

韓國開發研究 2010 Ⅱ

KDI Journal of Economic Policy

- | Globalization of Capital Markets and Monetary Policy Independence in Korea.....Soyoung Kim-Kwanho Shin
자본시장의 글로벌화와 한국 통화정책의 독립성
- | The Impacts of Vocational Training on Earnings in Korea: Evidence from the Economically Active Population Survey.....Gyeongjoon Yoo-Changhui Kang
직업훈련의 임금효과 분석: 「경제활동인구조사」를 중심으로
- | Analysis on the Labor Market Performance of Local University Graduates and Regional Education Gap.....Hisam Kim
지방대학 졸업자의 노동시장 성과와 지역별 교육격차
- | Economic Sanction and DPRK Trade –Estimating the Impact of Japan's Sanction in the 2000s–.....Lee, Suk
대북 경제제재와 북한무역–2000년대 일본 대북제재의 영향력 추정
- | Analysis on Procurement Auction System in Public Procurement Service.....Jungwook Kim
공공구주사업의 입·낙찰 분석
- | A Study on the Interdependencies of Payment and Settlement Systems in Korea.....Junesuh YiKyeonghoon Kang
우리나라 지급결제시스템의 상호의존성에 관한 연구



Contents

- 1 자본시장의 글로벌화와 한국 통화정책의 독립성..... 김소영 · 신관호 / 1

Globalization of Capital Markets and Monetary Policy Independence in Korea
... Soyoung Kim · Kwanho Shin

- 2 직업훈련의 임금효과 분석: 「경제활동인구조사」를 중심으로
..... 유경준 · 강창희 / 27

The Impacts of Vocational Training on Earnings in Korea: Evidence from the
Economically Active Population Survey ... Gyeongjoon Yoo · Changhui Kang

- 3 지방대학 졸업자의 노동시장 성과와 지역별 교육격차..... 김희삼 / 55

Analysis on the Labor Market Performance of Local University Graduates and
Regional Education Gap ... Hisam Kim

- 4 대북 경제제재와 북한무역-2000년대 일본 대북제재의 영향력 추정-
..... 이석 / 93

Economic Sanction and DPRK Trade – Estimating the Impact of Japan’s Sanction
in the 2000s – ... Lee, Suk

- 5 공공투자사업의 입 · 낙찰 분석..... 김정욱 / 144

Analysis on Procurement Auction System in Public Procurement Service
... Jungwook Kim

- 6 우리나라 지급결제시스템의 상호의존성에 관한 연구
..... 이준서 · 강경훈 / 171

A Study on the Interdependencies of Payment and Settlement Systems in Korea
... Junesuh Yi · Kyeonghoon Kang

韓國開發研究

제32권 제2호(통권 제107호)

자본시장의 글로벌화와 한국 통화정책의 독립성

김 소 영

(서울대학교 경제학부 교수)

신 관 호

(고려대학교 경제학과 교수)

Globalization of Capital Markets and
Monetary Policy Independence in Korea

Soyoung Kim

(Professor, Department of Economics, Seoul National University)

Kwanho Shin

(Professor, Department of Economics, Korea University)

* 본 논문은 금융연구센터 창립기념 심포지엄에서 발표된 바 있으며, 금융연구센터의 재정적 지원에 감사드린다. 금융연구센터 창립기념 심포지엄과 2009 KDI Journal of Economic Policy Conference에서 토론을 해주신 백웅기 교수님, 이우현 교수님, 윤덕룡 박사님과 익명의 심사자께 감사드린다. 또한 본 연구를 위해 자료를 정리해 준 조재한 연구조교에게도 고마움을 표한다.

** 김소영: (e-mail) soyoungkim@snu.ac.kr, (address) Department of Economics, Seoul National University, San 56-1, Sillim-dong, Gwanak-gu, Seoul, Korea

신관호: (e-mail) khshin@korea.ac.kr, (address) Department of Economics, Korea University, Anam-dong 5 ga, Sungbuk-gu, Seoul, Korea

- Key Word: 자본시장 글로벌화(Capital Market Globalization), 통화정책 독립성(Monetary Policy Autonomy), VAR, 환율제도(Exchange Rate Regime), 통화정책 충격(Monetary Policy Shocks)
- JEL Code: E52, F42, F31, F32
- Received: 2009. 9. 15 • Referee Process Started: 2009. 9. 15
- Referee Reports Completed: 2010. 3. 10

ABSTRACT

This paper empirically examines whether Korean monetary policy is independent of U.S. monetary policy during the post-crisis period in which capital account is liberalized and floating exchange rate regime is adopted and during the pre-crisis period in which capital mobility is restricted and tightly managed exchange rate regime is adopted. Before capital account liberalization, monetary autonomy can be achieved in view of the trilemma, even under tightly managed exchange rate regime, as capital mobility is restricted. On the other hand, for the period after capital account liberalization, monetary autonomy can be also achieved in view of the trilemma, as exchange rate stability is given up. Securing monetary autonomy, however, may not be easy under liberalized capital account for a small open economy like Korea. Huge capital movements can generate excessive instability in foreign exchange and asset markets. Strengthened international economic linkages may also be another factor to prevent monetary policy from being independent. Using block-exogenous structural VAR model, the effects of U.S. monetary policy shocks on Korean economy are examined. Empirical results show that Korean monetary policy is not independent of U.S. monetary policy for both periods before and after capital account liberalization. For the period after capital account liberalization, Korea does not seem to have implemented floating exchange rate policy in practice, which may lead Korean monetary policy to be dependent on U.S. monetary policy. For the period after capital account liberalization, portfolio flows respond dramatically to the U.S. monetary policy, which may also keep Korean monetary policy from being independent.

본 논문은 한국이 1997년 외환위기 이후 변동환율제 도입과 더불어 자본자유화로 자본시장이 글로벌화된 상황에서 외부로부터 독립적인 통화정책을 유지할 수 있었는지를 자본자유화 이전 기간과 비교하여 분석했다. 트릴레마 이론에 비추어보면, 자본자유화 이전에는 환율시장에 적극적으로 개입을 해도 이론적으로 독립적인 통화정책을 유지할 수 있는 여지가 있었으며, 자본자유화 이후에는 환율제도가 자

유변동환율제도로 전환함에 따라 독립적인 통화정책을 유지할 수 있는 여지가 있었다. 하지만 한국과 같은 소규모 개방경제의 경우 자본시장이 완전히 개방되어 국가 간 연계성이 증가하고, 막대한 양의 국제자본 유출입이 발생하여 환율과 자산 시장의 심각한 불안정성을 초래할 수 있으므로 외국의 통화정책과 자본 흐름으로부터 완전히 자유로운 통화정책을 집행하기 어려울 수 있다. 본 논문의 실증분석에서는

ABSTRACT

외부를 미국으로 국한하여 한국의 통화정책이 미국의 통화정책으로부터 독립적인지 블록 외생성 구조 VAR 모형을 이용하여 자세히 분석하였다. 그 결과 한국의 통화정책이 자본자유화 이전과 이후 두 기간 모두에서 미국의 통화정책으로부터 완전히 독립적으로 운용되지 못하였던 것으로 보인다. 자본자유화 이후 기간의 경우 완전한 변동환율제를 실제로 운용하기는 쉽지 않았고, 이로 인해 필연적으로 한국

의 통화정책은 외부의 충격으로부터 완전히 독립적이지 못했던 것으로 보인다. 또한 자본자유화 이후 기간에는 포트폴리오 자본의 유출입이 자본자유화 이전 기간에 비해 매우 민감하게 변화하여 독립적인 통화정책의 운영에 어려움을 초래한 것으로 보인다. 따라서 향후 자본의 글로벌화에 효과적으로 대응하면서 통화정책을 독립적으로 유지할 수 있는 정책의 틀을 개발하는 것이 시급하다고 하겠다.

I. 서 론

1990년대 이래 자본시장의 글로벌화가 급격히 진행되었다. 특히 한국을 비롯한 아시아의 신흥시장국가들은 1990년대 이래 자본시장의 대외적 개방을 꾸준히 진척시켜 왔고, 이에 따라 해외자본이 급속하게 유입되었다. 1997년의 외환위기는 이러한 과정에서 겪었던 커다란 시련이었다. 자본시장의 개방 과정에서 외환위기를 겪었음에도 불구하고 정책당국자는 외환위기 이후 자본시장을 보다 전면적으로 개방하는 선택을 하였다. 그 이유는 외환위기 이후 진행된 IMF 프로그램의 영향도 있었지만, 자본시장의 개방에 의한 편익이 비용을 능가한다고 판단하였기 때문이라고 생각된다. 현재 자본시장은 대외적으로 거의 완전한 개방에 이른 상태이다.

1997년 외환위기를 겪으면서 환율정책과 통화정책에도 심대한 변화가 있었다. 무리한 환율방어가 외환위기의 원인 중 하나였다는 반성의 결과로 환율정책은 적어도 공식적으로는 완전한 변동환율제를 표방하였다. 또한 통화정책과 금융감독 및 안정정책을 분리하여 한국은행은 금융감독 기능을 상실하였고, 한국은행의 정책목표로 물가안정만을 명시하였다.

이러한 변화는 자연스럽게 통화정책이 물가안정 목표제(inflation targeting)로 전환하는 계기가 되었다.

환율정책과 통화정책의 변화는 자본시장의 개방과 밀접한 관련이 있다. 자본시장이 완전히 개방된 경우, 환율안정과 통화정책의 독립성(independence)을 동시에 추구하기는 어렵기 때문이다. 즉, 자본을 통제하지 않는 한 환율을 안정시키기 위해서는 통화정책을 사용할 수밖에 없는 데, 이와 같이 환율 통제를 위해 통화정책을 활용하게 되면 외부로부터 독립하여 국내경제 상황에 대응한 독자적인 통화정책을 집행할 여력이 없게 되기 때문이다. 이러한 문제는 개방경제가 직면한 ‘트릴레미(trilemma)’라고 불리며 Mundell이 지적한 이래 많은 연구자들에 의해 지지되고 있다. 즉, ① 자본시장의 개방, ② 환율 안정성, ③ 독자적인 통화정책의 세 가지 조건은 동시에 만족될 수 없으며 적어도 한 가지는 희생될 수밖에 없다는 것이다. 한국경제의 경우, 자본시장은 이미 거의 완전에 가깝게 개방되었으므로 자본 개방을 되돌리는 선택을 하기는 어렵다. 따라서 환율안정성과 독자적인 통화정책 사이에서 양자택일을 하여야 한다. 이러한 선택의 문제에 봉착한 한국경제는 대다수의 신흥시장국가들과 마찬가지로 물가안정 목표제를 채택하여 독자적인 통화정책을 추구하면서 환율제도는 변동환율제를 채택하고 있다. 변동환율

제는 환율의 결정이 시장에 의해 이루어 지도록 하는 제도로서 통화당국이 환율 시장에 개입하지 않는 것을 원칙으로 한다. 결국 자본이동을 비롯한 외부 충격을 환율의 자유로운 움직임에 의해 해결함으로써 통화정책은 국내 문제에 전념할 수 있게 하는 것이다.

하지만 트릴레마에 대한 해석에는 이견도 존재한다. 삼위일체 불가능성은 세 가지 극단적인 경우가 동시에 성립할 수 없음을 의미한다. 하지만 극단적인 선택을 하지 않는다면 여러 가지의 혼합된 선택도 가능할 수 있을지 모른다. 예를 들어, 완전히 독자적인 통화정책을 추구하지 않는다면 자본시장이 완전히 개방되어 있다고 하더라도 어느 정도 외환시장에 개입하여 환율을 통제하려는 시도를 할 수 있을지도 모른다. 또한 자본시장을 어느 정도 불완전하게 개방한다면 독자적인 통화정책을 추구하면서도 외환시장에 어느 정도 개입할 수 있을지도 모른다. 이러한 견해를 가진 대표적인 경제학자로는 Frankel을 들 수 있다.

사실 변동환율제를 통해 독자적 통화정책을 집행할 수 있다는 견해는 자본의 이동에 의해 생기는 문제점을 환율의 변동을 통해 완전히 해결할 수 있다고 볼 때에 가능하다. 하지만 대부분의 소규모 개방경제 국가들에서 자본이동이 급격하게 혹은 지속적으로 이루어지는 경우 이를 환율 변화에 의해 전적으로 대응하기

어려울 수 있다. 예를 들어, 자본이 지속적으로 유입되는 경우 국내 유동성이 증가하게 되어 자산시장이 활황이 되기 쉽다. 이에 대해 통화정책이 적절하게 대응할 필요성이 생긴다. 또한 자본유입에 따라 환율은 절상압력을 받게 되는데, 이를 용인하는 경우 경상수지의 악화를 초래할 수밖에 없다. 경상수지의 악화는 대외부채를 증가시키는데, 대외부채가 적정 수준을 넘어서게 되면 국가부도의 위협이 커질 수밖에 없고, 이러한 위협이 부각되기 시작하면 자본유입이 갑자기 중단되면서 위기가 시작되기도 한다. 따라서 상당수 국가들은 자본유입에 따라 환율이 지나치게 절상되는 경우에 이에 개입하기도 하는데, 그 과정에서 통화정책의 독립성이 훼손될 수 있다.

특히 최근 글로벌 금융위기의 한 원인으로서 미국의 지속적인 저금리정책을 지적하는 견해가 있다. 이러한 견해에 따르면, 미국의 확장적 통화정책이 타국에 전파되어 타국의 통화정책도 확장적으로 운용되도록 함으로써 전 세계적으로 유동성이 팽창하여 금융위기의 전초 단계를 마련하였다고 한다. 결국 자본의 글로벌화가 진전됨에 따라 각국의 통화정책이 완전히 독립적으로 운용되기 어려워졌다는 것이다.

한국의 경우 외환위기 전에 비하여 대외자본 개방은 보다 확대되었고, 환율의 변동성도 증가하였다. 전자는 통화정책

의 독립성을 저해하지만 후자는 통화정책의 독립성을 확보하는 데 도움이 된다. 본 연구는 이러한 한국의 정책적 변화와 관련하여 외환위기 이후 한국 통화정책의 독립성에 어떠한 변화가 있었는지 분석하고자 한다.

한국의 통화정책이 외부의 모든 충격에 대해 독립적으로 행해졌는지를 실증분석하는 것은 현실적으로 매우 어려운 일이다. 왜냐하면 외부의 충격은 매우 다양하여 이를 일일이 식별하여 이에 대해 한국의 통화정책이 독립적인지를 검증하는 것은 무리이기 때문이다. 따라서 본 연구에서는 외부로부터의 충격을 미국의 통화정책 충격에 국한하여 한국의 통화정책이 미국 통화정책으로부터 독립적으로 수행되었는지를 실증분석하였다. 이러한 분석이 의의를 가지는 이유는 이미 지적한 바와 같이 최근 미국의 통화정책이 타국에 영향을 미쳐 전 세계적인 유동성 증가를 초래했다는 주장이 제기되고 있기 때문이다. 따라서 한국의 통화정책이 미국의 통화정책으로부터 독립적이었는지를 분석하는 것은 최근의 한국의 통화정책을 이해하는 데 중요한 의미를 갖는다. 이를 위해 본 연구는 미국의 외생적인 통화정책 충격을 식별하고(identify), 이에 대하여 한국의 통화정책이 어떻게 반응하였는지 분석한다. 예를 들어, 미국의 정책금리가 외생적으로 상승한 후 한국의 정책금리도 상승하는지 아니면 반

응하지 않는지를 실증분석한다. 이를 통해 한국의 통화정책의 독립성에 대해 추론하고자 한다.

본 연구의 구성을 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 대외자본 개방이 거시경제 전반에 미치는 효과를 현황 중심으로 살펴보고, 이에 대한 정책적 대응의 어려움을 설명한다. 제Ⅲ장에서는 실제로 외환위기 이후 한국 통화정책의 독립성에 어떠한 변화가 있었는지 실증분석한다. 제Ⅳ장은 본 논문의 결론이다.

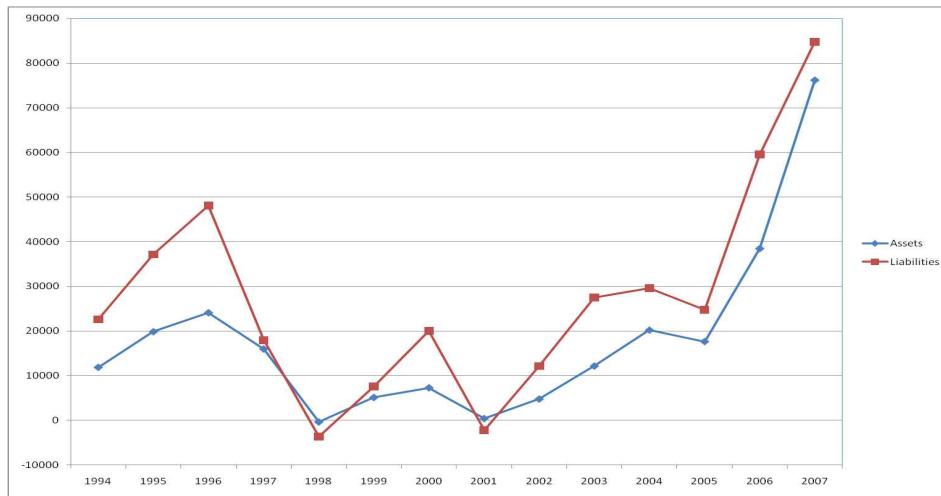
II. 해외자본 유입에 대한 정책대응

1. 최근 현황

1990년대 이래 아시아 지역에는 두 번에 걸쳐 큰 규모의 자본유입이 있었다. 한국에 대한 자본유입도 아시아 지역 전체와 같은 양상을 보인다. [Figure 1]은 한국에 대한 자본의 유입과 유출을 나타낸 것이다. 그림에서 자산은 외국자산, 즉 자본유출을 나타내며, 부채는 외국에 대한 국내 부채, 즉 자본유입을 나타낸다. 1990년대 중반에 첫 번째 최고점에 달했던 자본유입은 1997년 외환위기를 겪으면서 급속하게 줄어 들었다. 하지만 2003년부터 다시 대규모 2차 유입이 시작되어 줄곧

[Figure 1] Capital Inflows and Outflows in Korea

(Unit: million US dollars)



Note: Data are obtained from IMF's Balance of Payments Statistics.

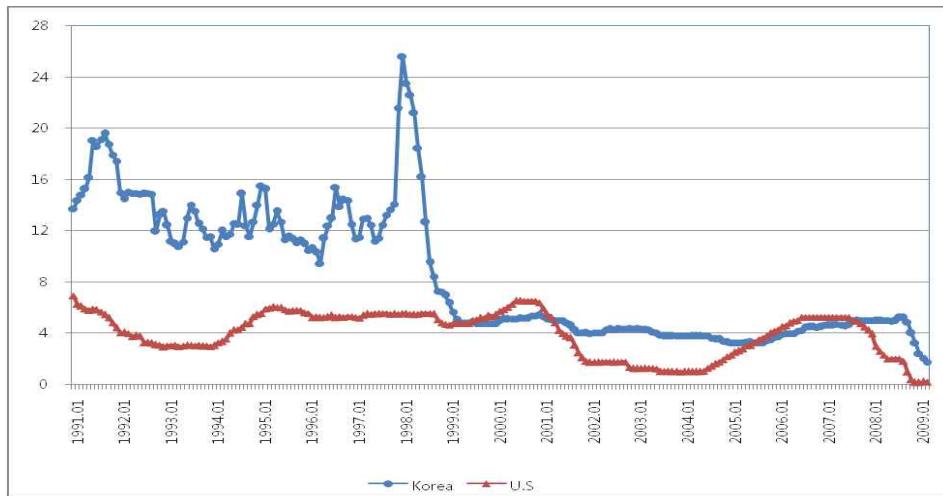
가파르게 늘어나 1차 유입 때보다 더 큰 규모의 자본유입이 2007년까지 지속되었다. 특히 2002년 이후는 자본유입이 자본유출을 초과하여 자본의 순유입이 지속되었다.

이와 같이 큰 규모의 자본 순유입이 한국과 같은 아시아의 신흥시장국가에 이루어진 이유는 이들 국가에 투자할 기회가 늘어난 측면도 있지만, 미국을 비롯한 선진국에서 2002년 이래 저금리정책을 지속적으로 유지하였기 때문이다. [Figure 2]는 미국의 정책금리를 나타낸 것이다. 그림에서 알 수 있듯이, 미국의 정책금리는 정보통신분야의 거품이 붕괴된 직후인 2002년 초부터 3여 년간에 걸쳐 1%대의 낮은 수준을 유지하였다. 그

림에는 표시하지 않았지만 5년 만기 국채이자율은 대략 비슷한 방향으로 변화하여 한때 2%대까지 하락하였다. 영국을 비롯한 다른 선진국에서도 비슷한 양상을 보였으며, 이에 따라 선진국에서의 높은 투자수익률을 기대하기 어렵게 되자 보다 높은 수익률을 쫓아 신흥시장국가들로 자본이 이동하기 시작한 것이다.

이렇게 늘어난 자본유입은 한국 환율의 지속적인 절상을 초래했을 뿐 아니라 주식시장과 부동산시장에서의 자산가격 폭등으로 이어졌다. 환율은 1997년 외환위기 때 급속히 상승하여 1998년 후반기에 안정화되었지만 2001년까지 상승과 하락을 반복하였다. 하지만 2002년 초부터는 추세적으로 하락하여 최근 금융위기

[Figure 2] Policy Rates in Korea and in the U.S.



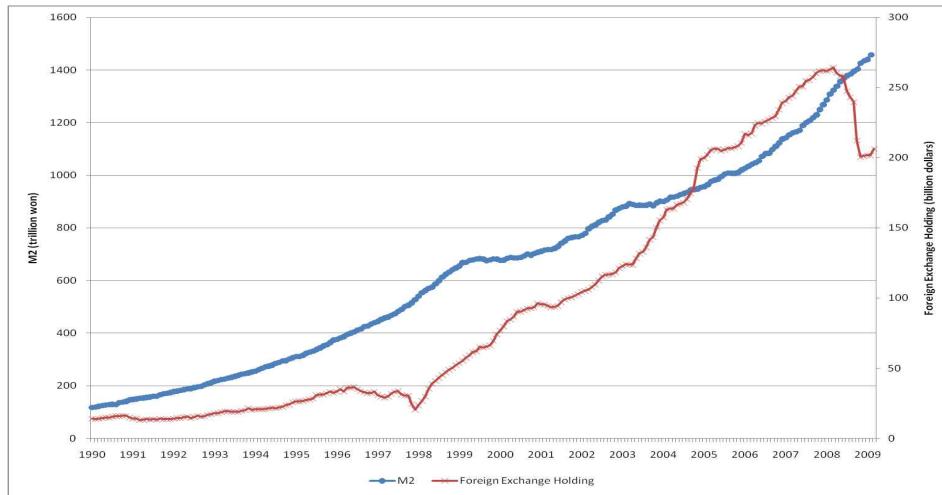
Note: As policy rates we used Federal Funds rate for the U.S. and uncollateralized call rate (all transactions) for Korea. Data are obtained from FRED, Federal Reserve Bank of St. Louis and the Bank of Korea respectively.

직전까지 지속적으로 절상되었다. 환율에 영향을 주는 요인들은 다양하지만 환율이 절상하기 시작한 시점은 미국의 금리가 하락하고 자본의 유입이 본격화된 시점과 정확히 일치한다.

환율의 절상 움직임에 대응하여 정책 당국은 꾸준히 외환보유고를 증가시켜 왔던 것으로 보인다. [Figure 3]은 한국이 보유한 외환보유고를 나타낸다. 외환보유고는 외환위기 직전에 거의 바닥이 보일 수준으로 하락하였다가 그 후 꾸준히 증가하였다. 외환보유고의 증가속도는 2001년 들어서 약간 주춤하였으나, 2002년 중반부터는 다시 매우 빨라졌으며, 최근 위기를 겪으면서 음수로 전환하였다.

외환시장에 개입하는 경우 한국은 불태화(sterilization)정책을 원칙으로 하므로 통화량에 영향을 주지 않아야 한다. 하지만 현실적으로 외환보유고의 증가는 통화량의 증가를 초래하기 쉽다. 왜냐하면 외환 개입 시 늘어난 통화량을 채권 발행을 통해 당장 흡수하더라도 추후에 필요한 만큼 채권 발행이 이루어지지 않는다면 장기적으로는 불태화정책이 반드시 성립한다고 볼 수 없기 때문이다. 실제로 외환 개입이 통화량 증가에 얼마나 공헌했는지는 엄격한 분석을 통해 살펴보아야 할 것이다. 단지 [Figure 3]에서는 한국의 M2가 외환보유고와 함께 꾸준히 증가한 것을 알 수 있다.

[Figure 3] Foreign Exchange Reserves and M2 in Korea



Note: Data are obtained from the Bank of Korea.

통화량 증가가 수반되는 경우 이자율도 그대로 유지되기는 어렵다. [Figure 2]에는 한국의 정책금리도 함께 나타내었다. 한국의 정책금리는 외환위기 이후 5% 선에서 꾸준히 유지되었으나 2001년 후반기부터 추세적으로 감소하기 시작하여 2005년 중반기에는 3% 선까지 하락하였다. 이러한 정책금리의 변동성은 미국 정책금리의 변동성에 비하면 매우 작은 수준이다. 하지만 한국 정책금리의 변화 방향은 미국 정책금리의 변화 방향과 정확히 일치함을 알 수 있다. 즉, 미국의 정책금리가 2001년 6%대에서 2004년 1%대로 대폭 하락하는 과정에서 한국의 정책금리도 같은 기간 동안 5.3%에서 3.3%로 하락하였다. 또한 2004년 아래 미국의 정책금리가 상승할 때에도 약간의 시차는

있었지만 한국의 정책금리는 곧이어 상승을 시작하였다.

이상과 같은 통화량 증가와 이자율 하락은 일반적으로 물가 상승률을 높이는 것이 보통이다. 하지만 한국의 소비자물가 상승률은 외국자본의 유입이 본격화 되기 이전인 2001년에 4%를 넘어섰을 뿐 그 후에는 2008년을 제외하고 줄곧 2~3%대에서 안정적으로 유지되었다. 외국자본의 유입이 물가에 제한적인 영향을 미친 이유는 성공적인 물가안정 목표제의 운용과 관련이 있을 수도 있지만 2000년대 초반의 유가 및 원자재 가격의 하락, 저렴한 중국 상품의 수입 등 상대적으로 유리한 경제 여건도 중요한 역할을 한 것으로 보인다(Kim and Park[2006]). 반면, 통화량 증가와 이자율 하락은 자산시장 가격에

[Figure 4] Housing and Stock Price Indices in Korea



Note: Data are obtained from the Korea Stock Exchange and Kookmin Bank Research Institute.

집중적으로 영향을 미쳤다. [Figure 4]는 한국의 종합주가지수와 주택매매가격지수를 나타낸다. 한국의 월평균 주가지수는 2003년 3월 550에서 급속하게 상승하여 2007년 1월 2,000을 넘어섰다. 서울의 주택매매가격지수도 2001년 5월 월간 상승률이 1%를 넘어선 이래 급속도로 증가하였으며, 그 후 2003년 10월부터 2005년 1월까지 잠시 주춤하였다가 최근 위기 직전까지 다시 급속히 증가하였다. 자산시장의 가격도 다양한 요인에 의해 결정되지만 상승시점을 고려할 때, 선진국 가들의 저금리와 한국으로의 자본유입이 매우 중요한 영향을 준 것은 확실해 보인다.

2. 정책적 대응의 어려움

최근 많은 연구들이 자본의 글로벌화와 관련하여 거시경제정책의 어려움을 지적하고 있다. 이러한 연구들은 외국자본이 급격하게 들어오는 경우 정부정책이 매우 제한된다고 지적한다. 외국자본의 유입에 따라 환율이 절상된다면 순수출은 줄어 경상수지가 악화되기 때문이다. 만약 자본이 지속적으로 유입되어 경상수지 적자 상태가 지속된다면, 경제의 펀더멘탈이 악화되고, 결국 자본의 급격한 유출과 그에 따른 위기를 초래할 수 있다. 실제로 외환위기 직후 1998년 최고점에 달했던 한국의 경상수지는 2002년 까지 줄곧 감소하였다가 세계경제가 호전되면서 다시 증가하였지만 2004년 이

후로는 지속적으로 감소하고 있다. 한국의 경상수지는 세계경제의 흐름에 보다 직접적인 영향을 받고 있는 듯 보인다. 하지만 최근 위기 직전에는 세계경제의 성장이 지속되었음에도 경상수지가 급격히 악화되었는데, 이는 환율 절상이 어느 정도 역할을 한 것으로 보인다.

따라서 많은 국가들이 외환시장에 개입하여 환율 절상을 막으려는 유혹을 느끼게 된다. 하지만 정부당국이 환율의 절상을 막기 위해 외환시장에 개입하여 외환을 매입한다면, 그 과정에서 국내 유동성 공급이 증가된다. 따라서 국내 이자율은 하락한다. 이는 국내 자산가격의 상승을 초래하고 물가 상승을 유발할 수 있다. 결국 외부의 자본유입의 충격에 대응하는 과정에서 불필요한 통화공급이 늘어나고 통화정책의 독립성이 훼손되는 것이다. 사실 물가 상승이 현실화되면 실질환율의 절상을 초래하기 때문에 정부가 소기의 목적을 달성하지도 못한 셈이 된다. 외환시장에 개입하여 명목환율의 절상을 막을 수는 있어도 물가 상승에 따른 실질환율의 절상을 막기는 어려운 것이다. 따라서 외환시장에 개입하든 하지 않든 실질환율이 절상되기 마련이며 경상수지는 악화된다.

이러한 문제에 봉착한 정부는 외환시장에 개입함과 동시에 늘어난 유동성을 국내채권시장에서 채권을 발행하여 흡수한다. 이러한 정책을 일반적으로 불태화

정책(sterilization)이라고 부른다. 하지만 IMF(2007)는 불태화정책의 효과가 의문시되며 오히려 바람직하지 않은 결과를 초래할 수도 있음을 경고한다. 즉, 불태화정책을 하지 않는 경우에 비해 국내 이자율의 하락이 제한되기 때문에 해외자본의 유입은 더욱 커질 수 있는 것이다. 또한 불태화정책은 이자율이 낮은 외환보유고의 보유를 늘리고 대신 높은 이자율을 지불하는 국내 부채를 부담하게 함에 따라 정부의 재정적 부담을 늘린다. 따라서 불태화정책은 장기간 지속되기 어렵다.

이상과 같이 자본자유화에 따른 자본의 급격한 유출입은 정책당국자의 대응을 매우 어렵게 한다. 또한 자본의 유출입 과정에서 환율의 급격한 변화를 겪게 되어 외환시장에 개입할 유혹을 느끼기 쉽다. 완전한 변동환율제를 유지하기 어렵게 된다면 결국 독자적인 통화정책에 훼손이 생기는 것이다. 이러한 문제는 선진국도 예외가 아니다. Taylor(2007)는 미국과 ECB(European Central Bank)의 이자율정책을 상호 비교한 결과, 미국이 보다 확장적인 통화정책을 집행하는 경우 ECB도 이를 따라 보다 확장적인 통화정책을 집행하는 경향이 있다고 주장하였다. 또한 Eichengreen(2008)은 2008년 초 아시아 국가들이 겪었던 높은 인플레이션은 미국의 통화정책 때문이라고 주장한 바 있다. 즉, 2007년 여름에 서브프라임 위기에 대응하여 미국이 매우 빠른 속

도로 이자율을 내리자, 아시아 국가들은 환율의 절상을 막기 위해 이자율을 내릴 수밖에 없었고, 이러한 잘못된 통화정책이 높은 인플레이션의 원인이라고 주장한 것이다.

이와 같이 아무리 변동환율제를 유지하더라도 외국의 통화정책으로부터 완전히 자유롭기는 어렵다. 특히 미국의 통화정책은 많은 국가에 영향을 주고 있는 듯 보인다. 다음 장에서는 보다 정치한 모형을 이용하여 미국의 통화정책의 변화가 한국 통화정책에 어떠한 영향을 주었는지 분석할 것이다. 이를 통해 한국의 통화정책이 어느 정도 독자적으로 운용되고 있는지 평가할 것이다.

III. 통화정책의 독립성에 대한 실증분석

1. 실증분석모형

원칙적으로 해외 충격을 환율의 변화를 통해 완전히 흡수할 수 있다면 통화정책은 국내 충격에 대해서만 반응할 수 있을 것이다. 이러한 경우에 우리는 통화정책이 해외 충격으로부터 독립적이라고 간주할 수 있다. 하지만 한 국가의 통화정책이 해외 충격으로부터 독립적인지를 검증하기 위해서는 ‘경험 분석을 위한’

정의가 선행되어야 할 것이다. 왜냐하면 해외의 모든 충격을 식별하기도 어렵고 설혹 식별이 가능하다고 하더라도 모든 충격에 대해 한국의 통화정책이 독립적인지를 분석하기도 쉽지 않을 것이다. 따라서 본 논문에서는 해외 충격을 미국의 외생적인 통화정책으로 국한하고자 한다. 미국의 외생적인 통화정책에 대해서는 아래에서 정확히 정의할 것이다. 결국 본 논문에서는 미국의 외생적인 통화정책의 변화에 대하여 한국의 통화정책이 반응하였는지 여부를 통해 한국 통화정책의 독립성 여부를 판단하고자 한다.

미국의 외생적인 통화정책의 변화가 한국 통화정책에 어떠한 영향을 주었는지 분석하기 위해 다음과 같은 실증분석 모형을 이용한다. 먼저 대규모 국가인 미국의 변수들이 소규모 개방경제인 한국의 변수들에 대해 외생적이라고 할 수 있으므로 이러한 두 국가 간의 관계를 반영할 수 있는 구조 볼록 외생성(Block-Exogenous) VAR(vector auto-regression) 모형을 이용하였다.

또한 외생적인 미국의 이자율정책 충격을 식별하기 위하여 Christiano, Eichenbaum, and Evans(1999)가 제시한 방법을 이용하였다. 미국의 통화정책과 한국의 통화정책이 미국 혹은 세계 구조 충격에 내생적으로 반응할 수 있으므로 단순히 미국의 통화정책지표와 한국의 통화정책지표의 관계를 분석하여 미국이 한국의 통화정

책에 반응하는지 추론하는 것은 어려우며, 외생적인 미국 통화정책 충격의 영향을 분석하는 것이 중요하다. 예를 들어, 세계적인 인플레이션 충격이 있는 경우 물가 상승을 제한하기 위해 미국과 한국이 동시에 정책금리를 상승시킬 수 있다. 이러한 경우 미국과 한국의 정책금리는 양 (+)의 상관관계를 보일 수 있으나 한국의 통화정책이 미국의 통화정책에 반응하는 것이라고 보기는 어렵다.

실증분석모형은 다음과 같다. 일반적으로 경제를 다음과 같은 구조방정식 시스템으로 나타낼 수 있다.

$$G(L)y(t) = e(t) \quad (1)$$

여기서, $G(L)$ 은 시차 연산자(lag operator) L 에 대한 행렬 다항식(matrix polynomial)이고, $y(t)$ 는 $mx1$ 데이터 벡터(data vector)이며, m 은 모형에 포함된 변수의 개수이다. 그리고 $\text{var}(e(t))=\Lambda$ 로 L 은 대각행렬(diagonal matrix)로서 대각원소들은 구조적 교란(structural disturbances)에 대한 분산(variances)을 의미한다.

이제 (1)의 방정식 시스템을 다음과 같이 분할할 수 있다고 가정한다.

$$\begin{aligned} y(t) &= \begin{bmatrix} y_1(t) \\ y_2(t) \end{bmatrix}, \quad G(L) = \begin{bmatrix} G_{11}(L) & 0 \\ G_{21}(L) & G_{22}(L) \end{bmatrix}, \\ e(t) &= \begin{bmatrix} e_1(t) \\ e_2(t) \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (2)$$

$y_1(t)$ 과 $e_1(t)$ 은 $m_1 \times 1$, $y_2(t)$ 과 $e_2(t)$ 는 $m_2 \times 1$, $G_{11}(L)$ 은 $m_1 \times m_1$, $G_{21}(L)$ 은 $m_2 \times m_1$, $G_{22}(L)$ 은 $m_2 \times m_2$ 이다.

우리는 $G_{12}(L)=0$ 이라고 가정할 것이다. 이는 블록 외생성(block-exogeneity) 제약으로 $y_1(t)$ 를 설명하는 데 $y_2(t)$ 의 금기 자료뿐 아니라 과거의 시차 자료도 필요하지 않음을 의미한다. 본 연구에서는 $y_1(t)$ 는 미국 경제변수들, $y_2(t)$ 는 한국 경제변수들로서, 미국 경제변수들을 설명하는 데 소규모 개방경제인 한국의 경제변수들이 필요하지 않다는 것을 의미한다.

미국 부문에서 미국 이자율 충격을 식별하기 위하여 Christiano, Eichenbaum, and Evans(1999)가 제안한 방법을 이용하였다. $y_1(t)$ 는 [IP_US, CPI_US, CMP, FFR, NBR, M]로 IP_US는 산업생산 (Industrial Production), CPI_US는 소비자 물가지수 (Consumer Price Index), CMP는 상품가격 (Commodity Price), FFR은 미국 연방기금금리(Federal Funds Rate), NBR은 비차입지준금(Non-Borrowed Reserves), M은 통화량이다. 미국 부문의 당기 구조 계수 $G_{11}(0)$ 에 대해서는 Christiano, Eichenbaum, and Evans(1999)를 따라 IP, CPI, CMP가 FFR의 변화에 대해 당기적으로 반응할 수 없고, FFR이 NBR과 M의 변화에 대해 당기적으로 반응할 수 없다는 제약을 부가하였고, FFR 충격을 금리정책 충격으로 식별하였다.

한국 변수 $y_2(t)$ 로는 먼저 기본변수로 소비자물가지수(CPI), 산업생산(IP), 콜금리(CR), 대미환율(ERA)을 고려하였다. CPI와 IP는 물가와 생산수준을 나타내는 주요 경제변수들이고, CR와 ERA는 한국의 금리정책과 관련된 주요 변수이므로 기본변수에 포함시켰다. 추정기간이 상대적으로 짧기 때문에 그 외의 변수들은 기본변수에 포함시키지 않았다. 기본변수만을 통한 분석 외에도 추가적인 분석을 위하여 다양한 변수들을 고려하였다. 즉, 통화량(M1), 한국주가지수(KOSPI), 순자본유입(CAP), 포트폴리오 관련 순자본유입(PORT) 등 관심 변수들을 기본모형에 하나씩 추가하여 분석을 확장하였다.

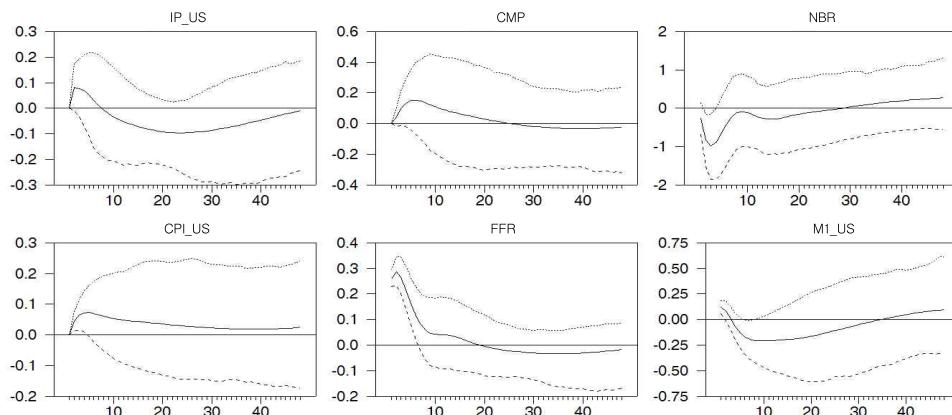
위와 같은 모형을 추정하기 위하여 다음과 같은 방법을 이용하였다. 축약형(reduced form) 블록외생성 VAR 모형의 경우 추정식의 우변의 변수가 동일하지 않으므로 OLS를 이용한 추정치는 비효율적(inefficient)이다. 따라서 SUR(Seemingly Unrelated Regression)로 추정한 후, 구조 VAR 모형으로 변환하는 방법을 사용하였다.

추정기간이 짧아 월별 자료를 이용하였고, 추정기간은 자본자유화 이전 기간인 1982년 10월부터 1991년 12월, 그리고 자본자유화 이후 기간인 1999년 1월부터 2007년 6월까지 두 기간이다. Strongin(1995) 등은 1982년 10월부터 미

국의 통화정책이 비지준 차입금 중심의 정책으로부터 금리 위주 정책으로 변경되었다고 주장하고 있고, Clarida, Gali, and Gertler(2000)을 비롯하여 1982년 10월 이후 미국의 통화정책이 변화되었다는 연구들이 많으므로 1982년 10월 이후를 추정하였다. 또한 1992년 1월 한국의 주식시장이 외국인에게 개방되는 등 중요한 정책적 변화가 있었으므로 자본개방화 이전 기간으로는 1991년 12월까지를 한정하였다. 자본 개방화 이후 기간으로는 자본시장 개방이 완전히 진행되었고, 외환위기에서 벗어나 금리 위주의 통화정책을 도입하고, 인플레이션 타깃팅이 도입된 1999년 1월부터 글로벌 금융위기 전 기간인 2007년 6월로 했다. VAR 모형에 상수항을 가정했고 2개의 시차를 가정했다.

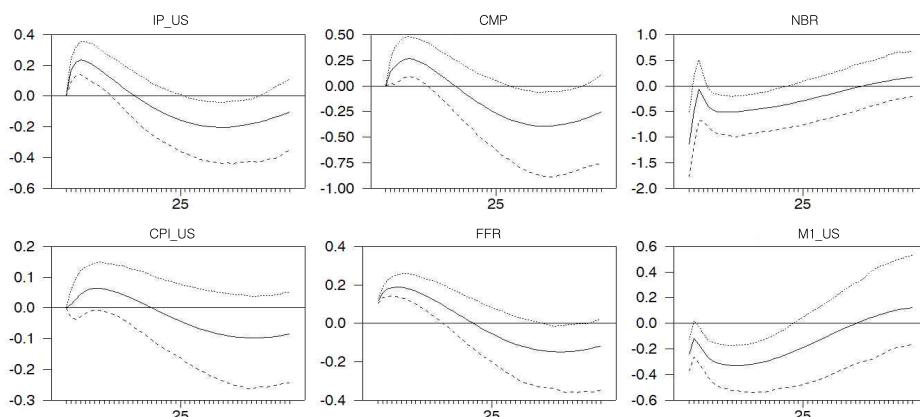
[Figure 5]와 [Figure 6]은 한국의 자본자유화 이전 기간과 이후 기간에 미국 금리정책 충격이 미국의 변수들에 미치는 영향을 보여준다. 먼저 자본자유화 이전 기간을 보면, 금리 상승 충격이 있을 때 금리가 상승하고 비지준 차입금이 감소하는 것을 볼 수 있고, 이러한 변화는 95% 확률 이상으로 0과 다른 것을 볼 수 있다. 또한 M1이 충격 후 바로 약간 증가하기는 하나 이후 감소하고 충격 후 7~9개월 후의 M1의 감소가 95% 확률 이상으로 0과 다르다. 소비자물가지수가 초기에 약간 증가하는

[Figure 5] Impulse Responses of U.S. Variables to U.S. Monetary Policy Shocks:
Pre-Liberalization Period



Note: Solid lines show the mean response from Monte Carlo Integration. Dotted lines show 90% probability bands from Monte Carlo Integration.

[Figure 6] Impulse Responses of U.S. Variables to U.S. Monetary Policy Shocks:
Post-Liberalization Period



Note: Solid lines show the mean response from Monte Carlo Integration. Dotted lines show 90% probability bands from Monte Carlo Integration.

물가 평균 현상을 볼 수 있으나 그 이후의 반응은 확률 벤드가 상당히 넓다. 산업생산지수와 상품가격의 반응은 확

률 벤드의 크기를 볼 때 명확하지 않다. 자본자유화 이후 기간을 보면, 금리 상승 충격이 있을 때 금리가 상승하고 지

급준비금과 M1이 감소하는 것을 보다 명확히 볼 수 있다. 소비자물가 반응은 넓은 확률 밴드를 고려할 때, 명확하지 않고, 생산지수와 상품가격은 초기에 상승하나 장기적으로 감소하는 것을 볼 수 있다. 전반적으로 산업생산과 물가의 반응이 명확하지 않거나 약간의 이상현상을 보이는 경우가 있기는 하지만 외생적인 통화건축정책 시 정책금리가 상승하고 지급준비금과 통화량이 감소하는 현상이 나타나야 하는데 전반적으로 이러한 현상을 볼 수 있으므로 본 모형을 식별된 통화정책 충격이 어느 정도는 외생적인 통화 충격을 잘 반영하고 있다고 생각된다.

2. 실증분석 결과

[Figure 7]은 기본모형에서 미국 금리정책 충격에 대한 미국 연방기금금리(FFR)와 한국 콜금리(CR)의 4년 동안의 충격반응함수를 보여준다. 점선은 90% 확률 밴드이다. 첫 번째 열의 그림들은 자본자유화 이전 기간의 충격반응함수이고, 두 번째 열의 그림들은 자본자유화 이후 기간의 충격반응함수이다.

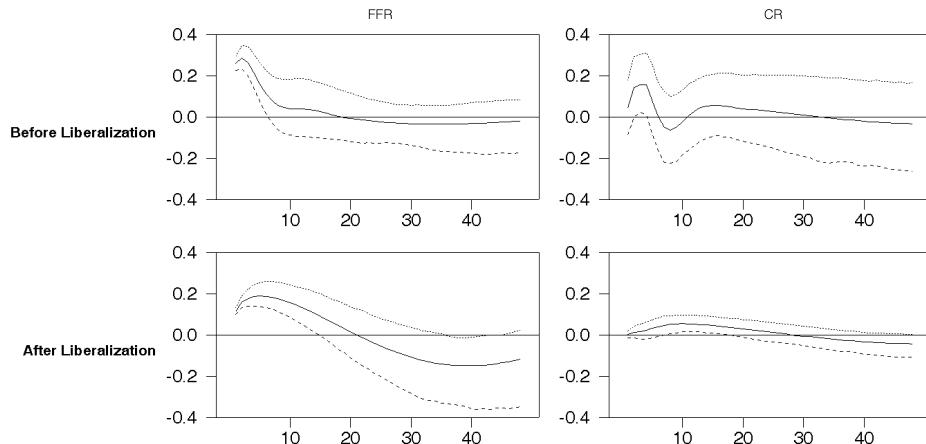
자본자유화 이전 기간을 보면, 충격 후 약 3개월 정도 미국 연방기금금리가 약 0.25~0.3% 정도 증가하고 이후 증가 폭이 줄어들어 약 9개월 후 원래 수준과 비슷한 수준으로 돌아간다. 한국의 콜금리도

증가하는데, 충격 후 첫 번째 월에 약간 증가하고 2~3개월째에 약 0.18% 정도 증가한 후 약 6개월 후에 원래 수준으로 돌아간다. 한국의 2~3개월째 금리 상승은 95% 확률로 0과 다르다고 할 수 있다. 결국 미국의 금리 증가에 따라 한국의 금리도 증가하는데 2~3개월째를 기준으로 보면, 미국 금리 상승의 1/2 이상 한국의 금리도 증가하는 것을 볼 수 있다.

자본자유화 이후의 기간을 보면, 미국의 금리정책 충격 후 미국 연방기금금리가 상승하기 시작하여 약 3개월 후에는 0.2% 가량 증가한다. 한국의 콜금리도 상승하는데 약 3~4개월 후 0.05% 가량 증가하고 이러한 한국의 금리 상승은 95% 확률로 0과 다르다. 한국의 금리 상승은 미국 금리 상승의 약 1/4 정도라고 할 수 있다. 자본자유화 이전의 기간과 이후의 기간을 비교해 보면, 자본자유화 이전 기간에 미국 정책금리의 변화에 대해 한국금리가 보다 순응적으로 반응했음을 볼 수 있다.

일반적으로 통화정책의 변화는 이자율의 변화뿐만 아니라 통화량의 변화로부터도 어느 정도 추론할 수 있다. 본 연구의 추정기간 동안 미국의 경우 이자율을 주요 정책지표로 이용했으므로 미국의 정책금리의 변화를 주요 지표로 이용하여 미국의 통화정책의 변화를 추론하고 있으나, 한국의 경우 자본자유화 이전 기간에는 통화량 중심의 통화정책을 수행했고

[Figure 7] Impulse Responses of Federal Funds Rate and Korean Call Rate to U.S. Monetary Policy Shocks in the Basic Model



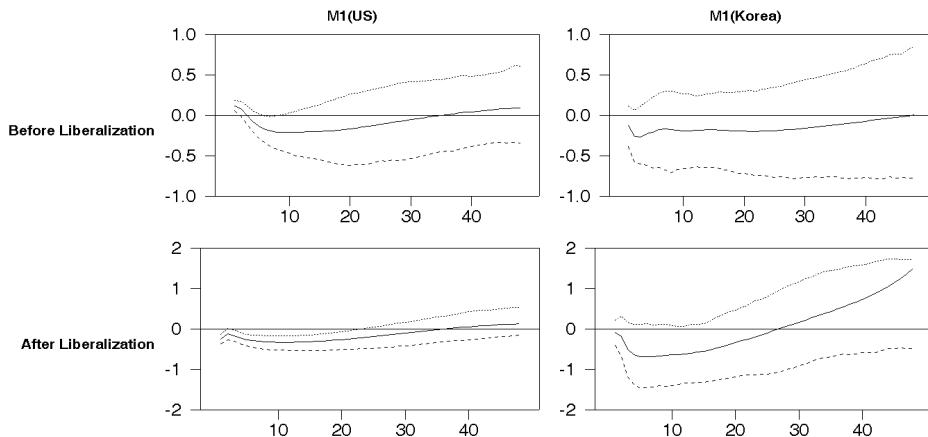
Note: Solid lines show the mean response from Monte Carlo Integration. Dotted lines show 90% probability bands from Monte Carlo Integration.

자본자유화 이후 기간에는 이자율 중심의 통화정책을 수행했으므로 이자율의 변화만을 이용하여 두 기간을 비교하는 데는 문제점이 있을 수 있다. 이러한 이유로 미국의 금리정책 충격 후 통화정책의 주요 변수인 통화량의 반응도 비교 분석했다.

[Figure 8]은 미국의 금리정책 충격 후 미국과 한국의 통화량(M1)의 반응을 보여준다. 앞에서 이용한 기본모형으로부터 이전과 같은 미국 금리정책 충격 후 미국 통화량의 반응을 계산했고, 한국 통화량의 충격반응함수는 기본모형에 한국의 통화량을 추가한 확장모형에서 미국 금리정책 충격에 대한 반응함수를 계산했다.

자본자유화 이전 기간의 경우 미국의 통화량은 시간이 지남에 따라 감소하여 충격 후 약 8개월이 지나면 0.4% 가량 하락하고 약 35개월 후 원래 수준으로 돌아온다. 한국의 통화량은 약 2~3개월 후 0.4% 정도 하락한 후 충격 후 48개월 후 원래 수준으로 돌아온다. 하지만 한국의 통화량의 반응은 통계적으로 유의하게 나타나지 않는다. 자본자유화 이후의 기간의 결과를 보면, 미국의 통화량은 서서히 감소하여 충격 후 약 10개월이 지나면 0.3% 정도 감소하고, 한국의 경우 충격 후 약 4개월이 지나면 0.7% 정도 감소한다. 자본자유화 이전 기간과 마찬가지로 한국 통화량의 반응이 통계적으로 유의하게 나타나지는 않는다.

[Figure 8] Impulse Responses of the U.S. and Korean M1 to U.S. Monetary Policy Shocks



Note: Solid lines show the mean response from Monte Carlo Integration. Dotted lines show 90% probability bands from Monte Carlo Integration.

이상의 결과들을 정리해 보면, 자본자유화 이전 기간에는 미국의 금리정책 충격 후 미국의 금리 변화에 대해 한국의 금리정책은 크게 반응하는 반면, 자본자유화 이후 기간에는 한국의 금리정책이 상대적으로 작게 반응한다고 할 수 있다. 이러한 결과를 토대로 자본자유화 이후 기간에 한국의 금리정책이 완전하지는 않으나 상대적으로 더 독립성을 갖게 되었다고 볼 수도 있을 것 같으나, 통화량의 변화를 보면 오히려 자본자유화 이후 상대적으로 더 많이 반응하므로 명확한 결론을 내리기는 어렵다. 최소한의 결론은 자본자유화 이전과 이후 기간 모두 미국의 금리정책 변화 충격에 대해 한국의 금리정책이 어느 정도 종속적으로 움직

였고, 한국의 금리정책이 미국의 금리정책으로부터 완전히 독립적이었다고 보기 어렵다는 것이다.

다음 대미환율(ERA), 자본 순유입(CAP), 포트폴리오 순유입(PORT), 주가지수(KOSPI)에 대한 효과를 분석한다. [Figure 11]과 [Figure 12]는 각각 미국 금리정책 충격에 대한 대미환율, 자본 순유입, 포트폴리오 순유입, 주가지수의 충격 반응함수를 보여준다. 대미환율에 대한 효과는 기본모형을 이용하여 분석하였고, 나머지 변수들에 대한 효과는 기본모형에 각 변수를 하나씩 추가한 확장모형을 이용하여 분석하였다.

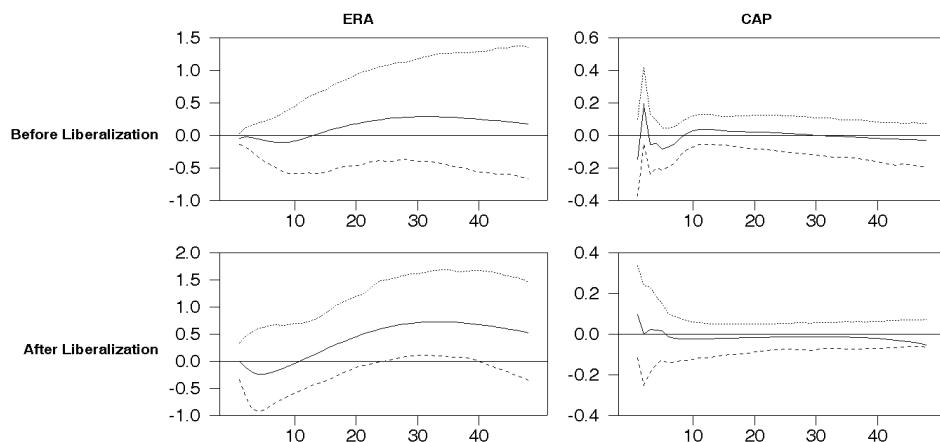
먼저 대미환율의 반응(Figure 9)을 보면, 미국 금리정책 충격의 환율에 대한

효과는 단기적으로 유의하지 않게 나타나는데, 이는 미국 금리 상승 시 한국 금리도 상승하는 효과 때문에 미국 금리 상승의 환율에 대한 효과가 어느 정도 상쇄되었다고 볼 수 있다. 또한 외환시장 개입도 환율에 대한 효과가 유의하게 나타나지 않게 만들었으리라고 생각된다. 관리변동환율제도를 선언한 자본자유화 이전 기간에는 환율의 변화가 장단기에 걸쳐 유의하게 나타나지 않는 반면, 변동환율제도를 선언한 자본자유화 이후 기간에는 약 10개월 정도 이후부터 환율이 상승하기 시작하는데, 이는 외환시장 개입 효과가 단기적으로만 유효하게 나타나기 때문에 생긴 현상일 수도 있다.

한편, 두 기간 모두 순자본 유입(Figure

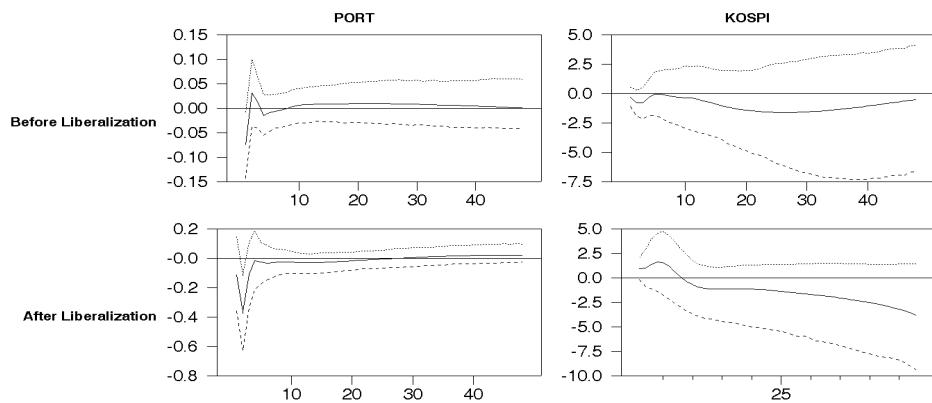
9)과 주가지수(Figure 10)의 반응은 화률 밴드를 참고할 때, 크게 유의하게 나타나지 않는 것으로 보인다. 하지만 포트폴리오 자본 순유입(Figure 10)의 경우 두 기간 모두 자본 순유입의 감소가 95% 화률로 0과 다르다. 자본자유화 이전 기간의 경우 충격 후 첫 달에 자본 순유입이 GDP 추세(trend) 대비 약 0.07% 정도 감소하고, 자본자유화 이후 기간의 경우 충격 후 두 번째 달에 자본 순유입이 GDP 추세(trend) 대비 약 0.35% 정도 감소한다. 결국 미국의 금리 상승으로 미국의 금리가 상대적으로 더 높아지고 이에 따라 포트폴리오 관련 자본유출이 나타나는 것으로 생각된다. 자본자유화 이후에 자본유출의 정도가 4배 이상 증가한 것을

[Figure 9] Impulse Responses of the Won–Dollar Exchange Rate and Korean Net Capital Inflows to U.S. Monetary Policy Shocks



Note: Solid lines show the mean response from Monte Carlo Integration. Dotted lines show 90% probability bands from Monte Carlo Integration.

[Figure 10] Impulse Responses of Korean Net Portfolio Inflows and KOSPI Index to U.S. Monetary Policy Shocks



Note: Solid lines show the mean response from Monte Carlo Integration. Dotted lines show 90% probability bands from Monte Carlo Integration.

볼 수 있는데, 이는 자본이동이 보다 자유로워짐에 따라 유출 폭이 더 많아진 것으로 생각된다.

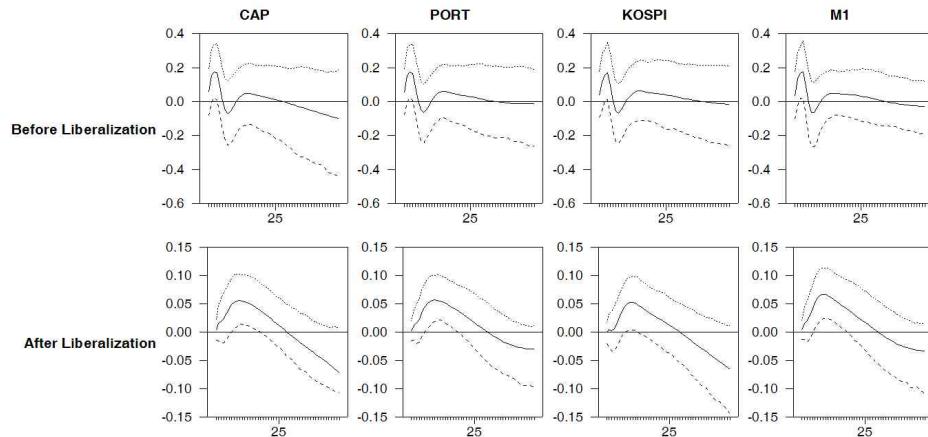
다음으로 본 연구에서 사용된 실증분석모형과 그 결과의 안정성에 관한 여러 가지 분석을 하였다. 먼저 기본모형에 다양한 변수를 하나씩 추가하여 분석하였는데, 이러한 확장모형에서 한국 콜금리의 반응이 크게 달라지지 않는지를 검토하였다. [Figure 11]은 그 결과를 보여준다.

각 그림 열의 위에 어떤 변수를 추가한 모형인지를 표시했다. 이러한 확장모형에서는 한국 콜금리의 반응이 크게 변하지 않고, 특히 주요 결론에 영향을 미치지 않는다.

다음으로 분석기간이 변화할 때 실증분석 결과의 안정성을 검토하였다. 실증분

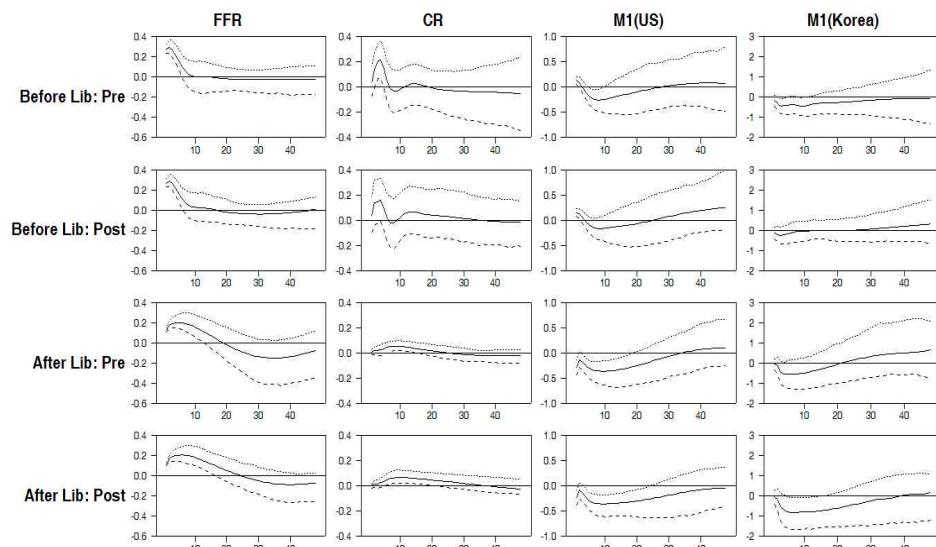
석기간을 정할 때 동질적인 정책이 실행된 기간을 선택하였고, 그 기간이 별로 길지 않기 때문에 분석기간 중 처음 1년을 제외한 기간을 대상으로 한 분석 그리고 나중 1년을 제외한 기간에 대한 분석을 했다. [Figure 12]는 그 결과를 보여준다. ‘Before Lib: post’, ‘Before Lib: pre’, ‘After Lib: post’, ‘After Lib: pre’는 각각 자본자유화 이전 기간에서 나중 1년, 처음 1년, 자본자유화 이후 기간에서 나중 1년, 처음 1년을 제외한 기간을 대상으로 했음을 의미한다. 분석기간이 변화할 때 기본모형에서 미국 연방지준금리와 한국 콜금리의 반응, 그리고 한국 M1을 추가한 모형에서 미국 M1과 한국 M1의 반응이 별로 변화하지 않았음을 볼 수 있고, 특히 주요 결론이 변화하지 않았음을 볼 수 있다.

[Figure 11] Impulse Responses of Korean Call Rate to U.S. Monetary Policy
Shocks in the Extended Models



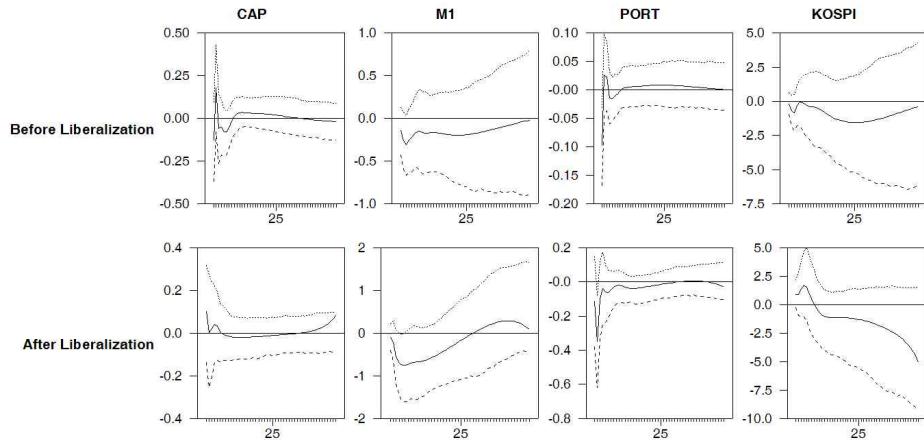
Note: Solid lines show the mean response from Monte Carlo Integration. Dotted lines show 90% probability bands from Monte Carlo Integration.

[Figure 12] Impulse Responses to U.S. Monetary Policy Shocks for Various Sample Periods



Note: Solid lines show the mean response from Monte Carlo Integration. Dotted lines show 90% probability bands from Monte Carlo Integration.

[Figure 13] Impulse Responses to U.S. Monetary Policy Shocks in the Model with Two Additional Variables



Note: Solid lines show the mean response from Monte Carlo Integration. Dotted lines show 90% probability bands from Monte Carlo Integration.

다음으로 기본모형에 자본 순유입, 포트폴리오 순유입, 주가지수, M1 중 두 가지 변수를 추가하여 분석하였는데, 실증분석 결과가 별로 달라지지 않았다. [Figure 13]은 자본 순유입과 M1 두 변수를 추가한 모형과 포트폴리오 순유입과 주가지수 두 변수를 추가한 모형에서 자본 순유입, M1, 포트폴리오 순유입, 주가지수의 반응을 보여준다.

IV. 결 론

본 연구는 한국이 1997년 외환위기 이후 변동환율제 도입과 더불어 자본자유

화로 자본시장이 글로벌화된 상황에서 독립적인 통화정책을 유지할 수 있었는지 분석하였다. 한국은 1990년대 초 본격적인 자본자유화가 진행되기 전에는 환율시장에 적극적으로 개입해도 이론적으로 독립적인 통화정책을 유지할 수 있는 여지가 있었다. 하지만 자본자유화가 진행되면서 더 이상 독립적인 통화정책과 적극적인 환율 개입을 동시에 수행하기 어렵다는 사실을 깨닫게 되었다. 따라서 환율정책은 적어도 공식적으로는 완전한 변동환율제로 전환하게 된다. 환율에 대한 개입을 더 이상 하지 않음으로써 통화정책의 독립성을 유지하고자 도모한 것이다.

하지만 현실적으로 어떤 국가도 완전

한 변동환율제를 유지하기는 어렵다. 특히 소규모 개방경제의 경우 자본시장 개방으로 막대한 양의 국제자본 유출입이 있는 경우 환율과 자산시장의 심각한 불안정성을 초래할 수 있고 이러한 상황을 간파하기 어렵다. 또 환율의 결정을 시장에 전적으로 맡기더라도 자본시장이 완전히 개방되어 있는 상태에서 급속한 자본시장의 글로벌화는 국가 간의 연계성을 강화하기 마련이다. 특히 최근의 몇몇 연구는 미국의 팽창적인 통화정책이 많은 다른 국가의 통화정책에 영향을 줌으로써 전 세계적인 인플레이션 및 자산시장의 버블 형성에 기여했다고 주장하고 있다. 따라서 한국의 경우도 이와 같이 미국의 통화정책에 어떠한 영향을 받았는지를 분석하는 것은 매우 흥미로운 일이다. 즉, 한국의 경우 비록 변동환율제를 표방하고 있지만 외국의 통화정책과 자본 흐름으로부터 과연 자유로운 통화정책을 집행할 수 있었는지를 분석할 필요가 있는 것이다.

본 연구는 자본자유화 이전과 자본자유화 이후의 두 기간으로 나누어 각 기간에서 미국의 통화정책이 한국의 통화정책에 어떤 영향을 주었는지 실증분석하였다. 자본자유화 이전과 이후 기간은 환율제도에 있어서도 뚜렷한 차이를 보인다. 즉, 자본자유화 이전 기간에는 관리변동환율제였던 반면, 이후 기간에는 적

어도 공식적으로는 완전변동환율제를 표방하였다. 따라서 외환위기 이전 기간에 비해 이후 기간에는 자본자유화가 진전되었다는 면에서 독립적인 통화정책이 운용되기 어려워진 반면, 변동환율제를 채택하여 독립적인 통화정책에 유리한 환경이 조성되었다.

실증분석 결과에 따르면, 한국의 통화정책이 자본자유화 이전과 이후 두 기간 모두에서 미국의 통화정책으로부터 완전히 독립적으로 운용되지 못하였던 것으로 보인다. 특히 자본자유화 이후 기간에서도 완전한 변동환율제를 실제로 운용하기는 어려웠고, 이는 필연적으로 한국의 통화정책도 외부의 충격으로부터 완전히 자유롭지 못하도록 강요한 것으로 해석할 수 있다. 또한 미국의 이자율이 변화하는 경우 자본자유화 이후 기간에는 포트폴리오 자본의 유출입이 자본자유화 이전 기간에 비해 매우 민감하게 변화하여 통화정책의 운영에 있어서 어려움을 초래한 것으로 보인다.

앞으로 자본의 글로벌화 경향은 최근의 위기에도 불구하고 쉽게 후퇴하지는 않을 것으로 생각된다. 따라서 이러한 자본의 글로벌화에 효과적으로 대응하면서 통화정책을 독립적으로 유지할 수 있는 정책의 틀을 개발하는 것이 시급하다고 하겠다.

참 고 문 헌

신관호, 「외환위기 이후 통화 및 환율 정책의 평가」, 『경제학연구』, 제55집 제4호, 2007, pp. 275~312.

Backus, David K., Patrick J. Kehoe, and Finn E. Kydland, "International Real Business Cycles," *Journal of Political Economy*, Vol. 100, No. 4, 1992, pp.745~775.

Bekaert, Geert, Campbell R. Harvey, and Christian Lundblad, "Financial Openness and Productivity," NBER Working Paper #14843, 2009.

Calvo, Guillermo A. and Carmen M. Reinhart, "Fear of Floating," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 117, No. 2, 2002, pp.37~408.

Christiano, Lawrence J., Martin Eichenbaum, and Charles L. Evans, "The Effects of Monetary Policy Shocks: Evidence from the Flows of Funds," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 78, 1996, pp.16~34.

_____, "Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End?" in J. Taylor and M. Woodford (eds.), *Handbook of Macroeconomics*, Vol. 1A, Amsterdam, Elsevier North-Holland, 1999, pp.65~148.

Clarida, Richard, Jordi Gali, and Mark Gertler, "Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 115, No. 1, 2000, pp.147~180.

Cole, Harold L. and Maurice Obstfeld, "Commodity Trade and International Risk Sharing: How Much Do Financial Markets Matter?" *Journal of Monetary Economics*, Vol. 28, No. 1, 1991, pp.3~24.

Eichengreen, Barry, *International Monetary Arrangements for the 21st Century*, Washington D.C.: Brookings Institution, 1994.

_____, "Monetary and Exchange Rate Policy in Korea: Assessments and Policy Issues," mimeo, 2004.

_____, "Asia and Global Stagflation," in VoxEU.org, 19 June 2008.

Fischer, Stanley, "Capital Account Liberalization and the Role of the IMF," speech at the IMF Seminar on Asia and the IMF, Hong Kong SAR, September 19, 1997. Available via the Internet: <http://www.imf.org/external/np/speeches/1997/091997.htm>.

_____, "Exchange Rate Regimes: Is the Bipolar View Correct?" *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 15, No. 2, 2001, pp.3~24.

- Frankel, Jeffrey, "No Single Currency Regime Is Right for All Countries," Testimony before the House Committee on Banking and Financial Services, May 21, 1999.
- Glick, Reuven, Xueyan Guo, and Michael Hutchison, "Currency Crises, Capital Account Liberalization, and Selection Bias," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 88, 2006.
- Gourinchas, Pierre-Olivier and Olivier Jeanne, "The Elusive Gains from International Financial Integration," *Review of Economic Studies*, Vol. 73, No. 3, 2006, pp.715~741.
- International Monetary Fund, "Managing Large Capital Inflows," Chapter 3 in *World Economic Outlook*, October 2007: Globalization and Inequality, World Economic and Financial Surveys Washington, 2007.
- Kim, Chang Jin and Jong-Wha Lee, "Exchange Rate Regime and Monetary Policy Independence in East Asia," *Pacific Economic Review*, Vol. 13, No. 2, 2008, pp.155~170.
- Kim, Soyoung, "International Transmission of US Monetary Policy Shocks: Evidence from VAR's," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 48, 2001, pp.339~372.
- _____, "What Is Learned from Crisis, Fear of Floating or Hollow Middle? Identifying Exchange Rate Policy in Recent Crisis Countries," Working Paper, Korea University, 2005.
- Kim, Soyoung, Sunghyun H. Kim and Yunjong Wang, "Macroeconomic Effects of Capital Account Liberalization: The Case of Korea," *Review of Development Economics*, Vol. 8, No. 4, 2004, pp.624~639.
- _____, "Fear of Floating in East Asia?" *Pacific Economic Review*, Vol. 14, No. 2, 2009, pp.176~193.
- Kim, Soyoung and Doo Yong Yang, "Do Capital Flows Matter to Asset Prices? The Case of Korea," *Asian Economic Journal*, 2009.
- Kim, Soyoung and Yung Chul Park, "Inflation Targeting in Korea: A Model of Success?" BIS Paper 31, 2006.
- Kose, Ayhan, Eswar Prasad, Kenneth Rogoff, and Shang-Jin Wei, "Financial Globalization: A Reappraisal," IMF Working Paper 06/189, International Monetary Fund, 2006.
- Lee, Jong-Wha and Kwanho Shin, "Welfare Implications of International Financial Integration," ADB Working Paper 2008-12-05, 2008.
- Lucas, Robert E., "Why doesn't Capital Flow from Rich to Poor Countries?" *American Economic Review*, Vol. 80, 1990, pp.92~96.
- Ötken-Robe, Inci and others, "Coping with Capital Inflows: Experiences of Selected European Countries," IMF Working Paper 07/190, Washington: International Monetary Fund, 2007.
- Reinhart, C. M. and K. S. Rogoff, "The Modern History of Exchange Rate Arrangements: A Reinterpretation," *Quarterly Journal of Economics*, 2004.
- Sims, A., "Bayesian Skepticism on Unit Root Econometrics," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, 1988, pp.463~474.
- Sims, C. A. and H. Uhlig, "Understanding Unit Rooters: A Helicopter Tour," *Econometrica*, Vol.

- 59, 1991, pp.1591~1599.
- Strongin, S., "The Identification of Monetary Policy Disturbances: Explaining the Liquidity Puzzle," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 35, 1995, pp.463~497.
- Taylor, John, "Globalization and Monetary Policy: Missions Impossible," in Mark Gertler and Jordi Gali (eds.) *The International Dimensions of Monetary Policy*, National Bureau of Economic Research, 2007.
- Tytell, Irina and Shang-Jin Wei, "Does Financial Globalization Induce Better Macroeconomic Policies?" IMF Working Paper 04/84, Washington: International Monetary Fund, 2004.

韓國開發研究

제32권 제2호(통권 제107호)

직업훈련의 임금효과 분석: 「경제활동인구조사」를 중심으로

유 경 준

(한국개발연구원 선임연구위원)

강 창 희

(중앙대학교 경제학과 부교수)

The Impacts of Vocational Training on Earnings in Korea:
Evidence from the Economically Active Population Survey

Gyeongjoon Yoo

(Senior Research Fellow, Korea Development Institute)

Changhui Kang

(Associate Professor, Department of Economics, Chung-ang University)

* 유경준: 제1저자, 강창희: 교신저자

** 본 연구는 2010년도 중앙대학교 학술연구비의 지원을 받아 수행되었다. 본 연구에 사용된 패널 자료를 제공하여 준 통계청 관계자분들과 자료의 정리와 지리한 전산처리를 성실히 수행하여 준 KDI의 최바율 주임연구원과 권태구 연구원, 김상신 연구원에게 감사의 뜻을 전한다.

*** 유경준: (e-mail) yoogj@kdl.re.kr, (address) Korea Development Institute, 49 Hoegiro, Dongdaemun-gu, Seoul 130-740, Korea
강창희: (e-mail) ckang@cau.ac.kr, (address) Chung-Ang University, 211 Heukseok-dong, Dongjak-gu, Seoul, Korea

- Key Word: 직업훈련(Vocational Training), 임금효과(Wage Effect), 성향점수 매칭법(Propensity-score Matching)
- JEL Code: C0, C3, C8
- Received: 2009. 10. 23 • Referee Process Started: 2009. 10. 23
- Referee Reports Completed: 2010. 2. 19

ABSTRACT

This paper examines whether and how much vocational training raises an individual's earnings in Korea, using the Economically Active Population Survey. To overcome endogeneity of training, we apply fixed-effects and propensity-score matching (PSM) methods. Fixed-effects (PSM) results suggest that work-related training received in the previous one year increases a worker's monthly earnings by 2.6 to 4.7 (7.5 to 9.8) percent. Taken altogether, work-related training enhances a worker's earnings by a minimum of 2.6 and a maximum of 9.8 percent in Korea.

본 논문은 우리나라에서 직업능력 향상을 위한 교육훈련이 개인의 임금에 어떤 영향을 미치는지를 「경제활동인구조사」 자료를 통해 분석한다. 교육훈련의 내생성을 통제하기 위하여 실증분석 방법으로 (1) 고정효과 추정법과 (2) 성향점수 매칭법을 적용한다. 고정효과 추정법(매칭법)의 결과에 따르면, 지난 1년 동안에 이수한

교육훈련으로 인하여 개인의 월평균 임금 수준은 평균 2.6~4.7%(7.5~9.8%) 정도 상승한다. 상이한 두 가지 추정방법의 분석 결과를 종합하면, 우리나라에서 직업능력 향상을 위한 교육훈련의 임금 상승효과는 평균 2.6~9.8% 수준인 것으로 추정된다.

I. 서 론

노동시장에 참여하는 개인들은 학교와 학교 이외의 직업훈련기관들을 이용하여 전 생애에 걸쳐서 인적자본을 형성한다. Heckman et al.(1998)의 연구 결과에 따르면, 개인의 생애 인적자본(lifetime human capital) 중 절반 이상은 학교를 졸업한 이후에 형성된다. 학교 졸업 이후에 형성되는 인적자본의 중요성에도 불구하고, 대부분의 경제학 연구들은 주로 학교를 통한 인적자본 형성과 그 효과에 초점을 맞추어 왔다(Card[2000]). 상대적으로 작은 규모이기는 하지만, 서구 노동경제학계에서는 학교 졸업 후의 직업훈련이 개인의 생산성과 임금에 미치는 효과에 관한 연구가 꾸준히 진행되어 왔다. 서구에서 진행된 직업훈련의 효과에 관한 최근의 연구들은 Bassanini et al.(2005, 4장), Blundell et al.(1999) 및 Leuven and Oosterbeek(2008)와 이들 논문에서 인용된 여러 연구들을 통하여 확인할 수 있다.

서구와 비교하면, 우리나라에서는 직업훈련이 개인에게 미치는 효과에 대한 연구가 그리 활발한 상태는 아니다. 최근에 경제학 저널에 발표된 연구들로 범위를 제한하면, 강순희·노홍성(2000), 김안국(2002), 이상호(2005) 정도에 불과하다.

위의 논문들은 우리나라 직업훈련의 효과 연구에서 가지는 선도적인 의미에도 불구하고, 직업훈련의 인과효과를 정확하게 보여주지 못하고 있으며, 몇 가지 한계를 가지고 있다.

먼저, 강순희·노홍성(2000)은 「한국노동패널조사」의 1차연도인 1998년 횡단면 자료를 사용하여 조사시점 이전에 받은 직업훈련이 조사시점에서의 취업 및 임금에 긍정적인 효과가 있음을 발견하였다. 이 분석에서는 직업훈련의 내생성을 고려하기 위하여 Heckman의 선택편의 교정모형을 사용하고 있는데, 1단계의 훈련 참여 방정식에는 포함되고 2단계의 주 방정식에서는 제외되는 식별변수(identifying variables)가 논문에 명시적으로 제시되지 않는다. 분석에서 추정된 효과가 각 단계에서 사용된 함수들의 비선형성에 의하여 식별되는 점을 감안할 때 논문의 실증 결과를 전적으로 신뢰하기에는 한계가 있다. 더구나, 자료구조상의 문제로 인하여, 개인이 직업훈련을 받은 정확한 시점을 알 수 없어서, 이 효과가 진정한 직업훈련의 효과인지 그렇지 않은지를 구분하기 어렵다. 예를 들어, 조사시점 약 5년 전에 직업훈련을 이수한 개인은 1998년 조사 당시 직업훈련 경험자로 분류되지만 실제 훈련의 효과는 소멸되었을 가능성이 있고, 이때 추정된 직업훈련의 효과는 측정오차(measurement errors)로 인하여 오염될 수 있기 때문이다.

김안국(2002)은 「한국노동패널조사」의 1998년부터 2000년의 3개년 자료를 이용하여 직업훈련의 효과를 고정효과모형을 통하여 추정하였다. 고정효과모형은 Heckman의 선택편의 교정모형보다 약한 가정에 기반하고 있다는 점에서 직업훈련의 효과 분석에 보다 유용한 모형으로 판단된다. 이 연구에서는 교육훈련이 개인의 임금을 평균 5% 정도 상승시키지만, 그 크기가 통계적으로 유의하지는 않다고 보고한다. 이 연구에서도 강순희·노홍성(2000)과 마찬가지로 「한국노동패널조사」의 1998년 자료에서 관측된 '직업훈련 여부'를 중요 설명변수로 사용하고 있기 때문에 직업훈련시점이 명시되지 않는 한계가 있다(1999년 조사에서는 조사 이전 1년간의 직업훈련 이수 여부를 묻고 있기 때문에 훈련시점의 문제가 상대적으로 작다). 강순희·노홍성(2000)과 동일하게, 직업훈련 여부의 측정오차로부터 훈련의 추정효과가 영에 가까워지는 편의(attenuation bias)가 발생할 수 있다.

이상호(2005)는 직업훈련시점에 대한 측정오차가 상대적으로 작은 「한국노동패널조사」의 2003년과 2004년 자료와 고정효과모형을 이용하여 직업훈련의 효과를 추정하였다. 그의 연구 결과에 의하면, 직업훈련의 임금 상승효과는 1.4%에 불과하고 통계적으로 유의하지 않다. 이 논문에서는 효과의 크기에 대해서만 간

략하게 설명되고 상세한 분석이 진행되지는 않았기 때문에 그 분석 결과를 보다 상세히 검토할 필요성이 제기된다.

본 연구에서는 우리나라에서 개인의 직업능력 향상을 위한 교육훈련이 임금에 미치는 효과를 「한국노동패널조사」가 아닌 「경제활동인구조사」를 통해 구축되는 패널 자료를 이용하여 분석한다. 동일한 주제를 상이한 자료를 이용하여 분석함으로써 훈련의 효과에 대한 보다 풍부한 실증 결과를 얻을 수 있을 것으로 기대된다. 위와 같은 자료상의 차이점 이외에도 본 연구는 다음과 같은 세 가지 부분에서 이전의 연구들과 구분된다.

첫째, 앞서 설명한 바와 같이, 강순희·노홍성(2000)과 김안국(2002)의 연구에서는 1998년의 「한국노동패널조사」 자료가 사용되었기 때문에 직업훈련 이수 시점에 대하여 명확히 판단하기 힘들다. 즉, 1998년 이전에 이미 직업훈련을 받았고 그 효과가 이미 소멸되었더라도 1998년 조사에서는 직업훈련 이수자로 분류된다. 이 경우 1998년에 조사된 직업훈련 이수 여부 설명변수는 측정오차로 오염되어 훈련의 효과가 유의미하지 않게 추정될 가능성이 존재한다. 반면에, 본 연구에서 사용되는 「경제활동인구조사」에서는 '지난 1년간 직업능력개발을 위한 교육훈련을 받은 경험이 있는지'가 조사되고 있어 훈련 이수 여부에 대한 측정오차가 상대적으로 작을 가능성이 높다. 보

다 정확한 훈련시점을 식별할 수 있는 분석 자료를 사용함으로써 본 연구는 선행 연구에서 추정된 것보다 우수한 훈련효과의 추정치를 추출할 수 있을 것으로 기대된다.

둘째, 직업훈련의 효과 추정에서는 횡단면 자료를 이용하는 Heckman의 선택편의 교정모형보다도 패널 자료를 이용하는 고정효과모형이 일반적으로 선호된다. 직업훈련의 이수 여부에 존재하는 내생성을 통제하기에 후자의 모형이 보다 유용하기 때문이다. 이 점을 고려하여 김안국(2002)과 이상호(2005)는 고정효과모형을 직업훈련효과 추정에 적용하였다. 그러나 개인들의 훈련 이수 결정에서 시점 간의 임금 변동이 중요한 역할을 한다면, 고정효과모형은 훈련의 효과에 대하여 상향편의된(upward-biased) 추정치를 제공할 가능성이 있다. 예를 들어, 전년도에 임금이 상대적으로 많이 떨어진 개인들이 체계적으로 올해 직업훈련을 더 많이 받는다면 고정효과모형의 추정치는 실제 훈련의 효과를 과대평가할 가능성이 있다. 본 논문에서는 고정효과모형과 더불어 임금수준을 종속변수로 사용하는 비모수적 성향점수 매칭법(propensity-score matching methods)을 적용함으로써 추정방법에 따라 훈련의 효과가 상이하게 나타나는지 확인한다. 양 방법을 통해 구한 추정치가 유사할 경우 추정 결과의 신뢰도는 높아질 수 있다.

셋째, 앞서의 연구들은 주로 1999년 이전 또는 2003/04년에 이수한 훈련에 대한 임금효과를 추정하였다. 본 연구는 2008년과 2009년에 이수된 직업훈련에 대한 효과를 추정함으로써 가장 최근의 훈련 효과에 대한 정보를 제공해 준다.

본 논문의 고정효과 패널 추정법의 결과에 따르면, 지난 1년 동안에 이수한 교육훈련으로 인하여 개인의 월평균 임금 수준은 평균 2.6~4.7% 정도 상승하는 것으로 추정된다. 한편, 매칭법의 추정 결과에 의하면, 직업능력 향상을 위한 교육 훈련은 개인의 월평균 임금을 평균 약 7.5~9.8% 정도 상승시킨다. 그리고 고정효과 및 매칭의 추정치들은 5%의 유의 수준에서 대부분 유의하다. 두 가지의 추정방법을 통한 분석 결과를 종합하면, 우리나라에서 직업능력 향상을 위한 교육 훈련의 임금 상승효과는 평균 2.6~9.8% 수준인 것으로 추정된다.

본 논문은 다음과 같은 순서로 전개된다. 제Ⅱ장에서는 자료를 분석하는 데 사용되는 고정효과 통계모형과 성향점수 매칭법이 설명된다. 제Ⅲ장에서는 분석 자료인 「경제활동인구조사」가 소개되고, 제Ⅳ장에서는 교육훈련의 효과에 대한 실증분석 결과가 설명된다. 마지막으로 제Ⅴ장에서는 논문의 결론이 제시된다.

널 자료(패널 3)를 이용하여 교육훈련의 임금효과를 추정한다.

II. 계량분석모형

I. 고정효과(Fixed Effects) 모형

본 논문의 실증분석에 사용되는 임금 및 개인의 특성에 관한 자료는 통계청이 작성하는 「경제활동인구조사」(이하 경활조사)의 2007년 3월, 2008년 3월과 2009년 3월의 본조사 및 부가조사 자료이다. 경활조사는 본래 월별로 반복되는 횡단면(repeated cross-section) 조사이지만, 조사에 진입한 개인이 일정한 기간 동안 표본에 머무는 특성을 이용하여 지속관찰 자료를 구축할 수 있다. 본 논문에서는 (1) 2007년 3월과 2008년 3월의 2개년 조사를 통하여 구축되는 10,790명의 개인에 대한 패널 자료(패널 1), (2) 2008년 3월과 2009년 3월의 2개년 조사를 통하여 구축되는 11,401명의 개인에 대한 패널 자료(패널 2), 그리고 (3) 2007년 3월, 2008년 3월 및 2009년 3월의 3개년 조사를 통하여 구축되는 3,962명의 개인에 대한 패

개인의 임금방정식에서 직업훈련의 내생성을 통제하는 분석방법으로서 우리는 먼저 패널 자료에 기반한 다음의 고정효과모형을 사용한다.

$$y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \gamma Z_{it} + c_i + \epsilon_{it} \quad (1)$$

식 (1)에서 i 는 개인을, t 는 연도를 의미하며, $y_{it} \equiv \ln(w_{it}) - \ln(w_{it-1})$ 로서 ($t-1$)시점에서 t 시점 사이 개인 i 의 월평균 임금(w)의 증가율,¹⁾ Z_{it} 는 개인 i 가 t 시점 이전의 지난 1년 동안 교육훈련을 받았는지를 나타내는 더미변수, X_{it} 는 개인이나 사업장의 특성을 통제하기 위한 독립변수 벡터,²⁾ c_i 는 시간의 흐름에 따라 변하지 않으면서 관측되지 않는 개인의 특성, 마지막으로 ϵ_{it} 는 임의의 교란항을 나타낸다.

횡단면 자료를 이용한 직업훈련의 효과 분석에서는 종속변수로서 ' $\ln(w_{it}) - \ln(w_{it-1})$ '의 차분(difference) 변수 대신에 ' $\ln(w_{it})$ '의 수준(level) 변수가 통상적으로 이용된다. 그러나 이 경우에는 개인의 관찰되지 않는 특성(c_i)과 교육훈련더미

1) 종속변수로서 월평균 임금 대신에 시간당 임금을 사용하는 대안적인 모형을 생각해 볼 수 있다. 그러나 시간당 임금에 대한 추정 결과도 본 논문에 보고된 월평균 임금에 대한 결과와 질적으로 크게 다르지 않다. <Appendix Table 1>에는 시간당 임금의 차분을 종속변수로 사용한 고정효과모형의 추정 결과가 참고로 제시되어 있다.

2) 설명변수로서 성별, 가구주 여부, 기혼 여부, 연령, 도시거주 여부, 근속연수, 교육연수, 비정규직 여부, 직업(비교집단: 준전문직, 사무직), 산업(비교집단: 제조업), 사업장규모(비교집단: 5인 미만)가 포함된다.

(Z_{it}) 간에 존재하는 상관관계로 인하여 훈련효과에 대한 OLS 추정량에 편의가 발생할 가능성이 높다. 예컨대, 생산성 또는 업무에 관한 성취욕이 높은 근로자가 그것이 낮은 근로자보다 평균적으로 교육 훈련을 이수할 가능성이 높다면 γ 의 OLS 추정치는 과대추정(over-estimated)될 수 있다. 반대로, 기업에서 생산성이나 지적 인 능력이 떨어지는 근로자에 대하여 체계적으로 교육훈련을 더 시킨다면, γ 의 OLS 추정치는 과소추정(under-estimated) 될 수 있다. 본 논문에서 사용되는 고정효과 추정방법에서는 Z_{it} 의 내생성을 통제하기 위하여 종속변수로서 ' $\ln(w_{it})$ ' 대신에 ' $\ln(w_{it}) - \ln(w_{it-1})$ '을 이용한다.

먼저, ‘단순한’ 고정효과 추정법으로서, 본 논문은 모든 i 에 대하여 ' $c_i = 0$ ' 이라고 가정하고 ‘패널 1’과 ‘패널 2’ 각각에 대하여 식 (1)을 OLS 방법을 적용하여 추정한다. 종속변수로서 ' $\ln(w_{it}) - \ln(w_{it-1})$ '을 사용하는 OLS 추정법은 종속변수로서 ' $\ln(w_{it})$ '를 사용하는 횡단면 OLS 추정법에 비하여 Z_{it} 의 내생성이 상대적으로 작다고 알려져 있다. 왜냐하면, ' $\ln(w_{it-1})$ '을 통하여 개인의 관측되지 않는 특성들이 상당 부분 통제될 수 있기 때문이다. 그러나 ‘패널 1’과 ‘패널 2’를

이용한 분석에서 Z_{it} 의 내생성이 상대적으로 작다고 하더라도 그것이 완전히 제거되었다고 판단하기는 어렵다. 왜냐하면, ' $c_i = 0$ '이 성립하지 않는 경우 이 추정법을 통해서는 c_i 의 영향이 완벽하게 통제되었다고 생각할 수 없기 때문이다.

이에 대한 해결책으로서 본 논문은 3년간의 개인 패널인 ‘패널 3’을 이용하고 c_i 를 고정효과(fixed effects)로 처리하는 ‘확장된’ 고정효과 추정법을 적용한다. ‘패널 3’을 이용한 고정효과 분석법에서는 원래의 변수 관측값에 대한 within transformation³⁾을 통하여 내생성을 유발하는 c_i 가 자연스럽게 제거된다. ‘패널 3’을 이용한 고정효과 분석법이 가지는 통계적인 우월성에도 불구하고, 이 방법은 3년간의 패널자료에 대해서만 적용될 수 있기 때문에 소규모 샘플로부터 발생하는 편의(small-sample bias)를 통제하기 어렵다. ‘패널 3’이 대표성을 상실한다면 이로부터 구해진 직업훈련의 추정치 또한 신뢰하기 힘들 것이다.

샘플의 대표성과 관측치 수의 관점에서 볼 때, ‘패널 1’과 ‘패널 2’를 이용한 추정법은 ' $c_i = 0$ '이라는 제약적인 가정을 부과하면서 동시에 ‘패널 3’의 약점을 보완하는 실증방법으로 이해된다. 본 논

3) within transformation: $(y_{it} - \bar{y}_i) = \sum_{j=1}^J \beta_j (x_{it}^j - \bar{x}_i^j) + \gamma (Z_{it} - \bar{Z}_i) + (\epsilon_{it} - \bar{\epsilon}_i)$ (2)

여기서 $\bar{y}_i = \frac{1}{T_i} \sum_t y_{it}$, $\bar{x}_i^j = \frac{1}{T_i} \sum_t x_{it}^j$, $\bar{Z}_i = \frac{1}{T_i} \sum_t Z_{it}$, and $\bar{\epsilon}_i = \frac{1}{T_i} \sum_t \epsilon_{it}$.

문은 ‘패널 1’, ‘패널 2’ 및 ‘패널 3’을 이용하는 각각의 추정방법들에 서로 다른 장점과 단점이 존재하는 점을 고려하여 각 샘플로부터 구해진 직업훈련효과의 추정치들에 동일한 가중치를 부여하여 해석한다. 세 가지 분석 결과의 추정치들이 자료 및 모형 가정상의 차이에도 불구하고 꽤 좁은 범위 안에 모여 있는 경우, 우리는 각 추정치들이 신뢰할 만하다고 판단할 수 있을 것이다.

2. 성향점수 매칭법 (Propensity-score matching)

앞서 언급한 바와 같이, 고정효과를 이용한 추정모형은 내생성을 유발하는 개인효과를 차분을 통하여 제거하는 유용한 방법을 제공하지만, 교육훈련의 효과에 대하여 상향편의된(upward-biased) 추정치를 제공할 가능성이 있다. 이 가능성은 처치효과(treatment effects)를 다루는 문헌에서는 ‘Ashenfelter’s dip’이라고 불린다. 직업훈련을 받는 사람들의 성향을 조사하면, 일반적으로 (다른 조건이 동일할 때) 훈련 전에 임금이 상대적으로 많이 떨어진 개인들이 체계적으로 직업훈련을 더 많이 받는다. 이 경우 고정효과모형을 이용하면 $Cov(Z_{it}, c_i) \neq 0$ 의 가능성은 통제할 수 있으나, $Cov(Z_{it}, \epsilon_{it-1}) < 0$ 의 가능성 때문에 훈련의 효과가 과대추

정될 수 있다. 그리고 일반적으로 차분을 이용한 추정에서는 원래의 수준값을 이용하는 추정에서보다 Z_{it} 에 내재한 측정오차의 문제가 심각해져서, 훈련의 효과가 존재하지 않는 것처럼 나타날 수 있다 (attenuation bias). 이러한 문제를 보완하기 위하여 본 논문에서는 고정효과모형과 더불어 변수들의 원래 수준값을 이용하는 성향점수 매칭법(propensity-score matching methods)을 적용하고, 두 개의 추정방법 간에 훈련효과가 상이하게 나타나는지 검토한다.

성향점수 매칭법은 다음과 같이 전개된다. 교육훈련의 순수한 효과는 훈련 참여자들이 훈련에 참여한 이후 얻은 노동성과와, 만약 동일한 참여자가 훈련에 참여하지 않았더라면 얻었을 성과 간의 차이라고 정의할 수 있다.

$$\tau = E \{ Y_i^1 - Y_i^0 | Z_i = 1 \} = E \{ Y_i^1 | Z_i = 1 \} - E \{ Y_i^0 | Z_i = 1 \} \quad (2)$$

여기서 Z_i 는 개인 i 가 지난 1년 동안 교육훈련을 받았는지를 나타내는 더미변수이고, Y_i^j ($j = 0, 1$)는 j 의 상태에서 발생하는 잠재적인 성과(potential outcome)이다. 앞 절에서와 달리, 본 절의 Y 는 수준변수인 $\ln(w)$ 로 정의된다. τ 는 혼히 처치수혜자($Z_i = 1$)에 대한 처치의 평균효과(Average Treatment Effect on the Treated: ATT)라고 불린다. 교육훈련의 관점에서

이 식을 해석하면, $E\{Y_i^1 | Z_i = 1\}$ 은 훈련 이수자의 훈련 이후 노동시장 성과(즉, 임금)를 나타내고, $E\{Y_i^0 | Z_i = 1\}$ 은 실제 훈련 이수자가 훈련을 이수하지 않았다면 얻게 되었을 가상적 상황에서의 노동시장 성과(가상적 대응치, counterfactual)를 의미한다.

일반적인 정책평가에 있어 기본적인 문제는, $E\{Y_i^1 | Z_i = 1\}$ 은 자료에서 쉽게 추정될 수 있는 반면에 $E\{Y_i^0 | Z_i = 1\}$ 은 자료에서 직접적으로 관측되지 않는다는 점이다. 매칭기법은 관측되지 않는 $E\{Y_i^0 | Z_i = 1\}$ 을 추정하기 위하여 처치 참여자와 동일한 관측 특성(X)을 갖는 비참여자의 성과를 이용하는 통계방법이다. 관측 가능한 특성에 기반하여 참여자와 비참여자를 대응시키기 때문에, 매칭법은 다음과 같은 조건부 독립성 가정(Conditional Independence Assumption: CIA)에 기초하고 있다.

$$(Y^0, Y^1) \perp Z | X \quad (3)$$

이 가정은 관측되는 특성(X)이 주어져 있을 때 한 개인의 처치 여부(Z)는 잠재적인 성과(Y^0, Y^1)와는 독립적이라는 것이다. 이 것으로부터 ‘ $E(Y_i^0 | Z_i = 1, X_i) = E(Y_i^0 | Z_i = 0, X_i)$ ’이 성립한다. 즉, X_i 라는 관측 특성을 갖는 처치 참여자가 미참여 시 받게 되는 평균 가상성과 [$E(Y_i^0 | Z_i = 1, X_i)$]는 참여자와 동일한

관측 특성을 갖는 처방 미참여자의 관측된 평균 성과 [$E(Y_i^0 | Z_i = 0, X_i)$]에 의하여 추정된다. 참여자가 여러 가지 다양한 관측 특성(X)을 가질 수 있으므로, 실제 처방 참여자가 미참여 시 받게 되는 평균 가상성과는 X 에 대하여 $E(Y_i^0 | Z_i = 0, X_i)$ 를 가중평균함으로써 구해진다. 즉, ‘ $E\{Y_i^0 | Z_i = 1\} = E_X\{E(Y_i^0 | Z_i = 0, X) | Z_i = 1\}$ ’의 관계가 성립한다. 결국 교육훈련의 평균효과는 $\hat{\tau} = \hat{E}\{Y_{1i} | Z_i = 1\} - \hat{E}_X\{\hat{E}(Y_{0i} | Z_i = 0, X) | Z_i = 1\}$ 의 식을 통하여 추정된다.

그러나 실제 이 방법을 적용할 때에는 X 가 한 변수가 아닌 여러 개의 변수로 구성될 수 있다. 이 경우 모든 변수의 조합에 대하여 동일한 값을 갖는 두 명의 짝을 찾는 것이 현실적으로 어렵거나 불가능할 수 있다. Rosenbaum and Rubin (1983)은 성향점수 $\Pr(D=1 | X) = p(x)$ 를 이용한 매칭을 통해서도 X 를 이용하는 매칭과 동일한 인과효과를 추정할 수 있음을 증명하여, X 의 다차원성의 문제(curse of dimensionality)를 해소하였다. Rosenbaum and Rubin(1983)은 가정 1과 2가 추가될 경우 성향점수를 이용한 매칭을 통해서 선택편의가 없는 처치효과의 추정치를 구할 수 있음을 보였다.

가정 1. $0 < p(x) < 1$

가정 2. $Z \perp X | p(x)$

위의 가정들이 성립할 경우 처치집단의 한 구성원과 성향점수가 동일한(보다 정확하게는 근사한) 비교집단의 구성원을 짹지어서 그 성과를 차분하여 처치효과를 추정하며, 이 추정치는 무작위 실험 평가와 동일하게 선택편의가 존재하지 않는다. 성향점수를 이용한 매칭에서는 다음의 식을 통하여 훈련의 효과가 추정된다.

$$\hat{\tau} = \frac{1}{n_1} \sum_{i \in (I_1 \cap S_p)} [Y_i^1 - \hat{E}(Y_i^0 | Z_i = 1, p_i)] = \\ = \frac{1}{n_1} \sum_{i \in (I_1 \cap S_p)} \left[Y_i^1 - \sum_{j \in I_0} W(i, j) Y_j^0 \right]$$

여기서 I_1 은 훈련 참여자들의 집합, I_0 은 비참여자들의 집합, S_p 는 가정 1에서 제시되는 바와 같이 참여자와 비참여자가 동시에 존재하여 ' $0 < p(x) < 1$ '이 성립하는 공통 영역(region of common support), N_1 은 $I_1 \cap S_p$ 집합에 있는 관측치의 숫자이고, $W(i, j)$ 는 p_i 와 p_j 간의 거리에 대해서 부여되는 가중치를 표시한다. 성향점수 매칭에서는 $p(x)$ 가 연속 변수이기 때문에 정확히 일치하는 성향점수를 갖는 두 개의 관측치를 찾을 확률은 0이어서, $W(i, j)$ 의 가중치를 부여하는 방법에 따라 다양한 매칭기법이 사용된다.

첫 번째 방법인 stratification matching에서는 성향점수의 변화 범위를 구간으로

분리한다. 이때 각각의 구간에서는 처치·비교 집단이 평균적으로 동일한 성향점수를 갖도록 구간을 분리한다. 처치집단과 비교집단이 모두 존재하는 구간마다 각 집단의 평균 성과의 차이(ATT)를 계산하고, 각 블록에서 얻어진 ATT의 가중평균을 구하여 최종적인 ATT를 구한다. 가중치는 블록 간 처치집단 분포에 의해 결정되며, 처치집단과 비교집단 중 어느 하나가 없는 블록에 대해서는 ATT 계산에 포함되지 않으므로 관측치가 삭제된다.

두 번째 방법인 kernel matching은 모든 처치집단 내 개별 관측치를 비교집단의 모든 관측치와 짹 지우는 방법이다. 각 짹의 가중치는 처치집단의 성향점수와 비교집단의 성향점수 간의 거리에 반비례하도록 설정한다.

세 번째 방법인 nearest neighbor matching은 한 처치 관측치를 성향점수가 가장 가까운 비교집단의 관측치 하나와 짹 지우는 방법이다. 이 방법을 통해서는 각 처방 관측치에 대하여 매칭되는 짹을 항상 찾을 수 있으나 둘 사이의 성향점수가 크게 차이 날 수도 있는 단점이 있다.

네 번째 방법인 radius matching은 각 처치 관측치에 대해 미리 정해 놓은 성향점수 범위(반지름) 내에 포함되는 성향점수를 가진 관측치만을 비교 대상으로 선정하는 방법이다. 반지름이 작으면 비교 대상의 질이 우수하나 관측치를 찾지 못

할 수도 있다.

위 매칭기법들은 어느 한 기법이 나머지 다른 기법보다 통계적으로 우월하지 않으며, 각기 상이한 장단점을 가지고 있다(Smith and Todd[2005]). 따라서 본고에서는 위에 소개한 4가지 매칭 방법을 모두 사용하여 ATT를 추정하고, 추정량들의 전반적인 추세를 관찰하고자 한다.

III. 분석 자료

본고의 분석에 사용되는 자료는 통계청의 「경제활동인구조사」(경활) 2007년 3월, 2008년 3월 및 2009년 3월의 본조사 및 부가조사 자료이다. 2007년 8월 이전의 경활 부가조사에서는 ‘지난 1년간 교육훈련을 받은 경험이 있는지’를 질문하고 있고, 위의 교육훈련에는 취미·교양 목적의 교육훈련이 포함될 수 있다. 그러나 2007년 8월부터는 ‘지난 1년간 직업능력개발을 위한 교육훈련을 받은 경험이 있는지’를 조사하고 있어, 본 연구에서 관심을 가지고 있는 직업능력개발을 위한 직업훈련 실시 여부가 적절히 판측된다. 차분을 이용하는 아래의 실증분석에서는 이전 연도의 임금이 종속변수에 포함되기 때문에, 2008년 3월 및 2009년 3월의 자료와 더불어 2007년 3월 자료의 임금 정보를 추가적으로 이용한다. 2009

년에 직업 및 산업 분류가 각각 6차 직업분류와 9차 산업분류로 변경되었는바, 본고에서는 이를 고려하여 직업 및 산업 분류상의 일관성을 유지하였다.

<Table 1>에는 실증분석에 사용되는 자료와 주요 변수들의 기술 통계량이 보고되어 있다. 표의 (1)열에는 2007년 3월과 2008년 3월의 경활조사를 연결한 자료인 ‘패널 1’에 대한 기술 통계량이 제시되어 있고, (2)열에는 2008년 3월과 2009년 3월의 조사를 연결한 자료인 ‘패널 2’에 대한 기술 통계량이 보고되어 있다. (3)열에는 2007년 3월, 2008년 3월, 2009년 3월의 세 경활조사를 연결한 ‘패널 3’에 대한 기술 통계량이 제시되어 있다.

표본을 구축한 과정에 대하여 좀 더 자세히 설명하면 다음과 같다.

표본 ①은 2007년 3월과 2008년 3월 양 시점에 모두 임금근로자인 10,790명의 개인들로 구성되고, 표본 ②는 2008년 3월과 2009년 3월 양 시점에 모두 임금근로자인 11,401명의 개인들로 구성된다. 그리고 표본 ③은 2007년 3월, 2008년 3월 및 2009년 3월의 세 시점에 모두 임금근로자인 3,962명의 개인들이고, 2008년 3월 및 2009년 3월의 두 시점을 분석에 이용하기 때문에 표본의 관측치 수는 총 7,924개이다. 훈련 여부에 따라 각 시점 간 임금근로자로서의 지위가 유지되는 패턴을 확인한 결과는 <Table 2>에 제시되어 있다.

<Table 1> Descriptive Statistics of the Samples: Means and Standard Deviations

		(Unit: year, %)		
		0703~0803	0803~0903	0703~0903
		①	②	③
Number of Observation		10,790	11,401	7,924
Wage		log(wage)	0.03 (0.34)	0.02 (0.33)
Job Training	Trained	0.27 (0.45)	0.34 (0.47)	0.32 (0.47)
	Untrained	0.73 (0.45)	0.66 (0.47)	0.68 (0.47)
Gender	male	0.57 (0.50)	0.58 (0.49)	0.58 (0.49)
	female	0.43 (0.50)	0.42 (0.49)	0.42 (0.49)
Head of the Family	the head of the family	0.62 (0.49)	0.62 (0.49)	0.63 (0.48)
	other members	0.38 (0.49)	0.38 (0.49)	0.37 (0.48)
Marital Status	married	0.70 (0.46)	0.71 (0.45)	0.72 (0.45)
	single	0.30 (0.46)	0.29 (0.45)	0.28 (0.45)
City · District	City(시)	0.83 (0.38)	0.84 (0.37)	0.84 (0.37)
	District(군)	0.17 (0.38)	0.16 (0.37)	0.16 (0.37)
Age	years	41.96 (11.39)	42.30 (11.23)	43.12 (11.07)
Education	years	12.69 (3.35)	12.84 (3.31)	12.77 (3.38)
Hours Worked		hours	195.3 (47.40)	192.7 (45.96)
Occupation	management, professional	0.14 (0.34)	0.23 (0.42)	0.19 (0.39)
	service, sales	0.16 (0.36)	0.17 (0.37)	0.15 (0.36)
	other(agriculture, forestry, technic, assembly etc.)	0.24 (0.43)	0.23 (0.42)	0.23 (0.42)
	simple labor	0.15 (0.36)	0.16 (0.37)	0.15 (0.36)
	semi-professional, office work	0.31 (0.46)	0.21 (0.41)	0.28 (0.44)
Industry	agriculture, forestry, fishing and mining	0.01 (0.12)	0.01 (0.11)	0.01 (0.11)
	electricity, gas, water and construction	0.08 (0.27)	0.09 (0.29)	0.09 (0.28)
	wholesale · retail sale and accommodation	0.14 (0.37)	0.17 (0.38)	0.16 (0.37)
	transportation and communication	0.06 (0.23)	0.08 (0.27)	0.07 (0.25)
	financial, insurance and business service	0.17 (0.38)	0.16 (0.37)	0.17 (0.37)
	public administration, education and health	0.21 (0.41)	0.22 (0.41)	0.23 (0.42)
	other(other than manufacturing)	0.07 (0.26)	0.06 (0.24)	0.06 (0.24)
Size	manufacturing	0.23 (0.42)	0.22 (0.41)	0.21 (0.41)
	Less than 5	0.26 (0.44)	0.27 (0.44)	0.25 (0.43)
	5 ~ 29	0.38 (0.48)	0.38 (0.49)	0.38 (0.48)
	30 ~ 99	0.22 (0.41)	0.21 (0.41)	0.22 (0.42)
	100 ~ 299	0.10 (0.30)	0.10 (0.30)	0.11 (0.31)
Regular work	More than or equal to 300	0.04 (0.19)	0.04 (0.19)	0.04 (0.21)
	regular work	0.67 (0.47)	0.69 (0.46)	0.70 (0.46)
	non-regular work	0.33 (0.47)	0.31 (0.46)	0.30 (0.46)
Separation	separated	0.28 (0.45)	0.29 (0.45)	0.26 (0.44)
	continued to work	0.72 (0.45)	0.71 (0.45)	0.74 (0.44)

Note: Wage earners are observed at each point of time of interest. The weights given by Current Population Survey were not used.⁴⁾

<Table 2> Attrition Rates by the Training Status

		Trained(%)	Untrained(%)	Total(%)
Sample ① (0703 & 0803)	Dropped	55.5	61.2	59.6
	Retained	44.5	38.8	40.4
Sample ② (0803 & 0903)	Dropped	49.5	57.1	55.2
	Retained	50.5	42.9	44.8
Sample ③ (0703 & 0803 & 0903)	Dropped	82.8	86.1	85.2
	Retained	17.2	13.9	14.8

Note: Whether the observant was trained or not is based on the survey question given to the panel sample at the start of the year.

전반적으로 훈련을 받은 근로자의 표본 유지율이 상대적으로 다소 높게 나타나고 있다. 그러나 이러한 차이가 큰 편은 아닌 것으로 판단되어(전체 평균 대비 $\pm 5\%$ 내외) 본고의 분석에 큰 무리는 없을 것으로 판단된다.⁵⁾

<Table 1>에 따르면, 매년 약 27~34%의 근로자들이 직업능력 향상을 위한 교육훈련에 참여하고 있다.⁶⁾ 2007년 3월~2008년 3월 사이에 교육훈련에 참여

한 근로자의 비중은 약 27%이고, 2008년 3월~2009년 3월 사이에 교육훈련에 참여한 근로자의 비중은 약 34%로서 후자의 기간에 교육훈련 참여도가 약간 높다. 각 시기별로 약간의 차이가 있으나, 사용되는 자료에서 남성의 비중은 약 57~58%, 가주주의 비중은 약 62~63%, 기혼자의 비중은 약 70~72%, 도시거주자의 비중은 83~84%, 정규직의 비중은 67~70%, 이직자의 비중은 약 26~28% 정도로 분석 자

- 4) 본고에서 나타나는 임금근로자의 통계분석 결과는 「경제활동인구조사」 결과 도출에 사용되는 가중치를 사용하지 않은 것으로서 임금, 종사상지위, 교육훈련 등에 관한 둘 사이의 단순 비교는 옳지 않을 수 있다.
- 5) 이러한 차이는 추정치가 편의될 가능성을 남기고 있다. 하나의 가능성은, 훈련을 받은 근로자 중 능력이 더 높은 근로자들이 1년 뒤에 임금근로자로 남는 경향이 더 크다면, 단순한 추정은 훈련의 효과를 과대 추정할 소지가 있다는 것이다.
- 6) 본고에서 사용하는 「경제활동인구조사」상의 직업훈련 변수에는 훈련의 대상, 기간, 내용에 대한 구체적인 변수는 포함하고 있지 않다. 따라서 훈련의 구체적인 종류를 구분한 분석은 다루지 못하고 있다. 또한 다른 직업훈련 자료로서 본고에 비교될 수 있는 자료는 한국고용정보원의 자료와 노동연구원의 노동패널 자료이다. 한국고용정보원의 자료에는 고용보험 가입자만이 재직근로자 직업훈련의 대상이기 때문에 본 연구와 직접적인 비교는 어렵다(2008년 42.7%의 훈련참여율). 또한 노동연구원의 한국노동패널의 경우 「지난 조사 이후 현재의 교육훈련까지 포함하여 몇 개의 교육훈련을 받았거나 받고 계십니까?」라는 질문에 대하여 1998년부터 2007년 사이에 약 11%가 훈련을 받았다고 답하고 있어 본고의 경활 자료와 많은 차이를 보이고 있다(유경준·이철인[2009] 참조). 그러나 현재 이러한 차이의 정확한 이유를 판단하기는 용이하지 않다.

료 간에 큰 차이를 보이지는 않는다. 마찬가지로, 평균 나이도 약 42.0~43.1세, 그리고 평균 교육연수는 약 12.7~12.8년 정도로 각 자료 간에 큰 차이가 나타나지 않는다. 근로자의 근로시간, 직종, 업종, 사업장 규모 등 직장 관련 속성에 있어서도 표본 기간 내에서 매해 유사한 분포를 보이고 있다.

IV. 교육훈련의 효과

본 장에서는 앞의 II장에서 설명된 통계분석 방법인 고정효과모형과 성향점수 매칭법의 추정 결과를 통하여 우리나라에서 직업훈련이 임금에 미치는 인과효과의 크기를 살펴본다.

1. 임금방정식 추정을 통한 효과 분석

먼저, <Table 3>에는 고정효과모형의 추정치가 보고되어 있다. Model 1은 2007년 3월과 2008년 3월을 연결한 ‘패널 1’과, 2008년 3월과 2009년 3월을 연결한 ‘패널 2’에 대하여 식 (1)을 추정한 결과이다. 반면에 Model 2는 2007년 3월, 2008년 3월, 2009년 3월의 세 경활조사를

연결한 ‘패널 3’에 대하여 식 (1)을 추정한 결과이다.⁷⁾ 식 (1)에서는 y_{it} 가 $\ln(w_{it}) - \ln(w_{it-1})$ 로 정의되기 때문에, Model 1의 추정에서는 c_i 가 독자적으로 식별되지 않으므로 모든 i 에 대하여 $'c_i = 0'$ 이라고 가정하고 주어진 자료에 OLS를 적용한다.

‘패널 1’을 이용한 모형 ‘Model 1-1’에 대한 추정치는 <Table 3>의 (1)열에 보고되어 있고, ‘패널 2’를 이용한 모형 ‘Model 1-2’에 대한 추정치는 표의 (2)열에 보고되어 있다. ‘패널 1’과 ‘패널 2’를 수직결합한(pooling) 자료를 이용한 모형 ‘Model 1-3’에 대한 추정치는 (3)열에 제시되어 있다. 마지막으로, (4)열과 (5)열에는 3년간의 결합 자료 ‘패널 3’을 이용하여 식 (1)을 추정한 추정 결과가 보고되어 있다. (4)열에는 ‘패널 3’에 대하여 $'c_i = 0'$ 을 가정한 후 OLS법을 적용했을 경우의 추정 결과가 제시되어 있고, (5)열에는 $'c_i = 0'$ 를 가정하지 않고 wihtin transformation을 적용한 추정 결과가 보고되어 있다.

식 (1)에서는 y_{it} 가 $\ln(w_{it}) - \ln(w_{it-1})$ 의 차분으로 정의되기 때문에 <Table 3>에 보고된 γ 의 추정치들은 종속변수로서 $\ln(w_{it})$ 를 이용하는 분석에 비하여 편의(bias)가 상대적으로 적을 가능성이 높다. 통계학적인 관점에서 볼 때, (5)열에 보고된 고정효과모형의 추정치가

7) 본고에서 계산된 모든 임금 관련 통계는 물가조정(2006=100)된 실질임금을 바탕으로 계산한 것이다.

<Table 3> Fixed Effects Estimation of the Earnings Equation: A Difference in Logarized Monthly Earnings as the Dependent Variable

		model 1(0703~0903)			model 2
		model 1-1 (0703~0803)	model 1-2 (0803~0903)	model 1-3 (0703~0903)	0703-0903, including separated workers (0703~0903)
Estimation Method		ols	ols	ols	ols
		(1)	(2)	(3)	(4)
train	job training, trained=1	0.0466 (0.0080)***	0.0263 (0.0071)***	0.0365 (0.0053)***	0.0346 (0.0084)***
sex	gender, male=1	-0.0168 (0.0090)*	-0.0085 (0.0085)	-0.0134 (0.0062)**	-0.0089 (0.0098)
rel	head of the household, head=1	0.0000 (0.0089)	-0.0162 (0.0083)*	-0.0082 (0.0061)	-0.0051 (0.0100)
marr	marital status, married=1	-0.0006 (0.0088)	-0.0036 (0.0081)	-0.0020 (0.0060)	0.0111 (0.0098)
age	age	-0.0001 (0.0022)	-0.0044 (0.0020)**	-0.0023 (0.0015)	-0.0077 (0.0025)***
age2	age^2	-0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)*	0.0000 (0.0000)	0.0001 (0.0000)***
eduyear	years of education	0.0002 (0.0015)	0.0025 (0.0014)*	0.0013 (0.0010)	0.0021 (0.0016)
contyr	years of work (in a same job)	-0.0029 (0.0015)*	-0.0032 (0.0014)**	-0.0031 (0.0010)***	-0.0030 (0.0016)*
contyr2	year of work^2	0.0001 (0.0001)**	0.0001 (0.0000)*	0.0001 (0.0000)***	-0.0006 (0.0001)*
city	city dwelling, city dweller=1	0.0160 (0.0089)*	-0.0143 (0.0085)*	0.0013 (0.0061)	0.0003 (0.0098)
establishment size, occupation, industry		controlled	controlled	controlled	controlled
normal	Non-regular work, non-regular=1	-0.0145 (0.0082)*	-0.0384 (0.0079)***	-0.0266 (0.0057)***	-0.0336 (0.0093)***
chgl	separation, separated=1	0.0253 (0.0089)***	-0.0065 (0.0079)	0.0086 (0.0059)	0.0119 (0.0098)
worktime	hours worked(month)	0.0009 (0.0001)***	0.0008 (0.0001)***	0.0009 (0.0001)***	0.0008 (0.0001)***
dum0803	dummy for March 2008, 2008=1	-	-	0.0100 (0.0045)**	0.0183 (0.0071)**
Constant		-0.1004 (0.0506)**	-0.0413 (0.0469)	-0.0748 (0.0346)**	0.0345 (0.0589)
Observations		10790	11401	22191	7924
Number of id					3962
R-squared(fixed effect: within)		0.03	0.03	0.03	0.02
					0.08

Note: Model 1 uses all samples with change in wage (% change), while model 2 only uses samples that can be set up as a panel.

Standard errors in parentheses, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

가장 편의(bias)가 적을 것으로 예상된다. 그러나 우려되는 한 가지 문제는 고정효과모형의 추정에서 사용되는 관측치의 수가 적어서 소규모 샘플 편의가 발생할 수 있다는 점이다. 이 점을 고려하여 본 논문에서는 상이한 방식으로 추정된 ‘교육훈련’의 임금효과를 동일한 비중으로 해석한다. 이 추정치들이 모형 가정상의 차이에도 불구하고 꽤 좁은 범위 안에 모여 있는 경우, 우리는 추정치들이 신뢰할 만하다고 판단할 수 있을 것이다.

먼저, ‘Model 1-1’과 ‘Model 1-2’의 결과에 따르면, 지난 1년 동안에 이수한 교육훈련으로 인하여 올해의 월평균 임금 수준은 평균 2.63~4.66% 정도 상승한다.⁸⁾ ‘페널 1’과 ‘페널 2’를 수직결합한 자료를 이용하는 ‘Model 1-3’의 추정 결과에서도 비슷한 결과가 나타나서 교육훈련은 개인의 월평균 임금수준을 약 3.65% 정도 상승시킨다. 이 정도 크기의 임금 상승효과는 3년간의 결합 자료를 이용하는 ‘Model 2’에서도 비슷하게 관측된다.

‘Model 2’의 자료에서 발견되는 ‘교육훈련’에 대한 OLS의 추정치는 평균 3.46% 정도의 임금 상승효과를, ‘확장된’ 고정효과모형의 추정치는 평균 4.68% 정도의 임금 상승효과를 보여준다. 종합하면, 지난 1년 동안에 이수한 교육훈련으로 인하여 올해의 월평균 임금수준은 약 2.6~4.7% 정도 상승하는 것으로 추정된다. 그리고 이 통계치들은 최소 5%의 유의수준에서 통계적으로 유의하다.⁹⁾

2. 매칭법을 통한 직업훈련의 효과 분석

가. 교육훈련 참가 여부

<Table 4>에는 매칭에 사용될 성향점수(propensity score)를 추정하는 프로빗 모형의 추정치들이 보고되어 있다. 한 개인이 t기에 교육훈련에 참여할지의 여부는 (t-1)기의 특성에 영향을 받는다는 전제하에 성향점수는 다음의 식을 통하여

- 8) 본고의 고정효과모형에서는 종속변수가 로그임금의 차분으로 설정되어 있다. 하지만 훈련 여부에 대한 추정계수는 수준변수를 종속변수로 사용하는 통상적인 경우와 동일하게 훈련 여부에 따른 임금 상승의 퍼센티지로 해석될 수 있다. 왜냐하면, 본고의 실증모형은 전기의 로그임금 수준을 좌변에서 우변으로 옮기고 그 계수를 1로 가정한 모형으로 변환될 수 있기 때문이다. 차분 대신에 전기의 임금을 우변의 설명변수로 사용하는 모형을 생각해 볼 수 있다. 그러나 이 모형은 기본적으로 동태페널모형(dynamic panel data model)으로서 추정방법이 불필요하게 복잡해질 가능성이 있어서, 이 문제를 회피하기 위하여 본고에서는 차분을 종속변수로 사용하는 모형을 채택하였다.
- 9) <Table 3>의 (4)열과 (5)열의 결과로부터 within transformation의 훈련효과 추정치(0.0468)가 OLS의 추정치 (0.0346)보다 크다는 점을 확인할 수 있다. 두 추정치의 크기 차이로부터, 전기 대비 임금 상승률이 낮을 가능성이 있는 근로자들이 주로 교육훈련을 받는다는 점을 유추해 볼 수 있다. 그러나 두 추정치 모두가 상대편 추정치의 95% 신뢰구간 안에 포함되기 때문에 위의 예상이 통계적으로 확정적이라고 판단하기는 어렵다.

추정되었다.

$$\Pr(Z_t = 1 | X_{t-1}) = \Phi[h(X_{t-1})] \quad (5)$$

Matching 1은 ‘패널 1’에 대하여, Matching 2는 ‘패널 2’에 대하여 식 (5)를 추정한 결과이다. Matching 3은 ‘패널 1’과 ‘패널 2’를 수직결합한 자료에 대한 식 (5)의 추정 결과이다.

<Table 4>의 결과에 따르면, 교육훈련의 이수 가능성은 전기의 임금수준이 높을수록, 여성, 가구주, 기혼자일수록, 그리고 학력이 높을수록, 나이가 적을수록, 근속연수가 길수록 높다. 그러나 성별 및 가구주 여부의 계수 추정치는 항상 유의하지는 않다. 2차항을 추가하는 경우, 연령의 제곱항은 유의하지 않아서 나이의 효과는 선형으로 판단되고, 근속연수의 제곱항은 유의한 음의 값을 가지므로 교육훈련의 확률은 근속연수에 따라 체감적으로 증가한다.

<Table 4>에 명시적으로 보고되지는 않았지만, 전반적으로 사업체 규모가 큰 사업장 근로자일수록 교육훈련 확률이 높으

나, 5인 미만 사업장에 비해 5~29인 사업장에서는 오히려 교육훈련 확률이 낮은 것으로 나타난다. 직종의 경우 서비스직은 기준집단(준전문직과 사무직)에 비해 교육훈련을 경험할 확률이 유의하게 높으며, 농림어업, 기능, 조립 등 기타 직종과 단순노무의 경우 교육훈련 확률이 유의하게 낮다. 그리고 관리·전문 직종의 계수 추정치는 유의하게 나타나지 않는다.

업종의 경우에는 제조업과 비교하여 금융보험·사업서비스업, 공공행정·교육서비스·보건업에서 교육훈련을 경험할 확률이 유의하게 높다. 나머지 업종은 제조업에 비해 상대적으로 교육훈련을 경험할 확률이 낮은 것으로 나타났으나, 도소매·숙박을 제외한 나머지 업종의 경우 계수 추정치가 일관되지 않으며 유의하지 않다.

나. 임금효과

<Table 5>에는 성향점수 매칭법을 통해 추정된 교육훈련의 임금효과가 제시되어 있다.¹⁰⁾¹¹⁾ 2007년 3월과 2008년 3월을

10) 성향점수(Propensity Score)를 이용한 매칭 시 STATA의 pscore, attnd(Sascha O. Becker and Andrea Ichino) 등을 이용하였다. ATT의 표준오차와 t-value는 다음의 계산식을 이용하여 계산하였고, stratification 방법 이용 시 bootstrapped standard error를 사용하였다.

$$t\text{-value} = \frac{(\bar{X} - \bar{Y})}{\sqrt{s_p^2 \left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2} \right)}}, \quad t(n_1 + n_2 - 2), \quad s_p^2 = \frac{(n_1 - 1)s_X^2 + (n_2 - 1)s_Y^2}{n_1 + n_2 - 2}$$

11) <Appendix Table 2>에서는 가정 2의 balancing property를 검정하기 위하여 매칭 전과 매칭 후 처치집단과 비교집단 간 근로자 특성의 차이를 계산하였다. 매칭 후 처치집단과 비교집단 간에 근로자 특성의 유의한 차이가 발견되지 않으므로 가정 2가 대체로 성립한다고 판단된다.

<Table 4> Determinants of Work-related Training

	Matching 1 (0703~0803)		Matching 2 (0803~0903)		Matching 3 (0703~0903)	
Explanation for Variables	Variable Average (Standard Deviation)	probit	Variable Average (Standard Deviation)	probit	Variable Average (Standard Deviation)	probit
log(wage) from previous period	0.03 (0.34)	0.4275 (0.0356)***	0.02 (0.33)	0.4471 (0.0342)***	0.02 (0.32)	0.4287 (0.0245)***
gender, male=1	0.57 (0.49)	-0.0469 (0.0413)	0.57 (0.50)	-0.0618 (0.0384)	0.58 (0.49)	-0.0609 (0.0279)**
head of household, head=1	0.60 (0.49)	-0.0005 (0.0400)	0.60 (0.49)	0.0114 (0.0374)	0.60 (0.49)	0.0026 (0.0273)
marital status, married=1	0.71 (0.45)	0.0884 (0.0400)**	0.70 (0.46)	0.0324 (0.0363)**	0.71 (0.45)	0.0603 (0.0268)**
age	12.75 (3.31)	-0.0160 (0.0104)	12.68 (3.31)	-0.0131 (0.0095)	12.82 (3.31)	-0.0171 (0.0070)**
age^2	41.13 (11.31)	0.00002 (0.0001)	40.96 (11.39)	0.00002 (0.0001)	41.30 (11.23)	0.00005 (0.0001)
length of education	1819.89 (984.50)	0.0332 (0.0073)***	1807.54 (987.83)	0.0309 (0.0064)***	1831.58 (981.25)	0.0327 (0.0048)***
year of work (in the same job)	5.89 (7.40)	0.0547 (0.0061)***	5.81 (7.35)	0.0595 (0.0057)***	5.96 (7.44)	0.0593 (0.0041)***
years of work^2	89.40 (188.76)	-0.0011 (0.0002)***	87.82 (185.27)	-0.0011 (0.0002)***	90.89 (192.00)	-0.0011 (0.0001)***
has lived in a city in the previous period	0.83 (0.37)	-0.0152 (0.0393)	0.83 (0.38)	-0.2314 (0.0366)***	0.84 (0.37)	-0.1390 (0.0266)***
non-regular job	0.33 (0.47)	-0.0664 (0.0361)*	0.33 (0.47)	-0.1685 (0.0343)***	0.32 (0.47)	-0.1118 (0.0247)***
hours worked (months)	197.19 (48.66)	-0.0017 (0.0004)**	197.19 (48.66)	-0.0020 (0.0003)***	196.26 (48.26)	-0.0018 (0.0002)***
dummy for March 2008, 2008=1	-		-		0.49 (0.50)	-0.2443 (0.0208)***
constant	-	-2.7031 (0.2598)***	-	-2.4123 (0.2350)***	-	-2.3077 (0.1725)***
establishment size, occupation, industry		controlled		controlled		controlled
Observations	10,790		11,401		22,191	
Log-likelihood	-5260.2		-6072.1		-11398.5	

Note: For every explanatory variable we used the value from the year before. This includes the workers who left the job. Standard errors in parentheses.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

〈Table 5〉 Matching Estimates of Average Treatment Effects on the Treated (ATT):
A Difference in Logarized Monthly Earnings as the Outcome Variable

(Unit: person)

	matching method	treatment group	control group	ATT	standard deviation	t-value
0703~0803	stratification	2,956	7,827	0.085	0.012	7.10***
	nearest	2,956	1,874	0.076	0.020	3.78***
	radius matching	2,024	3,610	0.260	0.017	15.22***
	kernel matching	2,956	7,828	0.111	-	-
0803~0903	stratification	3,822	7,572	0.075	0.008	8.99***
	nearest	3,822	2,187	0.058	0.019	2.98***
	radius matching	2,596	3,933	0.182	0.016	11.51***
	kernel matching	3,822	7,571	0.090	-	-
0703~0903	stratification	6,778	15,396	0.075	0.007	10.43***
	nearest	6,778	4,061	0.075	0.014	5.42***
	radius matching	5,680	11,038	0.287	0.010	27.89***
	kernel matching	6,778	15,397	0.098	-	-

Note: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

연결한 ‘패널 1’에 대한 stratification, nearest neighbor와 kernel matching의 결과에 의하면, 교육훈련의 영향으로 개인의 월평균 임금은 평균 약 7.6~11.1% 정도 상승한다. 그러나 radius matching에 의한 추정치는 이보다 훨씬 큰 26.0% 정도의 수준으로 상당히 높게 나타난다. 2008년 3월과 2009년 3월을 연결한 ‘패널 2’를 이용하는 경우에 stratification, nearest neighbor와 kernel matching의 결과는 교육 훈련의 월평균 임금 상승효과가 평균 5.8~9.0% 정도 수준임을 보여준다. ‘패널

1’의 경우와 마찬가지로 ‘패널 2’에서도 radius matching의 추정치는 상당히 큰 임금효과(18.2%)를 보여준다. 마지막으로, ‘패널 3’에 대한 stratification, nearest neighbor와 kernel matching의 결과는 교육 훈련의 임금효과가 평균 7.5~9.8% 정도임을 보여준다. Radius matching에 의한 임금효과는 약 28.7% 정도로서 상당히 크게 나타난다.¹²⁾

본 절에서 stratification, nearest neighbor와 kernel matching법을 통해 추정된 교육 훈련의 임금 상승효과 7.5~9.8%('패널 3'

12) Radius matching의 결과는, 그 길이와 관련없이 또한 common support의 영역 내의 추정에도 불구하고,

기준)는 앞 절에서 OLS 및 고정효과모형을 통해 추정된 교육훈련의 임금 상승 효과(2.6~4.7%)에 비해 약 2배 정도 높다. 두 추정방법이 서로 상이한 크기의 임금 효과를 암시하고 있어서 우리나라 노동 시장에서 발생하는 교육훈련의 정확한 임금효과를 제시하는 데에는 다소간의 어려움이 있다. 그럼에도 불구하고, 고정효과모형과 매칭법의 결과들을 종합하면, 지난 1년간 이수한 교육훈련은 개인의 월평균 임금을 평균 약 2.6~9.8% 정도 상승시키는 것으로 추정된다. 그리고 이 추정치들은 최소 5%의 유의수준에서 모두 유의하다.

V. 결 론

본고는 임금근로자에 대한 직업훈련의 임금효과를 추정하기 위하여 「경제활동 인구조사」 자료에 대하여 고정효과모형과 매칭기법을 적용하였다. 분석 결과, 고정효과모형의 경우 2008년에는 4.7%, 2009년에는 2.6%의 유의한 임금 상승효

과가 추정되었고, 2개년을 평균하면 직업 훈련은 약 3.7%의 임금 상승효과가 있는 것으로 추정되었다. 한편, 매칭을 이용한 추정 결과는 이보다 대체로 큰 약 7.5~9.8%의 임금 상승효과를 보여준다. 종합하면, 우리나라에서 직업훈련은 근로자의 월평균 임금을 평균 2.6~9.8% 정도 상승시키는 것으로 판단된다.

그러나 외국문헌에서의 훈련과 임금 상승 간의 관계는 우리나라에 대한 본고의 발견과 일치하지 않는 경우도 많이 존재한다. 외국의 경우 기업이 근로자의 훈련비용을 부담하는 것을 흔히 발견할 수 있다.¹³⁾ 노동시장이 완전경쟁적이라면 Becker의 이론에 따라 훈련비용을 근로자가 모두 부담하여야 한다. 따라서 기업이 훈련비용을 부담한다는 것은 근로자들이 낮은 임금을 통해 훈련비용의 일부를 부담한다는 것을 포함하는 의미가 되어 노동수요 독점적인 요소가 있는 불완전 노동시장이 설정되어 있음을 의미한다. 즉, 기업이 훈련비용을 부담하는 경우 기업은 훈련비용의 회수를 염두에 두기 때문에 그들이 노동수요를 어느 정도 독점하여 훈련으로 인한 생산성의 상승보다 임

기존의 문헌과 본 논문의 다른 결과와 대비해서 부자연스럽게 큰 임금효과를 보여준다. 이론적으로 radius matching의 결과가 배제될 타당한 이유는 존재하지 않지만, 다른 분석 결과들과 너무 이질적이라는 의미에서 매칭법의 실증 결과를 요약하는 데 있어서는 radius matching의 결과를 제외하기로 한다. Radius matching의 결과가 다른 매칭의 결과와 다른 이유를 여러 방면으로 찾으려고 노력하였으나, 아직 까지 그 타당한 이유를 발견하지 못하였다.

13) 이는 우리나라의 경우도 누가 훈련비용을 부담하느냐에 따라 훈련의 효과가 상이할 수 있음을 의미한다. 그러나 본고의 분석에서 사용된 자료는 훈련비용의 부담주체를 식별하지 못하는 한계를 가지고 있다. 훈련비용 부담주체에 따른 훈련효과의 차이를 분석한 논문은 채창균(2009)을 참조할 수 있다.

금 상승이 낮아야만 근로자에 대한 훈련 투자가 가능하다. 따라서 근로자들이 낮은 임금을 감수하면서 훈련에 투자한다면, 임금 프리미엄과 훈련량 사이에 양의 상관관계가 과연 존재하는지 살펴보아야 한다. 외국의 많은 연구들은 이러한 주장을 완전히 뒷받침하고 있지는 않다(Brunello and Paola[2004]).

또한 Bassanini and Brunello(2003)는 유럽의 가구패널(European Community Household Panel) 자료를 이용하여, 국가별로 훈련받은 근로자들과 훈련 받지 않은 근로자들 사이의 중위임금(median wage) 상승의 차이를 이용하여 훈련에 대한 임금 프리미엄의 크기를 측정하였다. 이를 통해 그들은 임금압축현상(wage compression)으로 인하여, 훈련을 받은 근로자가 훈련을 받지 않은 근로자보다 유의하게 높은 임금을 받지는 않는다고 보고하였다.

또한 선택편의를 제거한 계량기법을 사용한 연구들은 훈련으로 인한 임금 상승 효과가 양이기는 하지만 그리 크지 않다는 것을 보여주고 있다(Brunello and

Paola[2004]). 뿐만 아니라 네덜란드에서 훈련을 받고 싶었으나 우연히도(random event) 받지 못한 근로자를 비교 대상으로 하여 일과 관련된 훈련의 보상을 측정한 결과, 훈련을 받은 근로자와 다르지 않음을 보인 논문도 존재한다(Leuven and Oosterbeek[2008]).

종합하면, 훈련과 임금 상승 간의 관계는 국가별로 훈련에 대한 정의 문제와 훈련의 정도가 다르기 때문에 상이한 결과를 보이고 있다. 훈련을 적게 하는 나라에서 훈련의 수익률이 높지만, 이 관계는 훈련변수의 내생성이 제대로 통제되지 않았기 때문이며, 훈련의 내생성이 잘 통제될수록 훈련의 임금 상승효과가 줄어들거나 유의하지 않은 결과를 보여주는 국가들도 있다(Brunello, Garibaldi, and Wasmer[2007]).

필자들은 이러한 점들을 충분히 고려하여 향후 우리나라에서도 노동시장 구조와 훈련 및 임금 상승 간의 관계에 대한 폭넓고 심층적인 연구가 계속 이루어 지기를 기대한다.

참 고 문 헌

(in Korean)

- 유경준 · 이철인, 「직업훈련의 임금효과 분석: 노동패널 자료를 중심으로」, mimeo, 한국개발 연구원, 2009.
- 이상호, 「교육훈련 기회와 노동시장 성과」, 『노동리뷰』, 2005년 8월호, pp.61~74.
- 채창균, 「비정규직의 직업훈련 참여 실태와 성과」, 유경준 편, 『비정규직 문제 종합연구』, 제6장, 연구보고서 2009-13, 한국개발연구원, 2009.

Kang, Soon Hie and Heung Sung Nho, "The Effect of Job Training in Korea on Employment and Wage," *The Korean Labor Economic Association Dissertation*, Vol. 23, No. 2, 2000, pp.127~151.

Kim, Ahn Kook, "A Study on the Individual Wage Effect of Training," *The Korean Labor Economic Association Dissertation*, Vol. 25, No. 1, 2002, pp.131~160.

(in English)

- Bassanini, A., A. L. Booth, G. Brunello, M. De Paola, and E. Leuven, "Workplace Training in Europe," IZA (Institute for the Study of Labor) Discussion Papers, No. 1640, 2005.
- Basasnini, A. and G. Brunello G., "Is Training More Frequent When Wage Compression Is Higher? Evidence from the European Community Household Panel," OECD, IZA Discussion Papers, No. 839, 2003.
- Blundell, R., L. Dearden, C. Meghir, and B. Sianesi, "Human Capital Investment: The Returns from Education and Training to the Individual, the Firm and the Economy," *Fiscal Studies*, Vol. 20, No. 1, 1999, pp.1~23.
- Brunello, M., P. Garibaldi, and E. Wasmer, *Education and Training in Europe*, Oxford University Press, 2007.
- Brunello, Giorgio and Maria De Paola, "Market Failures and The Under-provision of Training," Papered prepared for the joint EC-OECD Seminar on Human Capital and Labor Market Performance, held in Brussels on Dec 8, 2004.
- Card, D., "The Causal Effect of Education on Earnings" in Orley Ashenfelter and David Card (eds.), *Handbook of Labor Economics*, Amsterdam: North Holland, 2000.
- Heckman, J. J., L. Lochner, and C. Taber, "Tax Policy and Human-Capital Formation," *American Economic Review*, Vol. 88, No. 2, 1998, pp.293~297.
- Leuven, E. and H. Oosterbeek, "An Alternative Approach to Estimate the Wage Returns to

- Private-sector Training," *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 23, No. 4, 2008, pp.423~434.
- Rosenbaum, Paul and Donald Rubin, "The Central Role of Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects," *Biometrika*, Vol. 70, No. 1, 1983, pp.41~55.
- Smith, J. A. and P. E. Todd, "Does Matching Overcome LaLonde's Critique of Nonexperimental Estimators?" *Journal of Econometrics*, Vol. 125, No. 1~2, 2005, pp.305~353.

〈Appendix Table 1〉 Fixed Effects Estimation of the Earnings Equation: A Difference in Hourly Wages as the Dependent Variable

	Model 1			Model 2	
	Model 1-1 (0703~0803)	Model 1-2 (0803~0903)	Model 1-3 (0703~0903)	(0703~0903)	
estimation method:	ols	ols	ols	ols	fixed effect
	(1) 0.0490 (0.0078)***	(2) 0.0254 (0.0074)***	(3) 0.0368 (0.0054)***	(4) 0.0322 (0.0085)***	(5) 0.0513 (0.0180)***
job training, trained=1					-
gender, male=1	0.0063 (0.0088)	-0.0025 (0.0088)	0.0010 (0.0062)	0.0069 (0.0099)	-
head of household, head=1	0.0061 (0.0087)	-0.0017 (0.0086)	0.0018 (0.0061)	0.0040 (0.0101)	-0.0580 (0.0593)
marital status, married=1	-0.0150 (0.0086)*	-0.0139 (0.0084)*	-0.0146 (0.0060)**	-0.0092 (0.0099)	0.0153 (0.1008)
age	-0.0035 (0.0021)*	0.0014 (0.0021)	-0.0010 (0.0015)	-0.0039 (0.0025)	-0.0853 (0.0725)
age^2	0.0000 (0.0000)	-0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0004)
years of education	-0.0008 (0.0015)	0.0015 (0.0014)	0.0002 (0.0010)	0.0014 (0.0016)	0.0040 (0.0158)
years of work	-0.0005 (0.0015)	-0.0025 (0.0015)*	-0.0015 (0.0011)	-0.0018 (0.0016)	0.0292 (0.0082)***
years of work^2	0.0000 (0.0001)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0001)	-0.0006 (0.0003)**
non-regular work, non-regular=1	0.0031 (0.0078)	-0.0164 (0.0079)**	-0.0068 (0.0056)	-0.0086 (0.0092)	-0.0026 (0.0244)
city dwelling, city dweller=1	0.0083 (0.0087)	-0.0119 (0.0088)	-0.0017 (0.0062)	-0.0004 (0.0100)	-
separation, separated=1	0.0053 (0.0087)	-0.0294 (0.0082)***	-0.0127 (0.0060)**	-0.0065 (0.0099)	0.0230 (0.0186)
dummy for March 2008, 2008=1	-	-	0.0101 (0.0045)**	0.0267 (0.0073)***	-0.0522 (0.0631)
constant	0.1313 (0.0476)***	0.0129 (0.0472)	0.0676 (0.0337)**	0.1078 (0.0574)*	3.4656 (2.8624)
establishment size, occupation, industry	controlled	controlled	controlled	controlled	controlled
Observations	10,790	11,401	22,191	7,924	7,924
Number of id	-	-	-	-	3,962
R-squared	0.01	0.02	0.01	0.02	0.04

Note: Model 1 uses all samples with change in wage (% change), while model 2 only uses samples that can be set up as a panel. Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

<Appendix Table 2>에서는 매칭 전후의 근로자 특성의 비교치를 제시한다. 이는 비모수적 방법인 매칭 분석에서 가장 중요시하는 비교집단과 처치집단의 임의 추출 여부, 즉 어느 정도 비교그룹과 처치그룹이 유사해졌는지를 제시하기 위한 것이다. 매칭 분석을 수행하기 위해서는 매칭과정이 끝난 후에 두 그룹의 특성들의 차이가 통계적으로 유의하지 않아야

한다. 여기서는 대표적으로 0703~0903 자료를 이용하여 Nearest Neighbors Matching 방법을 이용한 경우를 제시한다. 매칭 후의 결과를 보면, 일부 더미변수를 제외하고 모든 변수들에서 통계적으로 유의한 차이가 나타나고 있지 않다. 이는 본 매칭 수행이 성공적으로 이루어졌다고 볼 수 있는 근거를 제공한다고 할 수 있다.

〈Appendix Table 2〉 Comparisons of Worker Characteristics before and after Matching

– Means of Worker Characteristics before Matching

Variable	0703~0903 data		
	Untrained N=15413 (Mean)	Trained N=6778 (Mean)	t-value ¹⁾
Gender	0.548	0.634	-11.93***
Head of Household	0.584	0.642	-8.17***
Marital Status	0.687	0.759	-10.79***
Years of Education	12.20	14.01	-38.78***
Age	41.78	39.67	12.85***
Age^2	1886.86	1667.60	15.36***
Years of Work	4.384	9.305	-47.94***
Years of Work^2	57.77	161.32	-38.90***
City Dweller	0.832	0.838	-1.08
Size	5~ 29	0.414	18.26***
	30~ 99	0.186	-15.77***
	100~299	0.086	-14.76***
	More than or equal to 300	0.028	-9.78***
Occupation	Management · Professional	0.141	-22.86***
	Service · Sales	0.173	6.54***
	Others(agriculture and forestry · fishing, technic etc.)	0.255	12.86***
	Simple Labor	0.197	25.10***
	Agriculture and Forestry · Mining	0.017	8.20***
Industry	Electricity · Gas · Water · Construction	0.063	5.43***
	Wholesale and Retails · Accommodation	0.193	24.19***
	Transportation · Communication	0.111	2.16**
	Financial insurance · Business	0.160	-6.11***
	Administration · Education · Health	0.100	-20.77***
	Others excluding manufacturing	0.076	8.63***
	Non-regular Work	0.365	19.25***
Hours Worked		198.94	12.51***
Availability of '08 data		0.508	9.93***

Note: difference = mean(train=0)-mena(train=1), H_0 : difference=0

– Means of Worker Characteristics after Matching

Variable	0703~0903(By using Nearest Neighbors Matching)		
	Untrained N=6778 ²⁾ (Mean)	Trained N=6778 (Mean)	t-value
Gender	0.640	0.634	0.84
Head of Household	0.650	0.642	0.90
Marital Status	0.769	0.759	1.46
Years of Education	14.02	14.01	0.24
Age	39.93	39.67	1.54
Age^2	1691.18	1667.60	1.70*
Years of Work	9.34	9.31	0.20
Years of Work^2	162.47	161.32	0.28
City Dweller	0.836	0.829	-0.33
size	5~ 29	0.286	0.286
	30~ 99	0.286	0.280
	100~299	0.151	0.152
	More than or equal to 300	0.059	0.054
Occupation	Management · Professional	0.274	0.267
	Service · Sales	0.131	0.138
	Others(agriculture and forestry · fishing, technic etc.)	0.176	0.176
	Simple Labor	0.065	0.066
Industry	Agriculture and Forestry · Mining	0.003	0.003
	Electricity · Gas · Water · Construction	0.042	0.045
	Wholesale and Retails · Accommodation	0.063	0.067
	Transportation · Communication	0.105	0.101
	Financial insurance · Business	0.206	0.194
	Administration · Education · Health	0.203	0.201
	Others excluding manufacturing	0.049	0.045
	Non-regular Work	0.242	0.235
Hours Worked		190.08	190.17
Availability of '08 data		0.453	0.436
			2.01**

Note: When implementing the Nearest Neighbors Matching, we can either or not allow overlaps. When overlaps are allowed, one unit of control group will be matched to multiple units of treatment groups. Therefore, we need to consider the overlapped weights in order to match the number of units in the treatment group and the control group. This table also took weights into account when mean difference test was carried out.

韓國開發研究

제32권 제2호(통권 제107호)

지방대학 졸업자의 노동시장 성과와 지역별 교육격차

김 희 삼

(한국개발연구원 부연구위원)

Analysis on the Labor Market Performance of
Local University Graduates and Regional Education Gap

Hisam Kim

(Associate Research Fellow, Korea Development Institute)

* 본고는 고영선 편, 『지역개발정책의 방향과 전략』(연구보고서 2008-03, 한국개발연구원, 2008. 12) 중 제8장(김희삼, 「지방대학 문제의 분석과 정책방향」)의 일부 내용을 바탕으로 작성한 것임.

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

- Key Word: 지방대학(Local University), 노동시장 성과(Labor Market Performance), 수능점수(SAT Score), 지역별 교육격차(Regional Education Gap)
- JEL Code: I21, J24, J31
- Received: 2010. 3. 26 • Referee Process Started: 2010. 3. 30
- Referee Reports Completed: 2010. 6. 18

ABSTRACT

In terms of labor market accomplishments, such as income, size of the company, and the matching quality between one's job and college major (specialization), a very large discrepancy is observed between the graduates from colleges located in Seoul and those outside Seoul. But, when the department average score of the Scholastic Aptitude Test (SAT) at the time of college entrance is controlled for, the discrepancy is found to be reduced to a considerable degree. In the case of wage gap, at least two third can be explained by the SAT score gap. The remaining wage gap seems to reflect the characteristics of workplace. In other words, graduates with high SAT scores enter colleges located in Seoul and thus tend to find better jobs leading to earning differences. This result that confirms the importance of aptitude test scores suggests that in the labor market, one of the major reasons behind a lower accomplishment of the graduate from local colleges is due to a lower competitiveness of local colleges in attracting the brightest students. But, this should not be viewed as only an internal problem of local colleges. This is because the growth of local economies tends to haul the advancement of local colleges in that area rather than being the other way around. The agglomeration effect in Seoul where headquarters of large corporations and financial institutions gather is the factor that has elevated the status of colleges located in Seoul since this provides highly preferred job choices of graduates. When the competitiveness of college is significantly influenced by exogenous factors, such as the vicinity to Seoul, the effort being made by colleges alone would not be enough to improve the situation. However, the central government, too, is not in the position to carry out countermeasure policies for such problems. The regional development strategy boosted through supportive policies for local colleges, such as financial support, is not based on the persuasive and empirical grounds. It is true that college education is universal and that the government's intervention in assisting local colleges to secure basic conditions, such as tenure faculty and adequate facilities is necessary. However, the way of intervention should not be a support-only type. In order to improve the efficiency and effect of financial support, restructuring programs, including the merger and integration of insolvent colleges, should be underway prior to providing support. In addition, when the policy is focused on education recipients—local college students, and not on education providers—local colleges, the importance of regional gap in compulsory education (elementary and junior high schools) turns out to be much important as the gap between metropolitan area colleges and local colleges. Considering the educational gap before college entrance shown from the discrepancies of aptitude test scores among different regions, the

ABSTRACT

imbalance between regions in terms of human resources is apparently derived from compulsory education, and not from college education. Therefore, there is a need to double the policy efforts to reduce the educational gap among different regions. In addition, given the current situation where it is difficult to find appropriate ex post facto policy measures to solve the problem of income gap between the graduates from metropolitan colleges and local colleges, it can be said that improving the environment for compulsory education in local areas is a growing necessity for bridging the educational gap among different regions.

본 연구에서는 대졸자 직업이동 경로조사(GOMS) 자료를 이용하여 출신대학 소재지가 노동시장 성과에 미치는 영향을 분석하였다. 다른 조건이 유사할 때 비서울지역 대학교 졸업자는 서울 소재 대학교 졸업자에 비해 약 16% 정도 낮은 임금을 받는 것으로 추정되었다. 또한 비서울지역 대졸자는 소규모 업체나 전공과 맞지 않는 직장에 다닐 확률이 상대적으로 높은 것으로 나타났다. 그러나 서울 소재 대학 졸업자와 비서울지역 대학 졸업자 간 임금격차의 3분의 2 가량이 입학

당시의 학과 평균 수능점수의 차이로 설명될 수 있는 것으로 나타났다. 또한 사업체 규모나 직무와 전공의 일치도의 차이 역시 수능점수 격차에 의해 상당 부분 설명될 수 있다는 것이 밝혀졌다. 이처럼 노동시장 성과 차이에 대한 상당한 설명력을 갖고 있는 수능점수는 출생지, 14세 성장지, 고교 소재지가 어느 지역인가에 따라 뚜렷한 격차를 나타냈다. 따라서 지역간 학력격차 중 교육환경의 지역 간 차이에서 비롯되는 부분이 있다면 이를 보완할 필요가 있을 것이다.

I. 서 론

지역을 막론하고 교육열, 특히 대학 진학을 향한 열의가 매우 강한 우리나라에서 지방대학은 학생과 학부모 등 대학교육 수요자의 선택에서 점차 멀어져 왔다. 여전히 신입생을 충원하는 데 어려움을 겪는 지방대학이 다수 존재하고, 서울 등지로 편입학하기 위해 중간에 그만두는 학생의 수도 상당한 규모이다. 또한 일부 언론에서는 지방대 졸업생의 대기업 취업률이 상대적으로 낮은 현실에 대해 이들이 취업시장에서 불이익을 받는 것으로 집중 조명하기도 하였다.

그런데 지방대 졸업생과 수도권, 특히 서울 소재 대학 졸업생의 노동시장 성과에 차이가 있을 때, 그 차이를 어떤 요인들에 의해 설명할 수 있는지에 대해서는 정교한 실증분석이 요구된다. 만약 입학 당시의 수능점수 차이에 의해 노동시장 성과 차이가 대부분 설명된다면, 입시시장에서의 조기선별이 거의 그대로 노동시장의 선별로 이어진다고 볼 수 있을 것이다. 물론 수능점수의 차이로 설명할 수 없는 노동시장 성과 차이가 상당 부분 존재한다면, 이것이 대학이 제공하는 교육 서비스의 질적 차이에서 비롯되는지, 아니면 출신대학의 소재지 및 명성에 따른

차별에 의한 것인지의 문제는 남게 된다.

본 연구에서는 서울과 비서울지역, 세부적으로는 16개 시·도 광역 단위별 지역의 관점에 초점을 맞추어 지역별 대졸자의 노동시장 성과 차이를 실증적으로 분석한다. 그리고 서울과 비서울지역 4년 제 대졸자의 노동시장 성과 차이 중 어느 정도가 입학 당시의 수능점수 차이로 설명될 수 있는지를 측정한다. 먼저 II장에서는 대졸자의 노동시장 성과를 중심으로 지방대학 문제를 검토한 선행연구의 결과를 소개하고, 본 연구의 분석에 사용한 자료를 설명한다. III장에서는 임금, 사업체 규모, 직무와 전공의 일치도와 같은 대졸 취업자의 노동시장 성과에 대해 지역적 요인이 미치는 영향을 분석한다. 특히 대졸자의 입학 당시 학과의 평균 수능점수와 졸업 당시 학과 취업률을 분석에 도입하여 개인의 노동시장 성과에 영향을 미칠 수 있는 다른 중요한 요인들을 통제한 후에 지역적 요인의 효과를 측정한다. IV장에서는 노동시장 성과 차이의 상당 부분을 설명하는 것으로 드러난 수능점수가 지역별 차이를 보이는지 검토한다. 구체적으로 성장단계별 거주 지역에 따라 평균 수능점수가 어떻게 다른지 고찰함으로써, 대학교육 이전 단계에서 지역별로 체계적인 학력격차가 존재함을 보인다. 마지막으로 결론에서는 주요 분석 결과를 요약하고 정책적 시사점을 제시한다.

II. 선행연구와 분석 자료

1. 지방대 졸업생의 노동시장 성과에 관한 선행연구

지방대 문제에 대한 본격적인 실증연구는 2000년대 초부터 전국적인 대졸자 표본을 얻을 수 있는 미시패널 자료가 등장하면서 시작되었다. 특히 지방대 출신 취업자의 지역이동이나 노동시장 성과에 대한 분석을 통해 지방대 문제를 조망한 국내 연구가 최근 몇 년 사이에 발표되어 오고 있다.

지금까지 실증연구에서 주로 이용되어 왔던 자료는 크게 두 가지이다. 첫 번째는 ‘청년패널(Youth Panel)’인데, 산업인력공단 중앙고용정보원(현 한국고용정보원)이 2001년부터 만 15~29세의 청년총 8,296명을 대상으로 매년 추적조사하고 있는 패널 자료이다. 사실 이 자료는 같은 해에 시작된 ‘산업·직업별 고용구조 조사’의 부가조사 형태로 구축되고 있는데, 연령이나 학력이 동질적이지 않아 대졸자를 대상으로 한 분석에는 1,000명 내외의 표본만 이용할 수 있다.

두 번째는 ‘전문대·대학교 졸업생의 경제활동상태 추적조사’(이하 ‘졸업생 조사’)로서 한국직업능력개발원이 2002년 2

월 대졸자 14,026명(4년제 대학교 7,543명, 전문대학 6,483명)을 대상으로 2003년 12월 시점에서의 경제활동상태를 조사한 자료이다. 이 조사는 패널 자료가 아니므로 2005년에 다시 다른 대졸자 코호트(2003년 4년제 대학교 졸업자 13,320명, 전문대 졸업자 12,721명)를 조사한 후에 종료되었다.

위의 두 가지 자료를 이용한 주요 연구 결과를 간추리면 다음과 같다. 먼저 청년패널 자료를 이용한 연구로서, 1~2차 조사 자료를 이용한 최바울·김성환(2003)은 지방대 졸업생의 임금이 수도권 대학 졸업생에 비해 약 13% 정도 낮다는 결과를 얻었다. 류장수(2005)는 청년패널 2차 조사 자료를 이용해 지방대 졸업생이 취직소요기간, 사업체 규모 및 임금 면에서 수도권 대학 졸업생보다 열위에 있지만, 비수도권 중에서 충청권의 대졸자는 상대적으로 양호한 노동시장 성과를 거두고 있다는 결과를 제시했다. 청년 패널 1~4차 자료를 사용한 김준영(2005)은 지방대 출신과 수도권 대학 출신 간의 노동시장 성과 차이가 전문대보다는 4년제 대학 졸업생에게서 두드러진다는 결과를 얻었다. 이들 연구 결과는 전국 대졸자에 대한 대표성이 부족한 소표본에서 얻어진 것이라는 한계가 있지만, 이는 원래 청년패널 조사 설계상의 문제에서 비롯된 것이다.

한편, 졸업생 조사 자료를 이용한 연

구로서, 박성재(2005)는 2003년 조사 자료로부터 지방대 출신과 수도권 대학 및 서울 소재 대학 출신의 첫 직장의 특성을 비교한 결과, 사업체 규모, 학력 및 적성 일치도, 임금 등에서 지방대 출신이 열위에 있다고 보고했다. 김진영(2007)은 2005년 조사 자료를 사용하여 서울과 출신대학 소재지 사이의 거리가 멀어질수록 취업률과 임금이 낮아지는 경향이 있다는 것을 발견했다. 2005년 조사 자료를 사용한 오호영(2007)도 지방대 졸업생의 월평균임금이 수도권 대학 졸업생보다 11.5% 낮았으나 임금격차의 상당 부분은 지방대의 낮은 수능점수에 기인한다는 결과를 제시했다.

본 연구는 이상의 선행연구들과 비교할 때 다음과 같은 점에서 차별성을 갖고 있다. 첫째, 지방대 문제를 주로 수도권 대학과 비수도권 대학의 비교를 통해 바라보던 선행연구와 달리 수도권 내에서도 인천과 경기는 서울과 여러 차원에서 차이가 존재함을 보이고 서울과 비서울 지역을 비교하는 방법을 택한다. 또한 필요한 경우 시·도 광역 단위의 세밀한 분석을 수행한다.

둘째, 본 연구와 마찬가지로 졸업생이 진학한 학과의 평균 수능점수를 분석에 도입한 오호영(2007) 및 김진영(2007)의 연구와 다른 점은 응답자의 입학시점에 관계없이 특정 연도의 수능 자료를 일괄 적용하지 않고 입학연도별 수능 자료를

이용했다는 것이다. 또한 오호영(2007)과 달리 기본적인 분석 대상에 사립대뿐 아니라 국공립대도 포함시키고, 4년제 대학뿐 아니라 전문대도 포함시켰다. 따라서 본 연구는 시·도 광역 단위의 분석과 모든 학교급을 포함한 표본에 관심이 있는 독자들에게 유용한 참고 자료가 될 것이다. 또한 향후에 같은 자료를 사용하여 더욱 세부적인 분석(예컨대, 학교급별 광역 단위의 분석)을 용이하게 할 수 있을 것이다.

2. 분석 자료

가. 대졸자 직업이동 경로조사 (GOMS)

본 연구에서 주로 사용할 자료는 노동부와 한국고용정보원이 2006년에 실시한 ‘대졸자 직업이동 경로조사(Graduates Occupational Mobility Survey, 이하 GOMS)’ 자료이다. GOMS의 모집단은 2004년 8월과 2005년 2월에 졸업한 전국의 전문대학 및 4년제 대학 졸업자이므로, 한국직업능력개발원의 졸업생 조사 자료와 유사하다. 실제 조사에 이용된 모집단은 교육인적자원부(현 교육과학기술부)와 한국교육개발원이 2005년에 실시한 ‘2005년 고등교육기관 졸업자 취업통계조사’의 조사 대상자 502,764명이다. 이들의 출신학교는 전문대학(158개교), 일반 4년제 대학교(173개교), 교육대학(11

개교)의 3개 학교급으로 된 총 342개교이다. GOMS 표본은 학교급과 함께 지역·전공·성별을 고려하여 구성한 150개의 층에 대해 모집단의 5%를 무작위 추출하는 다단계층화추출법(multi-stage stratified sampling)에 의해 추출되었다. 그 결과 2008년 3월에 공개된 자료에는 26,544명의 표본이 포함되었다.

GOMS가 본 연구의 목적에 매우 유용한 자료가 되는 첫 번째 이유는 대졸 응답자의 성장단계별 지역정보(출생지, 14세 성장지, 출신고교 소재지, 출신대학 소재지, 직장 소재지)를 포함하고 있기 때문이다. 이와 함께 학교, 직장, 가족배경 등에 대한 다양하고 상세한 자료를 담고 있어 노동시장 성과에 영향을 미치는 여러 가지 요인들을 고려할 수 있는 점도 장점이다. 또한 표본 응답자의 졸업시기가 상당히 동질적이기 때문에 서로 다른 코호트(cohort)를 비교할 때 발생하는 코호트 간의 이질성 문제로부터 상대적으로 자유롭고, 표본의 크기 또한 상당한 규모라는 점도 매력적인 부분이다.

반면, 본 연구에서 대졸자의 노동시장 성과 분석에 사용되는 표본은 각 지역의 대학 졸업자 가운데 조사시점에서 취업 상태에 있는 응답자들이므로, 표본이 그 지역 대학 졸업자 전체를 대표하는 무작위 표본이라고 보기 어렵다는 점에서

분석 결과를 해석할 때 신중할 필요가 있다. 또한 대부분의 선행연구는 짧은 대졸자 표본을 이용하여 출신대학의 지역 효과가 시간이 지남에 따라 어떻게 변화하는지를 보지 못했는데, GOMS 대졸 취업자 표본의 경우에도 평균 근속기간이 22개월에 불과하여 유사한 한계를 갖는다는 점을 미리 밝혀두고자 한다.

나. GOMS 표본의 기초통계

<Table 1>은 GOMS 표본의 기본적 특성에 관한 기초통계이다. 표본 응답자들의 입학연도와 졸업시기, 그리고 표본추출에 이용된 학교급·지역·전공·성별의 충화요인 중 학교 특성과 전공의 분포를 나타냈다. 지역 분포는 다음 장에서 분석될 것이므로 여기서는 생략했다. 또한 표본 응답자 중 여자의 비율은 46.4%임을 밝혀둔다.

표본 응답자의 입학시기는 1990년대 후반부터 2003년까지 분포되어 있으나 거의 대부분이 1994년 이후 입학한 이른바 ‘수능세대’이며, 2005년 2월 졸업자가 다수였다. 출신대학의 설립주체별로는 사립 대가 85%로 다수였고, 학교급별로는 4년제 일반대학교가 60%, 전문대학이 38%, 교육대학교가 2.5%였다.¹⁾ 전공별로는 공학계열과 사회계열의 비중이 높았다.

1) GOMS 표본에서 교육대학교 졸업자의 경우 상대적으로 소수이므로 분석 과정에서의 표준오차 수준을 통제하기 위해 모집단의 5%가 아닌 10%로 과표집(over-sampling)한 것이라고 한다.

<Table 1> Descriptive Statistics of the GOMS College Graduates Sample(n=26,544)

Year of college entrance and graduation	Percent	College categories and majors	Percent
Entrance before 1994	0.1	Branch	5.3
Entrance in 1994	0.1	National institution	13.2
Entrance in 1995	0.4	Public institution	1.9
Entrance in 1996	1.8	Private institution	84.9
Entrance in 1997	8.4	4-year university	59.9
Entrance in 1998	14.2	University of education	2.5
Entrance in 1999	8.2	2-year junior college	37.6
Entrance in 2000	18.4	Humanities major	9.6
Entrance in 2001	18.2	Social sciences major	24.7
Entrance in 2002	8.6	Education major	7.4
Entrance in 2003	21.4	Engineering major	30.7
Entrance in 2004	0.1	Natural sciences major	11.3
Graduation in August 2004	9.7	Medical and pharmacy major	5.9
Graduation in February 2005	90.3	Arts and physical major	10.4

다. 학과별 취업률 및 평균 수능점수

본 연구는 분석의 목적에 따라 GOMS 자료를 두 가지 외부 자료와 결합하여 사용한다.²⁾ 첫째, GOMS가 조사 모집단으로 삼은 '2005년 고등교육기관 졸업자 취업통계조사'(한국교육개발원) 자료로부터 계산한 전국 대학 학과별 취업률(2005년 4월 1일 기준) 자료이다. 학과의 취업률이 표본 응답자가 재학했던 학과의 전반적인

교육성과 또는 해당 학과에 대한 노동시장의 수요를 반영한다고 했을 때, 이를 개인의 노동시장 성과에 관한 분석에서 고려하는 것은 환경적 특성에서 개인적 특성을 분별해 내는 데 도움이 될 것이다.

둘째, 대학입시전문기관 진학사가 구축한 전국 대학의 학과별 평균 수능점수 데이터베이스이다. 이 자료는 1994년 대학수학능력시험(이하 수능)이 실시된 이후 2003년 입시까지 전국 대학의 학과별

2) 외부 자료를 GOMS 자료와 매치시키기 위해 필수적인 정보인 표본 응답자의 출신대학명 자료를 사용할 수 있도록 특별히 허락해 준 한국고용정보원에 사의를 표하며, 서약한 대로 특정 개인이나 대학의 정보가 노출되지 않는 회귀분석에만 사용했음을 밝힌다.

평균 수능점수(원점수와 백분위점수)를 기록하고 있다.³⁾ 수능점수를 응답자 개인 수준은 아니더라도 학과 수준에서 고려할 수 있다는 것은 대졸자 간의 노동시장 성과 차이가 입학 이후의 과정에서 주로 발생하는지 아니면 그 이전에 수능점수에 의한 선별의 과정으로 상당히 설명될 수 있는지를 파악하는 데 결정적인 도움을 준다.

III. 대졸자의 노동시장 성과에 대한 지역적 요인의 영향

본 장에서는 대졸자가 현 직장에서 받는 임금, 현 직장의 사업체 규모, 직무와 전공의 일치도를 출신대학 지역별로 비교하여 지역적 요인이 대졸자의 노동시장 성과에 미치는 영향을 분석한다. 또한 대졸자의 입학 당시의 학과별 평균 수능 점수의 차이와 졸업 당시의 학과별 취업률의 차이를 고려할 경우 서울과 비서울 지역 대학 출신 간의 노동시장 성과 차이가 어떻게 달라지는지를 추가적으로 분석한다. 이를 통해 지역적 요인의 영향력이 입학단계의 수능점수 차이로 얼마나 설명될 수 있는 것인지를 평가한다. 이하의 모든 분석모형에서는 대졸자의 노동

시장 성과에 있어서 코호트 효과를 감안하여 입학연도와 졸업시기를 더미변수로 통제했다.

1. 임 금

추정할 계량모형은 통상적인 로그임금 방정식(Mincer[1970])에 출신대학의 특성과 다양한 인적 특성을 설명변수로 도입한 모형이다. 종속변수는 현 직장의 월평균임금에 자연로그를 취한 값이며, 설명변수는 출신대학 특성(소재지 더미, 분교 더미, 사립대 더미, 교육대 더미, 전문대 더미, 졸업 당시 학과 취업률 더미, 전공 더미)과 개인적 특성(졸업학점, 자격증수, 현 직장 근속월수 및 제곱, 연령, 여성 더미, 기혼자 더미, 부모와 동거 더미, 가구주 더미, 가구원 수, 어머니 교육연수, 대학입학 당시 가구소득)을 나타내는 변수들이다.

가. 대졸 취업자의 출신대학 지역별 임금격차

우리가 가장 관심을 갖는 것은 출신대학 소재지가 서울이 아닐 경우 받게 될 임금 손실이다. 비서울지역 더미변수를 통해 이를 추정한 결과인 <Table 2>의 (1) 열은 다른 특성이 동일하더라도 서울에

3) 진학사의 수능점수 데이터베이스는 舊교육인적자원부의 협조를 받아 각 대학으로부터 연도별·학과별 평균 수능점수를 수합하여 구축한 것이다.

서 대학을 나오지 않았을 경우 15.3% 낮은 임금을 받게 된다는 것을 보여준다. 사용한 자료와 대졸자 표본이 포함하는 범위의 차이(국공립대 포함 여부, 전문대 포함 여부 등), 그리고 다른 요인들을 통제하기 위해 도입된 설명변수들의 차이 등으로 기준의 추정 결과와 직접 비교하기는 어렵다. 다만, 비서울지역 대학을 서울 소재 대학과 비교하면서 임금에 영향을 주는 다른 요인들을 보다 많이 통제한 본 연구의 임금격차 추정치가 주로 지방대학을 수도권 소재 대학과 비교했던 선행연구에서 발견한 임금격차(오호영 [2007]의 경우 11.5%)보다 더 크게 나타난 점은 주목할 만하다.

그 밖의 다른 설명변수를 보면, 분교가 임금이 높은 것으로 나타났는데, 이는 서울 본교와의 연관성(서울 소재 사립 명문 대의 제2캠퍼스) 때문으로 보인다. 사립 대 출신보다는 국·공립대 출신이, 일반 대 출신보다는 교육대 출신이 높은 임금을 받는 것으로 나타났으며, 전문대 출신은 낮은 임금을 받는 것으로 나타났다. 또한 취업률이 높은 학과 출신의 임금이 높고, 의약계열, 공학계열, 사회계열, 교

육계열,⁴⁾ 이학계열, 인문계열, 예체능계열 순으로 높은 임금을 받는 것으로 나타났다. 졸업학점이 높고 자격증을 많이 취득한 취업자의 임금이 높은 것으로 나타났고, 근속기간과 연령이 높으며 기혼 남성이며 가장인 취업자가 높은 임금을 받는 것으로 나타났다. 부모의 교육수준(대학입학 당시의 가구소득과 상관성이 높은 아버지의 교육연수 대신 어머니의 교육연수를 사용)과 가구소득이 높을수록 졸업 후 고임금 일자리를 갖게 되는 것으로 나타나 노동시장 성과에 대한 가족배경의 영향력도 발견되었다.

<Table 2>의 (2)열은 서울을 제외한 15개 시·도 광역의 더미변수로 출신대학의 소재지를 세분하여 로그임금방정식을 추정한 결과이다. 서울 소재 대학 출신과 비교했을 때 임금격차가 큰 대학 소재지를 순서대로 나열하면, 제주·전북·전남·강원이 20% 이상의 차이, 광주·경남·충남·경북·부산·대구·충북이 10%대 중반 이상의 차이, 경기가 약 10%, 인천이 약 6%의 차이를 나타냈고, 대기업이 지역 경제를 이끌고 있는 울산의 경우 5% 정도의 임금 차이밖에 나지 않았다.⁵⁾

4) 대학교 종류에 더미변수로 포함된 ‘교육대학교’ 더미와 전공계열에 더미변수로 포함된 ‘교육계열’ 더미 사이의 상관관계는 0.563으로 다소 높게 나타났다. 이는 교육계열 출신 응답자 1,957명 중에 교육대학교 출신 653명이 모두 포함되어 있기 때문이다. 이를 고려하여 교육대학교 출신을 제외하고 임금방정식을 재추정해 보았으나, 계열별 임금 순위는 바뀌지 않았으며 다른 변수들의 정성적인 추정 결과도 변하지 않았다.

5) 대규모 조선, 자동차, 석유화학 기업이 소재한 울산광역시의 경우 2006년 1인당 지역총생산(GRDP)이 이미 4만 154달러에 달하는 등 높은 수준의 지역 경제력을 과시하고 있다.

<Table 2> College Graduates' Wage Gaps by Region of College

Dependent variable: ln(monthly average wage)	(1)		(2)	
	Coefficient	Std. dev.	Coefficient	Std. dev.
Intercept	-17.79616	2.0769 ***	-19.61321	2.0814 ***
College outside Seoul	-0.1530	0.0082 ***		
Busan			-0.1639	0.0138 ***
Daegu			-0.1552	0.0169 ***
Daejeon			-0.1580	0.0174 ***
Incheon			-0.0631	0.0183 ***
Gwangju			-0.1859	0.0158 ***
Ulsan			-0.0479	0.0254 *
Gyeonggi			-0.1024	0.0109 ***
Gangwon			-0.2178	0.0187 ***
Chungbuk			-0.1431	0.0172 ***
Chungnam			-0.1702	0.0156 ***
Jeonbuk			-0.2524	0.0190 ***
Jeonnam			-0.2283	0.0195 ***
Gyeongbuk			-0.1669	0.0131 ***
Gyeongnam			-0.1780	0.0180 ***
Jeju			-0.2928	0.0276 ***
Branch	0.0541	0.0190 ***	0.0460	0.0193 **
Private institution	-0.0667	0.0105 ***	-0.0856	0.0112 ***
College of education	0.2846	0.0241 ***	0.2600	0.0244 ***
Junior college	-0.1316	0.0103 ***	-0.1417	0.0105 ***
Employment rate of the department	0.1012	0.0192 ***	0.0883	0.0196 ***
Major (omitted: Arts & Physical)				
Humanities	0.0451	0.0144 ***	0.0476	0.0144 ***
Social sciences	0.1409	0.0118 ***	0.1467	0.0118 ***
Education	0.1270	0.0174 ***	0.1340	0.0174 ***

<Table 2> Continued

Dependent variable: ln(monthly average wage)	(1)		(2)	
	Coefficient	Std. dev.	Coefficient	Std. dev.
Engineering	0.1665	0.0119 ***	0.1667	0.0119 ***
Natural science	0.0497	0.0143 ***	0.0541	0.0143 ***
Medical and pharmacy	0.2800	0.0165 ***	0.2995	0.0166 ***
GPA	0.0327	0.0043 ***	0.0330	0.0043 ***
Number of licences	0.0036	0.0019 *	0.0052	0.0019 ***
Weekly working hours	0.0108	0.0002 ***	0.0109	0.0002 ***
Months of experience	0.0055	0.0002 ***	0.0055	0.0002 ***
Months of experience squared	0.0000	0.0000 ***	0.0000	0.0000 ***
Age	0.0113	0.0011 ***	0.0123	0.0011 ***
Female	-0.1070	0.0095 ***	-0.1051	0.0095 ***
Married	0.0653	0.0123 ***	0.0642	0.0122 ***
Living with parents	-0.0101	0.0107	-0.0176	0.0107 *
Household head	0.0861	0.0105 ***	0.0843	0.0104 ***
Number of household members	0.0002	0.0031	0.0006	0.0031
Mother's years of schooling	0.0038	0.0011 ***	0.0032	0.0011 ***
Family income at the time of college entrance (omitted: under 1 million won)				
1 million - 2 million won	0.0408	0.0156 ***	0.0376	0.0155 **
2 million - 3 million won	0.0882	0.0150 ***	0.0809	0.0150 ***
3 million - 4 million won	0.1302	0.0158 ***	0.1204	0.0158 ***
4 million - 5 million won	0.1490	0.0167 ***	0.1387	0.0167 ***
5 million - 10 million won	0.1719	0.0177 ***	0.1654	0.0176 ***
10 million won and over	0.2102	0.0252 ***	0.2027	0.0251 ***
Number of observations	17,046		17,046	
Adjusted R ²	0.358		0.365	
F ratio	239.0***		182.1***	

나. 수능점수를 고려했을 때 출신 대학교 지역이 임금에 미치는 효과

이처럼 출신대학의 소재지가 임금에 영향을 주고 있는 현실은 수도권 소재 대학, 특히 서울 소재 대학에 입학하려는 경쟁의 중요한 원인이 되고 있다. 1990년 대 중반 이후 대학 진학률이 급격히 높아지면서⁶⁾ 대졸 학력 자체보다는 대학의 명성 혹은 위상이 중요해졌고, 특히 상대적으로 좋은 직장에 취업할 기회가 많은 수도권 대학의 위상이 높아지는 경향을 보여 왔다. 대학서열의 지표로 흔히 사용되는 입학생 평균 수능성적을 보더라도, 수능이 처음 실시된 1994년 이후 자료가 확보된 2003년까지 수도권 대학에 비해 비수도권 대학의 성적이 지속적으로 하락하는 모습을 보이고 있다(김희삼·이삼호[2007], p.51).

그렇다면 비슷한 수능성적으로 대학에 진학한 학생들에게서도 출신대학의 소재지에 따른 임금격차가 존재하는지 탐구해 볼 필요가 있다. 본 연구에서는 진학사가 제공한 전국의 ‘학과별’ 평균 수능 점수 데이터를 사용하여 표본 응답자가 대학에 입학한 연도에 해당 학과의 평균 수능점수를 새로 입력했다. 주지하듯이

수능은 1994~96학년도에 200점 만점으로, 1997학년도 이후에는 400점 만점으로 시행되었으며, 매년 난이도의 차이로 인해 절대점수가 같아도 전국 석차는 상당한 차이가 난다. 이와 같은 기준 점수와 난이도의 차이를 조정하기 위해 본 연구에서는 수능 원점수 대신 매년 수능점수의 전국 분포를 토대로 산출한 상대점수인 수능백분위점수($=100 - \text{수능석차백분율}$)를 사용했다. 그리고 진학사 자료에서 학과 평균 수능성적을 얻어낼 수 있는 4년제 주간대학 졸업자로 표본을 한정하고 전문대 졸업자와 야간대학 졸업자는 분석에서 제외했다. 그리하여 학과 평균 수능점수를 고려했을 때 4년제 대졸자의 출신대학교 소재가 임금에 미치는 효과를 추정한 결과를 나타낸 <Table 3>에서는 표본의 크기가 8,215명으로 줄었다.

비교를 위해 <Table 3>의 (1)열에서는 학과 평균 수능점수를 도입하기 이전의 추정 결과를 먼저 제시했다. 수능점수를 고려하기 전에는 서울이 아닌 지역에서 대학을 졸업한 취업자는 평균적으로 16.4% 낮은 임금을 받는 것으로 추정되었다. 그러나 학과 평균 수능점수가 같은 취업자들끼리 비교한 (2)열에서는 임금격차가 현격히 줄어서 비서울지역 대졸자가 5.2% 낮은 임금을 받는 것으로

6) 고졸 직후의 대학(전문대 포함) 진학률은 1980년 32.8%, 1990년 33.2%에서 1995년 51.4%까지 상승한 후 1996년 대학설립준칙주의 도입에 의한 입학정원 확대 등으로 인해 1997년 60.1%, 2001년 70.5%, 2007년에는 82.8%까지 상승하여 다른 OECD 국가(2005년 미국 66.7%, 일본 47.3%)에 비해 월등히 높은 수준이다.

<Table 3> SAT Scores – Good Predictor of Wage Gaps by Region of University

Dependent variable: ln(monthly average wage)	(1)		(2)	
	Not controlling for SAT scores Coefficient	Std. dev.	Controlling for SAT scores Coefficient	Std. dev.
Intercept	-35.863	5.476 ***	-35.489	5.408 ***
University outside Seoul	-0.164	0.011 ***	-0.052	0.014 ***
Branch	0.054	0.022 **	-0.034	0.022
Private institution	-0.068	0.013 ***	-0.017	0.014
College of education	0.188	0.031 ***	0.155	0.031 ***
Employment rate of the department	0.139	0.028 ***	0.112	0.028 ***
Major (omitted: arts & physical)				
Humanities	0.052	0.023 **	-0.092	0.024 ***
Social sciences	0.166	0.021 ***	0.004	0.024
Education	0.220	0.027 ***	0.016	0.030
Engineering	0.196	0.021 ***	0.029	0.024
Natural science	0.032	0.023	-0.100	0.025 ***
Medical and pharmacy	0.222	0.031 ***	-0.013	0.034
GPA	0.036	0.006 ***	0.034	0.006 ***
Number of licences	0.006	0.003 *	0.010	0.003 ***
Weekly working hours	0.014	0.000 ***	0.014	0.000 ***
Months of experience	0.006	0.001 ***	0.006	0.001 ***
Months of experience squared	0.000	0.000 ***	0.000	0.000 ***
Age	0.021	0.003 ***	0.020	0.003 ***
Female	0.004	0.017	-0.004	0.017
Married	0.042	0.018 **	0.046	0.018 ***
Living with parents	-0.001	0.016	0.002	0.016
Household head	0.088	0.016 ***	0.087	0.016 ***
Number of household members	0.004	0.005	0.005	0.005
Mother's years of schooling	0.005	0.002 ***	0.004	0.002 **
Family income at the time of college entrance (omitted: under 1 million won)				
1 million - 2 million won	0.009	0.025	0.006	0.025
2 million - 3 million won	0.049	0.024 **	0.047	0.023 **
3 million - 4 million won	0.080	0.025 ***	0.074	0.024 ***
4 million - 5 million won	0.079	0.026 ***	0.073	0.025 ***
5 million - 10 million won	0.101	0.027 ***	0.099	0.026 ***
10 million won and over	0.117	0.037 ***	0.113	0.036 ***
Department average SAT percentile score			0.006	0.000 ***
Number of observations		8,215		8,215
Adjusted R ²		0.341		0.358
F ratio		110.0***		115.3***

추정되어, 대학 소재지에 따른 임금 차이의 3분의 2 가량이 입학단계의 성적 차이에 기인하는 것으로 드러났다.⁷⁾ 임금에 대한 수능점수의 영향력은 통제적으로 상당히 유의하게 나타났으며, 수능백분위점수가 10점 높은 학과 출신이 약 6% 높은 임금을 받는 것으로 계산되었다.⁸⁾

수능점수를 통제하기 전에는 사립대출신보다는 국·공립대 출신이 일반대출신보다는 교육대 출신이 높은 임금을 받는 것으로 나타났다. 또한 취업률이 높은 학과 출신의 임금이 높고, 의약·교육계열, 공학계열, 사회계열, 인문계열, 자연계열, 예체능계열 순으로 높은 임금을 받는 것으로 나타났다. 그러나 수능점수를 통제한 후에는 국·사립대 간 차이가 없어졌고, 인문계열과 자연계열은 예체능계열보다 낮은 임금을 받는 것으로 나타났다. 순수학문 기파현상의 원인을 발견할 수 있는 것이다.⁹⁾

다. 수능점수와 직장 특성을 고려 했을 때 출신대학교 지역이 임금에 미치는 효과

대출자 직업이동 경로조사에는 현 직장에 대한 다양한 정보가 포함되어 있다. 직장의 소재지(16개 시·도 광역별), 종사상 지위(상용직·임시직·일용직), 노조 가입 여부, 사업체 규모(종사자 수), 4대 사회보험(국민연금/특수직역연금·건강보험·고용보험·산재보험) 가입 여부, 각종 혜택(법정퇴직금/퇴직연금·시간외수당·상여금·연월차휴가·유급출산휴가·유급병가) 수혜 여부 등이 보고되어 있는데, 이러한 정보는 월평균임금만으로 설명되지 않는 직장의 매력도를 파악하는 데 도움이 된다.

이번에는 이러한 직장의 특성을 로그 임금방정식에 설명변수로 추가했을 때

- 7) 한편, 비서울지역 더미변수 대신 시·도 광역별 대학 소재지 더미변수들을 도입하여 서울 소재 대학과 비교했을 때도 정성적으로 유사한 결과가 나타났다. 예컨대, 경기도 소재 대학 출신의 경우 수능점수를 고려하기 전에는 서울 소재 대학 출신에 비해 14.9% 낮은 임금을 받는 것으로 나타났지만, 수능점수를 통제하자 6.0% 낮은 임금을 받는 것으로 드러나 그 차이가 현저하게 감소했다. 이 예를 보더라도 수도권(서울·인천·경기) 대 비수도권의 비교보다는 서울 대 비서울지역의 비교가 더 적절하다는 것을 알 수 있다.
- 8) 한국노동연구원의 한국노동패널조사 자료를 사용하여 학과 평균 수능점수의 임금에 대한 영향력을 추정한 김희삼·이삼호(2007)의 연구에서 수능백분위점수가 10점 높을 때 5%의 임금 상승 효과가 있다는 것을 발견한 결과와 유사한 값이다.
- 9) 대입전형에서 수능점수의 비중이 상대적으로 낮고 실기의 중요성이 높은 예체능계열의 특수성을 고려하여 예체능계열을 제외한 7,642명의 표본으로 <Table 3>과 같은 분석을 실시한 결과도 정성적으로 유사했다. 비서울지역 대학 더미의 계수(표준오차)는 수능점수를 통제하기 전에는 -0.162(0.012), 수능점수를 통제한 후에는 -0.043(0.014)으로 추정되었다. 따라서 임금격차에 대한 수능점수의 설명력은 <Table 3>에서처럼 예체능계열을 포함했을 때($0.683 = (0.164 - 0.052) / 0.164$)보다 이를 제외했을 때($0.735 = (0.162 - 0.043) / 0.162$)가 다소 높아졌는데, 이는 수능점수의 중요성이 높은 계열들만을 이용해 분석했을 때 나타날 수 있는 자연스러운 결과이다.

비서울지역 출신대학 더미변수의 추정계수가 어떤 영향을 받는지를 점검해 보았다. 물론 이들 중에는 노동시장 성과를 종속변수로 하는 모형에서 임금과 유사하게 매우 내생성(endogeneity)이 강할 것으로 보이는 변수들(예컨대, 직장의 규모, 사회보험 가입 여부 및 각종 혜택)이 포함되어 있으므로 이들 모두를 설명변수로 추가하는 것이 반드시 바람직한 설정(specification)은 아닐 것이다. 그러나 임금 이외의 다른 직장 특성이 동일한 경우에도 비서울지역 대학 출신에게 낮은 임금이 지급되는지를 탐구해 보기 위한 목적으로 <Table 4>에서는 직장 특성 변수들을 추가하여 모형을 추정했다. 학과 평균 수능점수뿐 아니라 직장 특성에 관한 유효한 응답이 있는 경우만을 선택한 결과 <Table 4>의 분석 표본의 크기는 5,689명으로 줄었다.

<Table 4>에서도 (1)열에는 직장 특성만을 추가한 모형을 추정한 결과를, (2)열에는 직장 특성과 함께 학과 평균 수능점수를 통제한 모형을 추정한 결과를 제시했다. (1)열에서 임금 이외의 직장 특성이 고려된 경우에도 비서울지역 대학 출신

은 8.7% 낮은 임금을 받는 것으로 추정되었다. 직장 소재지와 임금의 관련성을 보면, 다른 조건이 동일할 때 제주와 강원에 소재한 직장에서 서울보다 낮은 임금을 받는 데 비해 울산과 인천·경기, 경남 등의 직장에서는 서울과 비슷한 임금을 받는 것으로 추정되었다. 그리고 일반적인 예상대로 상용직이며 노조원인 경우에 높은 임금을, 1,000인 이상의 대기업에서 높은 임금을, 연금과 건강보험, 상여금과 시간외수당, 유급휴가와 유급병가 등이 있는 직장에서 높은 임금을 받는 것으로 나타났다.

그런데 (2)열에서 직장 특성뿐 아니라 수능점수까지 통제한 경우에는 서울 소재 대학과 비서울지역 대학 간의 임금 차이가 통계적으로 유의하지 않은 수준이 되어 사실상 차이가 없는 것으로 드러났다.¹⁰⁾ 즉, 표본에서 관찰된 비서울지역 대학 효과는 어느 수능점수대의 학생이 어떤 직장에 들어갔는지에 의해 대부분 설명된다는 것이다. 평균 근속기간이 22 개월로 짧은 경력을 가진 표본이므로 지방대 효과가 대부분 채용단계의 차이로 환원되는 것이 당연해 보인다.¹¹⁾

10) 예체능계열을 제외한 표본(직장 특성까지 보고된 표본은 5,310명)으로 <Table 4>와 같은 분석을 실시한 결과 역시 정성적으로 유사했다. 비서울지역 대학 더미의 계수(표준오차)는 수능점수를 통제하기 전에는 -0.080(0.014), 수능점수를 통제한 후에는 -0.0007(0.017)로 추정되어, 수능점수의 차이가 고려될 경우 임금격차가 사라졌다.

11) 참고로 한 경제주간지가 2007년 10월 상장기업 임직원 441명을 상대로 조사한 바에 따르면, 본인의 능력이나 성적을 떠나 출신대학이 취업에 영향을 미친다고 응답한 비율은 94.3%인 데 비해 급여에 영향을 미친다고 응답한 비율은 54.6%, 승진에 대해서는 63.9%로 나타나, 현재 우리나라에서 출신대학의 효과는 초기 채용단계에서 두드러지는 것으로 조사되었다(『이코노미스트』, 제914호, 2007. 11. 27).

<Table 4> Wage Gaps by Region of University Conditioned on Job Characteristics

Dependent variable: ln(monthly average wage)	(1) Not controlling for SAT scores		(2) Controlling for SAT scores	
	Coefficient	Std. dev.	Coefficient	Std. dev.
Intercept	-40.5170	5.7684 ***	-40.3611	5.7311 ***
University outside Seoul	-0.0873	0.0142 ***	-0.0145	0.0165
Branch	0.0506	0.0249 **	-0.0114	0.0258
Private institution	-0.0387	0.0155 **	-0.0013	0.0160
College of education	0.0538	0.0348	0.0333	0.0346
Employment rate of the department	0.0865	0.0315 ***	0.0737	0.0314 **
Major (omitted: Arts & Physical)				
Humanities	-0.0802	0.0259 ***	-0.1807	0.0282 ***
Social sciences	-0.0397	0.0243	-0.1524	0.0275 ***
Education	0.0315	0.0313	-0.1122	0.0353 ***
Engineering	-0.0348	0.0246	-0.1510	0.0279 ***
Natural science	-0.1186	0.0266 ***	-0.2123	0.0286 ***
Medical and pharmacy	0.1060	0.0361 ***	-0.0592	0.0407
GPA	0.0202	0.0072 ***	0.0199	0.0071 ***
Number of licences	-0.0055	0.0038	-0.0026	0.0038
Weekly working hours	0.0094	0.0004 ***	0.0094	0.0004 ***
Months of experience	0.0040	0.0006 ***	0.0041	0.0006 ***
Months of experience squared	0.0000	0.0000 ***	0.0000	0.0000 ***
Age	0.0231	0.0030 ***	0.0228	0.0030 ***
Female	0.0222	0.0189	0.0160	0.0188
Married	0.0451	0.0194 **	0.0472	0.0193 **
Living with parents	0.0120	0.0182	0.0144	0.0180
Household head	0.0639	0.0176 ***	0.0662	0.0175 ***
Number of household members	0.0040	0.0050	0.0049	0.0050
Mother's years of schooling	0.0032	0.0018 *	0.0023	0.0018
Family income at the time of college entrance (omitted: under 1 million won)				
1 million - 2 million won	0.0528	0.0272 *	0.0518	0.0271 *
2 million - 3 million won	0.0649	0.0259 **	0.0642	0.0258 **
3 million - 4 million won	0.1057	0.0269 ***	0.1029	0.0268 ***
4 million - 5 million won	0.1023	0.0281 ***	0.0984	0.0279 ***
5 million - 10 million won	0.1366	0.0294 ***	0.1331	0.0292 ***
10 million won and over	0.1481	0.0412 ***	0.1474	0.0410 ***
Department average SAT percentile score			0.0042	0.0005 ***

<Table 4> Continue

Dependent variable: ln(monthly average wage)	(1) Not controlling for SAT scores		(2) Controlling for SAT scores	
	Coefficient	Std. dev.	Coefficient	Std. dev.
Region of job (omitted: Seoul)				
Busan	-0.0489	0.0261 *	-0.0551	0.0259 **
Daegu	-0.0113	0.0279	-0.0264	0.0278
Daejeon	-0.0613	0.0288 **	-0.0601	0.0286 **
Incheon	0.0055	0.0311	-0.0017	0.0310
Gwangju	-0.0678	0.0294 **	-0.0557	0.0292 *
Ulsan	0.0320	0.0341	0.0296	0.0339
Gyeonggi	0.0041	0.0160	0.0097	0.0159
Gangwon	-0.1444	0.0384 ***	-0.1335	0.0382 ***
Chungbuk	-0.0398	0.0344	-0.0304	0.0342
Chungnam	-0.0363	0.0283	-0.0224	0.0281
Jeonbuk	-0.0627	0.0336 *	-0.0216	0.0338
Jeonnam	-0.0401	0.0367	-0.0102	0.0366
Gyeongbuk	-0.0555	0.0281 **	-0.0619	0.0279 **
Gyeongnam	0.0035	0.0244	0.0078	0.0242
Jeju	-0.1820	0.0663 ***	-0.1333	0.0661 **
Regular employee	0.1663	0.0181 ***	0.1694	0.0179 ***
Union member	0.1066	0.0158 ***	0.1005	0.0157 ***
Firm size (omitted: 4 persons or under)				
5-9 persons	-0.0407	0.0244 *	-0.0338	0.0242
10-29 persons	0.0116	0.0222	0.0127	0.0221
30-49 persons	0.0228	0.0255	0.0241	0.0254
50-99 persons	0.0241	0.0244	0.0257	0.0242
100-299 persons	0.0581	0.0248 **	0.0598	0.0247 **
300-499 persons	0.0528	0.0302 *	0.0524	0.0301 *
500-999 persons	0.0370	0.0272	0.0343	0.0270
1000 persons or over	0.1199	0.0241 ***	0.1093	0.0239 ***
Social insurance provided by job				
National or occupational pension	0.1425	0.0454 ***	0.1340	0.0451 ***
Health insurance	0.1360	0.0461 ***	0.1433	0.0458 ***
Employment insurance	0.0069	0.0458	0.0017	0.0455
Industrial accident compensation insurance	-0.0182	0.0444	-0.0102	0.0442
Benefits provided by job				
Severance pay	-0.0570	0.0225 **	-0.0569	0.0223 **
Overtime pay	0.0501	0.0145 ***	0.0468	0.0144 ***
Bonus	0.1032	0.0196 ***	0.1001	0.0195 ***
Annual/monthly paid vacation	0.0848	0.0206 ***	0.0849	0.0205 ***
Paid maternity leave	0.0253	0.0141 *	0.0225	0.0140
Paid sick leave	0.0375	0.0185 **	0.0324	0.0184 *
Number of observations	5,689		5,689	
Adjusted R ²	0.521		0.527	
F ratio	84.6***		85.6***	

라. 출신대학교 지역이 임금에 미치는 효과의 임금분위별 추정

여기서는 비서울지역 대학의 임금격차가 임금분위별로 다르게 나타날 가능성을 검증하기 위해 다음과 같은 분위회귀모형(quantile regression model)으로 로그임금방정식을 추정해 본다.

$$w_i = x_i' \beta_q + u_{qi}$$

여기서 w_i 는 대졸 취업자 i 의 월평균임금의 로그값이며, x_i 는 설명변수 벡터,

β_q 는 w_i 의 전체 분포상에서 q 번째 분위($q \in (0, 1)$)의 회귀계수 벡터이며, u_{qi} 는 교란항이다. 통상최소자승법(OLS)에서는 주어진 x 에 대한 교란항의 평균이 0일뿐 아니라 교란항의 분포가 독립성과 등분산성을 갖고 있다는 가정이 필요하지만, 분위회귀추정법에서는 주어진 x 에 대한 교란항의 q 번째 조건부 분위수가 0이라는 가정으로 충분하다. 이 가정에 따라 x_i 가 주어졌을 때 w_i 의 q 번째 분위에서의 추정치를 $x_i' \hat{\beta}_q$ 로 얻을 수 있게 되며, $\hat{\beta}_q$ 는 다음과 같이 추정오차의 절대치의 가중합을 최소화하는 값을 찾아냄으로써 구할 수 있다.

$$\hat{\beta}_q = \operatorname{argmin} \left(\sum_{i: w_i > x_i' \beta_q} q|w_i - x_i' \beta_q| + \sum_{i: w_i < x_i' \beta_q} (1-q)|w_i - x_i' \beta_q| \right)$$

분위회귀분석의 장점은 원하는 임금분포상의 위치에 따라 각각의 추정계수를 얻을 수 있다는 데 있다. 본 연구는 q 값을 0.1, 0.25, 0.5, 0.75, 0.9로 높여가면서 높은 임금분위로 갈수록 대학 소재지 등 설명변수가 임금에 대해 미치는 효과가 어떻게 달라지는지 추적해 보았다. 이 5개의 q 값에 대한 분위회귀분석 결과는 <Table 5>에 정리되어 있다. 참고로 분산·공분산 행렬의 추정치는 100회 반복 시행에 의한 블스트래핑(bootstrapping)에 의해 계산되었다.

추정 결과, 수능점수를 통제했을 때 임금분위 10%(최하위)에서는 출신대학 소재지가 서울인지 아닌지가 유의미한 임금격차를 가져오지 않았으나, 임금분위 25%(하위), 50%(중위), 75%(상위), 90%(최상위)에서는 비서울지역 대학 출신은 약 5.1%, 5.0%, 5.1%, 5.4% 낮은 임금을 받는 것으로 나타났다. 즉, 아주 낮은 임금대가 아닌 경우 비서울지역 대학 출신이 받는 임금격차는 모두 5%대 초로서, 앞에서 구한 통상최소자승추정치 5.2%와 거의 일치하는 수준이며, 임금 분포상의

Dependent variable: ln (monthly average wage)	(1) 10%		(2) 25%		(3) 50%		(4) 75%		(5) 90%	
	Coeff	Std. dev.								
Intercept	2.188 (0.429) ***		2.612 (0.305) ***		3.037 (0.171) ***		3.481 (0.174) ***		3.632 (0.219) ***	
University outside Seoul	-0.044 (0.028)		-0.051 (0.014) ***		-0.050 (0.010) ***		-0.051 (0.014) ***		-0.054 (0.013) ***	
Branch	-0.072 (0.062)		-0.042 (0.025) *		-0.036 (0.017) **		-0.035 (0.023)		-0.045 (0.022) **	
Private institution	-0.006 (0.030)		-0.011 (0.018)		-0.028 (0.013) **		-0.018 (0.012)		-0.018 (0.014)	
College of education	0.451 (0.060) ***		0.186 (0.038) ***		0.048 (0.020) **		0.009 (0.019)		-0.048 (0.026) *	
Employment rate of the department	0.139 (0.075) *		0.131 (0.033) ***		0.138 (0.022) ***		0.094 (0.025) ***		0.124 (0.031) ***	
Major (omitted: Arts & Physical)										
Humanities	-0.096 (0.051) *		-0.060 (0.032) *		-0.058 (0.026) **		-0.079 (0.027) ***		-0.099 (0.047) **	
Social sciences	0.025 (0.047)		0.050 (0.028) *		0.031 (0.024)		-0.006 (0.026)		-0.054 (0.045)	
Education	0.016 (0.064)		0.095 (0.038) **		0.062 (0.028) **		-0.012 (0.032)		-0.096 (0.047) **	
Engineering	0.065 (0.048)		0.086 (0.030) ***		0.066 (0.026) **		0.023 (0.028)		-0.047 (0.044)	
Natural science	-0.176 (0.062) ***		-0.076 (0.035) **		-0.041 (0.029)		-0.068 (0.029) **		-0.122 (0.043) ***	
Medical and pharmacy	-0.320 (0.149) **		-0.044 (0.043)		-0.039 (0.041)		0.043 (0.039)		0.082 (0.058)	
GPA	0.005 (0.013)		0.039 (0.007) ***		0.042 (0.005) ***		0.037 (0.006) ***		0.033 (0.006) ***	
Number of licences	0.020 (0.007) ***		0.012 (0.004) ***		0.007 (0.003) **		0.005 (0.003)		0.005 (0.004)	
Weekly working hours	0.018 (0.001) ***		0.014 (0.001) ***		0.009 (0.001) ***		0.006 (0.001) ***		0.005 (0.001) ***	
Months of experience	0.008 (0.002) ***		0.007 (0.001) ***		0.005 (0.001) ***		0.004 (0.001) ***		0.005 (0.001) ***	
Months of experience squared	0.000 (0.000) *		0.000 (0.000) **		0.000 (0.000) ***		0.000 (0.000) **		0.000 (0.000) ***	
Age	0.009 (0.005) *		0.015 (0.003) ***		0.020 (0.003) ***		0.023 (0.003) ***		0.031 (0.006) ***	
Female	0.030 (0.031)		-0.040 (0.016) **		-0.054 (0.015) ***		-0.058 (0.013) ***		-0.040 (0.023) *	
Married	0.089 (0.032) ***		0.031 (0.018) *		0.011 (0.015)		0.028 (0.015) *		0.023 (0.019)	
Living with parents	0.010 (0.033)		0.022 (0.020)		-0.021 (0.013)		-0.018 (0.013)		-0.011 (0.017)	
Household head	0.097 (0.030) ***		0.103 (0.021) ***		0.062 (0.013) ***		0.038 (0.013) ***		0.026 (0.015) *	
Number of household members	0.003 (0.009)		-0.001 (0.005)		0.008 (0.003) **		0.003 (0.004)		-0.001 (0.005)	
Mother's years of schooling	0.002 (0.004)		0.002 (0.002)		0.004 (0.002) **		0.005 (0.002) ***		0.004 (0.002) ***	
Family income at the time of college entrance (omitted: under 1 million won)										
1 million - 2 million won	0.050 (0.079)		0.003 (0.033)		-0.023 (0.025)		-0.038 (0.021) *		-0.029 (0.041)	
2 million - 3 million won	0.099 (0.079)		0.046 (0.035)		0.013 (0.023)		-0.018 (0.018)		-0.007 (0.038)	
3 million - 4 million won	0.111 (0.086)		0.063 (0.035) *		0.037 (0.023)		0.014 (0.020)		0.038 (0.039)	
4 million - 5 million won	0.103 (0.083)		0.062 (0.035) *		0.052 (0.023) **		0.012 (0.022)		0.021 (0.040)	
5 million - 10 million won	0.112 (0.081)		0.097 (0.036) ***		0.073 (0.023) ***		0.039 (0.025)		0.044 (0.041)	
10 million won and over	0.136 (0.096)		0.066 (0.047)		0.052 (0.033)		0.049 (0.034)		0.093 (0.056)	
Department average SAT percentile score	0.006 (0.001) ***		0.007 (0.000) ***		0.007 (0.000) ***		0.007 (0.000) ***		0.006 (0.000) ***	
Number of observations	8,215		8,215		8,215		8,215		8,215	
Pseudo R ²	0.260		0.254		0.232		0.209		0.189	

<Table 5> Quantile Regression Result of Wage Gaps by Region of University

위치에 따른 차이도 크지 않은 것이다.¹²⁾

한편, 분위회귀분석을 통해 몇 가지 재미있는 발견도 얻게 되었다. 임금분위 10%에서는 자격증 수가 임금 상승에 기여하지만 임금분위가 50% 이상으로 높아지면 자격증 수는 임금 상승에 유의미한 효과를 주지 못하는 것으로 나타났는데, 이는 응답자들이 취득한 자격증의 질이 높지 않은 것일 가능성을 시사한다. 반대로 졸업학점의 경우 임금분위 10%에서는 임금에 미치는 효과가 미미했고, 그보다 높은 임금분위, 특히 중위 임금대에서 상당한 임금 상승 효과를 나타냈다. 그러나 학과 평균 수능점수는 임금분위와 무관하게 큰 설명력을 나타냈는데, 수능백분위점수가 10점 높은 학과 출신이 약 6~7% 높은 임금을 받는 것으로 추정되었다.

2. 사업체 규모

일반적으로 사업체 규모는 직장의 안정성과 사회적 인지도 등 비금전적 혜택을 반영하는 지표로 인식되고 있다. 청년층 대졸 구직자의 경우에도 대기업에 취직하는 것을 선호하는 경향이 있기 때문에, 최근 대기업의 채용 규모가 중소기업

에 비해 더 큰 감소율을 보이자, 취업준비 등을 이유로 구직을 연기하는 비경제활동 인구가 고학력 청년층을 중심으로 크게 늘고 있는 것이다. 따라서 사업체 규모 역시 임금과 더불어 의미 있는 노동시장 성과 지표로 활용될 수 있으므로, 비서울지역 대학 출신이 얻게 된 직장이 사업체 규모 면에서도 서울 소재 대학 출신과 차이가 있는지를 분석해 볼 필요가 있다.

가. 대졸 취업자의 출신대학 지역별 사업체 규모

현 직장의 사업체 규모는 종사자 수를 기준으로 다음 9가지 범주로 조사되어 있다(괄호 안은 비율). ① 1~4명(13.1%), ② 5~9명(11.8%), ③ 10~29명(18.7%), ④ 30~49명(9.4%), ⑤ 50~99명(11.5%), ⑥ 100~299명(11.7%), ⑦ 300~499명(5.0%), ⑧ 500~999명(5.9%), ⑨ 1,000명 이상(13.0%). 이 사업체 규모를 커지는 순서대로 1부터 9까지의 값을 차례로 갖는 종속변수로 하여 서열 로짓 회귀모형(ordered logistic regression model)을 추정한 결과가 <Table 6>이다. (1)열에서 추정된 비서울지역 대학 더미변수의 계수(-0.651)로부터, 다른 조건이 동일할 때 비서울지역 대학 출신이

12) 오호영(2007)의 연구에서도 수능점수를 통제했을 때 임금분위와 무관하게 지방대학 졸업생은 수도권대학 졸업생보다 대체로 2.5~4.0% 낮은 임금을 받는 것으로 추정되었다. 서울과 비서울지역을 비교한 본 연구와 달리 수도권과 비수도권을 비교한 점에서 임금격차가 상대적으로 작게 나타났을 것으로 보이지만, 임금분위와 상관없이 출신대학 소재지에 따른 임금격차가 유사한 크기로 존재한다는 정성적 결과는 일치한다.

<Table 6> College Graduates' Firm Size by Region of College

Dependent variable: firm size (9 categories) (Ordered logit model)	(1)		(2)	
	Coefficient	Std. dev.	Coefficient	Std. dev.
College outside Seoul	-0.6515	0.0348 ***		
Busan			-0.5343	0.0585 ***
Daegu			-0.5988	0.0708 ***
Daejeon			-0.7394	0.0748 ***
Incheon			-0.2597	0.0766 ***
Gwangju			-0.7215	0.0668 ***
Ulsan			-0.1097	0.1080
Gyeonggi			-0.6221	0.0463 ***
Gangwon			-0.9282	0.0768 ***
Chungbuk			-0.6236	0.0715 ***
Chungnam			-0.7442	0.0648 ***
Jeonbuk			-1.0392	0.0802 ***
Jeonnam			-1.0419	0.0830 ***
Gyeongbuk			-0.6442	0.0554 ***
Gyeongnam			-0.6542	0.0750 ***
Jeju			-1.1924	0.1180 ***
Branch	0.2827	0.0795 ***	0.3177	0.0811 ***
Private institution	-0.2701	0.0445 ***	-0.3322	0.0477 ***
College of education	0.2285	0.0913 **	0.1360	0.0936
Junior college	-0.4032	0.0434 ***	-0.4051	0.0444 ***
Employment rate of the department	0.4079	0.0814 ***	0.3299	0.0837 ***
Major (omitted: arts & physical)				
Humanities	0.6997	0.0625 ***	0.7005	0.0628 ***
Social sciences	1.0354	0.0514 ***	1.0473	0.0518 ***
Education	0.5264	0.0705 ***	0.5376	0.0710 ***
Engineering	1.3649	0.0522 ***	1.3642	0.0525 ***
Natural science	0.8772	0.0618 ***	0.8907	0.0622 ***
Medical and pharmacy	1.6444	0.0725 ***	1.7035	0.0734 ***
GPA (omitted: lowest)				
Lower	0.3631	0.1946 *	0.3828	0.1939 **
Median	0.5051	0.1832 ***	0.5181	0.1824 ***
Higher	0.6467	0.1834 ***	0.6650	0.1827 ***
Highest	0.7213	0.1869 ***	0.7383	0.1862 ***
Number of licences	0.0020	0.0081	0.0069	0.0081
Age	-0.0209	0.0040 ***	-0.0171	0.0040 ***
Female	-0.1558	0.0397 ***	-0.1523	0.0397 ***
Married	-0.1116	0.0513 **	-0.1189	0.0513 **
Living with parents	-0.3086	0.0447 ***	-0.3318	0.0448 ***
Household head	0.1848	0.0438 ***	0.1803	0.0439 ***
Number of household members	0.0289	0.0127 **	0.0330	0.0127 ***
Mother's years of schooling	0.0218	0.0045 ***	0.0199	0.0045 ***
Family income at the time of college entrance (omitted: under 1 million won)				
1 million - 2 million won	0.0876	0.0653	0.0680	0.0653
2 million - 3 million won	0.2297	0.0631 ***	0.2015	0.0632 ***
3 million - 4 million won	0.2498	0.0665 ***	0.2120	0.0666 ***
4 million - 5 million won	0.1592	0.0702 **	0.1272	0.0703 *
5 million - 10 million won	0.1621	0.0742 **	0.1454	0.0743 **
10 million won and over	0.2304	0.1072 **	0.2098	0.1074 *
Number of observations	17,710		17,710	
Log likelihood	2,611.5		2,770.3	
Pseudo R ²	0.035		0.037	

서울 소재 대학 출신과 비교하여 더 큰 규모의 직장에 취업할 승산의 비율(승산비, odds ratio)은 0.521($=\exp(-0.651)$)에 불과하다는 계산을 도출할 수 있다.

<Table 6>의 (2)열은 서울을 제외한 15개 시·도 광역의 더미변수로 출신대학의 소재지를 세분하여 대졸 취업자의 사업체 규모를 서열 로짓 모형으로 추정한 결과이다. 서울 소재 대학 출신에 비해 사업체 규모가 작은 직장에 취업할 확률이 높은 대학의 소재지는 제주·전남·전북·강원 등 지역 내 산업 기반이 약한 곳이었다. 반면, 대규모 사업단지가 조성되어 있는 울산·인천 등은 그 지역 대졸자들이 서울 소재 대학 출신에 비해 사업체 규모 면에서는 크게 뒤지지 않는 직장에 취업하는 것으로 나타났다. 한편, 전문대 출신은 규모가 작은 사업체에 취업하는 경향이 있었으며, 전공별로는 의약계열·공학계열·사회계열에서 대규모 사업체에 취업할 확률이 높았다.

나. 수능점수를 고려했을 때 출신 대학교 지역이 사업체 규모에 미치는 효과

<Table 7>은 4년제 주간대학 졸업자로 표본을 한정하고 학과 평균 수능점수를 고려했을 때 출신대학교 지역이 사업체 규모에 미치는 효과를 분석한 결과이다. 앞의 임금방정식 추정에서와 마찬가지로 비교를 위해 (1)열에서 학과 평균 수능점수를 도입하기 이전의 추정 결과를 먼저 제시했다. 수능점수를 고려하기 전에는 서울이 아닌 지역의 대학 졸업자가 서울 소재 대학 출신과 비교하여 더 큰 규모의 사업체에 취업할 승산비는 0.494($=\exp(-0.705)$)에 불과했다. 그러나 (2)열에서처럼 수능점수의 차이를 고려할 경우 승산비는 0.763($=\exp(-0.270)$)으로 크게 상승했다.¹³⁾

그런데 서열 로짓 회귀모형은 위 9단계 사업체 규모 범주의 각 단계에서 하위 범주 전체와 상위 범주 전체를 비교할 때의 승산비가 각 규모 범주 단계마다 동일하다는 가정(parallel regression assumption)에 바탕을 두고 있다. 그러나 이 가정은 비례적 승산 검정(proportional odds test 또는 Brant test)을 수행한 결과, 기각(설명

13) 예체능계열을 제외한 표본(7,924명)으로 <Table 7>과 같은 분석을 실시한 경우에도, 비서울지역 더미의 계수(표준오차)는 수능점수를 고려하기 전에 -0.7371(0.0481), 수능점수를 통제한 후에 -0.2836(0.0577)로 추정되어 <Table 7>과 유사한 결과를 나타냈다.

<Table 7> SAT Scores – Good Predictor of Firm Size by Region of University

Dependent variable: firm size (9 categories)	(1)		(2)	
(Ordered logit model)	Coefficient	Std. dev.	Coefficient	Std. dev.
College outside Seoul	-0.7049	0.0463 ***	-0.2697	0.0554 ***
Branch	0.3065	0.0882 ***	-0.0392	0.0916
Private institution	-0.2016	0.0549 ***	-0.0027	0.0567
College of education	0.0775	0.1156	-0.0383	0.1155
Employment rate of the department	0.4781	0.1138 ***	0.3627	0.1141 ***
Major (omitted: arts & physical)				
Humanities	0.6885	0.0950 ***	0.1050	0.1035
Social sciences	1.0530	0.0882 ***	0.4053	0.0991 ***
Education	0.7920	0.1097 ***	-0.0537	0.1245
Engineering	1.6711	0.0888 ***	1.0179	0.0997 ***
Natural science	0.8760	0.0983 ***	0.3448	0.1052 ***
Medical and pharmacy	1.3542	0.1336 ***	0.4252	0.1487 ***
GPA (omitted: lowest)				
Lower	0.5210	0.2825 *	0.4876	0.2817 *
Median	0.5432	0.2668 **	0.5465	0.2657 **
Higher	0.7605	0.2670 ***	0.7424	0.2660 ***
Highest	0.9733	0.2728 ***	0.9642	0.2717 ***
Number of licences	-0.0075	0.0141	0.0057	0.0141
Age	-0.0505	0.0111 ***	-0.0475	0.0112 ***
Female	-0.1572	0.0685 **	-0.1896	0.0688 ***
Married	-0.1617	0.0739 **	-0.1448	0.0740 **
Living with parents	-0.2949	0.0664 ***	-0.2842	0.0663 ***
Household head	0.1750	0.0654 ***	0.1781	0.0654 ***
Number of household members	0.0323	0.0187 *	0.0377	0.0186 **
Mother's years of schooling	0.0292	0.0066 ***	0.0230	0.0066 ***
Family income at the time of college entrance (omitted: under 1 million won)				
1 million - 2 million won	-0.1645	0.1008	-0.1741	0.1008 *
2 million - 3 million won	-0.0592	0.0967	-0.0623	0.0966
3 million - 4 million won	0.0068	0.1005	-0.0130	0.1004
4 million - 5 million won	-0.1690	0.1050	-0.1910	0.1049 *
5 million - 10 million won	-0.0278	0.1091	-0.0330	0.1091
10 million won and over	0.2047	0.1516	0.1935	0.1518
Department average SAT percentile score			0.0250	0.0018 ***
Number of observations	8,523		8,523	
Log likelihood	1,417.1		1,618.8	
Pseudo R ²	0.039		0.044	

<Table 8> The Odds Ratio of Local University Graduates' Getting Jobs by Firm Size

Firm size	≥ 5 persons	≥ 10 persons	≥ 30 persons	≥ 50 persons	≥ 100 persons	≥ 300 persons	≥ 500 persons	$\geq 1,000$ persons
(1) Not controlling for SAT score	0.727	0.615	0.569	0.520	0.517	0.469	0.439	0.384
(2) Controlling for SAT score	1.047	0.852	0.820	0.747	0.762	0.758	0.751	0.767

변수 전체에 대한 $\chi^2=3,777.4$)되었다.¹⁴⁾ 따라서 <Table 8>에서는 매 규모 범주에서 우리의 주된 관심 대상인 비서울지역 대학 더미변수가 상위 범주와 하위 범주의 승산비에 미치는 효과를 연차적으로 추정한 결과들을 정리해 보았다. 이 방법은 비서울지역 대학 출신이라는 점이 사업체 규모에 미치는 효과가 매 규모에서 각각 어떻게 변화하는지를 구체적으로 파악할 수 있다는 장점이 있다. 모형에 포함된 설명변수들과 표본은 <Table 7>과 동일하다.

먼저 (1)행에서처럼 수능점수의 차이를 고려하기 전에는 사업체 규모가 커질수록 승산비가 점진적으로 낮아져, 다른 조건이 같을 때 서울 소재 대학 출신과 비교하여 비서울지역 대학 출신이 5인 이상 규모의 사업체에 취업할 승산비는 0.727로 큰 차이는 없지만, 1,000인 이상 규모의 사업체에 취업할 승산비는 0.384에 불과한 것으로 나타났다. 이는 5인 미

만의 사업체에서는 비서울지역 대학 출신을 찾기가 서울 소재 대학 출신을 찾는 것보다 그리 어렵지 않지만, 1,000인 이상의 사업체에서는 비서울지역 대학 출신을 찾기가 서울 소재 대학 출신을 찾는 것보다 상당히 어렵다는 것을 의미한다.

그러나 (2)행에서처럼 수능점수의 차이를 고려한 경우에는 지역 간 차이가 뚜렷이 줄어들었다. 수능점수를 통제하자, 우선 5인 이상의 사업체에 취업하는지 5인 미만의 사업체에 취업하는지에 대해서는 비서울지역 대학 출신과 서울 소재 대학 출신 간에 차이가 없어졌다(승산비가 1.047로 1에 매우 근사). 물론 사업체 규모의 구분 기준이 10인 이상 및 30인 이상인 경우보다 50인 이상 및 그 이상인 경우에 비서울지역 대학 출신이 취업할 승산비가 0.8대에서 0.7대로 약간 낮아지는 하지만, (1)행에서 수능성적을 고려하지 않은 경우와 비교하면 상당히 높아진 수치이다. 이처럼 노동시장 성과를 사

14) 서열 로짓 모형의 제약성에도 불구하고 이를 사용한 것은 원자료에서 9개 범주로 보고된 사업체 규모에 관한 상세 정보를 그대로 활용하고자 하는 목적이었다. 사업체 범주를 2~3개 범주로 뭉뚱그려서 다항로짓(multinomial logit) 모형을 사용하는 것도 시도해 볼 수 있을 것이다.

업체 규모로 측정한 경우에도 출신대학 소재지에 따른 성과 차이의 상당 부분이 수능성적의 차이에 의해 설명될 수 있음을 알 수 있다.

3. 전공 일치도

대학 졸업 때까지 상당한 비용을 들여 전공 분야의 인적자본을 축적한 대졸 취업자에게 현 직장의 업무 내용이 자신의 전공과 잘 맞는지의 여부도 중요한 노동 시장 성과 지표라고 할 수 있다. 대졸자 직업이동 경로조사에서 해당 항목에 대한 설문은 “현 직장(일자리)의 업무 내용이 자신의 전공과 비교하여 어떻습니까?”였으며, 이에 대한 응답은 ① 전혀 맞지 않다(26.4%), ② 그런대로 맞다(45.0%), ③ 아주 잘 맞다(28.6%)로 나타났다. 본 연구에서는 업무와 전공의 일치도를 종속변수로 하고 위 세 가지 응답에 각각 1, 2, 3의 값을 차례로 부여한 후에 서열 로짓 회귀 모형을 추정하여 출신대학 소재지와 전공 일치도 간의 관계를 분석했다.

가. 대졸 취업자의 출신대학 지역별 전공 일치도

<Table 9>는 분석 표본을 전체 대졸자로 했을 때의 추정 결과이다. 먼저 (1)열에서는 다른 조건이 동일할 때 비서울지역 대학 출신이 서울 소재 대학 출신과

비교하여 업무와 전공이 더 잘 맞을 승산의 비(승산비)가 $0.863(\text{exp}(-0.148))$ 으로 계산되었다. 해당 질문에 대한 세 가지 응답에 주관성도 개입했겠지만, 검정 결과 세 범주의 응답이 업무와 전공이 일치하는 정도를 비례적으로 반영하지도 못하는 것으로 밝혀졌다(설명변수 전체에 대한 $\chi^2=257.2$). 따라서 응답 ②(그런대로 맞다)와 ③(아주 잘 맞다)을 묶어 응답 ①(전혀 맞지 않다)과 비교했을 때의 승산비(A)와 응답 ③을 응답 ②와 ①을 묶은 것과 비교했을 때의 승산비(B)를 따로 계산해 보았다. 그 결과 비서울지역 대학 출신을 서울 소재 대학 출신과 비교했을 때 승산비(A)는 0.769, 승산비(B)는 0.941로 계산되었다. 즉, 서울 소재 대학 출신과 비교할 때 전공과 아주 잘 맞는 업무에 종사하는 비서울지역 대학 출신을 발견하기는 어렵지 않으나, 전공과 전혀 맞지 않는 업무에 종사하는 비서울지역 대학 출신을 찾기는 상대적으로 쉽다는 것이다.

(2)열에서 업무와 전공의 일치도와 출신대학 소재지 간의 관계를 각 지역별로 보면, 경기와 제주 지역의 경우 서울 못지않은 전공 일치도를 나타낸 반면, 울산·경남·강원·전북·광주 등은 상당히 낮은 전공 일치도를 보였다. 경기와 제주 지역은 대졸자가 취업을 위해 이동을 하더라도 서울로 이동할 확률이 높은 것으로 나타났는데(김희삼[2008]), 이는

<Table 9> College Major and Job Matching Quality by Region of College

Dependent variable: college major and job matching quality (3 categories) (Ordered logit model)	(1)		(2)	
	Coefficient	Std. dev.	Coefficient	Std. dev.
College outside Seoul	-0.1478	0.0371 ***		
Busan			-0.2559	0.0629 ***
Daegu			-0.0437	0.0778
Daejeon			-0.2394	0.0798 ***
Incheon			-0.1388	0.0831 *
Gwangju			-0.3353	0.0719 ***
Ulsan			-0.4130	0.1166 ***
Gyeonggi			0.1202	0.0497 **
Gangwon			-0.3666	0.0844 ***
Chungbuk			-0.1709	0.0785 **
Chungnam			-0.0483	0.0716
Jeonbuk			-0.3433	0.0883 ***
Jeonnam			-0.0976	0.0895
Gyeongbuk			-0.2102	0.0595 ***
Gyeongnam			-0.4070	0.0833 ***
Jeju			0.0508	0.1282
Branch	0.0551	0.0838	-0.0458	0.0856
Private institution	-0.0179	0.0474	-0.0778	0.0508
College of education	-0.0508	0.1147	-0.0941	0.1170
Junior college	-0.6306	0.0468 ***	-0.6966	0.0480 ***
Employment rate of the department	0.3538	0.0870 ***	0.3630	0.0894 ***
Major (omitted: arts & physical)				
Humanities	-0.7982	0.0663 ***	-0.7728	0.0666 ***
Social sciences	-0.5700	0.0534 ***	-0.5411	0.0536 ***
Education	1.0306	0.0823 ***	1.0792	0.0828 ***
Engineering	-0.2954	0.0540 ***	-0.2711	0.0543 ***
Natural science	-0.5964	0.0653 ***	-0.5638	0.0657 ***
Medical and pharmacy	1.0402	0.0763 ***	1.1254	0.0774 ***

<Table 9> Continued

Dependent variable: college major and job matching quality (3 categories) (Ordered logit model)	(1)		(2)	
	Coefficient	Std. dev.	Coefficient	Std. dev.
GPA (omitted: lowest)				
Lower	0.1683	0.2114	0.1813	0.2115
Median	0.4505	0.1994 **	0.4618	0.1995 **
Higher	0.7883	0.1997 ***	0.7964	0.1998 ***
Highest	0.9685	0.2035 ***	0.9852	0.2036 ***
Number of licences	0.0220	0.0086 **	0.0261	0.0088 ***
Age	0.0201	0.0042 ***	0.0221	0.0043 ***
Female	0.0268	0.0429	0.0348	0.0430
Married	0.0143	0.0551	0.0143	0.0552
Living with parents	-0.1398	0.0483 ***	-0.1553	0.0485 ***
Household head	0.0975	0.0474 **	0.0999	0.0475 **
Number of household members	0.0230	0.0139 *	0.0204	0.0139
Mother's years of schooling	0.0114	0.0049 **	0.0101	0.0049 **
Family income at the time of college entrance (omitted: under 1 million won)				
1 million - 2 million won	0.0414	0.0704	0.0416	0.0706
2 million - 3 million won	0.0056	0.0680	-0.0050	0.0682
3 million - 4 million won	0.0367	0.0718	0.0308	0.0721
4 million - 5 million won	0.0099	0.0757	-0.0082	0.0759
5 million - 10 million won	0.0474	0.0799	0.0308	0.0801
10 million won and over	-0.0643	0.1149	-0.0877	0.1152
Number of observations	17,733		17,733	
Log likelihood	2,335.9		2,438.7	
Pseudo R ²	0.062		0.064	

이들 지역 출신 대졸자의 전공 일치도가 서울과 대등한 수준을 나타낸 데 기여했을 것으로 보인다. 그러나 임금과 사업체 규모 면에서 다른 비서울지역보다 성과가 상대적으로 양호했던 울산의 경우 업무와 전공의 일치도가 가장 저조하게 나

타나, 일부 대기업 중심의 지역 경제가 제공하는 취업 기회가 지역 내 대졸인력을 다양한 전공에서 광범하게 흡수하고 있음을 암시한다.

다른 설명변수들을 보면 일반 4년제 대학에 비해 전문대 출신의 업무와 전공

일치도가 낮은 것으로 나타났다. 이는 ‘전문대’라는 학교 성격에 걸맞지 않은 결과이지만, 2년 동안 전문지식 및 기능의 축적 정도가 충분하지 못할 가능성과 전문대 졸업자 노동시장에서 업무 내용에 맞춘 일자리 선택의 여지가 많지 않을 가능성 등을 제시하는 것으로 향후 연구되어야 할 부분이다. 그리고 취업률이 높은 학과 출신에게서 업무와 전공 일치도가 높게 나타난 것은 해당 학과의 높은 취업률이 해당 전공에 대한 시장의 높은 수요를 반영할 가능성을 나타내는 결과이다.

전공별로는 비교 대상인 예체능계열 출신에 비해 인문계열·자연계열·사회계열·공학계열 출신은 업무와 전공의 일치도가 낮은 것으로 나타난 반면, 의약계열과 교육계열 출신은 상당히 높은 전공 일치도를 과시했다. 의약계열과 교육계열이 대학입학성적으로 매긴 전공 서열상에서 높은 위치를 차지하고 있는 현실은 교육과 직업 간의 연계(school to work)가 다른 전공에 비해 상대적으로 뚜렷하다는 데 상당히 기인하고 있을 것이다. 한편, 졸업학점이 높고 자격증이 많을수록 전공 일치도가 높게 나온 것은 예상과 일치하는 결과이다.

나. 수능점수를 고려했을 때 출신 대학교 지역이 전공 일치도에 미치는 효과

<Table 10>은 4년제 주간대학 졸업자로 표본을 한정하고 학과 평균 수능점수를 고려했을 때 출신대학교 지역이 전공 일치도에 미치는 효과를 분석한 결과이다. 비교를 위해 (1)열에서 수능점수를 통제하지 않았을 때, 비서울지역 대학 출신이 서울 소재 대학 출신과 비교하여 업무와 전공이 더 잘 맞을 승산비는 0.880 ($=\exp(-0.128)$)으로 계산되어, 4년제 대졸자에게 출신대학 소재지에 따른 전공 일치도의 차이가 존재하는 것으로 나타났다. 그런데 (2)열에서 수능점수를 설명변수로 도입하자, 출신대학 소재지가 서울인지 아닌지의 여부는 전공 일치도에 통계적으로 유의한 영향을 주지 않는 것으로 드러났다.¹⁵⁾ 특히 통계적 유의성의 상실이 표준오차의 팽창보다도 계수 추정치 자체의 현격한 변화에 의한 것이어서 전공 일치도에 대한 출신대학 소재지의 영향력은 입학 당시의 학과 평균 수능점수와 밀접한 관련이 있다는 점을 알 수 있다. 이 결과는 업무와 전공이 잘 맞지 않는 직장에서 일하는 주요 원인 중 하나가 대입 당시에 수능점수에 맞추다보니

15) 설명 비서울지역 더미변수의 계수 추정치가 통계적으로 유의하다 하더라도 비서울지역 대학 출신이 서울 소재 대학 출신과 비교하여 업무와 전공이 더 잘 맞을 승산비는 1.015($=\exp(0.015)$)로 계산되므로, 출신대학 소재지 간에 거의 대등한 전공 일치도를 나타내는 결과이다.

〈Table 10〉 SAT Scores – Good Predictor of Major–Job Matching by Region of University

Dependent variable: university major and job matching quality (3 categories) (Ordered logit model)	(1)		(2)	
	Coefficient	Std. dev.	Coefficient	Std. dev.
College outside Seoul	-0.1277	0.0494 **	0.0146	0.0606
Branch	0.0188	0.0944	-0.0920	0.0983
Private institution	0.0204	0.0590	0.0818	0.0610
College of education	0.1997	0.1440	0.1582	0.1444
Employment rate of the department	0.5255	0.1234 ***	0.4918	0.1237 ***
Major (omitted: arts & physical)				
Humanities	-0.7702	0.1008 ***	-0.9537	0.1107 ***
Social sciences	-0.6862	0.0924 ***	-0.8913	0.1055 ***
Education	0.7623	0.1240 ***	0.5011	0.1396 ***
Engineering	-0.3519	0.0921 ***	-0.5619	0.1057 ***
Natural science	-0.6542	0.1037 ***	-0.8214	0.1117 ***
Medical and pharmacy	1.0378	0.1396 ***	0.7399	0.1576 ***
GPA (omitted: lowest)				
Lower	0.5805	0.3014 *	0.5671	0.3017 *
Median	0.7203	0.2845 **	0.7159	0.2848 **
Higher	1.0524	0.2850 ***	1.0431	0.2853 ***
Highest	1.2923	0.2916 ***	1.2883	0.2919 ***
Number of licences	0.0296	0.0154 *	0.0344	0.0154 **
Age	0.0021	0.0120	0.0024	0.0121
Female	-0.1922	0.0750 **	-0.2026	0.0751 ***
Married	-0.0461	0.0806	-0.0397	0.0807
Living with parents	-0.0630	0.0718	-0.0574	0.0719
Household head	0.1809	0.0714 **	0.1814	0.0715 **
Number of household members	0.0127	0.0207	0.0140	0.0207
Mother's years of schooling	0.0020	0.0071	-0.0003	0.0071
Family income at the time of college entrance (omitted: under 1 million won)				
1 million - 2 million won	0.0358	0.1100	0.0357	0.1100
2 million - 3 million won	-0.0013	0.1052	-0.0014	0.1052
3 million - 4 million won	0.0114	0.1094	0.0060	0.1094
4 million - 5 million won	0.0293	0.1140	0.0240	0.1140
5 million - 10 million won	0.1017	0.1188	0.1010	0.1188
10 million won and over	0.0017	0.1635	-0.0004	0.1635
Department average SAT percentile score			0.0078	0.0019 ***
Number of observations		8,536	8,536	
Log likelihood		1,013.6	1,030.1	
Pseudo R ²		0.057	0.057	

졸업 후 진로와 밀접한 연계가 없는 학과에 진학했기 때문이라는 점을 시사한다.¹⁶⁾

IV. 고등교육 이전 단계의 지역 간 교육격차

1. 지역별 고교 졸업자의 대학 진학지역 선택행태

앞에서 지방대학 졸업자의 임금이 상대적으로 낮은 것은 상당 부분 수능점수의 차이로 설명될 수 있음을 보였다. 수능점수를 통제한 후에도 남아 있는 임금 격차에 대해서는 그 원인에 따른 대응이 필요할 것이다. 특히 문제가 되는 것은, 지방 출신 고교생이 성적이 우수함에도 불구하고 학자금 부족으로 집에서 통학 할 수 있는 지방대학에 갈 수밖에 없었기 때문에 졸업 후에 노동시장에서 낮은 임금을 받게 되는 경우일 것이다.

이러한 문제의식에서 지역별 고교 졸업자의 대학 진학지역 선택행태와 그에 영향을 미치는 변수들을 가정환경(가구 소득 및 어머니 교육연수)과 수능점수를 중심으로 고찰해 보자. GOMS 데이터의

4년제 대졸자를 표본으로 하여 출신고교와 같은 지역 내의 대학에 진학할 확률과 서울지역 소재 대학에 진학할 확률을 로짓 모형으로 추정한 결과가 <Table 11>에 제시되어 있다. 지역별 고교 졸업생 수 대비 대학 정원 비율 등 지역 내의 대학 진학 확률에 영향을 줄 수 있는 여러 지역별 특수성을 고려하여 고교 출업지역을 더미변수 형태로 통제했다. 해석상의 편의를 위해 추정계수를 승산비로 환산하여 제시하고, 표준오차 대신 $z_{\text{eff}} (= \text{추정계수}/\text{표준오차})$ 을 제시하여 통계적 유의성을 직접적으로 표시했다.

먼저 고교 출업자가 지역 내 대학에 진학할 확률을 보면, 가정환경을 통제한 (1)열에서는 서울 출신에 비해 인천·대구·전남·경기·충남·경북·울산 지역 출신이 절반 미만의 낮은 수준을 나타내며, 광주·부산·전북 지역 출신만이 서울 출신과 대등한 수준의 지역 내 대학 진학률을 나타내고 있다. 그런데 (2)열에서 수능점수(진학한 학과의 평균)를 추가로 통제하면 지방 출신 고교생이 지역 내 대학에 진학할 확률은 모든 비서울지역에서 더욱 낮아지는 경향을 보인다. 수능점수가 높을수록 지역 내 대학을 선택할 확률은 낮게 나타났다. 이는 지방 출신 고교생이 지역 내 대학, 즉 지방대학을

16) 예체능계열을 제외한 표본(7,936명)으로 <Table 10>과 같은 분석을 실시한 경우에도, 비서울지역 더미의 계수(표준오차)는 수능점수를 고려하기 전에는 $-0.1171(0.0513)$, 수능점수를 통제한 후에는 $0.0474(0.0632)$ 로 추정되어 <Table 10>과 유사한 결과를 나타냈다.

〈Table 11〉 Lower-Class Students Tend to Enter Local Universities with the Same SAT Score

Dependent variable: whether the university is in local region or in Seoul (logit model)	Going to a local university		Going to a university in Seoul			
	(1) Not controling for SAT score	(2) Controling for SAT score	(3) Not controling for SAT score	(4) Controling for SAT score		
	Odds ratio	z-value	Odds ratio	z-value	Odds ratio	z-value
Department average SAT score		0.995	-4.3		1.143	41.0
Family income (omitted: under 3 million won)						
3 million~4 million	0.974	-0.5	0.976	-0.5	1.056	1.0
4 million~5 million	0.858	-2.7	0.860	-2.6	1.260	3.7
5 million and over	0.845	-2.8	0.845	-2.8	1.452	5.8
Mother's year of schooling	0.977	-3.7	0.979	-3.3	1.080	10.5
Region of high school (omitted: Seoul)						
Busan	1.093	1.2	1.062	0.8	0.108	-23.0
Daegu	0.205	-17.5	0.201	-17.7	0.117	-19.2
Daejeon	0.825	-1.9	0.813	-2.1	0.159	-14.4
Incheon	0.199	-14.0	0.198	-14.0	0.413	-8.2
Gwangju	1.214	2.3	1.169	1.8	0.126	-18.1
Ulsan	0.417	-7.7	0.405	-7.9	0.146	-12.7
Gyeonggi	0.213	-21.9	0.208	-22.2	0.483	-11.0
Gangwon	0.665	-3.8	0.652	-3.9	0.282	-10.0
Chungbuk	0.857	-1.4	0.829	-1.7	0.169	-12.5
Chungnam	0.251	-12.4	0.244	-12.6	0.267	-10.8
Jeonbuk	1.005	0.1	0.943	-0.6	0.208	-13.7
Jeonnam	0.206	-15.1	0.198	-15.5	0.261	-12.2
Gyeongbuk	0.302	-12.8	0.297	-13.0	0.247	-13.4
Gyeongnam	0.632	-6.0	0.618	-6.3	0.155	-18.8
Jeju	0.697	-2.0	0.674	-2.2	0.276	-6.1
Pseudo R ²	0.081		0.082		0.156	
					0.374	

Note: The year of university entrance, sex, and age are also controled in each estimation.

Source: Calculated by the author using the 4-year university graduates sample of the GOMS data (n=12,837).

선택하는 경우를 부분적으로는 낮은 수능점수로 설명할 수 있다는 것을 시사한다. 한편, 대학 진학 당시의 가구소득이

높을수록, 그리고 어머니의 학력이 높을수록 지역 내 대학에 진학할 확률은 낮아지는 것으로 추정되었는데, 이는 자녀를

다른 지역의 대학에 보낼 수 있는 경제력을 반영한다고 볼 수 있다.

다음으로 고교 졸업자가 서울 소재 대학에 진학할 확률을 보면, (3)열에서 가정 환경을 통제했을 때 전통 있는 지방 국립 대가 소재한 부산·대구·광주 지역에서 특히 낮게 나타나고, 서울과 인접한 경기·인천 지역에서는 다른 비서울지역에 비해 상대적으로 높게 나타났다. (4)열에서 수능점수를 추가로 통제했을 때, 비서울지역 중 부산·울산·경기·강원·충북·전북·전남·제주 지역에서는 서울 소재 대학 진학률이 높아졌고 그 밖의 지역에서는 낮아졌다. 수능점수가 높을수록 서울 소재 대학에 진학할 확률은 뚜렷하게 높아졌다($z\beta=41.0$). 또한 가구소득이 높을수록, 어머니 학력이 높을수록 서울 소재 대학에 진학할 확률이 높게 나타났다.

이처럼 고교생의 대학 진학지역 선택에 가구소득과 부모의 학력이 영향을 미치는 것에 관심을 가질 필요가 있다.¹⁷⁾ 가난하지만 성적이 우수한 학생이 자신의 능력을 최대로 계발할 수 있는 대학에 진학할 수 있도록 장학금 수혜 및 학자금과 생활비 대출이 용이해야 하고, 이러한 기회가 있음을 학생들이 대입 이전

에 일찍부터 숙지할 수 있도록 해야 할 것이다.

2. 성장단계에 따른 수능점수의 지역별 격차

만약 지방대 출신 대졸자가 노동시장에서 불리한 대우를 받는 현상이 지방대 기피현상을 낳고 있을 때 정부가 지방대학에 대한 재정지원으로 문제를 풀려고 한다면, 이는 지방대학의 교육여건이 좋았다면 지방대 선호도가 제고될 것이라는 기대에 바탕을 둔 것이다. 그러나 지방대 졸업자가 원하는 대학에 갈 수 없는 성적을 받았던 이유가 자신의 능력이나 노력으로 극복하기 어려운 환경적인 요인에 의한 것이었다면, 개인의 관점에서는 대학에 대한 정부의 지원보다는 대학 입학 이전의 교육환경 개선이 더 중요할 것이다.

서울 소재 대학 졸업자와 비서울지역 대학 졸업자 간의 노동시장 성과 차이 중 상당 부분이 대학입학 당시의 수능점수 차이에 의해 설명될 수 있다는 본 연구의 발견은 고등교육 이전 단계의 교육격차가 중요하다는 점을 시사한다. 그렇다면 어느 지역에서 성장하고 교육을 받았는

17) 한편, 미국 고교생들의 대학 진학행태를 조사한 Turley(2003)는 대졸 학력을 가진 부모를 둔 학생과 그렇지 않은 부모를 둔 학생의 대학 지원율 격차가 대학교육에 대한 부모의 태도 차이에서도 비롯된다는 것을 발견했다. 대학교육 경험이 없는 부모는 자녀의 성적이 우수하고 집안에 여유가 있더라도 대학 진학을 위해 자녀가 집을 떠나는 것을 바라지 않는 경향이 있고, 이러한 부모의 태도가 자녀의 대학 지원에 부정적인 영향을 미친다는 것이다.

지에 따라 수능점수에 차이가 나는지, 그리고 그 차이는 어느 정도인지를 문제일 것이다.

<Table 12>는 GOMS 응답자가 진학한 학과의 평균 수능백분위점수를 종속변수로 하고, 출생지, 14세 성장지, 고교 소재지의 지역 더미변수들을 차례로 설명변수로 사용한 세 가지 회귀분석의 결과를 정리한 것이다. 각 회귀분석에서는 응답자의 성별, 연령, 입학연도, 부모의 교육연수를 통제했다.¹⁸⁾ 출생지와 14세 성장지를 각각 설명변수로 한 회귀분석에 사용된 표본 수는 13,022명이었지만, 고교 소재지를 설명변수로 한 회귀분석의 경우에는 검정고시 출신의 존재로 이보다 적은 12,916명이었다. 독자의 편의를 위해, 지역 더미변수들의 계수 추정치만을 이용해 각 열을 서울을 비교 대상으로 했을 때 지역별 수능점수 차의 내림차순, 즉 지역별 수능점수의 순위로 정리했다. 또한 수능점수 순위가 출생지, 14세 성장지, 고교 소재지에 걸쳐 군집을 형성하는 지역들끼리 묶어 음영의 농도로 구분했다.

첫째, 수능점수를 기준으로 할 때 국내에서는 서울과 인천의 학력이 다른 지역보다 높게 나타났으며, 이러한 차이는 모두 통계적으로 유의한 수준이었다. 그러

나 외국에서 출생한 학생의 경우 서울보다 수능백분위점수가 5점(100명 중 평균 순위가 5계단 높다는 의미), 14세 때 외국에서 교육을 받은 학생의 경우 약 7점 높은 것으로 나타났다.¹⁹⁾ 이것이 외국에서 받은 초중등교육의 질적 프리미엄을 반영하는지, 아니면 부모의 학력으로 통제되지 않는 유전적·환경적 차이를 반영하는지는 주어진 자료만으로는 분별하기 어렵다.

둘째, 대전·대구, 경북·강원은 서울과의 수능백분위점수 차이가 3점대 이내에 머물러 중상위 그룹을 형성했으며, 경기·경남·울산·충남·부산은 서울보다 수능백분위점수가 4~5점 가량 낮아 중하위 그룹을 형성했다.

셋째, 충북·제주·광주·전남·전북은 고교 소재지를 기준으로 할 때 서울과의 수능백분위점수 차이가 6점 이상 벌어지는 하위 그룹을 형성했다. 특히 전북의 경우 서울보다 무려 11~13점이나 낮은 수능백분위점수를 나타내어 최하위의 학력을 기록했다. GOMS 표본의 4년제 대졸자들이 주로 입학한 2001학년도 입시에서 10점 정도의 백분위점수 차이는 수능원점수 300점대에서 20점 차이에 상응하는 것으로서, 갈 수 있는 대학의 수준을 상당히

18) 부모의 학력 이외에 매 시기마다의 가구소득을 통제할 수 있으면 좋겠지만, GOMS 데이터에는 대학입학 당시의 가구소득보다 이른 시기의 가구소득 또는 가정의 경제력을 나타낼 수 있는 변수가 없다. 그런데 고교 소재지를 설명변수로 한 회귀분석에 대학입학 당시의 가구소득을 추가로 통제해 보았을 때도, 수능백분위점수의 지역별 순위에 변동이 없었고 점수 차의 크기에도 유의미한 변화가 없었다.

19) 외국이 고교 소재지인 경우는 분석 표본에 존재하지 않았다.

<Table 12> SAT Percentile Score Gap by Region

(1)			(2)			(3)		
Region of birth	SAT score gap	(t-value)	Region of 14-year old	SAT score gap	(t-value)	Region of high school	SAT score gap	(t-value)
Foreign	5.09	(1.73)	Foreign	7.24	(3.44)	Foreign	-	-
Seoul	0.00	(reference)	Seoul	0.00	(reference)	Seoul	0.00	(reference)
Incheon	-0.95	(-1.06)	Incheon	-1.11	(-1.37)	Incheon	-0.86	(-1.06)
Daegu	-2.12	(-3.20)	Daejeon	-2.98	(-3.77)	Daejeon	-2.91	(-3.79)
Daejeon	-2.40	(-2.65)	Daegu	-3.05	(-4.80)	Daegu	-3.09	(-4.87)
Gangwon	-2.86	(-3.66)	Gyeongbuk	-3.36	(-4.87)	Gyeongbuk	-3.15	(-4.49)
Gyeongbuk	-3.24	(-5.21)	Gangwon	-3.65	(-4.25)	Gangwon	-3.62	(-4.21)
Gyeonggi	-3.26	(-5.48)	Gyeongnam	-4.04	(-6.74)	Gyeonggi	-4.09	(-8.09)
Ulsan	-3.56	(-3.82)	Gyeonggi	-4.08	(-7.91)	Gyeongnam	-4.13	(-6.88)
Busan	-3.90	(-7.41)	Ulsan	-4.63	(-5.23)	Ulsan	-5.07	(-5.72)
Chungnam	-4.02	(-5.51)	Chungnam	-4.78	(-6.04)	Chungnam	-5.39	(-6.62)
Gyeongnam	-4.04	(-6.94)	Busan	-5.09	(-9.35)	Busan	-5.42	(-9.85)
Chungbuk	-4.95	(-5.84)	Jeju	-5.92	(-4.12)	Chungbuk	-6.37	(-7.53)
Gwangju	-6.29	(-8.34)	Chungbuk	-6.24	(-7.49)	Jeju	-6.48	(-4.50)
Jeonnam	-6.41	(-10.33)	Gwangju	-7.54	(-11.30)	Gwangju	-7.81	(-11.97)
Jeju	-6.62	(-4.67)	Jeonnam	-7.95	(-11.30)	Jeonnam	-7.86	(-10.67)
Jeonbuk	-11.29	(-16.54)	Jeonbuk	-13.06	(-18.08)	Jeonbuk	-12.92	(-17.87)

Note: The respondent's sex, age, year of university entrance, and parents' years of schooling are controlled in each estimation.

Source: Calculated by the author using the 2006 GOMS data and Jinhaksa SAT database.

바꿀 수 있는 큰 차이라고 볼 수 있다.

<Table 12>의 지역별 수능점수 차이와 <Table 2>의 출신대학 지역별 임금격차를 비교해 보면, 수능점수가 최하위권인 전남·전북·제주에 소재한 대학 졸업생의 임금이 서울 소재 대학 졸업생에 비해 가장 큰 차이를 나타냈다. 이에 비해 수능점수가 상위권인 인천·대구·대전에

소재한 대학 졸업생의 임금은 상대적으로 작은 차이를 나타내어, 지역별 수능점수와 지역별 대졸자 임금이 일정한 관련이 있음을 알 수 있다. 반면, 울산·경기·충북 등은 지역 고교생의 수능점수는 중·하위권이지만 지역 대학 졸업생의 임금은 중·상위권을 나타냈다. 그러나 지역 내 고교생이 모두 그 지역에 소

재한 대학에 진학하는 것은 아니므로(김희삼[2008]에 의하면 지역 내 진학률은 51.8%), 이와 같은 불일치가 발생할 수 있다. 특히 서울에 가까운 경기·충북 등지의 대학에는 성적이 상대적으로 양호한 외부 지역 고교생도 상당 수 진학하며, 울산은 지역내총생산이 최고라는 점 등이 고려되어야 할 것이다. 또한 <Table 2>의 임금 분석에는 전문대 졸업자도 포함되어 있지만, <Table 12>의 수능점수 분석에는 4년제 대학 졸업자만 사용되었다는 점도 감안할 필요가 있다.

V. 결 론

본 연구에서 GOMS 자료를 이용하여 출신대학 소재지가 노동시장 성과에 미치는 영향을 분석한 결과, 지방대학 졸업자들은 상대적으로 낮은 노동시장 성과를 거두고 있는 것으로 나타났다. 다른 조건이 유사할 때 비서울지역 대학교 졸업자는 서울 소재 대학교 졸업자에 비해 약 16% 정도 낮은 임금을 받는 것으로 추정되었다. 또한 비서울지역 대졸자는 소규모 업체나 전공과 맞지 않는 직장에 다닐 확률이 상대적으로 높은 것으로 나타났다. 이 결과들을 종합해 볼 때, 출신

대학 지역 간 임금격차는 비슷한 직장 내에서의 생산성 차이보다는 취업한 직장의 질적 차이에서 비롯될 가능성, 즉 입직단계의 선별에 의한 것일 가능성이 높아 보인다.

그러나 서울 소재 대학 졸업자와 비서울지역 대학 졸업자 간 임금격차의 적어도 3분의 2는 학과 평균 수능점수의 차이로 설명될 수 있는 것으로 나타났다. 또한 사업체 규모나 직무와 전공의 일치도의 차이도 수능점수 차이에 의해 상당 부분 설명될 수 있다는 것이 밝혀졌다. 노동시장에서 입직단계의 선별이 상당 부분 대학입학단계의 선별로 환원될 수 있다는 것을 알 수 있다.

이처럼 노동시장 성과 차이에 대한 상당한 설명력을 갖고 있는 수능점수는 출생지, 14세 성장지, 고교 소재지가 어느 지역인가에 따라 뚜렷한 격차를 나타냈다. 만약 지역 간 학력격차 중 교육환경의 지역 간 차이에서 비롯되는 부분이 있다면 이를 보완할 필요가 있을 것이다. 특히 초·중등교육 단계에서는 학생들의 지역 간 이동성이 고등교육 단계에서만큼 높지 않은 점과,²⁰⁾ 수도권 대학과 지방대학 졸업생 사이의 노동시장 성과 차이에 대한 적절한 정책대응을 사후적으로 찾기 어려운 점을 감안하면, 교육적으로 낙후된 지역의 초·중등교육 환경이

20) 김희삼(2008)의 제3절을 참조하라.

우선적으로 개선되는 것이 바람직하다. 끝으로 본 연구의 한계는 다음과 같다. 첫째, 자료상의 제약으로서, 각 지역의 대학 졸업자 가운데 취업한 표본이 그 지역 대학 졸업자 전체를 대표하는 무작위 표본이라고 보기는 어렵고, 대졸 취업자 표본의 평균 근속기간이 2년 정도에 불과하므로 출신대학의 지역 효과가 시간의 경과와 함께 어떻게 달라지는지에 대

한 분석은 이루어지지 못했다. 둘째, 입학 당시의 수능점수 차이가 노동시장 성과 차이의 상당 부분(임금의 경우 적어도 3분의 2)을 설명한다는 점을 발견했지만, 부분적으로 남아 있는 임금격차의 원인에 대해서는 규명하지 못했다는 점이다.²¹⁾ 이러한 한계는 향후에 보다 나은 자료와 분석방법을 이용하여 극복될 필요가 있을 것이다.

21) 이에 대해서는 최소한 다음 두 가지 가설을 생각해 볼 수 있다. 첫째, 입학 당시의 수능점수가 같더라도 지방대학이 제공하는 교육서비스의 질이 낮기 때문에 졸업 당시의 인적자본은 비서울지역 대학 졸업자들이 상대적으로 낮으며, 이로 인해 임금의 차이가 나는 경우를 생각해 볼 수 있다. 둘째, 교육서비스의 질은 차이가 없는데도 노동시장에서 지방대학 출신자들이 단순히 불이익을 받는 경우를 생각해 볼 수 있다.

참 고 문 헌

- 김준경, 「대학 졸업생의 지역 간 이동과 노동시장 성과: 수도권 대학과 지방대학 졸업생 간의 비교를 중심으로」, 제4회 산업·직업별 고용구조조사 및 청년패널 심포지엄 자료집, 한국고용정보원, 2005.
- 김진영, 「대학서열과 노동시장」, 미발간초고, 건국대학교 경제학과, 2007. 6.
- 김희삼, 「지방대학 문제의 분석과 정책방향」, 고영선 편, 『지역개발정책의 방향과 전략』, 연구보고서 2008-03, 한국개발연구원, 2008. 12.
- 김희삼·이삼호, 『고등교육의 노동시장 성과와 서열구조 분석』, 정책연구시리즈 2007-08, 한국개발연구원, 2007. 12.
- 노동부·한국고용정보원, 『대졸자 직업이동 경로조사』, 2006.
- 류장수, 「지방대학 졸업생의 노동시장 성과 분석: 수도권대학 졸업생과의 비교」, 『노동경제논집』, 제28권 제2호, 한국노동경제학회, 2005, pp.1~27.
- 박성재, 「지방대 졸업생의 노동이동과 노동시장 성과: 첫번째 일자리를 중심으로」, 『노동정책연구』, 제5권 제4호, 한국노동연구원, 2005, pp.65~99.
- 오호영, 「대학서열과 노동시장 성과-지방대생 임금차별을 중심으로」, 『노동경제논집』, 제30권 제2호, 한국노동경제학회, 2007, pp.87~118.
- 진학사, 『전국 대학·학과별 평균수능점수』, 1994~2003.
- 최바울·김성환, 「대학자의 노동시장 이행 실태와 성과 분석: 수도권 vs 지방대학」, 제2회 산업·직업별 고용구조조사 및 청년패널 심포지엄 자료집, 한국고용정보원, 2003.
- 한국고용정보원, 『청년패널조사』, 2001~2004.
- 한국교육개발원, 『고등교육기관 졸업자 취업통계조사』, 1998~2006.
- 한국교육개발원, 『취업통계분석자료집』, 2007.
- 한국직업능력개발원, 『전문대·대학교 졸업생의 경제활동상태 추적조사』, 2003·2005.
- Mincer, Jacob, "The Distribution of Labor Incomes: A Survey," *Journal of Economic Literature* 8(1), 1970, pp.1~26.
- Turley, Ruth, "Wasted Talent: Why Some High-Achieving Students Don't Apply to College," Working Paper, Paper presented at the annual meeting of the American Sociological Association, Atlanta Hilton Hotel, Atlanta, GA, Aug. 16, 2003.

韓國開發研究

제32권 제2호(통권 제107호)

대북 경제제재와 북한무역

- 2000년대 일본 대북제재의 영향력 추정 -

이석

(한국개발연구원 연구위원)

Economic Sanction and DPRK Trade

- Estimating the Impact of Japan's Sanction in the 2000s -

Lee, Suk

(Research Fellow, Korea Development Institute)

* 이석: (e-mail) suklee@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, 49 Hoegiro, Dongdaemun-gu, Seoul, 130-740, Korea

- Key Word: 북한경제(DPRK Economy), 경제제재(Economic Sanction), 북한무역(DPRK Foreign Trade), 북일 무역(DPRK-Japan Trade), 제3국 효과(Third Country Effect)
- JEL Code: F51
- Received: 2010. 1. 28 • Referee Process Started: 2009. 2. 1
- Referee Reports Completed: 2010. 3. 5

ABSTRACT

This paper estimates the impact of Japan's economic sanction on DPRK trade in the 2000s. It conceptualizes the effects of sanction on DPRK trade, econometrically tests whether such effects exist in case of Japan's sanction using currently available DPRK trade statistics, and measures the size of the effects by correcting and reconfiguring the deficiencies of the currently available DPRK trade statistics. The main findings of the paper are as follows.

First, Japan's sanction can have two different effects on DPRK trade: 'Sanction Country Effect' and "Third Country Effect." The former means that the sanction diminishes DPRK trade with Japan while the latter refers to the effects on DPRK trade with other countries as well. The third country effect can arise not simply because the DPRK changes its trade routes to circumvent the sanction, but because the sanction forces the DPRK to readjust its major trade items and patterns.

Second, currently no official DPRK trade statistics are available. Thus, the so-called mirror data referring to DPRK trading partners' statistics should be employed for the analysis of the sanction effects. However, all currently available mirror data suffer from three fundamental problems: 1) they may omit the real trade partners of the DPRK; 2) they may confuse ROK trade with DPRK trade; 3) they cannot distinguish non-commercial trade from commercial trade, whereas only the latter concerns Japan's sanction. Considering those problems, we have to adopt the following method in order to reach a reasonable conclusion about the sanction effect. That is, we should repeat the same analysis using all different mirror data currently available, which include KOTRA, IMF and UN Commodity Trade Statistics, and then discuss only the common results from them.

Third, currently available mirror data make the following points. 1) DPRK trade is well explained by the gravity model. 2) Japan's sanction has not only the sanction country effect but also the third country effect on DPRK trade. 3) The third country effect occurs differently on DPRK export and import. In case of export, the mirror statistics reveal positive (+) third country effects on all of the major trade partners of the DPRK, including South Korea, China and Thailand. However, on DPRK import, such third country effects are not statistically significant even for South Korea and China. 4) This suggests that Japan's sanction has greater effects on DPRK import rather than its export.

Fourth, as far as DPRK export is concerned, it is possible to resolve the above-mentioned fundamental problems of mirror data and thus reconstruct more accurate statistics on DPRK trade. Those reconstructed statistics lead us to following conclusions. 1) Japan's economic sanction diminished DPRK's export to Japan from 2004 to 2006 by 103 million

ABSTRACT

dollars on annual average (Sanction Country Effect). It comprises around 60 percent of DPRK's export to Japan in 2003. 2) However, for the same period, the DPRK diverted its exports to other countries to cope up with Japan's sanction, and as a result its export to other countries increased by 85 million dollars on annual average (Third Country Effect). 3) This means that more than 80 per cent of the sanction country effect was made up for by the third country effect. And the actual size of impact that Japan's sanction made on DPRK export in total was merely 30 million dollars on annual average. 4) The third country effect occurred mostly in inter-Korean trade. In fact, Japan's sanction increased DPRK export to the ROK by 72 million dollars on annual average. In contrast, there was no statistically significant increase in DPRK export to China caused by Japan's sanction. 5) It means that the DPRK confronted Japan's sanction and mitigated its impact primarily by using inter-Korean trade and thus the ROK.

Fifth, two things should be noted concerning the fourth results above. 1) The results capture the third country effect caused only by trade transfer. Facing Japan's sanction, the DPRK could transfer its existing trade with Japan to other countries. Also it could change its main export items and increase the export of those new items to other countries as mentioned in the first result. However, the fourth results above reflect only the former, not the latter. 2) Although Japan's sanction did not make a huge impact on DPRK export, it might not be necessarily true for DPRK import. Indeed the currently available mirror statistics suggest that Japan's sanction has greater effects on DPRK import. Hence it would not be wise to argue that Japan's sanction did not have much impact on DPRK trade in general, simply using the fourth result above.

이 글은 2000년대 일본의 대북제재가 북한의 대외거래에 미친 효과를 측정한다. 이를 위해 우리는 대북제재의 경제적 효과를 개념화하는 것으로부터 시작하여, 현존하는 북한무역통계를 토대로 일본 대북제재의 효과가 존재하는지 유무를 검증하고, 마지막으로는 현존하는 통계를 합리적으로 재구성함으로써 일본의 제재 효과를 계량

적으로 측정한다. 이러한 과정을 통해 우리가 도달한 결론을 요약하면 다음과 같다. 첫째, 국제사회의 경제제재는 북한의 무역에 당사국 효과와 제3국 효과라는 두 가지의 영향을 미친다. 전자는 제재 당사국과 북한의 무역이 줄어드는 것을 의미하며, 후자는 이에 따라 북한과 여타 국가 사이의 무역도 영향을 받는 것을 말한다. 둘째,

ABSTRACT

이러한 제재의 효과를 분석하기 위해서는 북한무역에 대한 정밀한 통계자료의 입수가 필수적이지만, 현존하는 북한의 무역통계는 모두 특정 국가와 북한의 거래를 잘못 보고하거나, 또는 북한의 실제 거래 국가를 누락하는 등 일정한 결함을 내포하고 있다.셋째, 이러한 통계의 결함을 감안한 상태에서 이를 우회하는 방식으로 분석을 진행해 보면, 일본의 대북제재는 뚜렷한 당사국 효과와 제3국 효과를 동시에 갖는 것으로 나타난다. 일본의 제재로 북일무역은 줄어들지만, 북한은 이를 여타 국가와의 거래확대로 중화시킨다는 뜻이다. 다만, 이러한 제3국 효과는 북한의 수출과 수입에 있어 다르게 나타난다. 수출의 경우에는 한국과 중국, 태국 등 북한의 주요 거래상대국들에서 모두 정(+)의 제3국 효과가 존재하지만, 북한의 수입에 있어서는 한국이나 심지어 중국에 있어서도 제3국 효과의 통계적 유의미성이 부정되는 것이다. 넷째, 일본의 제재 효과를 계수적으로 측정하기 위해서는 현존하는 북한무역통계를 보다 정밀하게 재구성해야만 하는데, 이러한 재구성은 북한의 수입에 있어서는 불가능하지만 수출

에 있어서는 가능하다. 이렇게 재구성된 데 이터를 토대로 추정하면, 2004~06년 북한의 대일 수출은 일본의 대북제재로 연간 0.8억~1.2억달러의 피해를 입은 것으로 나타난다(당사국 효과). 이는 2003년 북한의 대일 수출액의 60%에 해당한다. 그런데 같은 기간 동안 북한은 일본의 제재에 맞서 다른 나라로의 수출선 전환을 추진하였고, 그 결과 연간 0.8~0.9억달러에 달하는 여타 국가로의 수출증대 효과를 보았다(제3국 효과). 여섯째, 이러한 북한 거래선 이전의 60~70%는 한국(남북교역)에 의해 가능해진 것으로 나타난다. 반면, 중국으로의 거래선 이전은 미미하거나 유의미하지 않은 것으로 나타난다. 일곱째, 북한의 수입에 관해서는 이처럼 계수적으로 제재의 효과를 추정하는 일이 불가능하다. 그러나 비록 결함이 있지만 현존하는 북한무역통계는 일본의 제재가 북한의 수출보다는 수입에 더 큰 영향을 미친다고 말한다. 따라서 일본의 제재가 북한의 수출에 있어 별다른 영향을 미치지 못한다고 해서, 곧바로 제재의 효력 자체가 없다고 단정하는 것은 현명하지 못하다.

I. 머리말

오늘날 북한경제와 관련하여 가장 많이 논의되는 주제 가운데 하나는 바로 대북제재이다.¹⁾ 핵 문제 해결 등 북한의 바람직한 변화를 유도하기 위한 목적으로 국제사회가 대북 경제제재를 실시하고 있기 때문이다. 그러나 대북제재와 관련된 국제사회의 인식은 조금 혼란스럽다. 한쪽에서는 대북제재가 북한경제에 별다른 영향을 미치지 못하며, 따라서 이를 강조하는 것은 현명하지 못하다고 믿는 반면, 다른 쪽에서는 대북제재야말로 북한경제를 실질적으로 옥죄어 궁극적으로 북한의 변화를 유도하는 유일한 수단이라고 말하고 있기 때문이다. 그렇다면 과연 현실은 어느 쪽일까?

이 글은 현재의 북한경제와 관련된 이러한 기초적인 질문에 대해 우리가 가지고 있는 데이터는 과연 무슨 말을 하고 있는지를 실증적으로 탐험해 보려는 시도이다. 이를 위해 우리는 2000년대 일본의 대북제재를 소재로 삼는다.

우리가 이 글의 의도와 관련하여 ‘탐험’이나 ‘시도’와 같은 용어를 사용하는데에는 이유가 있다. 우선 이제까지 국제사회의 대북제재에 대한 다양한 논의가 있어 온 것은 사실이지만, 이의 효과에 대한 실증적 분석은 거의 이루어지지 않았다.²⁾ 이에 따라 대북제재의 효과를 측정하기 위해서는 어떤 데이터와 방법을 이용해야만 하는지가 여전히 불분명한 실정이다. 실증분석을 기초로 하는 경제학의 입장에서 보면, 대북제재라는 주제가 여전히 탐험을 요구하는 미지의 영역이라는 뜻이다. 한편, 대북제재에 대한 실증분석이 이처럼 부진한 이유는 무엇

- 1) 국제사회의 대북제재는 비단 경제적인 측면에서뿐만 아니라 정치, 외교 등 다양한 차원에서 활발한 논의를 불러온 것이 사실이다. 또한 이러한 논의는 한국에만 국한된 것이 아니라 미국이나 일본 등 제재당사국은 물론 제재의 대상이 되는 북한 학자들에 의해서도 이루어지고 있다(강창원[2002]; 김복덕 [2002]; 고영남[2005]). 이 가운데 대북 경제제재의 전반적 내용을 가장 잘 정리하고 있는 것은 아마 김상기(2007)일 것이다. 실제로 그는 1950년대 이후 미국의 대북제재부터 2000년대 후반 UN 등의 다자적 제재에 이르기까지 국제사회의 대북제재 내용을 형태별로 모두 개관하고 있다. 그런데 특이할 만한 점은 이제까지의 논의가 주로 미국의 대북제재에 초점을 맞추고 있다는 사실이다(조명철·홍의표[1999]; 양운철[2001]; 김정만[2007]; Rennack[2006]; Choi and Lee[2006]; Niksch and Pearl[2007]). 따라서 이 글에서 다루는 일본의 대북제재에 대해서는 상대적으로 논의가 활발하지 않고, 현존하는 논의의 내용 또한 상대적으로 이 글이 목표로 하는 실증적 분석과는 거리가 있는 것들이다(이석[2005]; 미무라[2005]).
- 2) 이와 관련하여 UN의 통계 데이터를 기초로 대북제재의 영향력을 추정해 보고자 시도한 정형곤·방호경 (2009)은 특별하다. 현재까지 대북제재에 대한 실증분석에 도전한 사례는 그들이 유일한 것으로 보이기 때문이다. 물론 그들이 다루는 대상은 2000년대 후반 UN의 제재이어서 이 글의 주제와는 차이가 있다. 또한 그들의 데이터나 분석기법, 결론 등에 대해서도 다양한 코멘트가 가능할 것이다. 그럼에도 불구하고 대북제재의 영향력을 실증적으로 분석하려는 그들의 시도는 충분히 평가해야 할 것이다.

보다 북한무역과 관련한 데이터의 한계 때문이라고 볼 수 있다. 실제로 현재 북한당국이 발표하는 공식적인 무역통계란 사실상 존재하지 않으며,³⁾ 북한의 거래 상대국들이 제공하는 소위 ‘거울통계(mirror statistics)’ 역시 모두가 일정한 결합을 내포하고 있는 것들이다.⁴⁾ 따라서 북한무역에 대한 모든 논의는 태생에서부터 한계를 가질 수밖에 없으며, 이러한 한계는 아마도 이 글의 경우 역시 예외가 아닐 것이다. 다만, 우리가 이 글에서 시도하려는 것은, 한편으로는 이러한 한계를 인정하면서도, 다른 한편으로는 이 한계의 끝이 과연 어디인지를 추적하는 일이다. 다시 말해, 기존의 결합 있는 통계를 토대로 대북제재의 효과를 분석할 때 합리적으로 도달할 수 있는 결론의 최대치가 어디까지인지를 알아본다는 뜻이다. 우리가 이 글을 시도라고 부르는 것은 바로 이처럼 모험적인 글의 성격 때문이다.

이 글은 대북제재의 영향력 분석을 위한 사례로 일본을 선정한다. 그 이유는 일본의 대북제재야말로 북한에 대한 경제적 제재의 영향력을 총체적으로 분석 할 수 있는 유일한 기회이기 때문이다. 그간 대북제재에 대한 논란이 불거졌던

이유는 이것이 제재 당사국과 북한 사이의 거래에 어떤 영향을 미쳤는지가 불확실했기 때문이 아니었다. 개념적으로 대북제재는 제재 당사자와 북한의 거래에 부정적 영향을 미칠 수밖에 없으며, 현실적으로도 이는 쉽게 관찰된다. 오히려 논쟁이 벌어진 근본 이유는 이른바 제3국 효과라는 제재의 간접효과 때문이었다. 특정 국가가 북한에 제재를 가할 경우 북한은 이에 맞서 다른 나라와의 거래를 증가시키려 할 것이므로 실제로는 제재의 효과가 무력화될 가능성이 있다는 지적이다. 따라서 대북제재의 효과를 보다 엄밀하게 추정하려면 이러한 제3국 효과 역시 동시에 고려해야 하는데, 현재로서는 이것이 가능한 경우가 일본의 제재 이외에는 별달리 없다. 예를 들어, 미국의 대북제재는 1950년대부터 시작된 것으로, 이의 제3국 효과를 추정하기 위해서는 1950년대를 전후한 북한의 각국별 무역통계를 입수하여야 하는데, 이는 현실적으로 불가능하다. 반면, 일본의 대북제재는 2003년에 시작되었으며, 이를 전후한 북한의 무역과 관련해서는 현재 다양한 거울통계가 존재한다. 우리가 일본을 사례로 대북제재의 영향력을 분석하는

3) 물론 북한의 공식무역통계는 매우 간헐적으로 외부에 유출되고 있다. 예를 들어, 2000년대 중반 북한의 ‘조선민주주의인민공화국 중앙통계국’은 UN에 1998년부터 2004년까지의 공식무역통계를 제출한 바 있다(이석[2007]; 이석·이재호[2008]). 그러나 이러한 공식통계는 단순히 수출입 총액만을 제시하고, 국가별 무역규모나 상품별 거래에 대해서는 아무런 정보를 제공하지 않고 있다. 따라서 이를 현실의 북한무역 분석에 이용하는 것은 사실상 불가능한 설정이다.

4) 이에 대해서는 이 글의 제Ⅱ장에서 자세히 토론한다.

이유가 바로 여기에 있다.

우리는 이 글에서 북한에 대한 무역제재만을 다루며, 그것의 영향력에 대해서도 북한의 대외무역에 한정하여 논의를 진행한다. 물론 대북제재는 금융제재를 포함한 광범위한 개념이며, 이의 영향력 또한 북한의 실물경제 등 다양한 분야에 미치는 것이 사실이다. 그러나 현재 우리가 가지고 있는 데이터와 정보의 수준으로 이처럼 광범위한 제재의 수단과 영향력을 모두 분석하기란 사실상 불가능하다. 따라서 이 글에서는 편의상 이러한 여타의 제재 수단이나 영향력의 범위를 모두 사상한 채 분석을 진행한다.

이 글의 구성은 다음과 같다. Ⅱ장에서는 일본의 대북제재를 분석하기 위한 몇 가지 예비적 작업을 시도한다. 대북제재의 효과를 개념적으로 도해하고, 이의 분석에 이용되는 데이터의 성격을 토론하며, 일본의 대북제재 효과를 분석하기 위한 구체적인 작업과정을 설계한다. Ⅲ장에서는 현존하는 북한무역통계들을 그대로 이용하여 일본의 대북제재에 따른 경제적 효과의 존재 유무를 검증한다. Ⅳ장에서는 일본의 대북제재 효과를 구체적인 수치로 계측한다. 이를 위해 현존하는 북한무역통계들을 새로운 방식으로 재구성하는 한편, 이렇게 재구성된 통계를 이용할 경우 북한의 수출에 있어서만큼은 제재의 총(순)영향력을 계측할 수 있음을 보인다. 마지막으로 Ⅴ장에서는 이상의

논의를 정리하고, 이 글의 한계를 적시하는 것으로 맺음말을 대신한다.

II. 대북제재의 효과와 이용 데이터 분석

일본의 대북제재는 2003년 북한 선박에 대한 감시활동의 강화로부터 시작되어 오늘날에 이르기까지 더욱 강화된 형태로 유지되고 있다. 그런데 이러한 제재가 북한의 대외거래에는 어떤 영향을 미쳤을까? 이러한 질문에 대답하기 위해 우리는 먼저 대북제재의 개념적 효과와 이의 실증분석을 위해 필요한 데이터의 성격, 그리고 실제적 분석을 위해 필요한 대상 기간의 설정 및 분석 절차의 확립 등 전반적인 작업과정에 대해 토론한다.

1. 대북제재의 효과 - 개념의 확정

국제사회의 대북제재는 크게 두 가지 형태로 진행되어 왔다. 하나는 미국과 일본 등 개별 국가들에 의한 양자적 제재였으며, 다른 하나는 UN과 같은 국제기구가 가맹국들로 하여금 특정 상품의 대북 거래를 제한하도록 요구하는 다자적 제재였다. 실제로 미국은 1950년대 한국전쟁 이후 현재까지 다양한 국내법을 통해

북한과의 거래를 포괄적으로 제한하고 있다.⁵⁾ 또한 북한은 1990년대 초반까지 국제사회의 ‘대공산권 전략무기수출제한 협정’의 규제를 받았으며, 1997년 이후에는 동 협정이 확대 개편된 ‘바세나르(Wasenaar) 체제’의 규제를 받고 있다. 특히 북한 핵 문제가 대두된 2000년대 후반에는 연이은 UN의 대북제재 결의안으로 세계의 거의 모든 국가가 북한과의 사치 품 및 군수품 거래에서 제한을 받고 있다. 이렇게 보면 2003년 이후 본격화된 일본의 대북제재는 북한과 일본 사이의 고유한 현상이라기보다는 1950년대부터 현재까지 이어지고 있는 국제사회 전반의 대북제재와 관련된 현상이라고 판단할 수 있다.

당연한 말이지만, 이러한 국제사회의 대북제재는 북한과 제재 당사국 사이의 거래를 위축시키는 부정적 ‘당사국 효과’를 갖는다. 대북제재 자체가 바로 이러한 효과를 목표로 설계된 것이기 때문이다. 실제로 미국의 대북제재로 인해 북한의 대미 무역은 연간 수만 달러에 불과할 정도로 미미한 수준을 유지하고 있으며, 2003년 일본의 대북제재가 본격화된 이후에는 과거 수억 달러에 달하던 북일무역규모가 불과 2~3년 사이에 거의 ‘제로

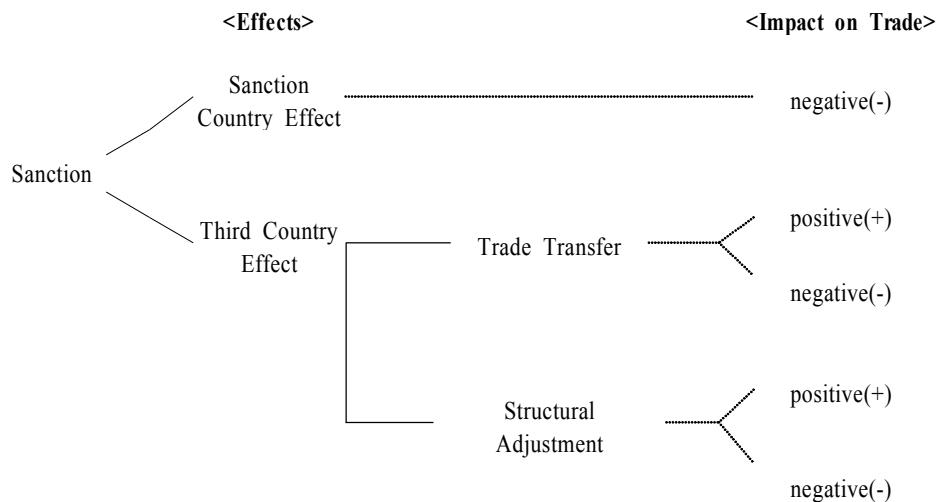
(0)’에 가까운 수준으로 떨어진 것으로 나타난다.⁶⁾

그런데 이처럼 대북제재의 당사국 효과가 존재한다고 해서 곧바로 그 제재가 유효하다고 말하기는 쉽지 않다. 국제사회의 대북제재에는 부정적 당사국 효과뿐만 아니라 이를 중화시킬지도 모르는 ‘제3국 효과’ 또한 존재하기 때문이다. 제3국 효과란 특정 국가가 북한에 제재를 가하는 경우 해당 국가와 북한의 거래만 영향을 받는 것이 아니라, 제재에 참여하지 않는 다른 나라와 북한의 거래 역시 동시에 영향을 받는다는 사실을 지칭한다. 예를 들어, 일본의 대북제재로 북일 무역이 줄어들 경우, 북한은 이를 한국 등 제3국과의 무역확대로 보전하려 시도 할 것이며, 이로 인해 북한의 대외거래 전체의 차원에서는 일본의 대북제재가 그 효력을 상실할 수도 있다는 뜻이다. 물론 제3국 효과가 언제나 정(+)의 크기 만을 갖는 것은 아니다. 예를 들어, 이제 까지 북한이 일본으로부터 섬유류 가공 기계를 수입하고, 이에 필요한 원단을 홍콩으로부터 수입했다고 가정하자. 이 경우 일본의 대북제재로 북한의 일본산 섬유류 가공기계 수입이 줄어들면, 여기에 연관되어 있는 홍콩산 원단의 수입 또한

5) 이에 대해서는 김상기(2007), pp.25~37이 자세하다.

6) 예를 들어, 일본의 세관통계에 따르면, 2000년대 초반 3.7억~4.6억달러에 달하던 북일무역규모는 2003년 일본의 대북제재가 실시된 해에는 2.7억달러로 하락하였으며, 이후 제재가 지속되면서 2006년에는 1.2억 달러 그리고 2007년에는 단지 9백만달러에 불과한 것으로 나타난다.

[Figure 1] Impact of Economic Sanction on Trade



줄어들어 홍콩의 입장에서 본 제3국 효과는 부(-)의 크기로 나타날 수 있다. 따라서 일본의 대북제재에 따른 제3국 효과가 존재한다고 해서 반드시 이것이 제재 자체를 무력화시키는 방향으로만 작용한다고 말하기는 쉽지 않다. 그럼에도 불구하고 국제사회의 대북제재에는 부정적 당사국 효과뿐만 아니라 사전적으로는 그 방향을 알 수 없는 제3국 효과 역시 존재하므로 단순히 전자만을 가지고 그 실제적 효력을 논의하는 것은 적절하지 않을 것이다.

문제를 더욱 어렵게 만드는 것은 제3국 효과에 내포된 이질적인 영향력의 내용이다. 한 가지 극단적인 예를 들어보자. 현재 북한은 일본의 대북제재에 따른 북일무역의 감소를 그에 상응하는 남북

교역의 증대로 상쇄하고 있으며, 이로 인해 북한의 대외거래규모에는 아무런 변화가 없다고 가정하자. 이 경우 일본의 대북제재는 효력이 없는 것일까? 만일 남북교역의 증대로 상징되는 한국의 제3국 효과가 단순히 ‘거래선 이전’만을 의미한다면, 일본의 대북제재는 북한의 대외거래에 별다른 영향력을 행사하지 못한다고 볼 수 있다. 일본의 제재로 북한이 일본에 수출하던 어패류의 수출에 장애가 발생했지만, 북한은 이를 한국으로의 수출선 전환으로 쉽게 우회하기 때문이다. 그러나 만일 한국의 제3국 효과가 북한으로 하여금 일종의 ‘교역구조 조정’을 강요하는 것이라면 이야기는 달라진다. 북한이 일본의 제재에 직면하여 그간 일본으로 수출하던 어패류를 한국으로

수출하고자 시도했지만, 한국은 일본과 동일한 어폐류를 수입하지 않는 까닭에 북한으로서는 한국이 수입하는 새로운 어폐류를 생산하여 수출하거나, 아니면 아예 섬유와 같이 한국이 주로 수입하는 여타의 제품 수출을 늘리는 방식으로 제재에 맞서고 있다는 것이다. 이 경우 비록 수량 면에서는 일본의 대북제재가 한국의 제3국 효과로 별다른 효력을 발휘하지 못하는 것으로 보일지 모르지만, 실제로는 이 제재를 통해 북한의 교역구조 자체가 변화를 맞고 있다는 점에서 그 효과는 쉽게 가늠하기 어려울 정도로 크다고 볼 수도 있다.

그런데 제재의 제3국 효과를 이처럼 세분하게 되면, 그것의 수치적 결과를 해석하기가 매우 어려워진다. 예를 들어, 제3국 효과가 양(+)의 거래선 이전만으로 구성되고 그 크기가 100이라고 가정하면, 이 경우에는 100의 수치만큼 제재의 효력이 반감되고 있다고 말할 수 있다. 그러나 만일 이 100이 북한의 교역구조 조정으로 발생한 것이라면, 이 경우에도 제재의 효력이 100만큼 반감되었다고 말하기는 쉽지 않다. 여기에는 북한이 교역구조 조정에 투입하는 비용이 만만치 않을 것이기 때문이다. 이러한 이유에서 우리는 이 글에서 대북제재의 효과를 편의상 두 가지로 구분한다. 하나는 좁은 의미로 ‘당사국 효과에 거래선 이전을 의미하는 제3국 효과만을 합’한 것이며, 다른 하나

는 여기에 교역구조 조정 효과까지를 포함한 개념이다. 만일 우리가 일본의 대북제재를 전후하여 단순히 북한의 국가별 무역규모 변화만을 본다면, 이로부터 얻어지는 결과는 북한의 교역구조 조정까지를 포함하는 후자의 경우를 나타낼 것이다. 그런데 이미 언급했듯이 이러한 교역구조 조정의 의미를 해석하기는 쉽지 않다. 이러한 이유에서 우리는 굳이 이를 배제한 좁은 의미의 대북제재 효과 역시 동시에 고려하는 것이다.

2. 이용 가능한 북한 무역 데이터의 특징과 한계

그렇다면 이처럼 다양한 측면을 갖고 있는 대북제재 효과를 어떻게 측정할 수 있을까? 물론 이에 대해서는 다양한 견해가 존재할 수 있지만, 아마도 개념적으로 가장 완벽한 방법은 다음과 같을 것이다. 우선 대북제재의 당사국 효과가 존재하는지를 실제의 데이터로 확인한다. 만일 당사국 효과 자체가 존재하지 않는다면, 대북제재는 사실상 무의미한 것이라고 볼 수 있기 때문이다. 그러나 반대로 당사국 효과가 존재하는 것이 입증된다면, 대북제재와 관련하여 존재할 수 있는 모든 양(+)과 음(-)의 제3국 효과를 추출하고, 이를 앞서 확인한 당사국 효과에 더해 제재의 순효과를 평가해야 할 것이다. 그리고 마지막으로는 이렇게 추출된

각각의 양(+)과 음(-)의 제3국 효과가 과연 단순한 거래선 이전을 의미하는지, 아니면 북한의 교역구조 조정까지를 포함하는지를 검토함으로써 최종적으로 동제재의 영향력의 크기와 형태를 판단해야 할 것이다.

그런데 이러한 방법을 사용하기 위해서는 북한의 대외거래 전반에 걸친 상세하고도 방대한 데이터의 입수가 필수적이다. 일본 대북제재의 당사국 효과와 제3국 효과를 확인하기 위해서는 동제재가 본격화된 2003년을 전후하여 북한과 거래가 있는 세계 모든 나라의 무역 데이터를 입수해야 하며, 특히 제3국 효과의 실질적 내용을 파악하기 위해서는 이들 데이터가 구체적인 상품 수준으로까지 확대될 필요가 있기 때문이다. 그런데 과연 이러한 데이터가 존재할까?

다행스럽게도 1990년대 이후 북한무역에 대해서는 다양한 외부기관이 데이터를 집계하고 있다. 예를 들어, 한국의 대한무역투자진흥공사(KOTRA)는 1990년 이후 북한과 거래가 있다고 보고하고 있는 세계 각국의 세관통계를 토대로 매년 북한의 국가별 상품별 무역통계를 발표하고 있다. 또한 UN이 세계 각국의 세관통계를 모아 발표하는 상품거래통계(UN Commodity Trade Statistics)를 북한을 중심으로 (재)정렬하면 KOTRA가 제공하는

것과 유사한 북한의 무역통계를 확보할 수 있으며, 이는 IMF의 무역향방통계(IMF Direction of Trade Statistics)의 경우에도 동일하다. 따라서 언뜻 보면, 이들 통계를 이용하는 경우 일본의 대북제재 효과를 분석하는 일이 그렇게 어렵지 않게 보일 수도 있다. 그러나 이들 통계의 내용을 꼼꼼히 뜯어보면 사정은 간단치가 않다.

<Table 1>을 살펴보자. 이미 언급한 것처럼 KOTRA와 UN 그리고 IMF는 북한의 거래상대국 세관이 발표하는 거울통계를 이용한다는 공통점이 있다. 그런데 이들이 발표하는 북한의 무역규모는 서로 상당한 차이가 난다. 예를 들어, 2006년의 경우 KOTRA는 북한의 무역액이 약 30억달러라고 말하지만, UN과 IMF는 이 수치가 45억달러에 이른다고 말하는 것이다. 거울통계라는 동일한 밑자료로 만들어지는 이들 기관의 통계가 왜 이처럼 차이가 나는 것일까?

북한과 같이 무역통계를 발표하지 않는 나라의 대외거래를 거울통계로 재구성할 경우에는 두 가지의 근본적인 어려움이 있다.⁷⁾ 첫째, 거래상대국 통계가 북한과의 무역을 잘못 보고할 가능성이 있다. 이러한 오류의 가능성은 한국(South Korea)과 같이 특수한 존재를 갖고 있는 북한(North Korea)의 경우에는 매우

7) 북한의 무역통계에 대해서는 이석·이재호(2008) 및 이석(2007)이 자세하다. 본문의 논의 역시 이들 기존의 연구에 상당 부분 기초한 것이다.

<Table 1> DPRK Trade Statistics By Sources

(Unit: million US dollar, number)

		2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Trade Volume	KOTRA	1,972	2,261	2,260	2,391	2,857	3,002	2,996
	UN	2,834	3,886	2,624	2,598	3,469	3,773	4,404
	IMF	3,053	4,219	3,198	3,136	3,973	4,215	4,590
Number of Importers	KOTRA	52	57	52	52	56	61	60
	UN	128	129	127	128	130	125	108
	IMF	120	116	117	118	118	119	118
Number of Exporters	KOTRA	48	55	47	47	53	53	55
	UN	91	91	88	92	94	89	78
	IMF	84	86	85	90	89	89	84

Sources: KOTRA, *Foreign Trade of North Korea*, Various Years.

UN Commodity Trade Database.

IMF, Direction of Trade Statistics CD-Rom 2008.

현실적이다. 둘째, 집계 기관에 따라 북한의 실제 거래상대국 통계를 집계에서 누락할 가능성이 있다. 현실적으로 이들 거래상대국 모두의 거울통계를 입수하는 일이 용이하지 않을 수도 있기 때문이다. 그런데 현존하는 북한의 무역 관련 통계 모두는 이러한 두 가지 어려움에서 자유롭지 못하다. 예를 들어, KOTRA는 거래 상대국이 북한과의 무역을 잘못 보고할 가능성을 고려하여 관련 통계 집계 시 이를 검증하는 과정을 거친다.⁸⁾ 그러나 KOTRA가 집계하는 북한의 거래상대국은 매우 제한적이다. 실제로 KOTRA의

지사가 존재하지 않는 남미와 아프리카 등의 북한 무역상대국들 대부분은 KOTRA의 집계통계에서 누락되고 있는 설정이다. 반면, UN과 IMF는 세계의 거의 모든 국가들로부터 통계를 제출받으므로 이들의 통계에서 북한의 거래상대국이 누락될 가능성은 크지 않다. 그러나 이들은 특정 국가의 통계를 검증하지 않으므로, 이들의 통계 속에는 북한과의 무역을 잘못 보고하는 국가의 통계가 그대로 반영되어 있을 가능성이 매우 높다. <Table 1>에 나타나 있는 기관별 북한 무역규모의 차이는 바로 이러한 통계상의

8) 물론 KOTRA의 검증이 어떤 과정을 통해 얼마나 정밀하게 이루어지는지에 대해서는 현재 알려진 것이 많지 않다. 다만, KOTRA는 각국의 세관통계에 북한의 현 경제수준으로는 발생하기 힘든 대외거래 품목이 발견될 때, 이것이 한국과의 무역을 오기한 것이 아닌지 확인하여 데이터를 수정하는 것으로 판단된다. 이에 대해서는 이석·이재호(2008)를 참조하라.

문제점이 복합적으로 작용한 결과라고 볼 수 있다.

이러한 무역통계의 한계는 북한의 상품별 거래라는 영역으로 들어가면 또 다른 문제를 야기한다. 이미 언급한 것처럼, 대북제재의 제3국 효과를 분석하기 위해서는 북일무역은 물론 북한과 여타 국가와의 거래에 있어서도 매우 상세한 상품별 거래내역을 확보해야만 한다. 그런데 북한무역과 관련하여 현재 HS 6자리 이하의 세부적인 상품별 거래내역을 제공하고 있는 통계는 UN의 통계가 유일하다. 따라서 KOTRA나 IMF의 통계는 상품별 북한무역 분석이라는 측면에서는 쓰임새가 제한적일 수밖에 없다. 더욱 문제가 되는 것은 이러한 UN의 통계에서 조차 북한 대외거래의 거의 30%를 차지하는 남북교역에 관한 내용은 누락되어 있다는 사실이다. 물론 남북교역과 관련해서는 한국의 통일부가 공식적으로 제공하는 상세한 품목별 거래내역이 존재 한다. 그러나 이러한 공식적 남북교역통계는 국제적으로 이용되는 HS 기준이 아닌 한국고유의 MTI 기준으로 분류되어 있어 이를 곧바로 UN의 통계에 삽입하여 활용하는 것이 불가능하다.

또한 기존의 통계 모두에서는 북한의 상업적 거래와 비상업적 거래가 구분되지 않고 있다. 그런데 당연한 말이지만, 일본의 대북제재와 관련이 있는 북한의 거래형태는 비상업적 거래가 아니라 상

업적 거래이다. 따라서 기존의 통계를 그대로 이용하여 일본의 대북제재 효과를 추정할 경우, 여기에는 1990년대 이후 북한이 세계 각국으로부터 받고 있는 비상업적 거래가 모두 포함되어, 제재의 순수한 효과가 제대로 추출되지 않을 수도 있는 것이다.

이상에서 살펴본 것처럼 현존하는 북한의 무역 관련 통계는 모두 일정한 오류의 가능성을 내포하고 있는 불완전한 데이터들이다. 또한 그것들은 대북제재의 순수한 효과를 측정하는 데 직접 이용되기에도 쉽지 않은 성격을 갖고 있다. 그렇다면 과연 이러한 데이터들을 토대로 일본의 대북제재 효과에 대해 합리적인 결론을 도출하는 일이 가능한 것일까?

3. 분석 방법과 절차의 설계

이러한 데이터의 문제로 인해 이 글에서는 일본의 대북제재 효과를 다음과 같이 분석한다. 물론 이는 앞서 언급한 것과 같이 개념적으로 가장 바람직한 방법이라고 볼 수는 없다. 그럼에도 불구하고 이러한 방법이야말로 현재 이용 가능한 데이터의 수준에서 시도할 수 있는 최선의 방법이라고 믿는다.

[1] 먼저 우리는 현존하는 북한의 무역통계들을 그대로 이용하여 일본 대북제재의 당사국 효과와 제3국 효과의 존

- [2] 우리는 현재 존재하는 각각의 북한무역통계에 대해 복수의 추정기법을 적용하고, 이로부터 나온 결론 역시 동일하게 상호 비교하여 그 공통분모를 재 유무를 확인한다. 그러나 이를 위해 우리는 어떤 특정한 데이터를 선택하여 이용하는 것이 아니라, 이들 데이터 모두를 동시에 사용함으로써 이로부터 얻어지는 결론의 공통분모를 찾고자 시도한다. 다시 말해, 앞서 언급한 KOTRA나 UN 그리고 IMF 통계 가운데 어느 하나를 선택적으로 이용하기보다는 이들 모두를 대상으로 동일한 분석을 반복적으로 수행하고, 각각의 통계로부터 얻어진 결론들을 상호 비교함으로써 이들 사이의 공통점을 찾는 방식으로 논의를 진행한다는 뜻이다. 일본 대북제재의 당사국 효과와 제3국 효과가 존재하는지의 유무는 바로 이렇게 얻어진 각 통계분석의 공통 결론을 가지고 토론한다. 예를 들어, 이들 통계를 분석한 결과 모두에서 공통적으로 일본 대북제재의 효과가 존재하는 것으로 판찰된다면, 우리는 이러한 효과가 실제로 존재한다고 말할 것이다. 그러나 만일 이들 통계들 가운데 어느 하나라도 동 효과의 존재를 부인한다면, 우리는 이와 관련된 결론은 불확실하다고 말하고 이에 대한 별도의 논의를 진행한다.

- [2] 우리는 현재 존재하는 각각의 북한무역통계에 대해 복수의 추정기법을 적용하고, 이로부터 나온 결론 역시 동일하게 상호 비교하여 그 공통분모를

찾고자 시도한다. 복수로 존재하는 북한의 무역통계 각각에 대해, 복수의 추정기법을 적용하여 얻어진 개별적인 결론들 모두를 비교함으로써 이들의 공통점을 가지고 일본 대북제재의 효과가 존재하는지 유무를 토론한다는 뜻이다.

- [3] 우리는 앞서의 방법으로 일본 대북제재의 당사국 효과와 제3국 효과의 존재 유무를 확인하기는 하지만, 이들의 절대적인 크기에 대해서는 강조점을 두지 않는다. 이들의 크기를 비교하여 일본 대북제재의 순효과를 확정하려 시도하지 않는다는 의미이다. 이미 언급했지만, 우리가 여기에서 사용하는 데이터는 모두 다르고, 또한 각자 나름의 결점을 내포하고 있는 것들이다. 따라서 이로부터 얻어진 각 효과의 추정치는 모두 다를 것이며, 또한 모두 현실을 일정 부분 왜곡했을 것이다. 이러한 이유에서 우리는 일단 이들 추정치가 통계적으로 유의미한가 그렇지 않은가만을 평가하며, 이들 추정치의 크기에 대해서는 강조점을 두지 않는다.

- [4] 그런데 우리가 앞서 언급한 기존 무역통계의 한계를 감안하면 [1]~[3]까지의 추정 결과도 과연 신뢰할 수 있을 것인지 의문이 들 수 있다. 따라서 우리는 [1]~[3]의 결과에 있어 앞서 언급한 기존 무역통계의 한계가 어떻게

반영되는지를 명시적으로 검토한다. 그리고 이러한 검토를 토대로 [1]~[3]의 결과를 어떻게 제한적으로 해석할 것인지를 또한 논의한다.

[5] 위의 [4]의 절차가 필요한 것은 기존의 북한무역통계가 갖는 문제점 때문이다. 따라서 이를 궁극적으로 해결하는 유일한 방법은 우리가 앞서 언급한 문제점들을 제거한 새로운 무역통계를 재구성해 내는 일뿐이다. 또한 위의 [3]에서 시도하지는 않았지만, 우리가 대북제재의 효과를 추정하는 궁극적인 목적은 그 효과의 크기를 계수적으로 측정하는 데 있다. 이러한 목적을 달성하기 위해서도 기존의 통계에서 나타난 문제점을 해결한 새로운 북한무역통계를 재구성해 내는 일이 필요하다. 이를 위해 우리는 현존하는 북한무역통계를 기초로 하여 이들의 문제점을 해결하는 새로운 형태의 통계를 재구성할 수 있는지의 여부를 토론한다. 그리고 만일 이러한 통계의 합리적 재구성이 가능하다면, 그것은 어떤 방법으로, 어떤 수준에서 까지 가능한 일인가 역시 토론한다. 보다 구체적으로 우리는 현재 존재하는 북한의 국가별 무역통계를 구체적인 상품거래의 수준에서 확인하여, 북한이 실제로 수행했다고 인정되는 거래들 가운데 일본의 대북제재 효과를 측정하는 데 유의미한 거래들만을 모

두 찾아내는 방식을 검토한다.

[6] 일본 대북제재의 효과를 계수적으로 측정하는 작업은 이렇게 재구성된 무역통계를 가지고 수행된다. 물론, 뒤에서 언급하겠지만, 이렇게 재구성된 통계는 북한의 수입에는 적용되지 않으며 단지 수출에만 적용된다. 또한 북한의 수출에 있어서도 동 통계가 북한의 거래상대국 모두를 포괄하지는 못한다는 한계가 있다. 그럼에도 불구하고 동 통계는 우리가 앞서 언급한 기존 통계의 부정확성 등을 제거한 것이다. 또한 그것은 일본의 대북제재와 관련된 북한의 여타 주요 거래상대국 모두를 망라한 것이라는 점에서 제제의 실제 효과에 영향을 미칠 만한 거래상대국들을 누락시키지도 않는 것으로 나타난다. 이러한 사실을 배경으로 우리는 동 통계를 이용하여 일본의 대북제재가 갖는 효과의 총(순)크기를 계수적으로 측정한다.

[7] 위의 [6]에서 재구성된 통계의 한 가지 중요한 특징은 그것이 일본의 대북제재에 따른 제3국 효과와 관련, 정확히 거래선 이전 효과만을 검출한다는 것이다. 따라서 위의 [6]의 결론은 우리가 앞서 말한 좁은 의미의 제재 효과를 검증하는 것으로 나타난다. 그런데 앞의 [1]~[3]에서 논의하는 제3국 효과란 당연히 이러한 거래선 이

전뿐만 아니라 북한의 교역구조 조정에 따른 효과까지를 포함하는 것이다. 따라서 우리는 [6]에서 도출된 결론과 앞의 [1]~[3]의 결론을 서로 대비함으로써 일본의 대북제재에 따른 제3국 효과의 전반적 존재 형태에 대한 시사점을 도출한다.

[8] 마지막으로 우리는 앞서 언급한 남북 교역통계의 문제로 인해 현재 이용 가능한 공식적 남북교역통계는 이용하지 않는다. 대신 우리는 한국의 세관이 HS 기준으로 집계한 원(原)남북 교역통계를 통일부가 교역 형태별로 일차적으로 (재)분류한 데이터를 이용한다. 한국 세관의 통계는 기본적으로 세계 각국 세관이 제공하는 북한 관련 무역통계와 동일하며, 그 구체적인 상품 거래내역은 HS 10단위까지 분류된다. 우리는 이들 통계를 통일부가 상업적인 교역(일반, 위탁, 금강산, 개성 등)과 비상업적인 교역으로 일차 분류한 데이터를 사용한다.⁹⁾ 이를 이용할 경우 KOTRA나 UN, IMF 등 의 북한무역통계와 서로 호환이 가능한 동시에, 일본의 대북제재와 관련이 있는 상업적 교역만을 추출할 수 있다는 장점이 있다.

이상과 같은 방법으로 우리는 1998~

2006년의 북한무역을 대상으로 일본의 대북제재 효과를 측정한다. 물론 혼존하는 북한무역통계는 1990년 이후부터 존재하며, 따라서 일본의 대북제재 효과를 이용 가능한 최장의 시계열로 분석하기 위해서는 1990년 이후의 통계를 모두 사용하는 것이 바람직하다. 그러나 북한의 무역은 1990년대의 초중반의 경우 현재와는 매우 다른 모습을 보였다. 1990년대 초중반의 경제위기로 북한의 무역규모가 매년 급격히 하락하다가, 1998년을 기점으로 비로소 현재와 같은 증가추세로 반전된 것이다. 이는 북한의 무역추세가 1998년을 기점으로 근본적으로 변화했을지도 모른다는 점을 시사한다. 따라서 여기에서는 2000년대 일본의 대북제재와 관련, 자칫 불필요할지도 모를 이러한 무역추세에 대한 논의를 배제하기 위해 그 실제적 분석 대상을 1998년에서 2006년으로 한정하는 것이다.

III. 기존 무역통계에 기초한 제재의 당사국 효과와 제3국 효과 검증

그럼 이제 일본의 대북제재에 대한 실질적인 분석에 돌입해 보자. 먼저 우리는

9) 이들 통계를 이용한 분석의 사례로는 고일동 외(2009)를 참조하라.

현존하는 북한의 무역통계 모두를 그대로 이용하여 일본 대북제재의 당사국 효과와 제3국 효과의 존재 유무를 검토하기로 한다. 그런데 이들 효과의 존재 유무를 어떻게 확인할 수 있을까?

1. 기본 모형

우선 일본의 대북제재에 따른 당사국 효과를 생각해 보자. 우리는 앞에서 일본의 대북제재가 실시된 2003년을 기점으로 북일무역의 규모가 크게 감소했다고 지적한 바 있다. 그런데 과연 이것이 일본 제재의 당사국 효과를 의미하는 것일까? 이러한 질문과 관련하여 여기에서는 일반적인 국가 간 무역을 설명할 때 주로 이용되는 중력모형(Gravity Model)을 고려한다. 중력모형은 해당국들의 소득 수준은 물론 거래비용에 영향을 미치는 제반요인들도 국가 간 무역규모에 영향을 미친다고 본다. 예를 들어, 특정 국가 사이의 무역규모는 이들의 소득수준에 따라 증가하지만, 지리적 거리와 같이 거래비용을 증가시키는 변수들에 따라서는 오히려 감소하는 경향이 있다는 것이다. 이러한 모형은 직관적으로 이해하기 쉬운 여러 변수들을 통해 국가 간 무역을 설명한다는 장점이 있다. 또한 그것은 특정 국가에 대한 제재의 효과를 파악하는데에도 유용하다. 경제제재란 결국 해당 국가와의 거래비용을 늘리는 요인의 하

나라는 점에서 이를 중력모형의 설명변수로 직접 삽입할 수 있기 때문이다.

중력모형에 따르면, 그간 북한의 무역은 크게 네 가지 요인에 의해 좌우되었다고 볼 수 있다. 첫째는 북한 및 거래상대국의 소득수준이며, 둘째는 이들 사이의 지리적 거리, 셋째는 거래상대국에 존재하는 (대규모) 북한교포의 유무, 그리고 네째는 해당 국가에 의한 대북제재의 실시 유무 등이다. 이 가운데 여타의 요인들에 대해서는 별다른 설명이 필요 없겠지만, 북한교포라는 요인에 대해서는 약간의 추가적 설명이 필요하다. 1990년대 이후 북한의 가장 중요한 거래상대국은, 한국을 제외하면, 중국과 일본이었다. 그런데 이들 국가와 북한의 교역을 이끌고 온 주체는 이들 지역에서 생활하는 북한교포 또는 동포들이었다. 북중무역의 70% 이상을 조선족 동포들이 거주하는 동북 3성 무역이 차지한 것이나, 북일무역의 대부분이 조총련을 중심으로 이루어졌다는 사실이 이를 잘 말해 준다. 위의 셋째 요인은 바로 이러한 북한무역의 고유한 특징을 반영하기 위한 것이다.

그럼 이제 이러한 요인들을 고려하여 일본의 대북제재에 따른 당사국 효과를 검증하는 방법으로 다음과 같은 북한무역의 회귀방정식을 생각해 보자.

$$\ln(X_{it}) = \alpha_0 + \beta_1 \ln(GDP_{Kt} \cdot GDP_{it}) + \beta_2 \ln(disk_{Ki}) + \beta_3 ED + \beta_4 USD + \beta_5 JD + \beta_6 WD + \beta_7 Trend \quad (1)$$

[단, X_{it} : 북한의 i국가에 대한 t년도 거래량]

GDP_{Kt} 와 GDP_{it} : t년도 북한 및 i국가의 GDP

$disk_{Ki}$: 북한과 상대국의 거리

ED : 북한교포(동포) 더미(중국과 일본은 1, 그 밖의 모든 나라는 0)

USD : 미국 제재 더미(미국은 1, 그 밖의 모든 나라는 0)

JD : 일본 제재 더미(2004~06년 일본은 1, 그 밖의 모든 연도 및 나라는 0)

WD : 바세나르 더미(1998~2006년 바세나르 협약국은 1, 그 밖에는 모두 0)

$Trend$: 1998~2006년 추세 더미

식 (1)은 몇 가지 측면에서 약간의 설명이 필요하다. 우선 우리는 북한무역과 관련된 소득변수로 북한 및 관련국의 명목 GDP의 곱 하나만을 상정한다. 그런데 이와 관련해서는 북한과 상대국의 1인당 GDP나 인구변수 등 다양한 추가변수를 고려할 수 있다. 그러나 문제는 북한의 소득과 관련된 제반 변수들의 추정값이 극도로 불확실하다는 점이다. 예를 들어, 2000년대 북한의 1인당 GDP와 관련해서는 최소 300달러에서부터 최대 1,100달러 까지 그 추정값의 편차가 매우 크며, 이러한 사정은 북한의 인구에 있어서도 다르지 않다.¹⁰⁾ 따라서 여기에서는 이처럼 추정값의 크기가 극도로 차이를 보이는 북한의 소득 관련 변수를 다양하게 회귀식에 삽입하기보다는, 오히려 이와 관련

된 대표 변수인 명목 GDP 하나만을 상정함으로써 추정값의 차이에서 오는 오차를 최대한 줄이는 방법을 선택한다. 또한 식 (1)에서는 북한과 상대국 사이의 지리적 거리 및 교포의 존재 유무 이외에는 일반적으로 중력모형에 삽입되는 국경 변수와 같은 여타의 요인들은 삽입하지 않는다. 이는 기술적으로 이들 여타의 변수들이 지리적 거리나 교포의 존재 유무 와 높은 상관관계를 보여 전체 회귀식의 추정에서 다중상관성의 문제를 초래할 가능성이 있기 때문이다. 한편, 식 (1)에서는 국제사회의 대북제재 변수로 미국과 일본, 그리고 바세나르(Wasenarr) 협정에 의한 제재 등 세 가지를 상정한다. 이들 세 가지가 1990년대 후반부터 2000년대 중반까지 북한의 무역에 실제로 적용

10) 북한의 소득 관련 통계 및 이의 외부 추정치의 불확실성에 대해서는 이석(2007)이 자세하다. 특히 북한의 GDP 관련 통계에 대한 편차와 그의 해소방안 등에 대해서는 이석·김병연(2006)을 참조하라.

된 국제사회의 제재이기 때문이다. 물론 미국이나 일본에 의한 포괄적인 제재와는 달리 바세나르 협정은 북한의 수입에만 일방적으로 영향을 미치는 변수이다. 따라서 당연히 위의 식을 추정하는 경우 북한의 무역총량과 수입에 있어서는 바세나르 협정 관련 변수가 삽입되지만, 북한의 수출의 경우에는 이 변수가 적용되지 않는다.

식 (1)을 추정하는 경우 일본의 대북제재에 따른 당사국 효과가 존재하는지 여부는 쉽게 확인할 수 있다. 만일 식 (1)의 추정 결과 일본의 대북제재 관련 변수의 추정 계수가 통계적으로 유의미한 음(-)의 값을 보인다면, 일본의 제재로 인해 북일무역이 부정적 영향을 받았다고 판단할 수 있기 때문이다. 물론 이러한 주장에는 한 가지 기술적인 문제가 존재한다. 만일 식 (1)의 추정 대상 기간 동안 북한의 무역이 일정한 추세를 갖고 있었다면, 이것이 일본의 제재변수에 반영되어 제재 효과의 추정 결과를 오염시킬 가능성이 있는 것이다. 따라서 우리는 이러한 가능성을 방지하기 위해 위의 식에서 명시적으로 시간추세 더미를 삽입하여 이를 통제하도록 한다.

한편, 식 (1)은 일본의 대북제재와 관련된 더미 변수의 값을 2004~06년에는 ‘1’ 그리고 그 이외에는 ‘0’으로 설정한

다. 물론 일본의 제재는 2003년 6월 니카타 항에 입항하는 북한 만경봉호의 감시 및 안전검사 강화로부터 출발하여, 2004년 대북송금과 관련된 외환관리법의 개정, 2005년 북한선박의 일본 입항 규제를 겨냥한 선주책임보험 가입 의무화, 2006년 UN 안보리의 대북제재를 전후한 독자적 대북제재 실시 등 시간이 지남에 따라 강화되는 특징을 보였다.¹¹⁾ 따라서 엄밀하게 말해 일본의 대북제재 정도를 각 연도별로 분류하여 이를 별도의 더미로 처리하는 것이 필요할지 모른다. 그러나 일본의 제재와 관련된 더미변수의 수가 이처럼 늘어날 경우 기술적으로 우리가 목표로 하는 제재의 당사국 효과와 제3국 효과를 관찰하기가 용이하지 않다는 문제가 있다. 따라서 여기에서는 편의상 일본의 제재 정도가 연도별로 모두 동일하다고 가정하고, 2004~06년을 동 제재의 효과가 나타나는 기간으로 간주한다.

식 (1)은 구체적으로 다음과 같이 추정된다. 우선 이미 언급한 것처럼 추정 대상은 1998~2006년 북한의 각국별 무역총량과 수출입 규모로 설정한다. 그리고 이와 관련된 통계는 KOTRA 및 UN, IMF의 관련 통계를 모두 이용한다. 한국의 경우에는 통일부가 전자적으로 제공하는 남북교역 데이터를 이용하며, 특히 이 가운데 개성공단 및 금강산과 관련된 거래는

11) 이에 대해서는 김상기(2007) 및 미무라(2005)를 보라.

남북교역이라기보다는 남남교역이라는 점에서 이를 제외한 수치를 사용한다.¹²⁾ 북한 및 상대국의 GDP 통계로는 UN 통계국과 세계은행의 추정치를 사용하며, 이들 사이의 지리적 거리에 대해서는 평양과 각 국가의 首都 사이의 거리를 인터넷상에서 전자적으로 제공하는 글로브피드(Globefeed.com)의 데이터를 이용한다.¹³⁾ 한편, 식 (1)이 기본적으로 패널모형이라는 점에서, 이를 단순히 최소자승법(OLS)으로만 추정하지 않고, 일반적인 패널모형 추정기법인 랜덤효과(Random Effect) 및 고정효과(Fixed Effect) 모형을 모두 이용하여 추정을 진행한다. 물론 우리는 이 글의 II장에서 북한의 무역과 관련된 제반 통계의 불확실성을 충분히 지적하였고, 이를 우회하는 다양한 방식 역시 논의하였다. 이를 토대로 여기에서는 앞서의 데이터들을 가지고 식 (1)을 추정할 경우 그로부터 얻어지는 각 계수의 절대치에는 별다른 중요성을 두지 않는다. 다만, 우리는 이러한 계수들의 통계적 유의성 여부, 그리고 이러한 유의성 여부가 우리가 사용하는 데이터와 분석기법의 차이에 따라 어떻게 달라지는지를 판별하는 데 주로 관심을 기울인다.

2. 기본 모형 추정 결과 및 당사국 효과 검증

<Table 2>에서 <Table 4>는 이상의 추정 결과를 보여준다. 우선 북한의 무역을 총량규모 면에서 살펴보자. <Table 2>에 따르면, 우리가 앞서 중력모형을 통해 언급한 대부분의 변수들은 북한의 무역에 통계적으로 유의미한 영향을 미치며, 이들 계수의 부호 역시 모두 예상과 일치하는 것으로 나타난다. 예를 들어, 북한과 해당국의 소득수준은 불한의 무역에 통계적으로 유의미한 정(+)의 영향을 미치며, 이는 KOTRA 및 UN, IMF 통계 모두를 앞서 언급한 다양한 추정모형으로 분석해도 거의 동일하다. 이렇게 보면, 북한의 무역은 일반적인 중력모형에서 가정하는 것과 마찬가지로 북한 및 해당국의 소득수준에 비례하여 늘어나는 경향이 있다고 말해도 크게 무리가 없을 것이다. 이와 유사하게 지리적 거리는 북한의 무역에 통계적으로 유의미한 부(-)의 영향을, 그리고 교포의 존재 유무는 통계적으로 유의미한 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타난다. 그리고 흥미롭게도 미국의 제재와 바세나르 협정도 북한의 무역에 대체로 통계적으로 유의미한 부(-)의

12) KOTRA의 데이터는 KOTRA, 『북한의 대외무역동향』, 각년호를 이용하며, UN의 데이터는 UN 상품거래 통계 데이터 베이스(<http://comtrade.un.org>), 그리고 IMF 데이터는 IMF, *Direction of Trade Statistics* (CD-Rom), 2008을 이용한다.

13) http://distancecalculator.globefeed.com/World_Distance_Calculator.asp

<Table 2> Basic Estimation Results – Total Trade

	KOTRA Data			UN Data			IMF Data		
	OLS	Random Effect	Fixed Effect	OLS	Random Effect	Fixed Effect	OLS	Random Effect	Fixed Effect
constant	-13.3152** (-7.0769)	-13.0443** (-3.0221)	-0.1479 (-0.0226)	-19.1033** (-13.3856)	-18.1951** (-4.8019)	-8.4955* (-2.0797)	-17.0321** (-8.3425)	-17.0622** (-3.5055)	-6.4798 (-1.0553)
GDP	0.8736** (17.1992)	0.8040** (6.8926)	0.2561 (1.3619)	0.9582** (29.0543)	0.8757** (9.9569)	0.4981** (4.1517)	0.9106** (19.2656)	0.8812** (7.9438)	0.4423* (2.4457)
distance	-0.8944** (-14.3064)	-0.6904** (-2.8904)		-0.4817** (-6.9586)	-0.2918 (-1.3897)		-0.5188** (-7.7424)	-0.4051* (-2.2257)	
Ethnic Koreans	0.2792* (1.6642)	1.0927* (2.0669)		0.3664* (2.0461)	1.1629* (2.0246)		0.3512** (2.7318)	0.7649 (1.4763)	
US Sanction	-2.9051** (-6.7369)	-2.5393* (-1.3720)		-3.4653** (-6.4563)	-3.1012 (-1.5497)		-3.0706** (-5.3337)	-2.9128* (-1.9407)	
Wasenaar	-0.7241** (-4.2661)	-0.4851 (-0.8938)		-1.5240** (-13.0625)	-1.3255** (-4.3156)		-1.6475** (-14.1400)	-1.6310** (-4.8180)	
Japan Sanction	-0.9949** (-9.2626)	-0.6366** (-5.7503)	-0.7636** (-4.1625)	-0.6823** (-3.7524)	-0.6627** (-3.9182)	-0.7461** (-3.7457)	-0.8270** (-4.7824)	-0.9591** (-4.1874)	-1.0810** (-3.5925)
Time Trend	-0.0620* (-2.1833)	-0.0715* (-2.3601)	-0.0083 (-0.4093)	-0.0663** (-3.9944)	-0.0655** (-3.4901)	-0.0246 (-1.5300)	-0.0262 (-1.3291)	-0.0373 (-1.5722)	0.0103 (0.4452)
R ²	0.5552	0.5342	0.8858	0.5641	0.5551	0.8652	0.5507	0.5481	0.8460
No. of Observation	428			618			606		

Note: This table reports panel regression estimates of equation (1) in the main text. * and ** denote statistical significance at the 90 and 99 percent level, respectively. T-values are reported in parentheses. And all standard errors are calculated as being robust to heteroskedasticity and serial correlation.

영향을 미친다고 판단할 수 있다. 그간 북한이 자국에 가해진 국제사회의 제재에 대해 많은 불만을 토로해 왔는데, 이러한 불만이 결코 근거 없는 것만은 아니라는 의미이다.

주목해야 할 사실은, 여기에서 우리가 관심을 기울이는 일본의 대북제재는 북일무역에 대해 매우 뚜렷한 부(-)의 영향

을 미친 것으로 나타난다는 점이다. 그리고 이러한 사실은 우리가 식 (1)을 어떤 통계를 이용하여 어떤 방법으로 추정하든 모두 통계적으로 유의미한 것으로 나타난다. 당연히 이는 일본의 대북제재에 따른 당사국 효과가 존재함을 시사하는 것이다.

한편, 앞의 식 (1)을 북한의 수출과

<Table 3> Basic Estimation Results – Export

	KOTRA Data			UN Data			IMF Data		
	OLS	Random Effect	Fixed Effect	OLS	Random Effect	Fixed Effect	OLS	Random Effect	Fixed Effect
constant	-6.8043** (-3.4651)	-11.2340* (-1.9582)	-13.6722* (-2.2353)	-11.8301** (-8.4676)	-13.2216** (-2.8946)	-18.9644** (-2.6750)	-4.3628** (-2.8215)	-7.2585 (-1.3920)	-18.0445* (-1.8578)
GDP	0.6137** (15.9010)	0.6362** (6.1721)	0.6085** (3.4185)	0.6236** (31.4825)	0.6324** (8.9562)	0.7768** (3.6380)	0.4441** (17.3621)	0.4829** (5.8340)	0.7561* (2.5820)
distance	-0.8064** (-8.0836)	-0.4098 (-1.1211)		-0.2365* (-2.3713)	-0.1191 (-0.3797)		-0.3817** (-3.6847)	-0.2083 (-0.5804)	
Ethnic Koreans	1.6365** (5.7609)	2.4893* (2.0945)		2.2812** (7.5485)	2.5294* (2.4288)		2.3694** (6.3776)	2.6176* (1.9169)	
US Sanction	-5.6450** (-8.5518)	-5.7471* (-1.8849)		-6.3846** (-9.5325)	-6.3844** (-2.6282)		-4.0182** (-5.4271)	-4.2195* (-2.1009)	
Japan Sanction	-0.4720* (-1.7641)	-0.3498* (-1.8925)	-0.3348* (-1.8353)	-0.7257** (-2.6012)	-0.4627* (-2.1502)	-0.3706* (-1.8962)	-0.6565* (-2.3224)	-0.5709* (-2.1663)	-0.4725* (-2.5484)
Time Trend	-0.0827** (-5.5694)	-0.0934** (-4.7042)	-0.0928** (-3.0538)	-0.0580** (-3.1913)	-0.0698** (-4.0008)	-0.0933** (-3.4349)	-0.0248* (-1.7882)	-0.0349 (-1.6310)	-0.0693* (-2.2546)
R ²	0.3705	0.3540	0.8415	0.3951	0.3932	0.8016	0.3009	0.2975	0.7848
No. of Observation	490			881			866		

Note: See description at the end of <Table 2>.

수입으로 나누어 추정한 결과 역시 흥미롭다. 우선 <Table 3>에 나타나 있는 것처럼 무역총량과 마찬가지로 소득수준과 교포의 존재 유무도 북한의 수출에 정(+)의 영향을 미치며, 미국의 제재는 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타난다. 또한 이러한 사실은 위의 식 (1)을 어떤 통계를 가지고 어떤 모형으로 추정하든 모두 통계적으로 유의미한 것으로 나타난다. 그런데 재미있는 것은 지리적 거리라는 변수이다. 물론 지리적 거리는 북한의 수출

에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 추정된다. 그러나 이것이 과연 통계적으로 유의미한 것인지에 대해서는 상대적으로 불확실하다. 앞의 식 (1)을 랜덤효과모형으로 추정할 경우 동 변수의 계수값이 가지는 통계적 유의미성이 사라지기 때문이다. 물론 그 원인은 분명하지 않지만, 이에 대한 가능성으로 두 가지를 생각해 볼 수 있다. 하나는 이용되는 통계의 결함이다. 우리가 앞서 살펴본 것처럼 현재 이용 가능한 북한무역통계의 결함이 이러

한 추정 결과에 작용했다면, 비록 실제로는 북한의 수출이 지리적 거리에 의해 영향을 받는다고 하더라도 통계적으로는 그것이 유의미하지 않게 나타날 수도 있다는 뜻이다. 다른 하나의 가능성은 북한의 수출이 가지고 있는 고유한 특성이다. 북한경제는 1990년대 경제위기를 거치면서 해외의 자원과 물자의 확보에 크게 의존하는 경향을 보였고, 이에 필요한 경화의 확보를 위해 그간 수출할 수 있는 모든 상품을, 수출 가능한 모든 지역에 내보내는 경향을 보였다.¹⁴⁾ 만일 이러한 경향이 지배적이었다면, 북한의 수출에 있어 지리적 거리와 같은 거래비용은 크게 중요하지 않았을지도 모른다는 것이다.

주목해야 할 사실은 일본의 대북제재가 북한의 수출에 대해 매우 분명하고도 통계적으로 유의미한 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타난다는 점이다. 특히 이러한 부(-)의 영향과 관련된 통계적 유의미성은 현재 이용 가능한 어떤 통계를, 어떤 방식으로 추정해도 변하지 않는다. 이는 당연히 일본의 대북제재에 따른 당사국 효과가 북한의 대일 수출에 뚜렷이 작용하고 있다는 의미이다.

한편, <Table 4>에 나타난 북한의 수입에 대한 추정 결과 역시 흥미롭다. 우선 북한의 수입 역시 소득과 같은 제반 변수들이 통계적으로 유의미한 영향을 미치

는 것으로 나타난다. 그런데 북한의 수입에 있어서는 앞의 수출과는 다른 두 가지의 특징이 관찰된다. 하나는 지리적 거리라는 변수가 매우 높은 신뢰도 수준에서 언제나 북한의 수입에 통계적으로 유의미한 영향을 미친다는 점이다. 이는 이용되는 통계의 성격이나 추정 기법에 따라 통계적 유의미성이 달라지는 수출의 경우와는 확연히 구분되는 것이다. 이러한 결과가 흥미로운 것은 앞서 언급한 북한의 수출과 관련한 특성 때문이다.

이미 지적했듯이 1990년대 이후 북한은 대외거래에 필요한 경화의 확보를 위해 수출 가능한 모든 상품을, 수출 가능한 모든 지역으로 내보냈을 개연성이 있다. 이는 북한이 경제적 수익성을 무시하면서까지 수출에 총력을 기울였으며, 이로 인해 지리적 거리라는 비용변수가 수출에 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 못했을 수도 있음을 시사한다. 그런데 수출과는 달리 북한의 수입에 있어서는 지리적 거리라는 변수가 통계적으로 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타난다. 이렇게 보면 그간 북한이 경화의 유출·입과 관련된 수출과 수입에 있어 다른 태도를 보였다고 볼 수도 있다. 경화의 유입과 관련된 수출의 경우에는 거래비용을 무시하면서까지 그 규모를 확대하려 노력한 반면, 일단 확보된 경화를

14) 이러한 북한무역의 특징에 대해서는 이석(2008)을 참조하라.

<Table 4> Basic Estimation Results – Import

	KOTRA Data			UN Data			IMF Data		
	OLS	Random Effect	Fixed Effect	OLS	Random Effect	Fixed Effect	OLS	Random Effect	Fixed Effect
constant	-23.4042** (-10.1689)	-20.7648** (-3.3237)	0.2506 (0.0497)	-28.4878** (-19.4247)	-24.5704** (-6.9757)	-2.1730 (-0.2208)	-28.5363** (-15.0204)	-25.2695** (-5.8781)	-10.7305 (-1.1781)
GDP	1.1464** (16.8800)	1.0267** (5.9867)	0.2164 (1.4885)	1.2491** (27.3071)	1.1185** (9.2316)	0.2689 (0.9257)	1.2438** (24.4376)	1.1447** (9.9810)	0.5267* (1.9601)
distance	-0.9145** (-16.2916)	-0.7888** (-3.8489)		-0.7032** (-18.0473)	-0.6798** (-4.2765)		-0.6489** (-8.5434)	-0.6593* (-2.5515)	
Ethnic Koreans	-0.1797 (-0.5536)	0.5364 (0.6817)		-0.2036 (-0.7566)	0.4273 (0.5615)		-0.2209 (-0.7288)	0.2067 (0.2272)	
US Sanction	-3.2141** (-7.2877)	-2.6516 (-1.6380)		-4.3873** (-4.7352)	-3.7407 (-1.1929)		-3.6884** (-6.2487)	-3.1894* (-1.6990)	
Wasenaar	-0.8033** (-11.0721)	-0.5237* (-1.8029)		-1.4392** (-8.4620)	-1.0350* (-2.3759)		-1.6369** (-9.4193)	-1.3806** (-2.6539)	
Japan Sanction	-1.5661** (-11.5251)	-0.8764** (-4.9483)	-1.0439** (-4.9464)	-1.3554** (-6.0741)	-0.8258** (-4.0003)	-0.9773** (-4.1951)	-1.5146** (-5.5742)	-1.2504** (-3.8266)	-1.3801** (-3.1744)
Time Trend	-0.0972* (-2.3721)	-0.0833* (-1.9742)	0.0122 (0.3950)	-0.0898** (-2.7166)	-0.1019** (-2.9492)	-0.0050 (-0.1232)	-0.0413* (-2.0864)	-0.0506* (-1.9235)	0.0180 (0.4761)
R ²	0.5710	0.5590	0.8589	0.5339	0.5245	0.8077	0.5712	0.5662	0.8419
No. of Observation	439			650			648		

Note: See description at the end of <Table 2>.

사용해야 하는 수입의 경우에는 거래비용과 같은 경제적 비용을 충분히 고려하면서 그 규모를 조절했을 가능성이 있다는 뜻이다. 물론 이러한 가능성은 논란의 소지가 다분하다. 그럼에도 불구하고 이는 1990년대 이후 북한 수출입 특성에 대한 또 다른 시각을 제공한다는 점에서 향후 충분히 검토해 볼 필요가 있을 것

이다.

북한의 수입과 관련된 또 다른 특징은 북한교포 또는 동포의 존재가 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타난다는 점이다. 이러한 결과 역시 앞서의 지리적 거리라는 변수와 일맥상통하는 것이다. 북한이 일단 확보된 경화를 사용하는 경우에는 굳이 교포라는 존

재의 힘을 빌리지 않고 스스로 이익이 되는 여타의 국가들과 자유롭게 거래를 수행한다는 뜻이다.

한편, 북한의 수입에 있어서도 일본의 대북제재는 통계적으로 유의미한 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타난다. 그리고 이러한 결과는 수출과 마찬가지로 현재 이용 가능한 그 어떤 통계를, 그 어떤 방식으로 추정해도 변하지 않는다. 당연히 이는 일본의 대북제재가 북한의 대일 수출은 물론 수입에 있어서도 뚜렷한 당사국 효과를 갖는다는 의미이다.

3. 확장 모형

이상에서 살펴본 것과 같이 1998~2006년 북한의 무역을 중력모형으로 추정해 보면 일본의 대북제재에 따른 당사국 효과의 존재가 뚜렷이 나타난다. 그렇다면 그에 따른 제3국 효과는 과연 존재하는 것일까?

이러한 질문과 관련하여 한 가지 주목 해야 할 점은 일본의 대북제재가 실시되는 2000년대 초반까지 북일무역은 북중 무역을 능가할 정도로 북한의 대외거래에서 중요한 위치를 차지하고 있었다는 점이다. 실제로 1998~2002년 동안 북일무역은 전체 북한무역의 30%를 차지할 정도로 절대적인 규모를 갖고 있었다. 그렇다면 2003년 이후 일본의 대북제재로 북일무역이 감소하고, 그 결과 북한과 다른

나라 사이의 무역규모 역시 동시에 변화했다면, 과연 어떤 현상이 벌어질까? 아마도 이러한 변화를 경험한 나라들의 대북무역규모는 우리가 앞의 식 (1)로 추정한 무역규모와는 통계적으로 유의미한 차이를 보일 것이다. 따라서 기술적으로 앞의 식 (1)에 이들 국가들과 관련된 2004~06년의 기간 더미를 삽입한 후 이를 (재)추정하면, 그 계수값은 통계적으로 유의미한 것으로 나타날 가능성이 크다. 이러한 사실에 착안하여 우리는 일본의 대북제재에 따른 당사국 효과와 제3국 효과를 동시에 알아보기 위해 앞의 식 (1)을 다음과 같이 변형한다.

$$\begin{aligned} \ln(X_{it}) = & \alpha_0 + \beta_1 \ln(GDP_{Kt} \cdot GDP_{it}) \\ & + \beta_2 \ln(disk_{Ki}) + \beta_3 ED \\ & + \beta_4 USD + \beta_5 JD + \beta_6 WD \\ & + \beta_7 Trend + \sum_i \lambda_i TD \quad (2) \end{aligned}$$

[단, TD_i : i국가의 제3국 효과 더미 (2004~06년 i국가는 1, 그 밖에는 모두 0)]

우리의 목적은 위의 식 (2)를 추정하여 2004~06년의 기간 더미 계수값이 통계적으로 유의미한 것으로 나타나는 모든 국가를 찾아내는 것이다. 물론 동 기간 더미의 값은 국가에 따라 양(+)의 값을 가질 수도, 음(-)의 값을 가질 수도 있다. 이미 언급한 것처럼 대북제재와 관련한 제3국 효과는 정(+)의 방향으로는 물론

부(-)의 방향으로도 작용할 수 있기 때문이다.

물론 식 (2)의 추정 결과 2004~06년 기간 더미의 계수가 통계적으로 유의미하게 나타나는 국가라고 해서 반드시 그것이 해당국의 제3국 효과를 입증하는 것은 아니라고 볼 수도 있다. 만일 이 기간 중 일본의 대북제재 이외에 북한의 대외 거래를 구조적으로 변화시킬 만한 다른 요인이 발생했다면, 동 계수의 값이 일본의 대북제재가 아니라 이러한 여타 요인에 의해서도 좌우될 수 있기 때문이다. 따라서 본래 우리는 이러한 가능성성을 통제하기 위해 식 (2)를 형성하는 과정에서 여기에 2004~06년 각 해의 연도 더미를 추가로 삽입하는 방안 역시 고려하였다. 그러나 이처럼 연도 더미를 별도로 삽입한 추정 결과 역시 식 (2)를 추정한 결과와 근본적으로 동일하게 나타난다는 점에서 우리는 식 (2)의 추정에 이러한 연도 더미를 별도로 삽입하지 않았다. 식 (2)를 추정한 결과 2004~06년 기간 더미의 계수가 통계적으로 유의미하게 나타나는 국가들의 경우에는 일본의 제재에 따른 반사적 효과를 누렸다고 보아도 무리가 없다는 뜻이다.

그런데 위의 식 (2)를 추정하는 경우에는 앞의 식 (1)을 추정할 때와는 다른 두 가지의 기술적 문제가 발생한다. 우선 식 (2)에 삽입되는 기간 더미의 수가 너무 많다는 사실이다. 실제로 현재 이용 가능

한 북한의 대외거래통계들은 북한의 거래상대국이 최대 120개 국가를 상회한다고 말한다. 문제는 이들 국가 가운데 일본의 대북제재와 관련된 제3국 효과가 나타나는 국가의 수는 극히 일부일지도 모른다는 점이다. 따라서 만일 식 (2)에 북한의 거래상대국 전체를 대상으로 기간 더미를 삽입하여 추정하는 경우에는 불필요한 설명변수의 과다 투입으로 인해 추정의 신뢰성이 문제가 발생할지도 모른다. 이러한 문제를 해결하기 위해 우리는 식 (2)를 다음의 두 단계로 추정한다. 먼저 1단계로 식 (2)에 북한의 거래상대국 모두의 기간 더미를 삽입한 후 이를 추정한다. 그리고 이를 통해 동 기간 더미 계수의 값이 통계적으로 유의미한 국가들과 그렇지 않은 국가들을 구분한다. 이러한 결과를 토대로 2단계에서는 식 (2)로부터 기간 더미의 계수값이 통계적으로 유의미하지 않은 국가들의 더미를 삭제한 후 이를 다시 추정한다. 이러한 과정을 반복하여 최종적으로는 동 기간 더미의 계수값이 통계적으로 유의미한 국가들만을 가지고 위의 식을 추정하는 것이다.

그러나 바로 이러한 방법으로 인해 식 (2)의 추정에는 또 다른 문제가 야기될 소지가 있다. 위의 방법으로 식 (2)를 추정하는 경우 여기에 어떤 통계자료와 어떤 추정모형을 적용하는가에 따라 기간 더미의 계수값이 통계적으로 유의미하게

나타나는 국가의 수와 내용이 달라질 가능성이 있다는 점이다. 이는 이용되는 통계와 추정모형에 따라 일본의 대북제재와 관련된 제3국 효과가 나타나는 국가들이 서로 차이가 날 수 있다는 뜻이다. 이러한 문제를 해결하기 위해 우리는 II 장에서 언급한 분석원칙을 적용한다. 즉, 사용되는 통계와 추정모형의 차이에도 불구하고 제3국 효과가 공통적으로 나타나는 국가들에 집중하여 논의를 진행한다는 것이다.

4. 확장 모형 추정 결과 및 제3국 효과 검증

<Table 5>에서 <Table 7>은 이상의 추정 결과를 보여준다. 여기에서 우리는 각 통계들을 고정효과모형으로 추정한 결과만을 보고하고 있는데, 이는 고정효과모형이 언제나 불편추정량을 제공하는 특징이 있기 때문이다. 물론 우리는 이를 각 통계를 최소자승법이나 랜덤효과모형 등의 방식으로도 동시에 추정한다. 그러나 그 결과는 <Table 5>에서 <Table 7>까지의 고정효과모형과 크게 다르지 않으므로 이를 별도로 보고하지 않는다.¹⁵⁾ 한편, <Table 5>에서 <Table 7>은 사용되는

통계의 성격에 상관없이 공통적으로 통계적으로 유의미한 제3국 효과가 관찰되는 국가만을 보고하고 있는데, 각 통계에 따라 이러한 제3국 효과가 한 번이라도 관찰되는 국가의 수는 이보다 훨씬 많은 최대 41개에 이른다는 사실에 주의해야 할 것이다. 다만, 우리는 현존하는 북한무역통계의 불확실성을 감안하여 본문에서는 이들 41개 국가를 모두 논의하지 않고, 이들 가운데 통계의 성격이나 추정기법의 차이에도 불구하고 공통적으로 제3국 효과가 나타나는 국가들만을 논의하는 것이다.¹⁶⁾

우선 북한의 무역총량과 관련된 추정 결과를 살펴보자. <Table 5>가 보여주듯이 앞서의 식 (2)를 추정하는 경우에도 식 (1)과 마찬가지로 북한의 대외무역은 중력모형에 의해 잘 설명된다. 또한 일본의 대북제재는 뚜렷한 당사국 효과를 보인다. 한편, 여기에서 우리가 관심을 갖는 일본 제재의 제3국 효과는 주로 한국과 중국, 태국, 호주, 오스트리아, 영국, 스웨덴, 캐나다 등 8개국에 집중되어 있는 것으로 나타난다. 그리고 이러한 사실은 몇 가지 측면에서 주목할 만하다.

첫째, 우선 제3국 효과의 대부분이 정(+)의 크기를 갖는 것으로 나타난다. 이는

15) 본문에는 표시되어 있지 않은 랜덤효과모형 등으로 추정된 결과는 요청이 있을 경우 필자가 별도로 제공할 것이다.

16) 이처럼 각 통계에 따라 한 번이라도 통계적으로 유의미한 제3국 효과가 관찰되는 41개 국가에 대한 결과치는, 본문에서는 제시하고 있지 않지만, 요청이 있을 경우 필자가 별도로 제공할 것이다.

<Table 5> Expanded Estimation Results – Total Trade (Fixed Effect Model)

	KOTRA Data	UN Data	IMF Data
constant	6.5903 (1.1037)	-9.5875* (-1.9885)	-5.2439 (-0.9154)
GDP	0.0625 (0.3651)	0.5307** (3.7341)	0.4053* (2.4074)
Japan Sanction	-0.7419** (-4.2730)	-0.6930** (-3.3259)	-1.1050** (-3.3116)
Third Country Effect			
China	0.9341** (4.5731)	0.7464** (4.4636)	0.5610** (5.1739)
S.Korea	0.6544* (2.3141)	0.5103* (2.5031)	0.3404* (2.0036)
Australia	0.7585** (3.2411)	0.7546** (7.3529)	1.0038** (8.4700)
Austria	-1.2850** (-3.7445)	-1.0531* (-2.5673)	-1.5502** (-3.5164)
Kenya	0.4353* (2.4202)	0.9106* (1.9811)	0.6432* (1.6713)
Sweden	2.1287** (6.5161)	2.0635** (6.0153)	1.8903** (6.6256)
Thailand	1.2997* (2.4379)	1.2047* (2.2443)	0.8908* (1.8346)
United Kingdom	-1.9086* (-2.2364)	-2.0460** (-2.6569)	-1.9227** (-3.1341)
Time Trend	-0.0027 (-0.1138)	-0.0382* (-2.3343)	0.0177 (0.9251)
R ²	0.9045	0.8862	0.8865
No. of Observation	418	622	606

Note: This table reports panel regression estimates of equation (2) in the main text, using fixed effect model. It reports only the countries of which the third country effects are commonly statistically significant in all three sets of DPRK trade statistics: KOTRA, IMF and UN data. * and ** denote statistical significance at the 90 and 99 percent level, respectively. T-values are reported in parentheses. And all standard errors are calculated as being robust to heteroskedasticity and serial correlation.. I have also estimated equation (2) using random effect model. Though not presented here, the results are quite similar to this table. I will provide the results upon request.

북한이 일본의 대북제재에 맞서 다른 나라와의 교역을 확대하는 방식으로 이에 대응하고 있다는 국제사회의 일반적 인식을 지지해 주는 것이다. 물론 영국과 오스트리아의 경우 음(-)의 제3국 효과가 나타나지만, 이들의 무역이 북한의 대외 거래에서 차지하는 비중은 미미한 실정이다. 둘째, 한국과 중국 모두가 정(+)의 제3국 효과를 갖는다. 이 또한 일본의 제재로 인해 북한이 주로 인접국인 한국과 중국과의 교역에 더 많은 노력을 기울인다는 일반적인 인식을 뒷받침하는 것이다. 더욱이 한국과 중국은 북한의 대외거래에서 70% 이상을 차지하는 절대적 거래상대국들이다. 따라서 이러한 결과는 비록 일본의 제재로 북일무역이 줄어들기는 하였지만, 이로 인해 북한이 입는 실제적 피해는 그렇게 크지 않았을 가능성이 역시 시사하는 것이다.셋째, 그러나 이러한 제3국 효과는 결코 완전하지 않은 것으로 나타난다. 한 가지 예를 들어보자. 2000년대 초반까지 북한은 일본과의 교역에서 주로 자본재를 수입하여 내부의 경제적 수요를 충당하였다. 그런데 이러한 수입은 그 특성상 한국이나 중국으로 쉽게 전환될 수 있는 것이 아니다. 따라서 만일 일본의 제재에 따른 북한의 대응이 효과적이었다면, 이러한 일본과의 자본재 거래를 대체할 수 있는 유럽 등 여타의 선진국에 있어서도 뚜렷한 제3국 효과가 관찰되어야 할 것이다. 그러

나 <Table 5>에서 보듯이 이러한 현상은 발견되지 않는다. 이렇게 보면, 비록 일본의 제재에 대한 북한의 대응은 한국이나 중국 등 주요 거래상대국을 통해 일정한 성과를 거두고는 있지만, 결코 완전한 것이라고는 말하기 힘들 것이다.

이러한 사실은 북한의 무역을 수출과 수입으로 나누어 살펴보면 더욱 분명해진다. 먼저 <Table 6>에 제시되어 있듯이 북한의 수출에 있어 제3국 효과가 나타나는 국가는 한국과 중국, 태국, 캐나다, 파라과이 등 모두 5개국이다. 이 중 대북 교역규모가 크지 않은 캐나다와 파라과이를 제외하면, 북한의 수출에 있어 제3국 효과는 한국과 중국 및 태국에 집중되어 있고, 이들의 제3국 효과는 모두 정(+)의 크기를 갖는다는 점을 알 수 있다. 그런데 이들 세 나라와의 교역은 북한의 전체 대외수출의 거의 80~90%에 육박할 정도로 절대적이다. 따라서 수출에 관한 한 북한은 일본의 대북제재에 맞서 다른 주요 거래상대국과의 교역을 더욱 늘리는 방식으로 대응해 왔다고 보아도 별로 무리가 없을 것이다.

그런데 수입의 경우에는 약간 사정이 다르다. 무엇보다 수입의 경우에는 북한의 최대 교역상대국 가운데 하나인 한국에서 과연 제3국 효과가 나타나는지가 불분명하다. IMF의 북한무역통계를 고정효과모형이나 랜덤효과모형으로 추정할 경우 한국의 제3국 효과는 통계적

<Table 6> Expanded Estimation Results – Export (Fixed Effect Model)

	KOTRA Data	UN Data	IMF Data
constant	-17.6109** (-2.6030)	-18.8829** (-2.8197)	-19.5156* (-2.2623)
GDP	0.7234** (3.6808)	0.7744** (3.8478)	0.7998** (3.0754)
Japan Sanction	-0.2617 (-1.4169)	-0.3168 (-1.5646)	-0.4965* (-2.2643)
Third Country Effect			
China	1.5450** (3.4254)	1.4622** (2.9997)	1.2670** (2.7303)
S.Korea	0.7268** (2.7268)	0.6485* (2.4910)	0.4574* (2.4114)
Canada	-1.1041* (-2.4187)	-1.1965* (-2.4262)	-1.7799* (-2.2331)
Paraguay	1.4763* (2.1701)	2.1646** (4.3363)	1.6834** (4.3437)
Thailand	2.3367** (3.3931)	2.2928** (3.3621)	1.8110** (2.6979)
Time Trend	-0.1152** (-3.4541)	-0.1051** (-4.8375)	-0.0663* (-2.0649)
R ²	0.8531	0.8401	0.8249
No. of Observation	490	881	866

Note: See description at the end of <Table 5>.

유의미성이 없는 것으로 나타나기 때문이다. 심지어는 IMF의 통계를 랜덤효과 모형으로 추정하는 경우 중국의 제3국 효과 역시 통계적 유의미성이 없는 것으로 나타난다. 문제는, 설사 한국이나 중국에서 제3국 효과가 실제로 존재한다고 해도, 북한의 대외거래 전체의 차원에서 대북제재의 효과를 충분히 무력화시키기

위해서는 북한과 여타 선진국의 거래가 늘어나야 하는데, 이러한 현상이 관찰되지 않는다는 점이다. 실제로 <Table 7>에 따르면, 북한의 수입에 있어 제3국 효과가 관찰되는 나라는 중국을 제외하고 호주와 오스트리아, 영국, 스웨덴, 슬로베니아, 캐나 등 총 6개국에 달한다. 그러나 이들의 북한과의 교역규모를 모두 합쳐도

<Table 7> Expanded Estimation Results – Import (Fixed Effect Model)

	KOTRA Data	UN Data	IMF Data
constant	14.0607** (2.7073)	4.6514 (0.4801)	-12.0222 (-1.2621)
GDP	-0.1810 (-1.2111)	0.0668 (0.2339)	0.5632* (2.0044)
Japan Sanction	-1.0484** (-5.0167)	-1.0080** (-4.0887)	-1.4948** (-3.1837)
Third Country Effect			
China	0.7880** (3.9009)	0.7023** (3.4551)	0.2048** (4.6876)
Australia	1.2069** (5.6998)	3.1061* (2.1105)	0.7183** (4.6045)
Austria	-1.3393** (-3.4486)	-1.0777* (-2.4826)	-1.7995** (-3.3340)
Kenya	1.3594* (2.4892)	-0.8224* (-2.0050)	-1.0400** (-3.0447)
Slovenia	1.8698** (2.7396)	1.8794** (2.7308)	1.8268** (3.2738)
Sweden	2.3111** (7.8186)	2.2853** (6.6554)	1.8811** (6.6105)
United Kingdom	-3.8551** (-18.0019)	-3.9356** (-19.1260)	-3.5346** (-5.2174)
Time Trend	0.0345 (1.1171)	0.0126 (0.3432)	0.0415 (0.9855)
R ²	0.8869	0.8445	0.8654
No. of Observation	439	650	648

Note: See description at the end of <Table 5>.

그 비중은 전체의 5%에도 미치지 못할 정도로 미미한 수준이다. 더욱이 여기에는 독일과 프랑스처럼 북한의 수입에 있어 상대적으로 중요한, 따라서 일본으로부터의 수입을 대체할 만한, 유럽의 여러

선진국들이 모두 빠져 있다. 이렇게 보면 북한의 수입에 있어서는 수출과는 달리 일본의 대북제재에 따른 제3국 효과가 그렇게 크지 않을 가능성이 있다고 판단 할 수도 있을 것이다.

5. 토론 - 시사점과 추정의 한계

이상에서 살펴본 것처럼 현재 이용 가능한 북한의 무역 데이터를 그대로 사용하여 일본의 대북제재에 따른 영향력을 검증해 보면 다음과 같은 결론에 도달한다. 첫째, 북한의 무역은 중력모형과 같이 일반적으로 사용되는 경제학적 모형에 의해 잘 설명된다. 둘째, 일본의 대북제재는 뚜렷한 당사국 효과를 갖는다. 셋째, 일본의 대북제재는 일정한 제3국 효과 또한 갖는다. 특히 수출의 경우 북한의 최대 교역상대국인 한국과 중국이 모두 뚜렷한 정(+)의 제3국 효과를 갖는다는 점에서 일본 대북제재의 실질적 영향력이 상대적으로 중화되고 있을 개연성을 시사한다. 넷째, 그러나 제3국 효과는 일정한 한계 또한 내포한다. 특히 수입의 경우 한국, 심지어는 중국의 제3국 효과가 불분명하고, 북한의 대일 수입을 대체할 만한 주요 선진국에서의 제3국 효과도 관찰되지 않는다.

그런데 이상과 같은 결론을 얼마나 신뢰할 수 있을까? 물론 우리는 앞에서 현존하는 북한무역통계의 부정확성을 지적하였다. 따라서 여기에서 추정된 각 변수들의 계수값을 가지고 곧바로 일본 대북제재의 실질적 영향력을 계측할 수는 없을 것이다. 그럼에도 불구하고 이를 변수

들의 통계적 유의미성 여부를 타진한 본장에서의 논의는 충분히 신뢰할 수 있지 않을까? 아마도 이에 대해서는 여러 이견이 존재할 것이다. 한편으로는 본 장의 논의 자체가 기존의 데이터 모두에서 발견되는 공통점만을 가지고 진행되었다는 점에서 이로부터 얻어진 결론을 신뢰할 수 있다고 볼 수도 있을 것이며, 다른 한편으로는 여전히 이러한 논의 자체도 현존하는 북한무역통계의 결함을 그대로 반영하고 있을 것이라는 점에서 신뢰할 수 없다고 볼 수도 있기 때문이다. 특히 후자의 경우와 관련하여 <Table 8>은 매우 시사적이다.

우리는 이제까지 남북교역에 관한 한 통일부가 전자적으로 제공한 교역통계에서 개성공단과 금강산을 차감한 수치를 이용하여 왔다. 물론 이러한 수치는 남북교역에서 남남교역적 요소는 제거한 것 이지만, 이 안에는 상업적 교역과 비상업적 교역이 모두 포함되어 있다. 그런데 당연한 말이지만, 비상업적 남북교역은 정의상 북일무역의 변화 영향을 받지 않는다. 따라서 비상업적 교역을 내포한 남북교역액을 가지고 일본의 대북제재에 따른 제3국 효과를 추정할 경우, 그 추정계수는 통계적으로 유의미하지 않을 수도 있다. 물론 이러한 가능성은 북한의 수출에 있어서는 거의 존재하지 않을 것이다. 북한무역의 특성상 북한이 비상업적으로 해외에 제공하는 물자와 자원은

극히 제한적일 것이기 때문이다. 그러나 북한의 수입은 사정이 다르다. 1990년대 후반 이후 남북교역을 포함한 대부분의 교역에 있어 북한은 인도주의적 지원을 위시한 막대한 외부의 지원을 받고 있기 때문이다. 이러한 사실은 IMF 통계를 가지고 앞의 식 (2)를 추정한 <Table 8>에 잘 나타나 있다. 여기에서 우리는 남북교역액을 ‘일반 교역(DATA1)’, ‘일반교역+위탁가공(DATA2)’, ‘일반교역+위탁가공+비상업적 교역(DATA3)’ 등 세 가지 수치를 가지고 추정하였다. 그 결과 북한의 수출의 경우에는 이들 가운데 어떤 수치를 사용하든 상관없이 남북교역에 있어 일본의 대북제재에 따른 제3국 효과가 존재하는 것으로 나타났다. 반면, 북한의 수입에 있어서는 앞서의 일반교역액을 사용하는 경우 이러한 제3국 효과가 통계적으로 유의미하지만, 만일 여기에 비상업적 교역액을 포함시키는 경우에는 그 통계적 유의미성이 사라지는 것으로 나타난 것이다.

물론 이러한 어려움은 남북교역과 같이 우리가 북한의 상업적 교역과 비상업적 교역을 구분할 수 있는 경우에는 크게 문제가 되지 않을 수도 있다. 이 경우 상업적 교역만을 가지고 본 장에서 수행한 추정작업을 진행하면 되기 때문이다. 그러나 현재 이용 가능한 북한의 여타 국가와의 교역통계에서는 이러한 분류가 사실상 불가능하다. 특히 중국과 같이 일반

적으로 북한에 막대한 경제지원을 수행한다고 여겨지는 국가에서 이러한 분류가 불가능하다고 할 때, 그로부터 얻어지는 추정 결과는 매우 불확실하다고 볼 수 밖에 없다. 이렇게 보면 앞서 우리가 북한의 수입에 있어 한국과 중국의 제3국 효과가 불분명하다고 말한 사실 자체가 불분명해질 수밖에 없는 것이다.

본 장의 추정이 갖는 이러한 한계를 감안하면, 비록 우리가 여기에서 기존 북한무역통계의 결함을 회피하기 위해 다양한 방법을 사용했다고 하더라도, 그로부터 얻어진 결과를 무조건 맹신하는 것은 바람직하지 않다는 판단이다. 다만, 우리가 이러한 한계를 인식하여 본 장의 추정 결과에 대해 다음과 같은 제한적 결론을 내리는 것은 가능할 것이다. 1) 현재 존재하는 북한의 무역 관련 통계들을 그대로 이용하는 경우 일본의 대북제재는 한편으로는 뚜렷한 당사국 효과를 갖고, 다른 한편으로는 중국과 한국 등의 제3국 효과를 동시에 갖는 것으로 나타난다. 이는 비록 일본의 대북제재로 인해 북일무역이 급격히 감소한다고 하더라도 한국과 중국 등과의 무역을 통해 그 영향력이 중화될 것이라는 일반적 인식과 부합한다. 2) 다만, 현재 우리가 이용할 수 있는 북한의 무역 관련 통계와 정보는 모두가 기본적인 문제점과 한계를 갖고 있다는 점에서, 위의 결과를 맹신하거나 또는 이를 토대로 일본의 대북제재가

<Table 8> Third Country Effect of ROK(IMF Data, Fixed Effect Model)

A. DPRK Export

	DATA1	DATA2	DATA3
constant	-19.5156* (-2.2623)	-19.5149* (-2.2622)	-19.0817* (-2.1852)
GDP	0.7998** (3.0765)	0.7998** (3.0764)	0.7865** (2.9880)
Japan Sanction	-0.4965* (-2.2643)	-0.4965* (-2.2642)	-0.5045* (-2.2994)
Third Country Effect			
China	1.2670** (2.7303)	1.2670** (2.7303)	1.2657** (2.7364)
S.Korea	0.4574* (2.4114)	0.4571* (2.4184)	0.5055* (2.3437)
Time Trend	-0.0663* (-2.0649)	-0.0663* (-2.0650)	-0.0638* (-1.9214)
R ²	0.8249	0.8249	0.8219
No. of Observation		866	

B. DPRK Import

	DATA1	DATA2	DATA3
constant	4.6514 (0.4801)	4.7149 (0.4833)	4.6706 (0.4757)
GDP	0.0668 (0.2339)	0.0646 (0.2246)	0.0654 (0.2260)
Japan Sanction	-1.0080** (-4.0887)	-1.0039** (-4.0694)	-0.9985** (-4.0583)
Third Country Effect			
China	0.7023** (3.4551)	0.7075** (3.4794)	0.7125** (3.4791)
S.Korea	0.5908* (2.0806)	0.2096 (1.1322)	0.0920 (0.2302)
Time Trend	0.0126 (0.3432)	0.0119 (0.3184)	0.0106 (0.2797)
R ²	0.8445	0.8418	0.8387
No. of Observation		650	

Note: This table reports panel regression estimates of equation (2) in the main text, using DPRK trade statistics provided by IMF. For inter-Korean trade, however, three different set of statistics are employed: 1) general commercial trade only (DATA1), 2) general commercial trade plus processing-on-commission trade (DATA2), 3) general commercial trade, processing-on-commission trade plus non-commercial trade (DATA 3). The regression include all DPRK trading partners for the third country effect dummy variables. But this table reports only the coefficients of ROK and China. * and ** denote statistical significance at the 90 and 99 percent level, respectively. T-values are reported in parentheses. And all standard errors are calculated as being robust to heteroskedasticity and serial correlation.

갖는 실질적 영향력의 총체를 계측하는 것은 바람직하지 않다.

IV. 북한무역통계의 재구성을 통한 일본 제재 효과의 측정

우리가 일본의 대북제재를 실증적으로 분석하는 근본적인 이유는 이의 실질적 효과를 과학적으로 확인하고 또한 계측하기 위해서이다. 그런데 이제까지의 논의를 살펴볼 때 현존하는 북한무역통계를 그대로 이용해서는 이러한 목적을 충분히 달성하기가 쉽지 않아 보인다. 그렇다면 현존하는 북한무역통계의 문제점을 뛰어넘어 이러한 목적을 달성하는 방법은 없을까? 이러한 질문과 관련하여 본 장에서는 현존하는 북한무역통계를 합리적으로 재구성하는 일이 가능한지와 이를 재구성할 때 일본의 대북제재 효과에 대해서는 어디까지 분석이 가능한지를 토론한다.

1. 일본의 제재 효과 측정을 위한 북한무역통계의 재구성

이미 언급한 것처럼, 현존하는 북한무역통계는 모두 거래상대국 세관의 거울통계로 만들어지며, 이로 인해 크게 세 가지의 문제가 발생한다고 볼 수 있다.

첫째, 특정 거래상대국이 북한과의 무역을 한국과의 무역 등으로 오기하여 잘못 보고할 가능성이 있다. 둘째, 북한의 주요 거래상대국이 집계에서 누락될 가능성이 있다. 셋째, 세관통계의 특성상 대북무역이 상업적 거래와 비상업적 거래로 구분되지 않으며, 이에 따라 상업적 거래에 집중되는 대북제재의 제3국 효과를 정확히 검출하기가 힘들다. 따라서 만일 우리가 일본의 대북제재에 따른 영향력의 형태와 크기를 정확히 측정하기를 원한다면, 이들 기존 통계의 문제점을 모두 해결할 필요가 있다. 그런데 이것이 어느 정도나 가능한 일일까?

우선 세 번째의 문제를 생각해 보자. 현존하는 어떤 나라의 세관통계도 특정 국가와의 무역을 상업적 거래와 비상업적 거래로 구분하지는 않는다. 남북교역의 경우에도 한국의 세관이 제공하는 통계에는 이러한 구분이 없으며, 이는 한국의 통일부가 별도로 수행하는 일이다. 따라서 한국의 통일부와 같이 특수한 기관이 존재하지 않는 다른 나라의 경우 세관통계를 토대로 대북무역을 상업적 거래와 비상업적 거래로 구분하는 일은 가능하지 않으며, 따라서 상업적 거래에 집중되는 대북제재의 제3국 효과를 정확히 파악하기란 불가능하다.

그런데 북한의 경우 경제적 원조와 같은 비상업적 거래가 문제가 되는 것은 수입이지, 결코 수출이 아니다. 북한의

모든 수출은 기본적으로 상업적 성격을 갖고 있기 때문이다. 실제로 남북교역과 같이 비상업적 거래가 상대적으로 월등히 중요한 교역에 있어서도 북한의 비상업적 수출은 무시할 수 있을 정도로 극히 작다.¹⁷⁾ 이는 대북제재의 제3국 효과를 검출하는 경우, 그 대상을 북한의 수출로 한정하면, 현존하는 북한무역통계가 상업적 거래와 비상업적 거래를 모두 포함한다는 문제점 자체가 사라짐을 의미한다. 북한의 수출에 있어서만큼은 현존하는 무역통계를 이용해서도 대북제재의 영향력을 계측할 수 있다는 뜻이다.

둘째로 북한의 주요 거래상대국이 누락될 가능성 또한 전혀 해결할 수 없는 일은 아니다. 우리는 이 글의 모두에서 UN 통계와 IMF 통계의 경우 현존하는 세계 거의 모든 나라로부터 대북교역 데이터를 제출받아 이를 집계한다는 점을 지적한 바 있다. 따라서 이들의 통계를 이용하면 북한의 주요 거래상대국이 통계에서 누락될 가능성이 원천적으로 사라진다고 볼 수 있기 때문이다.

그런데 문제는 위의 첫 번째의 경우, 다시 말해 개별 국가의 거울통계가 북한과의 무역을 잘못 보고할 가능성이 있다. 더욱이 우리가 앞에서와 같이 UN 및 IMF 통계를 이용하여 일본의 대북제재 영향

력을 측정하고자 하는 경우에는 이러한 문제가 매우 심각해질 수 있다. 이 글의 II장에서 언급했듯이, 이들 통계의 경우 KOTRA의 통계와는 달리 개별 국가가 제출하는 대북무역통계를 검증 없이 그대로 집계하기 때문이다. 그렇다면 이들 통계의 부정확성을 제거하여 일본의 대북제재 영향력을 보다 정밀하게 추정할 수 있는 방법은 없을까?

이러한 질문과 관련하여 우선 북한이 해외에 수출하는 상품을 일본과의 교역을 기준으로 두 가지 범주로 구분해 보자. 하나는 북한이 일본에도 수출하는 상품이며, 다른 하나는 그렇지 않은 상품이다. 그런데 1990년대 후반부터 2000년대 초반까지 일본은 북한의 최대 수출시장이었다. 따라서 북한이 일본에 수출하는 상품은 그들의 주력 상품이었음이 분명하다. 특히 이들 상품은 일본세관이 발표하는 북일무역통계에 정확히 반영되어 있다고 보아도 틀리지 않을 것이다. 일본은 한국과 북한을 매우 정확히 구분하는 세계의 몇 나라 가운데 하나이며, 특히 1990년대 이후 조총련의 대북송금이나 일본정부의 대북제재 등으로 북일교역에 매우 특별한 관심을 기울이는 나라이기 때문이다. 따라서 북일무역통계에 나타난 북한의 수출상품들은 실제로 북한이 해외에 수출하는 상품들임이 분명하다.

17) 실제로 북한의 대한국 수출에 있어 비상업적 거래는 연간 최대 백만달러를 넘지 않는 수준으로 사실상 거의 없는 것으로 나타난다. 이에 대해서는 통일부, 『남북교류협력동향』, 각월호를 참조하라.

이러한 사실에 착안하여, 이제 일본 이외의 나라인 K국의 세관이 북한에서 수입했다고 말하는 상품내역을 다음과 같이 표현해 보자.

$$\begin{aligned} X_k &= \sum_{h=0}^n x_h^j + \sum_{i=0}^m x_i^{nj} \\ &= X_K^J + X_K^{NJ} \end{aligned} \quad (3)$$

(X_K : 북한의 K국 수출, x^j : 일본에도 수출되는 상품, x^{nj} : 일본에는 수출되지 않는 상품)

그런데 위의 식 (3)에서 X_K^J 와 X_K^{NJ} 의 통계적 정확성은 다르다고 볼 수 있다. 현재 우리가 각국의 세관이 발표하는 대북무역통계가 부정확할 가능성이 있다고 보는 근본적인 이유는 이를 통계에 북한으로서는 수출하기 힘든 상품들이 내재되어 있고, 따라서 이는 한국과의 교역을 북한과의 교역으로 잘못 보고한 것일 가능성이 있기 때문이다. 그런데 위의 식 (3)의 X_K^J 는 이미 일본의 무역통계에 의해 실제로 북한이 대외적으로 수출하는 것임이 입증된 상품들로 구성된다. 따라서 이는 해당 국가의 세관이 잘못 보고한 것이라고 의심할 근거가 없다. 반면, X_K^{NJ} 는 이러한 입증이 이루어지지 않는 상품들로 구성되므로, 만일 이 가운데 북한의 경제수준으로 수출하기가 어려운 제품들이 발견되면, 이는 해당 국가 세관

통계가 한국과의 교역을 북한과의 교역으로 잘못 보고한 것이라고 의심할 만하다. 그런데 바로 이러한 사실로 인해, 만일 우리가 위의 식 (3)에서 X_K^{NJ} 를 제거하고 X_K^J 만을 가지고 논의를 진행한다면 어떻게 될까? 이는 아마도, 비록 동 통계가 북한의 수출 전체를 포괄하지는 않지만, 해당 통계가 갖고 있는 정보의 정확성만큼은 현재 수준으로는 가장 높다는 사실을 의미할 것이다.

더욱이 X_K^J 는 일본의 대북제재에 따른 제3국 효과와 밀접한 연관을 갖고 있다. 그것의 변화가 일본의 대북제재에 따른 거래선 이전을 정확히 보여주는 것이기 때문이다. 일본의 제재로 북한이 종래 일본으로 수출하던 상품을 다른 나라로 이전하는 경우 통계상으로는 X_K^J 가 변화하는 것으로 나타날 수밖에 없는 것이다. 따라서 X_K^J 를 사용한다면 일본의 대북제재에 따른 당사국 효과는 물론 이에 따른 제3국 효과 가운데 거래선 이전 효과를 매우 정확히 측정할 수 있을 것이다. 물론 여기에는 제3국 효과의 또 다른 측면인 구조조정 효과는 포함되지 않는다. 그러나 앞서 우리는 대북제재의 실질적 효과에 이러한 구조조정 효과를 과연 포함시켜야 하는지가 상대적으로 불분명하며, 따라서 이를 좁게 해석한다면, 그것은 제재의 당사국 효과와 거래선 이전 효과로만 구성된다는 점을 지적하였다.

이상의 논의는 앞서의 식 (3)을 이용하

여 현존하는 북한무역통계를 재구성하는 경우 일본의 대북제재효과를 보다 정밀하게 측정하는 일이 가능해짐을 의미한다. 보다 정확하게, 일본의 대북제재 효과는 1) 북한의 수출에 한해, 2) UN 및 IMF 통계를 이용하여, 3) 이들 통계를 북한의 대북 수출상품을 기준으로 재구성 할 때 상대적으로 정확하게 추정 가능하다는 것이다. 이러한 사실에 착안하여 여기에서는 현존하는 북한의 무역통계를 다음과 같이 재구성한다.

우선 우리는 1998~2006년 북한무역에 대한 UN 통계를 이용한다. 위의 식 (3)의 각국별 X_K^J 를 계산하기 위해서는 보다 상세한 북한의 상품수출 데이터가 필요 한데 현재 IMF 데이터는 이러한 데이터를 제공하지 않고 있기 때문이다. 따라서 우리는 UN 데이터를 토대로 동 기간 동안 북한이 일본에 수출한 상품군을 HS 6 자리 수준에서 추출하며, 이러한 상품군을 토대로 연도별 각국의 X_K^J 를 계산한다. 물론 UN 통계에 포함되어 있지 않은 남북교역통계는 한국의 통일부와 관세청이 보유하고 있는 교역데이터를 이용한다. 다만, 여기에서 우리는 남북교역 형태 가운데 일반교역과 위탁가공교역만을 대상으로 한다. 남북교역을 통한 북한의 수출의 경우 비상업적 거래가 아무리 미미하다고 하더라도 개념적으로 이를 제외하는 것이 타당하기 때문이다. 이러한 과정을 통해 우리는 1998~2006년 기간

동안 북한의 각국별 수출규모를 새롭게 계산한다.

그런데 이처럼 X_K^J 를 계산하는 경우에도, 그것이 과연 정확한 통계인가 하는 의문이 제기될 수 있다. 해당 국가에 따라서는 설사 북한이 수출하는 상품이라고 하더라도 이를 다른 나라와의 교역과 혼동하여 기입할 가능성이 있기 때문이다. 이러한 문제점을 우회하기 위해 우리는 실제의 추정을 위해서는 1998~2006년의 모든 연도에서 X_K^J 가 ‘제로(0)’가 아닌 국가의 통계만을 가지고 분석을 진행 한다. 이들 국가의 경우 다른 나라와의 무역을 북한과의 무역으로 지속적으로 혼동하여 보고할 개연성이 극히 낮기 때문이다. 물론 이렇게 되면 북한의 수출국 가운데 어떤 나라는 집계에서 제외된다. 그러나 이것은 우리가 앞서 기준 북한무역통계의 문제점으로 언급한 거래상대국의 집계 누락과는 그 본질이 다른 것이다. 기준 통계에서는 거래상대국들의 거울통계 모두를 구하지 못해 이 중의 일부가 집계에서 누락되는 반면, 여기에서는 북한의 모든 거래상대국 거울통계를 수집한 상태에서 이의 정확성 여부를 기준으로 일부의 통계를 의도적으로 제외시키기 때문이다. 따라서 전자의 경우에는 북한의 주요 거래상대국이 누락되고 그 정확성이 불투명한 여타의 상대국이 포함될 가능성이 있는 반면, 후자의 경우에는 북한의 거래상대국 가운데 상대적으로

<Table 9> DPRK's Trade Partners Included for the Reconstruction of Data

Austria	Czech Rep.	Italy	Russian
Belarus	Denmark	Japan	Singapore
Belgium	Finland	S.Korea	Slovakia
Brazil	France	Lithuania	Slovenia
Bulgaria	Germany	Madagascar	Spain
Canada	Greece	Malaysia	Sweden
Chile	Hong Kong	Mauritius	Switzerland
China	Hungary	Netherlands	Thailand
Costa Rica	India	Poland	United Kingdom
Cotedivoire	Ireland	Romania	Uruguay

통계의 정확성이 높은 주요 상대국들만이 집계된다. 실제로 <Table 9>에 나타나 있듯이 이들 나라는 총 40개국으로 북한의 주요 수출국 거의 전부를 망라하고 있다. 대북무역과 관련, 상대적으로 정확한 통계를 보유한 이들 나라만을 가지고 추정을 진행하더라도 일본의 대북제재 효과를 측정하는 데 큰 어려움이 없을 것이라는 뜻이다.

2. 일본 제재 효과의 추정 결과 - 북한의 수출

그럼 이제 앞서와 같은 방법으로 재구성된 1998~2006년 북한의 각국별 수출 데이터를 토대로 일본의 대북제재 효과를 추정해 보자. 먼저 우리는 III장의 식 (1)을 (재)추정함으로써 제재의 당사국 효과를 검토하기로 한다. 물론 여기에 사용

된 여타의 데이터와 추정방법은 III장의 경우와 모두 동일하다. 다만, 두 가지의 차이점이 존재한다. 첫째, 여기에서의 실제 추정은 III장의 식 (1)에 포함되어 있는 미국의 제재 관련 변수는 제외하고 진행된다. <Table 9>에 나타나 있듯이 대일 수출상품을 기준으로 북한무역통계를 재구성하는 경우 북한의 대미 수출은 극히 저조하여 1998~2006년 기간 동안 수출실적이 전혀 기록되지 않은 연도가 다수 발견되기 때문이다. 둘째, 여기에서는 2004~06년 기간 동안 일본의 대북제재 이외에 북한무역에 영향을 미칠 만한 여타의 구조적 변화를 통제하기 위해 이 기간 중 각 해의 연도 더미를 삽입한 추정 결과를 명시적으로 보고한다. 물론 III장에서는 이를 명시적으로 보고하지 않았다. 이는 III장의 분석작업이 추정계수의 절대치에 주의를 둔 것이 아니라 그것의

통계적 유의성 여부에만 집중된 것이었고, 이 경우 각 해의 연도 더미를 삽입한 경우와 그렇지 않은 경우가 대동소이했기 때문이었다. 그러나 여기에서 우리는 일본의 대북제재에 따른 실질적 효과를 계수적으로 측정하고자 시도하므로 추정 계수의 절대치가 매우 중요하다. 그런데 당연히 이러한 절대치는 각 해의 연도 더미를 삽입한 경우와 그렇지 않은 경우가 달라질 수밖에 없다. 이러한 이유에서 우리는 앞의 식 (1)을 추정하면서 각 해의 연도 더미를 삽입한 경우와 그렇지 않은 경우의 결과 모두를 명시적으로 보고하는 것이다.

<Table 10>은 이상의 추정 결과를 보여준다. 우선 III장에서와 마찬가지로 북한의 수출은 중력모형에 의해 잘 설명되는 것으로 나타난다. 다시 말해 북한의 수출은 북한과 상대국의 소득수준 등에 의해서는 정(+)의 영향을 받지만, 거리와 같은 거래비용 요인에 의해서는 부(-)의 영향을 받는 것으로 나타나는 것이다. 그리고 당연히 일본의 대북제재에 따른 당사국 효과는 뚜렷이 존재하는 것으로 나타난다. 즉, 일본의 대북제재와 관련된 기간 더미의 계수값이 추정모형에 상관없이 모두 통계적으로 유의미한 음(-)의 값으로 나타나는 것이다.

한편, 이상의 추정 결과를 확인하고 우리는 일본의 대북제재에 따른 당사국 효과에 제3국 효과(거래선 이전)를 모두 종

합하기 위해 III장의 식 (2) 또한 추정한다. 여기에 사용된 데이터와 추정방법 역시 앞의 경우와 동일하다. 그리고 그 결과는 <Table 11>에 보고되어 있다. 그런데 <Table 11>은 몇 가지 측면에서 매우 흥미롭고 짐지어는 예상을 뛰어넘기도 한다.

우선 일본의 대북제재에 따른 제3국 효과가 시현되는 나라는 총 15개 국가이며, 추정방법에 상관없이 동 효과가 공통적으로 나타나는 국가는 13개 국가인 것으로 나타난다. 총 15개 국가 가운데 7개 국가는 정(+)의 제3국 효과가 시현된 반면, 나머지 8개 국가는 부(-)의 제3국 효과가 시현됨으로써 일본의 대북제재에 따른 제3국 효과가 주로 정(+)의 방향을 보일 것이라는 일반적인 예상과는 차이가 존재한다. 이는 일본의 대북제재로 대일 수출상품의 판로가 막힐 경우 한편으로 북한은 이의 판로를 다른 나라로 돌려 제재를 우회하고자 시도하지만, 다른 한편으로는 이를 제품의 해외 판매 전체에 애로가 발생함으로써 오히려 소량의 동제품이 수출되는 국가의 경우에는 그 수출량이 줄어드는 현상이 발생한다는 것을 시사한다.

그런데 <Table 11>에서 가장 흥미로운 점은 북한의 최대 교역상대국인 중국의 경우 통계적으로 유의미한 제3국 효과가 관찰되지 않는다는 사실이다. 우리는 III장에서 기준의 KOTRA, UN 및 IMF 통계를

<Table 10> Basic Estimation Results – DPRK Export (Reconstructed Data)

	Estimation 1 (including year dummies)			Estimation 2 (excluding year dummies)		
	OLS	Random Effect	Fixed Effect	OLS	Random Effect	Fixed Effect
constant	0.6867 (0.2679)	-0.3881 (-0.0511)	-3.1354 (-0.2223)	0.8144 (0.3299)	0.7081 (0.1037)	3.3973 (0.2430)
GDP	0.6298** (8.3111)	0.6492** (2.7282)	0.4924 (1.2069)	0.6278** (8.5079)	0.6225** (2.8880)	0.3054 (0.7533)
distance	-0.9863** (-20.5987)	-0.9344** (-5.6138)		-0.9873** (-20.3600)	-0.9465** (-5.3791)	
Ethnic Koreans	1.4536** (4.3266)	1.4450 (1.3100)		1.4602** (4.4995)	1.5064 (1.4457)	
Japan Sanction	-0.5939* (-2.2530)	-0.5487** (-2.9093)	-0.5874** (-2.8345)	-0.6093* (-2.3744)	-0.5848** (-3.0344)	-0.6609* (-2.5027)
Time Trend	-0.0085 (-0.1391)	-0.0097 (-0.1605)	-0.0005 (-0.0059)	-0.0315 (-1.0500)	-0.0376 (-1.1546)	-0.0035 (-0.0498)
year	-0.0546 (-0.2158)	-0.0592 (-0.2166)	-0.0302 (-0.1222)			
2004	-0.0048 (-0.0151)	-0.0712 (-0.1973)	-0.0350 (-0.1141)			
2005	-0.3153 (-0.8293)	-0.3837 (-0.8763)	-0.3316 (-0.9100)			
2006	R ²	0.4659	0.4652	0.7711	0.4649	0.4644
No. of Observation		362		362		

Note: This table reports panel regression estimates of equation (1) in the main text using the reconstructed DPRK trade statistics. * and ** denote statistical significance at the 90 and 99 percent level, respectively. T-values are reported in parentheses. And all standard errors are calculated as being robust to heteroskedasticity and serial correlation.

모두 이용하여 북한의 수출에서 나타나는 제3국 효과의 존재 유무를 검증하였는데, 이때 중국은 이용되는 모든 데이터와 추정기법에서 통계적으로 유의미한

제3국 효과가 관찰되었다. 그렇다면 이러한 결과가 틀린 것일까? 아마도 그렇지는 않을 것이다. 북한의 최대 거래상대국이 바로 중국이기 때문이다. 따라서 일본의

<Table 11> Expanded Estimation Results – DPRK Export (Reconstructed Data)

	Estimation 1 (including year dummies)		Estimation 2 (excluding year dummies)	
	Random Effect	Fixed Effect	Random Effect	Fixed Effect
constant	-0.0167 (-0.0023)	4.7579 (0.2760)	1.1418 (0.1763)	8.3985 (0.4439)
GDP	0.6394** (2.8357)	0.2647 (0.5301)	0.6114** (2.9493)	0.1604 (0.2929)
distance	-0.9448** (-5.9739)		-0.9601** (-5.7187)	
Ethnic Koreans	1.5014 (1.4795)		1.5630 (1.5566)	
Japan Sanction	-0.6182** (-2.8606)	-0.6837** (-3.2054)	-0.6099** (-2.8415)	-0.7053* (-2.4910)
Third Country Effect				
S.Korea	0.5552* (2.4937)	0.5353* (1.7527)	0.5663* (2.3778)	0.5561* (2.3993)
Hong Kong	-1.5160** (-3.7002)	-1.8524** (-5.0288)	-1.5221** (-3.2178)	-1.8741** (-3.6739)
France	0.9253* (2.3233)	0.9431* (2.2540)	0.9503* (2.2526)	0.9536* (2.2261)
Poland	1.5175** (3.0690)	1.5479* (2.2131)	1.5348** (3.4098)	1.5675* (2.4328)
Thailand	1.5929** (3.9827)	1.3961** (3.2041)	1.5965** (4.1886)	1.4063** (3.7187)
Austria	-1.0549** (-2.8168)	-1.0533** (-2.6204)	-1.0392* (-2.4929)	-1.0442* (-2.3848)
Bulgaria	1.4537** (2.7581)	1.4999* (1.6808)	1.4633** (3.1095)	1.5387* (1.7946)
Canada	-2.4516** (-3.5363)	-1.9227** (-3.0985)	-2.4076** (-3.4669)	-1.9048** (-2.8945)
Chile	-1.8170** (-3.9056)	-1.9716** (-3.7830)	-1.8089** (-3.8304)	-1.9505** (-4.0149)
Czech Rep.	1.7979** (2.8873)	2.0393* (2.4313)	1.8216** (3.1232)	2.0747* (2.5828)
Italy	-1.2642* (-2.2508)	-1.2060* (-2.3123)	-1.2384* (-2.1274)	-1.1958* (-2.2356)
Lithuania	-2.1146** (-3.6373)	-1.7147* (-1.9440)	-2.0907** (-4.0380)	-1.6709* (-1.9414)
Mauritius	1.4521** (2.6764)	1.3574* (2.0340)	1.4472** (2.9626)	1.3612* (2.2203)
Sweden	-1.4173* (-1.8147)		-1.3851* (-1.6643)	
United Kingdom	-0.9439* (-1.7682)			
Time Trend (1998~2006)	-0.0091 (-0.1540)	0.0129 (0.1485)	-0.0311 (-1.0203)	0.0141 (0.1826)
year	0.0265 (0.0920)	0.0230 (0.0819)		
2004	-0.0079 (-0.0214)	0.0633 (0.2054)		
2005	-0.3188 (-0.7164)	-0.2100 (-0.5966)		
2006	R ² 0.2695	0.7942	0.2589	0.7935
No. of Observation	360	360	360	360

Note: This table reports panel regression estimates of equation (2) in the main text using the reconstructed DPRK trade statistics. * and ** denote statistical significance at the 90 and 99 percent level, respectively. T-values are reported in parentheses. And all standard errors are calculated as being robust to heteroskedasticity and serial correlation.

제재로 수출이 어려워질 경우 북한으로서는 당연히 중국으로의 수출증대를 도모한다고 보아야 할 것이다. 그렇다면 이러한 III장의 결론은 <Table 11>의 내용과 서로 모순되는 것은 아닐까? 물론 언뜻 보면 그럴지도 모르지만, 이 또한 조금만 꼼꼼히 생각하면, 아마도 반드시 모순이라고 말하기도 어려울 것이다.

예를 들어, 앞의 III장의 추정에서 우리는 북한의 대중 수출총액을 가지고 제3국 효과를 추정하였다. 따라서 여기에서 말하는 중국의 제3국 효과란 거래선 이전(동종상품)과 교역구조 조정(이종상품)의 결과를 모두 합한 것이다. 반면, <Table 11>은 북한의 대일 수출상품군을 기준으로 재구성한 데이터를 이용하므로 이 경우 나타나는 제3국 효과는 교역구조 조정을 배제한 순수한 거래선 이전의 결과만을 의미한다. 그런데 북한의 수출구조상 중국의 경우에는 일본의 대북제재에 따른 구조조정 효과는 클지 모르지만, 거래선 이전 효과는 제한적일 가능성 이 높다. 북한이 일본에 수출하는 상품이 주로 어패류나 송이와 같은 농산물, 그리고 저가의 의류 등인데, 중국은 이들 상품의 수입국이 아니라 오히려 수출국이기 때문이다. 따라서 일본의 제재로 이들 상품의 대일 수출이 막힌다 하더라도 북한으로서는 그 수출선을 곧바로 중국으로 돌리기 어려울 것이다. 반면, 북한은 대일 수출의 감소로 줄어드는 경화의 수

입을 만회하기 위해 최대의 교역상대국인 대중 수출을 늘리는 것 역시 도외시할 수도 없을 것이다. 이렇게 보면, 일본의 제재로 대일 수출이 어려워질 경우 북한이 그간 일본에 수출하던 상품이 아니라 중국에 맞는 수출상품을 골라 이의 대중 수출을 늘리는 방식으로 대응하는 것은 당연할지도 모른다. <Table 11>에서처럼 거래선 이전의 결과가 중국에서 나타나지 않는다고 해서, 이것이 III장에서 말하는 중국의 제3국 효과와 서로 모순된다고 판단할 수는 없다는 뜻이다.

이상과 같은 중국 요인을 감안하면, 북한이 일본의 대북제재에 맞서 이를 중화시킬 수 있도록 만들어주는 가장 중요한 나라는 바로 한국인 것으로 판명된다. 북한의 수출에 있어 중국과 거의 맞먹을 정도로 중요한 거래상대국인 한국의 경우에는 일본의 대북제재에 따른 정(+)의 제3국 효과(거래선 이전)가 매우 뚜렷하기 때문이다. 실제로 한국은 중국과 달리 북한이 일본에 수출하는 상품군의 주요 수입국이라는 점에서 이러한 결과는 충분히 납득할 수 있다. 그간 북한이 주로 일본으로 수출하던 송이와 같은 상품의 대한국 수출이 일본의 대북제재를 전후하여 크게 증가하였다는 사실이 이를 잘 말해 준다. 이렇게 보면, 일본의 대북제재 이후 시기인 2006년을 기점으로 한국이 중국을 제치고 북한의 제1위 수출시장으로 부상한 것도 매우 상징적이다.¹⁸⁾

한편, 한국을 제외하면, 일본의 대북제재에 따른 부정적 영향력을 중화시켜 주고 있는 북한의 주요 거래상대국은 태국 정도이다. 이 외의 여타 거래상대국은 북한의 수출규모가 상대적으로 작거나, 또는 일본의 대북제재에 따른 제3국 효과가 통계적으로 유의미하지 않은 것으로 나타나 동 제재의 실제적 영향력 크기와는 별다른 연관을 맺고 있지 않기 때문이다.

3. 일본 제재 효과의 측정

<Table 12>와 <Table 13>은 이상의 결과를 토대로 2004~06년 일본 대북제재의 영향력을 계측한 결과를 보여준다. 이를 위해 우리는 <Table 11>에서 나타난 추정 1(연도 더미 삽입)의 랜덤효과 추정 결과를 이용하는데, 그 이유는 동 결과에서 소득수준과 같은 중력모형의 변수들이 북한의 대외수출에 통계적으로 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타나기 때문이다. 이러한 추정 결과를 가지고 우선 우리는 일본의 대북제재가 존재하는 상황에서 2004~06년 북한의 대일 수출액이 어느 정도나 되는지를 모형으로 예측(predict)한다. 당연히 이러한 예측치는 동기간 동안 북한이 일본에 수출한 실제의 관측치와는 다른 것이다. 한편, 우리는

동 모형을 토대로 일본의 대북제재를 제거한 상태에서 북한의 대일 수출이 어느 정도나 될 것인지도 예측한다. 당연히 이러한 예측치와 앞서의 대북제재를 고려한 예측치의 차이는 바로 일본의 대북제재에 따른 당사국 효과의 크기를 나타낼 것이다. 동일한 논법으로 우리는 일본 이외 각 나라의 제3국 효과를 계산하고, 이를 일본의 당사국 효과에 접목하여 대북제재의 (순)효과를 계측한다.

이에 따르면, 일본의 대북제재가 존재하지 않을 경우 북한의 대일 수출은 2004~06년 기간 동안 1.8억~2.5억 달러에 달할 것으로 예측된다. 반면, 동 제재가 존재할 경우 그 수치는 1~1.3억달러에 그칠 것으로 보여, 일본의 대북제재에 따른 당사국 효과는 연간 0.8~1.2억달러에 달하는 것으로 나타난다. 이는 일본의 대북제재로 북한의 대일 수출이 연간 최대 약 절반 정도가 감소하는 효과가 있음을 의미한다. 그러나 이러한 대북제재의 효과는 연간 0.8억~0.9억달러에 달하는 제3국 효과로 크게 중화되는 것으로 판단된다. 일본의 대북제재에 따른 당사국 효과의 약 70~90%가 제3국 효과에 의해 무력화 된다는 뜻이다. 일본의 대북제재로 북일 무역이 감소하기는 하지만, 그에 상응하는 북한의 여타국 무역이 증대함으로써,

18) 실제로 북한의 대한국 수출은 2005년 3.4억달러로 5억달러에 달한 대중 수출에 뒤졌으나, 2006년에는 그 수치가 5.2억달러, 그리고 2007년에는 7.6억달러를 기록함으로써 같은 기간 중 각각 4.7억달러와 5.8억달러를 기록한 대중 수출액을 능가하는 것으로 나타난다.

<Table 12> Estimated Impact of Japan's Sanction on DPRK Export

	2004			2005			2006			Impact of Sanction	
	Export without sanction (A)	Export under sanction (B)	(A) - (B)	Export without sanction (A)	Export under sanction (B)	(A) - (B)	Export without sanction (A)	Export under sanction (B)	(A) - (B)	Total	Annual Average
Japan	239,445	129,043	110,402	251,115	135,332	115,782	184,130	99,232	84,898	311,082	103,694
S.Korea	93,618	163,112	-69,494	108,950	189,826	-80,876	88,201	153,674	-65,473	-215,843	-71,948
Austria	1,619	564	1,056	1,755	611	1,144	1,370	477	893	3,093	1,031
Bulgaria	334	1,430	-1,096	376	1,609	-1,233	312	1,333	-1,022	-3,350	-1,117
Canada	2,787	240	2,546	3,208	276	2,932	2,599	224	2,375	7,854	2,618
Chile	363	59	304	440	71	368	379	62	317	990	330
Czech	866	5,225	-4,360	993	5,994	-5,002	813	4,909	-4,096	-13,457	-4,486
France	5,216	13,158	-7,942	5,656	14,268	-8,612	4,405	11,112	-6,707	-23,262	-7,754
Hong Kong	3,911	859	3,052	4,319	948	3,371	3,389	744	2,645	9,068	3,023
Italy	4,657	1,316	3,342	5,009	1,415	3,594	3,875	1,095	2,780	9,716	3,239
Lithuania	352	42	309	405	49	356	334	40	294	959	320
Mauritius	115	489	-375	124	529	-405	94	400	-306	-1,086	-362
Poland	1,571	7,166	-5,595	1,868	8,519	-6,651	1,514	6,904	-5,390	-17,636	-5,879
Sweden	2,039	494	1,545	2,189	530	1,658	1,722	417	1,305	4,508	1,503
Thailand	2,287	11,249	-8,961	2,559	12,585	-10,026	2,130	10,472	-8,343	-27,330	-9,110
United Kingdom	5,451	2,121	3,330	5,892	2,293	3,599	4,625	1,800	2,826	9,755	3,252
Total	364,632	336,568	28,063	394,857	374,856	20,001	299,892	292,897	6,996	55,060	18,353

Note: The degree of sanction impact (I) on the DPRK export is defined as "I = (DPRK) Estimated Export Volume without Sanction - Estimated Export Volume under Sanction". Both volumes are calculated on the basis of the panel regression results reported by <Table 11>. The size of I for DPRK-Japan Trade refers to the sanction country effect while those for other countries denote the third country effects.

제재의 실제적 효과는 크지 않을 것이라 는 국제사회의 일반적인 예상이 수치로 도 확인되는 셈이다.

흥미로운 것은 이러한 제3국 효과와 관련된 한국의 역할이다. 일본의 대북제재에 따른 한국의 제3국 효과가 그 어떤

나라와도 비교되지 않을 정도로 크게 나타난다는 뜻이다. 실제로 2004~06년 동안 일본의 대북제재로 인해 남북교역은 연간 0.8억~0.9억 달러 정도 증가하는 것으로 판단된다. 한국의 제3국 효과가 당사국 효과의 60~70% 정도를 차지할 정도로

<Table 13> Net Effect of Japan's Sanction on DPRK Export

	2004	2005	2006	Total	Average
Sanction Country Effect	110,402	115,782	84,898	311,082	103,694
Third Country Effect	82,339	95,781	77,902	256,022	85,341
S.Korea	69,494	80,876	65,473	215,843	71,948
Net Effect	28,063	20,001	6,996	55,060	18,353

크며, 이는 북한이 일본의 제재에 맞서 주로 그 수출선을 한국으로 전환하여 대응하고 있음을 뜻한다.

4. 토론 - 일본의 대북제재와 북한무역

<Table 12>와 <Table 13>에서 주목해야 할 사실은 여기에 나타난 제3국 효과가 순수하게 거래선 이전을 통한 결과만을 반영한다는 점이다. 물론 앞서 언급한 교역구조 조정을 포함한 제3국 효과 전체의 크기는 현재 우리의 데이터 수준으로는 추정할 수 없고, 또한 설사 이러한 교역구조 조정을 포함한 결과를 얻는다고 하더라도, 과연 그것이 거래선 이전만을 의미하는 위의 결과보다 크게 나타날지, 또한 그렇다고 하더라도 이를 어떻게 해석해야 할지 등 모든 문제가 현재로서는 불분명하다. 그러나 한 가지 분명한 사실은, 위의 <Table 12>와 <Table 13>에 나타난 결과만을 가지고 보더라도, 북한의 수출에 관한 한, 일본의 대북제재는

북한에 한국과 같은 우회로가 존재하는 한 사실상 그 효과를 크게 기대하기 어렵다고 보아도 무리가 없을 것이라는 점이다.

그렇다면 과연 북한의 수입의 경우에는 어떨까? 만일 북한의 수입에 있어서도 일본의 대북제재가 별다른 영향을 미치지 못한다면, 동 제재는 북한무역 전반에 관해 실질적 효력을 가지지 못하다고 말할 수 있을 것이다. 그러나 아쉽게도 현재 우리의 데이터 수준으로는 이러한 수입에 관한 분석은 불가능하다. 다만, 이제까지의 논의를 종합해 보면, 만일 일본의 대북제재가 북한의 대외거래에 부정적 영향을 미친다면, 그것은 아마도 수출보다는 수입의 경우에 더욱 크게 나타날 개연성이 높다고 판단할 수 있을 것이다.

예를 들어, 북한의 수출상품 구성을 보면, 한국과 일본은 북한의 입장에서 매우 대체적이라고 할 수 있다. 북한이 일본에 수출하는 상품을 한국 역시 충분히 수입하는 국가이기 때문이다. 따라서 일본의

대북제재로 수출이 막히는 경우 북한은 이를 손쉽게 한국으로의 수출선 전환으로 해결할 수 있을 것이다. 물론 중국은 북한의 대일 수출상품들을 수입하는 국가이기보다는 수출하는 국가이다. 따라서 중국으로의 수출선 전환이 한국으로의 수출선 전환처럼 쉽지는 않을 것이다. 그러나 중국은 북한에 가장 인접한 국가 이므로, 대일 수출의 감소에 대응하여, 중국에 맞는 새로운 수출상품을 개발 제공하는 일이 가능할 것이다. 실제로 이제 까지 우리의 추정 결과는 이러한 측면을 현실의 데이터로 지지해 주고 있다. 이렇게 보면 북한의 수출에 관한 한 일본의 제재 효과가 그렇게 크지 않을 것으로 볼 수 있다.

그러나 수입의 경우에는 사정이 조금 다르다. 우선 북한이 일본에서 수입하는 상품들을 한국에서 본격적으로 수입하는 것은 쉬운 일이 아니다. 남북관계의 특수성으로 인해 북한이 자본재와 같은 상품을 한국에서 상업적으로 수입하기가 만만치 않을 수 있기 때문이다. 또한 중국은 북한의 대일 수입상품들을 수출하기 보다는 수입하는 나라에 가깝다. 이렇게 보면 일본의 대북제재로 북한의 대일 수입이 어려워질 경우 북한이 한국이나 중국 등으로 손쉽게 수입선을 바꾸어 대응하기는 쉽지 않다. 문제는 III장의 추정 결과에서 보듯이 이러한 수입선 전환이 가능한 유럽 등 주요 선진국에서의 수입이 일본의

대북제재에도 불구하고 별로 늘어나는 증거가 발견되지 않는다는 점이다. 이는 일본의 제재효과가 북한의 수출보다는 수입에 있어 더욱 클 것이라는 가능성을 제시하는 것이다. 물론 현재 이용 가능한 데이터 수준으로는 이러한 가능성을 구체적인 수치로 계측할 수 없다. 그럼에도 불구하고 논리적으로, 또한 III장에서 추정된 부분적 결론들을 통해 살펴볼 때, 북한의 수입의 경우 수출과는 상대적으로 매우 다른 결론이 도출될 수 있다는 가능성만은 부인할 수 없을 것이다.

V. 맺음말

우리는 이 글에서 대북제재의 효과를 개념화하는 것으로부터 시작하여, 현존하는 북한무역통계를 토대로 2000년대 일본의 대북제재에 따른 당사국 효과와 제3국 효과의 존재 유무를 검증하였고, 이를 통계를 합리적으로 재구성함으로써 일본의 대북제재가 북한의 수출에 미치는 영향력의 크기 또한 측정하였다. 우리가 이러한 과정을 통해 도달한 결론을 요약하면 다음과 같다.

첫째, 일본의 대북제재와 같은 국제사회의 경제제재는 북한의 무역에 당사국 효과와 제3국 효과라는 두 가지의 영향을 미친다. 전자는 제재 당사국과 북한의

무역이 줄어드는 것을 의미하며, 후자는 이에 따라 북한과 여타 국가 사이의 무역도 영향을 받는 것을 뜻한다. 한편, 제3국 효과는 북한이 재재를 피해 거래선을 이전하는 것에 의해서는 물론, 재재에 맞서 스스로의 무역구조를 변화시키는 것에 의해서도 발생할 수 있다.

둘째, 일본의 대북제재에 따른 이들 효과들을 낱낱이 분석하기 위해서는 북한 무역에 대한 정밀한 통계자료의 입수가 필수적이다. 그러나 현재 존재하는 북한 무역통계는 모두가 일정한 결함을 내포하고 있는 불완전한 것들이다. 그것들은 1) 특정 국가와 북한의 거래를 잘못 반영하고 있거나, 2) 북한의 실제 거래 국가를 누락하고 있을 가능성, 3) 그리고 대북제재와 직접 연관이 있는 상업적 거래 이외에 북한의 비상업적 거래 또한 함께 포함하고 있다는 문제점 등에서 자유롭지 못하다.

셋째, 이러한 북한 관련 무역통계의 결함을 충분히 고려한 후, 이를 우회하는 방법으로 일본의 대북제재 효과를 추적해 보면 그 결과는 흥미롭다. 우선 북한의 무역은 중력모형과 같은 일반적인 경제학 모형에 의해 잘 설명된다. 또한 일본의 제재는 뚜렷한 당사국 효과를 갖는 것으로 나타난다. 한편, 그것의 제3국 효과는 북한의 수출과 수입에 있어 다르게 나타난다. 수출의 경우에는 한국과 중국, 태국 등 북한의 대외거래 대부분을 차지

하고 있는 국가들에서 모두 정(+)의 제3국 효과가 존재하는 것으로 나타나지만, 북한의 수입에 있어서는 한국이나 심지어 중국에 있어서도 제3국 효과의 통계적 유의미성이 불분명한 것으로 나타난다. 이러한 사실은 일본의 제재가 북한의 수출보다는 수입에 더욱 커다란 영향을 미친다는 개연성을 시사한다.

넷째, 일본의 제재 효과를 계수적으로 측정하기 위해서는 현존하는 북한 관련 무역통계를 보다 정밀하게 재구성할 필요가 있는데, 이는 북한의 수입에 있어서는 불가능하지만 수출에 있어서는 가능하다. 기본적으로 비상업적 거래가 존재하지 않는 북한의 수출에 있어서는 기존의 북한무역통계를 대일 수출상품군을 중심으로 재구성함으로써 현재보다 훨씬 더 정확한 데이터를 추출할 수 있기 때문이다. 또한 이렇게 추출된 데이터는 제재의 제3국 효과와 관련하여 순수하게 거래선 이전 효과만을 반영한다는 특징이 있다.

다섯째, 이렇게 재구성된 데이터를 토대로 추정하면, 2004~06년 북한의 대일 수출은 일본의 대북제재로 연간 0.8억~1.2억달러의 피해를 입은 것으로 나타난다(당사국 효과). 같은 기간 일본의 제재가 없을 경우 북한의 추정 수출규모가 연간 1.8억~2.5억달러라는 점에서 이러한 피해는 전체 대일 수출의 거의 절반에 육박하는 것이다. 그런데 일본의 대북제재

에 맞서 북한은 같은 기간 동안 다른 나라로 수출선을 전환하였고, 그 결과 이들 여타 국가에의 수출이 연간 0.8억~0.9억 달러 순증한 것으로 나타난다(제3국 효과). 대일 수출 피해액의 70~90% 정도가 타 국가로의 거래선 이전으로 만회된다 는 뜻이다. 이렇게 보면, 일본의 대북제재에 따른 북한 수출의 (순)피해규모는 최대 3천만 달러를 밑돌 정도로 미미한 수준이다. 더욱이 이는 순수한 거래선 이전만을 고려한 것이므로, 만일 교역구조 조정까지를 감안한다면, 일본의 대북제재는 북한의 수출에 관한 한 별다른 실질적 피해를 입히지 못한다고 보아도 무리가 없을 것이다. 한편, 이러한 거래선 이전의 대부분은 한국으로 이루어진 것으로 나타난다. 반면, 중국으로는 유의미한 거래선 이전이 나타나지 않는 것으로 관찰된다. 북한이 일본의 제재에 맞서 주로 한국으로의 수출선 이전으로 대항하고 있다는 뜻이다.

여섯째, 현재 북한의 수입에 관해서는 이처럼 계수적으로 제재의 효과를 추정하는 일이 불가능하다. 그러나 현존하는 북한무역통계를 이용한 결과는 일본의 제재 효과가 북한의 수출에서보다는 수입에 더 큰 영향을 미친다고 말한다. 따라서 일본의 제재가 북한의 수출에 있어 별다른 영향을 미치지 못한다고 해서, 곧바로 제재의 효력 자체가 없다고 단정하는 것은 현명하지 못하다고 판단된다.

이 글에서 살펴본 것처럼, 현재 우리가 가지고 있는 데이터의 수준으로 대북제재의 영향력 전체를 염밀하게 추정하는 일은 불가능하다. 그러나 이러한 한계가 존재하는 것은 분명한 사실이지만, 바로 그 한계 안에서 부분적으로나마 대북제재의 효과를 합리적으로 토론하는 일 자체가 불가능한 것은 아니다. 향후 이러한 논의가 보다 활성화되어, 현재 우리가 직면하고 있는 데이터와 인식의 한계를 정면으로 돌파할 수 있게 되기를 기대한다.

참 고 문 헌

- 강창원, 「미제의 대조선경제봉쇄책동의 반동적 본질」, 『경제연구』, 2002.
- 고영남, 「미제의 대조선경제봉쇄책동의 특징」, 『경제연구』, 2005.
- 고일동 · 김상기 · 이재호, 『남북한 교역구조의 변화와 정책적 시사점』, 연구보고서 2009-04, 한국개발연구원, 2009.
- 관세청, 「남북반출입통계」(<http://www.customs.go.kr/>)
- 김복덕, 「진보적 나라들에 대한 제국주의적 경제제재 책동의 악랄성」, 『경제연구』, 2002.
- 김상기, 『대북경제제재의 유효성 분석: 실태와 효과』, 정책연구시리즈 2007-09, 한국개발연구원, 2007.
- 김석진, 「북한의 무역 잠재력과 개혁과제」, 『KDI 북한경제리뷰』 2008년 5월호, 한국개발연구원, 2008.
- 김정만, 「미국의 대북경제제재: 현황과 전망」, 『수은북한경제』, 한국수출입은행, 2007.
- 대한무역투자진흥공사, 『1990~2000년 북한의 대외무역동향』, 2001.
- _____, 『북한의 대외무역동향』, 각년도.
- 미무라 미쓰히로, 『일본의 대북한 경제제재의 경제적 효과분석』, 지역연구회시리즈 05-04, KIEP, 2005.
- 양운철, 『미국의 대북한 경제제재: 원인, 과정, 전망』, 세종연구소, 2001.
- 이 석, 「북한경제와 경제제재」, 『KDI 북한경제리뷰』, 2005년 3월호, 2005, pp.3~17.
- _____, 『북한의 통계: 가용성과 신뢰성 검증』, 통일연구원, 2007.
- _____, 「북한무역에 대한 쟁점분석: 북중 · 북일 · 남북교역」, 『북한의 무역구조 분석과 남북경협에 대한 시사점』, 한국개발연구원, 2009.
- 이석 · 김병연, 『북한의 GNI 추정과 추정방법 개선방안』, 용역보고서, 통일연구원, 2006.
- 이석 · 이재호, 「북한의 무역통계 분석: 가용성과 신뢰성 검증」, 고일동 외, 『북한의 무역구조 분석과 남북경협에 대한 시사점』, 연구보고서 2008-05, 한국개발연구원, 2008.
- 정형곤 · 방호경, 『국제사회의 대북 경제제재 효과 분석』, KIEP, 2009.
- 통일부, 『(월간)남북교류협력동향』, 각월호.
- 朝鮮經濟問題研究 課題組, 『朝鮮經濟問題研究』, 遼寧省 金融學會, 2008.
- 조명철 · 홍익표, 「미국의 경제제재완화가 북한에 미치는 영향」, 『KIEP 세계경제』, KIEP, 1999.
- 한국무역협회 통계데이터베이스(일본 및 중국 세관 통계)
- 홍익표, 「국제사회의 대북한 경제제재가 북한경제에 미치는 영향」, 『KIEP 세계경제』, KIEP, 2003.

Choi, Julia and Karin Lee, "North Korea: Economic Sanction and U.S. Department of Treasury

- Actions 1955~September 2006,” The National Committee on North Korea, 2006.
- Graham, Edward M., “How North Korea Finances Its International Trade Deficit: An Educated Guess Korea Economic Institute,” Korea’s Economy, June 2007.
- Hufbauer, Gary Clyde, Jeffrey J. Schott, and Kimberly Ann Elliott, *Economic Sanctions Reconsidered: History and Current Policy*, IIE, 1990.
- IMF, *Direction of Trade Statistics*(CD-Rom), 2008.
- Nanto, Dick K. and Emma Chanlett-Avery, “The North Korean Economy: Overview and Policy Analysis,” CRS Report, April 2008.
- Niksich, Larry and Raphael Perl, “North Korea: Terrorism List Removal?” CRS Report, 2007.
- Rennack, Dianne E., “North Korea: Economic Sanctions,” CRS Report for Congress, 2006.
- UN, *United Nations Commodity Trade Statistical DB*.
- VanWagenen Paul, “U.S. Economic Sanctions-Non-Traditional Success Against North Korea,” *Law & Policy In International Business*, Vol. 32, 2000, pp.239~261.
- Whitty, Michael, Suk Kim, and Trevor Crick, “The Effectiveness of Economic Sanctions: The Case of North Korea,” *North Korean Review*, Vol. 2, 2006, pp.50~65.

韓國開發研究

제32권 제2호(통권 제107호)

공공투자사업의 입·낙찰 분석

김정욱

(한국개발연구원 부연구위원)

Analysis on Procurement Auction System in Public Procurement Service

Jungwook Kim

(Associate Research Fellow, Korea Development Institute)

* 본고는 공저자들의 허락을 구하여 김정욱 외, 『공공투자사업의 입·낙찰 자료 연구』(정책연구시리즈 2008-17, 한국개발연구원, 2008) 가운데 저자가 집필한 부분을 중심으로 수정·보완한 것임.

* 김정욱: (e-mail) awaker2@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, 49 Hoegiro, Dongdaemun-gu, Seoul, Korea

- Key Word: 정부조달(Government Procurement), 경쟁입찰(Competitive Bidding), 최저가 낙찰제(Price Procurement Auction), 턴키(Turnkey), 대안입찰(Alternative Bidding), 민간투자사업(Public Private Partnership Projects)
- JEL code: D44, H54, H41
- Received: 2009. 8. 31 • Referee Process Started: 2009. 9. 2
- Referee Reports Completed: 2010. 6. 22

ABSTRACT

This paper considers the effect of various types of procurement auction system on competition focusing on the rate of successful bidding. We analyze the number of bidders and the rate of successful bids using online procurement data of the Public Procurement Service. The average number of bidders is 301 and the average rate of successful bids is 87.42% while the weighted average rate is 75.13%. These numbers show that there is quite strong competition among bidders and the rate is lower as the expected price is higher.

When we analyze the data of price procurement auction, the rate is also shown to be lower as the expected price is higher. Furthermore, the rate decreases as the number of bidders increases which naturally makes the competition stronger. Meanwhile, the analysis finds that the inclusion of the onsite bidding, the PQ(Pre-Qualification) result, or major-10 winning companies cannot explain the rate much in our data.

In case of turnkey-alternative, the average rate of successful bidding for 484 cases record 90.20%. The average is 84.89% with 120 alternatives and 91.97% with 364 cases of turnkey. The reason why the rate of turnkey-alternative is lower than that of price procurement auction is the lack of competition as well as the systematic difference.

By setting up a model, we are able to explain the difference in rate caused by the respective reason. When we suppose there are 3 bidders in case of price procurement auction for a project that exceeds 100 billion won, the rate is expected to be around 64%. This implies that difference of 26% is caused by the systemic difference and 3% by the lack of competition. Therefore, we conclude that the difference in rate between turnkey-alternative and price procurement auction is caused mainly by the systemic difference.

In case of PPP(Public Private Partnership) projects, among 154 projects in total, only 40% has more than 2 bidders that compete. The average number of bidders is 1.88 which is less than 2, and the average rate of successful bids is 90%.

In sum, under the price procurement auction, there is strong competition which is reflected by the rate of successful bids. However, there is room to decrease the rate by strengthening the competition under the turnkey-alternative. Also with PPP projects, we expect the rate can be steadily reduced with revived competition among bidders.

ABSTRACT

공공투자사업에서는 최저가낙찰제, 턴키 제도, 대안입찰제 등 다양한 방식이 사용되고 있다. 최근 가격경쟁을 통한 효율성 제고를 주목적으로 하는 최저가낙찰제가 확대되어 시행되고 있다. 본 논문은 우리나라 입·낙찰 제도의 현황과 특징을 파악하고, 대형 공공투자사업에 주로 적용되는 최저가 낙찰제, 턴키·대안 입찰제도하에서의 가격 경쟁효과가 직접적으로 드러나는 낙찰률을 비교·분석하는 것에 의미가 있다. 각 입찰 제도의 성과는 경쟁의 행태에 달려 있음을 고려하여 경쟁률과 낙찰률을 중심으로 여러 입찰제도의 입·낙찰 현황을 분석하였다. 1,000억원 이상 사업의 경우 최저가낙

찰제하에서 평균 입찰참여자 수는 33.75명, 평균 낙찰률은 61.18%로 나타나, 턴키·대안 입찰제의 평균 입찰참여자 수 2.94명, 평균 낙찰률 90.20%와 큰 차이를 보였다. 최저가낙찰제의 경우 규모의 차이를 고려 한다 하더라도 낙찰률이 현저히 낮으며, 경쟁의 정도가 심한 것을 확인할 수 있다. 이러한 낙찰률의 차이는 근본적으로 제도의 차이로 해석할 수 있으며, 경쟁의 차이로도 일부 해석할 수 있다. 민간투자사업의 경우, 평균 입찰참여자 수는 1.88명이며, 평균 낙찰률은 90%에 이르고 있어 경쟁 활성화를 통해 효율성을 제고할 여지가 있음을 제시하였다.

시설공사에까지 적용범위를 확대하는 것으로 방향이 잡히고 있다.

I. 서 론

공공투자사업은 공공의 재원을 사용하여 자본자산을 획득하거나 획득 후 관리가 수반되는 사업을 의미한다. 공공건설사업은 공공투자사업 가운데 건설공사가 사업의 주요 내용을 구성하는 사업을 의미한다. 본 연구에서 공공투자사업은 건설공사가 수반되는 공공건설사업으로서 정부의 재정투입을 통하여 수행되는 재정투자사업을 대상으로 한다.¹⁾

우리나라 재정투자사업의 입·낙찰에는 최저가낙찰제, 적격심사제, 던키제도, 대안입찰제 등의 다양한 방식이 사용되고 있다. 입찰제도의 한 방식인 최저가낙찰제도는 그 범위가 계속 확대되고 있다. 대형 공공시설공사의 조달계약을 살펴보면, 2001년에 1천억원 이상의 PQ 공사를 대상으로 최저가낙찰제도가 실행되었다가 2004년부터 500억원 이상의 PQ 공사에서, 2006년 5월에는 추정가격 300억원 이상 공사로 그 적용 대상이 대폭 확대²⁾ 되었으며, 현재는 100억원 이상의 모든

최근 우리나라 정부조달에서 최저가낙찰제도를 적용하는 공공시설공사의 비중이 늘어난 것은 대형 공공투자사업의 담합 가능성, 비효율성, 그리고 부패 등의 문제에 대한 인식이 팽배하였으며, 시장 경제원리와 국제규범에 맞는 입·낙찰제도를 통한 건설산업 경쟁력 강화에 대한 필요성이 가중되었기 때문이다. 하지만 이러한 최저가낙찰제도의 확대가 어느 정도의 예산절감효과가 있을지에 대한 연구가 불충분한 상황이다. 최저가낙찰제는 가장 낮은 시공가격을 제시한 업체에 낙찰함으로써 경매제도의 경쟁원리가 실현되어 효율적인 조달을 유도하는 제도이다. 특히 효율적인 조달의 여러 측면 중에서 최저가낙찰제는 가격을 강조하는 방식이며, 이러한 가격경쟁의 정도는 낙찰률에 반영된다. 최저가낙찰제에서 낙찰률에 영향을 미치는 요인으로는 사업의 규모, 입찰자 수, 입찰자의 유형 등을 들 수 있는데, 실제 시행된 입찰에서 이론이 예측하는 바와 일치하는지를 살펴보고 그 영향의 정도를 측정하는 것이 유의미할 것이다.

1) 본 논문은 재정사업을 기준으로 논의를 전개하지만 민간자본의 참여를 통하여 이루어지는 공공사업인 민간투자사업(public private partnerships project)에 대해서도 대부분의 논의가 적용될 수 있다.

2) 최저가낙찰제의 확대는 건설업체들의 과잉 경쟁으로 인한 부실시공의 우려가 있고 대·중소 기업 간 형식적 공동 도급에 따른 비효율적 공사가 늘어날 가능성을 안고 있어 2006년도에 최저가낙찰제를 보완하여 내·외부 전문가들이 입찰업체들의 덤핑입찰 여부를 판단하는 ‘입찰금액 적정성심사제도’를 도입하였다.

반면, 입·낙찰 제도의 다른 방식을 통한 턴키·대안 공사의 경우에는 가격경쟁의 행태와 정도에 대한 염밀한 분석이 이루어지지 않고 있다. 우리나라의 턴키(Turn-key)제도는 설계·시공 일괄 발주 방식으로서 발주자가 하나의 공급자를 선택하여 설계 및 시공을 수행하는 계약을 체결하는 방식이다. 이러한 방식은 국제적으로 디자인-빌드(Design-Build)로 지칭되고 있으며, 공급자가 건설공사의 재원조달, 토지구매, 설계와 시공, 시운전 등 모든 서비스를 제공한 후 시설물을 완전한 상태로 발주자에게 인계하는 공사의 형태를 의미한다. 국내의 경우에는 1975년 도입된 후 1996년 턴키 활성화 대책 이후 본격적으로 활용되었고, 2001년 이후 전체 대형공사 발주건수에서 차지하고 있는 비중 및 건설업체의 수주실적이 크게 증가하고 있는 추세이다. 턴키공사의 발주건수 및 수주실적이 증가한 것은 턴키 활성화를 지향해 온 정책방향, 발주기관의 현실적인 필요성, 턴키·대안입찰방식 자체의 장점 등이 복합적으로 작용한 결과라고 할 수 있다. 턴키공사는 효율적인 발주방식으로서 신기술과 신공법 등 건설기술 발전에 크게 기여했다는 평가를 받는 반면, 그 과정에서 주로 설계심의제도의 공정성과 투명성 문제가 불거지기도 했다. 더욱이 적격심사공사 및 설계·시공 일괄입찰(턴키)공사와 대안입찰공사의 낙찰률이 최저가낙찰

제 공사의 낙찰률보다 높다는 이유로 폭리를 취하고 있다는 주장이 제기되어 왔다. 따라서 최저가낙찰제, 턴키·대안 입찰제도하에서의 가격경쟁효과가 직접적으로 드러나는 낙찰률을 비교·분석하는 것이 유의미할 것으로 판단된다.

한편, 1994년 민간투자제도의 도입 이후 민간투자를 통한 사업은 비약적인 성장을 보여 왔으며, 2006년에는 민간투자의 총액이 SOC 재정투자의 17.4%에 달하고 있다. 이러한 민간투자제도가 재정지출의 절감이라는 목적을 달성할 수 있는가는 민간의 창의와 효율을 어떻게 도출할 수 있는가에 달려 있다. 재정사업과는 달리 민간투자사업은 시공뿐만 아니라 유지·보수 등 장기 운영(운영기간 20~30년)이 요구된다는 특징이 있다. 따라서 민간투자사업의 효율성, 즉 예산절감효과는 단순히 입·낙찰제도의 성과로 비교하기는 어렵고 총생애주기 측면에서 비교·분석되어야 한다. 현재는 국내에서 축적된 자료의 한계로 인해 비교가 어렵지만 향후에 민간투자사업의 운영이 완료되는 시점에서 정부재정사업의 계획과 실적에 대한 데이터가 축적된다면 가능할 것이다. 이러한 점들을 고려하여 민간투자사업에서의 입·낙찰 현황을 고찰함과 동시에 재정투자사업과의 비교를 통해 시사점을 얻는 것이 필요한 시기이다.

선행연구 중 김진·박상원은 『경쟁

과 정부조달의 효율성 연구』(조세연구원, 2005)에서 2001년부터 2004년 사이의 대규모 시설공사에 대한 자료에 기초하여 최저가낙찰제하에서 낙찰률 결정요인에 대한 실증분석을 시도하였다. 분석의 대상은 최저가낙찰제를 통해 낙찰자가 결정된 공공시설공사로 2001년부터 2004년까지의 사업 중 총사업비 1,000억원 이상인 183개에 한정하였다. 따라서 최근 최저가낙찰제의 확대 실시에 대한 논의에는 다소 미흡한 측면이 있다.

이복남·장철기는 「입찰참가자 수가 낙찰률에 미치는 영향」(건설산업연구원, 2005)에서 낙찰률과 입찰자 수의 상관관계를 밝히고자 1998년부터 2005년 3월까지의 조달청 자료를 이용하여 낙찰률을 분석하였다. 연구 결과에서 입찰참가자 수가 늘어날수록 낙찰률이 하락하며 두 변수 간에 높은 상관관계가 있다는 결론을 도출하였다. 또한 1998년 이후 ‘최저가낙찰제’ 대상 공사의 전체 평균 낙찰률은 2005년 3월 현재 66.9%이며, ‘최저가낙찰제’가 확대 시행된 2001년 3월 이후부터의 평균 낙찰률은 61.3%로 나타났다. 또한 입찰참가자 수와 낙찰률의 상관관계를 우리나라뿐만 아니라 미국 및 일본 등과 비교하여 제시하였다. 하지만 이 연구에서는 입찰자 수에 따른 낙찰률만 제시하여 사업규모별 상관관계를 밝혀내지 못했다는 한계가 있다.

이상호·이승우는 「최저가낙찰제 시행

성과와 향후 과제」(건설산업연구원, 2004)에서 2000년에서 2003년 사이의 낙찰률 추이를 연구하고, 낙찰률 자료 및 설문조사를 통한 최저가낙찰제에 대한 고찰을 시도하였다. 여기에서는 낙찰률이 공정 별로 어떤 차이를 나타내는가를 드러내고 시간적 추이도 제시하였지만 분석상 설문조사에 의존하였다는 한계가 있으며, 실증분석이 미미한 측면이 있다.

이러한 선행연구를 기반으로 본 논문에서는 우리나라 입·낙찰 제도의 현황과 특징을 파악하고자 한다. 즉, 다양한 입찰제도하에서 입찰자들의 입찰 행태 및 현황을 살펴보고, 대형 공공투자사업에 주로 적용되는 최저가낙찰제와 텐키·대안낙찰제를 중심으로 그 특징과 차이점을 고찰하고자 한다. 기존의 연구가 최저가낙찰제의 논의에 국한되어 있는 데 반해 본 연구는 여러 입찰제하에서의 성과를 분석함과 동시에 입찰제도를 둘러싼 여러 논쟁들에 대한 시사점을 제공하는 것을 목적으로 한다.

이하 본 논문은 다음과 같이 구성된다. 제Ⅱ장에서는 재정투자사업과 민간투자사업의 입·낙찰 자료를 분석한 결과를 제시한다. 특히 재정투자사업의 경우 방대한 입·낙찰 현황을 파악할 수 있는 조달청의 나라장터 자료를 중심으로 최저가낙찰제의 성과를 분석한다. 또한 텐키·대안입찰을 실시한 485개 사업에 대한 분석을 통하여 입찰제도에 의한 효과를

<Table 1> Types of Procurement Auction System by Project Scale in Korea

Project Scale		Central Government	Local Government		Note	
30 billion	Above	• Price Procurement Auction (Low cost bid)	• Price Procurement Auction (Low cost bid)			
	Below	• PQ(Pre-qualification)	• PQ(Pre-qualification)			
22.2 billion	Above	-	• International Bid	• Domestic Bid • Obligatory Joint-Venture with Local Contractor	150 billion SDR	
	Below	-	• Domestic Bid • Obligatory Joint-Venture with Local Contractor			
20 billion	Above	• PQ(Pre-Qualification) Project • PQ(Pre-Qualification) Project with Construction Insurance	-			
	Below	-				
10 billion	Above	• Design-Build, Alternative Method Project delivery • Detailed Bid • Award bid qualification to participants in project presentation	• Design-Build, Alternative Method Project delivery • Detailed Bid • Request for Costing to Public Procurement Services			
	Below	• lump-sum Bid • Random supplementary project presentation	• lump-sum Bid			
7.4 billion	Above	• International Bid	-		50 billion SDR	
	Below	• Domestic Bid • Obligatory Joint-Venture with Local Contractor				
7 billion	Above	-	-			
	Below	-	• Restricted Bidding for Local Contractor (Special Facility Construction, Electronic, Information Communication, fire protection Facility Construction: below 600 million)			
5 billion	Above	• Award of qualified list in Public Procurement Services	• Detailed Bid • Award bid qualification to participants in project presentation			
	Below	• Restricted Bidding for Local Contractor (Electronic, Information Communication, fire protection Facility Construction: below 500 million)				
200 million blow		• Non-competition contract (Special Facility Construction: below 100 million won, Electronic, Information Communication, fire protection Facility Construction: below 80 million won)	• Non-competition contract (Special Facility Construction: below 100 million won, Electronic, Information Communication, fire protection Facility Construction: below 80 million won)			

낙찰률 중심으로 제시한다. 민간투자사업의 경우에는 공공투자관리센터(PIMAC)와 각 주무관청의 자료를 취합한 BTO 사업 34개의 입·낙찰 현황을 분석한다. 이어지는 제Ⅲ장에서는 이러한 분석 결과를 기반으로 하여 정책적 시사점과 아울러 후속 연구에 대한 방향을 제시하고자 한다.

II. 입·낙찰 자료 분석

1. 재정투자사업의 입·낙찰 분석

가. 조달청 입·낙찰 자료의 개요

본 소절에서는 조달청의 시설공사를 사업별, 기간별, 입찰방법 등으로 구분하여 분석하고, 낙찰률을 결정하는 요인

에 대해 실증분석을 시도한다. 분석자료는 조달청의 협조를 얻은 도로, 철도, 항만, 환경 등이 포함된 전체 시설사업³⁾으로, 기간은 2002년부터 2007년 8월 24일 까지이다.

<Table 2>는 본 연구에 이용된 자료의 평균 낙찰률과 가중평균 낙찰률을 제시하고 있다. 여기에서 가중평균 낙찰률은 총 12,370개 사업의 낙찰률의 낙찰금액의 합을 각 사업 예정가격의 합으로 나눈 것으로, 사업금액을 가중치로 하여 평균 낙찰률을 구한 것으로 볼 수 있다. 각 사업 평균 입찰자 수는 301명으로 나타났으며, 평균 낙찰률은 87.42%, 가중평균 낙찰률은 75.13%이다. 이는 대체적으로 상당한 수준의 경쟁이 일어나고 있다는 것과 예정가격이 큰 사업일수록 낙찰률이 낮게 형성된다는 것을 시사한다.

총 12,370개에 이르는 사업을 본격적으로 분석하기에 앞서 주요 분야별 자료를

<Table 2> Procurement Data in Public Procurement Service

(Unit: million won, %)

	Number of bidders	Expected price	Price of successful bids	Average rate of successful bids	Weighted average rate of successful bids
Mean	301	4,579	3,440	87.42	75.13
Median	162	299	261	87.75	87.54
Std. Deviation	455	17,156	11,184	4.79	65.19
Minimum	1	1	1	44.77	99.33
Maximum	5,488	330,081	190,700	100.00	57.77

Note: Total number of projects is 12,370.

3) 나라장터 전자조달에서는 물품구매, 용역, 외자, 시설공사 등을 운영하고 있으며, 본 연구에서는 시설공사의 전자조달 대상 사업 중 시설사업의 낙찰률에 영향을 미치는 요인에 대해서 분석하고자 한다.

〈Table 3〉 Comparative Result in Main Sectors

(Unit: million won, %)

	Number of bidders	Expected price	Price of successful bids	Average rate of successful bids	Weighted average rate of successful bids
Total	301	4,579	3,440	87.41	75.13
Road	110	51,985	34,674	77.38	66.70
Building	256	6,459	5,324	86.36	82.43
Road	96	27,622	20,112	82.04	72.81
Port	102	16,610	13,311	84.10	80.14
Environment	186	5,875	4,940	86.71	84.09

살펴보기로 한다. 분야별 분류는 건설공사⁴⁾(건설산업기본법령의 적용을 받는 일반건설공사)의 토목공사(도로, 철도, 항만, 댐, 하천 등의 건설, 택지조성, 간척·매립 공사 등), 건축공사, 환경시설공사(가축분뇨, 폐기물처리, 하수폐수처리, 폐기물처리, 소각, 하수관거 등)를 대상으로 하였다. 〈Table 3〉은 주요 분야인 도로, 건축, 철도, 항만 및 환경 사업의 평균값들을 제시하여 주고 있다. 5개 주요 분야는 전체 사업에 비하여 평균 입찰자 수와 평균 낙찰률은 낮은 경향이 있으며, 평균 예정가격 및 평균 낙찰금액은 높은 것으로 나타났다.

또한 5개 주요 분야들을 비교하여 보면 평균 낙찰금액이 높을수록 평균 낙찰률은 낮아지는 것을 확인할 수 있다. 예컨대, 도로사업의 평균 낙찰금액은 5개

분야 중 가장 높은 수준이지만 평균 낙찰률은 77.38%로 가장 낮은 수준을 나타내고 있다.

입찰참여 사업자와 경쟁의 형태 및 그로 인한 낙찰률의 형성은 사업규모에 따라 상이하다고 예상할 수 있다. 이에 〈Table 4〉는 조달청 자료를 사업규모에 따라 1,000억원 이상, 1,000억원 미만~500억원 이상, 500억원 미만~300억원 이상, 300억원 미만~100억원 이상, 100억원 미만~50억원 이상, 50억원 미만, 수의 등 7개 구간으로 나누어서 평균 낙찰률을 제시하였다. [Figure 1]에서 확인할 수 있듯이 사업의 규모가 큰 경우 낙찰률은 낮으며 입찰 참여자 수는 작은 경향이 있다. 즉, 낙찰률의 결정에는 입찰자 수뿐만 아니라 사업의 규모도 고려해야 함을 알 수 있다.⁵⁾

4) 건설공사라 함은 토목공사·건축공사·산업설비공사·조경공사 및 환경시설공사 등 시설물을 설치·유지·보수하는 공사(시설물을 설치하기 위한 부지조성공사를 포함), 기계설비 기타 구조물의 설치·해체 공사 등을 말함.

5) 사업의 규모가 클수록 가격경쟁의 정도가 심화되는 것은 사업자의 유인체계가 사업물량의 확보에 있기 때문으로 추정할 수 있다.

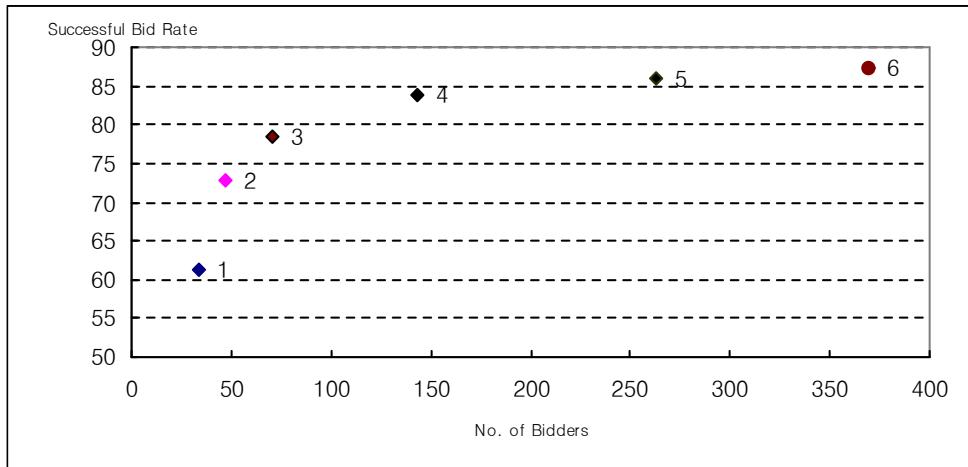
<Table 4> Rate of Successful Bid by Project Scale

(Unit: million won, %)

	N	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation
1	106	3	70	33.75	12.697
		100,631	330,081	149,193	46,375
		56,300	190,700	89,986	26,530
		44.77	82.13	61.18	9.49
2	147	5	137	47.01	20.408
		50,052	99,746	73,489	14,342
		30,496	78,858	53,172	11,521
		50.58	89.52	72.78	9.96
3	151	3	174	70.33	52.144
		30,029	49,932	38,489	5,790
		19,876	40,131	30,106	4,873
		59.27	94.12	78.35	6.52
4	628	1	674	143.72	140.239
		10,002	29,884	16,666	5,704
		8,114	25,244	13,946	4,698
		60.15	99.70	83.84	2.27
5	1,086	1	1,236	262.47	222.305
		5,001	9,989	6,890	1,302
		4,310	8,738	5,930	1,113
		80.00	99.99	86.10	0.99
6	8,820	1	5,488	368.81	509.329
		3	4,993	700	1,042
		3	4,332	609	903
		85.50	99.90	87.43	0.97
7	1,432	1	1,675	48.91	145.743
		1	4,569	63	212,
		1	4,569	59	211
		9.92	100.00	94.28	6.07

Note: 1: 1,000 billion won above, 2: 1,000 billion won below~500 billion won above, 3: 500 billion won below~300 billion won above, 4: 300 billion won below~100 billion won above, 5: 100 billion won below~50 billion won above, 6: 50 billion won below, 7: private contract.

[Figure 1] Trend of Average Successful Bid Rate by Sector



나. 입·낙찰 자료의 실증분석

본 소절에서는 낙찰률을 중심으로 자료의 실증분석을 시도하고자 한다. 회귀분석모형은 낙찰률이 예정가격, 입찰참여자 수, 그리고 입찰방식에 의해 결정됨을 가정하였다. 즉, 모형은

$$r^* = \alpha + \beta_1 P + \beta_2 N + \delta_1 M_1 + \delta_2 M_2 + \epsilon$$

이다. 여기서 r^* 은 낙찰률이며, P 는 로그 예정가격, N 은 입찰참여자 수이다. 또 M_1 은 입찰방식이 전자입찰이면 1, 그렇지 않으면 0을 갖는 더미변수이며, M_2 는 직접입찰인 경우 1, 그렇지 않으면 0을 갖는 더미변수이다.

전체 12,370개 사업을 대상으로 한 <Table 5>에 의하면, 모든 설명변수들이 유의미한 것으로 나타났다. 먼저, 예정가격이 큰 경우 낙찰률이 하락하는 것으로 드러나 대규모 사업일수록 가격경쟁의 정도가 심화되는 것을 확인할 수 있다. 또한 입찰참여자가 많아질수록 가격경쟁의 심화로 인해 낙찰률이 하락하는 효과도 볼 수 있다. 전자입찰방식이나 직접입찰방식의 사용 역시 유의미한 효과가 있으며, 이로 인해 낙찰률은 더 하락하는 것으로 드러났다.

다음으로 최저가낙찰제의 효과를 보다 명확하게 규명하기 위해 분석 대상 사업을 100억원 이상의 대규모 사업으로 한정하였다.⁶⁾ 이 경우 전자입찰방식과 직접

6) 전체 대상 사업 중 8% 정도의 사업은 수의계약의 일종인 전자시답을 통하여 계약이 이루어졌으며, 100억원 미만의 소규모 사업을 그 대상으로 하였다.

〈Table 5〉 Model of Successful Bid Rate

	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
Constant	97.868	0.073		1,343.047	0.000
Expected price	0.000	0.000	-0.646	-141.232	0.000
Number of bidders	0.000	0.000	-0.014	-3.201	0.001
Electronic Bidding dummy ¹⁾	-10.391	0.078	-0.648	-133.887	0.000
Direct bidding dummy ²⁾	-9.629	0.159	-0.310	-60.373	0.000

R	R Square	Adjusted R Square
0.886(a)	0.786	0.786

Note: 1) Electronic Bidding: electronic bidding method through online procurement system(www.g2b.go.kr) of National Procurement Authority.

2) Direct bidding: bidding method in which the application document and proposal shall be submitted after getting seal of representative director.

〈Table 6〉 Model of Successful Bid Rate: Billion Project

	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
Constant	87.698	0.466		188.133	0.000
Expected price	0.000	0.000	-0.801	-38.752	0.000
Number of bidders	-0.002	0.002	-0.029	-1.392	0.164
Electronic Bidding dummy	-1.931	0.415	-0.091	-4.651	0.000

R	R Square	Adjusted R Square
0.689(a)	0.475	0.475

<Table 7> Model of Successful Bid Rate: Over 100 Billion Project

	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
Constant	74.661	4.888		15.274	0.000
Expected price	0.000	0.000	-0.390	-3.675	0.000
Number of bidders	-0.112	0.082	-0.148	-1.363	0.176
Electronic Bidding dummy	3.261	1.907	0.172	1.709	0.090
R	R Square		Adjusted R Square		
0.352(a)	0.124		0.098		

입찰방식이 사용되었음을 고려하여 모형에서 M_2 를 생략하였다.⁷⁾ 100억원 이상 대규모 사업 1,031개를 대상으로 한 분석 결과는 다음과 같다. 전체 사업을 대상으로 한 결과와 유사하게 예정가격이 클수록 낙찰률이 하락하는 것으로 나타났다. 그러나 입찰자 수 변수는 유의미하지 않은 것으로 드러났으며, 직접입찰방식에 비해 전자입찰방식의 사용은 낙찰률을 더 하락시키는 요인으로 밝혀졌다.⁸⁾

또 이후 턴키·대안 입찰제와의 비교·분석을 위해 1,000억원 이상의 사업만을 대상으로 한 분석 결과도 <Table 7>에 제시하였다. 1,000억원 이상 사업의 경우 평균 입찰자 수는 33.75명이며, 평균 낙찰률은 61.18%로 나타났다. 실증분

석 결과, 예정가격은 여전히 유의미한 설명력을 지니고 있는 것으로 드러났다. 반면, 입찰자 수와 입찰방식에 의한 설명력은 다소 떨어지는 것으로 나타났다.

2. 재정사업의 턴키 및 대안 사업

가. 턴키 및 대안 사업의 입·낙찰 현황

본 소절에서는 턴키 및 대안 제도를 이용한 입·낙찰 자료를 사용하여 낙찰률을 중심으로 분석을 시도하고자 한다. 분석은 국토해양부의 국회 관련 정보공개자료 내 국정감사자료들 중 관리청들이 제출한

7) 최저가 대상 사업의 경우, 분석 결과의 해석상 직접입찰의 효과를 보이는 것이 더 적절하다고 판단하여 M_2 대신 M_1 을 생략한 모형도 사용하였다.

8) 이는 전자입찰이 직접입찰에 비해 입찰비용이 상대적으로 적어 낙찰률이 다소 하락하는 것으로 추정할 수 있다.

<Table 8> Successful Bid Rate in Turnkey and Alternative

	N	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation
Expected price	484	1,258	359,000	92,919	74,378
Price of successful bids	485	1,229	313,500	81,698	65,225
Average rate of successful bids		53.98	169.22	90.20	9.39385
Number of bidders	18	2	5	2.94	0.938

<Table 9> Successful bid rate in Turnkey—Alternative

	Bid method	N	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation
Alternative	Expected price	120	9,204	353,400	128,316	76,575
	Price of successful bids	121	7,465	282,700	108,0265	64,232
	Average rate of successful bids		65.51	98.59	84.89	5.90
	Number of bidders	9	2	4	2.89	0.92
Turnkey	Expected price	364	1,258	359,000	81,2500	69,9145
	Price of successful bids		1,229	313,500	72,947	63,250
	Average rate of successful bids		53.98	169.22	91.97	9.68
	Number of bidders	9	2	5	3.00	1.00

턴키·대안 입찰자료를 취합하여 작성한 자료를 대상으로 하였다. 대상 사업은 2000년부터 2007년까지 485개이며 도로, 철도, 항만, 환경, 기타 공사 등으로 분류하여 분석하였다. <Table 8>은 분석 대상 사업들의 개요를 소개하고 있다. 전체 485개 사업 중 예정가격이 제시되지 않은 1개 사업을 제외하고 484개 사업의 평균 낙찰률은 90.20%로 나타났다. 이 중 120개 대안사업의 평균 낙찰률은 84.89%

로서 364개 턴키사업의 평균 낙찰률 91.97%에 비해 현저히 낮은 수준임을 확인할 수 있다.

나. 턴키·대안제 입·낙찰 자료의 실증분석

전체 485개 사업 중 입찰자 수가 공개되어 있는 사업은 18개에 불과하여 분석에는 상당한 한계가 있을 것이다. 다음 절에서의

<Table 10> Analysis Result of Turnkey—Alternative with Bidders

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients Beta	t	Sig.
	B	Std. Error			
Constant	82.399	7.017		11.742	0.000
Turkey dummy	1.318	3.664	0.107	0.360	0.725
Number of bidders	-0.608	1.679	-0.089	-0.362	0.724
Expected price	0.000	0.000	0.560	1.845	0.090
Top 10 company dummy	-3.606	3.902	-0.267	-0.924	0.374

Note: R: 0.614(a), R Square: 0.377, Adjusted R Square: 0.170

민간투자사업 입·낙찰 자료의 실증분석에서 비교자료로 활용될 여지가 있다고 판단된다.

입찰자 수가 확보된 18개 사업을 대상으로 회귀분석을 시도하였다. 낙찰률이 입찰제도, 입찰자 수, 10대 기업 낙찰 유무 및 예정가격에 의해 결정된다는 모형을 토대로 분석하였으며, 그 결과는 <Table 10>에 제시되어 있다. 입찰자 수가 공개되어 있는 18개 사업의 경우 회귀분석 결과 턴키 더미, 입찰자 수, 10대 기업 더미 등이 유의미하지 않은 것으로 나타나 입찰제도, 입찰자 수, 대기업 낙찰 유무가 낙찰률에 미치는 영향이 크지 않은 것으로 드러났다. 반면, 예정가격 변수는 다른 변수에 비해 유의미한 것으로 나타났으며 예정가격이 클수록 낙찰률이 높게 형성되는 것이 확인되었다. 이

러한 결과는 <Table 8>의 턴키·대안 사업의 상관관계를 분석한 결과와 다소 상충되는 것으로 전체 사업 중 일부 사업만을 대상으로 한 분석의 한계를 감안해야 할 것이다.

3. 민간투자사업

가. 개요 및 자료

민간투자사업의 정당화 논리는 다음과 같은 두 가지로 압축적으로 표현할 수 있다. 첫째, 민간의 창의와 효율을 공공부문의 사회기반시설 공급에 활용하여 재정지출을 절감한다. 둘째, 불요불급한 사회기반시설 공급에 소요되는 재정부족을 완화하기 위하여 민간자본을 조달함으로써 재정운용의 유연성을 확보한다.

정도의 차이는 있으나 모든 정부는 충분한 재원 확보에 어려움을 겪고 있으며, 따라서 민간투자제도는 전통적 재정투자 방식에 비하여 재정투자의 지렛대효과 (leverage effects)를 가져와 재정운용의 유연성을 높일 가능성을 가질 수 있다. 이와 같은 당위성에도 불구하고 민간투자제도가 당초 의도한 재정지출의 절감이라는 목적을 달성할 수 있는가는 민간의 창의와 효율을 어떻게 도출할 수 있는가에 달려 있다.

경쟁은 민간의 창의와 효율을 이끌어내는 매개수단이다. 그러나 민간투자사업의 입찰경쟁 현황을 살펴보면 충분한 경쟁이 발생하지 않은 측면이 있음을 알 수 있다. <Table 11>은 수익형 민간투자(BTO)사업의 경쟁 현황을 보여준다. 전체 154건의 대상 사업 가운데 40%에 해당하는 61개의 사업만이 2개 이상의 사업자가 입찰에 참여하여 경쟁이 발생한 것으로 집계된다. 특히 최초 제안자에게 가산점이 부여되는 민간제안사업의 경우 전체 사업의 32% 사업에 대해서만 경쟁이 발생한 것으로 집계되었으며, 정부고시사업의 경우에도 45%의 사업에 대해서만 유효한 경쟁이 발생한 것으로 집계되었다.

사업부문별로 경쟁 현황을 살펴보면, 항만사업의 경쟁사업비율이 18%로 가장 낮았으며, 물류 및 기타 부문의 경쟁사업비율이 67%로 가장 높은 수치를 보이고

있다. 사업건수가 가장 많은 환경시설과 도로사업의 경쟁사업비율은 각각 39%와 24%를 보이고 있다.

본 소절에서는 BTO 사업의 입·낙찰 현황을 분석하고자 한다. 실증분석에 사용된 자료는 국가관리사업 현황에 대한 기획예산처 조사자료와 공공투자관리센터 내부자료이다. 자체관리사업의 경우 낙찰률에 대한 신뢰성이 있는 자료를 구득하기 어려운 문제점이 있었으며, 특히 민간제안사업의 경우 최초제안에 비하여 사업내용의 변경을 수반한 제3자공고가 이루어지는 등 사업내용의 변화를 구체적으로 파악하기 어려워 분석 결과의 왜곡을 가져올 수 있는 위험성이 있으므로 분석에서 제외하였다.

2007년 8월 현재 기획예산처에서 관리하는 국가관리사업은 71건이다. 이 가운데 사회간접자본시설에 대한 민간투자법이 공포(1998. 12)되고 국토연구원에 민간투자지원센터가 개소된 1999년 4월 이후 민간투자사업에 대한 평가와 실시협약 체결을 위한 협상이 어느 정도 체계화된 2000년 이후 사업과 최근 시설사업기본계획/제3자공고가 게시되어 평가가 완료된 12개 사업을 추가, 53개 사업을 1차 분석 대상 사업으로 삼았다.

53개의 사업에 대하여 낙찰률, 입찰자 수, 우대점수율, 총사업비 규모, 발주 간격, 민간제안사업/정부고시사업 여부 등을 조사한 결과 최종적으로 총 34개

<Table 11> Competition of PPP Project(Solicited+Unsolicited)

	Solicited Project			Unsolicited Project			total		
	Project number	Competitive project number	Competitive project rates	Project number	Competitive project number	Competitive project rates	Project number	Competitive project number	Competitive project rates
Road	19	5	26%	22	5	23%	41	10	24%
Rail	2	1	50%	7	4	57%	9	5	56%
Port	4	1	25%	13	2	15%	17	3	18%
Environment	31	10	32%	23	11	48%	54	21	39%
Logistics and etc	7	3	43%	26	19	73%	33	22	67%
Total	63	20	32%	91	41	45%	154	61	40%

<Table 12> Competition of Solicited Project

	Central government			Local government			Total		
	Project number	Competitive project number	Competitive project rates	Project number	Competitive project number	Competitive project rates	Project number	Competitive project number	Competitive project rates
Road	11	2	18%	11	3	27%	22	5	23%
Rail	7	4	57%	0	0	0%	7	4	57%
Port	13	2	15%	0	0	0%	13	2	15%
Environment	1	1	100%	22	10	45%	23	11	48%
Logistics and etc	10	4	40%	16	15	94%	26	19	73%
Total	42	13	31%	49	28	57%	91	41	45%

<Table 13> Competition of Unsolicited Project

	Central government			Local government			Total		
	Project number	Competitive project number	Competitive project rates	Project number	Competitive project number	Competitive project rates	Project number	Competitive project number	Competitive project rates
Road	15	4	27%	4	1	25%	19	5	26%
Rail	2	1	50%	0	0	0%	2	1	50%
Port	4	1	25%	0	0	0%	4	1	25%
Environment	5	1	20%	26	9	35%	31	10	32%
Logistics and etc	2	2	100%	5	1	20%	7	3	43%
Total	28	9	32%	35	11	31%	63	20	32%

사업을 실증분석을 위한 대상 사업으로 선정하였다.⁹⁾

나. 실증분석 결과

재정사업에서 낙찰률이란 낙찰자의 입찰가격을 예정가격으로 나눈 수치로 정의된다. 민간투자사업에서 낙찰률은 재정사업과 달리 실시설계 수준에서 작성되는 예정가격이 없고, 실시협약 체결을 위한 협상이란 절차가 존재하여 재정사업과 동일한 낙찰률을 산정하는 데 어려움이 따른다. 본 연구에서는 낙찰률을 시설사업기본계획/제3자공고 대비 우선협상대상자로 지정된 사업시행자의 총사업비 비율로 정의하였다. 다만, 시설사업계획/제3자공고에 총사업비가 제시되지 않은 경우 최초 민간제안서의 총사업비 대비 우선협상대상자의 총사업비 비율을 낙찰률로 간주하고 분석에 사용하였다. 시설사업기본계획/제3자공고에서 추정건설사업비 등의 용어로 보상비를 제외하고 고시한 경우에는 우선협상대상자의 총사업비에서 보상비를 제거하고 낙찰률을 계산하여 자료의 일관성을 최대한 확보하고자 하였다.

<Table 14>는 연도별 평균낙찰률과 가중평균 낙찰률을 제시하고 있다. 이에 의하면 연도별 평균낙찰률이나 가중평균

낙찰률 모두 특별한 패턴을 발견할 수 없었다. 이는 먼저 해당 사업 수가 적어 패턴을 파악하는 데 한계가 있었기 때문이다. 또한 민간제안사업의 경우 제3자공고 상의 추정 총사업비가 재정사업과 같이 실시설계 시 표준품셈을 적용하여 산정된 총사업비라기보다는, 민간의 사업시행자가 자체적인 사업성 검토과정에서 제시한 추정 총사업비 개념이기 때문인 것으로 판단된다.

2000~07년 기간의 사업당 입찰자 수는 1.88명으로서 2:1의 경쟁에 미달하고 있는 상황이다. 2000년대 중반 이후 입찰자 수는 증가하는 경향을 보이고 있다. 2000~04년 기간의 입찰자 수는 1.42명에서 2005~07년 기간 동안 2.47명으로 증가하였다. 평균 낙찰률은 90%를 보이고 있다.

정부고시사업과 민간제안사업의 입찰자 수는 각각 1.91명과 1.87명으로서 큰 차이를 보이고 있지 않다. 정부고시사업의 낙찰률은 86%로서 민간제안사업의 93%에 비하여 7%p 낮은 수치를 보이고 있다.

사업부문별 입찰자 수는 항만부문 사업이 2.11로 가장 높은 수치를 보이고 있으며, 도로(2.08), 철도(1.80), 기타(1.67), 환경(1.20) 순으로 낮아지고 있다. 낙찰률은 환경부문 사업이 96%로 가장 높고,

9) 시설사업기본계획/제3자공고상 사업규모와 평가 결과 우선협상대상자로 지정된 사업시행자의 사업규모 간 물량변동 등이 크게 발생하여 총사업비 측면에서 일관성이 없는 사업 등은 제외하였다.

〈Table 14〉 Trend of Successful Bid Rate and Weighted Rate by Year

(Unit: billion won, %)

Year	Number of delivery	Total project cost of Preferred bidder	RFP/Total project cost of unsolicited Project	Average rate of successful bids	Weighted average rate of successful bids
2000	4	18,324	22,150	89.14	82.73
2001	2	2,144	2,319	80.19	92.45
2002	2	18,089	18,279	96.84	98.96
2003	6	31,131	32,278	90.94	96.45
2004	5	16,581	17,386	94.37	95.37
2005	6	20,214	24,705	86.85	81.82
2006	7	41,175	44,801	92.59	91.91
2007	2	10,584	12,296	88.73	86.08

Data: Internal source of PIMAC, KDI.

〈Table 15〉 No. of Bidder and Rate of Successful Bid by Year

Year	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	Total
Number of delivery	4	2	2	6	5	6	7	2	34
Number of bidders	1.50	1.50	1.00	1.17	1.80	3.17	1.57	3.50	1.88
	1.42				2.47				
Average rate of successful bids	89%	80%	97%	91%	94%	87%	93%	89%	90%
	90%				89%				

〈Table 16〉 No. of Bidder and Rate of Successful Bid by Project Scheme

	Solicited Project	Unsolicited Project	Total
Number of delivery	11	23	34
Number of bidders	1.91	1.87	1.88
Average rate of successful bids	86%	93%	90%

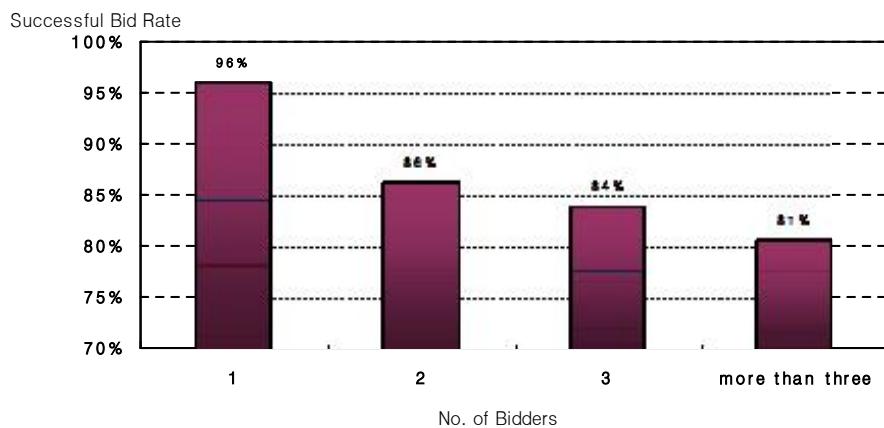
〈Table 17〉 No. of Bidder and Rate of Successful Bid by Service

	Road	Rail	Port	Environment	Etc	Total
Number of delivery	12	5	9	5	3	34
Number of bidders	2.08	1.80	2.11	1.20	1.67	1.88
Average rate of successful bids	95%	88%	83%	96%	89%	90%

〈Table 18〉 Rate of Successful Bid by No. of Bidder

Number of bidders	1	2	3	4 above	Total
Number of delivery	18	8	4	4	34
Average rate of successful bids	96%	86%	84%	81%	90%

[Figure 2] Rate of Successful Bid by No. of Bidder



항만부문 사업의 낙찰률이 83%로 가장 낮은 수준을 보이고 있다.

입찰자 수별 낙찰률은 단독입찰의 경우 96%로 가장 높은 수치를 보이고 있으며, 입찰자 수가 증가함에 따라 낙찰률이 하

락하는 경향을 보이고 있다.

우대점수가 높아질수록 입찰자 수가 적어 경쟁이 낮아지는 경향을 보이고 있다. 우대점수가 3% 이상 주어진 사업의 경우 5건의 사업 가운데 1건의 사업에 대

해서만 경쟁이 발생하였으며, 나머지 4건은 단독입찰로 최초 제안자가 우선협상대상자로 지정되었다. 우대점수가 1% 이하로 주어진 사업의 경우 6건의 사업 가운데 4건의 사업에 대하여 경쟁이 발생하였다.

총사업비 규모별 입찰자 수를 살펴보면, 소규모 사업에서 사업규모가 증가할수록 입찰자 수가 증가하여 5,000억원~1조원 규모의 사업 입찰자 수가 2.89로 가장 높은 수치를 보이다가, 1조원 이상 사업의 경우 입찰자 수가 1.60으로 하락하는 현상을 보이고 있다.

본 연구에서는 낙찰률을 종속변수로 선정하고, 낙찰률에 영향을 미칠 것으로 기대되는 변수들을 설명변수로 선정하여 회귀분석을 수행하였다. 이때 사용된 설명변수는 입찰자 수, 우대점수(%), 총사업비 규모(억원), 발주간격(월), 민간제안사업/정부고시사업 여부 등이다.

정부고시사업에 대해서는 우대점수가 부여되지 않으므로 민간제안사업과의 비교를 위하여 우대점수율을 0%로 산정하였다. 발주간격은 민간투자사업 간 발주간격을 의미하는 것으로서 기획예산처 국가관리사업(2006. 12)의 71개 사업과 추가된 12개 사업을 시계열로 정리하여 국가관리사업 전체를 대상으로 발주간격을 월 단위로 계산하였다.

분석 결과, 낙찰률은 입찰자 수와 통계적으로 유의한 음의 관계를 보이는 것으

로 나타났다. 우대점수율이 높을수록 낙찰률이 높아지는 것으로 나타났다. 기타 총사업비 규모, 발주간격, 제안/고시사업 여부 등의 변수는 통계적으로 유의한 결과를 보이지는 않는 것으로 분석되었다.

이와 같은 분석 결과를 통해 민간투자사업의 낙찰률을 낮추려면 많은 민간사업자를 경쟁에 참여할 수 있도록 유인하는 것이 중요하다는 것을 알 수 있다. 또한 높은 우대점수가 낙찰률을 높이는 요인으로 작용하기 때문에 우대점수를 부여함에 있어 신중한 접근이 필요하다.

민간투자사업 관리의 최종적인 관심은 최초 사업계획과 비교하여 최종적으로 총사업비와 정부부담액이 어느 수준에서 결정되는가 하는 점이다. 본 연구에서는 위의 회귀분석 결과에 추가하여 사업추진 단계별로 경쟁 여부에 따른 총사업비의 변화를 살펴보았다. 전체 분석 대상 34건 가운데 협상 중인 사업을 제외한 23건의 단계별 총사업비 비율을 살펴보면 다음과 같다. 입찰단계에서 시설사업기본계획/제3자공고 대비 우선협상대상자의 총사업비 비율은 88%이다. 협상을 거쳐 총사업비가 조정되면서 협약체결단계에서의 시설사업기본계획/제3자공고 대비 실시협약의 총사업비 비율은 79%로 협상을 거치면서 9%p 감소하였다.

한편, 단독입찰 또는 경쟁입찰 여부에 따른 협상단계에서의 총사업비 감소폭을 살펴보면 다음과 같다. 경쟁입찰의 경우

<Table 19> The No. of Bidder and Successful Bid Rate by Advantage %
(Unsolicited Project)

	1% below	1.50%	2.0%	2.5%	3% above	Total
Number of delivery	6	5	5	2	5	23
(number of competition project)	(4)	(3)	(2)	(1)	(1)	(11)
(rate of competition project)	(67%)	(60%)	(40%)	(50%)	(20%)	(48%)
Average competition rate	2.00	2.40	2.00	1.50	1.20	1.87
Average rate of successful bids	85%	93%	96%	97%	96%	93%

<Table 20> The No. of Bidder and Successful Bid Rate by Total Project Cost
(Unit: won)

	500~1,000 billion	1,000~2,000 billion	2,000~5,000 billion	5,000 billion~1 trillion	1 trillion above	Total
Number of delivery	3	9	8	9	5	34
Number of bidders	1.33	1.56	1.50	2.89	1.60	1.88
Average rate of successful bids	87%	90%	95%	87%	92%	90%

<Table 21> Result of Empirical Analysis

	Unit	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Constant		0.955887	0.039608	24.1334	0
Number of bidders	Consortium	-0.043804	0.013378	-3.274239	0.0028
Percentage of Preferred Scores	%	2.911778	1.637389	1.778305	0.0862
Size of total project cost	billion	-1.50E-06	3.96E-06	-0.378113	0.7082
Delivery interval	month	-0.00903	0.009021	-1.001058	0.3254
Dummy variable	Unsolicited = 1 Solicited = 0	0.025256	0.042781	0.590347	0.5597
R-squared		0.466346	Mean dependent var	0.904412	
Adjusted R-squared		0.371051	S.D. dependent var	0.110267	
S.E. of regression		0.087448	Akaike info criterion	-1.876751	
Sum squared resid		0.214122	Schwarz criterion	-1.607393	
Log likelihood		37.90476	Hannan-Quinn criter.	-1.784892	
F-statistic		4.893699	Durbin-Watson stat	2.273598	
Prob(F-statistic)		0.002423			

〈Table 22〉 Bidders and Successful Bid Rate in Single Bidding · Competition Bidding

		Single	Competition	Total
Project phase	Number of delivery	13	10	23
Bidding	Rate of total project cost (Announcement of RFPs /Preferred bidder) (A)	96%	81%	88%
Contract Award	Rate of total project cost (Announcement of RFPs/ Contract Award) (B)	82%	77%	79%
Gap	(A)-(B)	14%p	4%p	9%p

입찰단계 대비 협약체결단계의 총사업비 비율은 4%p 감소한 데 비하여, 단독입찰의 경우 감소폭이 14%p로 매우 큰 폭으로 감소하고 있음을 보이고 있다. 협상은 협상대상자인 주무관청과 사업시행자의 견해 차이를 좁히는 과정으로서 협상 초기단계에 그 차이가 좁을수록 협상과정은 용이할 것이다. 그동안 민간투자사업에서 단독입찰사업의 비중이 커 높은 수준에서 낙찰률이 형성되고, 또한 협상과정에서 총사업비의 14%p가 감소하는 현상은 민간투자사업에서 협상과정이 사업비 감소를 통한 정부부담을 감소시키는데 매우 중요한 역할을 수행하여 있음을 보여준다. 그럼에도 불구하고, 협약단계의 시설사업기본계획/제3자공고 대비 경쟁입찰사업의 총사업비 비율(77%)이 단독입찰사업의 비율(82%)에 비하여 5%p 낮은 결과를 보이고 있다. 이와 같은 현상은 힘든 협상을 거쳐 총사업비를 감소시키려는 노력보다, 많은 사업시행자를

입찰에 유인하고 경쟁을 활성화하는 것이 궁극적으로 재정부담을 감소시키는데 더 효과적인 접근방법임을 시사한다.

III. 결론 및 정책 제언

우리나라 공공투자사업은 추진주체에 따라 재정사업과 민간투자사업으로 구분할 수 있으며, 대형 공공투자사업은 입찰제도에 따라 최저가낙찰제, 터키·대안입찰제로 구분된다. 민간투자사업은 운영기간을 제외하고 입찰을 평가한다면 재정사업의 터키·대안 입찰제와 유사하다.

본 연구에서는 여러 형태의 입찰제도가 경쟁의 행태에 미치는 효과를 낙찰률을 중심으로 분석하였다. 재정투자사업은 조달청 자료를 중심으로 낙찰률과 입찰참여자 수를 살펴보았다. 각 사업 평균 입찰자 수는 301명으로 나타났으며,

〈Table 23〉 Turnkey–Alternative: Trend of Successful Bid Rate and Weighted Rate
(Unit: million won, %)

Year	Project number	Expected price	Price of successful bids	Average rate of successful bids	Weighted average rate of successful bids
2000	23	44,854	38,938	86.60	86.81
2001	48	67,808	61,969	90.54	91.39
2002	73	113,988	103,614	91.15	90.90
2003	78	116,796	103,157	91.11	88.32
2004	71	99,152	85,903	90.11	86.64
2005	87	103,072	89,415	89.87	86.75
2006	70	72,950	61,842	89.82	84.77
2007	34	62,991	53,918	89.90	85.60

평균 낙찰률은 87.42%, 가중평균 낙찰률은 75.13%로 나타났다. 이는 대체적으로 상당한 수준의 경쟁이 일어나고 있다는 것과 예정가격이 큰 사업일수록 낙찰률이 낮게 형성된다는 것을 시사한다. 세분화된 분석을 통해서도 연도별·사업별로 다소 편차가 존재하며 사업규모가 클수록 낙찰률이 낮게 형성되며 입찰참여자 수는 줄어드는 것을 확인할 수 있었다. 또한 전자입찰방식을 사용한 경우 낙찰률이 낮게 형성되는 것으로 드러났다.

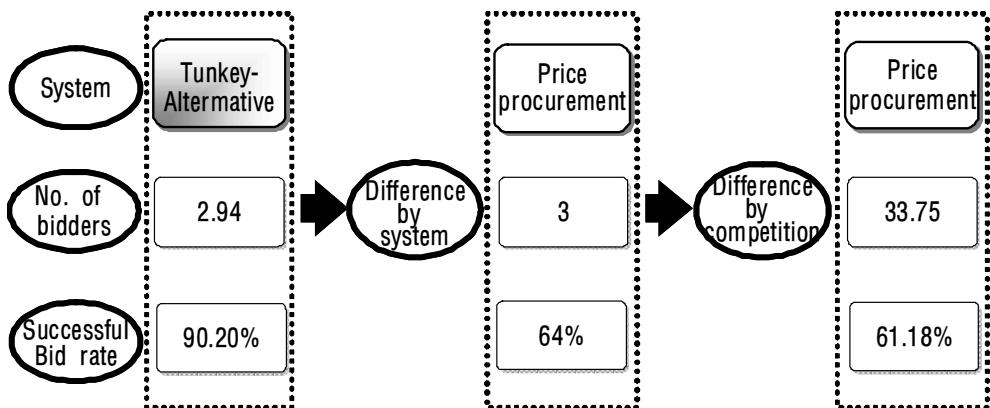
최저가낙찰제를 중심으로 한 실증분석에서는 예정가격이 클수록 낙찰률은 낮게 형성되는 결과를 보였다. 또한 입찰자 수의 증가는 가격경쟁의 심화를 가져와 낙찰률을 낮추는 것을 확인할 수 있었다. 상대적으로 직접입찰(전자입찰)방식의 시행

이나 PQ 시행, 시공능력 10대 기업 포함 여부 등은 설명력이 떨어지는 것으로 드러났다.

턴키·대안제의 경우 분석 대상인 484개 사업의 평균 낙찰률은 90.20%로 나타났다. 이 중 120개 대안사업의 평균 낙찰률은 84.89%로서 364개 턴키사업의 평균 낙찰률 91.97%에 비해 현저히 낮은 수준임을 확인할 수 있다. 입찰참여자 수의 정보는 매우 제한되어 있으나 18개 사업의 평균 입찰참여자 수가 2.94로 나타나 최저가낙찰제와는 큰 차이를 보였다.

턴키·대안 사업의 낙찰률이 최저가낙찰제의 사업보다 상대적으로 낮게 형성된 것은 제도의 차이와 더불어 경쟁의 정도 차이로 해석할 수 있다. 따라서 턴키·대안 사업의 경우에도 입찰참여도가

[Figure 3] Difference in Successful Bid Rate in Price Procurement
(over 100 Billion KRW) and Turnkey–Alternative



증가하여 경쟁이 심화된다면 낙찰률이 하락할 것으로 기대할 수 있다.¹⁰⁾

턴키·대안제의 경우 규모가 상대적으로 큰 사업들이 대상임을 감안하여 최저가낙찰제 대상 중 1,000억원 이상의 사업을 구분하여 비교하였다. 1,000억원 이상 사업의 경우 최저가낙찰제하에서 평균 입찰참여자 수는 33.75명이며, 평균 낙찰률은 61.18%로 나타났다 턴키·대안 사업과 비교하였을 때, 최저가낙찰제는 규모의 차이를 고려한다 하더라도 낙찰률이 현저히 낮으며 경쟁의 정도는 심한 것을 확인할 수 있다.

이러한 낙찰률의 큰 차이는 경쟁 정도와 제도의 차이에 의해 나타난다고 볼 수 있다. 제Ⅱ장에서는 최저가낙찰제 대상

사업 중 1,000억원 이상 사업만을 분석하였으며 그 결과는 <Table 7>에서 확인할 수 있다. 비록 분석의 한계는 있지만 모형을 통한 분석을 이용하여 경쟁 정도 및 제도의 차이에 의한 낙찰률 형성을 분리하여 설명할 수 있다. 1,000억원 이상 사업을 대상으로 최저가낙찰제를 실시한 경우 입찰자 수가 3이라고 가정한다면 낙찰률은 64% 정도로 예측되었다. 따라서 턴키·대안제와 최저가낙찰제를 비교할 경우 제도의 차이로 인한 낙찰률 차이는 약 26% 정도인 것으로 판단된다. 입찰자 수의 차이로 인한 경쟁의 심화는 약 3% 정도의 낙찰률 하락을 추가적으로 가져온다고 볼 수 있다. 이는 턴키·대안제와 최저가낙찰제의 낙찰률 차이가 근본

10) Gupta(2002)에 의해 입찰참여자의 수가 6~8개에 이를 때까지는 낙찰률과 입찰자 수가 음의 상관관계를 가지는 것으로 드러났다.

적으로 제도 차이에 의한 것이며, 경쟁의 차이에 의해 일부 설명될 수 있음을 시사한다.

민간투자사업의 경우, 전체 154건의 대상 사업 가운데 40%에 해당하는 61개의 사업만이 2개 이상의 사업자가 입찰에 참여하여 경쟁이 발생한 것으로 드러났다. 사업당 입찰자 수는 1.88명로서 2:1의 경쟁에 미달하고 있으며, 사업의 평균 낙찰률은 90%를 보이고 있다.

요컨대, 최저가낙찰제에서는 입찰참여자 간의 경쟁이 심화되어 있어 상당한 수준의 가격경쟁이 발생하고 있으며, 이는 낙찰률에 반영되고 있다. 반면, 턴키·대안제에서는 공정의 부합성이나 기술의 특수성을 고려한다 하더라도 경쟁을 심화시켜 낙찰률을 하락시킬 여지가 다소 존재하는 것으로 판단된다. 민간

투자사업의 경우에도 실질적인 경쟁이 이루어지고 있는 사업이 과반수에도 못 미치는 상황을 보이고 있으나 사업자 간 경쟁을 활성화한다면 현재 90%의 평균 낙찰률 수준을 지속적으로 낮출 수 있을 것으로 판단된다. 물론 이러한 논의는 가격경쟁을 위주로 한 것으로 민간투자사업의 특수성을 고려할 필요가 있다. 또한 단순히 낙찰률을 낮추는 것에만 초점을 맞추기보다는 공공투자사업의 총생애주기비용(Life-Cycle Cost)을 고려하여 입·낙찰 제도의 개선을 추구해야 할 것이다. 국민경제에서 차지하는 공공투자사업의 중요성을 고려할 때 이를 위한 후속 연구는 반드시 필요할 것으로 보이며, 본 연구의 결과가 향후 연구의 기반이 될 것으로 기대한다.

참 고 문 헌

- 감사원, 『감사결과 처분요구서—설계·시공 일괄입찰제도 등 운용실태』, 2007. 5.
- _____, 『감사결과 처분요구서—한국도로공사 기관운영 감사』, 2008. 7.
- 건설교통부, 『건설기술백서』, 1999. 3.
- _____, 『공공건설사업 효율화 종합대책』, 1999. 7.
- _____, 『건설산업 구조개편 방안』, 2004. 6.
- _____, 「건설공사 사후평가 시행지침」, 건설교통부고시 제2006-163호.
- 건설기술연구원, 『공공건설사업 성과측정 및 지표개발』, 2004.
- 건설산업연구원, 『조달청 등급제한 입찰제도 실적평가방식 개선 방안』, 양극화해소 TFT, 2006.
- _____, 『최고가치낙찰제 도입방안 연구』, 2005.
- _____, 『공공공사 입찰담합에 관한 연구』, 1998. 11.
- 김성일·유재윤·김민철·이승훈, 『대형공공건설사업의 효율적 추진방안 연구』, 국토연구원, 2006.
- 김성일·이형찬, 『대형공공투자사업 빌주행정의 분권화 방안 연구』, 국토연구원, 2004.
- 김성일·이수우·이형찬, 『대형공공투자사업 빌주제도의 다양화 방안 연구』, 국토연구원, 2002.
- 김원태·윤찬호, 「해외 공공발주자 사업비관리 및 실직공사비 활용실태 조사(미국, 영국)」, Working paper, 한국건설산업연구원, 2006. 12.
- 김재형 외, 『공공투자사업 예산관리의 효율화 방안 I: 사전기획부터 사후평가까지의 통합관리 강화』, 한국개발연구원, 2000.
- 김진·박상원, 『경쟁과 정부조달의 효율성 연구』, 조세연구원, 2005.
- 박준기, 『건설계약관리론』, 제3개정판, 일간건설신문, 2007.
- 법제처, 「국가를 당사자로 하는 계약에 관한 법률, 시행령, 시행규칙」.
- _____, 「국가재정법」.
- _____, 「건설산업기본법」.
- _____, 「사회기반시설에 대한 민간투자법」.
- 이복남·장철기, 「입찰참가자 수가 낙찰률에 미치는 영향」, 『건설산업동향』, 한국건설산업연구원, 2005. 4.
- 이상호·이승우, 「최저낙찰제 시행성과와 향후 과제」, 『건설산업동향』, 한국건설산업연구원, 2004. 5.
- Gupta, Srabana, "Competition and Collusion in a Government Procurement Auction Market," *Atlantic Economic Journal*, March, 2002.

韓國開發研究

제32권 제2호(통권 제107호)

우리나라 지급결제시스템의 상호의존성에 관한 연구

이 준 서*

(동국대학교 경영대학 부교수)

강 경 훈

(동국대학교 경영대학 조교수)

A Study on the Interdependencies of Payment and Settlement Systems in Korea

Junesuh Yi

(Associate Professor, Dongguk Business School, Dongguk University)

KyeongHoon Kang

(Assistant Professor, Dongguk Business School, Dongguk University)

* 주저자

** 본 논문은 2008년도 동국대학교 도약연구지원사업으로 수행되었다.

*** 이준서: (e-mail) juyi@dongguk.edu, (address) Dongguk University, 3ga 26, Phil-dong, Jung-gu, Seoul, Korea

강경훈: (e-mail) khkang@dongguk.edu, (address) Dongguk University, 3ga 26, Phil-dong, Jung-gu, Seoul, Korea

- Key Word: 지급결제(Payment and Settlement), 상호의존성(Interdependency), 지급불능(Disruption), 2차효과(Secondary Round Effect), 시뮬레이션(Simulation)
- JEL Code: E58, G21
- Received: 2009. 11. 27 • Referee Process Started: 2009. 12. 4
- Referee Reports Completed: 2010. 6. 28

ABSTRACT

With the payment and settlement systems becoming more and more complex and interconnected, the issue of their interdependency rises as an important academic issue as well as a policy topic. This study examines causes, forms, and risk management of interdependencies of payment and settlement systems in Korea, and presents their current situation. By way of simulations using BOF-PSS2 developed by the Bank of Finland, we quantify the effects of an operational disruption on the payment and settlement systems so as to figure out the degree of interdependency.

As a result, the secondary round effect reaches up to ₩13.6 trillion a day, which amounts to 7.8% of the daily settlement value. Furthermore, if we also consider the amount of direct operational disruption, the volume of operational disruption occupies 22.3% of total value of the daily settlement, evidencing that the interdependencies of the payment and settlement systems in Korea is enormously widespread. The secondary round effects are found to be more severe with security companies rather than with banks, and to be more depended upon when it is perceived rather than it actually happens. In case that we expand the liquidity to include cash holdings and deposits as assets, the secondary round effect dramatically decreases in all types of financial institutions while foreign banks account for more share of all the secondary round effects increases.

Based on these results, we suggest various policy tasks and directions to improve the risk management of settlement systems: expansion of off-setting settlements, introduction of a new settlement system for securities transactions, rapid provision of liquidity to financial institutions, more effective monitoring on participant institutions, and intensified information sharing and cooperation among the systems.

본 연구는 갈수록 복잡다단해지는 지금 결제환경하에서 중요성이 대두되고 있는 결제시스템 간 상호의존성에 대해 그 원인과 유형, 위험관리방안 등을 살펴보고 국내 지급결제시스템 간 상호의존성 현황에 대해 조사한다. 또한 시뮬레이션 기법을 통해 실제 결제불이행의 파급효과를 계량화하여 결제시스템 간 상호의존성 정

도를 파악하고 이에 대한 시사점 및 대응 방안을 모색한다.

국내 결제시스템 간 상호의존도는 지난 3년간 큰 폭으로 증가하였으며, 특히 한국은행이 운영하고 있는 거액결제시스템인 신한은금융망(BOK-wire+)은 소액, 증권, 외환결제시스템과 모두 연결되어 있어 시스템 간 상호의존성에 가장 지대한 영향을

ABSTRACT

미치고 있는 것으로 나타났다. 거액결제시스템은 소액결제와는 일평균 15조 9천억 원, 장외증권과는 10조 6천억원의 결제 규모를 기록하고 있는 것으로 조사됐다.

결제불이행의 실제 파급효과를 알아보기 위해 실시한 시뮬레이션 분석 결과, 추가적인 결제불이행 규모는 일평균 최대 13조 6천억원이 발생하여 전체 결제금액의 7.8%를 차지한 것으로 나타났다. 또한 직접적인 결제불이행 금액까지 포함하면 전체의 22.3%를 기록, 국내 결제시스템 간 상호의존도가 상당히 높다는 사실을 입증하였다. 또한 결제불이행 발생시점보다 인지시점이 결제불이행 파급효과에 더 중요한 요소로 지적됐고 증권사들이 국내

은행들보다 더 큰 영향을 받는 것으로 드러났다. 반면, 유동성 범위를 확대한 경우에는 추가 결제불이행 규모가 큰 폭으로 감소하는데, 외국은행 지점의 지급불이행 비중이 상대적으로 증가한 것으로 나타났다.

이 같은 결과를 토대로 본 연구는 거래 상대방 간 상계거래 비중 확대, 증권사에 대한 새로운 결제방식 도입, 금융기관에 대한 원활한 유동성 공급방안 모색, 참여기관에 대한 모니터링 강화, 참여기관 간 정보공유체제 강화 및 결제시스템 간 협조 강화의 필요성 등 결제위험 최소화를 위한 개선방안을 제시했다.

I. 서 론

경제 규모의 확대, 금융산업의 발달, 기술혁신, 세계화 등으로 주요국의 지급 결제 규모는 큰 폭으로 증가하고 있다. 지급결제시장의 성장은 금융기관별, 상품유형별로 운영되기에 더 적합한 여러 결제시스템의 출현을 가져왔으며, 거래가 복잡다단해짐에 따라 이들 결제시스템 간의 직접적인 연계가 이루어지고 있다. 또한 금융기관들의 경우 여러 개의 결제시스템을 동시에 이용하고 있고 동일한 시스템 운영자가 복수의 시스템을 관리하기도 함으로써 결제시스템 간의 간접적인 연결체계도 형성되고 있다. 이에 따라 결제시스템들은 결제자금 흐름이나 운영과정, 심지어 위험관리에 있어서 여타 다른 결제시스템과 영향을 주고받을 수밖에 없는 상호의존성(interdependency)이 나날이 심화되고 있는 실정이다.

결제시스템 간 상호의존성의 증대는 개별 시스템의 결제위험이나 유동성위험, 운영위험 등의 일부를 감소시킬 수 있는

반면 시스템 간 유동성위험이나 시스템 간 운영위험 등 새로운 형태의 위험과 이에 따르는 비용을 발생시킨다. 예를 들어, 중앙예탁기관과 거액결제시스템을 연결시킨 DvP(증권·대금동시) 결제는 증권의 인수도와 결제대금의 교환을 보장하여 신용위험을 감소시키는 반면, 특정 금융기관의 지급불능은 시스템 연결을 통해 다른 금융기관으로 빠르게 전이, 결제불이행 규모가 확대되는 부작용도 발생시킨다. 즉, 상호의존성이 심화되고 있는 결제시스템 환경하에서 시스템 내의 작은 운영상 장애나 유동성 문제가 자칫 시스템 자체의 마비를 가져올 가능성에 존재하는 것이다. 물론 지급결제시스템의 결제불이행 발생 가능성은 현실적으로 대단히 낮다고 할 수 있다. 하지만 일단 결제불이행이 발생하면 그 과급효과가 엄청나게 크기 때문에 그 가능성을 사전에 차단해야 할 필요가 있는 것이다.¹⁾ 따라서 결제불이행이 발생하는 경우 시스템 간 상호의존성 중대로 인해 추가적으로 발생하는 결제불이행 규모나 정도 등 과급효과를 최소화시킬 수 있는 다양한 방법의 위험관리방안이 강구되어야 할 것이다.

1) 지금까지 가장 잘 알려진 사례는 2001년에 발생한 9·11 테러로 인한 지급불능 사태라고 할 수 있다. 이 사건으로 인해 발생한 결제불이행 규모는 정확하게 발표되지 않았지만 미 연준의 중앙은행결제시스템(Fed wire)의 거래 현황을 통해 간접적으로 추론할 수 있다. 사건 당일 결제건수는 25만건으로 평소의 절반 정도였으며, 결제금액은 1조 2천억달러로 60%선에 머물렀다. 사건에 비해 결제불이행의 과급효과를 줄일 수 있었던 이유는 미 연준이 당일 1천억달러의 유동성을 공급하고 기간 중 당좌대월에 대한 이자를 면제해 주는 등 신속하게 대처했기 때문인 것으로 분석된다.

이에 따라 본 연구에서는 지급결제시스템의 상호의존성에 대한 정확한 개념과 현황을 살펴본 후 시뮬레이션 방법을 통해 국내 지급결제시스템의 상호의존성 정도를 계량화하고자 한다. 즉, 실제 일 중 지급결제 자료를 이용해 특정 금융기관이 지급불능 사태를 맞았을 때 시장 전체에서 발생하는 추가적인 결제불이행 규모를 파악, 시스템 간 상호의존성 정도를 파악한다. 또한 이를 토대로 상호의존성 증대에 따른 위험과 비용의 감소방안도 모색하고자 한다.

결제시스템 간 상호의존성은 최근에 논의가 시작된 주제로 이에 대한 선행연구는 거의 없는 실정이다. 그동안 결제시스템과 관련된 연구는 주로 개별 결제시스템의 안정성 확보나 결제위험 관리에 대한 것이었다. 결제불이행의 파급효과에 대한 연구는 진행되어 왔지만 이 또한 은행 간 지급결제시스템 등 대부분 개별결제시스템 내의 전이 정도만을 측정했다. 이와 관련된 연구는 크게 두 부류로 나눌 수 있는데, 실제로 발생한 지급불능 사태에 대해 결제불이행 규모를 파악하거나 또는 시뮬레이션을 통해 지급불능 시 잠재적으로 발생할 수 있는 파급효과를 추론하는 것이다. 전자의 경우 Bernanke(1990)는 1987년 미국 증시 붕괴가 결제시스템에 미친 영향에 대해 분석했고, Lacker(2004), McAndrews and Potter(2002), Fleming and Carbade(2002)는

9·11 사태로 인한 지급결제시스템의 마비와 이에 대한 중앙은행의 대처방안에 대해 논의했다. 후자의 경우 Devriese and Mitchell(2006)은 지급불능 발생 시 증권 결제시스템 내의 파급효과에 대해 살펴보았고, Ledrut(2007)는 네덜란드의 은행 간 결제시스템에 대해 최대 참여기관의 결제불이행 시 영향을 받는 은행 수와 지급불능 규모에 대해 조사했다. Heijmans (2009) 역시 네덜란드의 가장 큰 세 개 은행, ABN AMRO 은행, ING 은행, Rabo 은행의 지급불능 시 시장 전체의 파급효과를 조사하였다. McVanel(2005)과 Ball and Walter(2007)는 캐나다의 거액결제시스템에서 예상치 못한 결제불이행 발생 시 참여 금융기관들의 파급효과를 조사, 대형 금융기관의 경우 결제불이행의 전이를 막기 위한 충분한 위험관리능력이 존재하는 반면 소규모 금융기관은 그렇지 못해 결제불이행이 쉽게 전이될 수 있다고 밝혔다. 이들 연구들은 지급불능 시 개별 결제시스템 내에서의 파급효과만 분석했을 뿐 결제시스템 간 상호의존성으로 인해 발생하는 추가적인 불이행 규모까지 살펴보지는 않았다.

결제시스템의 상호의존성에 대한 논의는 국제결제은행(BIS)의 지급결제제도위원회(CPSS)가 2008년 『지급결제의 상호의존성』이라는 보고서를 발표하면서 비로소 시작되었다. CPSS는 이 보고서에서 결제시스템의 상호의존성 발생 배경 및

원인을 고찰하고 상호의존성의 유형을 분류한 후 상호의존성으로 인해 발생하는 새로운 결제위험과 결제불이행 전이 과정의 고찰을 통해 위험관리방안을 모색하였다.

지급결제시스템 간 실질적인 상호의존성의 정도는 핀란드 중앙은행이 개발한 BOF-PSS2의 시뮬레이션 기법을 통해 계량화한다. 일중 지급지시 규모가 가장 큰 금융기관에서 지급불능 사태가 발생했다고 가정하고 시장 전체에서 실제 추가적으로 발생하는 결제불이행 규모를 산출함으로써 상호의존성의 정도를 파악한다. 자료는 2008년 9월 중 비정상적인 거래가 발생하지 않은 5일을 선택해 거액결제시스템(한은금융망)을 통한 실제 지급결제내역을 대상으로 한다. 보다 구체적이고 실질적인 상호의존도를 파악하기 위해 결제불이행 발생 금융기관, 지급불능 발생시점, 지급불능 인지시점, 금융기관의 유동성 공급 범위 등 네 가지 변수의 조합을 통해 여러 가지 시나리오를 구성한다. 즉, 지급지시 규모가 가장 큰 금융기관 또는 가장 큰 증권사에서 오전 10시 또는 오후 2시에 지급불능이 발생하고 이에 대해 시장 참여자들이 즉시 인지하거나 마감 시까지 인지하지 못하는 경우를 가정하며, 유동성에 대해서는 당좌계정과 당좌대출 또는 이와 더불어 금융기관이 보유하고 있는 현금 및 예금까지 확대한 분석을 실시한다.

실증 결과를 토대로 본 연구는 금융기관들의 양자간, 다자간 상계결제 비중을 확대해야 하며 증권사에 대해서는 새로운 지급결제시스템의 도입이 필요하다는 시사점을 제시한다. 또한 원활한 유동성 공급을 위한 방안이나 정보 공유 및 관련 기관의 협력 강화 등의 필요성도 역설한다.

본 연구는 중요성이 증대되고 지급결제환경 전반에 걸쳐 지대한 영향을 미칠 수 있는 결제시스템 간 상호의존성을 국내에서 처음으로 고찰해 보았다는 점에서 의의가 있다고 할 수 있다. 특히 2009년 5월부터 신한은금융망(BOK-Wire+)이 가동되고 자본시장법에 의한 금융투자사의 소액결제시스템 참여가 시행되는 등 급변하는 결제환경 변화 속에서 결제시스템 전반에 걸쳐 안정화와 효율화 방안을 모색해 보았다는 측면에서 본 연구의 공헌점이 있다고 할 수 있다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. II장에서는 결제시스템의 상호의존성에 대한 이론적 논의를 실시하고, III장에서는 국내 지급결제시스템의 상호의존성 현황을 살펴본다. IV장에서는 시뮬레이션을 위한 자료 및 방법론을 설명하고, V장에서는 연구 결과를 요약한다. VI장에서는 결제위험 최소화를 위한 결제시스템 개선 방안에 대해 제안하고, VII장에서는 결론 및 한계점 등을 기술한다.

II. 지급결제시스템의 상호의존성에 관한 이론적 논의

1. 상호의존성 발생 배경 및 요인

결제시스템 간 상호의존도가 증가하는 원인은 크게 네 가지로 요약될 수 있다. 먼저 세계화와 지역통합화이다. 금융시장이 자유화되고 국제화됨에 따라 국가 간 지급결제량은 증대되고 있어 정부당국은 기존의 결제시스템을 보완하고 새로운 결제시스템을 도입하고 있다. 이 과정에서 금융기관들은 국가 간 지급결제와 관련된 위험과 비용을 줄이기 위해 여러 복수 결제시스템에 참여하게 되고 이에 따라 시스템 간 상호의존성이 증대된다.

둘째, 결제시스템의 최신화이다. 각국의 중앙은행들은 빠르게 변화하는 결제시스템 환경하에서 안정적이고 효과적인 지급결제시스템의 정착을 위해 지속적으로 결제시스템의 최신화에 노력하고 있다. 즉, 국가의 결제상황에 맞게 지급결제방식을 변화시켜 나가고 있는 것이다. 국가에 따라 일반 상업은행에 의한 이연차액결제시스템(DNS)을 중앙은행에 의한 동일 영업일 결제방식으로 변환하기도 하고 유동성을 공급하여 일중 결제를

완결하는 실시간총액결제시스템(RTGS)을 사용하기도 한다. 최근에는 DNS와 RTGS의 혼합방식인 혼합형(hybrid) 결제시스템을 도입하는 국가도 생기고 있다. 한국도 2009년 5월부터 신한은금융망(BOK-wire+)을 통해 혼합형 결제시스템을 도입한 바 있다.

셋째, 정보통신기술 혁신이다. IT 기술의 발달은 비용과 위험을 동시에 감소시킬 수 있는 새로운 형태의 청산 및 결제시스템의 출현을 가능하게 했으며, 이로 인해 상호의존성이 증가하고 있다. 즉, 기술혁신으로 직접적인 지급결제위험은 줄어들고 있으나 새로운 형태의 시스템 관련 상호의존성이 발생되고 있는 것이다. 예를 들어, 증권의 DvP 결제를 지원하기 위한 중앙예탁기관과 거액결제시스템 간 실시간 인터페이스, 외환결제에서 필요자금 지원을 위한 거액결제시스템과 CLS 은행과의 신뢰, 중앙예탁기관 간의 상호운용 가능성 등으로 인해 시스템 간 상호의존성이 증대되고 있다. 또한 교차증거금과 같은 새로운 형태의 위험관리 방안도 시스템 간 표준화를 통해 도출되었으므로 시스템 간 의존도 증가에 영향을 미친다고 볼 수 있다.

넷째, 인수·합병도 원인의 하나로 간주된다. 지급결제시스템이 금융기관 간 인수·합병에 직접적인 영향을 미치는 것은 아니지만 인수·합병으로 인해 새롭게 탄생한 합병기관이 기존의 금융기

관과 다른 지급결제 행태를 보이는 경우 결제시스템에 영향을 미치기도 한다. 예를 들어, 국내 금융기관 간 합병의 경우 동일한 지급결제시스템 내에 복수계좌나 다양한 보조계좌를 보유하기도 한다. 국가 간 금융기관 합병의 경우에는 지급결제에 직접 참여하거나 또는 추가되는 결제시스템에서 환업무은행 형태의 간접적 참여방법을 사용하기도 한다. 또한 합병된 금융기관은 예탁은행, 환거래은행, 또는 결제시스템에 대한 유동성 공급업자의 역할을 수행하기도 한다.

2. 상호의존성의 유형

BIS의 CPSS는 결제시스템 간 상호의존성의 형태를 [Figure 1]과 같이 시스템 간 직접적인 연결을 통해 발생하는 시스템 연계에(system-based) 의한 상호의존성, 한 금융기관이 여러 시스템에 동시에 참여하여 발생하는 참여기관에(institution-based) 의한 상호의존성, 그리고 공동의 서비스 제공자를 이용함으로써 발생하는 운영환경에 의한(operational environmental) 상호의존성 등 크게 세 가지로 분류하고 있다.

가. 시스템 연계에 의한 상호의존성 (system-based)

시스템 연계에 의한 상호의존성은 특

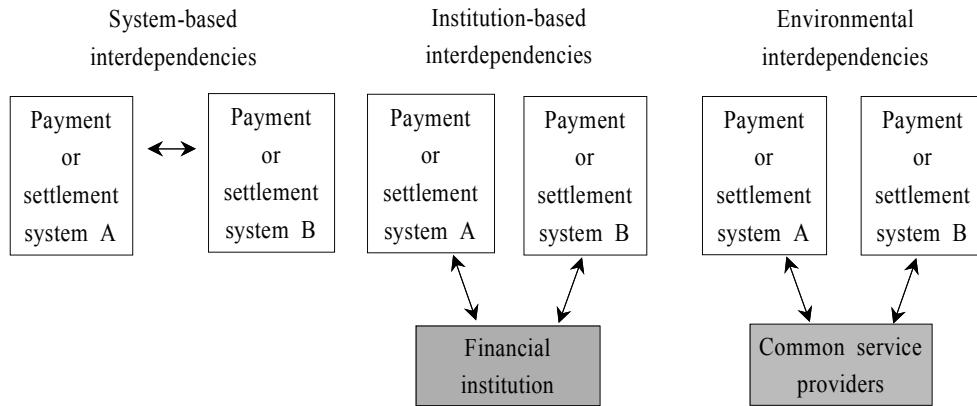
정한 지급결제시스템의 결제행위가 상호연계되어 있는 다른 지급결제시스템의 결제행위에 영향을 주거나 받을 경우 발생한다. 이 같은 상호의존성은 국내 결제시스템 간에서 발생하기도 하고 국가 간 결제시스템 사이에서 발견되기도 한다.

국내 결제시스템과 관련해 주요국은 조금씩 상이한 시스템을 운영하고 있지만 [Figure 2]가 가장 일반적인 형태라고 할 수 있다. 그럼에서 보는 바와 같이 지급결제시스템 간 복잡한 연계성으로 인해 결제과정에서 상호의존성이 발생한다. 일반적으로 중앙은행이 관리하는 주 거액결제시스템은 은행 간 차액결제시스템, 증권결제시스템, 중앙결제기구 등 다른 결제시스템의 최종결제 기능을 수행한다.

따라서 주 거액결제시스템은 다른 결제시스템의 결제과정에 모두 관련이 되며, 특정한 시스템의 결제 자체는 주 거액결제시스템을 통해 다른 시스템 결제에 영향을 미치게 되는 것이다. 결제시스템 간의 상호의존도는 i) 특정한 시스템에서 결제를 이행하기 위해 다른 시스템의 결제 잔액에 의존하는 정도, ii) 지급결제 인프라를 구성하는 시스템들의 결제시간 구조, iii) 중앙은행에 예치되어 있는 마감 후 당좌예금 잔액, iv) 중앙은행의 일중당좌대출 또는 은행 간 차입 가능 규모 등에 따라 결정된다.

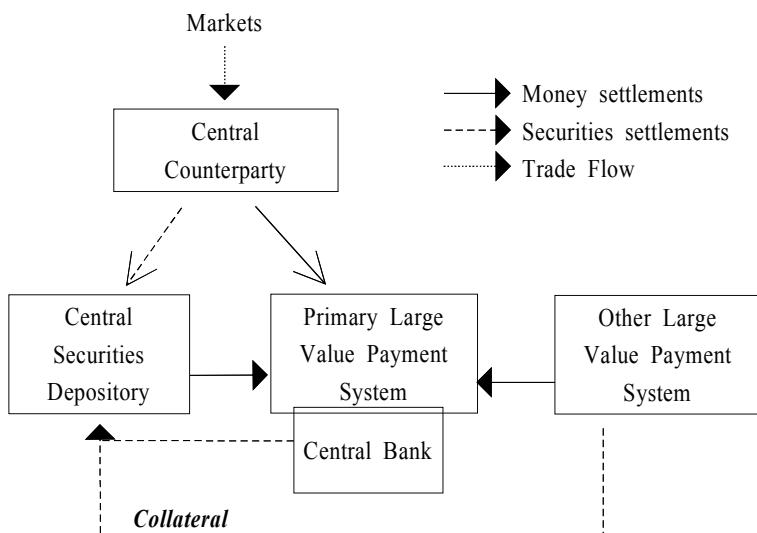
여러 결제시스템들의 상호관련성은

[Figure 1] Forms of Interdependencies



Source: BIS CPSS, "The Independencies of Payment and Settlement Systems," 2008.

[Figure 2] Traditional Domestic Interdependencies



Source: BIS CPSS, "The Independencies of Payment and Settlement Systems," 2008.

특정한 시장이나 분야의 청산 및 결제 경로를 따라 수직적인 형태로 나타나기도 하고, 특정한 결제시스템을 통해 거래 가능한 금융시장이나 상품, 금융기관이 확대됨에 따라 수평적 형태를 보이기도 한다. 예를 들어, 증권시장의 청산과 결제를 위해 중앙결제기구(CCP), 중앙예탁기관(CSD), 거액결제시스템(LVPS)이 상호 연계되는 것은 수직적인 형태이다. 즉, 증권인수도를 위해 중앙결제기구는 중앙예탁기관의 서비스를 이용하고 증권·대금동시결제를 위해 중앙예탁기관은 거액결제시스템과 연결되며 일중당좌대출한도 설정이나 담보징구를 위해 거액결제시스템은 중앙예탁기관과 연결되는 것이다. 반면, 두 개의 중앙결제기구, 두 개의 중앙예탁기관 또는 두 개 이상의 지급결제시스템 간에 존재하는 관련성은 수평적 형태로 17개의 상이한 지급시스템을 서로 연결한 유럽중앙은행(ECB)의 TARGET 시스템이 대표적인 예라고 할 수 있다.

나. 참여기관(institution-based)에 의한 상호의존성

특정 금융기관이 두 개 이상의 결제시스템에 동시에 참여하는 경우 시스템 간의 간접적 연관성에 의해 발생하는 상호의존성을 참여기관에 의한 상호의존성이라고 한다. 이 같은 관련성은 동일한 금

융기관이 참여하는 서로 다른 결제시스템 간에 존재하고 상호의존도의 크기는 금융기관이 해당 결제시스템에 어느 정도의 서비스를 제공하느냐에 따라 결정된다.

일반적으로 대형 금융기관은 청산 및 결제 과정에 참여하는 동시에 유동성 공급업자, 예탁은행, 심지어 결제은행의 역할을 수행하면서 여러 지급결제시스템과 다양한 형태의 관련성을 갖게 된다. 예를 들어, 대형 상업은행들은 주요 중앙결제기구, 중앙예탁기관, 거액결제시스템에 직접적으로 참여하고 있고, 증권사들은 주요 중앙결제기구, 중앙예탁기관의 참여자인 동시에 지급업무를 위해 상업은행과 연계되어 있다. 미국에서 주로 국가 간 외화거래 관련 지급결제를 처리하고 있는 CHIPS의 참여 금융기관들이 거의 대부분 연준이 운영하고 있는 실시간 총액시스템인 Fedwire에 참여하거나 유로화 거액결제시스템인 Euro1의 참여기관이 모두 유로화 실시간총액시스템인 TARGET에 참여하고 있는 것이 좋은 예이다.

동일한 금융기관이 여러 결제시스템에 연결되어 있는 경우 위험관리와 관련된 상호의존성도 존재한다. 지급결제시스템들은 결제실패 시 지정된 금융기관들로부터 유동성 지원을 보장받을 수 있는 안전장치를 마련해 놓고 있다. 이는 보장된 신용한도, 담보, RP나 스와프 형태로 운

영된다. 실제로 거대 금융기관들은 CLS 은행이 시장 참여자들에 대한 지급에 차질이 없도록 유동성 공급업자의 역할을 하고 있다.

다. 운영환경(operational environmental)에 의한 상호의존성

여러 지급결제시스템들이 동일한 IT시스템, 네트워크, 인프라, 금융시장, 위험 관리수단 등을 이용하는 경우 발생하는 상호관련성은 운영환경에 의한 상호의존성으로 분류할 수 있다.

운영환경에 의한 상호의존성은 특히 위험관리부문에서 많이 발생한다. 여러 결제시스템이 금융기관에 대해 동일한 형태의 담보를 보유하고 있는 경우 자산 가격이 하락하거나 변동성이 증가하거나 또는 시장유동성이 부족하게 된다면 시스템들은 모두 유사한 정도의 위험에 노출되게 되는 셈이다. 예를 들어, 여러 중앙결제기구들이 담보나 증거금 산정 시 동일한 방법론을 사용한다면 어떤 위험 사건 발생 시 결제기구들은 비슷한 위험에 처하게 될 것이고 이에 대한 상호관련성은 상당히 높게 형성될 것이다.

3. 상호의존성 증대에 따른 위험관리

가. 새로운 위험의 발생

지급결제시스템 간의 여러 가지 형태의 관련성은 다양한 종류의 상호의존도를 발생시키고 이에 따라 금융기관의 위험관리전략도 다변화를 추구하여야 한다. 즉, 기존에 발생했던 위험은 사라지기도 하고 새로운 위험이 발생하기도 하며 또 위험이 특정 부문에 집중되기도 한다.

우선 결제시스템 간 상호의존성은 지급결제위험의 상당 부분을 제거하거나 감소시킬 수 있다. 상호의존성이 새롭게 창출되는 것이 아니고 기존의 형태가 변화되는 경우라면 시스템 간 관련성은 신용위험, 유동성위험, 운영위험 등의 일부를 제거시킬 수 있다. 예컨대, 증권거래의 효율적인 거래를 위해 도입된 DvP 결제로 인해 중앙예탁기관과 거액결제시스템이 연결된 것은 증권의 인수도와 결제 대금의 교환을 보장하여 신용위험을 감소시키고 있다.

하지만 시스템 간 상호의존성은 시스템 간 유동성위험이나 시스템 간 운영위험 등 다른 형태의 위험들을 발생시키기도 한다. 시스템 간 유동성위험이란 특정 시스템의 거래가 다른 시스템에서의 거래나 잔액을 조건으로 이루어지는 경우에 발생하는 위험으로, 다른 시스템이 유

동성 부족을 겪는 경우 특정 시스템의 결제에 차질이 발생할 수 있는 것이다. 시스템 간 운영위험은 특정 시스템의 기술적운영이나 결제 흐름이 다른 시스템에 따라 결정되는 경우에 발생한다. 예를 들어, DvP 결제의 경우 증권인수도와 대금 결제의 보장으로 원금에 대한 신용위험은 감소시킬 수 있지만 한 시스템에서 결제불이행이나 운영상 문제가 발생한다면 다른 시스템에서의 결제불이행이 초래될 수 있는 것이다.

한편, 결제시스템 간의 상호의존성으로 인해 주요 결제시스템에 위험이 집중되는 경향이 나타나기도 한다. 중앙결제기구, 중앙예탁기관, 여타 소규모 결제시스템들은 국내 금융시장의 결제를 위해 거액결제시스템에 연결되어 있는 경우가 대부분이다. 이 같은 환경하에서 거액결제시스템은 다른 시스템에서 발생하는 다양한 운영위험의 총집합지가 될 수 있다. 이 같은 위험집중 현상은 결제시스템에 참여하는 금융기관이나 서비스 제공업자의 운영위험은 감소시킬 수 있을지 모르지만 결제불이행이 발생하는 경우 영향을 받는 관련 기관의 수는 크게 증가시킬 것이다.

나. 위험에 동반되는 비용

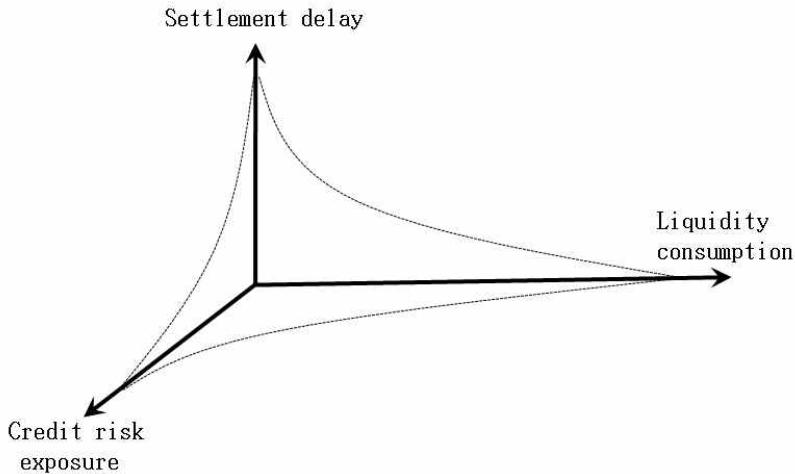
결제시스템들은 구조적으로 유동성위험, 결제지연위험, 그리고 신용위험 등에

서 발생할 수 있는 비용요소를 포함하고 있다. 유동성비용이란 결제가 적시에 이루어질 수 있도록 항상 자금을 확보해야 함으로써 발생하는 기회비용이며, 결제지연비용은 결제가 지연될 경우 발생하는 일종의 폐널티 성격의 비용이며, 신용위험비용은 대출에 따른 비용으로서 이를 세 가지 비용은 서로 상호의존성을 지니고 있다.

비용의 기본적인 상호의존도 구조는 Leinonen and Soramaki(2003)에 의해 도출되었고, [Figure 3]에 나타나 있다. 시스템이 유동성에 기반을 둔 채 완벽하게 운영된다면 신용위험비용은 발생하지 않는다. 또한 반대로 결제가 기본적으로 시장 참여자들의 신용관계에 기초를 두고 이루어진다면 유동성비용은 상당히 감소시킬 수 있을 것이다. 하지만 문제는 유동성을 줄이면 결제지연으로 인해 지연비용이 발생할 것이고 신용을 이용해야 함에 따라 신용위험 비용이 증대된다는 데 있다. 이같이 결제시스템과 관련된 세 가지 비용은 서로 역관계를 보이면서 상호연관성을 갖고 있어 세 가지 비용을 최소화하는 방향으로 결제시스템을 운영해 나가야 할 것이다.

그동안 결제지연비용과 유동성비용의 관계에 대해서는 많은 연구가 진행되어 왔다. 이 중 Berger, Hancock, and Marquardt (1996)가 가장 대표적인 연구로서 결제지연비용과 유동성비용의 상쇄관계에 대한

[Figure 3] Cost Structure of Payment and Settlement System



이론적 틀을 제공했다. 이를 바탕으로 Enge and Overli(2006)는 노르웨이의 은행 간 결제시스템에 대한 연구에서 결제지연으로 인한 비용이 유동성비용보다 더 크므로 유동성을 제고하는 방향으로 결제시스템을 운영해야 한다고 지적했다. 또한 Arjani(2006)도 캐나다의 거액결제시스템의 결제지연과 일중 유동성 관계에 대한 연구에서 거액결제시스템의 대기제도를 개선하여 결제지연으로 인해 발생하는 비용을 줄여야 한다고 주장했다.

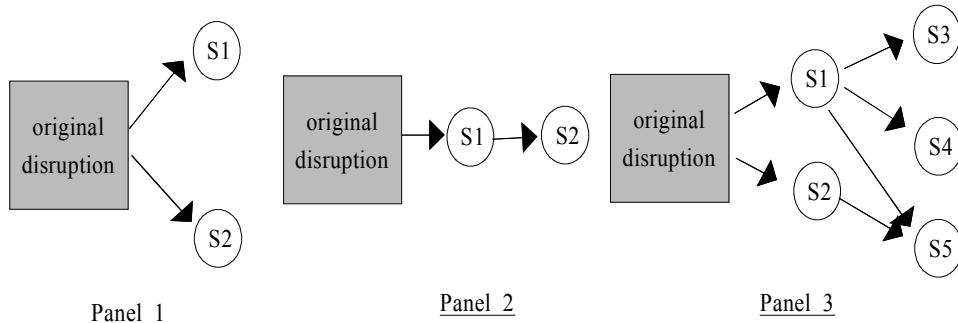
다. 결제불이행의 전이

결제시스템 간 상호의존성의 증대는 한 시스템에서 결제불이행이 발생하는 경우 다양한 경로를 통해 결제불이행을

빠르고 광범위하게 전달시키는 부작용을 낳기도 한다. CPSS는 결제불이행의 전달 경로를 결제시스템의 연결구조에 따라 [Figure 4]와 같이 세 가지 형태로 분류하고 있다.

먼저 패널 1에서와 같이 공통의 서비스 제공자나 참여기관에 대해 여러 시스템이 관련되어 상호의존성이 발생하는 경우 결제불이행은 여러 결제시스템에 동시에 직접적으로 전이된다. 시스템 간 직접 연결에 의해 상호의존성이 발생하는 경우에는 패널 2와 같이 결제불이행이 한 시스템에서 다른 시스템으로 순차적으로 전이된다. 증권거래의 DvP 결제를 위한 중앙예탁기구와 거액결제시스템 간의 연결이 그 예이다. 패널 3은 패널 1과 2가 혼합된 형태로 여러 가지 부차적인

[Figure 4] The Paths of Disruptions



Source: BIS CPSS, "The Independencies of Payment and Settlement Systems," 2008.

추가 파급효과를 발생시키기도 한다. 가장 일반적인 형태는 패널 3으로 대부분의 결제시스템들이 이와 같이 복잡한 형태로 서로 연계되어 있다.

상호의존도는 결제불이행을 광범위하게 전이시킬 수 있다. 특정 금융기관이 운영상 또는 재무적 곤경으로 지급불능 상태가 되면 여러 지급결제시스템은 정상적인 기능을 하지 못할 것이며, 이는 금융시장 전체의 유동성에 문제를 야기 시킬 수 있을 것이다.

결제불이행이 확산되는 속도나 정도는 시스템 간 상호의존도에 의해 결정되기도 한다. 한 시스템의 운영상 장애는 관련된 여러 결제시스템에 즉각적인 영향을 미칠 수 있으며, 유동성 부족이나 지급불능은 시스템 간에 실시간으로 전이가 가능하기 때문이다. 또한 SWIFT 또는 IT 서비스 제공자의 오류로 거액결제시스템의 유동성에 심각한 혼란이 발생한

경우 적지 않은 규모의 부차적인 효과가 발생, 결제불이행의 정도를 확대시킬 수 있다.

이 같은 결제불이행은 금융시장 전반에 걸쳐 대규모로 확산될 수도 있다. 일 반적으로 금융시장은 여러 지급결제시스템과 상호관련성을 가지고 있으며, 이에 따라 시스템 장애는 금융시장의 기능을 약화시킬 수 있다. 즉, 여러 금융기관들이 거액결제시스템과 같은 특정한 시스템에 종속되어 있는 경우 해당 시스템에 문제가 발생하면 금융기관들이 동시에 영향을 받게 될 것이다. 또한 하나의 결제시스템에서 발생한 결제불이행은 시스템 간의 상호의존성으로 인해 여러 금융시장에 영향을 미칠 수 있다.

III. 국내 지급결제시스템의 상호의존성 현황

본 장에서는 국내 지급결제시스템의 상호의존성을 앞에서 분류한 바와 같이 시스템 연계에 의한, 참여기관에 의한, 운영환경에 의한 의존성으로 구분해 각각의 상호의존도 규모, 중대 현황 및 특성 등에 대해 살펴본다.

1. 시스템 연계에 의한 상호의존성 현황

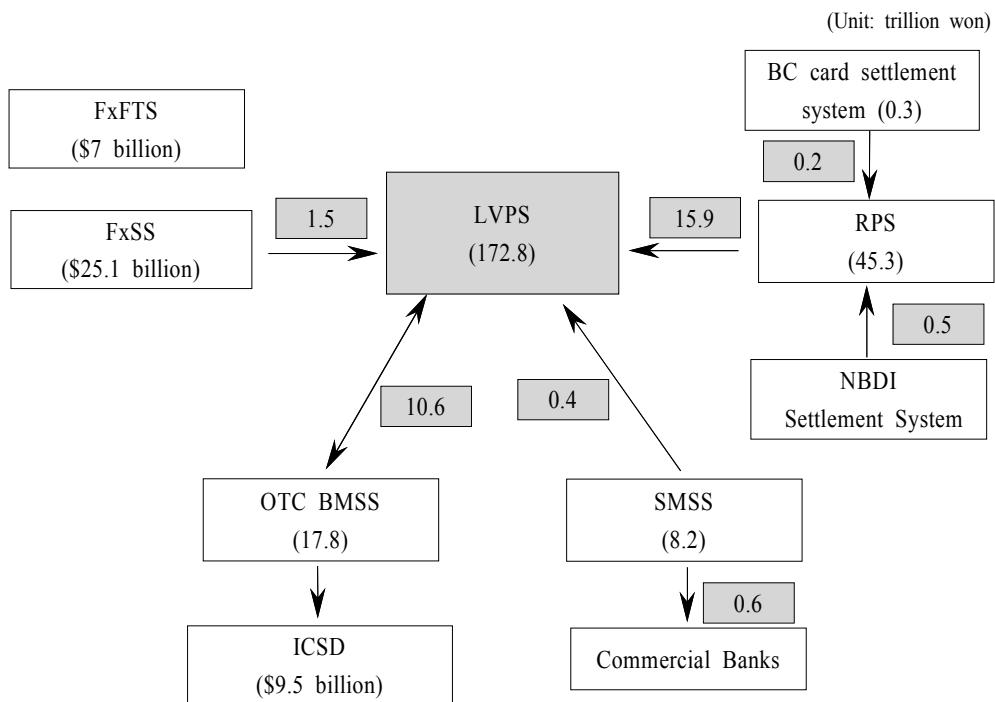
국내 결제시스템 간의 연계에 의한 상호관련성은 [Figure 5]에 도식화되어 있다. 그림에서 보는 바와 같이 한국은행이 운영하고 있는 거액결제시스템(Large Value Payment System: LVPS)은 금융결제원의 소액결제시스템(Retail Payment System: RPS), 한국거래소와 한국예탁결제원의 증권결제시스템(Securities Settlement System: SSS), CLS 은행의 외환동시결제시스템(Foreign Exchange Settlement System: FxSS)과 모두 연결이 되어 있어 국내 결제시스템의 중추적인 역할을 담당하고 있다.²⁾ 즉, 증권거래의 대금결제, 소액결

제시스템의 최종결제, 외환동시결제시스템의 최종결제가 모두 거액결제시스템을 통해 이루어진다. 이에 따라 시스템 간 상호의존성에 있어서도 가장 지대한 영향을 미치는 시스템으로 간주된다. 금융결제원의 소액결제시스템은 BC카드 결제시스템(BC card settlement system)과 서민금융기관 결제시스템(non-bank depository institution settlement system: NBDI)과 연결되어 있으며 한국예탁결제원의 장외증권시스템(Over the Counter Bond Market Settlement System: OTC BMSS)은 국제증권예탁기관(International Central Securities Depository: ICSD)과 연계되어 있다.

결제시스템 간 일평균 결제규모(daily settlement value)의 3년간 변동추이는 <Table 1>에 정리되어 있다. 2008년 기준으로 소액결제와 거액결제시스템 간 결제규모가 일평균 15조 9천억원으로 가장 크고, 이어 장외증권과 거액결제시스템 간의 결제 규모가 10조 6천억원이다. 그 밖에 다른 시스템 간의 결제 규모는 1조원 내외를 기록하고 있다. 결제시스템 간 결제 규모는 꾸준히 증가하고 있는데, 장외증권과 거액결제시스템 간 결제규모는 매년 10%씩 증가하고 있으며, 소액결제와 거액결제시스템 간 결제 규모도 20~30%의 성장세를 지속하고 있다. 특히 외환동시결제와 거액결제시스템 간 결제 규모는

2) 이에 대한 보다 자세한 내용은 한국은행, 『우리나라의 지급결제제도』, 2004 참조.

[Figure 5] Interdependencies of Payment and Settlement Systems in Korea



Note: Daily basis in 2008.

Sources: Bank of Korea; Korea Securities Depository; Korea Exchange.

〈Table 1〉 Recent Trends in Daily Settlement Value between Settlement Systems

(Unit: billion won)

Year	2006	2007	2008
OTC BMSS → LVPS	8,208	8,985	10,610
SMSS → LVPS	466	410	398
RPS → LVPS	10,490	12,489	15,930
FxSS → LVPS	609	793	1,452
SMSS → Commercial Banks	452	619	645

Sources: Bank of Korea; Korea Securities Depository; Korea Exchange.

〈Table 2〉 Recent Trends in Daily Settlement Values of Major Settlement Systems

(Unit: billion won)

Year	2006	2007	2008
LVPS	128,747	149,096	172,798
SSS*	21,650	27,076	25,963
SMSS	8,084	11,737	8,237
OTC BMSS	13,566	15,339	17,726
FxSS	10,516	16,720	25,113
RPS	33,485	39,423	45,307

Note: * daily transaction value*Sources:* Bank of Korea, "Annual Report on Payment and Settlement Systems in 2008," 2009; Korea Securities Depository Statistics, 2009.

2008년 전 세계 금융위기로 인해 전년 대비 100% 증가하는 급성장세를 보였다.

한편, 주요 결제시스템별 지난 3년간 일평균 결제액 규모는 〈Table 2〉에 나타나 있다. 역시 거액결제시스템의 일평균 결제규모가 가장 커 2008년 현재 172.8조 원에 이르고 있다. 즉, 거액결제시스템 내에서 결제가 이루어지는 172.8조원 중 일반자금이체, 증권거래자금, 콜거래자금, 국고자금이체 등 총액결제형태로 결제가 이루어지는 부분이 144.4조원이고, 증권거래의 대금결제, 소액결제시스템의 최종결제, 외환동시결제시스템의 최종결제 등 거액결제시스템을 통해 결제가 이루어지는 부분이 28.4조원이다. 또한 소액결제시스템은 45.3조원, 증권결제시스템은 26조원을 각각 기록하고 있다.

가. 거액결제시스템(LVPS)

거액결제시스템은 증권, 외환, 소액 등 대부분의 다른 결제시스템과 모두 연결되어 있어 그 어떤 결제시스템보다 상호의존도가 높다고 할 수 있다. 즉, 주요 결제시스템의 최종 자금결제가 거액결제시스템을 통해 이루어짐에 따라 각 결제시스템의 위협이 거액결제시스템으로 집중될 가능성이 내포되어 있다. 예를 들어, 거액결제시스템에서 운영상 장애가 발생하거나 참여기관들의 유동성 문제로 결제가 지연되는 경우 거액결제시스템뿐 아니라 연계된 증권, 외환, 소액결제시스템 등 다른 관련 시스템의 최종결제가 정상적으로 실행되지 못할 수 있다.

또한 이와는 반대로 관련 지급결제시스템에서 문제가 발생할 경우 이를 확산

시키는 통로역할을 할 수 있다. 즉, 특정 결제시스템에서 결제불이행이 발생했을 경우 거액결제시스템에서 결제지연이 발생할 수 있고, 이 같은 결제지연은 다른 시스템에도 영향을 미쳐 결제불이행을 확산시킬 수 있는 것이다.

한편, 한국은행은 2009년 5월부터 신한은금융망(BOK-Wire+)이라는 거액결제시스템을 새롭게 도입, 시행하고 있다. 신한은금융망은 기존 한은금융망이 주로 사용하던 실시간총액결제시스템(RTGS)과 차액결제방식 이외에 상계결제방식의 혼합형 결제시스템(hybrid system)을 추가하였다. 혼합형 결제시스템이란 양자간 또는 다자간 자금이체를 함께 묶어 실시간으로 결제하고 실제 자금은 상계차액만 이체하는 방식이다. 이를 통해 금융기관들은 결제유동성 부담을 감소시킬 수 있어 보다 효율적인 결제자금 관리가 가능하게 되었다.

나. 소액결제시스템(RPS)

소액결제시스템은 거액결제시스템과 연계되어 있으며, 하부시스템으로 BC카드 결제시스템과 서민금융기관 지급결제시스템과 연결되어 있다. 타 결제시스템과

비교적 단순하게 연계되어 있어 상호의 존성을 높지 않다. 하지만 은행을 이용하는 개인 및 기업의 자금거래가 모두 결제되고 은행 간 청산규모도 일평균 45조원으로 비교적 크며 거액결제시스템과 연계된 차액결제 규모도 16조원에 이르러 적정한 위험관리의 필요성이 제기된다.

한편, 소액결제시스템은 개인이나 기업 간 거래 등 주로 금융기관의 대고객 거래를 결제하는 시스템으로 건당 거래 금액은 크지 않으나 거래량은 많은 소액 대량 결제시스템이다. 따라서 결제에 필요한 유동성을 줄이고 결제의 효율성을 높이기 위해 다자간 차액결제방식으로 운영되고 있다. 소액결제시스템은 금융결제원(Korea Financial Telecommunications and Clearings Institution: KFTC)에 의해 운영되고 있으며, 어음교환시스템, 은행공동망,³⁾ 지로시스템 등으로 구성된다.

다. 증권결제시스템(SSS)

한국거래소가 운영하고 있는 장내증권 결제시스템(Security Market Settlement System: SMSS)은 대금결제를 위해서 거액결제시스템 및 시중은행과,⁴⁾ 증권결제를 위해서는 한국예탁결제원의 장외증

3) 은행공동망 중 타행환공동망과 전자금융공동망은 중요결제시스템으로, CD, CMS, B2C, B2B, 전자화폐, 직불카드, 지방은행 공동망은 기타지급결제시스템으로 분류된다.

4) 주식 및 일반채권, 소액채권은 신한과 우리은행에서, 국채 및 RP는 한은금융망을 통해 결제된다. 파생상품의 경우 주가지수와 주식 관련 파생상품은 신한과 우리은행에서, 국채 및 기타 파생상품은 국민, 농협, 외환, 부산은행을 통해 결제가 이루어진다.

권결제시스템(OTC BMSS)과 연계되어 있다. 장외증권결제시스템은 대금결제를 위해서 거액결제시스템과 연계되어 있으며, 국내투자자의 외화증권투자 지원을 위해 해외증권을 예탁한 국제중앙예탁기관(ICSD)과 연결되어 있다. 또한 장내결제시스템에서 거래되는 일부 국채 및 주식이 장외결제시스템에서도 거래됨에 따라 장내와 장외 거래시스템은 또 다른 종류의 연결고리를 갖고 있다. 이와 함께 2009년 7월부터는 자본시장법 시행에 따라 증권사별로 순차적으로 소액결제시스템에도 참여하게 되었다.

증권결제시스템은 증권과 대금결제가 동시에 이루어져 결제에 참여하는 기관이 다른 시스템에 비해 많아 시스템 간 상호의존성이 높은 편이다. 즉, 장내시스템의 경우 청산은 한국거래소에서, 증권결제는 한국예탁결제원에서, 대금결제는 신한은금융망이나 시중은행을 통해 이루어지며, 장외시스템의 경우는 청산과 증권결제 모두 한국예탁결제원에서 이행되며, 대금결제는 한은금융망을 통해 이행된다. 파생상품의 경우 청산이나 증권결제 모두 한국거래소에서 이루어지고, 대금결제는 시중은행을 통해 이루어진다. 또한 장외시장의 대금결제는 총액결제로 이루어지는 반면, 장내시장의 대금결제는 주식이나 채권 파생상품 모두 차액결제로 이루어진다.

이같이 증권과 대금의 청산, 증권예탁,

증권결제 및 대금결제 등 여러 결제과정이 복잡하게 얹혀 있고 결제방법도 차액, 총액결제가 혼재되어 있어 운영상 장애가 발생할 경우 다른 시스템에 미치는 영향이 지대할 수 있다. 또한 증권과 대금의 결제 시차가 발생할 수 있어 결제불이행의 발생 가능성도 내재되어 있다고 할 수 있다.

라. 외환동시결제시스템(FxSS) 및 기타 결제시스템

외환동시결제시스템과 연결되어 있는 결제시스템은 거액결제시스템에 한정되어 있다. 이에 따라 결제시스템 간 상호의존성은 낮으나 결제통화를 통해 참여 통화국의 중앙은행과는 비교적 높은 연계성을 보인다. 거액결제시스템과 CLS 은행은 SWIFT를 통해 정보를 교환한다. 결제는 통화 간 동시결제(PvP)로 이루어지며, 거액결제시스템의 결제규모는 2008년 기준 1조 5천억원으로 이전 연도에 비해 큰 폭으로 증가했다.

외화자금이체시스템은 연계되어 있는 지급결제시스템이 없어 다른 시스템에 미치는 영향이 없는 것으로 알려지고 있으며, 서민금융기관 결제시스템이나 BC 카드 결제시스템도 소액결제시스템에만 연계되어 다른 결제시스템에 미치는 영향이 지극히 제한적인 것으로 파악되고 있다. 서민금융기관 및 BC카드의 소액결

제시스템 연계 결제 규모는 각각 5천억 원과 2천억원이다.⁵⁾

2. 참여기관에 의한 상호 의존성 현황

금융기관들이 여러 지급결제시스템을 이용하게 되면 금융기관을 통해 지급결제시스템 간의 상호의존성이 발생하게 된다. 더구나 결제시스템 환경이 더욱 복잡해지면서 금융기관들이 여러 지급결제시스템에 동시에 참여하게 됨에 따라 이 같은 참여기관에 의한 상호의존성은 증대되고 있다.

참여기관별로 보면 은행의 경우는 거액결제시스템이나 소액결제시스템, 장내·장외 증권결제시스템 등 거의 대부분의 결제시스템에 참여하고 있으며 증권사는 거액, 장내·장외 증권, 그리고 외화자금 이체시스템에 참여하고 있다. 특히 증권사의 경우 최근 소액결제시스템 참여도 가능해짐에 따라 참여범위가 확대되고 있다. 보험사의 경우는 거액과 장외증권 결제시스템에 각각 참여하고 있다. 외국은행의 경우 BC카드와 서민금융결제시스템을 제외하고는 국내은행과 동일한 형태로 각종 지급결제시스템에 참여하고 있으며, 자산운용사의 경우는 규모가 큰

몇 개 회사만이 거액결제시스템에 참여⁶⁾하고 있을 뿐 대부분의 경우 수탁은행을 통한 위탁관리를 하고 있는 실정이다.

금융기관별 일평균 결제 규모는 <Table 3>에 요약되어 있다. 국내은행은 참여기관으로서뿐 아니라 지급결제시스템 운영자, 유동성 공급업자, 그리고 결제기관 등 다양한 역할로 대부분의 지급결제시스템에 참여하고 있다. 우선 시스템의 참여기관으로서 국내은행은 거액결제시스템의 최대 규모의 참여자 역할을 하고 있으며, 총액결제 기준 전체 결제 규모의 60.9%를 차지하고 있다. 또한 소액결제시스템의 경우는 15조 8천억원으로 전체 소액결제규모의 거의 대부분인 98.8%를 차지하고 있다. 증권거래시스템과 관련해서는 한국예탁결제원에 예탁한 주식 수 및 채권 잔액의 2.5%와 30.2%를 차지하고 있으며, 4조 2천억원의 증권·대금 동시결제로 DvP 결제의 40.4%를 점유하고 있다. 이 밖에 국내은행은 외환결제, BC카드 결제, 서민금융기관 결제 규모의 거의 100%를 차지, 명실상부한 핵심 참여기관의 역할을 하고 있다.

증권사는 장내·장외 증권결제시스템의 핵심적인 역할을 수행하는데, 장내결제시스템의 경우 한국거래소의 청산에 의한 결제대금 및 결제증권의 납입업무를

5) 자료 미비로 서민금융기관은 2006년 일평균, BC카드는 2008년 7월의 평균 수치임.

6) 시뮬레이션을 실행하기 위한 본 연구의 자료에 따르면, 5개사만이 거액결제시스템에 참여하고 있는 것으로 밝혀졌다.

〈Table 3〉 Daily Settlement Values of Financial Institutions

(Unit: billion won, million shares)

		Domestic Banks ¹⁾	Foreign Banks	Security Companies	Insurance Companies	Others	Total
Large Value Settlement ²⁾	Value	89,821	24,218	22,335	116	11,087	147,577
	ratio	60.9	16.4	15.1	0.1	7.5	100
Security Transaction (Stock) ³⁾	shares	1,307	5,002 ⁵⁾	40,458	744	3,860	51,371
	ratio	2.5	9.7	78.8	1.5	7.5	100
Security Transaction (Bond) ⁴⁾	Value	277,406	110,612 ⁵⁾	140,822	105,371	282,992	917,203
	ratio	30.2	12.0	15.3	11.5	30.8	100
Security Settlement by DVP	Value	4,194	1,139	4,229	0	829	10,391
	ratio	40.4	11.0	40.7	0	8.0	100.0

Notes: 1) Domestic banks including commercial bank, special bank, and local bank.

2) Gross settlement basis.

3) Custody stock volume of participants group by KSD as of December 2008.

4) Custody bond volume of participants group by KSD as of December 2008.

5) Foreign companies including foreign banks and foreign security companies.

Sources: Bank of Korea; Korea Securities Depository(KSD).

수행하고 있으며, 장외결제시스템에서는 보유자금과 채권을 가지고 투자자와 직접 거래를 하는 채권운용과 채권 매매거래 중개업무를 통해 수수료를 받는 채권 영업업무도 수행하고 있다. 이 같은 증권사의 증권결제시스템에 대한 주도적인 참여로 한국예탁결제원에 예탁한 증권사의 주식 수 및 채권 잔액은 2008년 기준 각각 전체의 78.8%와 15.3%를 차지하고 있다. 거액결제시스템에서 증권사의 결제 규모는 매년 꾸준히 증가하여 2008년 기준으로 22조원을 기록했다.

이 밖에 보험사는 투자자산의 많은 부분을 유가증권과 대출채권으로 운용하면서 증권결제시스템과 거액결제시스템에 참여하고 있다. 하지만 거액결제시스템의 경우 보험사의 결제 규모는 1,200억원으로 전체의 0.1%를 기록, 시스템에 미치는 영향은 상대적으로 작다. 또한 한국예탁결제원에 예탁한 주식 수도 1% 내외여서 보험사로 인한 다른 결제시스템 간 상호의존성의 발생은 미미한 수준이다.

<Table 4> Operational Networks of Payment and Settlement Systems

Payment and Settlement System	Operator	Operational network (name)	Controller
LVPS	Bank of Korea	BOK-Wire+	Bank of Korea
RPS	KFTC	Check Clearing System	KFTC
		GIRO system	
		Interbank Shared Network	
SMSS	Korea Exchange	Stock system	KOSCOM
		Bond system	
		Kosdaq system	
OTC BMSS	KSD	SAFE	KSD
FxSS	CLS bank	SWIFT	CLS bank
BC card settlement system	BC card	BC card settlement system	BC card
NBDI settlement system	Nonghyup, Suhyup, Credit Unitons, Mutual saving banks, KFCC	Non-Bank Depository Institution settlement system	Nonghyup, Suhyup, Credit Unitons, Mutual saving banks, KFCC

3. 결제 인프라에 의한 상호의존성 현황

국내 지급결제시스템들은 각 시스템별로 단일 운영자가 운영을 맡고 있으며, 각 시스템별로 별도의 자체 망을 구축하고 있어 결제 인프라로 인한 상호의존성은 높지 않은 상황이다. 거액결제시스템의 경우 여러 지급결제시스템들이 거액결제시스템과 연계되어 있으나 시스템별로 각각 운영되고 있으며, IT업체 등 주

요 제3자 서비스 제공자의 서비스가 공유되고 있지 않아 이들의 영향도 거의 없는 실정이다. 소액결제시스템은 금융결제원(KFTC)에 의해 운영되고 있으며, 장내증권거래시스템은 한국거래소가, 장외증권거래시스템은 한국예탁원이 운영하고 있다.

<Table 4>는 시스템별 운영망 현황을 정리한 것이다.

IV. 자료 및 방법론

I. 자료

본 논문은 현행 결제시스템의 중추적인 역할을 하고 있는 거액결제시스템에 참여하고 있는 금융기관을 대상으로 거액결제시스템을 통한 참여 금융기관 사이의 실제 지급결제 흐름을 대상으로 한다. 즉, 총액결제형태로 결제가 이루어지는 일반자금이체, 증권거래자금, 콜거래시스템, 국고자금이체뿐 아니라 거액결제시스템에서 최종결제가 이루어지는 소액결제시스템과의 차액결제자금, 증권결제시스템과의 DvP 결제자금, 외환결제시스템과의 PvP 결제자금 등 거액결제시스템을 이용하여 결제되는 모든 자금거래를 포함한다.⁷⁾

일별 자료는 2008년 9월 중 5영업일(8, 17, 19, 22, 26일)을 대상으로 한다. 지준마감일과 국채 또는 RP 발행일, 월말의 경우 비정상적인 거래형태를 보일 수 있으므로 해당 일자를 제외하고 임의로 일

자를 지정했고 해당 일자에 거액결제시스템을 이용한 모든 지급지시내역을 포함한다.⁸⁾ 단, 자금조정예금, 본지점환, 기타 금융기관⁹⁾간 지급지시금액은 제외한다.

관련 금융기관은 총 128개사로 국내은행 18개, 보험사 10개, 외국은행 지점 39개, 자금중개사 2개, 자산운용사 5개, 종금사 2개, 증권사 52개 등이다. 자금의 구분은 일반자금이체, 증권거래자금, 콜거래자금, DvP 거래자금, PvP 거래자금, 차액결제자금과 기타¹⁰⁾로 분류한다.

참여 금융기관들은 실제와 동일하게 매일 영업 개시시점의 한국은행 당좌계좌 잔액, 일중당좌대출 이용한도와 다른 참여기관으로부터 수취하는 금액 등을 지급지시를 수행하기 위해 사용 가능한 유동성으로 활용할 수 있다고 가정한다. 각 자료는 한국은행으로부터 제공받았으며, 일자별 결제건수(settlement volume), 지급지시금액(payment instruction value), 당좌계정 잔액(balance of current account), 일중당좌대출한도(intraday overdraft credit) 등은 <Table 5>에 정리되어 있다. <Table 5>에 따르면, 일중 결제건수는 일평균 15,397 건이고, 지급지시금액은 약 210조원에

7) 단, 거액결제시스템에서 최종결제가 이루어지지 않는 장내증권결제시스템과 시중은행 간, 장외증권결제시스템과 외국보관기관 간, 소액결제시스템과 서민금융기관, BC카드 결제시스템 간 자금거래를 제외한다.

8) 지급지시는 오전 9시부터 오후 5시 30분까지 이루어진다.

9) 한국은행, 한국거래소, 한국예탁결제원, 한국증권금융, 한국예금보험공사, CLS, 신협중앙회, 상호저축은행 중앙회, 새마을금고 연합회, 우체국, KFTC 등 11개사로서 대부분 결제시스템 운영자에 해당한다.

10) 국고자금이체, 국고채 거래 등.

<Table 5> Summary Statistics of the Data for the Five Sample Dates

(Unit: billion won, number)

Date	Settlement Volume	Payment Instruction Value	Balance of Current Account	Intraday overdraft credit
9. 8	16,484	242,656	22,386	9,283
9. 17	15,463	201,660	23,193	9,283
9. 19	15,020	195,185	25,018	9,284
9. 22	14,636	193,909	25,166	9,288
9. 26	15,381	217,318	22,691	9,289
average	15,397	210,146	23,691	9,285

이르고 있다. 금융기관들이 사용할 수 있는 한국은행 당좌계정 잔액은 일평균 24조원이며, 일중당좌대출한도는 9조원을 기록해 유동성 공급원으로 사용할 수 있는 금액은 약 33조원에 이르는 것으로 나타났다.

한편, 금융기관-자금이체(fund transfer) 종류별로 좀 더 자세히 분석한 일평균 지급지시금액과 결제건수는 <Table 6>에 요약되어 있다. 기타 금융기관으로 분류되는 결제시스템 운영자의 경우 지급불능이 발생할 수 없으므로 이들 기타 금융기관들의 지급지시금액과 결제건수는 제외된다.

<Table 6>에 따르면, 금융기관-자금이체 종류별 일평균 지급지시금액은 176조원, 결제건수는 9,625건에 이른다. 금융기관별로 살펴보면, 국내은행의 지급지시규모가 116조원으로 전체의 66%를 차지하고 있으며, 외은지점이 30조원, 증권

사가 27조원에 이르고 있다. 결제건수도 국내은행이 5,339건으로 가장 많고, 증권사가 2,771건, 외은지점이 1,440건을 기록했다. 자금이체 종류별로 살펴보면, 일반자금이체(general fund transfer)가 101조원으로 가장 크고, 콜거래자금이 29조원, 증권거래자금이 20조원을 기록했다. 반면, 결제건수는 DvP 시스템이 4,179건으로 일반자금이체 3,651건보다 더 많았다. 이 같은 결과를 종합해 볼 때 증권사와 증권결제시스템의 경우 상대적으로 소액 다량 결제가 이루어지는 것으로 해석할 수 있다.

2. 방법론

본 논문에서는 시뮬레이션 기법을 이용하여 어느 한 금융기관이 결제를 이행하지 못할 경우 관련 지급결제시스템에 참여하고 있는 금융기관들의 추가적인

〈Table 6〉 Payment Instruction Values and Settlement Volumes of Financial Institutions Classified by Fund Transfer Systems

Panel A: Payment Instruction Values

(Unit: billion)

Fund transfer system	Domestic banks	Insurance	Foreign banks	Fund intermediation	Asset management	Merchant bank	Securities	Total
General	60,206	106	22,622	2	193	393	17,503	101,027
Security transaction	15,093	39	564	8	544	29	4,041	20,323
Call	23,824	0	5,052	0	0	0.4	326	29,204
DVP	5,568	83	1,179	23	0	22	4,275	11,154
PVP	860	0	155	0	0	0	0	1,016
Net settlement	8,715	0	80	0	0	0	0	8,795
Others*	1,582	0	755	0	1,022	0	83	4,195
Total	115,852	229	30,410	34	1,761	447	26,981	175,717

Note: Treasury fund transfer, Treasury bond transaction etc.

Panel B: Settlement Volumes

(Unit: number)

Fund transfer system	Domestic banks	Insurance	Foreign banks	Fund intermediation	Asset management	Merchant bank	Securities	Total
General	2,094	6.4	970	0.2	2.6	29.6	547	3,651
Security transaction	402	4.8	92	0.6	1.2	2.2	217	720
Call	573	0	114	0	0	0.2	7	694
DVP	1,952	10.8	237	3.8	0	10.2	1,966	4,179
PVP	5	0	4	0	0	0	0	9
Net settlement	205	0	6	0	0	0	0	211
Others*	108	0	17	0	3	0	33	162
Total	5,339	21.8	1440	4.6	6.8	42.2	2,771	9,625

Note: Treasury fund transfer, Treasury bond transaction etc.

결제불이행 규모를 파악, 결제시스템 간 상호의존도를 분석한다. 일중 지급지시액 규모가 가장 큰 금융기관이 특정 시점에 결제를 하지 못했다고 가정하고 이에 따른 연관된 지급결제시스템별, 금융기관 종류별 잠재적인 파급효과를 분석해 시스템 간 상호의존도를 계량화한다. 즉, 거래규모가 가장 큰 금융기관이 특정 시간 이후 지급지시를 수행하지 못하는 경우 자금이체를 받기로 한 금융기관들은 유동성에 문제가 발생한다. 이 금융기관들은 다른 금융기관에서 받는 자금과 당좌계정에 있는 자금 그리고 당좌대출을 통해 유동성 문제를 해결해 나가지만 시간이 지날수록 상황은 어려워진다. 마침내 보유하고 있던 자금이 고갈되면 그 금융기관도 지급불능 상태에 도달하게 되는 것이다. 다시 말해 도미노 현상과 같이 1차 지급불능 이후 2차, 3차로 추가적인 결제불이행이 발생, 결제시장 전체에 영향을 미치게 되는 것이다.

이 같은 지급불능의 파급효과를 측정하기 위해 가장 많이 사용되는 시뮬레이터가 BOF-PSS2이며, 본 논문에서도 이 시뮬레이터를 사용한다.

BOF-PSS2는 핀란드 중앙은행이 개발한 시뮬레이터로 지급결제시스템에 대한 다양한 분석도구로 활용된다. 실시간총액결제시스템(RTGS), 연속차액결제시스템(CNS), 이연차액결제시스템(DNS)의 가능유동성, 최대유동성, 대기지급, 상호결

제의 양자간 상계 등의 측정을 가능하게 하고 시스템 간 신용위험, 결제속도, 결제교착, 결제유효성 등에 대한 문제 해결에도 사용된다. 이 시뮬레이션은 주어진 지급 흐름이 현재 존재하는 또는 고려하는 지급결제시스템의 모델하에서 이루어 진다는 것을 기본원칙으로 하고 있다. 따라서 본 시뮬레이터는 시스템이나 참여자, 결제규칙 등 구체적으로 명시된 지급 시스템 환경하에서의 결제과정을 모형화하고 그 환경하에서 정의된 규칙에 따라 결정되는 여러 가지 계량화된 양적 결과들을 산출물로 제시한다. 즉, 이 시뮬레이터는 확정적 계량최적화모델을 제시하는 것이 아니고 확정적 모형으로 산출하기에 너무 복잡한 분석시스템에 대한 경험적 도구 역할을 하는 것이다. PSS2 시뮬레이터는 본 논문과 관련, 금융기관 간 실제 자금이체 자료와 당좌예금 잔액, 당좌대출한도를 근거로 금융기관의 지급불능 발생시점을 파악하게 하고 결제불이행 규모를 산출할 수 있게 한다. 일중 자금이체은행 간 지급결제 불이행 규모를 계산한 Ledrut(2007)와 Heijmans(2009)뿐 아니라 거액결제시스템 내에서 대형 기관의 지급불능이 결제시스템 내에 미치는 영향을 분석한 McVanel(2005)과 Ball and Walter(2007)도 이 시뮬레이터를 이용하여 결제불이행의 파급효과를 산출한 바 있다. 본 연구에서는 이 시뮬레이터를 보다 효과적으로 활용하기 위해 결제불

이행 발생 금융기관, 지급불능 발생시점, 지급불능 인지시점, 금융기관의 유동성 공급 이용 범위 등 네 가지의 서로 다른 변수의 조합을 만들어 구체적인 파급효과를 계산한다.

일단 결제불이행 발생 금융기관은 일 중 지급지시 규모가 가장 큰 금융기관을 대상으로 한다. 아무래도 지급지시 규모가 가장 큰 금융기관이 결제를 이행하지 못할 경우 파급효과가 가장 확실하게 나타날 것이기 때문이다. 이와 함께 증권사 가운데 지급지시 규모가 가장 큰 증권사가 지급불능 사태를 맞을 경우의 파급효과도 조사한다. 증권사의 결제건수가 국내은행 다음으로 많고 증권대금 및 DvP 결제 등 여러 시스템에 연계되어 있으며 증권사 숫자도 금융기관 종류별로 볼 때 가장 많아 파급효과가 클 것으로 예상되기 때문이다.

결제불이행 파급효과의 시간적 차이를 검증하기 위해 지급불능 발생시점은 오전 10시와 오후 2시, 두 가지로 나누어 살펴본다. 물론 오전에 발생하는 경우가 오후에 발생하는 경우보다 파급효과가 훨씬 더 크겠지만 그 정도의 차이를 알아보기 위해 두 시간대를 설정한다. 시간을 오전 10시와 오후 2시로 정한 것은 금융시장이 개장되어 실질적으로 거래규모가 증가하기 시작하는 시점이 오전 10시이므로 타 금융기관으로의 파급효과가 보다 크게 나타날 것이며, 또한 오후 시간

의 경우 2시로 선정한 것도 그와 같은 맥락에서이다.

또한 시장 참여자들의 반응속도에 따른 행동양태를 살펴보기 위해 다른 금융기관의 지급불능 인지시점을 차등화하여 살펴본다. Bedford, Millard, and Yang (2005)은 영국의 경우 시장 참여자들이 특정 금융기관의 결제불이행 사실에 대해 10분 내에 반응한다는 연구 결과를 발표한 바 있으며, Amanuel and Conover (2005)는 결제불이행 발생과 시장 참여자들의 반응 정도에 대한 조사를 실시, 미국의 경우 Fedwire에 참여하는 기관의 27%가 거래상대방이 지급불능인 것을 인지한 경우 지급이체를 보류한다고 밝혔다. 본 연구에서는 결제불이행 사실을 즉시 인지하는 경우, 2시간 후 인지하는 경우, 그리고 마감 시까지 인지하지 못하는 경우 등 세 가지로 구분하여 살펴본다. 이는 지급불이행 정보의 공유가 결제불이행 파급효과에 미치는 영향을 분석하기 위한 것으로 참여기관이 결제불이행 사실을 인지하는 경우에는 최초 결제불이행 기관에 지급이체를 하지 않고, 인지하지 못하는 경우에는 이체를 실행하는 것으로 가정한다. 즉, 거래상대방의 결제불이행 사실을 인지한 경우 보유한 유동성의 범위에 따라 지급이체 여부를 결정하는 것이 아니고 전액 이체를 하지 않는 것으로 가정한다.

결제불이행의 지속기간과 관련해서는

익일로 연장되지 않고 당일에 한해서 발생하는 것으로 가정한다. 따라서 신용공여는 존재하지 않는다고 본다. 금융기관들의 결제불이행에 대한 ‘인지’는 기관에 따라 시점이 다를 수 있고 어떤 사항을 인지로 볼 것인가에 대한 기준도 모호할 수 있다. 본 연구에서는 모든 금융기관이 동일한 시각에 동시에 결제불이행 사실을 인지한다고 가정하며 인지의 방법도 공시나 뉴스, 소문 등에 관계없이 결제불이행 사실을 아는 것 자체를 인지한 것으로 본다.

금융기관의 유동성 이용 범위는 참여 금융기관이 당일 영업을 시작하는 시점에 보유하는 한국은행 당좌계정 잔액과 한은과 사전협의한 일중당좌대출 이용한도 및 여타 참여기관으로부터 수취한 금액을 기준으로 한다. 이와 함께 각 금융기관이 보유하고 있는 현금 및 예금도 사용할 수 있다는 가정하에 가용유동성 범위를 확장시킨 추가 분석도 실시한다.

시뮬레이션 모형을 적용하기 위해서는 실제로 거액결제시스템에서 사용되고 있는 여러 가지 제도들, 예를 들어 우회선입선출(by-pass FIFO)에 의한 대기제도 및 금융기관들의 담보 규모에 따라 추가적으로 유동성을 공급받을 수 있는 일중당좌대출제도가 활용되는 것으로 간주한다.

V. 분석 결과

I. 결제불이행 발생시점 및 인지시점에 따른 파급효과

일중 지급지시 규모가 가장 큰 금융기관이 결제를 하지 못하고 금융기관들은 당좌계정 잔액, 일중당좌대출, 타 기관 수취액을 가용유동성으로 사용하는 경우의 시뮬레이션 결과, 일평균 최대 13조 6천억원, 최소 2조 6천억원의 추가적인 결제불이행이 발생하는 것으로 나타났다.

즉, 결제불이행 발생시점을 오전 10시와 오후 2시로 나누고 결제불이행 인지 시점을 즉시, 2시간 후, 마감 시까지 미인지 등 세 가지로 분류, 총 6가지의 시나리오를 분석한 결과, 오전 10시에 최초 불이행이 발생하고 다른 참여기관들이 이 같은 사실을 마감 시까지 인지하지 못한 경우 13조 6천억원의 지급불이행이 발생하였다. 이는 기타 금융기관의 지급지시금액을 제외한 일평균 결제금액의 7.8%를 차지하는 심각한 수준이다. 더구나 지급지시 규모가 가장 큰 금융기관의 오전 10시 이후 일평균 지급지시금액인 25조 5천억원을 추가하면 시장 전체적으로 볼 때 결제불이행 금액은 39조 1천억 원으로 일평균 결제금액의 무려 22.3%에

〈Table 7〉 A Virtual Disruption's Secondary Round Effects Classified by Occurrence Time and Perception Point

(Unit: billion won, number)

Disruption perception point	Disruption occurrence time			
	after 10 : 00		after 14 : 00	
	Financial institutions	Value	Financial institutions	Value
No perception	46	13,605	38	9,218
after 2 hours	23	5,057	19	3,329
Instant perception	22	4,781	16	2,647

해당하는 상당히 큰 규모이다.

반면, 오후 2시에 최초 불이행이 발생하고 다른 시장참여자들이 이를 즉시 인지한 경우에는 6가지 시나리오 중 가장 적은 2조 6천억원의 추가 결제불이행이 발생한 것으로 조사되었다. 오전 10시에 결제불이행이 발생한 경우에는 총 46개 기관이, 오후 2시에 발생한 경우에는 16개 기관이 결제불이행이 관련된 것으로 나타났다.

결제불이행 발생시점(disruption occurrence time)과 결제불이행 인지시점(perception point)별 관련 기관 수와 지급지시 규모를 나타낸 〈Table 7〉에 따르면, 결제불이행 발생시점과 인지시점은 모두 추가적인 결제불이행 규모에 영향을 미치지만 발생시점보다는 인지시점에 따른 차이가 더 큰 것으로 드러났다. 즉, 결제불이행 발생시점에 따른 차이는 금액 면에서 최대 4조 4천억원, 기관 수에서는 최대 8개에 그친 반면 인지시점별로는 즉시 인지

와 미인지의 경우 불이행 발생시점이 오전 10시일 때 8조 8천억원과 24개 기관, 오후 2시일 때는 6조 6천억원과 22개 기관으로 상당히 큰 폭의 차이를 나타냈다. 이는 한은금융망의 지급이 주로 오후시간, 특히 마감시간대에 집중적으로 이루어져 오전 10시와 오후 2시의 차이가 크지 않은 것으로 분석된다. 이에 따라 결제위험을 줄이기 위해서는 무엇보다도 신속한 정보전달이 선행되어야 할 것으로 보인다.

또한 인지시점에 대한 분석에서도 인지 여부가 인지시점보다 추가 결제불이행에 더 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다. 〈Table 7〉에서 보는 바와 같이 결제불이행이 오후 2시에 발생했을 때 즉시 인지한 경우와 2시간 후에 인지한 경우에는 기관 수나 금액 면에서 커다란 차이를 보이지 않았지만 오후 5시 30분까지 인지하지 못하는 경우에는 관련 기관 수나 결제불이행 금액이 큰 폭으로 증가하

였다.

한편, 지급지시액 규모가 가장 큰 금융기관의 일중, 오전 10시 이후 또는 오후 2시 이후 지급지시 금액과 건수는 각각 일평균 743건의 26조원, 733건의 25조 5천억원, 518건의 18조 2천억원으로 집계됐다.

2. 금융기관 업종별 파급효과

결제불이행에 따른 금융기관 업종별 파급효과를 분석한 결과는 특이하게 증권사들이 가장 큰 영향을 받은 것으로 드러났다. 결제불이행 발생시점과 인지시점에 따른 4가지의 모든 시나리오에서 증권사의 결제불이행 금액이 가장 커고 관련 기관 수도 가장 많았다.¹¹⁾

결제불이행 발생시점과 인지 여부에 따른 금융기관 종류별 결제불이행 금액과 결제건수를 나타낸 <Table 8>에 따르면, 증권사의 경우 추가로 발생하는 결제불이행 금액은 인지시점과 인지 여부에 따라 전체 금액 대비 35~55%를 기록했고 기관 수도 전체 기관의 60%대를 차지, 은행이나 외국은행 지점보다 더 많은 영향을 받는 것으로 드러났다. 또한 결제불이행 건수도 오전 10시 미인치의 경우 52건 등 다른 금융기관에 비해 압도적으로 많았다. 이는 금융기관별로 일평균 지급지시 규모를 살펴본 <Table 6>과 비교해

볼 때 이례적인 것으로 국내은행의 일평균 지급지시 규모는 증권사에 비해 4배가 많음에도 불구하고 결제불이행 금액은 증권사가 국내은행에 비해 2~5배 많은 것으로 조사됐다. 또 일평균 지급지시 건수도 국내은행이 증권사에 비해 2배 많음에도 불구하고 결제불이행 건수는 증권사가 국내은행보다 훨씬 많았다. 예를 들어, 결제불이행이 오전 10시에 발생하고 마감 시까지 인지하지 못한 경우 증권사의 추가지급불이행 규모는 6조 2천억원으로 은행의 3조 1천억원보다 훨씬 많고, 이는 증권사 일평균 결제금액 27조 원의 무려 23%에 해당하는 금액이다. 증권사가 가장 큰 영향을 받은 이유는 증권사의 경우 중앙은행에 지준 예치 의무가 없으므로 당좌계정에 결제용 자금이 거의 없어 타 금융기관의 지급불능 시 유동성공급이 취약하기 때문인 것으로 분석된다. 또한 대부분의 결제지시가 마감시간에 몰리는데, 증권사의 경우 거액결제시스템과 증권결제시스템에 동시에 참여하고 있고 또 증권사 간의 거래가 많아 일차적으로 감염된 증권사가 다른 증권사로 전이시키는 경우가 많은 것도 한 이유로 지적된다.

한편, 증권사에 이어 외국은행 지점, 국내은행 순으로 결제불이행의 영향을 받은 것으로 밝혀졌다. 특히 오전 10시에

11) 결제불이행 발생시점 2시간 후의 인지 결과는 즉시 인지의 결과와 유사하게 나타나므로 이후 분석에서는 이를 생략하기로 한다.

<Table 8> The Size of Secondary Round Effects on Financial Institutions

(Unit: billion won, number)

Disruption		Domestic banks		Insurance		Foreign banks		Asset management		Merchant banks		Securities		Total	
OCT ¹⁾	PCP ²⁾	V ⁵⁾	N ⁶⁾	V	N	V	N	V	N	V	N	V	N	V	N
after 10:00	NP ³⁾	3,149	20	19	2	2,641	25.2	1,514	1.6	33	1.4	6,248	52	13,605	102.2
	IP ⁴⁾	361	1	19	2	1,638	13	1,002	0.2	8	0.4	1,753	19.6	4,781	36.2
after 14:00	NP	1,540	8.4	19	2	2,157	14.8	379	1.2	17	0.8	5,106	43.6	9,218	70.8
	IP	224	0.2	19	2	1,354	5.4	0	0	0	0	1,050	15.4	2,547	23

Notes: 1) Occurrence Time. 2) Perception Point. 3) No Perception. 4) Instant Perception. 5) Volume. 6) Number.

결제불이행이 발생하고 마감 시까지 이를 인지하지 못한 경우를 제외한 대부분의 결제발생시점과 인지시점에서 외국은행 지점이 국내은행보다 추가적인 결제 불이행 금액 규모가 더 큰 것으로 조사됐다. 또한 자산운용사는 오전 10시 결제불이행이 발생하고 이를 즉시 인지한 경우가 다른 시나리오에 비해 상대적으로 추가적인 결제불이행 금액이 큰 것으로 나타났다. 이 밖에 보험사나 종금사의 경우는 결제불이행에 따른 추가적인 영향이 별로 없는 것으로 밝혀졌다.

3. 자금이체시스템별 파급효과

한은금융망 내의 자금이체시스템별 파급효과는 역시 한은금융망 내에서 가장 큰 결제 규모를 보이고 있는 일반자금이체 부문에서 가장 두드러지게 나타났다. 일반자금이체 부문의 추가적인 결제불이

행 규모는 전체의 74~95%를 차지했고 결제불이행 거래건수도 다른 결제시스템에 비해 월등히 많았다. <Table 6>에 나타나 있는 자금이체시스템별 전체 지급지시 규모에 비해서도 일반자금이체 부문의 비율은 다른 자금이체시스템에 비해 상대적으로 높았다. 특히 오전에 결제불이행이 발생한 경우가 오후에 발생한 경우에 비해 일반자금이체가 차지하는 비율이 더 높게 나타났다.

자금이체시스템별 파급효과를 보여주고 있는 <Table 9>에 따르면, 일반자금이체에 이어 증권거래자금과 DvP 거래시스템, 콜거래시스템에서 결제불이행 파급효과가 발생하였으나 일반자금이체에 비하면 규모는 상당히 적은 편이다. 한 가지 특이한 사항은 지급불능이 발생하고 마감 시까지 인지하지 못한 경우에는 추가결제불이행 규모가 증권거래자금, 콜거래자금, DvP시스템 순서라는 사실이다.¹²⁾

〈Table 9〉 The Size of Secondary Round Effects on Fund Transfer Systems

(Unit: billion won, number)

Disruption		General		Security transaction		Call		DVP		Others*		Total	
OCT ¹⁾	PCP ²⁾	V ⁵⁾	N ⁶⁾	V	N	V	N	V	N	V	N	V	N
after 10:00	NP ³⁾	10,214	78.8	1,277	6.2	990	9.8	124	7.2	1,002	0.2	13,605	102.2
	IP ⁴⁾	3,550	27	72	2.2	74	1.6	84	5.2	1,002	0.2	4,781	36.2
after 14:00	NP	8,092	56.4	631	4.4	412	4.8	83	5.2	0	0	9,218	70.8
	IP	2,515	16.4	66	2	18	0.8	49	3.8	0	0	2,647	23

Note: Treasury fund transfer, Treasury bond transaction etc.

1) Occurrence Time. 2) Perception Point. 3) No Perception. 4) Instant Perception. 5) Volume. 6) Number.

또한 기타의 경우 전체 지급지시 규모를 감안했을 때 다른 결제시스템보다 결제 불이행 규모가 큰 것으로 나타났다. 그 밖에 PvP시스템이나 소액결제시스템과 관련된 결제불이행의 추가적인 파급효과는 존재하지 않는 것으로 나타났다. 이 같은 현상은 이들 기타 지급시스템의 차액결제시점이 주로 오전 11시 30분이어서¹³⁾ 결제불이행으로 인한 유동성 부족에 따른 파급효과가 비교적 적기 때문인 것으로 풀이된다.

4. 가용유동성 확대 시 파급효과

금융기관의 결제 가능한 유동성의 범위를 금융기관이 보유하고 있는 현금 및 예금까지 확대하는 경우 추가적인 결제 불이행 규모는 4가지 시나리오에서 일평균 2천억~2조 3천억원 수준으로 크게 감소한 것으로 나타났다.

유동성 범위 확대에 따른 금융기관별, 지급시스템별 결제불이행 규모를 나타낸 <Table 10>에 따르면, 국내은행의 경우 추가적인 지급불이행이 발생하지 않았고

12) 이 같은 현상이 발생하는 이유도 금융기관 업종별 파급효과와 유사하게 증권거래자금의 경우 대부분의 결제지시가 마감시간에 몰리기 때문인 것으로 추론된다. 10시 이후 즉시 인지의 경우 결제불이행 규모의 순서가 역순이지만 그 차이가 크지 않고 14시 이후 즉시 인지의 경우는 미인지와 마찬가지로 증권거래자금의 결제불이행 규모가 가장 큰 것으로 나타나 미인지와 즉시 인지의 차이는 유의하지 않은 것으로 판단된다.

13) 2009년 4월부터 은행들의 영업시간이 종전보다 30분 앞당겨짐에 따라 차액결제도 오전 11시와 오후 2시로 30분씩 앞당겨 실시.

〈Table 10〉 The Size of Secondary Round Effects on Financial Institutions and Fund Transfer Systems after the Expansion of Liquidity

Panel A: Financial Institutions

(Unit: billion won, number)

Disruption		Foreign banks		Asset management		Merchant banks		Securities companies		Total	
OCT ¹⁾	PCP ²⁾	V ⁵⁾	N ⁶⁾	V	N	V	N	V	N	V	N
after 10:00	NP ³⁾	752	7	1,248	0.4	1	0.2	339	2.6	2,340	10.2
	IP ⁴⁾	356	3	1,002	0.2	0	0	18	0.8	1,376	4
after 14:00	NP	452	3.4	0	0	0	0	325	2.2	777	5.6
	IP	171	2	0	0	0	0	4	0.4	175	2.4

Note: 1) Occurrence Time 2) Perception Point 3) No Perception 4) Instant Perception 5) Volume 6) Number

Panel B: Fund Transfer Systems

(Unit: billion won, number)

Disruption		General		Security transaction		Call		DVP		Others*		Total	
OCT ¹⁾	PCP ²⁾	V ⁵⁾	N ⁶⁾	V	N	V	N	V	N	V	N	V	N
after 10:00	NP ³⁾	895	6.8	264	0.4	157	1.4	22	1.4	1,002	0.2	2,340	10.2
	IP ⁴⁾	309	2.2	0	0	44	0.4	21	1.2	1,002	0.2	1,376	4
after 14:00	NP	667	4.2	18	0.2	86	0.6	6	0.6	0	0	777	5.6
	IP	161	1.4	0	0	0	0	14	1.0	0	0	175	2.4

Note: Treasury fund transfer, Treasury bond transaction etc.

1) Occurrence Time. 2) Perception Point. 3) No Perception. 4) Instant Perception. 5) Volume. 6) Number.

증권사의 지급불이행 규모도 큰 폭으로 감소한 것으로 드러났다. 반면, 외국은행 지점의 지급불이행 비중은 상대적으로 크게 증가, 결제불이행 발생시점과 인지시점 모두에서 가장 많은 추가적인 결제불이행 규모를 나타냈다. 외국은행 지점의

경우 추가로 발생하는 결제불이행 중 참여기관 수에서는 전체의 50~100%를, 결제불이행 규모 면에서는 전체의 26~98%를 차지하였다. 또한 결제불이행 건수도 모든 시나리오에서 전체 건수의 60% 이상을 기록했다.

이같이 유동성 범위 확대에 따라 금융기관별 결제불이행 규모가 크게 변화하는 이유는 각 금융기관 종류별로 현금 및 예금을 보유하고 있는 규모가 다르기 때문인 것으로 풀이된다. 증권사의 경우 자금이체 규모는 <Table 6>에서 보는 바와 같이 일평균 27조원에 이르는 반면 본 연구의 조사 대상 기간인 2008년 9월 말 대차대조표상의 현금 및 예치금 계정의 말잔은 26조원에 이르러 일평균 자금이체 규모에 거의 유팍하는 것으로 나타났다. 국내은행의 경우도 일평균 자금이체 규모에 비해 현금 및 예치금 잔액이 작지 않은 것으로 드러났다. 하지만 외국은행의 경우 일평균 자금이체 규모는 30조원인 반면, 현금 및 예금 잔액은 8조원에 불과, 현금 및 예금을 가용유동성에 포함시키는 경우 다른 금융기관에 비해 상대적으로 추가적인 지급불능 규모가 커진 것으로 분석된다.

5. 증권사 결제불이행 시

금융기관 종류별 파급효과 분석에서 증권사가 가장 큰 타격을 받은 것으로 조사되어 증권사 가운데 지급지시 규모가 가장 큰 증권사가 결제불이행을 하는 경우의 파급효과에 대해 추가적으로 분석을 실시했다. 연구 결과, 증권사의 결제불이행이 거액결제시스템 전반에 미치는 영향은 그다지 크지 않으나 증권사들

간에는 상당한 영향을 미치는 것으로 드러났다.

<Table 11>은 지급지시 규모가 가장 큰 증권사의 결제불이행 시 결제발생시점과 인지시점에 따른 금융기관별, 지급시스템별 추가 결제불이행 규모이다. 결제불이행 발생시점과 인지 여부에 따라 추가 결제불이행 기관 수나 금액에 있어 차이는 발생하지만 대체적으로 추가 결제불이행 발생금액은 2조 8천억원에서 3조 4천억원에 이르고 결제불이행 기관 수는 12~17개 정도인 것으로 드러났다. 또한 결제불이행 건수는 15~21건인 것으로 조사됐다.

증권사의 결제불이행에 따른 파급효과에서는 몇 가지 특이한 사실이 발견되었다. 먼저 결제불이행이 오전에 발생하든 오후에 발생하든 추가 결제불이행 규모에서 큰 차이가 나지 않는다는 점이다. 또한 결제불이행 사실의 인지 여부도 추가 결제불이행 규모에 크게 영향을 미치지 않았다. 이는 앞에서도 지적한 바와 같이 증권사의 결제가 대부분 마감시간에 이루어지기 때문인 것으로 풀이된다. 이와 함께 <Table 11>을 앞의 <Table 8>과 비교해 볼 때 국내은행 대비 증권사의 결제불이행 비율이 최대 금융기관의 결제불이행 시보다 증권사의 결제불이행 시 더 높게 나타났다는 점이다. 이는 증권사에서 직접거래뿐 아니라 간접거래가 다른 금융기관보다 빈번하게 발생하기

<Table 11> The Size of Secondary Round Effects When the Disruption is Occurred in the Biggest Security Company

Panel A: Financial Institutions

(Unit: billion won, number)

Disruption		Domestic banks		Insurance companies		Foreign banks		Asset management		Merchant banks		Securities companies		Total	
OCT ¹⁾	PCP ²⁾	V ⁵⁾	N ⁶⁾	V	N	V	N	V	N	V	N	V	N	V	N
after 10:00	NP ³⁾	488	1.8	6	1	927	2.2	360	0.8	33	0.8	1,584	14.8	3,397	21.4
	IP ⁴⁾	420	1	6	1	927	2.2	360	0.8	23	0.6	1,481	13.2	3,216	18.8
after 14:00	NP	488	1	6	1	896	2	360	0.8	33	0.8	1,163	11.4	2,946	17.8
	IP	422	1	6	1	896	2	360	0.8	23	0.6	1,107	15.4	2,814	15.4

Notes: 1) Occurrence Time. 2) Perception Point. 3) No Perception. 4) Instant Perception. 5) Volume. 6) Number.

Panel B: Fund Transfer Systems

(Unit: billion won, number)

Disruption		General		Security transaction		Call		DVP		Total	
OCT ¹⁾	PCP ²⁾	V ⁵⁾	N ⁶⁾	V	N	V	N	V	N	V	N
after 10:00	NP ³⁾	3,091	19	256	1.4	47	0.6	4	0.4	3,397	21.4
	IP ⁴⁾	2,914	16.8	252	1	47	0.6	4	0.4	3,216	18.8
after 14:00	NP	2,672	15.8	256	1.4	16	0.4	2	0.2	2,946	17.8
	IP	2,542	13.6	254	1.2	16	0.4	2	0.2	2,814	15.4

Notes: 1) Occurrence Time. 2) Perception Point. 3) No Perception. 4) Instant Perception. 5) Volume. 6) Number.

때문인 것으로 해석된다. 한편, 지급지시액 규모가 가장 큰 증권사의 일평균 지급지시액은 161건의 4조 3백억원에 이르는 것으로 조사됐다.

6. 일자별 상이

추가적으로 발생하는 결제불이행 규모는 일자별로 상당히 상이한 것으로 나타났다.

지급지시 규모가 가장 큰 금융기관의

<Table 12> Daily Differences in the Size of Secondary Round Effects

(Unit: billion won, number)

		Value				Number			
		Mean	Min	Max	Standard deviation	Mean	Min	Max	Standard deviation
after 10:00	NP ¹⁾	13,605	7,256	29,761	8,357	102.2	67	184	42.85
	IP ²⁾	4,781	1,434	12,274	3,933	36.2	24	54	11.17
after 14:00	NP	9,219	5,851	17,587	4,384	70.8	54	118	24.08
	IP	2,647	979	4,991	1,593	23	18	30	4.56

Notes: 1) No Perception. 2) Instant Perception.

지급불능 시 과급되는 일자별 결제불이행 규모의 기초통계량을 나타낸 <Table 12>에 따르면, 오전 10시에 지급불능이 발생하고 시장참여자들이 이를 마감 시까지 인지하지 못하는 경우 결제불이행 금액은 최소 7조 3천억원(9월 19일)에서 최고 29조 8천억원(9월 8일)으로 일자에 따라 4배 이상 차이가 발생했다. 또한 결제불이행 건수도 최소 67건에서 최대 184건으로 3배 이상의 차이를 보였다. 지급불능이 오후 2시에 발생하고 이를 인지하지 못하는 경우에도 금액 면에서는 최소 5조 9천억원(9월 27일)에서 최고 17조 6천억원(9월 8일)으로 3배 이상, 결제 건수에서도 최소 54건에서 최대 118건으로 2배 이상의 차이를 보였다. <Table 5>에서 살펴본 바와 같이 5일간의 결제건수와 지급지시금액이 일자별로 거의 차이를 보이지 않았다는 점을 감안하면 상당히 이례적인 결과이다.

이 같은 현상은 금융기관들이 표준화된 거래패턴을 보이지 않고 일자별로 상당히 상이한 거래형태를 보이기 때문인 것으로 해석된다. 즉, 금융기관별로 상황에 따라 지급지시 규모가 급격하게 변동하기 때문에 일별로 거래 규모를 유사하게 유지해 나가기가 어려울 것이다. 이에 따라 과거 자료를 이용하여 특정 금융기관의 결제불이행 금액을 근거로 시장 전체의 정확한 결제불이행 규모를 예측하는 것은 상당히 어려운 일인 것으로 판단된다.

VI. 시사점 및 개선방안

연구 결과, 특정 금융기관의 지급불능 시 결제시스템의 상호의존성으로 인해 2차로 발생하는 결제불이행 규모가 상당

히 큰 것으로 조사됐다. 또한 증권사들이 다른 금융기관들에 비해 상대적으로 더 큰 영향을 받았고 결제불이행 발생시점보다 인지시점이 더 중요하다는 사실이 드러났다. 이와 함께 가용유동성을 현금과 예금으로 확대한 경우 시장 전체의 지급불능 규모가 큰 폭으로 감소한 것으로 나타났다. 이 연구 결과를 토대로 시스템 간 상호의존성 증대에 따르는 시사점을 알아보고 결제시스템을 보다 안정적으로 유지하고 결제위험을 최소화할 수 있는 개선방안을 도출해 본다.

1. 참여기관들의 상계결제 (off-setting) 비중 확대

참여 금융기관들이 결제불이행 사실을 즉시 인지하는 경우 추가적인 지급불능 규모를 크게 축소시킬 수 있었지만 이를 완전히 제거하지는 못한 것으로 나타났다. 따라서 결제불이행 규모를 축소시키기 위해서는 보다 근본적인 문제 해결이 필요하며 그중 하나가 참여기관들의 차액결제 비중을 확대시켜 나가는 일이다.¹⁴⁾

특정 금융기관이 타 금융기관과 쌍방적 관계를 형성한 상태에서 타 금융기관에 결제불이행이 발생하는 경우 특정 금

융기관의 타 금융기관에 대한 지급지시 금액과 상계처리하면 결제불이행의 피해를 최소화할 수 있다. 즉, 현재 거액결제 시스템의 80% 이상을 차지하는 총액결제 중 즉시 결제가 이루어지지 않아도 되는 부분에 대해 거래상대방과 상계결제를 하는 방식으로 변경한다면 결제불이행과 관련된 파급효과를 줄일 수 있을 것이다. 물론 현재 소액결제시스템이나 장내증권결제시스템, 외환동시결제시스템 등과 연결된 최종결제는 차액결제로 이루어지고 있지만 거액결제시스템에서 총액결제방식이 차지하는 비중이 지대한 만큼 이 부문의 개선이 필요할 것으로 판단된다. 이 같은 관점에서 볼 때 늦은 감은 있지만 신한은금융망(BOK-wire+)이 혼합형 시스템을 도입한 것은 결제불이행의 확산을 줄이는 목적으로 상당히 부합한다고 할 수 있다.

시뮬레이션 결과를 원용해서 살펴보면 상계결제시스템의 유용성은 더욱 확실히 드러난다. 앞의 예에서 9월 8일 하루 동안 지급지시가 가장 큰 금융기관(A)의 직접적인 결제 대상 금융기관은 총 80개였다.¹⁵⁾ A은행이 자금이체를 할 금융기관은 73개였고 A은행에 자금이체를 할 금융기관은 69개였다.¹⁶⁾ 또한 금액으로 보면 A은행이 자금이체를 할 금액은 20조

14) 상계제도는 금융기관이 직면하는 신용위험을 축소시키는 방법이기는 하지만 소비자 측면에서 고려할 때 위험을 축소시킬 수 있는가에 대한 이론의 여지가 있음.

15) 한국은행, 한국거래소, 한국예탁결제원 등 결제시스템 운영자로 분류된 기타 금융기관은 제외한다.

6천억원, 자금이체를 받을 금액은 18조 4천억원이었다. Ledrut(2007)는 자금이체를 할 금융기관으로부터 역으로 얼마나 자금이체를 받는가를 나타내 주는 비율을 상호성(reciprocity)이라고 정의했는데, 이 정의에 따르면 A은행의 통합적 상호성은 89.4%가 된다. 따라서 A은행의 거래 금융기관 전체 입장에서 볼 때 상계결제를 실시한다면 최초의 결제불이행 금액을 20조 6천억원이 아닌 2조 2천억원으로 감소시킬 수 있는 것이다.

이 같은 상호성은 쌍방 간의 거래관계에 있어서도 적용할 수 있다. 특정 금융기관의 결제불이행 금융기관에 대한 순지급지시 규모가 양수라면 ‘내강세(in-strength)’가, 순지급지시 규모가 음수이면 ‘외강세(out-strength)’가 된다. 즉, 특정 금융기관이 결제불이행 금융기관에 대해 이체할 금액이 이체를 받을 금액보다 크면 내강세, 작으면 외강세가 되는 것이다.

[Figure 6]은 9월 8일 기준 A은행과 거래 금융기관의 내강세와 외강세의 관계를 나타낸 것으로서 그림에서 내강세를 보이는 중앙선 위에 위치한 기관들은 차액결제 또는 지급지체를 통해 결제불이행으로부터 보호받을 수 있는 것이다.

결제불이행이 의심되는 금융기관과 어

느 정도의 거래 규모를 유지해야 하는가에 대한 정보를 제공해 주는 것은 가중상호성(weighted reciprocity)이다. 양자간 거래만 존재한다고 가정할 때 Valverde and Sloe(2006)는 가중상호성을 다음과 같은 상관관계식을 통해 도출했다.

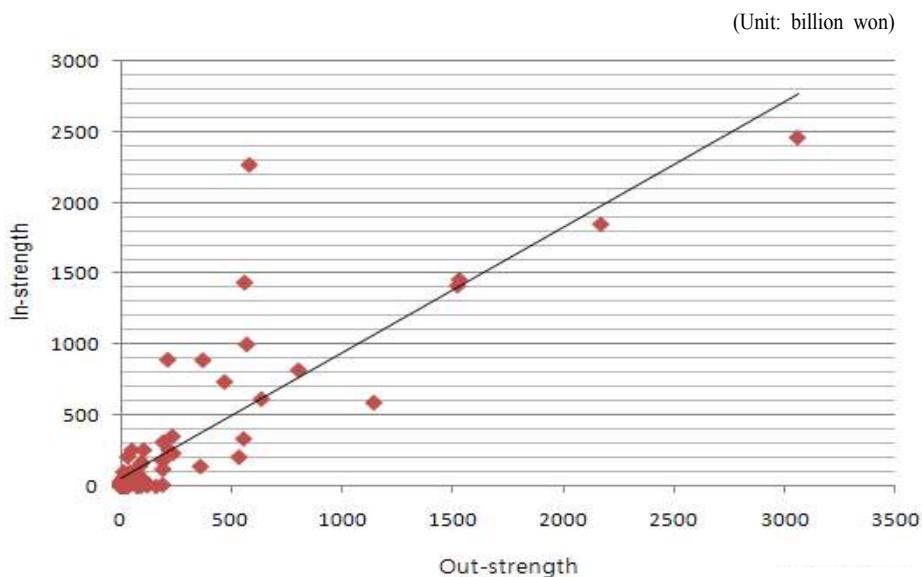
$$\rho_A^\omega = \frac{\sum_{i \neq A} (v_{iA} - \bar{v}_A)(v_{Ai} - \bar{v}_A)}{\sum_{i \neq A} (v_{iA} - \bar{v}_A)^2 + \sum_{i \neq A} (v_{Ai} - \bar{v}_A)^2} \quad (1)$$

여기서 v_{iA} 는 금융기관 i 가 결제불이행 금융기관 A에 지급지시를 한 금액이고, v_{Ai} 는 결제불이행 금융기관 A가 금융기관 i 에 지급지시를 한 금액이다. \bar{v}_A 는 양자간 거래의 평균치로서 $\bar{v}_A = \sum_{i \neq A} (v_{iA} + v_{Ai})/2(N-1)$ 식을 통해 구할 수 있다. 앞의 예에서 A은행의 가중상호성은 0.427이다. 두 기관 간 지급지시금액이 동일한 경우 양자간 가중상호성은 0.5가 되며, 지급지시금액의 차이가 클수록 양자간 가중상호성은 감소하게 된다.¹⁷⁾ 따라서 가중상호성 수치의 의미는 두 기관 간 지급지시금액의 차이가 어느정도 되는가를 나타내 준다고 할 수 있다. 본 논문에서 산출된 0.427은 Ledrut(2007)이

16) 62개 금융기관이 A금융기관과 동시에 자금이체를 주고 받는다.

17) 다자간 가중상호성에서 \bar{v}_A 는 $\bar{v}_A = \sum_{i \neq A} (v_{iA} + v_{Ai})/N(N-1)$ 을 통해 산출되며, 이 경우 $\rho^\omega > 0$ 면 네트워크간 상호의존성이 존재하고, $\rho^\omega < 0$ 이라면 역의 상호의존성이 존재한다고 할 수 있다.

[Figure 6] The Relationship between In-strength and Out-strength of Financial Institutions



네덜란드의 은행 간 결제시스템에 대한 결제불이행 규모 분석에서 가장 큰 금융 기관과의 결제불이행 시 산출된 0.44와 매우 유사한 결과이다.

2. 새로운 증권결제방식 도입 필요

결제불이행에 따른 파급효과가 가장 크게 나타난 증권사에 대해 새로운 형태의 결제방식이 도입되어야 할 것으로 보인다. 일단 국내에서도 결제은행제도의 시행이 필요한 것으로 판단된다. 결제은행제도란 증권사가 결제은행을 지정하고

결제은행이 참여자를 대신하여 증권결제에 따른 대금지급을 처리하는 방식이다. 증권사는 한국은행에 지급준비금을 예치하는 기관이 아니므로 한은의 일중당좌대출제도나 일시부족자금대출제를 이용하지 못하고 있다. 따라서 증권사는 결제은행을 통한 중앙은행의 유동성 공급방안을 모색해야 할 것이다. 현재도 증권사들의 결제은행제도가 시행되고 있기는 하지만 결제은행이 유동성 공급의 창구로서의 역할을 하지 않고 있다. 주요 국가들은 90년대 이후 실시간 총액결제방식에 의한 거액결제시스템을 도입하면서 증권거래의 DvP 결제도 중앙은행 계정을

통해 처리하는 것이 보다 효율적이라는 판단 아래 청산기관이나 증권회사의 직간접적인 참여를 허용하고 있다. 미국이나 영국의 경우 증권사가 결제은행을 지정하여 간접적으로 중앙은행의 자금을 이용하고 있으며, 일본도 중앙은행 자금 또는 상업은행 자금을 이용할 수 있게 되어 있다.

결제은행제도와 함께 시급히 개선되어야 할 것이 현행 증권·대금동시결제방식(DvP)이다.¹⁸⁾ DvP 결제는 증권과 대금의 결제를 실시간 총액으로 하느냐 혹은 특정 시점에 1회 차액으로 하느냐에 따라 DvP1, DvP2 DvP3로 구분짓는다. 또한 차액결제도 양자간 결제와 다자간 결제에 따라 효과는 상이할 수 있다. 즉, 증권과 대금이 모두 총액으로 결제되면 DvP1, 증권은 총액으로 결제되고 대금은 차액으로 결제되면 DvP2, 증권과 대금이 모두 차액으로 결제되면 DvP3로 분류된다. 현재 장내시장의 경우 주식, 채권 모두 다자간 DvP3 방식이, 장외시장의 경우에는 주식은 양자간 DvP1, 채권은 DvP1 방식을 선택하고 있다. 이같이 장내외에 따라 결제방식이 상이하다 보니 장내와 장외 시장 간에 결제교차이 빈번히 발생하고 있다. 또한 장내주식은 차액으로, 장외주식은 총액으로 결제되고 있으며 장내는 다자간, 장외는 양자간으로

결제가 이루어지고 있다. 따라서 상품별 시장별로 통일화된 결제시스템의 도입이 필요할 것으로 보인다.

3. 원활한 유동성 공급방안 모색

연구 결과 현금 및 예금을 유동성 범위에 포함시키는 경우 추가적인 결제불이행 규모는 크게 축소되는 것으로 나타났다. 따라서 유사시 결제시스템이나 참여 금융기관에 대한 결제유동성 제공장치를 마련할 필요가 있는 것으로 판단된다.

이를 위해 일단 참여기관들이 보유하고 있는 현금이나 예금을 결제유동성으로 활용할 수 있는 방안이 모색되어야 한다. 현행 제도하에서 금융기관들이 보유하고 있는 현금이나 예금을 결제자금으로 사용하기 위해서는 한은에 자금이체를 시킨 후 당좌계정에 있는 자금을 활용해야 한다. 이를 좀 더 신속하고 적시에 사용하기 위해서는 참여 금융기관들이 일중 필요자금에 대한 정확한 예측을 통해 계산된 여유자금을 보다 적극적으로 활용할 수 있는 전략을 마련해야 할 것이다.

또한 원활한 유동성 제공을 위해 한국은행은 시장참여자들이 일중당좌대출이나 자금조정대출 및 예금제도를 보다 능동적으로 활용할 수 있는 방안을 마련해

18) 한국증권학회, 『한국 증권시장에서의 최적 증권결제시스템 구축방안』, 연구보고서, 2008.

야 할 것으로 보인다. 2009년 2월에 개선된 대출담보제도 및 자금조정대출 개선 방안은 시기의 적절한 조치라고 할 수 있다. 개선안에 따르면, 은행들은 대출담보로 기존의 국공채 이외에 금융기관이 기업들에 대출을 하고 취득한 약속어음이나 환어음도 활용할 수 있게 되었다. 여기서 한 걸음 더 나아가 지원한도에 제한을 두지 않는다거나 혹은 무담보로 일중 담보대출을 운영하는 방안도 고려해 볼 만하다. 다만, 영업시간 마감 전까지 일 중 유동성을 상환하지 못하는 경우에는 대기성 여신이나 익일물 RP로 전환하고 이러한 경우에는 높은 금리를 부과하여 제도의 악용사례를 없애야 할 것이다.

4. 참여기관에 대한 모니터링 및 정보공유체제 강화

주요 결제시스템에 참여하고 있는 금융기관들의 운영이나 유동성에 대한 모니터링의 강화도 필요한 것으로 보인다. 특히 지급지시 규모가 큰 금융기관의 경우 직접적인 영향뿐 아니라 2차, 3차 전이에 의한 간접적인 영향이 나타날 수 있으므로 이를 기관에 대한 보다 면밀한 모니터링이 필요하다. 이를 위해 중앙은행이 감독기관과 함께 금융기관에 대한 공동점검에 참여하는 것도 추천할 만한 방

법이라고 생각된다.

비은행금융기관의 결제시스템 참여가 증가함에 따라 이들 금융기관에 대한 감시도 보다 철저히 진행되어야 할 것으로 보인다. 특히 소액결제시스템 참여가 가능해진 금융투자회사에 대해 순채무한도 설정 및 변경, 채무이행용 담보납입 등을 은행과 비슷한 수준으로 격상시켜 관리하고 금융투자회사의 대행은행 앞 차액 결제금액의 납입상황 등도 면밀히 모니터링해야 할 것이다.

또한 시뮬레이션 결과 결제불이행이 발생하는 경우 발생시점보다 인지시점이 더 중요하다는 사실이 밝혀졌으므로 파급효과 최소화를 위해 한 금융기관에 지급불능 사태가 발생한 경우 시장 참여자들이 이 정보를 즉각적으로 공유할 수 있는 정보체제의 정립이 필요할 것으로 판단된다. 현재도 이와 관련된 규정 및 업무절차가 마련되어 있지만¹⁹⁾ 참여 금융기관이나 시스템 운영기관이 이를 제대로 적용할 수 있도록 관련 기관에 주지시킬 필요가 있다.

이와 함께 시스템 운영기관 간의 협조가 강화될 필요도 있다. 시스템 운영기관은 시스템 자체의 운영위험뿐 아니라 상호의존성을 고려하여 시스템 간 운영위험 관리방안도 함께 마련하여야 한다. 즉, 비상상황 발생 시 결제시스템 운영기

19) 지급결제제도 운영관리세칙 12조의 장애발생 시의 조치.

관들은 어떻게 유기적으로 대처해야 할 것인가에 대한 대비책을 구비하여야 한다. 2008년부터 한국은행이 한은금융망에 직·간접적으로 연계되어 있는 주요 지급결제시스템을 대상으로 추진 중인 '중요지급결제시스템 운영기관 간 BCP 공조방안'이 빠른 시일 내에 구축되어야 할 것으로 보인다.

5. 새로운 형태의 상호의존성 대비

한편, 결제환경이 더욱더 복잡해짐에 따라 새로운 형태의 상호의존성이 발생할 가능성이 높은 것을 감안하여 이에 대한 적절한 대비책도 강구해야 할 것으로 보인다. 무엇보다도 국가 간 투자 증대와 투자 및 위험관리 수단으로 외국증권에 대한 보유규모가 증가됨에 따라 국가 간 결제량은 꾸준히 증가하고 있다. 국가 간 결제량 증대는 보다 효율적이고 효과적인 금융기관 간 채널을 요구할 것이고, 이는 결제시스템 간소화 및 상호의존도의 증대를 가져올 것이다.

이와 함께 새로운 형태의 상호의존성과 관련해 고려해야 할 것은 새롭게 개발되는 금융상품들이다. 대표적인 것이 펀드로서 주식시장의 침체로 최근 주춤하고는 있지만 국내 펀드 시장은 짧은 시간에 괄목상대할 만한 양적 성장을 거듭해왔다. 그중 상당 부분이 해외시장의 주식

이나 채권에 투자를 하는 해외 펀드이고, 이 외에 실물자산과 연계된 펀드, 복잡한 수익구조를 갖는 파생상품 투자 펀드 등 다양한 펀드들이 판매되고 있다. 이에 따라 새로운 형태의 결제 흐름이 발생하고 있고, 관련 시스템 간 상호의존성도 증대될 것이다.

중앙결제기구의 역할 재편도 생각해 볼 만한 부문이다. 미국의 경우 금융위기 발생의 근본 원인으로 지적되고 있는 장외파생상품시장에 대한 관리감독이 강화되고 있다. 일례로 그동안 형태나 구조의 복잡성으로 인해 방치해 두었던 장외파생상품에 대해 중앙결제기구가 장외시장을 위한 청산소를 설립하고 장외시장 거래를 표준화하여 기준의 전산시스템 안으로 흡수키로 했다. 미국뿐 아니라 주요 국가들도 이에 동참할 계획을 세우고 있는 것으로 알려지고 있어 한국도 한국거래소나 한국예탁결제원의 위상 강화에 따른 새로운 형태의 결제시스템 간 상호의존성 발생 가능성에 대비해야 할 것이다.

VII. 결 론

본 연구는 경제 규모의 확대와 자본시장의 발달, 정보통신기술의 혁신 등으로 급격히 성장하고 있는 지급결제시장과 관련, 지급결제시스템 간 상호의존성 증

가에 대한 원인과 유형, 위험관리방안 등을 살펴보고 국내 지급결제시스템 간 상호의존성 현황에 대해 조사했다. 또한 시뮬레이션 기법을 통해 금융기관의 지급불능 시 추가적으로 발생하는 결제불이행 규모를 파악, 국내 지급결제시스템 간 상호의존성 정도를 측정하여 결제위험을 최소화할 수 있는 방안을 모색했다.

연구 결과, 국내 지급결제시스템 간 상호의존도는 지난 3년간 큰 폭으로 증가하였으며, 특히 증권결제, 소액결제, 외환동시결제시스템과 연결되어 있는 거액결제시스템인 신한은금융망이 상호의존성에 있어 지대한 영향을 미치고 있는 것으로 나타났다. 시스템 간 결제규모는 소액결제와 거액결제시스템 간이 일평균 15조9천억원에 이르고 있으며, 장외증권과 거액결제시스템 간 결제규모가 10조 6천억원, 그 밖에 다른 시스템 간의 결제규모는 1조원 내외를 기록하고 있다.

결제불이행의 파급효과를 알아보기 위해 실시한 시뮬레이션 분석 결과, 추가적인 결제불이행 규모는 최대 13조 6천억 원이 발생하여 전체 일평균 결제금액의 7.8%를 차지, 상당히 규모가 큰 것으로 드러났다. 더구나 결제불이행 금융기관의 직접적인 지급불능 금액까지 포함하는 경우 결제불이행 규모는 전체 결제금액의 22.3%를 차지, 결제시스템에 치명적인 영향을 미칠 수 있는 것으로 밝혀졌다. 또한 결제불이행 발생시점보다 인지

시점이 추가적인 결제불이행에 미치는 영향이 더 큰 것으로 조사됐다. 즉, 결제불이행이 오전에 발생하든 오후에 발생하든 추가적인 결제불이행 규모는 큰 차이가 나지 않은 반면 결제불이행 사실을 즉시 인지했는가 또는 마감 시까지 인지하지 못했는가에 따라 결제불이행 규모는 큰 차이를 보였다.

금융기관 업종별 파급효과 분석에서는 국내은행보다 증권사들이 더 큰 영향을 받은 것으로 드러났다. 결제불이행 시점과 인지시점에 따른 4가지의 모든 시나리오에서 증권사의 결제불이행 금액이 가장 커고 관련 기관 수도 가장 많았다. 이는 국내은행의 일평균 지급지시 규모가 증권사에 비해 4배가 넘는 현실을 감안했을 때 상당히 이례적인 결과이다. 결제 가능한 유동성의 범위를 보유 현금 및 예금까지 확대한 경우에는 추가적인 결제불이행 규모가 큰 폭으로 감소하였다. 특히 국내은행의 경우 추가적인 결제불이행이 발생하지 않았고 증권사의 지급불이행 규모도 크게 감소하였다. 반면, 외국은행 지점의 지급불이행 비중은 상대적으로 증가하였다.

이 밖에 지급지시 규모가 가장 큰 증권사의 지급불능의 경우 거액결제시스템 전반에 미치는 영향은 그다지 크지 않으나 증권사들 간에는 상당한 영향을 미치는 것으로 드러났다. 또한 조사일자별로 총 결제불이행 규모나 금융기관 종류 또

는 결제시스템별로도 결제불이행 규모가 큰 차이를 보여 과거 자료를 근거로 결제 불이행 정도를 파악하는 것은 쉽지 않은 것으로 드러났다.

이 같은 결과를 토대로 본 연구는 결제위험을 최소화하기 위해서는 거래상대방 간 상계결제 비중 확대, 증권사에 대한 새로운 결제방식 도입, 금융기관에 대한 원활한 유동성 공급방안 모색, 참여기관에 대한 모니터링 및 정보공유체제의 강화 필요성을 제기했다.

본 연구는 2009년 5월부터 시행된 신한은금융망으로 인해 변화된 결제환경을 완전히 반영하지 못했다는 한계점을 가지고 있다. 즉, 신한은금융망에서는 총액 결제와 함께 혼합형 결제시스템을 사용하고 있는데, 시뮬레이션 실행 시 이 같은 요소가 간과된 측면이 있다. 또한 시뮬레이션 적용 시 거액결제시스템과 본 시스템에 직접 연결되는 결제시스템만을 고려, 현재 국내에서 운영되고 있는 모든

결제시스템을 포함하지 못한 것도 한계점으로 지적될 수 있다.²⁰⁾

이 같은 한계점에도 불구하고 본 연구는 최근 중요성이 증대되고 있는 결제시스템 간 상호의존도에 대해 이론적 논의나 시스템 현황, 실제 파급효과 등을 상세하게 분석, 향후 결제시스템 간 상호의존성 연구에 선도적 역할을 할 수 있을 것이라는 점에서 의의가 있다고 할 수 있다. 특히 특정 금융기관의 결제불이행 시 여러 결제시스템의 연계로 인해 발생하는 추가적인 파급효과를 계량화하여 상호의존성을 파악한 것은 국내뿐 아니라 국외에서도 거의 최초의 연구일 것으로 생각된다. 더구나 신한은금융망 개시, 증권사의 소액결제시스템 참여 등 급변하는 국내 결제시스템 환경 변화 속에서 본 연구는 결제시스템의 안정을 도모할 수 있는 여러 가지 방안을 제시, 많은 시사점을 제공할 수 있을 것으로 기대한다.

20) 고려 대상에서 제외된 결제시스템들은 거액결제시스템과 1차적으로 연결된 소액, 장내증권, 장외증권 결제시스템과 다시 연결된 2차적인 결제시스템들이다. 이들 결제시스템들의 규모는 상당히 적어서 전체 결제환경에 미치는 영향은 미미할 것이며, 문제 발생 시 1차 결제시스템에서 어느 정도 조정이 이루어질 것으로 판단된다.

참 고 문 헌

- 한국은행, 『우리나라의 지급결제제도』, 2004.
- 한국은행, 『2008년도 지급결제제도 운영관리 보고서』, 2009.
- 한국증권학회, 『한국 증권시장에서의 최적 증권결제시스템 구축방안』, 연구보고서, 2008.
- Amanuel, D. and D. Conover, "Operational Disruptions in Fedwire: Simulating Liquidity Needs and Understanding Counterparty Response," BOF-PSS Seminar, Aug. 2005.
- Arjani, N., "Examining the Trade-off between Settlement Delay and Intraday Liquidity in Canada's LVTS: A Simulation Approach," Bank of Canada Working Paper No. 2006-20, 2006.
- Ball, D. and E. Walter, "Unanticipated Defaults and Losses in Canada's Large-value Payments System, Revisited," Bank of Canada Working Paper No. 2007-5, 2007.
- Bedford, P., S. Millard, and J. Yang, "Analysis the Impact of Operational Incidents in Large-value Payment Systems: A Simulation Approach," in H. Leinonen (ed.), *Bank of Finland Studies*, E31, 2005.
- Berger, A., D. Hancock, and J. Marquardt, "A Framework for Analyzing Efficiency Risks, Costs, and Innovations in the Payments System," *Journal of Money, Credit and Banking* 28, 1996, pp.696~732.
- Bernanke, B. S., "Clearing and Settlement During the Crash," *Review of Financial Studies* 3, 1990, pp.133~151.
- BIS CPSS, "The Interdependencies of Payment and Settlement Systems," No. 84, June 2008.
- Devriese, J. and J. Mitchell, "Liquidity Risk in Securities Settlement," *Journal of Banking and Finance* 30, 2006, pp.1807~1834.
- Enge, A. and F. Overli, "Intraday Liquidity and the Settlement of Large Value Payments: A Simulation-based Analysis," *Norges Bank Economic Bulletin* 77, 2006, pp.41~47.
- Fleming, M. J. K. and D. Carbade, "When the Bank Office Moved to the Front Burner: Settlement Ffails in the Treasury Market after 9/11," *FRBNY Economic Policy Review* 8, 2002, pp.35~57.
- Heijmans, R., "Simulation in the Dutch Interbank Payment System: A Sensitivity Analysis," DNB Working Paper Series 199, 2009.
- Lacker, J., "Payment System Disruptions and the Federal Reserve Following September 11, 2001," *Journal of Monetary Economics* 51, 2004, pp.935~965.
- Ledrut, E., "Simulating Retaliation in Payment Systems," DNB Working Paper Series 133, 2007.

- Leinonen, H. and K. Soramaki, "Simulating Interbank Payment and Securities Settlement Mechanisms with the BoF-PSS2 Simulator," Bank of Finland Discussion Papers 23/2003, 2003.
- McAndrews, J. and S. Potter, "Liquidity Effects of the Events of September 11, 2001," *FRBNY Economic Policy Review* 8, 2002, pp.59~79.
- McVanel, D., "The Impact of Unanticipated Defaults in Canada's Large Value Transfer System," Bank of Canada Working Paper No. 2005-25, 2005.
- Valverde, S. and R. Sole, "Evolving Social Weighed Networks: Nonlocal Dynamics of Open Source Communities," *Europhysics Letters*, 1 February 2006.