

# 韓國開發研究 2010

KDI Journal of Economic Policy

- | Measures of Underlying Inflation and Evaluation of Inflation Targeting with Global Crisis in Korea  
.....Won-Am Park  
글로벌 금융위기와 물가안정목표제 평가: 근원인플레이션을
- | Causes of the Decline in Terms of Trade in Korea since the Mid-1990s.....Hahn, Chinhee-Ryu Sunghyun  
1990년대 중반 이후 교역조건 하락추세의 원인분석
- | Estimating the *CoVaR* for Korean Banking Industry.....Pilsun Choi·Insik Min  
한국 은행산업의 CoVaR 추정
- | Market Definition and System Analysis of Paid Broadcastion Services.....Suil Lee  
유료방송서비스의 시장 획정과 제도 분석

## Contents

1

글로벌 금융위기와 물가안정목표제 평가: 근원인플레이션을 중심으로  
..... 박원암 / 1

---

Measures of Underlying Inflation and Evaluation of Inflation Targeting with Global  
Crisis in Korea ... Won-Am Park

2

1990년대 중반 이후 교역조건 하락추세의 원인분석..... 한진희·류성현 / 33

---

Causes of the Decline in Terms of Trade in Korea since the Mid-1990s  
... Hahn, Chinhee · Ryu Sunghyun

3

한국 은행산업의 *CoVaR* 추정..... 최필선·민인석 / 71

---

Estimating the *CoVaR* for Korean Banking Industry  
... Pilsun Choi · Insik Min

4

유료방송서비스의 시장 확정과 제도 분석..... 이수일 / 101

---

Market Definition and System Analysis of Paid Broadcastion Services  
... Suil Lee

## 글로벌 금융위기와 물가안정목표제 평가: 근원인플레이션을 중심으로

박 원 암

(홍익대학교 경제학과)

### Measures of Underlying Inflation and Evaluation of Inflation Targeting with Global Crisis in Korea

Won-Am Park

(Professor, Department of Economics, Hongik University)

\* 본 논문은 '2010 KDI Journal of Economic Policy Conference'에서 발표되었으며, 당시 토론자인 KDI 국제정책대학원의 조동철 교수와 익명의 검토자에게 감사드린다. 본 논문은 2008학년도 홍익대학교 학술연구진흥비의 지원을 받아 작성되었다.

\*\* 박원암: (e-mail) wapark@hongik.ac.kr, (address) Department of Economics Hongik University Sangsoo-dong, Mapo-gu, Seoul, Korea

• Key Word: 근원인플레이션(Underlying Inflation), 글로벌 금융위기(Global Financial Crisis), 물가안정목표제(Inflation Targeting System), 구조적 벡터자기회귀모형(Structural VAR Model)

• JEL Code: E31, E32, E58

• Received: 2010. 4. 12      • Referee Process Started: 2009. 4. 15

• Referee Reports Completed: 2010. 9. 20

## ABSTRACT

The global financial crisis has exerted enormous impacts on the attainment of inflation target in Korea. The annual average CPI inflation was 3.3% during the targeting period of 2007-2009 and the target was  $3.0\pm 0.5\%$ . Thus Korea has succeeded in keeping annual average CPI inflation just below the upper limit of the 2007-2009 target under the global crisis.

This paper intends to evaluate the performance of the inflation targeting system in Korea. First, it estimates the conventional call rate reaction equation under the global crisis and finds that the policy interest rates never reacted to expected inflation, output gap, and won/dollar exchange rate, as expected by theory. Second, it identifies the shock of global financial crisis into core and non-core, applying the structural VAR model. The core shock was defined to have no (medium- to) long-run impact on real output.

The core shock was identified to have the character of the demand shock, since it has the positive impact on the inflation and output in the short run. The structural core inflation due to core shock was an attractor of headline inflation, not vice versa. Therefore, the structural core inflation that reflects the demand-side shock would be the better intermediate target for the final headline inflation target than the official core inflation that excludes the volatile inflation of agricultural and oil-related products.

During the inflation targeting period of 2007-2009, the structural core inflation was more volatile than the official core inflation, because the global crisis has very large negative impacts on the domestic demand as well as the prices of agricultural and oil-related products. This paper shows that the negative core shock during the fourth quarter of 2008 was larger than that in the financial crisis in 1998. But the core shock turned into positive very quickly in 2009, as the Korean economy recovered very quickly from crisis.

The volatile changes in structural core inflation suggests that the Bank of Korea barely managed to attain the 2007-2009 inflation target, owing to the very large negative impacts of the global financial crisis on the domestic demand. It also suggests that the rapid rise in core inflation with the rapid recovery of the Korean economy will lead to rapid rise in headline inflation.

## ABSTRACT

본고에서는 글로벌 금융위기의 충격을 산출량에 장기적 중립성을 가지는 근원적 충격과 장기적 중립성을 가지지 않는 비근원적 충격으로 나누어 글로벌 금융위기 기간 중 근원적 충격이 물가안정목표 달성에 미친 영향을 분석하였다.

본고에서 보인 바와 같이 글로벌 금융위기가 수요에 미친 영향과 이로 인해 물가가 안정된 효과를 제대로 파악하지 못하면 향후 물가안정이 어려워질 수 있다. 농산물과 석유류 제품의 일시적 공급충격을 제거한 통상적 근원인플레이션을 기준으로 평가하면, 2007~09년 중 물가안정목표는 안정

적으로 달성된 것처럼 보이고 향후 목표 달성도 무난해 보인다.

그러나 중앙은행의 통제 대상인 구조적 근원인플레이션을 기준으로 평가하면 매우 달라진다. 글로벌 금융위기를 전후한 수요 충격으로 근원인플레이션이 크게 변동하였으며, 2007~09년 중 물가안정목표 달성은 글로벌 금융위기에 따른 마이너스 성장에 기인한 바가 크다. 또한 글로벌 금융위기 이후 각종 경기확대정책에 힘입어 경기가 빠르게 회복되면서 근원인플레이션이 급격하게 상승하고 있으므로 향후 적절한 출구전략을 마련해야 한다.

## I. 서론

우리나라는 1998년 4월 새로운 한국은행법이 시행되면서 종래의 통화량목표제에서 물가안정목표제로 이행하였으며, 인플레이션 기준지표로는 소비자물가지수에서 일부 불규칙한 변동을 보이는 품목을 제외한 근원인플레이션(underlying inflation)을 목표지표로 삼았다. 또한 2004년부터는 연간물가목표는 설정하지 않고 향후 3년 동안 달성하려는 물가목표 수준을 공표하는 방식의 중기 물가목표제도를 운용하고 있다. 그러나 2007년부터는 소비자물가지수가 국민들의 생활에 가장 친숙한 물가지표인 점 등을 감안하여 소비자물가상승률로 목표지표를 변경하였다. 2006년 8월 금융통화위원회에서는 2007~09년 중 물가안정목표를 소비자물가상승률 기준의 연평균 물가상승률  $3.0\pm 0.5\%$ 로 설정하였다.

물가안정목표기간인 2007~09년 중 소비자물가는 연평균 3.3% 상승하여 물가안정목표의 상한선인 연평균 3.5%를 간신히 밀돌았다. 연도별로 보면, 2007년에는 소비자물가가 2.5% 상승하였으나 2008년에는 국제유가 급등으로 4.7% 상

승하였다. 그러나 2009년 들어서는 원/달러 환율의 급등에도 불구하고 국제유가가 크게 안정되면서 소비자물가는 다시 2.8% 상승에 그쳤다.

한국은행은 물가안정목표제 운영을 평가하면서 “2007~09년 중에는 국제유가 및 원/달러 환율의 급등락으로 인한 공급충격이 소비자물가의 흐름을 좌우”함에 따라 소비자물가 변동성이 크게 확대됐다고 보았다.<sup>1)</sup> 이렇게 소비자물가 변동폭이 확대되자, 한국은행은 2010~12년 중 중기 물가안정목표를  $3.0\pm 1\%$ 로 변동폭을 확대하였다.<sup>2)</sup>

과연 2007~09년 중에는 국제유가 및 원/달러 환율의 급등락으로 인한 공급충격이 소비자물가의 흐름을 좌우하였을까? 유가와 환율의 급변이 없었다면 과연 물가안정목표를 달성할 수 있었을까? 유가와 환율의 급변은 공급충격을 반영한 것일까 아니면 수요충격을 반영한 것일까?

본고에서는 이와 같은 문제들에 대해서 살펴보고자 한다. 본고의 제II장에서는 물가안정목표를 달성하기 위한 전형적 기준금리식을 추정함으로써 글로벌 금융위기가 통화정책 운용에 어떤 영향을 미쳤는가를 살펴본다. 제III장에서는 유가와 환율의 급등락과 같은 단기적이고 불규칙적인 요인을 공급충격으로 간

1) 한국은행(2010), p.3 참조.

2) 한국은행(2009) 참조.

주하고 이를 제외시켜서 통상적으로 작성하는 근원적 인플레이션의 문제점에 대하여 논의한다. 아울러 보다 이론적으로 타당하게 수요충격을 반영한 구조적 근원인플레이션을 추정한다. 제IV장에서는 여러 가지 방법으로 산출된 각종 근원인플레이션의 유용성을 평가하고, 가장 적합한 근원인플레이션에 근거하여 물가안정목표제 운영을 평가하며, 시사점을 도출한다. 마지막으로 제V장은 결론을 담고 있다.

## II. 글로벌 금융위기와 통화정책

2007~09년의 물가안정목표는 2008년 상반기까지만 하더라도 달성하기가 어려워 보였다. 유가 및 원자재 가격이 급등하면서 2008년 6월의 소비자물가상승률은 물가안정목표의 상한선인 3.5%를 훨씬 넘는 5.5%에 달했다. 이에 따라 새로운 인플레이션 시대의 도래를 걱정하면서 기준금리를 상향조정하였다. 이때만 하더라도 우리나라를 비롯하여 물가안정목표제를 채택한 거의 모든 나라에서 목표 달성이 어려워 보였다. 당시 물가안정목표제를 채택한 해외 중앙은행에서도 물

가상승률이 일시적으로 물가안정목표를 상회하는 것은 고용에 도움을 준다는 견해를 피력하였다.<sup>3)</sup>

그러나 2008년 9월 글로벌 금융위기 발생으로 경기가 급랭하면서 국제유가가 급락하고 이번에는 공황의 도래를 걱정하기 시작하면서 기준금리를 빠른 속도로 하향조정하고 유동성을 크게 늘렸다. 한국은행이 평가한 대로 2008년 4분기 중 글로벌 금융위기의 발생으로 국제유가가 급락하지 않았다면 중기 물가안정목표를 달성하지 못했을 수도 있다. 물가안정목표 달성은 글로벌 위기 발생에 의한 행운일 수도 있다.

물가안정목표제를 채택하는 국가는 통상적으로 기준금리의 변경을 통하여 물가안정을 도모하며, 우리나라도 예외가 아니다. 이때 기준금리가 어떤 변수에 반응하여 변화하는지는 국가마다 다르고, 같은 국가 내에서도 시기에 따라 다를 수 있다. 본 장에서는 가장 전형적인 기준금리 반응식을 추정하여 글로벌 금융위기로 통화정책이 어떻게 변화했는지 살펴보기로 한다.

### 1. 기준금리 반응식

물가안정목표제하에서 기준금리는 전형적으로 (예상)인플레, 산출량 갭, 환율

3) *Wall Street Journal*, July 21, 2009.

등에 반응한다. 또한 정책당국은 정책금리목표를 세우고, 경제에 충격을 주지 않도록 점진적으로 금리를 변경한다. 이 경우 개방경제하에서 물가안정목표제의 콜금리 반응식은 다음과 같이 정리할 수 있다.<sup>4)</sup>

$$i_t = \delta_0 + \delta_1 \pi_{t+n} + \delta_2 x_t + \delta_3 e_t + \delta_4 e_{t-1} + \rho i_{t-1} + \epsilon_t \quad (1)$$

단,  $i_t$ : 콜금리,  $\pi_{t+n}$ :  $t$ 와  $t+n$ 기 사이의 물가상승률,  $x_t$ : 산출량 갭,  $e_t$ : 실질환율.

식 (1)에서 실질환율을 설명변수로 하면 종속변수도 실질금리가 되어야 하나 식 (1)은 실질금리 반응식을 명목금리 반응식으로 바꾼 것이다. 금리가 당기의 실질환율뿐만 아니라 전기의 실질환율에도 반응한다면 금리반응이 다양하게 나타나게 된다.  $e_t$ 의 상승이 자국통화의 절상을 나타낸다고 할 때 이론적으로  $\delta_1, \delta_2 > 0$ ,  $\delta_3 < 0$ 이고,  $\delta_4$ 의 부호는 미정이다. 만약  $\delta_4 > 0$ 이라면 금기와 전기의 환율에 대한 반응이 다르다. 정책당국은 금기의 자국통화 절상에 대해서는 금리를 내려서 반응하나 전기의 자국통화 절상에

대해서는 금리를 올린다. 절상된 통화는 향후 다시 절하되는 경향이 있으므로 전기의 환율에 대해서는 금리를 올리는 쪽으로 반응하게 된다. 이렇게 정책당국이 금기와 전기의 환율에 대하여 다르게 반응함은 정책당국이 환율의 수준보다는 환율의 변화에 반응함을 의미한다. 그러나 환율이 향후 절하되지 않고 절상충격이 지속될 것으로 예상된다면 중앙은행은 환율안정에 주력하게 되고 다음 기에도 금리를 올리지 않게 된다. 따라서 이 경우에는 중앙은행이 환율안정에 무게를 두게 되고  $\delta_3$ 와  $\delta_4$ 가 모두 음의 부호를 가지게 된다.<sup>5)</sup> 식 (1)에서는 국제유가를 추가적으로 고려하지 않았는데, 이는 설명변수에 포함되는 (기대)인플레이가 국제유가의 변화를 반영하고 있기 때문이다.

식 (1)은 동태적 콜금리 반응식이며, 특정한 형태의 손실함수를 최소화하는 최적 통화정책준칙이 아니다. 최적 통화정책준칙은 보다 이론적이나 최적 통화정책준칙이 손실함수에 따라 달라지는 등의 문제를 안고 있다.<sup>6)</sup> 예를 들면, 통상적인 2차 손실함수를 가정할 때 정책당국의 목표는 장기적 목표로부터의 절대적 편차를 최소화하는 것이므로 유가

4) 자세한 도출과정은 박원암(2008) 참조.

5) 정책당국이 실질환율 수준보다는 실질환율 변화에 반응한다고 할 때 식 (1)에서 실질환율을 실질환율의 차분으로 변형할 수 있다. Mohanty and Klau(2004)는 실질환율 차분의 시차변수를 이용하여 통화정책준칙을 추정하였다. 그러나 실질환율을 차분의 시차변수로 하였을 때 2006년까지 시차변수가 유의하지 않았으므로 추정 결과를 제시하지 않았다.

6) 최적 통화정책준칙에 대한 일반적 논의는 Gianini and Woodford(2003) 참조.



가 상승하면 금리를 올려야 하고, 최근 경험한 바와 같이 유가가 상승한 후 폭락 하더라도 금리를 쉽게 내려서는 안 된다 (Batini and Tereanu[2009]). 즉, 글로벌 금융위기 기간 중 급격한 기준금리의 변경이 2차 손실함수를 가정할 때 최적 아닐 수 있다. 한편, 김근영(2008)은 해외공급충격하에서 우리나라의 최적금리준칙을 도출하고 인플레이션과 산출량 갭을 함께 고려하되 인플레이션에 보다 중점을 두는 정책이 최적이며, 공급충격의 지속성이 커지거나 불확실성이 확대될수록 인플레이션에 대한 대응을 강화하는 것이 사회후생 측면에서 바람직함을 보였다. 본 장에서는 이와 같이 지난 물가안정목표기간 중의 금리 변화가 최적이었는지를 분석하는 것이 아니라 글로벌 금융위기를 맞아 기준금리 반응식이 어떻게 변화했는지 분석하고자 한다.

## 2. 글로벌 금융위기와 반응변수

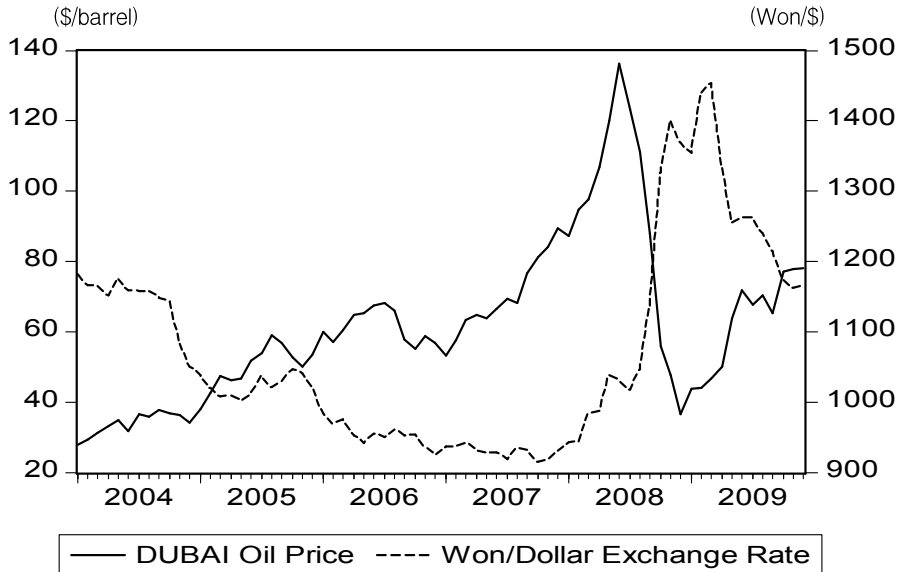
글로벌 금융위기로 기준금리 변경에 크게 영향을 미치는 유가, 산출량 갭 및 환율이 크게 변화하였다. [Figure 1]은 최근의 국제유가 및 원/달러 환율의 급등락을 보이고 있다. 두바이유 현물가격은 2007년 중 약 60% 상승하였으며, 2008년 들어서도 6월까지 배럴당 136달러로 약 50% 상승하였다. 이후 하락세로 반전하

여 2008년 말에는 2004년 수준인 배럴당 36달러로 하락하였다. 그러나 2009년 들어서 다시 상승하기 시작하여 연말까지 배럴당 78달러로 2배 이상 상승하였다. 원/달러 환율은 2007년 말까지 하락 추세를 보였으나 2008년 들어 상승하기 시작하였으며, 글로벌 금융위기가 발생한 2008년 9월 이후 2009년 2월까지 달러당 1,000원 수준에서 달러당 1,500원을 상회하는 수준까지 급등하였다. 이후 다시 환율이 안정되기 시작하여 작년 말에는 1,100원대를 유지하였다.

한편, [Figure 2]는 1990~2009년간의 계절조정된 산업생산지수의 로그치 자료에 Hodrick-Prescott 필터를 사용하여 추정된 산출량 갭의 추이를 보인다. 예상대로 글로벌 금융위기로 2008년 4/4분기 이후 2008년 11월과 12월 및 2009년 1월의 산출량은 추세치보다 각각 10%, 20% 및 19% 감소하였다. 한편, 산출량의 회복속도는 1998년의 외환위기에 비해 더 빠르다.

이와 같이 국제유가, 환율 및 산출량 갭이 급변하면서 기준금리도 급변하였다. 한국은행은 2007년 중 유가가 상승하기 시작하자, 두 차례에 걸쳐서 기준금리를 연 4.5%에서 연 5.0%로 인상하였으며, 2008년 들어서도 유가와 환율 상승이 지속되자 동년 8월에는 5.25%로 소폭 인상을 하였다. 그러나 동년 9월 글로벌 금융위기의 발생으로 유가가 급락하고 환율이

[Figure 1] Trends in Dubai Oil Price and Won/Dollar Exchange Rate



[Figure 2] Trends in Output Gap



급등하는 등 경제가 불안해지자, 기준금리가 지속적으로 하향조정되어 2009년 2월에는 연 2%로 낮아졌다. 글로벌 금융위기의 발생으로 급격하게 감소한 생산이 2009년 들어 다시 급격하게 회복되고 유가도 다시 상승하였으나 기준금리는 불확실한 대내외 경제여건을 반영하여 연 2%에서 유지되고 있다. 2010년 7월에는 연 2.25%로 상향조정되었다.

### 3. 글로벌 금융위기와 기준금리 변화

이제 식 (1)을 추정하여 글로벌 금융위기를 전후하여 기준금리 반응식이 어떻게 변화했는지 살펴보기로 한다. 물가안정목표제는 1998년에 도입되었지만 실제로는 금융통화위원회가 1999년 5월부터 매월 콜금리목표치를 시장에 공표하고, 콜금리를 정책수단변수로 활용하게 되었으므로 추정기간을 1999년 이후로 잡았으며, 무담보콜금리, 산업생산지수, 소비자물가의 전년동월 대비 상승률, JP Morgan의 실질실효환율(상승은 절상을 의미)의 월간자료를 사용하였다. 산출량 갭은 Hodrick-Prescott 필터를 사용한 [Figure 2]의 자료를 사용하였다.

식 (1)의  $\epsilon_t$ 는 기준금리에 대한 외생적

충격에 인플레이, 산출량, 환율 등 목표 기준금리 결정변수 예측오차의 선형결합을 더한 것이므로 정보변수와 직교해야 한다. 이러한 직교조건을 만족시키기 위하여 GMM(Generalized Method of Moment) 방식으로 추정하였으며, 정보변수 또는 수단변수로는 콜금리, 인플레이션, 산출량 갭, 전기 대비 실질실효환율 변화율의 과거치를 사용하였다.<sup>7)</sup>

또한 추정하기 이전에 1999~2009년의 기간에 걸쳐 단위근 검정을 한 결과, 콜금리와 실질실효환율은 단위근을 가지고, 산출량 갭과 소비자물가상승률은 단위근을 가지지 않는 것으로 나타났다.<sup>8)</sup> 따라서 단위근을 가지는 변수에 대해서 시차변수를 고려하는 식 (1)의 형태는 적절하다고 하겠다.

<Table 1>은 콜금리 반응식을 추정한 결과이다. 1999~2006년 중 정책금리는 예상소비자물가상승률, 산출량 갭 및 실질환율의 현재치와 과거치에 이론적인 예상과 일치하는 방향으로 반응하였다. 조정된  $R^2$  값은 매우 높았고, 과도식별 제약의 적합성을 검정하는  $\chi^2$  통계량의 p 값도 매우 크게 나타나 과도식별 제약이 적합한 것으로 나타났다.

추정 결과를 요약하면, 우리나라의 물가안정목표제는 물가뿐만 아니라 산출량의

7) Bartlett Kernal과 Newey-West의 고정 bandwidth 방법을 사용하여 HAC를 구하였다. 또한 수단변수의 과거 치로는 1기부터 6기 전 값과 9기 및 12기 전 값을 사용하였다.

8) 소비자물가상승률의 단위근 여부에 대해서는 다음 장에서 자세히 논의한다.

〈Table 1〉 Estimation of Call Rate Reaction Function (GMM Estimation)

Sample Period	Constant	$\pi_{t+12}$	$x_t$	$i_{t-1}$	$e_t$	$e_{t-1}$	Adjusted $R^2$	Over-identification P-value
1999~2006	-0.13 (-1.14)	0.048 (3.37)	0.021 (9.06)	0.88 (161.6)	-0.043 (-6.47)	0.048 (7.29)	0.96	0.96
1999~2008	-0.29 (-2.52)	0.020 (2.20)	0.023 (13.31)	0.88 (136.9)	-0.023 (-4.12)	0.030 (5.52)	0.96	0.93
1999~2009	0.03 (0.39)	-0.010 (-1.37)	-0.001 (-0.62)	0.99 (137.2)	-0.004 (-0.92)	0.004 (1.16)	0.95	0.96

Note: *t*-values are in parenthesis.

안정을 도모하고 환율에 직접적으로 반응하는 매우 유연한 형태로 운용되었다. 정책당국은 실질실효환율의 수준에 반응하기보다는 실질실효환율의 변화에 반응하였다. 또한 <Table 1>에서 콜금리의 기대 인플레이션에 대한 장기반응계수는 1999~2006년간 0.4 수준이어서 우리나라는 인플레이션에 순응하는(accommodate) 방향으로 통화정책을 운용하고 있는 것으로 나타났다. 그러나 Clarida et al. (1998)이 보인 바와 같이 선진국의 경우 콜금리의 인플레이션에 대한 (장기)반응도가 1보다 크게 추정되고 있어서 우리나라와 대비된다.

이제 글로벌 금융위기를 전후한 경제여건 변화로 기준금리 반응행태가 어떻게 변화했는지를 살펴보기 위하여 표본

기간을 각각 2008년과 2009년으로 연장하게 되면 예상인플레이션, 산출량 겹 및 실질환율 변화에 대한 추정계수의 크기 및 유의도가 급격하게 낮아지고 콜금리 시차변수의 평활화 계수가 커지고 있음을 볼 수 있다.<sup>9)</sup> 주목할 점은 표본기간을 2009년으로 1년만 연장해도 그 이전 10년간 안정적으로 유지되어 온 콜금리 반응계수가 모두 유의하지 않게 되며, 심지어 부호까지 변한다는 사실이다. 이는 글로벌 금융위기에 비정상적인 방법으로 대처하면서 그 이전의 기준금리 결정방식이 전혀 작동하지 않았음을 단적으로 보여주고 있다. 한국은행은 글로벌 금융위기를 맞아 유가는 하락하고, 환율이 급등하며, 산출량은 급감하는 등 물가정보 변수가 혼란스럽게 변화하는 가운데 기

9) 2009년의 1년 후 예상인플레이션은 작년 말 한국은행의 2010년 소비자물가상승률 전망치인 상반기 2.7%, 하반기 2.9%를 적용하였다.

준금리를 소폭 올렸다가 연 2% 수준으로 대폭 하향조정하고, 2009년 2월 이후 기준금리를 연 2% 수준에서 1년 이상 유지하였는데, 이러한 통화정책은 그 이전과는 분명히 다르고 정상시의 정책과는 크게 다른 것이었다.

위기 국면에서 통화정책은 정상시와는 다르게 운용될 수밖에 없다. 우선 경기급랭에 대처하기 위하여 정책금리를 급격하게 내리고, 이후에는 경제상황이 불확실하므로 정책금리를 그 수준에서 유지하게 된다. 그 결과가 정책금리가 예상인플레이션, 산출량 갭 및 실질환율 변화에 이론적으로 예상되는 방향으로 반응하지 못한 것으로 나타나고 있는 것이다.

이렇게 글로벌 금융위기 이후 통화정책의 주안점이 경기급랭의 억제나 경기회복에 두어졌다면 물가안정목표의 달성은 다른 요인의 도움을 받았을 수 있다. 즉, 유가와 환율의 급변동 등 일시적 요인에 의해 물가안정목표를 달성했을 수 있다. 이렇게 원자재 가격이 급변할 때는 농산물 가격과 유가 등의 불규칙 변동을 제거한 근원인플레이션이 물가안정목표 달성의 평가나 전망에 중요할 수 있다. 다음 장에서는 근원인플레이션에 대해서 논의하고자 한다.

### Ⅲ. 근원인플레이션 추정

우리나라는 소비자물가 작성품목에서 곡물 이외의 농산물과 석유류(도시가스 포함)를 제외하여 근원인플레이션(underlying inflation)을 작성하고 있다. 국제유가나 원자재 가격 상승 등 비용인상 요인으로 물가가 상승하는 경우 물가안정목표를 달성하기 위해 무리하게 금리를 인상하면 과도하게 경기를 위축시키는 결과를 낳기 때문에 해외충격에 따른 농산물 및 석유류 가격 변동을 제외한 근원인플레이션을 중시하게 된다. 또한 농산물이나 석유류 제품의 가격 변화가 일시적이라면 일시적 변화에 대응하기보다는 영구적 변화에 대응하는 것이 바람직하므로 근원인플레이션을 참조하게 된다. 이런 이유로 정책당국은 소비자물가상승률 기준의 물가안정목표를 달성하기 위한 중간목표로 근원인플레이션을 보게 되는데, 우리나라도 2008년 상반기 중 유가급등으로 소비자물가가 크게 상승할 때 정책당국이 물가안정목표인 소비자물가상승률보다는 근원인플레이션의 안정을 강조하기도 했다.<sup>10)</sup>

10) 유가가 급등했던 2008년 상반기 중 통화당국이 근원인플레이션의 안정을 강조할 때 향후 유가나 원자재 가격이 실제로 나타난 것처럼 크게 떨어질 것으로는 예상하지 않았다면 물가안정목표의 달성은 행운이 될 것이다.

근원인플레이션을 작성하려고 하는 근본 이유는 소비자물가가 생계비용을 측정하는 수단으로 작성되었고 따라서 통화정책의 대상지표가 되기에 적절하지 않기 때문이다. 예를 들면, 일시적이고 계절적인 요인으로 소비자물가가 변화할 경우 통화정책의 시차를 감안할 때 통화정책이 소비자물가의 단기적 변화에 반응하기가 어렵다. 따라서 일시적이고 단기적인 요인을 제거하고 향후 소비자물가 변화의 선행지표가 될 수 있는 근원인플레이션을 추정하게 된다.

우리나라는 1998년 물가안정목표제를 채택하면서 2007년 소비자물가상승률을 물가안정지표로 채택하기 전까지는 근원인플레이션을 기준으로 물가안정목표제를 운용하였으므로 근원인플레이션 작성방법에 대한 많은 논의가 있었다.<sup>11)</sup> 근원인플레이션을 추정방법은 크게 물가결정요인에 대한 이론적 모형식을 이용한 이론적 추정방법과 소비자물가상승률에서 단기적·일시적 요인에 의한 물가변동분을 차감하는 실무적 측정방법으로 구분할 수 있다. 이론적 추정방법으로는 통화론자 모형, 케인지언 모형 및 미 연준의 P\* 모형 등이 있으며, 실무적 측정방법으로는 특정요인조정, 특정품목조정, 조정평균, 가중중위수 방식 등이 활용되고 있다. 이종건·권승혁(1998), 오정근

(1998), 이승용·박정민(2008)은 이 방법에 따라 우리나라 근원인플레이션을 작성하고 물가안정목표 대상지표로서의 유용성을 평가한 바 있다. 해외의 경우 McCauley(2006)와 Gupta and Saxegaard(2009)가 각각 태국과 스리랑카를 대상으로 근원인플레이션을 지표로 하는 물가안정목표제에 대해 논의한 바 있다.

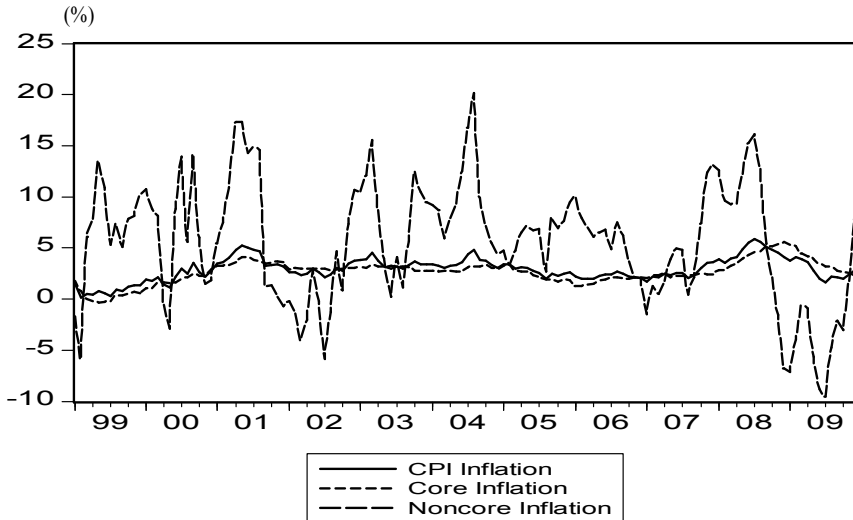
지금까지의 연구를 개관한 결과, 어떤 방식의 근원인플레이션이 좋은지 합의를 이루지 못하였으며, 여러 가지 방법으로 작성된 근원인플레이션이 평가 기준에 따라 유용성이 달라진다는 결과를 얻었다. 본 장의 목적은 실무적으로 사용할 수 있는 근원인플레이션을 추정하려는 데 있지 않다. 그보다는 소비자물가상승률을 일시적 및 영구적 변화로 나누고 기준금리 변경을 통한 통제 대상인 수요충격을 반영한 근원인플레이션을 추정하고자 함에 목적이 있다.

## 1. 소비자물가상승률과 근원인플레이션

우리나라는 소비자물가 작성품목에서 곡물 이외의 농산물과 석유류(도시가스 포함)를 제외하여 근원인플레이션(underlying inflation)을 작성하고 있다. [Figure 3]은 소비자물가상승률과 근원

11) 이에 대해서는 한국은행(1999) 참조.

[Figure 3] CPI and Core Inflation (Year over Year)



인플레이션을 및 근원인플레이션 작성 시 제외되는 품목에 대한 비근원인플레이션 추이를 보여주고 있다. 우선 비근원 물가상승률의 변동폭이 매우 크나 변화가 일시적이고 단기적인 모습을 보인다. 비근원 품목의 비중은 2005년 기준으로 10.8% 이고 변동폭도 매우 크므로 평균적으로 중요하지 않을 수 있으나 비근원인플레이션율이 대체로 매우 높은 수준이므로 소비자물가상승률이 대체로 근원인플레이션을 상회하고 있다.

그러나 변동폭이 매우 큰 비근원인플레이션을 제외한 근원인플레이션이 소비자물가상승률에 비하여 반드시 더 안정적인 것은 아니다. [Figure 3]에서 1999~2009년 중 소비자물가상승률과 근원인플레이션율의 표준편차를 계산해 보면 각

각 1.14% 및 1.16%로 큰 차이가 없었다. 물론 기간에 따라서 다소 다른 결과를 얻기도 한다. 다만, 유가의 급등락이 비석유류 제품에 시차를 두고 영향을 미치는 가운데 2007~09년 중과 같이 글로벌 금융위기의 발생으로 경제여건이 크게 변하면 특정한 기간 중 농산물과 석유류 가격 변화가 일시적이고 따라서 근원인플레이션율의 변동폭이 작게 나타날 수 있다.

우리나라 물가안정목표 달성에 있어서 2007~09년은 매우 특별한 기간이었다. 이는 2008년 10월 이후 2009년 11월까지 1년 이상 소비자물가상승률이 근원인플레이션율을 하회하고 있다는 사실에서 찾을 수 있다. 소비자물가상승률이 근원인플레이션을 1년 이상 하회한 것은 2001

년 9월부터 2002년 10월까지의 기간에 이어 처음인데, 한국은행(2010)은 국제유가 급등락이 비석유류 제품에 시차를 두고 영향을 미치는 가운데 석유류 가격이 급등한 후 큰 폭으로 하락하면서 소비자물가 오름세가 빠른 속도로 안정되었기 때문이라고 보고 있다. 2008년 상반기까지 급등했던 유가가 글로벌 금융위기의 발생으로 4분기 들어 급락하지 않았다면 소비자물가상승률이 근원인플레이션을 하회하기 어렵고 중기 물가안정목표의 달성도 상당히 어려웠을 것임을 의미한다. 2004년에는 유가가 크게 상승하면서 소비자물가상승률이 근원인플레이션을 상회하였으나 2005년 이후 유가 하락이나 소비자물가상승률 하락으로 이어지지 않았음을 볼 때 더욱 그러하다.

## 2. 근원인플레이션의 영구성

근원인플레이션은 소비자물가 품목에서 농산물과 석유류 가격의 일시적이고 단기

적인 변동요인을 제거하고 측정된 물가상승률로 정의되고 있다. 과연 농산물과 석유류 가격의 변화가 일시적이고, 근원인플레이션이 지속성을 갖는지 살펴보기 위하여 단위근 검정을 해보기로 한다.

우리나라 물가에 대한 단위근 검정 결과는 미국 등 선진국과 상당히 다른 모습을 보이고 있다. 잘 알려진 대로 물가수준에 대한 단위근 검정 결과와 전년동월 대비로 측정되는 인플레이션에 대한 단위근 검정 결과가 상충되고 있다. 우선 소비자물가, 근원적 물가 및 비근원적 물가에 대하여 단위근 검정을 하면 어떤 검정방법을 채택하든지 단위근을 하나만 갖는다는 결과를 얻는다.<sup>12)</sup> 그러나 전년동월 대비로 측정하면 인플레이션이 단위근을 갖는다는 결과를 얻기도 하는데, <Table 2>는 전년동월 대비 인플레이션에 대한 단위근 검정 결과를 보이고 있다. 전년동월 대비 인플레이션에 대하여 단위근 검정을 하는 것은 월별자료를 사용할 때 통상적으로 전월 대비

<Table 2> Unit Root Tests on Year-over-Year Inflation

(O if it has unit root)

Sample Period	CPI Inflation		Core Inflation		Non-core Inflation	
	PP test	KPSS test	PP test	KPSS test	PP test	KPSS test
1990~2009	O	O	O	O	X	X
1999~2009	X	X	O	X	X	X

Note: Tests at a 5% significance including constant.

12) 잘 알려진 사실이므로 단위근 검정 결과를 따로 보고하지 않는다.



연율로 인플레이션을 측정하지 않고, 전년동월 대비로 측정하기 때문이다.

<Table 2>에서 전년동월 대비 비근원인플레이션은 단위근을 갖지 않는다. 비근원물가도 단위근을 하나만 가지므로 비근원인플레이션의 경우 전월 대비로 보나 전년동월 대비로 보나 단위근을 가지지 않고 안정적이라고 하겠다. 즉, 비근원인플레이션의 변화는 일시적이고 단기적이라고 하겠다. 그러나 원화로 표시한 우리나라 비근원인플레이션이 안정적이라고 해서 농산물과 석유류 가격 및 원화 환율 변화가 안정적이라고 생각해서는 안 된다. 석유류 가격과 원화 환율은 임의보행(random walk)을 하는 시계열이라고 알려져 있다(Hamilton[2008]). 그럼에도 불구하고 비근원인플레이션이 안정적인 것은 [Figure 1]에서 유가가 상승하는 기간에 원화 환율은 하락하는 등 원자재 가격과 환율의 상호작용 때문이라고 여겨진다.

한편, <Table 2>에서 표본기간을 1990년 이후로 하면 (전년동월 대비) 소비자물가상승률과 근원인플레이션이 모두 단위근을 가지고 있어서 소비자물가와 근원적 물가가 단위근을 하나만 가진다는 결과와 상충되는 측면이 있다. 물론 표본기간에 따라 전년동월 대비 소비자물가상승률이나 근원인플레이션이 단위근을 가지지 않을 수 있다. <Table 2>에서 표본기간을 1999년 이후로 하면 대체로 단위근을 가지지 않는다.

### 3. 소비자물가상승률의 추세와 순환 분리

이렇게 비근원인플레이션이 단위근을 가지지 않고, (전년동월 대비) 근원인플레이션이 단위근을 갖는다면 시계열 기법을 사용하여 소비자물가상승률을 추세와 순환으로 분리하고 추세 인플레이션을 근원적 인플레이션으로 간주할 수 있다.

추세와 순환을 분리하는 간단한 기법은 Hodrick-Prescott 필터 기법이다. 그러나 동기법은 단위근에 따른 확률적 추세를 반영하지 못하므로 비관측요인(unobserved components) 기법을 사용하여 추세와 순환을 분리하고자 한다.

추세(또는 순환)는 관측되지 않기 때문에 비관측요인모형에서는 관측된 변수와 관측되지 않은 변수 간의 관계를 상태공간(state space) 형태로 모형화한다. 상태공간모형은 관측변수를 비관측변수의 함수로 나타낸 관측방정식과 비관측변수들의 자기회귀식인 전이방정식으로 구성된다. 비관측변수는 매기 예측오차를 교정하는 칼만필터를 사용하여 추정된다.

소비자물가상승률  $\pi$ 를 확률적 추세부분  $\pi^*$ 와 순환변동부분  $c$ 로 나누고, 확률적 추세  $\pi^*$ 는  $\mu$ 의 편류(drift)를 갖고,  $c$ 는 AR(2) 과정을 따른다고 가정하면 단일변수모형은 다음과 같다.<sup>13)</sup>

$$\begin{aligned} \pi_t &= \pi_t^* + c_t \\ \pi_t^* &= \mu + \pi_{t-1}^* + \eta_t \\ c_t &= \phi_1 c_{t-1} + \phi_2 c_{t-2} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (2)$$

단  $\eta_t \sim N(0, \sigma_\eta^2)$ ,  $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ .

추세부분  $\pi_t^*$ 와 순환부분  $c_t$ 를 상태변수로 하여 식 (2)를 상태공간모형으로 변형하면 다음과 같다.

$$y_t = [1 \ 1 \ 0] \begin{bmatrix} y_t^* \\ c_t \\ c_{t-1} \end{bmatrix} \quad (3)$$

$$\begin{bmatrix} y_t^* \\ c_t \\ c_{t-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & \phi_1 & \phi_2 \\ 0 & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1}^* \\ c_{t-1} \\ c_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \eta_t \\ \varepsilon_t \\ 0 \end{bmatrix} \quad (4)$$

위 상태공간모형에서 식 (3)은 관측방정식이고, 식 (4)는 상태변수의 전이방정식이다.

비관측요인모형에서 유의해야 할 사항은 추세부분 충격  $\eta_t$ 과 순환부분 충격  $\varepsilon_t$  간의 상관관계이다. 통상적인 비관측요인모형에서는 두 충격 간의 상관관계가 없다고 가정하고 있다. 일반적으로 추세부분과 순환부분의 상관관계를 인

정하면 경기순환이 불규칙적이고 진폭도 작아지게 된다. 즉, Beveridge-Nelson의 추세/순환 분리방법을 따르면 확률적 추세가 경기변동의 대부분을 설명하게 되고, 추세부분과 순환부분의 비상관을 가정하는 통상적인 비관측요인모형에서는 경기변동이 순환변동에 의해 주로 영향을 받게 된다. 따라서 비관측요인모형을 사용하여 추세를 순환을 분리하려면 추세충격과 순환충격 간의 상관관계 여부가 중요하다.

비관측요인모형 추정에는 칼만필터를 이용하며, 일반적으로 비관측요인 분석의 해는 불안정한 경우가 많고 초기 모수치 가정에 따라 해가 매우 민감하게 변화하는 단점이 있다. <Table 3>은 추정 결과를 보여주고 있다. 우리나라의 경우 소비자물가상승률의 단위근 여부가 표본기간에 따라 달라진다는 점을 감안하여 1990~2009년 기간에는 (전년동월 대비) 소비자물가상승률에 대하여 추세를 순환을 분리하고, 1999~2009년 기간에는 소비자물가에 대하여 추세를 순환을 분리하였다.<sup>14)</sup> 그러나 두 경우 모두 확률적 추세와 순환으로 나누기가 용이하지 않았다. 산출량의 경우 우리나라를 비롯하여 많은 나라들에서 비관측요인 분석을 통하여 경기순환이 AR(2) 과정임을 보였으나 소비자물가나 소비자물가상승률의 경우

13) 순환변동을 AR(2)라고 가정한 것은 임의적이다.  
14) 식 (2)에서는  $\pi$  대신 소비자물가의 로그치를 넣었다.

<Table 3> Separation of Trend and Cycle in CPI Inflation Using Unobserved Component Model

Sample Period	CPI Inflation	CPI <sup>1)</sup>	
	1990. 1~2009. 12	1999. 1~2009. 12	
Shock Correlation	Yes	No	Yes
$\mu$	-0.022	0.261**	0.262*
$\Phi_1$	0.143	-16.06	1.093**
$\Phi_2$	0.000	0.924**	-0.093
$\sigma_{\eta}$	0.532**	1.00	0.221
$\sigma_{\varepsilon}$	0.432	0.078**	1.149
Cov( $\eta, \varepsilon$ )	-0.4918		-0.608
우도	-197.93	-33.22	-75.08

Notes: \*\* denotes 1% significance. \* denotes 5% significance.

1)  $100 \cdot \log(\text{CPI})$ .

<Table 3>에서 보듯 AR(2)의 계수가 유의하지 않았으며, 추세부분과 순환부분의 분산도 매우 불안정하게 추정되었다. 식 (2)에 MA 항을 추가하면 AR(2)의 계수가 모두 유의하게 나타나나 이 경우 추세와 순환의 분산이 모두 유의하지 않았다.

이는 우리나라뿐만 아니라 다른 나라에서도 나타나는 현상이라고 하겠다. 만약 소비자물가상승률을 추세와 순환으로 나누기가 용이했다면 순환부분을 제외한 확률적 추세를 근원인플레이션으로 추정했을 것이다. 인플레이션 순환에 관한 많은 연구들은 비확률적 방법으로 추세와 순

환을 분리한 후 순환부분을 예측하는 선형지표를 만들고 있다(Artis et al.[1995], Bikker and Kennedy[1999]).

이렇게 소비자물가상승률의 단일 시계열을 가지고 추세를 순환으로 나누기가 어려우므로 다음에서는 산출량과 인플레이션을 모두 고려하는 벡터자기회귀모형을 작성하여 근원인플레이션을 식별하고자 한다.<sup>15)</sup>

#### 4. 구조적 근원인플레이션 추정

본 절에서는 소비자물가상승률을 추세

15) Lee and Nelson(2007)은 산출량과 인플레이션의 필립스 곡선식을 이용하여 인플레이션 순환을 추정하고자 하였다.

와 순환으로 나누기보다는 단위근을 가지는 소비자물가상승률을 이론적으로 수요 및 공급 충격부분 또는 근원적 및 비근원적 충격부분으로 나누고 수요충격 또는 근원적 충격에 의한 인플레이션을 근원인플레이션으로 간주하고자 한다. 소비자물가 품목에서 농산물과 석유류 제품 등 비근원물가 품목을 제외하여 근원인플레이션을 구하는 방법도 비근원물가가 공급충격을 반영한 것이라면 결국 비근원 품목을 제외한 근원인플레이션은 수요충격을 반영하게 된다.

그러나 유가와 환율 변화에 따른 농산물과 석유류 제품 등의 가격 변화를 공급 충격이라고 볼 수 있을까? 수요 및 공급 충격 또는 근원적 및 비근원적 충격을 식별하기 위하여 Quah and Vahey(1995)와 같이 인플레이션뿐만 아니라 산출량을 포함하는 구조적 벡터자기회귀모형을 구성하고, 보다 이론적인 방법으로 근원인플레이션을 추정한다. 이론에 근거한 구조적 모형을 채택하여 근원인플레이션을 추정하면 근원인플레이션이 이론적 의미를 가지게 되며, 근원인플레이션 추정과정에서 다른 변수와의 상관관계도 고려하게 되는 장점이 있다. 그러나 이론 모형을 구성하는 경우 통화론자 모형, 케인 지언 모형, 미 연준의 P\* 모형 등 특정 모형에 대한 합의가 이루어지기 어렵다는 단점이 있다. 그런데 구조적 벡터자기회귀모형의 경우 통화의 장기중립성 제

약 등 매우 간단한 제약만으로 근원적 및 비근원적 충격을 식별하게 된다. 다만, 이론모형에 의해 근원인플레이션을 측정하게 되면 새로운 자료가 나올 때마다 과거의 근원인플레이션을 수정해야 하므로 실무적으로 쓰이기에는 어려움이 있다.

산출량(Y)과 소비자물가상승률( $\pi$ )이 단위근을 가진다고 할 때 각각의 차분에 대해 다음과 같은 모형을 구성한다.

$$X(t) = D(0)\eta(t) + D(1)\eta(t-1) + \dots = \sum_{k=0}^{\infty} D(k)\eta(t-k). \quad (5)$$

$$\text{단, } X = (\Delta Y, \Delta \pi)', \eta = (\eta_1, \eta_2)', \\ \text{Var}(\eta) = I.$$

위 식에서  $\eta_1$ 과  $\eta_2$ 는 서로 직교하는 교란항이며, 분산은 1이라고 가정한다. 또한  $\eta_1$ 은 중장기적으로 산출량에 영향을 미치지 못하는 중립적 교란항으로 가정한다.  $D_{ij}(k)$ 를  $j$ 번째 교란항이  $k$ 기간 후에  $i$ 번째 변수에 미치는 영향이라고 할 때,  $\sum_{k=0}^{\infty} d_{11}(k) = 0$ 이 된다. 또한 인플레이션은 다음과 같이 표시된다.

$$\Delta \pi(t) = \sum_k d_{21}(k)\eta_1(t-k) + \sum_k d_{22}(k)\eta_2(t-k). \quad (6)$$

위 식에서  $\sum_k d_{21}(k) \eta_1(t-k)$ 가 바로 우리가 얻고자 하는 근원인플레이션의 변화가 된다.

식 (5)의 관계를 자료로부터 얻기 위하여 벡터자기회귀(VAR)모형을 추정하며, 이를 다음과 같이 Wold 이동평균식으로 전환한다.

$$X(t) = e(t) + C(1)e(t-1) + \dots = \sum_{k=0}^{\infty} C(k)e(t-k). \quad (7)$$

단,  $Var(e) = \Omega$ .

식 (5)와 식 (7)을 비교하면 다음의 관계를 얻는다.

$$e = D(0) \eta \quad (8)$$

$$D(k) = C(k) D(0) \quad (9)$$

식 (8)에서 구조적 교란항  $\eta$ 는 Wold 교란항  $e$ 의 선형결합으로 나타나며, 식별 조건을 주었을 때 유일하게 구조적 교란항을 복원할 수 있다. 2행 2열인  $D(0)$ 을 식별하기 위한 네 가지 조건 중 세 조건은  $D(0) D(0)' = \Omega$ 에서 얻어지며, 나

머지 한 조건은 장기중립성 가정에서 얻어진다.<sup>16)</sup>

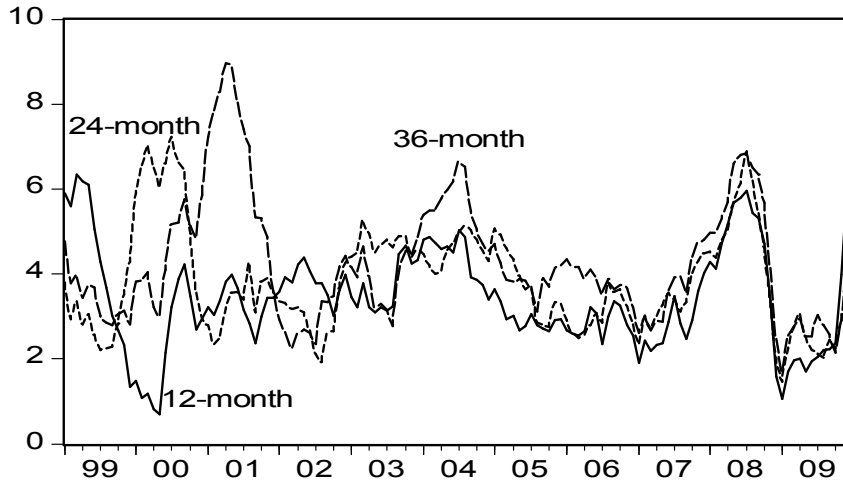
구조적 근원인플레이션을 구하기 위하여 1990년 1월부터 2009년 12월까지의 (계절조정) 산업생산지수와 소비자물가상승률 자료를 이용하여 벡터자기회귀모형을 추정하였다. 산업생산지수는 로그치에 100을 곱하였다. 또한 벡터자기회귀모형의 시차는 11기로 하고, 상수를 포함하였다.<sup>17)</sup>

식 (6)에서는 소비자물가상승률의 변화를 장기적 중립성을 충족시키는 근원적 충격에 의하여 설명되는 부분과 장기적 중립성을 충족시키지 않는 비근원적 충격에 의하여 설명되는 부분으로 나누었는데, 근원인플레이션을 구하려면 특정한 기간(horizon)을 두고 근원적 충격을 합해 가야 한다. 즉, 어떤 시점의 소비자물가상승률이 그 시점까지의 근원적 충격과 비근원적 충격에 의해 주어졌다고 할 때 식 (6)에 의해 특정한 기간 중의 근원적 충격을 반영한 소비자물가상승률의 변화를 추정할 수 있다. [Figure 4]는 기간을 각각 12개월, 24개월, 36개월로 하고 이러한 방법으로 산출한 근원인플레이션의 추이를 보여준다.<sup>18)</sup>

앞에서 우리나라 전년동월 대비 소비자

16) Wold 교란항  $e$ 의 분산/공분산인  $\Omega$ 를 Cholesky 분해했을 때 하방삼각행렬을  $S$ 라고 하면  $DD'=SS'$ 이므로 세 식별조건을 얻고, 나머지 한 조건은 통화중립성 가정으로부터 얻는다.  
 17) 시차의 선정에는 Akaike information criteria와 Schwartz criteria를 적용하였다.  
 18) 물론 산출기간의 시점을 표본의 초기로 하여 근원인플레이션을 산출할 수 있으나 기간(horizon)이 길어질수록 그 기간 중 근원적 충격을 반영하여 산출된 근원인플레이션의 측정오차가 커지게 된다.

[Figure 4] Structural Core Inflation



물가상승률은 장기간에 걸쳐서 단위근을 가지나 소비자물가는 단위근을 하나만 가진다고 했으므로 식 (5)에서 산출량 변화와 소비자물가상승률 변화 대신 산출량 변화와 소비자물가 변화에 대하여 벡터자기회귀모형을 추정할 수 있다. 이 경우에는 전년동월 대비 근원인플레이션을 산출하기 위하여 산출기간을 정할 필요가 없다. 식 (5)에서 종속변수는 전기 대비 산업생산증가율(%)과 전기 대비 소비자물가상승률(%)이므로 전년동월 대비 소비자물가상승률을 구하려면 12개월에 걸쳐서 근원적 충격을 합해야 한다.

다음 장에서는 지금까지 소개된 여러 가지 근원인플레이션 중 어느 것이 소비자물가상승률 목표 달성을 위한 중간 목표로서 가장 적합한지 논의하고, 선택

한 근원인플레이션에 근거하여 2007~09년 중 물가안정목표제 운영을 평가하며, 향후 정책운용에 대한 시사점을 찾고자 한다.

#### IV. 근원인플레이션과 물가안정목표제 평가

물가안정목표는 소비자물가상승률로 설정되어 있으며, 목표기간 중 연평균 소비자물가상승률이 목표 범위 내에 있으면 물가안정목표를 달성하게 된다. 그러나 2007~09년 중과 같이 글로벌 금융위기 충격이 있었을 때에는 표제 인플레이션(headline inflation)보다 근원적 인플레이

이션(underlying inflation 또는 core inflation)을 기준으로 물가안정목표 달성을 평가할 필요가 있다.

### 1. 물가안정목표기간 중 근원인플레이션

<Table 4>는 앞 장에서 제시된 5가지 근원인플레이션의 2007~09년 중 수치를 보여주고 있는데, 구조적 근원인플레이션 추정 시 충격 확산의 기간(horizon)을 길게 잡으면 근원인플레이션이 높아지는 것으로 나타난다. 기간(horizon)을 24개월보다 길게 잡으면 물가안정목표기간 중 연평균 근원인플레이션이 물가안정목표의 상한선 3.5%를 상회함으로써 물가안정목표를 달성하지 못한 것으로 평가하게 된다.

이렇게 기간(horizon)을 길게 잡을수록 연평균 근원인플레이션이 높아지는 것은 2008년 4/4분기 중 발생한 글로벌 금융위기와 밀접한 관련이 있다. [Figure 5]는 식별된 근원적 충격( $\eta_1$ )의 추이를 보이고 있다. 주목할 점은, [Figure 1]에서 보는 바와 같이 국제유가가 2008년 상반기까지 급등하였지만 2008년 들어 산업생산의 성장세가 둔화되면서 이를 반영한 근원적 충격은 2008년 초부터 근원인플레이션을 안정시키는 힘으로 작용하고 있다는 것이다. 특히 2008년 11월과 12월에는 글로벌 금융위기의 발생으로 근원적 충격이 10년 전 외환위기 발생 시와 거의 같은 크기로 작용하였다. 따라서 확산기간이 길어질수록 글로벌 금융위기충격의 물가안정효과가 희석되면서 물가안정목표기간(2007~09년) 중 근원인플레이션이

<Table 4> Measures of Core Inflation during 2007~2009

(Unit: %)

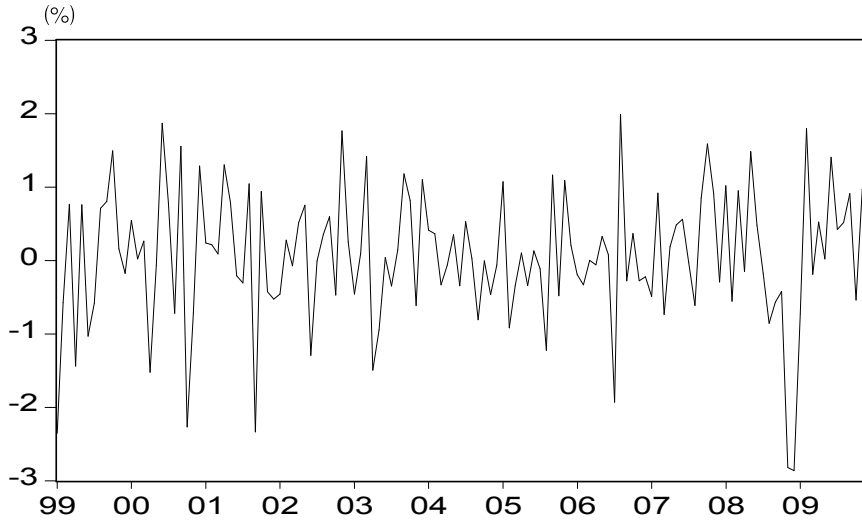
		2007	2008	2009	Average
CPI Inflation		2.5	4.7	2.8	3.3
Core Inflation <sup>1)</sup>		2.4	4.2	3.6	3.4
Structural Core Inflation <sup>2)</sup>	12-Month	2.8	4.7	2.4	3.3
	24-Month	3.4	4.9	2.4	3.6
	36-Month	3.6	5.5	2.7	3.9
Structural Core Inflation (stationary) <sup>3)</sup>		3.0	4.6	2.5	3.3

Note: 1) Official.

2) Obtained from the structural VAR model, applying 12, 24, and 36-month horizon.

3) Obtained from the structural VAR model, when CPI has one unit root. 12-month horizon is applied.

[Figure 5] Trends in Structural Core Shock



높아지게 된다.

장기적 중립성을 가지는 근원적 충격을 구조적으로 식별해서 측정한 근원인플레이션은 농산물 및 석유류 제품 등 특정 제품을 제외하여 발표되는 통상적 근원인플레이션과 연도별로 어떻게 다른지도 주목할 필요가 있다. 2007년과 2008년의 구조적 근원인플레이션은 2008년 4/4 분기의 근원적 충격을 반영하지 않으므로 통상적으로 작성되는 근원인플레이션보다 높다. 반대로 2009년의 구조적 근원인플레이션은 2008년 4/4분기 중의 마이너스 충격이 시차를 두고 작용하면서 통상적인 근원인플레이션보다 낮다.

한편, <Table 4>에서 산출량과 소비자물가의 전기 대비 변화를 종속변수로 하

여 얻어진 구조적/안정적 근원인플레이션을 12개월에 걸쳐 합산한 근원인플레이션은 산출량과 (전년동월 대비) 소비자물가상승률의 전기 대비 변화를 12개월에 걸쳐 합산한 ‘구조적 근원인플레이션(12개월)’과 비슷하므로 따로 논의하지 않는다.

## 2. 근원인플레이션의 유용성

<Table 4>에서 제시된 다섯 가지 근원인플레이션 중 어느 것이 물가안정목표 달성의 중간지표로서 유용한지 점검해보기로 한다. 측정된 근원인플레이션이 널리 쓰이려면 우선 작성하기 쉽고, 일반인들이 이해하기 쉬우며, 소비자물가상승



들과의 연관성이 높아야 하는 등의 조건을 갖추어야 한다. 현재 공식적으로 쓰이고 있는 근원인플레이션은 작성하기 쉽고 일반인들이 이해하기 쉽다는 장점이 있다. 그러나 근원인플레이션이 물가안정목표의 중간지표가 될 수 있으려면 장기적으로 소비자물가상승률이 근원인플레이션에 수렴해야 하며, 반대가 되서는 안 되므로 이와 같은 기준에 입각하여 근원인플레이션의 유용성을 평가하고자 한다.

전년동월 대비 소비자물가상승률( $\pi$ )의 근원인플레이션( $\pi^*$ )에 대한 수렴 여부를 판단하기 위해서 흔히 다음과 같은 식을 추정한다.

$$\pi_{t+h} - \pi_t = \alpha_h + \beta_h (\pi_t - \pi_t^*) \quad (10)$$

여기서  $h$ 는 예측구간을 의미하며, 귀무가설  $\alpha_h = 0$ ,  $\beta_h = -1$ 을 검정하게 된다. 귀무가설이 성립하게 되면  $h$ 기간 후의 소비자물가상승률이 현재의 근원인플레이션에 수렴하게 된다(McCauley[2007]). 그러나 이와 같은 방식은 소비자물가상승률과 근원인플레이션이 단위근을 가질 때는 성립하지 않게 되므로 다음과 같은 방식으로 근원인플레이션의 유용성을 검증하기로 한다(Marques et al.[2000]; Gupta and Saxegaard[2009]).

전년동월 대비 소비자물가상승률( $\pi$ )과 근원인플레이션( $\pi^*$ )이 단위근을 가질 때

장기적으로 소비자물가상승률이 근원인플레이션에 수렴하며, 반대가 되지 않기 위해서는 우선 소비자물가상승률과 근원인플레이션이 1의 계수를 가지고 공적분되어 있어서 근원인플레이션이 소비자물가상승률의 모든 지속적 변화를 설명할 수 있어야 한다. 이러한 제약을 검정하기 위하여 요한센 공적분 검정 기법을 사용하며, 제약에 대한 우도비율 검정을 시행한다.

공적분 계수가 1이라는 제약에 더하여 소비자물가상승률과 근원인플레이션의 편류(drift) 크기가 같은지를 검증할 수 있다. 요한센 공적분 검정 시 두 제약을 모두 적용하여 상수를 포함하지 않으면 어떤 근원인플레이션 자료를 사용하여도 모두 제약이 기각되므로  $y_t = \pi_t - \pi_t^*$ 가 0의 평균을 가진 안정적 시계열인가를 검증하고자 한다. 본 절에서는  $y_t$ 에 대한 Phillips-Perron 단위근 검정 시 상수를 포함하고, 상수에 대한 t검정을 실시한다.  $y_t = \pi_t - \pi_t^*$ 에 대한 Phillips-Perron 단위근 검정식은 다음과 같다.

$$\Delta y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + u_t \quad (11)$$

식 (11)에서  $y_t = \pi_t - \pi_t^*$ 가 0의 평균을 가진 안정적 시계열이라면  $\alpha = \beta = 0$ 이 된다.

다음으로는 근원인플레이션의 변화가 소비자물가상승률의 변화를 유도하고 그

반대가 되어서는 안 된다는 점을 검증하기 위하여  $\pi$ 와  $\pi^*$ 가 1의 계수를 가지고 공적분되어 있을 때 다음과 같이 오차수정모형을 작성하여  $\pi$ 와  $\pi^*$  간의 인과관계를 정할 수 있다.

$$\Delta\pi_t = \sum_{j=1}^m \alpha_j \Delta\pi_{t-j} + \sum_{j=1}^n \beta_j \Delta\pi_{t-j}^* - \gamma(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^*) + \epsilon_t \quad (12)$$

$$\Delta\pi_t^* = \sum_{j=1}^r \delta_j \Delta\pi_{t-j}^* + \sum_{j=1}^s \theta_j \Delta\pi_{t-j} - \lambda(\pi_{t-1}^* - \pi_{t-1}) + \eta_t \quad (13)$$

식 (12)와 식 (13)에서  $\pi$ 가  $\pi^*$ 에 수렴하며, 그 반대가 안 되려면  $\gamma = 0$ 이 아니고  $\theta_1 = \dots = \theta_s = 0$ 이어야 한다. 또한  $\lambda = 0$ 이면  $\pi^*$ 가  $\pi$ 에 대하여 매우 강한 외생성을 지니게 된다.

물가가 단위근을 하나만 가질 때는 소비자물가와 구조적으로 산출된 근원적 물가에 대하여 공적분 관계와 외생성 검증은 하게 된다.

<Table 5>는 다섯 가지 근원인플레이션의 유용성 검정 결과를 보이고 있다. 우선 소비자물가와 근원적 물가가 모두 단위근을 하나만 가진다고 보고 소비자물가가 근원적 물가에 수렴하는지를 검정한 결과는 소비자물가에 대하여 근원

적 물가가 외생적이 아닌 것으로 나타났다. 한편, 소비자물가와 근원적 물가는 1의 계수를 가지고 공적분되어 있지 않으나 소비자물가와 근원적 물가의 차이가 단위근을 갖지 않아서 1에 매우 가까운 계수로 공적분되어 있다고 하겠다.<sup>19)</sup>

다음으로 기간을 달리하는 3개의 구조적 근원인플레이션은 모두 외생성을 가지나 기간이 24개월과 36개월인 경우 공적분 계수가 1이 아니어서 유용성이 높지 않다고 하겠다. 24개월 근원인플레이션의 공적분 계수는 1.3이며 t값도 1.79로 낮다. 36개월 근원인플레이션의 공적분 계수는 -0.21이며 t값도 -0.88로 매우 낮다.

결국 근원인플레이션으로는 통계청에서 발표하는 근원인플레이션과 산출기간을 12개월로 하는 구조적 근원인플레이션을 사용하는 것이 좋다. 두 경우 모두 공적분 계수가 1에 가까우며 근원인플레이션이 외생적이어서 소비자물가상승률이 근원인플레이션에 수렴하며, 그 반대는 아니다. 또한 통상적으로 쓰이는 근원인플레이션과 12개월 구조적 근원인플레이션을 비교하면, 전자는 후자에 비하여 후자에 비하여 외생성이 높으나 편류(drift) 면에서는 전자가 소비자물가상승률과 차이를 보인다.

19) 요한센 공적분 검정 결과, 공적분 계수는 1.02이고, 추정계수의 표준오차가 매우 작아서 t값은 무려 126.32에 달한다.

<Table 5> Evaluation of Measures of Core Inflation

Null Hypo.	Cointeg. Coeff. = 1	$\pi_t - \pi_t^*$ has unit root <sup>1)</sup>	$\alpha = 0$	$\gamma = 0$	$\lambda = 0$	$\theta_1 = \dots = \theta_s = 0$
Statistic	P-value	* 5% sig. **1% sig.	t-value	t-value	t-value	P-value
Official	0.47	기각**	2.04	4.31	-0.01	0.93
Structural (12-month)	0.79	기각*	-0.82	1.63	1.28	0.20
Structural (24-month)	0.01	기각*	-0.96	1.74	-0.33	0.34
Structural (36-month)	0.01	기각*	-1.26	2.01	0.22	0.59
Structural/Stationary	0.02	기각*	-1.02	-0.80	3.38	0.05

Note: 1) The Phillips-Perron test was applied.

### 3. 물가안정목표제 평가

물가안정목표제를 채택한 국가들의 글로벌 금융위기 극복은 물가안정목표제를 채택하지 않았던 국가들에 비하여 양호했던 것으로 분석되고 있다(Carvalho [2010]). 물가안정목표제를 채택한 국가들은 2008년 8월 이후 급격한 실질절하를 경험하였음에도 시장위험이 증가하지 않은 것으로 나타났다. 우리나라도 2008년 4/4분기의 심각한 마이너스 성장에서 2009년에는 다시 플러스 성장으로 전환하고 2007~09년간의 중기 물가안정목표도 상한선을 지키는 수준에서 간신히 달성할 수 있었다.

이제 중간지표로서 유용성이 높은 통상적 근원인플레이션과 12개월 구조적 근원인플레이션에 근거하여 물가안정목표제를 평가해보자. <Table 5>에서 통상적 근원인플레이션과 구조적 근원인플레이션은 연평균 기준으로 모두 물가안정목표의 상한선을 밑돌았으나 연도별로는 큰 차이가 있음을 보였다. 근원적 충격이 2008년 4/4분기 중 큰 폭의 마이너스 값을 가지면서 구조적 근원인플레이션은 2007~08년 중 통상적 근원인플레이션을 상회하였다가 2009년에는 하회하였다.

그렇다면 근원인플레이션으로 어느 것을 선택하느냐에 따라서 물가안정목표제

에 대한 평가가 달라질 수 있다. 통상적 근원인플레이션은 농산물과 석유류 제품 가격의 일시적 변화를 제외한 것이므로 통상적 근원인플레이션의 안정적 변화로부터 물가안정목표제를 성공적으로 운영하고 있다고 평가하게 된다. 통상적인 근원인플레이션 자료를 사용할 경우 2007~09년 중 물가안정목표를 지킬 수 있었던 것은 2008년 하반기 이후 농산물 및 석유류 제품가격이 안정되면서 ‘일시적인 공급충격’이 물가에 우호적으로 작용하였기 때문이다.

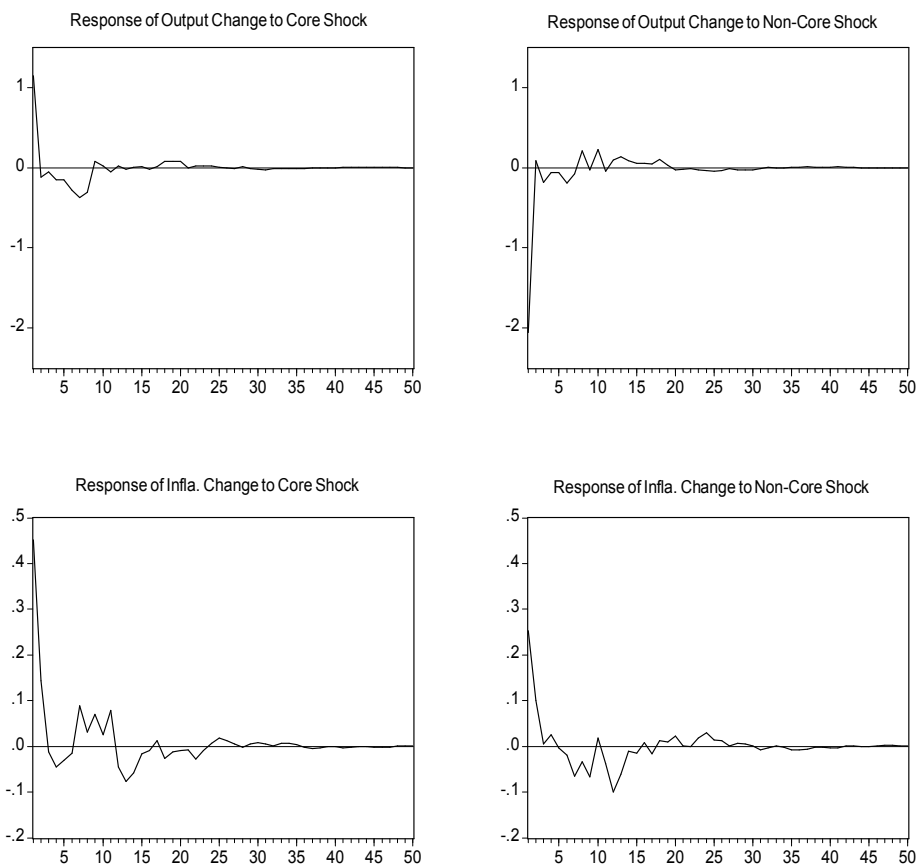
구조적 근원인플레이션을 기준으로 보면 상당히 다른 평가를 하게 된다. 2007~08년의 근원인플레이션은 구조적으로 소비자물가상승률을 상회하고 있었으나 2008년 4/4분기 중 글로벌 금융위기로 물가상승압력이 크게 줄어들면서 간신히 물가안정목표를 달성할 수 있었다. 즉, 2007~09년 중 물가안정목표를 지킬 수 있었던 것은 글로벌 금융위기 발생에 따른 근원적 충격이 물가안정에 우호적으로 작용하였기 때문이다.

그렇다면 산출량에 장기중립성을 가지는 근원적 충격과 장기중립성을 가지지 않는 비근원적 충격이 어떤 특성을 가지는지 알아보자. [Figure 6]은 식별된 근원적 충격( $\eta_1$ )과 비근원적 충격( $\eta_2$ )에 대한 충격반응 결과이다. 근원적 충격은 수요충격의 특성을 보이고 있어서 단기에 생산과 인플레이션을 모두 증가시킨다. 또한 비

근원적 충격은 단기에 생산을 줄이고 인플레이션을 증가시키는 공급충격의 특성을 보인다. 따라서 통상적 근원인플레이션이 소비자물가상승률에서 일시적 공급충격을 제거한 것이라고 한다면 구조적 근원인플레이션은 소비자물가상승률의 지속적 변화를 수요충격에 의한 부분과 공급충격에 의한 부분으로 나누어 놓을 것으로 볼 수 있다. 즉, 통상적 근원인플레이션이 농산물과 석유류 제품가격 등 눈에 드러나는 일시적 공급충격요인을 제거한 것이라고 한다면 구조적 근원인플레이션은 모든 충격이 지속적으로 소비자물가상승률에 영향을 미친다고 보고 그중에서 수요충격의 특성을 보이는 근원적 충격의 효과를 측정할 것이다.

<Table 7>은 구조적 벡터자기회귀모형의 분산분해 결과이다. 근원적 충격은 소비자물가상승률 변화의 70% 이상을 설명하고 있으나 산출량 변화의 27%밖에 설명하지 못한다. 즉, 수요충격의 특성을 보이는 근원적 충격은 소비자물가상승률의 70% 이상을 설명하므로 구조적 근원인플레이션의 역할도 그만큼 크다고 하겠다. 그뿐만 아니라 공급충격에 대하여 물가나 고용을 희생하지 않고 통화당국이 할 수 있는 일은 많지 않으나 수요충격의 경우 통화당국이 기준금리 변경을 통하여 적절하게 대응할 수 있으므로 구조적 근원인플레이션을 중간지표로 활용할 가치가 있다.

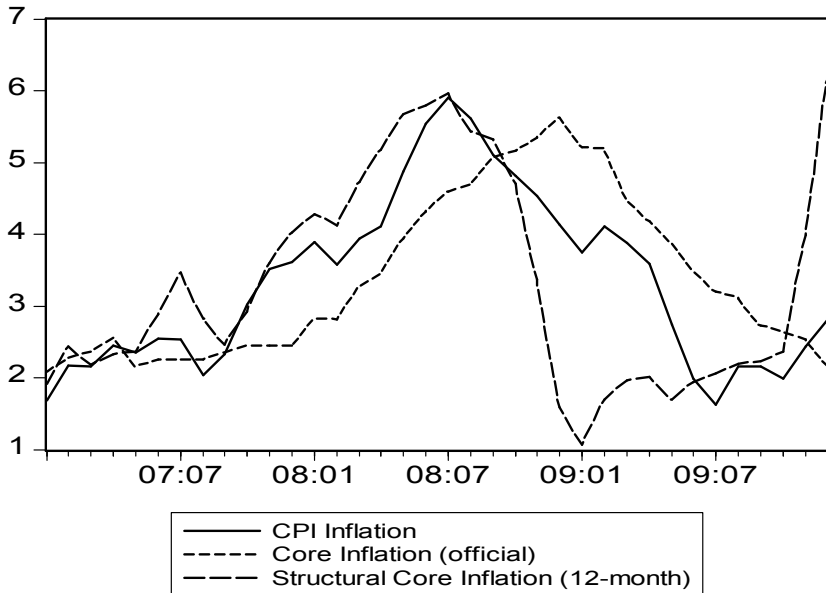
[Figure 6] Responses to Structural One S.D. Innovations



<Table 7> Variance Decomposition of Changes in Inflation and Output  
(Percentage of Variance Due to Core)

horizon(month)	Changes in CPI Inflation	Changes in Output
1	76.1	23.7
3	75.2	23.7
12	72.1	27.7
24	71.7	27.7
48	71.7	27.7

[Figure 7] Inflation Trends during 2007~09



보다 정확한 평가를 위하여 [Figure 7]은 소비자물가상승률과 통상적 근원인플레이션 및 구조적 근원인플레이션의 월별 추이를 보여주고 있다. 농산물 및 석유류 제품가격이 2008년 상반기까지 급등하였다가 이후 급락하면서 소비자물가상승률은 2008년 상반기까지 통상적 근원인플레이션을 상회하고 2008년 하반기 들어서는 통상적 근원인플레이션을 하회하기 시작하였다. 그러나 구조적 근원인플레이션 추세는 이와 크게 다르다. 구조적 근원인플레이션은 2008년 상반기까지 소비자물가상승률과 크게 차이가 나지 않았다가 글로벌 금융위기가 발생한 2008년 9월 이후 크게 하락하였다. 주목

할 점은 하락하였던 구조적 근원인플레이션이 2009년 들어 경기가 회복되기 시작하면서 빠르게 상승하고 있다는 것이다. 구조적 인플레이 합산기간을 12개월로 할 경우 2009년 12월에는 2008년 10월과 11월의 대규모 마이너스 수요충격효과가 근원인플레이션 산정에 포함되지 않으면서 근원인플레이션이 전년동월 대비 6.1%까지 상승한다.

따라서 근원인플레이션으로 어떤 것을 채택하느냐에 따라 물가안정목표제 운영에 대한 평가 및 한국은행이 새로 설정한 물가안정목표 3.0±1% 달성 여부도 달라진다. 농산물과 석유류 제품의 일시적 공급충격을 제거한 통상적 근원

인플레이션을 기준으로 평가하면 다음과 같다. 2007~09년 중 물가안정목표 달성은 글로벌 금융위기를 전후한 농산물과 석유류 제품가격의 급등락에 힘입은 바 크다. 또한 농산물 및 석유류 제품가격 상승률이 2009년 하반기 이후 높아지고 있으나 근원인플레이션이 여전히 하향추세를 유지하고 있어서 물가안정목표 달성이 무난해 보인다.

그러나 구조적 근원인플레이션을 기준으로 평가하면 매우 달라진다. 글로벌 금융위기를 전후한 수요충격으로 근원인플레이션이 크게 변동하였으며, 2007~09년 중 물가안정목표 달성은 글로벌 금융위기에 따른 마이너스 성장에 기인한 바가 크다. 또한 글로벌 금융위기 이후 각종 경기확대정책에 힘입어 경기가 빠르게 회복되면서 근원인플레이션이 급격하게 상승하고 있으므로 향후 적절한 출구전략을 마련해야 한다. 물론 [Figure 5]에서 보는 바와 같이 2009년 들어 근원적 충격 규모가 점차 감소하기 때문에 근원인플레이션이 감소할 것이다. 그러나 근원인플레이션을 밀도는 소비자물가상승률이 점차 근원인플레이션으로 수렴하면서 물가안정목표 달성이 용이하지 않을 것이다.

## V. 맺음말

글로벌 금융위기는 우리나라 물가안정목표 달성에 큰 영향을 미쳤다. 글로벌 금융위기를 물가안정목표 달성의 기준으로만 본다면 호재라고 볼 수 있을까? 2007년 이후 유가 및 원자재 가격이 급등하면서 우리나라의 물가안정목표 달성이 위협하게 되었으나 글로벌 금융위기의 발생 후 유가 및 원자재 가격이 급락하고 큰 폭의 마이너스 성장을 하게 되었으므로 물가안정에는 큰 도움이 되었다고 하겠다. 그렇다면 글로벌 금융위기의 충격이 물가안정목표 달성에 미친 영향과 향후 물가안정목표 달성에 미칠 영향을 분석할 필요가 있다.

글로벌 금융위기와 같은 충격은 일시적 충격과 영구적 충격으로 나누어진다. 통상적으로는 농산물과 석유류 제품의 가격 변화를 일시적으로 보고 이를 제외한 근원인플레이션을 작성하며 물가안정목표 달성의 중간지표로 활용한다. 한편, Blinder(1997)는 중앙은행이 농산물이나 에너지 제품가격을 제외한 근원인플레이션에 관심을 가지는 이유는 농산물이나 에너지 제품가격의 변동성이 매우 크기 때문이 아니라 이들 가격을 중앙은행이 통제할 수 없기 때문이라고 하였다. 농산

물이나 에너지 제품가격 상승과 같은 공급충격에 직면했을 때 중앙은행이 할 수 있는 일은 많지 않다.

그러나 중앙은행이 통제하기 어려운 공급충격은 농산물과 석유류 제품의 가격 변화뿐만이 아니다. 본고에서는 글로벌 금융위기의 충격을 산출량에 장기적 중립성을 가지는 근원적 충격과 장기적 중립성을 가지지 않는 비근원적 충격으로 나누어 글로벌 금융위기 기간 중 근원적 충격이 물가안정목표 달성에 미친 영향을 분석하고자 하였다.

본고에서 보인 바와 같이 글로벌 금융위기가 수요에 미친 영향과 이로 인해 물가가 안정된 효과를 제대로 파악하지 못하면 향후 물가안정이 어려워질 수 있다. 농산물과 석유류 제품의 일시적 공급충

격을 제거한 통상적 근원인플레이션을 기준으로 평가하면 2007~09년 중 물가안정목표는 안정적으로 달성된 것처럼 보이고 향후 목표달성도 무난해 보인다.

그러나 중앙은행의 통제 대상인 구조적 근원인플레이션을 기준으로 평가하면 매우 달라진다. 글로벌 금융위기를 전후한 수요충격으로 근원인플레이션이 크게 변동하였으며, 2007~09년 중 물가안정목표 달성은 글로벌 금융위기에 따른 마이너스 성장에 기인한 바가 크다. 또한 글로벌 금융위기 이후 각종 경기확대정책에 힘입어 경기가 빠르게 회복되면서 근원인플레이션이 급격하게 상승하고 있으므로 향후 적절한 출구전략을 마련해야 한다.



## 참 고 문 헌

- 김근영, 「해외공급충격과 개방경제의 최적금리준칙」, 『금융경제연구』, 한국은행, 2008. 8.
- 박원암, 「우리나라 물가안정목표제와 환율운용」, 『대외경제연구』, 제12권 제1호, 대외경제정책연구원, 2008. 6.
- 박원암 · 허찬국, 「우리나라 경기변동의 영구성과 일시성」, 『국제경제연구』, 제10권 제3호, 한국국제경제학회, 2004. 12.
- 오정근, 「근원인플레이션율의 물가안정목표 대상지표로서의 유용성」, 『경제분석』, 제5권 제3호, 한국은행, 1999.
- 이승용 · 박정민, 「소비자물가지수의 횡단면분포 특성을 이용한 근원인플레이션 추정」, 『조사통계월보』, 한국은행, 2008. 6.
- 이종건 · 권승혁, 「우리나라의 근원인플레이션율 추정」, 『조사통계월보』, 한국은행, 1998. 3.
- 한국은행, 『한국의 물가안정목표제』, 1999.
- 한국은행, 「2010년 이후 중기 물가안정목표 설정」, 보도자료, 2009. 11. 26.
- 한국은행, 「2007~09년 중 중기 물가안정목표 운영 평가」, 보도자료, 2010. 1. 4.
- Artis, M., R. Bladen-Hovell, D. Osborn, G. Smith, and W. Zhang, “Predicting Turning Points in the UK Inflation Cycle,” *Economic Journal* 105, 1995, pp.1145~1164.
- Batini, N. and E. Tereanu, “What Should Inflation Targeting Countries Do When Oil Prices Rise and Drop Fast?” IMF Working Paper WP/09/101, 2009.
- Bikker, J. and N. Kennedy, “Composite Leading Indicators of Underlying Inflation for Seven EU Countries,” *Journal of Forecasting* 18, 1999, pp.225~258.
- Blinder, A., “Commentary for ‘Measuring Short-Run Inflation for Central Bankers’” *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, May/June 1997, pp.253~285.
- Carvalho, Filho I., “Inflation Targeting and the Crisis: An Empirical Assessment,” IMF Working Paper WP/10/45, 2010.
- Clarida, R., J. Gali, and M. Gertler, “Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence,” *European Economic Review*, 1998, pp.1033~68.
- Gianini, M. and M. Woodford, “Optimal Inflation Targeting Rules,” prepared for the NBER conference on Inflation Targeting, Miami, Florida, Jan. 2003.
- Gupta, S. and M. Saxegaard, “Measures of Underlying Inflation in Sri Lanka,” IMF Working Paper WP/09/167, 2009.
- Hamilton, J., “Understanding Crude Oil Prices,” NBER Working Paper 14492, November 2008.
- Lee, J. and C. Nelson, “Expectation Horizon and the Phillips Curve: The Solution to an Empirical

Puzzle,” *Journal of Applied Econometrics* 22, 2007, pp.161~178.

Marques, C., P. Neves, and L. Sarmento, “Evaluating Core Inflation Indicators,” *Economic Modeling*, Vol. 20, July 2003, pp.765~775.

McCauley, R., “Core versus Headline Inflation Targeting in Thailand,” paper prepared for Bank of Thailand’s International Symposium on Challenges to Inflation Targeting in Emerging Countries, Bangkok, November 2006.

Mohanty, M. and M. Klau, “Monetary Policy Rules in Emerging Market Economies: Issues and Evidence,” BIS Working Papers No. 149, Bank for International Settlements, March 2004.

Quah, D. and S. Vahey, “Measuring Core Inflation,” *Economic Journal*, Vol. 105, September 1995, pp.1130~1144.

## 1990년대 중반 이후 교역조건 하락추세의 원인분석

한진희

(한국개발연구원 선임연구위원)

류성현

(한국개발연구원 주임연구위원)

### Causes of the Decline in Terms of Trade in Korea since the Mid-1990s

Hahn, Chinhee

(Senior Research Fellow, Korea Development Institute)

Ryu Sunghyun

(Research Associate, Korea Development Institute)

\* 본 논문은 한국개발연구원 정책연구시리즈 2008-18로 기 출간된 보고서를 소폭 수정·보완한 것임을 밝혀둔다. 동 보고서 및 본 논문에 대한 익명의 검토자들의 유익한 논평에 감사드린다. 나머지 오류는 저자의 책임임을 밝힌다.

\*\* 한진희: (e-mail) chhahn@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, 49 Hoegiro, Dongdaemun-gu, Seoul 130-740, Korea  
류성현: (e-mail) saintr@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, 49 Hoegiro, Dongdaemun-gu, Seoul 130-740, Korea

- Key Word: 교역조건(Terms of Trade), 국별가격효과(Country Price Effect), 재화상대가격효과(Goods Price Effect), 중국효과(China Effect)
- JEL Code: E30, F14, F43, O11
- Received: 2010. 8. 11      • Referee Process Started: 2010. 8. 12
- Referee Reports Completed: 2010. 9. 17

## ABSTRACT

This paper examines the causes of the terms of trade decline in Korea since the mid-1990s, using the decomposition methodology suggested by Baxter and Kouparitsas (2000) as well as regression analysis. The main empirical results are summarized as follows. The decomposition exercise of changes in terms of trade showed that Korea's terms of trade decline for the past decade or so is attributable to *goods price effect* which were driven by the rise of oil prices relative to manufactures. The decomposition of terms of trade change for 55 countries showed that terms of trade decline due to goods price effect is a phenomenon that was commonly observed for exporters of manufactures since mid-1990s. These results suggest that external factors such as China's trade expansion, rather than internal factors, are mostly responsible for the decline in terms of trade. In accordance with these results, the regression results suggest that China's trade expansion contributed to Korea's terms of trade decline, especially in 2000s, by raising the import prices of oil and raw materials and lowering the export prices of manufacturing products.

본 논문에서는 1990년대 중반 이후 우리나라 교역조건의 추세적 하락요인을 Baxter and Kouparitsas(2000)의 분해방법론을 이용하여 분석해 보았다. 주요 분석결과는 다음과 같다. 교역조건의 변화의 분해방법을 통해 우리나라 교역조건의 하락추세가 대부분 공산품 대비 연료의 상대가격 상승으로 인한 재화상대가격효과에 기인함이 나타났다. 또한 전 세계 55개국의 교역조건 변화를 동일한 방법론으로 분해해 본 결과, 1990년대 중반 이후 재화상대가격효과에 의한 교역조건의 추세

적 하락이 선진국·개도국을 불문하고 공산품 수출국의 공통적인 현상임을 보였다. 이는 우리나라 교역조건 하락의 주요 원인이 우리나라 내부적 요인보다는 예를 들어 중국의 무역확대 등 외부적 요인에 기인함을 시사한다. 회귀분석 결과 중국의 무역확대는 우리나라의 교역조건 하락의 중요한 원인이 되었으며, 특히 2000년대의 원유와 원자재 수입가격의 상승과 공산품의 수출가격을 하락시킨 것으로 나타났다. 이는 교역조건 분해결과가 시사하는 바와 부합한다.

## 1. 서론

1990년대 중반 이후 우리나라의 교역조건은 추세적으로 하락세를 지속하여 왔다. 구체적으로 1996~2006년 기간 중 교역조건은 수출단가의 하락 및 수입단가의 상승으로 인하여 연평균 -5.6% 내외의 속도로 하락하였다. 교역조건의 하락에 따라 동 기간 중 국내총소득(GDI)의 증가율(3.0%)은 국내총생산(GDP) 증가율(4.6%)을 상당 폭 하회하여 왔다. 외환위기 이후 한국경제의 성장성도가 GDP 증가율이라는 측면에서는 국제적 기준에서 비교적 우수한 편이었음에도 불구하고 위기 이후의 경제성도에 대하여 대내적으로 부정적 평가가 제기되었던 이유 중 하나는 교역조건의 하락에 따라 실질소득 증가율이 실질 GDP 증가율을 크게 하회한 것에서도 찾을 수 있다. 외환위기 이후 꾸준히 거론되었던 ‘지표경기’와 ‘체감경기’의 괴리현상은 상당 부분 교역조건의 하락에 기인한 것이었다고 할 수 있다.

최근의 교역조건 하락추세가 회계적인 의미에서 반도체·정보통신기기 부문의 수출단가 하락과 원유 및 원자재의 수입

단가 상승에 의해 주도되고 있다는 점은 잘 알려져 있는 사실이나, 경제적 측면에서 교역조건 하락추세의 원인이 무엇인가에 대한 규명을 시도한 문헌은 드물다. 한편, 최근 국제 금융위기가 본격화되기 이전까지 한국의 교역조건 하락세를 주도하였던 원유 및 원자재 수입단가 상승의 원인으로서는 흔히 중국, 인도 등 거대 개도국의 고성장이 거론되었으나, 이를 뒷받침할 엄밀한 분석도 쉽게 찾기 어렵다.

본 논문은 최근의 우리나라 교역조건 하락추세의 요인을 실증적으로 분석해보고자 한다. 이를 위하여 본 논문에서는 다음의 두 가지 측면에서 분석을 수행한다. 첫째, 본 논문에서는 우리나라의 교역조건의 하락추세를 국제적 관점에서 분석해 본다. 우리나라를 포함한 세계 55개 국가의 교역조건의 중장기적 변화를 Baxter and Kouparitsas(2000)의 분해방법을 이용하여 국별가격효과(country price effect)와 재화상대가격효과(goods price effect)로 분해하고,<sup>1)</sup> 우리나라와 다른 국가 간의 교역조건 변화 패턴의 유사점과 차이점에 대해 논의해 본다. 본 논문에서는 이러한 논의를 통해, 우리나라 교역조건 하락추세의 궁극적인 원인을 국내적 요인에서 찾아야 하는지 아니면 국외적 요인에서 찾아야 하는지에 대한 대략적인 방향을 제시해 보고자 한다.

1) 국별가격효과와 재화상대가격효과라는 용어의 정의는 제II장에서 설명하고 있다.

본 논문에서 수행할 두 번째 분석은 1990년 이후 우리나라 교역조건 변화의 결정요인을 계량적 방법으로 파악해 보는 것이다. 특히, 본 논문에서는 중국 등 거대 개도국의 부상이 우리나라의 교역조건 하락추세에 과연 영향을 미쳤는가를 살펴보고자 한다. 이는 중국이 세계무역시장의 거대 수출입국으로 성장함에 따라, 중국의 무역 확대는 다양한 경로를 통하여 우리나라의 수출입 가격에 영향을 끼치고 있을 가능성이 있기 때문이다. 본 논문이 우리나라 교역조건 변화의 결정요인으로서 중국이라는 요인에 초점을 두는 것은 첫째, 세계무역에서 거대경제인 중국이 차지하는 역할이 증대되고 있다는 점, 둘째, 위 교역조건 분해결과가 국외적 요인이 우리나라 교역조건 변화에 중요하게 작용한 것으로 나타난다는 점 등에서 그 배경을 찾을 수 있다.

본 논문과 직접적으로 관련된 몇몇 선행 논문을 살펴보면 다음과 같다. 먼저 Baxter and Kouparitsas(2000)는 교역조건 변동(volatility)요인을 살펴본 논문이다. Baxter and Kouparitsas(2000)는 World Bank의 1991년 World Tables를 이용하여 1969~88년 기간 중 세계 100개국의 교역조건 변동을 재화상대가격효과와 국별

가격효과로 분해하였다. 재화상대가격효과는 서로 상이한 재화의 상대가격이 변함으로써 발생하는 교역조건 변화이다. 즉, 재화상대가격효과는 한 국가의 수출상품과 수입상품 구조가 다르기 때문에 발생한다. 예를 들어, 공산품을 수출하고 원유를 수입하는 국가는 원유가격이 공산품에 비해 상대적으로 증가할 때, 교역조건이 하락을 경험하게 된다. 반면 국별 가격효과는 재화상대가격효과가 아닌 교역조건 변화이다. 이는 기본적으로 동일한 재화가 국가에 따라 다른 가격에 거래됨에 따른 '일물일가 법칙'으로부터의 괴리'에 기인하여 나타나는 현상이다. 본 논문에서 국별 가격효과는 동일한 재화(예, 공산품)에 대한 수입품 대비 수출품 상대가격의 변화에 의해 발생한다.<sup>2)</sup> Baxter and Kouparitsas(2000)는 세계 각국을 선진국과 개도국, 그리고 각 그룹을 상품(commodity) 수출국, 연료(fuel) 수출국, 공산품(manufactures) 수출국 등 세 그룹으로 구분하여 교역조건 변동요인을 살펴보았다. 이들의 결과는 교역조건 변동을 설명하는 데 있어서 국별 가격효과가 결코 작지 않음을 보여준다. 특히 개도국 공산품 수출국의 경우 교역조건 변동은 대부분 국별 가격효과에 기인한

2) Baxter and Kouparitsas(2000)는 국별 가격효과는 생산자가 동일 재화에 대해 해외시장에서 차별화된 가격을 설정하는 생산자의 시장가격(PTM) 행동에 의한 것이라고 설명한다. 반면에 Goldberg and Knetter(1996)는 PTM에 의한 일물일가의 법칙에 위배될뿐 아니라, 불완전한 환율전가(incomplete exchange rate pass-through)로 인해 야기된 현상이라고 설명하며, 관련 실증분석 논문을 조사하고 있다.

것으로 나타난다.

본 논문의 교역조건 변화요인 분해방법론은 이들의 방법론을 수정하여 적용한 것이지만, 기본적으로 교역조건의 중장기적 변화의 요인을 살펴본다는 점에서 이들의 논문과 구분된다. 한편, Baxter and Kouparitsas(2000)의 교역조건 변동 분해방법에 따른 분석 결과는 재화의 집계 수준에 민감할 수 있다. 본 논문은 UNComtrade 자료의 SITC 5 digit(Rev. 3) 수준의 세분화된 자료를 사용하는데, 이렇게 세분화된 자료를 토대로 교역조건의 변화요인을 분석할 경우 재화의 집계 수준에 따른 분석 결과의 민감도를 점검해 볼 수 있다는 장점이 있다.

한편, 중국경제가 한국의 교역조건 변화에 미친 영향을 살펴본 논문은 거의 찾아보기 어렵다.<sup>3)</sup> 단, 그 예외로서 Kim(2006)을 들 수 있는데, 중국의 수출입 확대가 멕시코의 교역조건에 부정적 영향을 미쳤음을 보여주고 있다.<sup>4)</sup> 그러나 Kim(2006)은 멕시코의 수출입가격을 직접 이용하여 분석하는 대신 미국의 품목별 수출입단가 자료를 해당 품목 국가

격의 대리변수로 이용하여 중국의 멕시코 교역조건에 대한 영향을 분석하고 있다. 이에 따라 Kim(2006)은 중국이 품목별 국가가격에 미친 영향을 분석하는 방식으로 멕시코 교역조건에 대한 중국의 영향을 간접적으로 분석하고 있다. 본 논문은 Kim(2006)의 논문과 몇 가지 점에서 차이를 갖는다. 먼저 본 논문은 SITC 5 수준에서 계산된 우리나라의 수출입 단가를 이용하여 분석하는데, 이는 Kim(2006)의 논문에 비해 보다 직접적인 접근법이라고 생각된다. 또 다른 차이는 본 논문은 Kim(2006)과는 달리 중국의 무역 확대가 우리나라의 수출단가와 수입단가에 미치는 효과를 각각 분석하였다는 점인데, 이는 교역조건 변화에 있어서 국별가격효과의 존재를 사전적으로 배제하지 않음을 의미한다. 반면 Kim(2006)은 한 품목에 대해 한 가지의 국가가격만이 존재하는 것으로 가정함으로써 국별 가격효과의 존재를 원천적으로 배제하고 있다.<sup>5)</sup>

마지막으로 본 논문은 소위 Prebisch-Singer 가설과 관련된 오랜 논쟁들 및 이와 관련된 문헌들과도 연관성이 있다. 일

3) 중국의 부상이 한국경제에 미친 영향에 관한 실증적 논문은 다수 있으나, 여기에서는 별도로 논의하지 않는다. 다만, 지적하고자 하는 점은 중국의 주변국에 대한 영향 중 교역조건의 변화를 통한 영향이 중요한 것으로 논의되고 있음에도 불구하고, 이를 실증적으로 분석한 논문은 거의 찾기 어렵다는 점이다. 중국의 영향에 관한 기존 논문들은 Li(2002), Lall and Albaladejo(2004), World Bank(2006), 최용석 외(2005), 한진희·최용석(2007), Ahn, Fukao, and Ito(2007), Kim et al.(2006), Ito and Hahn(2008) 등과 이들 논문에서 인용된 문헌을 참조하기 바란다.

4) Kim(2006)은 또한 중국의 무역확대가 우리나라의 교역조건에 부정적인 영향을 미쳤음을 보이고 있으나, 주된 논의는 멕시코에 대한 영향을 중심으로 이루어지고 있다.

5) 즉, Kim(2005)은 그 분석에 있어서 일률일가의 법칙이 성립됨을 가정하고 있는 것이다.

찍이 Prebisch(1950) 및 Singer(1950)는 주로 공산품 수출국인 선진국과는 달리 주로 1차상품 수출국인 개도국의 교역조건은 1차상품의 낮은 소득탄력성, 낮은 진입장벽 및 개도국의 무한탄력적 노동공급 여건 등으로 인하여 장기적으로 하락할 가능성이 높다고 주장하였다. 이후 문헌들은 개도국 교역조건의 장기적 변화의 요인보다는 주로 개도국의 교역조건 장기적 하락 여부를 살펴보는 데 초점을 두어 왔다. Kaplinsky(2006)는 관련 문헌을 토대로 개도국의 교역조건이 전후 수십 년간 추세적으로 하락하였다고 논의하였으며, 그 원인은 개도국의 낮은 혁신활동(innovation intensity) 및 이로 인한 개도국 수출품의 낮은 진입장벽 등에 있다고 주장하고 있다. 그리고 그는 개도국의 낮은 혁신활동 및 개도국 수출품의 낮은 진입장벽은 품목특정적(product-specific) 요인이 아니라 국가특정적(country-specific) 요인이라고 주장하고 있다. 본 논문의 전 세계 국가에 대한 교역조건 분해결과는 위의 논의에 대해서도 시사점을 제공해 줄 수 있다.

본 보고서의 구성은 다음과 같다. 먼저 제II장에서는 한국 및 전 세계 국가들의 교역조건 분해결과를 논의한다. 제III장은 중국의 무역확대가 한국의 수출입 단가 및 교역조건 변화에 미친 영향을 계량적으로 분석한다. 제IV장에서는 본고의 주요 결과들을 요약하고 결론을 맺는다.

## II 한국 교역조건 하락추세의 요인분해 및 국제비교

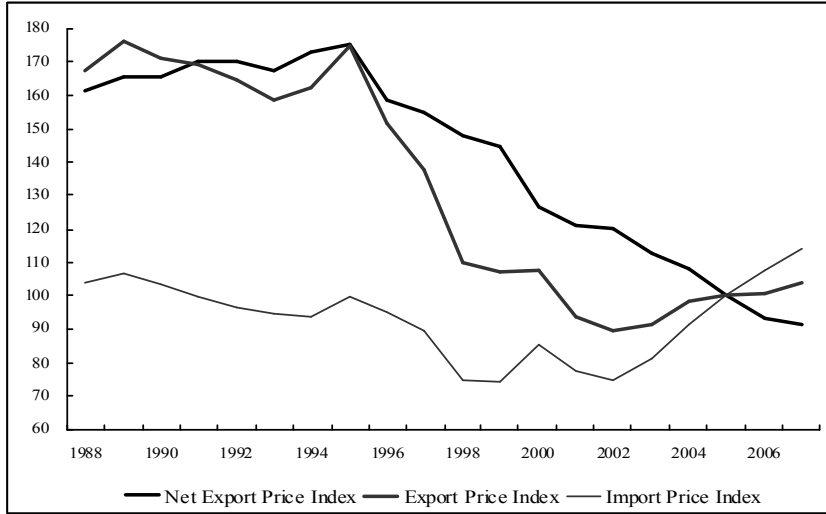
### 1. 최근 교역조건의 추이

먼저 본 절에서는 1990년대 중반 이후 우리나라 교역조건 변화의 전반적 패턴인 수출단가의 하락과 수입단가의 상승에 대해서 간략히 살펴본다(Figure 1과 Table 1). 우리나라 교역조건의 변화 패턴은 90년대 말과 2000년대에 차이를 보인다. 1990년대 후반기의 교역조건 하락(연평균 -6.5%)은 수출입단가가 모두 하락하는 가운데 수입단가의 하락(연평균 -3.1%)보다, 주로 수출단가의 하락(연평균 -9.6%)에 의해 주도되었다. 이외는 대조적으로 2000년대 이후의 교역조건 하락은 주로 수입단가의 급속한 상승에 의해 주도되었다. 1990년대 후반기의 수출단가 하락은 반도체, 정보통신기기 등 전기전자제품에 의해 주도되었고, 2000년 이후의 수입단가 상승세는 잘 알려진 바와 같이 원유, 원자재, 곡물 등에 의해 주도되고 있다.

그러면 1990년대 중반 이후 우리나라에서 나타난 교역조건의 하락추세는 동 기간 중 다른 국가의 교역조건 변화추세에 비추어 과연 이례적이라고 할 수 있는가? 그리고 이러한 교역조건의 하락추세에



[Figure 1] Korea's Export & Import Price Index and Terms of Trade Changes



Source: Bank of Korea.

<Table 1> Korea's Export & Import Price Index and Growth of Terms of Trade

(Unit: %)

	1988~95	1995~2000	2000~07	1995~2007
Terms of Trade	1.2	-6.5	-4.7	-5.5
Export Price Index	0.6	-9.6	-0.5	-4.3
Semiconductor	-20.7	-40.7	-28.4	-33.5
Precision Equipment	1.2	-3.7	-8.3	-6.4
Information & Communication Equipment	2.0	-12.4	-1.8	-6.2
Electric Machine for Domestic Purpose	3.2	-6.3	-3.5	-4.6
Import Price Index	-0.6	-3.1	4.2	1.1
Electric Machine for Domestic Purpose	0.2	-9.0	-7.5	-8.1
Information & Communication Equipment	-1.9	-8.2	-7.6	-7.8
Precision Equipment	2.3	-3.3	-4.9	-4.2
Semiconductor	1.2	4.0	-5.0	-1.2
Crude Oil	1.6	8.9	12.7	11.1

Source: Bank of Korea.

국별 가격효과와 재화상대가격효과는 각각 어느 정도 기여하였으며, 그 결과는 다른 국가들에 비해 어떠한 특징을 갖는가?

## 2. 교역조건 분해의 방법론

본 논문에서 사용한 교역조건 분해의 방법론은 기본적으로 Baxter and Kouparitsas (2000)의 방법론을 따른 것으로서, 이는 교역조건의 변화를 국별가격효과와 재화상대가격효과로 구분하는 방법이다. 이를 간략히 설명하면 다음과 같다. 편의상 먼저 경제 내에 상품(commodity), 공산품(manufactures) 등 두 개의 재화만 존재하는 경우에 대한 분해방법론을 설명한다.

경제 전체의 수출단가는 하위 재화 수출단가의 기하 가중평균으로 다음의 식과 같이 정의된다.

$$p^x = s_c^x p_c^x + s_m^x p_m^x \quad (1)$$

여기에서  $p^x$ 는 경제 전체의 수출단가의 로그값이고,  $p_i^x$ 는 하위 재화 수출단가의 로그값이다. 하첨자  $i$ 는 상품의 경우  $c$ , 공산품의 경우  $m$ 의 값을 갖는다.  $s_i^x$ 는 재화  $i$ 의 수출비중으로서,  $s_c^x + s_m^x = 1$ 이다. 마찬가지로 경제 전체의 수입단가는 하위 재화 수입단가의 기하 가중평균으로서 다음의 식과 같이 정의된다.

$$p^m = s_c^m p_c^m + s_m^m p_m^m \quad (2)$$

이때 교역조건(로그값)은 다음과 같이 정의된다.

$$\ln TOT = p^x - p^m \quad (3)$$

위 식 (3)은 간단한 조작을 거쳐 국별 가격효과 항과 재화상대가격 항으로 분해될 수 있다. 여기에서 국별 가격효과는 동일한 재화에 대하여 수출가격과 수입가격의 차이에 의한 효과를 나타내는데, 그 예로 상품의 경우 국별 가격효과는  $(p_c^x - p_c^m)$ 와 같은 항을 포함하게 된다. 한편, 재화상대가격효과는 상이한 재화의 상대가격, 즉  $(p_c^x - p_m^x)$ 과 같은 항을 포함하게 된다. 그러나 교역조건을 국별 가격효과와 재화상대가격효과로 분해하는 방법이 유일한 것은 아니다. Baxter and Kouparitsas(2000)가 설명하듯 분해방법은 국별 가격효과 항에 수출비중과 수입비중 가운데 어떤 가중치를 적용하느냐에 따라 두 가지 종류의 방법이 존재한다. 국별가격효과 항에 수출비중 가중치를 적용할 경우 교역조건은 다음과 같이 분해될 수 있다.

$$\begin{aligned} \ln TOT &= p^x - p^m \\ &= \underbrace{s_c^x (p_c^x - p_c^m) + s_m^x (p_m^x - p_m^m)}_{\text{국별가격효과}} \\ &\quad + \underbrace{(s_c^x - s_c^m)(p_c^m - p_m^m)}_{\text{재화상대가격효과}} \quad (4) \end{aligned}$$

한편, 국별 가격효과 항에 수입비중 가중치를 적용할 경우 교역조건은 다음과 같이 분해될 수 있다.

$$\begin{aligned} \ln TOT &= p^x - p^m \\ &= \underbrace{s_c^m (p_c^x - p_c^m) + s_m^m (p_m^x - p_m^m)}_{\text{국별 가격효과}} \\ &\quad + \underbrace{(s_c^x - s_c^m)(p_c^x - p_m^x)}_{\text{재화상대 가격효과}} \quad (5) \end{aligned}$$

위의 식 (4), (5)는 재화상대 가격효과를 표시함에 있어 공산품을 단위재 (numeraire)로 사용하였다.

일반적으로 경제에 n개의 재화가 존재한다고 할 경우 교역조건을 국별 가격효과와 재화상대 가격효과로 분해하는 방법은 2n개가 존재한다. 즉, 국별 가격효과에 수출비중과 수입비중 가운데 어느 것을 가중치로 적용하느냐에 따라 두 가지 종류가 존재하고, 그 각각에 대하여 단위재로 어떤 재화를 사용하느냐에 따라 n개의 방법이 존재하기 때문이다.

여기에서 주목할 점은 국별 가격효과 부분은 동일 재화의 수출, 수입가격의 차이를 측정하는 것이므로 단위재의 선택에 영향을 받지 않으며, 이는 재화상대 가격효과 역시 단위재 선택에 영향을 받지 않음을 의미한다는 점이다. 즉, 교역조건을 국별 가격효과와 재화상대 가격효과로 단순히 분해할 경우, 그 결과는 단위재의 선택에 따른 n가지 방법에 따라 달라지

지 않는다. 단위재의 선택은 재화상대 가격효과와 하위 구성항목의 크기에만 영향을 미친다. 따라서 교역조건 변화는 국별 가격효과와 재화상대 가격효과 등 두 항목으로 분해하는 방법은 경제 내에 존재하는 재화의 개수에 관계 없이 두 가지가 존재한다고 말할 수 있다.

편의상 n개의 재화가 존재할 경우 교역조건 분해방법을 수식으로 나타내면 다음과 같다.

먼저 교역조건(로그값)은 다음과 같이 정의된다.

$$\begin{aligned} \ln TOT &= p^x - p^m \\ &= \sum_i s_i^x p_i^x - \sum_i s_i^m p_i^m \quad (6) \end{aligned}$$

국별 가격효과 항에 수출비중을 가중치로 적용한 방법 I의 경우 교역조건은 다음과 같이 분해된다.

**방법 I:**

$$\begin{aligned} \ln TOT &= \sum_i s_i^x (p_i^x - p_i^m) \\ &\quad + \sum_{i \neq k} (s_i^x - s_i^m)(p_i^m - p_k^m) \quad (7) \end{aligned}$$

여기에서 하첨자 k는 단위재를 나타낸다. 한편, 국별 가격효과 항에 수입비중을 가중치로 적용한 방법 II의 경우 교역조건은 다음과 같이 분해된다.

**방법 II:**

$$\ln TOT = \sum_i s_i^m (p_i^x - p_i^m) + \sum_{i \neq k} (s_i^x - s_i^m) (p_i^x - p_k^x) \quad (8)$$

본 논문에서는 교역조건의 변화(change)를 분해하는 것을 목적으로 한다. 따라서 방법 I을 사용하는 경우 교역조건의 변화는 다음과 같이 분해된다.

$$\Delta \ln TOT = \Delta \left( \sum_i s_i^x (p_i^x - p_i^m) \right) + \Delta \left( \sum_{i \neq k} (s_i^x - s_i^m) (p_i^x - p_k^x) \right) \quad (9)$$

여기서  $\Delta$ 는 예를 들어  $t$ 년도에서  $t + \tau$ 년도까지의 변화분을 나타낸다.

### 3. 재화별 수출입단가의 계산 방법 및 자료

앞의 절에서는 각 재화별 수출입단가 자료가 존재한다는 전제하에서 교역조건의 분해방법을 설명하였다. 본 절에서는 상품, 연료, 공산품 등 각 재화의 수출입단가지수를 국가별로 산출하는 방법을 설명한다. 세계 주요 국가에 대한 경제 전체의 수출입단가지수는 World Development Indicator(WDI)의 수출입 금액 및 물량 자료를 이용하여 산출이 가능하다. 그러나 본 논문에서는 통일된 분류에 의한 주요 재화별 수출입단가 자료가 필요한데, 이

러한 자료를 각국에 대해 구하기는 어렵다. 따라서 본 논문에서는 UNComtrade 자료의 SITC(Rev. 3) 5자릿수 품목 단위의 각국의 수출입 자료를 이용하여 각국별, 재화별, 연도별 수출입단가지수를 산출하였다.

본 논문에서는 경제 내에 상품(commodity), 연료(fuel), 공산품(manufactures) 등 세 가지 재화가 존재한다고 전제하고, 각 재화에 대한 국가별, 연도별 수출입단가지수를 산출하였다. Baxter and Kouparitsas(2000)에서와 마찬가지로 상품은 SITC 0, 1, 2, 4, 68, 연료는 SITC 3, 공산품은 SITC 5, 6(68 제외), 7, 8에 해당되는 품목으로 분류하였다.

한편, 세부 무역통계에서 계산된 수출(입)단가가 연도에 따라 매우 극단적인 값을 보이는 경우가 많았는데, 이는 주로 수출입 물량자료가 시계열적으로 일관성 있게 집계되지 못하고 있기 때문으로 판단되었다. 이러한 점을 고려하여 본 논문에서는 다음 두 단계에 걸쳐 극단치를 제거하였다. 첫 단계에서 어떤 품목의 수출(입)단가 전년 대비 증가율의 분포에서 상하위 각 5%를 벗어나는 경우, 본 논문은 이를 극단치로 간주하여 해당 연도의 수출(입)단가 산출에서 제외하였다. 그 다음으로 전년 대비 수출(입)단가가 100배 이상으로 상승하거나 혹은 1/100 이하로 하락하는 품목은 수출(입)단가지수의 산출에서 제외하였다. 결과적으로 본 논

문에서 지수산출 대상품목은 2005년의 경우 전체 품목 수의 88%를 포괄하며, 금액 기준으로는 총수출금액의 99%, 총수입금액의 98%를 포괄한다.<sup>6)</sup>

각 재화별 수출(입)단가의 산출은 한국은행에서 사용하고 있는 연쇄파쇄식 방법을 따랐는데, 이는 품목별 수출(입)물량을 가중치로 하는 산출방법이다. 이 과정을 간단히 소개하면 다음과 같다. 먼저 전년 대비 당해연도(t)의 수출입 단가비율은 다음과 같이 정의된다.

$$\frac{\sum_i PQ}{\sum_i P_{-1}Q}$$

이때 당해연도의 단가지수는 전년도의 단가지수에 전년 대비 당해연도 단가비율을 곱함으로써 산출된다. 따라서 모든 연도의 단가지수는 기준연도의 단가지수(=100)에 기준연도부터 당해연도까지의 인접된 연도 간 단가지수비율들을 곱해 줌으로써 구해진다.<sup>7)</sup>

한편, 본 논문의 교역조건 변화의 분해에 포함된 국가표본은 다음과 같은 절차를

를 통하여 선정하였다. 먼저 주 관심의 대상인 1996~2006년 기간에 대하여 전 세계 200여 개 국가를 대상으로 상품, 연료, 공산품 등의 각 재화별 수출입단가를 계산한 후, 동 기간 중 모든 연도에 대하여 각 재화별 수출입단가가 모두 계산되는 국가를 기본적 분석 대상으로 삼았으며, 이들 국가 수는 68개이다. 이들 국가가 본 논문의 ‘전체 표본(full sample)’에 해당한다.

그러나 이들 국가를 모두 분석에 포함시켜야 하는지는 분명치 않다. 국가마다 수출입단가의 산출방법 및 자료가 상이하기 때문에 본 논문에서 산출된 국가별 수출입단가의 움직임이 공식적인 국가별 통계와 차이가 날 수 있기 때문이다. 따라서 본 논문에서 계산된 경제 전체의 수출입단가와 공식적 국가별 통계에 의한 수출입단가의 움직임을 비교해 볼 필요가 있다. <Table 2>는 WDI에 의거한 수출입단가와 본 논문에서 산출된 수출입단가의 연간 증가율의 국가별 상관계수를 보여준다. 국가별 상관계수에 따라 68개 전체 표본 국가를 4개 그룹으로 분류하였다.

첫 번째 그룹(A)은 WDI를 토대로 수출입단가가 모두 계산 가능하고, 수출

6) 두 단계에 걸쳐 제외된 품목은 12개국에 걸친 385개 품목으로서 그 구체적 내용은 <Appendix 1>에 제시되어 있다. 이와 같이 두 단계에 걸쳐 극단치를 제거하는 대신 일괄적으로 상하위 5%보다 더 많은 관측치, 예를 들어 상하위 10%를 벗어나는 관측치를 제거함으로써 이러한 문제를 해결할 수도 있을 것이다. 그러나 극단치의 문제가 공산품보다는 상품과 연료에서 더 심각하고, 또한 이러한 문제가 일부 국가에 집중되는 경향을 보이고 있기 때문에 일괄적으로 많은 관측치의 극단치를 제거하는 방법보다는 본 논문에서와 같이 두 단계에 걸쳐 극단치를 제거하는 방법이 관측치의 손실을 줄이는 방법이라고 판단하였다.

7) 상세한 설명은 한국은행의 『알기 쉬운 경제지표 해설』을 참조하기 바란다.

〈Table 2〉 68 Countries Samples

Country name	Correlation		Group	Country name	Correlation		Group
	Export Price Index	Import Price Index			Export Price Index	Import Price Index	
ARG	0.986	0.909	A	COL	0.953	-0.128	B
BRA	0.977	0.664	A	HUN	0.967	-0.207	B
ESP	0.863	0.785	A	VEN	-0.012	0.726	B
HKG	0.821	0.739	A	CIV	0.325	0.402	C
IDN	0.623	0.915	A	CRI	0.481	0.527	C
ITA	0.991	0.825	A	FRA	0.455	-0.030	C
JPN	0.955	0.982	A	GRC	-0.903	0.844	C
KEN	0.650	0.673	A	HND	0.150	-0.090	C
KOR	0.709	0.991	A	MYS	0.322	0.037	C
NOR	0.986	0.933	A	NLD	0.255	-0.246	C
NZL	0.903	0.801	A	OMN	0.431	0.832	C
PAK	0.645	0.927	A	PHL	0.477	0.134	C
PER	0.934	0.914	A	PRT	0.575	-0.113	C
POL	0.917	0.847	A	TUN	0.356	-0.121	C
SLV	0.674	0.635	A	IND	-0.571	-0.265	C
SWE	0.822	0.658	A	MEX	-0.440	-0.143	C
THA	0.629	0.754	A	JAM	0.282		D
TUR	0.832	0.854	A	LVA	0.852		D
URY	0.876	0.859	A	AUT			D
USA	0.968	0.807	A	BRB			D
AUS	0.768	0.528	B	CHE			D
CAN	0.889	0.608	B	CZE			D
CHN	0.234	0.883	B	EST			D
DEU	0.926	0.986	B	FIN			D
DNK	0.469	0.607	B	GBR			D
DZA	0.971	0.337	B	HRV			D
ECU	0.920	0.102	B	ISL			D
GTM	0.904	0.256	B	KAZ			D
IRL	0.686	0.588	B	LTU			D
MAR	0.412	0.782	B	MKD			D
NER	0.339	0.602	B	ROM			D
NIC	0.782	0.617	B	SVK			D
SGP	0.342	0.820	B	SVN			D
BOL	0.716	-0.131	B	TTO			D

Note: Depending on the patterns of correlations between WDI data set and UNComtrade data set, the 68 countries were classified into four sub-groups.

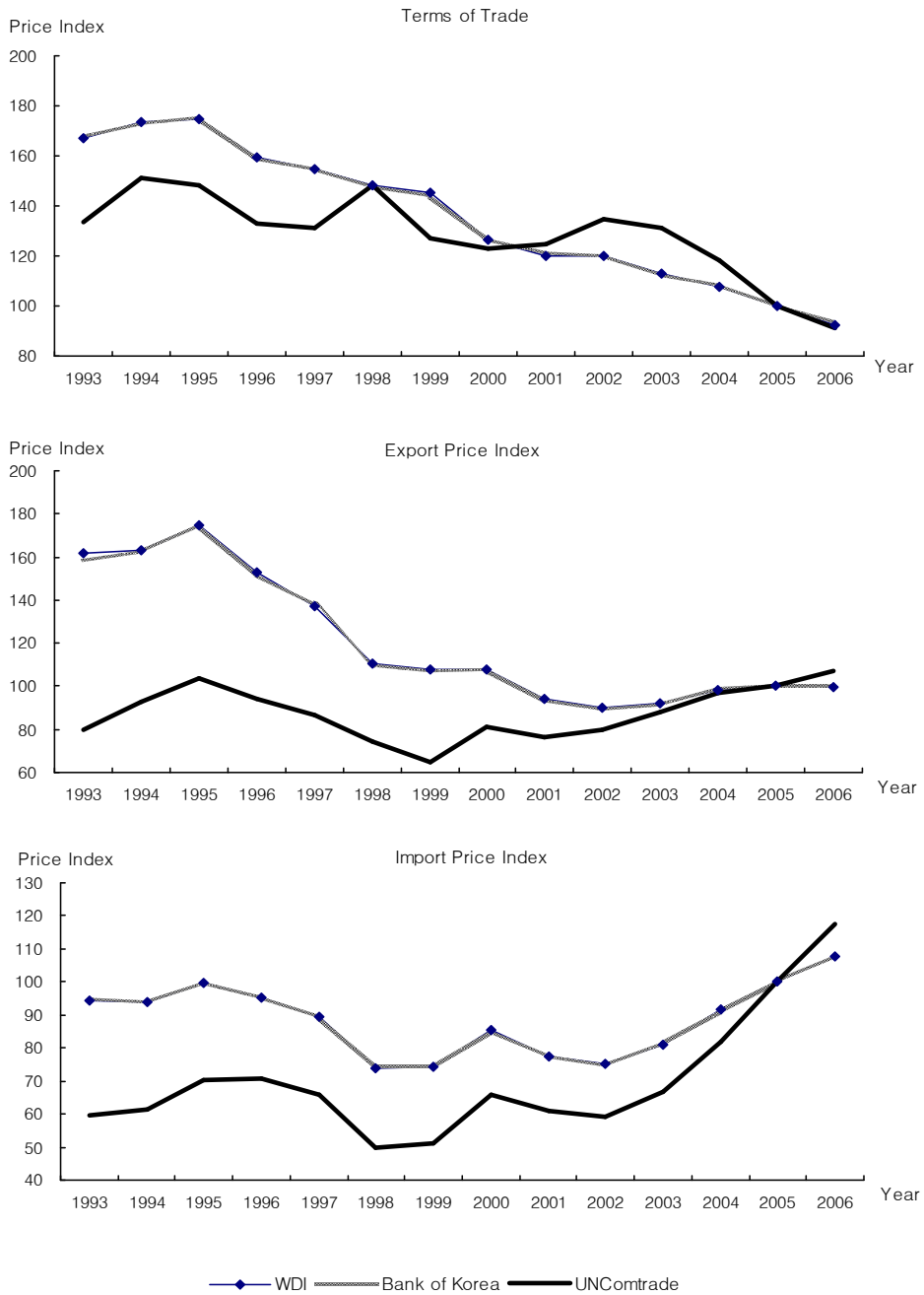
단가의 상관계수와 수입단가의 상관계수가 모두 양(+)의 값으로, 즉 적어도 10% 수준에서 유의하게 나타나는 국가들로서, 이들 국가 수는 20개이다. 두 번째 그룹(B)은 WDI를 토대로 수출입단가가 모두 계산 가능하지만, 수출단가의 상관계수와 수입단가의 상관계수 중 한 가지만이 10% 수준에서 유의한 양(+)의 값을 나타내고, 나머지 한 가지는 유의한 상관관계를 보이지 않는 국가이다. 이들 국가 수는 17개이다. 세 번째 그룹(C)은 WDI를 토대로 수출입단가가 모두 계산 가능하지만, 그 어느 것도 10% 수준에서 유의한 양(+)의 상관관계를 보이지 않는 국가이다. 이들 국가 수는 13개이다. 네 번째 그룹(D)은 WDI를 토대로 수출단가 및 수입단가 둘 중 한 가지라도 계산되지 않는 국가로서, 이들 국가는 본 논문에서 계산된 수출입단가와 공식통계 간의 일치성 여부를 점검하기 어려운 국가이다. 이들 국가 수는 18개이다. 본 논문에서는 기본적으로 그룹 A, B와 그룹 D의 국가들을 합한 표본을 분석 대상으로 하며, 이들 국가 수는 55개이다.<sup>8)</sup> 한편, 한국의 경우 한국은행에서 공식적으로 발표하는 수출

입단가 및 교역조건 통계가 존재함으로써 본 논문에서 UNComtrade 자료를 토대로 계산한 한국의 수출입단가 및 교역조건의 움직임을 한국은행이 발표한 자료 및 WDI를 토대로 계산된 것과 비교가 가능하다. [Figure 2-1]과 [Figure 2-2]는 각각 세 가지 출처로부터의 교역조건, 수출단가 및 수입단가의 수준과 전년동기 대비 증가율의 추이를 비교한 것이다. 먼저 한국은행의 공식통계와 WDI 자료를 토대로 계산된 수출입단가 및 교역조건의 움직임은 거의 일치하였다. 본 논문에서 산출된 수출단가 및 교역조건의 모습은 한국은행 공식통계와 비교해 볼 때, 기준연도(2005년)와 멀리 떨어질수록 양 지표의 수준에 차이가 발생하지만 전체적으로 수출입단가 및 교역조건의 움직임을 장단기 특성들을 비교적 잘 반영하고 있는 것으로 보인다. 예를 들어, 1990년대 후반기 수출단가의 하락세, 2000년대 이후 수입단가의 상승세 등은 본 논문에서 계산된 지표에서도 나타나고 있다. 결과적으로 1990년대 중반 이후 교역조건의 하락 또한 두 지표에서 잘 나타나고 있다.<sup>9)</sup> 한편, 연간 증가율 측면에도 본 논문에서

8) D그룹을 제외한 결과도 이하에서 논의될 결과와 질적으로 매우 유사하였으므로 별도로 보고하지 않는다.

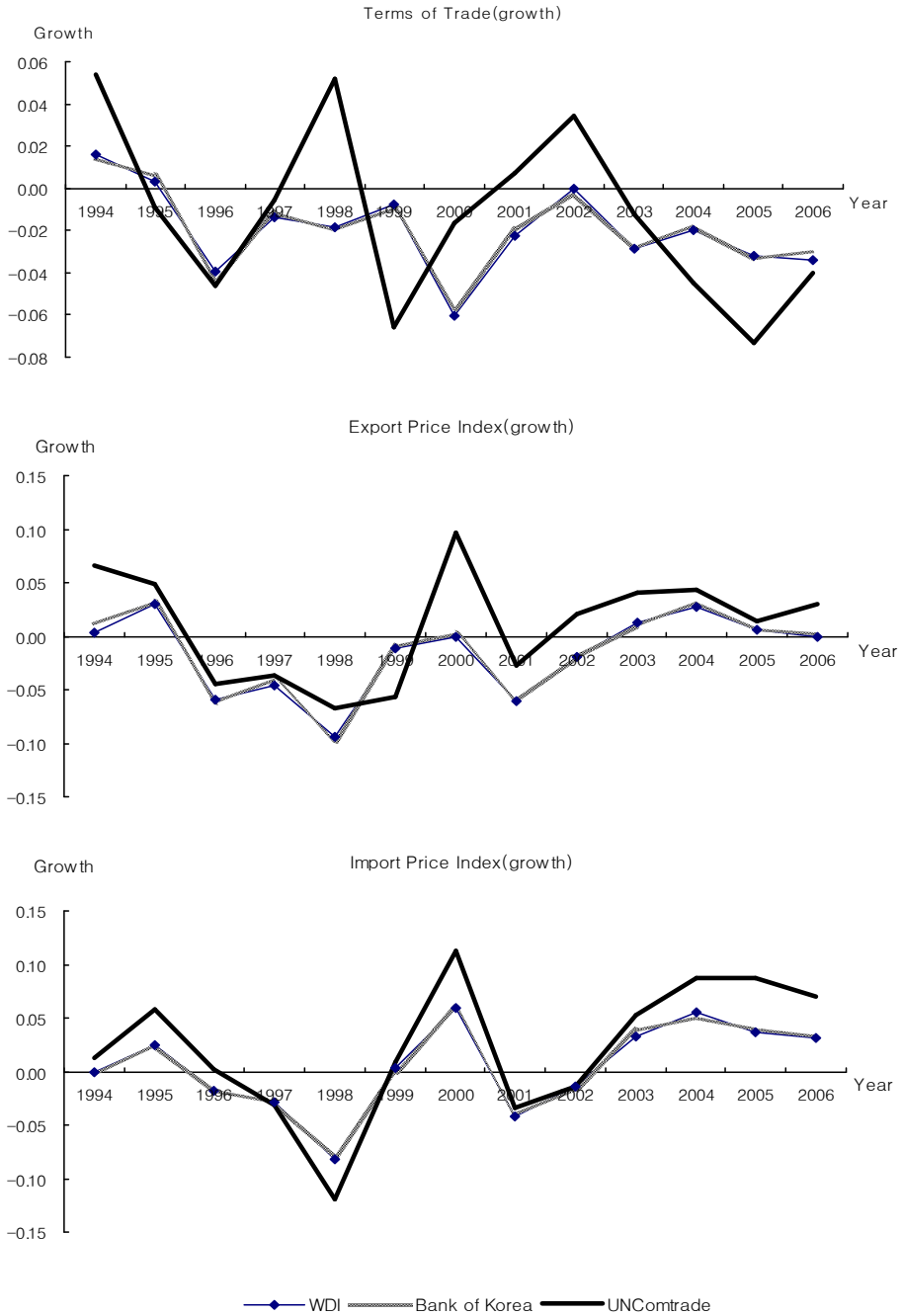
9) 본 논문에서 계산된 수출단가의 수준이 2000년대 이후 다소 상승하는 모습을 보이는 점은 한국은행 공식통계와 다른 점이라고 판단된다. 그러나 본 논문과 한국은행에서 사용하는 자료 및 지수산출 방법의 차이를 고려하면, 이 정도의 차이가 나는 것은 어쩌면 당연한 결과일 수 있다. 예를 들어, 한국은행은 보다 세분화된 자료, 즉 HSK 10단위의 건별 무역통계를 이용하는 반면, 많은 품목을 극단치 제거과정에서 제거하여 (2005년의 경우) 지수산출 대상품목은 전체 품목 수의 11.4%(그러나 금액 기준으로는 총수출금액의 78.4%, 총수입금액의 79.4%)만을 포함하고 있다. 위에서 설명하였듯이 본 논문에서의 지수산출 대상 포괄범위는 이보다 훨씬 넓다.

[Figure 2-1] Korea's Terms of Trade and Export & Import Price Index





[Figure 2-2] Growth of Korea's Terms of Trade and Export & Import Price Index



<Table 3> Pairwise correlations of export & import price Index and TOT among BOK, WDI, and this paper

		Bank of Korea	World Bank	UNcomtrade
Terms of Trade	Bank of Korea	1	0.991	0.477
	World Bank		1	0.474
	UNcomtrade			1
Export Price Index	Bank of Korea	1	0.997	0.781
	World Bank		1	0.776
	UNcomtrade			1
Import Price Index	Bank of Korea	1	0.997	0.986
	World Bank		1	0.986
	UNcomtrade			1

Note: Annual Growth Correlations

계산된 수출단가와 수입단가의 움직임은 한국은행의 공식통계와 상당히 유사한 모습을 보이고 있다. <Table 3>은 양 지표 간 상관계수가 수출단가의 경우 0.781, 수입단가의 경우 0.986으로 매우 높음을 보여주고 있다. 다만, 교역조건의 연간 증가율의 상관계수는 0.477로 낮은 것으로 나타나고 있다. 따라서 본 논문에서 계산된 교역조건지수를 이용하여 연간 단위의 단기적 분석을 수행하는 것에 신중할 필요가 있다.<sup>10)</sup>

#### 4. 무역구조와 교역조건의 변화

교역조건 변화의 분해 결과를 살펴보기에 앞서, 먼저 1990년대 중반 이후 전 세계 각국의 교역조건의 중장기적 변화추세와 무역구조 간에 어떠한 연관성이 있는가를 살펴본다. <Table 4>는 55개 국가 표본에 대하여 1996~2006년 기간 중 수출입단가 및 교역조건의 추세와 각국의 수출입 구조를 보여주고 있다.<sup>11)</sup> Table에는 이러한 국가 및 국가 그룹별로 상품, 연료, 공산품이 각각 수출 및 수입에서 차지하는 비중(1993~2006년 평균값)이 표시되어 있다. 순수출비중은 각 재화별

10) 본 논문에서 이러한 문제는 우려가 되지 않는다. 본 논문은 중장기적 교역조건의 변화에 초점을 맞추고 있다.

11) 1993~2006년 기간에 대한 결과는 <Appendix 2>에 제시되어 있으나, 국가 수는 40개국으로 줄어든다.

〈Table 4〉 Change of terms of trade and trade structure, 1996~2006

(Unit: %)

	Country Obs.	Growth			Export Shares			Import Shares			Net Export Shares		
		Export Price Index	Import Price Index	Terms of trade	Commodity	Fuel	Manufactures	Commodity	Fuel	Manufactures	Commodity	Fuel	Manufactures
Developing Countries													
Commodity	21	0.8	1.6	-0.8	36.1	4.2	59.8	13.8	10.2	76.0	22.2	-6.0	-16.2
Fuel	6	4.4	-1.9	6.3	21.5	41.2	37.3	20.7	8.4	71.0	0.9	32.8	-33.7
Manufactures	10	2.3	5.3	-2.9	15.3	3.9	80.8	19.1	11.8	69.1	-3.8	-7.9	11.7
Total	37	2.2	3.6	-1.4	21.1	7.9	71.1	18.0	11.0	71.0	3.1	-3.2	0.1
Developed Countries													
Commodity	7	1.5	4.3	-2.8	36.6	7.0	56.4	22.4	13.0	64.6	14.2	-6.0	-8.2
Fuel	2	6.5	3.9	2.5	11.3	16.5	72.2	15.5	3.8	80.8	-4.2	12.8	-8.6
Manufactures	9	1.4	5.1	-3.7	9.2	0.6	90.2	18.4	10.1	71.6	-9.2	-9.4	18.6
Total	18	2.1	4.8	-2.7	16.1	4.2	79.7	19.0	10.0	71.1	-2.9	-5.8	8.7
World													
Commodity	28	1.3	3.5	-2.2	36.4	6.1	57.5	19.7	12.1	68.2	16.7	-6.0	-10.7
Fuel	8	5.9	2.4	3.5	14.0	23.0	62.9	16.8	5.0	78.2	-2.8	18.1	-15.3
Manufactures	19	1.7	5.1	-3.4	11.1	1.7	87.3	18.6	10.7	70.8	-7.5	-9.0	16.5

수출비중에서 수입비중을 차감한 것이다. 한편, 55개 국가는 선진국과 개도국으로,<sup>12)</sup> 그리고 이 각각에 대하여 상품 수출국, 연료 수출국, 공산품 수출국으로 분류되었다. 여기에서 상품, 연료 혹은 공산품 수출국의 분류는 그 국가의 순수출 비중이 가장 높은 재화를 기준으로 하였

다. 그리고 <Table 4>의 수치들은 1996~2006년 기간 평균 수출액으로 가중평균된 값이다.

<Table 4>의 첫 번째 열은 각각의 국가별 그룹의 국가 수이다. 선진국과 개도국의 국가별 분포 수는 선진국이 21개, 개도국이 37개 국가이다. 개도국의 경우는

12) 본 논문에서 선진국은 Baxter and Kouparitsas(2000)에서와 마찬가지로 기본적으로 IMF 분류에 의한 것이다. 단, OECD 국가인 터키와 소득 수준이 높은 룩셈부르크는 IMF 분류에 나타나 있지 않으나, 본 논문에서는 선진국으로 분류하였다. 선진국이 아닌 모든 국가는 개도국으로 분류하였다.

총 37개국 중 21개국이 상품 수출국, 10개국이 공산품 수출국, 그리고 6개국이 연료 수출국으로 분류되었다. 반면, 선진국의 경우는 총 18개국 중 9개국이 공산품 수출국으로 분류되고 선진국 가운데에서 나머지 7개국은 상품 수출국, 그리고 2개국은 연료 수출국으로 분류되었다. 공산품에 대한 비교우위가 개도국보다는 선진국에서 보다 두드러진다는 점은 향후 한국의 성장에 있어서도 제조업의 역할이 무시될 수 없음을 시사한다고 볼 수 있다.<sup>13)</sup>

1996~2006년 기간 중 개도국 전체의 가중 평균된 교역조건은 연평균 -1.4% 정도 하락하였고, 선진국도 동 기간 중 연평균 -2.7% 정도 하락한 것으로 계산되었다. 수출 유형에 따른 패턴을 살펴보면, 동 기간 중 전 세계 평균적으로 연료 수출국의 교역조건은 연평균 3.5% 정도 상승한 반면, 공산품 수출국(연평균 -3.4%) 및 상품 수출국(연평균 -2.2%)의 교역조건은 하락하였다. 이를 선진국과 개도국으로 나누어 살펴보면, 선진국과 개도국 간 교역조건의 장기적 추세의 뚜렷한 차이는 발견되지 않는다. 다만, 공산품 수출국의 경우 선진국의 교역조건 하락폭이 개도국보다 다소 컸고, 연료 수출국의 경우 개도국의 교역조건 상승률이 선진국보다 높았다.

이상에서 살펴본 바와 같이 국가별 교역조건에의 중장기적 추세는 개도국/선진국의 구분보다는 그 국가가 비교우위를 가지고 있는 재화가 무엇인지, 즉 그 국가의 순수출 유형에 따라 주로 결정되는 것으로 나타났다. 즉, 공산품 수출국의 경우 개도국 혹은 선진국을 불문하고 평균적으로 교역조건에의 하락을 경험한 반면, 연료 수출국은 개도국 혹은 선진국을 불문하고 평균적으로 교역조건에의 상승을 경험하였다. 이러한 측면에서 1990년대 중반 이후 교역조건에의 하락의 장기적 원인은 국가적 특성에 기인한다고 강조한 전통적인 Prebisch-Singer류의 ‘개도국 교역조건 하락’ 주장은 최근 그 실증적 뒷받침이 되지 않는다고 할 수 있다.

## 5. 교역조건 변화의 분해 결과

### 가. 우리나라에 대한 분석 결과

<Table 5>는 우리나라의 교역조건 변화를 국별 가격효과 항에 수출비중 및 수입비중 가중치를 각각 사용한 방법 I, II를 이용하여 국별 가격효과와 재화상대 가격효과로 분해한 결과를 보여주고 있다. 먼저 각 기간별 교역조건에의 변화에 재화상대가격효과와 국별 가격효과가 각각 어느 정도 기여하였는지에 대해 논의하고,

13) 향후 한국경제의 소득수준 상승에 따라 서비스업의 비중이 더욱 높아질 것이지만, 이러한 사실이 한국경제의 성장에 있어서 제조업의 중요성이 약화됨을 의미하는 것으로 보기는 어렵다.

<Table 5> Decomposition of TOT change: Korea, 1993~2006

(Unit: %)

Export shares for country price						Goods Price		Country price		
Period	Export Price Index	Import Price Index	Terms of trade	Goods Price	Country price	A1	A2	A3	A4	A5
1993~96	1.7	6.0	-4.3	-4.4	0.1	-1.4	-3.0	-0.3	-0.1	0.5
1996~2001	-4.1	-1.5	-2.6	-3.7	1.1	0.2	-4.0	0.0	0.1	1.0
2001~06	6.7	13.4	-6.7	-10.4	3.8	-1.8	-8.7	0.0	-0.1	3.9
1996~2006	1.3	6.0	-4.6	-7.1	2.5	-0.8	-6.3	0.0	0.0	2.4
1993~2006	1.4	6.0	-4.6	-6.5	1.9	-0.9	-5.6	-0.1	0.0	2.0

Import shares for country price						Goods Price		Country price		
Period	Export Price Index	Import Price Index	Terms of trade	Goods Price	Country price	B1	B2	B3	B4	B5
1993~96	1.7	6.0	-4.3	0.8	-5.1	0.3	0.5	-1.7	-3.3	-0.2
1996~2001	-4.1	-1.5	-2.6	-5.3	2.7	0.5	-5.8	0.1	2.4	0.2
2001~06	6.7	13.4	-6.7	-4.7	-2.0	-0.7	-4.0	-0.2	-2.2	0.4
1996~2006	1.3	6.0	-4.6	-5.0	0.4	-0.1	-4.9	0.0	0.1	0.3
1993~2006	1.4	6.0	-4.6	-3.7	-0.9	0.0	-3.7	-0.4	-0.7	0.2

Note: 1) Goods Price is A1+A2, B1+B2. Country price is A3+A4+A5, B3+B4+B5.  
 2)  $A1 = (axc - amc) * (pmc - pmm)$ ,  $A2 = (axf - amf) * (pmf - pmm)$ ,  $A3 = axc * (pxc - pmc)$ ,  
 $A4 = axf * (pxf - pmf)$ ,  $A5 = axm * (pxm - pmm)$ ,  $B1 = (axc - amc) * (pxc - pxm)$ ,  
 $B2 = (axf - amf) * (pxf - pxm)$ ,  $B3 = amc * (pxc - pmc)$ ,  $B4 = amf * (pxf - pmf)$ ,  
 $B5 = amm * (pxm - pmm)$ .  
 3)  $a_{ij}$  is individual items' export(import) shares.  $i=x, m$ .  $x$ (export),  $m$ (import).  $p_{ij}$  is individual items' export(import) price index.  $j=c, f, m$ .  $c$ (commodity),  $f$ (fuel),  $m$ (manufactures).  $A1$  and  $A2$  denote the effects from changes in the price of commodity and fuel respectively, relative to manufactures.  $A3, A4, A5$  denote the country price effects of commodity, fuel and manufactures respectively.  $B1-B5$ , denote the effects when imports are used as weights for country price effects, and are defined symmetrically.

그 다음에 재화상대가격효과 및 국별 가격효과가 어떠한 요인에 의해 설명되는 지에 대해 논의하기로 한다.

전 기간(1993~2006년)에 대한 분해 결과를 살펴보면, 동 기간 중 본 논문에서 계산된 교역조건은 연평균 -4.5% 내외의

속도로 하락하였는데, 이러한 교역조건  
의 하락은 주로 재화상대가격효과에 의  
해 주도되었음이 나타난다. 동 기간 중  
재화상대가격효과에 의한 연평균 교역조  
건 하락률은 방법 I의 경우 -6.5%, 그리고  
방법 II의 경우 -3.6% 정도로 나타난다.  
국별 가격효과의 역할은 방법 I 및 II에서  
다소 차이가 있다. 방법 I의 경우, 동 기  
간 중 국별 가격효과는 연평균 1.9% 정  
도로써 재화상대가격효과에 의한 교역조  
건 하락효과를 부분적으로 상쇄하는 역  
할을 수행한 것으로 나타난다. 그러나 방  
법 II의 경우 국별 가격효과는 작지만 음  
(-)의 부호로 나타난다.

하위 기간에 대한 분석 결과를 살펴보  
면 다음과 같다. 외환위기 이전인 1993~  
96년 기간 중에는 교역조건 하락에 대한  
국별 가격효과와 재화상대가격효과의 상  
대적 역할에 대해 양 방법론의 분석 결과  
가 상이하다. 방법 I의 경우 동 기간 중  
교역조건의 하락은 재화상대가격효과에  
의해 주도된 것으로 나타나는 반면, 방법  
II의 경우에는 국별 가격효과에 의해 주  
도된 것으로 나타난다.

우리나라의 교역조건이 추세적으로 하  
락하기 시작한 1996년 이후에는 방법론  
및 시기와 무관하게 교역조건의 하락이  
대부분 재화상대가격효과에 의해 설명되  
는 것으로 나타난다. 1996~2006년 기간  
중 교역조건은 연평균 -4.6% 내외의 속도  
로 하락한 것으로 산출되었는데, 이 가운

데 재화상대가격효과에 의한 부분은 방  
법 I의 경우 -7.1%, 방법 II의 경우 -5.0%  
로 나타난다. 즉, 동 기간 중 재화상대가  
격효과에 의한 교역조건 하락효과는 실  
제 교역조건의 하락분을 설명하고도 남  
는다. 국별 가격효과의 역할은 양 방법론  
간에 다소 차이가 있다. 방법 I의 경우 동  
기간 중 2.5% 정도의 비교적 큰 수치로  
나타났으나, 방법 II의 경우 0.4%의 비교  
적 작은 수치로 나타났다.

1996년 이후 교역조건의 하락이 재화  
상대가격효과에 의해 주도되었다면, 음(-)  
의 재화상대가격효과는 어떤 요인에 의  
해 나타났는가? <Table 5>의 우측에는 재  
화상대가격효과 및 국별 가격효과를 각  
구성요소별로 분해한 결과가 표시되어  
있다. 여기에 나타난 바와 같이 재화상대  
가격효과에 의한 교역조건의 하락은 양  
방법에서 모두 공산품 대비 연료의 상대  
가격 상승(연료 대비 공산품 상대가격이  
하락)에 의해 주도된 것으로 나타난다.  
이러한 결과는 우리나라의 교역조건 하  
락이 1990년대 후반기에는 전기전자제품  
의 수출단가 하락에 의해서, 그리고 2000  
년대 이후에는 원유 등의 수입단가 상승  
에 의해서 주도되었다는 앞의 1절에서의  
논의와 부합하는 것이다. 교역조건 변화  
의 분해 결과가 보여주는 바는 이러한 교  
역조건의 하락이 주로 재화 간 상대가격  
의 변화에 의해서 발생한 것이지 동일한  
재화 내에서 수입가격에 비해 수출가격

이 추세적으로 하락함에 의해 주도된 현상이 아니라는 점이다.

이러한 양(+)의 국별 가격효과가 주로 공산품에서 나타나고 있다. 1996~2006년 기간 동안 공산품부문에서의 수입재 가격 대비 수출재 가격의 상승(혹은 수출재 가격 대비 수입재 가격의 하락)이 동 기간 중 국별 가격효과의 거의 전부를 설명한다. 더욱이 공산품의 국별 가격효과는 1990년대 중반보다 2000년대에 더 크게 나타난다. 또한 국별 가격효과는 수출에 가중치를 부여한 방법I에서 더 크게 나타난다. 이러한 분석 결과는, 공산품부문에서의 수입가격 대비 수출가격의 상승이 1996년 이후 우리나라의 교역조건을 개선시키는 역할을 하였고, 특히 2000년대에 두드러지게 나타났다는 점을 시사하고 있다.

## 나. 55개 국가표본에 대한 분석 결과

우리나라의 1990년대 중반 이후 교역조건 추세의 하락현상을 보다 넓은 시각에서 평가해 볼 수 있다. 이를 위하여 본 논문에서는 위에서 설명한 전 세계 55개국의 교역조건 변화의 분해 결과를 살펴본다. <Table 6>과 <Table 7>은 상품, 연료, 공산품 등 3개 재화의 경우 1996~2006년 기간 중 각국의 교역조건 변화를 각각 방법 I 및 방법 II에 따라 재화상대

가격효과와 국별 가격효과로 분해한 결과이다.

먼저 우리나라와 같은 공산품 수출국의 분해 결과를 살펴보면, 방법 I, II의 경우 모두 재화상대가격효과는 개도국 및 선진국 공산품 수출국의 교역조건 하락의 상당 부분을 설명한다. 방법 I의 경우 재화상대가격효과는 교역조건 하락의 대부분을 설명한다. 방법 II의 경우에도 재화상대가격효과는 개도국 및 선진국 공산품 수출국 교역조건 하락의 약 절반 정도를 설명한다. 그리고 이러한 재화상대가격효과는 주로 공산품 대비 연료의 상대가격 상승(혹은 연료 대비 공산품의 상대가격 하락)으로 인해 발생한다. 따라서 선진국과 개도국을 막론하고 공산품 수출국에서 1996~2006년 기간 중 교역조건이 추세적으로 하락하고, 이러한 교역조건 하락의 상당 부분이 연료 상대가격 상승에 의한 재화상대가격효과에 기인한다는 점은 우리나라에서 관찰된 현상과 매우 유사하다. 이러한 결과는 우리나라의 1996년 이후 교역조건 하락추세의 원인을 규명함에 있어서 매우 중요한 시사점을 갖는다. 즉, 우리나라의 최근 10여 년간 교역조건 추세의 하락현상은 우리나라의 어떤 고유요인보다는 전 세계 공산품 수출국이 공통적으로 당면한 요인들에 주로 기인한다는 점이다.

한편, 연료 수출국의 경우 교역조건 변화에 대한 재화상대가격효과와 국별 가격

<Table 6> Decomposition of TOT change for 55 Countries: Export Share Weighted, 1996~2006

(Unit: %)

	Export shares for country price						Goods Price		Country price		
	Country Obs.	Export Price Index	Import Price Index	Terms of trade	Goods Price	Country price	A1	A2	A3	A4	A5
Developing Countries											
Commodity	21	0.8	1.6	-0.8	-0.6	-0.2	1.0	-1.5	-0.4	0.0	0.2
Fuel	6	4.4	-1.9	6.3	-2.5	8.9	-1.3	-1.3	0.6	8.3	0.0
Manufactures	10	2.3	5.3	-2.9	-1.9	-1.0	0.0	-2.0	-0.5	-0.8	0.3
Total	37	2.2	3.6	-1.4	-1.6	0.2	0.1	-1.8	-0.4	0.4	0.2
Developed Countries											
Commodity	7	1.5	4.3	-2.8	-1.2	-1.6	0.5	-1.7	-0.6	-1.0	0.1
Fuel	2	6.5	3.9	2.5	2.0	0.5	-0.4	2.4	0.1	-0.1	0.5
Manufactures	9	1.4	5.1	-3.7	-4.0	0.3	0.0	-4.0	0.1	-0.3	0.5
Total	18	2.1	4.8	-2.7	-2.6	-0.1	0.1	-2.6	-0.1	-0.4	0.4
World											
Commodity	28	1.3	3.5	-2.2	-1.0	-1.1	0.6	-1.6	-0.5	-0.7	0.1
Fuel	8	5.9	2.4	3.5	0.8	2.7	-0.6	1.5	0.2	2.1	0.4
Manufactures	19	1.7	5.1	-3.4	-3.3	-0.1	0.0	-3.4	-0.1	-0.4	0.4

Note: 1) Goods Price is A1+A2. Country price is A3+A4+A5.

2)  $A1 = (axc - amc) * (pmc - pmm)$ ,  $A2 = (axf - amf) * (pmf - pmm)$ ,  $A3 = axc * (pxc - pmc)$ ,  $A4 = axf * (pxf - pmf)$ ,  $A5 = axm * (pxm - pmm)$ .

3)  $a_{ij}$  is individual items' export(import) shares.  $i=x, m$ .  $x$ (export),  $m$ (import).  $p_{ij}$  is individual items' export(import) price index.  $j=c, f, m$ .  $c$ (commodity),  $f$ (fuel),  $m$ (manufactures).  $A1$  and  $A2$  denote the effects from changes in the price of commodity and fuel respectively, relative to manufactures.  $A3, A4, A5$  denote the country price effects of commodity, fuel and manufactures respectively.

4) Entries refer to export-weighted average of the group.(Baxter and Kouparitsas(2002))

효과의 상대적 역할에 관하여 일정한 패턴은 발견하기 어렵다. 반면, 상품 수출국의 경우에는 전반적으로 개도국 및 선진

국 상품 수출국의 교역조건 하락의 상당 부분을 국별 가격효과가 설명하는 경향이 관찰된다. 본 논문의 목적이 우리나라



<Table 7> Decomposition of TOT change for 55 Countries: Import Share Weighted, 1996~2006

(Unit: %)

	Import shares for country price						Goods Price		Country price		
	Country Obs.	Export Price Index	Import Price Index	Terms of trade	Goods Price	Country price	B1	B2	B3	B4	B5
<b>Developing Countries</b>											
Commodity	21	0.8	1.6	-0.8	1.0	-1.8	0.1	0.9	-0.1	-1.8	0.1
Fuel	6	4.4	-1.9	6.3	3.4	2.9	-1.5	4.9	1.5	0.8	0.7
Manufactures	10	2.3	5.3	-2.9	-0.9	-2.0	0.4	-1.3	-0.9	-0.9	-0.3
Total	37	2.2	3.6	-1.4	0.0	-1.4	0.1	-0.1	-0.4	-0.9	-0.1
<b>Developed Countries</b>											
Commodity	7	1.5	4.3	-2.8	0.2	-3.0	-0.2	0.4	-0.2	-2.7	0.0
Fuel	2	6.5	3.9	2.5	2.7	-0.1	-0.4	3.1	0.2	-0.9	0.6
Manufactures	9	1.4	5.1	-3.7	-2.4	-1.2	0.0	-2.4	0.1	-1.4	0.1
Total	18	2.1	4.8	-2.7	-1.2	-1.5	-0.1	-1.1	0.0	-1.7	0.1
<b>World</b>											
Commodity	28	1.3	3.5	-2.2	0.5	-2.6	-0.1	0.5	-0.2	-2.4	0.0
Fuel	8	5.9	2.4	3.5	2.9	0.7	-0.7	3.6	0.5	-0.4	0.6
Manufactures	19	1.7	5.1	-3.4	-2.0	-1.5	0.1	-2.1	-0.2	-1.3	0.0

Note: 1) Goods Price is B1+B2. Country price is B3+B4+B5.

2)  $B1 = (axc - amc) * (pxc - pxm)$ ,  $B2 = (axf - amf) * (pxf - pxm)$ ,  $B3 = amc * (pxc - pmc)$ ,  $B4 = amf * (pxf - pmf)$ ,  $B5 = amm * (pxm - pmm)$ .

3)  $a_{ij}$  is individual items' export(import) shares.  $i = x, m$ .  $x$ (export),  $m$ (import).  $p_{ij}$  is individual items' export(import) price index.  $j = c, f, m$ .  $c$ (commodity),  $f$ (fuel),  $m$ (manufactures).  $B1$  and  $B2$  denote the effects from changes in the price of commodity and fuel respectively, relative to manufactures.  $B3$ ,  $B4$ ,  $B5$  denote the country price effects of commodity, fuel and manufactures respectively.

4) Entries refer to export-weighted average of the group.(Baxter and Kouparitsas(2002))

교역조건 하락의 분해 결과를 우리나라와 같은 공산품 수출국의 전반적인 패턴과 비교해 보는 데 있으므로, 연료 수출

국과 상품 수출국의 분해 결과에 대한 더 이상의 논의는 하지 않는다.

### III. 중국의 무역 확대가 우리나라의 교역조건 변화에 미친 영향

제II장의 분석 결과는 1990년대 중반 이후 우리나라의 교역조건 하락추세가 주로 공산품 대비 연료의 상대가격 상승(혹은 연료 대비 공산품 상대가격의 하락)에 의해 주도되었으며, 이러한 현상이 전 세계 공산품 수출국의 공통적 현상임을 말해준다. 따라서 우리나라의 교역조건 하락이 우리나라 고유의 요인보다는 주로 대외적인 요인에 의해 주도되었을 가능성을 시사한다. 이러한 요인 가운데 하나로 가장 먼저 생각해 볼 수 있는 것이 중국의 부상이다.

지난 20여 년간 중국경제는 수출주도형 산업화를 통하여 고도의 경제성장을 지속하여 왔다. 그 결과 중국경제는 최근 세계적인 경제대국으로 부상하였다. 또한 중국의 수출구조가 단순노동집약적 품목 위주에서 중고기술품목으로 빠른 속도로 변화하고 있다는 논문들도 존재한다(Lall and Albaladejo[2004]; Rodrik [2006]; Schott[2006]; Kim et al.[2006] 등).

따라서 최근 중국경제는 상당수 품목의 세계시장가격에 적지 않은 영향을 미치고 있다고 할 수 있다. 실제로 최근 중

국경제는 공산품의 상대가격 하락과 연료의 상대가격 상승의 원인으로 자주 거론된 바 있으며, 중국경제가 막대한 저가 공산품 수출을 통하여 전 세계 물가안정에 기여하였다는 논의도 존재하였다. 이러한 논의를 토대로 중국의 무역 확대가 어떻게 우리나라의 교역조건에 영향을 미치는가에 대해 계량적 방법을 통해 분석해 보고자 한다.

#### 1. 실증분석의 방법론 및 자료

먼저 중국의 수출 확대는 해당 수출품의 세계시장에서의 공급을 증가시켜 국제시장가격을 낮추는 방향으로 작용할 것으로 기대할 수 있다. 반면, 중국의 수입 확대는 해당 수출품의 세계시장에서의 수요를 증가시켜 국제시장가격을 높이는 방향으로 작용할 것으로 기대할 수 있다. 따라서 한국의 품목별 수출입단가가 해당 품목의 세계시장 상황에 연동되어 있는 한, 중국의 수출 확대는 한국의 해당 품목의 수출 및 수입 단가를 모두 낮추는 방향으로 작용할 것으로 기대할 수 있으며, 중국의 수입 확대는 한국의 해당 품목의 수출 및 수입 단가 모두를 높이는 방향으로 작용할 수 있을 것이다. 한편, 중국의 무역 확대는 한국의 수출단가와 수입단가에 차별적인 영향을 미칠 수 있다. 예를 들어, 연료부문에서 한국의 수입이 주로 원유로 구성되어 있고,

수출이 주로 정제유로 구성되어 있다고 가정할 때, 연료부문에서 중국의 수입 확대는 한국의 수출단가와 수입단가에 차별적 영향을 미칠 수 있다. 즉, 동일한 품목 내에서 한국의 수출과 수입의 보다 세분화된 품목에서의 차이가 존재한다면 중국의 세계시장에서의 수출입 확대는 한국의 품목별 수출입단가에 상이한 영향을 미칠 수 있다.

본 논문에서는 중국의 세계시장에서의 무역 확대가 한국의 수출입단가 및 교역조건에 미친 영향을 분석하기 위하여 다음과 같이 회귀분석모형을 설정하였다.

$$DP_i^j = c + \beta SXC_i + \gamma SMC_i + \delta Z_i + \epsilon_i \quad (10)$$

여기에서 종속변수인  $DP_i^j$ 는  $i$ 품목 혹은 산업에서의 수출단가( $j = X$ ) 혹은 수입단가( $j = M$ )의 연평균 증가율이다. 한편,  $SXC_i$ 는 중국의 품목 혹은 산업  $i$ 의 세계수출시장 점유율(혹은 그 변화분)을 나타내고,  $SMC_i$ 는 중국의 세계수입시장 점유율(혹은 그 변화분)을 나타낸다.  $Z_i$ 는 통제변수 벡터를 나타낸다. 이하에서 설명하겠지만 본 논문에서는 위 회귀식을 무역통계를 이용한 품목별 자료와 무역통계를 제조업 산업자료와 연계한 산업별 자료 등 두 가지 자료를 토

대로 추정하였다. 산업별 자료의 경우 통제변수로서 산업  $i$ 의 생산성 증가율, R&D 집약도, 자본집약도, 숙련집약도 등을 고려하였다.

위에서 논의한 바와 같이 중국의 세계수출시장 점유율에 대한 계수( $\beta$ )는 수출단가 및 수입단가 증가율 회귀식에서 모두 음(-)의 부호가 예상되며, 중국의 세계수입시장 점유율에 대한 계수( $\gamma$ )는 양(+)의 부호가 예상된다. 한편, 통제변수로서 생산성 증가율에 대한 계수는 수출단가 및 수입단가 증가율에서 모두 음(-)의 부호가 예상된다.<sup>14)</sup> 이론적으로 경제에 여러 재화가 존재할 때 그 재화의 생산성 증가율이 상대적으로 빠를 경우 그 상대가격은 하락하기 때문이다. R&D 집약도, 자본집약도, 숙련집약도 등은 기본적으로 교역조건 변화와 연관되어 있을 가능성이 있는 산업의 여러 특성들을 통제하기 위해 추가하였다.

본 논문에서는 수출단가 및 수입단가 각각에 대한 회귀식 (10)을 무역통계를 이용한 SITC 5자릿수 품목별 자료와 광공업통계조사보고서 자료와 무역통계를 KSIC 5자릿수 수준에서 연계한 산업별 자료 등 두 가지 자료를 이용하여 추정하였다.<sup>15)</sup> 무역통계의 품목별 자료를 이용할 경우 각 품목에 대한 통제변수를 구축하기가 어렵기 때문에 통제변수는 회귀

14) 산업별 생산성 증가율의 국가 간 상관관계가 높을 경우 이러한 예상을 할 수 있다.

15) 광업이 포함된 광업, 제조업 자료를 이용하였다.

식에 포함시킬 수 없었다. 대신 이 경우 무역통계가 존재하는 전 품목에 대한 분석이 가능하다는 장점이 있다.

이러한 두 가지 자료를 이용한 수출단가 및 수입단가의 증가율 회귀식을 1993~96년, 1996~2001년, 2001~06년 기간 등 총 세 기간으로 나누어 각각 추정하였다. 이렇게 기간을 구분한 것은 이미 논의한 바와 같이 1996년 이후 교역조건이 추세적 하락 현상이 관찰되었고, 교역조건 하락의 패턴이 1990년대 후반기와 2000년대에 달랐기 때문이다.

회귀식의 종속변수는 각 기간에 대한 수출 혹은 수입단가의 연평균 증가율로 측정하였다. 중국의 세계수출시장 점유율 지표는 해당 기간의 연도별 평균값(MSXC) 혹은 해당 기간의 말기 연도와 초기 연도의 차이(DSXC) 등 두 가지 방법으로 측정하였다. 중국의 세계수입시장 점유율에 대해서도 마찬가지로 MSMC 및 DSMC 등 두 가지 변수를 측정하였다. 생산성 증가율은 각 5자릿수 산업의 노동생산성 증가율로 측정하였으며, 노동생산성은 실질부가가치를 종업원 수로 나누어 계산하였다. R&D 집약도는 각 산업별 R&D 지출을 생산액으로 나누어 계산하였고, 자본집약도는 각 산업별 유형고정자산의 연초 및 연말 평균

액을 종업원 수로 나누어 계산하였다. 마지막으로 숙련집약도는 각 산업별 비생산직 근로자를 생산직과 비생산직 근로자의 합으로 나누어 계산하였다. 그리고 R&D 집약도, 자본집약도, 숙련집약도 등은 각 기간에 대한 평균값을 사용하였다.

## 2. 추정 결과

### 가. 무역통계를 이용한 자료의 추정 결과

<Table 8>은 무역통계를 이용한 회귀식의 추정 결과를 보여준다. 앞서 예상했던 바와 같이 대체적으로 중국의 세계수출시장 점유율(DSXC) 지표는 우리나라의 수출단가와 수입단가 모두를 하락시킨 것으로 나타났다. 이러한 경향은 1996~2001년, 2001~06년 두 기간 모두에서 나타났다. 2001~06년 기간에 대해서는 중국의 수출시장 점유율 평균치(MSXC)를 사용한 경우에도 유사한 결과가 관찰되었다. 한편, 중국의 세계수입시장 점유율(MSMC) 또는 그 변화분(DSMC) 지표는 우리나라의 수출단가에는 유의한 영향을 미치지 않았으나, 수입단가에는 특히 2001~06년 기간 중 유의한 정(+)의 영향을 미친 것으로 나타났다.<sup>16)</sup>

16) 단, 중국의 세계수입시장 점유율 변화분(DSMC)은 1993~96년 기간 중 우리나라 수출단가 증가율에 유의한 음의 영향을 나타내는 것으로 추정되었는데, 이 결과는 예상 밖의 것이다. 이에 대한 뚜렷한 설명을 찾기는 어려웠다.

〈Table 8〉 Regression of Changes Export &amp; Import Price Index at Product Level

Dependent variable: Export Price Index									
	Model 1			Model 2			Model 3		
	93~96	96~01	01~06	93~96	96~01	01~06	93~96	96~01	01~06
DSXC	-0.040 (0.190)	-0.240** (0.117)	-0.488*** (0.162)				0.008 (0.202)	-0.256** (0.122)	-0.332** (0.169)
DSMC	-0.376* (0.213)	-0.153 (0.158)	0.148 (0.208)				-0.461** (0.219)	-0.131 (0.164)	0.077 (0.213)
MSXC				-0.022 (0.041)	-0.005 (0.026)	-0.132*** (0.034)	-0.030 (0.044)	0.006 (0.027)	-0.113*** (0.035)
MSMC				0.074 (0.069)	-0.016 (0.041)	0.053 (0.052)	0.108 (0.071)	-0.022 (0.042)	0.051 (0.053)
R2	0.001	0.002	0.004	-0.000	-0.001	0.007	0.001	0.001	0.008
Obs.	2021	2091	2141	2021	2091	2141	2021	2091	2141

Dependent variable: Import Price Index									
	Model 1			Model 2			Model 3		
	93~96	96~01	01~06	93~96	96~01	01~06	93~96	96~01	01~06
DSXC	-0.221 (0.140)	-0.639*** (0.096)	-0.476*** (0.120)				-0.226 (0.147)	-0.630*** (0.099)	-0.400*** (0.124)
DSMC	0.105 (0.169)	0.053 (0.139)	0.527*** (0.160)				0.077 (0.171)	0.039 (0.145)	0.378** (0.168)
MSXC				-0.014 (0.031)	-0.032* (0.019)	-0.078*** (0.024)	0.002 (0.032)	-0.005 (0.020)	-0.056** (0.025)
MSMC				0.072 (0.054)	0.047 (0.037)	0.121*** (0.040)	0.069 (0.055)	0.011 (0.038)	0.094** (0.042)
R2	0.000	0.018	0.010	-0.000	0.001	0.009	0.000	0.017	0.015
Obs.	2316	2348	2371	2316	2348	2371	2316	2348	2371

Note: Heteroskedasticity-consistent standard errors are in parentheses. Coefficients with asterisks are 1%(\*\*\*), 5%(\*\*), and 10%(\*) level, respectively.

중국이 세계경제에 미치는 역할이 커진 것으로 여겨지는 2000년대에 대한 추정 결과를 좀 더 자세히 논의해 본다. 먼저 수출단가 회귀식 추정 결과를 살펴보

자. 중국의 세계수출입시장 점유율 변화분(DSXC)과 평균(MSXC)을 설명변수로 사용한 경우(모형 1, 모형 2), 동 기간 중 중국의 세계시장에 대한 수출 확대는 우

리나라의 해당 품목 수출단가를 매우 유의하게 하락시킨 것으로 추정되었다. 이 모든 변수를 포함시킨 모형 3에서도 이와 유사한 결과가 관찰되었다. 반면, 중국의 수입 확대가 우리나라의 수출단가를 상승시키는 효과는 뚜렷하게 나타나지 않았다.

따라서 적어도 2000년대 이후 중국의 수출확대는 우리나라의 수출단가를 하락시키는 방향으로 작용한 것으로 판단된다.

이제 2000년대 이후 기간의 수입단가 증가율 회귀식을 살펴보면, 중국의 세계 시장 수출확대는 우리나라의 해당 품목 수입단가를 뚜렷하게 하락시킨 것으로 나타났다. 이는 중국의 저가 공산품 수출확대로 인하여 우리나라 등 세계 각국이 보다 싼 값에 중국산 공산품을 수입할 수 있게 된 현상과 부합하는 결과이다. 그러나 중국의 세계시장에서의 수입 확대는 우리나라의 수입단가를 상승시키는 역할도 동시에 수행한 것으로 나타났다. 특히, 원유 및 원자재 수입비중이 높다는 측면에서 우리나라와 중국의 수입구조 측면에서의 유사성은 중국의 부상이 우리나라의 수입단가를 상승시킬 수 있는 원인으로 작용한 것으로 판단된다.

한편, 품목고정효과(fixed effect)모형을 이용하여 중국의 무역 확대가 품목별 수출입단가 증가율에 미친 영향을 추정

경우, 그 결과는 <Table 8>의 결과와 질적으로 매우 유사하였다. 즉, 중국의 세계수출시장 점유율 확대는 우리나라의 수출입단가를 모두 하락시키는 것으로 나타나, 중국의 세계수입시장 점유율 확대는 우리나라의 수입단가를 상승시키는 효과가 있었던 것으로 나타난다.

<Table 8>의 추정 결과를 이용하여 무역분류에 따른 주요 품목별로 중국의 무역확대가 우리나라 품목별 수출단가 및 수입단가에 미친 영향을 추정해 볼 수 있다<Table 9>. [Figure 3]은 모형 3을 이용하여 2001~06년 기간에 대해 추정된 결과를 나타낸 것이다. [Figure 3]의 위의 그림은 한국의 수출단가를 구성한 것이고, [Figure 3]의 아래 그림은 수입단가를 구성한 것이다. 각각은 경제 전체의 수출입단가와 이를 6개로 세분화한 것이다.<sup>17)</sup> 각 품목에 해당하는 첫 번째 막대는 중국의 세계수출시장 점유율(MSXC) 및 그 변화분(DSXC)이 수출(입)단가에 미친 영향이고, 두 번째 막대는 중국의 세계수입시장 점유율(MSMC) 및 그 변화분(DSMC)이 수출(입)단가에 미친 영향이다. 여기서 각 막대의 크기는 SITC 5자릿수 수준에서 모형 3의 해당 변수들을 추정된 계수에 곱하여 각 품목별 수출(입)단가 증가율에 대한 영향을 구하고, 이를 동 기간 중 평균 수출액(수출단가의 경우) 혹은

17) 품목은 이전과 같이 상품, 연료, 공산품으로 분류하되, 공산품은 네 가지로 세분화하여 화학(SITC 5), 원재료 가공품(6; 68 제외), 기계 및 수송장비(7), 기타 공산품(8) 등 4개로 구분하였다.

<Table 9> Regression of Changes Export & Import Price Index at Product Level:  
Fixed Effect Model

Dependent variable: Export Price Index			
	Model 1	Model 2	Model 3
DSXC	-0.204* (0.114)		-0.176 (0.115)
DSMC	0.081 (0.135)		0.054 (0.137)
MSXC		-0.106*** (0.040)	-0.100** (0.040)
MSMC		0.066 (0.056)	0.064 (0.056)
R2	0.006	0.107	0.107
Obs.	6253	6253	6253
Dependent variable: Import Price Index			
DSXC	-0.268*** (0.087)		-0.262*** (0.087)
DSMC	0.137 (0.115)		0.100 (0.116)
MSXC		-0.042 (0.031)	-0.034 (0.031)
MSMC		0.079* (0.045)	0.075* (0.046)
R2	0.105	0.104	0.108
Obs.	7035	7035	7035

Note: Heteroskedasticity-consistent standard errors are in parentheses. Coefficients with asterisks are 1%(\*\*\*), 5%(\*\*), and 10%(\*) level, respectively. All regressions include period dummies.

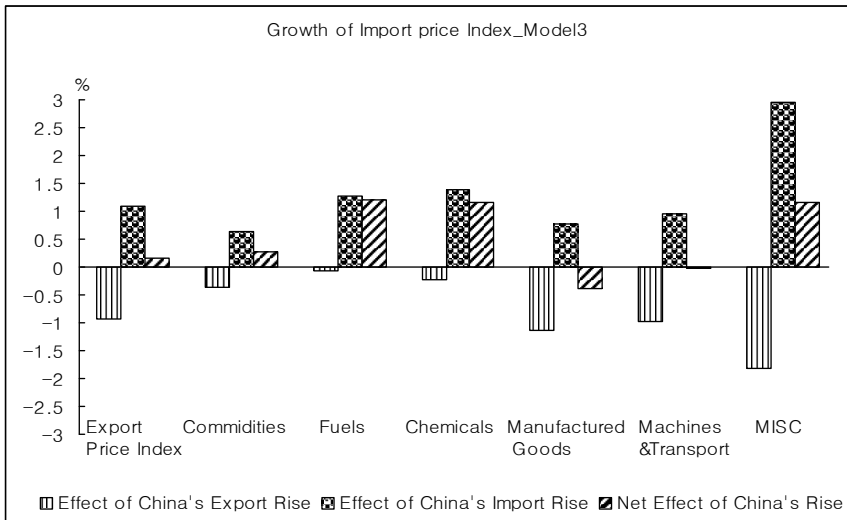
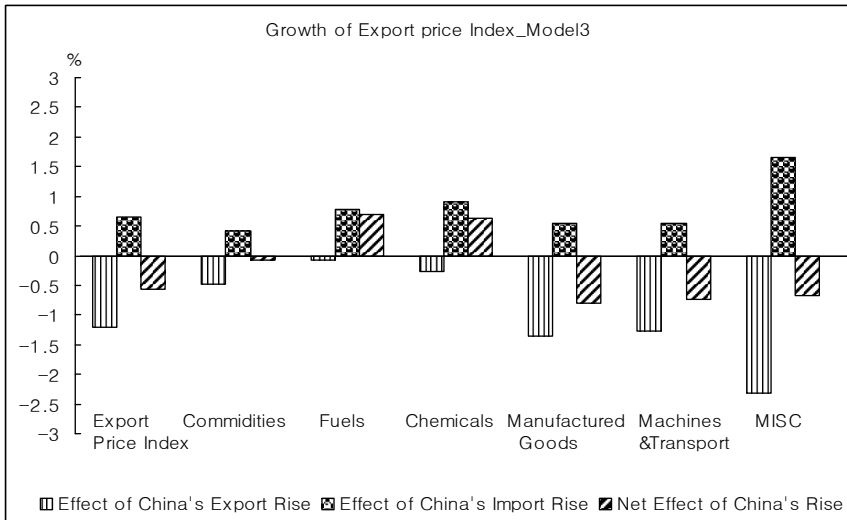
수입액(수입단가의 경우)으로 가장 평균  
한 것이다.<sup>18)</sup> 세 번째 막대는 첫 번째 막  
대와 두 번째 막대를 합한 것으로서, 중국  
의 세계시장 수출입이 각 품목의 수출(입)

단가에 미친 순효과를 나타낸 것이다.

먼저 그림이 보여주듯이 전반적으로 중  
국의 무역 확대는 2000년대 이후 우리나  
라의 수출단가를 하락시키고 수입단가를

18) 이러한 방법이 중국 무역 확대의 영향을 분석할 수 있는 엄밀한 방법은 아니다. 사실 중국의 영향을 엄  
밀히 분석하기 위해서는 의미 있는 counterfactual이 구축되어야 한다. 그러나 과연 무엇이 의미 있는  
counterfactual인지는 분명치 않다. 위의 방법은 사실 각 설명변수가 0의 값을 가질 경우와 비교하여 중국  
의 영향을 논의하고 있는 것과 같다. 이는 분명 매우 극단적인 상황을 설정하고 비교하는 것이다. 따라  
서 이하의 논의는 단지 추정된 계수를 정량적으로 해석해 보기 위한 방편에 불과하다.

[Figure 3] Effects of China's Rise on Korea's Export & Import Price Index



상승시킴으로써 교역조건 악화에 기여한 것으로 나타난다. 하위 수준에서 보면, 중국의 무역 확대는 특히, 연료와 화학 등에서 수입가격을 상승시키고, 화학을 포함한 제조업의 가격을 하락시킨다. 이

러한 결과는 이전 장의 결과와 유의한 것으로 우리나라의 2000년대의 교역조건 하락추세는 제조업 대비 상대적인 연료 가격의 상승에 기인한 상대재화가격효과에 기인한 것으로 설명할 수 있다.



## 나. 제조업 산업별 자료의 추정 결과

<Table 10>는 제조업 산업별 자료를 이용하여 수출단가 증가율과 수입단가 증가율을 회귀분석한 결과를 보여준다. 제조업 산업별 자료의 경우, 전반적으로 중국의 무역 확대가 우리나라의 수출입 단가에 미치는 영향은 뚜렷하게 관찰되지 않았다.<sup>19)</sup> 그러나 DSXC는 유의성은 떨어지지만 음(-)의 계수로 추정되었다. 수출단가에 있어서 DSMC의 추정계수는 양(+)으로 추정되었으나, 유의하지 않을 것으로 나타났다. 반면에 수입단가에 미치는 영향은 일정치 않은 것으로 추정되었다. 이러한 결과들을 토대로 볼 때, 본 논문에서는 무역통계를 이용한 분석 결과에 보다 큰 비중을 두고자 한다. 그 주된 이유는 무역통계자료의 포괄 범위가 넓다는 점, 무역통계가 중국의 영향을 포착할 수 있는 보다 세분화된 시장에 대한 상세한 자료라는 점 등 때문이다.

## IV 요약 및 결론

본 논문에서는 1990년대 중반 이후 우리나라 교역조건 추세의 하락요인을 분석해 보았다. 그 결과는 다음과 같이 요약된다. 교역조건 분해방법론을 이용하여 우리나라 교역조건 하락추세가 대부분 공산품 대비 연료의 상대가격 상승에 기인한 재화상대가격효과에 기인함을 보였다. 또한 본 논문은 전 세계 55개국의 교역조건 변화를 동일한 방법론으로 분해하여, 1990년대 중반 이후 재화상대가격효과에 의한 교역조건 추세의 하락이 선진국·개도국을 불문하고 공산품 수출국의 공통적인 현상임을 보였다. 이는 우리나라 교역조건 하락의 주요 원인이 우리나라 내부적 요인보다는 중국의 무역시장 확대 등의 외부적 요인에 기인함을 시사한다.

이러한 결과를 바탕으로 본 논문에서는 중국의 무역 확대가 우리나라 교역조건 하락과 수출입단가 증가율에 미친 영향을 회귀분석을 통하여 살펴보았다. 먼저 중국의 수출 확대는 1990년대 중반

19) 이처럼 제조업 산업별 자료를 이용한 추정 결과가 무역통계의 품목별 자료를 이용한 추정 결과와 상당한 차이를 나타내는 것은 여러 요인에 기인하는 것으로, 자료, 관측치 수, 분석기간, 자료의 포괄 범위 등 여러 측면에서 차이가 난다. 그러나 무역통계의 품목별 자료를 제조업 산업별 자료와 포괄범위를 통일할 경우, 질적으로 유사한 결과를 얻을 수 있을 것이다.

〈Table 10〉 Regression of Changes Export & Import Price Index at Manufactures Industry Level

Dependent variable: Export Price Index						
	Model 1		Model 2		Model 3	
	1996~2000	2000~03	1996~2000	2000~03	1996~2000	2000~03
DSXC	0.343 (0.613)	-0.279 (0.191)	0.254 (0.618)	-0.237 (0.203)	0.266 (0.620)	-0.230 (0.199)
DSMC	0.025 (0.947)	0.688* (0.368)	0.264 (0.971)	0.546 (0.378)	0.259 (0.973)	0.510 (0.370)
R&D Intensity			-0.003 (0.002)	0.013* (0.008)	-0.003 (0.002)	0.010 (0.008)
Capital Intensity			-0.008 (0.008)	0.002 (0.008)	-0.013 (0.009)	0.000 (0.009)
Productivity Growth					0.112* (0.063)	-0.103* (0.060)
Technology Intensity					0.000 (0.001)	0.001 (0.001)
R2	-0.005	0.010	-0.003	0.011	0.002	0.019
Obs.	365	363	364	360	359	352
Dependent variable: Import Price Index						
DSXC	-0.422 (0.526)	-0.129 (0.168)	-0.292 (0.527)	-0.094 (0.176)	-0.213 (0.529)	-0.123 (0.170)
DSMC	1.010*** (0.430)	-0.078 (0.333)	0.900** (0.429)	-0.011 (0.345)	0.870** (0.431)	-0.061 (0.333)
R&D Intensity			0.001 (0.002)	0.014* (0.007)	0.002 (0.002)	0.014* (0.007)
Capital Intensity			0.017** (0.007)	0.002 (0.008)	0.016** (0.007)	-0.003 (0.008)
Productivity Growth					-0.012 (0.054)	0.009 (0.054)
Technology Intensity					0.001* (0.001)	0.000 (0.001)
R2	0.011	-0.004	0.026	0.002	0.031	-0.001
Obs.	369	371	368	367	363	357

Note: Heteroskedasticity-consistent standard errors are in parentheses. Coefficients with asterisks are 1%(\*\*\*), 5%(\*\*), and 10%(\*) level, respectively.

이후 우리나라의 수출단가 및 수입단가를 모두 하락시킨 것으로 분석된다. 반면, 특히, 중국의 수입 확대에 의한 우리나라의 수입단가 상승현상은 2000년대 이후 두드러지게 나타나며, 중국의 수입 확대가 우리나라의 수출단가를 상승시켰다는 뚜렷한 증거는 관찰되지 않는다. 이상의 분석 결과는 중국의 무역 확대가 특히 2000년대 이후 원유 및 원자재 수입가격의 상승과 제조업 상품의 수출가격의 하락을 통하여 우리나라 교역조건 하락의 주요 원인으로 작용하였을 가능성을 시사한다.

본 논문의 분석 결과는, 중국의 고성장이 향후에도 지속될 경우 우리나라의 교

역조건 하락 현상이 중장기적으로 지속될 가능성이 있음을 시사한다. 특히 에너지 수입 의존도가 높은 우리나라의 경제구조하에서는 이러한 가능성을 배제하기 어려울 것이다. 향후 우리나라의 교역조건 하락이 추세적으로 고착될 가능성을 줄이기 위해서는 원유의 대외의존도 축소, 대체 에너지원 확보 및 관련 기술개발 등을 촉진할 수 있는 정책적 방안을 마련할 필요가 있음을 시사한다. 또한 중국의 고성장으로 인해 우리나라의 수출단가가 하락하는 현상을 예방하기 위해서는 우리나라의 수출품 구성이 중국의 수출품과 차별성을 유지할 수 있도록 끊임없는 기술혁신이 지속되어야 할 것이다.

## 참 고 문 헌

- 최용석·차문중·김종일, 『중국의 경제성장과 교역증대가 우리 경제에 갖는 의미: 한·중 간 경쟁관계를 중심으로』, 한국개발연구원, 2005.
- 한진희, 『중국 및 선진국으로부터의 수입경쟁과 1990년대 이후 국내 사업체의 요소집약도별 성장패턴』, 한국개발연구원, 2006.
- 한진희·최용석, 『중국의 부상이 한국 제조업의 생산 및 투자에 미친 영향』, 한진희 편, 『경제 위기 이후 한국의 경제성장: 평가 및 시사점』의 제4장, 논문보고서 2007-05, 한국개발연구원, 2007.
- Ahn, Sanghoon, Kyoji Fukao, and Keiko Ito, "Globalization and Labor Markets in East Asia," Paper Presented at KDI-EWC Conference on Reforms for Korea's Sustained Growth, held in Honolulu, Hawaii, July 12~13 in 2007.
- Baxter, Marianne and Michael A. Kouparitsas, "What Causes Fluctuations in the Terms of Trade?" NBER Working Paper 7462, 2000.
- Goldberg, Pinelopi and Michael Knetter, "Measuring the Intensity of Competition in Export Market," mimeo, March 1996.
- Ito, Takatoshi and Chin Hee Hahn, Growth and Structural Changes of the Korean Economy after the Crisis: Coping with the Rise of China, KDI, 2008.
- Kaplinsky, Raphael, "Revisiting the Revisited Terms of Trade: Will China Make a Difference?" *World Development*, Vol. 34, No. 6, 2006, pp.981~995.
- Kim, Chong-Sup, "The Effect of China's Trade Expansion on Mexican Exports," mimeo, 2006.
- Kim, Joon-Kyung, Yangseon Kim, and Chung H. Lee, "Trade, Investment and Economic Integration of South Korea and China," Working Paper 2006-01, Korea Development Institute, 2006.
- Lall, Sanjaya and Manuel Albaladejo, "China's Competitive Performance: A Threat to East Asian Manufactured Exports?" *World Development*, Vol. 32, No. 9, 2004, pp.1441~1466.
- Li, Y., "China's Accession to WTO: Exaggerated Fears," Discussion Papers, No. 165, Geneva: UNCTAD, 2002.
- Prebisch, R., "The Economic Development of Latin America and Its Principal Problems," *Economic Bulletin for Latin America* 7, New York: United Nations, 1950.
- Rodrik, Dani, "What's So Special about China's Export?" NBER Working Paper 11947, 2006.
- Schott, Peter K., "The Relative Sophistication of Chinese Exports," NBER Working Paper 12173, 2006.

Singer, H. W., "The Distribution of Gains between Investing and Borrowing Countries," *Americal Economic Review* 15, 1950, pp.478~485.

World Bank, *An East Asian Renaissance: Ideas for Economic Growth*, 2006.

## 〈Appendix 1〉 Excepted Products on Each Country

Country	Year		Commodity	Fuel	Manufactures
Bolivia	2002	Import		3449	
Canada	2002	export		32121,32222,3223,3250,3330,33542 (6개)	
	2003	Import		3211,32122,3221,32221, 3250,3330,33542(7개)	
		export	11개	32121,32222,3223,3250,33542(5개)	
		Import	23개	3211,32121,32122,3221, 32221,3250,3432(7개)	
Columbia	2000	Import	55개	32121,3223,3330,33419,33429, 33541,33542,33543(8개)	110개
India	1999	Import		3221, 32122, 3223, 3250(4개)	
	2000	export		3221,32122,3223, 3250, 33521(5개)	
		Import		32121,32122,3221, 32221, 3250(5개)	
Korea	1993	export		33411, 33421, 3343, 3344(4개)	
Mexico	2001	Import			122개
Malaysia	1999	Import		32221,32222,3223,3250,33411 33429,3344,3345,33512,33531 33532,33541,33542,33543(14개)	
	2000	Import		32221,3223,33411,33429,3344 3345,33512,33523,33531,33532 33541,33542,33543(13개)	
Oman	2001	export		3330(1개)	
Philippines	2002	export		32222(1개)	
Slovak Republic	2002	export		3441(1개)	
	2004	export		3211,3510(2개)	
Republic of Slovenia	2004	export		33521(1개)	

Notes: We eliminated those products whose year-on-year growth rate of unit value belongs to upper and lower five percentile of its distribution. Even after this procedure, we additionally eliminated those products with unit value of export(or import) larger(smaller) than its previous year's value by more than one hundred times.

<Appendix 2> Change of Terms of trade and Trade Structure, 1993~2006

(Unit: %)

		Growth			Export Shares			Import Shares			Net Export Shares		
	Country Obs.	Export Price Index	Import Price Index	Terms of trade	Commodity	Fuel	Manufactures	Commodity	Fuel	Manufactures	Commodity	Fuel	Manufactures
Developing Countries													
Commodity	12	1.5	2.1	-0.7	34.9	4.3	60.8	13.3	10.2	76.5	21.5	-5.9	-15.6
Fuel	5	3.9	-1.6	5.4	20.5	40.3	39.3	21.6	6.6	71.8	-1.2	33.7	-32.5
Manufactures	5	3.0	5.0	-2.0	17.1	4.3	78.5	20.5	10.8	68.7	-3.4	-6.4	9.8
Total	22	2.7	3.5	-0.8	21.1	7.8	71.2	19.2	10.3	70.6	1.9	-2.5	0.6
Developed Countries													
Commodity	7	2.3	4.3	-2.0	37.1	6.4	56.4	22.8	14.1	63.0	14.3	-7.7	-6.6
Fuel	2	5.9	4.8	1.2	11.5	18.3	70.2	15.5	3.7	80.8	-4.0	14.6	-10.6
Manufactures	9	2.0	4.8	-2.8	8.8	0.6	90.5	18.7	10.5	70.8	-9.8	-9.9	19.7
Total	18	2.6	4.7	-2.1	18.2	4.4	77.4	19.7	10.9	69.4	-1.5	-6.5	8.0
World													
Commodity	19	2.1	3.7	-1.6	36.6	5.9	57.5	20.5	13.1	66.4	16.1	-7.2	-8.9
Fuel	7	5.4	3.2	2.2	14.4	25.2	60.4	17.4	4.6	77.9	-3.1	20.6	-17.5
Manufactures	14	2.3	4.9	-2.6	12.1	2.1	85.8	19.4	10.6	70.0	-7.3	-8.5	15.8

## 한국 은행산업의 *CoVaR* 추정

최 필 선

(건국대학교 국제무역학과 조교수)

민 인 식

(경희대학교 경제학과 부교수)

### Estimating the *CoVaR* for Korean Banking Industry

Pilsun Choi

(Assistant Professor, Department of International Trade, Konkuk University)

Insik Min

(Associate Professor, Department of Economics, Kyung Hee University)

\* 민인식: 교신저자

\*\* 본 논문은 2009년도 건국대학교 학술진흥연구비 지원에 의한 논문임.

\*\*\* 최필선: (e-mail) pchoi@konkuk.ac.kr, (address) Konkuk University, 1 Hwayang-dong, Gwangjin-gu, Seoul 143-701, Korea

민인식: (e-mail) imin@khu.ac.kr, (address) Kyung Hee University, 1 Dongdaemoon-gu, Seoul 130-701, Korea

• Key Word: *CoVaR*(*CoVaR*), *VaR*(*VaR*), 시스템리스크(Systemic Risk), 분위수 회귀(Quantile Regression),  $S_U$ -정규분포( $S_U$ -normal Distribution)

• JEL Code: C16, G0, G1

• Received: 2009. 11. 27      • Referee Process Started: 2009. 12. 3

• Referee Reports Completed: 2010. 9. 3



## ABSTRACT

The concept of *CoVaR* introduced by Adrian and Brunnermeier (2009) is a useful tool to measure the risk spillover effect. It can capture the risk contribution of each institution to overall systemic risk. While Adrian and Brunnermeier rely on the quantile regression method in the estimation of *CoVaR*, we propose a new estimation method using parametric distribution functions such as bivariate normal and  $S_U$ -normal distribution functions. Based on our estimates of *CoVaR* for Korean banking industry, we investigate the practical usefulness of *CoVaR* for a systemic risk measure, and compare the estimation performance of each model. Empirical results show that bank makes a positive contribution to system risk. We also find that quantile regression and normal distribution models tend to considerably underestimate the *CoVaR* (in absolute value) compared to  $S_U$ -normal distribution model, and this underestimation becomes serious when the crisis in a financial system is assumed.

Adrian and Brunnermeier(2009)가 제안한 *CoVaR*는 위기의 파급효과를 측정하는 데 유용한 도구이다. 특히 어떤 금융기관이 금융시스템에 대해 어느 정도의 잠재적 리스크를 갖고 있는지를 측정할 수 있다. 본 연구는 *CoVaR*를 추정하는데 있어서 Adrian and Brunnermeier (2009)가 사용한 분위수 회귀방식이 아니라 이변량 정규분포 및  $S_U$ -정규분포 등 모수적 분포함수를 이용하여 *CoVaR*를 추정하는 방법을 제안한다. 이들 모델을

이용하여 국내 은행산업을 대상으로 *CoVaR*를 추정하고, 이를 통해 *CoVaR*의 현실적 유용성을 점검함과 동시에 각 모형들의 추정 성과를 비교한다. 추정 결과, 은행들이 시스템리스크에 양(+)의 기여를 하고 있는 것으로 나타났다. 모형별로는  $S_U$ -정규분포모형에 비해 분위수 회귀와 정규분포모형이 *CoVaR*를 (절댓값에서) 크게 과소평가하며, 위기수준을 높일수록 그 정도가 심해지는 것으로 나타났다.

## 1. 서론

금융기관이 안고 있는 시장리스크를 측정하는 수단으로 대표적인 것이 VaR(Value-at-Risk)이다. 이는 (어떤 신뢰 수준 하에서) 발생 가능한 최대 손실로 정의된다. VaR는 그 유용성에도 불구하고 많은 한계를 갖고 있다. 그중 Adrian and Brunnermeier(2009)가 지적한 부분은 VaR가 금융기관의 리스크를 금융시스템 전체적인 맥락이 아니라 개별적으로 측정한다는 점이다. 특히 2008년 글로벌 금융위기에 목격했듯이 개별 금융기관의 파산이 금융산업 전체로 확산되고, 나아가서는 글로벌 위기로까지 전개되는 것을 감안했을 때 개별 금융기관 자체의 리스크에만 초점을 맞추어서는 안 된다는 것이다. 금융감독당국으로서는 개별 금융기관의 위기보다는 금융시스템 전체의 위기를 방지하는 것이 훨씬 중요함에도 불구하고, 그 모니터링 수단으로써 개별 금융기관의 리스크를 대변하는 VaR를 이용하는 것은 문제이다. 어떤 두 금융기관이 VaR는 동일하더라도 금융시스템에 미치는 잠재적 리스크는 크게 다를 수 있기 때문이다.

이러한 맥락에서 Adrian and Brunnermeier (2009)가 제안한 것이 CoVaR이다. 이는 금융기관이 금융시스템에 대해 어느 정도의 잠재적 리스크를 갖고 있는지를 측정하는 수단이다. CoVaR는 조건부 (conditional) VaR의 의미로서 어떤 금융기관의 수익이 극히 나쁜 상황을 전제로 하여 금융시스템의 리스크를 측정한 것이다. 이를 통해 해당 금융기관이 시스템 리스크에 기여하는 정도를 파악할 수 있게 된다. 이런 점에서 CoVaR는 해당 금융기관의 시스템리스크를 측정하는 수단 (system risk measure)이 될 수 있다. 이는 곧 CoVaR가 금융감독당국의 거시건전성 (macro-prudential) 감독수단으로 유용하게 활용될 수 있다는 것을 의미한다.<sup>1)</sup> Adrian and Brunnermeier(2009)가 지적한 대로 개별 금융기관의 위기가 금융권 전체로 확산되고 그것이 다시 실물경제에 대한 신용 및 자본 공급을 왜곡시킴으로써 경제위기로 발전된다는 점을 고려하면, 금융기관들의 시스템리스크를 제대로 포착할 수 있는 측정수단이 거시건전성 규제의 가장 기초라 할 수 있다. 한국은행(2010) 역시 최근 발간된 금융안정보고서에서 금번 위기를 계기로 금융시스템의 안정성 유지 및 실물경제의 지속 성장을 위해서는 시스템리스크를 조기에 포착하고 거시건전성 정책을 통해 이를

1) 글로벌 금융위기를 막기 위한 금융산업의 감독 및 규제와 관련된 논의는 Brunnermeier et al.(2009)을 참조하라.

완화·축소시키는 것이 낫다라는 인식이 확산되고 있다고 보고하고 있다. 한국은행(2010)은 거시건전성 감독에서 금융회사의 상호연계성을 제대로 분석하는 것이 중요하다고 지적하면서 그 방법 중의 하나로 Adrian and Brunnermeier(2009)의 *CoVaR* 개념을 응용한 금융회사 간 부도위험 연계성 분석(Co-Risk model)을 소개하기도 했다(이승환[2010] 참조).<sup>2)</sup>

한편, 최근 G20에서는 금융위기 처리비용을 금융회사에 부과하는 취지의 은행세(bank levy) 부과 문제가 주요 이슈로 등장하고 있다. 은행세 부과 시 유발될 수 있는 도덕적 해이나 규제차익을 최소화하기 위해서는 시스템리스크에 기여하는 정도에 따라 은행의 부담을 차등화하는 것이 바람직하다. 이러한 원칙은 예금보험제도에도 그대로 적용되는바, 위험도의 차이에 따라 예금보험료를 차등 부과하는 것이 필요하다. 이처럼 은행세나 예금보험료를 산정할 때 금융기관들의 위험도를 개별 금융기관 자체로 평가하기보다는 시스템 전체에 대한 위험도의 개념으로 평가하는 것이 바람직하다. 이런 경우에 시스템리스크의 측정수단으로 *CoVaR*가 활용될 수 있는 것이다.

*CoVaR*는 비단 시스템리스크 측정수단

으로서뿐만 아니라 다양한 목적으로 사용될 수 있다. 예를 들어, 위의 설정과는 정반대로 감독당국이 아니라 금융기관(혹은 펀드매니저)의 입장에서 보면, 시스템 위기가 닥쳤을 때 해당 금융기관(혹은 펀드)에 어느 정도의 파급효과가 미칠지를 분석하는 것이 중요하다. 또 다른 예로 은행권의 위기가 증권산업에 미치는 파급효과라든가, 혹은 경제 전체의 위기가 각 분야(산업)에 미치는 파급효과 등을 분석할 필요가 있는데, 이럴 때 유용하게 사용할 수 있는 것이 *CoVaR*의 개념이다.

본 연구는 이처럼 위기의 파급효과를 측정하는 데 유용하게 사용될 수 있는 *CoVaR*의 개념을 소개하는 한편, Adrian and Brunnermeier(2009)의 연구를 방법론 측면에서 한층 발전시키고자 한다. 즉, *CoVaR* 추정 방법론에 있어서 Adrian and Brunnermeier(2009)가 사용한 분위수 회귀(quantile regression)방식이 아니라 모수적(parametric) 분포함수를 이용하는 방법을 제안한다.<sup>3)</sup> 구체적으로는 이변량(bivariate) 정규분포 및  $S_U$ -정규분포함수를 이용하여 시간에 대해 조건부(conditional) 및 비조건부(unconditional)로 *CoVaR*를 추정하는 모형을 소개한다. 이

2) Fong et al.(2009)이나 IMF(2009)도 비슷한 적용을 시도하고 있다.

3) Adrian and Brunnermeier(2009)의 *CoVaR*에 대해서는 이미 국내에 그 개념(여은정[2008])과 분위수 회귀에 의한 추정방법(김진호·김윤정[2009])이 소개되었다. 그러나 모수적 분포함수를 이용하여 조건부 및 비조건부로 *CoVaR*를 추정하는 모형에 대해서는 아직까지 국내외에서 연구가 이루어지지 않은 것으로 생각된다.

들 분포함수를 사용할 경우 CoVaR의 계산이 매우 간단하다는 장점이 있다. 특히 Johnson(1949a, 1949b)의  $S_U$ -정규분포함수는 다변량 분포함수 중 가장 유연한 것 중의 하나로서 금융시계열 데이터의 초과첨도(excess kurtosis)와 비대칭성(asymmetry)을 잘 표현할 수 있다는 장점도 지니고 있다. 본 논문에서는 이들 모수적 분포함수를 사용하여 조건부 및 비조건부 CoVaR를 추정하는 모형을 제시한다.<sup>4)</sup> 그런 다음 이들 모형을 이용하여 국내 은행산업을 대상으로 CoVaR를 추정하고, 이를 통해 CoVaR의 현실적 유용성을 점검하고, 동시에 각 모형들의 추정 성과를 서로 비교한다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 우선 제II장에서는 CoVaR의 추정방법으로 분위수 회귀 추정과 모수적 분포함수를 이용한 추정에 대해 살펴본다. 모수적 분포함수모형에 있어서는 비조건부 모형을 먼저 제시하고, 이어 GARCH(generalized autoregressive conditional heteroskedasticity) 모형을 이용하여 시간가변 CoVaR를 추정하는 모형을 제시한다. 이러한 모형을 이용하여 제III장에서는 국내 9개 은행의

주가와 KOSPI 지수의 일별(daily) 데이터를 이용하여 각 은행들의 시스템리스크 기여도로서의 CoVaR를 추정하고, 그 결과를 비교한다. 마지막으로 제IV장에서는 연구 결과를 요약하고 시사점을 생각해 본다.

## II. CoVaR 추정모형

### 1. 분위수 회귀 추정

어떤 금융기관(혹은 산업)  $i$ 의 수익률 변수를  $y_i$ 라 할 때, 극단적 손실확률을  $p$ 로 설정한  $VaR_i^p$ 는 다음과 같이 정의된다.

$$\Pr[y_i \leq VaR_i^p] = p \tag{1}$$

Adrian and Brunnermeier(2009)가 제안한  $CoVaR_{i|j}^p$ 는 조건부(conditional) VaR의 개념으로서,  $y_j = VaR_j^p$ 인 상황에서  $y_i$ 의  $VaR_i^p$ 로 정의된다. 즉, 다음과 같다.<sup>5)</sup>

4) 시간가변모형에 있어서 Adrian and Brunnermeier(2009)는 모형의 외부에서 주어지는 상황변수(state variable)를 이용하여 수익률을 예측하는 방식의 모형을 제시한 데 반해, 우리는 일반적인 GARCH 모형의 구조에 입각하여 수익률의 시간가변 변동성 및 상관성을 직접 모형화한다. 모수적 분포함수를 사용할 경우 이처럼 시간가변 변동성과 상관성을 쉽게 모형화할 수 있는 것이 장점이다. 참고로 Adrian and Brunnermeier(2009)가 시간가변모형에서 사용한 상황변수는 시카고옵션거래소의 변동성지수(VIX), 단기 금리스프레드, 재무부증권(3개월) 수익률 변화 등을 포함하고 있다.  
5) 일반적으로 VaR는 손실(loss)을 양(+)으로 하여 표현하는 것이 관행이나 본 논문에서는 이러한 관행을 따르지 않고 Adrian and Brunnermeier(2009)가 행한 대로 손실이 음수로 표현되게끔 정의하였다.

$$\Pr [y_i \leq Co VaR_i^p | y_j = VaR_j^p] = p \quad (2)$$

$\Delta Co VaR_i^p$ 는 식 (1)과 (2)를 기초로 다음과 같이 정의된다.

$$\Delta Co VaR_i^p = Co VaR_i^p - VaR_i^p \quad (3)$$

위의 식 (2)와 같이 정의된  $Co VaR_i^p$ 를 분위수 회귀를 통해 추정하는 가장 간단한 모형은 Adrian and Brunnermeier (2009)가 제안한 분위수 회귀방식으로서 다음의 회귀모형에서 출발한다.

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 y_j + \epsilon_i$$

여기에서  $\epsilon_i$ 는 오차항이다. 분위수 회귀 추정은 다음의 최소화과정을 통해 얻어진다.<sup>6)</sup>

$$\min_{\beta_0, \beta_1} \sum \begin{cases} p |y_i - \beta_0 - \beta_1 y_j|, & (y_i - \beta_0 - \beta_1 y_j) \geq 0 \text{ 일 때} \\ (1-p) |y_i - \beta_0 - \beta_1 y_j|, & (y_i - \beta_0 - \beta_1 y_j) < 0 \text{ 일 때} \end{cases}$$

주어진  $p$ 에서 분위수 회귀 추정식이 다음과 같다고 하자.

$$\hat{y}_i^p = \hat{\beta}_0^p + \hat{\beta}_1^p y_j$$

이 경우  $Co VaR_i^p$ 는 간단히 다음이 된다.<sup>7)</sup>

$$Co VaR_i^p \equiv VaR_i^p | VaR_j^p = \hat{\beta}_0^p + \hat{\beta}_1^p VaR_j^p \quad (4)$$

## 2. 모수적 분포함수를 이용한 추정: 비조건부 모형

이번에는 분위수 회귀가 아니라 모수적 분포함수를 이용한 추정방법에 대해 알아보기로 한다. 본 연구에서는 정규분포와  $S_U$ -정규분포의 두 가지를 이용한다. 정규분포에 대해서는 잘 알려져 있기 때문에 Johnson(1949a, 1949b)의  $S_U$ -정규분포에 대해서만 간략히 소개한다.

$S_U$ -정규분포는 정규분포 확률변수에 쌍곡선사인(hyperbolic sine; sinh)을 취한 것이다.  $z$ 를 표준정규변수라 할 때  $S_U$ -정규변수는 다음으로 정의된다.

$$x = \sinh(\lambda + \theta z), \quad -\infty < x < \infty, \\ -\infty < \lambda < \infty, \quad \theta > 0$$

여기에서 쌍곡선사인의 정의는  $\sinh(x) = (e^x - e^{-x})/2$ 이다.  $S_U$ -정규분

6) 분위수 회귀에 대한 보다 자세한 설명은 Koenker and Kevin(2001)을 참조하라.  
 7) 실제 추정에서는 식 (4)의 우변에 있는  $VaR_j^p$ 를 어떻게 추정할지 선택해야 한다. 본 논문에서는 경험적(empirical 혹은 historical) VaR를 이용하였다. 즉,  $y_j$ 의 하위  $p\%$  백분위수를 사용하였다.

포의 확률밀도함수  $f(x)$ 와 누적분포함수  $F(x)$ 는 각각 다음과 같다.

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} J \exp\left(-\frac{1}{2} z^2\right)$$

$$F(x) = \Phi(z)$$

여기에서  $z = \theta^{-1}[\sinh^{-1}(x) - \lambda]$ ,  $J = \theta^{-1}(x^2 + 1)^{-1/2}$ 이고,  $\Phi(\cdot)$ 은 표준 정규변수의 누적분포함수이다.

$S_U$ -정규분포함수의 가장 큰 장점은, (i) 높은 유연성을 갖고 있어 금융시계열에서 발견되는 다양한 초과침도와 비대칭성을 잘 표현할 수 있다는 점과 (ii) 정규분포의 성질을 이용하여 다변량(multivariate) 차원으로 쉽게 확장될 수 있다는 점이다. 이러한  $S_U$ -정규분포의 특성에 대해서는 최필선(2005)에 잘 소개되어 있기 때문에 이하에서는 다변량  $S_U$ -정규분포의 함수형태만을 소개한다.

$N \times 1$  확률변수 벡터  $z$ 가 다변량 표준 정규분포를 따를 경우,  $z$ 의 결합밀도함수(joint density function)는 다음과 같다.

$$f(z) = (2\pi)^{-N/2} |R|^{-1/2} \exp\left(-\frac{1}{2} z' R^{-1} z\right) \quad (5)$$

여기에서  $R$ 은 비대각선 원소가  $\rho_{ij}$ 인 상관관계수 행렬이다. 이때 다변량  $S_U$ -정규분포 벡터  $x$ 는 이것의 각 원소들인  $x_i$ 에

역쌍곡선사인을 취한 다음, 이것을 정규변수에 연결함으로써 얻어진다. 즉,  $\sinh^{-1}(x_i) = \lambda_i + \theta_i z_i$ 이다. 이 경우  $S_U$ -정규변수  $x$ 의 결합밀도함수는 다음과 같다.

$$f(x) = (2\pi)^{-N/2} J |R|^{-1/2} \exp\left(-\frac{1}{2} z' R^{-1} z\right) \quad (6)$$

여기에서  $z_i = \theta_i^{-1}[\sinh^{-1}(x_i) - \lambda_i]$ 이고,  $J = \prod \theta_i^{-1}(x_i^2 + 1)^{-1/2}$ 이다.

이제 데이터가 이변량 정규분포 혹은 이변량  $S_U$ -정규분포를 따를 경우의 CoVaR를 구하기로 한다. 이를 위해서는 각 분포함수하에서의 VaR 및 조건부(conditional) 분포함수를 알아야 한다. 앞에서 보았듯이  $S_U$ -정규분포가 정규변수를 변환시킨 것이기 때문에 이하에서는 정규변수의 일반적(general) 함수에 대해 VaR, 조건부 분포함수, CoVaR 등을 구하여 이를 다시  $S_U$ -정규분포의 경우에 적용하는 방식을 취하기로 한다. 우선  $y_i$ 가 다음과 같이 표준정규변수  $z_i$ 의 함수라 하자.

$$y_i = g_i(\lambda_i + \theta_i z_i)$$

이때  $\Pr[y_i < VaR_i^p] = p$ 로 정의되는  $VaR_i^p$ 는 다음이 된다는 것을 쉽게 보일 수 있다.

$$VaR_i^p = g_i(\lambda_i + \theta_i \Phi^{-1}(p)) \quad (7)$$

여기서  $g(\cdot)$ 는 단조증가의 변환함수 (transformation function)이다. 이제  $y_i = g_i(\lambda_i + \theta_i z_i)$ 이고,  $y_j = g_j(\lambda_j + \theta_j z_j)$ 이며,  $z_i$ 와  $z_j$ 의 상관계수가  $\rho_{ij}$ 인 경우에 대해  $y_j$ 가 주어졌을 때 조건부 확률변수와  $Co VaR_{ij}^p$ 를 구해 보자. 이를 위해 우선  $z_i$ 의  $z_j$ 에 대한 조건부 확률변수를 알아야 하는데, 이는 다음과 같다.

$$z_i | z_j = \rho_{ij} z_j + \sqrt{1 - \rho_{ij}^2} z_i$$

따라서 다음이 성립한다.

$$\theta_i^{-1} [g_i^{-1}(y_i) - \lambda_i] | y_j = \rho_{ij} \theta_j^{-1} [g_j^{-1}(y_j) - \lambda_j] + \sqrt{1 - \rho_{ij}^2} z_i$$

따라서  $y_i$ 의  $y_j$ 에 대한 조건부 확률변수는 다음이 된다.

$$y_i | y_j = g_i(\lambda_i + \rho_{ij} \theta_i \theta_j^{-1} [g_j^{-1}(y_j) - \lambda_j] + \theta_i \sqrt{1 - \rho_{ij}^2} z_i)$$

이 경우 다음이 성립한다.

$$y_i | VaR_j^p = g_i(\lambda_i + \rho_{ij} \theta_i \theta_j^{-1} [g_j^{-1}(VaR_j^p) - \lambda_j] z_j + \theta_i \sqrt{1 - \rho_{ij}^2} z_i)$$

여기에 식 (7)에 나와 있는  $VaR_j^p$ 를 대입하면 다음이 된다.

$$y_i | VaR_j^p = g_i(\lambda_i + \rho_{ij} \theta_i \Phi^{-1}(p) + \theta_i \sqrt{1 - \rho_{ij}^2} z_i)$$

따라서  $Co VaR_{ij}^p$ 는 다음과 같다.

$$Co VaR_{ij}^p \equiv VaR_i^p | VaR_j^p = g_i(\lambda_i + \theta_i [\rho_{ij} + \sqrt{1 - \rho_{ij}^2}] \Phi^{-1}(p)) \quad (8)$$

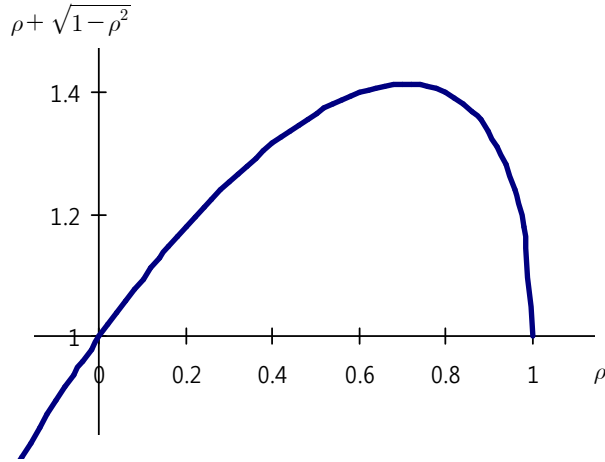
이제 여러 가지 경우에 대해  $Co VaR_{ij}^p$ 를 구해 보자. 우선 평균이  $\mu$ 이고, 표준편차가  $\sigma$ 인 이변량 정규분포모형에 대해 생각해 보자. 이는 앞의 일반식에서  $\lambda_i = \lambda_j = 0$ ,  $\theta_i = \theta_j = 1$ ,  $g_i(x) = \mu_i + \sigma_i x$ ,  $g_j(x) = \mu_j + \sigma_j x$ 인 경우에 해당한다. 따라서 다음이 성립한다.

$$VaR_i^p = \mu_i + \sigma_i \Phi^{-1}(p) \quad (9)$$

$$Co VaR_{ij}^p = \mu_i + \sigma_i (\rho_{ij} + \sqrt{1 - \rho_{ij}^2}) \Phi^{-1}(p) \quad (10)$$

다음으로 이변량  $S_U$ -정규분포모형에 대해 생각해 보자. 위치모수(location parameter)  $\mu$ 와 척도모수(scale parameter)  $\sigma$ 를 지닌 일반적인  $S_U$ -정규분포를 이용하기로 한다. 이는 앞의 일반식에서

[Figure 1] The Relationship between  $\rho$  and  $(\rho_{ij} + \sqrt{1 - \rho_{ij}^2})$



$g_i(x) = \mu_i + \sigma_i \sinh(\lambda_i + \theta_i x)$ 이고  
 $g_j(x) = \mu_j + \sigma_j \sinh(\lambda_j + \theta_j x)$ 인 경우에  
 해당한다. 따라서 다음이 성립한다.

$$VaR_i^p = \mu_i + \sigma_i \sinh(\lambda_i + \theta_i \Phi^{-1}(p)) \quad (11)$$

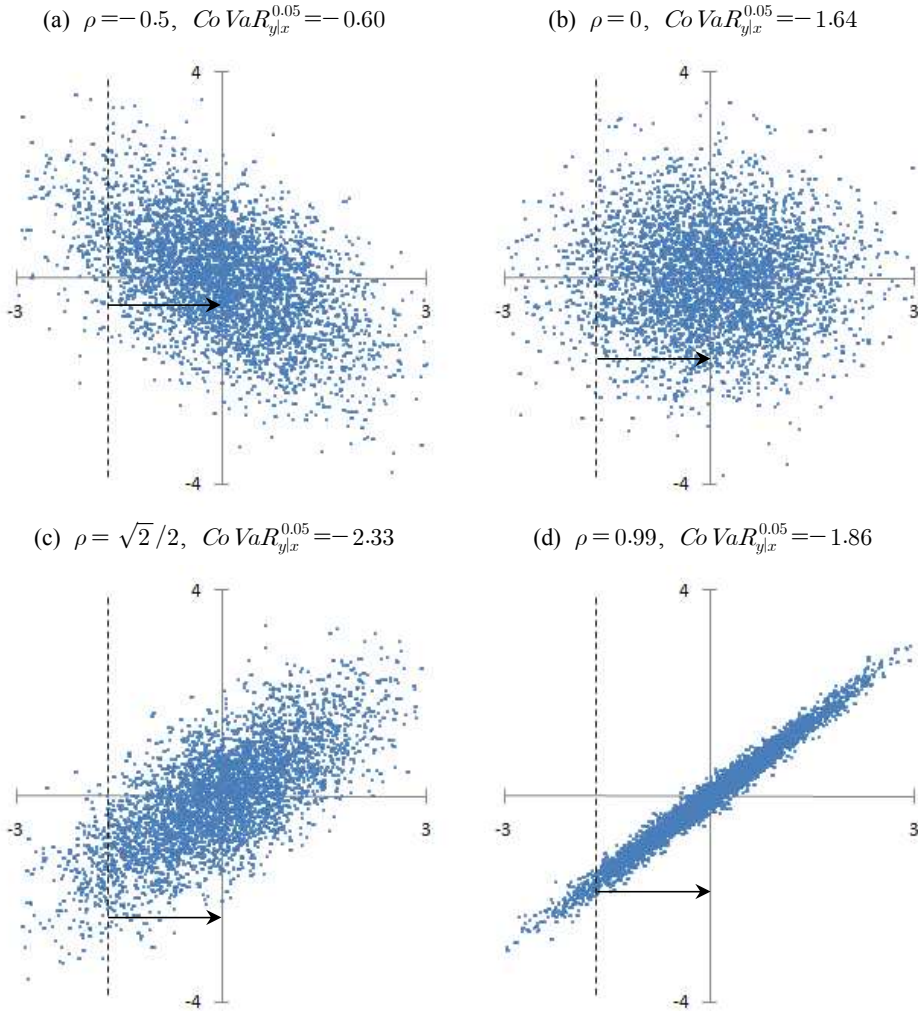
$$CoVaR_{ij}^p = \mu_i + \sigma_i \sinh(\lambda_i + \theta_i [\rho_{ij} + \sqrt{1 - \rho_{ij}^2}] \Phi^{-1}(p)) \quad (12)$$

한편, 앞의 식 (9)와 (10)에 나온 정규 분포모형의 VaR와 CoVaR를 보면, 두 개의 차이가 식 (10) 우변의 괄호 안에 들어 있는  $(\rho_{ij} + \sqrt{1 - \rho_{ij}^2})$ 임을 알 수 있다. 이 괄호항을 A라 할 때, 만약  $A \geq 1$  이면, (절댓값에서)  $CoVaR_{ij}^p \geq VaR_i^p$

이고, 반대로  $A < 1$  이면,  $CoVaR_{ij}^p < VaR_i^p$  이 된다. 그런데 A는 결국  $\rho$ 에 의해 결정되기 때문에 정규분포모형에서  $CoVaR_{ij}^p$ 와  $VaR_i^p$ 의 상대적 크기를 결정하는 것은  $\rho$ 이다. [Figure 1]은  $\rho$ 와  $A = (\rho_{ij} + \sqrt{1 - \rho_{ij}^2})$ 의 관계를 그래프로 그린 것이다. 몇 가지 특징적인  $\rho$ 값을 생각해 보면,  $\rho$ 가 0이나 1의 값을 가지면  $A=1$ 이 되며, 이때  $CoVaR_{ij}^p$ 와  $VaR_i^p$ 는 서로 동일해진다. 또한  $\rho$ 가 0보다 크면  $A > 1$ 로서 (절댓값에서)  $CoVaR_{ij}^p$ 가  $VaR_i^p$ 보다 크게 되며,  $\rho$ 가 0보다 작으면  $A < 1$ 로서  $CoVaR_{ij}^p$ 가  $VaR_i^p$ 보다 작아진다. A를 극대화시키는  $\rho$ 값은  $\sqrt{2}/2$ (약 0.71)로서, 이때 만약  $\mu_i = 0$ 이라면 (절댓값에서)  $CoVaR_{ij}^p$ 는  $VaR_i^p$ 의  $\sqrt{2}$ 배(약 41.4%) 더 커지게 된다. 따라서  $\mu_i$ 가



[Figure 2] The Theoretical *CoVaR* for Various Values of  $\rho$  in a Normal Distribution Model



0일 때<sup>8)</sup> 정규분포모형에서는  $CoVaR_{y|x}^p$ 가  $VaR_i^p$ 보다 최대한 41.4% 더 커질 수 있게 된다.

[Figure 2]는  $\rho$ 에 따른 *CoVaR*의 변화를 시각적으로 보여준다. 네 가지  $\rho$ 값(-0.5, 0,  $\sqrt{2}/2$ , 0.99)을 가진 이변량 표준정규

8) 일별 주식 수익률 데이터는 평균이 0에 가깝다.

변수( $x, y$ )에서 각각 5,000개씩의 난수를 발생시켜 산포도를 그린 것이다.  $p=0.05$ 로 설정했는데, 이때 표준정규변수의 VaR는 -1.64이다. 이 상황에서  $CoVaR_{y|x}^{0.05}$ (즉,  $x$ 가  $VaR_x^{0.05} = -1.64$ 로 주어졌을 때  $y$ 의 5% VaR)를 이론값과 함께 그림상에 그 위치를 표시해 놓았다. 그림에서  $x$ 축을 위아래로 가로지르는 수직 점선이  $VaR_x^{0.05}$ 를 표시한 것이고, 그 선상에 있는  $y$  관측치 중 하위 5%에 위치하는 것(화살표로 표시)이  $CoVaR_{y|x}^{0.05}$ 에 해당한다. 그림 (a)를 통해 앞에서 설명한 대로  $\rho$ 가 0보다 작을 때  $CoVaR$ 가  $VaR$ 보다 작은 것을 시각적으로 이해할 수 있다. 또한 그림 (b)는  $\rho$ 가 0일 때  $CoVaR$ 와  $VaR$ 가 동일해지는 것을 보여주고 있으며, 그림 (c)와 (d)를 통해  $\rho$ 가  $\sqrt{2}/2$ 에 가까워질수록  $CoVaR$ 와  $VaR$ 의 상대적 격차가 커지다가  $\rho$ 가 그 이상이 될 때는 격차가 다시 줄어드는 상황을 알 수 있다. 그림에는 나와 있지 않지만  $\rho=1$ 의 극단적인 상황에서는 모든 관측치가 45도 우상향선상에 있게 되고, 이때  $CoVaR$ 와  $VaR$ 는 동일해진다.

이상에서 살펴본  $\rho$ 에 따른  $CoVaR$ 의 변화는 정규분포모형뿐만 아니라 기본적으로  $S_U$ -정규분포모형에도 그대로 적용된다. 왜냐하면  $S_U$ -정규분포는 정규분포의 단조변환(monotonic transformation)에 의해 도출되었기 때문이다. 실제로 식 (11)과 (12)에 나와 있는  $S_U$ -정규분포

모형의 VaR와 CoVaR를 비교해 보면,  $\sinh(\cdot)$ 라는 단조증가함수가 있는 것 외에는 앞에서 설명한 정규분포모형과 동일한 구조이다. 따라서 이때에도 VaR와 CoVaR의 차이를 결정짓는 것은  $(\rho_{ij} + \sqrt{1 - \rho_{ij}^2})$ 의 존재 여부이며, 앞에서 설명한 논의가 그대로 적용된다.

### 3. 모수적 분포함수를 이용한 추정: GARCH 모형

$CoVaR$  추정모형을 설정함에 있어서 시간에 대해 조건부(conditional)로 할 수도 있고 비조건부로 할 수도 있다. 앞에서 설명한 것이 비조건부모형으로서 시계열 데이터 각 시점에 대한 정보를 이용하지 않고 그것 모두를 사용하여 하나의  $CoVaR$  값을 추정한다. 반면, 조건부 모형에서는 각 시점별로 그때까지의 모든 정보를 이용하여 해당 시점의  $CoVaR$ 를 추정하는 것으로서 시간가변(time-varying)  $CoVaR$ 를 얻게 된다.

본 논문에서는 모수적 분포함수를 이용하여 조건부  $CoVaR$ 를 추정한다. 분석의 초점을 오차항의 서로 다른 분포함수(즉, 정규분포와  $S_U$ -정규분포)에 맞추기 위해 모든 추정에 일률적으로 AR(1)-GARCH(1,1) 모형을 사용하기로 한다. 이는 다음과 같이 표현된다.

$$y_{i,t} = b_{0i} + b_{1i}y_{i,t-1} + \epsilon_{i,t} \quad (13)$$

$$\epsilon_{i,t} = h_{i,t}^{1/2} u_{i,t} \quad (14)$$

$$h_{i,t} = \beta_{0i} + \beta_{1i}h_{i,t-1} + \beta_{2i}\epsilon_{i,t-1}^2 \quad (15)$$

여기에서  $h_{i,t}$ 는 조건부 분산이고  $u_{i,t}$ 는 오차항으로서 상호 독립이며, 동일하다고(i.i.d.) 가정한다. 위의 모형에서 오차항의 분포함수로 정규분포와  $S_U$ -정규분포를 적용하기로 한다. 이때 식 (14)의  $u_{i,t}$ 는 다음과 같이 표현된다.

$$u_{i,t} = \begin{cases} z_{i,t} & \text{정규분포} \\ \sinh(\lambda_i + \theta_i z_{i,t}) & S_U\text{-정규분포} \end{cases} \quad (16)$$

한편, 위의 GARCH 모형을 다변량으로 확장시키기 위해서는 공분산 혹은 상관 계수 행렬을 모형화해야 한다. 본 논문에서 우리는 Engle(2002)이 제안한 DCC (dynamic conditional correlation) 모형을 사용하기로 한다. 또한 분석의 초점을 오차항의 서로 다른 분포함수에 맞추기 위해 모든 추정에서 DCC(1,1) 모형을 일률적으로 채택했다. DCC(1,1) 모형은 다음과 같이 표현된다.

$$Q_t = (1 - \delta_1 - \delta_2)\bar{Q} + \delta_1(z_{t-1}z'_{t-1}) + \delta_2 Q_{t-1} \quad (17)$$

$$R_t = Q_t^{*-1} Q_t Q_t^{*-1} \quad (18)$$

여기에서  $\bar{Q}$ 는  $z_t$ 의 비조건부 공분산 행렬이고,  $Q_t^*$ 는  $Q_t$ 의 대각(diagonal) 원소로 이루어진 대각행렬이다. Engle(2002)에 따르면,  $Q_t$ 가 양의 정부호가 되기 위해서는  $\delta_1$ 과  $\delta_2$ 가 비음수이고, 두 모수의 합이 1보다 작아야 한다.  $Q_t$ 가 양의 정부호이면  $R_t$  역시 양의 정부호이며, 그 역도 성립한다.

이상의 DCC(1,1)-AR(1)-GARCH(1,1) 모형에서 오차항의 분포함수가 정규분포일 경우는  $y_{i,t} = b_{0i} + b_{1i}y_{i,t-1} + h_{i,t}^{1/2} z_{i,t}$ 를 의미하기 때문에 식 (8)을 적용하면  $CoVaR_{ij,t}^p$ 는 다음이 된다.

$$CoVaR_{ij,t}^p = b_{0i} + b_{1i}y_{i,t-1} + h_{i,t}^{1/2}(\rho_{ij,t} + \sqrt{1 - \rho_{ij,t}^2})\Phi^{-1}(p) \quad (19)$$

여기에서  $\rho_{ij}$ 는 식 (5)와 (6)에 들어 있는  $R$  행렬의 원소이다. 한편, 오차항이  $S_U$ -정규분포일 경우  $y_{i,t} = b_{0i} + b_{1i}y_{i,t-1} + h_{i,t}^{1/2}[\sinh(\lambda_i + \theta_i z_{i,t})]$ 이기 때문에  $CoVaR_{ij,t}^p$ 는 다음이 된다.

$$CoVaR_{ij,t}^p = b_{0i} + b_{1i}y_{i,t-1} + h_{i,t}^{1/2}(\sinh[\lambda_i + \theta_i(\rho_{ij,t} + \sqrt{1 - \rho_{ij,t}^2})]\Phi^{-1}(p)) \quad (20)$$

제III장에서 행하는 모든 추정은 통계

패키지 GAUSS를 이용했으며, 이 중 분위 수 회귀 추정은 Qreg-library<sup>9)</sup>를 이용하고, 모수적 분포함수모형의 최우추정(maximum likelihood estimation)을 실행할 때 최적화과정은 CML-library를 이용했다.

### III. 추정 결과

데이터는 2006년 1월부터 2009년 9월 까지의 일별 주식 로그수익률이다. 국내 은행 중 주식이 거래되고 있는 총 9개 은행 및 은행지주회사를 대상으로 한다. 구체적으로는 기업은행(IBK), 대구은행(Daegu), 부산은행(Busan), 신한지주(Shinhan), 외환은행(KEB), 우리금융지주(Woori), 전북은행(Jeonbuk), 제주은행(Cheju), 하나금융지주(Hana)이다. 신한, 우리, 하나 등은 은행 주가가 없기 때문에 그 대응변수로 금융지주회사 주가를 사용했다. 본 연구에서 초점을 맞추고 있는 시스템 위기의 경우, 그것이 발생했을 때 과거 경험상 동일 그룹에 속한 모든 금융회사들이 비슷한 수준의 타격을 받는다는 점에서, 그리고 이들 3개 금융지주회사는 사실상 ‘은행’지주회사라는 점에서 은행 주가의 대응변수로 해당 금융지주회사 주가를 사용하는 것이 타당성

을 지닌다고 하겠다.

9개 은행의 주식과 KOSPI의 수익률에 대한 요약 통계량이 <Table 1>에 나와 있다. 표준편차를 보면 KOSPI의 경우 1.76인 데 반해, 9개 은행의 표준편차는 모두 이보다 훨씬 큰 것을 알 수 있다. 이는 일반적으로 개별 증가보다 그것들로 이루어진 포트폴리오의 변동성이 더 낮은 것을 반영하고 있다. 수익률 분포의 비대칭 정도를 나타내는 왜도(skewness)에 있어서는 우리금융과 전북은행을 제외하고는 모두 왼쪽 꼬리가 긴 음(-)의 왜도를 보이고 있다. 분포함수 중앙 부분의 뾰족한 정도, 혹은 꼬리 부분의 두터운 정도를 나타내는 첨도에서는 모두 정규분포의 첨도계수인 3보다 큰 초과첨도를 나타내고 있다. 마지막 열에 나와 있는 상관계수는 KOSPI 수익률과 각 은행 주식수익률의 상관계수를 계산한 것이다. 모두 양(+)의 상관계수를 나타내고 있으며, 최저 0.45(제주은행)에서 최고 0.70(기업은행) 사이인 것으로 나타났다.

<Table 2> ~ <Table 4>는 각각 분위수 회귀, 정규분포모형,  $S_U$ -정규분포모형에 의한 비조건부 CoVaR의 추정 결과를 보여주고 있다. 각 표에서 은행 이름을 제외한 왼쪽 3개 열은  $p=0.05$ 인 경우이고, 오른쪽 3개 열은  $p=0.01$ 인 경우이다. 각각의  $p$ 에 대해 CoVaR,  $\Delta$ CoVaR,

9) Jacomy, Messines, and Roncalli가 작성한 프로그램을 <http://www.thierry-roncalli.com/>에서 다운로드받아 사용했다.

〈Table 1〉 Summary Statistics for Stock Log-Returns

(Unit: %)

	Mean (×100)	Std. Dev.	Skewness	Kurtosis	Corr. Coef. with KOSPI
KOSPI	2.00	1.76	-0.53	9.31	1.00
IBK	-1.97	3.07	-0.42	8.42	0.70
Daegu	1.25	2.96	-0.18	6.98	0.63
Busan	0.00	2.90	-0.42	6.55	0.61
Shinhan	1.24	2.79	-0.20	7.65	0.69
KEB	-0.12	2.85	-0.09	8.36	0.56
Woori	-2.54	3.53	0.03	8.33	0.67
Jeonbuk	-2.93	2.46	0.43	7.77	0.53
Cheju	-1.10	2.16	-0.47	14.24	0.45
Hana	-1.47	3.47	-0.29	8.54	0.60

$VaR$ 를 계산하였다. 여기에서  $CoVaR$ 는  $CoVaR_{KOSPIj}^p$ 로서 은행  $j$ 의 주식수익률이  $VaR_j^p$ 일 때, KOSPI 수익률의  $VaR$ 를 의미한다. 그 다음 열에 있는  $\Delta CoVaR$ 는  $CoVaR_{KOSPIj}^p - VaR_{KOSPI}^p$ 를 계산한 것으로서 은행  $j$ 의 시스템리스크 기여도를 의미한다. 마지막으로  $VaR$ 는  $VaR_j^p$ 로서 은행  $j$ 의  $VaR$ 를 의미한다.

우선 <Table 2>에 나와 있는 분위수 회귀 추정 결과를 보면, 모든 은행의  $\Delta CoVaR$ 가 음수인 것을 알 수 있다. 이는  $CoVaR_{KOSPIj}^p$ 가  $VaR_{KOSPI}^p$ 에 비해 절댓값이 더 큰 것을 의미한다. 즉, 어떤 개별 은행이 위기에 처한 상태를 전제로 평가한 시스템리스크가 그런 전

제 없이 평가한 비조건부 시스템리스크에 비해 더 크다는 것을 의미한다. 모든 은행들이 시스템리스크에 양(+)의 기여를 하고 있다는 의미이다. 이와 같은 양의 효과는  $p=0.05$ 와  $p=0.01$ 에서 동일한 것으로 나타났다. 한편 <Table 2>에는 나와 있지 않지만 각 은행들의 시스템리스크 기여도를 비율로 계산해 보았다. 즉, 다음의 비율을 계산하였다.

시스템리스크 기여율(%) =

$$\frac{CoVaR_{KOSPIj}^p - VaR_{KOSPI}^p}{VaR_{KOSPI}^p} \quad (21)$$

이를 계산한 결과, <Table 2>에 제시되어 있는 분위수 회귀 추정의 경우

<Table 2> CoVaR Estimated by Quantile Regression

	p=0.05			p=0.01		
	CoVaR	ΔCoVaR	VaR	CoVaR	ΔCoVaR	VaR
IBK	-3.82	-0.94	-4.46	-8.08	-2.80	-8.65
Daegu	-4.03	-1.15	-4.45	-6.61	-1.33	-6.83
Busan	-4.06	-1.18	-4.48	-7.86	-2.58	-7.71
Shinhan	-3.76	-0.89	-3.97	-8.20	-2.92	-8.61
KEB	-3.75	-0.88	-3.98	-7.15	-1.87	-7.41
Woori	-3.89	-1.02	-5.14	-7.20	-1.92	-11.72
Jeonbuk	-3.68	-0.81	-3.57	-7.08	-1.80	-5.57
Cheju	-3.97	-1.10	-3.18	-7.19	-1.91	-5.97
Hana	-3.88	-1.01	-4.74	-8.00	-2.72	-14.20

Note: CoVaR, ΔCoVaR, and VaR denotes  $CoVaR_{KOSPI,j}^p$ ,  $CoVaR_{KOSPI,j}^p - VaR_{KOSPI}^p$ , and  $VaR_j^p$ , respectively.

p=0.05일 때에는 기여율이 28~41%(9개 은행 평균 35%)이고, p=0.01일 때에는 기여율이 25~55%(9개 은행 평균 42%)인 것으로 나타났다. 보다 극단적인 위기(즉, p=0.01)를 가정했을 때 은행들의 시스템리스크 기여율이 평균적으로 더 커진다는 것을 의미한다.

다음으로 <Table 3>에 나와 있는 정규 분포모형에 의한 추정 결과를 보면, 기본적으로 모든 은행의 ΔCoVaR가 음수로서 시스템리스크에 양(+)의 기여를 하고 있다는 점에서는 앞의 분위수 회귀 추정 결과와 동일하다. 정규분포모형에 의해 추정된 CoVaR를 분위수 회귀 추정 결과와 비교해 보면, p=0.05인 경우에는 총 9개

은행 중 2개(부산, 제주)를 제외하고는 모두 정규분포모형으로 추정한 CoVaR가 (절댓값에서) 더 큰 것으로 나타났다. 이와 반대로 p=0.01인 경우에는 9개 은행 모두에 있어서 분위수 회귀로 추정한 CoVaR가 더 큰 것으로 나타났다. 따라서 정규분포모형에 의해 추정할 경우 p=0.01에서 분위수 회귀방식에 비해 CoVaR를 (절댓값에서) 과소평가한다고 할 수 있다. 한편, p가 0.05일 때에 비해 0.01일 때 두 추정방식에 의해 추정된 CoVaR 간에 더 큰 차이가 있는 것도 알 수 있다.

또 한 가지 분위수 회귀 추정 결과와 대비되는 부분은 정규분포모형의 경우 CoVaR 추정치가 은행 간에 별로 차이가

<Table 3> CoVaR Estimated by Normal Distribution Model

	p=0.05			p=0.01		
	CoVaR	$\Delta CoVaR$	VaR	CoVaR	$\Delta CoVaR$	VaR
IBK	-4.08	-1.20	-5.07	-5.77	-1.70	-7.16
Daegu	-4.05	-1.17	-4.85	-5.74	-1.66	-6.87
Busan	-4.05	-1.17	-4.76	-5.73	-1.65	-6.74
Shinhan	-4.07	-1.20	-4.58	-5.77	-1.69	-6.48
KEB	-4.01	-1.13	-4.69	-5.67	-1.60	-6.63
Woori	-4.07	-1.19	-5.84	-5.76	-1.69	-8.24
Jeonbuk	-3.97	-1.09	-4.07	-5.62	-1.54	-5.75
Cheju	-3.87	-0.99	-3.57	-5.48	-1.40	-5.04
Hana	-4.04	-1.16	-5.72	-5.72	-1.64	-8.09

Note: CoVaR,  $\Delta CoVaR$ , and VaR denotes  $CoVaR_{KOSPIj}^p$ ,  $CoVaR_{KOSPIj}^p - VaR_{KOSPI}^p$ , and  $VaR_j^p$ , respectively.

없다는 점이다.  $p=0.01$ 일 때를 보면, 분위 수 회귀의 경우 CoVaR의 최솟값과 최댓값의 차이가 1.6%p 정도인 데 반해, 정규분포모형의 경우, 그 차이가 0.3%p 수준에 그치고 있다. 한편, <Table 2>에서와 마찬가지로 <Table 3>에 대해서도 식 (21)에 의해 각 은행들의 시스템리스크 기여도(%)를 계산하였다. 정규분포모형의 경우,  $p=0.05$ 일 때와  $p=0.01$ 일 때의 기여도가 동일하며, 34~42%(9개 은행 평균 40%)인 것으로 나타났다.

다음으로 <Table 4>에 나와 있는  $S_U$ -정규분포모형에 의한 추정 결과를 보면, 앞의 두 추정 결과와 마찬가지로 모든 은행의  $\Delta CoVaR$ 가 음수로서 시스템리스크에

양(+)의 기여를 하고 있는 것으로 나타났다. 그러나 CoVaR의 크기에 있어서는 앞의 두 추정 결과와 상당히 큰 차이를 보이는데,  $p=0.05$ 와  $p=0.01$ 의 경우  $S_U$ -정규분포모형에 의해 추정한 CoVaR가 분위수회귀 및 정규분포모형 추정치보다 (절댓값에서) 훨씬 크며, 그 정도는  $p=0.01$ 인 경우에 더 심한 것으로 나타났다. 즉,  $p=0.05$ 인 경우  $S_U$ -정규분포모형에 의해 추정한 CoVaR가 분위수 회귀나 정규분포모형에 비해 (절댓값에서) 1.2~1.5배 정도 더 크며,  $p=0.01$ 인 경우에는 그 차이가 더 심해지며, 특히 정규분포모형에 비해서는 최고 2.5배나 더 큰 것으로 나타났다.

이와 같은 큰 차이가  $CoVaR_{KOSPIj}^p$ ,

<Table 4> CoVaR Estimated by  $S_U$ -normal Distribution Model

	p=0.05			p=0.01		
	CoVaR	$\Delta CoVaR$	VaR	CoVaR	$\Delta CoVaR$	VaR
IBK	-5.71	-2.86	-4.55	-14.19	-8.45	-8.57
Daegu	-5.67	-2.81	-4.56	-14.04	-8.30	-7.72
Busan	-5.66	-2.80	-4.56	-14.00	-8.26	-7.91
Shinhan	-5.74	-2.88	-4.11	-14.26	-8.52	-7.61
KEB	-5.54	-2.68	-4.19	-13.60	-7.86	-7.32
Woori	-5.70	-2.85	-5.19	-14.15	-8.41	-10.85
Jeonbuk	-5.42	-2.57	-3.64	-13.23	-7.49	-6.67
Cheju	-4.85	-1.99	-2.99	-11.41	-5.67	-6.86
Hana	-5.60	-2.75	-5.01	-13.83	-8.09	-9.64

Note: CoVaR,  $\Delta CoVaR$ , and VaR denotes  $CoVaR_{KOSPI|j}^p$ ,  $CoVaR_{KOSPI|j}^p - VaR_{KOSPI}^p$ , and  $VaR_j^p$ , respectively.

즉  $VaR_{KOSPI}^p|VaR_j^p$ 의 ‘조건’ 부분에 해당하는  $VaR_j^p$  추정치의 차이에서 비롯되었는지를 살펴볼 필요가 있다. <Table 2>~<Table 4>에 나와 있는 VaR 항목이 이를 보여주고 있다. 이 값들을 추정방법 간에 비교해 보면 차이가 나기는 하지만 CoVaR의 차이에 비해서는 훨씬 정도가 덜한 것을 알 수 있다.<sup>10)</sup> 또한 CoVaR의 경우에는  $S_U$ -정규분포모형에 의

한 추정치가 다른 추정 결과에 비해 (절댓값에서) 훨씬 큰 데 반해,  $VaR_j^p$ 의 경우에는 반드시 그렇지만은 않다는 것이다. 이러한 사실을 고려할 때 CoVaR 추정치의 차이는 CoVaR의 조건 부분에 해당하는  $VaR_j^p$  때문이 아니라 그것을 제외한 나머지 부분에서 비롯된 것이라고 할 수 있다.

이처럼  $S_U$ -정규분포모형의 CoVaR 추

10)  $VaR_j^p$ 의 (절댓값) 크기를 추정방법별로 비교해 보면, p=0.05에서는 경험적 분포(empirical distribution)에 의거하여 추정한 분위수 회귀 추정치가 가장 작고,  $S_U$ -정규분포모형 추정치는 분위수 회귀에 비해 그 값이 전반적으로 약간 더 크지만 차이는 크지 않은 반면, 정규분포모형 추정치는 비교적 뚜렷하게 분위수 회귀 및  $S_U$ -정규분포모형 추정치보다 큰 것을 알 수 있다. 그럼에도 불구하고 p=0.05에서는 세 가지 추정치에 큰 차이가 없는 반면, p=0.01인 경우에는 추정방법에 따라 결과에 비교적 큰 차이가 발생하는 것을 알 수 있다. 특히 정규분포모형 추정치가 p=0.05의 경우와는 정반대로 가장 작은 것으로 나타났다. VaR 추정에 있어서 정규분포모형의 이러한 특징(특히, 1% VaR 추정에서의 과소평가 경향)은 선행 연구에서 자주 보고되고 있다.



정치가 앞의 두 모형과 크게 다름에 따라  $\Delta CoVaR$  추정치 역시 앞의 결과와 차이가 큰 것을 알 수 있다. 식 (21)에 의해 각 은행들의 시스템리스크 기여도(%)를 계산한 결과,  $S_U$ -정규분포모형의 경우  $p=0.05$ 일 때에는 기여도가 70~101%(9개 은행 평균 94%)이고,  $p=0.01$ 일 때에는 기여도가 99~148%(9개 은행 평균 137%)인 것으로 나타났다. 분위수회귀 및 정규분포모형의 결과에 비해 은행들의 시스템리스크 기여도가 훨씬 크게 나타난 것을 알 수 있다.

Adrian and Brunnermeier(2009)가 지적했듯이  $CoVaR$ 의 개념적 유용성에도 불구하고, 만약 추정된  $CoVaR_{KOSPI|j}^p$  혹은  $\Delta CoVaR_{KOSPI|j}^p$ 가  $VaR_j^p$ 와 체계적인 관련을 맺고 있다면 그 유용성이 반감될 수밖에 없다. 예를 들어,  $VaR_j^p$ 를 기준으로 한 은행별 위험도의 순위와  $CoVaR_{KOSPI|j}^p$  혹은  $\Delta CoVaR_{KOSPI|j}^p$ 를 기준으로 한 은행별 위험도의 순위 간에 차이가 거의 없다면 시스템리스크의 측정수단으로서  $CoVaR$ 의 유용성이 반감된다. 왜냐하면 개별 은행의 위험도를 나타내는  $VaR_j^p$ 만으로도 해당 은행의 시스템리스크 기여도를 어느 정도 파악할 수 있기 때문이다. 이러한 맥락에서  $\Delta CoVaR_{KOSPI|j}^p$ 와  $VaR_j^p$ 의 체계적 관련성을 시각적으로 확인해 보기 위해 <Table 4>에 나와 있는 결과를 그림으로 그린 것이 [Figure 3]이다. 즉, 세 가지 추

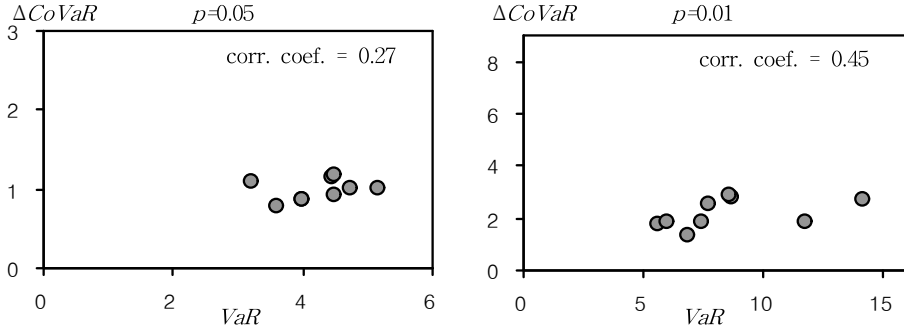
정방법별로  $\Delta CoVaR_{KOSPI|j}^p$ 과  $VaR_j^p$ 의 추정 결과를 (절댓값을 기준으로) 산포도로 나타내었다. 또한 추정치 개수가 많지는 않지만  $\Delta CoVaR_{KOSPI|j}^p$ 와  $VaR_j^p$  추정치 간의 상관계수도 계산하였다.

[Figure 3]을 보면 전체적으로 (절댓값에서)  $VaR_j^p$ 가 클수록  $\Delta CoVaR_{KOSPI|j}^p$ 도 큰 경향이 있는 것을 알 수 있다. 이러한 경향은 분위수 회귀에 비해 정규분포 및  $S_U$ -정규분포모형 추정 결과에서 좀 더 뚜렷한 것으로 나타났다. 상관계수를 보더라도 모두 양수로서 분위수 회귀 추정에서는  $p$ 가 5%와 1%일 때 각각 0.27, 0.45인 반면, 정규분포모형에서는 두 경우 모두 상관계수가 0.77이고,  $S_U$ -정규분포모형에서는 각각 0.82, 0.49인 것으로 나타났다.

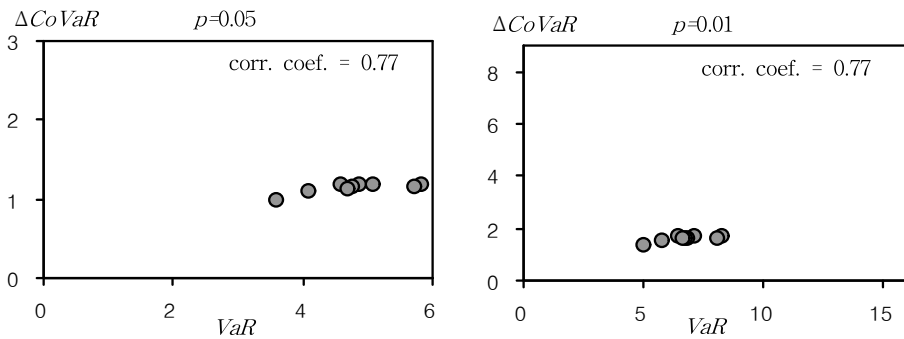
[Figure 3]의 결과로 볼 때,  $\Delta CoVaR_{KOSPI|j}^p$ 와  $VaR_j^p$  간에 어느 정도 연관성이 있기는 하지만, 그것이  $CoVaR_{KOSPI|j}^p$  혹은  $\Delta CoVaR_{KOSPI|j}^p$ 의 유용성을 훼손할 정도는 아닌 것으로 판단된다. 왜냐하면 어느 정도의 상관성에도 불구하고  $VaR_j^p$ 로는 충분하지 않은  $CoVaR_{KOSPI|j}^p$ 만이 제시하는 정보가 있기 때문이다. 예를 들어, [Figure 3]에 나온 6개 경우 중 상관계수가 가장 높은 것으로 나타난  $S_U$ -정규분포모형의  $p=0.05$ 인 경우를 살펴보자. 여기에서 예를 들어 신한은행의 경우에는 <Table 4>에서

[Figure 3] Relationship between VaR and CoVaR

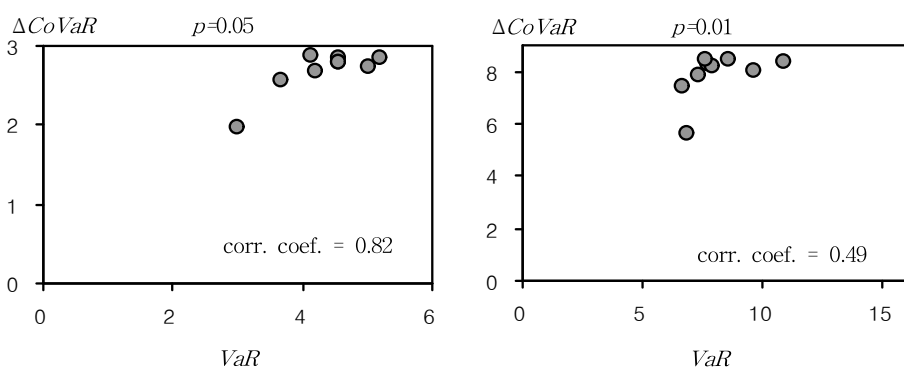
(1) Quantile Regression



(2) Normal Model



(3)  $S_U$ -normal Model



Note: VaR and  $\Delta CoVaR$  denotes  $VaR_j^p$  and  $CoVaR_{KOSPI,j}^p - VaR_{KOSPI}^p$ , respectively.

〈Table 5〉 The Ranking of  $\Delta CoVaR$  (in absolute value)

	$p=0.05$			$p=0.01$		
	Quantile	Normal	$S_U$	Quantile	Normal	$S_U$
IBK	6	1	2	2	1	2
Daegu	2	4	4	9	4	4
Busan	1	5	5	4	5	5
Shinhan	7	2	1	1	2	1
KEB	8	7	7	7	7	7
Woori	4	3	3	5	3	3
Jeonbuk	9	8	8	8	8	8
Cheju	3	9	9	6	9	9
Hana	5	6	6	3	6	6

알 수 있듯이 개별 리스크를 측정하는  $VaR_j^p$ 에서는 9개 은행 중 (절대값에서) 7위인 반면, 시스템리스크를 측정하는  $CoVaR_{KOSPI,j}^p$ 에서는 9개 은행 중 1위인 것을 알 수 있다. 바로 이러한 부분을 포착하기 위한 것이  $CoVaR$  혹은  $\Delta CoVaR$ 의 개념이라는 점에서 그 유용성을 확인할 수 있다.<sup>11)</sup>

〈Table 5〉에서는  $\Delta CoVaR_{KOSPI,j}^p$ 의 (절댓값) 크기에 따라 은행의 시스템리스크 기여도를 순위로 표시하였다. 우선 분위수 회귀 결과를 보면,  $p=0.05$ 에서는 부산은행의 시스템리스크 기여도가 가장 크고, 전북은행의 기여도가 가장 낮은 것

으로 나타났다. 그러나  $p=0.01$ 일 때에는 이 순위가 바뀌어 신한은행의 시스템리스크 기여도가 가장 크고, 대구은행이 가장 낮은 것으로 나타났다. 이처럼 분위수 회귀에서는  $p$ 의 수준에 따라 은행의 순위가 크게 바뀌는 데 반해, 정규분포와  $S_U$ -정규분포모형에서는 순위가  $p$ 에 따라 바뀌지 않는 것을 알 수 있다. 이것이  $CoVaR$  추정에 있어서 분위수 회귀방식과 모수적 분포함수를 이용한 방식의 가장 큰 차이 중의 하나라 할 수 있다. 양자 중 어느 방식이 더 좋은지는 결국 실증적으로 판단될 수밖에 없겠지만, 그 용도를, 예를 들어 금융감독당국의 ‘시스템리

11) 물론 이와 같은 은행의 시스템리스크 기여도는 상대적인 것이다. 따라서 이를 기준으로, 예컨대 은행세나 예금보험료를 부과하는 경우라면 부채(혹은 예금)나 자본금 규모를 감안하여 절대액을 결정하게 될 것이다.

스크 평가 척도'로 국한시켜 본다면  $p$ 에 따라 순위가 크게 바뀌는 분위수 회귀방식보다는  $p$ 가 CoVaR의 크기에는 영향을 미치지 않지만 은행별 순위에는 영향을 미치지 않는 모수적 분포함수모형이 더 바람직하다고 할 수 있을 것이다. 분위수 회귀의 경우  $p=0.05$ 에서 시스템리스크 기여도 순위가 1위와 2위인 부산은행과 대구은행이  $p=0.01$ 에서는 순위가 각각 4위와 9위로 바뀔 정도로 차이가 크다. 하지만  $p$ 를 어떤 수준으로 하는 것이 바람직한가에 대해서는 판단을 내리기가 매우 어렵다는 한계가 있다.

한편, <Table 5>에 있는 결과를 모형 간에 비교해 보면, 분위수 회귀모형과 모수적 분포함수모형 간에는 은행별 순위에 상당한 차이가 있는 것을 알 수 있다. 반면, 모수적 분포함수모형 내에서 정규분포모형과  $S_U$ -정규분포모형 간에는 은행별 순위에 차이가 매우 적다는 것을 알 수 있다. 9개 은행 중 기업은행과 신한은행의 순위만 다른데, 정규분포모형에서는 기업은행 1위, 신한은행 2위인 반면,  $S_U$ -정규분포모형에서는 그것이 뒤바뀌어 신한은행 1위, 기업은행 2위이다. 앞의 <Table 3>과 <Table 4>에서 본 것처럼 CoVaR 혹은  $\Delta CoVaR$ 의 추정치가 정규분포모형과  $S_U$ -정규분포모형 간에 크게 다르지만, 은행별 '순위'에 있어서는 두 모

형 간에 차이가 매우 적은 것을 발견할 수 있다.

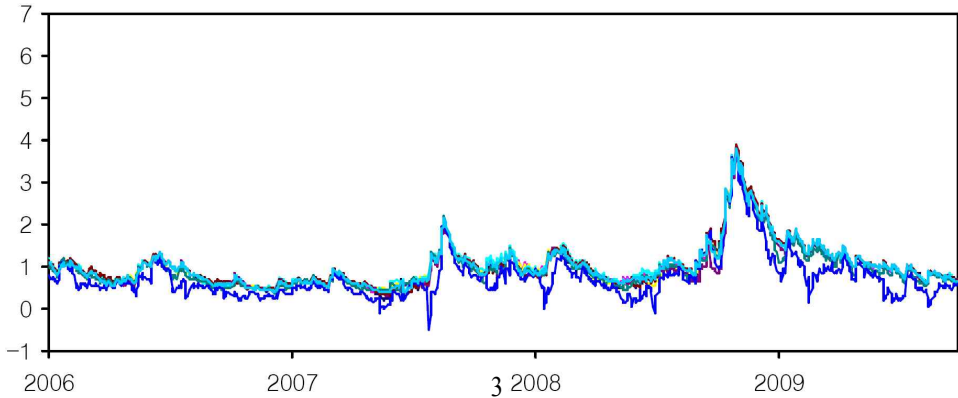
지금까지는 2006년 1월부터 2009년 9월까지 총 931개의 관측치를 이용하여 하나의 CoVaR를 추정하였는데, 이번에는 GARCH 모형을 이용하여 시간가변(time-varying) CoVaR를 추정한다. 추정에서는 앞 장에서 설명한 대로 이변량 GARCH 모형에서 상관계수 행렬의 변화를 DCC 모형으로 규정하고, 오차항으로는 정규분포와  $S_U$ -정규분포 두 가지를 고려한다.  $p$ 는 5% 한 가지에 대해서만 추정한다.<sup>12)</sup> [Figure 4]는  $\Delta CoVaR_{KOSPI,j,t}^{0.05}$ , 즉  $CoVaR_{KOSPI,j,t}^{0.05} - VaR_{KOSPI,t}^{0.05}$  추정치(절댓값)를 그림으로 나타낸 것이다.

그림에서 보듯이 총 9개 은행에 대해  $\Delta CoVaR$  추정치를 그린 것이지만, 특히 정규분포모형의 경우에는 추정치의 차이가 은행 간에 크지 않은데다 변화 추이도 매우 유사하여 서로 구별이 쉽지 않다. 9개 은행 추정치 중 전체 경향에서 가장 벗어난 것은 제주은행으로서 두 그림 모두에서 가장 아래쪽에 위치한 시리즈이다. 전체적으로 보면, 두 모형 모두 2008년 9월경부터  $\Delta CoVaR$  절댓값이 가파른 상승세를 보이기 시작하여 같은 해 10월 말 시점에 최고치를 기록한 것으로 나타났다. 당시 미국발 금융위기가 본격적으로 전개되는 시기에 각 은행들의 시스템

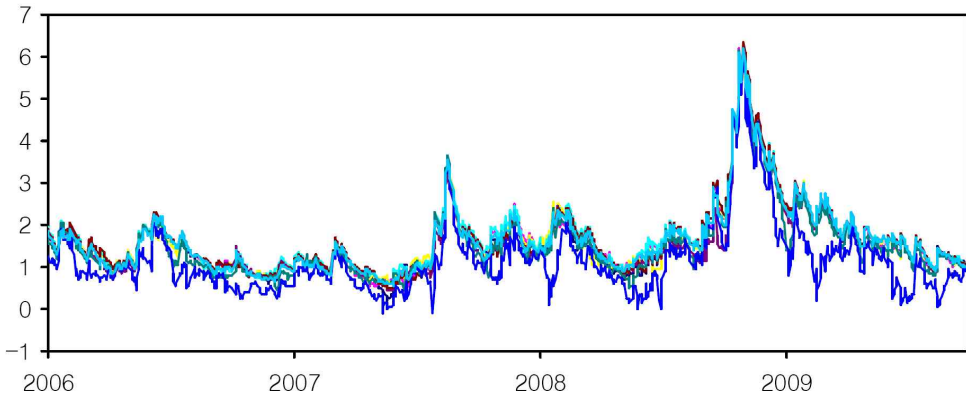
12)  $p=1\%$ 인 경우에도 전체적인 경향은 크게 다르지 않았다.

[Figure 4] Daily  $\Delta CoVaR$  Estimated by DCC-GARCH Model ( $p=0.05$ )

(1) Normal Model



(2)  $S_U$ -normal Model



Note: Each graph shows absolute value of  $\Delta CoVaR_{KOSPI,j,t}^{0.05} = CoVaR_{KOSPI,j,t}^{0.05} - VaR_{KOSPI,t}^{0.05}$  for 9 banks

리스크 기여도가 가장 커진 것이다. 정규 분포모형과  $S_U$ -정규분포모형을 비교해 보면 앞의 <Table 3>과 <Table 4>의 비조건부  $CoVaR$ 와 마찬가지로  $S_U$ -정규분포모형으로 추정된  $CoVaR$ 가 절대 크기에 있어서 훨씬 큰 것으로 나타났다. 또한 기여도를 비율로 계산했을 때에도  $S_U$ -정규

분포모형의 추정치가 훨씬 큰 것을 확인할 수 있었다.

한편, 조건부  $CoVaR$ 의 추정 결과가 앞의 비조건부 결과와 한 가지 다른 점은  $CoVaR$ 가 항상  $VaR$ 보다 (절댓값에서) 더 크게 나타난 것은 아니라는 점이다. 9개 은행 중 유일하게 제주은행의 경우에는

<Table 6> The Correlation Coefficients among Daily  $\Delta CoVaR$  ( $p=0.05$ )

(1) Normal Model

	IBK	Daegu	Busan	Shinhan	KEB	Woori	Jeonbuk	Cheju	Hana
IBK	1	0.993	0.992	0.992	0.980	0.996	0.986	0.922	0.994
Daegu	0.993	1	0.995	0.995	0.984	0.993	0.990	0.923	0.996
Busan	0.992	0.995	1	0.992	0.985	0.991	0.989	0.921	0.994
Shinhan	0.992	0.995	0.992	1	0.980	0.992	0.990	0.921	0.995
KEB	0.980	0.984	0.985	0.980	1	0.982	0.977	0.908	0.989
Woori	0.996	0.993	0.991	0.992	0.982	1	0.987	0.928	0.995
Jeonbuk	0.986	0.990	0.989	0.990	0.977	0.987	1	0.928	0.989
Cheju	0.922	0.923	0.921	0.921	0.908	0.928	0.928	1	0.920
Hana	0.994	0.996	0.994	0.995	0.989	0.995	0.989	0.920	1

(2)  $S_U$ -normal Model

	IBK	Daegu	Busan	Shinhan	KEB	Woori	Jeonbuk	Cheju	Hana
IBK	1	0.990	0.990	0.992	0.980	0.995	0.981	0.920	0.994
Daegu	0.990	1	0.991	0.994	0.981	0.990	0.984	0.919	0.994
Busan	0.990	0.991	1	0.990	0.975	0.986	0.983	0.916	0.991
Shinhan	0.992	0.994	0.990	1	0.979	0.992	0.985	0.918	0.996
KEB	0.980	0.981	0.975	0.979	1	0.982	0.974	0.907	0.987
Woori	0.995	0.990	0.986	0.992	0.982	1	0.982	0.927	0.994
Jeonbuk	0.981	0.984	0.983	0.985	0.974	0.982	1	0.928	0.986
Cheju	0.920	0.919	0.916	0.918	0.907	0.927	0.928	1	0.919
Hana	0.994	0.994	0.991	0.996	0.987	0.994	0.986	0.919	1

총 929 거래일 중 8차례에 걸쳐  $CoVaR$ 가  $VaR$ 를 소폭 하회하는 현상이 나타났다 (정규분포모형). [Figure 4]에서 맨 아래쪽에 위치한 제주은행의  $\Delta CoVaR$  추이를 보면 이를 알 수 있다.

[Figure 4]에서 보듯이 각 은행들의

$\Delta CoVaR$ 는 시간에 따라 비슷한 변화 추이를 보이고 있다. 은행별  $\Delta CoVaR$  시리즈가 과연 얼마나 유사한 변화패턴을 보이는지 측정하기 위한 방법으로 각 시리즈 간 상관계수를 구한 결과가 <Table 6>에 나와 있다. 상관계수가 가장 낮은

〈Table 7〉 The Correlation Coefficients between  $\Delta CoVaR_{KOSPI|j,t}^{0.05}$  and  $VaR_{j,t}^{0.05}$ 

	Normal Model	<i>S<sub>U</sub></i> -normal Model
IBK	0.865	0.850
Daegu	0.843	0.837
Busan	0.857	0.844
Shinhan	0.847	0.811
KEB	0.788	0.762
Woori	0.834	0.819
Jeonbuk	0.467	0.535
Cheju	0.620	0.650
Hana	0.847	0.822

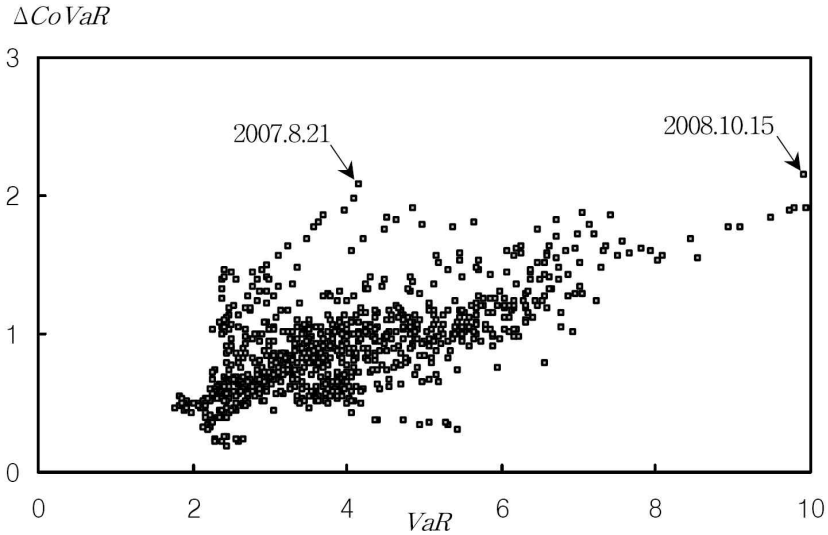
은행을 찾아보면, 두 모형에서 똑같이 외환-제주은행(정규분포모형 0.908, *S<sub>U</sub>*-정규분포 모형 0.907)인 것으로 나타났다. 이처럼 두 모형 모두에 있어서 가장 낮은 상관계수가 0.9 이상일 정도로 은행별  $\Delta CoVaR$ 가 서로 높은 상관성을 보이는 것을 알 수 있다. 이는 은행별  $\Delta CoVaR$ 가 시간에 따라 변화하기는 하지만 이들 사이의 서열이나 간격은 상당히 안정되어 있다는 것을 의미한다. 다시 말하면, 개별 은행의 시스템리스크 기여 정도가 시간에 따라 변화하지만 은행 간 상대적 기여도에 있어서는 비교적 안정되어 있다는 것을 의미한다. 이는 [Figure 4]에서도 어느 정도 짐작할 수 있는 부분이다.

시간가변  $CoVaR$ 와 관련하여 다음으로 살펴본 부분은 각 은행의 시스템리스크 기여도가 해당 은행의 독립적인 개별 리

스크와 얼마나 관련성을 맺고 있는냐는 것이다. 즉, 앞의 [Figure 3]에서 살펴본 것과 같은 맥락에서  $\Delta CoVaR_{KOSPI|j,t}^{0.05}$ 와  $VaR_{j,t}^{0.05}$ 의 상관성을 점검하였다. 앞서도 언급하였듯이 만약 이들 두 척도가 매우 높은 상관성을 보인다면,  $VaR$ 만으로도 시스템리스크와 관련된 정보를 얻을 수 있기 때문에  $CoVaR$ 의 유용성이 떨어질 수밖에 없다. <Table 7>의 결과에서 보듯이  $\Delta CoVaR$ 와  $VaR$ 의 상관계수가 정규분포모형의 경우에는 0.46~0.86이고 *S<sub>U</sub>*-정규분포모형은 0.53~0.85로 나타났다. 상관계수의 크기에 대한 해석은 다양할 수 있지만,  $CoVaR$ 의 유용성을 훼손할 만큼은 아닌 것으로 판단된다.

이 문제를 좀 더 생각해 보기 위해 기업은행을 예로 들어  $\Delta CoVaR$ 와  $VaR$ 를 (절댓값 기준으로) 산포도로 그린 것이

[Figure 5] The Relationship between Daily VaR and  $\Delta CoVaR$  for IBK



Note:  $VaR$  and  $\Delta CoVaR$  denotes  $VaR_{IBK}^{0.05}$  and  $CoVaR_{KOSPI|IBK}^{0.05} - VaR_{KOSPI}^{0.05}$ , respectively, in absolute value.

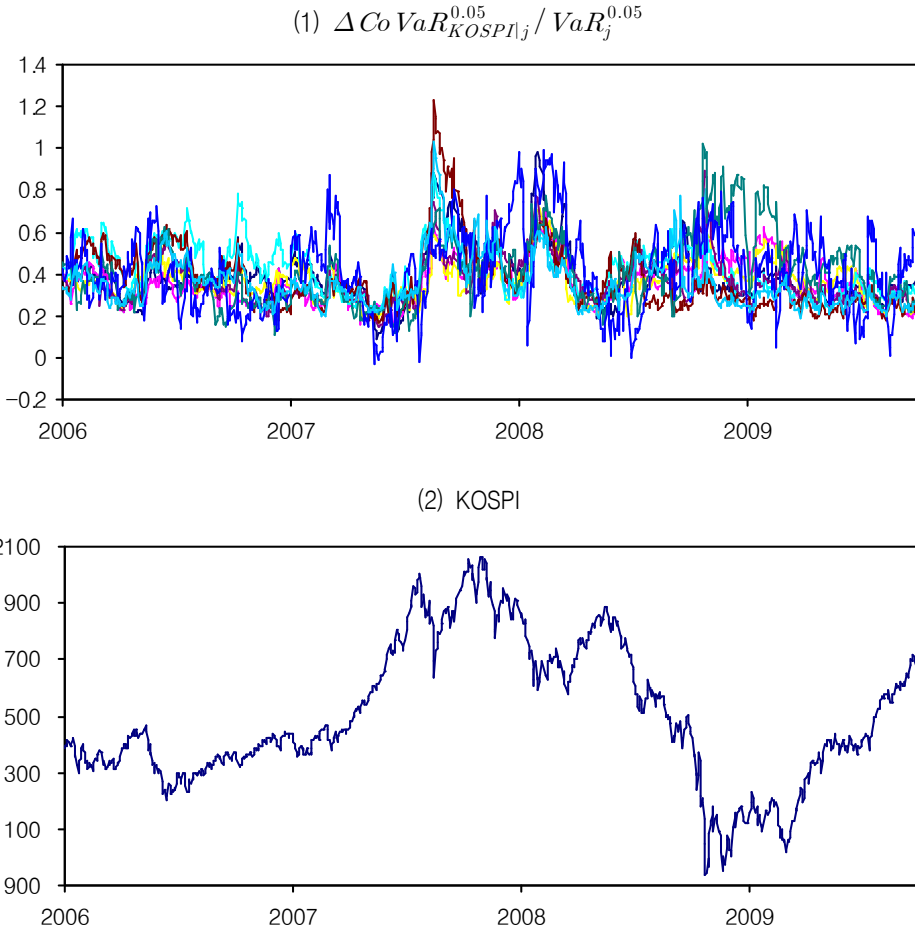
[Figure 5]에 나와 있다. 두 모형 중 정규 분포모형 추정 결과를 이용하여 그렸는데, <Table 7>에서 보는 것처럼  $\Delta CoVaR$ 와  $VaR$ 의 상관계수가 0.865로 가장 높은 경우이다. 그러나 이처럼 높은 상관계수에도 불구하고  $\Delta CoVaR$ 와  $VaR$ 의 일반적인 선형관계에서 상당히 벗어나 있는 추정치들을 많이 찾아볼 수 있다. 예를 들어, [Figure 5]에 표시해 놓은 2007년 8월 21일 추정치와 2008년 10월 15일 추정치를 비교해 보자. 두 시점 간에 은행의 개별 리스크(즉,  $VaR$ )는 약 2.5배 가량 차이가 남에도 불구하고 시스템리스크 기여도(즉,  $\Delta CoVaR$ )는 거의 차이가 없는 것을

알 수 있다.

시간가변  $CoVaR$ 와 관련하여 마지막으로 은행들의 시스템리스크가 개별 리스크와 어떤 관계를 맺으면서 변하는지를 살펴보았다. 개별 리스크가 커질 때 시스템리스크 기여도 역시 커지는 것은 충분히 예상할 수 있으나 그 상대적 정도를 살펴보려고 하는 것이다. 이를 위해  $\Delta CoVaR_{KOSPI|j}^{0.05} / VaR_j^{0.05}$ 의 추이를 살펴보았다. 우리가 특히 관심을 갖는 부분은 은행의 개별 리스크( $VaR_j$  절댓값)가 커질 때 시스템리스크 기여도( $\Delta CoVaR_j$  절댓값)가 더 빠른 속도로 커지는지 여부이다. 만약 시스템리스크



[Figure 6] Individual Risk and System Risk Contribution



기여도가 개별 리스크에 비해 더 빠른(늦은) 속도로 커진다면  $\Delta Co VaR_j / VaR_j$ 는 크기가 커(작아)질 것이고, 양자의 변화가 비슷하다면 이 비율은 안정적인 모습을 보일 것이다. [Figure 6]에 결과가 나와 있다. 그림 (1)의  $\Delta Co VaR_j / VaR_j$  추이를 보면, 흥미로운 점을 발견할 수 있다. 앞에서 본 것처럼  $\Delta Co VaR_j$ 의 경

우에는 2008년 9월 중순 이후 글로벌 금융위기가 본격화되면서 급증하는 모습을 보이고 있다. 이는 (결과를 제시하지는 않았지만)  $VaR_j$ 의 경우에도 마찬가지이다. 그런데 이들 두 리스크 척도의 비율을 보면, 2008년 9월이 아니라 그보다 1년 전인 2007년 하반기에 급등했던 것을 알 수 있다.

2007년 8~9월은 BNP Paribas의 운용 펀드 환매중단 발표(8월 9일) 및 영국 Northern Rock의 예금인출사태(9월 중순)가 발생함에 따라 국제금융시장이 큰 혼란을 겪은 시점이다. [Figure 6] 그림 (2)의 KOSPI 추이에서 볼 수 있듯이 적어도 KOSPI상으로 보면, 글로벌 금융 위기 충격의 시작 시점이 바로 2007년 하반기이다. 그림은 이 시점에서  $VaR_j$ 에 비해  $\Delta CoVaR_j$ 가 가장 크게 상승한 것을 보여주고 있다. 이는 곧  $VaR_j$ 와  $\Delta CoVaR_j$ 의 두 리스크 척도가 금융위기의 시작 시점에서 가장 차이가 벌어졌다는 것을 의미하며, 그 점에서 (기존의 척도인  $VaR_j$ 로는 포착할 수 없는)  $\Delta CoVaR_j$ 의 유용성을 말해 주는 것이라 할 수 있다. 다른 한편으로  $\Delta CoVaR_j / VaR_j$ 가 금융위기의 시작 시점에서 급상승했다는 것은 이것 자체가 금융위기의 전조를 알려주는 중요한 지표로 활용될 수 있다는 것을 의미하는 것일 수도 있다.<sup>13)</sup>

#### IV. 맺음말

은행산업의 리스크 관리는 은행 자신은 물론 전체 금융부문의 안정성에 미치

는 파급효과가 매우 크다. 이 때문에 현재 은행산업의 리스크 관리에 있어서 핵심적인 역할을 하고 있는 VaR 개념의 개선 방향을 모색하는 것은 학술적으로나 현실적으로 중요한 의미를 지닌다고 할 수 있다. 본 연구는 위기의 파급효과나 시스템리스크 기여도를 측정하는 데 유용하게 사용될 수 있는 CoVaR의 개념을 소개하고, CoVaR 추정방법론에 있어서 기존의 분위수 회귀방식이 아닌 모수적 분포함수를 이용하는 방법을 제시했다. 표준적인 정규분포함수는 물론, 금융시 계열 데이터의 초과침도와 비대칭성을 잘 표현하는  $S_U$ -정규분포함수를 이용하여 비조건부 및 조건부로 CoVaR를 추정하는 모형을 소개했다.

이들 모형을 이용하여 한국 은행산업을 대상으로 추정을 실행하여 CoVaR의 현실적 유용성과 각 모형들의 추정 성과를 비교·분석한 결과는 다음과 같이 요약된다. 첫째, 어떤 개별 은행이 위기에 처한 것을 전제로 평가한 시스템리스크 (CoVaR)는 대부분의 경우에 그러한 전제 없이 평가한 비조건부 시스템리스크 (VaR)에 비해 더 큰 것으로 나타났다. 이는 모든 은행들이 시스템리스크에 양(+)의 기여를 하고 있다는 의미이다. 이와 같은 양의 효과는 은행이 더욱 극단적인 위기에 빠져 있는 것을 가정했을 때(즉,

13) 동 비율의 분석을 제안해 주신 검토자께 감사드린다.

$p=0.01$ 일 때) 더 커지는 것으로 나타났다. 둘째, 각 은행의 시스템리스크 기여도가 해당 은행의 독립적인 개별 리스크와 얼마나 관련성을 맺고 있는지를 살펴본 결과, 양자가 어느 정도 상관성을 보이기는 하지만 *CoVaR*의 유용성을 훼손할 만큼은 아닌 것으로 나타났다. 셋째, 모형별 추정 결과를 비교해 보면, 분위수 회귀모형의 경우  $p$ 를 어느 수준으로 정하느냐에 따라 은행별 시스템리스크 기여도 순위가 크게 뒤바뀌는 문제점을 지니고 있는 것으로 파악되었다. 또한 (심각한 약점은 아니지만) 정규분포모형의 경우에

는 리스크 기여도의 절대적 크기에 있어서 은행 간 차이가 매우 적게 나타나는 것을 알 수 있었다. 넷째,  $SU$ -정규분포모형에 비해 다른 두 모형(특히 정규분포모형)이 *CoVaR*를 (절댓값에서) 크게 과소평가하며,  $p$ 가 낮아질수록 그 정도가 심해지는 것으로 나타났다. 그러나 이 결과만으로 모형 간 추정 성과의 우열을 말하기는 힘들며, 시뮬레이션 등의 추가적인 연구가 필요하다. 이 경우 표본 내(in-sample) 적합도뿐만 아니라 표본 외(out-of-sample) 검정까지 함께 고려해야 할 것이다.

## 참 고 문 헌

- 김진호·김윤정, 「CoVaR를 이용한 금융회사 간 리스크 전이 분석」, Working Paper, 이화여자대학교, 2009.
- 여은정, 「금융기관 리스크 평가방법의 개선방안」, 『주간금융브리프』, 제17권 제47호, 한국금융연구원, 2009, pp.12~13.
- 이승환, 「조건부 도산확률을 이용한 은행부문의 시스템리스크 측정」, 금융경제연구 Working Paper 428호, 한국은행, 2010.
- 최필선, 「새로운 다변량 분포함수를 이용한 GARCH 모형 추정」, 『재무연구』, 제18권 제2호, 2005, pp.185~208.
- 한국은행, 『금융안정보고서』, 2010.
- Adrian, T. and M. Brunnermeier, “CoVaR,” FRB of New York, 2009.
- Brunnermeier, M., A. Crockett, C. Goodhart, A. Persaud, and H. Shin, “The Fundamental Principles of Financial Regulation,” 11th Geneva Reports on the World Economy, 2009.
- Engle, R., “Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models,” *Journal of Business and Economic Statistics* 20(3), 2002, pp.339~350.
- Engle, R. and S. Manganelli, “CAViaR: Conditional Autoregressive Value at Risk by Regression Quantiles,” *Journal of Business and Economic Statistics* 22(4), 2004, pp.367~381.
- Fong, T., L. Fung, L. Lam, and I. Yu, “Measuring the Interdependence of Banks in Hong Kong,” Working Paper, Hong Kong Monetary Authority, 2009.
- IMF, “Assessing the Systemic Implications of Financial Linkages,” *Global Financial Stability Report*, Chapter 2, 2009.
- Johnson, N., “Systems of Frequency Curves Generated by Method of Translation,” *Biometrika* 36, 1949a, pp.149~176.
- \_\_\_\_\_, “Bivariate Distributions Based on Simple Translation Systems,” *Biometrika* 36, 1949b, pp.297~304.
- Koenker, R. and H. Kevin, “Quantile Regression,” *Journal of Economic Perspectives* 15(4), 2001, pp.143~156.

## 유료방송서비스의 시장 확정과 제도 분석

이 수 일

(한국개발연구원 부연구위원)

### Market Definition and System Analysis of Paid Broadcasting Services

Suil Lee

(Associate Research Fellow, Korea Development Institute)

\* 본 논문은 기 발간된 『방송산업의 시장 확정과 제도 분석』(정책연구시리즈 2009-06, 한국개발연구원, 2009) 중 제1장과 제4장을 수정·보완한 것임.

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

• Key Word: 유료방송(Pay Television), 관련시장(Relevant Market), 시장 확정(Market Definition), 임계매출 손실률 검정법(Critical Sales Loss Test), 공정경쟁(Fair Competition)

• JEL Code: K21, K23, L51, L82

• Received: 2009. 11. 30      • Referee Process Started: 2009. 12. 3

• Referee Reports Completed: 2009. 9. 15

## ABSTRACT

This paper defines markets relating to each paid broadcasting service by applying the test method of critical sales loss to the results of survey to the paid service subscribers. The result confirms the existence of a meaningful competitive relationship--in terms of the Competition Law--among all paid broadcasting services included in this study, or at least analog cable broadcasting, digital cable broadcasting, and real time IPTV(Internet Protocol TV) service. This indicates that current regulations which are being applied to cable TV, satellite broadcasting, and IPTV are actually discriminatory. Based on these analysis results, this paper suggests that the main attention for the improvement of regulations should be focused on regulations which are differently applied to different paid service providers. In particular, Article 20 in the Internet Multimedia Broadcasting Law is interpreted as defining the real-time IPTV as an independent market, thereby having leeway to harm fair competition among different paid service providers. Therefore, that article needs to change to give the right of equal access to contents to all the competing paid service providers. Furthermore, to put teeth in the contents equal access rule, most popular pay channels need to be designated as target contents of the rule. As for the market-share limitation regulations, the paper suggests that an upper limit on the market share should be set based on the total number of subscribers of all the competing paid services and the same limit applied to all the competing paid service providers.

본 논문은 유료방송서비스를 대상으로 경쟁법의 시장 확정 원리를 이용하여 상품별 관련시장을 실증적으로 확정하고, 시장 확정과정에서 확인된 상품 간 경쟁관계를 토대로 하여 현행 제도의 타당성을 분석하고 개선방안을 제시하였다. 임계매출손실을 검정법을 적용하여 각각의 유료방송서비스별로 관련시장을 확정한 결과, 현재 시장에서는 모든 유료방송서비스 또는 적어도 아날로그케이블방송, 디지털케이블방송, IPTV 간에 경쟁법적으로 유의

미한 경쟁관계가 형성되어 있음을 확인하였다. 이러한 분석 결과는 현재 종합유선방송(위성방송)과 IPTV에 상이하게 적용되는 규제들이 규제차별임을 의미한다. 특히 IPTV만을 독립된 시장으로 확정하는 것으로 해석되는 인터넷멀티미디어방송사업법 제20조는 플랫폼사업자 간 경쟁 활성화와 공정경쟁을 훼손할 여지가 크므로, 콘텐츠 동등접근의 대상 플랫폼사업자를 종합유선방송(위성방송), IPTV로 확대할 필요가 있다. 또한 콘텐츠 동등접근의

## ABSTRACT

의무가 부과되는 주요 방송프로그램의 지정과 관련하여 지상파계열 PP와 독립 PP가 제공하는 인기 유료방송채널은 플랫폼 사업자 간 경쟁 활성화 차원에서 주요 방송프로그램에 포함되어야 함을 주장하였

다. 마지막으로 플랫폼사업자에 대한 시장 점유율 규제는 경쟁관계가 형성되어 있는 사업자들의 전체 가입자 수를 기준으로 동일한 상한을 설정하는 것이 타당함을 보였다.

## I. 문제의 제기

현행 방송법은 지상파방송, 종합유선방송, 위성방송, 방송채널사용사업 등 역무별로 방송사업을 분류하고<sup>1)</sup> 역무 내·역무 간 상호 겸영 제한<sup>2)</sup> 등 역무를 기준으로 규제체계를 마련하고 있다. 한편, 종합유선방송, 위성방송과 유사한 IPTV 사업은 방송법이 아닌 인터넷멀티미디어 방송사업법(이하 사업법)에 사업의 정의 및 관련 규제가 마련되어 있다.

이러한 역무별 규제체계는 방송 가치사슬의 모든 단계를 수직적으로 통합하고 있던 기존의 지상파방송에 더하여 종합유선방송, 위성방송, IPTV 등 방송 또는 방송과 유사한 성격의 사업들이 새로이 출현할 때마다 각각을 별도의 역무로 정의하고, 각 역무별로 규제를 마련함에 따른 것이었다. 따라서 현행 역무별·수직적 규제체계는 통합적이라기보다는 임시방편적인 성격이 강하다.

그런데 1990년대 초반 이래 망, 서비스, 사업자 수준에서 방송과 통신의 융합이 진전되면서 방송사업자와 통신사업자 간, 방송부문 내에서도 상이한 역무의 사

업자 간 경쟁관계가 형성됨에 따라 기존 역무별·수직적 규제체계에 잠재되어 있던 규제차별, 규제공백 등의 문제가 현실화되고 있다. 이에 따라 방송·통신의 융합에 대응하여 사업자 간 공정경쟁을 위한 규제체계 개선의 필요성이 제기되어 왔다. 규제체계 개선의 핵심은 기존의 역무별·수직적 규제체계를 콘텐츠서비스, 플랫폼서비스, 전송서비스 등 방송의 가치사슬 단계별로 수평적인 층위(layer)를 설정하고 층위별로 적절한 규제를 설계하는, 이른바 수평적 규제체계로 전환하는 것이다. 층위별 적정 규제의 설계는 경쟁법의 원리를 반영한 시장 확정에 기초한다. 이미 유럽위원회(EU Commission)는 부문별 규제정책에서 순수경쟁정책으로의 이행을 위한 시스템을 제공한다는 목적 아래 2002년 「전자통신망과 서비스를 위한 규제프레임워크」를 통해 방송과 통신 부문에 경쟁법상의 시장 확정 원리를 반영한 바 있다.<sup>3)</sup>

우리나라에서 통신부문의 경우에는 경쟁법의 원리를 이용한 시장 확정 및 수평적 규제체계로의 전환 논의가 활발히 진행되어 왔다. 반면, 방송부문에서의 논의는 상대적으로 취약하여, 여전히 우리나라의 방송 관련법은 기존의 수직적 규제체계가 유지되는 상태에서 일부 수평적

1) 방송법 제2조.

2) 방송법 제8조와 동법 시행령 제4조.

3) EU Commission(2002a).



규제체계의 요소를 가미하는 형태로 형성되어 있다. 이에 따라 방송부문의 경우 법·제도에 내포되어 있는 시장 획정이 매우 혼란스러운 상태다. 예를 들어, 방송구역의 1/3, 전체 종합유선방송 가입가구 수의 1/3로 종합유선방송사업자(system operator: SO)의 상호 겸영을 제한하는 방송법 시행령 제4조와 IPTV사업자 간 공정경쟁의 촉진과 IPTV사업자를 대상으로 한 콘텐츠 동등접근의 의무를 규정한 사업법 제12조, 제20조는 종합유선방송과 IPTV를 독립된 시장으로 획정하는 것으로 해석된다. 반면, 방송구역별로 IPTV, 종합유선방송, 위성방송 가입가구 수의 1/3로 특정 IPTV사업자의 점유율을 제한하는 사업법 제13조는 전체 유료방송서비스를 하나의 시장으로 획정하는 경향이 강하다. 이러한 시장획정의 혼란은 유료방송시장에서 사업자 간 규제차별이 발생하고 이로 인해 공정경쟁을 훼손할 위험을 내포한다.

본 논문은 이러한 문제의식에서 출발하여 사안의 중요성을 감안하여 주요 유료방송서비스에 대해 경쟁법상의 시장 획정 원리를 반영하여 관련시장을 실증적으로 획정하고, 시장 획정 결과를 토대로 공정경쟁이라는 관점에서 유료방송서비스와 관련된 현행 제도의 타당성을 분석하고자 한다.

방송부문의 시장 획정 이슈는 비교적 최근에 대두된 것으로서, 관련 연구는 크

게 방송부문 전반에 대하여 시장 획정의 방법론과 과거의 획정 사례를 이론적·정성적으로 분석하는 흐름과 유료방송서비스 간 경쟁관계를 실증적으로 분석하려는 연구들로 대별될 수 있다. 전자의 예로, EU Commission(2002b)은 가격차별, 번들링, 광고, 무료 콘텐츠, 병목, 급속한 변화와 융합 등 미디어산업의 특징이 미디어상품의 관련시장 획정에 방법론적으로 제기하는 문제를 논의하였으며, EU Commission(2002c)은 EU의 주요 회원국을 대상으로 심결례를 통해 방송부문의 시장 획정 사례를 분석하고 있다. 최근 우리나라에서도 김성환 외(2008)가 방송부문의 시장 획정 방법론에 대한 국내외 논의와 획정 사례를 정리·분석한 바 있다. 후자의 실증연구는 주로 케이블방송과 위성방송의 경쟁관계를 실증적으로 보이는 데에 집중되어 있는데, Hausman(1999)과 GAO(2000, 2002)는 미국 유료방송시장을 대상으로, 윤충한 외(2006)와 Rhee and Lee(2004)는 우리나라를 대상으로 연구를 수행하였다. 그러나 이러한 연구들은 관심이 되는 두 상품 간의 대체관계만을 분석한 것으로, 본 논문에서 수행하려는 경쟁법상의 시장 획정 원리를 반영한 관련시장 획정과는 거리가 있다. 우리나라에서 경쟁법상의 시장 획정 원리를 준용하여 유료방송서비스의 관련시장을 획정하려는 시도는 이수일 외(2008)에서 처음으로 시도되었는데, 이 또한 이론

적·정성적인 논의에 그치고 있어 시장 확정 결과가 확정적이지 못하다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제II장에서는 먼저 본 연구에서 활용되는 시장 확정 방법론으로서 임계매출손실률 검정법을 소개하고 시장 확정에 필요한 자료를 구축하는 절차를 설명한다. 그 다음으로는 각각의 유료방송서비스별로 임계매출손실률 검정법을 적용하여 관련시장을 확정하였다. 제III장에서는 관련시장 확정을 통해 확인한 유료방송서비스 간 경쟁관계를 토대로 하여 시장점유율 규제, 콘텐츠 동등접근 규제 등 유료방송서비스와 관련된 현행 제도의 타당성을 분석하고 정책대안을 설계한다. 마지막으로 제IV장에서는 분석을 종합하고 결론을 제시한다.

## II. 유료방송서비스 거래의 시장 확정

유료방송서비스는 고정방송서비스와 이동방송서비스로 분류될 수 있다. 이동방송서비스의 경우 이동성, 휴대성의 특성을 지니고 있으므로 그에 대한 수요는 이용시간과 공간의 차별성으로 인해 고정방송서비스와 확연한 차이를 지닌다.<sup>4)</sup>

이와 같이 고정방송서비스와 이동방송서비스는 상품의 특성과 용도가 상이하므로 별개의 시장으로 확정하는 것이 타당하다. 본 논문은 고정유료방송서비스를 연구대상으로 하여 고정유료방송서비스를 구성하는 아날로그케이블방송, 디지털케이블방송, 위성방송, IPTV의 각각에 대하여 시장을 확정하고자 한다.

### 1. 시장 확정 방법론

경쟁법 적용을 위한 목적에서 정의되는 시장은 가상적인 독점사업자 또는 카르텔이 경쟁가격 수준보다 유의하게 높은 수준의 가격을 책정·유지할 수 있는, 즉 시장력(market power)을 행사할 수 있는 최소한의 상품군 또는 지리적 범위로 확정된다. 이런 점에서 경쟁법 적용을 위한 시장의 정의는 재정거래(arbitrage)의 가능성에 기초하여 가격에 영향을 미치는 모든 상품군 또는 지리적 범위로 정의되는 경제적 시장(economic market)과는 구분된다.<sup>5)</sup>

현재 가장 보편적으로 받아들여지고 있는 관련시장 확정의 방법론은 가상 독점사업자 또는 SSNIP 검정법이다. 가상 독점사업자 검정법에서 관련시장은 그 지역에서 그 제품의 현재 또는 미래의 유

4) 권상희 외, 『방송시장 경쟁상황 보고서』, 방송위원회, 2006. 김성환 외(2008), p.38에서 재인용.

5) 이하에서는 경제적 시장과 구분하기 위하여 경쟁법 적용을 위한 목적에서 정의되는 시장을 관례에 따라 관련시장(relevant market)이라고 명명하기로 한다.

일한 생산자 또는 판매자이며, 이윤극대화를 추구하는 가상의 사업자(hypothetical profit maximizing firm)가 다른 제품들의 판매 조건에 변화가 없다고 가정할 때,<sup>6)</sup> 그 제품에 대한 가격규제가 없다면 ‘작지만 의미 있고 일시적이지 않은 가격인상 (small but significant and non-transitory increase in price: SSNIP)’<sup>7)</sup>을 단행할 수 있는 제품 또는 제품군 그리고 지역으로 확정된다.

그런데 가상 독점사업자 검정법은 구체적인 지침이라기보다는 관련시장을 확정하기 위한 개념적인 틀에 가깝기 때문에 이를 실제 사례에 적용하기 위해서는 보다 조작적인(operational) 방법론이 필요하다(권남훈[2006], p.64). 가상 독점사업자 검정법의 현실적인 적용방안으로 가장 광범위하게 활용되고 있는 것이 임계매출손실률(critical sales loss: CSL) 검정법이다.<sup>8)</sup> 임계매출손실률 검정법은 가상 독점사업자의 가격인상 여부는 수요대체

의 크기에 의존한다는 가상 독점사업자 검정법의 기본 개념에서 출발한 것으로서, 검정에 포함된 상품군의 가격이 일률적으로 몇 % 인상된다고 가정한 후에 가격인상 전과 이윤이 동일하게 되는 매출손실률을 임계매출손실률로 정의하고, 이를 실제매출손실률(actual sales loss: ASL)과 비교하는 방법이다.

예를 들어, 인상 전의 가격과 판매량을 각각  $p_0, q_0$  이라 하고 인상 후의 가격과 판매량을  $p_1, q_1$  이라고 할 때, 한계비용  $c$ 가 일정할 경우 가격인상 전과 인상 후에 이윤이 동일한 조건은 다음의 식 (1)과 같다.

$$p_0q_0 - cq_0 = p_1q_1 - cq_1 \quad (1)$$

만약 다음과 같이 정의하면,

$$t \equiv \frac{p_1 - p_0}{p_0}, m \equiv \frac{p_0 - c}{p_0}, CSL \equiv \frac{q_0 - q_1}{q_0}$$

- 6) 다른 제품들의 판매 조건에 변화가 없다는 가정, 즉 *ceteris paribus* 가정은 1992년 '수평결합지침(Merger Guidelines)'에 새로 반영된 것으로서(Massey[2000], p.319), 그 이전에는 통상적인 시장수요가 아니라 문제가 되는 사업자의 잔여수요(residual demand)의 가격탄력성 추정을 통해 가상 독점사업자 검정법을 적용하는 것이 일반적이었다. 잔여수요의 가격탄력성 추정을 통해 관련시장을 확정한다 함은 문제가 되는 사업자가 Stackelberg 게임의 선도자와 같이 경쟁사업자의 반응을 고려하여 최적 행동을 결정한다는 가정을 내포하고 있는 것이다. 잔여수요의 가격탄력성 추정을 통한 관련시장 획정 방법론의 문제점에 대해서는 Kaserman and Zeisel(1996), pp. 676-678을 참조하라.
- 7) 가상 독점사업자 검정법이 1982년 미국 법무부의 「수평결합지침」에서 처음 도입될 당시 SSNIP가 5~10% 수준에서 1년 이상 지속되는 가격인상이 고려되었으나, 1984년 「수평결합지침」을 수정하는 과정에서 %률이 포기되었다.
- 8) 임계매출손실률 검정법은 Harris and Simons(1989)에 의해 고안되어 이후 광범위하게 활용되었으며, 우리나라에서도 ‘무학의 대선주자 취득 건’에 대한 법원 판결에서 임계매출손실률 분석 결과가 판결의 주요 근거로 사용된 바 있다(권남훈[2006], p.69). 무학-대선 기업결합과 관련한 지리적 시장 획정에 대해서는 신광식·전성훈(2006)을 참조하라.

위 식으로부터 다음의 관계식이 도출된다.

$$CSL = \frac{t}{m+t} \quad (2)$$

즉, 임계매출손실률은 가격인상률과 가격인상 전의 마진율에 의해 결정된다.

임계매출손실률이 계산되면 실제매출손실률과 비교하여 관련시장을 확정한다. 만약 실제매출손실률이 임계매출손실률보다 크다면 가격인상 전과 비교하여 이윤이 감소함을 의미하고, 이는 현재 검정에 포함되어 있는 상품군에 대하여 의미 있는 경쟁압력을 행사하는 별도의 상품들이 존재한다는 것을 의미하므로 검정에 포함되는 상품군을 확대하여 재검정하게 된다. 반대로 실제매출손실률이 임계매출손실률보다 작다면 현재 검정에 포함되어 있는 상품군으로 관련시장을 확정하게 된다.

설문조사 등을 통해 실제 매출손실에 대한 추정이 가능한 경우에, 5~10%의 가격인상률을 가정한 상태에서 단위 한계비용  $c$ 에 대한 정보만 있으면 임계매출손실을 계산할 수 있다. 따라서 관련시장 확

정을 위해 요구되는 자료량에서 임계매출손실률 검정법은 여타의 관련시장 확정 방법론에 비해 우월한 측면이 존재한다.<sup>9)</sup>

## 2. 시장 확정을 위한 자료의 구축

임계매출손실률 검정법을 통해 유료방송서비스 각각에 대하여 관련시장을 확정하기 위해서는, 가정된 가격인상에 따른 실제매출손실률과 임계매출손실률을 산정해야 한다. 또한 식 (2)가 표현하는 바와 같이, 임계매출손실률을 계산하기 위해서는 가격인상률( $t \equiv (p_1 - p_0)/p_0$ )과, 가격인상 전 마진율( $m \equiv (p_0 - c)/p_0$ )에 대한 정보가 필요하다. 여기에서  $t$ 는 검정을 위해 가정된 값으로서 5% 또는 10%의 값을 가진다. 따라서 임계매출손실률 검정법을 이용하여 관련시장을 확정하기 위해서는 가격인상에 따른 실제매출손실률과 가격인상 전 마진율에 대한 정보가 필요하다. 이하에서는 유료방송서비스에 포함된 각 상품별 실제매출손실률과 가격인상 전 마진율의 산정 절차 및 결과에 대해 차례로 설명한다.

9) 반면, 임계매출손실률 검정법이 단위 한계비용에 결정적으로 의존한다는 점에서, 단위 한계비용의 정확한 추정이 관련시장 확정에 있어 매우 중요하다. 예를 들어, 단위 한계비용이 너무 낮게 추정될 경우에는 마진율이 너무 높게 추정되고 지나치게 넓게 관련시장을 확정하는 오류를 초래하게 된다. 이에 따라 Katz and Shapiro(2003)는 검정대상 상품군의 확대 여부를 결정함에 있어 임계매출손실률 대신에 총전환비율(aggregate diversion ratio)을 사용할 것을 제안하였다. 여기에서 총전환비율은 검정대상에 속한 특정 상품의 가격 인상으로 인해 자체적으로 줄어드는 판매량 대비 검정대상에 속한 다른 상품들로 흡수되는 판매량의 비율로 정의된다. 총전환비율과 임계매출손실률의 관계를 포함하여 임계매출손실률 검정법과 총전환비율 검정법의 비교에 대해서는 권남훈(2006)을 참조하라.

### 가. 실제매출손실률의 산정

각 상품별 실제매출손실률을 산정하기 위하여 상품별 가입자를 대상으로 가상적인 가격인상에 대응하여 상품의 전환 의사를 묻는 설문을 실시하였다. 설문조사는 2009년 9월 14일에서 10월 9일까지 4주에 걸쳐 전국에 소재한 유료방송서비스 가입가구의 가구주를 대상으로 면대면 조사 및 인터넷 조사를 통해 이루어졌다. 2009년 6월 현재 전체 유료방송시장에서 차지하는 비중(가입자 수 기준)이 72%에 달하는 아날로그케이블방송 가입가구에 대해서는 면대면 방식의 설문조사를 실시한 반면, 여타의 유료방송서비

스 가입가구에 대해서는 주로 인터넷 조사에 의존하여 표본을 구하였다. 아날로그케이블방송을 제외한 여타 서비스의 경우, 원하는 크기의 표본을 확보하지 못할 우려가 있어 통계적 유의성 확보를 위하여 별도의 booster sample로 구성하여 통계적인 최소 표본 수를 확보하였다. <Table 1>은 설문조사에 포함된 표본의 구성을 정리하고 있다.

설문에서는 주로, 가상 독점사업자 검정법을 따라 각 상품의 가입자별로 5% 또는 10%의 가상적인 가격인상에 대응한 상품의 전환의사를 묻고, 전환의사가 있는 경우에 어떤 상품으로 전환할 것인가를 질문하였다.<sup>10)11)</sup> 현재 실시간

<Table 1> Sample Summary

Services	# of sample by service	# of sample by survey method	
		Face-to-face survey	Internet survey
Analog CATV	792(48.0%)	792	0
Digital CATV	318(19.3%)	118	200
Satellite Bro.	256(15.5%)	56	200
Real-time IPTV	233(14.1%)	33	200
VoD IPTV	51(3.1%)	1	50
Total # of sample	1,650(100%)	1,000(60.6%)	650(39.4%)

Note: VoD is the abbreviation of "Video on Demand".

- 10) 설문의 주된 내용이 가격인상에 대응한 상품의 전환의사인 점을 감안하여 설문응답자를 가구 내 실질적인 의사결정권을 가진 가구원으로 설정함에 따라, 모집단의 지역별 분포를 제외한 여타의 모집단 분포는 표본을 추출하는 과정에서 고려하지 않았다. 본 논문의 설문조사에서 활용된 설문지와 보기카드를 필자에게 요청하면 제공할 수 있다.
- 11) 설문을 구성함에 있어, 결합상품을 명시적인 질문대상으로 설정하지는 않았으나, 설문지와 보기카드를 통해 현재 서비스의 결합판매 현황 및 이용요금, 할인율 등에 대해 상세히 설명하고 있으므로, 설문응답자가 유료방송서비스 간 전환의사를 답함에 있어 이러한 점들을 충분히 고려했을 가능성이 높다.

〈Table 2〉 Number of Service Conversion by Service and Scenario

Services	Scenario	# of sample	# of service conversion	Conversion service					
				Analog CATV	Digital CATV	Satellite Bro.	Real-time IPTV	VOD IPTV	
Analog CATV	1	5% increase in price	792	132	-	65	13	50	4
		10% increase in price	792	256	-	134	32	81	9
	2	5% increase in price	792	223	-	78	10	127	8
		10% increase in price	792	337	-	127	32	167	11
Digital CATV	1	5% increase in price	318	100	28	-	26	38	8
		10% increase in price	318	172	52	-	35	70	15
	2	5% increase in price	318	138	12	-	14	101	11
		10% increase in price	318	197	26	-	16	142	13
Satellite Bro.	1	5% increase in price	256	86	18	39	-	24	5
		10% increase in price	256	149	20	71	-	48	10
	2	5% increase in price	256	97	13	23	-	55	6
		10% increase in price	256	144	17	45	-	75	7
Real-time IPTV	1	5% increase in price	233	98	9	67	8	-	14
		10% increase in price	233	134	10	88	15	-	21
	2	5% increase in price	233	48	5	25	8	-	10
		10% increase in price	233	92	8	59	11	-	14

IPTV에서는 케이블방송에서 시청 가능한 다수의 인기 유료방송채널을 시청할 수 없다는 사실을 감안하여,<sup>12)</sup> 현재의 상황을 시나리오 1로 하고 케이블방송에서 시청 가능한 인기 유료방송채널들을 실시간 IPTV에서도 시청 가능한 상황을 가

정하여 시나리오 2로 설정한 후에, 각 시나리오별로 동일한 질문을 반복하였다.

<Table 2>는 상품별, 시나리오별로 5% 내지 10%의 가격인상에 따른 상품의 전환 의사 및 전환상품을 정리하고 있다. 시나리오 1과 비교하여 시나리오 2의 경우에

12) KT, SK브로드밴드, LG파워콤 각사 홈페이지의 실시간 IPTV 채널 편성표 참조. 2009년 8월 현재 SK브로드밴드는 시청률 순위 상위 20개 유료방송채널 가운데 YTN만을 송출하고 있으며, KT의 COOK TV와 LG파워콤의 myLGtv는 Tooniverse, OCN, YTN, SUPER ACTION의 네 개 채널을 송출하고 있다.

<Table 3> Service Conversion Ratio by Service and Scenario

Services	Scenario	# of sample	Conversion ratio (%)	Conversion service(%)				
				Analog CATV	Digital CATV	Satellite Bro.	Real-time IPTV	
Analog CATV	1	5% increase in price	760	16.84	-	8.55	1.71	6.58
		10% increase in price	725	34.07	-	18.48	4.41	11.17
	2	5% increase in price	749	28.70	-	10.41	1.34	16.96
		10% increase in price	717	45.47	-	17.71	4.46	23.29
Digital CATV	1	5% increase in price	301	30.56	9.30	-	8.64	12.62
		10% increase in price	282	55.67	18.44	-	12.41	24.82
	2	5% increase in price	293	43.34	4.10	-	4.78	34.47
		10% increase in price	286	64.34	9.09	-	5.59	49.65
Satellite Bro.	1	5% increase in price	237	34.18	7.59	16.46	-	10.13
		10% increase in price	224	62.05	8.93	31.70	-	21.43
	2	5% increase in price	239	38.08	5.44	9.62	-	23.01
		10% increase in price	227	60.35	7.49	19.82	-	33.04
Real-time IPTV	1	5% increase in price	202	41.58	4.46	33.17	3.96	-
		10% increase in price	174	64.94	5.75	50.57	8.62	-
	2	5% increase in price	206	18.45	2.43	12.14	3.88	-
		10% increase in price	189	41.27	4.23	31.22	5.82	-

케이블방송 가입자들의 전환의사가 크게 증가하는데, 이는 주로 실시간 IPTV로의 대폭적인 전환의사에 의해 설명된다.

<Table 3>은 상품별, 시나리오별로 가격인상에 따른 전환율을 정리하고 있는데, 이 전환율이 임계매출손실을 검정법에서의 실제매출손실이 된다. 유료방송서비스 간 경쟁압력의 행사 여부에 분

석을 집중하기 위하여 전환을 산정 시 가격인상에 따라 유료방송시장 자체에서 이탈하는 경우는 제외하였다.<sup>13)</sup> 또한 설문조사 결과, 대부분의 응답자들이 VoD 서비스를 실시간 방송서비스와 보완적인 관계에 있거나 대체성이 거의 없다고 답한 점을 감안하여 VoD IPTV로의 전환도 분석에서 제외하였다.

## 나. 가격인상 전 마진율의 산정

아날로그케이블방송, 디지털케이블방송, 위성방송, 실시간 IPTV를 각각  $a, d, s, i$ 로 표기한다. 케이블방송은 다수의 SO에 의해 제공되므로, 본 논문은 개별 SO별로 아날로그케이블방송서비스와 디지털케이블방송서비스로부터 발생하는 매출액과 가변비용을 구한 후에 전체 SO를 대상으로 합산한 수치를 이용하여 아날로그케이블방송과 디지털케이블방송의 마진율  $m(a)$ 와  $m(d)$ 을 산정하였다. 마진율을 구하는 과정에서 한계비용은 평균가변비용과 동일한 것으로 가정하였다.

$m(a)$ 와  $m(d)$ 의 구체적인 산정절차는 다음과 같다.

- ① 개별 SO의 가격인상 전 가격  $p_0(a)$ 에 아날로그케이블방송 가입자 수

를 곱하여 매출액을 구한 후에 이를 합산하여 전체 SO의 아날로그케이블방송서비스로부터의 매출액  $r_0(a)$ 를 구한다.  $d$ 에 대해서도 동일한 방법으로  $r_0(d)$ 를 구한다.<sup>14)</sup>

- ② 개별 SO별로 영업비용에서 매출원가 항목의 감가상각비, 임차료비용과 판매비·관리비 항목의 임차료비용, 감가상각비, 보험료, 기타 판매비와 관리비 등 고정비용을 제외하여 총가변비용을 산정한다.<sup>15)16)</sup> 이때, 프로그램 사용료, 콘텐츠구입비용, 프로그램 제작비 등 프로그램 관련 비용은 가변비용이나 고정비용으로 구분하기가 명확하지 않다는 점을 감안하여 가변비용으로 처리하는 시나리오 (A)와 고정비용으로 처리하는 시나리오 (B)를 설정하였다. 시나리오 (C)의 경우 프로그램 관련 비용에 대한 정확한 회

13) 가격인상에 따라 유료방송시장 자체에서 이탈하는 경우는 현실적으로 가격인상에 따라 '지상파방송'으로 전환한 것에 해당한다. 전환을 계산 시 지상파방송으로 전환하는 경우를 배제한 것은, 본문에서 제시된 이유 외에, 다양한 유료방송채널의 시청을 목적으로 하는 유료방송서비스 가입 비중이 점차 증가하는 추세를 감안할 때 지상파방송과 유료방송이 별개의 시장으로 확정될 가능성이 높다는 점을 반영한 것이다. 사실 유료방송시장에서의 이탈('지상파방송'으로의 전환)도 포함하여 실제매출손실률을 계산하더라도 관련시장 확정 결과로부터 도출되는 유료방송서비스 간 경쟁관계는 본문에서의 결과와 다르지 않다.

14) 『2007 방송산업실태조사보고서』의 서비스 상품별 가입자 세부 현황 자료를 이용하였다.

15) 한국신용평가의 2007년도 「기업재무자료」를 이용하였다.

16) 익명의 한 검토자는 가변비용을 산정할 때 인건비를 가변비용에 포함하는 것이 타당한가의 여부를 지적하였다. 본 논문에서는 유료방송서비스 가입자 수가 크게 변할 경우 종업원 수의 변화가 불가피할 것이라는 판단에서 인건비를 가변비용에 포함시켰다. 분석 결과의 견고성(robustness)을 위하여 급여, 상여금, 퇴직급여, 복리후생비 등 인건비를 가변비용에서 제외할 경우에도 유료방송서비스별 관련시장 확정 결과는 전혀 바뀌지 않았다. 참고로, 인건비를 가변비용에서 제외하는 경우 아날로그케이블방송과 디지털케이블방송, 그리고 위성방송의 마진율은 각각 약 4.1%p, 3.4%p, 4.9%p 상승한다.



계자료를 구할 수 없어 영업비용 대비 17.5%를 프로그램 관련 비용으로 가정하였다.<sup>17)</sup>

- ③ 개별 SO별로 산정된 증가변비용에 (수신료수익 + 광고수익 + 협찬수익 + 인터넷접속사업수익 + 기타 사업수익)에서 수신료수익이 차지하는 비중<sup>18)</sup>을 곱하여 케이블서비스에 배부되는 증가변비용을 산정한다.<sup>19)</sup>
- ④ 케이블서비스에 배부되는 증가변비용을  $a$ 와  $d$ 에 배부한다. 이때 배부 기준은  $a$ 와  $d$ 의 가입자 수와 연 수신료수입<sup>20)</sup>을 이용하며, 두 배부기준에 각각 30%와 70%의 가중치를

부여한다.<sup>21)</sup>

- ⑤ 개별 SO별로  $a$ 와  $d$  각각에 배부된 증가변비용을 전체 SO를 대상으로 합산하여 아날로그케이블방송서비스의 제공으로 전체 SO에 발생하는 증가변비용  $c(a)$ 와 디지털케이블방송서비스의 제공으로 발생하는 증가변비용  $c(d)$ 를 구한다.
- ⑥ 전체 SO의  $r_0(a)$ ,  $c(a)$ 와  $r_0(d)$ ,  $c(d)$ 를 이용하여 전체 SO의  $m(a)$ 와  $m(d)$ 를 산정한다. 이때 마진율은  $m(a) = \frac{r_0(a) - c(a)}{r_0(a)}$  와  $m(d) = \frac{r_0(d) - c(d)}{r_0(d)}$  로 산정된다.<sup>22)</sup>

17) 주요 종합유선방송사업자와의 면담 결과를 토대로 하였다.  
 18) 『2007 방송산업실태조사보고서』의 매출액 구성내역 자료를 이용하였다.  
 19) 수신료수익이 차지하는 비중을 고려하여 가변비용 성격의 공통비용을 케이블서비스에 배부할 때 수신료수익이 차지하는 비중을 고려한 것은 일반적으로 예상되는 수익에 비례하여 비용이 지출될 것이라는 가정에 기초한다. 2006년 기준으로 SO의 매출액에서 수신료수익이 차지하는 비중은 45.7%에 달한다. 케이블서비스 제공과는 관련이 없는 광고수익, 인터넷접속서비스수익, 기타 사업수익은 각각 4.7%, 28.2%, 8.5%를 차지하며, 협찬수익은 극히 미미한 상태이다. 이 외에 홈쇼핑송출수수료수익이 12.9%를 차지하는데, 이는 일회성 계약으로 수익이 발생하므로 가변비용 성격의 공통비용 배부 시 분석에서 제외하였다.  
 20) 『2007 방송산업실태조사보고서』의 서비스 상품별 가입자 세부 현황 자료를 이용하였다.  
 21) 주요 종합유선방송사업자와의 면담 결과를 토대로 하였다. 조은기 외(2008)도 종합유선방송서비스의 원가를 산정할 때 동일한 방식의 배부 기준을 설정하였다. 본 논문은 가입자 수와 연 수신료수입에 부여하는 가중치를 달리하여 시장 획정 결과의 민감도를 분석하였으나, 가입자 수 또는 연 수신료수입에 100%의 가중치를 부여하는 극단적인 경우에도 시장 획정 결과는 본문과 달라지지 않았다.  
 22) 기업의 회계자료를 이용하여 가변비용과 고정비용을 구분하고 평균가변비용을 산정하는 방식은 가변비용과 고정비용의 구분에 있어 임의적일 수 있다. 또한 회계자료상 특정 항목은 고정비용과 가변비용의 성격을 모두 포함하고 있을 수도 있다. 예를 들어, 본 논문에서는 임차료비용을 고정비용에 산입하였으나 전송망 임차료의 경우에는 가입자 수에 따라 변동할 것이므로 가변비용의 성격이 강하다. 이러한 문제들은 임계매출손실률 검정법을 통한 시장 획정 결과의 신뢰성을 크게 훼손할 수 있다. 따라서 임의적일 수 있는 비용 구분의 절차 없이 총비용모형(예를 들어,  $cost = \alpha + \beta N + rX + \epsilon$ ,  $N$ 은 가입자 수,  $X$ 는 여타의 설명변수)을 설정하고, 이의 추정을 통해 평균가변비용을 산정하는 방식을 대안적으로 고려할 수 있으나, 다음과 같은 문제들이 존재한다. ① 아날로그케이블과 디지털케이블을 구분한 비용자료의 부재 등 아날로그케이블과 디지털케이블을 구분하여 각각의  $\beta$ 를 신뢰성 있게 추정하기 위한 자료가 부족하다. ②  $X$ 에 포함될 변수를 선택함에 있어 이미 가변비용과 고정비용의 임의적인 구분이 전제되어

〈Table 4〉 Mark-up Ratio( $m$ ) by Service

Services	Mark-up ratio by scenario	
	Scenario (A)	Scenario (B)
Analog CATV	54.0%	64.3%
Digital CATV	61.6%	70.2%
Satellite Bro.	24.7%	49.7%
Real-time IPTV	$x\%$	

위성방송의 마진을  $m(s)$ 도 위와 동일한 방식을 거쳐 산정되었다. 다만, ②에서 시나리오 (B)의 경우 프로그램 관련 비용은 영업비용 대비 30%를 이용하였다.<sup>23)</sup> 케이블방송, 위성방송과 달리 실시간 IPTV는 최근에 도입되어 마진을 산정에 필요한 자료가 부재하다. 이에 따라 실시간 IPTV의 마진을  $m(i)$ 를 직접적으로 산정하는 대신 그 수치를  $x\%$ 로 가정한 후에 관련시장을 확정하는 과정에서 현실적으로  $x$ 의 값이 취할 수 있는 범위를 고려하기로 한다. <Table 4>는 위에서 설명한 방식을 따라 산정된 상품별 마진을 정리하고 있다.

### 3. 상품별 관련시장 확정

본 절에서는 앞에서 구한 마진을 통해 임계매출손실률을 산정한 후, 이를 실제매출손실률과 비교하는 방식으로 상품별 관련시장을 확정한다. 설명의 편의를 위하여, 시장 확정절차에 대한 구체적인 설명은 실시간 IPTV의 현재 서비스 수준을 설정한 시나리오 1에 한정하되, 본 절의 마지막 항에서는 시나리오 1과 시나리오 2 각각에 대하여 시장 확정 결과를 요약한다.<sup>24)</sup>

있을 가능성이 높다. 이러한 점들을 감안하여 본 논문은 비용 구분이 임의적일 위험에도 불구하고 가변비용과 고정비용을 구분하여 평균가변비용을 산정하는 방식을 취하였다. 다만, 가변비용과 고정비용 구분의 임의성을 최대한 줄이기 위해 무학·대신 기업결합사건에 대한 판결문(서울고등법원 2003누2252호 판결문 p.36)에서 제시된 비용 구분방식을 참고하고, 사업자와의 면담 등을 통해 유료방송서비스 제공에 따르는 비용구조를 충분히 고려하였다. 또한 민감도 분석 결과, 추정된 평균가변비용을  $\pm 5\%$ 로 변화시키더라도 시장 확정 결과는 본문과 동일하였다.

23) 일반위성방송사업자와의 면담 결과를 토대로 하였다.

24) 케이블방송에서 시청 가능한 인기 유료방송채널들을 실시간 IPTV에서도 시청 가능한 상황을 가정한 시나리오 2의 경우의 상품별 관련시장 확정절차는 필자에게 요청하면 제공할 수 있다.

### 가. 아날로그케이블방송

아날로그케이블방송에 대해 5%의 가격인상을 가정하면 다른 유료방송서비스로의 전환율, 즉 실제매출손실률은 16.84%이다. 임계매출손실률( $CSL \equiv t / (m + t)$ )은 프로그램 관련 비용의 처리 여부에 따라  $0.05 / (0.540 + 0.05) = 8.5\%$  또는  $0.05 / (0.643 + 0.05) = 7.2\%$ 로 계산된다. 10%의 가격인상을 가정하면, 실제매출손실률이 34.07%이고, 임계매출손실률은 시나리오(A)와 (B)의 경우에 각각 15.6%, 13.5%이다. 실제매출손실률이 임계매출손실률보다 크다는 사실은 5% 또는 10%의 가격인상에 의해 매출이 현저히 감소하여 이윤 감소가 초래됨을 의미한다. 이는 현재의 검정대상인 아날로그케이블방송에 대해 다른 유료방송서비스로부터의 경쟁압력이 현저함을 뜻하므로 검정대상을 확대하여 재검정을 실시한다.

본 논문에서는 검정대상을 확대할 필요가 있을 경우 피전환상품별 비율을 고

려하여 검정대상을 순차적으로 확대하는 방식을 취하였다.

검정대상을 확대하는 경우 관련시장을 획정하기 위해서는 확대된 검정대상의 실제매출손실률과 마진율에 대한 정보가 필요하다. 일반적인 시장 획정 방법론에 따르면, 검정대상을 확대할 필요가 있을 경우 확대된 검정대상에 대해 가상 독점사업자를 가정하여 재차 설문을 실시하여야 하지만, 연속적인 설문 시행에는 현실적인 어려움이 존재한다.

이에 따라 본 논문에서는 검정대상을 확대할 필요가 있는 경우 <Table 3>에서 주어진 유료방송서비스 간 전환비율을 활용하여 확대된 검정대상의 가상적인 가격인상에 따른 전환율을 계산하고 이를 확대된 검정대상의 실제매출손실률로 가정하였다. 이때 <Table 3>에 제시된 수치들은 하나의 상품에 대해서만 가격인상을 가정하고 조사된 전환율이므로, 위 수치들을 이용하여 확대된 검정대상의 일률적인 가격인상에 따른 전환율을 계산하기

<Table 5> Market Definition Process of Analog CATV (1<sup>st</sup> stage)

(Unit: %)

Tested service group	t	ASL	Scenario (A)			Scenario (B)		
			m	CSL	Result	m	CSL	Result
Analog CATV	5	16.84	54.0	8.5	tested group expanded	64.3	7.2	tested group expanded
	10	34.07	54.0	15.6	tested group expanded	64.3	13.5	tested group expanded

위해서는 검정대상에 포함된 상품들 간에 전환이 이루어지는 단계마다 순차적으로 매출손실이 발생함을 고려해야 한다. 예를 들어, 아날로그케이블방송과 디지털케이블방송이 검정대상에 포함되는 경우, 아날로그케이블방송의 5% 가격인상에 따라 디지털케이블방송으로의 전환을 제외한 8.29%<sup>25)</sup>의 매출손실이 1차적으로 발생하며, 아날로그케이블방송에서 디지털케이블방송으로 전환한 가입자 가운데 21.26%<sup>26)</sup>가 디지털케이블방송의 5% 가격인상에 따라 다시 검정대상 밖의 상품들로 전환함으로써 2차적인 매출손실이 발생한다. 동일한 논리로 애초의 아날로그케이블방송 가입자를 대상으로 3차, 4차의 연쇄적인 매출손실을 계산할 수 있는바, 이는 일종의 무한등비수열의 형태를 취하게 된다. 이러한 방식은 애초의 디지털케이블방송 가입자에게도 동일하게 적용된다.

위와 같은 방식으로 검정대상에 포함된 각 상품별로 매출손실률을 산정한 후에 각 상품별 가입자 수를 가중치로 하여

상품별 매출손실률을 가중평균한 값이 검정대상 상품군의 실제매출손실률이 된다. 이때 각 상품별 가입자 수는 아날로그케이블방송과 디지털케이블방송의 경우에는 2009년 6월 기준으로 12,997천명과 2,318천명을, 실시간 IPTV의 경우에는 2009년 9월 기준으로 800천명을, 위성방송의 경우에는 2007년 12월을 기준으로 2,152천명을 이용하였다. 검정대상 상품군의 가격인상 전 마진을 또한 검정대상에 포함된 각 상품별 마진을 각 상품별 가입자 수를 가중치로 하여 가중평균한 값을 취하였다.<sup>27)</sup>

<Table 6>은 아날로그케이블방송과 디지털케이블방송으로 검정대상을 확대할 때, 검정대상 상품군의 실제매출손실률과 임계매출손실률의 산정 결과를 정리하고 있다.<sup>28)</sup> 5%와 10%의 가격인상 모두에 대하여 프로그램 관련 비용의 처리방식과 무관하게 실제매출손실률이 임계매출손실률보다 크므로 아날로그케이블방송의 관련시장을 확정하기 위해 검정대상을 다시 확대하여 재검정을 실시하였다.

25) 아날로그케이블방송에서 위성방송으로의 전환율 1.71%와 실시간 IPTV로의 전환율 6.58%의 합이다.

26) 디지털케이블방송에서 위성방송으로의 전환율 8.64%와 실시간 IPTV로의 전환율 12.62%의 합이다.

27) 익명의 한 검토자는 검정대상 상품군의 가격인상 전 마진을 산정 시 본문에서 제시된 방식보다는 검정대상에 포함된 상품을 통틀어 매출액 합계와 가변비용 합계를 구하고 이를 이용하여 검정대상 상품군의 마진을 산정하는 방식을 제안하였다. 이러한 방식은 가중치를 사용하지 않으므로 마진율에 대한 보다 정확한 정보를 제공할 수 있다. 그러나 케이블방송, 위성방송과 달리 실시간 IPTV의 경우에는 분석에 활용할 수 있는 매출액과 비용 정보가 부재하여 검정대상 상품군에 실시간 IPTV가 포함되는 경우에는 그러한 방식을 적용할 수 없으므로, 본 논문에서는 분석의 일관성을 위해 본문에서 제시된 방식을 사용하였다.

28) <보론>에서는 5% 가격인상을 예로 들어 검정대상 밖의 상품들로의 전환율, 즉 실제매출손실률 산정과정을 구체적으로 설명하고 있다.

<Table 6> Market Definition Process of Analog CATV (2<sup>nd</sup> stage)

(Unit: %)

Tested service group	<i>t</i>	<i>ASL</i>	Scenario (A)			Scenario (B)		
			<i>m</i>	<i>CSL</i>	Result	<i>m</i>	<i>CSL</i>	Result
Analog CATV + Digital CATV	5	12.01	55.2	8.3	tested group expanded	65.2	7.1	tested group expanded
	10	26.03	55.2	15.3	tested group expanded	65.2	13.3	tested group expanded

Note: The ratio of numbers of subscribers of Analog CATV and Digital CATV applied in computing ASL and *m* is 85:15.

<Table 7> Market Definition Process of Analog CATV (3<sup>rd</sup> stage)

(Unit: %)

Tested service group	<i>t</i>	<i>ASL</i>	Scenario (A)		Scenario (B)	
			<i>m</i>	<i>CSL</i>	<i>m</i>	<i>CSL</i>
Analog CATV + Digital CATV + Real-time IPTV	5	3.98	$52.4 + 0.05x$	$\frac{5 \times 100}{57.4 + 0.05x}$	$62.0 + 0.05x$	$\frac{5 \times 100}{67.0 + 0.05x}$
	10	10.80	$52.4 + 0.05x$	$\frac{10 \times 100}{62.4 + 0.05x}$	$62.0 + 0.05x$	$\frac{10 \times 100}{72.0 + 0.05x}$

Note: The ratio of numbers of subscribers of (Analog CATV + Digital CATV) and Real-time IPTV applied in computing ASL and *m* is 95:5.

아날로그케이블방송과 디지털케이블방송에 대해 일률적인 가격인상을 가정하였을 때, 실시간 IPTV로의 전환 비중이 위성방송으로의 전환 비중을 압도하므로, 기존의 검정대상에 실시간 IPTV를 포함하여 재검정을 실시하였다. 이때 검정대상 상품군의 실제매출손실률과 임계매출손실률 산정 결과는 <Table 7>과 같다.

실시간 IPTV의 마진율 *x*%는 정의상 100% 이하이므로, <Table 7>로부터 가격 인상률, 프로그램 관련 비용의 처리방식

과 상관없이 실제매출손실률이 임계매출손실률보다 작음을 알 수 있다. 이는 현재 검정대상에 포함되지 않은 다른 유료방송서비스로부터 경쟁법적으로 의미있는 경쟁압력이 부재함을 뜻한다. 따라서 아날로그케이블방송의 관련시장은 현재 검정대상에 포함된 상품군, 즉 아날로그케이블방송과 디지털케이블방송, 실시간 IPTV만으로 확정된다.

한편, 월 수신료 8,000원 미만의 저가 아날로그케이블방송 가입자들과 고가 아

날로그케이블방송 가입자들을 구분하여 가상적인 가격인상에 따른 전환율을 분석한 결과, 5% 가격인상의 경우, 시나리오 1, 2 모두 5% 유의수준에서 통계적으로 상이한 것으로 나타났다.<sup>29)</sup> 이에 따라 본 논문에서는 저가, 고가 아날로그케이블방송의 관련시장이 전체 아날로그케이블방송의 경우와 상이하게 확정될 가능성을 고려하여, 저가와 고가 아날로그케이블방송의 각각에 대하여 별도로 관련시장 확정을 시도하였다. 관련시장 확정 결과, 저가 아날로그케이블방송과 고가 아날로그케이블방송은 시나리오 1과 2 모두에서 전체 아날로그케이블방송과 동일하게 관련시장이 확정되었다. 이는 아날로그케이블방송의 관련시장을 확정함에 있어 저가와 고가를 구분할 필요가 없음을 의미한다.

## 나. 디지털케이블방송

디지털케이블방송에 대해 5% 또는 10%의 가격인상을 가정하는 경우에 실제매출손실률과 임계매출손실률의 산정 결과는 <Table 8>과 같다.

모든 경우에 실제매출손실률이 임계매출손실률을 크게 초과하므로, 검정대상에 실시간 IPTV를 포함하여 재검정을 시행하였다. 이때 실제매출손실률과 임계매출손실률의 산정 결과는 <Table 9>와 같다.

<Table 9>에서 실시간 IPTV의 마진율  $x\%$ 를 0%로 가정하더라도 모든 경우에 실제매출손실률이 임계매출손실률을 초과하며, 이에 따라 검정대상에 포함되는 상품군을 아날로그케이블방송까지 확대한다. 아날로그케이블방송까지 검정대상 상품군에 포함한 경우의 임계매출손실률 검정 결과는 이미 <Table 7>에 정리되어 있다. 모든 경우에 실제매출손실률이

<Table 8> Market Definition Process of Digital CATV (1<sup>st</sup> stage)

(Unit: %)

Tested service group	$t$	ASL	Scenario (A)			Scenario (B)		
			$m$	CSL	Result	$m$	CSL	Result
Digital CATV	5	30.56	61.6	7.5	tested group expanded	70.2	6.6	tested group expanded
	10	55.67	61.6	14.0	tested group expanded	70.2	12.5	tested group expanded

29) 5%의 가상적인 가격인상을 가정하는 경우, 시나리오1에서 저가와 고가 아날로그케이블방송 가입자의 전환율은 각각 14.04%, 19.94%이며, 시나리오2에서는 각각 25.13%와 32.68%이다.

<Table 9> Market Definition Process of Digital CATV (2<sup>nd</sup> stage)

(Unit: %)

Tested service group	<i>t</i>	<i>ASL</i>	Scenario (A)		Scenario (B)	
			<i>m</i>	<i>CSL</i>	<i>m</i>	<i>CSL</i>
Digital CATV + Real-time IPTV	5	18.59	$45.8 + 0.26x$	$\frac{5 \times 100}{50.8 + 0.26x}$	$52.2 + 0.26x$	$\frac{5 \times 100}{57.2 + 0.26x}$
	10	38.05	$45.8 + 0.26x$	$\frac{10 \times 100}{55.8 + 0.26x}$	$52.2 + 0.26x$	$\frac{10 \times 100}{62.2 + 0.26x}$

Note: The ratio of numbers of subscribers of Digital CATV and Real-time IPTV applied in computing ASL and *m* is 74:26.

<Table 10> Market Definition Process of Digital CATV (3<sup>rd</sup> stage)

(Unit: %)

Tested service group	<i>t</i>	<i>ASL</i>	Scenario (A)		Scenario (B)	
			<i>m</i>	<i>CSL</i>	<i>m</i>	<i>CSL</i>
Digital CATV + Real-time IPTV + Satellite Bro.	5	10.53	$37.2 + 0.15x$	$\frac{5 \times 100}{42.2 + 0.15x}$	$51.2 + 0.15x$	$\frac{5 \times 100}{56.2 + 0.15x}$
	10	23.89	$37.2 + 0.15x$	$\frac{10 \times 100}{47.2 + 0.15x}$	$51.2 + 0.15x$	$\frac{10 \times 100}{61.2 + 0.15x}$

Note: The ratio of numbers of subscribers of (Digital CATV + Real-time IPTV) and Satellite Broadcasting applied in computing ASL and *m* is 59:41.

임계매출손실률보다 작으므로, 디지털 케이블방송의 관련시장은 현재의 검정 대상 상품군인 디지털케이블방송, 실시간 IPTV, 아날로그케이블방송만으로 확정된다.

한편, 디지털케이블방송과 실시간 IPTV에서 검정대상을 확대할 때, 아날로그케이블방송과 위성방송으로의 전환 비중이 유사하다는 점을 감안하여, 아날로그케이블방송 대신 위성방송을 검정대상 상품군에 포함시켜 재검정하는 것도 가

능하다. 이때의 실제매출손실률과 임계 매출손실률을 비교한 결과는 <Table 10>에 정리되어 있다.

<Table 10>에서 5%의 가격인상률-시나리오 (A)의 조합을 제외한 모든 경우에 실시간 IPTV의 마진율 *x*%를 0%로 가정하더라도 실제매출손실률이 임계매출손실률보다 크게 된다. 따라서 검정대상 상품군을 아날로그케이블방송까지 포함하여 확대해야 하므로, 디지털케이블방송의 관련시장은 본 논문에서 고려되는 모든

유료방송서비스를 포함하게 된다. 한편, 가격인상률이 5%이고 시나리오 (A)를 상정하는 경우에도 실시간 IPTV의 마진을  $x\%$ 가 20.3%보다 큰 경우에는 검정대상을 아날로그케이블방송까지 확대하게 되어 여타의 경우와 동일하게 디지털케이블방송의 관련시장이 확정된다.<sup>30)</sup> 이러한 관련시장 확정 결과는 검정대상에 포함되는 세 번째 상품으로 아날로그케이블방송을 선택한 경우와 상이하다. 이러한 차이는 <Table 3>에서 보인 바와 같이, 아날로그케이블방송 가입자의 가격인상에 따른 전환율이 위성방송 가입자의 전환율보다 현저히 낮다는 사실에서 비롯된다. 이와 같이 잠재적인 검정대상 상품의 수가 3개 이상일 경우에는 검정대상 상품군을 확대하는 순서에 따라 관련시장이 상이하게 확정될 가능성이 존재한다.

### 다. 위성방송

위성방송의 가격을 가상적으로 5% 또는 10% 인상하는 경우에 실제매출손실률과 임계매출손실률의 산정 결과는 <Table 11>과 같다.

모든 경우에 실제매출손실률이 임계매출손실률을 크게 초과하므로, 검정대상에 디지털케이블방송을 포함하여 재검정을 시행하였다. 이때 실제매출손실률과 임계매출손실률의 산정 결과는 <Table 12>와 같다.

위성방송에 디지털케이블방송을 포함하여 재검정하는 경우에도 실제매출손실률이 임계매출손실률을 크게 초과한다. 따라서 실시간 IPTV까지 검정대상 상품군에 포함시켜 재검정을 실시해야 하는데, 그 결과는 <Table 10>에 제시된 바와 같다.

<Table 11> Market Definition Process of Satellite Broadcasting (1<sup>st</sup> stage)

(Unit: %)

Tested service group	<i>t</i>	<i>ASL</i>	Scenario (A)			Scenario (B)		
			<i>m</i>	<i>CSL</i>	Result	<i>m</i>	<i>CSL</i>	Result
Satellite Bro.	5	34.18	24.7	16.8	tested group expanded	49.7	9.1	tested group expanded
	10	62.05	24.7	28.8	tested group expanded	49.7	16.8	tested group expanded

30) 위성방송이 세 번째로 검정대상에 포함되는 경우에 시나리오 1과 달리 시나리오 2에서는 10%의 가격인상률-시나리오 (B)를 제외한 모든 경우에, 그리고 10%의 가격인상률-시나리오 (B)의 경우에도 실시간 IPTV의 마진을  $x\%$ 가 72.0% 미만이면 디지털케이블방송의 관련시장이 아날로그케이블방송을 제외한 나머지 세 상품만으로 확정된다. 시나리오 1과 시나리오 2에서의 이러한 차이는 시나리오별 실시간 IPTV의 서비스 수준을 반영하는 시나리오별 실제매출손실률의 격차에서 비롯된다.



<Table 12> Market Definition Process of Satellite Broadcasting (2<sup>nd</sup> stage)

(Unit: %)

Tested service group	t	ASL	Scenario (A)			Scenario (B)		
			m	CSL	Result	m	CSL	Result
Satellite Bro. + Digital CATV	5	22.76	43.8	10.2	tested group expanded	60.3	7.7	tested group expanded
	10	47.47	43.8	18.6	tested group expanded	60.3	14.2	tested group expanded

Note: The ratio of numbers of subscribers of Satellite Broadcasting and Digital CATV applied in computing ASL and m is 48:52.

따라서 5%의 가격인상률-시나리오 (A)를 제외한 모든 경우에 위성방송의 관련시장은 본 논문의 분석대상인 유료방송서비스 전체로 확정되며, 5%의 가격인상률-시나리오 (A)의 경우에도 실시간 IPTV의 마진을  $x\%$ 가 20.3%를 초과하는 경우에는 위성방송의 관련시장이 네 가지 상품 모두로 확정된다.<sup>31)</sup>

### 라. 실시간 IPTV

실시간 IPTV의 가격을 가상적으로 5% 또는 10% 인상하는 경우에 실제매출손실률과 임계매출손실률의 산정 결과는 <Table 13>과 같다.

실시간 IPTV의 마진율이 7.0%를 넘는다고 가정하면, 모든 경우에 실제매출

<Table 13> Market Definition Process of Real-time IPTV (1<sup>st</sup> stage)

(Unit: %)

Tested service group	t	ASL	Scenario (A)		Scenario (B)	
			m	CSL	m	CSL
Real-time IPTV	5	41.58	$x$	$\frac{5 \times 100}{5 + x}$	$x$	$\frac{5 \times 100}{5 + x}$
	10	64.94	$x$	$\frac{10 \times 100}{10 + x}$	$x$	$\frac{10 \times 100}{10 + x}$

31) 시나리오 1과 달리 시나리오 2에서는 모든 경우(10%의 가격인상률-시나리오 (B)에서는 실시간 IPTV의 마진을  $x\%$ 가 72.0% 미만)에 위성방송의 관련시장이 아날로그케이블방송을 제외한 나머지 세 상품만으로 확정되는데, 이러한 차이는 디지털케이블방송의 관련시장 확정과정에서 설명한 바와 같이, 시나리오 별 실시간 IPTV의 서비스 수준 차이가 실제매출손실률의 격차로 나타나기 때문이다.

손실률이 임계매출손실률을 크게 초과한다. 이에 따라 실시간 IPTV로부터 전환이 가장 크게 발생하는 디지털케이블방송을 검정대상에 포함하여 재검정을 실시하였으며, 그 결과는 <Table 9>와 같다. 모든 경우에 실제매출손실률이 임계매출손실률을 초과하므로, 다시 검정대상을 확대하여 재검정을 실시하였다.

검정대상에 포함되는 세 번째 상품으로 아날로그케이블방송을 선택하면, 그 검정 결과는 <Table 7>과 동일하게 된다. 이 경우 실시간 IPTV의 관련시장은 실시간 IPTV, 디지털케이블방송, 아날로그케이블방송만으로 확정된다. 한편, 아날로그케이블방송 대신 위성방송을 세 번째 상품으로 검정대상에 포함하는 경우의 검정 결과는 <Table 10>에 이미 제시되어 있다. 5%의 가격인상률-시나리오 (A)를 제외한 모든 경우에 실시간 IPTV의 관련시장은 본 논문에서 고려되는 모든 유료방송서비스를 포함하게 된다. 5%의 가격인상률-시나리오 (A)의 경우에도 실시간 IPTV의 마진율  $x\%$ 가 20.3%보다 큰 경우에는 여타의 경우와 동일하게 실시간 IPTV의 관련시장을 확정하게 된다. 이와 같이 실시간 IPTV의 경우에도 검정대상의 확대 순서에 따라 관련시장의 확정 결과가 달라지는데,

그 이유는 디지털케이블방송의 관련시장 확정 시 설명한 것과 같다.<sup>32)</sup>

#### 마. 상품별 관련시장 확정 결과의 정리

이상의 상품별 관련시장 확정 결과를 정리하면 <Table 14>와 같다.

<Table 14>와 같이, 케이블방송에서 시청 가능한 인기 유료방송채널의 대부분이 실시간 IPTV에서 전송되지 않고 있는 현재의 상황(시나리오 1)에서는 각 상품별 관련시장이 아날로그케이블방송과 디지털케이블방송, 실시간 IPTV만으로 확정되거나 분석에 포함된 유료방송서비스 전체로 확정된다. 이는 적어도 아날로그케이블방송과 디지털케이블방송, 실시간 IPTV 간에는 경쟁법적으로 유의미한 경쟁관계가 형성되어 있음을 의미한다. 실시간 IPTV의 서비스 수준이 향상되는 상황(시나리오 2)에서도 시나리오 1에서의 관련시장 확정 결과는 대부분 유지된다. 다만, 디지털케이블방송, 위성방송, 실시간 IPTV에 대해 가상적인 독점사업자를 가정하는 경우에, 시나리오 1과 달리 시나리오 2에서는 아날로그케이블방송이 유의미한 경쟁압력을 행사하지 못한다는 점이 차별적이다.

32) 시나리오 2를 가정하여 실시간 IPTV의 관련시장을 확정하는 경우, 아날로그케이블방송이 세 번째로 검정대상에 포함되는 경우에는 확정 결과가 시나리오 1과 동일하지만, 위성방송이 세 번째로 검정대상에 포함되는 경우에는 모든 경우(10%의 가격인상률-시나리오 (B)에서는 실시간 IPTV의 마진율  $x\%$ 가 72.0% 미만)에 아날로그케이블방송을 제외한 나머지 세 상품만으로 관련시장이 확정된다.

<Table 14> Market Definition by Service

Service	Scenario 1	Scenario 2
Analog CATV	Analog+Digital+IPTV	Analog+Digital+IPTV
Digital CATV	Digital+IPTV+Analog or Digital+IPTV+Satellite+Analog	Digital+IPTV+Analog or Digital+IPTV+Satellite
Satellite Bro.	Satellite+Digital+IPTV+Analog	Satellite+IPTV+Digital
Real-time IPTV	IPTV+Digital+Analog or IPTV+Digital+Satellite+Analog	IPTV+Digital+Analog or IPTV+Digital+Satellite

Note: In case of (5% increase in price + scenario(A)), in order for each market defined on Digital CATV, Satellite Broadcasting, and Real-time IPTV to include all the paid broadcasting services, the mark-up ratio of Real-time IPTV should be bigger than 20.3%.

### III. 관련 제도의 분석 및 개선방향

제II장의 각 유료방송서비스별 관련시장 확정 결과는 전체 유료방송서비스 또는 적어도 종합유선방송과 실시간 IPTV 간에 경쟁법적으로 유의미한 경쟁관계가 형성되어 있음을 보여준다.<sup>33)</sup> 따라서 경쟁관계에 있는 플랫폼사업자 간 공정한 경쟁을 유도하기 위해서는 동일한 규제

가 적용되어야 할 것이나, 우리나라의 현행 관련법 규정은 이와 거리가 멀다. 현재 종합유선방송과 위성방송은 방송법에서 규율하고 있으며, IPTV는 인터넷멀티미디어방송사업법(이하 사업법)에서 규율하고 있다. 서로 경쟁관계에 있는 유료방송서비스를 별개의 법률로 규율한다는 점도 문제지만, 더욱 중요한 점은 규율의 내용이 유료방송서비스별로 매우 차별적이라는 사실이다.

현행 방송법과 사업법의 조항을 비교하면, 방송채널의 구성·운영의 측면에서 IPTV사업자가 기존의 플랫폼사업

33) 위성방송서비스와 여타 유료방송서비스 간에 경쟁관계가 형성되어 있는가의 여부에 대한 실증분석 결과는 뚜렷하지 않으므로, 제도에 대한 구체적인 대안을 모색하는 과정에서는 규제대상에 위성방송서비스를 포함할지의 여부가 문제가 될 수 있다. 이러한 문제는 SSNIP 검정법을 통해 관련시장을 확정하는 경우 검정대상 상품군을 확대하는 순서에 따라 확정 결과가 달라질 수 있다는 사실에서 비롯되는 것으로서, 제도를 설계함에 있어 특정 유료방송서비스의 포함 여부가 쟁점이 되는 경우에는 여타의 시장 확정 방법론을 통해 SSNIP 검정법에 의한 시장 확정 결과를 보완할 필요가 있을 것이다. 제III장의 주된 목적은 개선의 구체적인 내용보다는 개선의 방향을 제시하는 것이며, 구체적인 개선방안은 논의의 전개를 위해 분석에 포함된 모든 유료방송서비스 간에 경쟁관계가 형성되어 있다는 가정하에 설계된 것임을 밝힌다.

자와 거의 동일한 규정을 적용받으나, ① 시장점유율 제한, ② 전기통신설비의 동등 제공, ③ 금지행위와 관련해서는 차별적인 조항이 존재하며, ④ IPTV에 방송채널을 공급하는 사업자에 대해서만 콘텐츠 동등접근의 의무를 부과한다는 점도 상이하다.

이와 같이 유료방송시장에서 경쟁관계에 있는 사업자에 대한 차별적인 규제가 지속되는 근본적인 이유는 지금까지 지상파방송사업, 종합유선방송사업, 위성방송사업 등 역무별로 수직적인 규제체계를 유지해 오며 따라 역무 간 경쟁관계를 파악하려는 노력 자체가 부족했었다는 점에 있다. 따라서 유료방송서비스 거래와 관련한 규제차별의 문제는, 현행 수직적 규제체계를 가치사슬에 따라 분류된 수평적인 계층<sup>34)</sup>에 대해 차별적인 규제를 적용하는 수평적 규제체제로 전환해야 한다는 문제의식하에서, ‘동일계층 동일규제’ 또는 ‘동일서비스 동일규제’의 원칙을 적용함으로써 해결되어야 할 것이다.

이러한 일반적인 정책방향을 전제로 하여, 아래에서는 위에서 지적한 규제차별 가운데 점유율 제한 규정과 콘텐츠 동등접근 규정을 대상으로 보다 구체적인 개선방안을 제시하고자 한다.

## 1. 시장점유율 제한

현행법상 특정 IPTV사업자는 방송구역별로 IPTV, 종합유선방송, 위성방송을 포함한 유료방송사업 가입가구의 1/3로 점유율이 제한되는 반면,<sup>35)</sup> 종합유선방송사업자(SO)는 방송구역 수의 1/3, 전체 종합유선방송 가입가구의 1/3로 점유율이 제한되며,<sup>36)</sup> 위성방송사업자에 대해서는 점유율 제한 규정이 없다. 그러나 제II장의 시장 획정 결과는 SO, IPTV사업자, 위성방송사업자 전체, 또는 적어도 SO와 IPTV사업자에 대하여 차별적인 점유율 제한 규정을 동일하게 개정할 필요가 있음을 시사한다. 이수일(2006, p.52)은 이미 시장에서 아날로그케이블방송과 디지털케이블방송, 실시간 IPTV, 위성방송 간에 경쟁관계가 형성되어 있는 경우를 상정하여, 모든 유료방송사업자에게 유료방송서비스 가입자의 30~33%를 시장점유율 상한으로 규정하는 대안을 제시한 바 있다.

그런데 점유율 제한 규정에 대해서는 보다 근본적으로 어떠한 정책목표에서 개별 유료방송사업자의 시장점유율을 제한하는가라는 문제를 제기할 수 있다. 먼저 위의 점유율 제한 규정은 방송채널사용사업자(PP), IPTV 콘텐츠사업자 등 방

34) 콘텐츠서비스/플랫폼서비스/전송서비스/전송망 등.

35) 사업법 제13조(시장점유율 제한 등).

36) 방송법 시행령 제4조(소유제한의 범위 등) 제4항 제3호와 제4호.

송프로그램 제공사업자에 대한 플랫폼사업자의 시장지배력을 억제한다는 의미로 해석될 수 있다.<sup>37)</sup> 채널유통시장에서 방송프로그램 제공사업자는 플랫폼사업자가 유료방송서비스를 제공하는 데 필요한 방송프로그램을 제공하며, 플랫폼사업자는 광고수입을 올리려는 방송프로그램 제공사업자에게 자신의 가입자기반에 대한 접근권을 제공한다. 그런데 지상파 채널과 달리 시청률이 낮은 유료방송채널의 경우에는 당해 채널의 전송 여부에 따라 유료방송서비스 가입자들이 플랫폼사업자를 전환할 가능성은 높지 않다. 따라서 플랫폼사업자와 방송프로그램 제공사업자 간 거래에서 플랫폼사업자는 일방적인 독점력을 보유한다. 방송프로그램 제공사업자가 광고수입 극대화를 위해 최대한 많은 플랫폼사업자의 가입자기반에 접근하려고 하는 한, 이러한 사실은 개별 플랫폼사업자의 점유율과 무관하게 성립한다. 사실 방송통신위원회는 채널유통시장에서 플랫폼사업자의 독점력을 억제하기 위해 2008년 11월 이후 SO의 재허가 심사 시 재허가의 조건으로 PP에 대한 수신료 배분율을 25% 이상 유지하도록 하여 플랫폼사업자와 PP 간 거래를 직접 규제하고 있다. 따라서 플랫폼사업자에 대한 점유율 제한 규정은 채널유통시장에서 플랫폼사업자의 시장지

배력을 억제한다는 목적으로는 정당화될 수 없다.

다음으로 플랫폼사업자에 대한 시장점유율 제한 규정은 소비자에 대한 시장지배력의 행사 가능성을 원천적으로 배제하려는 목적으로도 해석될 수 있다. 그런데 2008년 6월 현재 전체 유료방송 가입자 가운데 약 85.7%가 종합유선방송에 가입되어 있으며, 전체 77개 방송구역 가운데 59개의 방송구역에는 실질적으로 하나의 SO만 존재한다는 점을 고려할 때, 이미 각각의 SO는 자신의 방송구역에서 상당한 시장지배적 지위에 있다. 따라서 SO에 대한 방송구역 또는 가입가구수 기준의 점유율 제한은 소비자에 대한 시장지배력 행사 가능성의 억제와는 아무런 관련이 없다. 사실 우리나라의 규제기관은 유료방송시장에서 시장지배적 사업자인 SO로부터 소비자를 보호하기 위해 SO에 대한 요금승인제도를 운용함에 있어,<sup>38)</sup> SO가 제공하는 각 상품별로 최고가를 승인하여 SO로 하여금 승인된 요금 이하를 책정하도록 하는, 일종의 가격상한제를 별도로 시행하고 있다.

시장지배적 사업자인 SO에 대한 점유율 제한이 유료방송시장에서 시장지배력 남용 가능성과 아무런 관련이 없다면 신규사업자인 IPTV사업자에 대한 점유율 제한은 더더욱 그러하다. 설령 IPTV

37) 예를 들어 이수일(2006), p.52.

38) 방송법 제77조(이용약관의 승인 등) 제1항.

사업자에 대한 점유율 제한이 향후 유료 방송시장에서 특정 IPTV사업자가 시장 지배적 지위를 획득할 가능성을 사전에 봉쇄할 필요에서 비롯된 것이라고 하더라도, ‘방송구역별’로 점유율을 제한하는 사업법 제13조는 상품시장의 지리적 범위 설정의 오류 등 다양한 문제를 내포하고 있으므로, 점유율 산정 기준을 방송구역에서 전국으로 변경해야 한다. 현재 IPTV사업자는 전국사업자로서 요금승인대상이며,<sup>39)</sup> 승인된 요금을 전국에 걸쳐 동일하게 부과해야 한다. 따라서 IPTV의 지리적 범위는 전국으로 설정되는 것이 타당하다.<sup>40)</sup> 또한 방송구역별 점유율 제한은 IPTV사업자의 영업을 심각하게 왜곡할 가능성도 존재한다. 예를 들어, 가구 수가 동일한 두 개의 방송구역 A와 B가 있을 때, 특정 IPTV사업자의 점유율이 A에서 20%이고 B에서 40%라면 B에서 10%p의 가입자를 줄여야 하는 반면, A와 B에서 모두 30%라면 가입자를 감축할 필요가 없게 된다. 방송구역 A와 B의 전체적인 점유율이

30%로 동일함에도 불구하고 방송구역별 점유율의 분포에 따라 전국 사업자인 IPTV사업자에 대해 사업법 제13조의 적용 여부가 결정되는 비합리적인 상황이 발생하는 것이다.<sup>41)</sup>

이와 같이 플랫폼사업자에 대한 점유율 제한은 채널유통시장에서의 시장지배력 행사를 억제할 필요와는 무관하며, 채널유통시장에서의 시장지배력 행사의 가능성에 대해서는 현재와 같이 규제기관이 사업자 간 거래에 직접 개입하는 것이 필요하다. 또한 유료방송시장에서의 시장지배력 행사의 측면에서도 플랫폼사업자에 대한 점유율 제한은 현재와 같이 방송구역별로 SO의 시장지배적 지위가 형성되어 있는 한 현실적인 의미가 없으며, 현행과 같이 수신료를 규제하는 방식이 정당성을 지닌다.<sup>42)</sup> 다만, 이수일(2006)이 주장한 바와 같이 방송구역 기준의 SO 경영 제한을 폐지하여 SO가 전국 사업자로 성장할 수 있는 가능성을 부여한 후에, 전국적으로 플랫폼사업자 간 경쟁이 활성화된다는 전망하에서는, 모든 플

39) 사업법 제15조(이용약관의 신고 등) 제1항.

40) 방송부문의 경우 소비자·생산자의 지리적 이동이 부재하다는 점을 감안할 때 상품시장의 지리적 범위는 가구별로 설정하는 것이 개념적으로 타당하지만, 규제 적용의 현실적 필요를 감안하면 개별 사업자의 사업구역을 기준으로 상품시장의 지리적 범위를 확정할 수 있다. 물론 사업구역 내 모든 가구에 대해 동일한 가격 책정이 전제되어야 한다.

41) 이에 따라 사업법 제13조는 거대 통신사업자인 IPTV사업자로부터 SO를 보호하려는 목적에서 도입된 것으로 해석되기도 한다.

42) 플랫폼사업자에 대한 점유율 규제가 도입되는 과정을 살펴보면, SO에 대한 점유율 규제는 지상파방송사의 이해가 반영되었으며, IPTV사업자에 대한 점유율 규제는 SO의 이해가 반영된 것이라는 해석이 설득력을 지닌다.

랫폼사업자에 대하여 전체 유료방송서비스 가입자의 30~33%의 점유율 상한을 적용하는 것이 예비적인 차원에서는 의미를 지닐 수 있을 것이다.

## 2. 콘텐츠 동등접근

현재 사업법 제20조는 IPTV 콘텐츠사업자에 대해 IPTV사업자에게 비차별적으로 주요 방송프로그램을 제공할 의무를 부과하고 있으며, 동법 시행령 제19조에 따르면 주요 방송프로그램은 IPTV 콘텐츠사업자가 제공하는 실시간 방송프로그램 가운데 시청률 또는 시청점유율, 공익성, IPTV사업자 간 공정경쟁을 고려하여 방송통신위원회가 고시하도록 규정되어 있다. 그런데 이러한 규정에 따르면, ① 기존의 플랫폼사업자에게 인기 유료방송채널을 공급하는 PP가 IPTV 콘텐츠사업자로 등록하지 않는 한<sup>43)</sup> 사업법 제20조를 적용받지 않으며, ② 인기 PP가 IPTV 콘텐츠사업자로 등록하더라도, 사업법 제20조는 IPTV사업자만을 대상으로 비차별적인 주요 방송프로그램 공급 의무를 규정하고 있으므로, 인기 유료방

송채널의 송출과 관련하여 IPTV사업자와 기존의 플랫폼사업자는 차별화될 수 있다. 따라서 플랫폼사업자 간 공정경쟁을 훼손하지 않기 위해서는 시장에서 실질적인 경쟁관계가 형성되어 있는 종합유선방송사업자, 위성방송사업자, IPTV사업자가 모두 콘텐츠 동등접근의 대상 플랫폼사업자에 포함되도록 사업법 제20조를 개정할 필요가 있다.

다음으로 콘텐츠 동등접근의 의무가 부과되는 주요 방송프로그램의 범위와 관련하여, 현재 인기 유료방송채널들은 대부분 지상파계열 PP와 SO와 수직 결합되어 있는 MPP(multiple PP), 즉 MSP(multiple system provider)에 의해 제작·공급되고 있다. 2009년 1월에서 9월까지 시청률 상위 20개 유료방송채널 가운데 7개 채널은 지상파계열 PP가 공급하고 있고, 거대 MSP인 CJ, 온미디어 등이 8개의 채널을 공급하고 있다. 플랫폼사업자와 수직 결합되어 있지 않은 독립 PP가 제공하는 인기 채널은 4개에 불과하다.<sup>44)</sup> 이러한 인기 유료방송채널 가운데 주요 방송프로그램을 정할 때에는 일반적으로 유료방송시장의 경쟁 활성화<sup>45)</sup>와

43) IPTV사업자에게 콘텐츠를 공급하려는 자는 방송통신위원회에 등록하거나 승인을 받아야 한다(사업법 제18조 제2항).

44) AGB닐슨미디어리서치 제공 자료. 상위 20개 채널의 전체 시청률은 10.41%로서 시청률이 조사된 100개 유료방송채널의 전체 시청률인 16.53%의 65%를 차지한다.

45) <Table 3>에 따르면, 종합유선방송을 통해 시청되는 인기 유료방송채널들이 IPTV를 통해서도 시청 가능하다면 서비스별로 5% 가격인상 시 사업자 전환율이 적게는 11.4%(위성방송)에서 많게는 70.4%(아날로그케이블방송)까지 증가한다.

방송콘텐츠 제작의 활성화라는 정책목표를 고려해야 한다. 그런데 주요 방송프로그램의 지정 여부를 결정함에 있어, 지상파계열 PP와 독립 PP에 의해 제공되는 인기 채널과 플랫폼사업자와 수직 결합된 PP에 의해 제작·공급되는 채널은 고려되어야 할 정책목표가 차별적일 필요가 있다.

지상파계열 PP와 독립 PP에 의해 제공되는 유료방송채널 가운데 과거 일정 기간 동안의 시청률이 특정 기준을 넘는 채널들은 유료방송시장의 경쟁 활성화 또는 공정경쟁의 제고라는 정책목표를 고려하여 주요 방송프로그램에 포함되는 것이 바람직하다. 특히 독립 PP의 유료방송채널을 주요 방송프로그램에 포함시켜 동등접근의 의무를 강제하는 경우에는 기존의 시장지배적 사업자인 SO가 독립 PP들에게 신규 플랫폼으로 채널을 송출하지 말라고 부당하게 요구할 가능성을 원천적으로 제거할 뿐 아니라 SO에 대한 독립 PP의 협상력을 제고하는 효과도 기대할 수 있다.

한편, 플랫폼사업자와 수직 결합되어 있는 PP에 의해 공급되는 인기 유료방송채널도 유료방송시장의 경쟁 활성화 차원에서 주요 방송프로그램으로 지정할

수 있다. 현재 인기 유료방송채널들을 보유하고 있는 MSP들은 자신의 방송채널을 플랫폼사업자에게 공급함에 있어 유료방송시장에서 자신과 실질적인 경쟁관계에 있는 IPTV사업자를 차별할 유인을 지닌다.<sup>46)</sup> 이미 주요 MSP들과 위성방송사업자 간에는, 2003년에서 2008년 사이 CJ, 온미디어의 인기 채널들이 위성방송으로부터 이탈하였으며,<sup>47)</sup> 핵심적인 신규 인기 채널들도 SO에만 독점 공급되는 등,<sup>48)</sup> 경쟁제한행위로 해석될 수 있는 다양한 사례들이 존재한다. 따라서 경쟁 활성화의 측면에서는 당해 MSP가 공급하는 인기 유료방송채널 또한 주요 방송프로그램으로 지정하여 콘텐츠 동등접근의 의무를 부과하는 것이 타당할 것이다. 그러나 MSP가 공급하는 인기 유료방송채널에 대한 콘텐츠 동등접근의 의무 부과는 플랫폼 차별화 유인에서 비롯되는 플랫폼사업자의 콘텐츠 투자 유인을 저해할 가능성도 존재한다. 따라서 플랫폼사업자와 수직 결합되어 있는 PP에 의해 제공되는 유료방송채널의 경우에는 콘텐츠 차별화의 유인을 고려하여 주요 방송프로그램의 지정에 신중할 필요가 있으며, 경쟁 활성화라는 정책목표에 대해서도 신규 플랫폼사업자의 원활한 시장 진

46) 2008년 12월 현재 CJ, 온미디어와 티브로드스는 각각 14개, 4개, 15개의 SO를 소유하고 있다.

47) 2003년에는 Tooniverse, SUPERACTION, MTV, 채널 CGV가, 2005년에는 m.net와 올리브가, 2007년과 2008년에는 tvN이 위성방송으로의 송출을 중단하였다. 이 가운데 tvN의 경우에는 위성방송사업자가 두 차례에 걸쳐 채널송출 중단을 이유로 방송분쟁조정위원회에 분쟁조정을 신청한 바 있다.

48) 그 예로 CJ의 Champ, Xports, CGV Choice와 온미디어의 Qwiny, NICK, StoryON을 들 수 있다.



입이라는 제한적인 의미를 부여하여 주요 방송프로그램의 지정이 한시적일 필요가 있다.

#### IV. 분석의 종합 및 결론

본 논문은 유료방송서비스를 대상으로 경쟁법의 시장 획정 원리를 이용하여 상품별 관련시장을 획정하고, 시장 획정과 정에서 확인된 상품 간 경쟁관계를 토대로 하여 현행 제도의 타당성을 분석하고 개선방안을 제시하였다.

임계매출손실률 검정법을 적용하여 각각의 유료방송서비스별로 관련시장을 획정한 결과, 현재 시장에서는 본 논문에 포함된 모든 유료방송서비스 또는 적어도 아날로그케이블방송, 디지털케이블방송, 실시간 IPTV 간에 경쟁법적으로 유의미한 경쟁관계가 형성되어 있음을 확인하였다. 이러한 경쟁관계는 저가와 고가 아날로그케이블방송을 별도로 고려하거나 실시간 IPTV의 서비스 수준이 향상된다고 가정하는 경우에도 크게 변하지 않는다.

이러한 분석 결과는 현재 종합유선방송과 IPTV에 상이하게 적용되는 규제들이 규제차별임을 의미한다. 특히 IPTV만을 독립된 시장으로 획정하는 것으로 해석되는 사업법 제20조는 플랫폼사업자

간 경쟁 활성화와 공정경쟁을 훼손할 여지가 크므로, ① 콘텐츠 동등접근의 대상 플랫폼사업자를 시장에서 경쟁관계가 형성되어 있는 사업자 전체로 확대하는 것이 타당하다. 또한 콘텐츠 동등접근의 의무가 부과되는 주요 방송프로그램은 경쟁 활성화와 콘텐츠 제작 활성화라는 서로 상반된 정책목표를 모두 고려하여 지정하되, ② 지상파계열 PP와 독립 PP가 제공하는 인기 유료방송채널은 플랫폼사업자 간 경쟁 활성화 차원에서 주요 방송프로그램에 포함되어야 함을 주장하였다. 마지막으로 ③ 플랫폼사업자에 대한 시장점유율 규제는 경쟁관계가 형성되어 있는 사업자들의 전체 가입자 수를 기준으로 동일한 점유율 상한을 설정하는 방식이 공정경쟁의 측면에서 바람직하다.

역무별·수직적 규제체계는 사업자 간 경쟁관계의 파악을 어렵게 한다. 이에 따라 역무별·수직적 규제체계는 방송·통신의 융합으로 사업자 간에 새로운 경쟁구조가 형성될 때마다 규제차별, 규제공백 등의 문제를 초래하게 된다. 역무별·수직적 규제체계를 근간으로 하는 우리나라의 방송 관련 법·제도하에서는 이러한 문제가 다양하게 발생할 수 있다. 따라서 방송·통신의 융합이 진전되는 추세에 대응하여 사업자 간 공정경쟁을 유도하기 위해서는 가치사슬을 따른 수평적 규제체계를 도입하고, 경쟁법의 원리를 반영한 관련시장 획정

을 통해 각 층위별로 적정한 제도를 설계하는 것이 시급하다. 본 논문은 그러한 노력의 일환으로 사안의 중요성을 감

안하여 유료방송서비스 거래를 대상으로 관련시장을 확정하고 제도개선방안을 제시하였다.

## 참 고 문 헌

- 권남훈, 「경쟁정책 적용을 위한 시장획정 방법론 및 시장집중지표」, 『산업조직연구』, 제14권 제2호, 2006.
- 김성환 · 김민철 · 김남심 · 오기석 · 백윤미, 『방송시장 경쟁상황평가체계 연구』, 방송통신위원회 정책용역보고서 2008-09, 2008.
- 방송통신위원회, 『2007 방송산업 실태조사 보고서』, 2007.
- 신광식 · 전성훈, 「무학-대선 기업결합과 관련한 지리적 시장 획정의 경제분석」, 『산업조직연구』, 제14권 제4호, 2006.
- 윤충환 · 이인찬 · 이동현, 「케이블TV와 위성방송의 경쟁에 관한 실증연구」, 『정보통신정책연구』, 제13권 제4호, 2006.
- 이수일, 『방송산업에의 경쟁 도입』, 정책연구시리즈 2006-15, 한국개발연구원, 2006.
- 이수일 · 김정욱 · 조숙진, 『IPTV 도입에 따른 방송시장 획정 및 경쟁제한행위 사례연구』, 공정거래위원회 용역보고서, 2008.
- 조은기 · 문상철 · 이진근 · 최정일 · 김원식 · 전범수, 『원가 산정을 통한 케이블 이용요금 적정성 연구』, 방송통신위원회 용역보고서 2008-16, 2008.
- 국가법령정보센터, <http://www.law.go.kr>
- European Commission, “Commission Guidelines on Market Analysis and the Assessment of Significant Market Power under the Community Regulatory Framework for Electronic Communications Networks and Services,” Official Journal C 165, 7 November 2002a.
- European Commission, “Market Definition in the Media Sector-Economic Issues,” Competition DG, 2002b.
- European Commission, “Market Definition in the Media Sector-Comparative Legal Analysis,” Competition DG, 2002c.
- GAO, “The Effect of Competition from Satellite Providers on Cable Rates,” GAO/RCED-00-164, 2000.
- GAO, “Issues in Providing Cable and Satellite Television Services,” GAO-03-130, 2002.
- Harris, B. and J. Simons, “Focusing Market Definition: How Much Substitution is Necessary?” *Research in Law and Economics* 12, 1989.
- Hausman, J., “Declaration of Professor Jerry A. Hausman; Appendix A to Petition of SBC Communications to Deny Application in the Matter of Applications of Consent to the Transfer of Control of Licenses of Media One Group, Inc., Transferor to AT&T Corp., Transferee,” Federal Communications Commissions, CS Docket No. 99-251, 1999.

- Kaserman, D. L. and H. Zeisel, "Market Definition: Implementing the Department of Justice Merger Guidelines," *The Antitrust Bulletin*, Fall, 1996.
- Katz, M. L. and C. Shapiro, "Critical Loss: Let's Tell the Whole Story," *The Antitrust Bulletin*, Spring 2003.
- Massey, P., "Market Definition and Market Power in Competition Analysis: Some Practical Issues," *The Economic and Social Review* 31(4), 2000.
- Rhee, H. and S. Lee, "An Empirical Analysis of the Inter-platform Competition in Korean MVPD Market," mimeo, 2004.

## 보 론

아날로그케이블방송과 디지털케이블 방송이 검정대상 상품군에 포함되고, 일률적으로 5%의 가격인상을 가정하는 경우에, 현실에서는 실시간 IPTV, 위성방송으로의 전환이 한꺼번에 발생할 것이다. 그러나 검정대상 상품군으로부터의 전환율을 산정하기 위하여 <Table 3>의 전환율을 활용해야 하는 경우에는 그러한 전환이 연쇄적으로 발생하여 무한등비수열의 형태를 취한다고 이해하는 것이 편리하다. <Appendix A>는 검정대상 상품군으로부터 실시간 IPTV로의 전환율 산정 과정을 예시하고 있다.

<Appendix A> 마지막 열의 g값과 h값

을 아날로그케이블방송과 디지털케이블 방송의 상대적인 가입자 비중(85:15)으로 가중평균하면, 일률적인 5% 가격인상 시 아날로그케이블방송과 디지털케이블방송으로부터 실시간 IPTV로의 전환율인 8.57%가 산정된다.

동일한 방식으로 위성방송으로의 전환율인 3.44%를 구할 수 있으며, 두 수치를 더하면, <Table 6>에서와 같이 아날로그케이블방송과 디지털케이블방송이 검정대상 상품군에 포함되고 일률적으로 5%의 가격인상을 가정하는 경우에 실제매출손실률인 12.01%을 얻게 된다.

<Appendix A> Illustration of Computation of Conversion Ratio

Scenario 1, 5% increase in price	Analog CATV	Digital CATV	Real-time IPTV	Satellite Bro.
Analog CATV	-	0.0855(a)	0.0658(b)	0.0171(c)
Digital CATV	0.0930(d)	-	0.1262(e)	0.0864(f)

Infinite geometric sequence	Initial value	Multiplier	Sum of infinite sequence
Analog CATV → Real-time IPTV	0.0766(b+a*e)	0.0080(a*d)	0.0772(g=[b+a*e]/[1-a*d])
Digital CATV → Real-time IPTV	0.1324(e+d*b)	0.0080(a*d)	0.1334(h=[e+d*b]/[1-a*d])

Note: (a)~(f) are conversion ratios in <Table 3>.

## 부 록

설문조사에서 이용된 설문지는 크게 유료방송서비스 이용 현황 및 가상적인 가격인상에 따른 상품 전환의사를 묻는 문항들과 통계적 분류를 위한 문항들로 구성되어 있다. 설문조사의 주된 목적인 가격인상에 따른 상품 전환의사에 대한 문항들은 아날로그 케이블TV 가입자, 디지털 케이블TV 가입자, 위성방송 가입자, 실시간 IPTV 가입자, VoD IPTV 가입자를 구분하여 PART A, B, C, D, E로 구성되어 있다. 각 PART에서는 현재 이용하고 있는 유료방송서비스에 가입하게 된 동기, 결합서비스의 이용 여부를 질문한 뒤, 실시간 IPTV의 서비스 수준에 대한 시나리오별로 현재 이용하고 있는 유료방송서비스의 요금이 5% 인상되는 경우와 10% 인상되는 경우에 상품 전환의사를 질문하는 방식을 취하였다. 설문조사 시 설문응답자들의 이해를 돕기 위해 설문지와 별도로 보기카드를 마련하여 유료방송서비스의 현황 및 요금 수준 등을 자세히 설명하였다. 아래에서는 설문지의 구성을 예시하기 위하여 아날로그 케이블TV 가입자에 대한 설문내용을 차례대로 제시한다.

문2. 댁에서 가입한 아날로그 케이블TV는 어떤 유형인가요?

- ① 월 4,000원 미만
- ② 월 4,000~8,000원 미만
- ③ 월 8,000~10,000원 미만
- ④ 월 10,000~18,000원 미만
- ⑤ 월 18,000원 이상

문3. 아날로그 케이블TV에 가입하게 된 가장 중요한 이유는 무엇인가요?

- ① 지상파방송(KBS, MBC, SBS, EBS)을 잘 보기 위하여
- ② 다양한 채널을 보기 위하여
- ③ 보고 싶은 채널(프로그램)을 보기 위하여
- ④ 초고속 인터넷과 패키지로 판매해서
- ⑤ 나의 이용의사와는 상관없이 공동주택(아파트 등)에서 단체 가입
- ⑥ 기타 ( )

문4. 현재 아날로그 케이블TV를 초고속 인터넷 또는 인터넷 전화와 패키지로 구매하고  
있나요?

- ① 아날로그 케이블TV만
- ② 아날로그 케이블TV + 초고속 인터넷
- ③ 아날로그 케이블TV + 인터넷 전화
- ④ 아날로그 케이블TV + 초고속 인터넷 + 인터넷 전화

※ 조사자는 [보기카드 2]의 내용을 읽어주십시오.

※ 문5~문6은 다음 [시나리오 1]의 내용을 잘 듣고 답해주시기 바랍니다.

만약 현재 실시간 IPTV를 이용하신다면, 지상파채널의 시청은 가능하지만, 케이블TV에서 시청 가능한 인기 유료방송채널 가운데 다수의 영화·스포츠·드라마 채널은 시청할 수 없습니다. 다만, 케이블TV의 콘텐츠들을 VOD 형태로 보는 것은 가능합니다.

문5. 만약 아날로그 케이블TV 요금이 **5% 인상**되고, 디지털 케이블TV, 위성방송, IPTV의  
요금이 그대로인 경우, 귀하는 아날로그 케이블TV 이용을 어떻게 하시겠습니까?

- ① 그대로 이용하겠다    ⇨ **문 6으로**
- ② 아날로그 케이블TV 해지 후 다른 유료방송서비스를 이용하겠다    ⇨ **문 5-1로**
- ③ 아날로그 케이블TV 해지 후 다른 유료방송서비스도 이용하지 않겠다    ⇨ **문 6으로**

문5-1. 그럼, 어떤 유료방송서비스를 이용하시겠습니까?

- ① 디지털 케이블TV
- ② 위성방송
- ③ 실시간 IPTV
- ④ VOD IPTV
- ⑤ 기타 (                      )

문6. 만약 아날로그 케이블TV 요금이 **10% 인상**되고, 디지털 케이블TV, 위성방송, IPTV  
의 요금이 그대로인 경우, 귀하는 아날로그 케이블TV 이용을 어떻게 하시겠습니까?

- ① 그대로 이용하겠다    ⇨ **문 7로**





- 문8. 만약 아날로그 케이블TV 요금이 **10% 인상**되고, 디지털 케이블TV, 위성방송, IPTV의 요금이 그대로인 경우, 귀하는 아날로그 케이블TV 이용을 어떻게 하시겠습니까?
- ① 그대로 이용하겠다   ☞ **문 9로**
  - ② 아날로그 케이블TV 해지 후 다른 유료방송서비스를 이용하겠다   ☞ **문 8-1로**
  - ③ 아날로그 케이블TV 해지 후 다른 유료방송서비스도 이용하지 않겠다   ☞ **SQ1로**

문8-1. 그럼, 어떤 유료방송서비스를 이용하시겠습니까?

- ① 디지털 케이블TV
- ② 위성방송
- ③ 실시간 IPTV
- ④ VOD IPTV
- ⑤ 기타 (                    )

문9. 서비스 요금이 10% 인상된다고 가정하더라도 현재의 서비스를 계속 이용하시려는 가장 중요한 이유는 무엇인가요?

- ① 현재 가입한 서비스에 만족
- ② 현 거주지에서 다른 서비스를 선택하는 것이 불가능
- ③ 단체계약에서 개별계약으로의 전환이 부담
- ④ 중도 해지 위약금이 부담
- ⑤ 다른 서비스로 전환 시 신규설치비, 셋톱박스 교체 등 교체비용이 부담
- ⑥ 기존 서비스의 특별 혜택을 포기하기 어려워서
- ⑦ 결합상품을 이용하고 있어서
- ⑧ 현재 서비스의 해지절차가 복잡할 것 같아서
- ⑨ 기타 (                    )