한다. 중앙정부가 재정수입을 초과하는 재정수요에 대하여 보조금을 지급할 경우 지방자치단체는 지방세수입을 줄이고 부족한 지방세수입은 중앙정부의 보조금으로 충당하려는 유인이 발생하게 된다. 그러나 지방자치단체에 대한 보조금은 중앙정부의 부담이 될 수밖에 없고 이는 궁극적으로 국민의 부담으로

2) 기준세율과 관련하여 최병호・정종필(2002)은 일률적인 기준세율을 적용하는 제도는 세수유인을 위한 효과적인 장치라고 볼 수 없으며 따라서 기준세율을 1에 가까운 값으로 인상하여 재정형평화에 보다 충실할 필요가 있다고 주장하였다.

귀착된다고 볼 때, 이러한 지방자치단체의 행위는 재정부담을 전가하는 것이 되어 경제의 효율성 측면에서 바람직하지 못한 결과를 가져오게 된다.

2. 우리나라의 지방교부세 제도

가. 지방재정의 현황

재정이론에 의하면, 이상적이고 바람직한 지방자치단체의 재정행위는 공공서비스의 공급에 따른 비용이 자체재원으로 충당될 때, 즉 조세의 가격기능이 제대로 작동할 경우에 이루어진다. 그러나 우리나라의 경우 지방자치단체의 재원이나 재정력은 매우 풍족한 지방자치단체로부터 극히 열악한 단체까지 불균등하게 분포되어 있으며, 지방자치단체의 재정수입에서 자체재원은 평균적으로 30% 정도에 머물고 있어 지방세의 가격기능을 기대하기 힘든 실정이다(표 1 참조).

[그림 2]는 지방자치단체의 열악한 재정상황의 추이를 보여주고 있다. 1990년대 초반에 도입된 종합토지세(1991년), 지역개발세(1992년)에 따라 재정자립도가 일시적으로 증가하였다가, 그 이후 꾸준히 낮아지고 있는 것을 알 수 있다. 1990년 이후 지방세 및 세외수입이 지방재정수입

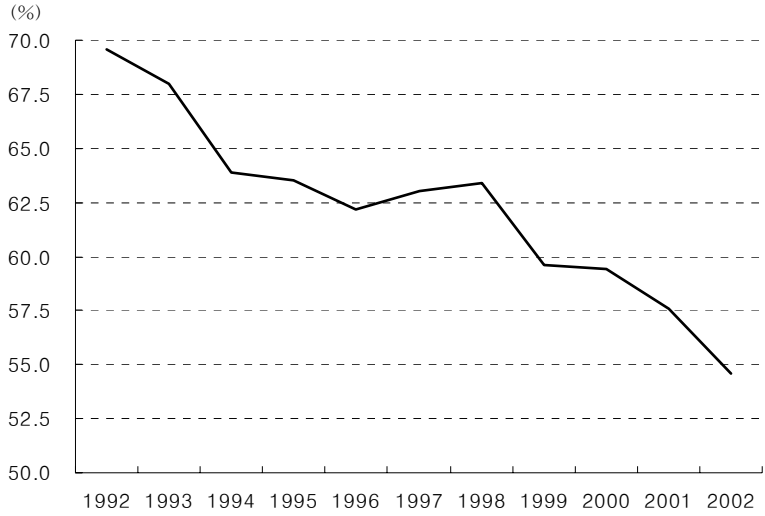
〈표 1〉 전체 세입에서 차지하는 지방자주재원의 비율(2002년)

(단위: 개)

	광역시와 도	시	군	구
< 10%	-	-	5	-
10~30%	4	21	72	4
30~50%	4	22	10	52
50~70%	2	16	4	8
70~90%	5	12	-	2
> 90%	1	1	-	3
합	16	74	90	69

자료: 행정자치부.

[그림 2] 지방자치단체의 재정자립도

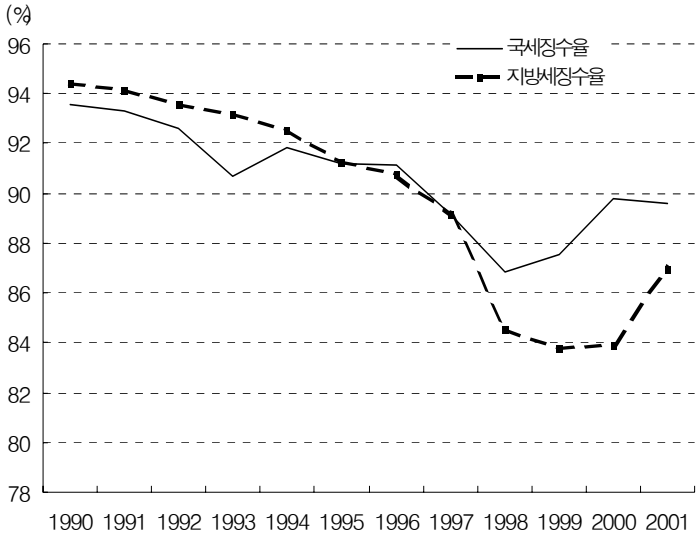


주: 재정자립도 = (지방세+세외수입)/일반회계 순계예산규모 x 100
자료: 행정자치부, 『2002 재정자립도 현황』, 2003.

에서 차지하는 비중이 낮아진 현상은 복합적인 요인에 의해 설명될 수 있다. 우선 현행 지방세는 재산세 및 보유세 위주로 구성되어 성질상 국세에 비하여 경기에 민감한 측면이 있다. 예를 들어, 1997~98년의 경우 국세수입은 3%의 감소를 보인 반면, 동 기간의 지방세수의 감소는 6.8%에 이르렀다. 따라서 재정자립도의 저하가 지방자치단체의 재정규율의 이완에서만 비롯되었다고 보기에는 무리가 있다. 또한 보유세 위주의 지방세 구조는 경기침체시 동일한 징수노력에도 불구하고 국세에 비하여 징세율이 낮게 나타나는 경향이 있음을 부인하기 힘들다.

한편 [그림 3]은 지방세 구조와 더불어 행태의 문제(behavioral problem)로 인해 재정자립도가 저하됨을 보여주고 있다. [그림 3]에서 나타나듯, 대체로 국세와 지방세의 징수율이 전반적으로 동행하는 성질을 보이고 있으며, 1995년 지방자치단체장 선거 이전에는 지방세의 징수율이 국세의 징수율을 다소 상회하는 모습을 보여주었다. 그러나 1995년 이후 지방세의 징수율이 현저히 낮아지고 있으며, 특히 지방세 징수율이 국세의 징수율을 항상 하회하는 모습을 보여주고 있다. 앞서 언급한

[그림 3] 국세와 지방세: 징수율



자료: 행정자치부, 『지방재정연감』, 각년도.

바와 같이 이러한 현상이 1997년 이후 경기하강국면에서 나타나는 구조적 요인에 의한 결과일 수도 있으나 최근 2000년 이후 경기회복기에도 지방세 징수율이 국세의 징수율에 미치지 못하고 있음을 알 수 있다. 다만 시계열상의 기간이 짧아 지방재정형태의 문제를 식별하기에는 많은 어려움이 존재한다.[3)]

열악한 지방재정상황으로 많은 지방자치단체들이 지방공공재서비스의 상당부분을 중앙정부로터의 이전재원에 의존하고 있는 실정이다. 2002년의 경우 일부 지방자치단체만이 불교부단체였을 뿐, 대부분의 지방자치단체는 재정재원의 상당부분을 중앙정부의 교부세에 의존하였다(표 2 참조). 높은 중앙정부 의존성은 지방 이전재원의 한계비용을 자체재원의 한계비용보다 낮게 만들어 지방공공재 공급에 있어 비효율성이 발생하는 문제를 일으키는 '재정착시현상(fiscal illusion)'을 초래한다.

3) 지방세 징수율이나 종합토지세 과표 현실화율의 변화로 인해 지방자치단체의 지방세수 증대노력이 약화되었다는 연구가 있다(원윤희[2001]).

〈표 2〉 2002년 지방교부세의 교부단체 및 불교부단체

(단위: 개)

	합	특별시	광역시	도	시	군
합	179	1	6	9	72	91
교부단체	169		6	8	64	91
불교부단체	10	1		1	8	-

자료: 행정자치부, 「지방교부세 산정해설」, 2002.

견실한 지방재정의 구현은 효과적인 정부 간 재정지원제도를 필요로 한다. 바람직한 재정지원제도가 갖추어야 할 최소한의 요건은 제도가 '간결(simple)하고, 포괄적(comprehensive)이며, 예측 가능(reliably predictable)'하여야 한다(Bird and Smart[2001])는 것이다. 또한 재정지원제도는 중앙정부와 지방자치단체의 수직적 불균형(vertical imbalance)과 지방자치단체 간의 수평적 불균형(horizontal imbalance)을 시정하여야 한다. 이러한 대전제를 바탕으로 이전의 많은 연구들은 효과적인 재정지원제도 설계를 위한 유용한 지침을 주고 있다.

선행 연구들에 따르면, 첫째 재정지원제도는 지방공공재 공급에 있어서 형평성과 함께 지방조세의 가격기능 왜곡을 최소화시킴으로써 경제적 효율성을 보장하는 방향으로 설계되어야 한다. 지방공공재 공급의 형평성과 관련하여 Shah(1996)는, 1인당 세입 또는 조세부담의 균등에 초점을 두는 제도(예: 캐나다)는 지방공공재 공급비용의 측면을 무시함으로써 재정형평화를 달성하기 힘들 뿐 아니라 경제적 효율성도 확보할 수 없음을 지적하였다.

둘째, 기존의 연구들에 따르면, 재정지원제도의 설계에 있어 보조금의 산정공식과 배분은 가능한 한 간결하고 예측 가능하고 투명하여야 한다. 재정지원제도는 지역과 지역 간의 재정상황이 서로 다르다는 사실에 입각하여 지역 간 재정 불균형을 해소하는 것을 목적으로 한다. 이러한 취지에 비추어, 보조금의 산정과 배분에 있어 지역적 특성과 이질성을 가능한 한 많이 고려하는 것이 당연할지도 모른다. 그러나 Bird and Smart(2001)가 지적하였듯이, 지역적 특성을 고려하기 위하여 너무

많은 측면을 산정과 배분과정에 적용할 경우 보조금제도 전체의 투명성과 책임성을 훼손할 수 있음을 간과해서는 안 된다.

셋째, 재정지원의 목적에 따라 이에 부합하는 보조금(예: 조건부, 무조건부 등)을 사용하여야 한다. 가령 재정지원사업이 국가적으로 중요한 외부유출효과(spillover effect)가 있고 사업의 편익이 지방주민에게도 귀속되는 경우 보조금의 형태는 조건부 매칭(conditional matching grant)이 적합할 것이다. 반면 지원의 목적이 일반적·통상적 경비보조일 경우 무조건적 일반보조금(unconditional general grant)이 적합하게 된다. 따라서 보조금의 사용은 목적에 따라 신중하게 선택되어야 한다.

넷째, 재정지원제도는 지방자치단체의 영향력과 통제력 밖에 있어야 한다. 만약 그렇지 않으면 지방자치단체가 징세노력을 기울이는 대신 보조금 산정과 배분의 결정과정에 영향력을 행사하여 재정수입의 증대를 꾀하게 되는 이른바 도덕적 해이(moral hazard) 또는 역인센티브(counter incentive)의 문제가 발생하게 된다. 이러한 상황하에서는 재정지원제도가 지방자치단체의 바람직하지 않은 행위를 지원하고 조장하는 제도로 전락하게 된다.

나. 지방교부세의 변천과 결정과정

우리나라의 지방재정조정제도의 시초는 1950년대 초 「지방분여세법」의 제정으로 거슬러 올라간다. 그 이후 지방재정조정제도는 많은 변천을 겪어왔다. <표 3>은 지방교부세제도와 관련법의 변천과정을 보여준다.

지방재정조정제도는 초기에는 교부세액을 소수의 특정세목의 일정비율로 결정하여 오다가 1960년대에 이르러 전기·가스세, 주세 등으로 점차 세목이 확대되었다. 1972년 8·3조치로 인하여 지방재정조정제도는 큰 전환점을 맞이하게 되었다. 우선 오일쇼크에 따른 국가경제의 긴박한 상황으로 인하여 1973년부터 지방교부세의 법정교부율을 일시 정지하고, 교부세 총액을 정부예산이 정하는 바에 따라 결정되도록 함으로써 지방자치단체에 대한 중앙정부의 통제력을 강화하였다. 8·3조치에 의해 위축되었던 지방재정은 1983년에 법정교부율을 내국세의 13.27%로 환원하고 최근에 다시 이를 15%로 인상함으로써 본격적인 재

〈표 3〉 지방교부세 변천과정

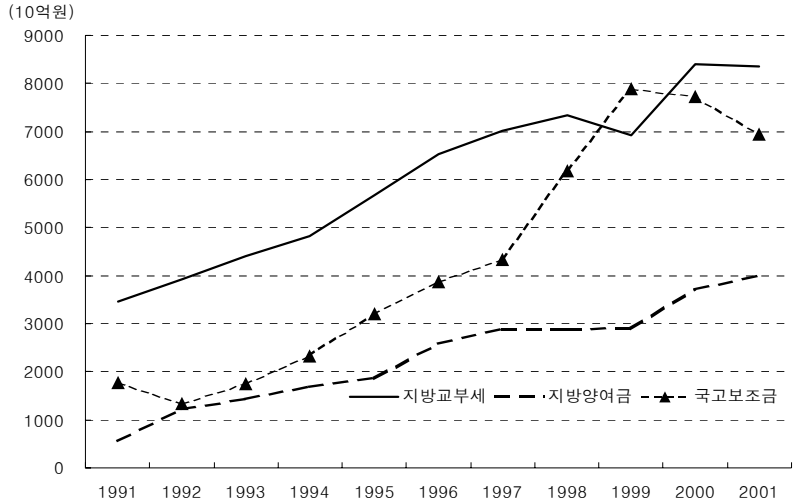
관련 법령	시행 연도	총 액	특별교부금 규모	비 고
임시 지방분여세법	1951	토세 및 영업세 예산액의 346.8/1,000~133.9/1,000 해당액	분여세 총액의 260/1,000	
지방분여세법	1952	제2종 토지수득세와 영업세의 15/100 해당액	분여세 총액의 40/100	
지방재정조정 교부금법	1954	제1종 토지수득세의 8.8/100 제2종 토지수득세의 50/100 해당액 유흥음식업의 30/100 해당액	분여세 총액의 40/100	
지방교부세법	1958	① 영업세, 유흥음식세, 입장세, 전기가스세의 40/100 해당액 ② 제1종 토지수득세의 8.8/100 제2종 토지수득세의 50/100 해당액	보통교부금 총액의 30/100	
	1962	① 영업세, 입장세, 전기가스세의 40/100 해당액 ② 주세 중 탁약주세의 85/100 해당액	총액 중 ①의 재원의 10/100	
	1966	영업세, 전기가스세, 주세(탁약주세 제외)의 50/100 해당액과 정산액(보통교부세 총액)	보통교부세 총액의 10/100 해당액	
	1968	내국세의 160/1,000 해당액 (보통교부세 총액)	보통교부세 총액의 10/100	법정률 (17.6%)
	1972. 8. 3	『경제의 안정과 성장에 관한 긴급명령』에 의하여 1973년부터 지방교부세의 법정교부율을 일시 정지하고, 교부세 총액을 정부예산이 정하는 바에 따르도록 함.		기간은 1972년부터 1982년으로 함.
	1983	내국세의 13.27% 해당액(보통교부세 총액)	교부세 총액의 1/11	
	2000	법정률을 내국세의 15%로 인상	교부세 총액의 1/11	

자료: 행정자치부, 『지방교부세 산정해설』, 2002.

정자치를 위한 기반을 마련하게 되었다.[4)]

오늘날 지방재정지원은 크게 세 가지 형태로, 즉 지방교부세, 지방양여금, 국고보조금으로 이루어지고 있다. [그림 4]는 각각의 지방재정보조금의 시간에 따른 변천과 경향을 보여주고 있다. 1990년대 초 지방교부세가 전체 지방재정지원 총액에서 차지하는 비중은 60%로 압도적으로 높았으며, 그 뒤를 국고보조금(25~30%)과 지방양여금(10~15%)이 따르고 있었다. 이러한 구성비는 1990년대 후반에 급격한 변화를 겪게 되었다. 1999~2000년의 경우 지방교부세가 전체 지방재정조정 총액에서 차지하는 비중은 40%로 감소하였으며, 지방양여금과 국고보조금은 60%로 급격히 증가하였다. 이러한 역전에 대하여 원윤희(2001)는, 1990년대 말 외환위기로 인한 지방재정의 취약성을 중앙정부가 보전하여 주는 과정에서 공식에 따른 교부세보다는 임의적 성격이 강한 양여금과 보조금을 통하여 해결하려 하였음을 보여주는 것이라 지적하였다. 이러한 지적은 외환위기 극복 이후 최근 경제의 회복과 더불어 지방양여금과 국고보조금

[그림 4] 지방교부세, 지방양여금, 국고보조금의 추이



자료: 행정자치부, 「지방재정연감」, 각년도.

4) 최근 법정교부율의 15%에서 18.3%로의 인상이 추진되고 있다.

의 비중이 줄어드는 추세를 보이는 것으로 볼 때 타당하다고 여겨진다.

교부세는 두 가지로 나누어진다. 보통교부세는 기준재정수요와 수입의 식에 따라 배분되는 일반보조금으로 교부세 전체 재원인 내국세의 15% 중 10/11에 해당하는 금액으로 운용된다. 각 지방자치단체의 교부세는 기본적으로 기준재정수요와 수입의 차이, 즉 재정격차에 의하여 결정된다. [그림 5]는 교부세의 결정과정을 도식화하여 보여준다.

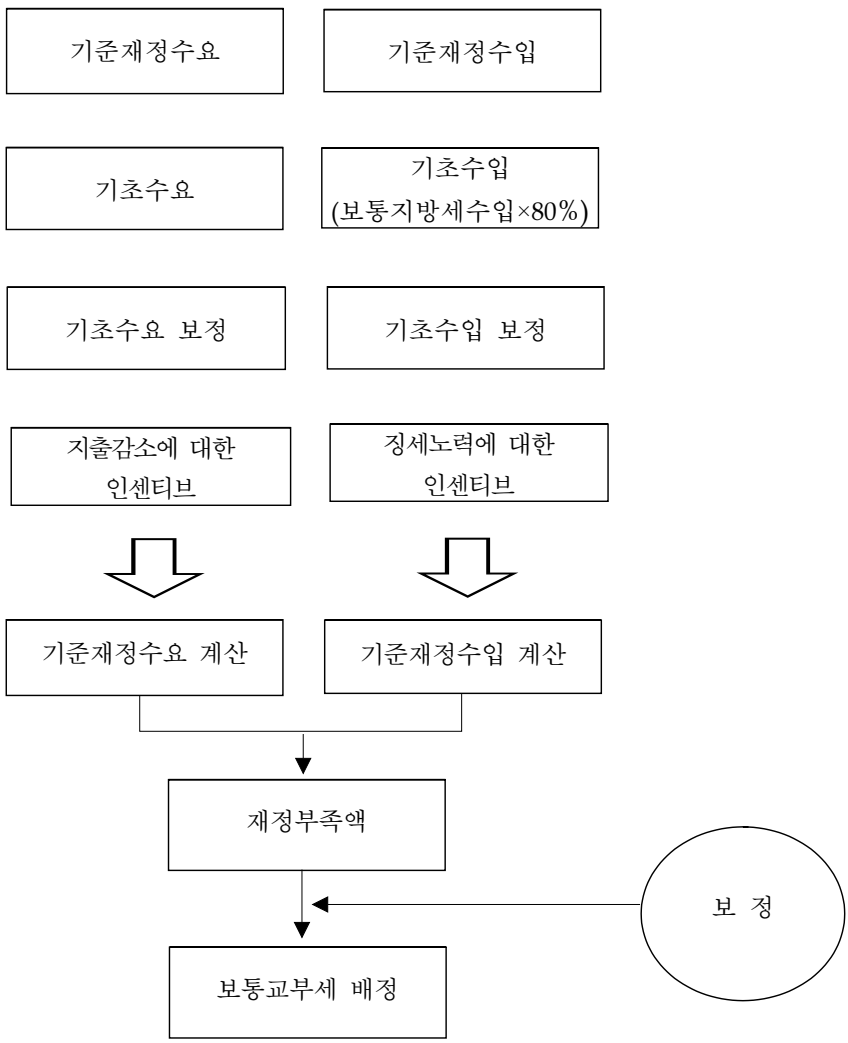
특별교부세는 교부세 총액의 1/11에 해당하는 재원으로 운영되며, 보통교부세와는 달리 공식이 아닌 중앙정부의 임의적 판단에 의하여 교부액과 배분이 결정된다(2003년 예산기준 1.2조원).[5] 특별교부세의 배분근거는 지방교부세법 제9조에서 찾을 수 있는데, 제9조는 '특별한 재정수요'에 한하여 특별교부세 사용을 허용하고 있다. 그러나 '특별한' 상황에 대한 구체적인 규정과 기준이 모호할 뿐 아니라 자의적으로 해석될 소지가 있다.

특별교부세는 주로 지방정부의 재정보전(20%), 시책사업(30%), 지역현안과 관련 재원(20%), 지역개발(20%), 재해대책(10%)에 사용되는데, 이 중 재정보전 및 지역현안 관련 사업은 형평화 역할을 담당하는 보통교부세 성격과 중복되고, 시책사업이나 지역개발사업은 국고보조금사업이나 지방양여금사업과 유사·중복되는 면이 있다. 또한 특별교부세는 구체적 교부사유, 지급액, 사후평가 및 감사결과의 보고의무가 규정되지 않아 투명성과 객관성에 많은 의문이 제기되고 있는 실정이다. 한편 재정상 부득이한 수요가 있는 경우(지방교부세법 제4조 제3항) 특별교부세 중 재정보전과 지역현안 관련 재원은 형평화 취지에 맞게 보통교부세에 통합하여 운영하고, 시책사업과 지역개발 관련 재원은 지역균형발전을 위한 재원으로 활용하는 것이 바람직하다. 이 경우 특별교부세의 역할은 재해대책 관련 부분에 한정될 것이다.

정부는 교부세 외에 별도로 증액교부금을 지급할 수 있다. 증액교부금은 부득이한 재정상 수요(예를 들어, 영국의 경우에 있어서처럼 교부율의 변경에 따른 급격한 재정수입의 변화 등)에 따라 교부되는데 현행

5) 2003년 12월 국회를 통과한 개정된 지방교부세법에 따라 2005년부터 특별교부세의 지원대상이 현행 5개에서 2개로 축소되며 재원규모도 현행 교부세 총액의 9.09%에서 4%로 줄어들 전망이다.

[그림 5] 교부세의 결정과정



증액교부금은 본래의 취지와는 달리 추가적인 재정수요를 충당하기 위하여 사용되고 있다(예: 관공서 이전비용 또는 지역개발사업 재원). 외국의 경우 재정상 부득이한 경우에 대하여 엄격하게 적용함으로써 재정규율을 확립하고 있는 사실에 비추어 우리나라의 경우도 증액교부금이 무원칙하게 배분되는 현상을 막아야 할 것으로 보인다.

Ⅲ. 교부세의 재정형평화에 대한 선행연구

본장에서는 교부세제도의 재정형평화에 대한 선행연구의 결과를 간략히 소개한다. 교부세의 형평화 효과와 관련하여 많은 연구가 있어왔으나, 다소 엇갈리는 결과를 보이고 있다.

박병희(1996), 박정수(1997)는 광역자치단체를 대상으로 교부세의 재정형평화 기능을 분석하였으며, 박완규・이종철(2001)은 시・군을 대상으로 교부세의 재정형평화 효과를 분석한 결과 재정불균등이 심화되어 교부세의 재정형평화 효과가 약함을 보였다. 또한 김정훈(2001)은 지방교부세의 평준화 계수가 지속적인 하락을 보여 지역 간 격차가 확대되는 현상을 보였다.

반면 이효(1997), 박완규(1999)는 시・군을 대상으로 한 교부세의 형평화 기능을 분석하였는데, 시의 경우 재정불균등이 심화된 것으로 나타난 반면 군에 있어서는 균등화 효과가 일부 존재하는 것으로 보고하였다. 한편 서정섭(1997)은 시를 대상으로 한 분석에서 1980~90년 기간 동안에는 재정균등화 효과가, 1994년에는 불균등이 심화되는 것으로 보고하였다. 나아가 김태일(1999), 김태일・김재홍・현진권(2001)은 시・군 모두에서 교부세의 뚜렷한 재정형평화 기능이 있음을 보고하였다.

교부세의 재정형평화 기능에 대한 상이한 연구결과는 몇 가지 요인에 기인하는 것으로 보인다. 첫째, 각 연구자의 관점에 따라 교부세가 의도하는 형평화 대상이 다를 수 있다는 점이다. 가령 박정수(1997)는, 교부세는 각 지역 간 재정력(지방세+지방교부세)의 형평화를 추구하는 것으로 이해하고 있으며, 이 경우 지방교부세는 재정력의 격차를 확대시킴으로써 형평화 기능이 미흡하다는 주장을 하였다. 반면 김태일(1999)은, 재정력만으로 지방교부세의 형평화 기능을 평가하는 것은 타당하지 않다는 인식에서 지출과 관련된 비용을 고려할 경우 교부세의 재정형평화 기능을 확인할 수 있었음을 주장하였다.

둘째, 재정지원 대상에 따라 결과가 달라질 수 있음을 보여주고 있다. 사회・경제적 측면에서 이질성이 심한 광역자치단체나 시의 경우 교부세의 재정형평화 기능이 미흡한 것으로 나타나는 경향이 있으며

(박병희[1996], 박정수[1997]), 상대적으로 동질적인 군의 경우 균등화 효과가 큰 것으로 나타나는 현상(이효[1997], 박완규[1996])을 볼 수 있다. 다만 이러한 관찰은 절대적인 것은 아니며 분석대상뿐만 아니라 분석자료의 기간에도 많은 영향을 받는 것으로 보인다(서정섭[1997]).

교부세의 재정형평화 기능을 평가하는 데 있어 본 연구와 기존 연구

〈표 4〉 지방교부세의 균등화 효과 선행 연구

선행연구	분석연도	대상	측정방법	결 과
박병희(1996)	1991~94	광역	KP지수	재정불균등 심화(1994년)
박정수(1997)	1970～95	광역	평준화계수	재정불균등 심화(1990년 이후)
이 효(1997)	1995	시・군	변이계수	시: 재정불균등 심화 군: 균등화 효과 미약
서정섭(1997)	1980～94	시	변이계수	균등화 효과 존재(1980, 1985, 1990년) 재정불균등 심화(1994년)
박완규(1996)	1994	시・군	타일지수	시: 재정불균등 심화 군: 균등화 효과
박완규(1999)	1996～98	시・군	변이계수	시: 재정불균등 심화 군: 균등화 효과
김태일(1999)	1994～97	시・군	변이계수	시・군 모두 균등화 효과 존재
박완규・이종철(2001)	1995, 1999	시・군	지니계수	시・군 모두 세입불균등 확대
김태일・김재홍・현진권(2001)	1995, 1997	시・군	변이계수	시・군 모두 뚜렷한 수평적 재정형평화 효과
김정훈(2001)	1991~2000	광역・시・군	평준화계수	지역 간 격차 확대

자료: 김정훈(2001)의 <표 IV-2>를 바탕으로 연장하였음.

의 차이점은 크게 두 가지로 볼 수 있다. 우선 본 연구는 교부세의 목적이 재정지출과 수입의 차이인 재정편익의 지역적 균등화를 궁극적인 목표로 한다는 가정에서 간단한 모형을 이용하여 재정편익을 계산하고 이를 바탕으로 형평화 기능을 평가하였다. 또한 전통적인 불균등도 지수(예: 지니계수, 변이계수, 평준화계수)가 가지는 한계점을 지적하고 재정편익의 지리적 분포까지 고려하는 방법을 채택하였다. 본 연구의 이러한 방법적인 특징은 다음 장에서 상세히 다루고자 한다.

Ⅳ. 순재정편익과 교부세의 형평화 기능 평가

1. 순재정편익 추정을 위한 모형

재정지원제도의 중요한 기능 가운데 하나는 경제적 효율성을 제고하는 것이다. 경제적 효율성 제고의 한 방법은 인구가 한 지역으로 지나치게 집중되는 경제적 유인을 줄이는 것으로 이는 지역 간 순재정편익의 형평화를 통하여 달성할 수 있다(Shah[1994]). 이해의 편의를 돕기 위하여 두 지역 A와 B를 상정하자. 지역주민의 효용(U)은 공공서비스의 소비로부터 오는 순재정편익(NB)과 사적재화의 소비로부터 오는 효용 w의 합으로 정의한다. 이를 수식으로 표현하면, A지역 주민의 효용은 $U_A=NB_A+w_A$로, B지역 주민의 효용은 $U_B=NB_B+w_B$로 나타낼 수 있다. 만약 $U_A<U_B$일 경우 경제적 동기에 의하여 A지역에서 B지역으로의 인구이동이 있게 된다. 인구이동이 더 이상 일어나지 않는 시점은 지역 간 경제적 유인이 사라지는 시점, 즉 $U_A=U_B$가 될 것이다. 만일 $U_A=U_B$이고 두 지역 간 재정편익이 다르다면 이는 두 지역 간 노동생산성에 차이가 있음을 의미한다. 노동생산성의 지역 간 격차가 존재하는 것은 노동생산성이 낮은 지역으로부터 높은 지역으로 인구를 재배치하여 전체 노동생산성의 증대를 꾀할 수 있으므로 경제의 효율성 측면에서 바람직하지 않다. 따라서 이상적인 경제에서는 지역 간 순재정편익과 노동생산성이 같게 되는 점에서 균형을 이루는 것이다($NB_A=NB_B$와 $w_A=w_B$).

순재정편익을 실증적으로 계산하는 방법은 두 가지로 생각해 볼 수

있다. 첫째는 직접적으로 지방공공재 공급의 편익과 비용을 계산하는 것이다. 이 방법의 장점은 인위적인 가정이나 모형의 설정 없이 순재정편익을 측정하게 되어 가정과 모형 설정에서 오는 오류로부터 영향을 받지 않는다는 점이다. 하지만 다양한 지방공공서비스에 대하여 개별적으로 편익과 비용을 계산해야 하며 이를 위한 광범위하고 상세한 데이터가 요구된다는 단점이 있다. 따라서 본 연구는 보다 간접적인 접근으로 1인당 재정편익의 모형을 설정하고 모형의 모수를 계량적으로 추정함으로써 순재정편익을 계산하는 방법을 택하였다. 구체적으로, g_i는 지방공공재에 대한 재정지출을, N_i는 인구를, t_i는 1인당 조세부담을, s_i는 1인당 중앙정부로부터의 재정지원액을 의미한다고 하면, 지방자치단체 i의 순재정편익 b_i는 다음과 같이 나타낼 수 있다(Boadway and Flatters[1982]).[6)]

$$b_i = u\left(\frac{g_i}{N_i^{\beta}},\ t_i\right) = \frac{g_i}{N_i^{\beta}} - t_i \quad \text{s.t.} \quad g_i = t_i N_i + s_i N_i\ . \qquad (4)$$

식 (4)에서 지역주민의 효용함수 중 사적 소비부분은 무시되었는데, 이는 모형을 단순화시킬 필요가 있었기 때문이며 또한 각 지방자치단체의 평균임금에 대한 자료가 없었기 때문이다. 식 (4)에 따르면 지역주민은 지방공공서비스로부터 g_i/N_i^{β}의 효용을 누리며 t_i의 재정부담을 비용으로 지불하게 된다. 식 (4)의 모수 β는 지방공공재의 제공에 있어서 규모의 경제를 나타내는 혼잡계수로서 0과 1 사이의 값을 가지며 지방공공재의 '공공성(publicness)'을 측정한다. 만약 지방자치단체가 공급하는 공공재가 순수공공재인 경우 β는 0이 되며, 이는 공공재 소비에 있어서 혼잡성(congestion)이나 배타성(rivalry)이 존재하지 않음을 의미한다(즉, $g_i/N_i^{\beta} = g_i$). 이와 반대로 순수 사적재화일 경우 β는 1이 된다(즉, $g_i/N_i^{\beta} = g_i/N_i$).

6) Boadway and Flatter(1982)의 모델은 기본적으로 서구국가의 재정시스템을 염두에 두고 있다. 따라서 지방세의 기능 및 세입세출의 결정과정과 조정제도가 다른 한국의 현실에 적용하는 데는 다소 무리가 있다. 다만 본고에서 고려하는 모델은 기본적인 개념을 단순화하여 보여주는 것에 의미가 있으며, 이를 한국 실정에 맞는 모형으로 변형하는 노력이 있어야 할 것으로 보인다.

지방공공재 공급비용이 전적으로 지방세 수입에 의해 충당될 필요는 없다. 식 (4)의 제약식에 나타난 바와 같이, 중앙정부는 지방재정조정제도를 통하여 지방자치단체에 보조금 $s_i N_i$을 지급함으로써 재정지출을 지원하게 된다. 모형의 단순화를 위하여 보조금의 형태(일반보조금, 조건부 보조금, 매칭·비매칭 보조금 등)에 대한 구별과 각 형태에 따라 효용함수에 미치는 상이한 결과는 논외로 한다. 주목할 점은 모형에서와 같이 1인당 보조금액 s_i가 모든 지방자치단체에 대해 동일할 필요는 없다는 것이다.[7)]

우리나라의 경우 각 지방자치단체가 지방세에 서로 다른 세율(탄력세율)을 적용할 수 있도록 법적으로 허용하고 있으나 현실적으로 탄력세율을 적용하는 경우는 매우 드물다. 특히 흥미로운 점은 일부 지방자치단체의 경우 재정수입이 기준재정수요를 초과하고 있음에도 불구하고 지방세율을 인하하지 않고 있다는 사실이다. 우리나라의 탄력세율 적용과 그 문제점에 관한 연구는 본고의 초점을 벗어나므로 이를 다루지는 않으나, 심도 있는 연구가 필요하리라 판단된다. 다만 본 연구에서는 탄력세율의 적용이 매우 드물다는 현실에 비추어 1인당 군(郡)의 지방세 부담이 일정하다는 가정하에 논의를 전개하고자 한다(표 5 참조).

〈표 5〉 1인당 지방세 부담(郡)

(단위: 개, 백만원)

연도	군수	평균	표준편차
1994	84	0.105	0.036
1995	84	0.113	0.033
1996	84	0.126	0.037
1997	84	0.128	0.036
1998	84	0.130	0.033
1999	84	0.128	0.033
2000	84	0.143	0.038

주: 평균: $\bar{t}$=0.125.
자료: 행정자치부, 『지방재정연감』, 각년도.

7) 물론 영국의 비거주세(NDR; Non Domestic Rates)와 같이 1인당 배분액이 고정되어 있어 지방자치단체 간 차이가 없는 경우도 있으며 이 경우 $s_i = s$가 될 것이다.

식 (4)에서 제약식 $\bar{t}N_i + s_i N_i$을 이용하여 이를 g_i에 대입한 후 로그를 취하면 다음의 식을 얻을 수 있다.[8)]

$$s_i = \alpha + b_i + \gamma \log N_i + \epsilon_i \ , \tag{5}$$

순재정편익이 완전 형평화되었을 경우 $b_i = b$가 성립한다. 이 경우 식 (5)의 b_i는 지방자치단체에 상관없이 항상 일정하게 되어 회귀분석에서 상수항(c=α+b)으로 취급될 수 있다. 그러나 순재정편익의 지역 간 차이가 존재할 경우, $b_i \neq b$가 되어 식 (5)를 회귀분석할 경우 γ와 함께 모든 지방자치단체에 대하여 b_i를 추정해야 한다. 이는 이론상 가능할 듯 보이나 실제로는 불가능하다. 왜냐하면 횡단면 데이터의 분석에서 관측치, 즉 지방자치단체의 수가 증가할 때마다 추정하여야 하는 모수 b_i도 동시에 증가하는 통계학적 문제(incidental parameter problem)에 직면하게 되기 때문이다.

횡단면 데이터에서 오는 제약에 따른 순재정편익 추정의 기술적 불가능은 패널 데이터를 사용함으로써 어느 정도 극복될 수 있다. 식 (5)를 패널분석을 위한 계량모형으로 나타내면

$$s_{it} = \alpha + b_{it} + \gamma \log N_{it} + \epsilon_{it} \ , \tag{6}$$

이 된다. 여기서 하첨자 t는 시간을 나타낸다. 만약 짧은 기간 동안 순재정편익의 값이 상대적으로 안정적이라고 가정하면 b_{it}=b_i로 나타낼 수 있을 것이다. 이 경우 식 (5)에서 지방자치단체 i의 t년도 1인당 재정지원액 s_{it}를 패널 형태로 나타내면 아래와 같다.

$$s_{it} = \alpha + \gamma \log N_{it} + b_i + \epsilon_{it} \ , \tag{7}$$

식 (7)은 전통적인 패널분석을 통하여 모수를 추정할 수 있으며 그 결과를 바탕으로 각 지방자치단체의 순재정편익(b_i)을 구할 수 있다.

그러나 식 (7)을 단순히 회귀분석할 경우 몇 가지 문제점이 발생한다. 첫째, s_{it}가 인구에 의해서만 결정되느냐 하는 의문이 생긴다. 물론

8) 식 (5)의 구체적인 도출방법은 부록을 참조하라.

지역의 인구규모가 교부세 결정에 있어서 중요한 변수임에 틀림이 없으나, 현실적으로 인구 이외에 많은 변수들이 s_{it}의 결정요인으로 고려되고 있다. 특히 지방자치단체의 면적(S)과 낙후도(F)는 교부세 결정에 있어 중요한 변수로 고려된다.

인구는 사회·경제적 수준이 낮은 지역에서 높은 지역으로 이동하므로 지역이 처한 상황은 인구규모에 결정적 영향을 미치게 된다. 또한 지역의 사회·경제적 상황은 교부세 결정에 있어 중요한 변수로 작용하고 있다. 이러한 사실이 시사하는 바는 만약 식 (7)에서 낙후도를 통제하지 않을 경우 γ가 편향 추정됨을 의미하고 이를 바탕으로 계산된 재정편익은 신뢰성을 잃게 되는 결과를 가져온다는 것이다. 따라서 식 (7)은 이들을 포함하는 아래의 계량모형으로 설정되어야 할 것이다.[9)]

$$s_{it} = \alpha + \gamma \log N_{it} + \lambda S_i + \phi F_{it} + \eta_{it} \tag{8}$$

낙후도를 포함할 경우 추가적인 문제점이 발생한다. 각 지방자치단체의 경제적 수준을 평가할 수 있는 소득이나 소비수준 등 대부분의 통계자료가 부재하여 식 (8)에서 지역의 사회·경제적 낙후성을 대표하는 적절한 변수(F)를 찾기가 매우 힘들다는 것이다. 현실적인 대안으로 한국개발연구원의 『예비타당성조사 표준지침』에 수록된 지역낙후도를 사용하는 방법을 생각해 볼 수 있으나 과연 지역의 복잡한 사회·경제적 상황을 정확히 대변하고 있는가에 대해서는 의문의 여지가 있다. 이를 계량분석과 연결하여 생각하면 측정오차(measurement error)로 인하여 식 (8)의 모수가 편향 추정될 가능성을 시사한다. 구체적으로 F 대신 불완전한 F'을 사용하여 회귀분석을 한다고 하자. 이때 두 변수의 관계는 F'=F+ξ로 표시될 수 있으며, ξ는 F' 부정확성과 관련된 측정 오차이다. 이를 식 (8)에 대입하면 아래와 같이 된다.

$$\begin{aligned} s_{it} &= \alpha + \gamma \log N_{it} + \lambda S_i + \phi(F'_{it} - \xi_{it}) + \eta_{it} \\ &= \alpha + \gamma \log N_{it} + \lambda S_i + \phi F'_{it} + (\eta_{it} - \phi \xi_{it}) \end{aligned} \tag{8'}$$

이때 Cov[F'_{it},($\eta_{it} - \phi\xi_{it}$)]= -ϕvar(ξ_{it})이 된다. 따라서 계량모형에 있

9) 이러한 문제점을 지적해주신 익명의 논평자에게 감사드린다.

어 직교성(orthogonality)이 보장되기 위해서는 낙후도가 교부세 결정의 중요한 변수가 아니든지(즉, ϕ=0) 또는 측정오차가 없는(즉, var(ξ_{it})=0) 경우인데 두 조건 모두 현실적인 가능성이 희박하다.

지역낙후도를 추가하는 데 따르는 문제점을 해결하기 위하여 본 연구는 도구변수(IV; instrument variable)로서 각 지역에서 최근접 광역시까지의 거리(D)를 사용하였다. D는 지역의 낙후성과 일정한 상관관계를 가질 것으로 예상할 수 있다. IV로서 D의 사용은 다음의 장점을 가진다. 첫째, D는 현행 교부세 산정시 고려되는 사회·경제적 요인에 영향을 받지 않을 뿐 아니라, 낙후도를 통하여 교부세 결정과정에 영향을 미칠 뿐 다른 직접적인 경로를 통하여 교부세 결정에 개입할 가능성은 희박하다. 둘째, D는 거리를 나타내는 지리적인 변수로서 측정에 있어 오차가 발생할 여지가 작다는 장점을 가진다.

다만 IV로서 D의 장점에도 불구하고 지리적 변수의 특성상 경제적 현상을 설명하는 데 있어 지나치게 단순화하는 문제가 발생할 수 있다. 가령 서울로부터 일정한 거리에 위치한 지방자치단체의 낙후도와 광주로부터 동일한 거리에 위치한 지방자치단체의 낙후도는 많은 차이가 있을 수 있다. 이러한 현상을 고려하지 않을 경우 IV로서의 D의 장점은 반감되게 된다. 본 연구에서는 D와 최근접 광역시의 민간소비지출을 함께 고려하였다. 최근접 광역시의 민간소비 지출을 사용한 이유는 지방자치단체의 직접적인 경제상황을 파악할 수 있는 통계자료가 부재한 현실에서 인접한 지역의 소비지출 수준이 파급효과(spillover effect)를 통하여 지역경제와 가장 연관이 깊을 것이란 판단에서 비롯되었다.[10)]

본 연구에서 사용한 IV는 우선 한국개발연구원의 『예비타당성조사 표준지침』에 수록된 지역낙후도를 최근접 광역시까지의 거리(D)와 민간소비지출 수준(C)에 회귀분석한 후 그 결과에 의해 추정된 낙후도의 예측치(fitted value)를 사용하였다.

10) 민간소비지출 대신 소득(GRDP)을 사용하는 방법을 생각해 볼 수 있으나 지방경제에 미치는 영향은 최근접 광역시의 소득보다 실질적으로 지출이 일어나는 곳과 더욱 연관이 깊을 것으로 판단되었다. 예를 들어, 2001년 울산광역시의 1인당 GRDP는 25,871천원으로 서울의 2.3배에 달하였으나 1인당 소비지출은 서울(7,887천원)보다 낮은 6,926천원에 불과하였다. 지역 간 소득과 소비지출에 대한 상세한 논의는 문형표(2003)를 참조할 수 있다.

$$F_i = \psi + \theta_1 \log D_i + \theta_2 \log C_i + \nu_i \quad (9)$$

F는 그 값이 클수록 지역의 상황이 좋은 것으로 해석되며 작을수록 열악한 것으로 해석되고 있다.[11] 표본에 사용된 군(郡)의 경우 지역낙후도의 평균과 표준편차는 -0.531과 0.330으로 나타났으며, 최댓값은 0.578(양주군), 최솟값은 -1.153(신안군)으로 나타났다.

최근접 광역시까지의 거리가 멀수록 F는 작은 값을 가질 것으로 예상되며 실제 추정한 결과를 보면 θ_1=-0.098(sd=0.026)로 나타났다. 한편 최근접 광역시의 민간소비지출이 클수록 파급효과에 따라 인근 지방자치단체의 경제적 상황에 긍정적 영향을 미칠 것으로 예상되며 실제 추정한 결과 모수값은 θ_2=0.136(sd=0.040)으로 나타났다. 회귀분석의 결과를 바탕으로 계산된 낙후도의 예측치($\hat{F}$)와 지역낙후도(F)의 상관계수는 corr($\hat{F}$,F)=0.454로 나타났다.

식 (9)로부터 구한 $\hat{F}$를 IV로 사용하여 식 (8)을 회귀분석하였다. 앞서 설명한 바와 같이 식 (8)에서 지역낙후도 F를 사용할 경우 식 (8')에서 보듯이 F와 오차항 간에 상관성이 존재할 가능성이 있다. 그러나 $\hat{F}$는 정의상 오차항과의 상관성이 존재하지 않으며 동시에 F와의 연관성을 유지하고 있어 IV로 사용할 경우 편향 추정의 문제점을 해결할 수 있다.

<표 6>은 회귀분석의 결과를 보여주고 있다. 비교를 위하여 식 (7)과 「예비타당성조사 표준지침」에 수록된 지역낙후도를 이용하여 식 (8)을 추정한 결과와 낙후도 IV를 사용하여 식 (8)을 재추정한 결과를 함께 제시하였다.

회귀분석 결과 인구의 추정모수가 모두 음(陰)의 값을 가지는 것으로 나타나 1인당 지방교부세가 인구수에 대하여 역비례한다는 많은 연구결과를 확인시켜주고 있다(김정훈[2001]). 인구의 추정모수와 관련하여 보다 흥미로운 사실은 이를 이용한 혼잡계수의 추정에 있다. 혼잡계수와 인구의 추정모수 간의 관계는 다음의 식을 통하여 구할 수 있다(부록 참조).

---

11) 엄밀한 의미에서 한국개발연구원의 「예비타당성조사 표준지침」에 수록된 지역낙후도는 지역발전도라고 하는 것이 옳은 것으로 판단된다. 참고로 전국적으로 서울이 2.933으로 가장 높은 반면 전라남도 신안군이 -1.153으로 가장 낮다.

〈표 6〉 교부세 추정결과(郡): 패널 임의모형(random effect model)

변수	추정모수		
	(1)	(2)	(3)
log(인구)	-0.0517+++ (0.0026)	-0.4289+++ (0.0019)	-0.0487+++ (0.0021)
log(면적)		0.0064+++ (0.0019)	0.0110+++ (0.0022)
지역낙후도(F)[1]		-0.0148+++ (0.0026)	
지역낙후도($\hat{F}$)[2]			-0.0224+++ (0.0062)
R^2	0.6928	0.7689	0.7456
혼잡계수(β)	0.586	0.656	0.0610

주: 1) 지역낙후도는 값이 작을수록 지역상황이 열악한 것을 반영.
2) 도구변수(거리와 민간소비지출)를 사용한 지역낙후도.
+++는 1%에서 유의성(significance)을 나타냄.

$$\hat{\beta} = 1 + \hat{\gamma}/\bar{t}, \tag{10}$$

식 (10)에 <표 5>에 나타난 1인당 평균 지방세 부담액을 대입하여 구해본 결과 혼잡계수는 0.586~0.656으로 나타났다.[12] 이러한 혼잡계수의 크기는 우리나라의 경우 일반 지방재정에서 교육 및 경찰 등이 제외되어 있다는 점을 감안할 때 일반적으로 이러한 기능을 포함하는 외국의 경우와 직접적으로 비교하기 힘든 측면이 있다.

면적의 경우 추정모수가 모든 식에서 통계적으로 유의한 양(陽)의 값을 가지는 것으로 나타나 추정식에 포함된 제 변수의 크기가 동일할 경우 지방자치단체의 면적이 클수록 1인당 지방교부세가 증가하는 것을 알 수 있다. 이러한 관계는 기준재정수요 결정시 생활환경개선비, 주택 및 지역개발비 등의 항목에서 면적을 명시적으로 고려하고 있는 현행 교부세 산정공식을 고려할 때 당연한 결과이다.

12) Kim(2003)의 실증 연구결과에 의한 추정값은 0.55로 본 연구의 추정값에 비해 다소 낮게 나타났다.

지역의 낙후도는 현행 교부세 산정공식의 보정단계에서 지방교부세 결정과정에 영향을 미치게 된다. 지방교부세법 제7조 3항은 보정이 필요한 경우를 세 가지로 열거하고 있는데, 첫째 도서・벽지지역 등 특수성을 고려할 필요가 있을 경우, 둘째 낙후지역 개발 등 균형발전을 촉진하기 위하여 필요한 경우, 셋째 획일적인 교부세 산정공식의 적용에서 오는 불합리한 측면을 해소할 필요가 있을 경우로 명시하고 있다.

그러나 보정과정에 있어서 복잡성 및 불투명성과 관련하여 많은 문제점이 제기되고 있으며 많은 연구가 뒤따랐다. 우선 회귀분석의 결과를 볼 때 지역낙후도와 관련된 추정모수가 모두 음(陰)의 값을 가지므로 지역의 사회・경제적 상황이 열악할수록(즉, 지역낙후도의 값이 작을수록) 교부세가 증가하는 것으로 나타났다. 그러나 이러한 관계가 과연 보정의 궁극적인 목적인 재정편익을 형평화하는 기능을 성공적으로 수행하고 있음을 보여주는 것인가에 대한 의문은 여전히 남게 되며 이에 대한 평가는 후술하고자 한다.

지역낙후도와 관련하여 계량학적으로 흥미로운 사실은 한국개발연구원의 『예비타당성조사 표준지침』에 수록된 지역낙후도를 사용하여 식 (8)을 추정한 모수가 -0.0148로 나타났으며 이를 거리와 민간소비지출로 IV화한 경우 추정모수는 -0.0224로 나타나 두 추정모수 간에 차이가 존재한다는 점이다. 이러한 사실은 한국개발연구원의 『예비타당성조사 표준지침』에 수록된 지역낙후도가 불완전한 지표일 가능성을 보여주고 있다. 즉 식 (8')에서 보듯이 낙후도가 측정오차를 포함하는 변수(error-ridden variable)일 경우 낙후도와 오차항 간에 음(陰)의 상관관계(Cov[F'_{it},($\eta_{it}-\phi\xi_{it}$)]= -ϕvar(ξ_{it}))가 존재하게 되고, 측정오차로 추정된 모수($\hat{\phi}$)와 불편추정치(ϕ) 사이에 아래의 관계가 성립한다.

$$E(\hat{\phi}) = \frac{var(F)_{|*}}{var(F')_{|*}}\phi \tag{11}$$

여기서 $var(F)_{|*}$와 $var(F')_{|*}$는 F와 F'의 조건부 분산을 의미한다. F'=F+ξ의 관계에서 $var(F')_{|*}>var(F)_{|*}$이 성립하여 $\hat{\phi}$는 불편추정치에 비하여 0에 가까운 값($\phi<\hat{\phi}<0$)을 가지게 된다. 그러나 IV를 사용할 경우 낙후도와 오차항 간의 상관관계는 발생하지 않고 식 (11)에서와 같

은 편향추정이 일어나지 않는다. IV에 의한 추정모수를 불편추정치로 간주하고 『예비타당성조사 표준지침』에 수록된 지역낙후도의 정보 대교란신호의 비율(signal to noise ratio; SNR=$var(F)/var(\xi)$)을 구해보면 1.947이 되어 『예비타당성조사 표준지침』에 수록된 지역낙후도 분산의 약 33.9%가 측정오차에 의한 것으로 짐작할 수 있다.

2. 순재정편익의 측면에서 본 교부세의 형평성 평가

<표 6>에서 F의 IV를 사용한 회귀분석의 결과를 이용하여 아래의 식에 따라 각 군의 순재정편익을 계산하였다.

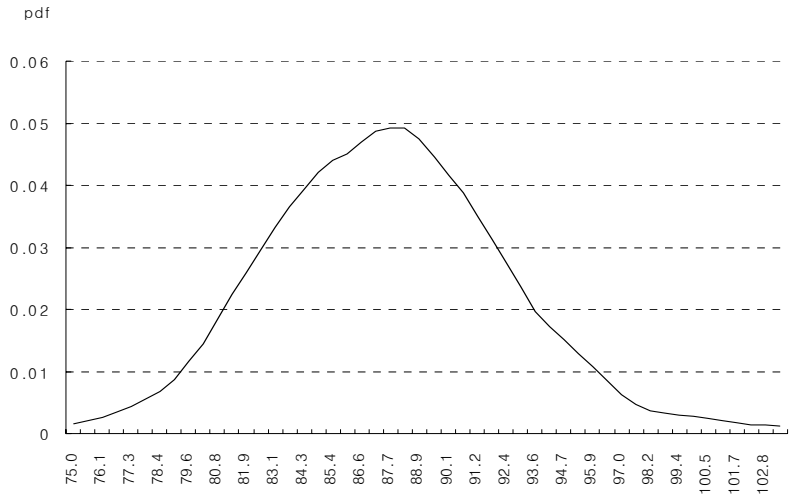
$$\hat{b}_i = \bar{s}_i - (\hat{\alpha} + \hat{\gamma}\log\overline{N}_i + \hat{\lambda} S_i + \hat{\phi}\hat{F}_i) \tag{12}$$

여기서 $\overline{N}_i = \Sigma_t N_{it}/T_i$를 의미한다. 식 (12)는 일견 복잡하게 보일 수 있으나 그 내용을 살펴보면 매우 간단하다. 우선 우변의 항은 회귀분석 결과에 따른 잔차항(residuals)임을 알 수 있다. 즉, 잔차항(η_{it})은 순재정편익이 고정효과(fixed effect)의 형태를 가지는 $\eta_{it}=b_i+\psi_{it}$의 모습으로 나타나므로 이를 시간의 경과에 따라 평균할 경우 E(η_{it})=E(b_i)+E(ψ_{it})가 된다. 여기서 오차항은 정의에 의해 E(ψ_{it})=0이므로 결국 E(η_{it})=E(b_i)가 된다. 식 (12)는 표본의 잔차항을 시간의 경과에 따라 평균할 경우 순재정편익을 구할 수 있음을 보여준다.

[그림 6]은 식 (12)에 의해 계산된 1994~2000년의 각 군의 1인당 평균 순재정편익의 분포를 보여준다. [그림 6]에 나타난 군의 경우 순재정편익의 평균은 87.6만원이고 표준편차는 4.6만원으로 78.3만~96.9만원(평균±2×표준편차)의 범위에 순재정편익의 94.6%가 포함될 정도로 밀집된 분포를 가진다. 불균형도를 나타내는 방법으로 흔히 사용하는 지니계수의 경우 그 값이 0.029에 불과하여 순재정편익이 매우 균등하게 분포되어 있음을 뒷받침한다.

기존의 연구는 지방교부세의 형평화 기능을 측정하는 데 있어 전통적인 방법인 변이계수, 지니계수, 집중지수, K-P지수를 사용하였다. 그러나 기존의 연구가 가지는 한계는 재정편익의 지역적 균형을 살펴보는

[그림 6] 순재정편익(net fiscal benefits)의 분포(郡)(1994~2000년)



데 한계를 가진다는 사실이다.

순재정편익의 형평화 기능에서 지리적 분포가 중요한 이유를 살펴보기 위해서 다음의 가상적 상황을 생각해보자. 논의의 편의를 위하여 여섯 개의 지방자치단체가 지리적으로 일직선상 왼쪽에서 오른쪽으로 위치하고 있다고 하자. 그러면 직선상의 지리적 분포는 $\{L_1, L_2, L_3, L_4, L_5, L_6\}$이다. 즉, L_2는 L_1 및 L_3와 인접하고 있으며 L_1과 L_6는 지리적으로 가장 먼 곳에 위치하고 있다. 여기서 가상적 순재정편익의 분포 {1, 2, 3, 4, 5, 6}과 {1, 3, 6, 2, 5, 4}를 가정하자. 우선 지니계수로 측정된 두 개의 가상적 순재정편익의 불평등도는 같음을 알 수 있다. 그러나 첫 번째의 경우 지방자치단체의 지리적 위치가 왼쪽에서 오른쪽으로 이동하면서($L_1 \rightarrow L_6$) 재정편익이 증가하고 있는 반면, 두 번째의 경우는 재정편익의 크기에 있어 일정한 지리적 패턴을 찾기 힘들다. 이상의 예는 일부 지역의 순재정편익이 타 지역에 비하여 전반적으로 높게 나타나는 현상을 보인다면, 비록 지니계수로 측정된 불균등지수의 값이 같아도 순재정편익이 형평화되었다고 보기 힘들다는 사실을 보여준다.

한 가지 중요한 사실은 지방교부세의 지리적 패턴과 재정형평화 기능 간의 관계이다. 최근접 광역시까지의 거리가 멀수록 지역의 낙후정도가

심하고 교부세의 산정시 이를 고려하여 보정할 경우 광역시에서 가까운 군(郡)들은 1인당 교부세가 작고 먼 군(郡)들은 교부세가 클 것이므로 교부세의 지리적 상관관계가 뚜렷할 것을 예상할 수 있다.[13] 이러한 교부세의 지리적 패턴은 재정편익의 형평화를 위해 당연한 현상이다.

여기서 분명히 하여야 할 점은 교부세의 지리적 패턴과 순재정편익의 지리적 패턴이다. 즉, 최근접 광역시까지의 거리와 낙후정도가 일정한 상관관계가 있을 때 재정형평화를 위하여 교부세는 일정한 지리적 패턴을 지닐 수밖에 없다. 그러나 지방자치단체의 지출액과 교부세와 지방세의 부담으로 결정되는 순재정편익은 교부세가 재정형평화 기능을 성공적으로 수행할 경우 지리적 상관성이 미약해야 됨을 의미한다. 이는 식 (12)에서 순재정편익이 낙후도 IV를 포함하는 회귀분석의 결과에 따른 잔차항에서 구해지고 있다는 사실로도 알 수 있다.

순재정편익의 지리적 분포를 살펴보기 위하여 각 군의 순재정편익을 지도상에 표시하였다. [그림 7]을 시각적으로 살펴볼 때 접경지역(강원북부와 경기 북부)과 산악지역(태백산맥과 소백산맥), 내륙의 군들이 상대적으로 재정편익이 낮은 형태를 보이고 있다.

재정편익의 지리적 패턴을 보다 체계적으로 보기 위해 다음과 같은 공간 가중치 행렬(SWM; spatial weight matrix)을 정의하였다. N개의 지방자치단체가 존재할 경우 SWM은 N×N의 행렬이 되며 i열과 j행의 요소(element)는 w_{ij}로 표시된다. 여기서 w_{ij}는 지방자치단체 i와 j의 지리적 상황을 보여주는데, 만약 i와 j가 근린(近隣) 지역일 경우 w_{ij}=1이고, 그렇지 않은 경우는 w_{ij}=0으로 정의하였다.[14]

SWM을 이용한 순재정편익의 지리적 패턴은 아래의 Moran's I 통계치에 의해 나타낼 수 있다(Moran[1948]).

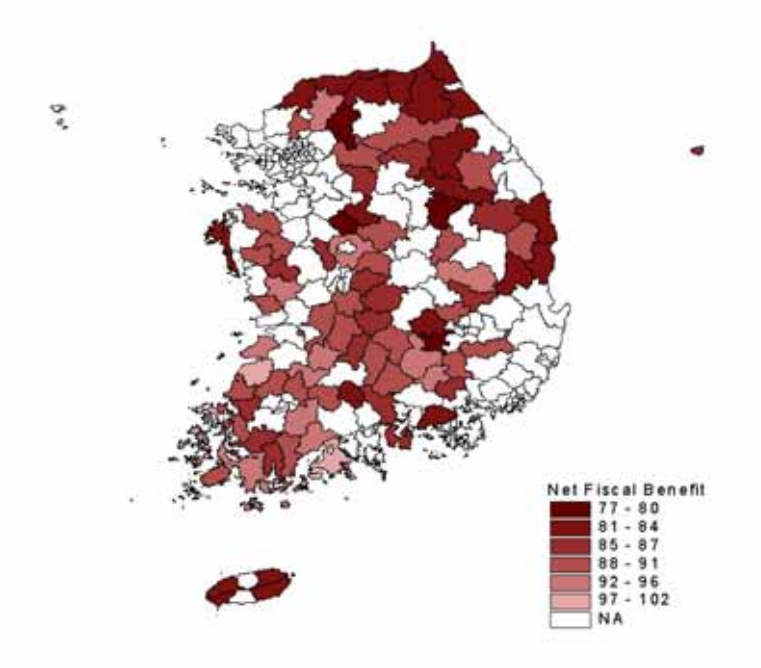
$$I = (N/S_0)[\Sigma_i \Sigma_j w_{ij} z_i z_j]/\Sigma_i z_i^2, \tag{13}$$

여기서 $z_i = b_i - \bar{b}$ 이고 $S_0 = \Sigma_i \Sigma_j w_{ij}$이다.

13) 본 연구결과의 지리적 상관성의 해석에 있어 날카로운 지적을 해주신 익명의 논평자에게 깊이 감사드린다.

14) 본 연구에서 사용된 SWM은 1차적 근린성(first-order contiguity)에 바탕을 둔 SWM이다. 근린성과 관련한 다양한 SWM의 형태는 Anselin(1988)을 참조할 수 있다.

[그림 7] 순재정편익의 지리적 분포: 郡



순재정편익이 지리적으로 일정한 패턴을 보이지 않을 경우 Moran's I의 기댓값은 E(I)= -1/(N－1)에 근사하게 된다. Moran's I의 값이 커질수록(즉, I>E(I)), 순재정편익은 정(正)의 지리적 자기상관성(positive spatial autocorrelation)을 가지게 된다. 정(正)의 지리적 자기상관성을 본 연구와 관련지어 생각해 보면 지역 i의 순재정편익이 인접한 지역 j의 순재정편익과 유사한 값을 가지게 될 확률이 높다는 것을 의미한다. 즉, 순재정편익이 높은 지역은 높은 지역끼리, 낮은 지역은 낮은 지역끼리 지리적으로 밀집된 분포를 보이게 된다. 이와 반대로 I<E(I)이면 부(負)의 지리적 자기상관성이 존재하게 되고, 이 경우 높은 순재정편익을 가진 지역 i와 낮은 순재정편익을 가진 지역 j가 서로 인접하게 되는 경향이 나타난다. 지리적인 패턴이 없다는 귀무가설하에서 Moran's I는 z통계치를 따르는 것으로 알려져 있으며 이를 이용하여 지리적 자기상관성에 대한 가설검증을 수행할 수 있다.

만약 현행 지방교부세제도가 재정형평화 기능을 성공적으로 수행한

〈표 7〉 지리적 자기상관성(Moran's I): 郡

변 수	I	E(I)	sd(I)	z	p-value
순재정편익	0.129	-0.012	0.086	1.636	0.051

다면, 지역 간 순재정편익과 지리적 근접성 간의 상관관계는 약해야 한다. 반대로 재정형평화의 기능이 미약할 경우, 순재정편익이 일정한 지역에 따라 군집되어 나타나는 모습을 보이게 될 것이다. [그림 7]에 나타난 지리적 순재정편익 분포도의 Moran's I를 구해본 결과 I는 0.129의 값을 가졌으며 z-통계치는 1.63으로 나타났다(표 7 참조).

<표 7>의 결과에서 Moran's I가 양(陽)의 값을 가지는 것으로 나타나 순재정편익의 과다에 따라 지리적으로 일정한 패턴을 보이고 있음을 시사하고 있다. 비록 Moran's I의 값이 5%의 유의수준에서 매우 근사(近似)한 값으로 기각되었으나(p-value=0.051) 10%의 유의수준을 적용할 경우 통계학적으로 유의미한 값을 가진다.

이상의 결과는 지역 간 격차 해소를 위한 교부세의 취지에 비추어 많은 시사점을 주고 있다. 즉, 지역 간의 재정격차 완화를 목적으로 교부세의 성과를 평가하기 위한 대부분의 연구에서 사용한 전통적인 불균형도 측정방법은 미흡하다는 사실이다. 순재정편익을 측정하여 본 결과 지니계수가 0.029로 나타나 완전평등에 가까운 수치를 보였다. 그러나 지리적 분포를 고려할 경우 지니계수로 측정된 낮은 불평등도에도 불구하고 지리적 자기상관성을 측정하는 Moran's I가 양(陽)의 부호를 가짐으로써 순재정편익의 많고 적음에 따라 일정한 지리적 패턴을 보이는 것으로 나타났다. 이러한 사실로 비추어 현행 교부세제도가 형평화 기능을 성공적으로 수행하고 있다고 단정하기 힘들다. 특히 위의 결과는 군 단위의 재정편익분석을 통해서 얻어진 것이며, 군의 경우 다른 지방자치단체에 비하여 상대적으로 동질적인 표본으로 볼 수 있음을 감안할 때 자치구 및 시의 순재정편익을 연구에 포함시켜 분석할 경우 교부세의 형평화 기능은 더욱 낮게 나타날 것으로 예상된다. 이를 위한 포괄적인 후속 연구가 있어야 할 것이며 더불어 현행 교부세의 재정격차 완화 기능을 재검토해 볼 필요가 있다.

V. 요약 및 결론

지난 10년간 지방자치시대와 함께 진행된 지방분권은 최근 참여정부의 주요 국정과제로 선정될 만큼 많은 관심과 기대 속에 추진되고 있다. 이제 지방분권은 사치스러운 선택의 문제가 아니라 절박한 과제로 다가왔으며, 이는 과거 수십 년간 진행되어온 수도권 집중화와 지방공동화 현상을 더 이상 방치할 경우, 이로 인한 막대한 경제적 비용이 수도권과 지방의 공멸을 가져올 수 있다는 절박한 위기의식에서 출발하였다.

지방분권의 핵심에는 지방의 균형적인 사회·경제적 발전과 재정분권이 자리잡고 있다. 특히 재정분권은 중앙과 지방 간 기능과 사무를 분산하고, 이에 상응하는 재원확보와 집행을 통하여 재정의 효율성을 높이는 것을 말한다. 그리고 그 과정에서 공공서비스 공급자와 수요자의 거리가 좁혀지고 자원배분이 보다 충실한 시장의 원리에 따라 이루어짐으로써 효율성이 제고된다는 긍정적인 측면을 가진다. 반면 재정책임성이 미흡한 가운데 지방행정수요가 급격히 팽창할 경우 흔히 나타나듯이 지방재정규율이 이완될 수 있다는 부정적 측면도 가지고 있는 것이 사실이다. 따라서 건전한 지방재정의 분권은 자율성과 책임성이 균형적으로 확대되어 가는 과정을 통하여 달성될 수 있다. 성공적인 재정분권은 합리적인 세원배분과 함께 효율적인 재정지원제도에 의해 결정된다고 해도 과언이 아니다.

본 연구는 우리나라의 지방재정지원제도 중 교부세를 중심으로 그 현황과 재정형평화 기능을 살펴보았다. 특히 군(郡)의 경우 지방교부세가 전체 재정수입에서 차지하는 비중이 매우 높고, 또한 대부분의 군이 지방교부세를 수령하고 있는 현실을 감안하여, 군 단위의 재정문제에 초점을 두고 실증적 분석을 시도하였다.

지방자치단체의 기본적인 행정수요를 위한 재정지원을 목적으로 하는 일반교부세의 형평화 기능을 살펴보기 위해 각 군(郡)의 순재정편익(net fiscal benefits)을 계산하였다. 연구결과에 따르면, 전통적인 방법으로 측정한 순재정편익의 불평등도는 매우 낮은 것으로 나타났으나 지리

적 분포를 면밀히 살펴본 결과 순재정편익의 많고 적음에 따라 일정한 지리적 패턴을 보였다. 이러한 사실은 현행 교부세의 재정격차 완화기능을 재검토해 볼 필요가 있음을 시사하는 것으로 해석된다.

참 고 문 헌

김동건, 「외국의 지방재정 개선노력－미국 및 호주 사례－」, 『행정논총』, 1993.
김정훈, 『지방교부세의 구조분석 및 개선방안』, 한국조세연구원, 1999.
_____, 『국고보조금 개편방안』, 한국조세연구원, 2000a.
_____, 『지방자치환경의 변화에 따른 지방재정조정제도의 개편방안』, 한국조세연구원, 2000b.
_____, 『지방교부세의 형평화 효과에 관한 연구』, 한국조세연구원, 2001.
김태일, 「지방교부세의 수평적 재정형평화 효과분석: 측정방법에 대한 논의를 중심으로」, 『한국행정학보』, 1999.
김태일・김재홍・현진권, 「지방재정조정제도의 수평적 재정형평화 효과」, 『한국지방재정논집』, 2001.
문형표, 「지역간 형평성과 재정분권화」, 문형표(편), 『2003년도 국가예산과 정책목표』, 한국개발연구원, 2003.
박병희, 「지방재정조정제도의 균등화 및 역진화 효과분석」, 『공공경제』, 1996.
박완규, 「지방교부금 배분방식의 개선방안」, 『재정논집』 1990.
_____, 「지방자치단체의 재정변수에 대한 실증분석」, 『재정논집』, 1996.
_____, 「지방교부세제도와 조정교부금제도의 조정률 비교연구」, 『재정논집』, 1999.
박완규・이종철, 「우리나라 지방재정 불균등의 실태와 원인분석」, 『재정논집』, 2001.
_____, 「지방교부세 산정방식에 대한 연구」, 『한국지방재정논집』, 2002.
박정수, 「지방교부세의 형평화 및 재분배 효과분석」, 『재정금융연구』, 1997.
서정섭, 『도시자치단체의 재정격차 결정요인분석과 개선방안』, 한국지방행정연구원, 1997.
안영훈, 『1997년 영국 지방자치단체의 구조개편에 관한 고찰』, 한국지방행정연구원, 1998.
원윤희, 「분권화와 재정의 대응과제」, 강문수・이혜훈(편), 『2001년도 국가예산과 정책목표』, 비봉출판사, 2001.
이효, 『국가와 지방자치단체간의 재원배분에 관한 연구』, 한국지방행정연구원 1997.
최병호・정종필, 「보통 교부세에 있어서 세수노력 및 재정형평화에 대한 기준

세율과 수입인센티브제도의 효과』, 『공공경제』, 2002.
한국지방행정연구원, 『주요 선진국의 지방재정제도 비교 연구』, 2002. 9.
행정자치부, 『2002 재정자립도 현황』, 2003.
_____, 『지방재정연감』, 각년도.
_____, 『지방교부세 산정해설』, 2002

Anselin, L., *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Kluwer Academic Publishers, 1988.

Bennet, R. J., *Gentral Grants to Local Governments*, Cambridge University Press, 1982.

Bird, R. M. and M. Smart, "Intergovernmental Fiscal Transfers: Some Lessons from International Experience," International Tax Program Rotman School of Management University of Toronto, 2001.

Boadway, R. and F. Flatters, "Efficiency and Equalization Payments in a Federal System of Government: A Synthesis and Extension of Recent Results," *Journal of Canadian Economics*, 1982.

Kim, Junghun, "Local Government Finance and Bond Market Financing in Korea," Korea Institute of Public Finance, 2002a.

_____, "Population Size and Equalization Grants: A Comparative Study of Korea, Japan, and the United Kingdom," paper presented in KALF 2002 Conference, 2002b.

_____, "Expenditure Assignment in Korea: Does It Spur Regional Concentration?" A Joint Conference of World Bank, 2003.

Ma, Jun, "Intergovernmental Fiscal Transfer: A Comparison of Nine Countries (Cases of the United States, Canada, the United Kingdom, Australia, Germany, Japan, Korea, India, and Indonesia)," Macroeconomic Management and Policy Division Economic Development Institute, The World Bank, 1997.

Moran, P., "The Interpretation of Statistical Maps," *Journal of Royal Statistical Society*, Vol.10, 1948, pp.243~251.

Shah, Anwar, "The Reform of Intergovernmental Fiscal Relations in Developing and Emerging Market Economies," 1994.

_____, "A Fiscal Need Approach to Equalization," The World Bank, 1996.

William, H. G., *Econometric Analysis*, Prentice Hall, 2000.

Winkler, Donald R., "The Design and Administration of Intergovernmental Transfers," World Bank Discussion Papers, 1994.

부 록

본문의 식 (4)에 제약식 $g_i = t_i N_i + s_i N_i$를 대입하면

$$b_i = \frac{g_i}{N_i^{\beta}} - t_i = \frac{t_i N_i + s_i N_i}{N_i^{\beta}} - t_i. \qquad \text{(A1)}$$

지방세 부담이 일정하다는 가정하에 $t_i = \bar{t}$라 두고 식 (A1)을 정리한 다음 양변에 로그를 취하면 아래 식을 얻는다.

$$b_i + \bar{t} = \frac{\bar{t} + s_i}{N_i^{\beta-1}}. \quad \rightarrow \log(b_i + \bar{t}) = (1-\beta)\log N_i + \log(s_i + \bar{t}) \qquad \text{(A2)}$$

테일러 근사법(Taylor series)에 의해 x의 다항식 $f(x)$를 x_0에서 전개하면 $f(x) \simeq f(x_0) + f'(x_0)(x - x_0)$가 된다. 여기서 x=$s_i$+$\bar{t}$, x_0=$\bar{t}$, $f(x)$=log x 라 하면, $f(x_0)$=log $\bar{t}$, $f'(x_0)$=1/$\bar{t}$, $(x - x_0)$=s_i가 되어

$$\log(s_i + \bar{t}) = \log \bar{t} + \frac{1}{\bar{t}} s_i$$

$$\log(b_i + \bar{t}) = \log \bar{t} + \frac{1}{\bar{t}} b_i$$

가 된다. 위의 결과를 식 (A2)에 대입하면 아래의 식 (A3)을 얻을 수 있다.

$$\log \bar{t} + \frac{1}{\bar{t}} b_i = (1-\beta)\log N_i + \log \bar{t} + \frac{1}{\bar{t}} s_i \qquad \text{(A3)}$$

끝으로, 식 (A3)을 s_i에 대하여 정리하고, 상수항과 오차항을 포함하는 계량모형의 식으로 변환하면 식 (5)를 얻을 수 있다.

$$s_i = b_i + \bar{t}(\beta-1)\log N_i \quad \rightarrow \quad s_i = \alpha + b_i + \gamma \log N_i + \epsilon_i$$

KDI 政策研究
제26권 제2호(통권 제94호)

취업시간과 노동능률의 변화: 1963～2003

김 동 석
(한국개발연구원 연구위원)

Changes in the Weekly Working Hours and the Efficiency of Labor, 1963～2003

Dongseok Kim
(Fellow, Korea Development Institute)

• 핵심주제어: 주당 취업시간(weekly working hours),
노동능률(efficiency of labor)
• JEL 코드: O40, J20

ABSTRACT

For a thorough accounting for economic growth, it is desired to include the working hours and the efficiency of labor as production factors in addition to the number of workers and human and physical capital stocks. This paper estimates the distribution of weekly working hours of total workers as a continuous variable using the maximum likelihood method, estimates the efficiency of labor as a function of working hours using wage statistics, and by combining these results, estimates the labor efficiency index in Korea for the period 1963～2003. Estimation results show that the efficiency of labor was maximized when the weekly working hours was 40 hours, and the average annual growth rate of the labor efficiency for the period 1963～2003 was 0.14 percent.

.....

엄밀한 성장요인 분석을 위해서는 취업자수 및 인적·물적 자본스톡뿐 아니라 취업자의 평균 취업시간 및 취업시간 변화에 따른 노동능률의 변화를 동시에 고려하여야 한다. 본 연구에서는 구간별로 발표되고 있는 주당 취업시간별 취업자수 통계에 최우추정법을 적용하여 총취업자의 단위 기간당 취업시간의 분포를 추정하고, 임금통계를 이용하여 단위 기간당 취업시간 변화에 따른 노동의 능률변화패턴을 추정한 후, 이를 결합하여 1963～2003년 기간중 총취업자의 주당 취업시간과 노동능률지표를 추정하였다. 추정결과에 따르면 주당 취업시간이 40시간일 때에 노동의 능률이 최대화되며, 1963～2003년 기간중 노동능률지표의 연평균 증가율은 0.14%로 계산되었다.

Ⅰ. 서 론

노동투입의 증대는 핵심적인 경제성장 요인의 하나이다. 높은 경제성장률을 기록한 대부분의 국가에서는 경제성장의 초기단계에서 인구증가율 및 취업률의 증가, 교육수준의 증대 등 총노동투입의 증대를 관찰할 수 있다. 자본축적과 기술수준이 충분하지 않은 성장의 초기단계에서 노동투입의 증대는 경제성장의 중요한 원천으로 작용한다.

우리나라의 경우에도 노동투입의 증대는 경제성장의 중요한 원천으로 작용하였다. 예를 들어, 한진희・최경수・김동석・임경묵(2002)의 연구에 의하면 1981～2000년 기간중 한국경제의 실질 성장률은 7.13%로 추정되었고, 이 가운데 2.22%p는 노동투입의 증대에 기인하고 있는 것으로 분석되었다. 이는 동 기간중 경제성장에 대한 노동투입 증대의 기여도가 약 31%에 달하고 있음을 의미한다.

총노동투입은 취업자수, 인적자본, 취업자 일인당 취업시간, 취업시간 변화에 따른 노동의 능률, 노사분규로 인한 조업손실 등 크게 다섯 가지의 세부요인으로 구성된다. 우선 취업자수의 증대는 노동투입 증대의 성장기여도 가운데 가장 많은 비중을 차지한다. 이는 취업자수가 여타 세부요인에 비하여 높은 증가율(혹은 변동률)을 보이기 때문이다. 예를 들어, 김동석・이진면・김민수(2002)의 연구에 의하면 1963～2000년 기간중 총노동투입 증대의 성장기여도인 2.61%p 가운데 취업자수 증대의 기여도가 2.20%p로 추정되었다.[1)]

둘째, 취업자수가 총노동투입의 가장 중요한 양적 요인인 반면, 취업자의 성별・연령별・교육수준별 구성변화는 가장 중요한 질적 요인에 해당한다. 취업자의 성별・연령별・교육수준별 구성은 성장요인분석 분야에서 흔히 '인적자본지표'로 불리며, 취업자 일인당 생산성의 변화를

1) 한진희・최경수・김동석・임경묵(2002)의 연구가 국내총생산(GDP)을 성장요인 분석대상으로 사용한 반면, 김동석・이진면・김민수(2002)의 연구는 요소비용 국민소득(national income at factor price)을 분석대상으로 사용하였다. 요소비용 국민소득은 피용자보수, 영업잉여 및 고정자본소모의 세 가지 항목으로 구성된다.

나타내는 척도로 사용된다. 한진희・최경수・김동석・임경묵(2002)에 의하면 이 지표의 성장기여도는 1981～2000년 기간중 총노동투입 증대의 성장기여도 2.22%p의 약 36%인 0.81%p로 추정되었으며, 김동석・이진면・김민수(2002)의 연구에서는 1963～2000년 기간중 총노동투입 증대의 성장기여도 2.61%p의 약 13%인 0.35%p로 추정되고 있다.

셋째, 총노동투입의 또다른 구성요소로는 취업자 일인당 취업시간이 있으며, 노동투입의 양적인 지표에 해당한다. 우리나라 취업자의 평균 취업시간은 고도성장이 본격적으로 시작된 1960년대 초반 주당 약 47시간이었으나, 이후 점차 증가하여 1982년 약 56시간으로 최고치를 기록하였으며, 이후 점차 감소하여 2003년에는 약 49시간을 기록하였다. 평균 취업시간이 증가할 경우에는 총노동투입(시간)이 증가하므로 경제성장에 대한 총노동투입의 기여도가 증가하며, 반대로 평균 취업시간이 감소할 경우에는 총노동투입의 성장기여도가 감소한다.

넷째, 취업시간의 변화는 노동생산성 혹은 노동의 능률에 직접적인 영향을 미칠 것이므로, 이 역시 노동투입의 중요한 요인으로 분석될 필요가 있다. 일반적으로 단위 기간당 취업시간이 일정 수준 이하인 경우에는 노동의 능률이 크게 저하되지 않으나, 일정 수준 이상으로 늘어나게 되면 노동의 능률이 저감되는 현상이 발생하며, 따라서 이를 계량화하여 지수화할 경우 총노동투입을 보다 정확하게 측정할 수 있게 된다.

다섯째, 노사분규로 인한 조업중단 역시 총노동투입 규모에 영향을 미친다. 우리나라의 총조업손실일수는 1986년까지 연간 10만 人日(man-day) 미만의 비교적 미미한 수준을 유지하였으나, 1987년의 민주화운동을 전후하여 약 7백만일 수준으로 크게 증가하였으며, 이후 점차 감소하는 추세를 보이고 있다. 물론, 노사분규로 인한 조업중단일수는 총조업일수에서 차지하는 비중이 극히 미미하여 총노동투입의 성장기여도에 미치는 영향은 무시할 만큼 작은 것으로 분석되고 있다.[2)]

이상의 다섯 가지 세부요인 가운데 취업자수, 평균 취업시간 및 조업손실은 양적인 노동투입 규모를 나타내는 반면 성별・연령별・교육수

2) 조업손실일수가 가장 많았던 1987년의 경우 총조업일수 대비 조업손실일수의 비중은 약 0.16%에 불과하였다.

준별 구성 및 취업시간 변화에 따른 노동능률의 변화는 질적인 노동투입 규모를 나타낸다. 또한 취업자수를 제외한 네 가지 요인은 취업자 일인당 노동투입 규모를 측정하는 지표에 해당하므로, 성장요인 분석(accounting for economic growth)에서는 다섯 가지 개별 요인을 각각 지표화한 후 모두 곱하여 총노동투입 규모를 측정하게 된다.

대부분의 성장요인 분석 연구에서는 위의 다섯 가지 노동투입 세부요인 가운데 취업자수만을 고려하거나 혹은 취업자수와 인적자본만을 다루고 있으며, 이에 해당하는 국내 연구로는 김종일(1998), 한진희・최경수・김동석・임경묵(2002) 등이 있다. 물론, 일부 연구에서는 평균 취업시간을 노동투입 세부요인의 하나로 다루고 있으나, 이 경우에도 취업시간의 변화에 따른 노동능률의 변화를 노동투입의 한 요인으로 다루고 있는 연구는 많지 않으며, 위의 다섯 가지 요인을 모두 고려하고 있는 국내의 연구는 대부분 Denison의 성장요인 분석방법을 사용한 연구에 국한되어 있는 실정이다. 이의 예로는 김광석・박준경(1979), 홍성덕(1991), Kim and Park(1985), Kim and Hong(1997), 김동석・이진면・김민수(2002) 등이 있다.

전술한 바와 같이, 평균 취업시간이 성장요인의 하나로 포함되지 않는 경우 취업시간이 증가(감소)하는 시기의 노동투입 증대의 성장기여도가 과소(과대) 추정된다. 한편, 취업시간이 증가(감소)하는 시기에는 노동의 능률이 감소(증가)할 가능성이 크다. 따라서 평균 취업시간이 고려되는 반면 취업시간 변화에 따른 능률변화가 고려되지 않는 경우에는 취업시간이 증가(감소)하는 시기의 노동투입 증대의 성장기여도가 과대(과소) 추정된다. 결국 총노동투입 규모를 정확하게 측정하기 위해서는 평균 취업시간 및 취업시간 변화에 따른 노동능률의 변화를 모두 고려하여야 한다.

본 논문의 목적은 취업시간 변화에 따른 노동능률의 변화를 측정하기 위한 방법론과 이를 이용한 추정결과를 제시하는 것이다. 이를 위해서는 우선 총취업자의 단위 기간당 취업시간의 분포를 추정할 필요가 있으며, 본 논문에서는 현재 구간별로 발표되고 있는 '주당 취업시간별 취업자수' 통계에 최우추정법(maximum likelihood estimation)을 적용하여 추정하는 방안을 제시하고 있다.[3)]

추정된 취업시간의 분포를 바탕으로 노동의 능률을 추정하기 위해서는 취업시간 변화에 따른 능률변화패턴을 추정하여야 하며, 이는 전적으로 실증분석의 대상이라고 할 수 있다. 그러나 우리나라의 경우 이에 대한 실증분석은 거의 없는 실정이며, 과거 Denison의 성장요인 분석방법을 이용하여 수행한 연구에서는 미국 및 일본의 성장요인 분석을 위하여 Denison(1974) 및 Denison and Chung(1976)이 사용한 가정을 수정하여 사용하였다. 이와 달리 본 논문에서는 한국의 임금통계를 이용하여 단위 기간당 취업시간의 변화에 따른 노동의 능률변화패턴을 추정한 후, 취업시간 분포의 추정결과와 결합하여 취업자 전체의 노동능률변화 시계열을 추정하였다.

다음의 II장에서는 취업시간 변화에 따른 노동능률의 변화를 측정하기 위한 방법론을 상술하기로 하며, III장에서는 1963～2003년 기간중 우리나라의 통계를 이용한 실증분석을 제시하기로 한다. 실증분석결과의 요약 및 향후의 연구방향은 IV장에서 다루고 있다.

II. 실증분석 방법론

1. 주당 취업시간의 분포에 대한 가정

우선, $\phi(t)$와 $\Phi(t)$를 각각 평균이 0이고 분산이 1인 정규분포의 확률밀도함수(probability density function)와 누적밀도함수(cumulative density function)라고 하자. 즉,

$$\phi(t) = N(0,1)\text{의 확률밀도함수} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}}, \tag{1}$$

$$\Phi(t) = N(0,1)\text{의 누적밀도함수} = \int_{-\infty}^{t} \phi(x)\,dx. \tag{2}$$

3) Denison의 방법을 이용하여 한국경제의 성장요인을 분석한 KDI의 연구 가운데 김광석・박준경(1979), 홍성덕(1991), Kim and Park(1985), Kim and Hong(1997)에서는 회귀분석을 이용하여 노동능률의 변화를 추정한 반면 김동석・이진면・김민수(2002)에서는 처음으로 최우추정법을 이용하였다.

또한, $h(t)$와 $H(t)$를 각각 평균이 μ이고 분산이 σ^2인 정규분포의 확률밀도함수와 누적밀도함수라고 정의하자. 즉,

$$h(t) = N(\mu, \sigma^2)\text{의 확률밀도함수} = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{-\frac{(t-\mu)^2}{2\sigma^2}}, \tag{3}$$

$$H(t) = N(\mu, \sigma^2)\text{의 누적밀도함수} = \int_{-\infty}^{t} h(x)\,dx. \tag{4}$$

이제, 대표적인 근로자의 주당 취업시간을 확률변수 X로 정의하자. 확률변수 X의 최댓값은 168시간(=24시간×7일)이나, 이는 실질적으로 불가능한 수치이며, 본 논문에서는 X의 최댓값을 K=100시간으로 가정하기로 한다(즉, $0 \le X \le K$).[4)]

또한, 새로운 확률변수 $U = \log(K - X)$를 정의하고 U가 $\log K$를 최댓값으로 하는 절사된(truncated) 정규분포 $N(\mu, \sigma^2)$를 따른다고 가정하자.

$$g(u) = U\text{의 확률밀도함수} = \frac{h(u)}{H(\log K)}, \tag{5}$$

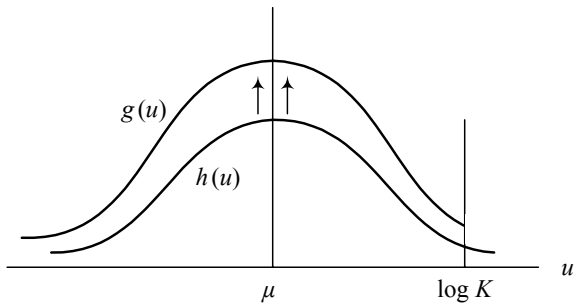
$$G(u) = U\text{의 누적밀도함수} = \frac{H(u)}{H(\log K)},$$
$$-\infty < u < \log K. \tag{6}$$

여기에서 U의 확률밀도함수 $g(u)$는 정규분포 $N(\mu, \sigma^2)$의 확률밀도함수에서 $\log K$를 초과하는 부분의 확률을 절사한 후, 나머지 부분의 확률의 합계가 1이 되도록 상향조정한 결과이다. [그림 1]은 U의 확률밀도함수를 나타내고 있다.

참고로, 이러한 가정을 채택한 것은 우리나라의 경우 주당 취업시간 X의 분포가 [그림 2]에서와 같이 전반적으로 좌측편향(skewed to the right)되어 있기 때문이다.

4) 최우추정법을 적용한 결과에 의하면 이 가정으로 인한 오차는 극히 작은 것으로 나타났으며, 또한 한국의 임금통계를 이용하여 추정한 결과에 의하면 주당 100시간에서 노동의 한계능률이 0에 근접하는 것으로 나타났다.

[그림 1] $U = \log(K-X)$의 확률밀도함수



[그림 2] 주당 취업시간 X의 확률밀도함수

X의 누적밀도함수 $F(x)$와 확률밀도함수 $f(x)$는 다음과 같이 도출된다.

$$\begin{aligned} F(x) &= P[X < x] = P[U > \log(K-X)] \\ &= 1 - P[U < \log(K-X)] = 1 - G(\log(K-x)) \\ &= 1 - \frac{H(\log(K-x))}{H(\log K)}, \end{aligned} \tag{7}$$

$$
\begin{aligned}
f(x) &= \frac{d}{dx}F(x) = \frac{d}{dx}\left(1 - \frac{H(\log(K-x))}{H(\log K)}\right) \\
&= \frac{h(\log(K-x))}{H(\log K)\cdot(K-x)} \\
&= \frac{1}{H(\log K)\cdot(K-x)}\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}}e^{-\frac{(\log(K-x)-\mu)^2}{2\sigma^2}}, \\
&\quad 0 < x < K. \qquad (8)
\end{aligned}
$$

주당 취업시간의 분포를 위와 같이 가정할 경우, 수학적 기댓값 $E[X]$는 다음과 같이 도출된다.[5)]

$$
\begin{aligned}
E[X] &= \int_0^{\infty}[1-F(x)]\,dx - \int_{-\infty}^{0}F(x)\,dx \\
&= \int_0^{K}[1-F(x)]\,dx \qquad (\because\ 0 < X < K) \\
&= \int_0^{K}\frac{H(\log(K-x))}{H(\log K)}\,dx \\
&= \frac{1}{H(\log K)}\int_0^{K}H(\log y)\,dy. \qquad (9)
\end{aligned}
$$

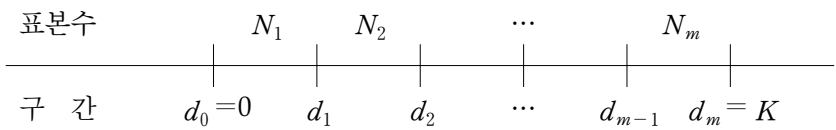
모수 추정치가 얻어진 후에는 $H(\log y) = \Phi((\log y - \mu)/\sigma)$의 관계를 이용하여 $E[X]$를 쉽게 계산할 수 있다. 물론 이 수치는 취업자들의 평균 취업시간 실제치와 다를 수 있다.

2. 모수의 추정: 최우추정법

취업자의 취업시간 통계는 일반적으로 '주당 취업시간 구간별 취업자수'의 형태로 제공된다. 본고에서는 [그림 3]과 같이 취업시간이 m개의 구간 $[d_{j-1}, d_j)$, $j=1,\cdots,m$으로 나누어져 있으며, 구간 j의 표본수는 N_j라고 가정한다.

5) 첫 번째 등식의 우변은 연속형 및 이산형 확률변수 모두의 경우에 적용할 수 있는 기댓값 계산식으로서, 예를 들어 Mood, Graybill, and Boes(1974)의 65쪽에서 찾아볼 수 있다. 마지막 등식의 우변은 변수변환 $y = K - x$을 이용하여 구한 결과이다.

[그림 3] 표본의 구조



확률변수 X가 j번째 구간에 속하게 될 확률 p_j는 다음과 같다. 단, $u \to -\infty$일 때에 $G(u) \to 0$ 이므로, p_m의 두 번째 항은 0이 된다.

$$\begin{aligned} p_j &= P[\, d_{j-1} < X < d_j] \\ &= P[\, \log(K-d_{j-1}) > U > \log(K-d_j)] \\ &= G(\log(K-d_{j-1})) - G(\log(K-d_j)), \quad j=1,\cdots,m. \end{aligned} \tag{10}$$

구간별 확률 $p_1,\cdots,p_m$은 모수 (μ,σ)의 함수이므로, 표본의 우도함수(likelihood function)와 대수우도함수(log-likeliihood)는 다음과 같이 정의된다. 또한 모수 (μ,σ)의 최우추정량(maximum likelihood estimator)은 대수우도를 극대화시키는 모수값으로 정의된다.

$$\begin{aligned} L(\mu,\sigma) &= p_1^{N_1}\, p_2^{N_2} \cdots p_m^{N_m} = \prod_{j=1}^{m} p_j^{N_j}, \\ \log L(\mu,\sigma) &= N_1 \log p_1 + N_2 \log p_2 + \cdots + N_m \log p_m \\ &= \sum_{j=1}^{m} N_j \log p_j \\ (\hat{\mu},\hat{\sigma})_{MLE} &= \arg\max_{(\mu,\sigma)} \log L(\mu,\sigma). \end{aligned} \tag{11}$$

3. 취업시간 변화에 따른 노동능률의 변화 추정

추정된 취업시간 분포를 통하여 노동의 능률을 추정하기 위해서는 취업시간 변화에 따른 능률변화패턴에 대한 분석이 필요하며, 서론에서 언급한 바와 같이 이는 전적으로 실증분석의 대상이라고 할 수 있다. 즉, 주당 취업시간이 다양한 취업자를 대상으로 능률을 측정하고 이를

바탕으로 회귀분석 등 다양한 계량경제학적 방법을 통하여 취업시간별 능률변화의 패턴을 추정하여야 한다. 물론, 취업시간 변화에 따른 능률 변화는 성별, 연령별, 교육수준별, 산업별, 직종별로 상이한 패턴을 보일 것이며, 엄밀한 추정을 위해서는 다양한 취업자군을 대상으로 한 실증 분석이 필요하다.

그러나 전술한 바와 같이 우리나라에는 이 분야에서의 실증분석이 거의 없는 실정이며, 김광석・박준경(1979), Kim and Hong(1997) 등의 연구에서는 Denison(1974) 및 Denison and Chung(1976)이 미국 및 일본의 성장요인 분석에 사용한 가정을 수정하여 사용하였다.

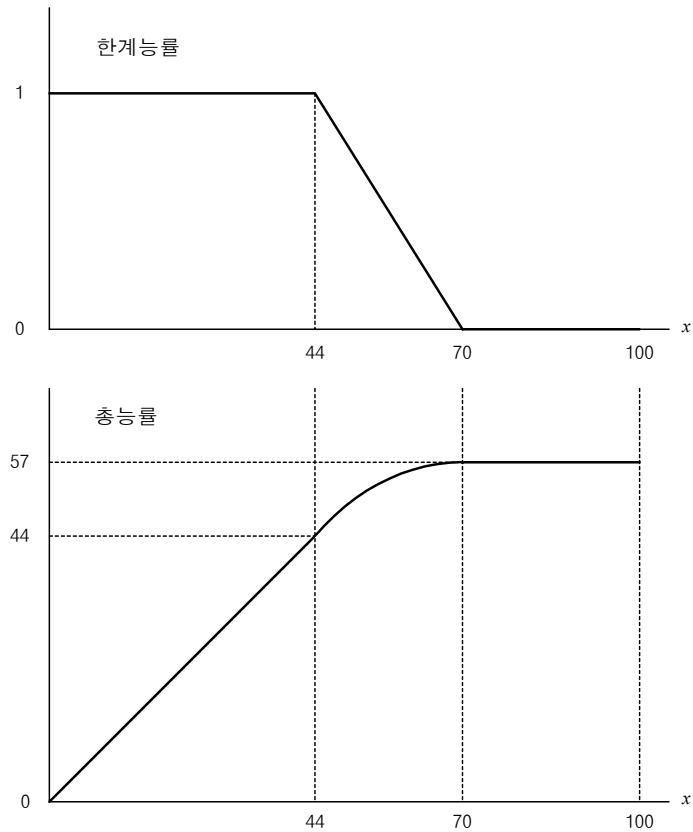
본절에서는 우선 취업시간 변화에 따른 노동능률 변화패턴에 대한 이해를 돕기 위하여 Denison(1974), Denison and Chung(1976) 및 이를 수정한 가정을 설명한 후, 임금통계를 이용하여 이를 추정하기 위한 절차를 설명하기로 한다. 한국의 임금통계를 이용한 노동능률 변화패턴 추정결과는 Ⅲ장에 수록하였다.

1) Denison(1974) 및 기존 연구에서의 가정

Denison(1974)은 1929~69년 기간중 미국경제의 성장요인을 분석함에 있어, 비농가 정규 임금근로자(full-time, nonfarm wage and salary workers)의 노동능률이 남성의 경우 취업시간이 주당 42.7시간을 초과하면서부터 감소하기 시작하여 52.7시간에 이르면 0에 도달하는 것으로, 그리고 여성의 경우 주당 39.0시간을 초과하면서부터 감소하기 시작하여 49.0시간에 이르면 0에 도달하는 것으로 가정하였다. 또한 Denison and Chung(1976)은 1953~71년 기간중 일본경제의 성장요인을 분석함에 있어 Denison(1974)과 동일한 가정을 사용하였다.

한편, 1970년대 말 이후에는 Denison의 분석방법을 이용하여 한국경제의 성장요인을 분석한 연구가 다수 이루어졌으며, 여기에서는 노동능률의 변화에 대한 Denison(1974)의 가정을 수정하여 사용하고 있다. 예를 들어, Kim and Hong(1997) 및 김동석・이진면・김민수(2002)에서는 Denison의 가정을 수정하여, 우리나라의 경우 임계치가 남성・여성 공통적으로 44시간과 70시간인 것으로 가정한 바 있다.

[그림 4] 주당 취업시간별 노동의 한계능률 및 총능률



주당 취업시간이 x일 경우 노동의 능률을 $ME(x)$라고 하자. 이를 수식으로 나타내면 다음과 같으며, [그림 4]의 상단은 이를 그래프로 나타낸 것이다.

$$ME(x) = \begin{cases} 1, & 0 \le x \le 44, \\ (70-x)/26, & 44 \le x \le 70, \\ 0, & 70 \le x \le 100. \end{cases} \tag{12}$$

이러한 가정하에서는 주당 취업시간이 44시간 이하일 경우 취업시간에 비례하여 '총능률(total efficiency)'이 증가한다. 그러나 주당 취업시간이 44시간을 초과하면 총능률의 증가율이 감소하기 시작하며, 70시간 이후에는 총능률이 더 이상 증가하지 않는다. 주당 취업시간이 x일 경우 노동의 총능률을 $TE(x)$라고 하자. [그림 4]의 하단은 주당 취업시간의 변화에 따른 총능률의 변화를 그래프로 표현한 것으로서, [그림 4]의 상단을 적분하여 얻을 수 있으며, 수식으로 나타내면 다음과 같다.

$$TE(x) = \begin{cases} x, & 0 \le x \le 44, \\ 57 - (70-x)^2/26, & 44 \le x \le 70, \\ 57, & 70 \le x \le 100. \end{cases} \tag{13}$$

여기에서 '총능률'은 주당 44시간 이하, 즉 능률감소가 발생하지 않은 상태에서의 취업시간으로 표시된 실효 취업시간을 의미한다. 예를 들어, 주당 취업시간이 57시간일 경우 '총능률'은 53.75로 계산된다. 이는 실제 주당 취업시간 57시간의 생산에 대한 기여도는, 능률저하가 발생하지 않는다는 가정하에 53.75시간 근로하였을 경우의 생산에 대한 기여도와 동일함을 의미한다. 따라서 여기에서의 '총능률'은 '실효 취업시간'으로 해석할 수 있으며, 동시에 $ME(x)$는 '한계능률(marginal efficiency)'의 의미를 갖는다.

2) 임금통계를 이용한 노동능률의 변화패턴 추정

[그림 4]에 제시된 노동능률 변화패턴은 실증분석의 결과라기보다는 선험적인 가정에 가깝다고 할 수 있으며, [그림 4]의 한계능률패턴은 실제와 상당한 괴리를 가질 것으로 판단된다. 예를 들어, 주당 취업시간이 극히 낮은 수준일 경우에는 평균적인 주당 취업시간 수준에 비하여 노동의 한계능률이 낮을 것이다. 예를 들어, 생산직의 경우 작업에 착수하기 전과 작업을 완료한 후에는 준비 및 정리가 필요하며, 이는 일회 작업에 필요한 고정비용의 성격을 가진다. 이를 Denison은 '잦은 작업시작 및 종료(frequent starting and stopping)에 따른 노동능률의 상실'이라고

칭하였다. 한편, 주당 취업시간이 70시간에 이르는 순간 한계능률이 0에 도달한다는 가정 역시 다소 강한 것으로 판단된다.

이와 달리 본 논문에서는 임금통계를 이용하여 노동능률의 변화패턴을 추정하는 방식을 택하였다.[6] 노동시장이 완전할 경우 임금은 노동의 한계생산물의 시장가치(value of marginal product of labor; VMPL)와 동일하게 결정된다. 여기에서 VMPL은 노동의 한계생산성 및 한계생산물 가격의 곱이며, 한계생산물의 가격은 노동의 투입규모에 의존하지 않는다. 따라서 이를 시간당 임금에 적용할 경우 주당 취업시간에 따른 한계생산성 변화패턴을 추정할 수 있게 된다. 즉, 임금통계를 이용하여 주당 취업시간별 시간당 임금을 계산하고, 이를 취업시간에 회귀할 경우 주당 취업시간에 따른 한계생산성 변화패턴을 추정할 수 있게 된다. 본 논문에서는 2000년도 『임금구조기본통계조사』를 바탕으로 회귀분석을 통하여 이를 추정하였으며, 추정 후에는 추정식을 최대 시간당 임금으로 나누어 최댓값이 1이 되도록 정규화(normalization)하였다.

3) 총취업자의 노동능률지표 추정

취업시간의 분포 및 노동능률의 변화패턴을 추정한 후에는 이를 결합하여 총취업자의 노동능률지표를 계산할 수 있다. 우선, 표본 내의 취업자의 수를 n이라고 하고, 취업자 i의 실제 취업시간과 실효 취업시간을 각각 x_i 및 $TE(x_i)$라고 하자. 그러면, 경제 전체의 총노동투입, 즉 총실효취업시간은 $\Sigma_i TE(x_i)$가 된다.

이제, 총취업자의 노동능률지표를 계산하기 위하여 $\Sigma_i TE(x_i)$를 다음과 같이 다시 쓰기로 하자.

$$\Sigma_i TE(x_i) = \frac{\Sigma_i TE(x_i)}{\Sigma_i x_i} \times \frac{\Sigma_i x_i}{n} \times n. \tag{14}$$

6) 본 논문의 초고에서는 수정된 Denison의 가정을 이용하여 노동능률의 변화지표를 추정하였으나, 이후 임금통계를 이용하여 노동능률의 변화패턴을 추정할 수 있다는 논평자의 제안을 활용하여 수정하였다. 이 방식을 제안해준 익명의 논평자께 깊은 감사를 드린다.

식 (14) 우변의 첫째 항은 총실효취업시간과 총실제취업시간의 비율로서, 취업자 전체의 노동능률을 나타내며, $TE(x_i)$의 정의에 따라 1보다 작은 값을 가진다. 식 (14) 우변의 둘째 항과 셋째 항은 각각 평균 취업시간 및 취업자수에 해당한다. 이 식에서 알 수 있듯이, 총노동투입을 추정함에 있어서 취업자수와 평균 취업시간만을 고려할 경우 총노동투입이 과대추정되며, 이를 보정하기 위해서는 취업자 전체의 노동능률, 즉 식 (14)의 우변 첫째 항을 곱해야 한다.

식 (14) 우변의 첫째 항의 분자와 분모를 각각 n으로 나누고, 분자를 수학적 기댓값의 형태로 표현하면 식 (15)를 얻게 되며, 이를 '취업시간 변화에 따른 노동능률의 변화지표(EI)'로 부르기로 한다. 여기에서, 식 (15)의 분자는 주당 취업시간의 분포 및 노동능률의 변화패턴 추정결과를 이용하여 계산되며, 분모는 총취업자의 평균 취업시간이다.

$$EI = \frac{E[TE(X)]}{\overline{X}} = \frac{\int_0^{\infty} TE(x)f(x)dx}{\overline{X}} . \qquad (15)$$

Ⅲ. 실증분석결과

1. 총취업자수 및 취업시간별 취업자수 통계

여기에서는 1963~2003년 기간중 주당 취업시간 변화에 따른 노동능률의 변화지표를 추정하기로 한다. 우선 <표 1>과 <표 2>는 각각 농림어업 및 비농림어업부문의 주당 취업시간별 취업자수 및 주당 평균 취업시간 통계이다. 주당 취업시간별 취업자수는 6개 구간으로 구분하여 집계되고 있으며, 구간 분할방식은 1969년에 변경된 바 있다.

한편 1963~79년 기간중 취업자수 통계는 14세 이상 취업자를 기준으로, 그리고 1980년 이후는 15세 이상 취업자를 기준으로 작성되어 있다. 그러나 1979년 이전의 경우 15세 이상 기준으로 작성된 통계자료를 입수할 수 없으므로, 본 논문에서는 1963~79년 기간중 14세 취업자의

〈표 1〉 농림어업부문의 주당 취업시간별 취업자수

(단위: 천명, 시간)

연도	주당 취업시간						주당평균 취업시간
	1~17 (1~18)	18~26 (19~29)	27~35 (30~34)	36~44 (35~39)	45~53 (40~49)	54～ (50～)	
1963	535	703	409	435	930	1,823	42.9
1964	609	747	452	429	882	1,706	40.0
1965	537	834	417	417	922	1,683	41.0
1966	649	834	453	409	957	1,574	40.8
1967	526	730	440	512	1,007	1,596	41.4
1968	428	778	489	493	1,043	1,570	40.9
1969	270	530	522	1,239	969	1,281	43.7
1970	423	581	538	1,314	895	1,150	40.7
1971	433	528	563	1,304	925	1,119	41.3
1972	472	493	601	1,215	995	1,564	43.7
1973	360	489	589	1,291	1,049	1,785	43.3
1974	207	436	600	1,360	1,156	1,825	45.9
1975	282	435	564	1,283	1,027	1,834	45.7
1976	187	405	560	1,244	1,058	2,146	48.5
1977	236	554	582	1,143	924	1,960	46.5
1978	107	468	544	1,271	922	1,863	47.0
1979	118	463	573	1,193	942	1,590	45.6
1980	35	415	560	1,440	1,081	1,573	45.9
1981	26	415	511	1,415	1,176	1,609	46.3
1982	26	346	511	1,312	1,059	1,547	47.0
1983	39	315	525	1,359	987	1,267	45.0
1984	39	291	457	1,152	915	1,119	44.7
1985	45	262	358	1,261	866	1,013	44.7
1986	41	317	409	1,257	797	915	43.7
1987	55	291	352	1,054	800	1,169	45.7
1988	51	243	318	998	789	1,251	46.7
1989	56	242	313	1,036	814	1,176	47.0
1990	48	207	272	1,049	869	1,006	46.3
1991	35	187	244	905	753	888	46.5
1992	30	174	205	893	822	837	46.4
1993	25	157	200	904	730	788	46.5
1994	30	160	196	877	744	717	45.9
1995	27	134	166	750	796	809	47.3
1996	24	134	136	743	771	804	47.6
1997	27	162	149	747	759	724	46.7
1998	52	181	150	832	721	665	45.4
1999	99	238	179	703	602	695	44.4
2000	115	207	155	666	646	707	44.8
2001	122	201	153	639	586	737	45.1
2002	132	223	156	697	550	631	43.7
2003	120	239	168	637	475	620	43.5

주: 1968년까지는 ( ) 안의 분류방식을 따름. 1980년 이전 자료는 14세 이상 취업자수 기준임. 주당 취업시간 미상자 및 일시휴직자수는 제외되어 있음.

자료: 통계청, 『경제활동인구연보』, 각년도; http://kosis.nso.go.kr.

〈표 2〉 비농림어업부문의 주당 취업시간별 취업자수

(단위: 천명, 시간)

연도	주당 취업시간						주당평균 취업시간
	1~17 (1~18)	18~26 (19~29)	27~35 (30~34)	36~44 (35~39)	45~53 (40~49)	54～ (50～)	
1963	132	169	113	123	620	1,666	55.4
1964	116	179	100	154	656	1,769	55.0
1965	108	166	103	169	742	2,108	57.0
1966	91	171	113	186	802	2,184	57.2
1967	91	201	119	187	882	2,426	56.8
1968	69	150	122	168	1,072	2,773	58.5
1969	51	113	155	692	1,108	2,447	57.2
1970	60	115	160	924	1,087	2,458	56.1
1971	57	119	152	807	1,119	2,913	56.7
1972	83	124	190	755	1,009	3,020	57.8
1973	65	126	202	730	989	3,432	58.9
1974	28	73	169	701	1,227	3,797	58.0
1975	17	54	144	751	1,288	4,150	59.1
1976	36	102	200	759	1,331	4,523	59.5
1977	45	122	204	790	1,507	4,839	59.4
1978	33	109	220	937	1,600	5,394	59.3
1979	45	128	221	927	1,746	5,679	59.2
1980	46	121	226	999	1,826	5,320	58.8
1981	36	141	240	1,108	2,055	5,263	57.8
1982	26	102	199	970	1,805	6,461	60.4
1983	40	130	261	1,110	1,856	6,576	59.8
1984	52	143	261	1,149	2,023	6,764	58.9
1985	67	154	221	1,362	2,257	7,043	58.5
1986	104	287	518	1,658	2,170	6,959	56.9
1987	143	256	326	1,553	2,375	7,874	58.2
1988	118	218	294	1,601	2,566	8,322	58.1
1989	159	254	345	1,842	2,947	8,255	56.5
1990	149	238	316	2,003	3,437	8,386	55.5
1991	192	261	325	2,177	3,853	8,708	54.7
1992	232	305	354	2,275	4,332	8,395	53.6
1993	215	311	330	2,328	4,597	8,514	53.8
1994	238	308	338	2,602	4,869	8,631	53.4
1995	262	324	349	2,639	5,197	8,821	53.3
1996	267	345	376	2,845	5,441	8,817	53.0
1997	312	396	476	3,358	5,463	8,462	52.1
1998	418	501	533	3,153	5,247	7,245	50.8
1999	474	552	567	3,112	4,981	7,865	51.3
2000	467	519	581	3,309	5,287	8,288	51.3
2001	504	571	598	3,467	5,414	8,353	51.1
2002	515	613	691	4,072	5,396	8,251	50.5
2003	528	616	745	4,308	5,575	7,823	49.8

주: 1968년까지는 ( ) 안의 분류방식을 따름. 1980년 이전 자료는 14세 이상 취업자수 기준임. 주당 취업시간 미상자 및 일시휴직자수는 제외되어 있음.

자료: 통계청, 『경제활동인구연보』, 각년도; http://kosis.nso.go.kr.

주당 취업시간 분포가 15세 이상 취업자와 동일한 것으로 가정하기로 한다.[7] 이 표에 의하면 농림어업부문의 주당 평균 취업시간은 1970년대 중반까지 완만히 증가한 후 안정적인 추세를 유지하다가 1990년대 후반 이후 감소하는 추세를, 그리고 비농림어업의 경우에는 1980년대 중반까지 완만히 증가하다가 이후 점차 감소하는 추세를 보이고 있다.

<표 3>과 <표 4>는 각각 <표 1>과 <표 2>를 이용하여 주당 취업시간별 취업자수 구성비를 계산한 결과이다. 농림어업부문의 경우 1, 2구간의 비중은 1980년대까지 감소한 후 안정적인 수준을 유지하다가 최근 들어 다시 완만히 증가하는 추세를 보이고 있고, 3구간의 비중은 전 기간에 걸쳐 비교적 안정적인 수준을 보이고 있으며, 4, 5구간의 비중은 비교적 증가하는 추세를 보이고 있다. 6구간의 비중은 기간별 변폭이 비교적 큰 것으로 나타나고 있다. 한편, 비농림어업부문에서는 1, 2, 3구간의 비중이 대단히 작으며 기간별 변화 역시 작은 것으로 나타나고 있다. 4, 5구간의 비중은 전반적으로 증가하는 추세를 관찰할 수 있으며, 6구간의 비중은 농림어업부문에서와 같이 기간별 변폭이 상당히 큰 편이나 1980년대 이후 빠른 속도로 감소하는 추세를 보이고 있다.

2. 주당 취업시간의 분포 추정

<표 5>는 <표 1>과 <표 2>의 통계를 이용하여 농림어업부문 및 비농림어업부문의 주당 취업시간의 분포를 추정한 결과이다.[8]

---

7) 『경제활동인구연보』는 1985년 국제노동기구의 권고에 따라 취업자의 최소연령을 14세에서 15세로 조정하고, 이와 동시에 1980~85년 통계를 조정하여 발표하였다. 1980~85년의 취업자수 및 주당 평균 취업자수는 두 가지 기준으로 작성된 통계를 모두 입수할 수 있으며, 이에 따르면 이 기간중 14세 취업자의 주당 평균 취업시간이 15세 이상 취업자에 비하여 긴 것으로 나타나고 있다. 그러나 그 차이는 분석결과에 영향을 미칠 만큼 크지 않은 것으로 판단되며, 특히 발표된 자료의 유효자릿수(소수점 아래 한 자리)가 작아서 정확한 판단을 내리기가 어려운 실정이다.

8) 주당 취업시간별 취업자수 통계의 취업시간 구분은 시간 단위로 집계되어 있으므로, 최우추정법을 적용하는 단계에서는 연속형 변수로 변환하기 위하여 구간별 경계를 0.5시간 단위로 조정하였다. 예를 들어, 주당 취업시간이 18~26시간인 취업자의 실제 취업시간은 17.5시간 이상 26.5시간 미만인 것으로 가정하였다. 첫 구간(1~17시간)의 경계치는 0시간 이상 17.5시간 미만으로, 마지막 구간(54시간 이상)의 경계치는 53.5시간 이상 100시간 이하로 가정하였다.

〈표 3〉 농림어업부문의 주당 취업시간별 취업자수 구성비

(단위: %)

연도	주당 취업시간					
	1~17 (1~18)	18~26 (19~29)	27~35 (30~34)	36~44 (35~39)	45~53 (40~49)	54～ (50～)
1963	11.1	14.5	8.5	9.0	19.2	37.7
1964	12.6	15.5	9.4	8.9	18.3	35.4
1965	11.2	17.3	8.7	8.7	19.2	35.0
1966	13.3	17.1	9.3	8.4	19.6	32.3
1967	10.9	15.2	9.1	10.6	20.9	33.2
1968	8.9	16.2	10.2	10.3	21.7	32.7
1969	5.6	11.0	10.9	25.8	20.1	26.6
1970	8.6	11.9	11.0	26.8	18.3	23.5
1971	8.9	10.8	11.6	26.8	19.0	23.0
1972	8.8	9.2	11.3	22.8	18.6	29.3
1973	6.5	8.8	10.6	23.2	18.9	32.1
1974	3.7	7.8	10.7	24.4	20.7	32.7
1975	5.2	8.0	10.4	23.6	18.9	33.8
1976	3.3	7.2	10.0	22.2	18.9	38.3
1977	4.4	10.3	10.8	21.2	17.1	36.3
1978	2.1	9.0	10.5	24.6	17.8	36.0
1979	2.4	9.5	11.7	24.5	19.3	32.6
1980	0.7	8.1	11.0	28.2	21.2	30.8
1981	0.5	8.1	9.9	27.5	22.8	31.2
1982	0.5	7.2	10.6	27.3	22.1	32.2
1983	0.9	7.0	11.7	30.3	22.0	28.2
1984	1.0	7.3	11.5	29.0	23.0	28.2
1985	1.2	6.9	9.4	33.1	22.8	26.6
1986	1.1	8.5	10.9	33.6	21.3	24.5
1987	1.5	7.8	9.5	28.3	21.5	31.4
1988	1.4	6.7	8.7	27.3	21.6	34.3
1989	1.5	6.7	8.6	28.5	22.4	32.3
1990	1.4	6.0	7.9	30.4	25.2	29.2
1991	1.2	6.2	8.1	30.0	25.0	29.5
1992	1.0	5.9	6.9	30.2	27.8	28.3
1993	0.9	5.6	7.1	32.2	26.0	28.1
1994	1.1	5.9	7.2	32.2	27.3	26.3
1995	1.0	5.0	6.2	28.0	29.7	30.2
1996	0.9	5.1	5.2	28.4	29.5	30.8
1997	1.1	6.3	5.8	29.1	29.6	28.2
1998	2.0	7.0	5.8	32.0	27.7	25.6
1999	3.9	9.5	7.1	27.9	23.9	27.6
2000	4.6	8.3	6.2	26.7	25.9	28.3
2001	5.0	8.2	6.3	26.2	24.0	30.2
2002	5.5	9.3	6.5	29.2	23.0	26.4
2003	5.3	10.6	7.4	28.2	21.0	27.4

자료: <표 1>.

〈표 4〉 비농림어업부문의 주당 취업시간별 취업자수 구성비

(단위: %)

연도	주당 취업시간					
	1~17 (1~18)	18~26 (19~29)	27~35 (30~34)	36~44 (35~39)	45~53 (40~49)	54～ (50～)
1963	4.7	6.0	4.0	4.4	22.0	59.0
1964	3.9	6.0	3.4	5.2	22.1	59.5
1965	3.2	4.9	3.0	5.0	21.8	62.1
1966	2.6	4.8	3.2	5.2	22.6	61.6
1967	2.3	5.1	3.0	4.8	22.6	62.1
1968	1.6	3.4	2.8	3.9	24.6	63.7
1969	1.1	2.5	3.4	15.2	24.3	53.6
1970	1.2	2.4	3.3	19.2	22.6	51.2
1971	1.1	2.3	2.9	15.6	21.7	56.4
1972	1.6	2.4	3.7	14.6	19.5	58.3
1973	1.2	2.3	3.6	13.2	17.8	61.9
1974	0.5	1.2	2.8	11.7	20.5	63.3
1975	0.3	0.8	2.2	11.7	20.1	64.8
1976	0.5	1.5	2.9	10.9	19.1	65.1
1977	0.6	1.6	2.7	10.5	20.1	64.5
1978	0.4	1.3	2.7	11.3	19.3	65.0
1979	0.5	1.5	2.5	10.6	20.0	64.9
1980	0.5	1.4	2.6	11.7	21.4	62.3
1981	0.4	1.6	2.7	12.5	23.2	59.5
1982	0.3	1.1	2.1	10.1	18.9	67.6
1983	0.4	1.3	2.6	11.1	18.6	65.9
1984	0.5	1.4	2.5	11.1	19.5	65.1
1985	0.6	1.4	2.0	12.3	20.3	63.4
1986	0.9	2.5	4.4	14.2	18.6	59.5
1987	1.1	2.0	2.6	12.4	19.0	62.9
1988	0.9	1.7	2.2	12.2	19.6	63.4
1989	1.2	1.8	2.5	13.3	21.4	59.8
1990	1.0	1.6	2.2	13.8	23.7	57.7
1991	1.2	1.7	2.1	14.0	24.8	56.1
1992	1.5	1.9	2.2	14.3	27.3	52.8
1993	1.3	1.9	2.0	14.3	28.2	52.2
1994	1.4	1.8	2.0	15.3	28.7	50.8
1995	1.5	1.8	2.0	15.0	29.5	50.1
1996	1.5	1.9	2.1	15.7	30.1	48.7
1997	1.7	2.1	2.6	18.2	29.6	45.8
1998	2.4	2.9	3.1	18.4	30.7	42.4
1999	2.7	3.1	3.2	17.7	28.4	44.8
2000	2.5	2.8	3.1	17.9	28.7	44.9
2001	2.7	3.0	3.2	18.3	28.6	44.2
2002	2.6	3.1	3.5	20.8	27.6	42.2
2003	2.7	3.1	3.8	22.0	28.5	39.9

자료: <표 2>.

〈표 5〉 주당 취업시간의 분포 추정결과

연도	농림어업부문		비농림어업부문	
	μ	σ	μ	σ
1963	4.0680 (0.0073)	0.3695 (0.0094)	3.8476 (0.0088)	0.3369 (0.0108)
1964	4.1045 (0.0084)	0.3814 (0.0101)	3.8464 (0.0082)	0.3196 (0.0097)
1965	4.0930 (0.0073)	0.3605 (0.0090)	3.8277 (0.0077)	0.3053 (0.0084)
1966	4.1255 (0.0081)	0.3657 (0.0093)	3.8369 (0.0070)	0.2863 (0.0074)
1967	4.0835 (0.0060)	0.3256 (0.0072)	3.8330 (0.0068)	0.2859 (0.0071)
1968	4.0733 (0.0052)	0.3010 (0.0061)	3.8317 (0.0058)	0.2499 (0.0056)
1969	4.0264 (0.0045)	0.2814 (0.0047)	3.8163 (0.0049)	0.2561 (0.0048)
1970	4.0674 (0.0049)	0.2960 (0.0051)	3.8350 (0.0046)	0.2543 (0.0045)
1971	4.0665 (0.0048)	0.2914 (0.0050)	3.7982 (0.0050)	0.2664 (0.0049)
1972	4.0335 (0.0054)	0.3292 (0.0061)	3.7796 (0.0057)	0.2958 (0.0058)
1973	3.9986 (0.0048)	0.3142 (0.0054)	3.7504 (0.0060)	0.3032 (0.0062)
1974	3.9743 (0.0041)	0.2771 (0.0043)	3.7535 (0.0050)	0.2562 (0.0047)
1975	3.9786 (0.0046)	0.3035 (0.0052)	3.7489 (0.0048)	0.2437 (0.0045)
1976	3.9405 (0.0045)	0.2993 (0.0050)	3.7356 (0.0051)	0.2714 (0.0048)
1977	3.9721 (0.0051)	0.3270 (0.0060)	3.7397 (0.0048)	0.2697 (0.0045)
1978	3.9575 (0.0044)	0.2834 (0.0047)	3.7395 (0.0045)	0.2629 (0.0042)
1979	3.9785 (0.0043)	0.2741 (0.0045)	3.7385 (0.0044)	0.2646 (0.0042)
1980	3.9739 (0.0036)	0.2370 (0.0034)	3.7603 (0.0041)	0.2545 (0.0039)
1981	3.9668 (0.0035)	0.2338 (0.0033)	3.7817 (0.0036)	0.2423 (0.0034)
1982	3.9622 (0.0037)	0.2353 (0.0035)	3.7241 (0.0043)	0.2559 (0.0040)
1983	3.9847 (0.0036)	0.2238 (0.0033)	3.7314 (0.0043)	0.2674 (0.0040)
1984	3.9838 (0.0039)	0.2259 (0.0036)	3.7377 (0.0041)	0.2652 (0.0038)
1985	3.9886 (0.0037)	0.2159 (0.0034)	3.7520 (0.0037)	0.2577 (0.0036)
1986	4.0067 (0.0038)	0.2166 (0.0034)	3.7732 (0.0038)	0.2917 (0.0038)
1987	3.9700 (0.0043)	0.2431 (0.0042)	3.7449 (0.0039)	0.2910 (0.0039)
1988	3.9507 (0.0045)	0.2459 (0.0043)	3.7456 (0.0037)	0.2752 (0.0036)
1989	3.9601 (0.0043)	0.2390 (0.0041)	3.7725 (0.0033)	0.2698 (0.0032)
1990	3.9689 (0.0040)	0.2195 (0.0037)	3.7903 (0.0028)	0.2497 (0.0027)
1991	3.9676 (0.0043)	0.2199 (0.0040)	3.7998 (0.0027)	0.2476 (0.0025)
1992	3.9663 (0.0041)	0.2094 (0.0037)	3.8191 (0.0025)	0.2420 (0.0024)
1993	3.9694 (0.0042)	0.2071 (0.0037)	3.8228 (0.0023)	0.2346 (0.0022)
1994	3.9769 (0.0042)	0.2046 (0.0037)	3.8315 (0.0022)	0.2311 (0.0021)
1995	3.9513 (0.0044)	0.2082 (0.0039)	3.8346 (0.0021)	0.2297 (0.0020)
1996	3.9475 (0.0044)	0.2077 (0.0039)	3.8427 (0.0021)	0.2267 (0.0020)
1997	3.9632 (0.0044)	0.2090 (0.0039)	3.8606 (0.0020)	0.2291 (0.0019)
1998	3.9829 (0.0045)	0.2131 (0.0040)	3.8797 (0.0021)	0.2387 (0.0020)
1999	3.9948 (0.0055)	0.2548 (0.0054)	3.8680 (0.0023)	0.2553 (0.0023)
2000	3.9858 (0.0056)	0.2570 (0.0055)	3.8668 (0.0022)	0.2495 (0.0021)
2001	3.9810 (0.0060)	0.2707 (0.0061)	3.8716 (0.0021)	0.2511 (0.0020)
2002	4.0082 (0.0059)	0.2631 (0.0058)	3.8856 (0.0020)	0.2481 (0.0020)
2003	4.0115 (0.0064)	0.2744 (0.0065)	3.8985 (0.0020)	0.2414 (0.0019)

주: ( ) 안의 수치는 모수 추정치의 표준오차임.

식 (4)~(11)에서 알 수 있듯이 대수우도함수는 모수 (μ, σ)의 함수이며, 대부분의 통계처리용 소프트웨어에서는 정규분포의 누적밀도함수가 내장된 함수의 형태로 제공되므로 우도함수의 계산에는 많은 시간이 소요되지 않는다.[9)]

모수 μ는 $U = \log(K - X)$의 절사 이전 분포의 기댓값이므로 평균 취업시간($\overline{X}$)이 늘어날수록(줄어들수록) μ의 추정치가 작아지는(커지는) 경향이 있을 것으로 예상되며, 추정결과에서 이를 확인할 수 있다. <표 5>에 따르면 농림어업부문의 μ의 추정치는 비농림어업부문에 비하여 일률적으로 큰 것으로 나타났으며, 이는 농림어업부문의 주당 평균 취업시간이 비농림어업부문에 비하여 작기 때문이다. 또한 <표 5>에서는 μ의 추정치가 주당 평균 취업시간과 반대되는 추세를 보이고 있음을 알 수 있다. 한편 σ의 추정치는 주당 취업시간의 분포의 집중도를 나타내며, 다소 불규칙한 모습을 보이고 있으나 전반적으로 추정치의 값이 감소하다가 최근에 들어 다시 완만히 증가하고 있음을 알 수 있다.

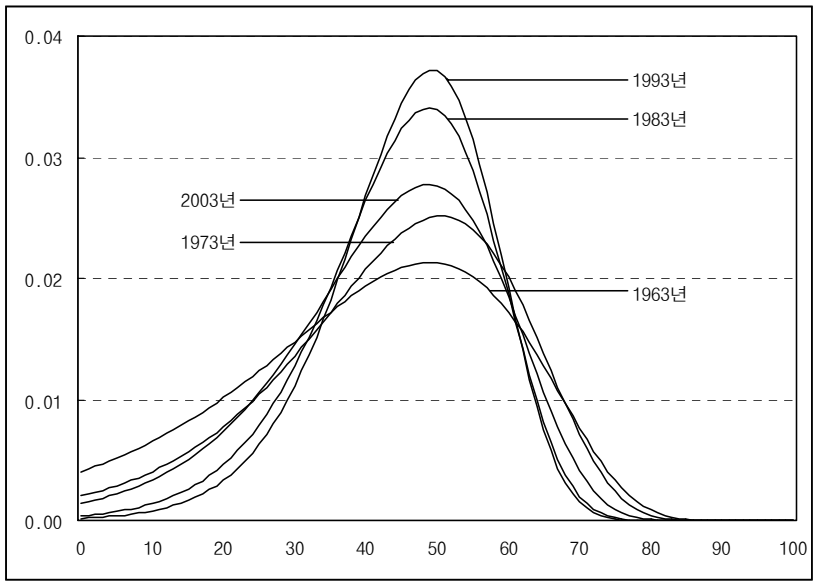
모수 (μ, σ)의 추정치를 식 (7)과 (8)에 대입하면 주당 취업시간의 누적밀도함수와 확률밀도함수를 추정하게 된다. [그림 5]와 [그림 6]은 각각 농림어업부문과 비농림어업부문의 일부 시점에서의 확률밀도함수 추정치를 나타내고 있으며, 주당 취업시간의 추세 및 집중도에 관하여 위에서 언급한 내용을 확인할 수 있다.

마지막으로 모수 (μ, σ)의 추정치를 식 (9)에 대입하면 주당 취업시간의 이론적 기댓값의 추정치를 얻게 된다. 추정 결과, 농림어업부문의 경우에는 이론적 기댓값의 추정치가 주당 평균 취업시간 실제치에 근사한 것으로 나타났으며, 양자 간 차이는 대부분 1시간 미만이었다. 비농림어업부문의 경우에는 양자 간 차이가 농림어업부문에 비하여 다소 크게 나타났으나, 분석대상 기간중 점차 감소하여 1990년대 이후에는 비교적 양자가 일치하는 추세를 보이고 있다.

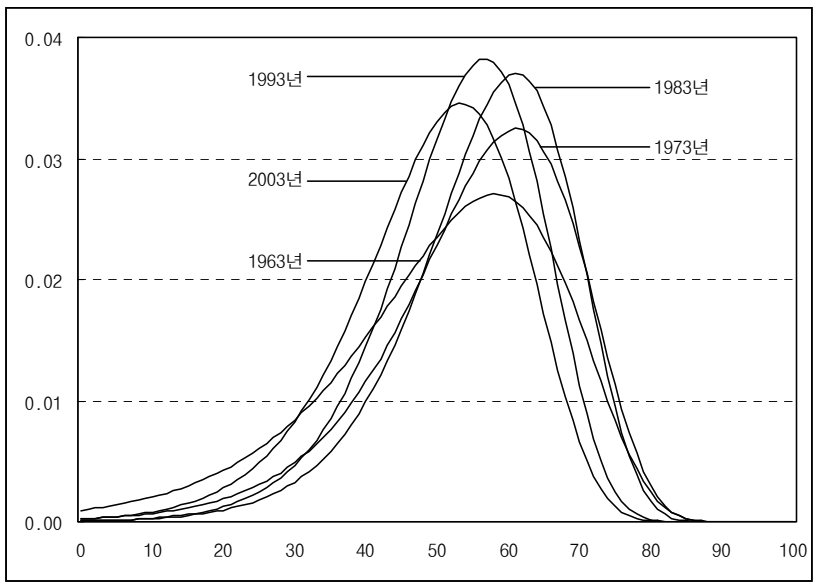
---

9) 본 논문에서는 최우추정치를 구하기 위하여 GAUSS를 사용하였으며, 표본규모가 가장 큰 2003년도 비농림어업부문의 경우에도 1회 반복(iteration)에 소요된 시간은 약 1초에 불과하였다. 초기치 및 수렴조건(tolerance)의 선택에 따라 달라질 수는 있겠으나, 1966년도 비농림어업부문의 추정(12회 반복)을 제외한 모든 경우에 10회 반복 이내에 최우추정치를 구할 수 있었다.

[그림 5] 주당 취업시간의 확률밀도함수 추정결과(농림어업부문)



[그림 6] 주당 취업시간의 확률밀도함수 추정결과(비농림어업부문)



3. 취업시간 변화에 따른 노동능률의 변화패턴 추정

앞에서 언급한 바와 같이 본 논문에서는 2000년도 임금구조기본통계를 이용하여 취업시간 변화에 따른 노동능률의 변화패턴을 추정하였다.[10] 우선 취업시간으로는 총근로시간(=정상근로시간+초과근로시간)을 사용하였으며, 시간당 임금은 정액급여와 초과급여의 합을 총근로시간으로 나누어 계산하였다. 시간당 임금을 계산함에 있어 연간특별성과급을 포함시키지 않은 것은, 임금통계가 특정 월을 대상으로 조사되므로 월간 근로시간과의 연계성이 낮을 것으로 판단하였기 때문이다.

2000년에는 법정 근로시간이 주당 44시간이었으며, 이를 평일 8시간 및 토요일 4시간 근무형태로 해석할 경우 주당 근무일수는 평일 기준 5.5일에 해당한다(즉, 토요일은 평일 기준 0.5일에 해당). 한편, 2000년도 임금통계는 6월을 기준으로 작성되었으며, 2000년 6월에는 평일 22일 및 토요일 4일이 포함되어 있다. 따라서 2000년 6월의 기준 근로일수는 평일 기준 24일에 해당하며, 본 논문에서는 월간 근로시간에 5.5/24를 곱하여 주당 근로시간을 구하였다.

취업자 i의 주당 취업시간과 시간당 임금을 각각 x_i와 HW_i라고 하면, HW_i는 x_i의 함수이며, 회귀분석을 이용하여 취업시간 변화에 따른 노동능률의 변화패턴을 추정할 수 있다. 여기에서 $\psi(x)$는 x에 대하여 오목한(concave) 함수인 것으로 가정한다.

$$HW_i = \psi(x_i) + u_i. \tag{16}$$

식 (16)을 추정하기 위한 용이한 방법은 $\psi(x)$를 x의 2차 함수(quadratic function), 즉 $\psi(x) = \alpha + \beta x + \gamma x^2$로 가정하는 것이다. 그러나 추정결과 및 데이터를 세밀하게 검토한 결과 2차 함수 형태의 가정은 부적절한 것으로 판단되었으며, 그 근거는 다음과 같다.

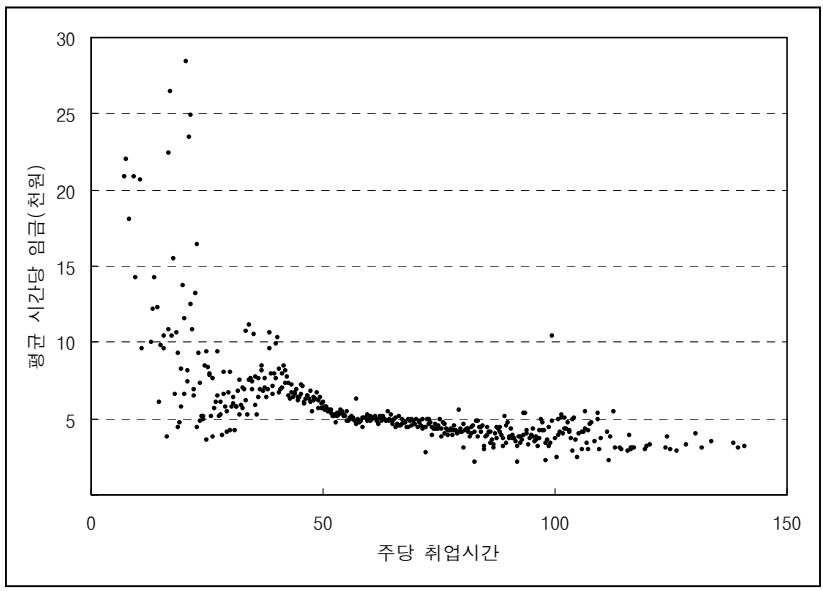
---

10) 노동능률의 변화패턴은 연도에 따라 차이를 보일 수 있으므로 연도별로 추정하는 방안을 택할 수도 있으나, 이 경우 연도별로 상이한 표준화(normalization)를 거쳐야 한다는 문제점이 발생한다. 또한 노동능률의 변화패턴이 생물학적인 특성을 반영한다는 점을 고려할 때, 한 시점에서의 추정결과를 전 시점에 적용하는 방안이 타당할 수도 있다.

우선, 2차 함수 형태의 시간당 임금방정식을 추정한 결과 2차항(x^2)의 계수가 陽(+)의 값으로 추정되었으며, 주당 취업시간이 약 101시간일 때에 시간당 임금이 최소화되는 것으로 추정되었다.[11] 그러나 이는 시간당 임금방정식이 주당 취업시간에 대하여 오목한(convex) 함수이며, 취업시간이 0에 가까워질수록 노동의 능률이 체증함을 의미하므로, 적절한 노동능률 변화패턴의 추정결과로 보기 어려울 것으로 판단된다.

한편, [그림 7]은 주당 취업시간별 평균 시간당 임금을 계산한 결과로서, [그림 7]에 따르면 주당 취업시간별 평균 시간당 임금은 주당 40시간을 전후로 상이한 패턴을 보이고 있는 것으로 판단된다. 첫째, 40시간 이상의 구간에서는 비교적 안정적인 관계가 유지되고 있으나, 40시간 미만의 구간에서는 다소 불안정적인 관계를 관찰할 수 있다. 둘째, 40시간 이상 구간의 경우 대부분의 근로자는 주당 취업시간이 80시간

[그림 7] 주당 취업시간별 평균 시간당 임금



11) 2차 함수 형태의 시간당 임금방정식은 $HW = 123.45 + 12.34x - 0.2345x^2$ 로 추정되었다.

미만이며,[12] 40~80시간 구간의 노동능률 변화패턴은 비교적 안정적인 선형(linear) 관계를 나타내고 있다. 셋째, 40시간 미만 구간의 경우 관계가 다소 불안정적이고 일부 극단치(outlier)가 있는 것이 사실이나, 회귀분석을 실시한 결과 우상향의 선형관계를 도출할 수 있었다.

이러한 이유로 본 논문에서는 주당 취업시간이 40시간 미만인 구간과 40시간 이상인 구간을 구분하여 선형방정식을 추정하는 방안을 택하였다. 추정결과는 다음과 같으며 [그림 8]은 이를 그래프로 표현한 것이다. 참고로, 두 방정식은 분할 기준점인 40시간에서 일치하지 않으나, 양자 간의 차이는 지나치게 큰 수준이 아닌 것으로 판단된다.

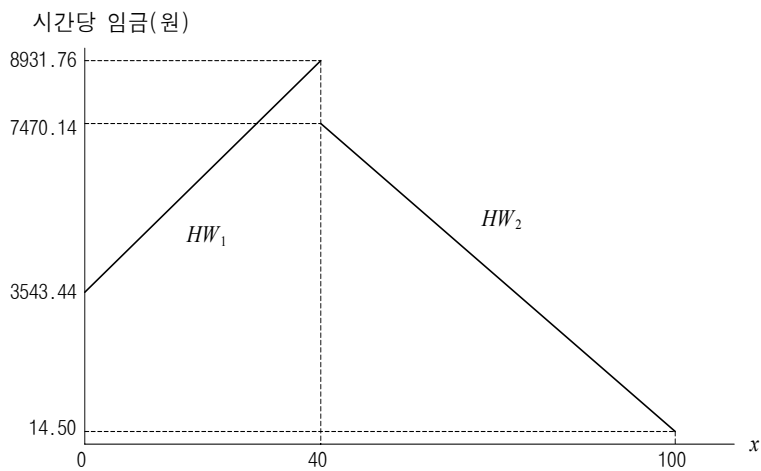
<40시간 미만> $HW_1 = 3543.44 + 134.71x,$

(16.26) (22.27)

<40시간 이상> $HW_2 = 12459.90 - 124.74x.$

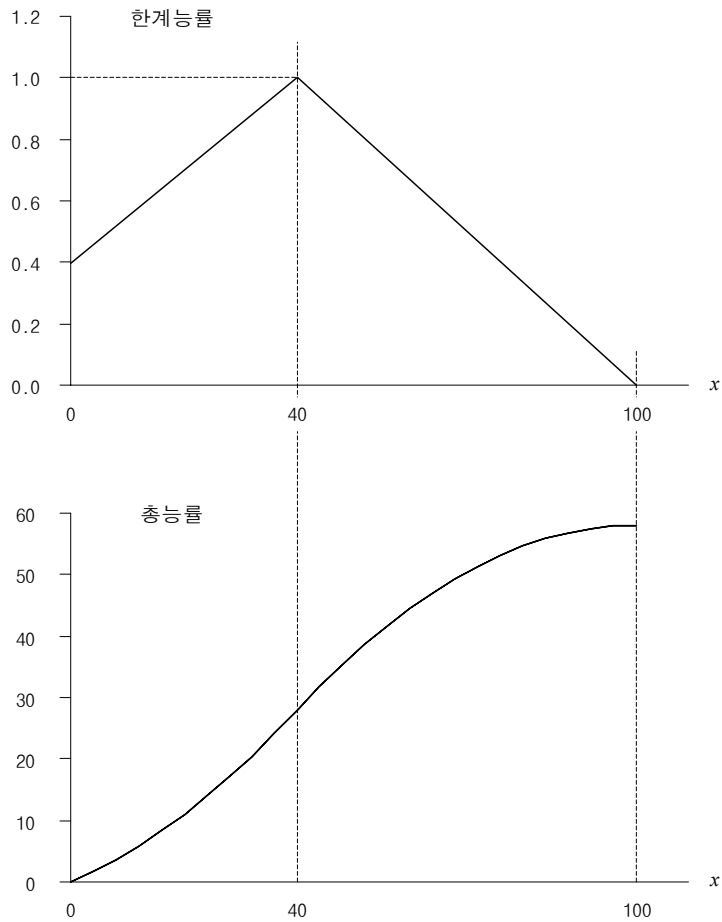
(412.01) (−203.51) (추정치의 t값)

[그림 8] 시간당 임금방정식 추정결과



12) 2000년도 임금통계에 포함된 근로자는 모두 5,735,072명이며, 주당 취업시간이 40시간 이상 80시간 미만인 근로자는 전체의 92%인 5,253,529명이다.

[그림 9] 주당 취업시간별 노동의 한계능률 및 총능률



[그림 9]의 상단은 [그림 8]에 제시된 시간당 임금방정식 추정결과를 구간별 최댓값이 1이 되도록 정규화한 것으로서, 주당 취업시간별 노동의 한계능률에 해당한다.[13] 또한 [그림 9]의 하단은 노동의 총능률에 해당하며, 한계능률을 적분하여 계산한 결과이다.

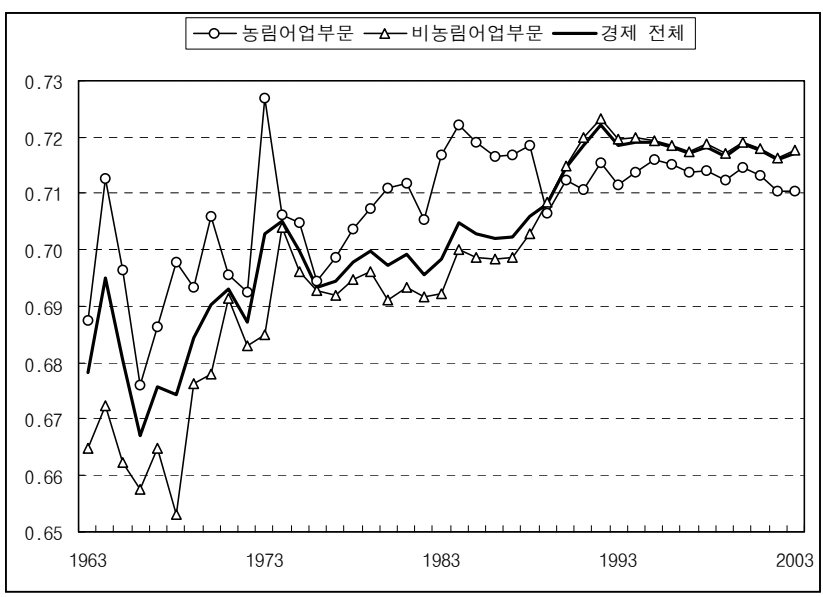
13) 한계능률곡선의 종축 절편은 약 0.3967(=3543.44÷8931.76)이며, 주당 취업시간이 100시간일 때의 한계능률은 약 0.0019(=14.50÷7470.14)이다.

4. 총취업자의 노동능률지표 추정

<표 6>의 (1), (2)열은 각각 농림어업부문과 비농림어업부문의 노동능률지표 추정결과로서, 주당 취업시간 분포의 추정결과(표 5)와 노동능률 변화패턴 추정결과를 식 (15)에 적용하여 계산한 것이다. <표 6>의 (3)열은 경제 전체의 노동능률지표 추정결과로서, 부문별 지표를 가중평균한 것이다. 가중치로는 부문별 총취업시간, 즉 부문별 취업자수에 주당 평균 취업시간을 곱한 값을 사용하였으며, <표 6>의 (4)열 및 (5)열과 같다. 농림어업부문의 취업시간 구성비는 1963년 58.4%를 기록한 이후 꾸준히 감소하여 2003년에는 약 9.1% 수준을 보이고 있다. [그림 10]은 부문별 및 경제 전체의 지표 추정치를 그래프로 표현한 것이다.

<표 6>과 [그림 10]에서 알 수 있듯이, 주당 취업시간 변화에 따른 노동능률지표는 전반적으로 증가추세를 나타내고 있다. 이를 부문별로 보면, 1980년대까지는 농림어업부문이 높은 노동능률을 보였으나, 1990년대에 들어 반전되고 있음을 알 수 있다.

[그림 10] 주당 평균 취업시간 변화에 따른 노동의 능률변화지표



〈표 6〉 주당 평균 취업시간 변화에 따른 노동의 능률변화지표

연도	부문별 노동능률지표			부문별 취업시간 구성비(%)	
	농림어업부문	비농림어업부문	경제 전체	농림어업부문	비농림어업부문
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
1963	0.6876	0.6649	0.6782	58.37	41.63
1964	0.7127	0.6725	0.6951	56.17	43.83
1965	0.6964	0.6623	0.6806	53.65	46.35
1966	0.6759	0.6575	0.6671	52.36	47.64
1967	0.6863	0.6647	0.6756	50.32	49.68
1968	0.6978	0.6531	0.6743	47.36	52.64
1969	0.6933	0.6764	0.6845	47.77	52.23
1970	0.7059	0.6780	0.6904	44.38	55.62
1971	0.6957	0.6914	0.6932	41.80	58.20
1972	0.6926	0.6831	0.6872	43.39	56.61
1973	0.7269	0.6851	0.7029	42.60	57.40
1974	0.7062	0.7041	0.7050	43.22	56.78
1975	0.7049	0.6962	0.6998	40.81	59.19
1976	0.6944	0.6927	0.6934	41.42	58.58
1977	0.6986	0.6920	0.6945	37.66	62.34
1978	0.7036	0.6948	0.6979	35.58	64.42
1979	0.7073	0.6961	0.6999	33.18	66.82
1980	0.7109	0.6911	0.6974	31.74	68.26
1981	0.7119	0.6933	0.6992	31.75	68.25
1982	0.7053	0.6917	0.6955	28.06	71.94
1983	0.7168	0.6923	0.6985	25.25	74.75
1984	0.7221	0.7000	0.7049	22.39	77.61
1985	0.7190	0.6986	0.7028	20.66	79.34
1986	0.7165	0.6985	0.7020	19.61	80.39
1987	0.7168	0.6988	0.7022	18.80	81.20
1988	0.7185	0.7030	0.7059	18.18	81.82
1989	0.7066	0.7086	0.7082	17.87	82.13
1990	0.7125	0.7150	0.7146	16.46	83.54
1991	0.7106	0.7199	0.7186	14.08	85.92
1992	0.7155	0.7232	0.7221	13.79	86.21
1993	0.7114	0.7197	0.7186	12.86	87.14
1994	0.7139	0.7199	0.7192	12.04	87.96
1995	0.7161	0.7195	0.7191	11.85	88.15
1996	0.7152	0.7186	0.7182	11.41	88.59
1997	0.7139	0.7174	0.7170	11.00	89.00
1998	0.7141	0.7188	0.7183	11.85	88.15
1999	0.7125	0.7171	0.7166	10.96	89.04
2000	0.7145	0.7192	0.7187	10.50	89.50
2001	0.7131	0.7181	0.7176	10.15	89.85
2002	0.7104	0.7164	0.7159	9.50	90.50
2003	0.7104	0.7177	0.7170	9.08	90.92

5. 총노동투입 규모 추정

서론에서 밝힌 바와 같이 본 논문에서는 노동투입 규모를 결정하는 다양한 요인 가운데 취업자수, 주당 평균 취업시간 및 노동의 능률 등 세 가지 요인을 분석대상으로 설정하고 있다. 이 가운데 주당 평균 취업시간과 노동의 능률은 일인당 지표에 해당하므로 이 세 가지 요인만을 고려할 경우의 총노동투입지표는 세 지표의 곱으로 계산된다.

<표 7>은 이 세 가지 요인을 지수(index)의 형태로 계산하여 종합한 결과이다. <표 7>의 (2)열은 경제 전체의 총취업자수를 2003년의 값이 100이 되도록 지수화한 것이며, 마찬가지로 (4)열은 총취업자의 주당 평균 취업시간을 지수화한 것이다. <표 7>의 (5)열은 <표 6>의 (3)열, 즉 총취업자의 노동능률지표를 지수화한 것이다. 또한, <표 8>은 분석 대상기간을 10년 단위로 구분하여 이들 세 가지 요인들의 구간별 연평균 증가율을 계산한 것이다.

우선, 취업자수는 총노동투입의 가장 큰 비중을 차지하며, 1963～2003년 기간중 2.72%의 연평균 증가율을 나타내고 있다. 이를 기간별로 보면 1기간(1963～1973년)에는 3.76%의 높은 증가율을 보였으나, 2기간(1973～1983년) 및 3기간(1983～1993년)에는 2.86%로, 그리고 4기간(1993～2003년)에는 1.42%로 점차 하락하였다.

둘째, 주당 평균 취업시간의 전 기간 연평균 증가율은 0.09%로 계산되었으나, 기간별로는 상당한 변동을 보이고 있다. 즉, 1기간과 2기간에는 각각 0.83% 및 0.73%의 비교적 높은 증가율을 기록하였으나, 3기간과 4기간에는 각각 -0.50% 및 -0.71%로 하락하였다.

셋째, 노동능률의 전 기간 연평균 증가율은 0.14%로 계산되어, 주당 평균 취업시간에 비해 높은 증가율을 나타내고 있음을 알 수 있다. 기간별로는, 1기간과 3기간에 상당한 규모의 순증가율을 기록한 반면, 2기간과 4기간에는 극히 완만한 감소 추세를 보이고 있다.

주당 취업시간이 일정 수준을 초과할 경우 – 본 논문의 추정결과에 의하면 주당 40시간을 초과할 경우 – 개별 취업자 입장에서는 취업시간 증가시 노동능률이 낮아질 가능성이 크며, 따라서 취업시간과 노동의 능률은 서로 상충적인 관계를 가진다고 할 수 있다.

〈표 7〉 총취업자수, 주당 평균 취업시간 및 노동능률지표

연도	총취업자수		주당 평균 취업시간		노동능률지표
	명	2003년=100	시간/주	2003년=100	2003년=100
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
1963	7,563	34.16	47.4	96.54	94.58
1964	7,698	34.77	45.9	93.48	96.94
1965	8,112	36.64	47.9	97.56	94.92
1966	8,326	37.61	47.6	96.95	93.04
1967	8,625	38.96	48.2	98.17	94.22
1968	9,062	40.93	49.1	100.00	94.04
1969	9,285	41.94	50.2	102.24	95.46
1970	9,617	43.44	48.2	98.17	96.28
1971	9,946	44.93	49.4	100.61	96.68
1972	10,379	46.88	50.6	103.05	95.85
1973	10,942	49.42	51.5	104.89	98.03
1974	11,421	51.59	52.5	106.92	98.32
1975	11,692	52.81	52.9	107.74	97.60
1976	12,412	56.06	54.5	111.00	96.70
1977	12,812	57.87	53.9	109.78	96.86
1978	13,412	60.58	54.5	111.00	97.34
1979	13,602	61.44	54.2	110.39	97.61
1980	13,683	61.80	53.9	109.78	97.26
1981	14,024	63.35	53.6	109.16	97.52
1982	14,380	64.95	55.9	113.85	97.00
1983	14,505	65.52	55.4	112.83	97.42
1984	14,429	65.17	55.1	112.22	98.31
1985	14,971	67.62	55.1	112.22	98.02
1986	15,504	70.03	53.9	109.78	97.91
1987	16,354	73.87	55.4	112.83	97.93
1988	16,869	76.20	55.8	113.65	98.44
1989	17,561	79.32	54.5	111.00	98.77
1990	18,085	81.69	53.8	109.57	99.67
1991	18,649	84.24	53.4	108.76	100.22
1992	19,009	85.86	52.5	106.92	100.71
1993	19,235	86.88	52.7	107.33	100.22
1994	19,848	89.65	52.4	106.72	100.31
1995	20,414	92.21	52.5	106.92	100.29
1996	20,853	94.19	52.3	106.52	100.16
1997	21,214	95.82	51.4	104.68	99.99
1998	19,937	90.05	50.1	102.04	100.18
1999	20,291	91.65	50.4	102.65	99.94
2000	21,155	95.56	50.6	103.05	100.24
2001	21,573	97.44	50.4	102.65	100.08
2002	22,169	100.14	49.8	101.43	99.84
2003	22,139	100.00	49.1	100.00	100.00

자료: 통계청, 『경제활동인구연보』, 각년도; http://kosis.nso.go.kr; <표 6>.

〈표 8〉 노동투입 세부요인의 기간별 연평균 증가율

(단위: %)

구 간	취업자수	주당 평균 취업시간	노동능률
1963～1973년	3.76	0.83	0.36
1973～1983년	2.86	0.73	–0.06
1983～1993년	2.86	-0.50	0.28
1993～2003년	1.42	-0.71	–0.02
1963～2003년	2.72	0.09	0.14

그러나 이러한 상충적인 관계가 총취업자에 대해 반드시 성립하는 것은 아니다. 예를 들어, 1기간의 경우에는 총취업자의 평균 취업시간과 노동의 능률이 모두 증가하였으며, 이는 주당 평균 취업시간 자체는 증가하였으나 취업시간의 분포가 변하여 평균 능률이 증가하였기 때문일 것으로 예상된다. 4기간의 경우에도 평균 취업시간이 감소하였음에도 불구하고 노동의 능률이 감소하였음을 알 수 있다.

이제, N, H, EI를 각각 취업자수, 주당 취업시간 및 노동의 능률을 나타내는 지표라고 하고[14] 다음을 정의하자. 여기에서 I_1은 취업자수만을 고려한 노동투입지표, I_2는 취업자수와 주당 취업시간을 고려한 노동투입지표, 그리고 I_3는 세 가지 요인을 모두 고려한 노동투입지표에 해당한다.

$$I_1 = N,$$

$$I_2 = N \times H,$$

$$I_3 = N \times H \times EI.$$

<표 9>는 <표 7>을 이용하여 I_1, I_2 및 I_3를 계산한 후 기간별로 연평균 증가율을 계산한 결과이다. 1963～2003년 기간중 총노동투입지표(I_3)의 연평균 증가율은 2.96%로 계산되었다. 그러나 기간별로는 상당한 변화를 보이고 있으며, 1기간에는 5.00%의 높은 증가율을 기록하였으나, 이후 빠르게 둔화되고 있음을 알 수 있다.

14) 세 지표는 각각 <표 7>의 (2)열, (4)열 및 (5)열과 같다.

〈표 9〉 세 가지 노동투입지표의 기간별 연평균 증가율

(단위 : %)

구 간	I_1	I_2	I_3
1963～1973년	3.76	4.63	5.00
1973～1983년	2.86	3.61	3.55
1983～1993년	2.86	2.35	2.64
1993～2003년	1.42	0.70	0.68
1963～2003년	2.72	2.81	2.96

총노동투입 규모의 변동은 대부분 취업자수의 변동에 의존하고 있으나, 최근에 들어서는 취업시간의 변동 역시 상당한 영향을 미치고 있음을 알 수 있다. 즉, 4기간의 경우 취업자수는 연평균 1.42% 증가한 반면 취업시간이 연평균 0.71% 감소함에 따라 총노동투입 규모는 연평균 0.68% 증가하는 데에 그쳤다.

참고로, 1963～2003년 기간중 총노동투입 규모의 연평균 증가율 2.96%에 대한 취업자수 증가, 주당 취업시간 증가 및 노동능률 상승의 기여도는 각각 92.2%, 3.1% 및 4.7%로 계산되었다.[15)]

<표 9>에서 확인할 수 있듯이, 총노동투입 규모를 측정함에 있어 취업자수만을 고려하거나(I_1), 취업자수와 취업시간만을 고려할 경우(I_2) 총노동투입 증가율 측정에 오차가 발생한다. 예를 들어, 1기간에는 취업시간과 노동의 능률이 함께 증가하였으며, 그 결과 두 지표 모두 노동투입 증가율을 과소추정하고 있으며, 4기간에는 취업시간과 노동의 능률이 함께 감소하였으며, 그 결과 두 지표 모두 노동투입 증가율을 과대추정하고 있다. 한편 2기에는 취업시간이 증가한 반면 노동의 능률이 낮아짐에 따라 I_2는 총노동투입 규모를 과대추정하는 반면 I_1은 과소추정하고 있으며, 3기에는 이와 정반대의 상황이 발생하고 있다.

15) 세 가지 노동투입 세부요인의 상대적 기여도는 각각의 연평균 증가율을 기준으로 계산하였다.

Ⅳ. 결 론

본 논문에서는 성장요인 분석에서 사용되는 노동투입 규모를 결정하는 세부 요인 가운데 취업자수, 취업시간 및 취업시간 변화에 따른 노동능률의 변화를 분석대상으로 설정하여, 노동의 능률변화를 추정하기 위한 방법론을 제시하고 이를 우리나라의 경우에 적용하여 1963～2003년 기간중 노동투입 규모 및 연평균 증가율을 추정하였다. 본 논문의 핵심적인 목적은 총노동투입 규모를 측정함에 있어 취업자수만을 고려하거나 혹은 취업자수와 취업시간만을 고려할 경우 발생하는 노동투입 증가율 추정상의 오차 규모를 파악하는 것이다.

이를 위하여 본 논문에서는, 현재 6개의 구간으로만 발표되고 있는 취업시간별 취업자수 통계를 이용하여 취업시간의 연속분포를 최우추정법으로 추정하기 위한 절차를 제시하고, 기존의 연구에 사용된 노동능률의 변화패턴에 대한 가정을 채택하여 경제 전체의 노동능률지표를 추정하였다.

1963～2003년 기간에 대한 실증분석결과, 취업자수, 취업시간 및 노동능률의 연평균 증가율은 각각 2.72%, 0.09% 및 0.14%로 추정되었다. 이를 기간별로 보면, 취업자수 증가율은 1960년대에 3.76%의 높은 수준을 기록한 이후 지속적으로 둔화되었고, 주당 평균 취업시간은 1960년대와 1970년대에 각각 0.83% 및 0.73%의 증가율을 보였으나, 1980년대 이후에는 0.5～0.7%의 감소 추세를 기록하였으며, 노동능률지표는 1960년대와 1980년대에 0.3% 내외의 증가율을 기록한 반면 1970년대와 1990년대에는 완만한 감소 추세를 보였다. 세 가지 요인을 모두 고려한 총노동투입 규모의 전 기간 연평균 증가율은 2.96%로 추정되었으며, 1960년대에 5%의 높은 증가율을 기록한 이후 점차 둔화되기 시작하여 1990년대에는 0.68%로 크게 둔화되었다.

이러한 결과를 바탕으로 본 논문에서는 총노동투입 규모를 측정함에 있어 취업자수만을 고려하거나, 혹은 취업자수와 취업시간만을 고려할 경우 발생하는 오차의 규모를 계산하였다.

본 논문의 추정결과는 향후 한국경제의 잠재성장률을 전망함에 있어

상당한 함의를 갖는다. 즉, 향후 취업시간의 감소에 따라 총노동투입 증가율은 더욱 둔화할 것으로 전망되나, 취업시간의 감소와 함께 노동의 능률은 증가될 것이며, 이것이 취업시간 감소의 상당 부분을 상쇄할 경우 총노동투입 감소율은 취업시간 감소율보다 작게 될 것이다.

마지막으로 본 논문에 제시된 실증분석결과의 개선방안을 논의하기로 한다. 본 논문에서는 2000년도 『임금구조기본통계』를 이용하여 취업시간 변화에 따른 노동능률의 변화패턴을 추정하였다. 그러나 『임금구조기본통계』는 임금근로자만을 대상으로 하는 표본조사로서, 자영업자, 가족종사자 등 무급종사자와 농림어업부문 취업자가 제외되어 있을 뿐 아니라, 추정결과를 총취업자에게 적용하기에는 대표성이 낮다는 문제점을 가진다. 한편 본 논문에서는 추정의 편의를 위하여 동일한 노동능률 변화패턴을 모든 취업자에게 적용하였다. 그러나 노동능률 변화패턴은 연도별뿐 아니라 성별, 연령별, 교육수준별 등 집단별로 차이를 가질 것으로 짐작된다. 향후 이에 대한 엄밀한 실증분석을 바탕으로 한 연구가 이루어지기를 기대한다.

참 고 문 헌

金光錫・朴埈卿, 『韓國經濟의 高度成長要因』, 硏究叢書 25, 韓國開發硏究院, 1979.

김동석・이진면・김민수, 『한국경제의 성장요인 분석: 1963～2000』, 연구보고서 2002-06, 한국개발연구원, 2002.

김종일, 「한국의 산업별 성장요인 분석과 생산효율성 비교」, 『경제학연구』, 제46집 제1호, 1998.

노동부, 『임금구조기본통계조사보고』, 2002.

통계청, 『경제활동인구연보』, 각년도.

_____, 통계 DB(http://kosis.nso.go.kr).

한진희・최경수・김동석・임경묵, 『한국경제의 잠재성장률 전망: 2003～2012』, 정책연구시리즈 2002-07, 한국개발연구원, 2002.

한진희・김종일, 『국제비교를 통해 본 우리나라 및 동아시아의 성장요인 분석』, 연구자료 99-32, 한국개발연구원, 1999.

홍성덕, 『한국경제의 요소생산성 성장요인 추정』, 정책연구자료 91-02, 한국개발연구원, 1991.

Denison, E.F., *Accounting for United States Economic Growth, 1929-1969,* Washington, D.C.: Brookings Institution, 1974.

_____ and W. Chung, *How Japan's Economy Grew So Fast*, Washington, D.C.: Brookings Institution, 1976.

Kim, K. and S. Hong, *Accounting for Rapid Economic Growth in Korea, 1963~1995*, Korea Development Institute, 1997.

Kim, K. and J. Park, *Sources of Economic Growth in Korea, 1963~1982*, Korea Development Institute, 1985.

Mood, A. M., F. Graybill, and D. Boes, *Introduction to the Theory of Statistics*, 3rd ed., McGraw-Hill, 1974.

KDI 政策研究
제26권 제2호(통권 제94호)

경제위기 이후 부실기업 구조조정에 있어서의 M&A의 역할

- 주식인수 및 영업양수 방식에 의한 기업결합을 중심으로 -

최 용 석
(한국개발연구원 부연구위원)

The Role of M&A in Restructuring Korea's Distressed Firms

Yong-Seok Choi
(Associate Fellow, Korea Development Institute)

• 핵심주제어: 합병 및 인수(Mergers and Acquisitions), 기업구조조정 (Corporate Restructuring), 경제위기(Financial Crisis)
• JEL 코드: G3

ABSTRACT

With the outbreak of the financial crisis in mid-1997, the Korean government has removed a majority of M&A-related regulations in order to facilitate M&A transactions. This was based upon the belief that M&As are one of the most efficient ways to restructure financially distressed firms compared to other government-driven restructuring programs. In this paper, we try to empirically assess the role of M&A in restructuring distressed firms in Korea following the financial crisis. In doing so, three empirical analyses have been conducted. The first analysis attempts to identify financial characteristics of the insolvent M&A targets. The second exercise directly tests the change in performance of insolvent M&A targets before and after such M&A transactions. The third analysis is a more general assessment on the role of M&A transactions to determine if being involved in an M&A transaction (regardless of its motivate) has reduced the probability of becoming insolvent in the future. Overall, we find some evidence supporting that M&A activities after the financial crisis have played a positive role in restructuring financially distressed firms in Korea.

.....

1997년에 발생한 경제위기 이후 정부는 원활한 부실기업 정리를 촉진하기 위해 기업 간 합병 및 인수(M&A)와 관련한 많은 규제를 완화하였다. 이는 시장메커니즘에 의해 주도되는 M&A의 활성화가 정부에 의해 주도되는 다른 기업구조조정 수단들보다 효율적인 방식일 수 있다는 믿음에 기초한 것이었다. 본 연구는 지금까지 여타 실증연구에서 사용되지 않았던 공정거래위원회의 기업결합 신고자료를 토대로 기업구조조정을 위한 국내 M&A 시장의 특성을 파악하고 경제위기 이후 부실기업 구조조정에 있어서의 M&A의 역할에 대한 실증적 평가를 시도한다.

이를 위해 본 연구에서는 다음의 세 가지 실증분석을 수행하였다. 첫째, M&A의 대상기업이 되었던 부실기업의 재무적 특성을 분석하여 기업구조조정과 관련된 M&A 시장의 전체적인 특성을 파악한다. 둘째, 수익성 및 효율성 지표에 대한 분석을 통해 부실화된 M&A 대상기업들의 성과가 M&A 거래 이후 실제로 개선되었는지의 여부를 분석한다. 셋째, M&A 대상기업들이 사후적으로 부실화될 확률이 감소하였는지의 여부를 분석한다. 이러한 실증분석의 결과들은 재무적으로 곤경 상태에 있는 부실기업을 대상으로 한 M&A 거래가 M&A 대상기업의 기업성과를 개선시키는 데 어느 정도 효과가 있음을 시사하고 있다.

Ⅰ. 서 론

1997년에 발생한 경제위기 이후 부실기업에 대한 구조조정은 한국경제가 해결해야 할 가장 중요하고도 시급한 정책과제로 다루어져 왔으며, 주지하는 바와 같이 이를 위한 다양한 정부정책이 도입·시행되었다. 이러한 정부정책에는 부실기업의 정상화를 위한 워크아웃 프로그램의 도입, 부실기업의 도산절차를 효율화하기 위한 도산 관련법 및 제도의 개혁, 그리고 부실채권의 인수 및 정리업무를 담당하는 자산관리회사(asset management companies) 등의 육성 등이 포함될 것이다.

이와 동시에 국내외 투자자에 의한 기업 간의 합병 및 인수(M&A; mergers and acquisitions) 제도의 활용 역시 기업구조조정을 위해 사용 가능한 다양한 수단들 중의 하나로서 강조되어 왔다. 이는 시장메커니즘에 의해 주도되는 M&A의 활성화가 정부에 의해 주도되는 다른 기업구조조정 수단들보다 더 효율적인 방식일 수 있을 뿐 아니라, 기업에 의한 새로운 투자를 유도하고 경영, 생산 및 마케팅 방식 등에 있어 보다 선진적인 기술을 도입케 함으로써 장기적으로 기업의 효율성 및 생산성을 향상시킬 수 있다는 믿음에 기초한 것이다.[1)]

이처럼 M&A의 활성화를 통해 기업의 구조조정을 촉진하고 기업의 효율성 및 생산성을 향상시키기 위하여 한국정부는 경제위기 이후 M&A와 관련된 규제들을 완화하는 조치를 적극적으로 취하여 왔다. 특히 경제위기 이후 대부분의 국내기업들이 심각한 자금난을 겪고 있는 상황하에서 해외자본에 의한 국내기업의 M&A와 관련된 많은 규제들이 철폐되었으며, 이와 동시에 국내기업 간의 M&A 거래를 촉진시키기 위한 정책적 노력 또한 지속되어 왔다.[2)] 이러한 정부의 M&A 관련 규제완

1) 기업구조조정 촉진을 위한 M&A 거래의 증가는 우리나라에서뿐만 아니라 동일한 시기에 경제위기를 겪었던 인도네시아, 말레이시아 및 태국 등 여타 동아시아국가들에서도 공통적으로 나타났던 현상이다. 이들 동아시아국가에서의 해외자본에 의한 M&A 거래(cross-border M&A)의 발생원인 및 그 효과에 대한 분석은 Mody and Negishi(2001)를 참조하라.

2) 예를 들어, 1998년 2월에는 의무공개매수제도가 폐지되었고, 같은 해 5월에는 외국

화 노력과 더불어 M&A 거래에 대한 기업들의 인식 변화에 따라, 국내에서의 M&A 거래는 경제위기 이후 지속적인 증가 추세를 보이고 있는 것이 사실이다.

그렇다면 과연 경제위기 이후 지금까지의 M&A 거래가 국내 부실기업들의 구조조정에 있어 긍정적인 역할을 수행하였다고 평가할 수 있는가? 이에 대한 답변은 경제위기 이후 우리나라 M&A 시장의 역할에 대한 이해를 증진시키고 향후 기업구조조정을 위한 수단으로서 M&A 거래가 활용될 수 있을 것인가에 대한 정책방향을 설정하는 데 도움을 줄 것으로 판단된다. 앞서 설명한 대로 경제위기 이후 기업구조조정을 위한 M&A의 역할이 강조되어 왔음에도 불구하고, 그 역할에 대한 실증적인 연구는 국내에서 찾아보기 힘들다.[3] M&A의 역할에 대한 실증연구를 수행할 수 있을 만큼 M&A 거래에 대한 체계적인 자료가 국내에 축적되어 있지 못한 것이 그 한 원인이었을 것으로 판단된다.

본 연구는 지금까지 여타 실증연구에서 사용되지 않았던 공정거래위원회의 기업결합 신고자료[4]를 한국신용정보의 기업재무자료와 결합시킨 데이터베이스를 구축, 이를 이용하여 기업구조조정을 위한 국내 M&A 시장의 특성을 파악하고 경제위기 이후 부실기업 구조조정에 있어서의 M&A 거래의 역할에 대한 실증적 평가를 시도하는 것을 목적으로 한다. 특히 부실화된 M&A 대상기업(즉, 피합병 또는 피인수기업)에 분석의 초점을 맞춰, M&A 거래 이후 이들 기업들의 성과가 실제로 개선되었는지를 분석함으로써 기업구조조정에 있어 M&A 거래의 효율성에 대해 평가해 보고자 한다. 이를 위해 본 연구에서는 다음과 같은 세 가지 실증분석을 수행하였다. 먼저 M&A의 대상기업이 되었던 부실기

인에 의한 적대적 M&A가 전면적으로 허용되었으며, 기업구조조정을 위한 M&A의 기업결합심사기준도 완화되었다. M&A에 대한 정부의 규제완화정책에 대하여는 제Ⅱ장에서 보다 자세히 논의하기로 한다.

3) 임관택・임석필(1994)은 1988～94년중 합병된 기업들을 이용하여 합병대상기업의 재무적 특성을 연구하였으며, 주상용(1997)은 1981～90년중 합병된 기업들을 대상으로 국내 합병기업과 피합병기업의 재무적 특성의 차이를 연구하였다. 필자가 조사한 바로는 경제위기 이후 M&A 거래에 대한 연구는 아직 없는 것으로 보인다.

4) 동 기업결합 신고자료는 『독점규제 및 공정거래에 관한 법률』에 의하여 일정한 조건의 기업 간 인수・합병에 대하여 공정거래위원회에 신고된 자료를 취합한 것이다. 동 자료의 성격에 대한 자세한 논의는 제Ⅲ장에서 다룬다.

업의 재무적 특성을 분석한다. 즉, 어떠한 특성을 가지고 있는 부실기업들이 M&A의 대상기업이 될 가능성이 높은지에 대하여 분석한다. 이를 통해 기업구조조정과 관련된 M&A 시장의 전체적인 특성을 파악하고자 한다. 두 번째 실증분석에서는 부실화된 M&A 대상기업들의 성과가 M&A를 통해 실제로 개선되었는지 여부를 분석한다. 이를 위해 이들 기업의 다양한 수익성 및 효율성 지표를 M&A 거래 이전과 이후로 나누어 파악하고 이를 비교·분석한다. 세 번째 실증분석에서는 M&A 거래의 경제적 역할에 대한 보다 일반적인 평가를 내리고자 한다. 즉, M&A 대상기업들이 사후적으로 부실화될 확률이 감소하였는지의 여부를 기존의 부실예측모형을 활용하여 분석한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 경제위기를 전후하여 M&A 거래 활성화를 위해 정부가 취하였던 규제완화정책에 대하여 간략하게 서술한다. 여기에서는 M&A 거래에 대한 정부정책의 뚜렷한 방향전환이 있었음을 발견하게 될 것이다. 제Ⅲ장에서는 본 연구에서 사용한 데이터가 어떻게 구축되었는지 그리고 그 성격은 어떠한지에 대하여 논의함과 동시에 경제위기 이후 최근까지의 M&A 거래추이를 살펴볼 것이다. 제Ⅳ장에서는 본 연구에서 수행한 세 가지 실증분석의 접근방법에 대하여 설명하고 그에 따른 실증분석결과를 보고한다. 제Ⅴ장에서는 실증분석의 주요 결과를 요약하면서 부실기업 구조조정을 위한 M&A의 역할에 대하여 전반적인 평가를 내리도록 한다.

Ⅱ. M&A 관련 정부정책의 변화

전통적으로 한국의 M&A 시장은 산업화가 진행된 여타 선진국들과 비교해 볼 때 가장 비활동적이고 폐쇄적이었다고 할 수 있다. 그 이유 중의 하나는 M&A 거래를 제약하는 여러 가지 법적·제도적 규제가 존재하였기 때문이었다고 할 수 있다.[5] 예를 들어, 외국기업의 경우는 국

5) 국내에서 M&A 거래가 활성화되지 않은 또 다른 이유들로는 한국기업의 지배구조와 경영문화의 특성, 고용조정 등 합병·인수 후의 가치창출이 어려운 점, 합병·인수, 특히 적대적 M&A에 대한 국민의 정서적 반감, M&A 인프라의 부족 등을 들 수

내기업의 지분을 장외에서 취득할 수 없도록 되어 있었으며 외국인투자자는 제한된 한도 내에서 주식시장을 통한 포트폴리오 투자만이 가능하였다. 그러나 경제위기를 겪으면서 M&A에 대한 정부 및 기업의 시각이 변화하기 시작하였다.

한국의 경제위기는 막대한 부실채권을 가진 기업들의 도산에 의해 발생하였으며 또한 그 결과 새로운 수많은 부실기업들이 생겨나게 되었다. 당시 한국경제에 있어 가장 중요한 해결과제는 이러한 부실기업들의 구조조정을 효과적으로 달성하는 것이었으며, 이러한 과정에서 M&A는 가장 시장친화적인 방식으로 국내외 유동성을 끌어들여 기업구조조정을 효과적으로 달성할 수 있는 수단으로 부각되기 시작한 것이다.[6)]

경제위기를 전후한 정부정책의 변화를 살펴보면 M&A 거래에 대한 정부의 규제완화 추세는 더욱 확연해진다. <표 1>은 1997년부터 1998년 사이에 이루어진 M&A와 관련된 주요 정부정책의 변화를 요약하고 있다. 경제위기 직전인 1997년 2월에 개정된 「외국인투자 및 외자도입에 관한 법률」의 내용을 보면, M&A와 관련된 규제가 엄격했음을 알 수 있다. 예를 들어, 외국인투자자가 총자산이 2조원 이상인 국내기업의 경영권을 인수할 경우에는 재정경제원 장관의 승인을 받아야 했으며, 우호적 인수・합병의 경우에도 이사회의 결의가 있을 경우에만 외국인투자자가 10% 이상의 구주를 취득할 수 있었다.

또한 같은 해 4월에 개정된 「증권거래법」에 의하면, 내국인에 의한 상장기업 주식의 10% 이상 취득을 허용하였으나 새롭게 의무공개매수제도(obligatory tender offer system)를 도입하였다. 의무공개매수제도하에서는 어느 기업의 지분을 25% 이상 인수하고자 하는 경우 인수기업은 공개매수(tender offer)를 통해 '50% + 1' 이상의 지분을 반드시 취득하여야 하며, 기취득 지분과 '50% + 1'주만큼의 지분 차이는 과거 12개월중

있다(선우석호[2000]).

6) 이와 같은 M&A 거래의 필요성에 대한 내부적인 수요 이외에도, 국제통화기금(IMF)은 586억달러의 구제금융을 제공하는 조건으로 한국경제의 근본적 개혁을 요구하였는데, 여기에는 해외기업에 의한 한국기업 인수를 활성화하기 위한 제도적 완화조치가 포함되어 있었다.

〈표 1〉 1997년 이후 M&A 관련 정부정책 변화의 주요 내용

일 자	관련 법규	내 용
1997. 2. 1	외국인투자 및 외자도입에 관한 법률	• 외국인투자 및 외자도입에 관한 법률의 개정 – 이사회의 결의가 있을 경우 그리고 우호적 인수·합병의 경우에 한하여, 외국인투자자 1인당 개별기업 지분 10% 이상의 구주 취득을 허용 – 총자산이 2조원 이상인 기업의 경우, 외국인투자자로의 경영권 이전은 재정경제원 장관의 승인을 받아야 함.
1997. 4. 1	증권거래법	• 증권거래법 개정 – 상장기업 주식의 10% 이상 취득 허용 – 의무공개매수제도의 도입(상장회사의 지분을 25% 이상 취득할 경우에는 반드시 '50% + 1'주 이상을 공개매수(tender offer)에 의해 취득하여야 하며 추가매수분의 가격은 과거 12개월간 취득가격 중 최고가격으로 함)
1997. 12. 30	증권거래법	• 기업인수·합병 활성화 방안 – 의무공개매수제도를 '50% + 1'주 이상 공개매수에서 '40% + 1'주 이상 공개매수로 완화 – 종목당 외국인 투자한도를 50%에서 55%로 상향 조정
1998. 2. 4	증권거래법 및 외국인투자 촉진법	• 기업구조조정을 위한 증권거래법 및 외국인투자 촉진법 개정 – 의무공개매수제도의 폐지 – 상장기업의 자사주 취득한도를 10%에서 33.3%로 상향 조정 – 인수·합병절차의 간소화 1. 비상장법인이 상장법인을 합병할 경우 감사인 지정제도 폐지

<표 1>의 계속

일 자	관련 법규	내 용
1998. 2. 4	증권거래법 및 외국인투자 촉진법	2. 증권관리위원회 소집시기를 합병승인을 위한 주주총회 6개월 전에서 3개월 전으로 단축 – 총자산 2조원 이상 기업의 외국인투자자로의 경영권 이전에 대한 재정경제부 장관의 승인제도 폐지 – 이사회 동의 없이 외국인이 취득할 수 있는 1인당 개별기업 지분을 10%에서 33%로 상향 조정(단, 산업자원부 장관 및 국방부 장관이 지정한 81개 방위산업체는 제외)
1998. 2. 20	근로기준법	• 경영악화를 방지하기 위한 사업의 양도·인수·합병의 경우를 경영상 이유에 의한 해고의 요건이 되는 긴박한 경영상의 필요가 있는 경우로 간주하여 고용조정이 가능하도록 허용
1998. 12. 28	증권거래법	• 기업의 구조조정 및 인수·합병의 활성화를 지원하기 위하여 회사합병절차를 간소화 – 소규모합병(존속회사가 합병으로 인하여 발행하는 신주의 총수가 그 회사의 발행주식 총수의 5% 이하인 합병)의 경우에는 주주총회절차를 생략할 수 있도록 하고, 회사합병시 채권자의 이의제출기간을 2개월에서 1개월로 단축

자료: Youn and Choi(2003)로부터 재구성.

당해 주식의 최고가격으로 취득하여야만 한다. 이러한 의무공개매수제도는 기업의 경영권 변화에 따라 소액주주들이 입을 수 있는 손해를 제한하려는 취지로 도입되었으나, 국내의 M&A 시장의 활성화에 큰 걸림돌로 작용한 것이 사실이다(김영산[2002] 참조).

M&A 거래에 대한 이와 같은 비교적 엄격한 규제는 경제위기 직후인 1997년 말 이후부터 급격히 완화되기 시작하였다. 1997년 말 '기업인수・합병 활성화 방안'이 마련되어 의무공개매수 한도가 기존의 '50% + 1'주에서 '40% + 1'주로 하향 조정되었으며, 종목당 외국인의 상장사에 대한 주식투자 한도도 50%에서 55%로 상향 조정되었다. 1998년 2월에는 기업구조조정을 촉진시키기 위하여 「증권거래법」과 「외국인투자촉진법」이 개정되었는데, 이때 의무공개매수제도가 전면 폐지되었으며[7] 자산규모 2조원 이상의 기업에 대한 외국인투자자의 인수・합병의 경우 요구되던 재정경제부 장관의 승인제도 역시 폐지되었다.

아울러, 1998년 2월에는 국내 M&A 거래의 활성화에 걸림돌 중의 하나로 인식되어 왔던 「근로기준법」이 개정되었다. 즉, "경영악화를 방지하기 위하여 기업이 영업양도・인수・합병을 한 경우를 경영상의 이유에 의한 해고의 요건이 되는 긴박한 경영상의 필요가 있는 경우로 간주"할 수 있는 법적 근거를 「근로기준법」에 마련함으로써, M&A 거래시 기업구조조정을 위한 고용조정이 가능하도록 허용한 것이다.[8]

같은 해 12월에는 「증권거래법」을 개정하여 기업의 구조조정 및 인수・합병의 활성화를 지원하기 위하여 소규모합병(존속회사가 합병으로 인하여 발행하는 신주의 총수가 그 회사의 발행주식 총수의 5% 이하인 합병)의 경우에는 주주총회절차를 생략할 수 있도록 하였으며, 회사합병시 채권자의 이의제출기간도 2개월에서 1개월로 단축하였다.

---

7) 당시 「증권거래법」의 개정이유서에 의하면 의무공개매수제도의 폐지 이유를 "……, 기업 간 인수・합병의 필요성이 증대함에 따라, ……, 기업의 구조조정을 지원하기 위하여, ……, 의무공개매수제도를 폐지한다"라고 명시적으로 밝히고 있다. 의무공개매수제도를 폐지하는 대신 기업의 경영권방어 수단을 확충하기 위하여 상장기업이 자기주식을 취득할 수 있는 한도를 10%에서 33.3%로 확대하는 조치도 함께 시행하였다.

8) 동 개정안 이전에는 사용자가 합법적으로 피고용자를 해고할 수 있는 경우는 사용자 기업이 해고 시점 이전에 지속적으로 상당한 정도의 재무적 손실을 보고 있는 경우로 한정되어 있었다.

본장에서는 경제위기 이후 M&A 거래에 대한 정부의 규제완화정책의 변화에 대하여 간략히 살펴보았다. 요컨대, 이러한 규제완화정책은 경제위기 발생 후 국제기구들이 우리 정부에 요구한 한국경제의 근본적인 개혁프로그램의 일환으로 추진된 측면도 있으나, 기업구조조정의 한 수단으로서 자율적인 기업 간 인수·합병을 활성화시키고자 했던 내부적인 요구에 의한 것이기도 하였다. 그렇다면 경제위기 이후 우리나라에서의 M&A 거래추이는 실제로 어떠했으며, 그러한 M&A 거래가 부실기업 구조조정에 있어 어떠한 역할을 수행하였는가? 이에 대한 평가를 다음의 두 장에서 시도해 보기로 한다.

Ⅲ. 분석자료

본격적인 실증분석에 들어가기에 앞서 본장에서는 실증분석에서 사용된 분석자료에 대하여 간략히 설명함과 동시에 경제위기 전후 우리나라에서의 M&A 거래추이에 대하여 살펴보고자 한다.

본 연구에서 사용된 분석자료는 크게 두 종류이다. 첫 번째는 M&A 거래에 관한 자료로서, 공정거래위원회로부터 입수한 1998년부터 2001년까지의 기업결합(business combination) 자료를 이용하였다.『독점규제 및 공정거래에 관한 법률』제12조에 의하면 기업들이 일정조건에 해당하는 기업결합을 하는 경우, 동 법에 규정된 기한 내에 공정거래위원회에 신고하도록 되어 있다.[9] 신고대상이 되는 기업결합으로는 ① 상대회사 발행주식 총수(의결권 없는 주식은 제외)의 20%(상장법인은 15%) 이상을 소유하게 되는 경우(이하 주식취득이라 한다), ② 일방이 대규모회사(계열회사의 자산 또는 매출액을 모두 합한 금액이 2조원 이상인 회사)인 경우 그 임원 또는 종업원이 상대회사의 임원을 겸임하는 경우

9) 기업결합회사 일방의 자산 또는 매출액의 규모(계열사의 자산 또는 매출액을 포함하여 계산)가 천억원 이상인 회사 간의 기업결합인 경우에 신고의무가 있으며, 신고의무자는 주식취득인 경우는 취득회사, 흡수합병인 경우는 존속회사, 신설합병의 경우는 합병 당사회사가 공동으로, 영업양수의 경우는 양수회사, 임원겸임의 경우는 겸임임원의 소속회사, 회사신설의 경우는 신설에 참여하는 회사이다.

(이하 임원겸임이라 한다), ③ 다른 회사와의 합병을 하는 경우, ④ 다른 회사의 영업의 전부 또는 주요 부분의 양수·임차 또는 경영의 수임이나 다른 회사의 영업용 고정자산의 전부 또는 주요 부분의 양수를 하는 경우(이하 영업양수라 한다), ⑤ 새로 설립되는 회사 주식의 20% 이상을 인수하는 경우(이하 회사신설이라 한다) 등의 다섯 가지가 있다.

공정거래위원회가 이와 같이 기업결합 신고를 받는 가장 중요한 목적은 경쟁제한적 기업결합 행위를 방지하는 데에 있다. 그러나 공정거래위원회의 기업결합 신고자료는 우리나라의 M&A 거래와 관련하여 그 유형별로 가장 체계적인 정보를 담고 있는 자료로 평가할 수 있다.[10] 동 기업결합 신고자료에는 위의 다섯 가지 기업결합 유형별로 신고기업과 피신고기업의 명칭, 기업결합 신고일자와 승인일자 등의 정보가 기록되어 있으며 이를 이용하여 우리나라에서의 M&A 거래에 대한 기업별 데이터를 구축할 수 있다.

그러나 위에서 언급한 다섯 가지의 기업결합 유형은 경쟁제한성을 평가하는 제도의 취지에 따라 임원겸임과 같이 일반적인 M&A에 대한 정의보다 다소 광의의 개념까지도 포함하고 있다. 따라서 다음 장의 실증분석에서는 다른 기업에 대한 주식취득, 다른 회사와의 합병, 다른 회사의 영업양수 등 세 가지 경우만을 분석의 대상으로 삼아 실증분석을 수행하게 될 것이다.

<표 2>는 1995년부터 2002년까지의 기간 동안 공정거래위원회에 신고처리된 기업결합 건수의 추이를 유형별로 보여주고 있다. 전체 기업결합 신고건수는 경제위기 직후인 1998년에 전년 대비 16.3%, 1999년에 14.6%, 그리고 2000년에는 26.2% 증가하였으나 기업의 구조조정이 어느 정도 마무리된 2001년부터는 전체 건수가 조금씩 줄어들고 있음을 알 수 있다. 그러나 전체건수는 경제위기 이전과 비교해 볼 때 여전히 높은 수준이다. 다음으로 기업결합의 유형별 구성비를 보면 경제위기 직후인 1998년에는 합병을 통한 기업결합이 전체의 31.1%를 차지하고 있으나

10) 동 기업결합 신고자료를 제외하고는 우리나라에서의 M&A 거래에 대한 미시적인 통계자료는 존재하지 않는다. 이에 따라 지금까지 국내의 M&A에 대하여 연구한 대부분의 기존 문헌들은 신문 등 언론매체를 통하여 알려진 M&A 거래에 대한 정보를 수집함으로써 이루어져 왔다.

〈표 2〉 우리나라의 기업결합 추이

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	전체
주식취득	142 (43.7) —	159 (40.5) [12.0]	130 (31.1) [-18.2]	92 (18.9) [-29.2]	146 (26.2) [58.7]	268 (38.1) [83.6]	234 (36.4) [-12.7]	215 (35.7) [-8.1]	1,386 (33.6) —
합병	48 (14.8) —	63 (16.0) [31.3]	75 (17.9) [19.0]	151 (31.1) [101.3]	145 (26.0) [-4.0]	68 (9.7) [-53.1]	73 (11.3) [7.4]	65 (10.8) [-11.0]	688 (16.7) —
영업양수	10 (3.1) —	25 (6.4) [150.0]	23 (5.5) [-8.0]	81 (16.7) [252.2]	111 (19.9) [37.0]	84 (11.9) [-24.3]	62 (9.6) [-26.2]	78 (13.0) [25.8]	474 (11.5) —
신설회사인수	121 (37.2) —	130 (33.1) [7.4]	163 (39.0) [25.4]	130 (26.7) [-20.2]	113 (20.4) [-13.1]	179 (25.5) [58.4]	98 (15.2) [-45.3]	101 (16.8) [3.1]	1,035 (25.0) —
임원겸임	4 (1.2) —	16 (4.0) [300.0]	27 (6.5) [68.8]	32 (6.6) [18.5]	42 (7.5) [31.3]	104 (14.8) [147.6]	177 (27.5) [70.2]	143 (23.8) [-19.2]	545 (13.2) —
전체	325 (100.0) —	393 (100.0) [20.9]	418 (100.0) [6.4]	486 (100.0) [16.3]	557 (100.0) [14.6]	703 (100.0) [26.2]	644 (100.0) [-8.4]	602 (100.0) [-9.5]	4,128 (100.0) —

주: ( ) 안은 각 연도별 전체 기업결합에 대한 비중(%)이며, [ ] 안은 전년 대비 증가율(%)임. 음영부분은 공정거래위원회로부터 입수한 자료를 의미하며, 또한 제Ⅳ장에서의 실증분석시 사용된 M&A 거래를 나타냄.
자료: 공정거래위원회, 『공정거래백서(2002)』, 2003.

1999년 이후에는 주식취득이 기업결합 수단으로 가장 많이 활용되고 있으며 2000년에는 전체의 38.1%를 차지하였다.

앞서 설명한 대로 공정거래위원회로부터 입수한 기업결합 신고자료는 해당기업의 명칭과 기업결합 시기 등에 대한 정보만을 지니고 있으므로 M&A 거래가 기업의 성과 등에 미친 영향을 분석하기 위해서는 기업의 재무자료가 필요하다. 본 연구에서 동 재무자료는 한국신용정보의 기업재무 데이터베이스를 사용하였으며, 실증분석에서 사용된 데이터베이스는 이 두 자료를 결합하여 구축하였다.[11)]

Ⅳ. 실증분석 방법 및 결과

본장에서는 부실기업 구조조정에 있어서의 M&A 거래의 역할을 실증적으로 평가하고자 한다. 실증분석의 방법에 대한 이해의 편의를 돕기 위하여 데이터를 다음의 네 종류의 기업군으로 분류하기로 한다. 그룹 A는 부실기업이면서 M&A 대상이 된 기업군, 그룹 B는 부실기업이나 M&A 대상이 되지 않은 기업군, 그룹 C는 우량기업이면서 M&A 대상이 된 기업군, 그리고 마지막으로 그룹 D는 우량기업으로 M&A 대상이 되지 않은 기업군 등이다.

본장에서는 세 가지의 실증분석을 수행하는데, 그 첫 번째는 부실기업(즉, 그룹 A와 그룹 B)만을 분석대상으로 하여 이들 두 그룹의 재무적 특성의 차이점을 분석하고자 한다. 보다 구체적으로는 부실기업들 중에서 어떠한 재무적 특성을 지니고 있는 기업들이 M&A의 대상이 될 가능성이 높은가에 대하여 분석한다. 이를 통해 우리나라에서 부실기업을 대상으로 하는 M&A 거래의 결정요인에 대하여 살펴보고자 하는 것이다. 두 번째 실증분석은 부실기업을 대상으로 한 M&A 거래의 효과에 대한 평가를 목적으로 한다. 따라서 이 경우에는 부실기업 중 M&A의 대상이 된 그룹 A만을 분석의 대상으로 하여 M&A 거래 전후의 재무적 성과를 비교하게 된다. 세 번째 실증분석은 M&A의 역할에 대한 보다 일반적인 평가를 위한 것으로서, M&A의 대상이 된 기업들이 사후적으로 부실기업화될 가능성이 줄어드는가에 대한 분석이다. 따라서 이 경우에는 모든 그룹을 분석의 대상으로 한다.

이러한 실증분석을 진행하기에 앞서 먼저 부실기업과 우량기업을 어떠한 기준으로 나누어 정의할 것인가에 대하여 결정하여야 한다. 부실기업을 어떻게 정의하느냐에 따라 위에서 논의한 분석의 대상이 변화하기 때문에 부실기업에 대한 정의는 매우 중요하다고 할 수 있다. 부실의

11) 공정거래위원회의 기업결합자료와 한국신용정보의 기업재무자료를 결합하는 데 있어 두 자료에 공통으로 포함되어 있는 변수는 기업의 명칭뿐이었으나 많은 경우 두 자료로부터의 기업명칭이 완벽하게 매칭되지 않았다. 따라서 실증분석에서 실제로 사용된 자료의 수는 <표 2>에 나타난 것보다 적다.

정의는 solvency 측면에서 파악하는 것이 정의상 바람직하고 따라서 시장가치에 기준한 순자산(net asset)이 부(否)의 값을 가지는 경우로 보아야 할 것이다. 그러나 실제로 시장가치에 기준한 순자산의 파악이 어려우므로, 일반적인 실증분석에서는 실제로 파산절차에 들어간 기업을 부실기업으로 정의하는 경우가 있다. 그러나 이러한 정의방식을 본 연구에서 사용할 경우 사용 가능한 자료 중 분석 가능한 기업의 숫자를 상당한 정도로 감소시킴으로써 통계적으로 의미 있는 실증분석을 불가능하게 만들게 된다. 예를 들어, 1999년도에 파산한 기업들 중 M&A 거래의 대상이 된 기업은 단지 여섯 기업에 불과하여 계량기법을 이용한 분석을 활용할 수 없다. 더욱이 본 연구의 목적상 한 기업이 실제로 파산하였는지의 여부는 그리 중요한 것이 아니다. 오히려 상당한 정도의 재무적 어려움을 겪고 있음에 따라 파산할 위험성이 높은 기업들, 즉 부실징후가 있는 구조조정 대상기업들이 본 연구의 주된 실증분석 대상이라고 할 수 있다.

이러한 점을 감안하여 본 연구에서는 다음과 같이 부실기업을 정의하도록 한다. 즉, 어느 기업의 이자보상배율(interest coverage ratio)[12]의 값이 3개 연도(예를 들어, t−2기, t−1기 및 t기)에 걸쳐 연속적으로 1보다 작은 경우 동 기업을 t년도에 부실기업인 것으로 정의한다. 이와 같이 이자보상배율이 3개 연도에 걸쳐 연속적으로 1보다 작은 경우를 부실기업으로 정의하는 것은 채무상환능력 저하 상태가 3년 연속 지속됨으로써 파산의 위험성이 상당히 높은 상태에 있는 부실징후기업을 부실기업으로 정의하기 위한 것이다.[13]

12) 이자보상배율은 기업의 이자비용 차감 전 영업이익(EBIT; Earnings before Interest and Tax)을 이자비용으로 나누어 계산한다. 이자보상배율이 1보다 작다는 것은 기업이 영업이익으로 이자비용조차 감당할 수 없다는 것을 의미하며, 채무상환능력이 저하된 상태를 의미한다.

13) 실증분석결과의 안전성(robustness)을 검토하기 위하여 부실기업에 대한 정의를 과거 2년간 연속적으로 이자보상배율이 1 이하인 기업 및 과거 3년간 평균 이자보상배율이 1 이하인 기업 등으로 변화시켜 실증분석을 시도하여 보았으나, 실증분석결과에 대한 해석상에는 큰 변화가 나타나지 않았다.

1. 부실기업을 대상으로 한 M&A시장의 특성

앞서 언급한 바와 같이 본절에서는 부실기업들 중에서 어떠한 재무적 특성을 가진 기업들이 M&A 대상기업이 될 가능성이 높은가에 대한 실증분석을 수행한다. 이러한 분석을 통해 우리나라에서 부실기업을 대상으로 하는 M&A 시장의 특성을 살펴보고자 한다.

지금까지 M&A 대상기업들의 재무적 특성을 파악하고자 하는 많은 실증연구들이 있어 왔다. 이러한 연구들은 주로 M&A 시장에서 인수대상이 되기 쉬운 기업을 식별하기 위해 피합병기업 예측모형을 이용하였으며 예측모형의 설명변수로는 재무비율과 시장가치비율을 이용하였다. 예를 들어, Hasbrouck(1985)은 1976년부터 1981년까지 86개 미국기업의 인수・합병자료를 이용하여 기업의 규모가 작을수록 그리고 기업의 q-ratio가 낮을수록[14] 인수・합병의 대상이 될 가능성이 높음을 보였다. Mørck, Shlifer and Vishny(1988)는 1980년중 이루어진 미국에서의 M&A 거래를 우호적(friendly) M&A와 적대적(hostile) M&A로 분류하고, 두 M&A 시장에서 M&A 대상기업의 특성이 어떻게 다른가에 대하여 연구하였다. 이들은 우호적 M&A의 경우 최고경영진들에 의한 주식보유비율이 높을수록 M&A 대상기업이 될 가능성이 높으며, 적대적 M&A의 경우에는 기업의 q-ratio가 낮을수록 M&A 대상기업이 될 가능성이 높음을 보여 적대적 M&A가 시장규율적인 역할(disciplinary role)을 하였음을 보였다. 국내에서도 M&A 대상기업의 특성에 대한 몇 가지 연구가 있었다. 1988년부터 1994년 사이에 합병된 83개 기업을 분석한 임관택・임석필(1994)에 의하면, 기업의 자산수익률이 낮을수록 그리고 부채비율 및 유동자산비율이 높을수록 M&A 대상기업이 될 가능성이 높다는 것을 실증적으로 보였다.

본 실증분석에서도 기존의 문헌에서 널리 사용되고 있는 피합병기업 예측모형을 이용하여 M&A 대상기업들의 재무적 특성을 파악하고자 한다. 다만, 본 연구의 목적이 부실기업에 있어 M&A 거래의 역할에 대한

14) q-ratio는 주식시장에서 평가된 기업의 시장가치를 기업 실물자본의 대체비용으로 나눈 값으로서 그 비율이 1보다 작다는 것은 시장에서 평가한 기업의 시장가치가 그 기업이 실제 보유한 자산의 가치보다 낮다는 것을 의미한다.

실증분석이므로 분석의 대상을 부실기업(위에서 언급한 그룹 A와 그룹 B)만으로 한정하여 어떠한 부실기업들이 피합병기업이 될 가능성이 높은가에 대하여 살펴보기로 한다.

실증분석에 사용된 모형은 로짓모형(logit model)으로서 그 추정식은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\Pr\,(t\text{년도에 M\&A 대상기업} = 1) = \psi(X_{t-1}'\beta)$$

여기에서 $\Pr(\cdot)$은 확률(probability)을, ψ는 로지스틱 분포함수(logistic cumulative distribution function)를 각각 나타내며, X_{t-1}은 t−1기의 기업의 재무적 특성을 나타내는 설명변수 벡터이다. 본 모형은 한 연도의 기업의 재무상태로 그 다음 연도에 기업이 M&A 대상이 되는가의 여부를 설명하는 모형이라고 할 수 있다. 여기에서 M&A 대상기업이 될 확률에 영향을 미치는 기업의 재무적 특성을 나타내는 변수들은 먼저 t 검증에 의해 M&A 대상기업과 M&A 비대상기업 간 평균값이 통계적으로 유의한 차이를 보이는 변수들을 선택하였으며, 관련 국내외 문헌에서 자주 사용되는 변수들 중에서 데이터의 수집이 가능한 변수들도 포함시켰다(표 3 참조).[15)]

로짓회귀모형의 결과는 <표 4>에 보고되어 있는 바와 같다. 첫 번째 모형 (i)은 재벌계열회사 더비변수를 포함시키지 않은 것이며, 두 번째 모형 (ii)는 이들을 모두 포함시킨 경우이다. 두 경우 모두에 있어 자산규모 변수의 추정계수가 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 갖는 것으로 나타나, 기업규모가 클수록 M&A 대상기업이 될 가능성이 높음을 보여주고 있다. 이것은 기존의 미국의 적대적 M&A 시장을 대상으로 한 실증분석의 결과, 즉 기업의 규모가 작을수록 M&A의 거래비용이 적게 들기 때문에 M&A 대상기업이 될 가능성이 높다는 결과와는 반대되는 것이다. 이러한 결과의 차이는 우리나라에서의(특히 공정거래위원회에 신고하는) M&A의 성격이 대부분 적대적이 아닌 우호적 M&A이기 때문

15) 아직까지 M&A의 결정요인에 대한 이론이 확립되어 있지 않아, 경우에 따라 상반되는 이론적·실증적 결과가 기존문헌에서 발견되고 있다. 따라서 각 설명변수들에 대한 이론적 배경은 아래에서 실증분석결과를 분석할 때 보다 자세히 설명하도록 한다.

〈표 3〉 설명변수의 정의

변수명	정 의
ln(ASSET)	기업 총자산의 자연로그값
ICR	이자보상배율(interest coverage ratio, 이자비용 차감 전 영업이익 ÷ 이자비용)
CUR	유동비율(current ratio, 유동자산 ÷ 유동부채)
DAR	부채-자산비율(debt-equity ratio, 총부채 ÷ 자기자본)
OIA	총자산경상이익률(ordinary income to total assets ratio, 경상이익 ÷ 총자산)
ATR	총자산회전율(total assets turnover ratio, 매출액 ÷ 총자산)
Rank5 Rank630 Rank3170	재벌계열회사를 나타내는 더미변수로서 Rank5는 1998년 말 자산규모 기준 상위 5위 재벌계열회사, Rank630은 상위 6~30위 재벌계열회사, Rank3170은 상위 31~70위 재벌계열회사를 나타냄

인 것으로 해석된다.[16)]

재벌계열회사 더미변수를 포함시킨 경우 자산규모 변수의 추정계수는 여전히 통계적으로 유의한 양의 값을 가지나 재벌계열회사 더미변수가 포함되지 않은 경우에 비해 추정계수값이 거의 50% 정도(0.492에서 0.257로) 감소하였으며, 모든 재벌계열회사 더미변수 역시 통계적으로 유의한 추정계수를 갖는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 경제위기 이후 많은 재벌계열회사들이 구조조정을 하는 과정에서 활발한 인수 및 합병을 활용하였던 것을 반영한다고 할 수 있다.

다음으로 이자보상배율(ICR) 및 부채자산비율(DAR)의 경우는 두 가지 모형에 있어 모두 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이론

16) 앞서 언급한 대로 Mørck, Shleifer, and Vishny(1988)는 미국에서의 우호적 인수·합병과 적대적 인수·합병의 경우 인수·합병 대상기업의 특성에 대하여 실증적으로 분석한 바 있다. 동 연구결과에 따르면, 적대적 인수·합병의 경우에는 기업규모가 작을수록 인수·합병의 대상이 될 가능성이 많으나, 우호적 인수·합병의 경우에는 기업의 규모가 통계적으로 유의한 설명변수가 되지 못하였다.

〈표 4〉 M&A 대상기업에 대한 로짓모형 추정결과

	표본: 부실기업	
	(i)	(ii)
상수항	-12.471*** (1.207)	-8.716*** (1.353)
Ln(ASSET)	0.492*** (0.063)	0.257*** (0.074)
ICR	0.094 (0.259)	0.089 (0.246)
CUR	1.284** (0.505)	1.130** (0.524)
DAR	0.001 (0.066)	0.0001 (0.007)
OIA	-0.621** (0.256)	-0.390 (0.258)
ATR	-3.415*** (1.083)	-2.992*** (1.120)
Rank5		1.789*** (0.455)
Rank630		1.710*** (0.298)
Rank3170		1.862*** (0.292)
LR χ^2 [p-value]	74.78 [0.00]	128.05 [0.00]
Pseudo R^2	0.0837	0.1433
표본기업수	2,373	2,373

주: 종속변수는 당해연도에 M&A 대상기업이면 1, 아니면 0의 값을 취하며, 연도 및 산업더미변수가 포함되어 있다. ( ) 안은 표준오차이며 *, ** 및 *** 등은 추정계수가 각각 10%, 5% 및 1% 수준에서 유의함을 나타낸다.

적으로는 이자보상배율이 높을수록 그리고 부채자산비율이 낮을수록 M&A 대상기업이 될 가능성이 많다. 즉, 낮은 부채비율(혹은 높은 이자보상배율)이 잠재적 합병대상기업의 미활용된 부채수용능력을 의미하므로 부채비율이 낮은 기업을 합병함으로써 더 많은 부채수용력을 활용하

여 이익을 얻을 수 있다는 것이다(임관택・임석필 [1994]). 그러나 본 회귀분석에서 이용한 분석대상 데이터들은 모두 이자보상배율이 과거 3년 동안 1 이하인 부실기업들임을 감안할 때, 이자보상배율 및 부채자산비율에 관한 정보는 M&A 대상기업이 될 가능성에 커다란 영향을 미치지 않는다고 해석할 수 있을 것이다.

다음으로, 유동비율의 경우를 살펴본다. 유동비율은 유동자산을 유동부채로 나눈 값으로서 기업의 단기 유동성을 나타내는 지표이다. 로짓모형의 추정결과 유동비율이 높은 기업일수록 M&A 대상기업이 될 확률이 높아지는 것으로 나타났다. 일반적으로 높은 유동비율은 비효율적 자원배분에 따라 유동성을 과대하게 보유하는 것으로 해석될 수 있으므로, 동 해석에 따르면 유동비율이 높을수록, 즉 기업의 효율성이 떨어질수록 M&A 대상기업이 될 가능성이 높음을 의미한다.[17]

마지막으로, 기업의 수익성 또는 효율성을 나타내는 두 가지 변수인 총자산경상이익률(OIA)과 총자산회전율(ATR)에 대한 추정계수 결과를 보면, 두 변수 모두 통계적으로 유의한 음(-)의 추정계수를 가지는 것으로 나타났다.[18] 이는 수익성 및 효율성이 낮은 기업일수록 M&A의 대상이 될 확률이 높음을 의미한다.

요컨대, 위에서의 실증분석결과는 우리나라에서 부실기업을 대상으로 하는 M&A 시장의 경우, 기업의 효율성 및 수익성이 낮을수록 M&A 대상기업이 될 가능성이 높음을 보여주고 있다. 이러한 결과는 일견 기존의 적대적 M&A에 대한 미국에서의 실증연구에서 강조되는 바와 같이 M&A 거래가 기업에 대해 일종의 시장규율적인 역할(disciplinary role)을 수행한다고 하는 주장을 어느 정도 뒷받침하는 것처럼 해석될 수도 있다. 그러나 본 연구에서 다루고 있는 M&A 거래들은 공정거래위

17) 유동비율의 추정계수가 통계적으로 유의한 양의 값을 갖는 결과에 대해 또 다른 해석도 가능하다. 즉, 다른 모든 조건들이 일정할 때 단기유동성이 '상대적으로' 풍부한 부실기업들이 M&A의 대상이 될 가능성이 높다는 것이다. 그러나 이러한 결과는 Belkaoui(1978)의 분석결과와는 반대되는 것이다. 그는 유동성을 합병 및 인수 시도를 회피할 수 있는 기업능력의 지표로 파악하여 유동성이 작은 기업일수록 합병대상이 되기 쉬울 것으로 분석하였다.

18) 재벌계열회사 더미변수가 포함된 모형 (ii)의 경우에는 총자산경상이익률이 통계적으로 유의한 것으로 추정되지는 않았으나 이 경우에도 추정계수는 음의 부호를 갖고 있다.

원회에 신고된 것들로서 적대적 M&A들과는 기본적으로 그 성격이 다르다는 점에서 이러한 M&A 거래들이 규율적인 동기에 의해 이루어졌다고 보기는 힘들다. 오히려, 비효율적이고 수익률이 낮은 기업들(다시 말해 M&A 시장에서의 공급자들)이 재무적 어려움으로부터 벗어나기 위한 동기에서 거래가 이루어졌다고 해석하는 것이 보다 설득력 있는 설명이 될 것이다.

2. M&A 거래 전후의 M&A 대상기업의 성과 변화

M&A 거래 이후 기업들의 성과가 개선되었느냐의 여부는 중요한 실증분석 대상 중의 하나이다. 따라서 그 중요성만큼이나 이에 관한 많은 실증연구들이 있어 왔다. 그러나 이와 관련한 대부분의 실증문헌들은 피인수기업이 아닌 인수기업들의 성과개선 여부, 특히 M&A가 발표된 시점을 전후한 인수기업 주가에 대한 주식시장의 반응에 대한 연구에 집중되어 왔다. 이와 같은 연구의 대체적인 결과는, 피인수기업의 주식보유자들은 그들의 보유주식에 대한 프리미엄으로 인해 인수・합병으로부터 이익을 얻으며 인수기업의 주식보유자들은 일반적으로 이익도 손해도 보지 않아, 전체적으로는 M&A 거래로부터 이익을 얻는다는 것이다.[19)]

한편 Healy, Palepu, and Ruback(1992)은 기존의 연구와는 조금 다른 접근방법을 취하였는데, 인수 이후의 기업회계자료를 사용하여 합병결과에 따른 영업성과(operating performance)의 변화를 직접적으로 검증하였다. 그들은 1979년부터 1984년까지 이루어진 미국 합병기업의 인수 이후 성과를 기업의 영업상 현금흐름의 변화를 이용하여 측정하였으며, 이러한 기업성과가 통계적으로 유의하게 개선되었음을 보였다. 그러나 Ravenscraft and Scherer(1987)가 분석한 95개의 공개매수 결과에 따르면 피인수기업의 수익성이 하락하는 것으로 나타나 M&A 이후 피인수기업의 경영개선효과가 존재하지 않는다는 결론을 내렸다. 우리나라에 대한 연구로는 Bae, Kang, and Kim(2002)의 연구가 있는데, 이들은 인수기업

19) Healy, Palepu, and Ruback(1992)을 참조하라.

의 주식시장에서의 비정상 주식이윤율을 분석하였다. 이 연구는 인수 재벌계열회사의 소액주주들이 손해를 보는 대신, 지배주주는 같은 재벌 회사의 다른 계열사들의 가치를 증대시킴으로써 M&A 거래에 연루된 재벌계열회사들 사이에 소위 터널효과(tunneling effect)가 존재한다는 것을 실증적으로 입증하였다.

본절의 주된 관심사는 M&A 거래 이후 부실상태에 있는 M&A 대상기업의 성과가 개선되었는지의 여부를 평가함으로써, M&A가 부실기업의 구조조정에 있어 긍정적인 역할을 수행하였는지를 검증하고자 하는 것이다. 따라서 여기에서의 실증분석은 M&A 대상기업에만 초점을 맞추어 동 기업들의 M&A 이전 및 이후의 성과를 평가하고자 한다.

이러한 평가를 수행함에 있어 관련 표본기업들을 추출하는 데에는 두 가지 문제점이 있다. 첫째, 우리가 가지고 있는 데이터 중 완전한 합병이 이루어진 경우에는 분석이 가능하지 않다. 이는 일단 완전합병이 이루어진 이후에는 피합병기업만의 재무상태를 나타내는 자료가 존재할 수 없기 때문이다. 따라서 공정거래위원회에 신고된 자료들 중에서 (완전합병을 제외한) 주식인수 및 영업양수의 두 가지 경우만을 분석의 대상으로 하였다. 두 번째 문제점은 입수된 기업결합자료의 시계열이 1998년부터 2001년까지만 존재한다는 데 있다. 즉, 기업결합의 시점이 너무 최근이기 때문에 M&A 거래의 장기효과를 평가하기가 어렵다는 것이다. 주어진 데이터로 평가할 수 있는 M&A 거래 이후의 효과는 최장 2년에 불과하므로, 본절에서의 실증분석결과는 M&A 거래의 단기효과로 해석되어야 할 것이다.[20]

본절에서는 Healy, Palepu, and Ruback(1992)에서의 실증분석 방법에 따라 세 가지 재무변수를 기업성과지표로 선정하였다. 세 가지 변수는 총자산경상이익률(OIA; Ordinary Income to Total Asset), 매출액경상이익률(OIS; Ordinary Income to Sales Ratio), 그리고 총자산회전율(STA; Sales to Total Asset Ratio) 등이다.[21] 이러한 변수들은 특정산업에 있을 수 있

20) Healy, Palepu, and Ruback(1992)에서 M&A에 의한 성과분석은 M&A 거래 이후 5년까지의 자료를 이용하여 수행되었다. 그러나 연도별로 추정된 성과개선효과는 M&A 거래 이후 2차 연도에 가장 컸으며 그 이후에는 점차 줄어드는 모습을 보였다.

21) 총자산경상이익률(OIA)은 ROA(return on assets)비율이라고도 불리는 것으로 총자산

는 외부충격에 의해 변화할 수 있으므로 이들 변수의 절대값을 비교하는 것은 무의미할 것이다. 따라서 우선 각 변수들의 산업평균값을 한국표준산업분류(2-digit)에 따라 연도별로 계산한 후 이를 각 기업의 변수값으로부터 차감한 값을 분석에 이용하였다.

<표 5>는 M&A 거래 전후의 (산업별 평균값을 차감한) 성과변수의 평균값들과 그 값들의 평균차 및 평균차 검증을 위한 t-value 등을 보고하고 있다. Panel A는 M&A 거래 전후 각 1년 사이의 성과변화를 비교하고 있는데, 성과변수 중 매출액경상이익률로 측정한 성과만이 10% 수준에서 통계적으로 유의하게 개선된 것으로 나타나고 있다. 그러나 비교대상을 M&A 거래 2년 후로 할 경우 검증결과는 상당히 다른 모습을 나타낸다. Panel B는 M&A 거래 전후 각 2년 사이의 성과변화를 비교하고 있는데, 선택한 세 개의 변수 모두에서 기업성과의 개선이 통계적으로 유의하게 나타났다.[22] Panel C는 M&A 거래 1년 전과 2년 후의 성과를 비교하고 있으며, 이 경우에도 Panel B에서의 경우와 비슷한 결과를 보여주고 있다.

요컨대, 본절의 실증결과에서는 M&A 거래가 부실기업인 피인수기업의 성과를 실제로 증가시켰으며, 그러한 효과는 M&A 거래 직후연도가 아닌 2년차에 통계적으로 유의하게 나타남을 알 수 있다.

동일한 성과비교 방식을 부실기업이 아닌 정상기업에 대한 M&A 거래의 경우에도 적용해 볼 수 있을 것이다. 이 경우의 평균차 검증결과는 <표 6>에 보고되어 있다. OIA 변수에 의해 평가해 볼 때, 기업의 성과는 표에 나타난 세 가지 시차 모두에 있어 개선되는 것으로 나타나지만, OIS와 STA 변수들에 의해 평가해 볼 때에는 M&A 거래의 긍정적인 효과가 뚜렷이 나타나지 않는다. OIS 변수를 이용한 2년차 평균을 비교한 경우(Panel B의 경우)에만 개선효과가 통계적으로 유의할 뿐 나머지 경

을 얼마나 효율적으로 이용하여 영업성과를 올렸는가를 총괄적으로 나타내는 지표라고 할 수 있으며, 이는 다른 두 변수와 다음과 같이 연관되어 있다; OIA = OIS × STA. 매출액경상이익률(OIS)은 기업의 매출마진을 나타내는 지표로 사용되며 총자산회전율(STA)은 기업의 생산·판매활동 또는 영업상 효율성을 나타내는 지표로 사용된다.

22) OIA 및 STA의 경우 M&A 거래 2년 이후의 평균값이 음(-)인 것은 M&A 거래 이후에도 두 변수로 측정한 부실기업들의 성과가 산업평균에 미치지 못함을 의미한다.

〈표 5〉 M&A 거래 전후 피인수기업의 성과 변화에 대한 Mean-difference Tests(부실기업의 경우)

기업성과변수	OIA	OIS	STA
Panel A			
M&A 거래 1년 전 평균(a)	-0.007	-0.01	-0.064
M&A 거래 1년 후 평균(b)	0.051	0.077	-0.122
평균차(b－a)	0.058	0.087	-0.058
평균차 검증을 위한 t-value	1.44	1.91*	-0.97
피합병기업수	48	48	48
Panel B			
M&A 거래 2년 전 평균(c)	-0.061	-0.074	-0.074
M&A 거래 2년 후 평균(d)	-0.007	0.076	-0.023
평균차(d－c)	0.053	0.151	0.051
평균차 검증을 위한 t-value	2.48*	2.07***	3.06***
피합병기업수	34	34	34
Panel C			
M&A 거래 1년 전 평균(e)	-0.008	-0.028	-0.067
M&A 거래 2년 후 평균(f)	-0.0003	0.087	-0.012
평균차(f－e)	0.077	0.115	0.055
평균차 검증을 위한 t-value	2.13**	2.30**	2.42**
피합병기업수	35	35	35

주: 모든 기업성과변수는 평균값을 계산하기 이전에 산업평균값을 차감하여 계산하였다. t-value에 표시된 *, **, 및 *** 등은 평균차가 0라는 귀무가설을 각각 10%, 5%, 및 1% 수준에서 기각함을 의미한다.

우에는 개선효과가 미미하며, 특히 STA 변수의 경우에는 오히려 성과가 악화된 것으로 나타났다. 이러한 결과는 M&A 거래에 의한 기업의 성과 개선효과가 대상기업이 부실기업인 경우에 보다 더 뚜렷이 나타난다고 할 수 있을 것이다.

〈표 6〉 M&A 거래 전후 피인수기업의 성과 변화에 대한 Mean-difference Tests(정상기업의 경우)

기업성과변수	OIA	OIS	STA
Panel A			
M&A 거래 1년 전 평균(A)	0.001	0.037	-0.039
M&A 거래 1년 후 평균(B)	0.050	0.057	-0.091
평균차(B－A)	0.049	0.020	-0.052
평균차 검증을 위한 t-value	2.84***	0.77	-1.89*
피합병기업수	215	215	215
Panel B			
M&A 거래 2년 전 평균(C)	-0.0001	0.033	-0.055
M&A 거래 2년 후 평균(D)	-0.031	0.07	-0.069
평균차(D－C)	0.031	0.374	-0.014
평균차 검증을 위한 t-value	2.61***	1.89***	-0.7
피합병기업수	133	133	133
Panel C			
M&A 거래 1년 전 평균(E)	0.001	0.039	-0.05
M&A 거래 2년 후 평균(F)	0.074	0.079	-0.117
평균차(F－E)	0.073	0.04	-0.067
평균차 검증을 위한 t-value	2.92***	1.54	-1.81*
피합병기업수	145	145	145

주: 모든 기업성과변수는 평균값을 계산하기 이전에 산업평균값을 차감하여 계산하였다. t-value에 표시된 *, **, *** 등은 평균차가 0라는 귀무가설을 각각 10%, 5% 및 1% 수준에서 기각함을 의미한다.

3. M&A 거래가 부실확률에 미친 영향

본절에서는 기업부실과 관련한 M&A 거래에 대하여 보다 일반적인 평가를 수행해 보고자 한다. 즉, 앞서 설명한 그룹 A, B, C 및 D군에 속한 모든 기업들을 표본으로 하여, M&A 대상기업으로서 M&A 거래에 참여하였던 것이 이후 부실기업이 될 확률을 낮추느냐의 여부를 묻는

실증분석이다. 기존의 이론적·실증적 문헌들은 M&A 거래의 주요 동기로 가용한 자원을 M&A 거래 당사자 간에 보다 효율적으로 활용할 수 있다든지, 재무적으로 곤경에 처해 있으나 살아남을 가능성이 있는 기업을 소생시킬 수 있다든지 하는 인수기업과 피인수기업 간의 시너지 효과를 들고 있다. 따라서 M&A 거래의 성공여부는 M&A 거래 이후 피인수기업이 부실화되지 아니하고 정상기업으로서 영업활동을 지속할 수 있느냐의 여부로 간접적으로 평가될 수 있을 것이며, 바로 이 점이 본절에서 실증적으로 평가해 보고자 하는 것이다.

본절에서의 실증분석 방식은 기업의 부실예측모형에서 일반적으로 사용되고 있는 것과 동일하며, 첫 번째 소절에서의 실증분석 방법과도 비슷하다. 즉, 여기에서도 다음과 같은 로짓회귀모형을 상정한다.

$$\Pr\,(t\text{년도에 부실기업} = 1) = \psi(Z_{t-1}'\gamma)$$

여기에서 $\psi(\cdot)$는 앞서와 마찬가지로 로지스틱 누적분포함수이며, Z_{t-1}은 t−1기 기업의 특성을 나타내는 재무변수들이며, M&A 더미변수가 포함되어 있다.[23] 기업의 특성을 나타내는 재무변수들을 선택함에 있어서는 앞에서와 마찬가지로 부실기업과 정상기업 간 평균값이 통계적으로 유의한 차이를 보이는 변수들을 선택하였으며 기업 부실예측모형과 관련한 기존의 문헌에서 주로 사용되는 재무변수들을 포함시켰다. (표 7 참조)

로짓회귀분석의 결과는 <표 8>에 요약되어 있다. 회귀분석의 결과는 우리나라를 대상으로 한 부실예측모형에서의 분석결과(강동수 외[2000])와 크게 다르지 않다. 모든 변수들을 포함시킨 모형 (iii)에서 보면, 기업의 수익성을 나타내는 현금흐름(CFL)의 추정계수와 기업의 효율성을 나타내는 매출액 대 총부채(STL)의 추정계수는 모두 음(-)의 부호를 가지고 있으며 통계적으로도 유의하다. 이는 보다 수익성이 높고 효율적인 기업일수록 부실화될 가능성이 낮음을 시사한다. 또한, 기업의 외부차입

23) 기업의 부실여부가 M&A의 결정에도 영향을 줄 수 있으므로 M&A 더미를 이와 같이 포함시키는 것은 회귀분석에 있어 내생성문제(endogeneity problem)를 발생시킬 수 있다. 여기에서는 M&A 더미에 1기의 시차를 부여함으로써 이러한 문제를 일정 정도 줄이고자 하였다.

〈표 7〉 설명변수의 정의

변수명	정 의
ICR	이자보상배율(이자비용 차감 전 영업이익 ÷ 이자비용)
MNA	M&A 대상기업임을 나타내는 더미변수
CAB	차입금상환능력((현금+예금+유가증권+손익활동현금흐름) ÷ 총차입금)
CFL	현금흐름(손익활동현금흐름 ÷ 총부채)
STL	매출액 대 총부채(매출액 ÷ 총부채)
BAR	차입금의존도(총차입금 ÷ 총자산)
IEB	차입금이자부담률(이자비용 ÷ 총차입금)
OAT	영업자산회전율(매출액 ÷ 영업자산)
Rank5 Rank630 Rank3170	재벌계열회사를 나타내는 더미변수로서 Rank5는 1998년 말 자산규모 기준 상위 5위 재벌계열회사, Rank630은 상위 6~30위 재벌계열회사, Rank3170은 상위 31~70위 재벌계열회사를 나타냄

에 대한 의존도를 나타내는 차입금의존도(BAR)의 추정계수는 양(+)의 부호를 가지고 있으며 통계적으로 유의하다. 이는 외부차입의존도가 높은 기업일수록 향후 부실화될 가능성이 높음을 시사한다.

이 회귀분석에서 주된 관심은 M&A 더미변수에 대한 추정계수에 관한 것이다. 가장 간단한 추정식인 모형 (i)을 제외한 나머지 두 경우 모두 M&A 더미변수의 추정계수는 음(-)의 부호를 가지며 10% 수준에서 통계적으로 유의하다. 동 변수의 추정계수가 음의 부호를 가지고 있다는 것은 M&A 거래에 참여한 M&A 대상기업의 경우 향후 재무적 곤경을 겪을 가능성이 낮다는 것을 의미한다.[24)]

24) 그러나 추정계수의 유의성이 10% 정도에 그치기 때문에 동 결과를 통해 M&A 거래가 기업의 부실화를 줄여줄 수 있다고 단정적으로 주장하기에는 어려운 측면이 있는 것이 사실이다. 따라서 본 결과는 그러한 개연성이 있음을 나타내고 있는 정도로 해석에 신중을 기하는 것이 필요하다.

〈표 8〉 기업부실에 대한 로짓모형 추정결과

	(i)	(ii)	(iii)
상수항	-2.585*** (0.731)	-0.645** (0.255)	-1.248*** (0.812)
ICR	-0.003* (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.003 (0.002)
MNA	-0.191 (0.268)	-0.488* (0.288)	-0.546* (0.316)
CAB	-0.005*** (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)
CFL		-0.065*** (0.004)	-0.055*** (0.004)
STL		-0.019*** (0.001)	-0.015*** (0.001)
BAR			0.013*** (0.001)
IEB			0.001 (0.001)
OAT			0.0002 (0.0004)
Rank5	-0.309 (0.273)	0.039 (0.292)	0.106 (0.295)
Rank630	0.610*** (0.142)	0.388** (0.162)	0.439** (0.171)
Rank3170	0.736*** (0.148)	0.443*** (0.170)	0.424** (0.180)
LR χ^2 [p-value]	316.907 [0.00]	1,595.38 [0.00]	1,494.55 [0.00]
Pseudo R^2	0.058	0.2944	0.3133
표본기업수	22,499	8,607	7,947

주: 종속변수는 부실기업인 경우 1의 값을, 우량기업의 경우 0의 값을 취하며, 연도 및 산업더미변수가 포함되어 있다. ( ) 안은 표준편차이며 *, ** 및 ***는 추정계수가 10%, 5% 및 1% 수준에서 유의함을 의미한다.

V. 결 론

본 연구에서는 외환위기 이후 M&A와 관련된 정부의 규제완화정책의 추이 및 우리나라에서의 M&A 거래추이를 공정거래위원회의 기업결합자료를 이용하여 살펴보았다. 본 연구에서의 실증분석결과는 재무적으로 곤경상태에 있는 부실기업을 대상으로 한 주식인수 및 영업양수에 의한 기업결합 거래가 M&A 대상기업의 기업성과를 개선시키는 데 어느 정도 효과가 있음을 시사하고 있다.

이하에서는 본 연구의 한계와 더불어 앞으로의 연구에서 추가적으로 다루어질 수 있는 몇 가지 사항에 대하여 언급하기로 한다. 첫째, 본 연구의 실증분석 부분에서 언급하였듯이 실증분석을 위한 자료의 시계열이 M&A 거래의 장기적인 효과를 분석하기에는 너무 짧다. 비록 본 연구의 실증분석이 M&A 거래 이후 단기적인 효과에 대하여는 어느 정도 의미 있는 결과를 도출하였다고 하더라도, M&A 거래에 의한 실질적인 이득은 장기간에 걸쳐 나타날 수 있다. 이러한 문제점은 향후 M&A와 관련된 실증분석 자료의 시계열을 연장시킴으로써 해결해야 할 것이다.

둘째, 본 연구에서의 실증분석은 M&A 대상기업(피인수기업)을 중심으로 하여 이루어졌으며 M&A를 추진하는 인수기업에 대해서는 분석하지 않았다. 이는 본 연구의 주된 목적이 부실화된 기업들에 대한 M&A 거래의 효과에 대하여 분석하는 것이며, M&A를 추진하는 인수기업에 대한 분석은 본 연구의 범위를 벗어나는 것이기 때문이다. 향후 인수기업과 피인수기업의 성과를 동시에 분석하는 것은 M&A 거래의 전체적인 효과를 이해하는 데 반드시 필요한 연구가 될 것으로 생각된다.

향후 연구에 있어 또 하나의 중요한 주제는 M&A 거래에 대한 산업별 분석이다. Mitchell and Mulherin(1996)은 1982년부터 1989년 사이의 미국자료를 이용하여 기업인수와 구조조정에 대한 산업별 분석을 수행하였으며, M&A 거래의 시계열자료를 볼 때 산업별로 군집화되는 현상이 나타남을 보고하여 산업에 가해진 부정적인 충격이 M&A 거래를 활성화시킴을 보였다. 우리나라에 있어서도 M&A에 대한 보다 풍부한 시계열자료를 확보할 경우, 이에 대한 분석을 통해 M&A 거래와 산업별 충격 간의 상관관계 등에 관한 연구가 가능할 것이다.

참 고 문 헌

강동수・임영재・한진희・강진원・양정삼, 『기업부실과 구조조정 정책방향의 재정립』, 정책연구시리즈 2000-01, 한국개발연구원, 2000.

주상용,「국내 합병・피합병기업 특성 비교」, 『재무관리연구』, 제14권 제1호, 1997.

임관택・임석필,「피합병기업의 재무적 특성과 합병대상기업 예측에 관한 연구」, 『재무관리연구』, 제12권 제2호, 1994.

김영산,「한국에서의 적대적 기업 인수합병」, mimeo, 2002.

선우석호,「M&A 시장 활성화 방안」, 『시장규율 제고를 통한 새로운 기업질서의 모색』, 대통령자문 정책기획위원회, 2000.

Agrawal, A., J.F. Jaffe, and G.N. Mandelker, "The Post-merger Performance of Acquiring Firms: A Re-examination of an Anomaly," *Journal of Finance* 47, 1992, pp.1605～1621.

Bae, Kee-Hong, Jun-Koo Kang, and Jin-Mo Kim, "Tunneling or Value Added: Evidence from Mergers by Korean Business Groups," *Journal of Finance* 62, 2002, pp.2695～2740.

Belkaoui, A., "Financial Ratios as Predictors of Canadian Takeover," *Journal of Business Finance and Accounting* 5.1, 1978, pp.93～107.

Bradley, M. and G. Jarrell, "Comment in Knights," *Raiders and Targets*, Oxford, UK: Oxford University Press, 1998, pp.252～259.

Dietrich, J.K. and E. Sorenson, "An Application of Logit Analysis to Prediction of Merger Target," *Journal of Business Research* 12, pp.393～402.

Franks, Julian, Robert Harris, and Sheridan Titman, "The Postmerger Share-price Performance of Acquiring firms," *Journal of Financial Economics* 29, 1991, pp.81～96.

Hasbrouck, J., "The Characteristics of Takeover Targets: q and other measures," *Journal of Banking and Finance* 9, 1985, pp.351～362.

Healy, Paul M., Krishna G. Palepu, and Richard S. Ruback, "Does Corporate Performance Improve After Mergers?" *Journal of Financial Economics* 31, 1992, pp.135～175.

Korea Fair Trade Commission, *Statistical Year Book of 2002*, 2003.

Mitchell, Mark L. and J. Harold Mulherin, "The Impact of Industry Shocks on Takeover and Restructuring Activity," *Journal of Financial Economics* 41, 1996, pp.193～229.

Mody, Ashoka and Shoko Negishi, "The Role of Cross-Border Mergers and Acquisitions in Asian Restructuring," in Stijn Claessens, Simeon Djankov, and Ashoka Mody(eds.), *Resolution of Financial Distress*, The World Bank, Washington D.C, 2001.

Mørck, Randall, Andrei Shleifer, and Robert W. Vishny, "Characteristics of Targets of Hostile and Friendly Takeovers," in Alan J. Auerback(ed.), *Corporate Takeovers: Causes and Consequences*, Chicago and London: The University of Chicago Press, 1988.

Rau, Raghavendra and Theo Vermaelun, "Glamour, Value and the Post-Acquisition Performance of Acquriing Firms," *Journal of Financial Economcis* 49, 1998, pp.223～253.

Ravenscraft, David and F.M. Scherer, "Life After Takeover," *The Journal of Industrial Economics,* Vol.36, No.2, 1987, pp.147～156.

Youn, Taehoon and Yong-Seok Choi, "Hostile M&A in Korea after the Financial Crisis," mimeo, 2003.

KDI 政策研究
제26권 제2호(통권 제94호)

중앙은행 적립금의 운용에 관한 공공선택이론적 연구

- 61개국 자료를 이용한 실험적 접근 -

김 인 배
(숭실대학교 경제국제통상학부 교수)

김 일 중
(숭실대학교 경제국제통상학부 교수)

권 윤 섭
(숭실대학교 경제학과 석사과정)

A Public Choice Study on the Use of the Central Bank's Reserved Profits: An Experimental Approach Through 61 Countries' Data

Inbae Kim
(Professor, Soongsil University)

Iljoong Kim
(Professor, Soongsil University)

Yunsub Kwon
(M.A., Soongsil University)

* (김인배-제1저자, 김일중-교신저자) 2004년 한국경제연구학회 학술대회 발표 때 유익한 지적을 해주신 한국은행 금융경제연구원 함정호 원장님과 조선일보 최성환 박사님께 감사를 드린다. 또한 특별히 본 논문에 대해 비판적이면서도 건설적인 제안과 함께 참고자료까지 제공해 주신 익명의 논평자 두 분께 심심한 감사를 드린다. 본 연구는 숭실대학교 교내연구비 지원으로 이루어졌다.

• 핵심주제어: 중앙은행 적립금, 공공선택이론, 재량권, 통화정책, 재할인정책
• JEL 코드: D7, K4

ABSTRACT

Although various publicly reserved funds have recently come to the fore of academic and policy-making attention in Korea, researchers rarely take up the issue of the reserve fund retained from annual profits by the central bank (i.e., the Bank of Korea). Starting with the general public choice premise that bureaucrats seek to maximize their discretionary budget, this paper first provides a theoretical reasoning why central bank's bureaucrats would prefer retaining annual profits to turning them to the Treasury. The major tenet to be emphasized is that retained profits as a reserve fund can give the central bankers discretionary power in their disposition. In particular, we focus on the close relationship between the reserve fund and the discount windows. The latter, as a monetary instrument, has traditionally been demonstrated to cause secrecy, arbitrariness, and other bureaucratic amenities in the previous literature. Subsequently, this paper, based on 61 countries data, empirically verifies that the central bank's reserve fund is at least partially used to additionally increase the discount windows. Since an excessive use of discount windows results in inflationary bias, we conclude the paper with some policy suggestions to have such bureaucratic power of discretion in check. This paper, if in its experimental nature yet, is expected to shed a critical implication for establishing the meaningful independence of the central bank to a host of countries.

.....

최근 국내에서는 「특별회계 및 기금 정비방안」에 관한 공청회가 열리는 등 공공기관에 의한 기금 및 적립금의 목적과 운용 행태에 대한 관심이 촉발되고 있다. 그러나 공공경제학을 공부하는 이들에게 중앙은행의 적립금은 별 관심의 대상이 아니었다. 다분히 실험적 연구의 성격을 띤 본 논문은 61개국 자료를 이용하여 각국 중앙은행이 내부 유보한 적립금이 통화정책 당국의 재량권확대 유인과 밀접한 관련이 있음을 보인다. 구체적으로 통화정책에 있어서 통화당국 관료의 재량권 여지가 큰 중앙은행 대출이 적립금과 직접적인 관계가 있음을 실증분석을 통해 검증한다. 한국의 경우, 이미 김인배 외(2001)에서 중앙은행 적립금이 중앙은행 대출과 관련이 있음을 보였던바, 이를 국제자료를 통해 확인함으로써 중앙은행 적립금의 성격과 의미를 재고하며 동시에 가설의 일반화를 시도한다.

"We should not expect that a monetary authority will naturally pursue the optimal social benefits achievable with cleverly designed stabilization policies." (Brunner[1981])

I. 서 론

공공기관에 의한 기금 또는 적립금의 종류는 매우 다양하다.[1] 기금은 정부의 재정수요를 보조적으로 충족시키기 위한 것임에 반해 공공기관의 적립금은 이익금 발생으로부터 미래의 손실을 대비하기 위한 것이라는 차이는 있다. 하지만 양자 모두 미래의 지출을 위해 재원을 미리 마련해 놓는다는 점에서는 유사하다고 할 수 있을 것이다. 최근 이러한 공공기관에 의한 기금 및 적립금의 목적과 운용행태에 대한 관심이 촉발되고 있다. 2004년 9월 13일 정부중앙청사에서는 한국개발연구원 주관으로 「특별회계 및 기금 정비방안」에 관한 공청회가 개최되었다. 22개의 특별회계와 57개에 달하는 각종 정부기금들의 방만한 운영으로 인해 재정운영의 투명성과 효율성이 저해되고 있다는 비판이 끊이지 않았기 때문이다.

이에 비해 공공경제학을 공부하는 이들에게조차 공공기관에 의한 적립금, 특히 한국은행의 적립금은 규모면에서 2003년 말 현재 5조 7,500억원으로 본원통화의 무려 14%나 됨에도 불구하고, 별 관심의 대상이 되지 못한 것이 사실이다. 실제로 어떻게 운용되고 있는지 그로 인한 경제성과는 어떤지, 이에 대한 관찰과 연구가 거의 없었다고 해도 과언이 아니다.

중앙은행의 적립금이란 법적으로 중앙은행이 미래에 혹 발생할지 모르는 손실에 대비하기 위해 회계기간 동안 발생한 이익금 중 일정액을 적립한 것이다. 이익금 처분에는 크게 두 가지 방법이 있는데, 하나는

1) 2004년 9월 말 현재 정부기금의 종류는 총 57개에 달하며, 250개 지방자치단체의 2,253개 지방기금이 있다. 또한 한국은행을 포함하여 손익을 창출하는 공기업은 모두 적립금을 쌓아두고 있다.

한국처럼 이익금을 내부에 유보하는 방법과 다른 한 가지는 미국처럼 이익금을 정부에 반납하는 것이다. 중앙은행의 이익금 처분에 관해서는 외국 학계에서는 이미 많은 연구가 있어 왔다. 그러나 기존의 해외 논문들 대부분이 이익금을 정부에 반납하는 미국의 경우를 주제로 한다. 요지는 수입 중 지출을 제외한 이익금을 정부에 반납하게 되어 있는 미 연준의 예산제도상, 미 연준이 관료적 유인에 따라 지출을 극대화하기 위해 확대통화정책을 선호하는 경향이 있다는 것이다.[2] 반면 한국처럼 이익금의 상당부분을 내부 유보하는 경우, 그로 인한 경제성과를 연구한 논문은 국내외적으로 매우 제한적이다. 특히 이에 관한 국내 연구는 거의 전무한 상태인데, 이런 점에서 고영선(2003)이 정부의 준재정활동으로서[3] 특히 한국은행 이익금 처분의 문제점을 지적하였다는 것은 매우 고무적이다.

다행스럽게도 필자들은 이미 김인배 외(2004)에서 중앙은행의 적립금이 관료의 재량권 확대 유인과 결합될 때, 인플레이션 편의를 유발함을 국제자료를 이용하여 밝힌 바 있다. 여기서 중요한 전제는 적립금이 중앙은행 관료의 재량권 발휘에 사용된다는 것이었다. 그러나 이 논문에서는, 적립금이 재량권 발휘에 과연 어떻게 사용될 것인가에 대해 명확한 답을 제시하지 못한 채 시급히 해결해야 할 과제로 남겨둔 바 있다. 본 논문은 바로 이 주제를 다룬 것으로서, 연구의 목적은 중앙은행의 적립금이 상대적으로 재량권 발휘의 여지가 큰 중앙은행 대출에 사용될 수 있음을 각국의 법조항을 통해 추론하고, 또 실증적으로 검증하는 것이다.

본 논문의 순서는 다음과 같다. 우선 제Ⅱ장에서는 중앙은행의 적립금이 관료의 재량예산이 될 수 있음을 보인다. 제Ⅲ장에서는 적립금이

---

2) Toma(1982), Shughart and Tollison(1983), Toma and Toma(1985), Boyes, Mounts, and Sowell(1988, 1998) 및 Mounts and Sowell(1996) 참조. 또한 중앙은행의 정책결정과정에 대하여 공공선택론적인 자세한 설명은 Kim and Kim(2005)을 참조할 수 있다.

3) 고영선(2003, p.101)의 정의에 따르면, 준재정활동(quasi-fiscal activities)이란 중앙은행과 같은 공기업이 수행하는 활동 가운데 정부정책의 성격이 강한 활동을 일컫는다. 이들은 통상 재정수지 통계에는 포착되지 않으므로 재정 건전성을 판단하는 데 어려움을 초래한다. 이런 점에서 고영선(2003, p.111)은 비록 본 논문과 다른 시각에서 본 것이지만, 한국은행 이익금의 정부반납의 문제점을 제시하였다.

중앙은행 대출로 사용될 수 있다는 가설을 세우고 이를 기존의 문헌과 각국 법조항을 조사하여 뒷받침한다. 제Ⅳ장에서는 제Ⅲ장의 가설을 국제자료를 이용하여 검증한 후, 제Ⅴ장에서 결론과 함께 본 논문의 결과를 토대로 간략히 정책대안을 제시하며 논문을 맺는다.

Ⅱ. 중앙은행 적립금과 재량예산

1. 적립금의 개요

중앙은행의 적립금이란 매 회계연도에서 발생한 중앙은행 이익금의 전부 혹은 일부를 중앙은행 내부에 적립한 것이다. 우선 한국의 경우, 「한국은행법」(2003년 9월 개정) 제99조에 따르면 한국은행은 매 회계연도마다 결산상 순이익금의 10%를 적립하여야 하며(법정적립금), 나머지가 있는 때에는 특정 목적을 위해 정부의 승인을 얻어 적립할 수 있고(임의적립금), 잔여 순이익금은 정부의 일반세입으로 납부하여야 한다. 필자들은 한국 이외에도 영문본이 마련되어 있는 것 중 무작위로 선택한 25개 중앙은행법을 조사하여, 각국 중앙은행 적립금의 공식 명칭, 목적 및 2001년 말 기준 본원통화 대비 적립금 규모 등을 <표 1>에 정리하였다. <표 1>에서 보는 바와 같이 25개 국가 중 11개 국가는 적립금의 목적을 명시적으로 정해 놓고 있는데, 대체로 "잠재적 손실에 대비하기 위한" 것이라고 정하고 있다.[4] 그 외 적립금의 목적이 적시되어 있지 않은 나머지 14개 국가들에 대해서, 필자들은 적립금의 목적을 암시할 만한 조항을 찾기 위해 면밀히 중앙은행법을 살펴보았으나 찾을 수 없었다.

4) 한국에서 이익금의 이러한 적립 목적은 일차적으로 「한국은행법」 제100조에서 밝힌 대로 "한국은행의 회계연도에 있어서 발생한 손실은 적립금으로 보전"하기 위함이며, 임의적립금은 「한국은행법」 제99조 2항에서 정한 대로 "정부의 승인을 얻어 이를 특정한 목적"을 위해 사용하기 위함이다. 현재 한국은행 손실보전 이외의 임의적립금 용도는 (i) 「근로자의주거안정과목돈마련지원에관한법률」(1987년 5월 제정)에 의한 '재산형성저축장려금기금'과 (ii) 「농어가목돈마련저축에관한법률」(1985년 12월 제정)에 의한 '농어가목돈마련저축장려기금'에 대한 출연이다.

〈표 1〉 임의 선택한 25개국의 적립금 관련 법조항

국 가	관련 법조항	공식 명칭	적립금 목적	본원통화 대비 적립금(2001말)
Albania	Law on the Bank of Albania §9	General Reserve Fund	*없음.*	7.5%
Australia	Reserve Bank Act 1959 §29	Reserve Fund	*"set aside for contingencies"*	20.9%
Barbados	Central Bank of Barbados Act §9	General Reserve & Special Funds	*없음.*	1.5%
Belgium	Organic Act of the National Bank of Belgium §30~33	Special Reserve Fund	*"compensating for losses in capital stock"*	7.9%
Bulgaria	Law on the Bulgarian National Bank §7~8	Statutory Fund & Reserve Fund	*"Cover uncollectable and doubtful receivables, and the Bank's losses"*	13.1%
Canada	Bank of Canada Act §27	Rest Fund	*없음.*	0.1%
Chile	Constitutional Organic Act of the Central Bank of Chile §77	Reserves	*"Offset any deficit"*	1.6%
Croatia	Law on The Croatian National Bank §51~53	General & Specific Reserves	*"for covering general operating risks and identified losses"*	18.6%
Estonia	Law on the Central Bank of the Republic of Estonia §25, 27	Reserve Capital, Special Capital and Special Funds	*없음.*	22.4%
Germany	Bundesbank Act §27	Statutory Reserve	*"offset falls in value and to cover other losses"*	1.8%
Iceland	Act on the Central Bank of Iceland §34	Reserve	*없음.*	84.6%
Indonesia	Act No.23/ 1999 on Bank Indonesia §62	General & Special Purpose Reserves	*없음.*	16.2%

〈표 1〉 임의 선택한 25개국의 적립금 관련 법조항(계속)

국 가	관련 법조항	공식 명칭	적립금 목적	본원통화 대비 적립금(2001말)
Jamaica	The Bank of Jamaica Act §9	General Reserve Fund	*"Charge any net losses"*	0.0%
Japan	Bank of Japan Law §53	Reserve Fund	*없음.*	2.8%
Korea	Bank of Korea Act §99~100	Legal & Specific Purpose Reserves	*"recoupment of loss"*	16.6%
Lithuania	Republic of Lithuania Law on the Bank of Lithuania §20, 23	Reserve Capital	*"Cover the loss"*	9.7%
Luxembourg	Law Concerning the Monetary Status and the Central Bank of Luxembourg §31	Reserve Fund	*없음.*	1.7%
Malaysia	Central Bank of Malaysia Act 1958 §7	General Reserve Fund	*없음.*	6.4%
Mexico	Banco de Mexico Law §53	Reserve	*없음.*	0.0%
Netherlands	Bank Act 1998 Articles of Association of De Nederlandsche Bank n.v., §19	Reserve from Profits	*없음.*	16.3%
Poland	Act on The National Bank of Poland §60~62	Reserve Capital	*없음.*	2.1%
Slovenia	Bank of Slovenia Act §6	General Reserve & Special Reserve	*"Cover general risks, and exchange rate and price risks"*	18.1%
Sweden	The Sveriges Riksbank Act, Chap.10 §4	Reserve Fund	*없음.*	70.2%
Switzerland	National Banking Law §25~27	Reserve Fund	*없음.*	0.1%
Turkey	Law on The Central Bank of Turkey §59	Provisions & Special Reserves	*"meet contingent risks"*	13.6%

그럼에도 그러한 적립금의 규모는 여러 국가에서 상당한 수준이다(예로써 2001년 기준 본원통화 대비, 아이슬란드는 85%, 스웨덴은 70%, 에스토니아는 22%).

한편 김인배 외(2004)에서는 여러 국가의 중앙은행법에 적시한 "잠재적 손실에 대비하기 위한" 것이라는 적립금의 역할에 대해 다음의 두 가지 이유로 그 신빙성이 떨어질 수 있다는 점을 지적한 바 있다. 첫째, 필자들이 살펴본 몇몇 국가의 적립금은 과거 손실발생의 빈도나 규모를 고려할 때, 지나치게 그 규모가 크다는 점이다.[5] 둘째, 더욱 중요한 것은 손실이 발생하였을 때 중앙은행이 아닌 정부가 원칙적으로 그에 대해 책임을 질 수 있다는 것이다.[6] 필자들은 역시 김인배 외(2004)에서 간단한 T-계정을 이용하여 중앙은행의 손실을 정부가 보전하든 혹은 중앙은행 자신이 적립금으로 보전하든, 본원통화량에는 차이가 없음을 보인 바 있다(부록 1의 A 참조). 즉, 이는 중앙은행의 손실 발생시 적립금이 아니라 정부가 보전하더라도 반드시 통화량의 증가로 이어지는 것은 아니라는 의미이다.[7]

결론적으로 필자들은 중앙은행의 적립금이 그 규모가 상당함에도 불구하고, 비록 표본조사이기는 하지만 25개국 중 무려 14개국에서 그 존치목적을 적시하지도 않았을 뿐더러, 적시하였더라도 그러한 존치이유

5) 예를 들어, 한국의 적립금 규모는 2003년 말 현재 약 5조 7,500억원으로서 본원통화의 약 14%에 해당된다. 1962년 적립금제도 설치 이후 현재까지 약 40여 년간 손실은 단 8회 발생하였으며 그 규모는 아래와 같다. (단위: 10억원).

1982	1983	1984	1985	1986	1987	1993	1994	합 계
132	109	195	131	57	87	143	73	927

6) 예로써 중국 중앙은행법 38조에는 "중앙은행의 손실은 정부로부터의 충당금으로 보전될 수 있다"고 명시하고 있다. 또한 한국의 경우에도, "『예산회계법』에서 정하는 바에 따라 정부가 보전하게" 되어 있다(『한국은행법』 제100조). 단, 『한국은행법』에는 이렇게 규정하고 있으나, 예산회계법에는 한국은행의 손실보전에 대한 명시적 규정은 없다(한국은행[1999a], p.279).

7) 이 외에도 필자들은 한국은행이 발간한 한 자료에서 적립금제도 존치의 목적으로서 다음과 같은 주장을 발견하였다; "한국은행의 이익금은 통화신용정책 수행에 따른 통화 환수분으로서의 의의가 있는 것인데, (이익금을 세입으로 납입하는 경우) 이를 정부가 제한 없이 일반재정 지출재원으로 사용하는 것은 통화환수의 정책적 의미를 퇴색시키는 것이라고 생각된다"(한국은행[1999a], p.277). 그러나 필자들이 간단한 T-계정을 통해 분석한 바에 따르면, 적립금의 인플레이션 억제효과를 주장하는 이러한 한국은행의 주장은 별반 근거가 없는 것으로 판단된다(부록 1의 B 참조).

만으로는 설득력이 약하다고 판단한다. 그렇다면 과연 중앙은행 적립금의 또 다른 목적은 무엇일까? 다음은 중앙은행의 적립금이 손실보전 이외에도 관료로서 통화당국자의 사적 유인을 충족시키는 데 사용될 수 있다는 가설을 제시한다.

2. 재량예산으로서의 적립금

가. 중앙은행의 이익금 처리: 정부반납 對 내부적립

서론에서도 이미 밝혔듯이, 외국학계에서는 중앙은행, 특히 미 연준의 이익금 처리에 관한 연구가 1980년대부터 활발히 진행되어 왔다. 미 연준은 1933년 이래 수입금을 전액 비용으로 사용하거나 남은 이익금을 내부유보할 수 있었으나, 1947년부터 갑작스럽게 이익금의 대부분을 정부에 자진 반납하였다.[8] 이에 대해 많은 연구들이 이익금을 정부에 반납하는 제도 변화는 중앙은행으로 하여금 고용 혹은 직원의 '쾌적함(amenities)'에 대한 구입을 증가시킨다는 사실을 밝힌 바 있다. 뿐만 아니라 이는 곧 중앙은행이 수입금을 늘리려는 유인이 되며, 이 때문에 확대통화정책이 시행될 수 있음을 보이고 있다. 여기서 중요한 것은 관료기구로서 미 연준은 수입금을 재량예산(discretionary budget)으로 인식하고, 이를 통해 재량권을 극대화하고자 한다는 것이다.

그러나 기존의 연구들과는 달리, 필자들은 중앙은행이 이익금을 정부에 반납하지 않고 내부 적립할 때에도 역시 확대통화정책이 선호될 수 있다고 본다. 왜냐하면 만일 그 적립금이 중앙은행 관료의 사적 유인을 충족시킬 소지가 있다면 이 적립금을 크게 하기 위해 중앙은행 관료는 이익금을 크게 하려 할 것이고, 이로 인해 확대통화정책을 선호하게 될 것이기 때문이다. 결국 중요한 것은 제도의 외형적 차이가 아니라 적

8) "2차대전 이후 미 연준의 대규모 이익금은 의회의 관심을 끌기에 충분하였고, 연준은 이익금의 일정 부분을 정부에 반납하도록 하는 법적 조치가 취해질 것을 두려워하였다. 따라서 이러한 두려움이 1947년 영업이익의 일부를 자진 반납하는 미 연준의 행동을 어느 정도 설명한다."(Toma[1982], p.166).

절히 통제되지 않은 관료의 재량권이라는 결론이다. 다음은 이러한 논의에 대해 김인배 외(2001, pp.247~248)의 논의를 수정하여 재구성한 것이다.

나. 중앙은행의 효용함수와 적립금: 기존 문헌과의 대비

본절에서는 중앙은행의 적립금을 중앙은행 관료의 효용함수상 하나의 독립변수로 취급한다. 이로써 중앙은행 관료의 재량권확대 유인이 앞서 설명한 이익금 처리에 있어서의 두 가지 상반되는 제도에서 각각 어떻게 반영되는지 간략한 모형을 통하여 비교하기로 한다. 우선 중앙은행 관료는 '적립금'과 '쾌적함'이라는 두 변수를 독립변수로 취하는 효용함수를 갖는다고 상정하자.[9] 쾌적함은 이미 Niskanen(1975)류 모형들에서 사용이 일반화된 변수이고, 적립금 역시 Toma(1982) 및 Shughart and Tollison(1983)의 모형에 포함된 바 있다. 특별히 필자들은 설사 적립금이 직접적으로 쾌적함의 구매에 사용될 수는 없을지라도, 중앙은행 관료에게 부여하는 효용은 매우 다양할 것이라고 추측한다. 또한 이러한 효용은 중앙은행 '외부'로부터 제공된다는 점에서 '쾌적함'과는 구별될 수 있을 것이다. 그 이유에 관해서는 제Ⅲ장 1절에서 자세히 논한다. 이러한 가정하에 중앙은행의 효용극대화는 다음의 식 (1)과 같이 표현할 수 있다.

$$\underset{\{r,\,a\}}{MAX}\ \ U(r,a) \qquad s.t. \qquad P_r r + P_a a = b. \tag{1}$$

r : 중앙은행 적립금

a : 중앙은행 직원들이 누리는 '쾌적함'[10]

9) 물론 분명히 중앙은행 관료가 물가안정, 경제성장 등 공익추구의 정책수행으로부터 얻게 되는 만족 혹은 보람 등의 효용이 있을 것이다. 하지만 여기서는 그러한 효용 이외에 추가로 관료적 유인을 분석하기 위함이므로, 분석의 편의를 위해 그러한 효용은 주어진 것으로 가정한다.

10) 여기에는 Shughart and Tollison(1983)에서와 마찬가지로 연봉, 사무실 크기, 여행비용, 직원수, 혹은 여러 형태의 잡수익 등이 포함될 것이다.

P_r : r 한 단위의 적립비용. 여기에는 적립금의 정당화를 위한 모든 비용이 포함됨. 따라서 적립이유 및 용도 등에 관한 외부기관(예: 의회, 행정부, 시민단체 등)의 감독(monitoring)이 심해질수록 증가

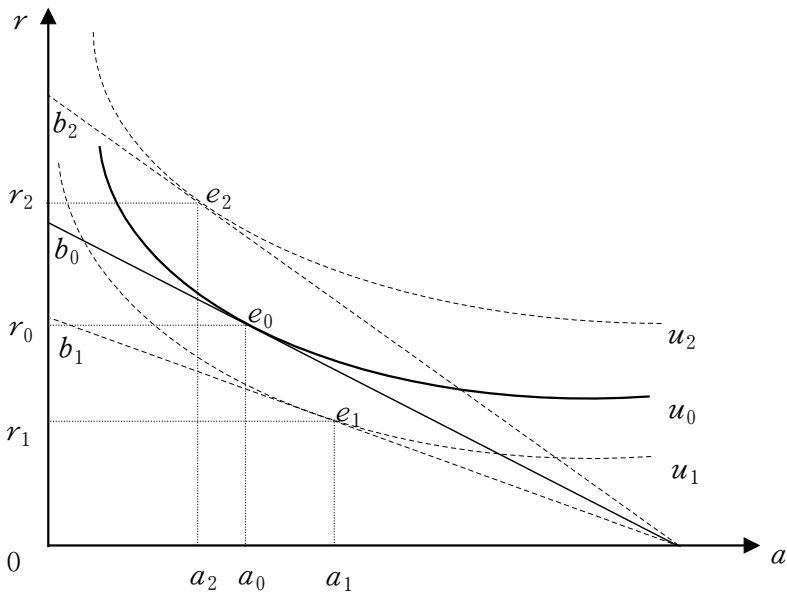
P_a : a 한 단위의 구입비용

b : 중앙은행의 총재량예산(total discretionary budget)으로 정의

통상의 일계조건에 따라 [그림 1]에 최적선택이 표현되어 있다. 즉, 총재량예산 b가 주어질 때, 상대가격과 한계대체율이 일치하는 점에서 최적선택이 이루어질 것이고, 그 결과 a_0 및 r_0가 결정될 것이다. 이 기본모형을 이용하여 이익금 처분에 관한 두 가지 상반된 제도가 a와 r의 최적구입을 어떻게 변화시키는지 살펴보기로 한다.

우선 [그림 1]에서 Y축의 r을 미 연준의 쾌적함 구입 후 중앙은행에 적립시키는 잔여이익금으로 대체 표기하면, Shughart and Tollison(1983)

[그림 1] 중앙은행의 이익금 처분과 효용극대화



의 분석과 동일해진다. 말하자면 a_0 및 r_0의 최적화 결과는 이익금을 정부에 반납하기 이전 미 연준의 재량예산 배정행태로 볼 수도 있다. 그런데 전술한 대로 1947년 이익금의 대부분을 자발적으로 정부반납하게 되면서, 미 연준은 그 이전보다 a의 구입을 더욱 선호하게 되었다. 이는 앞서 설명했듯이 이익금의 규모가 커지자 적립금에 대한 의회의 견제가 심해지고, 따라서 적립비용이 증가하여 결과적으로 a의 상대가격이 하락되었기 때문이다.[11] 이러한 제도의 변화는 [그림 1]에서 예산선이 기존의 b_0에서 b_1으로 변함에 따라 최적점이 a_0에서 a_1으로 이동한 것으로 표현할 수 있다.

그런데 여기서 Shughart and Tollison(1983)과 본 논문의 명확한 차이가 발견된다. Shughart and Tollison(1983, pp.293~295)은 [그림 1]에서 이전까지는 Y축의 r을 적립금으로 정의하다가, 이를 정부에 반납하게 되자 $\overline{0r_1}$만큼이 "정부에 반납되는 금액"이라고 하였다. 이는 Shughart and Tollison(1983) 모형에서는 적립금과 정부반납액을 Y축에서 동일하게 다루고 있으며, 이러한 사실은 두 변수가 효용함수에서 동일하게 취급된다는 것을 의미한다. 다시 말해서 Shughart and Tollison(1983)은 적립금을 미 연준의 예산제도상 a의 구입 후 남은 잉여금으로만 생각하고, 더 이상 a의 구입에 사용되지 않는다면 미 연준 내부에 적립을 하든 혹은 정부에 반납하든 미 연준의 효용함수에는 차이가 없다고 가정한 것이다. 그러나 필자들의 모형에서는 식 (1)에서 보듯, 오직 전자(적립금)만이 중앙은행의 효용함수에 포함되며, 이는 '이익금의 내부 적립과 정부반납에 무차별적인 중앙은행'을 상정한 기존문헌과의 가장 큰 차이점으로 간주할 수 있다. 이는 재량예산으로서 적립금이 중앙은행 관료의 재량권확대 유인에 기여하기 때문이며 이 사실은 제Ⅲ장에서 상술된다.

이제는 공식적으로 중앙은행으로 하여금 이익금을 적립하도록 하는 반대의 제도를 살펴보기로 한다. 이러한 제도는 1947년 미국의 경험과는 정반대의 제도적 변화로서, 이익금 일부의 내부 적립을 합법화 내지

11) Shughart and Tollison(1983, p.294)은 이러한 견제 때문에 미 연준이 수입금을 a의 구입에는 사용할 수 있어도 현금으로는 보유하지 못하므로, a의 상대적 가격이 하락한다고 하였다.

는 용이하도록 허용해주는 제도이다. 따라서 이 제도는 그 이전에 다른 어떤 이유로 적립을 해왔다면, 그 적립을 위한 제반비용 P_r를 감소시키는 효과를 초래한다. 가령 적립의 정당화 및 적립금 사용 등을 위해 불필요한 자원을 쓸 필요도 없고, 외부기관들로부터의 간섭을 받을 필요가 없기 때문이다. 예산선은 b_2로 움직이게 되고 최적점도 a_2가 된다. 따라서 새로운 최적 적립금은 r_0에서 r_2로 증가하게 된다. 물론 a의 최적 구매량은 소득효과와 대체효과의 크기에 따라 증가 혹은 감소할 수 있을 것이다. 종합하면, 본 모형은 이익금의 내부적립 합법화로 인해 적립금은 반드시 증가할 것으로 예측하는데, 이는 이익금을 정부반납하게 되는 1947년 이후 미국의 연준 사례와는 대조적이다.

지금까지 논의한 필자들의 모형에 의하면 적립금은 중앙은행 관료의 효용함수에서 독립변수로 작용하며, 이는 적립금이 재량예산으로서 관료의 재량권확대 유인을 충족시켜주는 것으로 가정하였기 때문이었다. 그렇다면 “과연 적립금이 재량권 발휘를 위해 어떻게 사용될 수 있을 것인가”가 자연스런 질문으로 떠오르게 된다. 이에 대해서는 제Ⅲ장에서 살펴보기로 한다.

Ⅲ. 중앙은행 대출과 재량권

1. 중앙은행 대출의 속성

가. 일반적 속성

Willet(1990, p.22)은 “권위와 특권에 대한 미 연준의 애착 때문에 광범위한 재량권의 유지가 그들의 효용함수에서 중요한 변수로 떠오른다”라고 지적한 바 있다. Shughart and Tollison(1983, p.291) 역시 “통화량 증가요인 중의 하나는 미 연준의 관료주의 확대를 자금지원하기 위한 것이다”라고 하였다. 이렇듯 정치경제학적 시각에서 중앙은행 관료의 재량권이 통화정책을 왜곡시킬 수 있다는 가설은 이미 외국학계에서는 정립된 이론이다.

그렇다면 통화정책을 수행하는 중앙은행 관료는 구체적으로 어떤 식으로 자신들의 재량권을 발휘할 것인가? 예컨대, 한국은행은 이런 맥락에서 어떻게 통화정책을 운용하는지 알아보려고 다각적으로 노력하였으나, 명쾌한 답을 얻을 수 없었다. 그 과정에서 필자들은 우연히 Chant and Acheson(1972)을 발견하고 문제해결의 실마리를 찾을 수 있었다. 그들은 적절히 통제되지 않은 중앙은행 관료의 재량권이 일상의 통화정책 운용에서 왜 그리고 어떻게 발휘되는지 구체적인 예들을 제시하였기 때문이다.[12] 그러나 중앙은행 관료들의 재량권이 여기에 국한되는 것은 아닌 듯싶다. 왜냐하면 Poole(1990, p.256)이 "오늘날 재할인창구의 실제적인 목적은 미 연준의 정치적이고 관료주의적 필요를 충족시키는 데 있다"라고 지적한 바 있기 때문이다. 따라서 과연 중앙은행의 통화정책 수단 중 특히 중앙은행 재할인(이후부터 '대출'과 혼용)에 관료의 재량권이 어떻게 또 얼마만큼 발휘되는지 살펴보기로 한다.

우선 기존 문헌에서는 통화정책수단 중 공개시장조작에 비해 중앙은행의 재할인에 대해 매우 비판적이다. 물론 금융시장의 미성숙 혹은 산업정책의 수단으로서 공개시장조작보다는 재할인을 이용할 수밖에 없는 불가피한 점이 있는 것이 사실이고, 또 그것이 주된 이유일 수 있다. 그럼에도 불구하고 재할인을 제공할 때 중앙은행 '관료의 재량권'은 필연적으로 따르게 되며 이것이 기존 문헌이 재할인에 대해 비판적인 핵심 이유이다. 그러나 이는 동시에 본 논문의 제Ⅱ장에서 중앙은행의 효용함수모형에 적립금변수가 독립적으로 들어가게 되는 직접적인 이유가 될 수 있을 것이다. 비판적 근거로는 대체로 다음의 세 가지 논점들이 지적된다.

우선 일반적으로 재할인은 시장금리보다 훨씬 낮은 금리로 제공되므로 보조금의 성격을 띠게 된다. 이러한 차별적 금리보조 혹은 자금지원에 대해 Poole(1990, p.266)은 이는 필연적으로 그 제공자에게 잠재적 재

12) 예를 들어, Chant and Acheson(1972, p.28)은 캐나다 중앙은행이 정부예금을 자신의 계정과 회원은행의 계정 간 자의적인 이체를 통해 재량권을 행사하였고, 그와 같은 행위는 통화조절보다는 관료주의적인 행태로 이해될 수 있다고 하였다. 뿐만 아니라 그러한 행위의 이점은 공개시장조작에 비해 은밀히 행해질 수 있으므로, 이를 통해 중앙은행은 원하는 다양한 목적들을 달성할 가능성에 접할 수 있게 된다고 주장하였다.

량권을 부여하게 된다고 지적하였다. 또한 Schwartz(1992)는 재할인이 최종대부자 기능을 할 경우에 중앙은행의 재량권에서 비롯되는 정치적 결정을 비판하였다. 전반적인 금융공황에서조차 공개시장조작만으로 충분히 통화정책을 수행할 수 있으므로, 시장에서 생존 가능성을 인정받지 못한 기관에게 중앙은행이 재할인을 통해 자금을 지원해서는 안 된다고 주장한다. 마지막으로 특별히 재할인이 일시적 지불준비금 부족문제를 해결하기 위해 사용될 때에도 중앙은행의 재량권은 항상 존재한다. 이에 대해 Friedman(1960, p.38)은 재할인이 사용될 때 어떤 금융기관이 재할인을 요구하였는지 중앙은행은 아는 반면, 일반 대중은 그 금융기관의 이름을 알지 못하는 정보의 비대칭성 때문에, 중앙은행이 모든 금융기관을 공평하게 대우하고 있는지 의문을 갖게 한다고 지적하였다.

이상의 논의를 종합하면, 중앙은행은 익명성・공개성의 특징이 강한, 예컨대 공개시장조작보다 개별성・비공개성의 성격을 갖는 대출제도에서 재량권 발휘의 여지가 훨씬 더 많으므로 이를 상대적으로 더 선호할 가능성이 분명히 존재한다고 판단된다. 한국의 경우를 좀더 자세히 살펴보면, 역시 한국은행 대출에 있어서도 관료의 재량권은 적지 않은 역할을 하는 것으로 보인다.

나. 한국의 경험

한국에서는 자금에 대한 만성적인 초과수요와 금융시장의 발달 미숙 등의 제약요인으로 인해 상당기간 동안 통화총량의 조절과 자금의 배분을 직접규제수단(대출)에 주로 의존하여 왔다. 따라서 한국 통화신용정책 구조의 두드러진 특징 중의 하나는 다른 나라에 비해 한국은행 대출금의 비중이 매우 높다는 것이다(황성현[1995], pp.120~121). 또한 김준경(1993, p.166)은 그러한 정책금융이 정부의 특정 정책목표 달성을 위해 지원되는 것인 만큼 그 재원은 원칙적으로 국가재정에서 부담해야 한다고 지적한 바 있다.

물론 역사적으로 볼 때, 중앙은행 대출은 독일, 일본 그리고 미국과 같은 선진국에서조차도 산업정책의 수단으로서 차별적 재할인 금리 또는 한도를 적용하거나 재할인대상어음의 적격요건을 규정함으로써 선

별적 자금지원의 목적으로 주로 사용되어 온 것이 사실이다(오세만 외[1994], p.4). 그러나 오세만 외(1994, p.6)는 한국은행의 대출(또는 재할인)제도는 유동성 조절기능을 수행하면서 재할인한도를 할당하거나 재할인을 거부함으로써 금융기관의 여신공급능력을 직접적으로 규제하는 등 절차상에서 나타나는 문제점들로 인하여 공개시장조작에 비해 열악하다고 하였다.

이미 김인배 외(2001)와 김인배・김일중(2004)에서는 한국은행의 대출에 대하여 면밀히 검토한 바 있다. 이를 요약 정리하면, 우선 한국은행은 「한국은행법」 제28조제3호 및 제64조에 근거하여 대출을 할 수 있다. 먼저 제28조제3호는 금융통화위원회가 금융기관에 대한 재할인과 기타 여신업무의 기준 및 이자율을 정할 수 있다고 규정하고 있다. 그리고 제64조에 의하면 한국은행의 금융기관에 대한 여신의 형식은 신용증권의 재할인・할인 및 매매('어음재할인', 제1항제1호)와 신용증권 또는 유통증권을 담보로 하는 대출('증권담보대출', 제1항제2호)로 제한되어 있다.[13)]

한국은행은 1986년 국제수지가 흑자로 전환한 이후 기업의 자금부족 현상이 크게 완화되고 금리자유화의 추진으로 통화관리방식을 간접조절방식으로 전환할 필요성이 커져 정책금융 성격의 지원제도를 축소하는 등 대출제도의 유동성 조절기능을 강화하기 위한 조치들을 취했다고 밝힌 바 있다(한국은행[1999b], pp.41~42). 특히 1994년 금융통화위원회가 정한 총액한도 범위 내에서 일정한 기준에 따라 금융기관별로 한도를 배정하여 지원하는 총액한도대출제도를 도입하였다. 그리고 수출산업 및 수입대체 소재부품산업 시설자금, 각종 중소기업자금 등 특정 부문에 대한 금융지원제도를 폐지하였다.[14)] 그리하여 1999년까지 총액한

13) 다만 금융기관에 대한 긴급여신의 경우에는 예외적으로 신용증권 또는 유통증권 이외의 자산을 담보로 대출하는 것도 가능하다(「한국은행법」 제65조). 이상을 토대로 「한국은행의 금융기관 대출규정」과 「한국은행의 금융기관 대출세칙」 및 「금융기관 여신운용규정」 등을 만들어 세부규정을 정하고 있다. 「대출규정」 제2조에 의하면 한국은행의 금융기관에 대한 대출은 '총액한도대출', '일시부족자금대출', '유동성조절대출' 및 '일중당좌대출'의 네 가지로 구분된다.

14) 당시 운용되던 대출자금의 종류를 보면 그야말로 유동성조절과는 무관한 대출제도의 성격을 그대로 확인할 수 있다. 대출자금의 용도에 있어 얼마나 재량권이 높았을까에 대하여 쉽게 수긍이 가는 부분이다. 참고로 한국은행 스스로도 다음과 같이 11

도대출과 일시부족자금대출로 나누어 운용하다가, 2000년부터 전술한 유동성조절대출을 새로이 편입하였다.

그럼에도 불구하고 대출제도를 집행함에 있어서 한국은행이 상당 수준의 재량권을 발휘한다는 가설을 뒷받침할 근거들은 다양하게 존재하는 듯하다. 우선 제도적으로 '특별대출' 규정이 남아 있다. 비록 1997년 외환위기 때문이기는 하지만 앞서 언급한 Schwartz(1992)의 주장에 비추어 볼 때, 특별대출이 지나치게 크게 쓰였던 것이 사실이다. 또한 투명성 확보를 위해 만들었다는 『금융기관대출규정』에도 자금배정의 재량권 여지를 보여주는 조항들이 여러 군데 포함되어 있다. 김인배 외(2001, pp.257~259)에는 이에 관한 자세한 설명과 함께, 그러한 재량권의 발휘로부터 발생될 것으로 보이는 문제점들에 대해 논의하였다.

뿐만 아니라 김인배・김일중(2004, pp.119~122)은 통화당국자가 재할인을 통해 재량권을 극대화하면서 통화량을 연중 크게 늘렸다가, 연초의 통화목표를 맞추기 위해 다시 통화를 용이하게 축소할 수 있었던 수단이 바로 통화안정증권이라 보고 있다. 즉, 통화안정증권은 한국은행의 대출을 통한 재량권 확대에 정책파트너로서 매우 긴요하게 기여하였다고 보는 것이다. 이러한 시각은 이미 10여 년 전에 "화폐를 발행하는 중앙은행이 통화를 환수하기 위해 통화채권을 발행한다는 것은 바람직스러운 행태라고 볼 수 없다. 만약 통화 공급이 과도하게 이루어지고 있다면 화폐발행 자체를 줄이면 되는 것이지, 화폐발행을 통해 돈을 풀어 놓고 다시 이를 통화채권발행을 통해 회수하는 방법을 취할 필요는 없다고 생각되기 때문이다"라는 윤원배(1993, p.175)의 지적과도 일치한다고 판단된다.

개 종류로 임의 구분하고 있다(한국은행[1999b], p.42); 1) 상업어음재할인, 2) 무역금융, 3) 소재부품 생산자금, 4) 지방중소기업자금, 5) 일시부족자금대출, 6) 농수산어음담보대출, 7) 수출산업 및 수입대체 소재부품산업 시설자금, 8) 기술개발자금, 공해방지시설자금 및 중소기업제품 수요자금 등 중소기업자금, 9) 방위산업어음담보대출, 10) 유동성조절자금, 11) 산업구조조정자금, 에너지절약시설자금 등 신규취급이 없는 대출.

2. 적립금과 중앙은행 대출

이제 적립금 변수가 식 (1)의 효용함수에 포함되는 이유에 대해 살펴보자. 중앙은행이 공식적으로 밝히고 있는 효용 또는 목적, 즉 손실보전과 본원통화 환수의 논리는 큰 설득력을 갖지 못한다는 사실은 이미 제Ⅱ장 1절에서 검토하였다. 그렇다면 진짜 효용은 무엇일까? 필자들이 생각하는 한 가지 가능성은 다음과 같다. 적립금이란 일종의 자본금처럼 중앙은행의 대차대조표상 여러 종류의 자산운용으로 사용될 것이다. 그렇다면 앞서 지적한 대로 명목상의 목적도 타당성이 약하고, 또 평소 그 사용처에 대한 명시적 규정도 없다면, 다른 조건이 일정할 때 결국 이는 중앙은행 관료 자신이 가장 선호하는 방법으로 운영될 것이라고 생각하는 것은 무리가 아니라고 판단된다. 즉, 적립금은 중앙은행 관료의 재량예산일 수 있다는 것이다.

그렇다면 이 재량예산은 중앙은행 관료 자신들을 위해 어떻게 사용될까? 적어도 적립금이 중앙은행 자신들의 '쾌적함'의 구입을 위해 직접 사용될 수 없다면, 필자들은 한 가지 가능성으로서 "통화정책수단 중 본질적으로 재량권이 큰 대출제도에서 적립금을 활용하고자 한다"는 가설을 세운다. 즉, 제Ⅱ장 2절에서 세운 모형처럼 적립금이 그 자체로 중앙은행 관료의 효용함수의 독립변수로서 역할을 한다는 의미이다. 이러한 가설은 이미 언급한 대로 기존문헌에서 이익금의 정부반납과 적립금을 동일시한 기존문헌과는 명백히 차별된다. 따라서 제Ⅲ장 1절에서 밝힌 중앙은행 대출과 관련된 재량권에 대한 논의는 그러한 차별성의 이유를 규명하는 작업이었다고 할 수 있을 것이다.

사실 김인배 외(2001)는 시계열자료를 통해 한국은행의 적립금 증가가 한국은행의 대출증가를 초래하였음을 실증적으로 검증한 바 있다. 즉, 적립금이 관료의 재량권 확대 유인에 의해 대출로 사용되고 있다는 필자들의 직관이 틀리지 않았음을 보여준 결과이다. 본 논문은 이러한 실증분석결과를 토대로, 한국의 경험이 과연 세계 보편적으로 일반화될 수 있는지 국제자료를 이용하여 확인하고자 하는 것이다.

후속연구의 일환으로서 국제비교 자체가 물론 의미 있는 작업이겠지만, 필자들이 이에 대해 더욱 큰 확신을 갖게 된 계기는 다름아니라 그

간 각국의 중앙은행 내부종사자 자신들을 위한 대출의 존재를 발견했기 때문이다. 필자들이 임의로 선택한 약 30개국의 중앙은행법을 조사한 결과, 에스토니아(§33)와 자메이카(§23) 그리고 말레이시아(§49)에서는 중앙은행 내부종사자에 대한 대출을 명시하고 있었으며, 오스트레일리아와 페루 및 베네수엘라 등의 국가들에서는 법률적 근거가 없음에도 불구하고 대차대조표에는 중앙은행 종사자들에 대한 대출계정이 별도로 존재하고 있음을 발견하였다. 물론 그 양은 전체 대출에 비해 작을 것이다. 그러나 법률에 규정되지 않은 대출이 이렇게 존재하는 것이 사실이며, 특히 페루(중앙은행법 §79)와 베네수엘라(중앙은행법 §36)에는 내부종사자에 대한 대출을 금지한다고 명기하고 있음에도 불구하고 그러한 대출계정이 대차대조표에 존재하고 있었다. 이러한 사실로 미루어 볼 때, 특히 중앙은행 적립금처럼 그 본래의 목적이나 운용방법이 명기되어 있지 않거나 불분명한 때(표 1), 희소성이 있는 대출자원을 위해 적립금이 사용될 가능성을 배제할 수 없을 것이라고 사료된다.

또한 더욱 흥미롭게도 미국에서는 1934년 6월 개정된 Federal Reserve Act 13조 b항에 미 연준의 대출을 그들의 이익금과 연결시켰던 사실이 있었다는 점에 필자들은 주목하였다. 즉, “비은행기관에 대한 재할인 대출규모는 (i) 1934년 7월 1일 현재 미 연준의 잉여금과 (ii) 미재무성이 연준에 빚진 연방예금보험공사에 대한 출연금 1억 3,900만달러(1933년 1월 1일 현재 잉여금의 반에 해당하는 금액)를 합한 금액 이내로 제한되어 있었다”(Schwartz[1992], p.4). 이는 “다른 조건이 모두 일정할 때, 적립금이 늘어나면 대출한도의 여유 내지는 재량권을 더 가질 수 있었을 것이다”라는 추론을 가능케 하는 미국의 예가 될 것이다. 이와 같은 가설을 실험적으로나마 확인하기 위해 제Ⅳ장에서는 국제자료를 이용하여 실증분석한다.

Ⅳ. 국제자료를 이용한 실증분석

1. 각국 중앙은행 적립금 및 대출금 자료

국제자료를 이용하여 중앙은행의 적립금과 중앙은행 대출 간의 관계를 살펴보기 위해서는 우선 이들에 대한 자료가 필요하다. 그러나 이러한 자료를 포함하는 데이터베이스는 존재하지 않으므로, 직접 이들 자료를 구해야 했다. 다행히 필자들은 이미 김인배 외(2004)에서 각국 중앙은행의 연차보고서를 일일이 조사하고 이를 각국 담당자에게 이메일을 통해 확인하는 등 적지 않은 노력 끝에 61개국 중앙은행의 2000년과 2001년 적립금규모를 파악한 바 있다.[15] 본 논문에서는 이 자료를 이용하기로 한다. 한편 이들 61개국 중앙은행 대출금 자료 역시 기존의 데이터베이스에서는 구할 수 없었으므로, 적립금자료와 마찬가지로 각국 중앙은행 연차보고서상의 대차대조표를 조사하여, 2000년과 2001년에 중앙은행이 금융기관 및 기업에 제공한 대출금액을 사용하기로 한다. 이렇게 구한 각국 중앙은행 적립금과 대출 규모를 각국의 본원통화량 대비 상대적 비율로 나타낸 수치들이 [그림 2]의 세계지도상에 표시되어 있다.

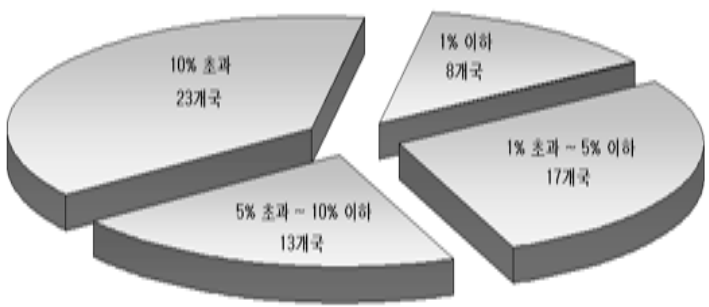
지도상 각 국가명 아래 괄호 안의 수치들은 각각 2001년도 각국의 본원통화 대비 적립금비율 및 대출금비율을 나타낸다. 그리고 [그림 3]은 61개국의 적립금비율과 대출금비율 분포를 보여주고 있다. 우선 적립금비율에 대해서 살펴보면 멕시코를 제외한 모든 국가가 비록 소량이나마 적립금을 쌓아두고 있는데, 5% 이하의 비교적 작은 적립금비율을 보이는 국가는 25개국이고, 10%를 초과하는 국가도 23개국이나 된다. 적립금비율이 가장 높은 국가는 아이슬란드(85%)이고 가장 낮은 국가는

15) Bank for International Settlements에 수록되어 있는 133개국 중 60개국은 연차보고서가 제공되지 않거나 혹은 영문본이 마련되어 있지 않은 등의 이유로 자료를 수집할 수 없었다. 나머지 73개국에 대해서 자료수집 초기에는 최근 5개년간의 적립금 자료를 수집하려 하였다. 그러나 이들 국가들 중 상당수가 이 기간 동안의 연차보고서를 모두 수록하고 있지 않아, 결과적으로 총 61개국에 대해 수록률이 가장 높은 2000년과 2001년의 중앙은행 적립금 자료를 정리할 수 있었다.

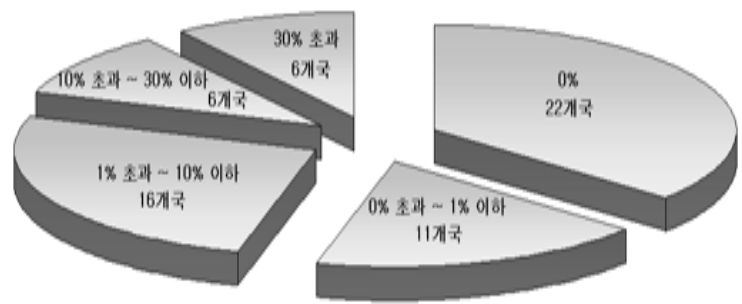
[그림 2] 2001년도 61개국 본원통화 대비 중앙은행 적립금비율 및 대출금비율

주: 괄호 안의 첫 번째 숫자는 적립금비율을, 두 번째 숫자는 대출금비율을 나타냄.

[그림 3] 61개국에 대한 2001년도 적립금비율 및 대출금비율의 분포



(a) 적립금 비율



(b) 대출금 비율

멕시코를 제외하면 스페인(0%, 그러나 적립금이 없는 것은 아님)이다. 61개국의 평균 적립금비율은 14%이다. 대출금비율 분포를 보면, 61개국 중 22개국에서 금융기관이나 기업에 대한 대출이 존재하지 않는다. 1% 이하의 대출금비율을 보이는 국가도 11개국에 달한다. 반면 30%를 초과하는 국가도 6개국에 이른다(덴마크: 124%, 수단: 55%, 이집트: 39%, 멕시코: 35%, 한국: 34%, 슬로바키아: 32%). 61개국 전체에 대한 대출금비율의 평균은 8%이지만, 대출금이 존재하지 않는 22개국을 제외한 39개국에 대한 평균비율을 구하면 약 13%에 이른다.

2. 실증분석

가. 추정 모형 및 변수 설명

이제까지의 논의와 수집자료를 이용하여 제Ⅲ장 2절에서 세운 본 논문의 가설, 즉 "통화정책수단 중 본질적으로 재량권이 큰 대출제도에 적립금을 활용하고자 한다"를 검증하고자 한다. 이를 위해 우선 중앙은행 대출을 결정하는 추정식을 세우고 여기에 설명변수로서 적립금변수를 추가하여, 과연 적립금이 커질 때 대출이 증가되는지 검증하기로 한다.

중앙은행 대출의 추정식에 관한 기존 문헌들은 필자들이 아는 한 모두 특정국의 시계열자료를 이용하여 대출규모 그 자체나 증가율을 추정하는 것이었다.[16] 그러나 본 논문에서는 61개국의 pooled data를 이용하게 되므로 이들과는 달리 각국의 본원통화 혹은 기타 경제규모에 대비하여 중앙은행 대출의 상대적 규모 차이를 결정하는 요인들을 찾아야 한다. 필자들이 아는 한 이렇게 pooled data를 이용하여 중앙은행 대출의 상대적 규모를 추정한 연구는 지금까지 없었던 것으로 보인다. 이런 점에서 이 분야의 연구에서 진일보한 것이 되겠지만, 동시에 추정식에 사용되는 설명변수들의 선택에 대해서는 세심한 검토가 필요할 것이다. 이런 점들을 감안하여 필자들이 세운 실증분석모형은 식 (2)와 같다.

16) 이에 관하여 Goldfeld and Kane(1966), Goodfriend(1983), Dotsey(1989), Hamdani and Peristiani(1991), Peristiani(1991), Pearce(1993). Cosimano and Sheehan(1994) 등을 참조할 수 있다.

$$L_{i,t} = \beta_{0,i} + \beta_1 INT_{i,t} + \beta_2 PCY_{i,t} + \beta_3 TRA_{i,t} + \beta_4 UNE_{i,t} + \beta_5 GOV_{i,t} + \beta_6 RES_{i,t} + \beta_7 TIM_t + \varepsilon_{i,t}$$

(i = 국가, t = 2000 및 2001). (2)

각 변수에 대해 설명하자면 우선 종속변수인 $L_{i,t}$는 본원통화 대비 중앙은행 대출금비율을 의미한다. 각국 중앙은행 대출규모를 본원통화에 대한 상대적 크기로 나타낸다.

둘째, $INT_{i,t}$는 콜금리에서 중앙은행 대출금리를 뺀 이자율 스프레드로서, 이것이 클수록 금융기관은 시장에서 자금을 구하기보다는 이익추구에 따라 중앙은행으로부터의 대출을 선호할 것이다. 따라서 $INT_{i,t}$의 계수는 (+)로 기대한다. 앞서 언급한 대로 시계열자료를 이용하여 중앙은행 대출을 추정한 대부분의 기존 연구에서 이 이자율 스프레드 변수를 채택하고 있다.

셋째, $PCY_{i,t}$는 1995년 미 달러로 표시한 일인당(per capita) GDP의 로그 전환값이다. 한국은행(2002, p.98)은 경제발전 초기 산업정책적 차원에서 중앙은행이 대출을 통한 선별지원을 하는 경향이 있다고 하였다.[17] 이는 경제발전수준이 낮을수록 중앙은행이 대출을 상대적으로 더 많이 사용한다는 것으로서, 만일 사실이라면 경제발전수준을 나타내는 $PCY_{i,t}$의 계수는 (−)여야 할 것이다.

넷째, $TRA_{i,t}$는 GDP 대비 수출과 수입의 합으로 표시한 무역의존도를 의미한다. $TRA_{i,t}$를 설명변수로 사용한 이유는 만일 일국의 경제에서 수출과 수입이 차지하는 비중이 크고 중요시된다면, 이들 수출 및 수입산업 혹은 수입대체산업을 지원하기 위해 역시 정책금융적 차원에서 중앙은행 대출의 사용이 더 커질 수 있기 때문이다.[18] 따라서 그 계수는 (+)가 될 것으로 기대한다.

다섯째, $UNE_{i,t}$는 실업률로서 중앙은행 대출이 경기조절수단으로

17) 이 외에도 오세만 외(1994, p.16)과 임호열・김현기(1997, p.4) 등도 유사한 주장을 한 바 있다.

18) 한국의 경우, 1994년 총액한도대출제의 도입 이후에도 계속해서 무역금융이 존재한다.

사용되는 경우를 고려한 것이다. 만일 실업률이 높을수록 경기를 진작시키기 위해 정책적이고도 또 상대적으로 더 직접적인 중앙은행 대출이 더 많이 사용된다면 그 계수는 (+)로 나타날 것이다.

여섯째, $GOV_{i,t}$는 GDP 대비 재정수지이다. 재정확대로 재정수지가 악화될 때, 일반적인 구축효과(crowding effect)에 의해 금융기관의 대출이 위축될 것이다. 따라서 중앙은행의 금융기관에 대한 대출 역시 감소할 것으로 판단된다.[19] 따라서 계수 부호는 (+)로 기대한다.

마지막으로, $RES_{i,t}$는 적립금비율로서, GDP 혹은 M_2 대비 적립금 규모이다. 이를 통해 본 논문의 가설대로 과연 적립금 증가가 대출의 증가로 이어지는지 살펴볼 것이다. TIM_t은 시간추세로서 pooled data에서 2000년과 2001년의 자료를 구분하기 위함이다. 실증분석에 사용된 자료는 대부분 IMF의 *International Financial Statistics*(*IFS*)에서 구하였고, 그 외의 자료들의 출처 및 계산방식에 대해서는 <부록 2>에 자세히 설명되어 있다.

실증분석에 앞서 반드시 짚고 넘어가야 할 점은, 제Ⅱ장에서 이미 정리한 대로 중앙은행의 대출과 적립금은 그 목적과 운용에 있어서 당위적으로는 전혀 별개의 독립적인 항목이어야 한다는 사실이다. 왜냐하면 한국은행 대출은 통화정책수단의 하나인 반면, 적립금은 각국의 중앙은행 법조항을 통해 살펴보았듯이(비록 제Ⅱ장 1절에서 T-계정을 통해 논리적으로 부정된 바 있지만) 중앙은행의 손실을 보전하기 위함이기 때문이다. 다시 말해 원칙적으로 적립금이 중앙은행 대출과 특별히 관련있을 하등의 이유가 없다는 것이다.

나. 추정결과

<표 2>는 식 (2)를 고정효과모형을 이용하여 다양한 방법으로 추정

19) 한편 고영선(2003)은 재정수지의 개선이 중앙은행의 준재정활동의 결과일 수 있음을 지적하였다. 그는 이런 관점에서 특히 한국은행이 민간에 제공하는 저리의 총액한도대출을 한국은행의 준재정활동의 주요 문제점 중 하나로 지적한 바 있다. 본문의 구축효과뿐 아니라 이러한 준재정활동 설명에 따르면 역시 $GOV_{i,t}$의 계수는 (+)로 기대한다. 그러나 고영선(2003, p.102)은 이러한 중앙은행의 준재정활동이 대개 후진국적인 현상으로 인식된다고 하였다. 이는 이후 실증분석 방법에 있어서 고려해야 할 점으로 판단된다.

한 결과이다.[20] 우선 *EQ1*은 식 (2)에서 적립금비율 $RES_{i,t}$를 제외하고 추정한 결과이다. 오직 $PCY_{i,t}$ 변수만이 유의한 것으로 나타났으며, 계수의 부호도 예상한 대로이다. 즉, 경제발전정도가 낮을수록 중앙은행 대출이 많이 사용됨을 확인할 수 있었다. 그러나 다른 변수들은 대부분 예상한 부호를 보이기는 하나 유의하지는 않았다. 특히 비록 시계열자료를 이용한 분석이기는 하지만 기존 문헌에서 주요 설명변수로 검증된 $INT_{i,t}$가 pooled data 분석에서는 유의하지 않게 나타난 것은 의외의 결과였다.

자료수집 등에 투여한 노력에 비하여 상대적으로 기대 이하의 추정결과에 직면하여, 상당 기간의 고민과 숙고 끝에 필자들은 다음과 같은 생각에 이르렀다. 이자율 스프레드와 같은 경제변수가 종속변수인 중앙은행 대출을 설명하는 것은 어쩌면 금융시장을 포함하여 시장 메커니즘이 충분히 발달되어 있는 국가들에 한정될 수 있다는 것이다. 그렇지 못한 경우 시장의 힘보다는 여타 다른 변수에 의해 대출이 결정될 수 있기 때문이다. 또한 $GOV_{i,t}$ 변수에 대해 설명할 때에도 중앙은행의 준재정활동은 후진국적 현상임이 지적된 바 있다. 이런 점에서 본 추정에 포함된 국가들을 International Monetary Fund에서 구분한 선진국과 개도국의 분류에 따라 구분하여 분석하기로 한다. <표 2>의 *EQ2*부터 *EQ5*까지는 <식 3>과 같이 선진국에 대해서만 1의 값을 갖는 더미변수 *DUM*을 각 설명변수에 결합시킨 변수를 <식 2>에 추가함으로써, 전체 국가 중에서 선진국을 구분하여 추정한 결과이다.[21]

---

20) 추정방식에 있어서 고정효과모형을 선택하게 된 것은 다음과 같은 검증결과에 근거한다. 예를 들어, 식 (2)의 모든 변수를 사용할 뿐 아니라 추후 설명하게 될 더미변수까지도 포함한 본 실증분석의 기본이 되는 *Eq3*에 대해, Pooled OLS 모형과 고정효과모형 중 어느 것이 더 적절한지 살펴보기 위해 F-검증을 실행하였다. 그 결과 $F_{60,50}$=6.85로서, 1% 유의수준인 1.70보다도 훨씬 크므로, 고정효과모형이 타당한 것으로 보인다. 나아가 이러한 고정효과모형을 랜덤효과모형과 비교하여 보았다. Hausman 검증을 실시한 결과, χ^2_{11} =57.88로서 이는 1% 유의수준(임계치=24.72)하에서 고정효과모형이 적절함을 의미한다. 이러한 F-검증과 Hausman 검증결과는 다른 추정식에 대해서도 큰 차이가 없었다.

21) 단, $PCY_{i,t}$는 그 자체가 경제발전정도를 나타내므로, 추가적으로 선진국과 개도국으로 구분할 필요는 없을 것이다.

〈표 2〉 중앙은행 적립금과 대출 추정식

	INT	*DUM*INT*	*PCY*	*TRA*	*DUM*TRA*	*UNE*	*DUM*UNE*	*GOV*	*DUM*GOV*	*RESY*	*RESM*	*Adj.R^2*
EQ1	2.91E-05 (0.000)		-0.513* (0.295)	7.06E-05 (7.61E-05)		-0.002 (0.004)		0.507 (0.383)				0.78
EQ2	-0.000 (0.001)	0.019*** (0.007)	-0.641** (0.297)	1.63E-05 (5.77E-05)	-0.022 (0.211)	0.006** (0.003)	-0.083** (0.042)	0.654* (0.368)	-0.738 (0.525)			0.79
EQ3	-0.001 (0.001)	0.019*** (0.006)	-0.706*** (0.289)	1.52-E04* (8.60E-05)	-0.051 (0.197)	0.002 (0.004)	-0.077* (0.040)	0.865** (0.403)	-0.703 (0.524)	5.807*** (2.176)		0.79
EQ4	-0.000 (0.001)	0.017*** (0.006)	-0.732*** (0.288)	1.17-E04 (7.48E-05)	-0.060 (0.192)	0.003 (0.003)	-0.078** (0.041)	0.870** (0.409)	-0.672 (0.525)		2.737*** (1.029)	0.79
EQ5	-0.000 (0.000)	0.003*** (0.001)	-0.296*** (0.119)	5.22E-05* (2.75E-05)	-0.040* (0.024)	0.001 (0.001)	-0.010*** (0.004)	0.321** (0.140)	-0.314** (0.152)	1.712** (0.755)		0.92
EQ1a	-0.000 (0.001)		-0.691* (0.406)	0.051 (0.113)		-0.004 (0.006)		0.633 (0.491)				0.75
EQ2a	-0.001 (0.001)	0.037** (0.016)	-0.995** (0.413)	0.014 (0.113)	0.357 (0.495)	0.006** (0.003)	-0.204** (0.094)	0.965** (0.481)	-1.427* (0.832)			0.78
EQ3a	-0.001 (0.001)	0.036** (0.016)	-1.095*** (0.407)	0.051 (0.133)	0.316 (0.472)	0.005 (0.004)	-0.202** (0.092)	1.307** (0.545)	-1.434* (0.813)	7.080*** (2.589)		0.79
EQ4a	-0.001 (0.001)	0.034** (0.015)	-1.103*** (0.408)	0.022 (0.134)	0.355 (0.475)	0.006 (0.004)	-0.202** (0.092)	1.268** (0.556)	-1.358* (0.815)		3.052*** (1.132)	0.79
EQ5a	-0.000 (0.000)	0.004*** (0.002)	-0.413*** (0.150)	0.033 (0.040)	-0.038 (0.056)	0.002 (0.001)	-0.025*** (0.007)	0.448** (0.182)	-0.492** (0.201)	2.035** (0.823)		0.92

주: 괄호 안은 표본오차. *, ** 및 ***은 각각 10%, 5% 및 1%하에서 유의함을 나타낸다. White(1980)의 heteroscedasticity-consistent 추정방법을 이용하였다

$$L_{i,t} = \beta_{0,i} + \beta_1 INT_{i,t} + \beta_2 DUM_{i,t} * INT_{i,t} + \beta_3 PCY_{i,t} + \beta_4 TRA_{i,t} + \beta_5 DUM_{i,t} * TRA_{i,t} + \beta_6 UNE_{i,t} + \beta_7 DUM_{i,t} * UNE_{i,t} + \beta_8 GOV_{i,t} + \beta_9 DUM_{i,t} * GOV_{i,t} + \beta_{10} RES_{i,t} + \beta_{11} TIM_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

*EQ2*의 결과를 살펴보면, $DUM_{i,t} * INT_{i,t}$의 계수가 예상대로 (+) 부호를 보이며 1% 수준에서 매우 유의한 것으로 나타났다. 이는 위에서 언급한 것처럼 $INT_{i,t}$가 시장의 힘에 의해 중앙은행 대출을 결정하게 되는 것은 선진국에만 해당되는 것임을 알 수 있다.[22] $PCY_{i,t}$ 계수는 여전히 (−)로 유의하였으나, $TRA_{i,t}$는 선진국이든 개도국이든 유의하지 않았다. $UNE_{i,t}$의 계수는 전체국가들에서 예상대로 (+) 부호로서 유의하게 나타났지만, *DUM*과의 결합변수 계수는 오히려 유의하게 (−) 부호를 보였다. 이는 선진국에서는 경기조절수단으로서 중앙은행 대출보다는 공개시장조작 등 다른 통화수단을 사용한 결과로 보인다. 마지막으로 $GOV_{i,t}$는 예상대로 유의하게 (+) 부호를 보여 구축효과로 인해 중앙은행 대출이 감소하는 것을 알 수 있다. *DUM*과의 결합변수는 유의하지 않아서, 선진국의 경우도 크게 다르지 않음을 알 수 있다.

이제 본 논문의 주제인 적립금이 중앙은행 대출을 증가시키는지를 검증한 결과인 *EQ3*를 검토하기로 하자. *EQ2*에서도 사용된 설명변수들의 부호나 유의도에는 큰 차이는 없었고, 다만 $TRA_{i,t}$가 10% 유의수준에서 예상했던 부호를 보이고 있다. 여기서 중요한 것은 GDP 대비 적립금인 *RESY*가 예상했던 대로 (+)의 부호를 보이면서 1% 수준에서 매우 유의하게 나타났다는 점이다.[23] 즉, 본 논문의 가설대로 적립금이 중앙은행 관료의 재량권 확대 유인에 따라 중앙은행 대출의 증가를 가져왔음을 실증적으로 보인 것이다.[24] *EQ4*는 *EQ3*에서 *RESY* 대신에 적

22) 특별히 중앙은행 대출을 추정한 대부분의 기존 문헌이 주로 선진국의 시계열자료를 이용한 결과라는 점에서 본 논문의 결과와 일치한다.

23) 한편 적립금이 중앙은행의 주요 기능인 통화정책 운용상 대출뿐 아니라 유가증권 구입에도 사용될 수 있을 것이다. 이것이 사실이라면 적립금이 중앙은행 관료의 재량권 확대 유인에 의해 주로 대출로 이용된다는 필자들 주장의 설득력이 떨어질 수 있다. 그러나 김인배 외(2001, p.266)는 적어도 한국에서는 적립금 증가가 유가증권 구입의 증가와는 관련이 없음을 보인 바 있다.

립금을 M_2 대비 상대적 규모로 측정한 *RESM*을 사용한 결과이다. *EQ3*의 결과와 크게 다르지 않고 역시 적립금변수 *RESM*은 1% 수준에서 매우 유의하게 나타났다.[25)]

*EQ5*는 이상의 실증분석결과의 공고성을 확인하기 위해 종속변수인 중앙은행 대출을 본원통화가 아닌 M_2 대비 상대적 크기로 측정한 후, *EQ3*과 동일한 설명변수를 사용한 추정결과이다. *EQ3*의 결과와 비교할 때, 오직 $TRA_{i,t}$와 *DUM*의 결합변수만이 (-)로 10% 수준에서 유의한 차이를 보이고 있다. 이는 선진국에서는 무역의존도가 높더라도 수출이나 수입(혹은 수입대체)산업에 대한 중앙은행 대출이 전체국가에 비해 적게 제공된다는 것을 의미한다. 그 외에는 *EQ3*의 추정결과와 큰 차이가 없으며, 역시 적립금변수인 *RESY*의 계수는 5%하에서 유의하게 나타났다.

<표 2>의 *EQ1*부터 *EQ5*까지는 전체 61개 국가를 대상으로 추정한 결과이다. 그러나 [그림 3]에서 보인 것처럼 이들 61개국 중 22개국에서는 중앙은행 대출이 0이었다. 따라서 이들 국가들과 대출이 0이 아닌 국가들에 대해 함께 추정할 때, 추정에 편의가 발생할 가능성이 있다. 이를 고려하여 <표 2>의 하단에 보인 *EQ1a*부터 *EQ5a*는 대출이 0인 22개 국가를 제외하고 39개국 자료만을 이용하여 *EQ1*부터 *EQ5*까지의 식과 동일한 방법으로 추정한 것이다.[26)] 결과는 *EQ1*부터 *EQ5*까

24) 이러한 결과에 대해 각국 중앙은행 적립금의 적립방식, 중앙은행 독립성 정도, 혹은 중앙은행의 준재정활동 정도 등을 감안하여 국가들을 그룹별로 좀더 세분화하여 분석한다면 더욱 흥미롭고 공고한 결과를 얻을 수 있을 것으로 사료된다. 현재로선 그 자료수집이 쉽지 않고, 설사 수집 가능한 변수라 하더라도 물리적으로 방대한 양의 노력이 소요되는 작업이기에 본 논문에서는 다루지 못하였으나, 건설적인 지적을 해주신 익명의 논평자께 감사드린다.

25) 이러한 결과에 대해 종속변수인 중앙은행 대출로 인해 이익금이 증가하여 적립금이 증가한 것으로 해석할 수도 있을 것이다. 즉, 적립금변수의 내생성문제를 제기할 수도 있으나, *EQ3*에서 사용된 독립변수들과 추가로 GDP성장률을 도구변수로 사용하여 Hausman 검증을 해본 결과, 그러한 내생성은 존재하지 않는 것으로 나타났다. 뿐만 아니라 내생성논리에서 중앙은행 대출이 적립금을 증가시키게 되는 연결고리인 중앙은행 대출과 이익금 간의 관계는 이들 양자의 상관관계를 계산해 본 결과 매우 낮은 것으로 나타났다(2001년도 본원통화 대비, 중앙은행 대출증가분과 2001년도 이익금 간의 상관관계 계수는 0.17에 불과했다). 한편 한 논평자의 제의에 따라 *EQ3*에 중앙은행 총자산 대비 적립금비율도 사용해보았으나 그 계수의 추정치는 유의하지 않았다.

지 유의하게 중앙은행 대출을 설명했었던 주요 설명변수들, 즉 $DUM_{i,t}*INT_{i,t}$, $PCY_{i,t}$, $DUM_{i,t}*UNE_{i,t}$ 및 $GOV_{i,t}$ 변수들이 여전히 동일한 부호로 나타났으며, 유의도에도 큰 차이가 없었다. 다만 추가로 $DUM_{i,t}*GOV_{i,t}$의 계수가 유의하게 나타났다는 점이 다를 뿐이다. 물론 적립금변수인 $RESY$나 $RESM$의 계수는 역시 유의하게 (+)를 보이고 있다. 지금까지의 실증분석결과, 결론적으로 중앙은행 적립금 증가가 중앙은행 대출을 증가시킨다는 본 논문의 가설은 틀리지 않은 것으로 검증되었다.

V. 결 론

최근 공공기관에 의한 기금이나 적립금에 대해 그 운용이나 존치 타당성에 대한 관심이 높아지고 있다. 그러나 정작 그 규모가 엄청난 중앙은행 적립금에 대해서는 비록 다른 시각에서 바라본 것이지만, 필자들의 선행연구를 제외하고 고영선(2003) 외에는 국내에서 심도 있는 논의를 찾아볼 수 없다.

필자들이 중앙은행 적립금의 목적과 운용에 대해 61개국 중앙은행법을 가능한 한 샅샅이 조사하고 그 논리를 분석해 본 결과, 적립금 존치의 타당성은 설득력이 약할 뿐만 아니라, 적립금이 어떻게 운용되어야 하는가에 대한 규정도 거의 모든 국가에서 부재함을 발견하였다. 그 과정에서 결코 적지 않은 규모의 적립금이 과연 왜 필요하며, 또 어떻게 쓰일 것인가에 대한 질문이 자연스럽게 떠올랐다.

적립금에 대해 명시적 운용 규정이 없다면, 한 가지 가능성은 (물론 Becker(1983)의 일반적 효율성 제한하에) 자신들의 사적 유인을 극대화하는 데 사용될 수 있을 것이라는 점이다. 그렇다면 구체적으로 어떻게 그러한 유인을 충족시킬 것인가? 이미 김인배 외(2001)는 한국에서 적립금이 관료의 재량권 확대를 위해 한국은행 대출에 사용됨을 실증적으로

26) 이 방법 이외에 probit model을 이용하는 것도 고려해 볼 수 있겠으나, probit model로써 고정효과(fixed effects)를 감안하는 것은 현재까지 제시된 계량기법으로는 어려움이 있는 것으로 알려져 있으므로(Greene[2000], p.837), 이 방법을 택하기로 한다.

밝힌 바 있다. 본 논문은 그러한 결과를 확장시켜 적립금운용의 관료주의적 성격이 한국에만 국한된 것이 아니라, 중앙은행 이익금을 내부 적립하는 모든 국가들에 해당되는 일반성을 가질 수 있음을 국제자료를 통해 검증하였다.[27)]

뿐만 아니라 적립금에 이러한 관료적 유인이 반영될 수 있음을 보인 것은 기존 관련 문헌이 모두 중앙은행 이익금이 정부에 반납될 때만을 상정하여 그 문제점을 지적한 것과는 매우 대조적이다. 이는 중앙은행 이익금 처분에 관한 새로운 결론을 도출하게 한다. 왜냐하면 본 논문의 결과는 중앙은행 이익금이 정부에 반납되든, 혹은 내부에 유보되든 결국 관료의 사적 유인에 의해 통화정책이 왜곡될 수 있음을 보인 것이기 때문이다. 본 연구결과는 적어도 중앙은행의 이익금에 관한 한, 제도의 명목적인 변화 방향과는 상관없이, 관료의 사적 유인은 어떠한 경우라도 자신들의 편익을 극대화하도록 매우 민첩하게 작동하고 있음을 보여준다.

물론 재할인과 관련된 통화당국자의 재량권에는 정치권으로부터의 압력에 때로 순응해야만 했던 현실적으로 불가피한 면이 존재할지 모른다. 또한 중앙은행 적립금 역시 혹 발생할지 모르는 중앙은행 손실에 대하여 정부의 재정부담 리스크를 줄이기 위함일 수도 있다. 그러나 설사 그렇다 할지라도, 결국 이들에 내재되어 있는 재량권은 사적 유인과 결합하여 통화정책의 왜곡을 초래할 수 있다. 이런 점에서 중앙은행은 그러한 재량권에 대해 적절한 제한과 책무규정을 두는 것이 행정부로부터의 예산권, 인사권 혹은 정책권한 등의 '외형적 독립'뿐 아니라, '내부

27) 본 논문의 가설과는 달리, 익명의 한 논평자는 한국의 경험을 예로 들면서, "적립금이 중앙은행의 외환정책에 사용될 수 있다"는 가설을 제시하였다. 예로써 자본유입이 있을 때 환율유지와 인플레이션 방지를 위해 사용되는 불태화정책(중화정책)은 중앙은행의 준재정활동으로서 중앙은행의 손실을 초래하여 적립금이 줄어들게 된다는 논리이다. 이를 달리 해석하면 환율유지를 위해 적립금이 사용되었다는 의미와 같기 때문이다. 그럼에도 불구하고, 이 역시 관료의 재량권과 무관하지 않을 가능성은 "불태화정책은 환율에 영향을 미침으로써 수많은 거래당사자들 간에 암묵적 소득이전을 발생시킨다(Mackenzie and Stella[1996])"라는 지적으로부터 추론할 수 있다고 판단된다. 왜냐하면, 일정 환율을 유지하려는 노력은 그로 인한 소득이전 결과를 잘 알고 있는 통화당국 관료가 재량권을 발휘하는 과정이라고 생각할 수도 있기 때문이다. 물론 이 가설 역시 좀더 정교한 검증을 거쳐야 하겠으나, 새로운 시각과 논리를 제시해 주신 익명의 논평자께 감사를 표한다.

통화정책 운용의 독립'까지 포함하는 '진정한 독립' 달성에 부합할 것이라 사료된다. 또한 본 논문의 결과를 토대로 적어도 중앙은행 적립금의 운용에 대해 투명성을 확보하는 것이 필요하다고 판단된다. 적립금 운용에 대한 규정 마련 혹은 운용자료의 정기적인 공개 등 투명성 제고를 위한 방안들을 고려해 볼 수 있겠으나, 그 구체적 방법에 대한 연구는 후속과제로 남긴다.[28)]

28) 아울러 이러한 연구가 활성화된다면 "과거 한국은행의 통화정책 및 정부의 준재정 활동의 영향과 문제점에 대해 균형 있는 시각과 평가가 촉발될 수 있다"라는 한 논평자의 지적에 필자들 역시 더욱 강한 책무성을 갖게 된다.

참 고 문 헌

고영선, 「한국은행의 준재정활동」, □□KDI 정책연구□□, 제25권 1호, 한국개발연구원, 2003, pp.99~144.

김인배 · 김일중, 「한국의 재할인정책: 국제비교를 통한 정치경제학적 분석」, □□경제연구□□, 제22권 3호, 2004, pp.107~135.

김인배 · 김일중 · 권윤섭, 「인플레이션과 중앙은행 적립금: 관료주의적 접근」, □□경제학연구□□, 제52권 2호, 2004, pp.67~90.

김인배 · 김일중 · 박성규, 「한국 통화정책의 관료유인 모형: 이론 및 실증분석」, □□공공경제□□, 제6권 2호, 2001, pp.237~277.

김준경, 「정책금융의 재원조성 개선방안」, 송대희 · 문형표(편), □□1993년도 국가예산과 정책목표□□, 한국개발연구원, 1993, pp.113~176.

오세만 · 박성준 · 신운, 「재할인제도의 개선방향」, □□조사통계월보□□, 1994년 7월호, 한국은행, 1994. 7, pp.3~27.

윤원배, 「효율적 통화관리를 위한 방안」, Working Paper Series, 1993-12, 서울사회경제연구소, 1993, pp.163~194.

임호열 · 김현기, 「주요국 중앙은행 대출제도의 현황과 시사점」, □□조사통계월보□□, 1997년 4월호, 한국은행, 1997. 4, pp.3~23.

한국은행, □□주제별해설 한국은행법□□, 1999a.

한국은행, □□우리나라의 금융제도□□, 1999b.

한국은행, □□우리나라의 통화정책□□, 2002.

황성현, 「재정 · 금융의 역할정립과 보완성 제고방안」, □□KDI 정책연구□□, 제17권 제4호, 한국개발연구원, 1995, pp.99~130.

Becker, G., “A Theory of Competition among Pressure Groups for Political Influence,” *Quarterly Journal of Economics* 96, 1983, pp.371~400.

Boyes, W., W. Mounts Jr., and C. Sowell, “The Federal Reserve as a Bureaucracy: An Examination of Expense-Preference Behavior,” *Journal of Money, Credit, and Banking* 20, 1988, pp.181~190.

Boyes, W., W. Mounts Jr., and C. Sowell, “Monetary and Fiscal Constitutions and the Bureaucratic Behavior of the Federal Reserve,” *Public Finance Review* 26, 1998, pp.548~564.

Brunner, K., "The Case Against Monetary Activism," *Lloyd's Bank Review* 139, 1981, pp.95~106.

Chant, J. and K. Acheson, "The Choice of Monetary Instruments and the Theory of Bureaucracy," *Public Choice* 12, 1972, pp.13~33.

Cosimano, T. and R. Sheehan, "Is the Conventional View of Discount Window Borrowing Consistent with the Behavior of Weekly Reporting Banks?" *The Review of Economics and Statistics*, 1994, pp.761~770.

Dotsey, M., "Monetary Control Under Alternative Operating Procedures," *Journal of Money, Credit, and Banking* 21, 1989, pp.273~290.

Friedman, M., *Program for Monetary Stability, The Miller Lectures (Number Three)*, Fordham: Fordham University Press, 1960.

Goldfeld, S. and E. Kane, "The Determinants of Member Bank Borrowing: An Econometric Study," *Journal of Finance* 21, 1966, pp.499~514.

Goodfriend, M., "Discount Window Borrowing, Monetary Policy, and The Post-October 6, 1979 Federal Reserve Operating Procedure," *Journal of Monetary Economics* 12, 1983, pp.343~356.

Greene, W., *Econometric Analysis* (4th ed.), New Jersey: Prentice Hall, 2000.

Hamdani, K. and S. Peristiani, "A Disagregated Analysis of Discount Window Borrowing," *Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review*, 1991, pp.52~62.

Kim, I. and I. Kim, "Endogenous Changes in the Exchange Rate Regime: A Bureaucratic Incentive Model," *Public Choice*, forthcoming(2005).

Mackenzie, G. and P. Stella, "Quasi-Fiscal Operations of Public Financial Institutions," *International Monetary Fund, Occasional Paper*, No. 142, 1996.

Mounts Jr, W. and C. Sowell, "A Statistical Note on Possible Institutional Regimes in Budget Policy," *Journal of Macroeconomics* 17, 1996, pp.149~160.

Niskanen, W., "Bureaucrats and Politicians," *Journal of Law and Economics* 18, 1975, pp.617~644.

Pearce, D., "Discount Window Borrowing and Federal Reserve Operating Regimes," *Economic Inquiry* 31, 1993, pp.564~579.

Peristiani, S., "The Model Structure of Discount Window Borrowing," *Journal of Money, Credit, and Banking* 23, 1991, pp.13~34.

Poole, W., "The Discount Window," in T. Mayer(ed.), *The Political Economy of American Monetary Policy*, Cambridge: Cambridge University Press, 1990.

Schwartz, A., “The Misuse of the Fed's Discount Window,” *Review - Federal Reserve Bank of St. Louis* 74, 1992, pp.58~69.

Shughart, W. and R. Tollison, “Preliminary Evidence on the Use of Inputs by the Federal Reserve System,” *The American Economic Review* 73, 1983, pp.291~304.

Toma, E. and M. Toma, “Research Activities and Budget Allocation among the Federal Reserve Banks,” *Public Choice* 45, 1985, pp.175~192.

Toma, M., “Inflationary Bias of the Federal Reserve System: A Bureaucratic Perspective,” *Journal of Monetary Economics* 10, 1982, pp.163~190.

White, H., “A Heteroscedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity,” *Econometrica* 48, 1980, pp.817~838.

Willett, T., “Studying the Fed: Toward a Broader Public Choice Perspective,” in Thomas Mayer(ed.), *The Political Economy of American Monetary Policy*, Cambridge: Cambridge University Press, 1990.

<부록 1> T-계정 분석(김인배 외[2004]에서 발췌)

A. 중앙은행 손실의 보전

다음은 중앙은행의 손실을 정부가 보전하든 혹은 적립금으로 보전하든 본원통화의 양에는 변화가 없음을 보인다. 예를 들어, 중앙은행이 금융기관에 대출을 100만큼 하였을 때, 중앙은행의 대차대조표는 <B/S ①>과 같이 된다. 이후 한국은행에 순손실(예를 들어, 부실대출로 인하여)이 30만큼 발생한다면 그만큼 한국은행의 자산이 줄어들어 <B/S ②>와 같이 된다. 만일 적립금으로 손실을 보전한다면 <B/S ③>이 되어 본원통화량에는 변화가 없다.

<B/S ①>

자산	+100	화폐발행	
		지준금	+100

<B/S ②>

자산	+70	화폐발행	
순손실	+30	지준금	+100

<B/S ③>

자산	+70	화폐발행	
순손실	0	지준금	+100
		적립금	-30

이제 <B/S ②>로부터 만일 결산시 정부가 이 손실을 보전해 주는 경우를 생각해 보자. 손실을 보전해 줄 정부예금이 전혀 없을 때라도 중앙은행은 정부대출을 하여 정부예금을 늘려 주면(<B/S ④>), 정부는 곧바로 그 정부예금으로 순손실을 보전하게 될 것이다(<B/S ④-1>). <B/S ③>과 <B/S ④-1>을 통해, 결국 손실을 적립금으로 보전하든, 혹은 정부가 보전하든 본원통화의 양에는 변화가 없음을 알 수 있다.

<B/S ④>

자산	+70	화폐발행	
(예, 금융기관대출)		지준금	+100
순손실	+30	정부예금	+30
정부대출	+30		

<B/S ④-1>

자산	+70	화폐발행	
순손실	0	지준금	+100
정부대출	+30	정부예금	0

B. 인플레이션 억제효과 주장에 대한 반박

이 주장은 중앙은행이 이익을 본 만큼 적립을 하면, 그만큼 본원통화량이 감소하게 된다는 것이다. 역시 <B/S ①>로부터 설명을 하기로 한다. 만일 중앙은행이 대출로부터 이자를 30만큼 받았다면, 시중은행의 지준금은 30만큼 줄어든다. 중앙은행이 이 이익금 모두를 적립한다면 <B/S ⑤>가 된다. 따라서 본원통화량은 적립금 증가만큼 감소하는 것이 사실이다.

<B/S ⑤>

자산	+100	화폐발행	
		지준금	+70
		이익금 (적립금)	+30

<B/S ⑥>

자산	+130	화폐발행	
		지준금	+100
		적립금	+30

하지만 실제로 중앙은행이 통화정책을 운영할 때 적립금이 증가한다고 해서 증가한 적립금의 양만큼 본원통화량을 줄여서 운영하는가? 이에 대해 필자들은 이러한 주장을 한 한국의 경험을 면밀히 살펴보았다. 금융통화위원회 의사록이나 기타 한국은행 통화정책결정과정에 관한 어떠한 문헌에서도 본원통화환수의 의미를 지키고자 적립금의 변동을 고려하여 통화정책을 운영하고 있다는 단서는 찾아볼 수 없었다.

더욱 중요한 것은 적립금이 그저 금고에 쌓여 있는 것이 아니라, 끊임없이 대출이나 채권과 같은 자산의 구입에 사용되고 있다는 사실이다. 즉, 적립금의 증가만큼 대출 등 자산 증가로 이어지므로 결국 적립금을 정부에 반납할 때와 마찬가지로 본원통화가 다시 원래의 수준으로 늘어나게 된다는 것이다(<B/S ⑥>). 즉, 적립금의 인플레이션 억제효과 주장에는 현실적으로 타당성이 결여되어 있다.

<부록 2> 자료 출처 및 계산방식

〈표 A1〉 자료 설명 및 특이사항

변수	자료출처 및 특이사항
GDP *IFS* line 99.b	• Albania는 *World Bank Database*에서 발췌. • Aruba, Azerbaijan, Bahamas, UAE, Macedonia, Fiji, Mongolia, Sudan은 각국 중앙은행 연차보고서에서 발췌. • ESCB 회원국들은 자국화폐로 표시되어 있으므로 자국화폐/Euro 전환율을 이용하여 Euro로 전환.
M2 *IFS* line 34 + 35	• Aruba와 Sweden은 중앙은행 연차보고서에서 발췌. • Sweden은 M2 대신 M3를 사용. • ESCB 회원국들은 *IFS*의 line 34.a.u, 34b.u 및 35.u의 합을 이용.
재할인 금리 *IFS* line 60	• Estonia, Lithuania, Romania는 중앙은행 홈페이지에서 발췌. • UK와 Mexico는 각각 중앙은행 홈페이지의 Repo Rate과 Bank Funding Rate을 이용. • Malaysia는 *Department of Statistics*에서 발췌. • Oman은 *Ministry of National Economy*에서 발췌.
콜 금리 *IFS* line 60b	• Albania는 *IFS*의 T-Bill Rate을 이용. • Azerbaijan, Bahamas, Bangladesh, Barbados, Egypt, Hungary, Israel, Jamaica, Macedonia, Mongolia, Oman, Peru, Romania, UAE, Venezuela는 중앙은행 홈페이지에서 발췌. • Malaysia는 *Asia Regional Information Center* 발표자료를 이용. • ESCB 회원국들은 *IFS*의 Euro Area에서 line 60a를 이용.
실업률 *IFS* line 67r	• Albania, Brazil, Croatia, Egypt, Indonesia, Jamaica, Mongolia, Pakistan, Venezuela는 Australia *Department of Foreign Affairs & Trade* 발표자료를 이용. • Aruba, Macedonia는 중앙은행 홈페이지에서 발췌. • Azerbaijan은 *International Labor Organization Database*에서 발췌. • Bahamas, Bahrain, Kuwait, UAE는 미국무성 *The Bureau of Economic and Business Affairs(BEBA)* 발표자료를 이용. • Bangladesh와 Sudan은 미 *CIA World Fact Book* 발표자료를 이용. • Oman은 *Lahmeyer International Database*에서 발췌.
CPI(1995=100) *IFS* line 64	• Aruba, Azerbaijan, Sudan, UAE는 중앙은행 연차보고서에서 발췌.
수출 *IFS* line 70 수입 *IFS* line71	• Aruba, Azerbaijan, Peru, UAE는 중앙은행 연차보고서에서 발췌. • Slovenia, Turkey, Brazil, Sudan, Mexico, Romania, Chile, Croatia, Macedonia, Indonesia, Israel, Mongolia, Korea, Canada, Azerbaijan 및 ESCB 회원국은 *IFS* 자료에 US$로 표시되어 있으므로, 연도 말 환율을 이용 각각 자국화폐(ESCB회원국은 Euro)로 환산.
환율	• *IFS* line ae.
본원통화 *IFS* line 14	• ESCB 회원국들은 *IFS*의 line 14a와 14c의 합을 이용.

〈표 A1〉 자료 설명 및 특이사항(계속)

변수	자료출처 및 특이사항
1995년 미달러로 계산한 일인당 GDP	• 우선 각국의 자국화폐로 표시된 GDP를 *IFS*의 인구수(line 99z)로 나누어 일인당 GDP(=GDPC)를 구한 후, GDPC*(100/CPI)*e_{1995}^{-1}로 계산 (여기서 e 는 위에서 구한 자국화폐/US$ 환율, 단 ESCB 회원국의 경우, e_{1995}^{-1}=(1995년말 US$/자국화폐)*(Euro당 자국화폐 전환율).
정부재정수지 *IFS* line 80 혹은 GDP 대비 재정수지비율	• Aruba, Australia, Azerbaijan, Chile, Cyprus, Fiji, Jamaica, Morocco, Sudan, UAE는 중앙은행 홈페이지에서 발췌. • Albania는 *Ministry of Finance*에서 발췌. • Euro 국가는 ESCB의 연차보고서에서 발췌. • Bangladesh, Brazil, Denmark, Egypt, Indonesia, Japan, Malaysia, Sweden은 미국무성 *BEBA* 발표자료를 이용.

KDI 政策研究
제26권 제2호(통권 제94호)

생산성과 무역패턴: 1990년대의 한국경제의 경험

차 문 중
(한국개발연구원 초빙연구위원)

Productivity and Patterns of Trade: The Experience of Korea in the 1990s

MoonJoong Tcha
(Visting Fellow, Korea Development Institute)

* Parts of this paper were originally prepared for the project entitled "Industrial Competitiveness of Korea", organized by the Department of Industrial and Corporate Affairs at the KDI, and presented to the 2004 KDI-KAEA Conference. The author is grateful to Chunsik Woo, Chin-Hee Hahn, Dongseok Kim, Jaeho Lee, Joonghae Suh, participants to the conference and two anonymous referees for their helpful comments and encouragement. In particular, Dongseok Kim and Jaeho Lee provided invaluable advice on productivity and trade performance, respectively. Assistance from Jungmi Kim and Kwangsung Kim is greatly appreciated.

- Key word : Total factor productivity, Total factor input, Competitiveness, Revealed comparative advantage
- JEL code : F14, O47

ABSTRACT

This paper analyzes the industrial growth of Korea in the 1990s and its relationship with the nation's export performance. The result shows that total factor productivity (TFP) played a significant role in the growth of some industries, where in particular a sharp increase in TFP was observed in the electrics and electronics industry and the automobile industry in the late 1990s. While CEPII RCA indexes for the Korean industries such as IT industry and automobile industry significantly increased since 1998, only limited evidence was found that TFP or TFI influenced RCA. Investigating Korea's export performance in the Northeast Asian context, this paper shows that, in the 1990s, the growth of Korea's exports to Japan was led by industries that recorded relatively fast growth in total factor input (TFI). In contrast, that to China was almost equally contributed by industries that experienced relatively fast growth in TFP or TFI. This paper also investigates competition between Korea and China, and Korea and Japan in the world market. The competition between Korea and China was relatively stronger for the Korean industries to whose growth TFI made a more significant contribution. While no decisive evidence is found for the relationship between TFP growth in Korean industries and their competition against Japan in the world market, it is revealed that the competition between Korea and Japan became less intense for the Korean industries to whose growth TFI made a stronger contribution. In this regard, the paper supports the view of 'nut-cracking' that the Korean economy has lost its competitiveness in the sectors where it maintained comparative advantage, but failed to catch up more advanced countries such as Japan by gaining competitiveness in more capital or technology intensive sectors.

.....

1990년대의 한국경제는 여러 가지 극적인 변화를 경험하였다. 가장 극적이었던 경제위기와 그로부터의 회복에 가려지기 쉽지만, 우리 경제가 겪은 가장 중요한 변화 중의 하나는 총요소생산성이 산업성장의 주요 동력으로 자리매김한 것이다. 본 연구는 이 기간 동안의 산업성장동력의 변화가 무역성과에 미친 영향을 특히 한국-중국-일본의 구도 속에서 분석한다. 무역성과의 분석을 위해서는 산업별 수출성과, CEPII 현시비교우위지수, 경합도 등이 사용되었다. 분석결과, 한국이 거의 모든 산업, 특히 노동집약적인 분야에서는 중국의 추격을 허용한 반면, 자본집약적이거나 기술집약적인 부문, 즉 총요소생산성의 증가가 성장을 주도한 산업에서는 일본을 극히 제한된 부문에서만 따라잡는 것으로 나타나, 저간에 회자되는 'nut-cracking'의 우려가 1990년대부터 발생하였음을 보이고, 이로부터 벗어나는 것이 더 이상 미룰 수 없는 심각하고 시급한 과제임을 역설한다.

I. Introduction

Korea has been one of the most important players in Asia since the early 1960s, contributing to the world's economic growth and dynamism. While each and every stage in the Korean economy's development process since the early 1960s has been dramatic, one of the most significant turning points of the Korean economy was the ambitious launching of the heavy and chemical industry oriented policy by the government in 1972. This policy of encouraging six strategic industries - steel, petrochemicals, non-ferrous metals, shipbuilding, electronics and machinery - has been criticized for having distorted markets. Nevertheless, it is also observed that the industries protected or subsidized by this policy grew up to lead the nation's economic growth, at least up to the crisis in 1997.

While the Korean economy recorded remarkable growth until 1997, Kim (2001) and Kwack (2001) point out that the economy in fact had lost its competitiveness in the run up to the outbreak of the economic crisis, through unnecessary compromise of the Roh government (1988-1993) over the demands of workers. They also argue that large-scale economic reform without prudent economic considerations by the successive Kim government (1993-1998) worsened the situation. As a result, costs such as material costs, labor costs, and borrowing costs had been consistently increasing, which was accompanied with a substantial increase in the unit value of exporting goods until 1995 (Tcha and Lee, 2003). KDI's (2003) study on the competitiveness of the Korean industries also revealed that total productivity of Korean industries during the first half of the 1990s fell short of that before and after the period.

The 1990s was a period of storm and stress for the Korean economy. Though the economy faced various challenges, it broke through US$10,000 of GDP per capita entering a new era, joined the OECD, but shortly after, was engulfed in a crisis. Nonetheless, the years of 1999 and 2000 demonstrated unprecedented recovery from the crisis. This paper investigates the Korean economy during this critical period, in particular, concentrating on growth of the industry and changes in certain aspects of trade. In analyzing the aspects of trade, the nation's relationship with China and Japan is particularly focused.

Section II of this paper analyzes the structural changes in the industries by concentrating on their growth. In particular, based on growth accounting, the contribution of total factor inputs (TFI) and total factor productivity (TFP) to growth is analyzed for 17 manufacturing sectors using the KDI multisectoral data. Section III discusses

structural changes in trade in the 1990s. Revealed comparative advantage (RCA) indexes developed by Centre d' Etudes Prospectives et d' Information Internationales (CEPII) are calculated for each industry to find structural changes in relative advantage of the nation. In addition, the export similarity index (ESI) is used to discuss competition between Korea, China and Japan in the world market. The evolution of the nation' s export pattern during this period is also discussed. The findings from Sections II and III are integrated in Section IV. The relationship between growth of TFI and TFP, and certain aspects of trade – RCA and ESI – in each industry is analyzed. Further, it is investigated whether each industry' s RCA and its experience of competition against Japan and China is inter-related. The major findings in this study are consistent with Heckscher-Ohlin Crowding Hypothesis (Leamer and Lunborg, 1995), which is well known as "nut-cracking" effect in more popular terms. Heckscher-Ohlin Crowding Hypothesis explains the situation where one economy is caught up by late-comers and loses comparative advantage for the sectors that it conventionally maintained comparative advantage, and at the same time, cannot construct strong comparative advantage for more advanced sectors. This study confirms that in general, the competition between Korea and China was getting severe in the sectors where Korea traditionally possessed comparative advantage, but Korea failed to gain competitiveness against Japan in the sectors where Japan maintained comparative advantage. The paper concludes with Section V.

Ⅱ. The Changes in Industrial Structure in Korea

1. The Changes in Industrial Structure - Overview

In 1990, as reported in Table 1, Korea's total GDP was 178,797 billion won (nominal), where the contribution from manufacturing reached 55,681 billion won, or 31.1% of GDP.[1] This fell slightly to about 30.9% of GDP in 1992 and remained stably within the range of 30-31% until 1997. The year of 1998 witnessed a rapid growth in manufacturing, and the sector bounced back to explain more than 32% of GDP, producing 156,877 billion won.

While manufacturing stably explained about 30-32% of GDP throughout the period of the 1990s, some dramatic changes in the structure inside of the manufacturing sector was observed. The most prominent change is, as shown in Table 1, the sharp decrease in the

[1] Most figures used in this paper are from KDI (2003) unless otherwise informed.

share of textile & apparel (T&A) in manufacturing which fell from 10.7% in 1990 to 4.3% in 2000. The value of product from this industry during the period in fact increased until 1994 in both nominal and real terms, nevertheless, the industry's growth rate was far behind that of the entire manufacturing sector, subsequently shrinking relative to other industries. Similarly, the chemical products and automobile industries experienced slight decreases in their shares during the period, which respectively ranged about 11-13% and 8-10% of the entire manufacturing. General machinery explained about 7.6% of manufacturing on average, and maintained a share of 7-8% throughout the period, ending up with 7.2% in 2000. The electric & electronics (E&E) industry, which contains four sub-industries – semiconductors, electronics and parts (E&P), IT equipments and home appliances – experienced the most dramatic increase in product value and share. The industry produced 7,956 billion won or 14.3% of manufacturing in 1990, which increased by more than four times to reach 32,663 billion won or 18.5% of manufacturing in 2000.

In summary, the total value of products and shares increased for all five major manufacturing industries[2], except for T&A, for which the share rapidly decreased. The share of E&E increased most significantly, and the shares for the remaining three industries – chemical products, general machinery and automobiles - were by and large maintained or slightly declined with mild fluctuations.

Looking inside of E&E revealed that the four sub-industries in this category experienced different growth patterns. For example, semiconductor industry grew more than seven folds for five years since 1990, and explained 5.8% of manufacturing products in 1995. Since then, growth has been retarded and the share has fallen to 3.8% in 2000. The growth of IT equipment showed an opposite trend. Larger than the semiconductor industry by almost four times in 1990, despite the rapid growth, its size fell behind semiconductors industry in 1995, accounting for 5.7% of manufacturing output. However, the industry grew very rapidly in late 1995, and regained its position as the largest E&E sub-industry in 2000, with a share of more than 49% in E&E or 9.2% of manufacturing. E&P and home appliances also recorded substantial growth during the period, however, their growth rates were lower than the other two industries, and subsequently their shares in total manufacturing were relatively stable.

[2] These five major industries include T&A, E&E, chemical products, general machinery and automobile industries as shown in Table 1. As E&E in turn disaggregates into four industries, these five major industries are in fact eight industries in the classification by the KDI (2003). They explained major portions of employment, total output and exports throughout the 1990s.

<Table 1> Total Product and Manufacturing Share for Major Industries in Korea

(unit: billion won, %)

	1990	1995	2000
Textile & Apparel	5,979	7,833	7,549
	(10.7)	(6.7)	(4.3)
Chemical Products	7,422	15,057	20,232
	(13.3)	(12.9)	(11.5)
General Machinery	4,147	9,385	12,798
	(7.4)	(8.1)	(7.2)
Electricity & Electronics	7,956	19,221	32,663
	(14.3)	(16.5)	(18.5)
Semiconductors	947	6,775	6,642
	(1.7)	(5.8)	(3.8)
Electronics & Parts	2,837	5,271	8,428
	(5.1)	(4.5)	(4.8)
IT Equipment	3,690	6,582	16,155
	(6.6)	(5.7)	(9.2)
Home Appliances	482	593	1,438
	(0.9)	(0.5)	(0.8)
Automobiles	5,675	11,787	14,486
	(10.2)	(10.1)	(8.2)
Others	24,502	53,200	88,806
	(44.0)	(45.7)	(50.3)
Total Manufacturing (A)	55,681	116,483	176,534
	(100.0)	(100.0)	(100.0)
GDP (B)	178,798	377,350	521,959
A/B	(31.1)	(30.9)	(33.8)

Source : Rearranged from KDI (2003).
Notes : Numbers in parentheses are the manufacturing share of each industry.

2. Total Factor Inputs (TFI) and Total Factor Productivity (TFP)

In conventional economic analysis of economic growth, total output is determined by a combination of factors, in particular, capital and labor. Therefore, the growth of output is contributed by the growth of factor inputs and total factor productivity. Total factor productivity used in this paper is obtained from KDI (2003), where each manufacturing industry's TFP was calculated based on growth accounting.

According to Solow (1957) and Griliches (1994), the objective of growth accounting is to break down the growth rate of aggregate output into contributions from the growth of inputs and the growth of technology. Using a conventional neoclassical production function, this aggregate relationship at time t is,

$$Y(t) = A(t) \cdot F[K(t), L(t)],$$

where Y is output[3], $A(t)$ is and index of the level of technology, or is called total factor productivity (*TFP*)[4], and K and L represent capital and labor respectively. To take logarithms of both sides and time derivatives produces the growth rate of aggregate output,

$$\dot{Y}/Y = \dot{A}/A + \left(\frac{AF_K}{Y}\right)\cdot\dot{K} + \left(\frac{AF_L}{Y}\right)\cdot\dot{L} \ ,$$

where $\dot{X}$ stands for changes in X over time, and F_i means the first order derivative of F with respect to input i ($i = K, L$). Therefore AF_i is the marginal product of input i. Multiply and divide the expression in the first set of brackets by K and the expression in the second set of brackets by L to obtain

$$\dot{Y}/Y = \dot{A}/A + \left(\frac{AF_K K}{Y}\right)\cdot(\dot{K}/K) + \left(\frac{AF_L L}{Y}\right)\cdot(\dot{L}/L) \ .$$

If the factor markets are competitive, then the marginal product of each input equals its factor price, so that AF_K equals the rental rate on capital, R, and AF_L equals the wage rate, w. Therefore, the term

[3] Total value added was used as Y in KDI (2003).

[4] To simplify the algebra, it is assumed that technology is Hicks neutral (or output augmenting).

$AF_K K/Y$ is the share of the rental payments to capital in total income, and the expression $(AF_L L)/Y$ is the share of wage payments to labor in total income.

Under the assumption of constant returns to scale, the capital share and the labor share add to 1 ($AF_K K/Y + AF_L L/Y = 1$). If α(t) is the capital share (= $AF_K K/Y$)[5], then the growth can be decomposed as,

$$\dot{Y}/Y = \dot{A}/A + \alpha(t)\cdot(\dot{K}/K) + [1-\alpha(t)]\cdot(\dot{L}/L).$$

In other words, the growth rate of aggregate output equals $\dot{A}/A$ (the growth rate of TFP), plus $\alpha(t)\cdot(\dot{K}/K)+[1-\alpha(t)]\cdot(\dot{L}/L)$, a weights average of the growth rates of the two inputs, where the weights are the corresponding input shares. KDI (2003) collated data on the quantities, Y, K, and L, and total labor income for each industry. The share of labor, α(t), was computed from total labor income and total value added, and the share of capital was calculated as *(1- a(t))*. As the growth rates, $\dot{Y}/Y$, $\dot{K}/K$, and $\dot{L}/L$ were all directly obtained from the dataset, the only term in growth accounting that could not be measured directly was the growth rate of technology, $\dot{A}/A$. Using the equation mentioned above, the growth rate of technology or TFP, $\dot{A}/A$, was indirectly obtained from

$$\dot{A}/A = \dot{Y}/Y - \{\alpha(t)\cdot\dot{K}/K + [1-\alpha(t)]\cdot\dot{L}/L\}..$$

In other words, we measured the TFP growth rate — or the rate of technological progress — as a residual; we subtracted from $\dot{Y}/Y$ the part of this growth rate that could be accounted for by the growth rate of the inputs, K and L.[6]

Table 2 breaks down the growth of value added as contributions from TFI and TFP for selected periods.[7] For 1985-2001, the average annual growth of value-added in manufacturing was 10.60%. While the annual growth rate was 15.64% in the late 1980s, it decreased to 9.40% in the 1990s and then rose up to 17.47% after the crisis. Hahn (2003) also points out that TFP for the Korean manufacturing de-

[5] For a Cobb-Douglas technology, $Y = AK^{\alpha}L^{1-\alpha}$, the input shares are constant at α and 1 – α, respectively.

[6] KDI's (2003) study used real values for all the variables, where the base year was 1990.

[7] KDI (2003) also computed TFP using the multisectoral index method as suggested by Caves, Chritensen and Diewert (1982) and developed by Good, Nadiri and Sickles (1997). For more information, please see KDI (2003).

<Table 2> Decomposition of Industrial Growth (selected years)

year	1985-2001								1985-1989								1998-2001							
year	Avg.Annual Growth(VA)					Contribution (%p)			Avg. Annual Growth (VA)					Contribution (%p)			Avg. Annual Growth (VA)					Contribution (%p)		
year	VA	L	K	TFP	TFI	L	K	TFP	VA	L	K	TFP	TFI	L	K	TFP	VA	L	K	TFP	TFI	L	K	TFP
Food Prod. & Bev.	5.68	-1.10	6.93	1.01	4.67	-0.29	4.96	1.01	9.51	0.48	10.37	1.95	7.53	0.14	7.39	1.98	4.72	1.71	3.50	1.42	3.28	0.41	2.87	1.44
Textiles & Apparels	0.00	-4.37	3.97	1.07	-0.18	-0.46	0.28	0.18	9.29	1.95	12.23	2.86	6.37	1.06	5.31	2.92	6.90	1.36	4.55	4.11	2.72	0.80	1.92	4.18
Paper Prod.,Printing,Pub.	6.21	0.82	10.13	1.50	4.70	0.48	4.22	1.52	12.00	3.26	12.78	4.35	7.53	1.97	5.56	4.47	8.91	6.93	8.73	0.97	7.93	3.87	4.06	0.98
Chemical Products	10.64	2.69	12.51	1.94	8.67	1.10	7.57	1.97	17.01	7.67	16.65	3.47	13.45	2.92	10.53	3.57	7.31	5.68	4.79	1.91	5.36	2.23	3.14	1.94
Petroleum & Coal	9.00	1.83	15.48	-4.29	13.02	0.14	12.89	-4.02	9.13	0.54	17.77	-6.06	14.60	0.05	14.55	-5.47	4.34	-1.02	5.91	-1.14	5.46	-0.05	5.51	-1.12
Non-metallic Min. Prod.	6.60	-2.18	7.97	3.56	2.99	-1.06	4.05	3.62	16.46	1.92	11.65	8.47	7.66	0.88	6.78	8.80	9.56	-0.26	0.47	9.34	0.20	-0.15	0.34	9..36
Basic Metals	9.73	-0.12	9.21	2.95	6.72	-0.04	6.76	3.01	15.33	3.05	16.79	1.64	13.67	0.83	12.84	1.66	5.86	0.84	6.60	0.74	5.12	0.22	4.90	0.74
Metals	6.92	3.09	8.97	1.08	5.83	2.13	3.70	1.09	22.11	8.15	16.49	8.12	13.58	4.27	9.31	8.53	5.21	6.62	6.75	-1.33	6.52	4.38	2.14	-1.31
General Machinery	12.99	3.44	10.88	4.84	8.01	1.45	6.56	4.98	24.37	9.98	18.49	8.35	15.58	4.23	11.35	8.79	19.82	7.20	8.12	11.23	8.08	2.93	5.14	11.75
Semiconductors	28.91	7.29	24.25	9.32	19.03	2.73	16.29	9.89	45.51	20.07	29.19	15.37	28.64	10.07	18.58	16.86	20.44	0.44	5.42	16.56	3.42	0.12	3.30	17.02
Electronics & Parts	21.13	3.74	15.77	9.76	10.88	1.61	9.27	10.25	24.27	9.86	27.29	4.25	19.87	4.45	15.42	4.40	38.79	9.84	14.89	22.88	14.02	3.92	10.10	24.77
IT Equipment	19.96	0.66	8.65	14.01	5.41	0.29	5.12	14.55	28.56	11.13	18.45	11.88	15.89	5.41	10.49	12.67	40.02	7.01	11.20	27.50	10.53	3.08	7.45	29.49
Home Appliances	11.95	0.86	8.52	6.87	4.89	0.49	4.40	7.06	29.46	16.83	25.52	7.01	22.08	9.00	13.08	7.38	21.79	3.33	5.84	16.55	4.66	2.14	2.52	17.14
Automobiles	14.56	5.22	16.12	2.98	11.51	2.43	9.08	3.05	27.04	17.21	29.58	2.35	24.64	7.28	17.36	2.40	20.00	1.61	3.12	17.11	2.53	0.78	1.75	17.48
Other Trans. Equipment	10.61	0.82	8.11	5.60	4.87	0.41	4.46	5.74	-6.96	-7.45	1.40	-3.76	-3.26	-3.76	0.50	-3.70	24.57	4.82	1.73	20.77	3.23	2.22	1.02	21.34
Precision Instruments	7.17	0.75	8.16	1.49	5.66	0.26	5.40	1.51	25.01	8.02	23.33	5.81	18.94	3.03	15.91	6.07	-1.06	4.71	-3.15	-0.42	-0.64	1.26	-1.90	-0.42
Other Manufacturing	4.31	-2.81	6.18	3.29	1.00	-1.27	2.27	3.31	17.34	3.77	13.78	8.116	8.84	2.13	6.71	8.50	11.92	4.71	7.32	5.46	6.31	2.23	4.07	5.61
Manufacturing	10.60	0.12	10.40	4.33	6.16	0.05	6.11	4.44	15.64	5.10	15.55	4.14	11.38	2.18	9.20	4.26	17.47	4.34	5.68	11.68	5.37	1.69	3.68	12.10

Source : Rearranged from KDI (2003).

creased in 1995- 1998, compared to 1990-1995. These figures support Kim (2001) and Kwack (2001) who argue that the competitiveness of the Korean economy eroded in the early 1990s, although some fundamentals of the economy appeared to be healthy. The resurgence of a high growth rate after the crisis is considered to be largely due to the death and exits of inefficient firms during the crisis, and the birth of young and efficient firms since then, together with the better allocation of resources. This view is in line with the rapid increase in TFP after the crisis, as will be discussed later.[8] Overall, machinery, E&E and automobile industries experienced higher growth whereas T&A did not grow at all.

Though not reported in Table 2, it is noteworthy that the KDI study (2003) revealed that the leaders of growth changed from small firms to large firms during this period.

It is well known that Korea started its economic growth in the 1960s by concentrating on the industries that had comparative advantage, i.e. simple labor-intensive industries such as T&A. The fast accumulation of factors is regarded as being one of the most crucial sources of rapid economic growth, since the launch of the development plans in the early 1960s. Table 2 shows that for most industries, both labor and capital input kept increasing during 1985–2001. Three more observations regarding TFI and industrial growth are clear from the table:

(i) During the period, industries traditionally using relatively more labor (labor-intensive industries) did not grow as fast as capital-intensive industries;

(ii) The growth rate of labor input in each industry overall decreased throughout the period in general;

(iii) The growth rate of labor input in each industry was, in general, lower than that of capital. As a result, for the whole manufacturing sector for the entire period (1985-2001), labor and capital increased by 0.12% and 10.40%, respectively on average each year.

As a result, GDP (or manufacturing) share of labor-intensive industries decreased and the capital-labor ratio in each industry increased. In other words, the whole manufacturing sector was oriented towards more capital-intensive industries, and the production technology for each industry itself became more capital intensive. It is noteworthy that the semiconductor industry led the growth of labor

[8] A referee pointed out that the exit and entry are usually observed during the cyclical downturns rather than upturns, while the period of 1998-2001 should be regarded as the cyclical upturns. The author agrees to her/his opinion. The major reason of TFP growth during this period needs more investigation.

input, recording 7.29% of annual growth of employment whereas it also led the increase of capital input with 24.25% of annual growth. The growth of TFI became slow after the crisis (1998-2001) compared to the late 1980s. The role of capital accumulation has been substituted by higher growth rates of TFP in leading the growth since the late 1990s.

Table 2 also provides crucial information regarding TFP growth and industrial growth. The table shows that the average annual growth rate of TFP for the whole manufacturing was only 4.33% for the entire period of 1985-2001, which soared up sharply over the crisis; for 1998 – 2001, the growth rate of TFP was as high as 11.68%. Before the 1990s, the contribution of TFP growth to the growth of manufacturing was 27%, which increased to 70% after the crisis. While it may indicate that firms improved their production technology, at the same time, as suggested above, such a change might be the result of inefficient firms not being able to survive the crisis, and as new firms with greater efficiency entered the market after the crisis.

It should be also noted that, in general, the industries that grew fast showed high growth of TFP as shown from IT equipment, semiconductors, E&P, automobiles and home appliances industries, which supports the view that TFP became an important source of growth in Korean manufacturing. In particular, in the late 1990s, the growth rates of general machinery, E&E and automobile industries were far higher than the manufacturing average, where rapid increase in TFP was observed in E&E and automobiles.

In summary, the industries with a relatively large share in manufacturing and high growth rate, such as E&E and automobile industries, led the growth of manufacturing since the late 1980s. It is also noteworthy that industries with large firms and high TFP became the engines of growth over time, in particular, since the crisis.

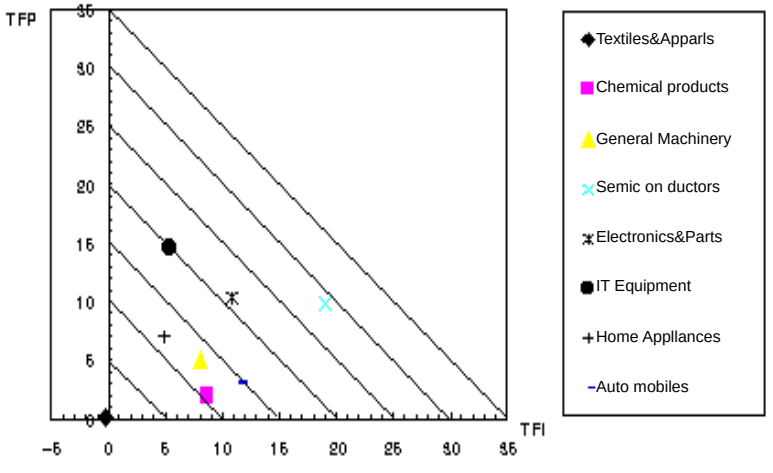
3. Contributions of TFI and TFP to the Growth of Manufacturing Sector

For the period of 1985-2001, the contribution of TFI to growth of the manufacturing sector reached about 58.10% while TFP was 41.90% (KDI, 2003). TFP contribution was particularly high in IT equipment (72.89% or 14.55%p out of 19.96%) and home appliances (59.10% or 7.06%p out of 11.95%). Conversely, TFP contribution was relatively low in automobiles (20.95% or 3.05%p out of 14.56%) and chemical products (18.48% or 1.97%p out of 10.64%). In the late 1990s, however, TFP became substantially high in these industries as well; the contribution of TFP to growth increased from 27.24% in the late 1980s to 69.26% after the crisis (1998-2001) for the entire manufacturing sector

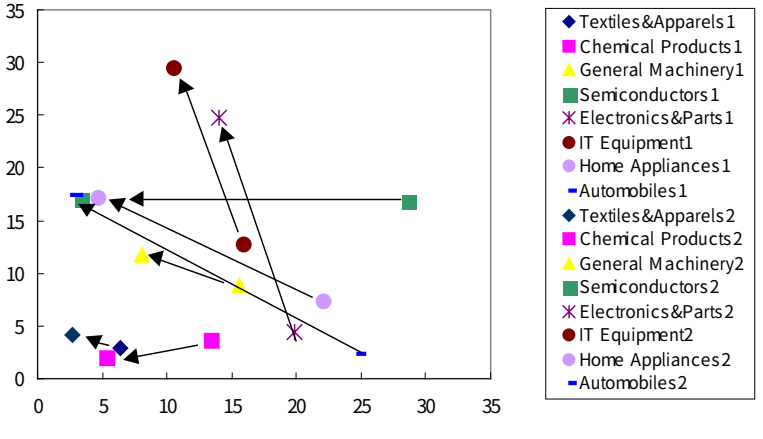
including industries such as semiconductors (83.28% or 17.02%p out of 20.44%), automobiles (87.37% or 17.48%p out of 20%), home appliances (78.62% or 17.14%p out of 21.79%) and IT equipment (73.68% or 29.49%p out of 40.2%).

Figure 1 shows the average annual growth rate of some major industries and contributions from TFI and TFP growth for 1985-2001 based on KDI (2003). The straight line connecting the same numbers in each axis indicates the iso-growth curve, where any point on the

[Figure 1] Decomposition of Contribution from TFP and TFI to Growth (1985-2001)



[Figure 2] Changes in Contribution from TFP and TFI to Growth (From 1985-1989 to 1998-2001)



line represents the same growth rate. For example, the growth point for IT equipment lies around the line connecting 20% growth of TFI and TFP, respectively, meaning that the industry experienced about 20% of annual growth during the period. Furthermore, the accurate position of the point explains the contribution of TFI and TFP to growth. For instance, the figure shows that for IT equipment industry that recorded about 20% of annual growth, 5%p of growth (or about 25% of total growth) was due to factor accumulation, while 15%p (or about 75% of total growth) was due to TFP growth. The figure illustrates that while the overall growth rate was the highest in semiconductors, a large portion of the growth was due to factor accumulation. The three industries that recorded the highest growth rates (semiconductors, E&P and IT equipment) received a larger contribution from TFP in absolute terms. However, in relative terms, the contribution from TFP to growth was the highest in semiconductors followed by home appliances. The contribution of TFP to growth was relatively low for automobiles, chemical products and T&A.

The dynamics of the growth, as summarized in Figure 2, provides substantially different features from Figure 1. The arrows in the figure represent the move of the average annual growth for each industry from 1985-1989 to 1998-2001. Four findings should be highlighted:

(i) For all the concerned industries, except chemical products, the arrows point in a northwest direction; meaning that over the period, the industries' growth became more dependent on TFP growth;

(ii) The growth points of industries such as IT equipment and E&P moved up, indicating that they grew faster in the late 1990s than in the late 1980s;

(iii) While the contribution of TFP to growth increased, the growth rate of each industry, in general, decreased except for IT equipment and E&P.[9] KDI (2003) reported that the growth rates of the industries were particularly low in the early and mid 1990s, up to the crisis. Therefore, these low growths for 1998-2001 should be regarded as what recovered from the growth rates for the mid 1990s;

(iv) Contrast to our common belief, semiconductors, one of the representative exporting commodities of Korea, experienced a huge decline in the rate of growth. This decline is found to be a result of a decrease in the contribution from factors, while TFP's contribution was still maintained.

[9] While it is not shown in Figure 1, "Other Transport Equipment" recorded 24.57% of annual growth for 1998-2001, from –6.96% in the late 1980s. This is provided in Table 2.

III. The Relationship between Industrial Structure and Trade Structure

1. Changes in the Structure of Trade[10]

For nine years since 1992, the Korean manufacturing sector increased its exports to the world substantially, as summarized in Table 3. The fastest growing market for Korea during the period was China. While Korea's export of manufacturing goods to the world increased 11% on average annually, those to China recorded an annual growth of about 27%. Korea's exports to Japan grew slower compared to the world, recording an annual growth of 8%.

Table 3 also shows that most industries in Korea recorded double-digit growth in their exports to China. In particular, exports of semiconductors expanded as much as 85%, IT equipment 48%, and precision instruments 50%, annually. Korea's exports to Japan were also led by E&E; 22% of annual growth of exports of IT equipment, 20% of semiconductors, and 18% of home appliances were observed. However, the growth rate of E&P is considerably low, which implies that the patterns of regional division of trade that Korea imports parts from Japan was strong, and it was hard for Korea to penetrate the Japanese market with E&P. This finding is consistent with Ko, Cho, Lee, Lee, and Lee (2003). While the annual growth of automobile exports to China increased by 32%, exports to Japan increased by only 1%. Also, exports of petroleum and coals, chemical products and paper products to Japan recorded relatively high growth rates.

2. Revealed Comparative Advantage

The comparative advantage that firms or industries can acquire originates in various ways. Lafay (1992) categorizes them as follows:

i) favorable natural resource endowment of the territory concerned;
ii) lower relative costs through the choice of segment that are best suited to the macroeconomic factors of production;
iii) lower relative costs through innovation at microeconomic level in the production process;

[10] All the trade data used in this section are from KDI (2003), which modified PC/TAS by UNCTAD/WTO.

<Table 3> Annual Average Growth Rate of Korea's Exports (1992-2000)

	Korea to China	Korea to Japan	Korea to world
Food Products & Beverages	0.43	0.02	0.03
	(1.56)	(0.27)	(0.26)
Textiles & Apparels	0.27	-0.08	0.00
	(0.97)	(-1.05)	(0.03)
Paper Products, Printing, Publishing	0.20	0.22	0.17
	(0.74)	(2.84)	(1.61)
Chemical Products	0.28	0.10	0.12
	(1.00)	(1.27)	(1.09)
Petroleum & Coal	0.47	0.25	0.24
	(1.71)	(3.27)	(2.24)
Non-metallic Mineral Products	0.42	-0.04	0.07
	(1.53)	(-0.58)	(0.62)
Basic Metals	0.09	0.01	0.07
	(0.34)	(0.09)	(0.65)
Metals	0.18	0.09	0.06
	(0.66)	(1.16)	(0.56)
General Machinery	0.31	0.12	0.14
	(1.12)	(1.59)	(1.31)
Semiconductors	0.85	0.20	0.15
	(3.08)	(2.62)	(1.43)
Electronics & Parts	0.41	0.07	0.15
	(1.50)	(0.95)	(1.36)
IT Equipment	0.48	0.22	0.17
	(1.74)	(2.91)	(1.60)
Home Appliances	0.39	0.18	0.10
	(1.41)	(2.40)	(0.91)
Automobiles	0.32	0.01	0.17
	(1.17)	(0.12)	(1.60)
Other Transport Equipment	-0.11	0.13	0.09
	(-0.39)	(1.76)	(0.87)
Precision Instruments	0.50	0.08	0.09
	(1.83)	(0.99)	(0.81)
Other Manufacturing	0.29	-0.02	0.00
	(1.05)	(-0.24)	(0.03)
Total Manufacturing	0.27	0.08	0.11
	(1.00)	(1.00)	(1.00)

Source : Rearranged from KDI (2003).
Notes : Numbers in parentheses are the ratio of annual growth rate of each industry's exports to that of total manufacturing exports.

iv) the acquisition of monopoly elements through the microeconomic creation of new products.

Therefore, changes in both resource endowments and technology affect comparative advantage of producers. TFP may be related to microeconomic innovation in the production process (iii) or product creation (iv), and change comparative advantage. This concept of comparative advantage is often confused with competitiveness. The two essential differences between the two concepts are, according to Lafay (1992):

i) whereas competitiveness is measured between countries, for a given product, comparative advantage is measured between products for a given country;
ii) whereas competitiveness is subject to changes in the macroeconomic situation, comparative advantage is structural in nature.

As it is impossible to measure comparative advantage, which can be defined in the autarky in a very strict sense, there have been efforts in the field of economics to find comparative advantage revealed through economic activities, in particular, from transaction of commodities between countries. While one of the most significant contributions for these revealed comparative advantage (RCA) was proposed by Balassa (1963, 1979)[11], it has been widely criticized that most indexes, including Balassa's, distorted the real figures of comparative advantage as they ignore domestic consumption and production (and therefore trade balance), and take into account the flow of the relevant commodity only (for example, see Ballance, Forstner and Murray, 1987; Webster 1991). In this regard, RCA index proposed by CEPII (Lafay, 1992), which adopted a weighted indicator to reflect the contribution of trade balance and each product's importance for the country's total trade, is recognized as a proper index. This index f_{ik} for industry k in country i (hereafter a weighted RCA index or CEPII RCA index) is defined as

$$f_{ik} = y_{ik} - z_{ik}$$

where y_{ik} is balance in relation to GDP (=$1000\times(X_{ik}-M_{ik})/Y$) and z_{ik} is attributed balance to industry k

[11] KDI (2003) presents RCA indexes for the Korean industries using the Balassa methods.

$$\left(= \frac{X_{ik} + M_{ik}}{\sum_k (X_{ik} + M_{ik})} \cdot y_{ik} \right).$$[12] In other words, this weighted RCA index for a specific industry is obtained by correcting the conventional RCA utilizing relative balance and the attribution of the balance to the industry. Rewriting this index gives

$$f_{ik} = \frac{1000}{Y_i} \cdot \frac{2(X_{ik} M_{i.} - X_{i.} M_{ik})}{X_{i.} + M_{i.}}$$

where the subscript . stands for the flow of commodities to a reference zone (such as the world). The RCA status of an industry can be classified as:

Country i has RCA in industry k *iff* $f_{ik} > 0$,
Country i has RCD[13] in industry k *iff* $f_{ik} < 0$,
Country i has neither RCA nor RCD in industry k *iff* $f_{ik} = 0$.

Different from most RCA indexes, the absolute value of this f_{ik} can be larger than one. Table 4 and Figure 3 summarize the weighted RCA indexes for Korean industries for the period from 1992 to 2000. The general trends of the indexes in the table and figure show that, in spite of relatively large fluctuations in the indexes for some industries, only P&C industry moved from the range of revealed comparative disadvantage (RCD) to RCA over the eight years, and semiconductor industry is the only one that changed its position from RCA to RCD. As of 2000, IT equipment, automobile and T&A industries possessed a strong RCA: the indexes for IT equipment and automobile industries increased and that for T&A industry decreased dramatically, but remaining positive. Overall, in 2000, Korea maintained RCA for seven industries – P&C (though very close to zero), T&A, home appliance, IT equipment, metal products, automobiles and other transport equipment industries. It is worth noting that semiconductor industry, which has been regarded as one of the most important exporting sectors of Korea, recorded a very high level of RCA in 1995 and then lost its revealed comparative advantage. In 1998, the industry recorded RCD first time in the 1990s, and the degree of disadvantage became deeper since then.

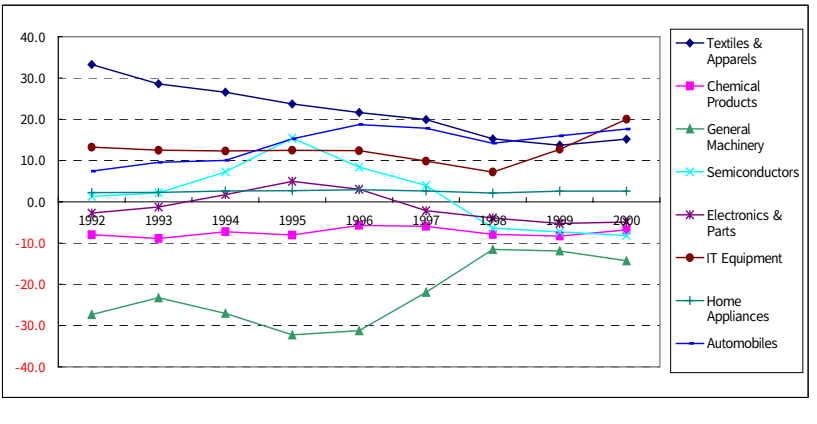
[12] Y is GDP, X is exports and M is imports
[13] RCD stands for revealed comparative disadvantage.

<Table 4> CEPII RCA Indexes for Korean Industries (1992, 1996, 2000)

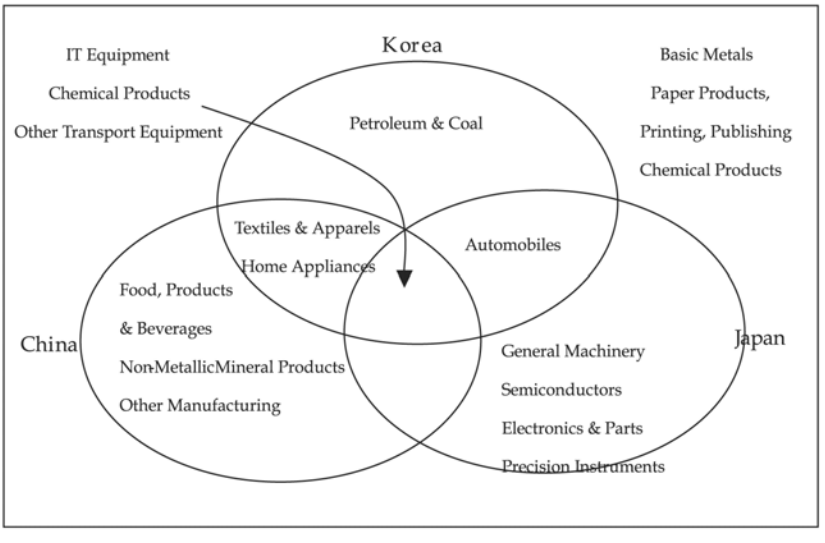
	1992	1996	2000
Food Products & Beverages	-6.2891	-7.2793	-8.4938
Textiles & Apparels	33.2642	21.6454	15.1646
Paper Products, Printing, Publishing	-3.1205	-2.3753	-3.8737
Chemical Products	-7.9924	-5.7064	-6.8058
Petroleum & Coal	-3.9165	-1.8785	0.3701
Non-metallic Mineral Products	-1.5673	-1.9944	-1.3128
Basic Metals	-4.2772	-11.4629	-9.5031
Metals	1.2685	1.0982	1.2282
General Machinery	-27.3191	-31.2455	-14.2997
Semiconductors	1.3044	8.3993	-8.1473
Electronics & Parts	-2.7402	3.0339	-4.8919
IT Equipment	13.2469	12.3974	20.0207
Home Appliances	2.2241	2.9467	2.6003
Automobiles	7.4267	18.7344	17.6350
Other Transport Equipment	2.4981	4.7563	9.4857
Precision Instruments	-5.6289	-9.7698	-10.4158
Other Manufacturing	1.6176	-1.2975	-0.6589

Source : Calculated from KDI (2003).

[Figure 3] CEPII RCA Indexes for Selected Korean Industries (1992~ 2000)



[Figure 4] RCA nad RCD for Korea, China and Japan



The average RCA and RCD of the Korean industries in the 1990s are compared to those of China and Japan in Figure 4.[14] Including P&C industry, Korea has RCA in seven industries,[15] China in eight industries and Japan also in eight industries. For three industries such as IT equipment, metal products and non-automobile transport, the three economies share RCA. In addition to these three industries, Korea and Japan have RCA for automobile industry, and Korea and China share RCA for T&A and home appliances. There is no industry that only Japan and China share RCA. In addition, no country has RCA against the world for basic metal industry. More findings from RCA analysis are summarized as the following.

i) Excluding P&C industry (where the RCA index of Korea is almost zero), at least either China or Japan has RCA for all the industries that Korea has RCA. This indicates that all the exporting commodities that Korea has structural strength are likely to face challenges from China and Japan in the world market. Further, the industries that Korea has RCA consist of both labor intensive and capital (or technology) intensive industries.

[14] Weighted RCA indexes for China and Japan's industries are available from the author on request. KDI (2003) contains Balassa's RCA indexes for the industries for the three economies.

[15] In 2000, Korea appeared to have comparative advantage in Petroleum and Coal, where it used to have comparative disadvantage. The data indicated a sudden increase in export of this commodity group in 1999 and 2000. The reason of this rapid increase needs more investigation.

ii) Japan is the only country that has RCA for some capital or technology intensive sectors such as machinery, semiconductor, E&P and precision machinery industries. It also has RCA for automobile, IT equipment, metal products and other transport equipment industries, for which Korea and/or China also have (has) RCA.

iii) China is the only country that has RCA for F&B and NMMP industries. In T&A and home appliances industries, it may compete with Korea as both countries share RCA for these two industries.

3. ESI for Korea-China and Korea-Japan

A variety of indexes related to trade have been developed and utilized in the previous literature. These indexes have different definitions and investigate different aspects of trade. This section reviews the trade performance of Korea using the index that investigates the extent of competitiveness of commodities exported from Korea in specific markets, in comparison with those from other countries. This index, labeled as the export similarity index (ESI), quantifies the similarity of trade structures between two countries in the same market under the assumption that the possibility of competition is higher when the trade structures for two countries are similar. ESI is computed by summing up the minimum values of each country's ratio of export of a specific commodity to a specific commodity group as

$$\text{ESI} = \sum_{k=1}^{n} \min \left(\frac{M_{ih}^{k}}{M_{ih}^{K}}, \frac{M_{jh}^{k}}{M_{jh}^{K}} \right),$$

where

M_{ih}^{k} =market h's imports of commodity k (in commodity group K) from country i,

M_{ih}^{K} =market h's total imports of commodity group K from country i,

M_{jh}^{k} =market h's imports of commodity k (in commodity group K) from country j, and

M_{jh}^{K} =market h's total imports of commodity group K from country j.[16]

[16] Accordingly, the industries in subcategories are investigated to calculate ESI. For more

In this study, the entire world market is used as a destination. When two competing countries in a market are compared, if the index is zero for a specific goods, the two countries do not compete for the market with the product as one country does not export the relevant goods at all. If the index is one, then for each commodity, the trade structures of two countries are exactly the same, and they compete very intensively. Table 5 shows ESI for each industry in 1992 and 2000 computed for Korea-China and Korea-Japan. The last row of the table presents unweighted arithmetic average of ESI for each industry. Therefore, while it can provide a big picture for competition in the entire manufacturing sector, it does not tell specific information about competition between countries in industries. For example, while the ESI for total manufacturing changed more significantly for Korea-Japan, the changes of ESI for disaggregated industries tell that the fluctuation was more serious for Korea-China. The last column for each case is the growth of ESI. As of 2000, there was almost the same extent of competition measured by ESI between Korea and China overall, as in 1992. This finding does not indicate that the competition between the two countries was unchanged: there were some substantial changes in competition structure over the period. For example, competition between Korea and China in the semiconductor market significantly increased from 0.30 in 1992 to 0.68 in 2000 in ESI. It reveals that China has already become a competitor of Korea in the world semiconductor market as more foreign firms invested and produced in China. In comparison, competition between the countries in automobile industry sharply decreased from 0.43 in 1992 to 0.17 in 2000. This change implies that Korea's superiority in automobile industry has accelerated during the period, and China's automobile industry has failed to catch up Korea's in the 1990s. $ESI_{K\text{-}C}$ also significantly decreased for NMMP and T&A industries, meaning that Korea has lost its competitiveness in these two industries. For home appliances and general machinery, the index stably moved in the range of 0.50 and 0.65 throughout the period. The change for these industries over the period was insignificant, indicating that the competition structure for these goods for the two countries did not change notably. For E&E industries (except semiconductor industry) such as E&P, home appliances and IT equipment, the competition between the two economies were overall high showing intense competition has been maintained in these industries throughout the period.

Table 5 also reports export similarity indexes in 1992 and 2000 computed for Korea and Japan. It is noteworthy that overall $ESI_{K\text{-}J}$ substantially increased for the period for the two countries from 0.43

information regarding sub-industries for each industry, please see KDI (2003).

<Table 5> ESI of Korean Industries against China and Japan

	ESI_{K-C} (Korea-China)			ESI_{K-J} (Korea-Japan)		
	1992	2000	Change*	1992	2000	Change*
Food Products & Beverages	0.35	0.48	0.13	0.53	0.58	0.05
Textiles & Apparels	0.54	0.40	-0.14	0.49	0.58	0.09
Paper Products, Printing, Publishing	0.49	0.39	-0.10	0.55	0.49	-0.06
Chemical Products	0.34	0.37	0.03	0.54	0.56	0.02
Petroleum & Coal	0.39	0.44	0.05	0.65	0.54	-0.11
Non-metallic Mineral Products	0.58	0.40	-0.18	0.50	0.60	0.10
Basic Metals	0.32	0.35	0.03	0.54	0.66	0.12
Metals	0.61	0.62	0.01	0.44	0.48	0.04
General Machinery	0.48	0.50	0.02	0.62	0.62	0.00
Semiconductors	0.30	0.68	0.38	0.82	0.77	-0.05
Electronics & Parts	0.63	0.57	-0.06	0.55	0.57	0.02
IT Equipment	0.64	0.69	0.05	0.67	0.69	0.02
Home Appliances	0.74	0.67	-0.07	0.75	0.71	-0.04
Automobiles	0.43	0.17	-0.26	0.71	0.88	0.17
Other Transport Equipment	0.51	0.49	0.02	0.42	0.45	-0.02
Precision Instruments	0.52	0.62	0.10	0.62	0.64	0.02
Other Manufacturing	0.51	0.49	-0.02	0.42	0.45	0.03
Manufacturing	0.42	0.40	-0.02	0.43	0.53	0.10

Source : Computed and rearranged from KDI (2003)
Note : * denotes the change of the index.

to 0.53 indicating that competition between them intensified in the 1990s. The competition became significantly severe for automobile, basic metals, NMMP and T&A industries while became less intense for P&C, PPP and semiconductor industries. An increase of ESI_{K-J} for automobile industry is most dramatic reaching as high as 0.88 in 2000. This shows enormous contrast to a sharp decrease in ESI_{K-C} for the same industry for Korea and China. For automobile industry, Korea far exceeded China and grew up to be a significant competitor of Japan in the world market. T&A is another industry that shows prominent contrast of ESI between Korea-China and Korea-Japan. While ESI for Korea-China for T&A industry decreased from 0.54 to 0.40 in the

1990s, that for Korea-Japan increased from 0.49 to 0.58 in the same period. While it needs further investigation with more disaggregated data, nevertheless, it indirectly proves that the Korean T&A industry moved its focus from labor-intensive, low-price goods to more technology-intensive and high-quality goods, and, in consequence, competition between Korea and Japan intensified. While $ESI_{K\text{-}J}$ for home appliances and semiconductor industries decreased, those for E&P and IT equipment industries increased only marginally. For E&P, the competition index between the two countries is also very stable around 0.55-0.57, and the extent was about the same as or slightly lower than that of Korea-China. Nevertheless, the continuous decrease in the index for semiconductors and home appliances (1% per year respectively) is observed, which might be due to the relocation of production bases from the two countries to China.

In summary, the overall competition between Korea and Japan intensified in the 1990s. Nevertheless, there were substantial changes in competition between Korea and China in selected industries. Competition between Korea and China increased very rapidly in the semiconductor industry, due to the catch up process of China. In contrast, in the automobile industry, Korea has increased the gap between the two countries as proven by decrease in $ESI_{K\text{-}C}$. Korea's automobile industry grew relatively successfully, stably increasing its competitive edge against Japan (say 3% per year as measured by the ESI).

IV. Effects of TFP growth on Trade

1. Introduction

This section investigates the effect of TFP growth on some aspects of trade that the Korean economy experienced in the 1990s. The aspects of trade to be investigated include export growth to China and Japan (and the world), RCA and ESI. While this section is, in particular, interested in the effects of TFP growth, the effects of other variables such as TFI growth and overall industrial growth are also analyzed. As a result, it will reveal how structural changes in industries can be interpreted in the context of international competition and revealed through trade.

More specifically, this section analyzes the relation between each industry's TFP growth and export growth followed by the relation between each industry's TFI growth and export growth. These will show how the export structure of Korea, in particular, exports to China and Japan, was affected by the growth of TFI and TFP. Second, each industry's TFP and TFI growths are compared with each indus-

try's competition against China and Japan. This will reveal how competitiveness of Korean industries in the world market was influenced by the growth of TFP and TFI. It is also one of the major concerns of this section how the change in RCA is affected by TFI and TFP growth, and how it is related to export performance and ESI.

2. Growth of TFP, TFI and Exports

Previous sections investigated structural changes in Korea's industries in the 1990s, and found which industries contributed to economic growth, increasing its share in manufacturing and GDP. The contribution of TFP and TFI to industrial growth and annual growth of exports were also investigated. It is believed that the growth of TFP and TFI are related to the changes in Korea's RCA, growth in exports, and competition against China and Japan. Table 6 summarizes the correlation coefficients between the sources of each industry's growth and export growth, ESI changes, and RCA changes.

First of all, it is striking that the changes in RCA were not contributed by either source of industrial growth. Changes in RCA are positively related to TFI growth only ($\rho = 0.091$), but the magnitude is negligible. This result cast an important question regarding

the RCA fluctuation for the Korean industries in the 1990s. The RCA index is by definition the measure of comparative advantage revealed through trade. If neither TFI nor TFP growth (and even the industrial growth itself!) explains the fluctuation of RCA, it indicates that domestic consumption pattern also substantially changes and in consequence changes in comparative advantage may not be properly reflected in trade performance. It needs further investigation whether there is any other reason that can explain why the industrial growth is not related with RCA in the 1990s. In fact, RCA does not explain Korea's export performance to China and Japan. The growth in each in-

<Table 6> Industrial Growth and Trade Performance: Correlation Coefficients (1992-2000)

	X_C	X_J	X_W	ESI_{K-C} (Korea-China)	ESI_{K-J} (Korea-Japan)	RCA
GIP	0.578	0.454	0.498	0.564	-0.242	-0.015
TFI	0.336	0.436	0.528	0.625	-0.326	0.091
TFP	0.533	0.282	0.259	0.245	-0.056	-0.014
TFI-TFP	-0.156	0.116	0.205	0.279	-0.202	-0.124
RCA	-0.052	-0.049	-0.119	-0.138	0.122	1

dustry's RCA is not correlated with the growth of Korea's export to the two countries. This finding supports the view that domestic consumption pattern might change substantially during the period. While the magnitudes of figures are still small, the changes in RCA is negatively related to ESI for Korea-China (ρ = - 0.138) and positively related to that for Korea-Japan (ρ = 0.122). It implies that the Korean industries, which experienced relatively large extent of RCA improvement, faced slightly less competition from China and more competition from Japan in the world market. This finding is reasonable considering that in Korea RCA indexes increased significantly for leading industries such as automobile and E&E in the 1990s, which were in the frontline of catching up with more advanced Japan's industries.

Second, the table indicates that all correlation coefficients for growth in industrial output (value added is used here) and export growth are positive. The industries that experienced higher growth in output, in general, experienced higher growth in exports to the world market, including both Chinese and Japanese markets. It is noteworthy that the correlation coefficient between the growth rates of TFP and exports (ρ = 0.533) is substantially larger than that between the growth rates of TFI and exports to China (ρ = 0.336). In other words, the Korean industries with relatively higher TFP growth are more likely to increase their export to China compared to those with relatively higher TFI growth. In contrast, the correlation coefficient for TFP growth and export growth (ρ = 0.282) is substantially smaller than that for TFI growth and export growth for Korea's exports to Japan (ρ = 0.436), indicating that Korea's exports to Japan were more closely related to TFI growth rather than TFP growth. This result may reflect that Korea has comparative advantage against China in the industries with higher TFP growth, and against Japan in those with higher TFI growth.

Third, it is also noteworthy that the correlations between the growth rate of TFP and exports to China or exports to Japan are larger than that to the world. In contrast, the correlations between the growth of TFI and exports to China or Japan are smaller than to the world. In the world market, Korea's export growth was more closely related to TFI accumulation rather than TFP improvement during the 1990s. The appropriateness of these analyses may be questioned as the industries with higher TFP growth could experience higher TFI growth as well. However, the correlation coefficient for TFP growth and TFI growth is only 0.142 during the period, showing that the two growth rates for each industry are fairly independent. Nonetheless, this study also calculates the correlation coefficient between the difference between TFI growth and TFP growth and export growth; the results support previous findings, showing that it is negative for

growth of exports to China and positive for that to Japan. The industries with relatively higher TFI growth than TFP growth are more likely to penetrate the Japanese market successfully, while they are less likely to penetrate the Chinese market.

3. Growth of TFP, TFI and ESI

The comparison of the correlation coefficients between the industrial growth, growth of TFP and TFI, and ESI results in some interesting findings. First, the average annual growth rates of industry's output, TFP and TFI are all positively correlated with ESI between Korea and China, and negatively correlated with ESI between Korea and Japan. For a Korean industry, which experienced a higher growth in industry's output, TFP, and TFI during the 1990s, competition between Korea and China in the world market increased (ρ = 0.564 for GIP-$ESI_{K\text{-}C}$, ρ = 0.245 for TFP-$ESI_{K\text{-}C}$ and ρ = 0.625 for TFI-$ESI_{K\text{-}C}$ respectively), while competition between Korea and Japan decreased (ρ = - 0.242 for GIP-$ESI_{K\text{-}J}$, ρ = - 0.056 for TFP-$ESI_{K\text{-}J}$ and ρ = - 0.326 for TFI-$ESI_{K\text{-}J}$ respectively). The positive correlations for Korea-China imply that China also increased its exports of the commodities that grew rapidly in Korea, and consequently, competition intensified. It is interesting that competition between the two countries has the highest correlation with the growth of TFI; the Korean industries, which recorded higher growth of TFI had to deal with more intense competition from China. In contrast, the correlation between the growth rates of TFP or TFI and changes in ESI for Korea-Japan decreased for the period, indicating that competition between Korea and Japan became less intensive in the industries that grew fast in Korea. Three kinds of answers, which are completely opposite to each other, may be suggested for the Korea-Japan case:

(i) Those industries that grew fast in Korea might grow even faster in Japan and, as a result, Japanese firms were able to capture more of the growing world market;
(ii) Some Korean industries might completely catch up with Japanese industries, which would lead to a decrease in Japan's share such as memory semiconductors (in particular DRAM);
(iii) Alternatively, as KDI (2003) points out, the acceleration of relocation of production bases for these industries to foreign countries such as China, would induce a decrease in competition between Korea and Japan.[17]

[17] The three suggestions should be applied with care, especially when TFP is considered, as

Second, the correlation between TFP growth and ESI for both Korea-China and Korea-Japan is weaker than that between TFI growth and ESI for both cases. The industries whose growth was based on TFI faced more severe competition from China as aforementioned. In other words, competition from China was relatively weaker for the Korean industries that achieved a high rate of TFP growth. On the other hand, competition between Korea and Japan decreased more significantly for the industries with a relatively higher growth rate of TFI than TFP. In other words, the industries that had more contribution from TFI growth (than TFP growth) to their output growth faced less competition from Japan.

The size of the correlation coefficients for Korea and Japan requires further discussions. First of all, competition between Korea and Japan in the world market was not stable in aggregated data for selected industries. Nevertheless, the changes of ESI for many industries were insignificant. The coefficient for the growth of TFP and change in ESI for Korea-Japan is also very close to zero, which implies that TFP improvement in the Korean industries may not be sufficient to gain the competing edge from Japan in the world market. Over the period, while six Korean industries experienced very rapid growth in TFP including E&E, automobiles and other transport equipment, only one of these six industries, automobile industry, recorded substantial and positive increase in ESI against Japan. For most of these industries, notwithstanding the rapid growth, Korea still seems to have failed to catch up to Japan in the world market except for a few commodities such as DRAM.

In summary, it can be concluded that the Korean industries faced challenges from China in the 1990s, where the challenge was relatively stronger for the industries with higher TFI growth. This implies that the industries that grew fast in Korea based on factor accumulation also grew rapidly in China, possibly even faster than those in Korea. The overall competition between Korea and Japan in the world market became less intense for the Korean industries that enjoyed fast growth in TFP or TFI. More specifically, while the effect of TFP is negligible, competition was significantly reduced for the Korean industries, which were largely contributed by growth in TFI. This is consistent with the phenomena that Japan has moved from the industries dependent on TFI to those dependent on TFP, and left more room for the Korean industries supported by TFI growth. The growth of TFP is found not to have influenced competition between Korea and Japan.

---

the correlation between TFP growth and ESI growth is almost zero. Also a referee explained that the low correlation between TFP and ESI for Korea-Japan might be interpreted that the level of competition is structurally independent of TFP, rather than Korea did not gain competitiveness in spite of TFP growth. While this argument is plausible, the fact that Korean did not gain competitiveness is still valid. For the reason of insignificant correlation, further analysis is needed.

The relocation of production bases offshore or relatively fast growth of Japan's industries may be the cause of this phenomenon as discussed earlier.

4. Further Considerations

While this study investigates the growth of industries in Korea by disaggregating the sources into TFI and TFP, and analyzes their relationship with selected trade figures and indexes, there is no reason to limit our discussion to only those trade figures used in this study. For example, some other trade-related indexes such as trade specialization index, or other RCA indexes may provide invaluable information from different angles. This study analyzes the relationship between industry' growth, RCA and ESI by investigating correlation coefficients between relevant figures. More rigorous quantitative analyses could be performed when longer time series data and the information regarding sources of industrial growth for China and Japan are available. For example, $ESI_{K\text{-}C}$ is considered to depend on variables of the two countries, Korea and China, where certain variables such as TFP and TFI for China are not available at present. In this regard, to run regression using only available data will estimate parameters with bias, which will render the entire estimation meaningless. This is one of the major reasons that this study does not perform regression analysis to find the effect of TFP and TFI on competition. Nonetheless, even with the simple quantitative analyses, this study presents many interesting results, where most of them are consistent with intuition. Omission of discussion on any change in trade policy at Korea's export destinations such as China and Japan and the patterns of intra-industry trade also remains as a limitation of this study in providing more affluent and accurate information. Further studies are planned for service industries as well as manufacturing industries, and utilization of more variables such as TFP, TFI and some trade figures for relevant countries including Japan and China will enable a more direct and implicative analysis of the structural relationship between Korea, China and Japan. Furthermore, a close investigation of firm level data would supplement this study that is based on industry level data, as aggregation may distort some real figures. Also, although there is a consensus on the stylized fact that TFP or TFI growth causes changes in patterns of trade, causality between structural changes in production and trade should be further confirmed as more data are compiled.

V. Summary

This study disaggregates the industrial growth that progressed in the 1990s in Korea into contributions from TFI and TFP growth by using data collated for KDI's multi-sectoral model. These findings are applied to the exploration of the relationship between different sources of growth (TFP and TFI) and trade performance, such as RCA and ESI.

In the process of restructuring in the 1990s, it was found that capital accumulated faster than labor in proportion in most industries. In consequence, the entire manufacturing sector was restructured towards more capital intensive, and even the labor-intensive industry used more capital-intensive production technology. TFP played a significant role in growth for select industries, and a sharp increase in TFP was observed in the late 1990s, especially for E&E and automobiles. The contributions of TFP and TFI to the growth of industries varied considerably across industries. In the 1990s, Korea's exports to China dramatically increased at an average annual growth of 27%, which is far higher than the average growth rate of exports to the world, 11%. E&E industries led Korea's exports, in particular to China, recording 40-85% of annual growth. While the industry overall led its exports to Japan as well, growth rates were lower, and exports of E&P to Japan grew very slowly, 7% per year. However, if these performance are standardized by considering the slow expansion of exports to Japan, Korea's exports of IT equipment and home appliances to Japan grew relatively faster than those to China. Overall, TFP was more closely related to Korea's export performance to China and TFI for Korea's exports to Japan.

Furthermore, it is striking that competition between Korea and China became more intense regardless whether the Korean industries experienced a fast increase in TFI or TFP. For the Korean industries that experienced fast growth in TFI, the competition against Japan became weaker. The more intense challenges from China indicate that some industries, which grew fast in Korea also grew fast, probably even faster, in China. The extent of challenges from China was relatively weaker for the Korean industries, which recorded relatively higher contribution from TFP growth. While no decisive evidence is found for the relationship between the growth of TFP and competition with Japan, it was revealed that the industries experiencing the high growth of TFI faced less competition from Japan. This pattern partly reflects that the industries whose growth depended on TFI accumulation significantly declined in Japan. It is noteworthy that this finding

confirms the general concern possessed by the Korean people, from a new angle, that the Korean industries are nut-cracked between developing countries (such as China) and developed countries (such as Japan). Nevertheless, there is also a mild clue that the Korean industries climbed up the ladder to compete the Japanese industries, concentrating on the industries with higher improvement in RCA. It was found that the Korean industries that achieved higher improvement in RCA competed against Chinese industries less severely, whereas they faced more intense competition against Japanese industries throughout the 1990s.

References

Ballance, R., H. Forstner, and T. Murray, T., "Consistency Tests of Alternative Measures of Comparative Advantage," *Review of Economics and Statistics*, February 1987, pp.157-161.

Balassa, B., "An Empirical Demonstration of Classical Comparative Cost Theory," *Review of Economics and Statistics,* August 1963, pp.231-238.

Balassa, B., "The Changing Pattern of Comparative Advantage in Manufactured Goods," *Review of Economics and Statistics*, May 1979, pp.259-265.

Caves, D.W., L.R. Christensen, and W.E. Diewert, "The Economic Theory of Index Numbers and the Measurement of Input, Output and Productivity," *Econometrica*, 1982, pp.1393-1413.

Good, D., M. Nadiri, and R. Sickles, "Index Number and Factor Demand Approaches to the Estimation of Productivity," in H. Pesaran and P. Schmidt (eds.), *Handbook of Applied Econometrics: Microeconometrics*, Vol.II, Oxford: Blackwell, 1997.

Grilliches, Z., "The Residual, Past and Present: A Personal View," Unpublished paper, Harvard University, 1994.

Hahn, C-H., "Entry, Exit and Aggregate Productivity Growth: Micro Evidence on Korean Manufacturing," Economics Department Working Papers No.272, Paris: OECD, 1999.

Kim, I., "Korea's Growth Potential and Crisis Management," in I. Kim, S. Kwack, and S. Park (eds.), *Growth, Productivity and Vision for the Korean Economy*, Seoul: Pakyoungsa, 2001.

Ko, I., B. Cho, J. Lee, J. Lee, and H. Lee, *Analysis of Division of Production in East Asia and Its Implications for The Regional FTA,* Collaborated Research Series 03-03, Seoul: KDI, 2003.

Korea Development Institute, *A Study on the Competitiveness of the Korean Industries*, Research Report 2003-07, Seoul: KDI, 2003.

Kwack, S., "Factors Contributing to the Financial Crisis in Korea," in I. Kim, S. Kwack, and S. Park (eds.), *Growth, Productivity and Vision for the Korean Economy*, Seoul: Pakyoungsa, 2001.

Lafay, G., "The Measurement of Revealed Comparative Advantages," in M. Dagenais and P. Muet (eds.), *International Trade Modelling*, London: Chapman & Hall, 1992.

Leamer, E. and P. Lundborg, "A Heckscher-Ohlin View of Sweden Competing in the Global Market," NBER Working Paper No. 5114, 1995.

Solow, R., "Technical Change and the Aggregate Production Function," *Review of Economics and Statistics*, August 1957, pp.312-

320.
Tcha, M., and M. Lee, "The Koran Economy: Triumphs, Difficulties, and Triumphs Again?" in M. Tcha and C. Suh (eds.), *The Korean Economy at the Crossroads*, London: Routledge, 2003.
Webster, A., "Some issues in the measurement of comparative advantage," *Applied Economics*, 23, 1991, pp.937-948.

KDI 政策研究
제26권 제2호(통권 제94호)

환율전이와 시장의 반응: 미국 철강시장에서의 한국과 일본의 경쟁

차 문 중
(한국개발연구원 초빙연구위원)

김 재 훈
(Monash 대학 교수)

Exchange Rate Pass-Through and Market Response: Competition between Korea and Japan in the US Steel Market

MoonJoong Tcha
(Visiting Fellow, Korea Development Institute)

Jae H. Kim
(Professor, Monash University)

* The authors are grateful to Ken Clements, Nic Groenewold, Timothy Kam, In-Chul Kim, Larry Sjaastad and Chung-Sok Suh for their constructive comments, and K. Andrew Semmens for excellent editorial assistance. They also appreciate two anonymous referees for their helpful comments.

- Key word : Market exchange rate pass-through, individual exchange rate pass-through, elasticities
- JEL code : F0, F1, L1

ABSTRACT

This paper theoretically formulated and empirically explored the relationship between exchange rate pass-through (ERPT) for (average) market price and an individual country's price, using steel products data in the US market, with special reference to two major steel exporting countries, Korea and Japan. It was found that the direction of market ERPT can be different from that of individual ERPT that each exporter experiences, due to strategic interactions among producers and different parameters. Vector error correction (VEC) models and impulse response analysis were used with the statistical inference based on the bootstrap-after- bootstrap of Kilian (1998) for short-run, and the fully modified estimation of Phillips and Hansen (1990) was used for long-run. Empirical results indicate that market ERPT in the US market due to changes in Korea-US exchange rates is different from those due to changes in Japan-US exchange rates. The framework developed in this study indicates that this phenomenon is attributed to either (i) the two countries have individual ERPTs of different magnitudes and directions for the products in the US market, or (ii) the pricing strategies of the other exporters' (to the US steel market) respond differently depending on whether the price of the product from Korea changes or that from Japan does. As each exporter's ERPT can be significantly different, and market response to each country's ERPT can be also different, this study concludes that it is crucial for an exporter to understand how competitors in the market respond to changes in its price, as well as to understand how its price changes when the relevant exchange rate fluctuates.

.....

환율의 변화에 따른 개별 교역재 가격의 변화는 '환율전이효과(Exchange rate pass-through)'로 불리며, 국제경제학의 가장 중요한 연구분야 중의 하나로 인식되고 있다. 또한 환율변화 당사국의 교역재 가격변화에 따라 시장전체에서 일어나는 환율의 전이현상은, 수출시장과 특정수출국의 환율이 변화할 때 수출국의 가격책정전략과 시장전체의 반응에 대한 정보를 제공해줄 수 있다는 점에서 깊은 연구가 필요하다. 그러나 대부분의 연구는 환율변화에 따른 특정 국가의 수출재 가격변화만을 고려할 뿐, 경쟁국 재화가격의 변화나, 이에 따른 수출대상국의 재화시장이 전체적으로 받는 충격에 대한 연구는 거의 이루어지지 않고 있다. 본 논문은, 한국과 일본의 대미 달러 환율변화에 따른 철강재의 가격변화를 통해 시장의 반응을 분석한다. Bootstrap-after-bootstrap을 활용한 vector error correction 모형과 이에 따른 충격반응함수분석, 그리고 Phillips-Hansen의 추정방법(fully modified estimation)을 통한 분석은 몇 가지 중요한 시사점을 제공하는데, 그중 가장 중요한 두 가지를 요약하면 다음과 같다. 즉, (i) 한일 양국의 환율변화는 미국 철강시장에서의 양국 수출철강가격에 대해 서로 다른 개별적 전이효과를 야기하며, (ii) 여타 수출국의 반응도 한일 양국 중 어느 나라 제품의 가격이 변화하는가에 따라 달라진다는 것이다. 이에 따라 같은 비율의 환율변화에 대해서도 그 당사국에 따라 시장의 가격반응은 달라지게 됨을 알 수 있다.

I. Introduction

The post-Bretton Woods era that allowed the free fluctuation of exchange rates provided the impetus for research on the effect of exchange rate shocks on commodity prices. This topic was explored more intensively in the 1980s as economies experienced an unprecedented fluctuation in real exchange rates accompanied by the appreciation (until 1985), and the subsequent depreciation of the US dollar in the same decade. While the first few years of the 1990s have been characterized as a period of stability in foreign exchange markets as Goldberg and Knetter (1997) point out, there were still some notably large fluctuations in various currency values. In the 1980's and 1990's, it was frequently observed that the price of commodities in an importing country did not fluctuate as expected or predicted by the traditional models such as the law of one price.

The incomplete pass-through (when changes in the exchange rates are not fully transferred to commodity prices), or perverse pass-through (when changes in the exchange rate influence commodity prices in unexpected ways), observed in these periods was, in general, attributed by researchers to the fact that foreign producers may respond to a dollar appreciation by partially decreasing their prices and also increasing their profit margins. On the other hand, in periods of dollar depreciation it was observed that they may increase their prices but also reduce their profit margins, in order to keep up sales and defend their market share (for example, Gagnon & Knetter, 1995; Krugman, 1987; Tivig, 1996; Varangis & Duncan, 1993).

Notwithstanding some unexpected outcomes such as perverse movement or no pass-through of commodity prices, most studies that utilized disaggregated data (such as 4-digit country specific industry data) reported the existence of pass-through. However, the extent of pass-through was partial and differentiated by periods and market structure, across regions and products (for example, Feenstra, 1989; Feenstra, Gagnon & Knetter, 1996; Gagnon & Knetter, 1995; Knetter, 1989, 1995; Marston, 1990).

The purpose of this paper is to explore the relationship between exchange rate pass-through (hereafter ERPT) for individual producers and for the market. While studies on ERPT for individual producers have been extensively carried out, it is surprising that the effect of changes in a specific exchange rate on the market price (hereafter *market exchange rate pass-through* or *market ERPT*) has seldom been examined.[1] A few exceptions include Rindler and Yandle (1972), Sjaastad

[1] In fact, when the law of one price prevails or the market is perfectly competitive, the mar-

(1985), Sjaastad and Scacciavilani (1996), and Tcha and Sjaastad (1998). While these studies explored the effect of one-period shocks on commodity markets in a multi-period open economy, they did not examine the mechanism of how the individual ERPT is related to the market ERPT. In imperfectly competitive markets, all competitors' prices (and therefore market shares) are closely related to one another by strategic interaction, hence ERPT for the whole market can be different from that for an individual producer experiencing exchange rate fluctuations.

Due to the nature of oligopoly markets or implicit cartels, it is sometimes difficult to find each individual producer's real price response to a given change in a certain exchange rate, especially where only the weighted average market price is announced. Different categorization of products across countries also hinders the direct observation of individual prices. Moreover, the analysis of the response of the market price to exchange rate shocks will provide useful market information that the analysis of individual producer's ERPT cannot provide. This paper theoretically develops a model, which explains the relationship between the individual ERPT and the market ERPT, by accommodating the aforementioned problems associated with market prices and data deficiencies. The theoretical framework to analyze individual producers behavior is based on Froot and Klemperer (1989) and Tivig (1996), which were widely applied in studies on ERPT for individual producers, such as Gross and Schmitt (2000). This study goes one step further, by analyzing the market ERPT and its relationship with the individual ERPT. Necessary and sufficient conditions to define the direction of movements of market and individual prices will be explored. Further discussions on this subject will be introduced after ERPT for the US steel market is empirically analyzed.

II. The Market Exchange Rate Pass-Through

1. Market ERPT and Individual ERPT

The weighted average market price of a steel product that we are interested in is $P_t = \sum_{i=1}^{n} \omega_{it} P_{it}$ at time t, where ω_t is country i's mar-

ket ERPT will provide the same results as the individual ERPT. However, when the market is imperfect, the change of average price in the market is not necessarily identical to that of the price of a good from the country whose exchange rate varies.

ket share and P_i is country i's price in the US market, which is determined from profit maximization process of exporter i. The effect of changes in the exchange rate between country J and the US (e_J) on the weighted average market price is, leaving out time subscript t for simplicity,

$$\frac{\partial P}{\partial e_J} = \frac{\partial P}{\partial P_J}\frac{\partial P_J}{\partial e_J} = \sum_{i=1}^{n}\left[\frac{\partial \omega_i}{\partial P_i}\frac{\partial P_i}{\partial P_J} P_i + \frac{\partial P_i}{\partial P_J}\omega_i\right]\frac{\partial P_J}{\partial e_J}. \quad (1)$$

Due to imperfect competition in the market, both P_i and ω_i are affected by P_J, unless each country's market share equi-proportionally changes with total demand when P_J changes. Therefore, using elasticities, equation (1) can be rewritten as

$$\frac{\partial P}{\partial e_J} = \frac{\partial P_J}{\partial e_J}\sum_{i=1}^{n}\left(\frac{\partial \omega_i}{\partial P_i}\frac{P_i}{\omega_i}\frac{\partial P_i}{\partial P_J}\frac{P_J}{P_i}\cdot\frac{\omega_i P_i}{P_J} + \frac{\partial P_i}{\partial P_J}\frac{P_J}{P_i}\frac{\omega_i P_i}{P_J}\right)$$

$$= \frac{\partial P_J}{\partial e_J}\omega_J\left(\sum_{i=1}^{n}(1-\phi_{ii})\,\sigma_{iJ}\cdot\frac{\omega_i P_i}{\omega_J P_J}\right), \quad (2)$$

where ϕ_{ii} is the elasticity of country i's market share with respect to P_i $\left(i.e., \ \phi_{ii} = -\frac{\partial \omega_i}{\partial P_i}\frac{P_i}{\omega_i}\right)$, and σ_{iJ} is the cross elasticity of country i's price P_i with respect to P_J $\left(i.e., \ \sigma_{iJ} = \frac{\partial P_i}{\partial P_J}\frac{P_J}{P_i}\right)$.[2]

Separating country J's own elasticities (ϕ_{JJ} and σ_{JJ}, where $\sigma_{JJ} = 1$) from (2) gives

$$\frac{\partial P}{\partial e_J} = \frac{\partial P_J}{\partial e_J}\omega_J\left[1-\phi_{JJ} + \sum_{i\neq J}(1-\phi_{ii})\,\sigma_{iJ}\frac{\omega_i P_i}{\omega_J P_J}\right]. \quad (3)$$

Equations (1) and (3) show that $[\partial P/\partial P_J]$ is the important chain connecting the market ERPT and country J's ERPT when e_J changes. This term $[\partial P/\partial P_J]$ is, in turn, the product of country J's market share

[2] We do not have any presumption about the sign of this cross elasticity. Country i may increases its price when country J increases its price. Alternatively, it may be the case that country i decreases its price as country J increases its price. It depends on country i's profit maximization behavior.

and the constellation of parameters and variables in the bracket as shown in (3). Since country J's market share ω_J is positive, the sign of $[\partial P/\partial e_J]$ in (3) is determined by the sign of the bracket on the right side such as

$$sign\left[\frac{\partial P}{\partial e_J}\right] = \begin{cases} sign\left[\frac{\partial P_J}{\partial e_J}\right] & iff \left[1-\phi_{JJ}+\sum_{i\neq J}(1-\phi_{ii})\,\sigma_{iJ}\,\frac{\omega_i P_i}{\omega_J P_J}\right] > 0 \\ -sign\left[\frac{\partial P_J}{\partial e_J}\right] & iff \left[1-\phi_{JJ}+\sum_{i\neq J}(1-\phi_{ii})\,\sigma_{iJ}\,\frac{\omega_i P_i}{\omega_J P_J}\right] < 0 \end{cases} \tag{4}$$

Equation (4) indicates that the market price does not necessarily move in the same direction as country J's price when the exchange rate between country J and the destination (e_J) changes temporarily. An assumption helps to explore the necessary and sufficient conditions in (4) further.

[Assumption 1] The total market demand for a specific steel product (M) is not affected by the change in a producer's price (i.e., $\mu_J = \frac{\partial M}{\partial P_J}\frac{P_J}{M} = 0$*, where* μ_J *is the elasticity of market demand with respect to J's price).* [3]

Applying this assumption to the equation for the elasticity of the market share for country J, ϕ_{JJ}, provides

$$\phi_{JJ} = \frac{\partial\ (M_J/M)}{\partial\ P_J}\frac{P_J}{(M_J/M)} = \frac{\partial M_J}{\partial P_J}\frac{P_J}{M_J} - \frac{\partial M}{\partial P_J}\frac{P_J}{M} = \varepsilon_{JJ} - \mu_J = \varepsilon_{JJ},$$

where ε_{JJ} is the elasticity of demand for country J [i.e. ε_{JJ} =

[3] While this assumption is consistent with a Cobb-Douglas function with powers as weights (shares) of each exporter and, in general, reasonable for the factor markets investigated in this paper, the total market demand for final goods would change as prices change. This assumption is needed for the convenience of the analysis only, and does not change the findings in this paper significantly.

$\frac{\partial M_J}{\partial P_J}\frac{P_J}{M_J}\Big]$. Therefore, the term that determines the sign of $[\partial P/\partial P_J]$ is from (4) converted to

$$1 - \phi_{JJ} + \sum_{i \neq J}(1 - \phi_{ii})\ \sigma_{iJ}\ \frac{\omega_i P_i}{\omega_J P_J} =$$

$$1 - \varepsilon_{JJ} + \sum_{i \neq J}(1 - \varepsilon_{ii})\ \sigma_{iJ}\frac{\omega_i P_i}{\omega_J P_J}. \qquad (5)$$

Assumption 1 also implies that country J's market loss due to its price change is all absorbed by the other countries, i.e. $\left[\frac{\partial M_J}{\partial P_J} = -\sum_{i \neq J}\frac{\partial M_i}{\partial P_J}\right]$, hence the elasticity of demand for country J's products is

$$\varepsilon_{JJ} = \frac{\partial M_J}{\partial P_J}\ \frac{P_J}{M_J} = -\sum_{i \neq J}\frac{\partial M_i}{\partial P_J}\ \frac{P_J}{M_J} = -\sum_{i \neq J}\varepsilon_{ii}\ \sigma_{iJ}\ \frac{M_i}{M_J}. \qquad (6)$$

Substituting (6) for ε_{JJ} in (5) gives

$$1 - \varepsilon_{JJ} + \sum_{i \neq J}(1 - \varepsilon_{ii})\ \sigma_{iJ}\frac{\omega_i P_i}{\omega_J P_J} =$$

$$1 + \sum_{i \neq J}\left[\ \sigma_{iJ}\ \left(1 - \varepsilon_{ii} + \varepsilon_{ii}\frac{P_J}{P_i}\right)\right]\frac{\omega_i P_i}{\omega_J P_J}, \qquad (5)'$$

which indicates that, when there are n countries in the market, the direction of the market ERPT to the change in any country's exchange rate depends on the magnitude and signs of all the other countries' elasticities, prices and market shares as well as country J's ERPT.

We will first examine an extreme and simple case where all n suppliers are identical, in the sense that their elasticities, prices and market shares are initially symmetric, and then turn to look at a general case, where firms are allowed to be different. It will be shown that while both necessary and sufficient conditions are obtained in a symmetric case, only sufficient conditions can be derived in a more general case.

2. Market ERPT with Identical Producers

When all firms are identical and share the same variables and parameters, condition (5)' reduces to $[1 + (n - 1)\sigma]$ and, accordingly, the ERPT for the market is

$$\frac{\partial P}{\partial e_J} = \frac{\partial P_J}{\partial e_J}\ \omega_J\ \left[1 + (n-1)\ \sigma\right].$$

The following proposition is presented regarding the necessary and sufficient conditions for the direction of the price movements.

[Proposition 1] When all the producers in the market are identical, $\sigma \underset{(<)}{>} -\frac{1}{(n-1)}$ *is the necessary and sufficient condition for country J's and the market prices to move to the same (opposite) direction(s), or the individual and the market ERPT have the same (different) signs, when the exchange rate between country J and the market changes*[4].

The implication of this condition is clear. It shows that even when the prices of all the other producers move in the opposite direction to country *J*'s price due to their dynamic profit maximization strategy, it is still possible that the direction of the market ERPT is the same as that of country *J*'s, depending on the elasticity of country *i*'s price with respect to country *J*'s. In the duopolist case, for example, only if elasticity is greater than -1 will the market price move in the same direction as country *J*'s, regardless of whether country *J* responds normally or perversely, and whether all of the other countries respond normally and perversely. As the number of suppliers increases, $[-1/(n-1)]$ approaches zero, that implies that the two ERPTs (say, country *J*'s and the US market's) are less likely to have the same sign unless the cross elasticity is positive.

3. Market ERPT with Non-identical Producers

When producers are not identical, it is not possible to derive the sufficient and necessary conditions for the direction of market ERPT and country *J*'s ERPT in a more succinct form. Nonetheless, (5)' is always positive if the bracket is always bigger than zero for all *i*. As P_i,

[4] It is open to question whether other countries would move in a different direction from country *J*. Tivig (1996) theoretically proves that σ_{iJ} is always positive if producers operate in the inelastic region, while the sign of σ_{iJ} is indeterminate in the elastic region.

M_i , P_J and M_J are all positive, the sufficient conditions to have $sign\left[\frac{\partial P}{\partial e_J}\right] = sign\left[\frac{\partial P_J}{\partial e_J}\right]$ or $sign\left[\frac{\partial P}{\partial e_J}\right] = -\,sign\left[\frac{\partial P_J}{\partial e_J}\right]$ are, for all i ≠ J,

$$sign\left[\frac{\partial P}{\partial e_J}\right] = \begin{cases} sign\left[\frac{\partial P_J}{\partial e_J}\right] & if\ [\sigma_{iJ}(1-\varepsilon_{ii}+\varepsilon_{ii}\frac{P_J}{P_i})] \quad 0 \\ -sign\left[\frac{\partial P_J}{\partial e_J}\right] & if\ [\sigma_{iJ}(1-\varepsilon_{ii}+\varepsilon_{ii}\frac{P_J}{P_i})] \quad < 0 \end{cases} \quad . \quad (7)$$

From equation (7), the sufficient conditions, that the market price moves in the same (opposite) direction as country *J*'s price, are addressed as in the following proposition.

[Proposition 2] When the exchange rate between a producer (say country J) and the destination market temporarily changes;

(i) the market price and country J's price move in the same direction

$$if\ \sigma_{iJ} \underset{(<)}{>} 0 \quad and \quad P_J \underset{(<)}{>} \frac{\varepsilon_{ii}-1}{\varepsilon_{ii}} P_i \quad and;$$

(ii) the market price and country J's price move in different directions

$$if\ \sigma_{iJ} \underset{(<)}{>} 0 \quad and \quad P_J \underset{(>)}{<} \frac{\varepsilon_{ii}-1}{\varepsilon_{ii}} P_i \ .$$

This proposition indicates that even when the cross price elasticity is positive, if country *J*'s price is significantly larger than other countries' prices initially, then it is the case that the (weighted average) market price actually decreases (increases) as country *J*'s price increases (decreases). This is possible as the market share country *J* loses due to the increase in its price is so large that sufficiently large weights are now given to other countries that have substantially lower prices and take market share from country *J*.

All possible combinations available from [Proposition 2] are summarized in Table 1. While the threshold of σ_{iJ}, which determines whether country *i*'s price moves in the same direction as country *J*'s, is zero, the threshold of the second condition determines whether *J*'s price is larger or smaller than the product of P_i and an inverse of the famous 'price mark-up' ($\frac{P_i}{MC_i} = \frac{\varepsilon_{ii}}{\varepsilon_{ii}-1}$) for an imperfectly competing firm *i*. While we have four cases (sufficient conditions) which have the same or different signs for ERPT for country *J* and the US market,

<Table 1> The Direction of the Two Exchange Rate Pass-Through and Sufficient Conditions

	$\frac{P_J}{P_i} > \frac{\varepsilon_{ii} - 1}{\varepsilon_{ii}}$	$\frac{P_J}{P_i} < \frac{\varepsilon_{ii} - 1}{\varepsilon_{ii}}$
$\sigma_{iJ} \geq 0$	(I) Same	(II) Opposite
$\sigma_{iJ} < 0$	(III) Opposite	(IV) Same

an assumption is added, which makes our analysis simpler.

[Assumption 2] Prices of products from different countries are not significantly different.[5]

This assumption allows us to preclude Cases II and IV in Table 1, and to avoid tedious repetition. Case I occurs when *J*'s price in the US decreases (increases) and the other countries respond by decreasing (increasing) their prices. Then, the market price will decrease, with Assumption 2. This is so, regardless whether country *J* responds *normally* (for example, to increase / decrease its price by appreciation / depreciation of its currency) or *perversely* (for example, to decrease / increase its price by appreciation / depreciation of its currency) to the fluctuation of the value of its currency. If other countries do not follow country *J* and respond by changing prices in the different direction, the market price P will move in the different direction from country *J*'s price, with Assumption 2. This can be explained as the following; the decrease (increase) in P due to the decrease (increase) in P_i (and the increase in ω_i) is sufficiently large to offset the increase (decrease) in P by the increase (decrease) in P_J. This is summarized in Case III. Therefore, the inequality $P_J > \frac{\varepsilon_{ii} - 1}{\varepsilon_{ii}} P_i$ can be understood as the condition necessary to allocate a sufficiently large market share to the country with relatively lower prices, and, consequently, lead to a reduction of the weighted average market price.

Table 1 also presents the possibility of the *'J-curve'* for the market ERPT, which was theoretically suggested by Tivig (1996) for individual countries. More discussion on this issue will be done in Section III with empirical findings.

[5] If demand is not very elastic, $[(\varepsilon_{ii} - 1)/\varepsilon_{ii}]$ is considerably smaller than one and it is unrealistic to have such a small P_J that $P_J < [(\varepsilon_{ii} - 1)/\varepsilon_{ii}]\ P_i$ as the products are quite homogenous. In contrast, if demand is very elastic, which indicates that the products are highly substitutable and prices must be very close to each other, then $[(\varepsilon_{ii} - 1)/\varepsilon_{ii}]$ will be close to one. In either case, it is more plausible to assume that $P_J > [(\varepsilon_{ii} - 1)/\varepsilon_{ii}]\ P_i$. In addition, when producers operate in the inelastic region $(\varepsilon_{ii} < 1)$, Cases II and IV are not available as $[(\varepsilon_{ii} - 1)/\varepsilon_{ii}]$ is negative.

III. Empirical Analysis of Exchange Rate Pass-Through

1. The US Steel Market and Data

We are interested in the steel market for several reasons. First of all, in the era of e-commerce and genomics, the importance of steel to the economy has never diminished. As reported by the World Steel Dynamics (1997, 2000), the world steel market has experienced repeated 'booms' and 'downturns'. Nevertheless, steel has continued to be regarded as one of the most important materials and inputs necessary for major economic activities.

The high volatility of steel prices, which is not removed even when real values are investigated, also makes research on steel prices significant and interesting. This volatility has increased over time, and even appeared to accelerate as the steel industry throughout the world entered an era of restructuring (World Steel Dynamics, 1997). While various factors have contributed to this volatility, ranging from technological innovations and computerized production planning and management, to excessive investment in the steel industry of many countries, the volatility of steel product prices may also, in part, be explained by the volatility of exchange rates (Tcha and Sjaastad, 1998).[6]

In particular, this study concentrates on five steel products, which are quite disaggregated and may be categorized into three groups based on the characteristics of the production process and the final use of the product. Group 1 consists of two steel products; hot-rolled strips and hot-rolled sheets, where hot-rolled strips are used as an input to produce hot-rolled sheets. Group 2 consists of another two steel products; hot bars and cold bars.[7] Group 3 comprises three steel products; hot-rolled strips, cold-rolled strips and cold-rolled sheets, which are related from the upstream product to the downstream product. Utilizing data for these six steel products is in many ways unique. Most of the previous empirical studies on ERPT observed oligopoly markets such as automobiles, where products are fairly differ-

[6] The volatility of steel prices may be also due to protection. While we recognize the relevance of this variable, it is not included in this study as accurate data for various forms of protection imposed by the US are not available, including the problem of converting quantitative restriction into tariff-equivalent measure of protection. Further investigation is needed to overcome this problem.

[7] It is technically controversial whether we can categorize specific steel products into 'hot bars' and 'cold bars'. However, the American Metal Bulletin regularly publishes the related data, such as prices and market shares for these categories of products. Accordingly, we follow the same approach and use the data published.

entiated (for example, Feenstra et al., 1996; Gross and Schmitt, 2000; Laussel et al., 1988) or other manufacturing (Fisher, 1996; Marston, 1990), or some commodity at the aggregated level (Varangis & Duncan, 1993). The steel products examined in this paper are much more disaggregated and almost homogenous in their quality and characteristics, regardless of where they are exported from. These features are consistent with the assumptions adopted in this study. Also, we hope that the market ERPT by the two exchange rates (Korean won–US dollar and Japanese yen–US dollar) will enable us to compare the individual ERPT of almost homogeneous products from Korea and Japan, and will reveal the difference between the two countries' pricing strategies, which were the focus of attention in the previous studies by Klitgaard (1999) and Kim (1997).

In this study, all steel prices are obtained from The Statistical Guide to the Metal Industries: Metal Statistics (various years), and the economic variables, such as exchange rates and petroleum prices, are collected from International Financial Statistics (various years). All prices and exchange rates are converted into real terms using consumer price indices. The data is quarterly from 1970:1 to 1996:4 comprising 108 observations. The data since 1997 was excluded form the analysis as a kind of structural changes in the market was expected due to the economic crisis and accompanied violent swing in Korea-US exchange rates, where considering the market with structural break is not the major concern of this study. For simplicity, we labelled the price of each steel product in the following manner: P_1 for hot-rolled strips, P_2 for hot-rolled sheets, P_3 for hot bars, P_4 for cold bars, P_5 for cold-rolled strips and P6 for cold-rolled sheets.

2. Estimation Methodology and Statistical Inference

If the model discussed in the previous section is generalized over multi-periods, each country will maximize its present discounted value of profit in its own currency, in the first period, based on Tivig (1996), Froot and Klemperer (1989) and Gross and Schmitt (2000). Country J's optimal price at t is, therefore, in a general form,

$$P_{Jt} = F(P_J', P_O', e_J', e_O', MC_J),$$

where P_J is a vector of past prices of the steel product of country J, P_O is a matrix of past prices of the steel product from all the other countries, e_J is a vector of past and present exchange rates between country J's currency and US dollar, e_O is a vector of past and present exchange rates between each country's currency and US dollar, and MC_J is the past and present marginal cost of the product in country J.

Among the various resources, raw materials and labor required to produce steel products, our study adopts petroleum as an index that captures the effect on costs of price changes in raw materials, whose significance was confirmed by Tcha and Sjaastad (1998). We consider the vector autoregressive (VAR) model of the form

$$Y_t = B_1 Y_{t-1} + \ldots + B_p Y_{t-p} + \delta t + u_t, \tag{8}$$

where Y_t is the K×1 vector of variables including relevant prices and exchange rates at time t, and B_is are the K×K matrices of coefficients. The model also contains the intercept vector and linear time trend terms, however, these deterministic components do not appear in the VAR representation for simplicity of exposition, while they are included in estimation. Note that u_t is the K×1 vector of i.i.d. innovations with $E(u_t) = 0$ and $E(u_t u_t') = \Sigma_u = HH'$.

The above VAR system can be written in the vector error correction form as

$$\Delta Y_t = \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \ldots + \Gamma_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \Pi (Y_{t-1} + \gamma t) + u_t, \tag{9}$$

where $\Pi = B_1 + \ldots + B_p - I_K$, $\Gamma_i = -(B_{i+1} + \ldots + B_p)$ and $\delta = \Pi\gamma$. When Y_t is cointegrated with the cointegration rank r, $Rank(\Pi) = r < K$ and $\Pi = ab'$, where a and b are respectively K×r matrices.

The VAR model is fitted to each group of steel prices and explanatory variables. In each case, the vector Y_t contains e_J (say, hereafter the value of US dollar in terms of Japanese yen), e_K (hereafter the value of US dollar in terms of Korean won), and the petroleum price followed by steel prices from upstream to downstream products in the group. That is, five-dimensional VAR is fitted for Groups 1 (hot-rolled strips – hot-rolled sheets) and 2 (hot bars – cold bars), while a six-dimensional VAR is fitted for Group 3 (hot-rolled strips – cold-rolled strips – cold-rolled sheets). The ordering of the variables in Y_t is based on the Wold causality (Lütkepohl, 1991, p.52), which is important in the context of the impulse response analysis based on the VAR. It indicates that contemporaneous causality runs from e_J and e_K to steel prices, and not in the opposite direction, which is consistent with our intuition.

For each group, the VAR order in (8) is determined so as to ensure that the least-squares residuals of each equation in VAR mimic a white noise. We attempt to find the smallest order possible for parsimonious parameterization. To this end, a visual inspection of the residual autocorrelation function (ACF) is conducted, accompanied by the use of the Ljung-Box (1978) test. It is found that the VAR(4) is adequate for Groups 1 and 3, while the VAR(3) is adequate for Group 2. To test for the cointegration for each model we use the method devel-

oped by Johansen (1988). We also use the fully modified OLS estimator of Phillips and Hansen (1990) to estimate the long-run relationship among the variables.

Impulse response analysis is conducted to examine short-run dynamics among the variables. This form of analysis is also closely related to causality, as zero impulse responses between two variables means that no dynamic causality exists between them (Lütkepohl, 1991).[8]

3. Empirical Findings and Discussions

Non-stationarity of Data and Cointegration

The presence of non-stationarity for the time series variables suggests that a spurious regression problem may exist. Table 2 reports the augmented Dickey-Fuller (ADF) test statistics for all variables. Two ADF statistics are reported: one (τ_μ) from the regression with intercepts but with no trends, and the other (τ_τ) from the regression with intercepts and linear trends. The order of augmentation is determined using Akaike Information Criteria (AIC). For most cases, the null hy-

<Table 2> Unit-Root Tests: ADF Statistics

Variable	τ_μ	τ_τ
P1	-3.03 (4)	-1.37 (4)
P2	-2.52 (3)	-1.29 (3)
P3	-2.48 (0)	-2.39 (0)
P4	-2.98 (0)	-1.16 (0)
P5	-2.44 (0)	-1.84 (0)
P6	-2.53 (0)	-1.28 (0)
e_J	-1.78 (2)	-2.40 (2)
e_K	-1.85 (2)	-1.91 (2)
PE	-2.48 (0)	-2.86 (0)

Note: τ_μ is the ADF statistic based on the model with intercept but no trend.
τ_τ is the ADF statistic based on the model with intercept and trend.
The numbers in brackets next to the statistics are the order of augmentation chosen by the AIC.
The 5% critical values for τ_μ and τ_τ statistics are –2.89 and –3.36.
P1: hot-rolled strips, P2: hot-rolled sheets, P3: hot bars, P4: cold-rolled strips, P5: cold-rolled sheets, P6: cold bars, e_J: US-Japanese exchange rate, e_K: US-Korean exchange rate, PE: petroleum price

[8] More information on impulse response analysis using bootstrapping technique is discussed in Appendix.

pothesis of a unit root cannot be rejected at the 5% level of significance. One exception is the τ_μ statistic for P_1, where the null hypothesis is accepted. However, P_1 shows an upward trend, and, in this case, the use of the τ_τ statistic should be more appropriate. Note that there is no evidence of the second unit root for any time series. Hence, we concluded that all time series are integrated of order one. Table 3 reports the trace and maximum eigenvalue (λ_{max}) statistics of Johansen (1988) for each model. For Groups 1 and 2, the null hypothesis of no cointegrating vector in favor of at least one cointegrating vector is rejected, but the possibility of three cointegrating vectors cannot be rejected at the 5% level of significance. For Group 3, the λ_{max} statistic indicates acceptance of two cointegrating vectors, but the statistic is fairly close to the 10% critical value. Hence, it seems reasonable to conclude that Group 3 is cointegrated with three cointegrating vectors.

Vector Error Correction Models and Impulse Response

Table 4 reports the estimated error correction models for the price variables. For each group, where error correction terms were obtained

<Table 3> Test Statistics for Cointegration

Group 1

Null	Trace	Trace (0.95)	λ_{max}	λ_{max}(0.95)
r = 0	129.03	87.17	61.93	37.86
r ≤ 1	67.10	63.00	29.21*	31.79
r ≤ 2	37.89	42.34	18.45	25.42
r ≤ 3	19.44	25.77	14.08	19.22
r ≤ 4	5.36	12.39	5.36	12.39

Note: *: Significant at the 10% level of significance
Trace (0.95) and λ_{max}(0.95) indicate 5% critical values for each statistic.

Group 2

Null	Trace	Trace (0.95)	λ_{max}	λ_{max}(0.95)
r = 0	117.26	87.17	48.31	37.86
r ≤ 1	68.95	63.00	29.15*	31.79
r ≤ 2	39.80	42.34	18.96	25.42
r ≤ 3	20.84	25.77	11.94	19.22
r ≤ 4	8.90	12.39	8.90	12.39

Note: *: Significant at the 10% level of significance
Trace (0.95) and λ_{max} (0.95) indicate 5% critical values for each statistic.

<Table 3> Continued
Group 3

Null	Trace	Trace (0.95)	λ_{max}	λ_{max}(0.95)
r = 0	183.15	115.85	64.21	43.61
r ≤ 1	118.94	87.17	55.88	37.86
r ≤ 2	63.06	63.00	28.99	31.79
r ≤ 3	34.07	42.34	20.01	25.42
r ≤ 4	14.06	25.77	8.56	19.22
r ≤ 5	5.50	12.39	5.50	12.39

Note: Trace (0.95) and λ_{max}(0.95) indicate 5% critical values for each statistic.

using Johansens's (1988) just identifying restrictions, the vector error correction (VEC) models associated with the cointegrating regressions are estimated. All error correction models show a reasonably good fit with no sign of model mis-specification, including serial correlation in error terms. This is evident from visual inspection of the residual ACF and Ljung-Box test statistics as well as the Durbin-Watson statistics reported. For all models, it can be seen that the current price changes are to some extent affected by the short-run changes in exchange rates and factors affecting marginal cost such as petroleum prices (PE). As the results associated with these VEC models are sometimes unclear and hard to interpret, we next use impulse response analysis to examine the short-run dynamics of the variables involved. These results are summarized in Figures 1 to 3.

Figure 1 plots impulse response functions of P_1 and P_2 in Group 1 against time horizon 0 to 24 (0 to 24 quarters), when one standard deviation shock is given to e_J, e_K, PE, P_1 and P_2. Bootstrap-after-bootstrap confidence intervals with a probability content of 90% and 95% are given for statistical inference. If a 95% (90%) confidence interval contains zero, the null hypothesis of zero impulse response value cannot be rejected at the 5% (10%) level of significance. It can be seen that e_J shows no dynamic impact on P_1 and P_2, as all confidence intervals contain zero. This result implies on the one hand, that there is no direct and clear evidence that changes in e_J affect the dollar price of the Japanese steel products, such as hot-rolled strips and sheets (and therefore the weighted average market price does not change). Alternatively, with the given data described in the previous section, it might be concluded that while the price of Japanese steel products are affected by the exchange rate (i.e., $[\partial P_J/\partial e_J] \neq 0$), the weighted average market price of the products are not significantly affected by the

<Table 4> Exchange Rate Pass-Through: Error-Correction Models

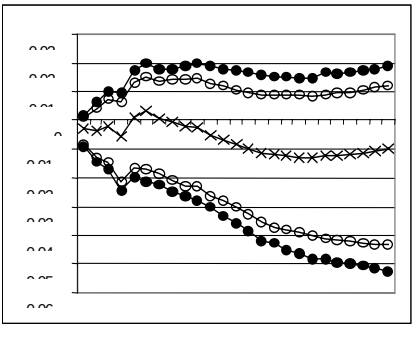
	Group 1		Group 2		Group 3		
	ΔP1	ΔP2	ΔP3	ΔP5	ΔP1	ΔP4	ΔP6
ecm1	0.10***	-0.01	0.26***	0.13**	-0.06**	-0.07*	-0.03
ecm2	-0.05*	0.11*	-0.08	0.22**	-0.11***	0.04	-0.13***
ecm3					0.07***	0.07*	-0.00
ΔP1(-1)	-0.08	0.01			-0.07	-0.17	0.51**
ΔP1(-2)	0.21**	0.65***			0.23*	0.08	0.38*
ΔP1(-3)	0.18*	0.31			0.22**	0.17	0.20
ΔP2(-1)	-0.10	-0.02					
ΔP2(-2)	-0.06	-0.37***					
ΔP2(-3)	-0.05	-0.12					
ΔP3(-1)			0.01	-0.01			
ΔP3(-2)			0.21*	-0.06			
ΔP3(-3)							
ΔP4(-1)					-0.18*	0.05	-0.18
ΔP4(-2)					-0.13	-0.06	-0.13
ΔP4(-3)					-0.05	0.12	-0.12
ΔP5(-1)			0.04	0.09			
ΔP5(-2)			-0.21	-0.01			
ΔP5(-3)							
ΔP6(-1)					0.15**	-0.01	0.03
ΔP6(-2)					0.10	-0.05	-0.09
ΔP6(-3)					0.01	-0.21**	-0.05
Δe_J (-1)	-0.13**	-0.20	-0.33**	-0.23**	-0.03	-0.07	0.03
Δe_J (-2)	-0.09	0.05	0.13	0.04	-0.01	-0.04	0.09
Δe_J (-3)	-0.15**	0.20			-0.10	-0.08	0.04
Δe_K (-1)	0.37***	0.19	-0.49**	0.22	0.27**	0.10	-0.25
Δe_K (-2)	-0.57***	-0.84***	-1.03***	-0.42**	-0.48***	-0.16	-0.48***
Δe_K (-3)	-0.18	-0.16			-0.18	-0.23	0.03
ΔPE(-1)	0.02	0.03	0.00	-0.03	-0.02	0.04	-0.03
ΔPE(-2)	0.01	0.03	0.00	-0.08***	-0.01	-0.02	0.00
ΔPE(-3)	0.02	0.00			-0.00	0.01	-0.20
R^2	0.50	0.36	0.30	0.30	0.62	0.31	0.22
DW	2.14	1.90	2.07	2.12	2.02	2.05	1.85

Note: *** : Significant at the 1% level of significance
** : Significant at the 5% level of significance
* : Significant at the 10% level of significance
DW : the Durbin-Watson statistic
P1 : hot-rolled strips, P2: hot-rolled sheets, P3: hot bars, P4: cold-rolled strips, P5: cold-rolled sheets, P6: cold bars, e_J: Japan-US exchange rate, e_K: Korea-US exchange rate, PE: petroleum price

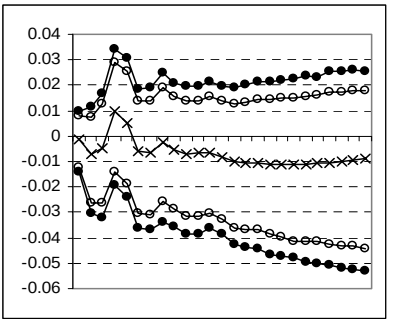
[Figure 1] Orthogonalized Impulse Response Estimates and Confidence Intervals: Group 1

Shock to e_J

P1

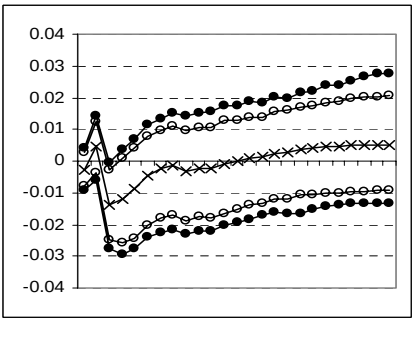


P2

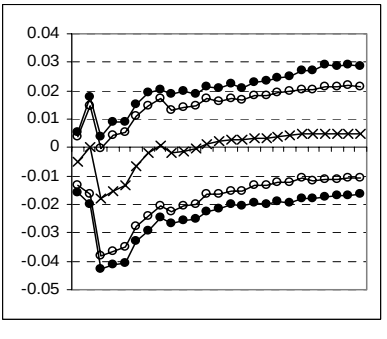


Shock to e_K

P1

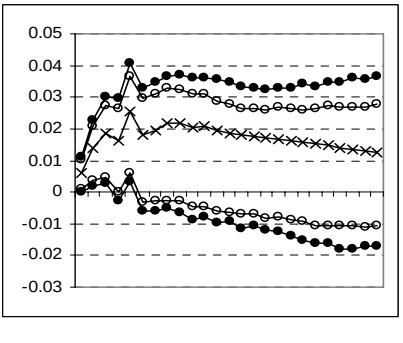


P2

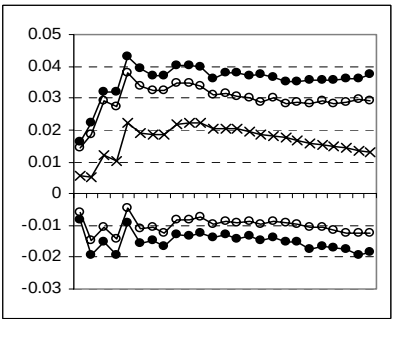


Shock to PE

P1



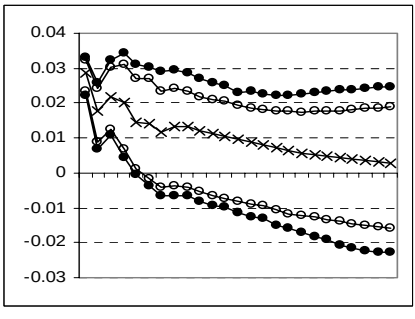
P2



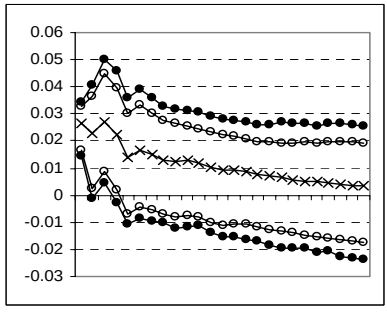
[Figure 1] Continued

Shock to P1

P1

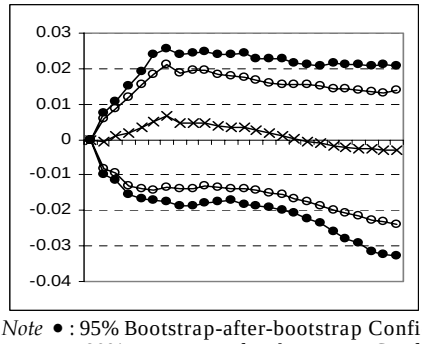


P2

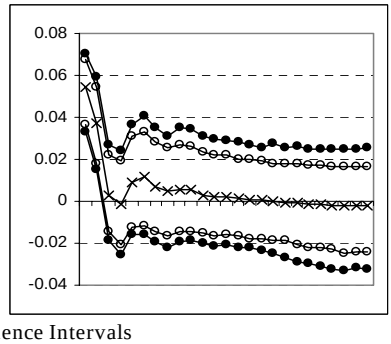


Shock to P2

P1



P2



Note ● : 95% Bootstrap-after-bootstrap Confidence Intervals
○ : 90% Bootstrap-after-bootstrap Confidence Intervals
× : Impulse-response estimates
The X-axes of all graphs indicate time horizon from 0 to 24

change in Japanese prices (i.e. $\left[1-\phi_{JJ}+\sum_{i\neq J}(1-\phi_{ii})\,\sigma_{iJ}\frac{\omega_i P_i}{\omega_J P_J}\right]$ from equation (5) is insignificantly different from zero).

In contrast, changes in e_K 'pass through' and change the dollar price of the commodities in the US market, with lags. There is some evidence that e_K affects P_1 and P_2 negatively (*normal market ERPT*) with a time lag, as 95% and 90% confidence intervals do not contain zero at the second quarter after the exchange rate shock, respectively for P_1 and P_2. The price of petroleum (*PE*) affects the price of hot-rolled strips, P_1, positively for five quarters once the shock is given, but ex-

erts no impact on the price of the commodity at the end of the production process, hot-rolled sheets (P_2). This result is plausible considering that the impact of the petroleum price on the final product weakens as changes in the petroleum prices partially affect the price of hot-rolled strips, where, in turn, the price of hot-rolled strips only partially explains the price of hot-rolled sheets. It is also evident that P_1, the price of hot-rolled strips, affects P_2, the price of hot-rolled sheets, for two quarters, but that P_2 has no impact on P_1. Both P_1 and P_2, depend on their own pasts for several quarters.

Figure 2 presents the impulse responses in Group 2. A shock in e_J has no impact on P_3, the price of hot bars, and P_4, the price of cold bars; but a shock in e_K affects P_3 negatively (*normal market ERPT*) after two and three quarters. P_4 is also negatively (*normal market ERPT*) affected by the shock to the Korean-US exchange rate for four quarters after the shock is given, although the impact is very marginal. The price of petroleum shows no impact on P_3. It exerts a positive impact on P_4 from quarters 4 to 7, however, the effect is marginal. It is again evident that changes in P_3 dynamically cause changes in P_4, but there is no evidence of causality from P_4 to P_3. Both Groups 1 and 2 report that the impulse response of the prices of downstream products (cold-rolled strips and cold bars) to the shock in the prices of upstream products (hot-rolled strips and hot bars) is significant; but the reverse is not the case.

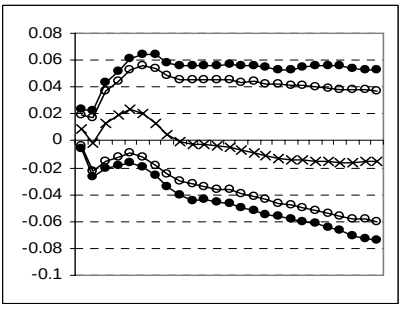
Figure 3 presents Group 3, and looks at the production stages of hot-rolled strips, cold-rolled strips, and cold-rolled sheets. Again, a shock in e_J shows no impact on P_1 and P_6. There is some evidence that e_J affects P_5 negatively; however, this has little practical implication as it happens after 12 quarters and the level of significance is very marginal. In contrast, e_K affects steel prices negatively (*normal market ERPT*) in the relatively short-term, with a lag of two or three quarters. The price of petroleum (*PE*) shows a positive impact on P_1 for four quarters. Some evidence indicates that it affects P_5 positively in the short-run, although less severely than it affects P_1, but not P_6. Among prices, causality runs from P_1 to P_5 and then to P_6; however, little evidence of causality in the opposite direction was found.

From the evidence related to the short-run dynamics adopting bootstrap-after-bootstrap methods for confidence intervals, the following general features emerge. First, a shock in the Japanese-US exchange rate in general shows no impact on steel prices in the US market (except in the case of P_5 in Group 3, where the response to impulse is found after three years), while a shock in the Korean-US exchange rate affects them negatively (normal market PT) with a lag of two or three quarters. However, these results do not directly support Klitgaard (1999) and Kim's (1997) assertion that Japanese firms actively absorbed the change in exchange rates by modifying

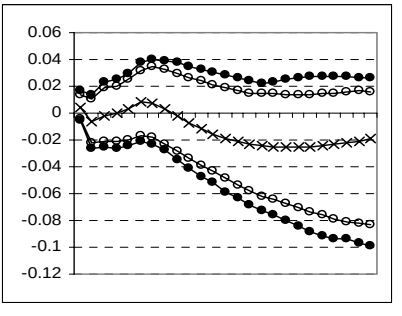
[Figure 2] Orthogonalized Impulse Response Estimates and Confidence Intervals: Group 2

Shock to e_J

P3

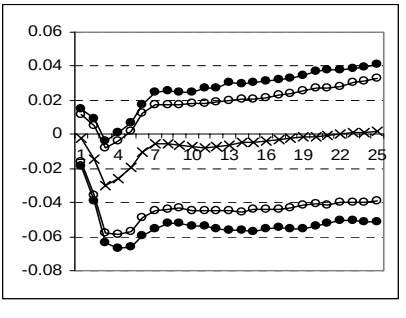


P5

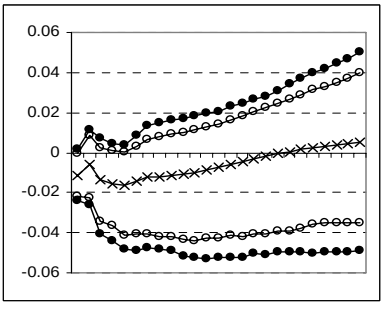


Shock to e_K

P3

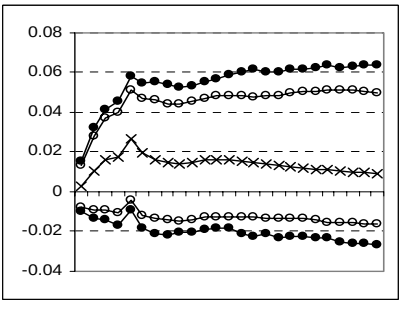


P5

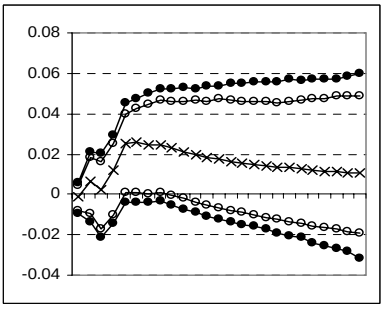


Shock to PE

P3



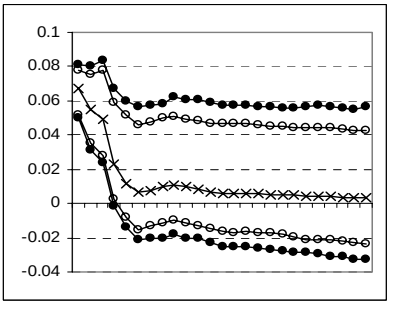
P5



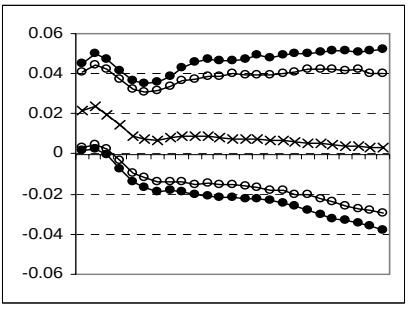
[Figure 2] Continued

Shock to P3

P3

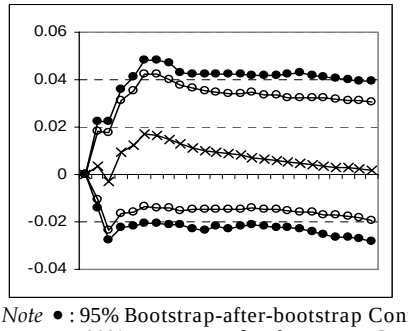


P5

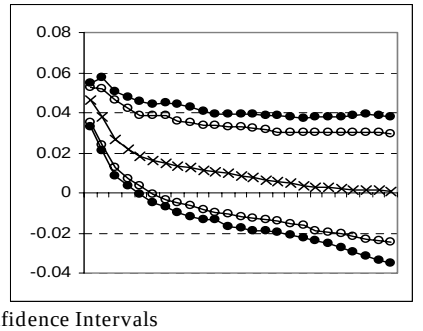


Shock to P5

P3



P5

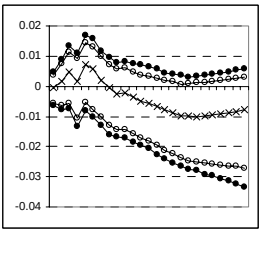


Note ● : 95% Bootstrap-after-bootstrap Confidence Intervals
○ : 90% Bootstrap-after-bootstrap Confidence Intervals
× : Impulse-response estimates
The X-axes of all graphs indicate time horizon from 0 to 24

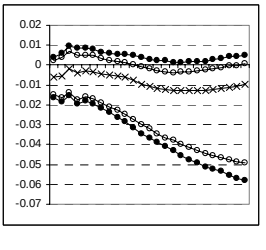
[Figure 3] Orthogonalized Impulse Response Estimates and Confidence Intervals: Group 3

Shock to e_J

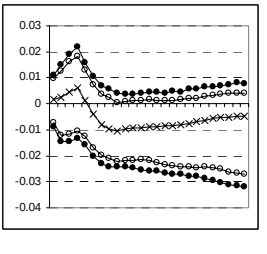
P1



P4



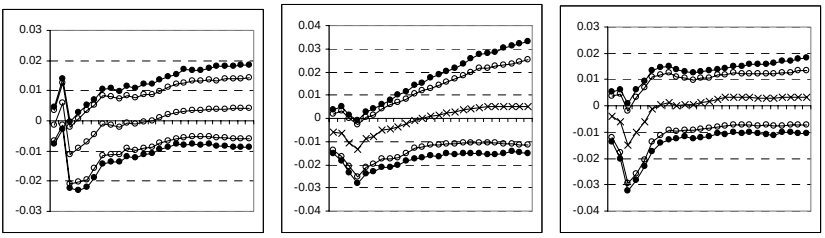
P6



[Figure 3] Continued

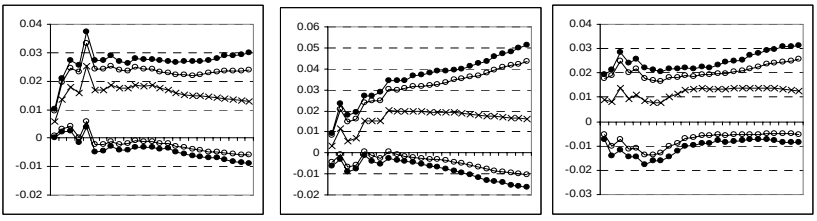
Shock to e_K

P1 P4 P6



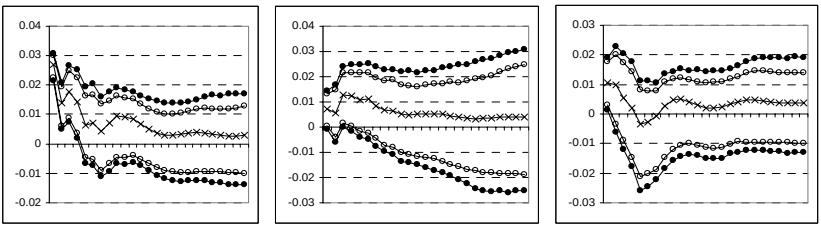
Shock to PE

P1 P4 P6



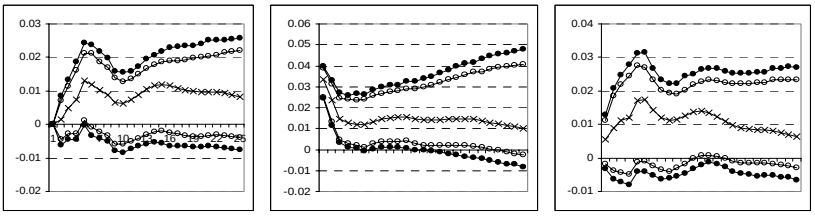
Shock to P1

P1 P4 P6



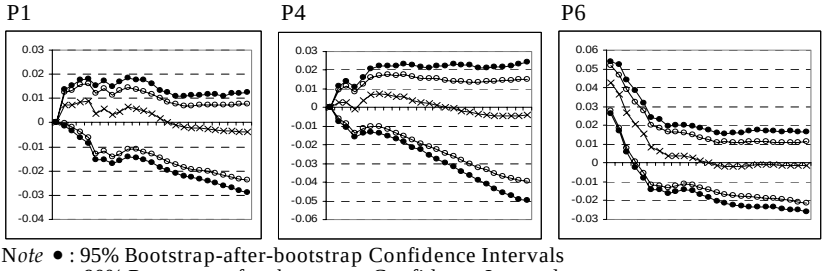
Shock to P4

P1 P4 P6



[Figure 3] Continued

Shock to P6



N*ote* ● : 95% Bootstrap-after-bootstrap Confidence Intervals
○ : 90% Bootstrap-after-bootstrap Confidence Intervals
× : Impulse-response estimates

The X-axes of all graphs indicate time horizon from 0 to 24

their profit margins or mark-ups while Korean firms did not. It is still possible to interpret our results that while the *individual ERPT* happens to Japanese producers, there is no *market ERPT*.[9]

In contrast to the Japanese case, Korean steel producers let the pass-through happen, at least partially. Any change in petroleum price, which represents marginal cost conditions, affects steel prices positively in the short-run, but there is a strong tendency that it is more likely to affect those products, which are in the upstream stages of production. The more processed the product is, the less affected it is by the price of petroleum. There is little evidence that the petroleum price affects the prices of the final products. Utilizing commodities in the same production stream, the findings of this study break new ground and go further than previous studies, which concentrated on the final goods in different or differentiated categories (for example, Feenstra et al., 1996; Fisher, 1996; Gagnon & Knetter, 1995; Laussel et al., 1988). For the prices of the steel products in the same production stream, causality runs from the prices of upstream products to the prices of downstream or final products, but not in the opposite direction.

Market ERPT, Individual ERPT and the J-curve

Market ERPT against the two exchange rate shocks shows *'J-curve'* cases in Figures 1 to 3.[10] The US market prices initially responded

[9] Another possibility to explain this phenomenon of no-response to Japanese price is the existence of the switching costs as illustrated by Klemperer (1995), Tivig (1996) and Gross and Schmitt (2000).

[10] The possibility of experiencing the 'J-curve' for individual ERPT under certain conditions was discussed in Tivig (1996). In that paper, it was shown that the J-curve in trade balance

positively to the fluctuation in e_J, although only insignificantly, and in turn dropped negatively, which is contrary to its response to the fluctuation in e_K. While Tivig (1996) entertains the theoretical possibility of a J-curve for an individual producer's ERPT[11], this J-curve has not been thoroughly discussed in empirical works, although many studies reported that the prices of specific goods from some countries moved perversely when its exchange rate changed. Moreover, there has been neither any theoretical nor empirical work done for the J-curve in association with the market ERPT.

If we have two firms competing in the market over two periods, each firm's strategic pricing behavior against exchange rate shocks results in 16 different cases.[12] With assumptions that capital is imperfectly mobile over time, and that producers choose a closed-loop solution where they can observe and respond to their opponents' actions at the end of each period, Tivig (1996) shows that second period price movements of each producer occur in opposite directions.[13] It is also impossible for country *J* to respond perversely for both periods if it maximizes intertemporal profit. These two findings remove 10 cases out of 16, and Table 5 summarizes all the remaining possible cases for individual ERPT. The last row for each case in Table 5 indicates the direction of the US market price movement for each case of the individual ERPT. Figures 1 to 3 indicate that the market ERPT against e_J shows similar movements to Case 5, while that against e_K demonstrates similar movements to Cases 2 and 4.

Case 5 for Japan explains that when the Japanese currency depreciates ERPT for Japan is likely to be normal (Japanese price decreases in the US market) in the first period, and then change to be perverse (Japanese price increases) during the next period, although only insignificantly.[14] All the other countries respond to Japan's price change by increasing their prices initially and then decreasing them. Cases 2 and 4 respectively, explain that Korean producers respond to the exchange rate shock either perversely (Case 2) or normally (Case 4) in

---

can be observed due to the perverse movement of individual price in the first period, in a case of a single good.

[11] According to his two-period model, all the other countries should increase (decrease) their prices in the second period responding to country *J*'s price increase (decrease) in the first period. By strategically behaving like this, firms can increase their market share over time and then compensate for the losses incurred by 'perverse' movement in the first period.

[12] Two firms' pricing behavior (price increases or decreases) over two periods with two different results in market average price (market price increases or decreases) provides 2*2*2*2 = 16 cases.

[13] In order to derive these findings, Tivig (1996) adopted more assumptions such as that demand functions are linear and that second-period demand functions are taken to be linear in the first period market shares.

[14] The argument in this part uses sufficient conditions as discussed in the previous sections, and hence, we cannot exclude the possibility that the market ERPT occurs due to some other reasons from those discussed here.

<Table 5> Directions of Market ERPT and Individual ERPT Over Time

Case	1st period	2nd period
1 P_J	↑	↓
P_i	↑ (+)	↑ (–)
P	↑	↑
2 P_J	↑	↓
P_i	↓ (–)	↑ (–)
P	↓	↑
3 P_J	↓	↑
P_i	↓ (+)	↓ (–)
P	↓	↓
4 P_J	↓	↓
P_i	↓ (+)	↑ (–)
P	↓	↑
5 P_J	↓	↑
P_i	↑ (–)	↓ (–)
P	↑	↓
6 P_J	↓	↓
P_i	↑ (–)	↑ (–)
P	↑	↑

Note: ↑ and ↓ mean 'increase' and 'decrease'. The signs in parentheses are those for σ_{iJ}. P_J and P_i are country J's and i's prices respectively, and P is market price.

the first period, however, only normally in the second period. It is possible for Korea to increase its prices temporarily in the first period in case of a depreciation of its currency, if its first-period market demand is inelastic, which is Case 4. However, it should reduce its prices in the second period to regain the market share that it lost due to the perverse movement in the first period. In contrast, all of the other producers decrease their prices in the first period regardless of Korea's strategy, take more market share, and can increase prices in the next period.

In addition, Case 4 for Korea indicates that the market J-curve can be observed even when the country's individual ERPT is normal over the periods. In this case, the main force to increase price in the second period is the increase in the price of the other countries after they retain large market shares in the first period by moving together with Korea (that is to decrease prices), and then increase their prices in the second period if their demand is inelastic. This J-curve for the market price is not found when the Japan–US exchange rate fluctuates.

Long-run Elasticities: Phillips-Hansen Fully Modified OLS

For each group, fully modified OLS estimation of Phillips and Hansen (1990) was conducted to examine the long-run elasticities among the variables, taking each price variable as a dependent variable. Table 6 summarizes the results obtained, which reveal that in the long run most of the elasticity estimates among the price variables are, when statistically significant, close to one. It should be pointed out, that long-run elasticities are found in most cases to be significant in both directions of the production line. In the long-run, changes in the price for any steel product are almost equi-proportionally transferred to those of other steel products in the same production line, regardless of whether they are in the upstream or downstream production line.

The elasticities of the US market price with respect to the Japanese-US exchange rate, in the long-run were statistically significant in four cases out of seven. Excluding the case of P_2 in Group 1 where the level of significance is marginal, the market price responds negatively (which means that the US market price decreases) in the long-run as the Japanese yen depreciates against the US dollar. In the previous section, we observed that ERPT for the US market (and Japanese) prices against e_J were initially negative (normal), and then positive(perverse). This implies that, while impulse response was, in general, insignificant, the perverse movement of the market and Japanese prices in the later periods is not sufficient to offset their initial normal movement. This is completely contrary to the findings of other studies, which argued that ERPT infrequently occurs normally to Japanese products.

<Table 6> Estimates of Long-Run Elasticities: Fully Modified OLS Estimation

	Group 1		Group 2		Group 3		
	P1	P2	P3	P5	P1	P4	P6
P1		0.97***				1.04***	0.84***
P2	0.93***						
P3				0.78***			
P4					0.59***		0.13
P5			0.93***				
P6					0.25***	0.17	
e_J	- 0.21***	0.10*	- 0.24***	- 0.04	- 0.06*	0.05	- 0.05
e_K	0.16*	- 0.06	0.45**	- 0.16	0.26***	- 0.30***	- 0.12
PE	0.01	0.01	- 0.06	0.14***	0.02*	0.01	- 0.02

Note: *** : Significant at the 1% level of significance
** : Significant at the 5% level of significance
* : Significant at the 10% level of significance
P1 : hot-rolled strips, P2: hot-rolled sheets, P3: hot bars, P4: cold-rolled strips, P5 : cold-rolled sheets, P6: cold bars, e_J: Japan-US exchange rate, e_K: Korea-US exchange rate, PE : petroleum price

These striking results are also found when the elasticities with respect to the Korean-US exchange rate were considered. The elasticities are significant in four cases out of seven, including one marginal case. While the depreciation of the Korean won decreases P_5 in Group 3 as traditional pass-through models expect, it increases market prices expressed in dollars for P_3 in Group 2 and for P_1 in Groups 1 and 3. Comparing the three products with significant elasticities, with respect to both e_J and e_K, provides an even more dramatic contrast: the price elasticities with respect to e_J are all negative, while those with respect to e_K are all positive. In other words, in the long-run, the depreciation of the Japanese yen against the US dollar decreases the weighted average prices of the products in the US market, while the depreciation of the Korean won against the US dollar increases the prices of the weighted average prices of the products in the US market. This implies that either perverse ERPT to Korean products in the initial period is so large that it dominates its normal ERPT in the later period, and/or an increase in the other countries' prices in the later period dominate. Alternatively, while the ERPT for Korea is normal over the periods, all the other countries' perverse reaction in the second period is so large that the market price is eventually pushed up.

Notice also, that e_J and e_K tend to affect the price of upstream products. The price for downstream products (which are close to the end user) is not so greatly affected by exchange rate fluctuations as that for upstream products. The price elasticities with respect to *PE* are statis-

tically significant for P_4 and P_1, and the coefficients are positive, indicating that the prices of selected steel products respond positively to changes in petroleum prices.

IV. Summary

The effect of exchange rate fluctuations on the price of commodities has been explored by a host of studies due to its importance in trade balance and macroeconomic context (among many, see for example, Fitoussi & Cacheux, 1988; Froot & Klemperer, 1989; Krugman, 1989) and its importance in understanding competition in imperfect international markets (for example, see Feenstra et al., 1996; Tivig, 1996; and Gross and Schmitt, 2000). Unlike previous studies, this study concentrates on *the market ERPT* for similar commodities based on the theoretical pursuit of Tivig (1996) for *the individual ERPT*. While Sjaastad (1985), and Sjaastad and Scacciavilani (1996) explored the role of exchange rates on commodity prices, our study is unique in that it explores the mechanism of the market ERPT and the relationship between the individual ERPT and the market ERPT. The mechanism that market ERPT takes place depends on three stages: (i) pass-through by the exporter whose currency has changed in value, (ii) price responses by competitors of the exporter and (iii) changes in market share. From the market ERPT, the individual ERPT was found for two countries competing in the US market (Korea and Japan) as their different pricing strategies are of interest to economists and policy analysts.

Error correction models and impulse response analyses based on VAR contrast the different pricing strategies of Korea and Japan, or contrast the different magnitude of impact to the market. Within one or two years, changes in the Japanese-US exchange rates show no impact on the US market price, while changes in the Korean-US exchange rates are found to be significant. The response of the market price towards the fluctuation of both exchange rates empirically reveals the J-curve movement, which has not been previously explored at the market level.

The prices of upstream products were also affected significantly. However, these results are contrary to the conventional belief in previous studies once longer run effects are taken into account. For all products where fluctuations of both yen-dollar and won-dollar exchange rates are significantly influential, the depreciation of the Japanese yen against the US dollar, in fact, decreases the average dollar price of the product, while the depreciation of the Korean won against the US dollar increases it. This finding implies that the previous argument may not be valid in the long-run, as Japanese producers ab-

sorb the impact of exchange rate fluctuations by adjusting their profit or price mark-ups. In contrast, the argument that Korean steel producers aggressively change their prices in the US market as exchange rates change is only partially plausible; their long-run responses are frequently perverse.

In summary, our results show that (i) the market price response in the short-run can be different from that in the long-run, (ii) ERPT for the market price is not necessarily the same as ERPT for the country experiencing currency depreciation or appreciation, and (iii) countries may have different pricing strategies against exchange rate shocks even when products are similar.

References

Adolfson, M., "Export Price Responses to Exogenous Exchange Rate Movements," *Economics Letters*, 71, 2001, pp.91-96.

American Metal Market, *The Statistical Guide to the Metal Industries: Metal Statistics,* New York: Chilton Publications, various years.

Efron, B. and R. J. Tibshirani, *An Introduction to the Bootstrap,* New York: Chapman & Hall, 1993.

Feenstra, R., "Symmetric Pass-Through of Tariffs and Exchange Rates Under Imperfect Competition: An Empirical Test," *Journal of International Economics*, 27, 1989, pp.25-45.

Feenstra, R., J. Gagnon, and M. Knetter, "Market Share and Exchange Rate Pass-through in World Automobile Trade," *Journal of International Economics*, 40, 1996, pp.187-207.

Fisher, L., "Sources of Exchange Rate and Price Level Fluctuations in Two Commodity Exporting Countries: Australia and New Zealand." *Economic Record*, 72, 1996, pp.345-358.

Fitoussi, J-P. and J. Cacheux, "On Macroeconomic Implications of Price Setting in the Open Economy," *AEA Papers and Proceedings*, May 1998, pp.335-340.

Froot, K. and P. Klemperer, "Exchange Rate Pass-Through when Market Share Matters," *American Economic Review*, 79, 1989, pp.637-654.

Gagnon, J. and M. Knetter, "Mark-up Adjustment and Exchange Rate Fluctuations: Evidence from Panel Data on Automobile Exports," *Journal of International Money and Finance*, 14, 1995, pp.289-310.

Goldberger, P. and M. Knetter, "Goods Prices and Exchange Rates: What Have We Learned?" *Journal of Economic Literature*, 35, 1997, pp.1243-1272.

Gross, D. and N. Schmitt, "Exchange Rate Pass-through and Dynamic Oligopoly: An Empirical Investigation," *Journal of International Economics*, 52, 2000, pp.89-112.

International Monetary Fund, *International Financial Statistics,* Washington D.C., various years.

Johansen, S, "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, pp.231-254.

Kilian L., "Small Sample Confidence Intervals for Impulse Response Functions," *Review of Economics and Statistics*, 80, 1998, pp.218 - 230.

Kim, J., "Analysis of Real Effective Exchange Rates and Japan's Pricing Strategy to Steel Export," *POSRI Steel Journal*, 7, 1997, pp.44-

59.
Klemperer, P., "Competition When Consumers Have Switching Costs: An Overview with Applications to Industrial Organization, Macroeconomics, and International Trade," *Review of Economic Studies*, 62, 1995, pp.515-539.
Klitgaard, T., "Exchange Rates and Profit Margins: The Case of Japanese Exporters," *FRBNY Economic Policy Review*, April 1999, pp.41-54.
Knetter, M., "Price Discrimination by U.S. and German Exporters," *American Economic Review*, 83(3), 989, pp.473-486.
_____, "Pricing to Market in Response to Unobservable and Observable Shocks," *International Economic Journal*, 9(2), 1995, pp.1-25.
Krugman, P., "Pricing-to-Market when the Exchange Rate changes," in S.W. Arndt and J.D.Richardson (eds.), *Real Financial Linkages among Open Economies*, Cambridge, Mass: MIT Press, 1987.
Laussel, D., C. Montet, and A. Peguin-Feissolle, "Optimal Trade Policy Under Oligopoly," *European Economic Review*, 32, 1988, pp.1547-1556.
Ljung, G.M. and G. E. P. Box, "On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models," *Biometrika,* 65, 1978, pp. 297-303.
Lütkepohl, H., *Introduction to Multiple Time Series Analysis,* Berlin: Springer-Verlag, 1991.
Marston, R., "Pricing to Market in Japanese Manufacturing," *Journal of International Economics*, 29, 1990, pp.217-223.
Philip, P.C.B and B. E. Hansen, "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes," *Review of Economic Studies*, 57, 1990, pp.407-436.
Taylor, M., "The Economics of Exchange Rates," *Journal of Economic Literature*, 33, 1995, pp.13-47.
Tcha, M. and L. Sjaastad, "Analysis of Steel Prices." Ch. 7 in Y. Wu Ed., *The Economics of the East Asian Steel Industry*, London: Ashgate, 1998, pp.207-224.
Tivig, T., "Exchange Rate Pass-through in Two-period Duopoly," *International Journal of Industrial Organization*, 14, 1996, pp.631-645.
Varangis, P. and R. Duncan, "Exchange Rate Pass Through-An Application to US and Japanese Steel Prices," *Resources Policy*, March, 1993, pp.30-39.
World Steel Dynamics, *Steel Strategies*, New York: Paine Weber, 1997, 2000.
World Trade Organization, *International Trade: Trends and Statistics*, Geneva: WTO, 1997.

Appendix

Given m realizations $(Y_1, \ldots, Y_m)$ of (8), the unknown coefficients are estimated using the least-squares (LS) method. The LS estimators for $B = (B_1, \ldots, B_p)$ and Σ_u are denoted as $\hat{B} = (\hat{B}_1, \cdots, \hat{B}_p)$ and $\hat{\Sigma}_u$. The orthogonalized impulse responses are defined as $\Theta_r = \Phi_r H$, where $\Sigma_u = HH'$ and Φ_r's are the coefficients of the MA(∞) representation of (8). A typical element of Θ_r is denoted as $\theta_{kl,r}$, and is interpreted as the response of the variable k to a one-time impulse in variable l, r period ago. Using $\hat{B}$ and $\hat{\Sigma}_u$, the estimator for impulse response $\hat{\theta}_{kl,r}$ for $\theta_{kl,r}$ can be calculated.

The bootstrap-after-bootstrap confidence interval for $\theta_{kl,r}$ can be constructed as the following two stages. In Stage 1, we generate a pseudo data set following the recursion

$$Y^*_t = \hat{B}_1 Y^*_{t-1} + \ldots + \hat{B}_p Y^*_{t-p} + u^*_t , \tag{A1}$$

using the first p values of the original data as starting values. Note that u_t^* is a random draw from the residuals of the LS estimation of the model. Using $\{Y_t^*\}_{t=1}^{m}$, the coefficient matrices are re-estimated and denoted as $\hat{B}^* = (\hat{B}_1^*, \ldots, \hat{B}_p^*)$. Repeat this process to generate 5000 sets of $\{Y_t^*\}_{t=1}^{m}$ and obtain the corresponding 5000 bootstrap replicates of $\hat{B}^*$. The bias of $\hat{B}$ can be estimated as $\hat{\Psi} = \bar{B}^* - \hat{B}$, where $\bar{B}^*$ is the sample mean of 5000 bootstrap replicates of $\hat{B}^*$. The bias-corrected estimate for B can be obtained as $\tilde{B} = \hat{B} - \hat{\Psi}$, implementing the stationarity correction detailed in Kilian (1998)[1].

In Stage 2, generate a pseudo data set following the recursion

$$Y^*_t = \tilde{B}_1 Y^*_{t-1} + \ldots + \tilde{B}_p Y^*_{t-p} + u^*_t ,$$

in the same way as in (A1). Note, that we now use the bias-corrected parameter estimators to generate the pseudo data set $\{Y_t^*\}_{t=1}^{m}$. Re-estimate the coefficient matrices using $\{Y_t^*\}_{t=1}^{m}$ and the parameter estimator is denoted as $\hat{B}^*$. The bias-corrected estimator is obtained as $\tilde{B}^* = \hat{B}^* - \hat{\Psi}$, again implementing the stationarity cor-

[1] The stationary correction is given to prevent the parameter estimators from becoming non-stationary as a result of bias-correction.

rection. Repeat this process to generate 5000 bootstrap replicates of $\hat{B}^*$, from which 5000 bootstrap replicates $\hat{\theta}^*_{kl,r}$ of impulse responses are obtained.

The 100(1-2α)% bootstrap-after-bootstrap confidence intervals for $\theta_{kl,r}$ can be constructed as the interval $[\hat{\theta}^*_{kl,r}(\alpha), \hat{\theta}^*_{kl,r}(1-\alpha)]$, where $\hat{\theta}^*_{kl,r}(g)$ is the gth percentile from the distribution of 5000 bootstrap replicates of $\hat{\theta}^*_{kl,r}$ based on the percentile method of Efron and Tibshirani (1993, p.160). This confidence interval can be used to test for statistical significance of impulse response estimates. If a 95% (90%) confidence interval contains zero, the null hypothesis of zero impulse response value cannot be rejected at the 5% (10%) level of significance. According to Killian (1998), this bootstrap-after-bootstrap confidence interval performs substantially better than other conventional alternatives for statistical inference of impulse response estimates, especially for the cointegrated VAR model when the sample size is small. Therefore, we firmly believe that the application of this method will certainly provide more robust and reliable results.