韓國開發研究 제36권 제4호(통권 제125호), 2014

KDI Journal of Economic Policy, vol. 36, no. 4, 2014

Contents

주파수경매의 효율성 향상방안: 배분적 외부성이 존재하는 경우를 중심으로 양용현 / 1

Discriminating Bidders Can Improve Efficiency in Auction ... Yong Hyeon Yang

전드투자 자금흐름의 결정요인: 유입자금과 유출자금은 대칭적인가? 신인석·조성빈 / 33

Determinants of Fund Investment Flows: Asymmetry between Fund Inflows and Fund Outflows... Inseok Shin • Sungbin Cho

재병행수입의 경제적 효과 분석: 자동차산업을 중심으로 3 장우현 / 71

An Empirical Analysis on the Effects of Parallel Reimportation: The Case of Korean Automobile Market... Woo Hyun Chang

응급의료시설의 경제적 가치 추정

..... 이호준·홍석철 / 103

An Estimation on the Economic Value of Emergency Medical Facilities \dots Hojun Lee \cdot Sok Chul Hong

 농업재해보험의 생산량 및 가격 효과에 관한 실증분석

 5
 한성민 / 135

An Empirical Analysis on the Production and Price Effect by Agricultural Disaster Insurance ... Sungmin Han

주택가격채널: 거시경제에 미치는 영향을 중심으로 송인호 / 171

House Price Channel: Effects of House Prices on Macroeconomy ... Inho Song

韓國開發研究

제36권 제4호(통권 제125호)

주파수경매의 효율성 향상방안: 배분적 외부성이 존재하는 경우를 중심으로

양 용 현

(한국개발연구원 부연구위원)

Discriminating Bidders Can Improve Efficiency in Auction

Yong Hyeon Yang

(Associate Fellow, Korea Development Institute)

- * 양용현: (e-mail) yangyh@kdi.re.kr (address) Korea Development Institute, 15, Giljae-gil, Sejong-si, 339-007, Korea.
- Key Word: 주파수경매(Spectrum Auction), 배분적 외부성(Allocative Externalities), 배분적 효율성(Allocative Efficiency), 호텔링 모형(Hotelling Model)
- JEL Code: C72, D44, L11
- Received: 2014. 6. 17 Referee Process Started: 2014. 7. 16
- Referee Reports Completed: 2014. 8. 24

KDI Journal of Economic Policy, vol. 36, no. 4, 2014

© Korea Development Institute 2014

ABSTRACT

Auction is widely used in allocation and procurement of resources due to its desirable properties: efficiency and revenue maximization. It is well–known, however, that auction may fail to achieve efficiency when allocative externalities exist. Such a result may happen in the auction of the resources that are very scarce, for example, radio spectrum. This is because allocation of the resources has effects on competition of the firms in the aftermarket, and thus a firm that utilizes the resources less efficiently may make a higher bid to lessen competition.

This paper shows first that efficient allocation may not be achieved by auction even when the number of bidders is 2, while it is shown in the literature that auction may result in inefficient allocation when the number of bidders is greater than or equal to 3. There exist 2 firms, who make a bid to win the scarce resources that increase the value or decrease the production cost of their own product. After the auction ends, the firms engage in Bertrand competition on the Hotelling line. Inefficient allocation may happen even under the second-price auction rule, and it happens only when the firms are different in the initial value or the initial cost of their products as well as in the value of the auctioned resources. The firm who has been the leader loses a large portion of the market if it fails to win the auction, and thus makes a high bid even when the other firm can use the resources more efficiently.

Allocative efficiency Pareto improves when the smaller firm's bid counts more than the leader's bid. This paper suggests a modified rule that the smaller firm wins the auction when its bid multiplied by some constant is greater than the leader's bid. The multiplier can be calculated from the market shares. It is equal to 1 when the two firms are the same, and is increasing in the leader's market share. Allocation is efficient in a strictly larger set of parameters under the modified rule than under the standard second—price auction rule,

ABSTRACT

주파수와 같이 매우 희소한 경제적 자원을 배분하는 경우 경매는 배분적 외부성으로 인하여 비효율적 결과를 낳을 수 있다. 경매수입이 아닌 사회후생을 기준으로 하면, 경매를 통한 배분은 경매참여자가 2인일 때에도 비효율적일 수 있다. 이는 2위 기업이 주파수를 더 효율적으로 활용할 수 있다 하더라도 이를 통해 얻는 이익은 크지 않은 반면에 선도기업이 시장을 잠식당함으로써 입는 손실이 클 때 발생한다. 2-경기자 호텔링 모형을 사용하여 분석한결과, 2위 기업의 입찰가에 어떠한 승수를 곱함으로써 2위 기업을 경매에서 유리하게 만들경우 경매를 통한 배분 결과가 파레토 개선된다. 승수는 시장점유율을 바탕으로 구할 수 있으며 시장점유율 격차가 클수록 높다.

I . 서 론

경매는 자원을 효율적으로 배분하면서 판매자가 가장 높은 수입을 얻을 수 있도록 해주는 특성을 가지고 있어, 국가 자원의 배분이나 공공 조달1에 널리 활용되고 있다. 주파수경매가 1989년에 뉴질랜드에서 처음 도입되고 1994년에 미국에서 성공적으로 치러진 이후 다른 나라에 급속도로 전파된 것도 이러한 이유 때문이다. 우리나라에서도 2011년에 처음으로 주파수경매가 도입되어 2013년에 두 번째로 실시되었으며, 앞으로도 이동통신용 주파수의 할당은 경매방식으로 진행될 예정이다.

그러나 주파수와 같이 매우 희소한 경제적 자원을 배분하는 데 경매를 활용하는 경우에는 효율성과 수입 극대화를 동시에 만족시킬 수 없을 가능성이 존재한다. 2 이는 주파수 할당 여부에 따라 기업의 이윤이 달라질 뿐 아니라, 어느 기업이 주파수를 할당받는지에 따라 모든 기업의 이윤이 영향을 받기 때문이다. 3 완전경쟁시장에서 판매되는 자원은 하나의 기업이 구매한다고 해서 다른 기업이 구매할 수 없는 것이 아니므로, 어느기업이 얼마만큼 자원을 구매하는지 여부가 다른 기업의 이윤에 영향을 미치지 못한다. 반면에 생산에 필수적인 자원, 특히 주파수와 같이 독점적 사용권을 부여해야만 하는자원의 경우에는 어느 기업이 그 자원을 확보하는지에 따라 다른 기업의 이윤이 영향을 받는다. 이를 '배분적 외부성(allocative externalities)'이라고 부른다. 배분적 외부성이존재할 때에는 그 자원을 가장 효율적으로 사용할 수 있는 기업보다 더 높은 입찰가를제시하는 기업이 존재할 수 있다. 따라서 수입을 극대화하기 위해서는 효율성을 포기해야하고, 효율성을 만족시키기 위해서는 수입 극대화를 포기해야한다.

이처럼 효율적 배분과 수입 극대화가 상충되는 경우에 대부분의 경제주체는 개인적 유인구조에 따라 수입 극대화를 추구한다. 경매에 대한 많은 경제학 논문들도 수입 극

¹ 조달의 경우에는 구매자가 가장 적은 비용으로 상품을 얻을 수 있도록 해주는 특성을 가지고 있다.

² 주파수 관련 효율성에는 여러 가지가 있는데, 본 논문에서 효율성은 사회후생으로 측정되는 경제적 효율성을 의미한다.

³ 우리나라의 2011년 주파수경매에서는 3개의 주파수대역이 경매되었는데, 그중 하나의 대역에 대하여 SKT와 KT 사이에 입찰경쟁이 벌어졌다. 해당 주파수대역의 가치가 높은 데 일차적인 원인이 있을 것이나, 경쟁사업자에게 대역을 빼앗길 경우 이윤이 낮아질 것에 대한 우려 또한 입찰가를 높이는 데 일조한 것으로 보인다.

대화에 초점을 맞추고 있고, 최적경매(optimal auction)라는 개념을 수입을 극대화할 수 있는 경매라는 의미로 사용하고 있다. 4 반면, 경제 전체의 효율성을 우선시하는 국가가 판매자일 경우에는 효율적 배분을 가장 중요한 목표로 삼아 경매제도를 설계하는 경향이 있다. 5 재정이 필요한 이유는 민간에 맡겨 둘 경우 시장의 실패로 인하여 효율성이 극대화되지 않는 사업을 정부가 직접 수행하기 위해서인데, 더 높은 재정수입을 얻기 위하여 효율성을 포기한다는 것은 목표와 수단이 뒤바뀐 것이기 때문이다. 6 이러한 점을 고려하여 필자는 국가 자원의 경매에서 효율적 배분과 수입 극대화라는 두 가지 목표가 상충될 때 효율성이 우선시되어야 한다는 원칙에 따라 분석하고자 한다.

본 논문에서는 이러한 원칙하에, 배분적 외부성이 존재할 때 경매를 통해 효율적 배분을 최대한 달성할 수 있는 방법을 찾는다. 이를 위하여 먼저 제Ⅱ장에서는 경매를 통한 배분의 효율성과 관련하여 기존 논문에서 제시한 이론적 결과를 검토한다. 주파수와 같은 국가 자원의 경매가 비효율적인 배분을 낳을 가능성이 있는 것은 기본적으로 경쟁을 약화시켜 소비자후생을 저해하기 때문이다. 기존 논문들은 대체로 신규 사업자의 진입을 촉진함으로써 경쟁을 활성화하는 방법에 대한 이론적 결과들을 제시하고 있다. 외국의 주파수경매에서도 기존 사업자들의 입찰을 제한함으로써 경쟁의 활성화를 꾀한 사례를 찾아볼 수 있다. 그러나 제Ⅲ장에서 살펴보듯이 우리나라의 경우에는 기존 이동통신사업자 중 1위와 2위 사업자의 입찰을 제한하였는데, 이는 우리나라 이동통신시장에 신규 사업자가 출현하기 어려운 점을 감안하여 기존 사업자 간 경쟁을 활성화하기 위함이다. 그러나 입찰자격 제한은 의도와 달리 오히려 경쟁을 가장 활성화시킬 수 있는 길을 차단할 가능성도 있다.

시장점유율이 낮은 사업자의 입찰가에 높은 가중치를 주어 입찰점수를 비교하는 방식으로 경매규칙을 변경하면 배분 결과가 더 효율적으로 바뀔 수 있다는 것이 본 논문의핵심적인 주장이다. 새로운 규칙하에서는 경쟁이 활성화되어 소비자후생이 증가하는 효과가 경매 결과에 반영되기 때문이다. 이를 이론적으로 확인하기 위하여 먼저 제 \(\text{N}\) 장에

⁴ 최적경매에 대해서는 Myerson(1981), Riley and Samuelson(1981) 등을 참고하라. Jehiel and Moldovanu (2000)는 배분적 외부성이 존재할 때 판매자의 수입을 극대화시켜 주는 경매 설계에 대해 논하고 있다.

⁵ 현실적으로 국가재정을 고려하지 않을 수는 없으므로 많은 나라에서 주파수경매방식을 설계할 때 경매수입 또한 고려하고 있다. Jehiel and Moldovanu(2003)의 p.285, p.298과 Hoppe et al.(2006)의 각주 3을 참고하라. 한편, 최근 주파수경매 설계의 주요 목표로 공정성 또한 중요하게 부각되고 있으나 효율성 극대화에 집중하기 위하여 본 논문에서는 고려하지 않는다.

⁶ 정부 사업의 경우 최대의 효율성이 달성되지 않는다는 정부의 실패까지 감안하면, 효율적이지 않은 사업을 수행하기 위해 효율적 배분을 포기한다는 것은 쉽게 정당화될 수 없다.

서 호텔링 모형(Hotelling model)에 따라 가격경쟁을 하는 경우 최고가 입찰자가 낙찰 받는 표준경매(standard auction)는 배분적 효율성을 달성하지 못할 수 있음을 보이고, 비효율적 배분 결과가 나타나는 조건을 찾아본다. 제 V 장에서는 일부 입찰가에 높은 가 중치를 주더라도 입찰자들의 전략이 바뀌지 않으며 이러한 규칙을 도입함으로써 배분 결과를 파레토 개선할 수 있음을 보이고 적절한 가중치의 조건을 도출한다. 제 VI 장에서는 요약과 함께 결론을 제시한다.

Ⅱ. 기존 문헌 검토

Jehiel and Moldovanu(2003)는 경매가 비효율적 배분을 낳을 수 있는 여러 가지 가능성을 제시하고 있다. 요약하자면 경매물품들이 서로 보완성을 가지고 있거나 구매자들이 서로 관련성이 있을 경우에 경매가 종종 비효율적 배분 결과를 가져올 수 있다. 전자의 경우는 경매대상이 하나가 아닌 여러 개의 물품일 때에 관한 결과로서, 하나의 물품에만 입찰하도록 하는 경매와 여러 물품에 동시에 입찰하도록 하는 경매 모두 비효율적 결과를 가져올 가능성을 내포한다. 7 후자의 경우는 경매의 결과가 시장에서의 경쟁에 영향을 줄 때에 관한 결과로서, 본 논문이 주목하는 상황이다. 이에 관한 간단한 예가 Jehiel and Moldovanu(2003)의 Box 5에 소개되어 있는데 다음과 같다.

하나의 기업을 인수하려는 3개의 기업이 있는데, 인수에 성공한 기업의 이윤은 π 만큼 증가한다. 기업 1이나 기업 2가 인수할 경우 두 기업 중 패자는 α 만큼 이윤이 감소하나, 기업 3의 이윤은 γ (< α)만큼 감소한다. 기업 3이 인수할 경우 기업 1과 기업 2의 이윤은 그대로이다. 이때 모든 기업이 인수전에 참여하는 유일한 균형은 기업 1이나 기업 2가 $\pi+\alpha$ 의 가격에 인수하여 두 기업 모두 이익이 α 만큼 감소하고 기업 3의 이익은 γ 만큼 감소하는 것이다. 그러나 기업 1이 인수전에 참여하지 않는다고 선언할 경우 기업 3이 π 의 가격에 인수하게 되므로 모든 기업의 이익은 변화가 없다.

이 예에서 기업 1과 기업 2가 모두 인수전에 참여할 때 입찰가가 π 에 그치지 않고 $\pi + \alpha$ 까지 올라가는 것은 인수전에서 패배할 때 이윤이 오히려 감소하기 때문이다. 기

⁷ Jehiel and Moldovanu(2003)의 Box 1부터 Box 3까지를 참고하라.

업 1의 입장에서는 기업 2가 인수에 성공하는 것보다 자신이 높은 입찰가를 제출해서 낙찰받는 것이 손해가 적어질 수 있는데, 기업 3이 인수에 성공할 경우 이윤의 감소가 전혀 없으므로 기업 3과 경쟁할 때에는 π 보다 높은 입찰가를 제출할 유인이 없다. 주목할 것은 기업 2가 인수하는지, 기업 3이 인수하는지에 따라 기업 1의 이윤이 달라질 수 있다는 점이다. 다시 말해 자신이 낙찰받는지 여부뿐 아니라 누가 낙찰받는지에 따라 기업 1의 이윤이 영향을 받는다. 이러한 상황은 낙찰받은 물품이 시장에서의 경쟁에 영향을 미칠 때 자주 발생할 수 있다.

이에 이어서 Jehiel and Moldovanu(2003)는 신규 사업자의 진입으로 인해 경쟁이 심화되는 것을 막기 위하여 기존 사업자들이 더 높은 입찰가를 제출하므로 경매가 기존 사업자들에게 더 유리함을 지적하였다. 이러한 관찰은 기존 사업자의 입찰을 제한함으로써 경쟁을 활성화하고 사회후생을 증대시킬 수 있다는 점을 시사한다. 한편, Hoppe et al.(2006)은 같은 문제의식으로부터 출발하여 경매대상으로 선정된 주파수대역의 수와 신규 사업자의 진입 가능성 사이에 단조적이지 않은 관계가 성립할 수 있음을 보였다. 이 결과는 신규 사업자의 진입을 촉진하고자 할 때 더 많은 수의 주파수대역을 경매에 부치는 것이 바람직한 대안이 아닐 수 있다는 점을 시사하고 있다.8

Moldovanu and Sela(2003)와 Janssen and Karamychev(2009)는 경매에 참여한 기업들이 시장에서 경쟁할 경우 경매가 비효율적 배분 결과를 가져올 수 있는 여러 가지 상황을 제시하고 있다. 기업들이 서로에 대한 정보를 불완전하게 보유하고 있으면 입찰가 신호로서 작용할 수 있으므로 입찰가를 과장하거나 축소할 유인을 가지게 된다. Das Varma(2003)와 Goeree(2003)도 유사한 상황에서 경매를 통한 배분 결과가 비효율적일 수 있음을 보였다. 이에 대하여 Janssen et al.(2011)은 자발적으로 경매참가비를 납부하도록 허용할 경우 이러한 유형의 비효율성이 해소될 수 있음을 이론적으로 입증하였다. 그러나 이는 기본적으로 정보가 불완전할 경우 경매참가비를 통해 정보를 얻어 불확실성을 해소할 수 있다는 것을 의미한다. 정보가 충분한 경우에도 배분적 외부성이존재함을 고려하면 모든 비효율성이 경매참가비를 통해 해소되는 것은 아니라는 점에주의할 필요가 있다.

국내 문헌으로는 박동욱 외(2002), 최계영·전수연(2006)이 주파수경매에서 배분적

⁸ Hoppe *et al.*(2006)의 정리 6에서는 기존 사업자와 잠재적 신규 사업자가 주파수에 대해 입찰하고자 하는 최고가격이 매우 비슷하다면, 진입하는 신규 사업자 수의 기댓값이 극대화되는 것은 기존 사업자 의 수보다 하나 적은 수의 주파수대역을 경매에 부칠 경우임을 보여주고 있다.

외부성이 존재할 수 있음을 설명하고, 이를 고려하여 경매가 설계되어야 함을 주장하였다. 설성호·신민수(2013), 정인준·여재현(2011), 최계영 외(2009) 등은 주파수경매 설계 시 경쟁에 미치는 영향을 고려하여 입찰참가자격을 제한하거나 주파수총량제를 실시할 필요가 있음을 주장하였다.

Ⅱ. 우리나라의 주파수경매제도

1. 우리나라 주파수경매의 개요

우리나라에서는 2011년 8월과 2013년 8월 두 차례에 걸쳐 주파수경매가 실시되었다. 이를 위해 2010년 6월에 전파법을 개정하여 제11조에 주파수경매 실시에 대한 근거를 마련하였다. 두 차례의 주파수경매는 서로 약간 다른 방식으로 진행되었는데, 정인준 여재현(2011)에 따르면 대역별로 전파 특성이 달라 활용할 수 있는 방법이나 조건이 다른 점, 대역별로 시장경쟁상황 및 산업생태계 구조 등이 달라 주파수의 가치가 다른 점을 고려하여 경매를 매번 새롭게 설계할 필요가 있기 때문이다.

2011년 8월에 실시된 첫 번째 주파수경매에서는 서로 다른 대역에서 3개의 주파수블록을 경매대상으로 선정하였고, 3개의 기존 사업자만이 입찰에 참여하여 각각 하나씩의블록을 낙찰받았다. 이 중 3세대(3G) 이동통신서비스 용도로 사용되는 국제공통대역은다른 두 사업자가 이미 확보하고 있었으므로 이 대역에서의 경쟁을 촉진하기 위하여LGU+에게만 입찰을 허용하였다. 4세대 이동통신서비스 용도로 큰 가치를 가지는 대역에 대한 나머지 두 사업자의 경쟁이 치열했는데, 83라운드에 걸친 오름입찰 끝에 SKT가 최종적으로 이 대역을 차지하였다. KT는 800MHz 대역의 10MHz 폭을 최저경쟁가격인 2,610억원에 확보하였고, SKT는 1.8GHz 대역의 20MHz 폭을 9,950억원에, LGU+는 2,1GHz 대역의 20MHz 폭을 최저경쟁가격인 4,455억원에 확보하였다.

2013년 8월에 실시된 두 번째 주파수경매에서는 2개의 대역에서 4개의 주파수블록을 경매대상으로 선정하였는데, 역시 3개의 기존 사업자만이 입찰에 참여하였고 각각 하나씩의 블록을 낙찰받았다. 이 경매에서는 밴드플랜 간의 경합이라는 새로운 방식이 도입되어. 입찰자가 밴드플랜과 주파수블록을 명시하여 입찰하면 입찰가의 전체 합이 높은

밴드플랜을 승자밴드플랜으로 하고 해당 밴드플랜의 각 주파수블록에서 가장 높은 입찰가를 제시한 참여자를 승자로 하였다. 밴드플랜 1은 3개의 주파수블록을 포함하고 있으나 그중 하나의 블록에 대해서는 LGU+에게만 입찰을 허용하였고, 밴드플랜 2는 4개의주파수블록을 모두 포함하고 있으며 참여 제한이 없었다. 밴드플랜 2에만 포함된 주파수블록은 KT가 기할당받은 대역의 인접대역으로서 KT가 높은 입찰가를 제출할 것으로예상되었고, SKT와 LGU+는 밴드플랜 1에 입찰하여 밴드플랜 간 경쟁을 형성할 것으로예상되었다. 50라운드에 걸친 오름입찰을 거친 후 밀봉입찰을 통해 경매를 종료하였는데, 밴드플랜 2가 승자밴드플랜이 되었으며 KT가 1.8GHz 대역의 15MHz 폭을 9,001억원에, SKT가 1.8GHz 대역의 35MHz 폭을 10,500억원에, LGU+는 2.6GHz 대역의 40MHz 폭을 최저경쟁가격인 4,788억원에 확보하였다.9

2. 경매 설계 시 고려요소

앞 절에서 본 바와 같이 주파수경매를 설계할 때에는 여러 요소를 고려한다. 주파수경매의 기본 목적은 주어진 주파수대역을 효율적으로 활용할 수 있는 사업자를 선별하는 데 있으므로 먼저 주파수 수요에 대한 분석이 필요하다. 어느 수요분야에서 어떠한 주파수대역을 필요로 하는지,10 그 대역을 원하는 사업자가 누구인지, 그 가치를 어느 정도로 평가하고 있는지11 파악하여 입찰경쟁을 유도하는 경매방식을 고안하고 최저경 쟁가격을 정하는 데 활용한다. 여기에는 저가낙찰을 방지함으로써 국가의 재산인 주파수가 적정가격에 할당되어 국가재정에 도움이 되도록 하는 목적도 있다.12

여기에 추가적으로 국민경제 전체에 미치는 영향을 고려하지 않을 수 없다. 주파수와

⁹ SKT는 경매조건에 따라 2011년 8월에 확보한 1.8GHz 대역의 20MHz 폭을 반납하였고 KT는 기존에 1.8GHz 대역의 20MHz 폭을 확보하고 있었으므로, 최종적으로 두 기업은 해당 대역에서 각각 35MHz 폭을 확보하게 되었다.

¹⁰ 주파수는 크게 방송과 통신 용도로 사용되는데, 방송은 지상파방송, 위성방송, DMB방송 등으로 용도 가 나뉘며, 통신도 이동통신뿐 아니라 공공분야에서의 통신, 근거리통신, 사물통신 등 다양한 용도로 나뉜다. 우리나라에서는 이동통신 용도로 할당되는 주파수대역에 대해서만 경매를 실시하였고, 앞으로 도 한동안 그러할 가능성이 높다.

¹¹ 주파수의 가치에 있어서 국제적 주파수 조화(global spectrum harmonization), 기술 발전 가능성, 주파수 조달 가능성도 중요한 영향을 미친다. 이러한 요소들은 단말기 수급, 해외 로밍, 국가 간 전파간섭 방지, 향후 주파수 활용 가능성 등에 직·간접적으로 연관되어 있기 때문이다. 이를 지적해 준 익명의 검토자에게 감사드린다.

¹² 필요성이 낮은 주파수대역을 낮은 가격에 할당하는 것보다 필요성이 높은 주파수대역을 발굴하여 높은 가격에 할당하는 것이 국가재정에 도움이 된다는 의미이다.

같이 경제적 가치가 큰 자원은 그것을 누가 사용하는지에 따라 소비자와 다른 산업에 미치는 파급효과가 매우 크다. 첫 번째로 시장경쟁상황이 바뀔 수 있다. 이미 많은 주파 수를 확보하여 시장지배적 지위를 누리고 있는 사업자가 중요한 주파수대역을 추가로 확보할 경우 경쟁이 약화될 수 있다. 신규 사업자에게 주파수대역이 할당되도록 하면 경쟁은 분명히 활성화된다. 한편, 시장지배적 지위를 가지고 있지 않은 기존 사업자에 게 주파수대역을 추가로 할당하는 것도 경쟁을 부추길 수 있으며, 경우에 따라서는 신 규 사업자에게 할당하는 것보다 경쟁촉진효과가 클 수 있다. 두 번째로 산업파급효과가 달라질 수 있다. 어느 사업자가 주파수를 할당받는지에 따라 용도나 가치가 달라질 수 있고. 이에 따라 단말기 제조업 등 전방연관산업. 방송이나 통신을 활용하여 생산성을 높일 수 있는 후방연관산업 등에 미치는 효과가 달라진다. 주파수경매를 설계할 때에는 사업자가 제시하는 입찰가 외에도 시장경쟁상황과 산업파급효과를 고려할 필요가 있다. 마지막으로 경매에서 나타날 수 있는 부작용과 이로 인해 바람직하지 못한 경매 결과 를 얻게 될 가능성을 고려하여 이에 대한 대책을 마련해야 한다. 흔히 언급되는 부작용 으로는 승자의 저주, 자본조달능력 제약, 담합 가능성 등이 있다. 승자의 저주는 주파수 대역에 대한 가치를 과도하게 책정한 사업자가 낙찰받을 경우 오히려 사업을 진행하지 못하게 되어 비효율적인 결과가 나타날 수 있음을 의미한다.13 사업자 간에 자본조달능 력의 격차가 있을 경우. 주파수를 효율적으로 활용할 수 있는 능력은 부족하더라도 자 본력이 충분한 사업자가 주파수대역을 낙찰받을 가능성이 있다. 마지막으로 사업자끼리 담합을 통해 저가에 낙찰받을 가능성이 있는데, 이는 국가재정 측면에서도 손해일 뿐 아니라 상대적으로 덜 효율적인 사업자가 낙찰받을 경우에는 더욱 심각한 문제를 야기 한다. 따라서 이러한 부작용을 충분히 감안하여 이를 방지할 수 있는 제도적 장치를 경 매 설계 시 마련할 필요가 있다.

¹³ 주파수대역을 낙찰받아 사업을 하면 손해를 입을 경우, 위약금을 지불하고 낙찰받은 주파수대역을 반납하는 것이 오히려 손해가 적을 가능성도 있다. 정인준 · 여재현(2011)에 따르면 외국의 주파수경매 사례에서 낙찰 사업자가 파산하거나 사업을 포기하는 승자의 저주 현상은 주로 사업경험이 부족한 신규사업자에게서 발생하였다. 따라서 신규 사업자에게 주파수대역을 할당할 경우 경매절차에 적절한 안전 장치를 마련하거나 경매가 아닌 방식으로 할당하는 것을 고려할 필요가 있다.

3. 시장경쟁상황에 대한 고려

앞 절에서 경매 설계 시 여러 요소를 고려할 필요성에 대해 설명하였는데, 그중 시장 경쟁상황에 대하여 더 자세히 살펴보도록 한다. 제 II 장에서 설명한 바와 같이 주파수와 같은 희소한 자원의 경우에는 누가 그것을 낙찰받는지에 따라 후속시장에서의 경쟁이 크게 영향을 받을 수 있다. 공급이 충분한 자원의 경우에는 특정 공급주체로부터 확보하지 못하더라도 다른 공급원을 찾아 소요량을 확보할 수 있는 반면에, 주파수처럼 공급되는 양이 정해져 있는 자원의 경우에는 그렇지 않다. 따라서 주파수를 낙찰받은 사업자가 다른 사업자에 비하여 경쟁에서 유리하게 되고 더 높은 시장점유율을 차지하게되며, 반대로 다른 사업자의 시장점유율은 낮아지게 되는 배분적 외부성이 존재한다.

이러한 현상은 3개 이상의 사업자가 존재하고 누가 주파수를 낙찰받는지에 따라 다른 사업자에게 미치는 영향이 달라지는 경우에 더욱 확연하게 드러나는데, 이때 사업자들은 자신과 직접적인 경쟁관계에 있는 사업자가 낙찰받을 경우 손해가 커지므로 그러한 가능성이 높을수록 이를 방지하기 위해 더 적극적으로 입찰에 참여한다. 그러나 제맛장에서 살펴보는 바와 같이 사업자의 수가 2개일 때에도 배분적 외부성이 존재할 수 있고, 이에 따라 경매 결과가 비효율적일 수 있다.

이와 같이 경매 결과에 따라 시장경쟁상황이 바뀔 수 있는 가능성을 고려하여 우리나라를 비롯한 각국에서는 경매참여자격에 대한 제한을 설정하기도 한다.14 정인준 · 여재현(2011)에 따르면 영국, 덴마크, 캐나다 등에서 경매참여를 제한한 바 있고, 독일, 오스트리아, 네덜란드 등에서 주파수총량을 제한하도록 경매조건을 설정한 바 있다. 우리나라에서도 2011년 8월 경매의 경우 하나의 특정 주파수대역에 대해서는 LGU+만 입찰할 수 있도록 참여조건을 설정하였고, 2013년 8월 경매의 경우 밴드플랜과 주파수대역의 조합 7개 중 하나에 대해서 LGU+만 입찰할 수 있도록 하였다. 이는 그 주파수대역을 SKT나 KT가 낙찰받을 경우 경쟁에 왜곡이 발생할 수 있다는 판단에 기반한 결정이었다.15

¹⁴ 전파법 제10조 제1항과 그 시행령 제11조 제1항에서는 경매참여자격을 제한할 수 있도록 하고 있다.

¹⁵ 이로 인한 경쟁의 왜곡은 다음의 두 가지 가능성으로 나누어 생각해 볼 수 있다. 하나는 LGU+가 해당 주파수대역을 확보하지 못하게 될 경우 실질적으로 나머지 두 사업자만 해당 주파수대역을 활용하는 시장에서 경쟁하게 되는 데 따른 경쟁 약화 가능성이다. 다른 하나는 SKT나 KT가 해당 주파수대역을 확보할 경우 두 사업자 중 하나가 경쟁에서 우위를 점하게 되어 경쟁이 약화될 가능성이다. 2013년 8월의 경매는 LGU+가 1.8GHz에 단독 입찰할 수 있는 밴드플랜 1이 승자밴드플랜이 될 경우 1.8GHz 대역에서 3개 사업자가 경쟁하게 되고, 밴드플랜 2가 승자밴드플랜이 될 경우 동 대역에서 SKT와 KT가

뿐만 아니라 공정하고 효율적인 경쟁이 될 수 있도록 이용조건을 부과하기도 한다. 예 컨대 2013년 8월 경매에서 제시된 조건 중에는 SKT나 KT 중 하나의 사업자가 1.8GHz 대역을 확보하여 광대역서비스가 가능해질 경우 처음에는 광대역서비스 지역을 수도권 으로 제한하고 점차적으로 광역시, 전국으로 늘려 가도록 하는 조건이 있다. 이는 광대 역 이동통신서비스 경쟁에서 하나의 사업자가 과도하게 우위를 점하는 것을 방지하는 데 목적이 있다.

이와 같이 경매참여조건과 이용조건을 부과하는 것이 유효경쟁(effective competition)을 유도하는 데 도움이 되는 것은 분명하나, 이를 효과적으로 달성하기 위해서는 많은 양의 정보가 필요하다. 경매의 장점은 정보가 충분하지 않을 때에도 사업자 간 입찰경쟁을 통하여 가장 효율적인 사업자를 선별하고 판매수익을 극대화할 수 있다는 데 있다. 16 따라서 주파수경매와 같이 배분적 외부성이 존재하여 경매 결과가 비효율적일 가능성이 있는 경우에는 경매의 장점을 온전히 활용할 수 없고 주파수에 대한 수요, 경제적 가치, 시장경쟁에 미치는 영향 등에 대한 정보를 가능한 한 많이 수집하여 경매 결과가 효율적으로 되도록 설계에 신중을 기할 필요성이 있다.

만약 시장과 사업자에 대한 정보가 적다면 이와 같이 경매참여조건과 이용조건을 부과함으로써 경매 결과에 영향을 미치는 행위가 오히려 비효율성을 증폭시킬 수도 있다. 예컨대 주어진 주파수를 2위 사업자에게 할당하는 것이 서비스의 품질을 현격히 증가시키고 시장경쟁을 활성화시키는 효과가 있어 국민경제적으로 가장 바람직한 경우를 상정하면, 이러한 정보가 부재하여 1위와 2위 사업자의 참여를 제한할 경우 오히려 경매 결과가 왜곡된다. 따라서 정보가 적을수록 제한조건 부과가 결과에 미치는 영향의 불확실성이 크고 배분적 외부성은 여전히 존재하므로 경매 결과가 효율적인 배분으로부터 멀어질 가능성이 높아진다. 다음 장에서는 배분적 외부성으로 인하여 경매가 비효율적 배분을 낳게 되는 경우가 언제인지 분석하고, 제 V 장에서는 경매참여조건이나 이용조건을 부과하지 않고도 경매에 따른 비효율적 배분 가능성을 감소시킬 수 있는 방법에 대해살펴본다.

같은 폭의 광대역을 확보하여 경쟁할 수 있도록 고안되었다.

¹⁶ 만약 정부가 충분한 정보를 가지고 있다면 굳이 경매를 통하지 않고도 주어진 주파수대역을 가장 효율적으로 활용할 수 있는 사업자에게 가장 적절한 가격으로 할당할 수 있을 것이다.

Ⅳ. 경매를 통한 배분의 효율성

먼저 경매를 통해 필수자원을 배분할 때 효율성이 달성되는 경우와 그렇지 않은 경우가 어떻게 구분되는지 살펴보자. 아래에서는 불확실성에 따른 비효율적 배분 가능성을 제거하기 위하여 차상위가격경매(second-price auction)를 상정함으로써 입찰자들이 선호를 거짓 없이 표출하는 경우를 분석한다. 차상위가격경매는 참가자 수가 적을 때 담합에 취약하다는 단점으로 인하여 주파수경매에서 더 이상 사용되고 있지 않으나, 현재널리 사용되고 있는 동시다중라운드경매(simultaneous multiple round auction)도 이론적으로 차상위가격경매와 같은 결과를 낳는다.17 따라서 현실의 경매방식과 과정은 다를 수 있으나 결과가 같은 차상위가격경매를 상정하여 분석하는 것은 무리가 없을 것으로 보인다.

경매물품을 낙찰받아 생산성을 높이고자 하는 두 기업이 있다. 두 기업은 호텔링 모형에 따라 가격경쟁을 하고 있다. 기업 1과 기업 2의 상품에 대한 소비자의 만족도를 각각 v_1 과 v_2 라고 하고, 상품가격을 각각 p_1 과 p_2 라고 하자. 18 단위 거리를 이동하는 데 드는 비용을 1이라고 하면, [0,1] 선상에서 θ 에 위치한 소비자가 두 기업의 물품을 구매함으로써 얻는 순효용은

$$\begin{split} U_1 &= v_1 - \theta - p_1 \\ U_2 &= v_2 - (1 - \theta) - p_2 \end{split}$$

이므로 $U_1>U_2$ 인 소비자들은 기업 1로부터 구매하고 $U_1< U_2$ 인 소비자들은 기업 2로부터 구매한다. 따라서 기업 1과 기업 2의 상품에 대한 수요함수는 각각

$$d_1 = \frac{1}{2} + \frac{v_1 - v_2 - p_1 + p_2}{2}$$

$$d_2 = \frac{1}{2} + \frac{v_2 - v_1 - p_2 + p_1}{2}$$

¹⁷ 동시다중라운드경매는 참가자들이 동시에 입찰하되 승자와 낙찰액이 결정될 때까지 여러 번 반복하는 경매방식으로, 이론적으로는 오름입찰경매(ascending bid auction)와 같은 결과를 준다. 한편, 오름입찰경매가 차상위가격경매와 같은 결과를 준다는 사실은 널리 알려져 있다.

¹⁸ v_1 과 v_2 는 충분히 커서 모든 소비자가 두 상품 중 하나를 반드시 구매하는 경우를 상정한다. v_1 -0.5 와 v_2 -0.5를 각 상품에 대한 소비자들의 만족도 평균이라고 하고, 소비자의 효용함수는 만족도 평균에 주관적 선호를 반영하는 항이 더해지는 것으로 해석할 수도 있다.

가 된다. 두 상품의 내재적 가치 차이를

$$\delta := v_1 - v_2$$

로 정의하면 $d_1=(1+\delta-p_1+p_2)/2$, $d_2=(1-\delta+p_1-p_2)/2$ 로 쓸 수 있다. 논의의 편의를 위해 생산비용은 두 기업 모두 0이라고 가정하고 생산성의 차이는 상품가치에 반영된다고 하자.

기업들의 이윤 극대화 문제에 따른 일계조건은

$$\frac{1+\delta+p_2}{2} - p_1 = 0$$

$$\frac{1-\delta+p_1}{2} - p_2 = 0$$

이므로 이를 풀면 다음과 같은 내쉬균형가격을 도출할 수 있다.

$$\overline{p_1} = 1 + \frac{\delta}{3} \tag{1}$$

$$\overline{p_2} = 1 - \frac{\delta}{3} \tag{2}$$

이때 균형생산량은 $\overline{d_1}=\overline{p_1}/2$, $\overline{d_2}=\overline{p_2}/2$ 이므로 각 기업의 이윤은

$$\overline{\pi_1} = \frac{1}{2} \left(1 + \frac{\delta}{3} \right)^2 \tag{3}$$

$$\overline{\pi_2} = \frac{1}{2} \left(1 - \frac{\delta}{3} \right)^2 \tag{4}$$

가 된다.

1. 상품가치 격차가 없고 자원의 가치 증대효과가 같은 경우

두 기업이 판매하던 기존 상품의 가치가 서로 같은, 즉 $\delta=0$ 인 경우를 상정해 보자. 두 기업은 모두 1/2의 이윤을 얻고 있다. 경매물품을 획득한 기업의 상품은 가치가 β 만큼 높아진다고 하자. β 에는 할당 후 시설투자로 인한 비용 증대, 향후 비슷한 자원이 할당될 가능성 등을 모두 고려한 후의 순가치만이 포함되어 있다. 경매 승자의 상품가

치가 다른 기업보다 β 만큼 높아지지만, 경매물품을 할당받지 못한 기업의 상품도 여전히 일부 소비자들이 구매한다. 경매의 승자는 이윤이 1/2에서 $(1+\beta/3)^2/2$ 로 높아지고 패자는 이윤이 반대로 $(1-\beta/3)^2/2$ 로 감소한다. 두 기업의 입찰가는 낙찰받을 경우의 이윤과 원래 이윤의 차이가 아닌, 낙찰받을 경우의 이윤과 패배할 경우의 이윤의 차이인

$$\frac{1}{2} \left(1 + \frac{\beta}{3} \right)^2 - \frac{1}{2} \left(1 - \frac{\beta}{3} \right)^2 = \frac{2}{3} \beta$$

가 된다. 어느 기업이 승자가 되든 경매대금을 납부한 후의 이윤은 공히 $(1-\beta/3)^2/2$ 가 되어 차이가 없다. 이때에는 효율성 문제도 발생하지 않는다.

2. 자원의 가치 증대효과만 다른 경우

다음으로 두 기업의 상품가치 간에는 차이가 없으나 경매물품이 상품가치를 높이는 정도는 다른 경우를 상정해 보자. 기업 1이 낙찰받으면 상품가치가 β_1 만큼 높아지고 기업 2가 낙찰받으면 상품가치가 β_2 만큼 높아지는 경우, 기업 1이 승자가 되면 두 기업의 이윤은

$$\pi_1^* = \frac{1}{2} \left(1 + \frac{\beta_1}{3} \right)^2$$

$$\pi_2^* = \frac{1}{2} \left(1 - \frac{\beta_1}{3} \right)^2$$

가 되고 반대로 기업 2가 승자가 되면 두 기업의 이유은

$$\pi_1^{**} = \frac{1}{2} \left(1 - \frac{\beta_2}{3} \right)^2$$

$$\pi_2^{**} = \frac{1}{2} \left(1 + \frac{\beta_2}{3} \right)^2$$

가 된다. 따라서 기업 1은 $\pi_1^* - \pi_1^{**}$ 를 입찰하고, 기업 2는 $\pi_2^{**} - \pi_2^{*}$ 를 입찰할 것이다. 이에 따라 기업 1과 기업 2의 입찰가는 각각

$$b_1 = \frac{\beta_1 + \beta_2}{3} \left(1 + \frac{\beta_1 - \beta_2}{3} \right)$$

$$b_2 = \frac{\beta_1 + \beta_2}{3} \left(1 + \frac{\beta_2 - \beta_1}{3} \right)$$

가 된다. 기업 1이 기업 2보다 경매물품을 더 효율적으로 활용할 수 있을 경우, 즉 $\beta_1 > \beta_2$ 일 때에는 기업 1이 낙찰받게 된다. 따라서 이때에도 효율성 문제가 발생하지 않는다.

3. 상품가치 격차만 있는 경우

다음으로 두 기업의 상품가치 간에는 차이가 있으나 경매물품이 상품가치를 높이는 정도는 같은 경우를 상정해 보자. 일반성을 잃지 않고 $\delta > 0$ 이라고 하자. 이때 기업 1이 승자가 되면 두 기업의 이윤은

$$\pi_1^* = \frac{1}{2} \left(1 + \frac{\delta + \beta}{3} \right)^2$$

$$\pi_2^* = \frac{1}{2} \left(1 + \frac{-\delta - \beta}{3} \right)^2$$

가 되고 기업 2가 승자가 되면 두 기업의 이윤은

$$\pi_1^{**} = \frac{1}{2} \left(1 + \frac{\delta - \beta}{3} \right)^2$$

$$\pi_2^{**} = \frac{1}{2} \left(1 + \frac{-\delta + \beta}{3} \right)^2$$

가 된다. 따라서 기업 1과 기업 2의 입찰가는

$$\begin{split} b_1 &= \pi_1^* - \pi_1^{**} = \frac{2}{9}\beta(3+\delta) \\ b_2 &= \pi_2^{**} - \pi_2^* = \frac{2}{9}\beta(3-\delta) \end{split}$$

가 된다. 따라서 항상 기업 1이 승자가 되고 기업 간 시장점유율의 격차는 더 커진다. 그러나 이때에도 효율성 문제는 발생하지 않는다.

4. 상품가치 격차도 있고 자원의 가치 증대효과도 다른 경우

마지막으로 두 기업의 상품가치 간에 차이가 있고 경매물품이 상품가치를 높이는 정도도 다른 경우를 상정해 보자. 일반성을 잃지 않고 $\delta>0$ 이라고 하자. 기업 1이 승자가될 경우에는 두 기업의 이윤이

$$\pi_1^* = \frac{1}{2} \left(1 + \frac{\delta + \beta_1}{3} \right)^2$$

$$\pi_2^* = \frac{1}{2} \left(1 + \frac{-\delta - \beta_1}{3} \right)^2$$

가 되고 기업 2가 승자가 될 경우에는 두 기업의 이윤이

$$\pi_1^{**} = \frac{1}{2} \left(1 + \frac{\delta - \beta_2}{3} \right)^2$$

$$\pi_2^{**} = \frac{1}{2} \left(1 + \frac{-\delta + \beta_2}{3} \right)^2$$

가 된다. 따라서 기업 1과 기업 2의 입찰가는

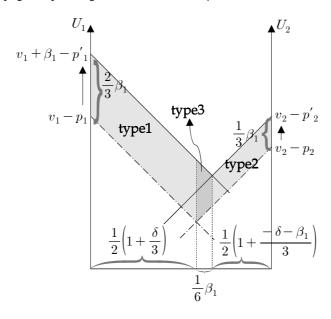
$$b_1 = \frac{1}{2} \left(1 + \frac{\delta + \beta_1}{3} \right)^2 - \frac{1}{2} \left(1 + \frac{\delta - \beta_2}{3} \right)^2 \tag{5}$$

$$b_2 = \frac{1}{2} \left(1 + \frac{-\delta + \beta_2}{3} \right)^2 - \frac{1}{2} \left(1 + \frac{-\delta - \beta_1}{3} \right)^2 \tag{6}$$

이 된다. 문제는 $\beta_1 < \beta_2$ 인 경우에 기업 2가 경매물품으로부터 더 높은 가치를 이끌어 낼 수 있음에도 불구하고 기업 1이 낙찰받는 경우가 발생할 수 있다는 것이다. 주의할 점은 β_2 가 더 크다고 해서 반드시 기업 2가 경매물품을 낙찰받는 것이 더 효율적인 것은 아니라는 점이다. 이는 기업 2의 시장점유율이 원래 낮았으므로 기업 2의 상품가치가 높아진다고 하더라도 이익을 얻을 수 있는 소비자의 수는 더 적을 수 있기 때문이다.

배분의 효율성을 판단하기 위해 소비자후생을 구할 필요가 있다. 기업 1이 승리할 때소비자후생의 변화는 다음과 같이 구할 수 있다(Figure 1 참조). 소비자들은 세 유형으로 나뉘는데, 첫 번째 유형은 원래 상품 1을 구매하던 소비자들로서, 상품의 가치가 β_1 만큼 오르지만 가격은 $\beta_1/3$ 만큼 오르므로 이들의 후생 증가분은 $2\beta_1/3$ 이다. 두 번째

[Figure 1] Changes in Consumer Surplus When Firm 1 Wins



유형은 원래 상품 2를 구매했고 여전히 상품 2를 구매하는 소비자들로서, 상품의 가치는 변함없지만 가격이 $\beta_1/3$ 만큼 하락하므로 이들의 후생 증가분은 $\beta_1/3$ 이다. 세 번째 유형은 원래 상품 2를 구매하다가 상품 1로 전환하는 소비자들로서, 후생이 $\beta_1/3$ 만큼 증가하는 소비자들부터 $2\beta_1/3$ 만큼 증가하는 소비자들까지 고르게 분포하고 있다. 각 유형의 소비자 수를 구하여 소비자후생의 변화를 계산하면

$$\Delta CS^* = \frac{1}{2} \left(1 + \frac{\delta}{3} \right) \cdot \frac{2}{3} \beta_1 + \frac{1}{2} \left(1 + \frac{-\delta - \beta_1}{3} \right) \cdot \frac{1}{3} \beta_1 + \frac{1}{6} \beta_1 \cdot \frac{1}{2} \beta_1$$
$$= \frac{\beta_1}{2} + \frac{\beta_1^2}{36} + \frac{\delta \beta_1}{18}$$

이 된다. 마찬가지 방법으로 기업 2가 승리할 때 소비자후생의 변화를 계산하면

$$\Delta CS^{**} = \frac{\beta_2}{2} + \frac{\beta_2^2}{36} - \frac{\delta \beta_2}{18}$$

이 된다. 구체적으로 어떠한 조건하에서 경매 결과가 비효율적일 수 있는지 찾아보기 전에 수치를 가정하여 예시를 보도록 하자.

에시. $v_1 = 3$ 이고 $v_2 = 2$ 인 경우를 상정하자. $\delta = v_1 - v_2 = 1$ 이다. 기업 1과 기업 2가 경매물품을 획득할 때 얻을 수 있는 가치 증대효과는 $\beta_1 = 1$, $\beta_2 = 2$ 라고하자. 경매 이전에는 기업 1의 시장점유율이 기업 2의 2배이고 기업 1과 기업 2의 이윤이 각각 8/9, 2/9이다. 만약 기업 2가 경매물품을 획득하면 기업 1과 기업 2의 이윤이 반대로 각각 2/9, 8/9이 되는 반면, 기업 1이 경매물품을 획득하면 이윤이 각각 25/18, 1/18이 되어 이윤격차가 더 커진다. 따라서 기업 1은 25/18과 2/9의 차이인 7/6까지 입찰가를 높이고, 기업 2는 5/6까지 입찰가를 높이므로 기업 1이 경매에서 승리한다. 그러나 기업 1이 승리하는 경우에는 소비자후생이 7/12만큼 상승하는 반면에 기업 2가 승리하는 경우에는 1만큼 상승하므로 이러한 배분은 소비자후생을 극대화하지 못한다. 뿐만 아니라 기업이 윤까지 더한 사회후생도 기업 2가 승리할 경우 1만큼 상승할 수 있었으나 기업 1이 승리함으로써 11/12만큼 상승하는 데 그치므로 배분이 비효율적이다. □

기존 논문에서도 이처럼 비효율적인 경매 결과가 발생할 수 있다는 것이 지적되었지만 기업이 3개 이상인 경우에 대해서만 논의가 이루어졌는데, 본 논문의 결과에 따르면 기업이 2개인 경우에도 비효율적인 경매 결과가 나타날 수 있다. 경매 결과가 비효율적으로 나타나는 조건을 찾아보기 위해 경매의 결과와 경매의 배분적 효율성에 관한 조건을 먼저 살펴보자.

보조정리 1. 기업 1의 상품가치 우위를 δ \in [0,3)이라 하자. 기업 1과 기업 2가 경매 물품을 획득함으로써 얻을 수 있는 상품가치 상승폭을 각각 $\beta_1,\beta_2>0$ 이라 하고 $\beta_1+\delta\leq 3,\ \beta_2-\delta\leq 3$ 이라 하자. 기업 2가 경매에서 승리하는 필요충분조 건은

$$\beta_2 - \delta \ge \beta_1 + \delta \tag{7}$$

이고, 기업 1이 경매에서 승리하는 필요충분조건은 그 반대이다.

증명. 기업 2가 경매에서 승리하기 위해서는 $b_2 \geq b_1$ 이어야 하므로 식 (5)와 식 (6)으로부터

$$(3-\delta+\beta_2)^2-(3-\delta-\beta_1)^2 \geq (3+\delta+\beta_1)^2-(3+\delta-\beta_2)^2$$

가 성립하여야 한다. 이를 정리하면

$$(\beta_2+\beta_1)(\beta_2-\beta_1)\geq 2\delta(\beta_2+\beta_1)$$

이 되고, $\beta_2 + \beta_1 > 0$ 이므로 위 식은 $\beta_2 - \beta_1 \geq 2\delta$. 즉

$$\beta_2 - \delta \ge \beta_1 + \delta$$

와 동치이다. ㅁ

 $\delta \leq 3$, $\beta_1 - \delta \leq 3$, $\beta_2 + \delta \leq 3$ 과 같은 조건들은 복점이 성립하기 위한 조건이다. 호 텔링 모형에서 두 기업의 상품가치 차이가 3보다 클 경우 하나의 기업이 시장을 독점하게 되기 때문이다. 보조정리 1은 2위 기업이 경매에서 승리하기 위해서는 경매물품을 획득함으로써 얻는 상품가치 상승폭이 경쟁기업보다 상당히 더 높아야 함을 의미한다. 이는 선도기업이 더 높은 입찰가를 제시할 유인이 존재하기 때문이며, 궁극적으로는 같은 수의 소비자를 경쟁자에게 빼앗기더라도 선도기업의 이익이 더 큰 폭으로 감소하기 때문이다. 19

보조정리 2. $\delta \in [0,3)$ 이고, $\beta_1,\beta_2>0$, $\beta_1+\delta \leq 3$, $\beta_2-\delta \leq 3$ 이라 하자. 기업 1이 승리하는 것이 사회후생 관점에서 배분적 효율성을 달성하는 필요충분조건은

$$\delta \ge (\beta_2 - \beta_1) \left(\frac{1}{2} + \frac{9}{5(\beta_1 + \beta_2)} \right) \tag{8}$$

이고, 반대의 경우에는 기업 2가 승리할 때 배분적 효율성이 달성된다.

증명. 사회후생은 소비자후생과 기업이윤의 합이므로

$$\Delta SS^* = \Delta CS^* + \pi_1^* - \overline{\pi_1} + \pi_2^* - \overline{\pi_2}$$
$$= \frac{1}{2}\beta_1 + \frac{5}{36}\beta_1^2 + \frac{5}{18}\delta\beta_1$$

이다. 같은 방법으로 기업 2가 승리할 때 사회후생의 변화는

$$\Delta SS^{**} = \frac{1}{2}\beta_2 + \frac{5}{36}\beta_2^2 - \frac{5}{18}\delta\beta_2$$

¹⁹ 필수생산요소에 대한 경매라는 관점에서 더 정확히 서술하면, 경매물품을 획득함으로써 얻을 수 있는 시장점유율과 경쟁기업에 패했을 때의 시장점유율의 격차가 두 기업 모두 같다고 하더라도, 두 상황에서 이익의 격차는 선도기업의 경우가 더 크다.

이다. 기업 1이 승리하는 것이 사회후생의 관점에서 배분적 효율성을 만족시키는 조건은 $\Delta SS^* \geq \Delta SS^{**}$ 이며, 이를 정리하면

$$10\delta(\beta_1 + \beta_2) \ge (\beta_2 - \beta_1)(5\beta_1 + 5\beta_2 + 18)$$

또는

$$\delta \ge (\beta_2 - \beta_1) \left(\frac{1}{2} + \frac{9}{5(\beta_1 + \beta_2)} \right)$$

이다 ㅁ

보조정리 2는 원래의 상품가치 격차가 클수록 그리고 경매물품이 상품가치를 올리는 정도에 있어서 두 기업 간의 차이가 작을수록 선도기업이 승리하는 것이 배분적 효율성을 달성할 가능성이 높음을 의미한다. 이는 다음의 두 가지 함의를 가진다. 첫 번째는 2위 기업이 경매물품을 이용하여 상품가치를 더 크게 증대시킬 수 있다고 하더라도 선도기업이 낙찰받는 것이 더 효율적일 수 있다는 점이다. 두 번째는 경매물품이 상품가치를 올리는 정도에 있어서 두 기업 간의 차이가 매우 크면 선도기업이 승리할 경우 배분적 효율성이 달성되지 못한다는 점이다. 위의 두 보조정리로부터 경매 결과의 배분적효율성에 관한 다음의 정리를 얻을 수 있다.

정리 1. $\delta \in [0,3)$ 이고, $\beta_1,\beta_2 > 0$, $\beta_1 + \delta \leq 3$, $\beta_2 - \delta \leq 3$ 이라 하자. 기업 1이 낙찰 받는 것이 배분적 효율성을 달성할 때에는 반드시 기업 1이 승리한다. 기업 2가 경매에서 승리할 때에는 배분적 효율성이 항상 달성된다. 다음과 같은 조건이 성립할 때에는 기업 1이 경매에서 승리하나 이는 비효율적이다.

$$eta_2 - \delta < eta_1 + \delta$$
 그리고 $\delta < (eta_2 - eta_1) iggl(rac{1}{2} + rac{9}{5(eta_1 + eta_2)} iggr)$

증명, 기업 2가 낙찰받는 조건은 보조정리 1의 결과로부터

$$\beta_2 - \beta_1 \ge 2\delta$$

일 때이다. 이때 효율성 조건을 살펴보면,

$$(\beta_2-\beta_1)\!\left(\frac{1}{2}+\frac{9}{5\left(\beta_1+\beta_2\right)}\right)\!\geq\,2\delta\!\left(\frac{1}{2}+\frac{9}{5\left(\beta_1+\beta_2\right)}\right)\!\geq\,\delta$$

이다. 두 번째 부등호는 $\beta_1+\beta_2>0$ 이므로 성립하며, 등호로 성립하는 경우는 $\delta=0$ 일 때뿐이다. 따라서 보조정리 2는 기업 2가 낙찰받을 때에는 항상 배분적 효율성이 만족됨을 보여준다. 이는 반대로 기업 1이 낙찰받는 것이 배분적 효율성을 만족하는 경우에는 기업 1이 낙찰받게 됨을 의미한다. 따라서 경매에 따른 배분이 비효율적인 경우는 기업 1이 낙찰받지만 그것이 배분적 효율성 조건을 만족하지 못하는 경우이므로 보조정리 1과 보조정리 2에 따라

$$\beta_2 - \delta < \beta_1 + \delta \ \text{그리고} \ \delta < (\beta_2 - \beta_1) \bigg(\frac{1}{2} + \frac{9}{5(\beta_1 + \beta_2)} \bigg)$$

인 경우이다. ㅁ

이 정리는 2위 기업이 경매물품을 낙찰받는 것이 더 효율적임에도 불구하고 선도기업이 낙찰받아 비효율적인 배분이 이루어지는 경우가 있음을 말해 주고 있다. 기본적으로 2위 기업이 경매물품을 이용하여 상품가치를 더 크게 중대시킬 수 있지만($\beta_2 - \beta_1 > \delta/Z$) 그 차이가 크지 않고($\beta_2 - \beta_1 < 2\delta$), 두 기업의 시장점유율 차이가 그다지 크지 않을 때 ($\delta < W$) 이러한 결과가 나타날 가능성이 있다. 특기할 만한 사항은 2위 기업이 경매물품을 낙찰받을 경우에는 반드시 결과가 효율적이고, 반대로 선도기업이 경매물품을 낙찰받는 것이 효율적인 경우에는 반드시 그러한 경매 결과가 나타난다는 점이다. 20 바꾸어 말하면, 2위 기업이 경매에서 승리함으로써 배분의 효율성이 왜곡되는 경우는 없다는 점이다.

다음의 따름정리는 앞의 절들에서 확인한 바와 같이 기업 간에 상품가치 격차가 없거나 경매물품이 상품가치를 올리는 정도가 같을 때에는 경매가 항상 효율적 배분을 달성한다는 사실을 보여주고 있다.

따름정리 1. $\delta \in [0,3)$ 이고, $\beta_1,\beta_2 > 0$, $\beta_1 + \delta \leq 3$, $\beta_2 - \delta \leq 3$ 이라 하자. $\delta = 0$ 이거 나 $\beta_1 = \beta_2$ 인 경우에는 경매가 항상 배분적 효율성을 달성한다.

²⁰ 선도기업이 경매물품을 획득할 때 이득을 얻는 소비자가 더 많으므로 선도기업의 승리가 효율적 배분 인 경우가 많다. 다만, 선도기업은 경매에서 승리하지 못할 경우 큰 기회비용을 지불해야 하므로, 자신 이 승리하는 것이 효율적일 때는 물론이고 자신이 승리하는 것이 비효율적인 경우에도 높은 금액에 입찰한다.

Ⅴ. 배분적 효율성 증진방안

제IV장에서 살펴본 바와 같이 가장 높은 입찰가를 제시하는 기업에 경매물품을 낙찰하는 경매방식하에서는 배분적 외부성으로 인하여 비효율적인 배분 결과가 나타날 수있다. 이와 같은 배분적 외부성은 생산에 필수적인 자원을 배분하는 경우 후속시장에서의 경쟁에 영향을 미칠 수 있기 때문에 나타난다. 이러한 경우 효율성을 복원하는 방법이 있는지에 대해 살펴보도록 하자.

먼저 정보가 충분한 상황에서는 굳이 경매를 통하지 않고도 효율적인 배분을 달성할수 있다. 다시 말하면, δ , β_1 과 β_2 를 모두 아는 경우에는 배분적 효율성에 관한 보조정리 2의 결과에 따라 배분하면 된다. 그러나 경매를 활용하는 목적은 주로 판매할 물품에 대하여 구매자들이 평가하는 가치를 판매자가 모르기 때문에 구매자들이 입찰을 통해 스스로 드러내도록 하는 데 있다. 즉, β_1 과 β_2 는 기업들에게만 알려져 있고 정부는 모르는 경우가 대부분이다. 따라서 이와 같이 정보가 비대칭적인 상황에서 배분적 효율성을 달성하는 방법이 있는지가 본 논문의 주된 관심사이다.

본 논문에서는 입찰가에 선형변형(affine transformation)을 가하여 입찰점수를 계산한 후, 더 높은 입찰점수를 받은 입찰자가 낙찰받는 변형된 규칙하에서 효율성을 완벽하게 복원할 수 있는지, 만약 불가능하다면 효율성 증진은 가능한지 살펴보고자 한다. 21 앞의 모형에서 기업 2의 입찰가에 더 높은 가중치를 두어 기업 1의 입찰가와 비교하는 방식으로 낙찰자 결정방식을 변경하기로 하자. 구체적으로 말하면, 기업 1과 기업 2의 입찰가를 각각 b_1 , b_2 라 할 때.

 $b_1 \geq mb_2 + n$

일 경우 기업 1이 낙찰받는 것으로 규칙을 변경한다. 이와 같이 규칙을 변경하더라도 입찰자들은 이전과 같은 입찰가를 제시한다.

보조정리 3. 오름입찰경매를 상정하자. 입찰가에 각각 다른 선형변형을 하여 낙찰자

²¹ 입찰가를 선형변형하는 방식은 규칙이 비교적 단순하여 이해하기 쉽다는 장점이 있다. 변형방식이 복 잡할 경우 입찰자들이 이를 이해하기 어려워 경매 설계자가 의도하는 대로 행동하지 않을 가능성이 있 으며, 이는 효율성을 더 왜곡하는 결과를 가져올 수 있다. 뿐만 아니라 이를 실행하는 정부도 복잡한 계산을 거쳐야 할 경우 실수할 가능성이 있고 검증하기 어려울 수 있다.

를 결정하더라도 입찰자들의 전략은 바뀌지 않는다.

중명. 오름입찰경매를 할 경우 입찰자들은 경매물품에 대한 자신의 평가가치 V_i 까지 입찰가를 올리는 것이 우월전략임이 알려져 있다. 즉, $b_1=V_1$, $b_2=V_2$ 가 우월전략균형이다. 입찰가에 선형변형을 하여 kb_1+l 와 mb_2+n 을 비교함으로써 낙찰자를 결정한다고 하더라도 V_i 까지 입찰하는 것이 우월전략이다. 입찰자 2가 b_2 를 입찰했을 때 $kV_1+l>mb_2+n$ 라면, 입찰자 1은 $kb_1+l>mb_2+n$ 이고 $b_1<V_1$ 인 b_1 을 입찰하여 V_1-b_1 만큼 이익을 얻을 수 있다. 입찰자 2의 입찰가가 $kV_1+l\leq mb_2+n$ 인 b_2 라면 입찰자 1은 입찰가를 더 높여 승리할 경우 $V_1-b_1<0$ 이 되어 손실을 입으므로 입찰가를 더 높일 유인이 없다. 이는 입찰자 2에게도 마찬가지이므로 두 입찰자는 각각 V_i 까지 입찰하는 것을 우월 전략으로 가진다. 이 결과는 입찰자가 3명 이상인 경우에도 똑같이 적용된다. 0

보조정리 3의 결과를 차상위가격경매로도 확장할 수 있다. 다만, 낙찰가를 다음과 같이 적절히 정의할 필요가 있다. 최고점을 받은 낙찰자는 차상위점수를 받은 입찰자와 점수가 같아지도록 하는 입찰가에 해당하는 금액을 납부하면 된다. 구체적으로 말하면, 두기업의 입찰가가 각각 b_1 , b_2 일 때 kb_1+l 와 mb_2+n 을 비교하는 경우를 상정하자. 편의상 $kb_1+l>mb_2+n$ 이어서 입찰자 1이 낙찰받는다고 하면, 입찰자 1은 $kP+l=mb_2+n$ 을 만족하는 $P(<b_1)$ 를 납부하도록 한다. 이와 같이 낙찰가를 정하면 선형변형하여 낙찰자를 결정하는 차상위가격경매에서도 자신의 평가가치만큼 입찰하는 것이 우월전략이된다. 22

보조정리 3에 따르면 기업들은 여전히 식 (5)와 식 (6)에 따라 입찰가를 제시한다. 이 를 $b_1 \geq mb_2 + n$ 에 대입하여 정리하면

$$(\beta_1 + \beta_2)(6 + 2\delta + \beta_1 - \beta_2) \geq m(\beta_1 + \beta_2)(6 - 2\delta + \beta_2 - \beta_1) + 18n$$

이 된다. 이를 다시 한 번 정리하면

$$2\delta + \frac{6(1-m)}{m+1} \geq \beta_2 - \beta_1 + \frac{18n}{(\beta_1 + \beta_2)(m+1)}$$

²² 이러한 결과는 입찰가에 단조증가변형(monotone increasing transformation)을 하는 경우로도 확장할 수 있다. 즉, 입찰가에 서로 다른 단조증가변형을 하여 낙찰자를 결정하는 오름입찰경매나 차상위가격 경매에서 자신의 평가가치까지 입찰하는 것이 우월전략이다.

과 동치이다. 이를 보조정리 2의 효율성 조건식 (8)과 비교하면, 다음이 성립할 때 경매 결과 조건과 효율성 조건이 일치하게 된다.

$$\frac{6(1-m)}{m+1} = 0$$

$$\frac{18n}{m+1} = \frac{18}{5}(\beta_2 - \beta_1)$$

연립방정식을 풀어 보면.

$$m=1$$

$$n=\frac{2(\beta_2-\beta_1)}{5}$$

으로 설정할 때 경매 결과가 반드시 배분적 효율성을 만족하게 된다.

문제는 β_1 과 β_2 를 모를 때 이를 실행할 수 있는지이다. 앞에서도 설명한 바와 같이 β_1 과 β_2 를 알 경우 경매를 통하지 않고도 효율성 조건에 따라 자원 배분이 가능하다. β_1 과 β_2 에 대한 정보가 없는 경우에는 효율성을 완벽하게 복원시키는 선형변형함수, 다시 말해 m과 n을 찾을 수 없다. 23 사후적으로는 식 (5)와 식 (6)으로부터 β_1 과 β_2 를 알아낼 수 있다. 그러나 만약 이와 같은 방법으로 구한 β_1 과 β_2 를 이용하여 n을 정하는 것으로 경매규칙을 바꾼다면, 사실상 n이 입찰가 b_1 과 b_2 의 함수가 되고 입찰자들도 이를 고려하여 입찰가를 결정하므로 더 이상 식 (5)와 식 (6)이 성립하지 않고 입찰가와 β_1 , β_2 의 관계식이 달라진다. 24 따라서 경매방식이 과도하게 복잡해지는 반면, 효율성이 얼마나 향상될 것인지는 명확하지 않다.

다음 정리는 상품가치 상승폭 β_1 , β_2 를 모르는 상황에서도 2위 기업에 유리하게 경매규칙을 바꾸면 효율성이 항상 향상될 수 있음을 보여준다. 자세히 말하면, 2위 기업의 입찰가 b_2 에 일정 배수를 곱한 mb_2 를 선도기업의 입찰가 b_1 과 비교하여 낙찰자를 결정하면 최고가 입찰자가 낙찰받는 표준경매(standard auction)보다 비효율적인 배분이 이루어질 가능성이 줄어든다. 기존 경매규칙하에서 비효율적인 배분을 얻었던 경우

²³ β_1 과 β_2 를 모르더라도 $\beta_2 - \beta_1$ 을 알면 효율성 복원이 가능하나, 정보가 비대칭적인 상황에서 $\beta_2 - \beta_1$ 을 정확히 알아내는 것은 불가능하다. 입찰자들이 자신에게 유리한 방향으로 β_1 과 β_2 를 거짓 보고할 유인이 있기 때문이다.

²⁴ n이 입찰가의 함수가 되면 mb_2+n 은 더 이상 선형변형이 아니게 되며, 단조증가변형도 아닐 수 있으므로 보조정리 3을 적용할 수 없다.

중 일부는 새로운 규칙하에서 효율적 배분으로 결과가 바뀌고 그 밖에는 같은 결과를 얻는다.

- 정리 2. $\delta \in [0,3)$ 이고, $\beta_1,\beta_2 > 0$, $\beta_1 + \delta \leq 3$, $\beta_2 \delta \leq 3$ 이라 하자. 기업 2의 입찰 가 b_2 에 $m = (8+\delta)/(8-\delta)$ 를 곱하여 b_1 과 비교하는 경매규칙하에서는, 표준적인 차상위가격경매보다 자원 배분이 파레토 개선된다.
- **증명**. $mb_2 \ge b_1$ 에 식 (5)와 식 (6)을 대입하여 정리하면

$$\beta_2 - \beta_1 \ge 2\delta + \frac{6(1-m)}{m+1}$$

이 되므로. $m = (8+\delta)/(8-\delta)$ 일 때 이 식은

$$\beta_2 - \beta_1 \ge \frac{5}{4}\delta \tag{9}$$

와 동치이다. 따라서 이러한 경매규칙하에서는 식 (9)가 성립할 때 기업 2가 낙 찰받고, 반대의 경우에는 기업 1이 낙찰받게 된다. 식 (9)가 성립할 때 효율성 조건을 살펴보면

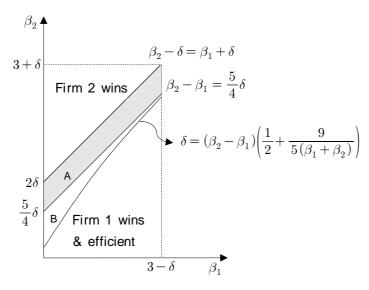
$$(\beta_2 - \beta_1) \left(\frac{1}{2} + \frac{9}{5(\beta_1 + \beta_2)} \right) - \delta \ge \frac{5}{4} \delta \left(\frac{1}{2} + \frac{9}{5(\beta_1 + \beta_2)} \right) - \delta$$
$$\ge \frac{5}{4} \delta \cdot \frac{4}{5} - \delta = 0$$

이다. 두 번째 부등호는 $0 < \beta_1 + \beta_2 \le 6$ 이기 때문에 성립한다. 두 번째 부등호가 등호로 성립하기 위해서는 $\beta_1 + \beta_2 = 6$ 이 되어야 하므로 $\beta_1 = 3 - \delta$, $\beta_2 = 3 + \delta$ 여야 하는데, 이를 만족하면서 첫 번째 부등호가 등호로 성립할 수있는 경우는 $\delta = 0$ 일 때뿐이다. 그러므로 보조정리 2에 따라 식 (9)가 성립할때에는 기업 2가 낙찰받는 것이 배분적 효율성을 만족한다. 따라서 새로운 규칙하에서 기업 2가 낙찰받을 때에는 반드시 배분적 효율성을 만족한다. 이는반대로 기업 1이 낙찰받는 것이 배분적 효율성을 만족할 때에는 식 (9)가 성립하지 않으므로 새로운 규칙하에서도 기업 1이 낙찰받음을 의미한다. 한편, 보조정리 1의 조건식 (7)이 만족되면 반드시 식 (9)도 만족되므로 표준적인 차상위가격경매에서 기업 2가 낙찰받는 경우에는 새로운 규칙하에서도 기업 2가 낙찰

받는다. 이를 종합하면, 표준적인 차상위가격경매에서 배분적 효율성을 만족하는 경우에는 새로운 규칙하에서도 같은 결과를 얻고, 배분적 효율성을 만족하지 않았던 경우에도 일부, 즉 $5\delta/4 \le \beta_1 + \beta_2 < 2\delta$ 일 때에도 새로운 규칙하에 서는 배분적 효율성을 만족하므로 새로운 규칙은 표준적인 차상위가격경매보다 파레토 개선된 결과를 준다. \square

정리 2의 결과는 아래 그림으로 요약할 수 있다. 표준적인 차상위가격경매에서는 A, B와 그 아래 영역에서 기업 1이 승리하고 A보다 위쪽 영역에서만 기업 2가 승리하였다. 정리 2에서 제시된 새로운 규칙하에서는 A와 그 위쪽 영역에서 기업 2가 승리하고 B와 그 아래 영역에서 기업 1이 승리한다. 즉, 기업 2가 낙찰받는 것이 더 효율적인 A영역에서 표준적인 차상위가격경매는 기업 1을 낙찰자로 결정하나, 새로운 규칙은 기업 2를 낙찰자로 결정한다. 따라서 새로운 규칙하에서 배분적 효율성이 더 자주 만족된다. 다만, B영역에서는 기업 2에 배분하는 것이 더 효율적임에도 불구하고 새로운 규칙하에서 여전히 기업 1이 낙찰받는 비효율적 배분 결과가 나타난다. 이는 β_1 과 β_2 를 사전적으로 알 수 없기 때문에 감수해야 하는 비효율성으로 볼 수 있다.25

[Figure 2] Allocative Efficiency Improves under the Modified Rule



²⁵ B영역에서 기업 2가 낙찰받을 수 있도록 조정하면 오히려 기업 1이 낙찰받는 것이 효율적인 경우에도 낙찰받지 못하게 되는 배분 결과를 얻을 가능성이 있다.

이 명제를 적용하기 위해서는 δ 를 알아야 하는데, 경매 전의 시장점유율은 오로지 δ 에 관한 식으로 표현되기 때문에 시장점유율을 바탕으로 δ 를 쉽게 구할 수 있다. 선도기업의 시장점유율 d_1 은 $d_1=(3+\delta)/6$ 이므로

$$\delta = 6d_1 - 3$$

으로 구할 수 있으며, 이를 대입해 보면 곱할 승수는

$$m = \frac{5 + 6d_1}{11 - 6d_1}$$

으로 계산할 수 있다. 따라서 시장을 균분하고 있을 때 $(d_1=0.5)$ 승수는 m=1이며, 선도기업의 시장점유율이 60%일 경우에는 2위 기업의 입찰가에 승수 m=43/37을 곱하여 비교하면 비효율적 배분 결과를 얻을 가능성이 줄어든다. 다음 예를 보자.

- 예시. $\delta=1$ 이고 $\beta_1=0.5$, $\beta_2=2$ 인 경우에 표준적인 차상위가격경매는 비효율적 배분 결과를 낳는다. 보조정리 2에 따르면 기업 2가 낙찰받는 것이 효율적 배분 임에도 불구하고 기업 1은 65/72를, 기업 2는 55/72를 입찰하므로 기업 1이 낙찰받게 된다. 그러나 정리 2에 따라 $\delta=1$ 혹은 $d_1=2/3$ 로부터 승수 m=9/7를 구하여 기업 2의 입찰가에 곱하면 기업 2의 점수가 55/56가 되므로 기업 2가 낙찰받을 수 있게 된다. 따라서 효율적 배분을 달성할 수 있다. \Box
- 예시. $\delta=1$ 이고 $\beta_1=1$, $\beta_2=2$ 인 앞의 예에서도 비효율적 배분이 일어난 것을 확인한 바 있다. 이때 승수 m=9/7을 기업 2의 입찰가에 곱하더라도 기업 2의 점수는 15/14에 불과하여 기업 1의 입찰가인 7/6에 미치지 못한다. 이와 같이 승수를 곱하여 추가점수를 받는다고 할지라도 효율적 배분을 복원시키지 못하는 경우도 존재한다. \square

Ⅵ. 결 론

주파수와 같은 필수생산요소는 상품의 품질 혹은 생산비용에 큰 영향을 미치는데 그 공급은 매우 제한되어 있으므로, 이를 어느 사업자가 확보하는지가 모든 사업자의 이익에 영향을 미친다. 이처럼 배분적 외부성이 존재할 때 경매가 비효율적인 결과를 낳을수 있다는 점은 비교적 널리 알려져 있으나, 어떻게 하면 효율적인 결과를 얻을 수 있는지에 대해서는 알려진 바가 적다. 본 논문에서는 상품시장에서 사업자들이 호텔링 모형에 따라 경쟁한다고 가정하고 어느 경우에 비효율적인 결과가 나타날 수 있는지 분석하였으며, 배분적 효율성을 증진시킬 수 있는 방안에 대해 논하였다.

본 논문의 시사점을 요약하면 다음과 같다. 기업의 이익과 소비자후생을 모두 감안하면, 경매를 통한 배분은 경매참여자가 2인일 때에도 비효율적일 수 있다. 이는 2위 기업이 주파수를 더 효율적으로 활용할 수 있다 하더라도 이를 통해 얻는 이익은 크지 않은 반면에 선도기업이 시장을 잠식당함으로써 입는 손실이 클 때 발생한다. 이러한 비효율적 배분 가능성을 줄이기 위하여 일부 기업의 입찰을 제한하는 사례가 외국에도 존재하고 우리나라에서도 법률로 규정하여 시행한 바 있으나, 주파수의 가치와 시장상황등에 대한 정보를 불완전하게 가지고 있을 때에는 입찰자격 제한이 오히려 비효율적인결과를 불러올 수 있다. 2위 기업의 입찰가에 어떠한 승수를 곱함으로써 2위 기업을 경매에서 유리하게 만들 경우 경매를 통한 배분 결과가 파레토 개선된다. 승수는 시장점유율 바탕으로 구할 수 있으며 시장점유율 격차가 클수록 높다.

이러한 결과는 비단 주파수경매뿐 아니라 필수생산요소이면서 공급이 제한되어 있는 자원의 경매에 똑같이 적용될 수 있다. 다른 생산요소로 대체가 가능하다면 배분적 외부성이 나타나지 않으며, 공급이 탄력적이어서 동일한 생산요소를 얼마든지 공급받을 수 있는 경우에도 그러하다. 그러나 다른 생산요소로 대체하기가 어려울수록, 공급이 비탄력적일수록 배분적 외부성이 나타날 가능성이 높아지고, 이러한 자원을 경매를 통해 배분하는 경우 본 논문의 결과를 적용함으로써 효율성을 향상시킬 수 있다.

본 논문에서 제시하는 방법으로는 배분적 효율성을 완벽하게 복원하는 것이 불가능하다는 약점이 존재하나, 기존의 표준적인 차상위가격경매에서 효율적으로 배분되는 경우를 포함하여 더 많은 경우에 배분적 효율성이 만족된다는 점은 강점이다. 배분적 효율성을 완벽히 복원할 수 있는 방법, 혹은 더 많은 경우에 효율성을 만족시킬 수 있는 방

법은 존재한다 하더라도 매우 복잡하여 실행이 용이하지 않을 것으로 보인다. 본 논문에서 도출한 승수는 2-경기자 호텔링 모형을 바탕으로 계산한 것이므로, 시장에서의 실제 경쟁양상이 모형과 다르다면 적절한 승수는 달라질 수 있다. 그러나 쿠르노 경쟁을하거나 기업의 수가 3개 이상인 경우에도 경쟁이 약화될수록 균형가격이 높아지고 사회후생이 감소하는 등 대체로 경쟁도와 사회후생은 비례하므로, 시장지배적 사업자가 경매물품을 낙찰받는 것이 경쟁을 약화시킬 가능성이 있다면 그중 일부는 사회적으로 비효율적인 배분 결과일 수 있다. 본 논문은 그러한 경우에 적절한 승수를 찾아 나머지 사업자들의 입찰가에 곱해 줌으로써 효율성을 증진시킬 수 있음을 시사한다. 기업의 수가더 많거나 경쟁양상이 다른 경우에 대한 자세한 분석은 후속 연구과제로 남긴다.

참고문헌

- 박동욱·왕규호·김원식·이승훈, 『주파수경매의 이론 및 사례 분석』, KISDI 연구보고서 02-19, 정보통신정책연구원, 2002.
- 설성호·신민수, 「유럽 주요국의 주파수 경매 정책 분석 및 국내 주파수 경매 설계 프레임워크 모색」, 『정보통신정책연구』, 제20권 제1호, 정보통신정책학회, 2013.
- 정인준 · 여재현, 『주파수 경매제 추진 현황 및 주요 이슈』, KISDI Premium Report 11-13, 정보통신정책연구원, 2011.
- 최계영·여재현·전수연·왕규호·윤기호·이홍재·이강오·최용제, 『주파수 경매규칙 설계 연구』, KISDI 정책연구 09-77, 정보통신정책연구원, 2009.
- 최계영·전수연, 『주파수 경매제: 이론과 현실』, KISDI 이슈리포트 06-08, 정보통식정책연구 원, 2006.
- Das Varma, G., "Bidding for a Process Innovation under Alternative Modes of Competition," *International Journal of Industrial Organization*, Vol. 21, 2003, pp.15~37.
- Goeree, J., "Bidding for the Future: Signaling in Auctions with an Aftermarket," *Journal of Economic Theory*, Vol. 108, 2003, pp.345~364.
- Hoppe, C., P. Jehiel, and B. Moldovanu, "License Auctions and Market Structure," Journal of Economics & Management Strategy, Vol. 15, No. 2, 2006, pp.371~396.
- Janssen, M. and V. Karamychev, "Do Auctions Select Efficient Firms?" *The Economic Journal*, Vol. 120, 2009, pp.1,319~1,344.
- Janssen, M., V. Karamychev, and E. Maasland, "Auctions with Flexible Entry Fees: A Note," *Games and Economic Behavior*, Vol. 72, 2011, pp.594~601.
- Jehiel, P. and B. Moldovanu, "Auctions with Downstream Interaction among Buyers," *RAND Journal of Economics*, Vol. 31, No. 4, 2000, pp.768~791.
- Jehiel, P. and B. Moldovanu, "An Economic Perspective on Auctions," *Economic Policy*, Vol. 18, No. 36, 2003, pp.269~308.
- Moldovanu, B. and A. Sela, "Patent Licensing to Bertrand Competitors," *International Journal of Industrial Organization*, Vol. 21, 2003, pp.1~13.
- Myerson, R., "Optimal Auction Design," Mathematics of Operations Research, Vol. 6,

No. 1, 1981, pp.58~73.

Riley, J. and W. Samuelson, "Optimal Auctions," *The American Economic Review*, Vol. 71, No. 3, 1981, pp.381~392.

〈관련 자료 목록〉

미래창조과학부, 「미래부, 1.8GHz 및 2.6GHz 대역 이동통신 주파수 할당계획 확정」, 보도자료, 2013. 6. 28.

미래창조과학부, 「이동통신용 주파수 경매 최종 결과」, 보도자료, 2013, 8, 30,

韓國開發研究

제36권 제4호(통권 제125호)

펀드투자 자금흐름의 결정요인: 유입자금과 유출자금은 대칭적인가?

신 인 석

(중앙대학교 경영학부 교수)

조 성 빈*

(숭실대학교 경제학과 부교수)

Determinants of Fund Investment Flows: Asymmetry between Fund Inflows and Fund Outflows

Inseok Shin

(Professor, School of Business Administration, Chung-Ang University)

Sungbin Cho

(Associate Professor, Department of Economics, Soongsil University)

* 교신저자

신인석: (e-mail) ishin@cau,ac,kr, (address) School of Business Administration, Chung-Ang University, 84, Heukseok-ro, Dongjak-gu, Seoul, 156-756, Korea.

조성빈: (e-mail) sungbin,cho@ssu,ac,kr, (address) Department of Economics, Soongsil University, 369, Sangdo-ro, Dongjak-gu, Seoul, 156-743, Korea.

- Key Word: 펀드투자 유입자금흐름(Fund Investment Inflow), 펀드투자 유출자금흐름(Fund Investment Outflow), 처분효과(Disposition Effect), 판매사 유인(Broker's Incentive)
- JEL Code: G20, G24, G28
- Received: 2014. 3. 14 Referee Process Started: 2014. 4. 8
- Referee Reports Completed: 2014. 9. 29

KDI Journal of Economic Policy, vol. 36, no. 4, 2014

© Korea Development Institute 2014

ABSTRACT

We investigate determinants of fund investment flows using Korean equity investment funds. Unlike previous studies which analyzed net-flows (inflow minus outflow), we analyze fund investment inflows and outflows separately that should properly reflect investors' fund selection and redemption decision. We find similar effects of past return, fund age on net-flows to existing studies based on US market data. The analysis of determinants of inflows shows that inflows are related to past return, fund age and sales fee as netflows. In contrast, outflows are found to behave quite differently from inflows. Apparently, asymmetry exists between fund investment inflows and outflows at the Korean fund selection market. Specifically, high past returns increase fund investment inflows while increase, rather than decrease, fund outflows. Moreover, 'convexity' is detected both in inflows and outflows: higher past returns accelerate outflows as well as inflows. Effects of sales fee also differ between inflows and outflows. In the 'affiliated' fund sample, sales fee is negatively related to inflows while positively related to outflows. In the 'unaffiliated' fund sample, sales fee is positively related to inflows, but no significant relationship exists with outflows. Empirical findings of this paper imply that the rational investor's fund selection view cannot provide a consistent explanation of the Korean fund selection market. In particular, the positive and convex relationship between past returns and fund outflows is inconsistent with the rational investor view. The fact that investor's fund investment appears to display 'disposition effect', which has been reported by studies of individual investors' stock investment behaviour suggests that the behavioral finance view should be a part of explanation for the Korean fund selection market. In addition, the strikingly different patterns between the 'affiliated' funds and the 'unaffiliated' funds, imply that brokers' incentive structure is another prevailing factor for fund investment flows.

ABSTRACT

본 논문은 펀드투자의 유입자금흐름과 유출자금흐름을 별도로 구분하여 결정요인을 실증 분석하였다. 과거 성과, 펀드연령, 펀드규모, 판매보수 등 주요 요인의 자금흐름에 대한 효과는 유입자금과 유출자금 사이에 큰 차이가 있었다. 과거 성과와의 양(+)의 관계, 펀드연령과의 음(-)의 관계 등 순유입자금을 기반으로 한 기존 연구에서 확립된 실증 결과는 유출자금에 대해서는 반대로 나타났다. 특히 과거 성과의 유출자금과의 관계는 '처분효과(disposition effect)'의 존재를 시사하였다. 한편, '계열 펀드'와 '비계열 펀드'를 구분할 경우 판매보수의 유입자금과 유출자금에 대한 효과가 두 펀드그룹 사이에 상이하여, 판매사 간의 유인체계 차이가 펀드선택시장에서 중요한 요인인 것으로 나타났다. '처분효과'의 존재 등 본 논문에서 미국의 기존 연구와 다른 분석 결과가 얻어진 이유는 표본의 차이에 기인하였을 가능성이 있다.

I . 서 론

펀드산업이 금융시스템에서 중요한 지위를 차지하기 시작한 90년대 초반 이후 펀드 투자 자금흐름의 결정요인은 미국 학계에서 지속적인 관심을 받아 온 연구주제이다. 지 난 20년간 상당한 연구 축적을 거치며 펀드투자 자금흐름과 펀드의 과거 성과. 연령, 판매보수 사이에 일정한 패턴이 존재한다는 점이 이제 미국 학계에서는 '정형화된 사실 (stylized fact)'로 받아들여지고 있다. 과거 성과와 관련하여서는 Ippolito(1992), Gruber (1996), Chevalier and Ellison(1997), Sirri and Tufano(1998)가 과거 성과와 펀드순유 입자금(net flow: 유입자금-유출자금) 사이에 양(+)의 관계가 있으며. 특히 자금흐름 의 과거 성과에 대한 민감도는 상위 성과 펀드일수록 높아지는 '볼록성(convexity)'이 존 재함을 보고하였다. 한편, Chevalier and Ellison(1997)은 연령과 펀드순유입자금 사이에 는 음(-)의 관계가 있을 뿐 아니라 연령이 높을수록 과거 성과에 대한 순유입자금의 민 감도가 낮아지는 관계. 즉 연령으로 통제한 과거 성과와 펀드순유입자금 사이에 '볼록성' 이 존재함을 보고하였다. 마지막으로 Sirri and Tufano(1998), Bergstresser, Chalmers, and Tufano(2009), Christoffersen, Evans, and Musto(2013)는 판매보수와 펀드순유 입 사이에 양(+)의 관계가 있다고 보고하였다. 또 Sirri and Tufano(1998)는 판매보수 가 높을수록 과거 성과에 대한 펀드순유입자금의 민감도가 높아지는 현상. 즉 판매보수 로 통제한 과거 성과와 펀드순유입자금 사이의 '볼록성'을 보고하였다. 이상의 정형화된 사실들을 전제로 하여 최근에는 펀드선택시장을 모형화하려는 이론적인 시도(Lynch and Musto[2003]; Berk and Green[2004]; Huang, Wei, and Yan[2007])가 등장하고 있는 것이 미국 학계의 연구흐름이다.

미국의 기존 연구는 모두 펀드로의 순유입자금 자료를 사용한 연구라는 점에서 공통적으로 연구자료 측면의 한계를 지니고 있다. 1 유입자금(inflow)과 유출자금(outflow)을 구분하여 분석한 연구로는 Ivkovic and Weisbenner(2009)가 유일하고, 미국을 제외한다른 국가의 연구를 찾는다 해도 영국시장을 연구한 Keswani and Stolin(2012)이 있을

¹ 이 외에도 설정액 자료의 취합이 어려운 미국의 경우 연구자들이 순자산과 수익률을 이용하여 펀드투자 자금흐름을 추정했다는 한계도 존재한다.

뿐이다. 게다가 존재하는 두 연구의 분석 결과는 상충된다. Ivkovic and Weisbenner (2009)는 펀드유입자금과 과거 성과 사이에는 양(+)의 관계가 있지만, 유출자금과 과거 성과 사이에는 통계적 유의성이 없다고 보고하였다. 반면, Keswani and Stolin(2012)은 유입자금과 유출자금은 과거 성과와 각각 양(+)과 음(-)의 관계를 가지고 있고 '볼록성 (convexity)'을 보여, 투자자의 유입과 유출 의사결정은 대칭적이라고 보고하였다. 2 그러므로 펀드순유입자금을 사용한 기존의 실증 결과들이 실제 투자자들의 의사결정을 반영한 자료인 유입자금과 유출자금의 별도 분석에서 어느 정도의 강건성을 보일 것인지의 여부는 미지의 과제로 남아 있는 것이 현재의 연구상황이다.

본 논문의 목적은 한국 펀드시장의 자금유입과 자금유출 자료를 분석하여 펀드투자 자금흐름의 결정요인에 대한 이해에 기여하는 데 있다. 분석에 있어서는 미국의 기존 연구에서 주목되었던 자금흐름 결정요인들의 역할을 검토하되, 동시에 한국 펀드 판매 경로의 특성을 감안하였다. 한국의 펀드는 판매경로를 기준으로 할 때 은행, 증권 등 계열관계의 판매사를 보유하고 있는 자산운용사 소속 펀드(이하 '계열 펀드')와, 그렇지 않은 '비계열 펀드'로 구분된다. 펀드 자산운용사와 판매사 사이의 관계가 펀드 판매사의 유인에 유의한 영향을 미친다는 미국의 연구 결과(Christoffersen, Evans, and Musto [2013])를 참조할 때, 계열 펀드와 비계열 펀드 사이에는 투자자금흐름의 결정요인에 차이가 있을 수 있다. 이 가능성을 감안하여 '계열 펀드'와 '비계열 펀드'를 구분하여 분석하였다.

먼저 본 논문은 펀드순유입자금흐름(net flow)을 대상으로 결정요인을 분석하고, 미국의 기존 연구에서 발견된 '정형화된 사실'들이 한국의 자료에서도 관찰되는지 확인하였다. 실증분석 결과 펀드순유입자금과 과거 성과, 펀드연령 사이의 관계는 미국과 한국 간에 차이가 없는 것으로 나타났다. 과거 성과와는 양(+)의 볼록성 관계, 연령과는음(-)의 볼록성 관계가 발견되었고, 이 같은 관계는 '계열 펀드'와 '비계열 펀드'에서 동

² Ivkovic and Weisbenner(2009)의 실증 결과는 미국의 자본이득 과세제도로 인해 해석에 있어 다소 복잡한 면이 있다. 미국의 펀드세제는 영국 및 한국과 차이가 있다. 영국과 한국의 경우 펀드투자자가 환매하지 않고 펀드투자를 유지한다 하여도 투자이익에 대한 세금이 매년 원천징수된다. 즉, 환매시점의선택에 의해 세금을 절약할 수 있는 여지는 없다. 반면, 미국의 경우 '과세가능계좌(taxable account)' 와 '과세이연계좌(tax—deferred account)'의 구분이 있으며, 전자를 통한 펀드투자자금의 경우 환매시점의 손익이 투자자의 다른 금융소득과 합산되어 과세된다. 따라서 투자한 펀드에 손실이 발생한 상태라면 환매를 통해 전체 금융소득을 줄임으로써 세금을 절약하는 것이 가능하다. 후자 계좌의 경우 환매결정과 세금부과는 관계가 없다. Ivkovic and Weisbenner(2009)는 '과세가능계좌'를 통한 펀드투자자금의 경우 과거 성과와 자금유출 사이에 양(+)의 관계가 있지만, '과세이연계좌'를 통한 경우에는 유의성이 있는 관계가 나타나지 않는다고 보고하였다. 이들은 '과세가능계좌'에서 발견된 양의 관계는 세금절약 유인 때문인 것으로 해석하였다.

일한 것으로 확인되었다. 반면, 판매보수와 순유입자금의 관계는 펀드의 계열 여부에 따라 큰 차이가 있었다. '계열 펀드'의 경우 판매보수는 순유입자금에 대해서는 음(-)의 관계 또는 유의성이 없는 관계인 것으로 나타났지만, '비계열 펀드'에 대해서는 양(+)의 관계인 것으로 나타났다.

다음으로 펀드투자자들의 실제 투자의사결정을 반영하고 있는 유입자금과 유출자금을 구분하여 결정요인을 분석하였다. 유입자금의 경우 순유입자금을 사용한 추정 결과와 유사한 결과가 얻어졌다. 그러나 유출자금의 추정 결과는 유입자금과는 상당한 차이가 있었다. 즉, 과거 성과 및 펀드연령과 펀드자금유출 간의 관계는 자금유입과는 차이가 있는 것으로 나타났다. 높은 과거 성과는 미래유입자금과 양(+)의 관계인 것으로 나타 났지만, 미래유출자금의 경우에는 음(-)이 아니라 양(+)의 관계인 것으로 나타났다. 나 아가 과거 성과와 유출자금 사이에 존재하는 양(+)의 관계에는 일부 추정식의 경우 '볼 록성'도 존재하는 것으로 나타났다. 한편, Sirri and Tufano(1998) 등 미국의 기존 연구 결과와는 달리 판매보수가 높을수록 과거 성과와의 양(+)의 관계가 증폭되지는 않으며, 오히려 높은 판매보수는 과거 성과의 순유입자금에 대한 민감도를 약화시키는 것으로 나타났다. 이러한 판매보수와 유입자금 및 유출자금 사이의 관계는 '계열 펀드'와 '비계 열 펀드' 사이에 차이가 있었다. '계열 펀드'에서 판매보수는 유입자금과 유출자금 모두 와 음(-)의 관계를 지닌 것으로 나타났다. '비계열 펀드'의 경우 유입자금에 대해서는 양(+)의 관계인 것으로 나타났지만. 유출자금에 대해서는 유의한 관계가 발견되지 않았 다. 한편. 펀드연령도 유입자금과 유출자금 사이에 차이가 존재함을 확인하였는데. 유입 자금의 경우 펀드연령과 음(-)의 관계로 추정되었지만, 유출자금은 반대인 것으로 나타 났다.

이상의 실증분석 결과는 어떻게 해석되어야 하는 것일까? 미국의 관련 연구는 펀드투자 자금흐름에 대하여 세 가지 흐름의 해석을 제시하여 왔다. 먼저 정보비용이 존재하는 펀드선택시장에서 합리적 투자자의 펀드선택의 결과로 펀드투자 자금흐름을 설명하는 논의가 있다(Lynch and Musto[2003]; Berk and Green[2004]; Huang, Wei, and Yan[2007]). 이들의 모형에 따르면 정보비용의 존재 아래 투자자들은 다른 조건이 같다면 정보비용이 낮은 펀드에 우선적으로 투자하게 된다. 과거 성과, 판매보수로 측정한마케팅 비용, 펀드규모 등은 모두 정보비용을 낮추는 효과가 있으므로 펀드순유입자금과 이들 변수 사이에 양(+)의 관계가 나타난다는 것이 이들의 설명이다. 다음으로는 행태재무학의 관점에서 펀드투자 자금흐름을 설명하려는 흐름이 있다(Goetzman and

Peles[1997]; Barber, Odean, and Zheng[2005]). 이들에 의하면 투자자들의 펀드선택은 합리적 비용편익분석에 의해서가 아니라 '주의집중효과(attention grabbing effect)' 등 비합리적 행태에 의해 지배되는 측면이 강하다는 것이다. 그 결과 투자자의 펀드투자가 과거 성과나 판매업자의 마케팅 노력에 의해 영향을 받는다는 것이 이들의 설명이다. 마지막으로는 판매업자의 유인체계를 중심으로 펀드투자 자금흐름에서 나타난 패턴을설명하려는 흐름이 있다(Bergstresser, Chalmers, and Tufano[2009]; Nanda, Wang, and Zheng[2004]; Christoffersen, Evans, and Musto[2013]). 이들은 보수체계, 운용사와의 관계 등 판매사가 직면한 유인체계가 펀드로의 유출입자금흐름에 영향을 미치는중요한 요인이라고 주장하는데, 이 흐름의 설명은 특히 판매보수와 펀드유출입자금흐름의 관계에 초점이 맞추어지는 경향이 있다.

본 논문의 실증분석 결과가 기존 세 가지 흐름의 설명에 대해 지니는 시사점은 다음과 같다. 과거 성과와 펀드유출자금 사이의 양(+)의 관계, 그리고 일부 추정식에서 발견되는 볼록성은 '합리적 투자자의 펀드선택' 설명과는 거리가 있고 '행태재무' 설명과는 일관된다. 왜냐하면 개인의 주식매매 행태에서 발견된 '처분효과(disposition effect)'와 일관된 행태로 추론되기 때문이다(Odean[1998]; Grinblatt and Keloharju[2001]). 유입자금 분석에서 판매보수가 높을수록 과거 성과의 유입촉진효과가 작아지는 것으로 나타난 것도 기존 연구가 주장한 '합리적 투자자의 펀드선택'과는 어긋난다. 한편, 판매보수의 유출입자금흐름에 대한 효과가 펀드의 계열 여부에 크게 의존한다는 점은 판매사의 유인체계가 펀드투자 자금흐름의 결정에서 중요한 역할을 수행한다는 점을 시사한다.

한국의 펀드시장을 대상으로 한 기존 연구로서 본 연구와 관련된 것으로는 박영규 (2005), 고광수·하연정(2010), Kim and Kim(2010), 조성빈·신인석(2012)이 있다. 박영규(2005)는 펀드투자 자금흐름의 결정요인에 대한 국내 초기연구에 해당하고, 고광수·하연정(2010)은 처분효과의 존재 여부 검증에 초점을 둔 연구이다. Kim and Kim (2010)은 과거 성과와 투자자금흐름 사이에 볼록성이 존재함을 검증하는 데 초점을 두었고, 마지막으로 조성빈·신인석(2012)은 펀드판매보수의 펀드투자 자금흐름에 대한효과 분석에 초점을 둔 연구이다. 이들 연구는 모두 펀드순유입자금을 실증분석한 것으로서 유입자금과 유출자금을 구분하여 분석한 본 연구와는 차별된다.

이하 논문의 구성은 다음과 같다. 제 I 장에서는 연구자료 및 방법론을 소개한다. 제 II 장에서는 주요 실증분석 결과를 제시하고, 분석 결과의 시사점을 논의한다. 제 IV 장에서는 논문을 마무리한다.

Ⅱ. 연구자료 및 방법론

1. 연구자료

분석자료 중 펀드 특성과 관련된 자료는 제로인 자료를 이용하여 추출하였고, 자금유입 및 자금유출과 관련된 변수는 금융투자협회의 자료를 이용하여 구축하였다. 본 논문의 분석대상 펀드는 금융투자협회 분류 기준 투자신탁 중 위탁판매되는 개방형 일반 공모펀드 중에서 순자산 10억원 이상인 한국시장의 주식형 펀드이다. 주식형 펀드 중에서 모신탁 및 자신탁, 세제혜택이 있는 펀드는 구조의 차이로 인한 유출입액에 대한 효과를 배제하기 위하여 표본에서 제외하였다. 3 또한 수동적으로 운용되는 인덱스펀드 (index fund)를 제외하고 능동적으로 운용되는 펀드만을 대상으로 하였다. 계량분석에서 과거 1년간의 수익률을 설명변수로 사용하였으므로 자동적으로 12개월 이상의 운용자료가 존재하는 펀드만이 표본에 포함되었다.

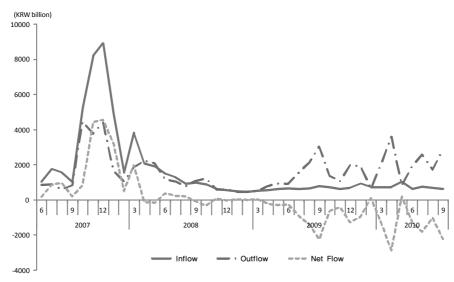
분석의 표본기간은 2007년 6월부터 2010년 9월까지이다. 이와 같은 분석기간의 선정은 펀드유출입 자료의 존재기간을 반영한 것이다. 금융투자협회가 개별 펀드로의 투자자금 유입액과 유출액을 수집 · 보관하기 시작한 것이 2007년 6월부터이다. 분석기간의시점은 이에 기인한 것이다. 분석기간의 종점은 판매보수 상한규제와 관련된다. 2010년 5월 규제당국의 판매보수 상한규제 도입으로 2010년 10월부터 모든 펀드의 판매보수율은 펀드별 자체 일정에 따라 점진적으로 1% 이내로 조정되고 있다. 4 조정방식은 투자기간에 따라 판매보수가 점진적으로 인하되는 '체감식(contingent deferred sales charge: CDSC)' 판매보수제 도입에 의하고 있다. 즉, 개별 투자자의 투자기간이 1년을 경과할때마다 해당 투자자별로 판매보수율이 일정 부분 인하 조정되는 방식이다. 이에 따라모든 판매보수 펀드는 투자기간별로 종류(class)가 구분되었고, 2010년 9월부터 펀드로의 자금 유출액과 유입액은 종류별로 구분되어 금융투자협회에 수집되고 있다. 그로 인해 2010년 9월 이후의 금융투자협회 펀드유출입액 자료는 본 논문의 분석에 사용하기에

³ 우리나라 펀드시장에는 장기보유세금우대형, 장기증권투자신탁, 장기주택마련, 퇴직신탁, 개인연금 등다양한 목적과 다양한 유형의 세제혜택 펀드가 존재한다. 세제상의 유인은 펀드자금 유출입에 영향을 미칠 가능성이 다분하므로 일반 펀드와는 구분하는 것이 타당하다.

⁴ 금융감독원, 「기존 펀드의 판매보수 인하 시행」, 보도자료, 2010. 4. 30. 판매보수가 1%가 넘는 기존 펀드의 경우 점진적으로 보수를 인하하여 2013년 5월까지 보수가 1% 이하로 인하되도록 유도하는 조치가 도입되었다.

는 부적절한 자료가 되었다. 각 펀드의 종류별 자금 유출액과 유입액에는 실제 투자자의 신규 투자자금 유입액, 유출액(환매액)과 더불어 투자기간 경과에 따른 종류 사이의 자금 유출입액⁵이 혼합되어 있기 때문이다. 결과적으로 개별 펀드의 실제 투자자금 유입액과 유출액은 알 수 없는 상황이다. 이 같은 자료의 한계로 인해 부득이 본 논문의 분석기간은 2010년 9월까지로 한정할 수밖에 없었다.⁶

본 논문의 표본기간은 2008년 하반기 세계금융위기 발발시점을 포함하는 기간으로서, 위기시점을 전후하여 펀드투자 자금유출입흐름의 급격한 변동이 있었던 기간이다. [Figure 1]은 표본기간 동안 분석에 사용된 전체 펀드로의 유입자금, 유출자금과 순유입자금의 추이를 보인 것이다. 그림은 2008년 하반기를 전후한 유출입자금흐름의 차이를 분명히 보여준다. 2007년 유입자금이 유출자금을 크게 초과하며 전체적으로 순유입 초과를 보였던 펀드산업은 2009년과 2010년에는 유입자금은 정체된 가운데 유출자금이 주기적으로 증가하면서 유출이 우위인 모습이다.



[Figure 1] Fund Flows: Inflows, Outflows, and Net Flows

⁵ 예를 들어 1년 미만 투자자의 투자금액이 1년을 경과함에 따라 해당 금액이 1년 미만 종류(class)에서 1년 이상~2년 미만 종류(class)로 이동되게 된다. 이때 금융투자협회 자료에서 해당 금액은 '1년 미만 종류'의 유출액에 혼합되어 수집된다.

⁶ 종류형 클래스의 경우 각각의 클래스를 종합하여 포트폴리오와 유사하게 구축하여 분석하는 것도 방법 이 될 수 있다. 그러나 이 경우 클래스별로 상이한 보수가 존재할 때 이를 정확하게 반영하는 데 한계 가 존재하므로 포트폴리오로 구성하기보다는 개별 펀드자료를 이용하여 분석을 수행하였다.

한편, 펀드로의 투자자금 유출에 있어 판매수수료, 판매보수 등 판매보상의 구조가 중요한 역할을 한다는 것은 자주 지적되어 왔다(Ippolito[1992]; Barber, Odean, and Zheng[2005]; Bergstresser, Chalmers, and Tufano[2009]). 판매보수와 판매수수료의 상이한 보상체계가 유출입액 분석에 미칠 수 있는 효과를 제거하기 위하여 본 논문에서 는 판매보수를 보상체계로 선택한 펀드만을 표본에 포함하였다. 본 논문의 분석기간 중에는 판매보수를 부과한 펀드가 절대다수였음을 고려한 것이다.7

펀드유출입자금을 제외한 연령, 판매보수, 운용보수, 계열 펀드 여부, 펀드수익률, 운용자산 규모 등 펀드의 특성 정보는 제로인 자료를 기본자료로 하고, 금융투자협회 공시자료를 통해 이상 여부를 확인하고 미비한 사항을 보완하였다. 계열 펀드는 은행, 증권사와 소유관계로 연계되어 있는 자산운용사의 펀드로 정의하였고, 그 이외의 펀드는 비계열 펀드로 분류하였다.

2. 방법론

추정식은 펀드순유입자금을 대상으로 한 기존 연구를 감안하여 설정하였다. 먼저 펀드의 과거 투자성과가 투자자금흐름에 영향을 미치는 가장 중요한 요인이라는 연구 결과(Gruber[1996]; Chevalier and Ellison[1997]; Sirri and Tufano[1998])를 반영하여펀드의 과거 성과를 설명변수로 포함하였다. 다음으로는 기존 연구에서 펀드순유입자금흐름에 유의한 영향을 미치는 것으로 보고된 바 있는 다양한 펀드 특성 변수들을 설명변수로 포함하였다. 펀드연령(Chevalier and Ellison[1997]), 펀드규모(Sirri and Tufano [1998]), 관련 펀드 규모(Sirri and Tufano[1998]; Nanda, Wang, and Zheng[2004]), 펀드성과의 변동성(Sirri and Tufano[1998]; Del Guercio and Tkac[2002]), 판매보수와 운용보수(Ippolito[1992]; Barber, Odean, and Zheng[2005]; Bergstresser, Chalmers, and Tufano[2009]) 등이 여기에 해당된다. 펀드 중에 환매수수료가 존재하는 펀드가 있는데, 환매수수료의 존재는 펀드로부터의 유출액에 영향을 미칠 가능성이 있으므로 환매수수료의 존재 여부도 추정에 감안하였다. 마지막으로는 '볼록성' 관계의 존재를 감안하기 위한 변수들이 있다. 과거 성과와 성과그룹 더미, 펀드연령, 판매보수 등과의 상

⁷ 은행계열 자산운용사 펀드, 증권계열 자산운용사 펀드 이외에도 보험회사 등 기타 금융회사와 계열관계에 있는 자산운용사에 의해 운용되는 펀드들도 '계열 펀드'에 추가할 수 있다. 그러나 이에 해당되는 경우는 극소수에 그치며, 금융기업 관련 계열사로 계열사의 범위를 확장하더라도 이하의 실증분석 결과는 정성적으로 변화하지 않는다.

호작용(interaction) 변수들이다. 이렇게 구축된 최종 추정식은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \text{Flow}_{i,t} &= \mu + \beta \text{Past} \, \text{Return}_{i,t} + \gamma \text{Fund} \, \text{Characteristics}_{i,t} \\ &+ \delta \text{Convexity} \, \text{Variables}_{i,t} + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \tag{1}$$

단,

Fund Characteristics: Volatility, Age, Size, Family Size, Sales Fee,

Management Fee, Redemption Dummy

Convexity Variables: High Perf×Past Return, Low Perf×Past Return,

Age×Past Return, Sales Fee×Past Return

추정식 (1)에서 '자금흐름(Flow)'은 펀드별 '유출(Outflow) 증가율'과 '유입(Inflow) 증가율'을 의미하며, 전월 펀드순자산액 대비 금월 유출액 또는 유입액의 비율로 증가율을 계산하였다. 구체적으로 순유입자금(Net Flow)은 다음과 같이 정의한다.

Net Flow_{i,t} =
$$(\frac{S_{i,t} - S_{i,t-1}}{S_{i,t-1}}) \times 100$$

 $(\text{Net Flow}_{i,t}: \overline{\text{UL}} i) t$ 월 순유입자금, $S_{i,t}: \overline{\text{UL}} i) t$ 월 설정액)

그런데 $S_{i,t}$ 는 전기 설정액과 (자금유입-자금유출)의 합이므로

$$\text{Net Flow}_{i,t} = (\frac{\text{Amount of Inflow}_{i,t} - \text{Amount of Outflow}_{i,t}}{S_{i,t-1}}) \times 100$$

로 계산된다. 한편, 자금유입(Inflow)과 자금유출(Outflow)은 각 설정액 대비 비율로 각각 다음과 같이 정의된다.

$$Inflow_{i,t} = \frac{A \text{mount of } Inflow_{i,t}}{S_{i,t-1}} \times 100$$

$$\text{Outflow}_{i,t} = \frac{\text{Amount of Outflow}_{i,t}}{S_{i,t-1}} \times 100$$

'과거 성과(Past Return)'는 과거 1년 동안의 펀드수익률로 정의하였다.8 이때 펀드

⁸ 펀드수익률은 먼저 월별 수익률을 기준가격 산정방식과 동일하게 결산이익분배율을 고려한 시간가중 성과측정방식을 적용하여 다음과 같이 계산한 후, 월별 수익률 자료를 기초로 하여 1년 수익률을 계산

(Table 1) Definition of Fund Characteristic Variables

Variable name	Definition
Past Return	Previous 12 months' return
Volatility	Standard deviation of monthly returns in previous 12 months
Fund Size	log-valued NAV
Fund Age	log-valued fund age in month
Family Size	log-valued aggregate size of other funds managed by the same management firm
Redemption	A dummy variable that takes the value of 1 if there is redemption fee

수익률은 시장지수수익률을 차감한 시장조정수익률이며, 시장지수수익률은 KOSPI로 평가하였다. '변동성(Volatility)'은 과거 1년 동안 월별 수익률의 표준편차이며, '펀드연령 (Age)'은 설정월로부터 기산한 월 나이(Month Age)의 로그변환 수치이다. '펀드규모 (Size)'는 펀드별 전월 설정액을 로그변환한 수치이다. '운용사규모(Family Size)'는 해당 펀드를 운용하는 자산운용사의 전기 순자산에서 펀드의 전기 순자산을 차감하고 1을 더한 후 로그변환한 수치이다. '판매보수(Sales Fee)', '운용보수(Management Fee)'는 각각 판매보수율과 운용보수율이고, '환매더미(Redemption Dummy)'는 환매수수료의 존재를 표시하는 더미변수이다.

'상위 성과×과거 성과(High Perf×Past Return)', '하위 성과×과거 성과(Low Perf×Past Return)'는 각각 고성과와 과거 성과, 저성과와 과거 성과의 상호작용 변수이다. 여기서 '상위 성과(High Perf)'와 '하위 성과(Low Perf)'는 매월 표본의 모든 펀드를 과거 성과를 기준으로 상위 30%, 중위 40%, 하위 30%에 속하는 그룹으로 분류하였을 때상위 30%와 하위 30%에 속하는 펀드에 부여한 더미변수이다.

추정식 (1)의 추정은 순유입자금을 대상으로 한 기존 연구의 일반적인 추정방법(Sirri and Tufano[1998] 등)을 원용하여 Fama-MacBeth(1973) 방법론에 의거해 수행하였다. 최종 추정치에 대한 통계량 계산에서는 이분산성(heteroskedasticity) 및 자기상관 (autocorrelation)에 의한 오차가 감안될 수 있도록 Newey-West(1987) 방법으로 조정

$$R_{i,\,t} = \varPi_{j\,\equiv\,1}^{n_t} R_i^j - 1 \quad where \quad R_i^j = \frac{P_i^j \times (1 + D_i^j)}{P_i^{j-1}}$$

(단, $R_{i,t}$: 펀드 i의 t월 수익률, n_t : t월 일수, R_i^j : 펀드 i의 j일 수익률, P_i^j : j일 기준가, D_i^j : j일 분배율.)

하였다.

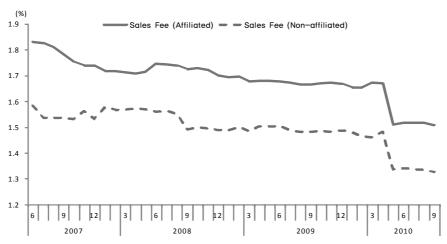
된 표준오차를 사용하였다.

마지막으로 추정은 전체 펀드표본에 대하여 실시한 뒤, 한국의 펀드는 '계열 펀드 표 본'과 '비계열 펀드 표본'의 두 소표본에 대하여 다시 실시하였다. 이 같은 표본 구분은 두 가지 이유에 근거한 것이다. 먼저 자산 운용사와 판매사 사이의 관계가 펀드판매사 의 유인에 유의한 영향을 미친다는 미국의 연구 결과(Christoffersen, Evans, and Musto[2013])를 염두에 둔 것이다. 즉, 추정식 (1)에서 각 설명변수의 계수, 특히 판매보 수의 계수 크기는 운용사와 판매사 사이의 계열관계 여부에 따라 다를 가능성이 있다. 두 번째로는 한국 펀드시장에 존재하는 '계열 펀드'와 '비계열 펀드' 사이에 존재하는 판 매보수의 체계적인 차이이다. 표본기간 동안 계열 펀드의 판매보수 평균은 1.67%, 비계 열 펀드의 판매보수 평균은 1.48%로 0.19%p의 차이가 있으며, 이러한 차이는 1% 수준 (t-value=18.02)에서 유의한 것으로 확인되었다. 시계열상의 추이를 나타낸 [Figure 2] 에서도 이를 확인할 수 있는데, '계열 펀드' 그룹의 판매보수가 '비계열 펀드' 그룹의 판 매보수를 상회하여 왔음을 알 수 있다.9 이 같은 두 그룹 간 판매보수의 체계적인 차이 는 계열 여부를 구분하지 않고 전체 표본에 대하여 추정을 실시할 경우 일종의 식별 (identification) 문제가 발생하게 됨을 시사하다. 예를 들어 만일 판매보수와 펀드유입 자금 사이에 양(+)의 관계가 있는 것으로 추정되었다고 할 때. 이 관계는 실제 판매보 수와 유입자금의 관계를 반영한 것일 수도 있지만, '계열 펀드'와 '비계열 펀드' 사이에 존재하는 차이를 반영한 결과일 수도 있기 때문이다 10

^{9 2010}년 4월경 발견되는 판매보수의 급락 현상은 각주 4에서 언급한 정책조치에 기인한 것으로 보인다.

¹⁰ 이와 관련하여 본 논문이 사용한 '계열 펀드', '비계열 펀드'의 구분방법은 한계가 있다. 앞 절(Ⅱ 1)의 연구자료에서 설명하였듯이 본 논문에서 '계열 펀드'는 은행 또는 증권사와 계열관계에 있는 운용사에 의해 운용되는 펀드를 의미한다. 그런데 '계열 펀드'의 판매사에는 계열관계가 아닌 증권사 또는 은행 도 존재한다. 예를 들어 A자산운용사 펀드로의 자금유출입은 계열관계가 있는 A증권사(또는 A은행)를 통한 자금유출입도 있지만, 비계열 증권사 또는 은행을 통한 부분도 있을 수 있다. 실제로 금융투자협 회 홈페이지에 공시된 자료에 의할 때 2008년 6월의 경우, 본 논문의 정의에 따른 '계열 펀드'의 판매 금액은 평균 66.75%가 계열 판매사에 의한 것이었고 나머지는 비계열 판매사를 통한 것이었다. 이 점 은 '계열 펀드' 표본을 이용한 추정식 (1)의 추정에서 얻어지게 될 계수 추정치는 계열 판매사의 행태를 보여주는 지표로서는 정확성이 미흡하다는 문제가 있음을 시사한다. 판매사가 계열관계 운용사의 펀드 를 판매할 경우와 비계열 펀드를 판매할 때의 행태가 다를 수 있다고 가정해 보자. 구체적으로 판매보 수에 대한 유입자금 계수의 크기가 계열 펀드 판매사는 a, 비계열 펀드 판매사는 b라고 해보자. 본 논 문에서 사용되는 유입자금 자료는 판매사 기준이 아니라 펀드 기준이므로 '계열 펀드' 유입자금을 이용 한 추정식 (1)의 추정에서 얻어지는 추정치는 a와 b의 가중평균(계열 판매사를 통한 유입액과 비계열 판매사를 통한 유입액 비중의 가중치)이 될 것이다. 즉, 정확하게 b가 얻어지지는 않는다. 그러나 본 논문의 분석에서도 '계열 펀드'와 '비계열 펀드'의 계수 크기가 다른지의 여부, 즉 a와 b가 같은지의 여 부는 충분히 판단이 가능하다.

[Figure 2] Comparison of Sales Fee between the 'Affiliated' and the 'Non-affiliated' Funds



Ⅱ. 분석 결과

1. 기초통계량

《Table 2》는 주요 변수의 연도별 기초통계량을 정리한 것이다. 표본 내 연도별 펀드수는 2009년까지 증가세를 보이다가 2010년에 감소세로 전환되었다.¹¹ 표본에 포함된 펀드가 최소 1년 이상 존속된 펀드임을 감안하면 2008년 말 세계금융위기 발발을 전후하여 펀드의 신설 추이에 변화가 있었음을 알 수 있다. 이 같은 신설 펀드의 추이는 펀드

¹¹ 본 논문의 분석에 포함된 주식형 펀드의 자산이 금융투자협회에서 발표한 전체 주식형 펀드자산에서 차지하는 비중을 살펴보면 아래의 표와 같다. 2007년 6월 기준의 경우 전체 주식형 펀드자산 대비 31.39%, 2010년 6월 기준은 58.83%이며, 나머지 두 해인 2008, 2009년은 각각 75.43%, 94.80%로 나타난다. 2007년과 2010년의 비중이 상대적으로 낮은 것은 펀드 신설이 비교적 활발해서(특히 2007년의 경우) 12개월 미만 또는 10억원 미만 펀드가 많았기 때문으로 추론된다.

Date	2007. 6	2008. 6	2009. 6	2010. 6
Aggregate NAV of the funds in the sample (A, KRW 100 million)	119,995	452,328	530,969	341,107
Aggregate NAV of the whole equity funds (B, KRW 100 million)	382,253	599,664	560,085	579,777
A/B (%)	31.39%	75.43%	94.80%	58.83%

⟨Table 2⟩ Descriptive Statistics (Cross-sectional View)

	Date		7. 6	200	2008. 6		2009. 6		2010. 6	
Numb	per of funds	13	30	22	29	27	276		311	
Affiliated	Non-affiliated	103	27	182	47	218	58	244	67	
Fi	und Age	54. (46.			54.93 (41.75)		.15 .96)	69.54 (42.32)		
Affiliated	Non-affiliated		36.89 (18.73)		42,81 (20,95)	60.57 (44.38)		73,44 (45,26)		
	TNA	923 (270	3.05 1.34)	178 (473	0.81 9.50)		1361,38 (3859,84)		6.80 6.61)	
Affiliated	Non-affiliated	1008.12 (2990.62)		2019.67 (5226.70)		1560.69 (4275.00)		1270.78 (3404.50)		
N	let Flow	3,8 (17,	37 .48)	0.86 (6.79)		-0.02 (4.07)		-1.73 (6.08)		
Affiliated	Non-affiliated		-1.80 (10.33)		-0.56 (12.34)	0.19 (4.37)	-0.82 (2.57)	-2.00 (5.12)		
	Inflow	10.68 (17.62)		3.16 (7.39)			1.79 (4.21)		2,77 (6,55)	
Affiliated	Non-affiliated	11.40 (19.04)	7.94 (10.42)		4.28 (13.63)	1.93 (4.60)		2.38 (5.22)		
(Outflow		6.81 (5.31)		2,30 (4.66)		1.81 (1.57)		4.51 (3.84)	
Affiliated	Non-affiliated	6.05 (4.77)	9.73 (6.26)	1.65 (1.26)	4.84 (9.65)	1.74 (1.50)	2.07 (1.78)	4.39 (3.97)	4.95 (3.31)	
Sa	ales Fee	1. (0.4	78 42)	1.71 (0.45)		1.64 (0.44)		1.4		
Affiliated	Non-affiliated	1.83 (0.44)	1.58 (0.25)	1.75 (0.47)	1.56 (0.37)	1.68 (0.44)		1.52 (0.36)		
Mana	gement Fee		70 27)		0.66 (0.21)		0.67 (0.19)		0.68 (0.19)	
Affiliated	Non-affiliated	0.71 (0.30)	0.69 (0.11)		0.69 (0.09)	0.66 (0.21)	0.70 (0.09)	0.68 (0.21)	0.70 (0.08)	

Note: The numbers are the mean of each variable at the end of June of a year. Numbers in parentheses are standard deviations, Fund Age is in months, TNA (total net asset) is in KRW 100 million. Net Flow, Inflow and Outflow are monthly growth rates. Sales and Management Fees are in percentage.

연령에도 반영되어 있다. 펀드 신설로 젊은 펀드의 표본 유입이 꾸준하였던 2009년까지는 평균펀드연령이 55개월 전후에서 정체되었으나, 2010년에는 펀드의 평균연령이 상승하였다. 펀드의 자금유출입 추이도 펀드의 신설 추이와 유사한 패턴을 보이고 있다. 2007년 평균 3.87%, 2008년 0.86%의 순유입 증가율을 기록하며 유입액이 유출액을 초과하였으나, 2009년 -0.02%, 2010년 -1.73%로 순유출을 기록하였다. 그 결과 펀드의 평균자산규모는 2008년 6월에는 1,780억원으로 증가하였지만 2010년 6월에는 1,096억원으로 크게 감소하였다. 펀드의 운용보수는 표본기간 동안 큰 변화가 없었다. 판매보수는 2007년 6월 평균 1.78%에서 2010년 6월 1.48%로 약한 하락세를 보였는데, 표본기간 중 판매보수의 적정 수준에 대한 정책적 논란이 계속되어 왔음이 영향을 준 것으로보인다. 표본의 펀드 중 '계열 펀드'의 비중은 대략 79% 수준에서 안정적인 모습을 보여준다.

'계열 펀드'와 '비계열 펀드' 그룹 사이에는 기초통계량에서 차이가 발견된다. '비계열 펀드'는 '계열 펀드'에 비해 평균연령이 낮고 평균자산규모도 작다. 또 '계열 펀드'가 표본기간 중 대체로 양의 순유입액을 기록하였음에 비해, '비계열 펀드'는 평균적으로 순유출을 기록한 것으로 나타났다.

이러한 계열 여부에 따른 차이는 과거 성과와 계열 여부를 구분하여 비교한 결과에서 도 확인된다. 12 〈Table 3〉은 과거 성과를 기준으로 상위 30%, 중위 40%, 그리고 하위 40%로 구분하고 계열 여부에 따라 순유입자금, 유입자금 및 유출자금을 비교한 표이다. 표에 따르면 펀드자금유출입의 과거 성과와의 관계 및 민감도는 계열 펀드 여부에 따라 차이가 있는 것으로 확인되는데, 순유입자금의 경우 하위 30% 과거 성과의 경우를 제외하고 계열 펀드가 유의하게 큰 값을 나타낸다. 유입자금의 경우 계열과 비계열 펀드의유의한 차이는 과거 성과 하위 30%에서 관찰되는데, 비계열 펀드의 유입자금이 규모가큰 것으로 확인되었고 유출자금은 경우 성과와 관계없이 계열 펀드에서 자금의 유출규모가 작게 나타났다.

¹² 이 점을 지적해 주신 익명의 검토자에게 감사드린다.

(Table 3) Decomposition and Comparison of the Sample by Past Performance and Affiliation

Panel A: Net Flow decom	position by performance a	and affiliation	
		Past performance	
	High (top 30%)	Middle	Low (bottom 30%)
Affiliated (A)	1.9337	-0.3289	-1.1096
Non-affiliated (B)	0.7147	-1.0508	-1.2994
A-B	1.2191	0.7219	0.1899
t-value	2,1054	2,6033	0.8052
Panel B: Inflow decompos	ition by performance and	affiliation	
		Past performance	
	High (top 30%)	Middle	Low (bottom 30%)
Affiliated (A)	6.2145	2.9770	1.7673
Non-affiliated (B)	5.9429	2,8299	2,9808
A-B	0.2716	0.1470	-1.2135
t-value	0.4330	0.4850	-5.2690
Panel C: Outflow decompo	osition by performance an	d affiliation	
		Past performance	
	High (top 30%)	Middle	Low (bottom 30%)
Affiliated (A)	4,2807	3,3059	2,8768
Non-affiliated (B)	5,2282	3,8808	4,2802
A-B	-0.9475	-0.5749	-1.4034
t-value	-3.5414	-3.0568	-7.8067

Note: The numbers are the mean of Net Flow, Inflow, and Outflow for each category respectively.

2. 추정 결과

가. 순유입자금(Net Flow)의 추정

유입자금과 유출자금에 대해 추정식 (1)을 추정하기에 앞서 기존 연구와의 비교를 위하여 순유입자금을 피설명변수로 하여 추정식 (1)을 회귀분석하였다. 추정 결과는 〈Table 4〉에 정리하였다. 〈Table 4〉는 세 개의 패널로 구성되어 있는데, 패널 A는 전체 표본에 대한 추정 결과이며, 패널 B와 C는 '비계열 펀드'와 '계열 펀드' 표본의 추정 결과이다. 먼저 패널 A에서 '과거 성과(Past Return)'와 순유입자금의 관계를 살펴보면, 과거 1년 수익률은 모든 추정에서 통계적으로 양(+)의 영향을 순유입자금에 미치는 것으로 나타났다. 또 '상위 성과×과거 성과(High Perf×Past Return)'의 계수는 통계적으로 유의한 양(+)의 값, '하위 성과×과거 성과(Low Perf×Past Return)'의 계수는 통계적으로 유의한 음(-)의 값으로 추정되었다. 즉, 과거 성과가 우수한 펀드일수록 순유입자금의 과거 성과에 대한 민감도가 높고, 반대로 과거 성과가 열위인 펀드일수록 순유입자금의 과거 성과에 대한 민감도가 낮은 것으로 나타났다. 이것은 과거 성과와 순유입자금 사이에 양(+)의 '볼록성' 관계가 있음을 의미하는 것으로서, 미국의 기존 연구(Chevalier and Ellison[1997]; Sirri and Tufano[1998])와 일치하는 것이고, 우리나라의 기존 연구(박영규[2005]; 조성빈・신인석[2012])와도 일치한다.

'펀드연령(Age)'과 순유입자금의 관계도 미국의 기존 연구(Chevalier and Ellison [1997]) 및 우리나라의 기존 연구(조성빈·신인석[2012])와 일치하는 관계가 얻어졌다. 펀드연령은 펀드순유입자금과 통계적으로 유의한 음(-)의 관계가 있는 것으로 나타났다. 또한 '펀드연령×과거 성과'의 계수 추정치는 음(-)의 값으로 추정되어, 순유입자금의 과거 성과에 대한 민감도는 펀드연령이 낮을수록 높은 것으로 나타났다.

그러나 '판매보수'와 순유입자금 사이의 관계는 미국의 기존 연구와는 거리가 있는 결과가 나타났다. '판매보수×과거 성과(Sales Fee×Past Return)' 상호작용 변수가 포함되지 않은 경우, 판매보수는 통계적 유의성은 불분명하지만 순유입자금에 대해 음(-)의효과를 미치는 것으로 나타났다. 이는 판매보수가 높을수록 펀드로의 순유입이 많아진다는 미국의 연구 결과(Sirri and Tufano[1998]; Barber, Odean, and Zheng[2005]; Bergstresser, Chalmers, and Tufano[2009])와 배치된다. '판매보수×과거 성과(Sales Fee×Past Return)' 상호작용 변수가 포함된 추정에서는 '판매보수' 자체는 순유입자금과

(Table 4) Net Flow Regression

Panel A: Whole Sample

		Dependent variable: Net Flow					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)		
Past Return	0.3065***	0.2476**	1.2901**	0.8245***	1.4063**		
	(0.111)	(0.101)	(0.507)	(0.263)	(0.556)		
Volatility	0.1159	-0.1117	0.1815	0.0580	-0.0586		
	(0.642)	(0.640)	(0.667)	(0.631)	(0.663)		
Fund Size	-0.1777	-0.1679	-0.1626	-0.1587	-0.1542		
	(0.129)	(0.126)	(0.114)	(0.114)	(0.110)		
Fund Age	-1.5776***	-1.4863***	-1.0213***	-1.7565***	-1.2828***		
	(0.429)	(0.386)	(0.304)	(0.453)	(0.301)		
Family Size	-0.0388	-0.0428	-0.0400	-0.0411	-0.0450		
	(0.037)	(0.038)	(0.036)	(0.035)	(0.036)		
Redemption	-0.3013	-0.2725	-0.4311	0.0840	-0.0268		
	(0.721)	(0.623)	(0.767)	(0.602)	(0.548)		
Sales Fee	-0.4456	-0.4051	-0.5252*	0.8622***	0.6801**		
	(0.313)	(0.328)	(0.276)	(0.271)	(0.316)		
Management Fee	0.1567	0.2689	0.1718	0.5573*	0.6484**		
	(0.368)	(0.349)	(0.371)	(0.333)	(0.266)		
High Perf X Past Return		0.2144* (0.119)			0.1892 (0.117)		
Low Perf X Past Return		-0.0933* (0.052)			-0.1298** (0.066)		
Fund Age X Past Return			-0.2670** (0.113)		-0.2162* (0.111)		
Sales Fee X Past Return				-0.3247*** (0.103)	-0.2104** (0.082)		
Constant	10.9437***	10.4303***	8.5219***	8.9663***	7.2367***		
	(2.988)	(2.848)	(2.551)	(3.009)	(2.537)		
No of obs.	10,065	10,065	10,065	10,065	10,065		
Average R-squared	0.130	0.140	0.143	0.145	0.166		

Panel B: Affiliated Funds

		Depen	dent variable: Ne	et Flow	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Past Return	0.2945**	0.1702	1.5924**	1.1256**	1.9019**
	(0.124)	(0.143)	(0.721)	(0.462)	(0.952)
Volatility	-0.2283	-0.4476	-0.1039	-0.2761	-0.3938
	(0.713)	(0.783)	(0.765)	(0.707)	(0.839)
Fund Size	-0.2251*	-0.2505**	-0.2252*	-0.2225*	-0.2703**
	(0.121)	(0.117)	(0.123)	(0.121)	(0.133)
Fund Age	-1.6270***	-1.5196***	-1.0718***	-1.8546***	-1.3749***
	(0.601)	(0.550)	(0.369)	(0.625)	(0.350)
Family Size	-0.0649	-0.0563	-0.0690	-0.0736	-0.0533
	(0.111)	(0.115)	(0.112)	(0.108)	(0.108)
Redemption	-0.4429	-0.3265	-0.6055	-0.0305	-0.1132
	(0.943)	(0.838)	(1.038)	(0.817)	(0.837)
Sales Fee	-1.0847***	-1.0493**	-1.1660***	0.1646	0.1108
	(0.400)	(0.422)	(0.367)	(0.375)	(0.372)
Management Fee	-0.1575	-0.0399	-0.0906	0.2569	0.4706
	(0.321)	(0.297)	(0.330)	(0.348)	(0.319)
High Perf X Past Return		0.2251 (0.149)			0.1745 (0.127)
Low Perf X Past Return		-0.0204 (0.078)			-0.0684 (0.088)
Fund Age X Past Return			-0.2571* (0.134)		-0.2077 (0.136)
Sales Fee X Past Return				-0.3219*** (0.104)	-0.2302*** (0.075)
Constant	15.1015***	14.6911***	1 2.2271***	13.3826***	10.5948***
	(4.946)	(4.690)	(4.160)	(4.923)	(3.744)
No of obs.	7,956	7,956	7,956	7,956	7,956
Average R-squared	0.150	0.161	0.165	0.169	0.193

Panel C: Non-affiliated Funds

		Depend	dent variable: Ne	et Flow	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Past Return	0.3195*** (0.099)	0.2379** (0.112)	0.9613* (0.514)	0.4014*** (0.134)	0,9234* (0,526)
Volatility	0.4903 (1.267)	0.0800 (1.188)	0.4591 (1.294)	0.5010 (1.299)	0,2171 (1,382)
Fund Size	-0.2890 (0.198)	-0.2657 (0.198)	-0.3179 (0.211)	-0.2766 (0.197)	-0,2716 (0,208)
Fund Age	-0.9287 (0.621)	-1.0542 (0.758)	-0.0467 (0.734)	-1.0003* (0.567)	0.1909 (1.112)
Family Size	-0.0783 (0.070)	-0.0649 (0.075)	-0.0940 (0.068)	-0.0706 (0.071)	-0.0844 (0.080)
Redemption	-	-	_	_	=
Sales Fee	1,3230** (0,650)	1,2388* (0,688)	1.3119* (0.708)	1.4701* (0.768)	0.6704 (1.084)
Management Fee	5.2890** (2.069)	4.9979** (2.110)	5.4066*** (2.074)	5.4493*** (1.943)	5.0487** (1.966)
High Perf X Past Return		0.1426 (0.115)			0,2119*** (0,082)
Low Perf X Past Return		0.0620 (0.200)			0.2179 (0.223)
Fund Age X Past Return			-0.1632 (0.137)		-0.2255 (0.166)
Sales Fee X Past Return				-0.0488 (0.087)	0.0987 (0.148)
Constant	3.1174 (4.417)	4.0520 (4.884)	0.6965 (5.497)	2.4896 (4.361)	0.1461 (5.528)
No of obs.	2,109	2,109	2,109	2,109	2,109
Average R-squared	0,290	0.329	0.316	0.300	0.367

양(+)의 관계를 지닌 것으로 나타났으나, 상호작용 변수는 통계적으로 유의한 음(-)의 관계를 지닌 것으로 추정되었다. 이러한 결과는 과거 성과가 높은 펀드일수록 판매보수의 유입자금에 미치는 양(+)의 효과가 커진다는 Sirri and Tufano(1998)의 분석 결과 와는 다르나, 미국의 기존 연구에서 일관되게 보고되고 있는 판매보수의 순유입자금에 대한 양(+)의 효과가 우리나라 표본에서는 발견되지 않는다는 우리나라의 기존 실증 결과(조성빈・신인석[2012])와 일치한다.

패널 B와 패널 C에 보고된 '비계열 펀드'와 '계열 펀드'의 추정 결과를 살펴보면 '과거 성과', '펀드연령', '펀드규모' 등의 경우 전체 표본과 정성적으로 다르지 않은 결과가 얻어졌음을 알 수 있다. 이들 변수가 순유입자금에 미치는 효과는 두 펀드그룹 사이에 유의할 만한 차이가 없는 것으로 보인다. 명확하게 차이를 보이는 결과는 '판매보수'의 순유입자금에 대한 효과이다. '계열 펀드'의 경우 판매보수는 통계적으로 유의하게 순유입자금에 음(-)의 효과를 미치는 것으로 나타난 반면, '비계열 펀드' 표본에서 판매보수는 양(+)의 효과를 가지는 것으로 확인되었다.¹³

나. 유입자금(Inflow)의 추정

《Table 5》는 유입자금 증가율을 피설명변수로 하여 추정식 (1)을 추정한 결과를 정리한 것이고, 패널 A, B, C는 각각 전체 표본, '비계열 펀드', '계열 펀드'의 추정 결과를 담고 있다. 추정 결과를 개괄적으로 살펴보면, '과거 성과'는 유입자금에 대해 양(+)의 볼록성 관계를 보이고 있고, '펀드연령' 및 '펀드연령'과 '과거 성과'의 상호작용 변수의계수 추정치는 음(-)인 것으로 나타났다. '판매보수'는 '계열 펀드'와 '비계열 펀드' 사이에 부호가 다르게 추정되었다.

펀드투자자의 자금유출입 결정에 대한 미국의 연구에는 '합리적 투자자의 펀드선택' 관점의 연구흐름이 있다. 이 관점에 의한 이론모형으로는 Berk and Green(2004), Lynch and Musto(2003), Huang, Wei, and Yan(2007)이 있고, 비록 이론모형을 제시하지는 않았지만 Sirri and Tufano(1998)도 이 관점의 설명을 전제하고 실증분석을 전개하였다. 이들은 펀드매니저의 운용능력에 대한 정보가 불완전한 시장에서 합리적 투자자가

¹³ 비계열 펀드의 경우(패널 C) 환매 더미가 제외되어 있다. 이는 횡단면 추정 후 시계열 평균을 통해 추정치를 구하는 Fama-MacBeth(1973) 방식을 적용하여 추정하는 데 기인한다. 즉, 횡단면 추정과정에서 일부 시점에 환매 더미가 다중공선성(multicolinearity)에 의해 제외되면, 추정치의 시계열 평균에서 제외되기 때문에 환매 더미가 제외되는 것이다.

과거 성과를 '오류가 혼재되어 있는 신호(noisy signal)'로 활용하여 가장 우수한 펀드매 니저를 찾는 과정에서 펀드자금흐름과 '과거 성과', '펀드연령', '판매보수' 등의 사이에 일정한 패턴이 나타나게 된다고 설명한다. 이들에 의하면 '과거 성과'와 유입자금 사이 에는 양(+)의 관계가 있을 것으로 예측된다. 합리적 투자자는 '과거 성과'가 높게 나온 펀드일수록 펀드매니저가 우수할 가능성이 높다고 판단할 것이기 때문이다. 또한 '펀드 연령'은 유입자금에 대해 각각 음(-)의 관계를 보일 것으로 예측된다. 연령이 낮은 펀드 일수록 펀드매니저의 능력에 대한 불확실성이 높고 따라서 자금유출입이 보다 활발할 것이기 때문이다. 특히 '펀드연령×과거 성과'의 상호작용 변수는 유입자금에 대해서 음 (-)의 관계를 보일 것으로 예측된다. 투자자는 펀드가 운용되기 시작한 이후 축적된 모 든 성과정보를 기초로 펀드매니저의 운용능력을 판단한다. 따라서 가장 최근의 '과거 성 과'가 투자자의 펀드매니저 능력에 대한 판단과 자금유출입에 대한 결정에 영향을 미치 는 정도는 과거 성과 정보의 축적이 많지 않은 상태, 즉 펀드의 연령이 저연령인 상태에 서 클 것이기 때문이다. 그러므로 〈Table 5〉의 실증분석 결과 중에서 유입자금 증가율 에 대한 '과거 성과'의 볼록한 양(+)의 관계, '펀드연령'의 음(-)의 관계와 '펀드연령× 과거 성과' 상호작용 변수의 음(-)의 관계 등은 '합리적 투자자의 펀드선택' 설명과 일 치한다.

그러나 〈Table 5〉에서 '판매보수'와 관련된 추정 결과는 '합리적 펀드선택' 설명과는 어긋난다. Sirri and Tufano(1998)는 판매사는 특히 과거 성과가 우수한 펀드를 중심으로 정보를 제공하려는 유인이 있다고 주장하였다. 과거 성과가 우수한 펀드일수록 판매가 용이하므로, 판매사의 노력 대비 판매성과가 우수할 것으로 기대되기 때문이다. 즉, '판매보수×과거 성과'의 상호작용 변수는 펀드유입자금에 양(+)의 효과가 있어야 한다. 〈Table 5〉에서 그 같은 관계는 발견되지 않았다. 반면, 주목되는 것은 '판매보수'는 '계열 펀드' 표본에서는 유입자금 증가율에 통계적으로 유의한 음(-)의 효과를 미치는 반면, '비계열 펀드' 표본에서는 양(+)의 값을 지니는 것으로 추정되었다는 점이다.

《Table 5》의 판매보수와 관련된 실증 결과는 최근 등장한 '판매사 유인체계' 연구흐름(Bergstresser, Chalmers, and Tufano[2009]; Christoffersen, Evans, and Musto [2013])과 일맥상통하는 면들이 있다. Bergstresser, Chalmers, and Tufano(2009)는 판매사는 판매보수가 많은 펀드를 판매하지만, 판매사가 권유한 펀드의 운용성과가 우수하지는 않다는 실증 결과를 보고하였다. 이는 판매시장이 투자자의 합리적 선택이 아니라 판매사의 판매 노력에 의해 지배되는 시장임을 시사하는 것으로서, '합리적 투자자의

(Table 5) Regression of Inflow

Panel A: Whole Sample

		Dependent variable: Inflow					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)		
Past Return	0.3635***	0.2933***	1.2869**	0.8779***	1.3776**		
	(0.099)	(0.085)	(0.512)	(0.253)	(0.554)		
Volatility	0.3874	0.0965	0.4591	0.3307	0.1461		
	(0.497)	(0.476)	(0.541)	(0.484)	(0.515)		
Fund Size	0.1828	0.1869	0.1804	0.2019	0.1853		
	(0.173)	(0.168)	(0.156)	(0.156)	(0.145)		
Fund Age	-2.2085***	-2.0968***	-1.6779***	-2.3707***	-1.9462***		
	(0.539)	(0.498)	(0.359)	(0.562)	(0.391)		
Family Size	-0.0508	-0.0531	-0.0507	-0.0530	-0.0530		
	(0.036)	(0.036)	(0.035)	(0.033)	(0.034)		
Redemption	-0.4228	-0.4890	-0.5774	-0.0668	-0.2908		
	(0.692)	(0.582)	(0.744)	(0.582)	(0.526)		
Sales Fee	-1.0243***	-0.9652***	-1.0175***	0.3351	0.2725		
	(0.351)	(0.369)	(0.298)	(0.294)	(0.321)		
Management Fee	-0.1740	-0.0549	-0.0634	0.1807	0.4281		
	(0.272)	(0.276)	(0.338)	(0.273)	(0.343)		
High Perf X Past Return		0.2554* (0.139)			0.2349* (0.138)		
Low Perf X Past Return		-0.1321** (0.063)			-0.1828** (0.076)		
Fund Age X Past Return			-0.2520** (0.117)		-0.1951* (0.117)		
Sales Fee X Past Return				-0.3248*** (0.101)	-0.2210*** (0.077)		
Constant	9.4016***	8.9510***	7.2890**	7.3210**	6.0090*		
	(3.218)	(3.112)	(3.161)	(3.227)	(3.191)		
No of obs.	10,065	10,065	10,065	10,065	10,065		
Average R-squared	0.190	0.204	0,201	0.204	0.228		

Panel B: Affiliated Funds

		Dependent variable: Inflow					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)		
Past Return	0.3431***	0.2215**	1.1960*	0.8523***	1.2800**		
	(0.113)	(0.094)	(0.620)	(0.282)	(0.651)		
Volatility	0.2993	0.0316	0.5529	0.2178	0.2374		
	(0.612)	(0.560)	(0.780)	(0.596)	(0.710)		
Fund Size	0.0451	0.0318	0.0515	0.0673	0.0493		
	(0.138)	(0.132)	(0.130)	(0.127)	(0.121)		
Fund Age	-2.1058***	-1.9766***	-1.6143***	-2.3239***	-1.9038***		
	(0.703)	(0.649)	(0.416)	(0.729)	(0.428)		
Family Size	-0.0401	-0.0316	-0.0496	-0.0491	-0.0321		
	(0.130)	(0.133)	(0.130)	(0.129)	(0.127)		
Redemption	-0.4525	-0.3970	-0.6249	-0.0532	-0.2016		
	(0.911)	(0.793)	(1.011)	(0.785)	(0.797)		
Sales Fee	-2.0120***	-1.9431***	-1.9981***	-0.7950*	-0.7019		
	(0.447)	(0.473)	(0.413)	(0.435)	(0.459)		
Management Fee	-0.8228**	-0.6759**	-0.6353	-0.4497	-0.0169		
	(0.329)	(0.342)	(0.389)	(0.354)	(0.441)		
High Perf X Past Return		0.2938 (0.190)			0.2507 (0.168)		
Low Perf X Past Return		-0.0356 (0.073)			-0.1019 (0.078)		
Fund Age X Past Return			-0.2331 (0.143)		-0.1796 (0.145)		
Sales Fee X Past Return				-0.3186*** (0.111)	-0.2345*** (0.077)		
Constant	14.4704**	13.9584***	12.1737**	12.9328**	10.5022**		
	(5.624)	(5.390)	(5.136)	(5.484)	(4.741)		
No of obs.	7,956	7,956	7,956	7,956	7,956		
Average R-squared	0.234	0.246	0.246	0.251	0.275		

Panel C: Non-affiliated Funds

		Dependent variable: Inflow					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)		
Past Return	0.3500*** (0.103)	0.1625* (0.094)	1.1843** (0.591)	0.4228** (0.209)	0.8508 (0.710)		
Volatility	0.9660 (1.159)	0.3196 (1.182)	0.9658 (1.172)	1.0433 (1.176)	0.5258 (1.338)		
Fund Size	0.4088* (0.241)	0.4341* (0.241)	0.3707 (0.243)	0.4126* (0.238)	0.3883 (0.247)		
Fund Age	-2.2959*** (0.515)	-2.5226*** (0.674)	-1.2797** (0.558)	-2.1734*** (0.455)	-1.2696* (0.767)		
Family Size	-0.0829 (0.064)	-0.0712 (0.069)	-0.0951 (0.062)	-0.0728 (0.063)	-0.0884 (0.070)		
Redemption	-	_	-	-	_		
Sales Fee	2.0099** (0.795)	2.1743** (0.868)	2.0214*** (0.722)	2.7744*** (0.972)	2,3695** (1,116)		
Management Fee	5.9771*** (1.890)	5.4611*** (2.038)	6.3361*** (2.090)	6.4207*** (1.876)	5.9816*** (2.165)		
High Perf X Past Return		0.3036*** (0.117)			0.3826*** (0.121)		
Low Perf × Past Return		0.0151 (0.206)			0.1967 (0.205)		
Fund Age X Past Return			-0.2159 (0.158)		-0.2405 (0.198)		
Sales Fee X Past Return				-0.0501 (0.127)	0.1014 (0.150)		
Constant	-6.4576* (3.880)	-5.0391 (4.195)	-9.5598* (5.259)	-8.9349** (4.378)	-9.6626* (5.717)		
No of obs.	2,109	2,109	2,109	2,109	2,109		
Average R-squared	0.297	0,333	0.336	0.315	0.391		

펀드선택'설명과는 배치되는 실증이다. 최근 Christoffersen, Evans, and Musto(2013)의 연구는 판매사의 유인체계와 펀드투자 자금흐름의 관계를 최초로 실증분석한 연구인데, 미국의 경우 판매보수에 대한 판매사의 민감도는 '비계열 펀드'가 '계열 펀드'에 비해 높음을 보고하였다. 이 현상에 대한 이들의 설명은 판매사가 직면한 유인체계의 차이이다. '비계열 펀드'의 경우 판매사가 펀드판매로 얻는 이익은 판매보수이다. '계열 펀드'의경우 판매사가 얻는 이익은 복합적이다. 판매보수도 이익의 일부이겠으나, 전체 계열 금융사의 브랜드 이미지 제고 등을 목적으로 자사 펀드 판매 자체를 경영진이 독려할가능성도 있다. 즉, '계열 펀드'의 경우에는 판매보수 이외에 다른 요인들이 판매사의 유인으로 작용한다. 그 결과 '계열 펀드'에서 판매보수와 유입자금 증가율 사이의 관계는 '비계열 펀드'에서보다 선명하지 않다는 것이다. '비계열 펀드' 표본에서 판매보수의 계수 추정치가 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 보인 반면, '계열 펀드' 표본에서는 그렇지 못한점은 Christoffersen, Evans, and Musto(2013)의 예측과 일치한다.

다. 유출자금(Outflow)의 추정

유출자금 증가율에 대한 추정 결과는 〈Table 6〉에 정리되어 있다. 〈Table 6〉을 살펴보면 각 변수들의 유출자금 증가율에 대한 효과는 유입자금 증가율의 경우와 크게 다르다. 만일 각 변수들의 효과가 유입자금과 유출자금에 동일하게 영향을 주었다면, 유출자금 추정에서 각 변수의 계수 추정치는 유입자금 추정의 계수 추정치와는 반대 부호를 갖고 있는 것으로 나타났어야 한다. 그러나 상당수 주요 변수는 유출자금에 대해서도유입자금과 같은 부호의 관계를 갖고 있는 것으로 추정되었다.

먼저 유입자금에 양(+)의 효과를 보였던 '과거 성과'는 유출자금을 감소시키는 것이 아니라, 증가(+)시키는 효과가 있거나 별다른 영향이 없는 것으로 나타났다. 일부 추정에서 통계적으로 유의한 양(+)의 계수 추정치가 얻어졌고, 나머지 추정에서는 통계적 유의성이 없는 가운데 추정치의 절댓값은 0에 가깝다. 특히 주목되는 것은 볼록성 관계가 유출자금 추정에서도 발견된다는 점이다. 즉, '상위 성과×과거 성과(High Perf×Past Return)'의 계수는 양(+)의 값, '하위 성과×과거 성과(Low Perf×Past Return)'의 계수는 음(-)의 값을 갖는 것으로 나타났다. 이 관계는 '비계열 펀드' 표본에서는 보다 명확해서, '상위 성과×과거 성과(High Perf×Past Return)'의 계수 추정치가 통계적 유의성을 지닌 것으로 추정되었다.

'펀드연령'과 '펀드규모'의 효과도 유입자금과 동일한 부호인 것으로 나타났다. 모든 표본에서 '펀드연령' 계수 추정치는 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 갖고 있어, 펀드연령이 높을수록 유출자금 증가율이 낮아지는 것으로 나타났다. '펀드규모' 역시 유입자금에 대해서는 통계적으로 유의성이 약하지만 양(+)의 관계를 갖고 있었는데, 유출자금 증가율도 펀드규모와 통계적으로 유의한 양(+)의 관계인 것으로 추정되었다.

'판매보수'는 유입자금 추정의 경우처럼 '계열 펀드'와 '비계열 펀드' 사이에 효과가 다른 것으로 나타났다. '계열 펀드'의 경우 '판매보수'는 높을수록 유출자금의 증가를 억제하는 효과가 있는 것으로 추정되었다. 반면, '비계열 펀드' 표본에서 높은 판매보수는 통계적 유의성은 약하지만 유출자금을 증가시켰다.

이러한 유출자금 추정 결과는 '합리적 투자자의 펀드선택' 관점으로는 설명이 어렵다. 또 '판매사의 유인체계' 관점에 의해서도 설명이 쉽지 않다. 마지막으로 생각할 수 있 는 가능성은 '행태주의' 관점에서의 설명이다. Goetzmann and Peles(1997)는 과거 성 과와 순유입자금흐름 사이에 존재하는 양(+)의 볼록성 관계를 투자자들의 '낙관주의 편 의(optimism bias)'로 설명하였다. 최근의 성과를 관찰하고 펀드를 선택한 투자자들은 낙관주의 편의로 인해 자신이 선택한 펀드의 성과가 좋지 않더라도 환매하지 않고 상당 기간 투자를 지속하는 경향이 있다는 것이다. 비록 펀드에 직접 적용한 연구사례는 없 지만, 개인투자자의 주식투자와 관련되어 수행된 행태재무 관점의 연구들은 펀드에 대 해서도 적용이 가능하다. Barber and Odean(2008)은 개인투자자들이 최근 수익률이 높 았거나. 거래량이 많았다는 등 '주의집중' 사건이 있었던 주식에 투자하는 경향이 있음을 보고하였다. 또 Shefrin and Statman(1985), Odean(1998), Grinblatt and Keloharju (2001) 등은 주식투자자들이 손실이 발생한 주식은 보유하고 이익이 발생한 주식을 매 도하는 '처분효과(disposition effect)' 경향을 보인다는 증거를 제시한 바 있다. '낙관주 의 편의' 또는 '주의집중효과'를 원용하면 과거 성과와 펀드투자 유입자금흐름 사이에 존 재하는 양(+)의 볼록성 관계에 대한 설명이 가능하다. 투자자들이 최근 뛰어난 성과를 보인 펀드에 주의를 집중하게 된 결과로 볼 수 있기 때문이다. 〈Table 6〉에서 유출자금 증가율과 과거 성과 사이의 관계는 '처분효과'와 일치한다. 보다 우수한 성과에서 유출 자금이 많은 경향이 있다는 것은 합리적 선택 관점에서는 설명이 곤란하지만, '처분효 과'와는 일치할 가능성이 있다.14

¹⁴ 추정 결과를 종합하면, 본 논문의 실증분석 결과는 '합리적 투자자의 펀드선택' 이론의 한국의 펀드선택시장에 대한 정합성은 미국에 비하여 낮으며, 상대적으로 '행태재무적 펀드선택' 설명과 '판매업자의 유인체계에 의한 펀드선택' 설명이 적용될 여지가 많음을 시사한다. 그렇다면 자연스럽게 제기되는 의

(Table 6) Regression of Outflow

Panel A: Whole Sample

		Dependent variable: Outflow					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)		
Past Return	0.0570**	0.0457	-0.0032	0.0534	-0.0287		
	(0.024)	(0.037)	(0.088)	(0.051)	(0.116)		
Volatility	0.2715	0.2082	0.2776	0.2727	0.2047		
	(0.290)	(0.287)	(0.292)	(0.289)	(0.289)		
Fund Size	0.3605***	0.3548***	0.3430***	.3606***	0.3396***		
	(0.076)	(0.074)	(0.074)	(0.077)	(0.073)		
Fund Age	-0.6310***	-0.6105***	-0.6566***	-0.6142***	-0.6634***		
	(0.143)	(0.146)	(0.160)	(0.140)	(0.188)		
Family Size	-0.0119	-0.0103	-0.0107	-0.0119	-0.0080		
	(0.018)	(0.017)	(0.018)	(0.017)	(0.017)		
Redemption	-0.1215	-0.2166	-0.1464	-0.1508	-0.2640*		
	(0.137)	(0.134)	(0.144)	(0.129)	(0.135)		
Sales Fee	-0.5787***	-0.5601***	-0.4924***	-0.5271***	-0.4076**		
	(0.178)	(0.184)	(0.188)	(0.166)	(0.192)		
Management Fee	-0.3307	-0.3238	-0.2352	-0.3766	-0.2203		
	(0.344)	(0.365)	(0.354)	(0.330)	(0.358)		
High Perf X Past Return		0.0410 (0.032)			0.0458 (0.034)		
Low Perf X Past Return		-0.0388 (0.029)			-0.0530* (0.027)		
Fund Age X Past Return			0.0150 (0.025)		0.0211 (0.029)		
Sales Fee X Past Return				-0.0001 (0.026)	-0.0106 (0.027)		
Constant	-1.5421	-1.4793	-1.2329	-1.6452	-1.2277		
	(1.653)	(1.612)	(1.830)	(1.705)	(1.834)		
No of obs.	10,065	10,065	10,065	10,065	10,065		
Average R-squared	0.157	0.168	0.165	0.163	0.181		

문은 과연 한국 펀드선택시장에서 투자자, 판매사 및 운용사의 행태가 미국 펀드선택시장 참가자의 행태와 다르게 나타나는 원인은 무엇인가 하는 것이다. 한 가지 가능성은 동양과 서양의 투자성향 차이이다. 예컨대 Chui, Titman, and Wei(2010)는 한국, 일본, 대만 등에서 모멘텀(momentum) 효과가나타나지 않는다는 실증 결과를 보고하면서 이를 '개인주의' 문화의 결여로 해석한 바 있다.

Panel B: Affiliated Funds

		Dependent variable: Outflow					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)		
Past Return	0.0596***	0.0243	-0.0312	0.0527	-0.0798		
	(0.023)	(0.051)	(0.092)	(0.044)	(0.121)		
Volatility	0.2885	0.2282	0.2913	0.2784	0.2041		
	(0.297)	(0.292)	(0.303)	(0.289)	(0.290)		
Fund Size	0.2793***	0.2789***	0.2630***	0.2751***	0.2613***		
	(0.070)	(0.068)	(0.069)	(0.070)	(0.066)		
Fund Age	-0.4788***	-0.4570***	-0.5426***	-0.4693***	-0.5289***		
	(0.137)	(0.135)	(0.132)	(0.136)	(0.151)		
Family Size	0.0248	0.0247	0.0194	0.0245	0.0212		
	(0.028)	(0.028)	(0.027)	(0.030)	(0.029)		
Redemption	-0.0096	-0.0705	-0.0194	-0.0227	-0.0884		
	(0.153)	(0.144)	(0.168)	(0.149)	(0.159)		
Sales Fee	-0.9274***	-0.8938***	-0.8321***	-0.9595***	-0.8128***		
	(0.139)	(0.136)	(0.146)	(0.165)	(0.160)		
Management Fee	-0.6653*	-0.6360*	-0.5447	-0.7066**	-0.4875		
	(0.348)	(0.359)	(0.361)	(0.332)	(0.359)		
High Perf X Past Return		0.0687 (0.049)			0.0762 (0.050)		
Low Perf X Past Return		-0.0152 (0.035)			-0.0335 (0.036)		
Fund Age X Past Return			0.0240 (0.026)		0.0281 (0.030)		
Sales Fee X Past Return				0.0033 (0.025)	-0.0043 (0.021)		
Constant	-0.6312	-0.7327	-0.0534	-0.4498	-0.0926		
	(1.842)	(1.805)	(1.930)	(1.798)	(1.891)		
No of obs.	7,956	7,956	7,956	7,956	7,956		
Average R-squared	0.195	0.205	0.203	0.200	0.217		

Panel C: Non-affiliated Funds

	Dependent variable: Outflow						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)		
Past Return	0.0304 (0.034)	-0.0754 (0.099)	0.2231 (0.220)	0.0214 (0.180)	-0.0726 (0.385)		
Volatility	0.4758 (0.365)	0.2396 (0.327)	0.5067 (0.362)	0.5423 (0.376)	0.3086 (0.329)		
Fund Size	0.6978*** (0.178)	0.6998*** (0.188)	0.6886*** (0.175)	0.6892*** (0.170)	0.6598*** (0.162)		
Fund Age	-1.3672*** (0.403)	-1.4684*** (0.497)	-1.2330** (0.494)	-1.1731*** (0.358)	-1.4605** (0.713)		
Family Size	-0.0046 (0.034)	-0.0063 (0.033)	-0.0012 (0.032)	-0.0022 (0.025)	-0.0040 (0.025)		
Redemption	-	-	_	-	-		
Sales Fee	0.6870 (0.607)	0.9355 (0.698)	0.7095 (0.554)	1.3043* (0.714)	1.6991* (0.981)		
Management Fee	0.6881 (0.985)	0.4632 (1.057)	0.9295 (0.959)	0.9714 (1.057)	0.9329 (1.245)		
High Perf X Past Return		0.1610** (0.077)			0.1707** (0.082)		
Low Perf X Past Return		-0.0469 (0.089)			-0.0211 (0.089)		
Fund Age X Past Return			-0.0527 (0.057)		-0.0150 (0.082)		
Sales Fee X Past Return				-0.0012 (0.103)	0.0027 (0.115)		
Constant	-9.5750*** (3.672)	-9.0910** (3.529)	-10.2562*** (3.847)	-11.4245*** (3.983)	-9.8087*** (3.717)		
No of obs.	2,109	2,109	2,109	2,109	2,109		
Average R-squared	0.264	0.306	0,288	0.293	0.360		

물론 〈Table 6〉은 '처분효과'의 가능성을 시사할 뿐, 처분효과의 검증으로는 미흡하다. 개인의 주식 직접투자를 대상으로 한 Odean(1998)의 '처분효과' 분석과 유사한 검증을 위해서는 무엇보다도 펀드별 자료가 아니라 투자자별 자료가 필요하다. 그리고 이자료를 근거로 투자자의 환매가 많았던 펀드의 미래 성과가 어떠하였는지를 검사하여야한다. 본 논문의 분석은 펀드유출입 자료에 의존하고 있으므로 투자자별 분석은 어렵다. 다만, 가능한 분석은 펀드별 미래 성과의 검증이다. 〈Table 7〉은 t시점 펀드를 과거 성과와 해당 시점의 유출량을 기준으로 9그룹으로 나누고, 각 그룹별 펀드의 미래 성과를 구한 것이다. 〈Table 7〉은 과거 성과가 우수한 펀드 중에서 환매가 많았던 펀드는 환매가 적었던 펀드에 비해 유의하게 미래 성과가 높음을 보여준다. 이것은 투자자의 환매결정이 미래 성과의 예측에 근거한 합리적 판단이 아님을 시사하는 것으로서 '처분효과'의 존재를 지지하는 결과이다.

3. 강건성 검증

Petersen(2009)은 Fama-MacBeth(1973) 방법은 시계열 상관관계가 높은 자료의 경우 추정 표준오차가 과소 추정 편의(bias)에 노출되는 약점이 있음을 보이면서, 표준오차를 이중클러스터링(double clustering)¹⁵ 방법으로 조정하여 이 문제를 해결할 수 있다고 지적하였다. 이에 Petersen(2009) 방법론에 의거하여 추정식 (1)을 재추정하였고, 재추정 결과는 〈Table 5〉, 〈Table 6〉의 추정 결과와 질적으로 동일함을 확인하였다. 또과거 성과로 시장조정수익률이 아니라 Carhart(1997) 4요인 모형에 의한 위험조정 초과수익률을 사용하여 추정식 (1)을 재추정하였고, 추정 결과가 시장조정수익률을 사용한추정 결과와 질적으로 차이가 없음을 확인하였다. 16

¹⁵ 이중 클러스터링(double clustering) 표준오차 조정방법에 대한 논의는 Cameron, Gelbach, and Miller (2006), Thompson(2011) 등을 참조하라.

¹⁶ 강건성 검증과 관련한 추정 결과는 지면의 제약을 고려하여 따로 보고하지 않았으나, 요청 시 즉시 제 공할 수 있다.

⟨Table 7⟩ Simple Test of Disposition Effect

Panel A: 1-y	rear forward performance				
		Past performance			
		High (top 30%)	Middle	Low (bottom 30%)	
Outflow	Large (top 30%) (A)	2,3637	2,9197	2.7148	
	Middle	2,4784	2,3324	2.0555	
	Small (bottom 30%) (B)	0.6845	0.5475	0.6769	
A-B		1.6791	2,3721	2.0379	
t-value		4.843	9.8054	6.0513	
Panel B: 6-n	nonth forward performance				
		Past performance			
		High (top 30%)	Middle	Low (bottom 30%)	
Outflow	Large (top 30%) (A)	1.3639	1.5978	1.373	
	Middle	1.2403	1,3753	1.1794	
	Small (bottom 30%) (B)	0.7798	0,0631	0.5687	
A-B		0.5841	1.5347	0.8043	
t-value		2.4374	8,5011	3,0001	
Panel C: 1-c	quarter forward performance)			
Past performance					
		High (top 30%)	Middle	Low (bottom 30%)	
Outflow	Large (top 30%) (A)	0.6982	0.7495	0.4333	
	Middle	0.6111	0.6551	0.5502	
	Small (bottom 30%) (B)	0.5747	-0.0918	0,2206	
A-B		0.1235	0.8413	0.2127	
t-value		0.6495	5.9416	1,2478	

Ⅳ. 결 론

본 논문은 펀드 유입자금과 유출자금을 구분하여 결정요인을 분석한 연구가 일천한 상황에서, 한국 펀드시장의 자료를 사용하여 각 투자자금흐름의 결정요인을 분석하였다. 특히 '계열 펀드'와 '비계열 펀드'를 구분하여 분석함으로써 최근 주목되고 있는 판매사의 유인체계 차이가 투자자금흐름에 미치는 효과를 감안하였다. 분석 결과 한국 펀드시장에서 펀드 유입자금흐름과 유출자금흐름의 결정요인은 상이하였다. 과거 성과, 펀드연령, 판매보수 등 각 주요 요인이 유입자금과 유출자금에 미치는 효과는 크게 차이가 있었다. 이러한 본 논문의 분석 결과는 투자자의 펀드선택을 연구하는 데 있어서 기존의 순유입자금 자료를 사용하는 방법론은 상당한 한계가 있음을 보여준다. 유입자금과 유출자금의 결정요인이 대칭적이지 않다면, 순유입자금은 투자자의 펀드선택 결정을 정확하게 보여주는 자료로서의 가치가 반감되기 때문이다.

본 논문의 실증분석 결과에는 합리적 투자자의 펀드선택으로 설명되기에는 정합성이 없는 부분들이 있었다. 유출자금의 추정 결과는 '처분효과'의 존재를 시사하고, '계열 펀드'와 '비계열 펀드' 사이에 판매보수의 효과가 크게 다른 점은 판매사의 유인체계 차이가 펀드선택시장에 유의한 영향을 미친다는 것을 보여주었다. 이러한 결과는 미국의 기존 연구와 비교할 때, 미국에 비하여 한국의 펀드 투자자금흐름은 행태재무적 의사결정의 성격이 강함을 시사한다. 본 논문의 분석은 미국의 기존 연구에 비해 길지 않은 표본에 의존하였다는 약점이 있다. 또 본 논문의 표본기간은 전체 기간이 길지 않은 가운데, 특별한 시장상황인 세계금융위기 기간이 포함되었다는 특성이 있다. 그러므로 미국과한국의 펀드투자 행태에 차이가 있는 것으로 나타난 분석 결과가 표본기간의 특수성에 기인하였을 가능성이 상존한다. 과연 본 논문의 분석 결과가 이 같은 표본의 특수성에 의한 것인지, 아니면 근본적인 투자자 행태의 차이를 반영하는 것인지는 후속연구가 필요하다.

참고문헌

- 고광수·하연정, 「주식형 펀드투자자의 디스포지션 효과」, 『증권학회지』, 제39권, 2010, pp.517~543.
- 금융감독원, 「기존 펀드의 판매보수 인하 시행」, 보도자료, 2010. 4. 30.
- 박영규, 「펀드 투자자와 펀드매니저의 투자행태에 관한 연구」, 『재무연구』, 제18권, 2005, pp.31~67.
- 조성빈·신인석, 「판매보수의 펀드투자자금과 투자성과에 대한 영향」, 『금융연구』, 제26권 제1호, 2012, pp.75~105.
- Barber, Brad M. and Terrance Odean, "All That Glitters: the Effect of Attention on the Buying Behaviour of Individual and Institutional Investors," *Review of Financial Studies* 21, 2008, pp.785~818.
- Barber, Brad M., Terrance Odean, and Lu Zheng, "Out of Sight, Out of Mind: The Effects of Expenses on Mutual Fund Flows," *Journal of Business* 78, 2005, pp.2,095~2,119.
- Bergstresser, Daniel, John M. R. Chalmers, and P. Tufano, "Assessing the Costs and Benefits of Brokers in the Mutual Fund Industry," *Review of Financial Studies* 22, 2009, pp.4,129~4,156.
- Berk, Jonathan B. and Richard C. Green, "Mutual Fund Flows and Performance in Rational Markets," *Journal of Political Economy* 112, 2004, pp.1,269~1,295.
- Cameron, A. Collin, Jonah B. Gelbach, and Douglas L. Miller, "Robust Inference with Multi-way Clustering," NBER Technical Working Paper, No. 327, 2006.
- Carhart, Mark M., "On The Persistence of Mutual Fund Performance," *Journal of Finance* 52, 1997, pp.57~82.
- Chevalier, Judith and Glenn Ellison, "Risk Taking by Mutual Funds as a Response to Incentives," *Journal of Political Economy* 105, 1997, pp.1,167~1,200.
- Christoffersen, Susan E. K., Richard Evans, and David K. Musto, "What Do Consumers' Fund Flows Maximize? Evidence from Their Brokers' Incentives," *Journal of Finance*, 2013, pp.201~235.
- Chui, Andy, S. Titman, and K. C. Wei, "Individualism and Momentum around the World," *Journal of Finance* 65, 2010, pp.361~392.

- Del Guercio, Diane G. and Paula A. Tkac, "The Determinants of the Flow of Funds of Managed Portfolios: Mutual Funds vs. Pension Funds," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 37, 2002, pp.523~557.
- Fama, Eugene F. and James D. MacBeth, "Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests," *Journal of Political Economy* 81, 1973, pp.607~636.
- Goetzmann, William N. and Nadav Peles, "Cognitive Dissonance and Mutual Fund Investors," *Journal of Financial Research* 20, 1997, pp.145~158.
- Grinblatt, Mark and Matti Keloharju, "What Makes Investors Trade?" *Journal of Finance* 56, 2001, pp.589~616.
- Gruber, Martin J., "Another Puzzle: The Growth in Actively Managed Mutual Funds," Journal of Finance 51, 1996, pp.783~810.
- Huang, Jennifer C., Kelsey D. Wei, and Hong Yan, "Participation Costs and the Sensitivity of Fund Flows to Past Performance," *Journal of Finance* 62, 2007, pp.1,273~1,311.
- Ippolito, Roger A., "Consumer Reaction to Measures of Poor Quality: Evidence from the Mutual Fund Industry," *Journal of Law and Economics* 35, 1992, pp.45~70.
- Ivkovic, Zoran and Scott Weisbenner, "Individual Investor Mutual Fund Flows," Journal of Financial Economics 92, 2009, pp.223~237.
- Keswani, Aneel and David Stolin, "Investor Reaction to Mutual Fund Performance: Evidence from UK Distribution Channels," *Journal of Financial Research* 35, 2012, pp.425~450.
- Kim, S. and Y. Kim, "Non-linear Dynamic Relations between Equity Returns and Equity Fund Flow: Korean Market Empirical Evidence," *Asia-Pacific Journal of Financial Studies* 39, 2010, pp.139~170.
- Lynch, Anthony W. and David K. Musto, "How Investors Interpret Past Fund Returns," *Journal of Finance* 53, 2003, pp.2,033~2,058.
- Nanda, Z. Vikram, Jay Wang, and Lu Zheng, "Family Values and the Star Phenomenon: Strategies of Mutual Fund Families," *Review of Financial Studies* 17, 2004, pp.667~698.
- Newey, Whitney K. and Kenneth D. West, "A Simple, Positive Semi-definite Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica* 55, 1987, pp.703~708.
- Odean, Terrance, "Are Investors Reluctant to Realize their Losses?" *Journal of Finance*, 1998, pp.1,775~1,798.
- Petersen, Mitchell, "Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets:

- Comparing Approaches," Review of Financial Studies 22, 2009, pp.435~480.
- Shefrin, Hersh and Meir Statman, "The Disposition to Sell Winners Too Early and Ride Losers Too Long: Theory and Evidence," *Journal of Finance* 40, 1985, pp.777~790.
- Sirri, Erik R. and Peter Tufano, "Costly Search and Mutual Fund Flows," *Journal of Finance* 53, 1998, pp.1,589~1,622.
- Thompson, Samuel B., "Simple Formulas for Standard Errors That Cluster by Both Firm and Time," *Journal of Financial Economics* 99, 2011, pp.1~10.

韓國開發研究

제36권 제4호(통권 제125호)

재병행수입의 경제적 효과 분석: 자동차산업을 중심으로

장 우 현

(한국개발연구원 연구위원)

An Empirical Analysis on the Effects of Parallel Reimportation: The Case of Korean Automobile Market

Woo Hyun Chang

(Associate Fellow, Korea Development Institute)

- * 장우현: (e-mail) wchang@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, 15, Giljae-gil, Sejong-si, 339-007, Korea.
- Key Word: 재병행수입(Parallel Reimportation), 구조모형 추정(Structural Estimation), 반사실적 실험(Counterfactual Experiment), 자동차시장(Automobile Market)
- JEL Code: F14, L11, L62
- Received: 2014. 3. 15 Referee Process Started: 2014. 3. 19
- Referee Reports Completed: 2014. 9. 29

KDI Journal of Economic Policy, vol. 36, no. 4, 2014

© Korea Development Institute 2014

ABSTRACT

This paper examines the possibility of 'parallel reimportation', the reimportation of goods originally produced in the country and exported to another country by profit—pursuing arbitrageurs. The chance of parallel reimportation implies unusually high level of market power of domestic enterprises, and promoting parallel reimportation can be an effective welfare—enhancing, competition—generating policy for the situation. Motivated by the finding, this paper proposes a methodology to measure the welfare effects of parallel reimportation. Specifically, this paper makes use of a structural empirical model to estimate the demand and supply system of Korean automobile market for performing a counterfactual experiment to measure the welfare effects of the parallel reimportation. The results indicates that parallel reimportation can enhance social welfare considerably by increasing consumer surplus and government tax revenue altogether, though it reduces the producer surplus.

국내시장에 높은 시장지배력을 지닌 사업자가 존재하여 일반적인 외국산 제품에 대한 수입 활성화나 병행수입 활성화를 통한 국내시장 경쟁도 제고에 한계가 있을 경우, 해당 사업자가 국내에서 생산하여 해외에 수출한 제품을 다시 수입해 오는 재병행수입의 촉진 또한사회후생 증가에 기여할 수 있는 유효한 도구라고 볼 수 있다. 본 연구에서는 이와 같은 사실에 주목하여 자동차산업에서의 재병행수입의 경제적 효과를 살펴보았다. 보다 구체적으로는, 국내 자동차산업의 수요와 공급 시스템을 구조적으로 추정하여 국내에서 생산되어 미국시장에서 내수시장에서보다 현저히 저렴하게 판매되고 있는 차종들의 재수입 활성화를 가정한 반사실적 실험을 시행한 결과, 재병행수입의 활성화는 기업들의 이윤을 감소시키지만 그이상의 소비자후생 증가와 함께 소폭의 추가 재정수입 증가를 가져와 전체적으로 사회의 경제적 후생 증가에 기여함을 확인하였다. 이는 재병행수입에 관련된 제약에 의한 정책비용이발생하고 있는 것으로도 이해할 수 있으므로, 경쟁정책 당국은 물론 산업 및 무역 정책을 담당하는 정책당국이 이와 같은 비용을 간과하지 않도록 지속적인 관심을 가질 필요가 있을 것이다.

I. 서 론

자동차산업은 국가경제 기여도가 높은 산업 중 하나이다. 한국자동차산업연구소 (2014)에 따르면, 한국 자동차산업의 직접고용은 2012년 기준으로 30만명으로 통계청에서 10인 이상 종사자를 고용한 사업체를 조사한 광업제조업조사 기준으로 전체 제조업 고용의 10.9%를 차지하며, 간접고용은 148만명1에 달한다. 출하액 기준으로도 자동차산업은 직접적으로는 전체 제조업 총출하액의 약 11.6%, 국가 전체 수출액의 13.1%를 차지하고 있으며, 고용과 마찬가지로 간접효과까지 추가로 고려한다면 그 비중은 더 높을 것이므로 자동차산업의 국민경제적 위상은 확고하다고 평가할 수 있다. 국가 조세수입 면의 기여로 보아도 국세청의 공식 인터넷 블로그 자료2에 따르면 2009년 기준으로 자동차 관련 세금은 32조원 정도로 총세입의 15.8%에 달한다고 밝히고 있기도 하다.3

그러나 국내 자동차산업은 성장과정에서 기여에 상응하는 다양한 보호를 받아 왔고 지금도 받고 있음 또한 사실이다. 1962년 4월 17일4 당시 상공부에서 「자동차공업보호법」 제정5을 포함한 자동차공업 5개년계획을 발표한 것을 위시하여 1973년 '장기 자동차공업 진흥계획' 등이 입안되는 등 국내의 자동차 제조업체들이 자생력을 갖추어 가게된 1980년대에 이르기까지 명시적이며 지속적인 산업 육성책이 시행되어 왔다.

내수시장의 보호는 이와 같은 산업 육성책을 구성하는 핵심적인 내용 중 하나이다. 한 예로「자동차공업보호법」제6조는 "상공부장관은 자동차공업을 보호하기 위하여 외

¹ 생산자재 관련 고용 12만명, 판매정비 관련 고용 25만명, 유통 관련 고용 28만명, 운수이용 관련 고용 83만명을 모두 포함할 경우임.

² 국세청 공식 블로그(http://blog.naver.com/ntscafe/110156356741, 접속일자: 2014. 2. 10).

³ 물론 이는 자동차 생산 외에도 자동차 판매 및 자동차 운용 관련 세금을 포함하고 있으므로, 국내 자동 차산업의 실질 기여분은 이 중 일부에 그친다. 내역을 살펴보면 실제로 운용 관련 세금이 약 2/3에 달 하는 것으로 나타나고 있으므로, 만일 소비자들이 국내 생산 자동차가 아닌 외국 생산 자동차를 운용 하더라도 이 부분의 조세수입에는 큰 차이가 없을 수도 있다. 본 연구는 자동차산업의 국가기여도에 관한 연구는 아니므로 국세청의 자료를 그대로 인용하고 더 이상 깊이 들어가지 않지만, 진정한 자동 차산업의 재정기여도를 평가하기 위해서는 자동차 관련 세금을 새로이 정의(예컨대 국내 자동차산업 기업의 법인세 추가분, 종사자들의 소득세 추가분 등을 포함)하는 것이 바람직해 보인다.

⁴ 국가기록원 홈페이지의 '연표와 기록'에 의함. http://theme.archives.go.kr/next/chronology/yearRecord.do?year=1962, 접속일자 2014. 2. 10.

^{5 「}자동차공업보호법」의 정식 제정 및 시행일은 1962년 5월 31일이며, 1967년 12월 31일까지 효력을 가지는 조건으로 입법되었다.

국산 자동차와 그 부분품의 수입을 제한할 수 있다."고 명시적으로 밝히고 있는데, 이는 행정부에 포괄적인 제한권을 부여한 것으로서 사실상의 외국 완성차 수입금지 조치로도볼 수 있다. 실제로 이후 외국 자동차업체에 국내시장을 개방한 것은 1987년 1월이고 명목적으로 수입이 허용된 다음에도 당분간 높은 관세가 유지되었으며,6 과소비 억제를 기치로 하여 수입차 보유자에 대한 세무조사를 실시하는 등 다양한 방식의 암묵적인 공급자 보호정책을 시행했다는 사실을 함께 고려한다면 자동차산업은 개발연대 기간 중전폭적인 내수시장 보호를 받으며 성장한 산업이라고 보아도 크게 무리가 없다.

물론 2014년 기준으로 본다면 한 · 미 FTA와 한 · EU FTA 체결 및 발효 등으로 대표 되는 대외 개방도의 현격한 증가에 따라 정부의 직접적이거나 명시적인 보호는 거의 남 아 있지 않다고 볼 수 있다. 그러나 아직도 국내업체들이 국내시장과 국외시장을 분할 하여 동일한 상품을 시장별로 가격차별할 수 있다는 사실은, 정부의 능동적 경쟁 주창을 통한 소비자후생의 증진 가능성을 기회비용으로 하여 국내 자동차업체들이 혜택을 받고 있는 것으로도 볼 수 있을 것이다.

본 연구에서는 이와 같은 사실에 주목하여 재병행수입의 경제적 효과를 살펴보기로 한다. 보다 구체적으로는 자동차산업의 수요와 공급 시스템을 구조적으로 추정하여, 국내에서 생산되어 미국시장에서 내수시장에서보다 현저히 저렴하게 판매되고 있는 시장지배적 사업자 현대-기아 자동차의 고급 차종인 제네시스와 에쿠스의 재수입, 즉 본 연구에서 정의한 용어로는 재병행수입의 활성화를 가정한 반사실적 실험을 통해 자동차산업의 수요·공급 변화와 사회후생 변화에 대한 함의를 도출해 보는 것을 목표로 한다. 재병행수입은 국내시장에서의 낮은 경쟁도를 외국시장에서의 높은 경쟁도의 전이를 통해 개선하는 하나의 수단으로 볼 수 있는데, 특히 현대자동차의 경우 소비자들이 국내에서 유지·보수 면에서의 규모의 경제를 활용할 수 있으므로 일반적인 외산 자동차 병행수입에 비해 그 효과가 더 클 것으로 기대할 수 있다.

본 논문에서의 반사실적 실험은 가상적인 재병행수입의 활성화가 실제 일어났을 때 발생할 후생증진효과에 대한 함의를 도출하는 의의도 가지지만, 이와 함께 재병행수입 에 대한 명시적 '암묵적 장벽 설치로 인한 자동차산업 보호의 비용에 대한 객관적 정보 를 구할 수 있다는 점에서도 중요하다. 기존의 자동차산업 분석에서는 자동차산업의 국 민경제적 편익에 편중된 분석이 이루어진 측면이 있는바, 자동차산업 육성이 국민후생

⁶ 참고로 관세율은 초기에는 50%, 이후에는 20% 수준으로 유지되다가 1995년 1월에 이르러서야 8%로 낮춰졌다.

에 미치는 영향에 대해서도 명시적인 분석을 진행하여야 향후 공정하고 중립적인 정책 의 방향을 정하는 기초자료로 활용할 수 있을 것이다.

본고는 이와 같은 목적에 따라 다음과 같이 구성된다. 서론인 제 I 장과 이어지는 제 II 장에서는 연구의 배경을 설명하면서 내수시장과 미국시장 간에 국내 생산 자동차의 가격차이가 존재하는지 살펴보고 재병행수입의 가능성에 대해 논한다. 제Ⅲ장에서는 재병행수입의 경제적 효과를 살펴보기 위한 방법론으로서 구조적 수요・공급 모형을 제안하고 설정하며, 제Ⅳ장에서는 데이터를 설명하고, 제 V 장에서는 제Ⅲ장의 방법론을 제 IV 장의 데이터에 적용하여 자동차산업의 수요와 공급을 추정하고 그 결과를 제시한다. 제 II 장에서는 재병행수입이 활성화된 상황에 대한 반사실적 실험을 통한 시장의 변화와 사회후생의 변화에 대해 살펴보고, 제Ⅲ장에서는 향후 연구과제에 대해 논하며 결론을 맺는다.

Ⅱ. 내수제품과 수출제품의 가격차별과 재병행수입

일반적으로 자동차산업에서의 동일 제품 간 국가별 가격차이는 정책당국과 소비자단체, 그리고 연구자들에게 많은 관심의 대상이 되어 왔다. 특히 유럽의 경우 경제통합과정을 거치면서 각 국가별 자동차 가격의 높은 편차가 소비자단체들의 많은 주목을 받았고, 이에 따라 유럽연합 집행위원회는 경제통합도의 지표로서 매년 자동차 가격의 편차를 조사한 보고서를 작성하고 있기도 하다. 7 특히 자동차산업의 수요추정에 기반하여유럽에서의 국가별 가격편차를 살펴본 대표적인 학술적 연구로는 Verboven(1996)이 있는데, 이 연구에서는 1990년 기준으로 벨기에, 프랑스, 독일과 이탈리아 및 영국의 자료를 이용하여 수요시스템을 추정한 결과 벨기에를 제외한 나라들에서는 낮은 가격탄력성으로 인한 잠재적인 국가 간 가격차별이 존재할 가능성을 확인하기도 하였다.

그러나 이와 같은 문헌들은 주로 현황에 대한 분석으로서, 시장에서 실제 차익거래가 활성화될 경우 어떤 경제적 효과가 나타날지에 대해서는 상대적으로 관심이 많이 기울 여지지 않고 있다. 한 예로 Lutz(2004)의 경우 유럽에서의 동일한 제품에 관한 다양한

⁷ EU 지역 내 자동차 가격의 편차와 수렴에 관한 연구로는 Degryse and Verboven(2000), Goldberg and Verboven(2005), Gil-Pareja and Sosvilla-Rivero(2012) 등을 참고하라.

마크업의 주된 원인은 차익거래에 대한 장벽의 존재라는 결론을 내리고 있지만, 차익거래가 활성화된 상황에서의 반사실적 실험은 시행하고 있지 않다. 필자가 알고 있는 한본 연구는 방법론상으로 산업의 수요 및 공급 구조의 구조모형 추정을 통해 재병행수입의 활성화를 가정하여 내수 수출 자동차 가격차별 완화의 경제적 함의를 도출하는 것을 목표로 하는 첫 연구 중 하나이며, 적어도 한국시장에 대한 연구로는 첫 연구이다.

본 연구에서는 국내에서 생산된 수출 제품을 병행수입하는 것을 재병행수입이라고 정의하기로 한다. 재병행수입은 일반적인 병행수입보다 시장의 경쟁도 제고에 있어 더 우월한데, 이는 소비자들이 제품과 관련된 국내 인프라를 활용할 수 있기 때문이다. 예컨대 수리 및 유지·보수에 있어 국제 보증(international warranty)이 성립한다면 가장이상적이겠지만, 그렇지 않더라도 현대-기아 자동차 제품의 부품 조달이나 전문 수리인력의 확보는 기타 수입차의 경우에 비해 수월할 것이다.

참고로 재병행수입이 가능할 정도로 내수와 수출용 제품의 가격차이가 발생하는 경우는 다소 예외적이기 때문에 세계적으로 재병행수입 허용 논란과 그에 대한 분석은 아직 많이 찾아보기 힘들지만 이와 관련된 대표적인 사례로는 미국의 처방의약품 재병행수입 문제를 들 수 있다. 미국 의료시스템의 고비용구조로 인해 미국 처방의약품 가격은 외국에 비해 현저히 높은 것으로 알려져 있으며, 이에 따라 개별 소비자들이 멕시코나 캐나다 등 주변 국가로부터 미국에서 생산되어 수출된 약들을 개인적으로 재수입하는 사례가 많다. 8 의약품은 보관상의 변질이나 위변조, 약품 오남용에 따른 안전문제가 같이 거론되므로 미국정부의 공식 입장은 기본적으로 개인적인 용도에 의한 재수입 외 경제적 이윤 창출 목적의 의약품 재병행수입은 허용하지 않는다는 것이지만, 아직도 이에 대한 다양한 정치적 논란이 계속되고 있기도 하다. 참고로 본 논문에서 다루고 있는 자동차의 경우 의약품에서 제기되는 안전의 문제는 없기 때문에, 재병행수입의 가능성을 검토해 볼 수 있는 대표적인 사례로 볼 수 있을 것이다.

현재 한국은 한 · 미 FTA와 한 · EU FTA 등을 통해 미국과 유럽 시장에서의 경쟁을 국내에 전이시킬 수 있는 환경을 갖추고 있다. 그중에서도 미국시장은 현대-기아 자동차의 오래된 주력 시장 중 하나이며 시장 경쟁도가 높다는 점에서 재병행수입 활성화의 적용대상으로 선정하기에 매력적이라고 볼 수 있다.

한국자동차산업협회가 작성한 데이터베이스에 따르면 2012년 기준으로 미국 자동차 시장은 내수판매량 기준으로 14,785,936대 규모로서 판매대수 면에서 볼 때 중국에

⁸ 관련 정보는 Bhosle and Balkrishnan(2007)을 참고하라.

(Table 1) Price Differences: Car Retail Prices in Selected Countries

	China	Hong Kong	U.S.	U.K.	Japan
Toyota Yaris	\$13,950	N/A	\$14,450	\$17,940	\$13,470
Ford Focus	\$16,800	N/A	\$18,000	\$26,740	\$12,860
Volkswagen Passat	\$35,000	\$41,000	\$29,000	\$31,400	\$41,650
Mercedes Benz E200	\$74,550	\$53,420	\$51,600	\$48,340	\$81,530
BMW 328i	\$68,400	\$61,920	\$36,500	\$49,390	\$68,250
Toyota Prius	\$32,000	\$38,000	\$24,200	\$35,260	\$26,000

Source: South China Morning Post webpage(http://www.scmp.com, accessed: 2014, 2, 10),

이은 세계 제2의 시장이다. 9이에 따라 미국 자동차시장에서는 미국의 주요 업체들을 비롯하여 세계 각국의 유수 자동차업체가 대부분 진출하여 치열한 경쟁을 벌이고 있기 때문에, 미국시장의 자동차 가격은 일반적으로 다른 나라에 비해 저렴한 것으로 알려져 있다. 한 예로, 나라별로 세제가 다르고 판매차량이 완전히 동일한 것이 아니므로 바로 비교하는 데에는 무리가 있겠지만, 10 간단한 문제제기 차원에서 언론자료의 예를 들어보면 2012년 홍콩의 South China Morning Post에서는 2012년 권장소비자가격(MSRP) 기준으로 볼 때 BMW의 328i 모델의 경우 미국에서의 판매가격이 중국에서의 판매가격의 53%에 불과하다고 보도하고 있다. 11

우리나라의 경우에도 자동차 수출이 처음 시도되던 시기인 1984년부터 국내 판매가 격보다 낮은 가격으로 해외에 수출한 기록이 있기도 할 정도로¹² 내수와 수출 자동차의 가격차이는 그 연원이 오래되었다. 그러나 이와 같은 가격차별이 국내 후생에 미치는 영향에 대해서는 다소 제한적으로 연구되어 온 것도 사실이다.

아래에서는 본 연구와 관련된 자동차 제품들의 한국시장과 미국시장에서의 가격차이를 문제제기 차원에서 예시하여 살펴보기로 하자. 보다 구체적으로, 이후 제표장부터 반사실적 실험에 사용될 차량이 현대의 에쿠스와 제네시스이므로 이들 차량의 가격차이를 확인해 보기로 하겠다. 현대자동차가 국내에서 생산하여 미국에 수출한 자동차 중에서 현재 가장 큰 가격차이를 보이는 차종은 에쿠스인데, 미국과 한국에서 함께 판매되는

⁹ 한국자동차산업협회, 자동차통계 DB(http://www.kama.or.kr, 접속일자 2014. 2. 10).

¹⁰ 이후 연구와 관련된 실제 추정에 있어서는 한국과 미국의 세금 요소를 보다 명시적으로 고려하게 될 것이다.

¹¹ South China Morning Post webpage(http://www.scmp.com, 접속일자: 2014. 2. 10).

^{12 『}매일경제』, 「內需 輸出價 큰 격차 덤핑수출판정 主因」, 1984. 3. 16.

에쿠스 5.0의 경우¹³ 현대자동차의 홈페이지 자료¹⁴에 의하면 2014년 1월 현재 공장도가 격이 9천만원이 넘지만,¹⁵ 미국의 에쿠스 5.0 고급형의 권장소비자가격은 68,500달러¹⁶ 이다. 운송비를 고려하여 계산해 보아도 미국 위스콘신 주의 예를 들면 미국에서 구입할 경우 운송비 920달러가 추가되어 총 69,420달러가 된다. 이는 환율을 너그럽게 적용해도 7,600만원을 밑도는 가격¹⁷으로, 세금을 고려할 경우에는 그 차이가 더욱 커지게 된다.

2014년 제네시스 신형 3.8의 경우 미국 판매가격은 시초가격이 35,200달러로서, 만일 가능한 모든 패키지를 포함하여 프리미엄 패키지와 테크놀로지 패키지를 추가하고 미국 위스콘신 주로 배송받았을 때는 운송비를 포함하여 44,820달러가 된다. 예로 든위스콘신 주의 판매세금 5.5%를 포함하고 위에서와 같은 환율을 적용하면 한국 원화로약 51,360,130원 정도인데, 한국의 경우 최고 옵션을 적용하면 권장소비자가격이 69,600,000원18이므로, 이 역시 큰 차이라고 볼 수 있다.

참고로 현대자동차의 영업방침상 한국의 경우는 "정직한 가격은 하나"라는 캐치프레이즈로 모든 지점에서 정가를 받고 있는 반면,¹⁹ 미국시장에서는 딜러들에 따라 다양하게 할인을 진행해 주는 것을 고려해 보면 미국의 권장소비자가격은 최고 가격이라고 보는 것이 합리적일 것이며, 이는 한국에서의 구매가격과 미국에서의 구매가격 간 차이가더 클 것임을 시사한다.

미국시장의 자동차 가격에 대비하여 볼 때 한국시장에서의 높은 자동차 가격은 한국 자동차시장의 낮은 시장 경쟁도에 대한 시사점을 내포한다. 한국에서 생산된 자동차를 미국으로 운송해서 각종 부대비용까지 포함하여 소비자가격으로 판매한 자동차를 재구

¹³ 물론 옵션 등에 있어 두 제품은 다소간의 차이는 있지만, 대형 세단의 최고급 트림이라는 점에서 큰 차이가 있다고 보기 어렵다.

¹⁴ 현대자동차 홈페이지(http://www.hyundai.com/kr/index_real.do, 접속일자: 2014. 2. 10).

¹⁵ 개별소비세, 교육세, 부가가치세가 포함된 프레스티지의 가격을 2014년 3월 1일 홈페이지 기준으로 견적할 경우 출고 전 가격이 111,260,000원으로, 역산하여 세금을 제외해도 공장도가격은 9천만원이 넘는 가격이다. 참고로 대전 기준으로 추가 탁송료는 201,000원으로 나타나며 추가 차량등록비용은 취득세 7,092,970원과 공채할인금액 1,580,800원 등 총 8,755,770원이다.

¹⁶ 옵션에 따라 두 가지 상품이 판매되고 있으며, 저가형은 61,250달러이다.

¹⁷ 2014년 3월 1일 외환은행 기준으로 현금 구매 시 1달러는 1,086.18원이므로 75,402,616원이 된다. 여기에 앞서 예로 든 위스콘신 주의 판매세율 평균인 5.5%를 추가 적용하면 79,549,760원이다. 따라서 세후 금액 차이는 3천만원이 넘게 된다.

¹⁸ 참고로 최저 트림은 55,100,000원, 중간 트림은 61,300,000원이다. 이 경우 국내 운송비는 제외하였으나 에쿠스의 경우와 마찬가지로 미국의 경우보다 어느 정도 저렴할 것이며 전체 가격에 대비해서 차지하는 비중은 높지 않다.

¹⁹ 이 캠페인은 주로 직영 대리점을 통해 이뤄지고 있으므로 법적으로 재판매가격 유지행위는 아닐 수 있으나, 이는 경제적 실질상 재판매가격 유지행위와 크게 다르지 않다.

입하여 다시 한국으로 운송해 와서 판매할 경우에도 가격이 더 유의한 수준으로 저렴하다는 것은, 한국 자동차시장의 경우 미국시장에 비해 경쟁의 수준이 상대적으로 낮다는 사실을 암시할 수 있을 것이기 때문이다.

다음 장으로 넘어가기에 앞서, 동일해 보이는 제품에 대한 가격차이를 야기하는 다른 가능한 원인들에 대해 검토해 보기로 하자. 본 연구에서는 다른 가능성은 사상하고 한 국시장과 미국시장의 가격차이를 수요 측 가격차별요인, 즉 수요탄력성을 기반으로 분석하고 있지만, 동일 제품임에도 각기 다른 지역에서 나타나는 지역별 가격차이는 반드시 수요 측면의 가격차별에 의해서만 발생하는 것은 아니므로 다른 요인들의 영향에 대해서도 사전적으로 검토할 필요가 있기 때문이다.

첫 번째로 검토해 볼 가능성은 지역별 비용구조의 차이이다. 지역별 가격의 차이는 각 지역의 판매비용 등 생산 후 비용구조 차이에 의해서도 발생할 수 있다. 지역에 따라 운송비와 관련 인건비 등의 차이가 발생하게 되므로, 자동차 제조업체들이 각 지역에서 동일한 마크업을 적용하더라도 앞서 언급한 비용들의 편차가 자동차 가격에 반영될 것 이기 때문이다. 이와 같은 견지에서 미국시장과 한국시장을 비교한다면, 먼저 운송비 면에서는 현격한 영토의 크기 차이를 볼 때 오히려 미국시장이 비용 면에서 더 높을 것 으로 추정할 수 있으며 인건비 또한 1인당 국민소득의 격차를 고려해 볼 때 한국보다는 미국 쪽이 더 높게 나타날 가능성이 높다고 볼 수 있다. 지대 또한 미국 대도시의 높은 지대를 고려한다면 특별히 한국의 경우에 지대가 미국에 비해 특별히 결정적인 비용 상 승요인으로 작용한다고 보기는 어려울 것이므로. 생산 후 비용구조의 차이가 있다면 오 히려 본 연구의 상황에서는 가격의 차이를 줄이는 편의를 만들 가능성이 높다고 할 수 있다. 참고로 생산 후 비용구조 차이 외의 생산과정에서의 규모의 경제에 따른 비용구 조 차이의 경우는 가격차이의 발생과 다소 관련이 낮다고 할 수 있는데. 만일 개별 회사 가 미국시장의 규모를 활용하여 규모의 경제를 살려 미국 가격을 낮출 수 있었던 것이 라면 그 회사는 한국시장에서의 가격도 충분히 낮출 여력이 있을 것이기 때문이다. 따 라서 내수와 수출을 병행하는 현대자동차의 경우 가격차이에 있어 비용 측면의 설명은 다소 부적합한 면이 있다고 하겠다.

다음으로는 환율의 변동성 또한 가격차이를 설명할 수 있는 요인으로 꼽을 수 있다. 원화를 사용하는 한국과 달러를 사용하는 미국에서의 자동차 가격차이에 있어서도 환율 의 변동성 요인이 작용하지 않는다고 보기는 힘들 것이기 때문이다. 그러나 주로 수출 차량들 중에서도 모든 차량에서 가격차이가 비례적으로 나타나는 것이 아니라 고급차 위주로 가격차이가 지속적으로 크게 형성되는 현실을 볼 때, 본사가 한국에 있고 해외 공장들을 통해 자체 환율위험을 줄일 수 있는 현대자동차의 경우 환율의 변동성만으로 개별 자동차 가격차이의 대부분을 설명하기에는 무리가 있을 것으로 보인다.

다음으로는 이와 같은 가격차이가 가격차별에 의한 것인가 아니면 상품차별화에 의한 것인가에 관한 문제에 대해서도 고려해 보아야 한다. 동일한 제품인데 다른 가격을 받는 것은 가격차별이라고 할 수 있을 것이나 만일 이름만 같고 실제로는 다른 제품들이라면 이들의 가격차이는 가격차별이라기보다는 상품 간의 품질차별일 가능성도 있다. 본 연구에서 다루고 있는 차종들의 경우 국내 내수용과 수출용의 개별 옵션 면에서 다소의 차이가 있을 수 있으므로 내수형과 수출형의 품질차별의 가능성도 존재하는 것이 사실이지만, 20 현대자동차의 경우 외부 인사들을 공장에 초청하여 내수형과 수출형이동일한 라인에서 조립되므로 다른 차량일 수 없다는 행사도 진행하기도 하는 등 제조사에서 공식적으로 두 차량의 품질차이가 없다는 점을 강조하고 있다는 사실을 고려해 보면, 가격차이에 있어서의 품질차별의 가능성 또한 다분히 제한적이라고 볼 수 있을 것이다.

이에 따라, 다음 제표장에서는 앞서 언급한 요소들은 어느 정도 사상하고 한국과 미국에서의 기본적인 가격차이가 시장지배력과 경쟁도의 차이에 따른 각 지역의 가격탄력성에 기인한다는 전제 아래 구조모형을 설정하여 한국 자동차시장의 수요와 공급 시스템을 추정해 보기로 한다.

Ⅲ. 재병행수입의 경제적 효과 측정을 위한 자동차산업 수요 및 공급 추정모형

본 연구는 실증적으로 아직 많은 연구가 이뤄지고 있지 않은 재병행수입의 경제적 효과를 측정하기 위한 방법론을 제안하는 것을 주목적 중 하나로 설정하고 있기 때문에, 본 장에서는 본 연구에서 사용한 모형을 소개하기에 앞서 먼저 재병행수입의 경제적 효

²⁰ 자동차의 기본기능과 큰 관계는 없지만 내수 차량의 세부 옵션이 우월해서 더 높은 가격을 받는다는 가설을 검증하기 위해서는 보다 풍부한 자료를 가지고 심도 있는 연구를 진행해야 할 것이다. 그러나 이 경우에도 여러 옵션을 함께 선택하게 하는 끼워팔기 형태가 존재하므로, 제작사가 제시한 가격을 옵션의 진정한 시장가치라고 보기에는 무리가 있음에도 유의할 필요가 있을 것이다.

과를 분석함에 있어 방법론 차원에서 어떤 요인들을 고려해야 하는지에 대해서 살펴보 기로 하겠다.

우선 재병행수입의 경제적 효과를 분석하기 위해서는 개별 상품의 수요·공급에 관한 모형을 개별적으로 추정하여 접근하는 것만으로는 부족함이 있으며, 해당 산업 전체의 제품 간 연관성을 명시적으로 고려한 수요 및 공급 모형을 설정하고 그 모형에 기반하여 반사실적 실험을 실시하는 것이 바람직하다. 활발한 재병행수입은 해당 개별 상품 자체의 가격을 낮추는 직접효과 외에도 개별 상품의 가격 변화가 소비자와 기업의 최적 대응을 통해 대체재의 균형가격과 수량을 변화시켜 발생하는 간접효과도 유발하기 때문이다. 만일 개별 상품 단위의 수요·공급 추정을 통해서만 경제적 효과를 분석하게 된다면 효과의 추정에 있어 편의가 발생하게 될 것이다.

반사실적 실험이란 경제모형을 구축하여 실제 벌어지지 않은 상황을 모형 내부에서 가상실현해 보는 절차로 이해할 수 있으므로, 반사실적 실험에서는 무엇보다 합리적인 경제모형을 구축하고 실제 데이터에 기반하여 모형을 추정하는 것이 중요하다. 따라서 반사실적 실험을 위해서는 회귀분석 등으로 대표되는 결과적 관계에 기반한, 경제학적 논거가 약한 비구조적 모형보다는 개별 주체의 합리적 판단을 명시적으로 고려한 구조모형을 선택하는 것이 일반적이다. 구조모형의 경우에는 소비자의 효용함수와 기업의 이윤함수 등 주어진 상황에 따른 개별 주체의 합리적 판단의 기준이 되는 주요 구성요소들이 갖춰져 있으므로 새로운 상황하에서의 개별 주체들의 합리적 선택을 새로이 도출하고 논리적으로 그 선택에 따른 상황을 시뮬레이션할 수 있기 때문이다. 구조모형의 주된 단점은 추정의 어려움에 있는데, 관측치로부터 개별 경제주체의 핵심 성향을 추정해 내는 과정이 비구조모형에 비해 일반적으로 더 까다롭다.

다음으로 재병행수입의 경제적 효과를 추정하기 위해 고려해야 할 요소는 포함하는 시장의 범위 문제이다. 재병행수입을 다루기 위해서 가장 이상적으로는 전 세계의 주요 자동차시장의 수요와 공급을 함께 추정하여 접근하는 것이 바람직하다고 볼 수 있다. 주요 자동차 생산업체들이 세계시장에서 경쟁하고 있으며 각 생산업체들의 경우 각 시장의 수요·공급 상황은 물론 다른 시장에의 파급효과까지 고려해서 가격을 결정하고 있을 것이기 때문이다. 따라서 데이터상의 제약이 없다면 시장을 추가하여 분석하는 것이 더 바람직하다. 병행수입이나 재병행수입의 경우 분할된 시장을 연결해 주는 역할을 수행하기 때문에 시장 사이에서 벌어지는 간접적인 파급효과 또한 중요할 가능성이 높기 때문이다.

요컨대 재병행수입의 경제적 효과를 분석하기 위해서는 가까운 대체재들을 포함한 수요·공급 체계의 추정이 필요하며, 합리적인 반사실적 실험을 위한 구조모형을 설정할 필요가 있고 해외시장에서의 환류효과를 함께 고려하는 것이 바람직하다. 본 연구에서는 자동차 수요·공급 체계의 추정을 구조모형을 통해 실시하되, 시장 간의 환류효과는 가용한 데이터를 고려하여 구체적으로 고려하지 않고 한국시장에 국한하여 살펴보기로 한다. 21

본 계량분석에서 사용한 수요추정모형은 Berry(1994)에서 제시한 시장단위가격과 판 매량 자료를 이용한 네스티드 로짓(nested logit) 모형이다. 네스티드 로짓 모형은 이산 선택하의 정적 특성공간 수요추정모형의 하나로서. 이산선택의 기본모형 중 하나인 로 짓(logit) 모형의 비현실적인 대체탄력성 제한을 완화시킨 것이다. 로짓 모형의 경우 모 형의 단순성으로 인해 상품 간의 대체탄력성이 시장점유율만의 함수로 표시되는데, 그 결과 상대적으로 대체성이 더 높은 동질적인 그룹에 속한 상품들 간의 대체탄력성과 상 대적으로 대체성이 더 낮은 이질적인 그룹에 속한 상품 간의 대체탄력성이 시장점유율 이 같을 경우 동일한 수치로 계산되는 제약성을 가진다. 자동차시장의 예를 들자면 만 일 경차와 대형차처럼 차이가 큰 상품들의 경우에도 시장점유율이 동일하다면 이들은 동일한 대체탄력성을 보이게 되는데. 이 경우 특정 경차의 가격 상승 시 다른 경차와 또 다른 대형차의 시장점유율이 동일할 경우 대형차로의 대체수요 증가는 다른 경차로의 대체수요 증가와 동일하게 나타나므로 현실 적합성 측면에서 여러 문제가 생긴다. 이에 비해 네스티드 로짓 모형은 각 상품의 교차관계 차원을 계산 가능한 수준에서 유지하면 서도 유사한 성격을 갖는 그룹(nest)에 속한 상품 간의 대체탄력성은 다른 상품들의 경 우보다 더 높게 추정할 수 있도록 모형 안에서 허용함으로써 전체적인 수요시스템 추정 을 보다 현실적으로 진행할 수 있도록 하는 장점을 가지고 있다.

또한 네스티드 로짓 모형은 로짓 모형의 한계를 완화하면서도 보다 복잡한 모형들, 예를 들어 확률적 계수 로짓(random coefficients logit) 모형과 비교해 볼 때 더 간단하며, 수요추정의 주요 산출물인 각종 탄력성을 도출하고 해석하는 과정에서 수치 해석적 계산치가 아닌 해석적으로 도출된 산식으로부터 계산된 값들을 이용할 수 있다는 장점을 가진다. 본 연구는 수요시스템 추정을 기반으로 재병행수입의 경제적 효과를 반사실적 실험을 통해 살펴보는 것을 목적으로 하고 있는바, 개별 소비자의 특성에 따른 영향을 나누어 분석할 필요는 없으므로 네스티드 로짓을 사용하는 데 있어서의 제약은 상

²¹ 경우에 따라 환류효과가 중요할 수 있으므로 추후 연구를 통해 보완할 필요가 있을 것이다.

대적으로 크지 않다고 할 수 있다.22

네스티드 로짓 모형의 적용에 있어 가장 유의해야 할 점은, 대체성이 높은 상품들로 묶인 하위 그룹, 즉 네스트들을 사전적으로 결정할 수 있어야 한다는 것으로, 그룹에 대한 획정에 있어 여러 정보를 활용하고 시행착오를 거쳐야 하는 경우들이 있다. 본 연구에서는 자동차들을 배기량(cc)별로 분류하기로 하며, 보다 구체적으로는 1,000cc 미만, 1,000cc 이상 1,800cc 미만, 1,800cc 이상 2,000cc 미만, 2,000cc 이상 3,000cc 미만, 그리고 3,000cc 이상의 차량으로 분류하며,²³ 본 연구의 주된 대상인 현대의 에쿠스와 제네시스의 경우는 그중 배기량 3,000cc 이상 급으로 분류된다.

다음으로는 간접효용함수에 대한 가정과 수요추정식에 대해 살펴보기로 하자. 네스티드 로짓 모형은 구조적 수요추정모형이므로 개별 사용자들의 간접효용함수로부터 추정식을 도출하게 된다. 본 추정에서 가정하게 될 개별 사용자들의 간접효용함수는 다음과 같다.

$$u_{ijt} = \alpha (y_{it} - p_{jt}) + X_{jt}\beta + \xi_{jt} + \zeta_{iqt}(\sigma) + (1 - \sigma)\epsilon_{ijt}$$

참고로 각 변수는 다음과 같이 정의된다.

 u_{iit} : t기간에 개인(가구) i가 자동차 j를 선택할 때 얻는 효용

 y_{it} : t기간의 개인 i의 소득

 p_{it} : t기간의 자동차 j의 가격

 X_{it} : t기간의 자동차 j의 관찰된 특성

 ξ_{it} : t기간의 자동차 j의 관찰되지 않은 특성

 $\zeta_{iat}(\sigma)$: 개인 i의 그룹(네스트) g 내 상품에 대한 선호

σ: 0~1 사이의 숫자

 ϵ_{iit} : 무작위 i.i.d. 오차항

²² 물론 확률적 계수 로짓 모형의 경우 수치 해석적인 부분이 추가된다는 단점이 있더라도 보다 더 유연한 분석이 가능하다는 분명한 장점 또한 존재하므로, 반드시 네스티드 로짓이 더 우월한 선택이라고 주장할 수는 없다.

²³ 이후 추정 결과에서 다시 설명하겠지만 일반적으로 이용되는 용도에 따른 차량 클래스 분류(예: 경형 승용, 중형 승용, SUV 등)에 따라 그룹을 획정할 경우, 상품 간 대체성의 추정에 있어 문제가 발생하게 된다. 한 예로 차량 클래스 중 SUV/RV의 경우 한 그룹 안에 배기량 1,362cc의 제품부터 4,627cc 의 제품까지 함께 혼재되어 있어, 대체성이 높지 않은 제품들이 동일 용도로 묶이는 문제가 발생한다. 이와 같은 문제점을 해결하기 위해 본 연구에서는 용도보다는 배기량별로 자동차들을 분류하여 추정하였다.

변수 $\zeta_{igt}(\sigma)$ 는 각 네스트에 속한 상품에 대한 개별 소비자들의 선호 이질성을 반영하기 위한 변수로서 Berry(1994)에서 설정한 것처럼 상품들을 G개의 그룹으로 분할하고해당 상품들 외의 상품을 선택하는 옵션을 별도의 그룹으로 설정하여 G+1개의 상품군으로 나누었을 때 개별 소비자가 그룹 $G=g(g=0,\ 1,\ \dots,\ G)$ 에 속한 상품에 대해 공통으로 느끼는 후생의 증가분을 나타내며, 이 변수는 σ 에 따른 분포함수를 갖는다고 가정하기로 한다. Cardell(1997)에 따르면 위와 같은 설정하에 무작위 오차항 ϵ_{ijt} 이 극단값분포를 따른다고 가정하면, $\zeta(\sigma)+(1-\sigma)\epsilon$ 은 역시 극단값 분포를 따르게 되며, σ 가 0에 가까워질수록 그룹 내 상품의 대체성이 높아지고 1에 가까워질수록 그룹 내 상품의대체성이 낮아지게 된다.

이와 같은 설정에서 주어진 선택 외의 선택을 할 경우의 효용을 0으로 정규화할 경우 효용함수의 기저에 있는 원시값(primitive)들을 추정하기 위한 수요시스템의 구조추정식은 다음과 같이 도출된다.24

$$\ln(s_{jt}) - \ln(s_0) = \alpha p_{jt} + X_{jt}\beta + \sigma \ln(s_{j|Class}) + \xi_{jt}$$

위 식에서 s_{jt} 는 상품 j의 t기간에서의 시장점유율이며, s_0 는 외부선택의 점유율로 잠재 자동차 구매자 중 해당 기간에 자동차를 구매하지 않은 이들의 비중이다. 또한 $s_{j|Class}$ 은 각 네스트 내부에서의 점유율을 의미한다. 참고로 각 시장은 월별로 구성되며 전체 시장의 크기는 전체 가구 수이다. 25

본 추정모형에서는 이산선택모형을 가정했기 때문에 각 개인은 한 번에 하나의 선택만을 할 수 있다. 즉, 개인들은 각 자동차별로 주어진 월간 평균가격과 특성을 보고 한달 동안 하나의 자동차만을 선택하거나 구입을 하지 않는 결정을 내린다. 이산선택모형에서는 일반적으로 복수의 선택을 허용하지 않는다는 것이 모형의 주된 한계로 지적되는데, 한 가구에서 한 달에 두 대의 자동차를 구입하는 경우는 상대적으로 적을 것이기때문에, 위의 가정에는 큰 문제점이 없다고 할 수 있다.

위 식을 이용하여 간접효용함수의 원시값들을 추정하기 위해, 도구변수를 이용한

²⁴ 구체적인 도출과정에 관해서는 Berry(1994)를 참고하라.

²⁵ 통계청의 2010년 인구주택총조사 가구 주택 집계 결과에 따르면 2010년 11월 1일 기준으로 총 가구 수는 17,574,067가구이므로 본 수치를 데이터 해당 기간의 전체 시장 크기로 삼는다. 박민수·조철 (2005)에서처럼 자동차 면허 소지자 수를 잠재적인 시장 크기로 삼을 수도 있는데, 이를 적용한 결과도 본 추정 결과와 큰 차이가 없었음을 밝힌다. 또한 가구당 평균 신차 교체기간을 3년으로 가정하고 매달 균일하게 대체가 이루어진다는 가정하에 가구 수를 조정해서 시장규모를 정해도 거의 동일한 결과가 도출되고 있다.

2SLS 추정법을 사용하기로 한다. 일반적으로 가격 변수는 관찰 불가능한 특성이 있고 독립적이지 않으며, 각 그룹 내의 점유율 변수 또한 내생성을 지닌다. 따라서 이를 해결하기 위한 도구변수의 사용은 필수적이다. 본 추정에서는 이들 내생변수의 내생성 문제를 해결하기 위해 Berry(1994)에서 제안한 같은 네스트 내의 다른 경쟁 자동차회사들 제품의 관찰 가능한 특성의 평균 등을 도구변수로 사용하였다.²⁶

참고로 관찰 특성으로는 배기량 1cc당 마력, 평균연비, 그리고 연비 편차를 이용하였다. 배기량 1cc당 마력은 같은 조건일 경우 더 높은 제한속도를 의미하므로 바람직한 특성이며, 평균연비 또한 높을수록 경제적이므로 바람직한 특성이라고 볼 수 있다. 이와 대비하여 마지막으로 포함된 연비 편차는 최선과 최악의 연비 차이를 의미하므로 부정적인 특성이라고 볼 수 있다.

다음으로는 공급 측 모형을 살펴보자. 가격경쟁 내쉬균형을 상정하고 각 기업들이 독점적 경쟁시장에서 가격 결정을 통해 이윤을 극대화한다는 조건을 적용할 경우, 각 제품을 생산하는 한계비용이 상수라는 가정하에 회사 c의 이윤은 다음과 같이 결정된다.

$$\boldsymbol{\varPi}_{c} = \sum_{j \in G_{c}} \left[\left(P_{j} - MC_{j} \right) Q_{j} \right] - FC_{c}$$

 Π_c : 회사 c의 이윤

 G_c : 회사 c에서 생산하는 제품들의 집합

 P_i : 상품 j의 가격

 MC_i : 상품 j 1단위 추가 생산의 한계비용

 Q_i : 상품 j의 생산량

 FC_c : 회사 c의 자동차 생산과 관련된 고정비용

이 회사의 이윤극대화 1계조건은 각 제품 i마다 다음과 같이 주어진다.

$$s_{j} = \sum_{k \in G} \left[(P_{k} - MC_{k}) \frac{\partial s_{k}}{\partial P_{j}} \right] = 0$$

참고로 s_j 는 수요추정식에서와 마찬가지로 j상품의 시장점유율을 의미한다. 만일 앞에서 살펴본 수요추정식이 바르게 추정되었다면 원시값으로부터 각 재화의 교차탄력성

²⁶ 경쟁 상품의 관찰 가능한 특성을 도구변수로 삼는 것은, 경쟁 상품의 관찰 가능한 특성은 경쟁을 통해 해당 개별 상품의 가격과 연관을 가지나 해당 상품의 관찰되지 않은 특성은 경쟁 상품의 관찰 가능한 특성과 독립적일 것이라는 논리적 타당성에 근거하고 있다.

을 계산해 낼 수 있으며, 이를 기반으로 위의 연립방정식을 풀어내어 각 상품의 한계비 용과 마크업을 구할 수 있게 된다.²⁷

Ⅳ. 데이터 설명

본 연구의 추정에서 사용하는 데이터는 각 상품들의 시장 단위의 수량 및 가격 정보이다. 개별 시장은 기간으로는 1개월, 범위로는 한국 전국을 포함하는 시장으로 정의한다. 각 상품들은 자동차 모델별로 정해지며, 수량정보나 가격정보가 개별 모델별로 일치하지 않을 경우에는 더 넓은 범위의 정보를 기준으로 더 좁은 범위의 정보를 평균하여 사용하였다.²⁸

보다 구체적으로 살펴보면 먼저 자동차 판매물량 자료는 국산차의 경우 한국자동차산 업협회의 자동차통계 DB를 활용하였는데, 한국 자동차시장을 살펴보는 것이므로 내수생산량 자료를 활용하였으며, 외산 자동차의 경우는 포함하지 않았다.²⁹ 분석에 이용한 내수생산량 자료는 한국자동차산업협회가 제조사별 내수생산량 자료를 각 자동차 제조사로부터 공급받아 통합하여 구축한 데이터로, 이 자료들은 각 제조사들이 판매하고 있는 상품명이 아니라 엔진, 자동차 플랫폼 등에 따라 구분된 제조사의 제조 플랫폼에 따라 분류되어 있다. 가격정보는 포털사이트인 네이버의 자동차홈(http://auto.naver.com/index.nhn)에 축적되어 있는 정보를 사용하였다.³⁰ 해당 사이트는 각 제조사에서 연도 별로 출시된 세부 상품들의 가격, 마력, 엔진, 연비, 차종 등의 정보를 제공하고 있다.

요컨대 본 연구의 분석에 사용한 데이터는 한국자동차산업협회의 자동차 내수생산량 정보와 네이버 자동차홈의 가격³¹ 및 차량별 특성 데이터를 통합한 것이다. 앞서 밝힌

²⁷ GMM(generalized method of moments)을 이용할 경우 공급 측의 적률조건(moment condition)들을 추정에 함께 사용할 수도 있지만, 본 연구에서는 분석의 편의를 위해 2SLS를 통해 도구변수를 이용하여 수요 측 원시값을 추정하고 이를 참값으로 가정하여 회사의 최적선택 조건하에서 공급 측의 이윤극 대화 마크업을 풀어내기로 한다.

²⁸ 다만. 편차도 의미가 있으므로 실제 추정 시에는 편차에 관한 정보도 함께 이용하였다.

²⁹ 국내 자동차 소비 중 외국차의 점유 비중이 높아지고 있으므로 외산차의 영향도 증가하고 있는 추세이 나, 아직 대부분의 수입 외국차는 고급형으로서 국내산 자동차와 동급 수준에서 대등하게 겨루고 있지 않은 점 등을 고려하여 본 연구에서는 국내 내수생산 자동차만을 포함하였다.

³⁰ 또한 가격은 월별 소비자물가지수를 이용하여 기간 간 차이를 조정하였으나, 해당 기간 동안 소비자물 가지수의 변화는 적었으므로 추정 자체에 큰 영향을 주지는 않았다.

³¹ 개별소비세, 교육세와 부가가치세가 포함된 가격이고 취득세와 공채할인액들은 제외된 금액이다. 참고

(Table 2) Number of Cars Produced, by Size and Manufacturer

	MiniC	SubC	Compact	Mid-size	Full-size	RV/SUV	Sports	Van/Truck	Total
Hyundai	0	60,603	242,751	104,848	198,992	250,237	1,880	0	859,311
KIA	268,687	31,048	104,490	77,034	52,929	189,255	0	64,634	788,077
GM	129,038	6,241	41,353	24,717	12,018	54,718	199	0	268,284
Renualt	0	0	39,491	45,711	10,161	10,649	0	0	106,012
SY	0	0	0	0	8,476	59,763	0	43,291	111,530
Total	397,725	97,892	428,085	252,310	282,576	564,622	2,079	107,925	2,133,214

Note: For the domestic market, MinC.: 경형, SubC: 소형, Compact: 준중형, Mid-Size: 중형, Full-Size: 대형. Source: KAMA(http://www.kama.or,kr, accessed: 2014, 2, 10), from November 2011 to November 2013.

것처럼 차종별로 자동차 플랫폼과 엔진이 한 가지 종류만 있는 경우에는 그대로 활용하였으며, 종류가 여러 가지로 존재한다면 소비자들에게 판매되는 자동차의 가격 및 수량의 분류와 내수생산량 자료 간에 차이가 존재한다. 이러한 문제를 해결하기 위해 세부옵션 및 모델들의 가격, 연비, 마력 정보는 평균을 내어 내수생산량 데이터와 연결시켰다. 또한 생산량 데이터 중 일반적으로 일반 소비자들이 구매하고 영업용으로 이용하는 LPG 영업용 차량과 다인승 승합차량(예: 그랜드 스타렉스 등)은 본 연구에서 제외하였으며, 기간은 2011년 11월부터 2013년 11월까지의 25개월간의 내수생산량 자료를 이용하였다. 참고로 본 연구에서 사용한 자료에 의거하여 각 회사별로 생산량을 요약한 통계는 ⟨Table 2⟩와 같다.

국내에서 현재 자동차를 생산하고 있는 제조사는 현대, 기아, GM(제너럴 모터스), 삼성르노, 쌍용 등 총 5개 회사이다. GM은 현재 쉐보레와 한국GM을 서로 다른 독자 브랜드로 운용하고 있으나 하나의 회사법인이므로 하나의 제조사로 분류하였다. 32 하지만 현대자동차와 기아자동차의 경우에는 현대-기아 자동차그룹에 속해 있기는 하지만 서로 다른 회사법인이므로 다른 제조사로 분류하였다.

본 논문에서 사용한 데이터 기간 동안의 누적 생산기록(2011년 11월부터 2013년 11월 까지의 누적 내수생산량 기준)에서 현대와 기아의 일반 승용차시장 판매점유율은 77.2%에 달하며, 차종별로 살펴보아도 모든 차종에서 현대와 기아 자동차의 시장 판매점유율이 50%를 초과하고 있다. 따라서 국내 일반 승용차시장은 현대-기아차가 중심이 된 과점

로 본 연구에서 취득세와 공채할인액은 고려하지 않기로 한다.

³² 참고로 두 브랜드는 반사실적 실험에서도 하나의 제조사로 간주하였다.

(Table 3) Number of Car Models, by Size and Manufacturer

	MiniC	SubC	Compact	Mid-size	Full-size	RV/SUV	Sports	Van/Truck	Total
Hyundai	0	3	8	9	10	9	2	0	41
KIA	6	5	12	2	8	10	0	5	48
GM	3	2	9	5	3	7	3	0	32
Renault	0	0	2	3	2	8	0	0	15
SY	0	0	0	0	7	6	0	4	17
Total	9	10	31	19	30	40	5	9	153

Note: For the domestic market, MinC.: 경형, SubC: 소형, Compact: 준중형, Mid-Size: 중형, Full-Size: 대형. Source: KAMA(http://www.kama.or.kr, accessed: 2014, 2, 10), from November 2011 to November 2013.

시장이라고 할 수 있다.

한편, 시장지배력을 보유한 현대-기아차 그룹의 경우는 전 차종에 걸쳐 높은 비중의 생산량을 보이고 있으나, 동일 그룹에 속한 현대자동차와 기아자동차 간의 경쟁은 조정을 통해 사전적으로 자제하고 있는 것으로 보인다. 한 예로 현대자동차는 경형 자동차와 승합/트럭을 생산하지 않고³³ 준중형 및 대형 자동차시장에 비교적 생산을 집중하고 있는 반면 기아자동차는 경형 자동차 생산이 34.1%로 기아자동차의 상품군 중에서 가장 높은 비율을 보이고 있으며, 승합/트럭 차종도 8.2%의 비교적 높은 비율로 생산하고 있다. 다음으로 제조사별 차종의 수는 〈Table 3〉과 같다.

각 제조사의 차종별 집중도 차이는 내수생산대수뿐만 아니라 차종의 수를 통해서도 확인이 가능하다. 예컨대 현대차가 생산하지 않는 경형의 경우, 기아차는 전체 소형차종의 66.7%에 달하는 6종을 생산하고 있다. 한편, 중형 자동차 중에서 현대차 상품의 비율은 47.4%, 대형의 경우 상품 비율이 33.3%로 현대차의 생산 비중은 중형과 대형에 집중된 것으로 나타난다.

제조사별로 살펴보면 현대차의 중형과 대형의 차종 비율의 합은 46.4%이며 소형과 준중형 차종 비율의 합³⁴은 26.8%이다. 한편, 기아차의 경형, 소형, 준중형의 차종 비율은 47.9%이며, 중형과 대형 차종의 비율은 20.8%로, 현대-기아차 그룹은 차종별로 각각 다른 집중도를 보이고 있다.

외국 기업이라고 할 수 있는 한국GM과 르노삼성의 경우 한국 자동차시장에서 각자

³³ 상용으로 주로 사용되는 그랜드 스타렉스는 일반 승용 분류에서 제외하였다.

³⁴ 참고로 현대차는 데이터 기간 동안 경차를 생산하지 않았다.

(Table 4) Descriptive Statistics: Quantity, Price, Characteristics

Variables	# of samples	Mean	S.D.	Min	Max
Quantity	2,690	793,02	1,424.53	1	10,179
Price	2,690	3,329,20	2,428.00	910	14,760
Displacement (cc)	2,690	2,314.70	986.71	995	6,162
Engine horsepower	2,690	190.84	80,52	65	430
Horsepower/cc	2,690	0.08	0.01	0.06	0.14
Avg. fuel efficiency (km/l)	2,690	12.41	3.11	5.15	21

(Table 5) Distribution: Car Models in Each Nest in the Dataset

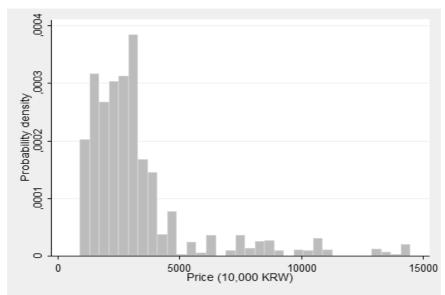
Displacement (cc)	Frequency	Ratio (%)
under 1,000	216	8.03
1,000~1,800	670	24.91
1,800~2,000	748	27,81
2,000~3,000	486	18.07
over 3,000	570	21,19
Total	2,690	100.00

서로 다른 상품 구성을 취하고 있다는 점이 흥미롭다. 한국GM은 전 차종에 걸쳐 다양한 상품을 출시하며 현대-기아차 그룹에 대응하고 있으나, 르노삼성 자동차는 중형과 RV/SUV에 초점을 맞추어 상품군을 구성하고 있다.³⁵ 〈Table 4〉는 데이터베이스에 포함된 차량들의 기초통계들을 요약한 것이다.

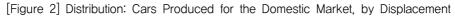
《Table 5》는 앞서 제시한 네스트당 차종의 분포를 보여준다. 1,000cc 미만 경차의 경우 다른 차종들에 비해 구매자가 다양한 혜택을 받을 수 있기 때문에 다소 비중이 낮더라도 추정에 있어 별도로 분리하는 이득이 있으므로 따로 분류한 것이며, 다른 배기량그룹의 경우는 차종 비중 면에서 고루 분포되어 있음을 확인할 수 있다.

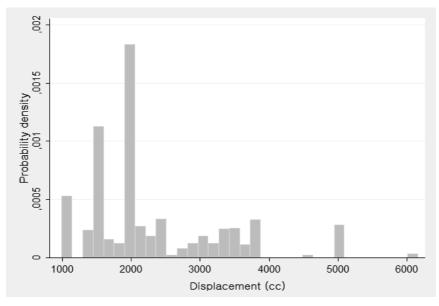
³⁵ 두 기업 모두 글로벌 대기업의 일원으로서 해외에서 판매되는 모델을 함께 사용할 수 있으므로 상대적으로 라인업을 갖추기는 내수 전용 기업에 비해 수월할 것이나, 상품 개발비 차원에서는 비용을 절감하더라도 새로운 모델을 유지하는 데 있어서는 여전히 고정비용이 들어간다는 점에서 한국GM의 경우르노삼성보다 더 공격적인 전략을 취하고 있다고 볼 수 있다. 실제로는 많이 팔리지 않는 모델도 상품구성에 포함함으로써 비용을 지불하면서도 잠재고객들에게 선택권을 주고 있기 때문이다.

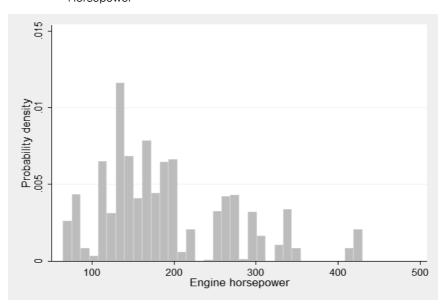
참고로 [Figure 1], [Figure 2], [Figure 3]은 자동차 생산수량 및 주요 특성들의 분포를 보여주고 있다.



[Figure 1] Distribution: Cars Produced for the Domestic Market, by Price







[Figure 3] Distribution: Cars Produced for the Domestic Market, by Engine Horsepower

Ⅵ. 수요체계 추정 결과

제 \blacksquare 장에서 수립한 추정모형에 제 \blacksquare 장에서 설명한 데이터를 적용하여 추정한 국내 자동차산업의 수요체계를 추정한 결과는 다음과 같은 간접효용함수 원시값 추정치들로 요약되다 36

이해의 편의를 위하여 〈Table 6〉에서 내생변수들, 즉 가격과 그룹 내 점유율 변수는 음영으로 표시하였다. 또한 〈Table 6〉에서 계수 자체에 대한 의미는 바로 해석하기 쉽지 않기 때문에, 각 모형의 유의성을 살펴보기 위한 예시로서 각 표본들의 자기가격탄 력성을 계산해서 모형의 적합도를 검토해 보기로 하겠다.

앞서 밝힌 것처럼 네스티드 로짓 모형의 주요 장점 중 하나는 각종 탄력성을 신뢰성 높은 정확한 분석적 산식으로부터 상대적으로 손쉽게 도출할 수 있다는 점이다.³⁷

³⁶ 참고로 수요 측에 국한하여 적용한 GMM 추정의 결과도 위와 거의 유사한 계수를 도출하고 있다.

³⁷ 탄력성은 그 자체로도 의미가 있지만 마크업 도출이나 반사실적 실험 등에서 다양하게 활용되므로, 일 관성 있는 탄력성 도출은 모형이 갖추어야 할 중요한 요소 중 하나이다.

(Table 6) Demand System Estimation Results

Variables	Model I	Model II	Model III
I.V.	0	X	0
Nest	Car class	Displacement	Displacement
0	-15.16**	-8.77**	-7.76**
Constant	0.51	0.114	0.378
Drice	-0.000121**	-0.000178**	-0.000403**
Price	0.0000175	0,00000553	0,0000142
log	0.15**	0.951**	0.786**
(Share in the nest)	0.043	0.006	0.03382
11	21.46**	8.53**	8.84**
Horsepower/cc	3.37	0.91	1,47
Fuel efficiency	0.237**	0.111**	0.028*
avg. (km/l)	0.016	0.005	0.011
Fuel efficiency	-0.012	-0.124**	-0.111**
dev. (km/l)	0.0419	0.0139	0.020

Note: For each variable, the first row is the value of the coefficient, the second row is the standard error. * indicates that the value is significant at the 5% level and *** at the 1% level. Instrumental Variables (I.V.) are characteristics of other firm's cars in the same nest.

Berry(1994)에 따라 계산해 보면, 네스티드 로짓 모형에서의 가격탄력성은 다음과 같이 도출된다.

$$\epsilon_{jj} = \left| \alpha p_j \left(\frac{1 - \sigma s_{j|g}}{1 - \sigma} - s_j \right) \right|$$

: g그룹(네스트) 내 j상품의 자기가격탄력성

$$\epsilon_{jk} = - \alpha p_k \left(\frac{\sigma s_{k|g}}{1 - \sigma} + s_k \right)$$

: 상품 k, j 간 교차가격탄력성(동일 그룹(네스트)일 경우)

$$\epsilon_{jk} = - \, \alpha p_k s_k$$

: 상품 k, j 간 교차가격탄력성(다른 그룹(네스트)에 속해 있을 경우)

《Table 6》에서 가장 좌측의 열(Model I)은 참고를 위한 모형의 추정 결과로서, 경형 승용, 준중형 승용, 중형 승용, SUV/RV 등 용도별 기준에 의해 네스트를 획정한 경우의 추정 결과이다. 앞 장에서 밝힌 것처럼, 현행의 용도별 분류기준은 개별 자동차 모델의 차별성을 세부적으로 고려하지 않고 역사적인 맥락에 따라 단순 용도에 의거하여 정의된 측면이 있다. 이에 따라, 도구변수를 이용하여 추정하더라도 가격의 탄력성이나동일 그룹 내 대체성의 경우 합리적이지 않은 결과가 도출됨을 확인할 수 있다. 보다 구체적으로는 가격의 민감도가 낮게 계측되고 있는 것은 물론 38 그룹 내 대체성을 계측하는 계수 σ^{39} 도 0.15에 그치고 있어, 표본 대부분의 수요의 자기가격탄력성이 1에 미치지 못하는 등 독점적 경쟁시장의 가격경쟁모형이 함의하고 있는 결과 40 를 위배하여 수요추정의 적합성에 있어 한계를 보임을 확인할 수 있다.

가운데 열에 제시한 Model I 또한 비교를 위해 설정한 모형으로, 배기량 기준으로 네스트를 설정하되 상품의 가격과 그룹 내 점유율에 대한 도구변수를 사용하지 않고 추정을 실시한 예이다. 이 경우에도 여전히 가격계수가 덜 민감하게 나타나며, 그룹 내 상품의 대체성과 관련된 계수는 상당히 높게(σ=0.951) 계측되는 측면이 있다. 이에 따라각 변수의 탄력성 면에서도 평균탄력성이 높게 나타나는데, 자기가격탄력성이 탄력적인 것은 모형의 가정과 부합하지만 그룹 내 특성 관련 탄력성 또한 높게 계측되어 ⓒ당 마력탄력성의 평균이 13.8에 달하고 평균연비탄력성의 평균의 경우는 26.71, 즉 1%의 연비 개선이 26.71%의 해당 자동차 수요 증가를 야기한다는 결론이 도출되는 등 탄력성 면에서 다소 현실적이지 않다는 문제점들을 보이고 있다.41

가장 우측에 위치한 Model Ⅲ으로 표시된 열은 앞서 제시한 모델에 따라 배기량 기준으로 네스트를 선정하고 논리적인 도구변수들을 활용하여 내생성을 치유하기 위해 2SLS로 추정한 결과인데, 앞선 모형에 대비해 볼 때 가격계수는 더 민감하게 계측되고 그룹 내 상품의 대체성도 극단적이지 않게(σ=0.786) 추정되어 있다. 이에 따라 수요의 자기가격탄력성을 계산해 보면 데이터 내에 포함된 모든 표본에서 탄력적(즉, 절댓값 1이상)으로 계산되어 독점적 경쟁시장의 가격경쟁모형의 기본가정에 부합하는 것은 물론.

³⁸ 이전 기간의 가격이나 이후 기간의 가격 등 다양한 다른 도구변수를 실험해 보아도 이 결과는 강건 (robust)하다.

³⁹ 이 값은 이론적으로 0에서 1 사이의 숫자이며 1에 가까울수록 동일한 네스트에 속한 상품 간의 대체성 이 높다.

⁴⁰ 독점과 독점적 경쟁의 경우 사업자의 이익극대화 가격은 반드시 수요탄력적인 구간에서 설정된다.

⁴¹ Model I 의 경우 일정 부분 가정에 적합해 보이더라도, 설명변수들에 기본적인 내생성이 있음에도 도구변수를 사용하지 않은 것 자체에 기본적 문제가 있다는 사실도 염두에 두어야 한다.

(Table 7) Summary Statistics: Elasticities of Demand

Variable	Number	Mean	S.D.	Min	Max
Own price	2690	5.94	4.41	1.08	27.18
Horsepower/cc	2690	3,29	0,53	1,82	5.60
Fuel efficiency (km/l)	2690	1,58	0.40	0,68	2.74
F.E. deviation (km/l)	2679	-0.23	0.44	-2,80	0.052

(Table 8) Markup (P-MC) of Selected Cars

Model	Firm	Avg. displacement (cc)	Markup (10,000 Won)
Accent 1.4	Hyundai	1,396	572.26
Santafe (DM) 2.0	Hyundai	1,995	655.08
Grandeur HG 2.4	Hyundai	2,359	702,87
Genesis 3,3	Hyundai	3,342	775.88
K3 1.6 4DR	KIA	1,591	665,55
K7 2.4	KIA	2,359	614.66
Cruze 1.8	GM	1,796	580.67
NEW SM5 2.0	Renault	1,998	554.00
Korando C 2,0 DSL	SY	1,998	563.29
Chairman W 3.6	SY	3,598	554.50

Note: Data for the month of November 2013.

배기량 cc당 마력탄력성의 평균은 3.29, 평균연비탄력성의 평균도 1.58 수준으로 현실 적합성에 있어 가장 타당한 결과를 도출하고 있다.

참고로 〈Table 7〉은 Model II에 기반하여 계산한 표본에서의 자기가격탄력성들의 기초통계를 요약한 것이다. 〈Table 8〉은 2013년 11월 기준으로 대표적인 차량들의 마크업을 살펴본 것이다.

전체적으로 살펴보면 다소의 예외는 존재하지만 대부분의 경우 배기량이 높아질수록 마크업도 높아지며, 현대-기아 자동차가 다른 회사들에 비해 높은 마크업을 나타내고 있음을 확인할 수 있다.

다음 장에서는 본 장에서 추정된 수요 측 원시값을 바탕으로, 제네시스 3.8과 에쿠스 5.0의 병행수입 활성화에 따른 사회후생 변화를 반사실적 실험을 통해 살펴보기로 하자.

Ⅵ. 재병행수입 활성화의 후생효과 분석

본 장에서는 앞 장의 추정 결과를 바탕으로 본 연구의 주목적인 재병행수입 활성화의 후생효과 분석을 시행하기로 한다. 보다 구체적으로는, 재병행수입이 활성화되어 에쿠스와 제네시스 등 국내에서 생산되어 미국에서 판매되는 대형 차량들을 운송비와 일정액의 마진을 가정하고 재병행수입하는 경우의 소비자후생, 생산자 이익, 관련된 정부세입 변화를 살펴보기로 한다.

네스티드 로짓 모형의 장점 중 하나는 탄력성과 마찬가지로 소비자후생이 명시적인 공식으로 확정된다는 점이다. Trajtenberg(1989)에 따르면 네스티드 로짓 모형에서의 개별 소비자후생은 다음과 같이 계산된다.

$$CS = \frac{\log\left(\sum_{g} D_g^{(1-\sigma)}\right)}{\alpha} + C$$

(단,
$$D_g = \sum_{j \in G_a} e^{\delta_j (1-\sigma)}$$
, δ_j 는 j 상품의 평균효용수준)

G는 그룹(네스트)을 나타내며, C는 적분 상수로서 '로이의 항등식(Roy's identity)'에 의해 소득을 의미하게 되고 적분 상수이므로 후생차이를 계산할 경우에는 상계된다.

본 연구에서 관심을 갖는 소비자후생의 변화는 다음과 같다.

$$\sum (CS($$
재병행수입 활성화 이후 $) - CS($ 재병행수입 활성화 이전 $))$

후생 변화를 시험할 시장은 데이터 내에 포함된 가장 최신의 시장인 2013년 11월 시장이다. 수요추정에서 사용한 원자료를 살펴보면 2013년 11월의 경우 총 110개 차종이 포함되어 있으며, 회사별로 보면 현대자동차가 33개, 기아자동차가 33개, 쉐보레 19개, 르노삼성자동차 9개, 쌍용자동차 5개, GM대우 6개로 나누어져 있다. 현대자동차와 기아자동차는 동일 그룹에 속하지만 다른 법인이므로 가격 결정에 있어 별도로 판단하는 하는 것으로 가정하기로 하며, 쉐보레와 GM대우의 경우에는 같은 회사의 자동차들이지만 단지 브랜드가 다른 것이므로 가격은 한 주체가 결정하는 것으로 가정하기로 한다.

(Table 9) Distribution of Car Models in Korea (November 2013)

Manufacturer	# of models	Ratio (%)
Hyundai	33	30
KIA	33	30
Chevrolet	19	17.27
Renault/Samsung	9	8.18
SsangYong	11	10,00
GM Daewoo	5	4.55
Total	110	100

다음으로 고려해야 할 점은 정부의 조세수입에 관한 부분이다. 조세수입은 정부의 수입 변화를 확인하는 데 있어서도 중요할 뿐만 아니라, 개별 회사들의 가격설정과정에 있어서도 중요한 요소이다. 앞서 밝힌 것처럼 현재의 수요추정 결과는 개별소비세와 교육세, 부가가치세가 포함된 소비자가격인데, 공급 측면에서 볼 때의 개별 회사들의 가격설정은 세금을 고려하되 공장도가격을 선정하는 것으로 모형화해야 더 타당할 것이다.

현행 자동차 세제에 대해 간단히 요약하여 설명하면 개별소비세율은 엔진 배기량 2,000cc 이하의 제품에서는 5%이며, 엔진 배기량 2,000cc 초과 제품에 대해서는 2012 년 2월까지는 10%, 2012년 3월부터 2012년 12월까지는 8%, 42 2013년에는 7%이다. 교육세율은 30%로서, 개별소비세액에 곱하여 계산하게 되며, 마지막으로 공장도가격에 개별소비세, 교육세를 합한 가격에 10%의 부가가치세율을 곱하면 부가가치세액을 산정할수 있다.

이에 따라 본 연구에서는 단순화를 위해 1,000cc 이하⁴³는

1,000cc 초과의 경우에는

⁴² 이와 같은 세율 감소는 한 · 미 FTA 발표의 영향이다.

⁴³ 경차의 경우 개별소비세액과 교육세가 면제이다.

로 환산하기로 한다. 이에 따르면 2013년 11월 한국시장의 경우 결과적으로는 1,000c 이하 44 는 소비자가를 1.1로 나누고, 1,000c 초과 2,000c 이하 45 는 소비자가를 1.1715 로 나누고, 2,000c ⁴⁶ 초과의 경우에는 소비자가를 1.2001로 나누어 공장도가격을 정하게 된다. 47

참고로 위와 같이 계산하였을 때 2013년 11월 시장에서의 개별소비세, 교육세, 부가 가치세를 합한 정부의 세금 수입은 약 2,954억 7,885만원으로, 만일 자동차 판매량이 연간 일정하다고 가정하면 연간 환산 세입액은 3조 5천억원이 넘는 금액이다.

실제 본 장에서 반사실적 실험을 시행함에 있어서는 분석의 편의를 위해 수요 및 공급 추정에 사용된 110개 자동차 정보 중 시장점유율에서 각 네스트별로 상위에 속한 자동차들로 30개의 제품을 선택하여 분석하기로 한다. 참고로 80여 개의 제품을 제외하고 30개로 제품을 줄였을 경우에도 총판매대수의 78.32%가 포함되어 있으므로, 이윤극대화 문제를 풀어가는 과정에서의 계산의 편의 증가에 비해 비용은 상대적으로 낮은 편이라고 할 수 있다.

결과적으로 네스트 기준으로 볼 때 반사실적 실험의 대상은 1,000cc 미만의 자동차 4 종, 1,000~1,800cc 6종, 1,800~2,000cc 9종, 2,000~3,000cc 5종, 3,000cc 이상 6 종⁴⁸으로 구성되었으며, 회사별로는 현대자동차 12종, 기아자동차 10종, 쉐보레/GM대 우자동차 3종, 르노삼성자동차 2종, 쌍용자동차 3종으로 구성되었다.

가상적 가격 변화에 있어 에쿠스와 제네시스는 미국 가격을 환율로 환산하고 운송료를 고려하며, 판매자 마진으로는 2010년 경제총조사 기준 우리나라의 평균 매출액 영업이익률인 7.07%를 적용하여 외생적으로 주어지는 것으로 처리한다. 에쿠스와 제네시스의 경우 다양한 모델이 있는데, 개별 모델의 처리에 있어서 수출형이 존재하는 에쿠스 5.0과 제네시스 3.8 모델을 기준으로 정하고 다른 모델들은 비례하여 감가하는 것으로 정하였다. 49

⁴⁴ 네스트 1에 해당함. 실질세율 10%.

⁴⁵ 네스트 2,3에 해당함. 실질세율 17.15%.

⁴⁶ 네스트 4.5에 해당함. 실질세율 20.01%.

⁴⁷ 다만, 그랜드 스타렉스의 경우는 9인승 이상이기 때문에 부가가치세만 적용받으므로 그에 맞춰 계산하였다.

⁴⁸ 본 네스트에서는 5종의 상위 제품(에쿠스 5.0 및 3.8, 제네시스 3.3 포함)과 그 외의 분석대상 중 하나 인 제네시스 3.8을 포함한다.

⁴⁹ 이에 따라 에쿠스 5.0은 8,000만원(현재 실제 가격 11,260만원), 3.8은 6,220만원(원가격 8,755만원), 제네시스 3.8은 5,200만원(현재 실제 가격 6,412만원), 3.3은 3,950만원(원가격 4,881만원)으로 고정하였다.

위에서 제시한 모형을 사용하여 2013년 11월 기준으로 30개 제품을 시장 선택으로 두고 반사실적 실험을 실시한 결과, 제네시스와 에쿠스의 가격이 하락함은 물론 대체효과50에 의해 기타 자동차 26개 제품의 소비자가격이 모두 평균 9.7% 하락하였으며, 소비자후생의 증가는 한 달 기준으로 2,454억원으로서 가구당 13,695원으로 나타났다. 참고로 총판매량은 66,532대에서 81,372대로 증가하며, 회사들의 총이윤은 1개월간 총1,043억원 감소하는 것으로 나타나고 있다. 흥미로운 결과는 정부 세입의 증가이다. 가격의 하락과 함께 자동차 소비의 증가에 의해 조세수입은 소폭이지만 오히려 늘어나게되는데, 재정수지 증가폭은 월간 263억원 규모이다. 따라서 2013년 11월 30개 모델 분석의 결과 총사회후생의 변화는 2,454억원의 소비자후생 증가, 1,043억원의 기업 이윤감소, 조세 증가 263억원이 되어 월간 1,674억원의 증가를 나타내고 있다고 요약할 수 있다.51

《Table 10》은 각 회사별로 이윤 감소분을 살펴본 것이다. 현대와 기아 자동차의 이윤 감소폭이 가장 높으며, 쉐보레와 르노삼성, 쌍용도 모두 손실을 보고 있음을 확인할 수 있으나, 시장점유율이 낮은 르노삼성자동차나 쌍용자동차의 경우 상대적으로 현대-기아 자동차에 비해 이윤 감소율이 낮음을 확인할 수 있다.

(Table 10) Counterfactual Experiment: Profit Changes (November 2013)

Manufacturer	Changes in profit (10,000 KRW)	Changes in profit (%)
Hyundai	-4,999,689	-27.17
KIA	-3,642,423	-20.51
Chevrolet/GM	-1,014,962	-27.96
Renault/Samsung	-271,1510	-15.81
SsangYong	-505,096	-18.01
Total	-10,433,321	-23,55

⁵⁰ 물론 여기에서는 현대자동차가 수출형 에쿠스나 제네시스의 가격을 그대로 유지한다는 가정이 포함되어 있다. 현실적으로는 만일 해외 재병행수입으로 인한 손실폭이 크다면 현대자동차는 수출형 에쿠스와 제네시스의 가격을 올리게 될 것이다. 이를 살펴보기 위해서는 앞서의 장에서 언급한 것처럼 미국시장의 동시 분석을 통한 환류효과의 포함이 필요하지만, 이는 후속연구에 맡기기로 한다.

^{51 30}개 모델 외의 전체 110개 모델을 전부 포함할 경우 소폭이지만 이 차이는 더 커질 것이다.

Ⅷ. 결 론

본 연구에서는 산업수요모형의 구조적 추정과 반사실적 실험을 통해 가상적인 재병행수입 활성화의 사회후생 개선효과에 대해 살펴보았다. 앞서 밝힌 것처럼 본 연구에서 사용한 모형이나 기초적인 가정, 그리고 자료의 제약을 포함한 다양한 한계요인이 있으므로 결과는 그에 따라 제약적으로 해석될 필요가 있다. 52 그러나 현실적으로 현대-기 아차의 시장지배력이 높게 발현되는 상황에서 국내에서 생산된 현대-기아 자동차의 수출 자동차를 재수입함으로써 적지 않은 소비자후생의 증가를 기할 수 있음을 실제 데이터에 근거하여 구조적 모형에 따라 논리적으로 분석하여 살펴보았다는 점은 본 연구의기여라고 볼 수 있을 것이다.

세계적으로 보아도 성공적인 자동차산업을 보유한 나라들이 많지 않고, 자동차산업의 사회 기여도가 낮지 않다는 점을 고려해 볼 때, 만일 장기적이며 국민경제적인 편익의 관점에서 정책적인 산업 보호의 필요성이 인정될 수 있다면 반드시 정부 차원에서 재병 행수입을 활성화할 필요는 없을지도 모른다. 그러나 만일 그렇다고 해도 정부는 소비자 후생 및 재정의 많은 기회비용을 지불하면서 국내 자동차기업들에 혜택을 주고 있다는 사실을 늘 염두에 두어야 하며, 향후 정책 결정을 내릴 때 이를 비용요소로 고려할 필요 가 있다는 것은 분명한 사실이라고 할 수 있다.

본 연구는 재병행수입과 관련한 기본적인 최초의 연구 중 하나이므로, 이후 보다 발전된 후속연구를 수행할 가치가 있을 것으로 생각된다. 예컨대 해외시장과 해외시장에서의 가격결정모형을 명시적으로 함께 고려하고, 대체성의 추정에 있어 확률적 계수모형 등의 보다 유연한 모형을 사용하여 추정 결과의 강건성을 확인해 볼 수 있을 것이다. 비록 많은 면에서 부족하지만 본 연구를 시작으로 해서 병행수입과 재병행수입을 통한다양한 시장에서의 경쟁도 제고효과에 대한 연구가 보다 활발히 진행되었으면 하는 바람을 가져본다.

⁵² 예컨대 국민경제 전체 차원에서 분석한다면, 자동차산업의 하도급 구조와 그에 따른 부품산업에의 영향 가능성 등 경제 고유의 다양한 요소들을 함께 고려하는 것이 바람직할 것이나 자료의 제약으로 인해 본 연구에서는 이를 포함하고 있지 않다. 또한 자동차회사들의 이윤 감소에 따른 사회적 영향에 대해서도 명시적으로 고려하고 있지 않다는 점에 유의할 필요가 있으며, 이는 별도의 연구를 통해 살펴볼 필요가 있을 것이다.

참고문헌

- 박민수·조철, 『소비재산업의 수요구조 변화와 정책효과 분석방법』, KIET 연구보고서 500호, 2005.
- 통계청, 「2010년 경제총조사」, 2010.
- 통계청, 「2010년 인구주택총조사」, 2010.
- 한국자동차산업연구소, 『2013년 기준 한국의 자동차산업』, 2014.
- Berry, S., "Estimating Discrete Choice Models of Product Differentiation," Rand Journal of Economics, Vol. 25, 1994, pp.242~262.
- Bhosle, J. M. and R. Balkrishnan, "Drug Reimportation Practices in the United States," *Therapeutics and Clinical Risk Management*, Vol. 3, No. 1, 2007, pp.41~46.
- Cardell, N., "Variance Components Structures for the Extreme-Value and Logistic Distributions with Application to Models of Heterogeneity," *Economic Theory*, Vol. 13, No. 2, 1997, pp.185~213.
- Degryse, H. and F. Verboven, "Car Price Differentials in the European Union: An Economic Analysis," Centre for Economic Policy Research, 2000.
- Gil-Pareja, S. and S. Sosvilla-Rivero, "Convergence in Car Prices among European Countries," *Applied Economics*, Vol. 44, Issue 25, 2012, pp.3247~3254.
- Goldberg, Pinelopi K. and F. Verboven, "Market Integration and Convergence to the Law of One Price: Evidence from the European Car Market," *Journal of International Economics*, Vol. 65, No. 1, Elsevier, 2005, pp.49~73.
- Lutz, M., "Pricing in Segmented Markets, Arbitrage Barriers, and the Law of One Price: Evidence from the European Car Market," *Review of International Economics*, Vol. 12, Issue 3, 2004, pp.456~475.
- Trajtenberg, M., "The Welfare Analysis of Product Innovations, with an Application to Computed Tomography Scanner," *Journal of Political Economy*, Vol 94, 1989, pp.444~479.
- Verboven, F., "International Price Discrimination in the European Car Market," *RAND Journal of Economics*, Vol. 27, No. 2, 1996, pp.240~268.

〈웹사이트〉

국가기록원 홈페이지

(http://theme.archives.go.kr/next/chronology/yearRecord.do?year=1962, 접속일 자 2014. 2. 10).

국세청 공식 블로그(http://blog.naver.com/ntscafe/110156356741, 접속일자: 2014. 2. 10). 네이버 자동차홈(http://auto.naver.com, 접속일자: 2014. 2. 10).

한국자동차산업협회, '자동차통계 DB'(http://www.kama.or.kr, 접속일자: 2014. 2. 10).

현대자동차 홈페이지(http://www.hyundai.com/kr/index_real.do, 접속일자: 2014. 2. 10).

South China Morning Post webpage(http://www.scmp.com, 접속일자: 2014, 2, 10).

〈관련 자료 목록〉

- 진양수, 『국내 정유사들의 행태 검정: 차별적 상품 접근』, 정책연구시리즈 2011-02, 한국 개발연구원, 2011.
- 진양수, 『인터넷포털 산업의 경쟁구조 분석』, 정책연구시리즈 2008-16, 한국개발연구원, 2008.
- Berry, S. and J. Waldfogel, "Free Entry and Social Inefficiency in Radio Broadcasting," Rand Journal of Economics, Vol. 30, 1999, pp.397~420.
- Berry, S., J. Levinsohn, and A. Pakes, "Automobile Prices in Market Equilibrium," *Econometrica*, July 1995, pp.841~890.
- Bresnahan, T., "Empirical Studies of Industries With Market Power," in R. Schmalansee and R. Willig (eds.), *The Handbook of Industrial Organization*, Vol. 1, Amsterdam: Elsevier, 1989.
- Chang, W., "An Emprical Study of Partial Zero Pricing Policy in the Online Game Industry," UW-Madison Dissertation, 2011.
- Fershtman, C. and N. Gandal, "The Effect of The Arab Boycott on Israel: The Automobile Market," *Rand Journal of Economics*, Vol. 29, 1998, pp.193~214.
- Gandal, N., M. Kende, and R. Rob, "The Dynamics of Technological Adoption in Hardware/Software Systems: The Case of Compact Disk Players," *RandJournal of Economics*, Vol. 31, 2000, pp.43~62.
- Nevo, A., "A Practitioner's Guide to Estimation of Random Coefficients Logit Models of Demand," *Journal of Economic and Management Strategy*, Vol. 9, 2000, pp.513~548.
- Nevo, A., "Measuring Market Power in the Ready-to Eat Cereal Industry," *Econometrica*, Vol. 69, 2001, pp.307~342.

- Park, M., "Estimation of Dynamic Demand with Heterogeneous Consumers under Network Effects," *Korean Journal of Industrial Organization*, Vol. 16, 2008, pp.1~38.
- Park, S., "Quantitative Analysis of Network Externalities in Competing Technologies: The VCR Case," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 86, 2004, pp.937~945.
- Rasmusen, E., "Observed Choice, Estimation, and Optimism about Policy Changes," *Public Choice*, Vol. 97, 1998, pp.65~91.
- Rasmusen, E., "The BLP Method of Demand Curve Estimation in Industrial Organization," mimeo, 2007.
- Rysman, M. "Competition Between Networks: A Study of the Market for Yellow Pages," *Review of Economic Studies*, Vol. 71, 2004, pp.483~512.

韓國開發研究

제36권 제4호(통권 제125호)

응급의료시설의 경제적 가치 추정

이 호 준*

(한국개발연구원 연구위원)

홍 석 철**

(서강대학교 경제학부 부교수)

An Estimation on the Economic Value of Emergency Medical Facilities

Hojun Lee

(Fellow, Korea Development Institute)

Sok Chul Hong

(Associate Professor, School of Economics, Sogang University)

* 교신저자 ** 제1저자

본 연구는 2012년에 수행된 『의료시설부문 사업의 예비타당성조사 표준지침 연구(한국개발연구원, 2012)』의 일부 내용을 발췌하여, 학술논문의 내용과 형식으로 수정, 편집하였음을 밝혀 둔다.

이호준: (e-mail) hojunlee@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, 15, Giljae-gil, Sejong-si, 339-007, Korea,

홍석철: (e-mail) shong@sogang.ac.kr, (address) School of Economics, Sogang University, 35, Baekbeom-ro, Mapo-gu, Seoul, 121-742, Korea.

- Key Word: 응급의료시설(Emergency Medical Facilities), 통계적 생명가치(Statistical Value of Life), 응급사망률(Emergency Death Rate), 예방가능사망(Preventable Death)
- JEL Code: H51, H43, I18
- Received: 2014. 7. 21 Referee Process Started: 2014. 7. 22
- Referee Reports Completed: 2014. 11. 11

KDI Journal of Economic Policy, vol. 36, no. 4, 2014

© Korea Development Institute 2014

ABSTRACT

We consider the economic value of emergency medical facilities. An emergency medical facility affects the medical environments in a community, and thus the social demand on the facility increases as the demand of qualified public health service increases. Regarding the increased demand and the limited resources of fiscal budget, it is important to scientifically evaluate the social benefit of the public investment on emergency medical facilities, as the results of evaluation can help make better budgetary decision on each public investment project of emergency medical facilities. In this paper, we try to estimate the economic value of emergency medical facilities based upon the estimated changes in preventable death rate by the facility and the statistical value of life. We hope the results contribute to improve the budgetary decision making on the emergency medical facility projects, thus the public health policies.

응급의료시설은 해당 지역의 보건의료환경을 결정하는 중요한 요인이다. 최근 양질의 응급 의료시설 확충을 위해 국가재정 투입의 사회적 수요가 증가하고 있으며, 효율적 재정투입을 위해 관련 정책에 대한 과학적인 평가가 요구된다. 이러한 취지에서 본 연구는 응급의료시설 확충의 경제적 가치를 추정하기 위한 체계적인 방법을 모색하고자 한다. 응급의료시설의 정량 적 성과지표인 예방가능사망자 수를 추정하는 방법을 실증적으로 분석하며, 이 성과를 경제적 가치로 전환하기 위해 경제학적 관점에서 응급사망 1인당 사망비용을 추정한다. 또한 본 연구 의 결과를 실제 사례에 적용해 봄으로써 국가재정사업 평가에서의 활용 가능성을 살펴보았다. 과학적이고 체계적인 방법에 대한 연구와 응용은 지역 간 의료자원의 불균형을 완화시키고 국가재정의 효율성을 제고시키는 데 기여할 것으로 판단된다.

I . 서 론

응급의료시설은 긴급한 의료 처치 또는 수술이 필요한 환자가 발생했을 때 효과적인 대응을 가능케 함으로써 응급환자의 생존율과 건강수준을 개선시키는 데 기여한다. 따라서 응급의료시설의 규모와 응급의료서비스의 수준은 해당 지역의 안전과 보건의료환경의 중요한 결정요인이다. 그러나 양질의 응급의료시설에 대한 지역 주민들의 높은 수요에도 불구하고 응급의료시설의 인력 및 장비 운영에 막대한 비용이 소요되어 민간병원 입장에서는 응급의료시설의 적극적인 운영을 꺼리는 경향이 있다. 일정한 수준의 응급의료환경과 지역적 균형을 유지하기 위해서는 시장 원리에만 의존하기보다는 정부의적극적인 정책과 재정 지원이 필요한 것이 현실이다. 이러한 취지하에 정부는 보건복지부를 중심으로 응급의료시설의 개선과 확충을 위한 노력을 기울이고 있다.1

응급의료시설의 개선 및 확충 사업은 대규모 국가재정 투입을 요구하므로 사업의 타당성을 면밀히 검토할 필요가 있다. 사업의 타당성을 살펴보는 주요한 기준 중 한 가지는 경제적 타당성이다. 특히 비용-편익 분석을 바탕으로 경제적 타당성을 분석하기 위해서는 사업의 경제적 편익을 정확히 측정하는 것이 핵심이다. 하지만 응급의료시설의특성상 경제적 편익을 정량화하는 데에는 많은 어려움이 따른다. 응급의료시설 구축을통해 몇 명의 응급사망을 예방할 수 있을지 그리고 사망할 수도 있었던 응급환자를 살려냄으로써 사회적 관점에서 어느 정도의 경제적 편익이 발생하는지 등에 대한 다양한관점과 문제들이 존재하기 때문이다. 특히 선행연구는 사망을 예방함으로써 획득하는경제적 가치 추정에서 상당한 편차를 보이고 있으며(사망의 경제적 비용 또는 통계적인간생명가치 추정에 관한 국내 연구는 부록 1에서 상세히 소개한다), 응급의료시설의경제적 편익을 산출하는 보편적이고 과학적인 방법에 대한 합의가 부족한 실정이다.

이 같은 취지에서 본 연구는 응급의료시설의 경제적 가치를 추정하기 위한 체계적인 방법을 모색하고자 한다. 본 연구가 제시하는 추정방법을 간략히 설명하자면, 응급의료 시설 확충으로 예방 가능한 사망자 수를 추정하고 이를 응급사망 1인당 비용에 곱하여

¹ 응급의료에 관한 정부의 정책방향은 「응급의료에 관한 법률」 및 이에 따라 작성되는 「2013~2017 응급 의료 기본계획」에 명시되어 있다.

경제적 가치를 도출한다. 특히 객관적인 자료를 활용하여 핵심 변수인 예방가능사망자수와 응급사망비용을 추정함으로써 연구방법의 신뢰성을 높이고자 하였다. 또한 응급의료시설 확충계획이 포함된 실제 대형병원 사업의 타당성 평가에 본 추정방법을 적용해봄으로써, 정책적 시사점을 찾고자 한다.

Ⅱ. 응급의료시설의 경제적 가치 추정방법

응급의료시설 확충의 경제적 가치를 추정하기 위해 두 가지 중요 변수에 대한 논의를 선행할 필요가 있다. 응급의료시설 확충의 직접적인 효과는 응급사망률의 개선 또는 응 급사망자 수의 감소이다. 응급사망률의 개선은, 응급의료시설에 대한 접근이 불가했다 면 사망하였을 개인들이 응급의료시설의 혜택으로 생존하게 될 때 발생한다. 달리 표현 하자면, 응급의료시설이 확충되었다면 현재 응급사망자 일부의 사망을 예방할 수 있을 것이다. 이 같은 개념은 '예방가능사망'이라고 불리며, 응급의료시설 확충의 사망률 개선 효과는 '예방가능사망자 수'로 측정할 수 있다.

예방가능사망자 수는 식 (1)에서처럼 현재의 응급사망자 수에 응급의료시설 확충에 따른 응급사망률 감소폭을 곱하여 구할 수 있다. 응급사망자 수는 관측 가능하므로, 응급의료시설 확충으로 응급사망률이 얼마나 감소할지를 추정하는 것이 중요하다. 본 논문의 제Ⅲ장에서는 응급의료시설 확충 정도를 단위면적(1km²)당 응급병상 수의 증가로 측정하고, 면적당 응급병상이 1단위 증가할 때 사망률이 얼마나 감소하는지를 실증분석하다.

예방가능사망자 수

=응급사망자 수×응급의료시설 확충에 따른 응급사망률 감소

응급의료시설 확충의 성과를 예방가능사망자 수로 측정한 후, 이 성과의 경제적 가치는 예방가능사망자 수에 1인당 응급사망비용을 곱하여 아래와 같이 측정한다.

응급의료시설의 경제적 가치=예방가능사망자 수×1인당 응급사망비용 (2)

이때 '응급사망비용'은 응급사망으로 수반되는 경제적 비용을 의미한다. 만약 응급의 료시설의 확충으로 응급사망률을 낮출 수 있다면 응급사망비용을 절감할 수 있으므로, 응급사망비용은 응급사망감소의 경제적 가치(value of mortality reduction)라고 해석할 수도 있다. 일반적으로 경제학에서는 사망감소의 경제적 가치는 '통계적 인간생명가치'로 다루어 왔으며, 이를 추정한 국내외 연구들은 부록 1에서 상세하게 논의한다. 본 논문의 제ᢧ장에서는 인적자본접근법을 활용하여 사망감소의 경제적 가치를 실제로 추정해 본다. 또한 제ᢧ장에서는 제표~ᢧ장의 결과를 군산전북대병원 건립사업의 사례에 적용하여, 실제 활용 가능성을 살펴보고자 한다.

한 가지 유념할 점은 응급의료시설의 경제적 가치가 반드시 응급사망자를 예방하는 것에서만 발생하는 것은 아니라는 점이다. 응급의료시설의 확충은 전반적으로 응급질환의 중증도를 낮추어 응급질환이 장애나 후유증을 초래할 가능성을 낮출 수도 있다. 또한 응급의료시설 확충이 없어 적절한 응급치료를 받지 못하는 경우와 비교할 때, 향후추가적인 의료비를 절감할 수 있고 노동생산성을 높일 수 있는 효과도 기대할 수 있다. 결국 예방 가능한 장애를 고려하지 못하면, 응급의료시설의 경제적 가치를 과소추정할수 있다. 이에 대해서는 추가적인 연구가 필요하며, 본 연구는 응급의료시설의 경제적 가치를 응급사망예방 측면에만 국한하여 분석하고자 한다.

Ⅲ. 응급병상 증가가 응급사망률에 미치는 한계효과

응급의료시설의 확충이 응급환자 사망률을 얼마나 개선시키는지에 대한 기존 연구는 매우 제한적이다. 우리나라의 응급의료에 대한 연구들은 대부분 건강보험자료 중 응급실 이용환자기록이나 국가응급진료환자망(NEDIS) 자료를 활용해 오고 있다(강철환 외[1997]; 은상준[2008]). 그러나 건강보험자료의 경우에는 응급실 이용환자의 사망 여부를 보여주는 변수가 없고, 국가응급진료환자망은 일부 응급의료기관의 자료를 구축해왔기 때문에 국가 전체의 응급의료 현황을 대표한다고 보기 힘들다. 또한 응급의료시설 확충의 효과를 추정하기 위해서는 여러 해에 걸쳐 한 지역 내의 응급의료시설의 변화가 사망률에 어떤 변화를 가져왔는지를 확인할 필요가 있고, 이를 위해서는 장기간에 걸친 패널자료의 구축이 절실하다.

일부 연구에서는 외상전문센터(trauma center)의 확충이 예방가능사망률을 얼마나 낮추는지에 대한 연구를 진행한 바 있다(한국개발연구원[2011]). 그러나 대부분의 의료 시설들은 외상전문응급센터가 아닌 경우가 많고, 넓은 권역을 포괄하는 외상전문센터의 결과를 일반적인 응급의료시설의 효과로 대체하는 것 또한 적절치 못하다.

본 연구에서는 2005~11년에 걸쳐 응급의료시설의 확충이 사망률 개선에 미치는 효과를 추정하고, 이를 사업 평가에 적용하는 방법을 논의한다.² 우선 일정 지역의 응급의료수준을 측정하는 핵심 변수로 시군구의 단위면적당 응급병상 수를 이용한다.³ 응급환자는 신속한 후송이 중요하므로 지리적인 요소를 고려하여, 단위면적당 응급병상 수를 활용한다.

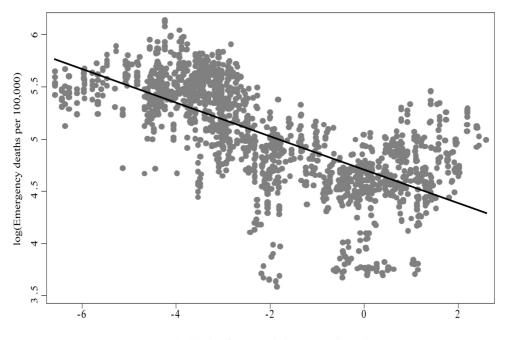
한편, 응급환자 사망률 자료를 수집하는 것 또한 쉽지 않은 일이다. 응급환자 및 사망자 현황은 『응급의료 통계연보』에서 보고하고 있지만, 시도 수준의 자료만 수집 가능하며 응급실 내 사망 또는 응급진료 후 결과에 대한 자세한 정보를 담지 못하고 있다. 자료의 한계를 보완하는 방법으로 본 연구에서는 통계청의 「사망원인통계」를 바탕으로 시군구 인구 10만명당 3대 주요 응급질환의 사망률을 활용하였다. 3대 주요 응급질환은 외상, 뇌졸중, 심근경색을 포함하며, 아래에서는 이들 질환에 의한 사망률을 '응급사망률'로 칭한다. 이들 질환이 아닌 경우에도 응급의료시설을 이용하는 경우가 있으므로 실제 사망률을 과소평가할 수 있다는 단점이 있다. 하지만 다른 자료(건강보험자료 또는 국가응급진료환자망)가 가지는 한계를 보완한다는 장점을 가진다. 또한 본 연구에서는 응급병상 수의 변화가 사망률 변화와 갖는 상관성을 추정하는 것이므로 3대 주요 응급질환에 의한 사망 외의 응급사망자 규모가 크지 않다면 심각한 문제를 초래하지는 않을 것으로 사료된다.

각 변수에 로그(log)를 취하면 시군구 단위면적당 응급병상 수와 인구 10만명당 응급 사망률은 [Figure 1]과 같이 음의 상관성을 가지는 것으로 관측된다. 즉, 응급병상 수가 늘어날수록 해당 지역의 응급사망률은 감소한다는 의미이다. 하지만 응급사망률은 응급 병상 수 이외에도 다양한 응급의료 관련 변수들 그리고 지역의 보건의료 및 인구학적

² 기존 연구에서는 후송시간 단축에 따른 응급실 도착 이전 사망률 개선효과와 수준 높은 응급의료시설 의 신설에 따른 응급실 내 사망률 개선효과 등으로 나누어 예방가능사망자 수를 추정하였다. 이때 사망률이 얼마나 개선될지를 분석함에 있어서는, 자료의 부족으로 유사 지역 또는 전국 평균과 비교하여 그 차이만큼 사망률이 개선된다고 가정하였다.

³ 시군구 면적은 국가통계포털(KOSIS)의 도시계획 현황 통계에서 수집하였고(http://kosis.kr, 접속일 자: 2012. 12. 31), 시군구 응급병상 수는 건강보험심사평가원의 시군구별 의료기관 현황 자료에서 수집하였다(http://www.hira.or.kr, 접속일자: 2012. 12. 31).

[Figure 1] Correlation between Emergency Beds and Emergency Deaths



log(Number of emergency beds per square kilometer)

요인에 의해서도 영향을 받을 수 있다. 또한 연도별로 다른 특성을 가질 수도 있으므로, 회귀분석을 통해 [Figure 1]에서 보는 상관관계의 통계적 유의성을 추정할 필요가 있다. 본 연구에서 사용하는 회귀모형은 아래 식 (3)과 같다.

$$\ln(M_{i,t}) = \alpha + \beta \ln(B_{i,t}) + \Gamma X_{i,t} + \delta_t + \delta_s + \varepsilon_{i,t}$$
(3)

종속변수를 t년도 $(2005\sim10$ 년) i시군구의 인구 10만명당 응급사망률의 로그값 $(\ln(M_{i,t}))$ 으로 하고, 이를 각 연도 시군구 1km²당 응급병상 수 로그값 $(\ln(B_{i,t}))$ 에 회귀 분석(OLS)한다. 통제변수 $(X_{i,t})$ 로는 지역의 인구학적 특성을 반영하기 위해 시군구 응급사망자의 평균연령과 남성 비중을 포함한다. 또한 응급병상 이외의 응급의료 관련 요인들을 통제하기 위해, 응급의료기관 수, 응급의학전문의 수, 응급의학전공의 수, 구급차 수 그리고 응급구조사 수를 포함하였다. 이들 응급의료 관련 변수들은 광역시도 단위에서 인구 10만명당 값으로 측정하였다. 그리고 지역 특성과 시간 특성을 통제하고자연도 고정효과 (δ_t) 와 시도 고정효과 (δ_t) 를 추가하였다(Olegaphical Triangle Tria

추이 그리고 자료의 출처는 〈Appendix Table 2〉에 제시하였다〉.

《Table 1》의 추정 결과를 보면, 우선 모형 (1)에서 지역의 인구학적 특성이나 기타 응급의료 관련 변수들 그리고 두 가지 고정효과를 통제하지 않았을 때 시군구의 면적당응급병상 수가 1% 증가하면 응급사망률이 약 0.16%p 하락하는 것으로 추정되었다. 모형 (2)와 (3)에서 연도 고정효과와 광역시도 고정효과를 추가해도 응급병상의 한계효과는 크게 달라지지 않았다. 모형 (4)에서 사망자의 평균연령과 남성 비중 변수를 추가하면, 응급병상 수 1% 증가에 대해 응급사망률이 약 0.08%p 낮아지는 것으로 추정되었다. 모형 (5)에서 (7)까지는 인구 10만명당 각 시도의 응급의료기관, 인력 그리고 구급차수를 통제하였으나, 예상과는 달리 이들 변수는 각 지역의 응급사망률에 유의미한 영향을 보이지 않았다. 또한 이들 통제변수를 추가하여도 응급병상 수의 한계효과는 모형 (4)의 결과와 거의 동일하였다. 따라서 단위면적당 응급병상 수는 시군구의 응급의료 수준을 측정하는 데 유용하다고 판단된다.

한편, 응급의료시설의 확충에 따른 사망률 개선효과는 응급의료 수준이 낙후된 지역일수록 더 클 수 있다. 이를 추정해 보기 위해 위 회귀식에서 응급병상 변수 $(\ln{(B_{i,t})})$ 를 광역시도 더미변수 (D_s) 와 곱한 교차항을 넣고 아래 식과 같이 추정해 보았다.

$$\ln\left(M_{i,t}\right) = \alpha + \beta \ln\left(B_{i,t}\right) + \gamma \ln\left(B_{i,t}\right) \times D_s + \Gamma X_{i,t} + \delta_t + \delta_s + \varepsilon_{i,t} \tag{4}$$

《Table 2》의 추정 결과에서 단위면적당 응급병상 변수의 회귀계수가 작은 값을 가지고 통계적으로 유의미하지 않다는 것은 서울의 경우 응급병상 수 증가의 효과가 없다는 것을 의미한다. 또한 서울과 비교할 때, 부산, 대구, 인천, 광주, 대전, 울산 등 광역시역시 사망률 개선효과가 통계적으로 다르지 않다는 결과가 관측된다. 반면, 도 지역에서는 시군구의 단위면적당 응급병상 수 증가가 응급사망률을 개선한 것으로 추정되었다. 다시 말해 응급의료시설이 낙후된 지역의 경우에 응급의료시설 확충에 따른 사망률개선효과가 컸다고 할 수 있다.

앞 장의 식 (1)을 이용하여 응급의료시설의 경제적 가치를 추정할 때, 병상 증가의 한 계효과는 〈Table 2〉의 추정 결과를 활용하여 시도별 특성을 고려하는 것이 바람직하다. 〈Table 2〉의 회귀분석 결과를 토대로 추정한, 응급병상 수 1%에 대한 광역시도별 응급 사망률 한계감소율(%)은 〈Table 3〉과 같다. 4 앞서 설명한 바와 같이 응급병상 증가가

^{4 《}Table 3》에서 광역시의 경우 응급사망률 한계감소율이 0보다 크게 추정되었는데, 이 지역에 대한 《Table 2》의 회귀계수가 통계적으로 유의하지 않았으므로 응급병상 증가에 따른 사망률 감소효과가 없거나 미미하다고 설정하는 것이 필요하다.

Dependent Variable: In(Number of deaths from three major medical emergencies per 100,000) (Table 1) Estimated Effect of Number of Emergency Beds on Emergency Death Rate

	(1)	(2)	(3)	(4)	(2)	(9)	(7)
Year Fixed Effects	ON	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Province Fixed Effects	ON	NO	YES	YES	YES	YES	YES
ائسا بادم ماصحا بيمصمحتم في بمطمعياناكما	-0.1610***	-0.1610***	-0.1567***	-0.0763***	-0.0763***	-0.0765***	-0.0765***
II. (I NOTITIONELLO DE LA PRIME)	(0.0043)	(0.0043)	(0.0057)	(0.0057)	(0.0057)	(0.0057)	(0.0057)
Action to the Action				0.1058***	0.1057***	0.1056***	0,1056***
Avelage age of dealins				(0.0042)	(0.0042)	(0.0042)	(0.0042)
0 th				3.8326***	3,8337***	3.8288**	3,8552***
ואומופ ומווס סו מבמווופ				(0.2884)	(0.2884)	(0.2883)	(0.2890)
Number per 100,000 population							
					0.0509	0.0367	0.0408
Ellelgelicy cale cellels					(0.0637)	(0.0658)	(0.0658)
						-0.0043	-0.0162
⊟IIIEIGEIICY IIIEAICAI AOCIOIS						(0.0264)	(0.0280)
						-0.0054	-0.0022
						(0.0316)	(0.0317)
1000						0.0071**	0.0059
Ellelgelicy lifedical technicalis						(0:0036)	(0.0037)
							0.0057
Airibaiaireas							(0.0045)
Constant torm	4.7063***	4,7650***	4,7250***	-4.5768***	-4.6143***	-4.6119***	-4.6481***
	(0.0126)	(0.0256)	(0.0289)	(0.3550)	(0.3581)	(0.3656)	(0.3667)
Observations	1,543	1,543	1,543	1,543	1,543	1,543	1,543
Adjusted R ²	0.4749	0.4800	0.6544	0.7633	0.7633	0.7635	0.7636

Note: We estimate the determinants of emergency death rates, per equation (3). The standard errors of regression coefficients are reported in parentheses. A single asterisk denotes statistical significance at the 90% level of confidence, double 95%, triple 99%.

⟨Table 2⟩ Across—Province Difference in Marginal Effect of Emergency Beds on Emergency Death Rate

Dependent Variable: In(Number of deaths from three major medical emergencies per 100,000)

Variables	Coefficient	Variables	Coefficient
In(Num, of emergency beds per km²)	-0.0104	In(Beds) × Gyeongi	-0.1724***
[= In(Beds)]	(0.0204)		(0.0227)
Average age of deaths	0.0909***	In(Beds) × Gangwon	-0.0267
	(0.0043)		(0.0240)
Male ratio of deaths	3.2775***	In(Beds) × Chungbuk	-0.1640***
	(0.2673)		(0.0282)
Emergency care centers	0.0353	In(Beds) × Chungnam	-0.1696***
	(0.0596)		(0.0339)
Emergency medical doctors	-0.0216	In(Beds) × Jeonbuk	-0.1915***
	(0.0254)		(0.0285)
Emergency residents	-0.0033	In(Beds) × Jeonnam	-0.0482*
	(0.0288)		(0.0250)
Emergency medical technicians	0.0057*	In(Beds) × Gyeongbuk	-0.1753***
	(0.0034)		(0.0296)
Ambulances	0.0050	In(Beds) × Gyeongnam	-0.0516**
	(0.0041)		(0.0260)
In(Beds) × Busan	0.0271	IIn(Beds) × Jeju	-0.0826
	(0.0262)		(0.0646)
In(Beds) × Daegu	0,0394	Constant term	-3.3722***
	(0.0289)		(0.3644)
In(Beds) × Incheon	-0,0012	Observations	1,543
	(0.0254)	Adjusted R ²	0.8061
In(Beds) × Gwangju	0.0197		
	(0.0786)		
In(Beds) × Daejeon	0.0450		
	(0.0451)		
In(Beds) × Ulsan	0,0128		
	(0.0346)		

Note: The regression is based on equation (4). The numbers of emergency care centers, medical doctors, residents, medical technicians and ambulances, respectively, are measured as their values per 100,000 population. The standard errors of regression coefficients are reported in parentheses, A single asterisk denotes statistical significance at the 90% level of confidence, double 95%, triple 99%.

⟨Table 3⟩ Estimating the Percent Change of Emergency Death Rate due to 1% Increase in Number of Emergency Beds per km²

Province	Estimated marginal effect (%)		
Seoul	-0.0104		
Busan	0.0167		
Daegu	0.0290		
Incheon	-0.0116		
Gwangju	0,0093		
Daejeon	0.0346		
Ulsan	0.0024		
Gyeonggi	-0.1828		
Gangwon	-0.0371		
Chungbuk	-0.1744		
Chungnam	-0.1800		
Jeonbuk	-0.2019		
Jeonnam	-0.0586		
Gyeongbuk	-0.1857		
Gyeongnam	-0.0620		
Jeju	-0.0930		

Note: The coefficient of In(number of emergency beds per km2) in Table 2, -0.0104, is the marginal effect of 1%-increase in emergency beds on emergency death rates in the province of Seoul. Accordingly, the marginal effects for other provinces are estimated by summing the above coefficient with the coefficients of In(Beds) interacted with province dummies.

응급사망률 감소에 미치는 영향은 시도에 따라 상이하게 나타났다. 이는 각 시도의 응급의료 수준(규모 및 기술)의 편차가 존재하며 그 결과 한계효과가 다르다는 점을 시사한다. 따라서 〈Table 3〉의 결과를 실제 정책 평가에 활용할 경우 응급의료시설의 지역간 편차를 줄이고 국가재정 투입의 효율성을 높일 것으로 판단된다.

Ⅳ. 응급사망비용 추정

응급의료시설의 직접적인 효과가 응급사망률의 감소라는 관점에서 보면, 응급의료시설의 경제적 가치는 곧 응급사망자 수 감소의 경제적 가치라고 할 수 있다. 보건의료경

제학에서는 사망감소의 경제적 가치를 흔히 통계적 인간생명가치(value of statistical life) 또는 사망의 비용(cost of mortality)이라고 표현한다.

사망감소의 경제적 가치를 측정하는 방법은 어떤 정책으로 기대되는 사망률 감소에 대한 지불의사금액을 측정하는 '조건부가치측정법(contingent valuation method)', 조건부가치측정의 또 다른 유형인 개인의 건강과 사망 가능성에 영향을 주는 특정 위험을 회피하는 행위의 가치를 측정하는 '위험회피형태접근법', 그리고 개인의 생존이 소득의형태로 사회적 후생 증가에 기여한다는 것을 전제로 하는 '인적자본접근법' 등 세 가지로 구분된다(각 연구방법의 장단점에 대한 논의와 국내외 선행연구의 소개는 부록 1에서 상세히 다루고 있다).

이들 연구방법 중에서 본 연구에서는 인적자본접근법을 활용하여 응급사망비용을 추정하고자 한다. 인적자본접근법의 관점에서 볼 때, 사망으로 인해 발생하는 가장 직접적인 비용은 임금손실 또는 노동생산성 감소이다. 또한 본 연구에서는 가족이나 친지의고통과 슬픔 같은 심리적 비용(pain, grief and suffering: PGS)을 응급사망에 따른 추가적인 비용으로 가주하다

물론 응급의료와 관련하여 조건부가치측정법을 활용할 수도 있다. 이를 위해서는 특정한 확률만큼 응급사망률을 낮추는 것에 대한 지불의사를 묻는 설문조사가 요구된다. 그러나 응급사망률은 보건의료환경의 변화와 정부의 응급의료정책에 따라 지속적으로 변할 수 있다. 따라서 특정 시점에서 조사한 지불의사를 환경이 변한 다른 시점에 적용하기 힘들며, 결국 매번 지불의사를 설문할 필요가 있다. 한편, 응급의료부문에서 사망률 개선은 양질의 응급의료서비스 제공으로 사망확률을 1에서 0으로 바꾸는 것을 의미한다. 이런 가상적인 상황을 주고 개인의 지불의사를 묻게 되면 개인의 지불의사액이과대평가될 수 있다. 그러므로 연구의 현실성과 조건부가치측정법의 한계를 고려할 때, 본 연구에서는 인적자본접근법을 활용하는 것이 좀 더 타당하다고 판단된다.

인적자본접근법에서 필요한 주요 변수인 인적자본의 지표로서 임금자료를 활용한다. 경제학적 측면에서 실질임금은 노동생산성의 지표로 간주되고 있으므로, 아래 추정식처럼 사망시점의 연령(a) 이후 기대여명(e)까지 획득할 수 있는 임금 (W_t) 의 현재가치 합을 인적자본 손실의 경제적 가치 (V_a) 로 산정한다. 이때 사용되는 할인율(r)은 미래에얻게 될 소득을 현재가치로 변화시키는 비율을 의미한다.

$$V_a = \sum_{t=a}^{a+e} \frac{W_t}{(1+r)^{t-a}} \tag{5}$$

위 추정식을 이용하여 사망감소의 경제적 가치를 추정하기 위해서는 연령대별 임금자료와 특정 연령에서의 기대여명에 대한 자료가 요구된다. 우선 연령대별 임금자료는 「2010년 지역별고용조사」자료를 활용한다. 2010년도 자료를 사용하는 이유는 다음 장에서 응급의료시설의 경제적 가치를 추정하는 사례연구에서 2010년을 기준으로 경제적 가치를 평가하기 때문이다. 지역별고용조사 자료에서 일부 연령대별로 근로자의 연평균임금을 계산한 결과는 〈Table 4〉와 같다. 지역별고용조사는 만 18세부터 75세의 근로자에 대해 임금을 조사하므로, 영유아, 청소년 그리고 75세 초과 고령층의 경우에는 평균임금을 산출할 수 없다. 하지만 이들 연령층은 대부분 노동활동을 하지 않으므로 사망하는 경우 해당 연령대에서는 임금손실이 없다고 가정하는 것이 타당할 수 있다.5

다음으로 특정 연령에서 기대되는 여명(남은 수명)은 국가통계포털(KOSIS)의 2010년 생명표(life table) 자료에서 구득하였다. 5세별 기대여명은 〈Table 4〉에서 보여주고 있으며, 2010년 출생집단의 평균기대여명은 80.8년이며, 2010년에 만 나이로 100세 집단의 평균기대여명은 2.6년이다. 임금의 경우와 같이 기대여명은 남녀 간에 적잖은 격차를 가지지만, 본 연구에서는 성별에 따라 분석하지 않고, 연령대별 평균기대여명 자료를 활용하였다.

연령대별 연평균 임금과 평균기대여명을 위 추정식 (5)에 넣어 산출한 결과는 [Figure 2]와 〈Appendix Table 3〉에서 보여주고 있다. 임금자료로 추정한 사망감소의 경제적 가치는 출생 시 1억 3,435만원으로부터 가파르게 상승하여 29세에서 4억 1,576만원으로 가장 높게 추정되었고, 이후 75세까지 약 6백만원 수준으로 하락하였다. 75세 이후에는 노동활동을 하지 않는다고 가정하였으므로, 응급사망에 따른 임금손실이 없는 것으로 추정되었다.

《Table 4》에서 연평균 임금은 40대 초반에서 최댓값을 가지지만, [Figure 2]의 경우 29세에서 평생기대임금이 최댓값을 가진다. 이러한 차이는 40대의 경우 현재 임금은 가장 높지만 남은 기대여명 동안 임금이 감소 추세에 있고, 29세의 경우 현재 임금도 높은 편이며, 남은 기대여명 동안 더 많은 임금을 얻을 수 있기 때문이다. 동일한 이유로

⁵ 임금자료가 없는 비근로 연령대도 잠재적으로 인적자본을 가진다고 볼 수 있다. 예를 들어 75세 이후 의 고령층도 잠재적으로 노동활동이 가능하지만 노동시장의 구조적 특성으로 고령노동에 대한 수요가 없기 때문에 생산활동을 하지 못하는 것으로 생각해 볼 수 있다. 만약 이들 고령층이 경제활동을 하게 되어 임금을 획득하게 된다면, 임금수준은 분명 75세 이전 근로자의 임금수준보다 낮을 것이다. 이는 고령일수록 인적자본이 낮아진다는 것을 시사한다. 동일한 논리를 18세 이전의 연령대에도 적용할 수 있다. 이렇게 비근로 연령대의 인적자본 수준을 가정하여 분석할 경우, 본 연구에서 추정하고자 하는 응급사망비용은 다소 커질 수 있다.

(Table 4) Life Expectancy and Average Annual Income by Age, 2010

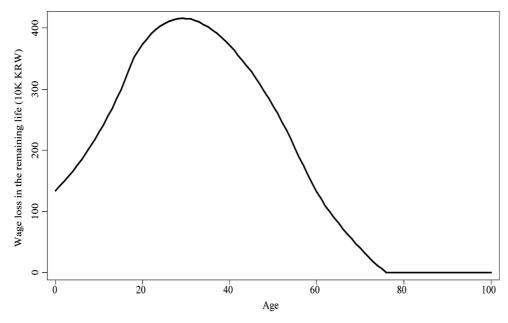
Age		rage annual inco 0,000 Korean Wo		Life	expectancy (ye	ars)
	Average	Male	Female	Total	Male	Female
0				80.8	77.2	84.1
5				76.1	72.6	79.4
10				71.2	67.6	74.4
15				66.2	62.6	69.4
20	1,074.5	1,152.9	1,047.4	61.3	57.8	64.5
25	1,775.8	1,797.5	1,760.7	56.4	52.9	59.6
30	2,240.5	2,414.8	1,976.1	51.6	48.1	54.7
35	2,557.4	2,866.4	1,962.8	46.8	43.3	49.9
40	2,710.9	3,274,3	1,821.7	42.0	38,6	45.1
45	2,705.8	3,346.7	1,792.9	37.3	34.0	40.2
50	2,594.3	3,299.1	1,599.5	32.7	29.5	35.5
55	2,450.2	3,096.8	1,446.8	28.3	25.2	30.8
60	1,835.2	2,345.2	1,153.3	23.9	21.1	26.2
65	1,256.9	1,569.9	816.2	19.7	17.2	21.6
70	918,9	1,256,8	610.4	15.8	13,5	17.3
75	596,8	718,3	522,6	12.2	10,3	13.3
80				9.1	7.6	9.8
85				6.6	5.5	7.0
90				4.8	4.0	5.0
95				3.5	3.0	3.6
100				2.6	2,3	2,7

Note: We reports the statistics only for selected ages.

Source: Life expectancy was obtained from Life Tables available in KOSIS; Annual income was estimated from the 2010 Regional Employment Survey.

인해 0세의 평생기대임금이 60세 이상의 고령자들보다 높게 추정되었다.

그러나 본 연구 결과를 이용하여 응급사망비용을 추정할 때, 실제 편익을 과대추정할 가능성이 있다. 본 연구에서 사용한 기대여명 자료는 국민의 평균적인 건강상태를 고려한 결과이다. 하지만 사망 가능성이 높은 중증환자가 응급실 후송시간이 단축되고, 수준이



[Figure 2] Estimated Wage Loss Due to Death by Age

Note: Wage loss was estimated in 2010 constant Korean Won.

높은 응급진료를 받게 되어 생존하는 경우, 이후 이들의 노동생산성 또는 임금이 국민 평균값보다 낮을 가능성이 있기 때문이다.

또한 이들의 노동생산성이 국민 평균과 같지 않을 수도 있다. 일례로 한국노동패널조 사 4차연도 자료를 활용하여, 잠재적인 환자로 분류된 근로자의 평균임금이 정상적인 건강상태를 지닌 근로자의 임금보다 약 13.4% 낮음을 보인 바 있다(한국개발연구원 [2010]). 따라서 보다 정확한 응급사망비용을 추정하기 위해서는 응급질환 및 사고 생존 자의 노동생산성 감소를 고려할 필요가 있을 것이다.

그러나 노동생산성과 건강 사이에는 내생적인 상관성이 존재한다. 즉, 건강수준이 낮은 근로자가 낮은 임금을 받는 것이 반드시 건강 때문만은 아니라는 것이다. 만약 관측하기 힘든 사회경제적 수준이나 개인의 능력이 낮기 때문에 건강수준도 낮고 임금수준도 낮다면, 잠재적 환자와 정상적인 근로자 간의 실질적인 임금격차는 훨씬 작을 수 있다. 결국 응급환자가 생존하여 경제활동을 유지할 때 생산성이 얼마나 낮아질지에 대한 평가는 건강수준에 따른 임금격차에 대한 객관적인 연구 결과에 근거해야 할 것이다.

한편. 위의 결과는 실제 사망감소의 경제적 가치를 과소추정할 가능성도 있다. 본 연

구에서는 인적자본 손실로서 임금손실만을 고려하고 있으나, 응급사망률 개선으로 개인의 수명이 연장될 때 얻게 되는 임금 이외의 효용(예: 소비, 여가 등)을 누락시키기 때문이다. 따라서 본 연구 결과를 활용함에 있어, 위에서 설명한 과대추정 및 과소추정의가능성을 유념할 필요가 있다. 이와 관련한 추가적인 논의는 후속연구로 남겨두고자한다.

이제 이상의 결과를 활용하여 우리나라 응급질환(외상, 심근경색, 뇌졸중) 사망자 1인당 평균적인 임금손실의 규모는 얼마나 될지 가늠해 보자. 《Table 5》에서 응급질환 사망자의 연령분포는 2005~10년 사망원인통계에서 획득하였으며, 연령대별 평균임금손실은 [Figure 2]를 이용하여 계산하였다. 연령대별 사망자 비중을 가중치로 하여 계산한결과, 우리나라 응급사망자의 평균적인 임금손실은 약 1억 2,929만원으로 추정되었다. 한편, 응급사망에 따른 기대임금손실과 더불어 사망자 가족이 겪는 정신적 고통(PGS)

(Table 5) Estimating Average Wage Loss Due to Emergency Deaths

	Average wage	Number of emergency deaths in 2005~10 (Total: 377,544 deaths)			
Ages interval	loss by age (millon KRW) (V)	Number of deaths (N)	Distribution (R)	V×R	
Less than 1	134.35	541	0.0014	0.19	
1~9	177.28	2,335	0.0062	1.10	
10~19	294.58	5,420	0.0144	4.23	
20~29	401.00	16,876	0.0447	17.92	
30~39	401.26	24,855	0.0658	26.42	
40~49	330.96	41,768	0.1106	36.61	
50~59	210.64	45,703	0.1211	25.50	
60~69	87.14	61,208	0.1621	14.13	
70~79	13.33	90,376	0.2394	3.19	
over 80	0.00	88,462	0.2343	0.00	
Estimated average wage loss due to emergency deaths (ΣV*R)				129,29	

Note: Wage loss was estimated in 2010 constant Korean Won.

역시 응급사망의 사회적 비용으로 간주할 수 있다. 정신적 고통의 경제적 비용을 산출하기 위해 대부분의 국내외 연구에서는 조건부가치측정법을 활용한다. 조건부가치측정법은 가상적 상황을 설정해 응답자로 하여금 정신적 고통의 가치를 직접 평가하게 하는 방법이다. 그러나 2012년 OECD의 환경분야, 교통분야, 보건분야에서의 사망감소 편익추정방법에 대한 메타분석을 살펴보면, 편익 추정에 있어 PGS 비용만을 따로 분리하여산출하는 경우는 드물다(OECD[2012]). 다시 말해 다양한 요소(생산성 손실, PGS 비용등)로 구분하지 않고 종합적으로 가치를 추정해 오고 있다. 따라서 해외 사례를 본 연구에 직접적으로 적용하는 것은 쉽지 않다고 판단된다.

현재 우리나라 국민을 대상으로 응급사망에 따른 정신적 고통의 비용을 추정한 선행연구는 없다. 대신 한국개발연구원(2008)의 『도로・철도 부문 사업의 예비타당성조사표준지침』의 교통사고 사망사고에 따른 정신적 고통 추정 결과를 활용하도록 한다. 교통사고는 많은 경우 사고의 가해자와 피해자가 분명하므로 피해자 가족의 정신적 고통에 대한 비용을 위자료 형태로 지불하곤 한다. 반면, 응급사망사고는 가해자가 없는 경우가 일반적이므로, 교통사고사망의 사례를 응급사망에 적용하는 것이 바람직하지 않을수도 있다. 하지만 사망원인은 상이하지만 교통사고나 응급사고 사망으로부터 발생하는 PGS의 유형은 매우 유사하다. 이런 측면에서 본 연구에서 『도로・철도 부문 사업의 예비타당성조사 표준지침』의 사례를 적용하는 것은 큰 무리가 없을 것이다. 그렇지만 향후에는 응급사망에 따른 PGS 비용 추정 시 조건부가치측정법을 동일하게 적용하여 그차이를 비교・검토하고, 본 연구를 보완하는 추가적인 연구가 필요하다.6

『도로・철도 부문 사업의 예비타당성조사 표준지침』 역시 교통사고에 의한 정신적 고통을 조건부가치측정법으로 추정하고 있다. 조사의 공간적 범위는 특별시 및 광역시 7개소와 수도권이며, 도로교통사고 경험자를 대상으로 하였다. 개인면접을 통해 사망사 고, 5급의 후유장애 중상사고, 후유장애가 없는 중상사고, 경상사고 등 4가지 유형에 대

⁶ 보통 PGS 비용의 크기는 연령, 성별, 소득수준 등 개인 특성에 의존한다. 교통사고 사망자와 응급사망자는 연령이나 성별 등의 인구학적 특성이 상이한 것으로 보인다. 2010년 사망원인통계 자료를 활용하여 살펴보면, 교통사고 사망자의 평균연령은 53세, 남성 비중은 74%이지만, 3대 응급질환 사망자의 평균연령은 64세, 남성 비중은 60%로 차이를 갖는다. 따라서 교통사고 사망자가 응급사망자보다 평균적으로 더욱 경제활동을 활발히 하는 집단으로 생각되며, PGS 비용도 더 높을 것으로 판단된다. 이는 교통부문의 PGS 비용을 활용한 본 연구의 응급사망비용 추정 결과가 과대추정될 가능성을 시사한다. 하지만 이는 교통부문 PGS 비용 추정이 정확하다는 가정하에서 성립되는 주장일 것이다. 현재 이런 차이점을 감안하여 응급사망의 PGS 비용을 추정하는 것은 어렵다고 판단된다. 교통부문의 PGS 비용 추정에 사용한 원자료를 구득할 수 없으며, 또한 응급사망 가족에 대해 동일한 설문조사를 해야 하기 때문이다. 추가적인 연구와 검토가 요구되는 부분이다.

해 각각 2가지 정신적 피해 보상 타입을 선택하도록 하였다. 각 유형별 보상 타입은 연령, 연소득, 정신적 피해보상액 등의 수준에 따라 달리 제시하여 선택수단을 다양하게하였으며, 이를 통해 응답 오차의 증가를 최소화하였다.

그 결과 교통사고 사망자 1인당 평균적인 PGS 비용은 2009년 가격 기준 1억 1,607만 원으로, 중상의 경우에는 3,370만원으로 추정하였다. 일반적으로 응급사망은 사망 가능성이 매우 높은 중증응급환자에게서 발생하고 있다. 또한 대규모 의료시설과 함께 들어서는 응급의료시설(예: 권역응급의료센터, 전문응급의료센터 또는 지역응급의료센터)의 주요 목적은 응급사고에 따른 사망확률을 낮추는 데 있다. 두 명의 중증응급환자가 있고, 한 명은 적절한 응급처치로 생존하게 되고 다른 한 명은 응급처치가 적절하지 못해사망했다고 가정해 보자. 응급의료시설 확충의 주요 목적이 사망확률을 낮추는 것이기때문에, 응급의료시설 확충에 따른 응급사망감소의 PGS 관련 편익은 두 유형의 환자에게 수반되는 PGS 비용의 차이가 될 것이다. 따라서 응급사망예방을 통해 발생하는 1인당 PGS 비용 절감은 사망에 따른 PGS 비용과 중상에 따른 PGS 비용의 차이인 8,237만원으로 보는 것이 타당할 것이다. 물가상승률을 고려하면, 2010년 1인당 PGS 비용은 8,480만원이다.

PGS 비용 추정 결과를 〈Table 5〉에서 제시한 응급사망에 따른 임금손실 추정 사례에 적용하면, 2005~10년 응급질환 사망자의 연령분포를 기준으로 평가할 때 응급사망의 평균비용은 2010년 가격 기준 약 2억 1,409만원으로 추정된다.

⟨Table 6⟩ Estimate Cost of An Emergency Death

(Unit: 0,1 billion Won, Base Year 2010)

Wage loss	PGS cost	Average cost by an emergency death
1.2929	0.8480	2.1409

Note: The wage loss is estimated in Table 4 on the basis of age distribution of emergency deaths in $2005\sim10$. The PGS cost is discussed in the text.

Ⅴ. 응급의료시설의 경제적 가치 추정 사례7

지금까지는 응급의료시설 확충의 경제적 가치를 추정하기 위해 필요한 변수인 응급병상 수 증가에 따른 응급사망률 감소의 한계효과(제표장)와 응급사망의 비용(제판장)을 분석하였다. 본 장에서는 위 결과를 군산전북대병원 건립사업에 적용해 봄으로써, 본연구의 실제 사례 적용 가능성과 적용방법을 논의하고자 한다.

군산전북대병원 건립사업은 군산 및 인근 지역의 열악한 의료환경을 개선하여 중증질 환자들의 전문의료서비스 접근성을 높이고 응급환자 사망률을 감소시키는 것을 목적으로 추진되었으며, 한국개발연구원은 2012년에 이 사업의 예비타당성조사를 수행한 바 있다. 실제 예비타당성조사에서는 다양한 유형의 편익이 검토되었으나, 본 연구에서는 응급환자 사망률 감소에 따른 경제적 가치에 집중하도록 한다. 또한 사업기간이 2013~17년이므로, 사업종료 직후인 2018년을 기준으로 경제적 가치를 추정해 본다.8

우선 군산전북대병원 건립 예정지를 중심으로 유사 의료기관의 소재지를 파악하고, 각 지역에서 군산전북대병원과 동급 의료기관까지의 소요시간을 비교하여 군산전북대병 원의 진료권을 설정하였다. 진료권에는 전라북도의 군산시, 김제시, 부안군, 그리고 충 청남도의 보령시와 서천군이 포함되었다.⁹

이제 식 (1)과 (2)에 기반을 두어 2018년 기준 군산전북대병원의 응급의료시설 확충의 경제적 가치를 추정하기 위해서는 ① 2018년도 예상 응급사망자 수, ② 응급병상 수 증가 정도, ③ 응급병상 증가의 한계효과, ④ 응급사망 1인당 비용 등 네 가지 변수에 대한 정보가 필요하다.

《Table 7〉은 위 변수들을 체계적으로 산출하고 최종적으로 응급의료시설 확충의 경제적 가치를 추정한 결과를 보여준다. 우선 진료권에 포함된 5개 시군구에 대해 2010년 기준 인구 10만명당 응급사망률을 구하였다. 사망원인통계에서는 응급사망을 정확히 식별할

⁷ 본 장의 분석내용은 기본적으로 한국개발연구원(2012) 『군산전북대학교병원 건립사업』중 '응급사망자 감소 편익' 추정과 동일하다. 그러나 실제 사례에서 논의되었던 복잡한 이슈(예: 진료권 설정)들을 고려 하지 않고 단순화하여 분석하였다. 따라서 본 연구의 결과는 『군산전북대학교병원 건립사업』보고서의 결과와 다소 상이함을 밝혀 둔다.

⁸ 일반적으로 예비타당성조사에서는 사업 종료 후 30년 동안의 편익을 추정하지만, 본 연구에서는 1개 연도만을 다루고 있음에 유의하자.

⁹ 실제 예비타당성조사에서는 새만금 개발지구와 군장국가산업단지도 진료권에 포함하고, 향후 이 지역 으로 유입될 인구를 예측하여 분석을 수행하였다. 본 연구는 실제 사례 적용 가능성을 검토하는 것이 므로, 분석의 편의를 위해 두 지역을 진료권에서 제외하였다.

⟨Table 7⟩ A Case Study of Estimating the Economic Value of Emergency-Care Center: The Project of Gunsan Jeonbuk University Hospital

		Gunsan	Gimje	Buan	Boryung	Seocheon
(1) Pr	edicted number of	f emergenc	y deaths in	2018		
Emergency death rate in 2010 (per 100,000)	А	148.4	249.0	283,3	209.1	272.8
Estimated populations in 2018	В	239,423	18,709	55,019	12,814	61,311
Predicted number of emergency deaths in 2018	C= B×A/100,000	355	47	156	27	167
(2) E	stimating the grow	th rate of	emergency	Beds		
Number of emergency beds in 2010	D	13	21	26	33	54
Regional distribution of emergency deaths in 2018	E=C/ΣC	0.47	0.06	0.21	0.04	0.22
Increase in the number of emergency beds	F=20 beds×E	9.45	1.24	4.15	0.71	4.45
Growth rate of emergency beds (%)	G=F/D×100	72.71	5.90	15.95	2.16	8.24
(3) Marginal effect of increase in emergency beds on emergency death rate						
Estimated coefficient	Н	-0.2019	-0.2019	-0.2019	-0.1800	-0.1800
(4)	Estimating the nun	nber of pre	ventable de	eaths		
Reduction in death rate (%)	$I = G^*(-H)$	14.68	1.19	3.22	0.39	1.48
Number of preventable deaths	J=C*I/100	52.2	0.6	5.0	0.1	2.5
(5) Economic value of the e	mergency-care ce	enter projec	t (0.1 billior	n KRW, 20	10 constan	t value)
Cost per an emergency death	K	2.14	2.14	2.14	2.14	2.14
Economic value	L=J*K	111.66	1.19	10.74	0.22	5.31

Note: Emergency death is defined as deaths from injuries, heart attack or stroke.

Sources: A(2010 National Vital Statistics), B(KOSIS-Prediction of Future Populations), D(2010 Statistics on Emergency Care), H(Table 3 - Coefficients for Jeonbuk and Chungnam), K(Table 6 - Estimated Cost).

수 없기 때문에 응급사망으로 추정되는 외상, 심근경색, 뇌졸중으로 인한 사망률을 이용하였다. 이 결과를 2018년 예상 추계인구에 곱해 주면 2018년 예상 응급사망자 수를 산출할 수 있다. 이때 2018년의 실질적인 응급의료 기술 및 체계는 2010년과 동일하다는 가정이 필요하다.

군산전북대병원 건립사업은 응급병상을 20병상 확충할 계획을 가지고 있었다.10 군산

전북대병원이 20응급병상 규모의 지역응급의료센터를 운영하게 되면, 진료권의 응급병상 수는 20병상 늘어나지만 이것이 진료권의 시군 지역으로 어떻게 분배될지 그리고 이에 따라 각 시군의 응급병상이 얼마나 증가할지를 분석할 필요가 있다.

2010년 『응급의료 통계연보』에 따르면, 응급병상 수는 군산시 13병상, 김제시 21병상, 부안군 26병상, 보령시 33병상, 서천군 54병상이다. 각 병상이 지역별로 어떻게 분배될지를 판단하는 것은 쉽지 않지만 진료권 내 각 지역의 응급사망자 분포를 활용하는 것이 합리적이라고 판단된다. 2018년 예상 응급사망자 지역별 분포를 산출하여 새로 추가되는 20병상에 곱하면 〈Table 7〉에서 볼 수 있듯이 군산시의 응급병상 수는 72.71% 증가하고, 김제시는 5.90%, 부안군은 15.95%, 보령시는 2.16%, 서천구는 8.24% 증가하는 결과를 얻게 된다.

응급병상 증가가 응급사망률 감소에 미치는 한계효과는 제IV장 〈Table 3〉의 추정 결과를 활용한다. 군산시, 김제시, 부안군은 전라북도 추정치인 -0.2019를, 보령시와 서천군은 충청남도 추정치인 -0.1800을 사용한다. 이는 군산전북대병원 진료권의 시군에서 면적당 응급병상 수가 1% 증가하면, 전라북도 시군은 응급사망률이 0.2019% 감소하고. 충청남도 시군은 0.1800% 감소한다는 의미이다.

이제 위의 한계효과를 시군구별 응급병상 증가율에 곱하면 사망률 개선효과를 산출 하게 되며, 이 값을 2018년 예상 응급사망자 수에 곱하여 예상가능사망자 수를 추정할 수 있다. 예를 들어 응급병상이 72.71% 증가하는 군산시의 경우 응급사망률을 14.68% 낮출 수 있을 것으로 예상되며, 이를 예방가능사망자 수로 전환하면 연간 약 52명으로 추정된다.

끝으로 〈Table 6〉에서 추정한 응급사망 1인당 비용인 2억 1,409만원을 예방가능사망자 수와 곱하면 각 시군구별로 응급의료시설 확충의 경제적 가치를 추정할 수 있다. 군산전북대병원이 들어서는 군산시가 가장 큰 혜택을 볼 것으로 예상되며, 그 경제적 가치는 연간 약 112억원으로 추산된다. 다른 시군구는 그 규모가 작아져서 김제시 1.19억원, 부안군 10.74억원, 보령시 0.22억원, 그리고 서천군 5.31억원으로 추정된다. 결론적으로 군산전북대병원 건립사업에 따른 응급의료시설 확충의 연간 경제적 가치는 약 129억원으로 추정된다.

¹⁰ 응급병상은 의료시설의 전체 병상 수에는 포함되지 않는다. 또한 위에서 논의하는 응급병상 수는 관련 기관에 보고하는 공식적인 병상 수이며, 실제로는 응급환자 수가 갑자기 늘게 되면 추가적인 임시 병상을 활용하기도 한다.

Ⅵ. 요약 및 정책 시사점

본 연구는 응급의료시설 확충의 경제적 가치를 추정하는 체계적인 방법을 모색하고 실제 정책 평가에 적용할 수 있는 가능성을 검토하고자 하였다. 비정형적 특성을 지니는 응급의료시설의 경제적 가치 측정 시 핵심 요소 중 하나는 응급의료시설 확충의 정량적 성과지표를 예방가능사망자 수로 측정하는 것이다. 얼마나 많은 응급사망자 수를 예방할수 있을지는 기존의 응급의료 및 사망원인통계 자료를 활용하여 추정이 가능함을 보였다. 또 다른 핵심 변수는 한 명의 응급사망을 예방할 때 획득하게 되는 경제적 가치이다. 본 연구에서는 인적자본접근법에 기반을 두어, 응급사망이 예방되어 기대여명까지 생존할 때 획득할 실질소득의 현재가치와 사망에 따른 유족의 슬픔 등을 경제적 비용으로 환산한 PGS 비용을 합계하여 산출하였다. 또한 본 연구에서 제시한 추정방법을 군산전북대병원 건립사업에 적용해 봄으로써 의료시설 사업에의 응용 가능성을 검토하였다.

본 연구는 여러 가지 측면에서 정책적 유용성이 크다고 판단된다. 무엇보다 체계적인 연구방법의 구축은 향후 응급의료시설에 대한 국가재정 투자사업 시행 여부의 의사결정 을 할 때 유용하고 객관적인 분석틀을 제공해 준다는 점에서 의의를 가진다. 이를 통해 국가예산 사용의 효율성을 높이는 데 일조할 것으로 예상된다. 또한 향후 지역별 특성 을 분석에 반영함으로써 정책 활용도를 더욱 높일 여지가 크다. 예를 들어 응급의료시 설 신설에 따른 응급사망률 감소를 추정한 결과를 보면 지역별로 효과의 편차가 큰 것 으로 나타났다. 응급병상 수가 1% 증가함에 따라 서울은 응급사망률이 0.0104% 정도 감소하는 것으로 나타나 상대적으로 큰 효과가 없다는 결론이 도출되었다. 반면. 경기, 충북. 충남. 전북 등은 응급병상 수가 1% 증가함에 따라 응급사망률이 0.15% 이상 감소 하는 것으로 나타났다. 이는 현재 응급병상 수가 충분한지, 응급의료시설 접근성이 양 호한지, 응급사고 발생 빈도가 잦은지 등에 따라 향후 응급의료시설 확충의 경제적 편 익이 지역별로 큰 편차를 보일 수 있음을 시사한다. 이러한 결과를 향후 정책 평가에 반 영할 경우, 응급의료시설과 서비스의 지역 간 불균형 해소에도 기여할 수 있을 것이다. 의료자원이 집중된 수도권에 비해 상대적으로 의료자원이 열악한 지방으로 갈수록 신규 응급의료시설이 가지는 가치는 더 커질 것이다. 같은 비용을 투입해서 더 큰 경제적 가 치를 창출하는 사업으로 재정투자를 유도함으로써 의료자원의 불균형을 완화시키고 궁 극적으로 국가재정의 효율성을 제고시키는 데 기여할 것으로 판단된다.

참고문헌

- 강철환·김윤·이평수·권영대·김창엽·신영수, 「응급의료센터 성과 평가기준 개발과 적용」, 『예방의학회지』, 제30권 제4호, 1997, pp.884∼892.
- 기획재정부. 『총사업비관리지침』, 2010.
- 김태윤·이형우, 「정책적 매락에서의 우리나라 인명의 가치측정」, 『한국행정학보』, 제37권 제 2호. 2003.
- 신영철, 「질병예방행위 분석을 통한 확률적 인간생명가치 추정: 암 검진행위 분석을 중심으로」, 『자원·환경경제연구』, 제17권 제4호, 2008.
- 신영철·조승헌, 「미래의 사망가능성 감소에 대한 지불의사금액과 통계적 인간생명의 가치 측정」, 『자원·환경경제연구』, 제12권 제1호, 2003.
- 엄영숙, 「확률효용접근법을 통한 소비자들의 건강 위험정보에 대한 반응분석: 간장파동을 사례로」, 『경제학연구』, 제44권 제4호, 1997.
- 은상준, 「응급의료서비스지수 개발 및 타당도 평가」, 서울대학교 박사학위논문, 2008.
- 이용진 외, 「울산 지역에서 대기중 벤젠으로 인한 암 사망 손실비용 추정 모형에 관한 연구」, 『자원·환경경제연구』, 제13권 제1호, 2004.
- 장영채ㆍ이의용, 「도로교통사고 비용의 추계와 평가」, 『교통안전연구논집』, 제14호, 1995.
- 중앙응급의료센터, 『응급의료 통계연보』, 각년도.
- 통계청,「사망원인통계」, 각년도.
- 통계청. 「2010년 지역별고용조사」. 2011.
- 통계청, 「2010년 인구/가구 완전생명표」, 2011.
- 한국개발연구원, 『도로·철도 부문 사업의 예비타당성조사 표준지침(제5판)』, 2008.
- 한국개발연구원. 『서울대학교병원 지하복합 진료공간 개발사업』, 2010.
- 한국개발연구원, 『권역외상센터 설립사업』, 2011.
- 한국개발연구원, 『의료시설부문 사업의 예비타당성조사 표준지침 연구』, 2012.
- 한국개발연구원, 『군산전북대병원 건립사업』, 2012.
- 한국보건산업진흥원. 『응급의료체계 구축에 의한 사회적 비용편익분석』. 2008.
- OECD, Mortality Risk Valuation in Environment, Health and Transport Policies, 2012.

〈웹사이트〉

국가통계포털(http://kosis.kr, 접속일자: 2012. 12. 31). 건강보험심사평가원(http://www.hira.or.kr, 접속일자: 2012. 12. 31).

부록 1: 사망의 경제적 비용에 관한 국내 연구 소개

응급의료시설의 확충으로 응급사망자 수를 감소시킨다는 관점에서 보면, 응급의료시설의 경제적 가치는 곧 응급사망자 수 감소의 경제적 가치라고 할 수 있다. 보건경제학에서는 사망감소의 경제적 가치를 흔히 '통계적 인간생명가치'라고 표현하고 있다.¹¹

통계적 인간생명가치의 추정방법은 그 목적에 따라 다양하다. 흔히 쓰이는 방법은 특정 정책으로 기대되는 사망률 감소에 대한 지불의사금액을 측정하는 '조건부가치측정법'의 활용이다. 예를 들어 사망 위험률을 낮추기 위한 행위 또는 정책(예: 금연, 안전벨트 착용, 암 검진 등)에 대해 얼마나 지불할 의사가 있는지를 설문조사하여 사망감소의 경제적 가치를 추정한다. 좀 더 구체적으로 설명하자면, 1/10,000의 확률만큼 사망 가능성을 감소시킬 수 있는 특정 행위나 재화/서비스 구입에 대해 얼마나 지불할 의사가 있는지를 설문조사한 후, 그 평균값에 10,000을 곱하여 1의 확률로 사망률이 감소할 경우의 지불의사액을 추정하는 방법이다.

이와 같은 추정법을 이용한 최근의 국내 연구와 결과는 〈Appendix Table 1〉에서 요약하고 있다. 신영철·조승헌(2003)은 40~60세 응답자들을 대상으로 짧게는 10년에서 길게는 30년 이후인 70~80세에 사망 가능성을 5/1,000의 확률만큼 감소시켜 주는 제품에 대한 지불의사를 설문조사하였고, 이를 바탕으로 평균적인 통계적 인간생명가치를 4억 6,600만원으로 추정하였다. 이용진 외(2004)의 연구는 울산지역에서 1인의 통계적 인간생명가치를 추정하기 위해 30~70세 성인 500명을 대상으로 향후 10년간 환경오염 (벤젠)으로 인한 암 사망 가능성이 5/1,000(연간 5/10,000) 감소하는 상황에 대한 지불의사를 조사하였고, 그 결과 평균적으로 3억 6,600만원의 값을 도출하였다.

¹¹ 응급사망감소 편익 추정에서 '인간생명가치'라는 용어의 사용이 적확하지는 않지만, 선행연구 검토를 위해 여기서만 사용한다.

(Appendix Table 1) Existing Studies of Estimating the Statistical Value of Life

	In order to estimate	Estimation method	Estimated statistical value of life (100 million KRW)
Shin and Cho (2003)	Value of reducing the probability of death	CVM (contingent value method)	4.6600
Lee <i>et al.</i> (2004)	Cost of exposure to benzene	CVM	3,600
Shin (2008)	Value of cancer screening	Risk-average behavior	3.2110
Eom (1997)	Value of seat belt	Risk-average behavior	1.7900 ~ 8.5700
KHIDI (2008)	Cost of emergency deaths	Human capital approach	1.8000
Kim and Lee (2003)	Death indemnity	Human capital approach	2.1300
Kim and Lee (2003)	Insurance payment	Human capital approach	2,2000
KDI (2008)	Cost of death by traffic accident	Human capital approach	5.2741

그러나 조건부가치측정법은 재화의 특성과 가상적 시장 상황을 응답자에게 설명해 주고 가치를 부여하게 하는 과정을 거치게 된다. 본질적으로 가상적인 상황을 설정하여 특정 사망확률 감소에 대한 가치를 도출하기 때문에 결과를 신뢰하기 힘들다는 비판이 있어왔다. 또한 상황에 따른 사망확률의 차이를 충분히 고려하지 못한 응답자들은 사망확률이 높고/낮음으로 인식하여 지불의사를 제시할 가능성이 높다. 이 경우 특정 사망확률 감소의 한계지불의사가 과대평가될 수 있다. 더불어 응답자가 사망확률에 대한 충분한 이해가 있어도 제시한 사망확률의 크기에 따라 지불의사가 달라질 수 있다. 사망확률과 지불의사 간에 비선형적인 관계가 있다면 특정 확률에 대한 지불의사액을 1의확률로 비례적 변환을 시키는 것은 적잖은 편의(bias)를 동반할 수 있다.

조건부가치측정법의 또 다른 유형은 특정 위험을 회피하는 행위의 가치를 측정하는 '위험회피형태접근법'이다. 이러한 유형의 연구로는 신영철(2008)의 예를 들 수 있다. 신영철(2008)은 2001년도 '국민건강영양조사' 결과에서 관측되는 개인의 암 검진행위와 암검진에 의한 사망률 감소폭 등을 활용하여, 암 검진행위라는 위험회피행위의 경제적 가치를 추정하였다. 이때 추정한 통계적 인간생명가치는 3억 2,110만원이었다. 위험회피형태접근법을 이용한 또 다른 연구인 엄영숙(1997)은 안전벨트 착용의 지불의사를 조사하여 1억 7,900만원에서 8억 5,700만원 사이의 통계적 인간생명가치를 추정한 바 있다.

한편, 조건부가치측정법과 더불어 자주 쓰이는 추정방법은 '인적자본접근법'이다. 이 방법은 개인이 소득의 형태로 사회적 후생 증가에 기여한다는 전제를 기반으로 한다. 즉, 사망으로 인해 발생하는 임금 또는 소득의 손실을 인간생명가치로 간주하며, 일반 적으로 사망시점 이후 기대되는 임금과 소득의 현재가치를 합하여 추정한다. 따라서 인 적자본접근법의 목적함수는 국민총생산이라 할 수 있으며, 조건부가치측정법의 목적함수는 선호에 입각한 개인의 후생이라 할 수 있다.

인적자본접근법을 활용한 한국보건산업진흥원(2008)의 연구는 응급의료 3대 질환인 외상, 급성심근경색, 급성뇌졸중 사망자의 인구분포를 조사하고, 응급질환 사망으로 발생하는 임금손실의 현재가치를 추산하였다. 그 결과 사망에 따른 1인당 경제적 비용은약 1억 8천만원으로 추정되었다.

인적자본접근법의 다른 사례는 손해배상판결에서의 사망배상금과 보험지급사례라고할 수 있다. 일반적으로 사망배상금은 사망으로 상실된 평생 예상 수익(소득 또는 임금)의 현재가치 합에서 예상되는 소비액 또는 생계유지비를 제외하는 방식으로 산출된다. 김태윤ㆍ이형우(2003)의 연구 결과에 따르면 사망배상금과 관련된 39개의 판례를 수집하여 검토한 결과 평균적인 사망배상금은 약 2억 1,300만원이었다. 역시 김태윤ㆍ이형우(2003)는 장영채ㆍ이의용(1995)의 교통사고 보험금 지급액 산정 연구를 활용하여 2억 2,000만원의 인간생명가치를 산출하였다. 이때 평균보험금의 산출에는 총상실수익의 현재가치와 위자료를 포함하였다.

그러나 인적자본접근법은 사망에 따른 소득상실만을 고려한다는 문제를 가진다. 개인은 삶을 유지하면서 경제활동 외에도 다양한 형태의 유·무형적인 가치를 창출한다. 개인의 여가활용도 이에 포함될 수 있으며, 개인의 소비활동 역시 직·간접적으로 경제적 /사회적 가치 창출에 영향을 미칠 수 있다. 또한 삶을 유지하는 동안 개인이 경험하는 즐거움과 행복도 넓은 의미에서 사회적 가치라고 할 수 있다. 이러한 측면을 고려할 때 〈Appendix Table 1〉에서 보는 것처럼 인적자본접근법으로 추정한 인간생명가치 손실은 다른 방법으로 추정한 결과보다 상대적으로 낮다.

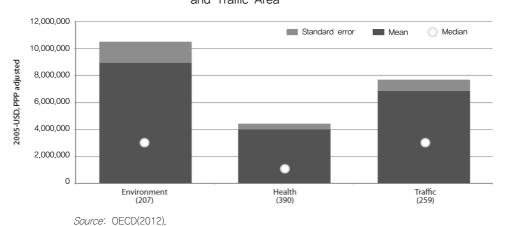
인간생명가치 추정의 또 다른 예는 한국개발연구원(2008)의 『도로・철도 부문 사업의 예비타당성조사 표준지침』에서 찾을 수 있다. 도로・철도 부문의 사업으로 교통사망사고를 줄일 수 있다면, 사망자 감소 추정 결과에 1인당 교통사고사망비용을 곱하여 경제적 편익을 산출한다. 이때 교통사고사망비용은 다른 측면에서는 인간생명가치라고 할수 있다. 이때 교통사고사망비용의 계산에는 교통사고사망으로 발생하는 생산손실(임금

손실), 보험행정비용, 장례비, 의료비, 교통경찰비용 그리고 가족들이 느끼는 심리적 비용(PGS 비용)을 포함하였고, 2007년 기준 5억 2,741억원(PGS 제외 시 4억 1,944만원)으로 추정되었다.

이상에서 살펴본 바와 같이 사망감소의 경제적 가치를 추정하는 방법은 다양하며, 그 추정 결과도 적잖은 편차를 가지고 있다. 특히 이러한 편차는 해외 사례에서 더욱 크게 나타난다. OECD(2012)는 인간생명가치를 추정한 전 세계 856개 사례를 검토한 바 있다. 아래 [Appendix Figure 1]은 전체 사례를 교통부문, 보건부문 그리고 환경부문으로 나누어 추정한 결과의 분포를 보여준다. 세 부문별 인간생명가치 추정 결과의 평균, 표준편차 그리고 중간값을 보여주고 있는데, 특이한 점은 중간값이 평균에 비해서 매우 낮다는 것이다. 이는 통계적 인간생명가치가 오른쪽으로 길게 늘어선 분포를 취하고 있음을 반영한 것이다. 환경부문의 평균값은 약 9백만달러로 가장 높고, 교통부문은 약 7백만달러, 그리고 보건부문은 약 4백만달러로 나타났다.

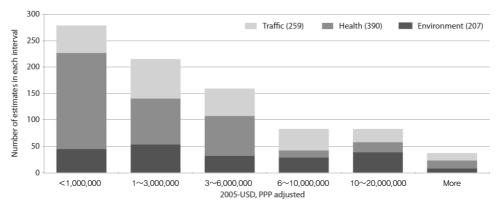
[Appendix Figure 2]는 추정된 통계적 인간생명가치의 부문별 빈도수를 보여주고 있다. 약 280여 개의 통계적 인간생명가치 추정 사례가 1백만달러 이하이며 1백만달러에서 3백만달러 사이에도 210개가 분포하고 있다. 2천만달러 이상으로 추정한 결과도 약40개에 달한다. 또한 보건부문은 3백만달러 이하에 주로 분포하며 교통과 환경 부문은 상대적으로 전 범위에 고르게 분포함을 볼 수 있다.

해외 사례와 비교함 때. 〈Appendix Table 1〉에서 제시한 국내 사례의 인간생명가치



[Appendix Figure 1] Estimated Statistical Value of Life in Environment, Health and Traffic Area

[Appendix Figure 2] Distribution of Estimated Value of Life (2005-USD, PPP adjusted)



Source: OECD(2012).

추정값은 매우 작다. 이렇게 인간생명가치 추정 결과가 큰 편차를 보이는 주요 원인은 국가별로 소득수준, 관심 정책의 유형, 추정방법, 국가별 개인 선호 정도 등이 다르기 때문이다. 이는 특정한 정책이나 국가사업에 의한 사망감소 편익을 추정함에 있어 그에 합당한 추정방법과 결과를 적용하지 않으면 경제적 편익의 편의가 상당할 수 있다는 점을 시사한다.

앞서 살펴본 국내 연구들은 응급의료에 관한 것이 아닌 특정 위험상황에 대한 추정 결과이므로 기존 연구 결과를 그대로 적용하는 데 상당한 무리가 있다. 또한 개인의 사 망을 결정하는 주요 요인 중 하나는 환자의 연령이고, 지역마다 연령분포가 상이하므로 이를 충분히 고려할 필요가 있다. 또한 우리나라와 해외의 사회경제적, 환경적 특성이 다르므로 해외 사례를 적용하는 것도 바람직하지 못하다고 판단된다.

기초통계량 분석에서 사용한 변수의 결정요인 응급사망률 5: ᆘ

(Appendix Table 2) Summary Statistics and Source of Data

Variables	Average	S.D.	Мах.	Min.	2005	2007	2009	2011	Sources
SiGunGu-level Variable									
Emergency deaths per 100,000	171.38	78.37	36.16	464.19	180.64	177.57	166.61	162.15	National Vital Statistics
Emergency beds per km²	0.83	1.60	0.00	13.32	0.83	0.84	0.82	0.82	Health Insurance Review and Assessment Service
Average age of deaths	70.07	2.64	63.64	76.58	68.89	69.75	70.12	71.38	National Vital Statistics
Male ratio of deaths	0.56	0.02	0.48	0.68	0.55	0.55	0.56	0.56	National Vital Statistics
Metropolitan-city-level data									
Number of 100,000 population									
Emergency care centers	1.25	0.58	0.53	2.87	1.36	1.12	1.15	1.44	Annual Statistics of Emergency Care
Emergency medical doctors	1.20	0.71	0.18	3.58	0.65	0.99	1.39	1.81	Annual Statistics of Emergency Care
Emergency residents	0.69	0.59	00:00	2.17	0.56	0.75	0.76	0.73	Annual Statistics of Emergency Care
Emergency medical technicians	12.43	5.78	5.51	32.10	9.84	10.96	13.36	15.79	Annual Statistics of Emergency Care
Ambulances	13.41	4.61	6.68	33.84	11.97	13.00	12.96	15.53	Annual Statistics of Emergency Care

Note: Emergency death is defined as deaths from injuries, heart attack or stroke. Emergency-care centers include those with emergency-care facilities regardless of their

부록 3: 연령별 사망에 따른 임금손실 추정 결과

(Appendix Table 3) Estimated Wage Loss by Age

(Unit: million KRW, 2010 constant value)

Age	Wage loss	Age	Wage loss	Age	Wage loss
0	134.35				
1	141.74	26	411.21	51	259.92
2	149.54	27	413.52	52	246.99
3	157.76	28	415.12	53	233,28
4	166.44	29	415.76	54	219.29
5	175.59	30	415.68	55	204.12
6	185.25	31	414.90	56	189.50
7	195.44	32	412.58	57	174.79
8	206.19	33	409.71	58	160.59
9	217.53	34	405.66	59	145.62
10	229.49	35	401.68	60	132.97
11	242.11	36	396.79	61	120.92
12	255.43	37	391.19	62	109.05
13	269.48	38	385,40	63	99.60
14	284.30	39	379.03	64	89.97
15	299.94	40	371.58	65	80,62
16	316.43	41	363,42	66	71.79
17	333.84	42	355.24	67	63,53
18	352.20	43	346.57	68	55.51
19	362.57	44	337.91	69	47.44
20	373.37	45	328.74	70	39.95
21	382.57	46	318,27	71	32,45
22	390.67	47	307.34	72	25,21
23	397.32	48	296,21	73	17.94
24	402.91	49	284.36	74	11.75
25	407.53	50	272,31	75	5.97

Note: It is assumed that people aged 76 or more do not have age income. Accordingly, they do not have wage gain even if their life years are extended,

韓國開發研究

제36권 제4호(통권 제125호)

농업재해보험의 생산량 및 가격 효과에 관한 실증분석

한 성 민

(한국개발연구원 부연구위원)

An Empirical Analysis on the Production and Price Effect by Agricultural Disaster Insurance

Sungmin Han

(Associate Fellow, Korea Development Institute)

* 본 논문은 『농어업 재해대책 사업군』(2013년도 재정사업 심층평가 보고서, 한국개발연구원, 2013) 보고서 중 필자가 수행한 연구를 수정·보완한 것임을 밝힌다.

한성민: (e-mail) smhan@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, 15, Giljae-gil, Sejong-si, 339-007, Korea.

- Key Word: 농업재해보험(Agricultural Disaster Insurance), 생산량효과(Production Effect), 가격효과(Price Effect)
- JEL Code: Q11, Q18, C26, H84
- Received: 2014. 3. 13 Referee Process Started: 2014. 3. 24
- Referee Reports Completed: 2014. 8. 13

KDI Journal of Economic Policy, vol. 36, no. 4, 2014

© Korea Development Institute 2014

ABSTRACT

This study empirically analyzes changes in production patterns of farmers by agricultural disaster insurance. The aim of this project is to achieve stability of farm management by paying insurance in case of a natural disaster. However, it causes farmers to change production patterns in the direction of increasing production, and leads the crop price to drop. This can be explained by producers' risk reduction through the disaster insurance. The empirical analysis is based on IV approach with using two stage least squares method. The first stage estimates by difference-in-differences methodology indicate that the production of insurable crops increases more about 80,000ton on average than that of non-insurable crops. In addition, to solve the endogeneity problem caused by general supply and demand model, I use the first stage estimates and find that the price index of the crops drops about 2.3% according to the production increase by 10,000ton. The credibility of these results is also attained by various robustness checks. These findings suggest that it is necessary for government to analyze the whole economy which consists of producer and consumer welfare when it determines the policy. Besides, it implies that it is essential to develop a new market to cope with the unintended effect.

본 연구는 농업재해보험으로 인한 농업인들의 생산양식 변화 여부를 실증적으로 분석하였 다. 농업재해보험은 자연재해 발생 시 보험가입자에게 보험금을 지급함으로써 농가경영의 안정 을 이루고자 함이 주된 목적이라고 할 수 있다. 그러나 생산자들의 경영안정을 도모하고자 시 작된 본 사업은 생산자들의 작물 생산량을 증대시키는 방향으로 예기치 않은 생산양식의 변화 를 발생시켰고, 생산량 증가에 따른 가격하락 현상이 나타나면서 작물시장에 변화가 일어났다. 이는 재해보험을 통해 생산자들이 자연재해 발생에 따른 위험을 완화시킬 수 있기 때문으로 설명할 수 있다. 본 연구의 실증분석은 도구변수를 이용한 2단계 최소자승법을 바탕으로 이루 어졌다. 재해보험 시행 여부를 도구변수로 이용한 이중차분분석 방법론 1단계 실증분석 결과. 재해보험 가입대상 작물의 경우 비가입대상 작물보다 통계적으로 유의한 수준에서 평균적으로 약 80,000톤 정도의 생산량 증가효과가 발생하였다. 또한 일반적인 수요 ㆍ공급 모형에서 발생 하는 내생성 문제를 해결하고자 1단계 분석의 추정치를 이용한 2단계 분석에서는 생산량이 10,000톤 증가함에 따라 작물의 가격지수가 약 2,3% 정도 하락하는 효과가 발생하였다. 그리 고 다양한 방법의 강건성 점검을 통해서 결과의 신뢰성도 확보할 수 있었다. 본 연구의 결과는 정부가 정책 결정을 하는 데 있어서 생산자 측면뿐만 아니라 소비자 측면에 대한 분석도 포함하 는 전체 경제 분석의 필요성에 대한 시사점을 제공해 준다고 볼 수 있다. 이에 더해. 예기치 않 은 효과에 대응하기 위해 새로운 시장을 개척하려는 정부의 노력이 필요하다는 점을 시사한다.

Ⅰ. 서 론

정부는 민간부문 참여의 어려움으로 인해 발생하는 시장실패 문제를 해결함으로써 예기치 않은 자연재해로 인해 경제적 피해를 입은 농어민들에게 실질적인 도움을 주고자 2001년부터 농어업재해보험(이하 농업재해보험)사업을 시행하였다. 본 사업의 목적은 자연재해로 인하여 발생하는 농작물 및 농업용 시설물의 피해에 따른 손해를 보험을 통해 보상해 줌으로써 농가경영의 안정을 이루기 위함이라고 할 수 있다. 사업이 시행된후, 농업재해보험사업에는 많은 변화가 일어났다. 약 10여 년의 사업기간을 거치면서보험가입 대상 작물 수가 2개에서 2013년 40개로 급격히 증가하였고, 작물별 보험가입률도 꾸준히 증가하였다. 이는 2000년 이후 빈번하게 발생하는 자연재해의 피해로부터농업인을 보호하기 위한 정부의 지속적인 노력의 결과라고 볼 수 있다. 이에 따라 본 사업을 통해 농민들은 변동성이 큰 농업경영을 하는 데 있어서 상당한 도움을 받게 되었다. 농민들은 재해보험에 가입함으로써 예기치 못한 재해에 대비할 수 있게 되었고, 발생 가능한 위험을 완화시킬 수 있게 되었다. 그러나 농업재해보험을 통해서 의도하지않은 농업인들의 생산양식(production patterns) 변화가 발생하여 작물시장의 변동성이증가하는 결과도 초래되었다.

미국, 일본, 캐나다 등의 작물보험(crop insurance)은 상당히 긴 역사를 가지고 있다. 2 이에 따라 다양한 주제에 대한 많은 연구들이 있어 왔다. 비대칭 정보(asymmetric information)로 인한 도덕적 해이(moral hazard), 역선택(adverse selection) 문제뿐만 아니라 비료(fertilizer)의 사용량과 생산량 간의 관계 등에 관한 연구들이 진행되어 왔다(Choi and Helmberger[1993]; Smith and Goodwin[1996]; Just et al.[1999]; Wu [1999]). 이들 연구에서는 일반적인 보험시장에서 발생하는 도덕적 해이와 역선택 문제가 재해보험시장에서도 발생하는지를 중점적으로 다루고 있다. Makki and Somwaru (2001)는 위험 성향이 높은 농업인일수록 보상수준이 높은 보험에 가입할 확률이 높다

¹ 최경환 외(2010)의 연구에서는 최대손실가능금액(VaR) 측정을 통해 재해보험 가입자의 농가소득 변동 폭이 미가입자보다 10a당 약 20만원 정도 감소함을 보임으로써 재해보험이 농가소득 안정화 효과를 가 지고 있음을 입증하고 있다.

² 미국, 일본, 캐나다의 작물보험은 각각 1939년, 1947년, 1939년에 시작되었다.

는 점을 실증적으로 보여주었고, Roberts et al.(2006)은 특별한 작물재배(콩, 밀)에 있어서 도덕적 해이 현상이 발생하지만, 그로 인한 작물 생산량과 생산변동성에는 영향이었다고 보고하였다. 이러한 연구에 더해서, 최근에는 생산자의 생산양식 변화를 관찰한연구들이 주를 이루고 있다. 3 Young et al.(2001)은 농업인들이 경작면적의 제약(land constraint)이 없다면 재해보험 가입을 통해서 생산량을 증가시키려고 하고, 경작면적의제약이 있다면 상대적으로 순이득(positive net benefit)4이 높은 작물로 작물재배를 변경하려는 결정을 한다고 말하고 있다. Goodwin et al.(2004)은 작물보험이 보험가입을한 생산자들에게 양의 순이득을 제공한다고 말하고 있고, 생산자에게 위험을 견뎌낼 수있는 어떠한 제공(provision)이 있게 되면 생산자들이 더 큰 위험을 견디려고 하는 유인이 발생할 수 있다고 하였다. 또한 이러한 유인으로 인해 생산자의 생산양식 변화가 작물재배면적을 증가시키는 방향으로 나타난다고 설명하고 있다.

그러나 국내 재해보험사업은 시행기간이 오래되지 않아 이에 관한 연구가 많이 이루어지지 못한 상태이고, 또한 자료의 제약으로 인해 주로 설문조사를 통한 간단한 수준의 회귀분석 혹은 제도개선 방안에 대한 연구 정도만이 있어 왔다. 5 김태균 외(2003)는지역별·농가별·필지별 역선택 발생 유무를 분석하였는데,지역별 역선택 문제는 발생하지 않지만 농가별·필지별 역선택 문제는 발생하는 것으로 나타났다. 정원호 외(2013)는 농작물재해보험제도 개편의 효과를 분석하였는데, 특정위험방식에서 종합위험방식으로의 전환이 재해보험의 효율성을 제고하게 될 것이라고 말하고 있다. 그러나 해외 선행연구와 같이,생산자의 생산양식 변화에 대한 고찰은 국내 연구에서 아직은 부족한 실정이다. 이는 재해보험이 작물시장에 미치는 의도하지 않은 효과(unintended effect)가 존재하는지 여부를 알아볼 수 있는 중요한 사안이기에 이에 대한 연구는 필수적이라고 하겠다. 따라서 본 연구에서는 재해보험이 생산자의 생산양식에 어떠한 변화를 주는지를 연구하고 이에 더해 생산양식의 변화가 작물시장에 어떠한 영향을 미치는지를 실증적으로 분석하고자 한다. 주로 국내 연구가 역선택 발생 원인 및 존재 유무에 대한 분석이 주가 되고 있는 현실을 감안하면,본 연구는 재해보험을 통한 생산자 생산

³ 생산양식의 변화는 작물재배면적 증가(acreage effects) 혹은 생산량 증가의 방향으로 나타난다. Ligon (2011)은 작물보험이 나무농작물(tree crops)의 경우에는 생산량 증가효과를 발생시키지만 비나무농작물(non-tree crops)의 경우에는 생산량 증가효과를 발생시키지 않는다고 설명하고 있다.

⁴ 순이득은 재해 발생 시 지급받는 보험금과 재해보험 가입 시 지불한 보험료의 차이로 계산된다.

⁵ 박창균·여은정(2013)은 풍수해보험과 관련해서 역선택 문제가 발생하는지 여부를 설문조사 자료를 이용하여 실증분석을 실시하였다. 농작물보험시장과 관련한 역선택 문제 여부에 대해서는 이경룡·유지호(2007)가 실증적으로 분석하였다.

양식 변화를 고찰한 유일한 연구라고 판단된다.

우선 재해보험이 생산자의 행동에 어떠한 영향을 미치는지 분석하기 위해서는 재해보험이 생산자의 작물재배 결정에 어떻게 영향을 미치는지 살펴볼 필요가 있다. 만약 재해보험에 가입한 농업인들이 재해보험 가입을 통해서 양의 순이득(net benefit)을 얻을수 있다면, 재해보험이 생산자들에게 더 큰 위험을 견디고자 하는 유인을 제공하게 됨으로써 작물재배 결정을 바꾸게 하는 역할을 할 수 있다.

이러한 유인에 따른 생산자의 행동 변화는 두 가지 방향으로 나타나게 된다. 하나는 기존 재배작물에서 순이득이 높은 작물로 작물재배 결정을 바꾸려는 방향으로 나타날 수도 있고, 다른 하나는 생산면적 증대 등을 통한 방법으로 생산량을 증가시키려는 방향으로 나타날 수도 있을 것이다. 이렇듯 재해보험을 통해서 생산자들의 생산양식 변화가 발생할 수 있게 된다. 그러나 국내에서 재해보험 가입자들이 어떠한 작물을 재배하는지 혹은 다른 작물로 재배 결정을 바꾸었다면 어떠한 작물로 변경했는지에 대한 자료를 얻는 것은 현실적으로 불가능하다. 이에 본 연구에서는 생산량의 변화와 관련된 생산양식의 변화효과를 측정해 보고자 하며, 이에 더해 생산량 변화에 따른 가격 변화효과까지도 살펴보고자 한다.

가격 변화효과를 분석하는 것은 상당히 중요한 정책적 함의를 가지고 있다고 말할 수 있다. 생산량 변화효과를 분석하는 것은 생산자 후생(producer welfare) 분석과 관련이 있는 반면, 가격 변화효과를 분석하는 것은 소비자 후생(consumer welfare) 분석과 관련이 깊다. 따라서 생산자와 소비자 두 측면의 분석은 전체적인 국민경제의 균형발전을 위한 방향을 설정하는 데 꼭 필요하다고 볼 수 있다. 만약 재해보험을 통한 생산양식의 변화가 생산량 증가로 이어진다면, 수요ㆍ공급 법칙에 의해 가격이 떨어지는 현상이 발생할 것이고, 소비자들은 재해보험을 통한 긍정적 외부효과(positive externalities)를 경험하게 될 것이다. 반면, 이러한 가격효과 때문에 역으로 생산자들이 예전 가격 수준에 도달할 때까지 다시 생산량을 줄이려는 행동 변화도 나타날 수 있다. 이렇듯 재해보험이 작물시장에 어떠한 방식으로 영향을 미치는지를 살펴보는 것은 정부 역할에 있어서 재해보험의 전반적인 방향을 설정하는 데 큰 도움을 줄 것으로 판단된다. 본 연구에서는 생산자와 소비자의 후생 변화 수준까지 분석하지는 않지만, 생산량과 가격의 변화효과 분석을 통해서 재해보험으로 인한 작물시장의 변화에 대응하기 위한 효율적인 방안을 정책입안자에게 제시해 줄 것이라고 사료된다.

본 연구에서는 생산량 변화효과를 알아보기 위해 재해보험 가입대상 작물과 비대상

작물 간의 재해보험 시행 전후를 비교하여 평균처치효과(average treatment effect)를 구하는 이중차분분석(difference—in—differences) 방법론을 이용하고자 한다. 가격효과 분석을 위해서, 생산량과 가격의 관계를 이용한 회귀분석을 시행하였다. 그러나 일반적으로 가격과 생산량의 관계에서는 내생성 문제(endogeneity problem)가 발생하게 된다. Angrist and Krueger(2001)는 수요곡선과 공급곡선을 이동시킬 수 있는 인자(demand and supply curve shifters)를 도구변수(instrumental variable)를 이용함으로써 내생성 문제를 해결할 수 있다고 보고하였다. 가능한 도구변수로는 대체재 가격이라든지 날씨와 같은 변수 혹은 정부 정책 등이 있다고 말하고 있다. 분석에서는 이러한 내생성 문제를 해결하기 위해 작물의 농업재해보험 시행 여부를 도구변수로 이용하였다. 이를 이용한 주된 이유는 앞서 언급한 바와 같이 농업재해보험은 외생적(exogeneous)으로 주어지는 정부 정책의 하나로서 공급곡선을 이동시킬 수 있는 인자로 판단하였기 때문이다. 농업재해보험 시행이 생산양식의 변화를 발생시킬 수 있다면 이로 인해 생산량 변화가나타날 수 있고, 이는 외생적으로 주어지는 정부 정책이기에 도구변수로 적합하다고 판단하였다. 따라서 2단계 최소자승법(two stage least squares) 방법론을 이용하여 생산량 변화 및 가격 효과를 추정하였다.

본 연구의 자료는 농협과 통계청으로부터 입수하였다. 농협에서는 재해보험 가입자의 기본정보6를 관리하고 있다. 그러나 국내에서 재해보험이 시행된 지 얼마 되지 않아아직은 재해보험에 관한 자료가 많지 않기 때문에 분석에 어려움이 있음을 먼저 알리고자 한다. 그럼에도 본 연구는 재해보험에 관한 다양한 측면의 분석을 했다는 점에서 상당한 기여도가 있다고 생각된다. 생산량 및 가격에 관한 자료는 통계청의 국가통계포털(http://kosis,kr)을 통해 1980년부터 2012년까지 수집하였다.

2단계 최소자승법을 통해 도출된 결과는 다음과 같다. 재해보험은 우선 시범사업 (pilot program)을 실시하고 2~3년 후 본사업(project)을 시행한다. 따라서 본 연구에서 도 시범사업과 본사업을 구분하여 분석하였다. 재해보험의 생산량 증가효과를 살펴보는 1단계 분석에서는, 시범사업 전후를 비교하였을 때 재해보험 가입대상 작물이 비가입대상 작물보다 생산량이 평균적으로 약 80,000톤 정도 증가하는 효과가 나타남을 알 수 있었고, 본사업 전후를 비교하였을 때에도 마찬가지 결과가 도출되었다. 다음으로 재해보험의 생산량 증가효과가 보험가입률 차이에 영향을 받는지를 알아보았다. 보험가입률

⁶ 농협에서는 가입자의 작물재배 품종, 대상 면적, 보험료, 보험금 정보를 관리하고 있다. 그러나 농업인 개인에 대한 인구통계학 자료는 관리하고 있지 않아서 작물별로 분석을 실시하였다.

이 높은 사과, 배, 감 등 3개 작물을 처치집단으로 설정한 분석에서는 생산량 증가효과 가 더 크게 나타났고, 이들 3개 작물을 제외한 분석에서는 생산량 증가효과가 나타나지 않았다. 요약하자면 재해보험이 생산자들의 자연재해에 대한 위험을 감소시킴으로써 생 산자들이 생산량을 늘리는 생산양식의 변화를 발생시켰다고 해석할 수 있다.

생산량과 가격 간의 관계를 보기 위해서 1단계 분석의 결과(재해보험 가입 여부를 통한 생산량의 평균적 추정치를 활용한 도구변수)를 이용하여 2단계 분석을 실시하였다. 그 결과, 생산량이 10,000톤 증가하면 가격지수는 약 2.3% 정도 하락하는 효과가 나타났다. 이는 생산량과 가격 사이의 내생성 문제를 해결한 후의 결과이다. 또한 재해보험이 가격에 미치는 효과를 간접적으로 분석하기 위해서 보험가입률이 높은 3개 작물을 처치집단으로 설정하여 분석하였다. 분석 결과, 생산량이 10,000톤 증가하면 가격지수는 약 3.1% 정도 더 하락하는 효과가 발생하였다. 이를 통해 재해보험이 작물가격에도 어느 정도 영향을 미쳤으리라고 추측할 수 있다.

또한 강건성 분석(robustness checks)을 위해서 도구변수를 이용한 2단계 최소자승법의 적절성 유무 분석, 시간에 따른 생산량 변화 분석, 인위적 재해보험 시행연도를 설정하는 플라시보 분석(placebo test)을 시행하였다. 모든 변수가 외생적이라고 가정하는 분석에서는 통계적으로 유의한 수준에서 가설이 기각되었고, 재해보험 시행 후 생산량은 재해보험 시행 5년 전보다 통계적으로 유의한 수준에서 생산량이 증가하는 것으로나타났으며, 인위적으로 설정한 재해보험 5년 전, 10년 전의 가정에서는 통계적 유의성이 나타나지 않았다. 따라서 강건성 분석을 통해, 도출된 결과가 타당함이 증명되었다.

농업재해보험은 예기치 않은 자연재해 발생 시 농업인들이 받은 피해를 보상해 줌으로써 농업인들의 농가경영 안정에 기여하고자 시작되었다. 그러나 이러한 재해보험의 근본적 목적 달성에 더해서 예상치 못한 농업인들의 생산양식 변화가 일어나게 되었다. 정책입안자들이 재해보험 설계 당시에는 이러한 생산양식의 변화를 예측하지 못했으리라 생각된다. 그러나 재해보험이 생산자에게 주는 유인의 결과, 작물시장에서 생산량은 증가하고 가격은 하락하는 결과가 나타나게 되었다. 후생 측면에서 보았을 때, 생산량증가로 인해 단기적으로는 소득이 증대함으로써 생산자의 후생이 증가할 수 있겠지만, 역으로 가격은 하락하게 되어서 다시 생산자 소득이 줄어드는 결과가 나타날 수도 있을 것이다. 반대로 소비자들은 하락한 가격의 혜택을 받게 될 것이고 다시 가격이 상승하면 그로 인한 피해를 받게 될 것이다. 따라서 정부는 중장기적 효과를 고려해서 제도를 설계하는 것이 농업인들이 안정적인 농업활동을 영위할 수 있게 도와줄 수 있다고 판단된다.

본고의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장은 농업재해보험의 개요, 제Ⅲ장은 이론적 분석, 제Ⅳ장은 실증분석으로 이루어져 있다. 제Ⅴ장은 본 연구의 결과를 기술하고 있고, 제 Ⅵ장은 결론 및 정책적 제언이다.

Ⅱ. 농업재해보험의 개요

농업재해보험은 농가 부담 보험료와 보험사 운영비의 일정 부분, 즉 보험료의 50% 와 운영비의 100%를 국가에서 지원하고 있다. 보험가입 농어가 수7의 계속된 증가로 인해 농업재해보험 예산8은 2013년까지 지속적으로 증가하였는데, 최근 3년 동안에는 농작물 관련 예산이 약 54% 정도 증가하였다.

⟨Table 1⟩은 연도별 농작물재해보험 시범사업 시행품목을 나타내고 있다. 시범사업은 우선적으로 특정 지역을 대상으로 시범적으로 운영하는 사업을 말하고, 본사업은 시범

(Table 1) Pilot Project for Agricultural Disaster Insurance by Year

Year	Crop	Crop quantity (aggregate)
2001	Apple, Pear	2
2002	Grape, Peach, Persimmon, Tangerine	4(6)
2006	Astringent persimmon	1(7)
2007	Kiwi fruit, Plum, Chestnut	3(10)
2008	Sweet potato, Bean, Onion, Chili, Watermelon	5(15)
2009	Rice, Sweet potato, Corn, Garlic, Japanese apricot	5(20)
2010	Strawberry, Tomato, Cucumber, Oriental melon, Jujube	5(25)
2011	Rubus coreanus, Pumpkin, Green chilli, Chrysanthemum, Rose	5(30)
2012	Ginseng, Mulberry, Melon, Paprika, Green tea	5(35)
2013	Chives, Spinach, Lettuce, Shiitake, Oyster mushroom	5(40)

 $\textit{Source:} \ \ \textbf{1)} \ \ \textit{Ministry of Agriculture, Food and Rural Affairs,} \ \ \textit{Agricultural Insurance Yearbook,} \ \ \textbf{2001} \\ \sim \\ \ \ \textbf{12}.$

²⁾ Ministry of Agriculture, Food and Rural Affairs, press release, 2013. 1. 17.

⁷ 보험가입 농어가 수는 2012년 기준으로 421,773호이다.

⁸ 농작물재해보험의 정부 예산은 2011년 966억원에서 2013년 1,594억원으로 증가하였다.

사업 2~3년을 거친 후 시행되는 사업을 지칭한다. 2001년도에 사과와 배를 대상으로 시범사업이 처음 시작되었고, 2002년도에 포도, 복숭아, 단감, 감귤로 사업이 점차 확대되었다. 이들 작물들은 시범사업기간인 2년을 경과한 후 본사업으로 전환되었다. 정부는 빈번한 자연재해에 대해 더 많은 농업인들이 대비할 수 있도록 대상 작물을 지속적으로 확대하였고, 2013년도에는 보험가입 대상 작물이 40개까지 증가하였다. 이러한 대상 작물의 확대는 정부 예산에 직접적으로 영향을 줄 수 있기 때문에 대상 작물에 대한 결정은 작물의 특성을 고려하여 신중하게 검토되어야 한다.

《Table 2〉는 《Table 1〉에서 언급한 재해보험 가입대상 작물에 대해서 2001년부터 2012년까지 농업인들이 작물별로 가입한 실질적인 보험가입률 현황을 보여주고 있다. 사과, 배, 감의 경우에는 사업이 시행된 후 보험가입률이 지속적으로 증가하는 현상을 보였지만, 포도, 복숭아, 감귤 등은 보험가입률이 상당히 낮은 수준에 머무르고 있음을 알 수 있다. 또한 2006년 이후로 재해보험이 시행된 양파, 감자 등은 2012년까지 보험 가입률이 낮은 수준에 머무르고 있음을 알 수 있고, 수박, 옥수수 등은 시행 첫해를 제외하고는 보험 재가입을 하지 않는 모습도 나타나고 있다. 이렇듯 보험가입률에 차이가나는 이유는 여러 가지가 있을 수 있다. 농업인들이 자신이 재배하는 작물이 보험가입대상 작물인지를 몰라서 가입을 안 할 수도 있을 것이고, 9 재배작물에 대해서 재해보험가입의 필요성을 느끼지 못해서 나타나는 현상일 수도 있을 것이다. 실질적으로 감귤은 재해위험도가 매우 낮아서 농업인들이 재해보험의 필요성을 많이 못 느끼는 작물 중의하나로 분류되어, 정부에서는 중장기적으로 이러한 작물들에 대해서 가격보장 재해보험으로 전환하려는 노력도 하고 있다. 따라서 작물별 재해보험의 필요성 여부 및 정부 예산 운영의 효율성을 고려한 재해보험사업이 이루어져야 한다. 그러나 본 연구에서는 정부 재정건전성 혹은 재해보험 가입대상 작물 선정 등에 관한 논의는 하지 않기로 하겠다.

《Table 2》에 나타난 바와 같이, 정부는 과실류 6개 작물에 대해서 우선적으로 재해보험을 도입하였고, 이후로는 채소(과채류, 엽채류, 근채류) 중심으로 재해보험을 확대하였다. 또한 2009년에는 쌀과 같은 곡물류에도 재해보험을 도입하였다. 위의 작물들을 작물의 특성에 따라 분류해 보면 저장이 가능한 작물(storable crops)과 저장이 가능하지 않은 작물(non-storable crops)로 나눌 수 있다. 과실류나 채소류는 저장이 어려운 반면, 쌀과 같은 작물은 오랜 기간 저장이 가능하다. 따라서 본 분석에서는 재해보험의

⁹ 포도, 복숭아의 보험가입률이 저조한 정확한 이유를 파악하기는 힘들지만, 재해보험 전문가는 정부의 홍보 부족이 하나의 원인일 수 있다는 의견을 제시하였다.

(Table 2) Disaster Insurance Purchase Rate by Year

(Unit: %)

Crop name	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Apple	13.9	24.7	20.8	35.0	48.5	51.9	55.9	58.8	68.3	80.4	86.8	84.9
Pear	24.3	35.8	36.9	42.0	52.7	55.3	58.5	55.7	58.5	62,6	69.4	68.6
Grape	_	5.7	2.4	2.5	2.6	2.3	2.7	4.3	5.1	6.2	7.2	5.7
Peach	-	20.2	8.8	8.0	8.8	8.6	9.8	11.9	13.7	17.4	19.4	18.6
Persimmon	-	13.2	12.6	20.1	24.7	24.8	26.6	30.2	30.0	36.1	46.0	43.8
Tangerine	-	15.2	0.2	0.0	0.1	0.4	0.1	2.1	2.7	1.7	1.2	1.0
Astringent persimmon	_	_	_	_	_	8.1	9.3	11.2	14.4	20.0	35.3	37.8
Kiwi fruit	_	_	-	_	-	_	5.9	5.8	5.4	7.4	12.0	5.9
Plum	-	-	-	_	-	-	4.6	11.2	13.1	35.4	14.0	11.6
Chestnut	-	-	-	_	-	-	4.8	3.4	1.7	_	0.3	0.9
Potato	-	-	-	-	-	-	_	4.6	1.6	4.8	6.7	8.0
Bean	-	-	-	_	_	-	_	13.1	27.9	25.0	10.9	9.1
Onion	_	_	_	_	_	_	_	5.9	5.7	4.1	2.6	2.4
Chili	-	-	_	_	-	_	_	36.9	34.7	3.5	7.1	7.0
Watermelon	-	-	-	-	-	-	_	_	19.3	2.0	1.7	0.3
Rice	-	-	-	-	_	-	_	_	6.9	6.9	12.1	12.8
Potato	-	-	-	-	_	-	_	_	3.6	0.8	0.7	0.1
Corn	-	_	-	-	_	-	_	_	10.3	3.1	3.9	0.7
Garlic	-	_	-	_	_	-	_	_	2.6	0.9	0.4	0.4
Japanese apricot	_	_	_	_	_	-	_		13.7	37.7	39.5	8.9
Strawberry	_	_	_	_	_	_	_	_	_	0.1	0.3	0.6
Tomato	_	_	_	_	_	_	_	_	_	4.8	2.7	2.4
Cucumber	_	_	_	_	_	_	_	_	_	2.5	2.0	1.4
Oriental melon	_	_	_	_	-	_	_	_	_	0.8	12.1	13.2
Jujube	_	-	_	_	-	_	_	_	-	7.2	23.1	28.6
Rubus coreanus	_	_	_	_	_	_	_	_	_	_	6.7	3.7
Pumpkin	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0.1	0.3
Green chilli	-	-	-	-	-	-	_	_	-	_	1.1	1.8
Chrysanthemum	_	_	-	_	-	_	_	-	_	_	0.1	1.7
Rose	_	-	_	_	-	-	_	_	_	_	1.5	3.9
Ginseng	_	_	_	-	-	-	-	-	-	-	_	2.2
Mulberry	_	-	-	_	_	-	_	_	_	_	_	7.4
Melon	_	_	_	_	_	_	_	_	_	_	_	0.9
Paprika	_	_	_	_	_	-	_	_	-	_	_	6.1
Green tea	-	_	_	_	_	-	_	_	_	_	_	10.2

Note: Disaster insurance purchase rate is calculated by the ratio of insurance purchase area to total area, Source: NongHyup Property & Casualty Insurance Co., Inside database (accessed: 2013, 10, 25).

효과를 특성이 유사한 작물들 간의 비교를 통해 살펴보기로 하고, 특히 저장이 어려워서 바로 시장에서 소비되어야 하는 과실류와 채소류를 중심으로 분석하도록 하겠다. 최근에 재해보험이 시행된 작물들에 대한 생산량과 가격지수의 자료가 현재로서는 충분치 않기에, 재해보험에 가입한 작물들 중에서 1980년 이후로 충분한 자료가 축적된 과실류와 채소류를 중심으로 분석해 보고자 한다.

《Table 3〉은 실증분석에서 사용된 재해보험 가입대상 작물 중 사업시행 연수가 가장 오래된 6개 대표 작물에 대한 재해보험 시행 이후의 총경작면적, 보험가입면적, 생산량에 대한 기초통계를 보여주고 있다.¹¹ 사과는 2000년 이후로 총경작면적의 변화는 크지 않았지만 보험가입면적은 상당히 증가하였고, 재해보험 본사업 전환 7년까지는 생산량이 증가하였다. 배는 경작면적이 계속적으로 감소하였지만 보험가입면적은 증가하였고, 생산량도 일정 시점까지는 증가하는 현상이 나타났다. 포도의 경우 경작면적은 계속 감소하고 보험가입면적은 감소 후 증가하는 모습을 보이고, 생산량은 계속적으로 감소하는 모습을 보이고 있다. 복숭이는 보험가입면적이 감소 후 증가하는 모습을 보이고 생산량은 증가 후 감소하는 모습을 보인다. 감은 경작면적의 큰 변화는 없었지만 보험가입면적이 증가함에 따라 생산량도 함께 증가하는 현상이 나타났다. 마지막으로 감귤은 보험가입면적이 상당히 낮은 수준임에도 불구하고 생산량이 증가와 감소를 반복하는 모습을 보이고 있다.

《Table 3》을 보다 직관적으로 이해하기 위해 6개 작물에 대해서 1980년 이후 경작면 적과 생산량의 변화 추이를 그래프로 나타내 보았다(Figure 1). 《Table 3》에 재해보험 시행 전의 생산량과 경작면적에 대한 정보가 없기 때문에 재해보험 시행 전과 후를 비교할 수가 없다. 따라서 재해보험 시행 전의 자료를 통해서 재해보험 시행 전과 후의 변화 추이를 알아보고자 한다.

[Figure 1]은 최초 사업이 시행된 사과와 배(2001년 시행)를 비롯하여 포도, 복숭아, 감, 감귤(2002년 시행) 등의 1980년부터 2012년까지의 생산량과 경작면적 변화 추이를 나타내고 있다. 사과는 1980년 이후로 생산량과 생산면적의 변동성이 크게 나타났지만, 재해보험이 시행되기 전에는 생산량과 생산면적이 급격히 감소하다가 재해보험이 시행된 후에는 증가하는 현상이 나타났다. 배는 1980년 이후로 생산면적이 계속적으로

¹⁰ 6개 작물에 대한 기초통계량만 제공하는 이유는 최근에 재해보험이 시행된 작물들에 대한 자료가 부족하기 때문이다. 또한 6개 작물의 재해보험사업 시행연수가 가장 오래되어 재해보험이 작물시장에 미치는 영향을 가장 잘 파악할 수 있고, 본 분석의 방향을 제공해 주기 때문이다.

(Table 3) Farm Area, Insured Area and Quantity Produced for 6 Crops

	Apple		Pear			Grape			
Year	Farm area (ha)	Insured area (ha)	Quantity (ton)	Farm area (ha)	Insured area (ha)	Quantity (ton)	Farm area (ha)	Insured area (ha)	Quantity (ton)
2001	26,328	3,660	403,583	25,535	6,205	417,160	26,803		453,578
2002	26,163	6,462	433,165	25,317	9,063	386,348	26,007	1,482	422,036
2003	26,398	5,491	365,354	24,025	8,865	316,568	24,801	595	376,430
2004	26,676	9,337	357,180	22,906	9,621	451,861	22,909	573	367,894
2005	26,907	13,050	367,517	21,735	11,454	443,265	22,057	573	381,436
2006	28,312	14,694	407,621	20,656	11,423	431,464	19,248	443	330,049
2007	29,358	16,411	435,686	19,888	11,634	467,426	18,843	509	328,680
2008	30,006	17,644	470,865	18,277	10,180	470,745	18,240	784	333,596
2009	30,451	20,798	494,491	17,090	9,998	418,368	17,996	918	332,978
2010	30,992	24,918	460,285	16,239	10,166	307,820	17,572	1,089	305,543
2011	31,167	27,053	379,541	15,081	10,466	290,494	17,445	1,256	269,150
2012	30,734	26,093	394,596	14,353	9,846	172,599	17,181	979	277,917
Average	28,624	15,467	414,157	20,092	9,910	381,177	20,759	837	348,274
		Peach							
		reacii			Persimmon			Tangerine	
Year	Farm area (ha)	Insured area (ha)	Quantity (ton)	Farm area (ha)	Insured area (ha)	Quantity (ton)	Farm area (ha)	Insured area (ha)	Quantity (ton)
Year 2001		Insured area	l	Farm area	Insured area	Quantity	Farm area	Insured area	
	(ha)	Insured area	(ton)	Farm area (ha)	Insured area	Quantity (ton)	Farm area (ha)	Insured area	(ton)
2001	(ha) 14,412	Insured area (ha)	(ton) 166,275	Farm area (ha)	Insured area (ha)	Quantity (ton) 270,338	Farm area (ha) 26,655	Insured area (ha)	(ton) 644,731
2001	(ha) 14,412 15,598	Insured area (ha) - 3,151	(ton) 166,275 187,542	Farm area (ha) 30,489 29,070	Insured area (ha) - 3,837	Quantity (ton) 270,338 281,143	Farm area (ha) 26,655 26,248	Insured area (ha) - 3,990	(ton) 644,731 642,525
2001 2002 2003	(ha) 14,412 15,598 15,880	Insured area (ha) — 3,151 1,397	(ton) 166,275 187,542 189,413	Farm area (ha) 30,489 29,070 27,943	Insured area (ha) — 3,837 3,521	Quantity (ton) 270,338 281,143 249,207	Farm area (ha) 26,655 26,248 24,595	Insured area (ha) - 3,990 49	(ton) 644,731 642,525 631,929
2001 2002 2003 2004	(ha) 14,412 15,598 15,880 15,566	Insured area (ha) - 3,151 1,397 1,245	(ton) 166,275 187,542 189,413 200,534	Farm area (ha) 30,489 29,070 27,943 27,159	Insured area (ha) - 3,837 3,521 5,459	Quantity (ton) 270,338 281,143 249,207 299,046	Farm area (ha) 26,655 26,248 24,595 22,107	Insured area (ha) — 3,990 49	(ton) 644,731 642,525 631,929 584,353
2001 2002 2003 2004 2005	(ha) 14,412 15,598 15,880 15,566 15,014	Insured area (ha) - 3,151 1,397 1,245 1,321	(ton) 166,275 187,542 189,413 200,534 223,701	Farm area (ha) 30,489 29,070 27,943 27,159 26,831	Insured area (ha) 3,837 3,521 5,459 6,627	Quantity (ton) 270,338 281,143 249,207 299,046 363,822	Farm area (ha) 26,655 26,248 24,595 22,107 21,504	Insured area (ha) - 3,990 49 0 22	(ton) 644,731 642,525 631,929 584,353 637,961
2001 2002 2003 2004 2005 2006	(ha) 14,412 15,598 15,880 15,566 15,014 13,383	Insured area (ha) - 3,151 1,397 1,245 1,321 1,151	(ton) 166,275 187,542 189,413 200,534 223,701 193,816	Farm area (ha) 30,489 29,070 27,943 27,159 26,831 28,436	Insured area (ha) - 3,837 3,521 5,459 6,627 7,052	Quantity (ton) 270,338 281,143 249,207 299,046 363,822 352,822	Farm area (ha) 26,655 26,248 24,595 22,107 21,504 21,382	Insured area (ha) 3,990 49 0 22 86	(ton) 644,731 642,525 631,929 584,353 637,961 620,292
2001 2002 2003 2004 2005 2006 2007	(ha) 14,412 15,598 15,880 15,566 15,014 13,383 13,188	Insured area (ha) - 3,151 1,397 1,245 1,321 1,151 1,292	(ton) 166,275 187,542 189,413 200,534 223,701 193,816 184,497	Farm area (ha) 30,489 29,070 27,943 27,159 26,831 28,436 28,839	Insured area (ha) - 3,837 3,521 5,459 6,627 7,052 7,671	Quantity (ton) 270,338 281,143 249,207 299,046 363,822 352,822 395,614	Farm area (ha) 26,655 26,248 24,595 22,107 21,504 21,382 21,476	Insured area (ha) - 3,990 49 0 22 86 21	(ton) 644,731 642,525 631,929 584,353 637,961 620,292 777,547
2001 2002 2003 2004 2005 2006 2007 2008	(ha) 14,412 15,598 15,880 15,566 15,014 13,383 13,188 12,638	Insured area (ha) - 3,151 1,397 1,245 1,321 1,151 1,292 1,504	(ton) 166,275 187,542 189,413 200,534 223,701 193,816 184,497 189,064	Farm area (ha) 30,489 29,070 27,943 27,159 26,831 28,436 28,839 30,669	Insured area (ha) - 3,837 3,521 5,459 6,627 7,052 7,671 9,262	Quantity (ton) 270,338 281,143 249,207 299,046 363,822 352,822 395,614 430,521	Farm area (ha) 26,655 26,248 24,595 22,107 21,504 21,382 21,476 21,229	Insured area (ha) 3,990 49 0 22 86 21 446	(ton) 644,731 642,525 631,929 584,353 637,961 620,292 777,547 636,413
2001 2002 2003 2004 2005 2006 2007 2008 2009	(ha) 14,412 15,598 15,880 15,566 15,014 13,383 13,188 12,638 12,967	Insured area (ha) - 3,151 1,397 1,245 1,321 1,151 1,292 1,504 1,776	(ton) 166,275 187,542 189,413 200,534 223,701 193,816 184,497 189,064 198,317	Farm area (ha) 30,489 29,070 27,943 27,159 26,831 28,436 28,839 30,669 30,347	Insured area (ha) - 3,837 3,521 5,459 6,627 7,052 7,671 9,262 9,104	Quantity (ton) 270,338 281,143 249,207 299,046 363,822 352,822 395,614 430,521 416,705	Farm area (ha) 26,655 26,248 24,595 22,107 21,504 21,382 21,476 21,229 21,396	Insured area (ha) - 3,990 49 0 22 86 21 446 578	(ton) 644,731 642,525 631,929 584,353 637,961 620,292 777,547 636,413 752,837
2001 2002 2003 2004 2005 2006 2007 2008 2009 2010	(ha) 14,412 15,598 15,880 15,566 15,014 13,383 13,188 12,638 12,967 13,908	Insured area (ha) - 3,151 1,397 1,245 1,321 1,151 1,292 1,504 1,776 2,420	(ton) 166,275 187,542 189,413 200,534 223,701 193,816 184,497 189,064 198,317 138,576	Farm area (ha) 30,489 29,070 27,943 27,159 26,831 28,436 28,839 30,669 30,347 31,808	Insured area (ha) - 3,837 3,521 5,459 6,627 7,052 7,671 9,262 9,104 11,483	Quantity (ton) 270,338 281,143 249,207 299,046 363,822 352,822 395,614 430,521 416,705 390,630	Farm area (ha) 26,655 26,248 24,595 22,107 21,504 21,382 21,476 21,229 21,396 21,143	Insured area (ha) - 3,990 49 0 22 86 21 446 578 359	(ton) 644,731 642,525 631,929 584,353 637,961 620,292 777,547 636,413 752,837 614,786

Source: 1) Farm area: KOSIS, Crop Production Survey Database (http://www.kosis.kr, accessed: 2013. 11. 28).

²⁾ Insured area: NongHyup Property & Casualty Insurance Co., Inside database (accessed: 2013. 10. 25).

³⁾ Quantity: KOSIS, Crop Production Survey Database (http://www.kosis.kr, accessed: 2013. 11. 28).

Quantity(10,000ton) Area(1,000ha) Quantity(10,000ton) Area(1,000ha) Apple 1995 Area(1,000ha) Quantity(10,000ton) Quantity(10,000ton) Area(1,000ha) 25-Peach 50-Grape 1992 1995 1998 Area(1,000ha) Quantity(10,000ton) Quantity(10,000ton) Area(1,000ha) Persimmon 80-Tangerine

[Figure 1] Changes in Farm Area (Acreage) and Production for 6 Crops

Note: The first dotted line represents the year in which the pilot program implemented, and the second dotted line indicates the year in which the project implemented.

Source: NongHyup Property & Casualty Insurance Co., Inside database (accessed: 2013. 10. 25).

증가하다가, 재해보험이 시행된 후에는 생산면적이 오히려 감소하는 것으로 나타났다. 그러나 생산량은 재해보험사업이 시작된 이후 6년 동안은 증가 후 감소하는 현상이 나타났다. 감은 1980년 이후로 생산면적과 생산량이 계속적으로 증가하는 추세를 보였고 재해보험 시행 후에는 증가속도가 훨씬 빠르게 나타났다. 이들 3개 작물의 공통점은 다른 작물에 비해 보험가입률이 높은 수준이라는 것이다. 반대로 가입률이 낮은 포도, 복숭아, 감귤 등은 생산량과 생산면적이 조금 다른 추세를 보이는 것으로 나타났다. 전술한 바와 같이, 포도는 재해보험 가입 후 생산량이 오히려 감소하는 모습을 보이고, 복숭

아는 생산량이 증가 후 감소하고, 감귤은 변동성이 심하게 나타남을 알 수 있다. 전체 보험가입 대상 작물의 비교는 아니지만 사업시행 연한이 오래된 작물들을 비교한 〈Table 3〉과 [Figure 1]을 통해서 재해보험이 생산량 혹은 생산면적 변화에 어느 정도 영향을 줄 수 있을 것으로 판단된다.

Ⅲ. 이론적 분석

[Figure 1]에서와 같이 보험가입률에 따라서 재해보험사업이 시행된 이후로 작물별 생산량의 변화가 나타남을 알 수 있다. 이러한 생산량 변화의 기본원리는 농업인들이 재해보험을 통해 작물생산에서 발생할 수 있는 위험을 완화시킬 수 있기 때문이라고 설명할 수 있다. 특히 재해보험 가입자는 국가에서 지원해 주는 일정 부분의 보험료보다 재해 발생 확률과 재해 발생 시 피해비율이 높다고 판단하는 농업인들일 것이다. 이러한 위험은 재해보험으로 완화될 수 있고, 이를 통해 농업인들의 생산양식 변화가나타날 수 있게 된다. 즉, 다음과 같은 가설을 설정할 수 있을 것이다.

가설. 재해 발생 확률과 재해 발생 시 피해비율이 높다고 판단하는 생산자의 경우 재해보험 가입을 하고, 생산량을 증대시키는 방향으로 생산양식의 변화를 일으킨다.

다음의 간단한 모델을 통해서 〈가설〉이 맞는지 검증해 보도록 하겠다. 농업인들은 위험중립적(risk neutral) 성향을 갖는 생산자로 가정하자. 모형의 단순화를 위해서 투입량을 q, 한계생산물 체감이 적용되는 생산함수를 $\ln q$, 산출물 가격은 1이라고 하자. 11 농업인은 기대효용(expected utility)을 극대화하려고 하고, 효용함수는 폰 뉴먼-모겐스턴(Von Neumann-Morgenstern) 기대효용함수라고 정의하자. 그리고 생산자 효용극대화는 최적투입량 $q^*(q^{**})$ 수준에서 달성된다고 하자. 또한 자연재해가 발생할 확률을 π 라고 하고, 재해가 발생하면 γ ($0 \le \gamma \le 1$)의 비율로 실질투입량이 줄어들고 생산을위한 비용함수는 $C(q) = cq^2$ 를 따른다고 하자. 12 보험한 단위 비용을 f. 생산자가 보

¹¹ 투입량과 생산량은 단조증가 관계이므로 투입량에 대한 비교정학 분석은 생산량에 대한 비교정학 분석으로 쉽게 해석 가능하다.

상받는 보험보장(insurance coverage) 비율을 α 라고 하면, 재해보험에 가입할 때 보험 구매자가 지불하는 보험료는 $F=\frac{\alpha \ln{(q)}f}{2}$ 이다. 13 재해 발생 시 보험금은 손실된 생산량 대비 보험구매자가 구입한 보험보장비율 α 에 비례하여 결정된다고 하자. 14 〈가설〉의 증명을 위해서는 재해보험에 가입하지 않는 경우와 가입하는 경우의 투입량을 비교하여 $q^* < q^{**}$ 임을 보이면 된다. 15 최적투입량 수준을 결정하기 위한 효용극대화 문제(utility maximization problem)는 다음과 같다.

1) 재해보험에 가입하지 않는 경우

$$Max_{q \ge 0} (1 - \pi)(\ln q - cq^2) + \pi(\ln \gamma q - cq^2)$$

위의 극대화 문제에서 q^* 가 최적투입량이라면 일계미분조건(first-order condition)을 만족시켜야 한다.

FOC)
$$(1-\pi)(\frac{1}{q} - 2cq) + \pi(\frac{1}{q} - 2cq) = 0$$

$$\therefore q^* = \frac{1}{\sqrt{2c}}$$

2) 재해보험에 가입하는 경우

$$Max_{q \,\geq\, 0}(1-\pi)(\ln q - cq^2 - \frac{\alpha \ln(q)f}{2}) + \pi(\ln \gamma q - cq^2 - \frac{\alpha \ln(q)f}{2} + (1-\gamma)\ln(q)\alpha)$$

위의 극대화 문제에서도 q^{**} 가 최적투입량이라면 일계미분조건(first-order condition)을 만족시켜야 한다.

$$FOC) \ (1-\pi)(\frac{1}{q} - 2cq - \frac{\alpha f}{2q}) + \pi(\frac{1}{q} - 2cq - \frac{\alpha f}{2q} + (1-\gamma)\frac{\alpha}{q}) = 0$$

¹² 여기서 생산요소시장은 비경쟁적이라고 가정한다.

¹³ 정부가 보험료의 50%를 지원하기 때문에 보험구매자가 지불하는 금액은 총보험료의 50%가 된다.

¹⁴ 모델의 단순화를 위해 손실 발생 시 1원의 보험금을 지급받는다고 가정하겠다. 여기서 α 는 일반적으로 보험가입자가 선택할 수 있는 보험보장비율이지만 재해보험의 보험보장비율은 70%로 고정되어 있어서 본 분석에서는 선택변수로 취급하지 않았다.

¹⁵ q^* 는 보험가입을 하지 않는 경우의 최적투입량을 의미하고, q^{**} 는 보험가입이 가능한 경우의 최적투입 량을 의미한다.

$$(1-\pi)(1-2cq^{2} - \frac{\alpha f}{2}) + \pi(1-2cq^{2} - \frac{\alpha f}{2} + (1-\gamma)\alpha) = 0$$

$$1 - \frac{\alpha f}{2} + (1-\gamma)\alpha\pi = 2cq^{2}$$

$$\therefore q^{**} = \frac{\sqrt{1 - \frac{\alpha f}{2} + (1-\gamma)\alpha\pi}}{\sqrt{2c}}$$

1)과 2)에서 도출된 q^* 와 q^{**} 를 비교하면, $-\frac{\alpha f}{2} + (1-\gamma)\alpha\pi \geq 0$ 인 경우 $q^{**} \geq q^*$ 가 된다. 즉, $\pi(1-\gamma) \geq \frac{f}{2}$ 인 경우 $q^{**} \geq q^*$ 가 된다. 따라서 정부에서 지원해 주는 보험료보다 재해 발생 확률 및 재해 피해 확률이 높다고 판단하는 농업인들은 재해보험에 가입하고 생산량을 더 증가시키는 방향으로 생산양식을 변화시킴을 알 수 있다. 따라서 재해보험에 가입한 생산자들은 생산량을 증가시킬 유인을 가진다는 것을 간단한 모형을 통해서 알 수 있다. 또한 이렇게 생산자들이 생산량을 증가시킬 유인을 가지게 된다면 전체 작물시장에서 수요ㆍ공급 곡선의 변화로 인한 균형가격의 변화가 생기게 될 것이다. 생산량 증가로 인해 공급곡선이 우측으로 이동하게 되면서 균형가격은 하락하게 될 것이다. 다음 장에서는 이론적 분석을 바탕으로 재해보험 가입이 생산량 증가, 즉 생산양식을 변화시키는지 여부와 작물시장에서 가격하락효과가 존재하는지 여부를 실증분석을 통해 알아보도록 하겠다.

Ⅳ. 실증분석

1. 자 료

본 연구의 주요 자료는 농협과 통계청으로부터 수집하였다. 농협에서는 재해보험 가입자의 작물재배 품종, 보험가입 대상 면적, 보험료, 보험금 정보를 관리하고 있다. 그러나 국내 재해보험이 시행된 지 얼마 되지 않아 아직은 재해보험에 대한 많은 자료가존재하지 않는 것이 현실이다. 따라서 본 연구의 분석은 1980년부터 2012년까지 자료수집이 가능한 수준에서 실시하도록 하겠다. 생산량 및 가격에 관한 자료는 통계청의

국가통계포털(http://kosis.kr)을 이용하여 수집하였다.

《Table 4〉는 본 분석에서 사용한 변수에 관한 기술통계량을 설명하고 있다. 그리고 변수들을 재해보험 대상 작물(insurable crops)과 비대상 작물(non−insurable crops)로 구분하여 제시하였다. 우선 분석에 사용한 작물 수는 총 39개이고,¹6 이들 작물들의 로 그 가격지수 평균은 4.510이다. 가격지수는 통계청에서 제공하는 개별 작물에 대한 가격

(Table 4) Descriptive Statistics

Variable	Obs.	Mean	Std. dev.	Min	Max
Crop	1,287	_	_	_	_
Insurable	693	_	_	_	_
Non-insurable	594	-	-	-	-
Ln (price)	990	4.510	0.546	2,773	5,837
Insurable	586	4.540	0.513	2,773	5,837
Non-insurable	404	4.467	0,588	2.912	5,822
Quantity (ton)	791	434,168	606,509.2	9,126	3,730,452
Insurable	527	312,044	247,634.8	17,859	1,520,016
Non-insurable	264	677,953	944,865.3	9,126	3,730,452
Farm area (ha)	791	18,311.45	18,976.28	1,049	151,037
Insurable	527	19,879.72	20,445.68	1,052	151,037
Non-insurable	264	15,180.84	15,193.74	1,049	54,686
Productivity (ton/ha)	791	25.659	17.745	0.911	75.489
Insurable	527	22,538	16.842	0.911	74.122
Non-insurable	264	31,888	17.888	7,833	75.489
Export (ton)	436	2,185.088	3,968.052	4	27,200
Import (ton)	271	6,303.592	16,000	0	92,400
Net export (=export-import) (ton)	230	-4,009.056	182,000	-91,600	27,100

Source: 1) Price, Quantity, Farm area: KOSIS, Crop Production Survey Database (http://www.kosis.kr, accessed: 2013. 11. 28).

²⁾ Insured area: NongHyup Property & Casualty Insurance Co., Inside database (accessed: 2013, 10, 25).

³⁾ Export, Import: aTkati (http://www.kati.net, accessed: 2013. 11. 19).

^{16 39}개 작물 중 21개 작물을 처치집단(treatment group)으로, 18개 작물을 통제집단(control group)으로 설정하였다.

지수(2005년=100)를 이용하였다. 생산량 변수의 평균은 434,168톤, 재해보험 대상 작물의 생산량 평균은 약 31만톤, 비대상 작물의 생산량 평균은 약 68만톤으로 나타났다. 경작면적 변수의 평균은 18,311헥타르, 재해보험 대상 작물의 경작면적 평균은 약 20,000헥타르, 비대상 작물의 평균은 약 15,000헥타르이다. 기술의 발전을 통제변수로 고려하기 위해 생산성 변수를 생성하였다. 생산성은 당해 연도의 생산량을 총경작면적으로 나누어 준 값을 사용하였다. 물론 본 분석에서 사용한 생산성 변수가 기술의 발전을 정확히 반영한다고 보기는 힘들겠지만 가능한 경작면적에서 생산한 생산량의 비(ratio)를 통해 기술발전을 대략적으로 가늠해 볼 수 있을 것이다. 다음으로 수출 및 수입 변수는 농수산식품수출지원정보(aTkati)를 이용하여 수집하였다. 작물별로 수출량과 수입량을 모두 고려해서 분석하는 것이 가장 이상적이기는 하나 자료의 손실이 많은 관계로 수출량과 수입량을 고려한 분석은 1990년 이후로 한정하여 시행하고자 한다.17

2. 계량모형

본 실증분석에서는 도구변수를 이용한 계량모형을 활용하고자 한다. 일반적으로 수요 · 공급 모델에서는 기본적으로 내생성 문제가 발생하게 된다. 이를 해결하기 위한 하나의 방법은 도구변수를 이용하는 것이다. 여기서 어려운 문제가 과연 도구변수를 어떻게 선택할 것인가에 대한 것이다. 가장 적합한 방법은 도구변수로 곡선이동 요소(curve shifters)를 선택하는 것이다. 예를 들어 비용과 같은 공급조건에는 영향을 미치지 않으면서 수요조건에는 영향을 미치는 요소를 선택하거나, 반대로 수요조건에는 영향을 미치지 않으면서 공급조건에는 영향을 미치는 요소를 선택하는 것이다. 전자의 경우에는 대체재 가격이 좋은 도구변수가 될 수 있을 것이고, 후자의 경우에는 날씨와 같은 변수가 될 수 있을 것이다. 혹은 외생적으로 주어지는 정부개입(government intervention)이 가장 좋은 도구변수가 될 수 있다. 정부 정책의 변화는 곡선 내의 이동(a movement along the curve)보다는 곡선 자체의 이동(shift the curve)을 야기하기 때문이다. 따라서 가격과 생산량의 내생성 문제를 해결하기 위해서 생산량 변수 대신에 공급곡선을 이동시키는 변수를 이용하기로 하겠다.

앞서 언급한 바와 같이, 재해보험에는 생산량을 증가시킬 유인이 존재한다고 볼 수 있다. 따라서 공급곡선을 이동시킬 수 있는 작물의 재해보험 가입 여부를 도구변수로

¹⁷ 분석에서는 순수출량(=수출량-수입량) 변수를 고려하였다.

이용하기로 한다. 도구변수는 이중차분분석방법론을 이용한 교차항(interaction term)이될 수 있다. 본 연구에서 사용하고자 하는 방법론은 재해보험 가입대상 작물과 비가입대상 작물에 대해서 재해보험 시작 전후를 비교하는 이중차분분석 방법론이다. 이러한 방법론은 주로 새로 시행되는 정책의 효과성 평가를 위해 시행 전후를 비교함으로써 평균적인 처치효과를 보는 데 유용한 방법론이라고 말할 수 있다. 비교대상은 시간의 차이뿐만 아니라 정책의 영향을 받는지 여부의 차이로 결정된다. 이를 위해 처치집단 (treatment group)과 통제집단(control group)을 2001년부터 2012년까지의 재해보험가입 여부로 구분해 보고자 한다. 전체 과수작물 중에서 재해보험 가입대상 작물인 경우에는 처치집단으로, 비가입대상 작물인 경우에는 통제집단으로 구분하였다. 그리고 회귀분석을 함에 있어서 생산량에 영향을 줄 수 있는 변수들을 통제함으로써 재해보험의 효과를 추정해 보고자 한다. 이중차분분석에서 관심 있는 변수는 시행 후를 나타내는 시간 더미(dummy)와 재해보험에 가입한 작물을 나타내는 처치집단 더미(dummy)의 교차항이다. 본 연구에서는 사업시행 더미를 시범사업 시행 후와 본사업 시행 후의 두가지로 나누어 고정효과(fixed effects)모형 분석을 통해 재해보험 효과를 추정해 보려고 한다. 회귀분석을 위한 모형은 다음과 같다.

$$\ln P_{it} = \alpha Q_{it} + \beta X_{it} + c_i + y_t + T_t + \epsilon_{it} \tag{1}$$

$$Q_{it} = \gamma Post_t \times Treatment_i + \beta X_{it} + c_i + y_t + T_t + \xi_{it}$$
(2)

여기서 i는 개별 작물을 나타내고, t는 시간(연도)을 나타낸다. 먼저 식 (1) 좌변의 종속변수는 개별 작물 i의 t년도의 가격지수 P_{it} 에 로그값을 취하였다. Q_{it} 는 개별 작물 i의 t기의 생산량을 나타내고, X_{it} 는 가격 및 생산량에 영향을 줄 수 있는 통제변수를 나타낸다. 통제변수로는 기술 변화(1ha당 생산량으로 추정), 생산재배면적, 작물별 순수 출량(수출량-수입량)을 고려하였고, 작물과 연도의 특수성 그리고 작물별 생산량 변동의 추이를 고려하기 위해 작물효과, 연도효과, 추이효과를 통제하여 분석하였다. ϵ_{it} 는 오차항을 나타낸다. 식 $(2)^{18}$ 를 살펴보면 종속변수는 생산량을 나타내고, 우변의 교차항 $POST_t$ 는 작물재해보험 시행시기를 나타낸다. $POST_t$ 는 더미변수로서, 만약 개별 작물의 사업시행 후를 의미하면 1로 나타나고, 그렇지 않으면 0으로 나타난다. $Treatment_i$

¹⁸ 식 (2)는 식 (1)의 내생성 문제를 해결하기 위한 도구변수로 이용되지만, 작물보험 가입 여부는 농가가 자발적으로 선택하는 것이기에, 식 (2) 자체에서도 처치변수와 교란항 사이에 내생성이 발생할 수 있으며, 이로 인해 추정량에 편의가 발생할 수 있다.

도 더미변수로서 작물의 보험가입 여부를 나타낸다. 만약 작물이 보험가입 대상 작물이라면 1로 나타나고, 보험가입 대상 작물이 아니라면 0으로 나타난다. 마찬가지로 X_i 는 앞서 언급한 통제변수를 나타내고 작물효과, 연도효과, 시간추세를 고려하였다. 내생성문제를 해결하기 위해서 본 분석에서는 2단계 최소자승법을 이용하였다. 먼저 식 (2)를통해서 \hat{Q}_i 를 추정해 보고 이를 식 (1)에 대입하여 α 를 추정해 보고자 한다. 식 (2)에서만약 γ 값이 양의 값을 갖게 된다면 재해보험이 시행된 후 재해보험 대상 작물이 재해보험 비대상 작물보다 생산량이 증가하는 효과가 발생한다고 말할 수 있다. 그러나 식 (1)의 α 에 대한 분석은 신중할 필요가 있다. \hat{Q}_i 는 재해보험 가입 여부와 비가입 여부 모두를 고려한 생산량의 평균적인 추정치이다. 우선은 \hat{Q}_i 를 고려하지 않은 분석에 있어서 α 가 내생성 문제가 해결되지 않은 채로 부의 효과를 내는지를 판단해 보고, \hat{Q}_i 를 고려한 분석에서의 α 와의 비교를 통해서 어느 정도 내생성 문제가 해결되었는지를 판단해 볼 수 있을 것이다. 또한 보험가입 대상 작물 전체를 처치집단으로 이용한 분석과 3개의 대표작물(사과, 배, 감)만을 처치집단으로 이용한 분석의 α 값의 비교를 통해서 재해보험이 작물가격에 미치는 영향을 간접적으로나마 분석할 수 있을 것이다. 또한 본 분석에서는 시범사업과 본사업 두 가지로 나누어서 각각 분석해 보기로 하겠다.

Ⅴ. 실증분석 결과

1. 생산량 증가효과 분석

본 장에서는 제Ⅳ장에서 언급한 식 (2)의 1단계 추정과 식 (1)의 2단계 추정을 통해서 결과를 도출해 보았다. 우선 식 (2)를 통해서 생산량 증가효과를 분석해 보았다. 〈Table 5〉에서는 시범사업 시행 전후의 작물 생산량 변화를 알아보았다. 열 (1)에서는 연도와 작물효과만을 고려해서 평균처치효과를 추정해 보았다. 추정 결과 재해보험 사업 후 가입대상 작물의 생산량이 비대상 작물보다 증가하는 정(+)의 효과가 나타났지만 통계적으로 유의한 수준에서 효과가 발생하지는 않았다. 열 (2)에서는 연도, 작물효과에 더해시간에 따라 변하는 변수를 통제변수로 고려해서 분석해 보았다. 마찬가지로 정(+)의효과가 통계적으로 유의한 수준에서 발생하였다. 마지막으로 열 (3)에서는 시간추세도

⟨Table 5⟩ First Stage Estimates: Results of Change in Production before and after Pilot Program

	(1)	(2)	(3)
post×treatment (ton)	123,8 (72,853,8)	132,8** (53,653,4)	79,618.3** (32,018.5)
Year effect	Yes	Yes	Yes
Crop effect	Yes	Yes	Yes
Time varying controls		Yes	Yes
Linear time trend			Yes
R^2	0.166	0.468	0.676
N	791	791	791

고려하였다. 선형시간추세 고려를 통해서 1980년 이후로 생산량이 해마다 증가하는 추세를 통제하였다. 1단계 추정치의 결과, 통계적으로 유의한 수준에서 정(+)의 효과가발생하였다. 즉, 재해보험 가입대상 작물은 재해보험 시행 후 비가입대상 작물보다 평균적으로 약 80,000톤 정도 생산량이 증가하는 효과가 발생하였다고 볼 수 있다. 이는 재해보험 가입대상 작물에 대한 평균적인 생산량 증가효과여서 개별 작물에 미치는 규모를 추정하기는 쉽지는 않다. 그러나 재해보험 가입대상 작물의 80,000톤 정도의 생산량 증가효과가 시장에 미치는 영향을 알아보는 것은 중요한 일일 것이다. 따라서 과실류나 채소류의 연간 1인당 소비량 자료19를 이용하여 생산량 증가효과가 시장에 미치는 효과를 개략적으로 유추해 보았다. 2000년 이후로 평균 연간 1인당 과일 소비량은 약45.1kg 정도로 나타났고, 채소의 연간 1인당 소비량은 약28.4kg 정도로 나타났다. 206 개과일과 3개 채소류 자료를 이용한 분석에서 재해보험 가입대상 작물의 연간 1인당소비량은 약73.5kg으로 나타나서 80,000톤의 생산량 증가는 시장에서 약108만명의 소비자들이 연간소비할 수 있는 규모라고 추정해 볼 수 있을 것이다. 《Table 5》의 결과는

¹⁹ 자료는 한국농촌경제연구원 농업관측센터, 『농업전망』, 각년도(http://aglook.krei.re.kr/jsp/pc/front/prospect/eventDataList.jsp, 접속일자: 2014. 5. 9)에서 입수하였고, 〈Appendix Table 1〉에 2000년 이후 작물에 대한 1인당 연간 소비량을 나타내었다.

²⁰ 본 분석에서 사용한 모든 작물에 대한 연간 1인당 평균소비량 자료가 존재하면 보다 정확한 분석이 될 수 있지만, 자료의 한계로 인해 자료가 존재하는 작물에 대한 분석만을 시도하였으므로 약 108만명의 소비자들이 소비할 수 있는 연간 소비량은 하한값(lower bound)으로 해석할 수 있다.

⟨Table 6⟩ First Stage Estimates: Results of Change in Production before and after Project

	(1)	(2)	(3)
post×treatment (ton)	67,721.5 (75,713.6)	77,244.2 (48,896.2)	73,763.4* (35,722.8)
Year effect	Yes	Yes	Yes
Crop effect	Yes	Yes	Yes
Time varying controls		Yes	Yes
Linear time trend			Yes
R^2	0.140	0.439	0.671
N	791	791	791

이론적 분석에서 설명한 재해보험 가입을 통해서 생산자들이 생산량을 증가시키는 방향으로 생산양식을 변화시켰다는 것을 설명할 수 있다.

《Table 6》은 재해보험 본사업이 시행된 후의 생산량 변화에 관한 분석 결과를 나타낸다. 《Table 6》에서도 《Table 5》에서와 마찬가지로 통제변수를 추가하여 본사업 시행후의 작물 생산량 변화에 대해서 알아보았다. 열 (3)을 보면 앞선 결과와 마찬가지로 재해보험 본사업 시행후 생산량이 평균적으로 약 74,000톤 정도 증가하는 효과가 발생하였다. 결과적으로 재해보험이 생산자들의 위험을 감소시켜서 생산을 늘리는 생산양식변화를 일으켰다고 볼 수 있다.

《Table 5〉와 〈Table 6〉에서는 자료의 제약으로 인해 수출량과 수입량에 대한 통제를 하지 못하였다. 그러나 작물 생산량 결정에 영향을 미칠 수 있는 중요한 요인 중의 하나가 작물별 수출・수입량이 될 수 있을 것이다. 따라서 〈Table 7〉에서는 가능한 자료범위 내에서 순수출(=수출-수입)량21을 통제하여 1990년 이후의 생산량 변화에 대해서알아보았다. 앞선 분석방법과 같이 재해보험 시범사업 및 본사업 시행 전후를 각각 비교한 결과가 〈Table 7〉에 나타나 있다. 열 (2)와 열 (4)를 보면 모든 통제변수를 고려한결과가 나타나 있다. 22 앞선 결과와 마찬가지로 재해보험 시범사업 및 본사업 시행 후재해보험 가입대상 작물이 비가입대상 작물보다 생산량이 증가하는 현상이 나타났음을 알

²¹ 자료의 손실은 약 75% 정도이다.

²² 순수출 변수는 〈Table 7〉의 시간에 따라 변하는 통제변수에 포함되었다.

⟨Table 7⟩ First Stage Estimates: Results of Change in Production before and after Pilot Program since 1990

	(1)	(2)	(3)	(4)
post×treatment (ton) (pilot program)	108,222,3** (38,769.8)	75,210.6* (40,444.6)		
post×treatment (ton) (project)			132,202.3*** (34,723.9)	114,180.0** (51,128.9)
Year effect	Yes	Yes	Yes	Yes
Crop effect	Yes	Yes	Yes	Yes
Time varying controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Linear time trend		Yes		Yes
R^2	0.747	0.778	0.756	0.785
N	202	202	202	202

수 있다. 열 (4)를 보면 본사업 시작 후의 생산량 증가가 〈Table 6〉의 결과보다 더 크게 나타났음을 알 수 있다. 또한 앞선 결과와 마찬가지로 통계적으로 유의한 수준에서 재해보험 가입대상 작물의 생산량 증가효과가 존재함이 나타났다. 본 분석에서는 1980년 부터 2012년까지의 자료를 사용하였지만 자료의 손실로 인해〈Table 7〉에서만 1990년 이후의 결과를 나타내었고, 앞으로의 분석에서는 1980년 이후의 자료만을 가지고 분석하도록 하겠다.

《Table 8》에서는 보험가입률에 따른 생산량 변화를 추정해 보았다. 《Table 2》와 같이 재해보험 가입률은 작물에 따라 편차가 상당히 크게 발생함을 알 수 있다. 따라서 재해보험의 생산량 증가효과가 보험가입률에 따라 영향을 받는지를 알아볼 필요가 있다. 이중차분분석은 평균적인 처치효과를 보는 것이기 때문에 재해보험의 효과를 보다 정밀하게 분석하기 위해서는 보험가입률이 높은 작물과 낮은 작물 간에 차이가 발생하는지를 살펴보는 것이 중요하다. 이를 위한 분석방법론은 가입률이 가장 높은 작물 3개를 처치집단으로 설정하고, 위에서 비교대상으로 삼았던 비가입대상 작물을 통제집단으로 설정하는 것이다. 23 열 (2)와 열 (4)를 분석해 보면 사과, 배, 감 등 보험가입률이 높은

²³ 실증분석 방법의 순서는 ① 가입대상 작물과 비가입대상 작물, ② 보험가입률이 높은 3개 작물과 비가

(Table 8) First Stage Estimates: Results of Change in Production before and after Pilot Program by Insurance Purchase Rate (Apple, Pear, and Persimmon)

	(1)	(2)	(3)	(4)
post×treatment (ton) (pilot program)	125,157.9 (83,106.3)	243,254.0** (81,431.7)		
post×treatment (ton) (project)			129,466.8 (74,663.6)	225,062,2** (73,312.6)
Year effect	Yes	Yes	Yes	Yes
Crop effect	Yes	Yes	Yes	Yes
Time varying controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Linear time trend		Yes		Yes
R^2	0.671	0.785	0.670	0.779
N	363	363	363	363

작물은 생산량이 통계적으로 유의한 수준에서 평균적으로 약 200,000톤 정도 증가하는 효과가 발생하였다. 사과, 배, 감 등의 평균 연간 1인당 소비량이 약 20kg이므로, 이는 약 1천만명이 연간 소비할 수 있는 아주 많은 양이라고 할 수 있겠다. 따라서 〈Table 5〉, 〈Table 6〉과 〈Table 7〉에서 나타난 생산량 증가효과는 보험가입률이 높은 이들 3 개 작물에 기인한 것으로 추측해 볼 수 있을 것이다.

다음으로 재해보험 가입대상 작물이라도 실질적으로 보험가입률이 높지 않다면 재해 보험의 효과로 설명하기에는 무리가 있을 것이다. 따라서 앞서 분석한 보험가입률이 높 은 3개 작물을 제외한 가입대상 작물과 비가입대상 작물 간의 비교를 통해 생산량 증가 효과를 살펴보았다. 이를 위해 앞의 분석과 동일한 방법론으로 분석을 시행하였다. 〈Table 9〉의 열 (2)와 열 (4)를 보면, 시범사업 시행 후 생산량이 통계적으로 유의한 수 준에서 증가하는 현상이 나타났지만 본사업 시행 후에는 생산량 증가효과가 통계적으로 유의한 수준에서 나타나지 않음을 알 수 있다. 이는 일반적으로 재해보험 시범사업이 시행되었을 때에는 보험가입률이 일시적으로 높아지지만 본사업으로 전환된 이후에는 보 험가입률이 낮아지는 현상을 반영하는 것으로 해석할 수 있겠다. 본 분석은 재해보험의

입대상 작물, ③ 보험가입률이 높은 3개 작물을 제외한 작물과 비가입대상 작물의 비교로 되어 있다.

(Table 9) First Stage Estimates: Results of Change in Production before and after Pilot Program by Insurance Purchase Rate (Excluding Apple, Pear, and Persimmon)

	(1)	(2)	(3)	(4)
post×treatment (ton) (pilot program)	156,020.1** (61,373.6)	70,716.9** (32,372.8)		
post×treatment (ton) (project)			81,280.7 (50,719.3)	41,949.6 (26,072.5)
Year effect	Yes	Yes	Yes	Yes
Crop effect	Yes	Yes	Yes	Yes
Time varying controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Linear time trend		Yes		Yes
R^2	0.445	0.668	0.409	0.663
N	363	363	363	363

실질적 효과를 잘 설명한다고 볼 수 있다. 재해보험의 효과라는 것은 재해보험 가입 여부가 아니라 실질적으로 재해보험에 얼마나 가입이 되었는지에 따라서 시장에 영향을 미치는 것이라고 해석할 수 있다.

지금까지 재해보험이 생산자의 생산양식에 어떻게 영향을 주는지를 알아보았다. 실증 분석 결과, 재해보험을 통해 생산자들은 위험을 완화할 수 있게 되고, 위험이 완화됨에 따라 보험가입 대상 작물의 생산량을 증가시키려는 노력을 했음을 유추해 볼 수 있다. 해외 선행연구에서처럼 생산량을 증가시키는 방향으로의 행동양식 변화가 국내 재해보 험시장에서도 발생했다고 설명할 수 있다. 그러나 이렇게 생산량이 증가하게 된다면 작 물시장에서의 작물가격은 수요·공급 법칙에 의해 하락할 수 있다. 이는 생산자의 소득 에 직접적인 영향을 미치기 때문에, 실제 작물시장에서 재해보험에 의한 생산량 증가효 과에 의해 가격 변화가 어떻게 발생하는지를 알아보는 것은 흥미로운 일일 것이다.

2. 가격효과 분석

생산량과 가격 간의 관계를 분석하기 위해서 식 (1)에서 얻은 재해보험에 의한 생산량 변화의 추정치를 이용한 2단계 최소자승추정법을 활용하였다. 이러한 방법론을 이용한 이유는 외생적으로 생산량의 변화에 영향을 미칠 수 있는 인자를 찾아서 도구변수로 사용하게 되면 내생성 문제를 해결할 수 있기 때문이다. 따라서 앞서 언급한 바와 같이 도구변수로는 재해보험 가입 및 시행 여부를 나타내는 교차항을 이용하기로 하겠다. 《Table 10》에는 최소자승법, 고정효과모형, 도구변수를 이용한 추정치가 나타나 있다. 열 (1)에서는 내생성 문제(도구변수 이용)를 고려하지 않고 최소자승법만을 이용해서 추정해 보았다. 그리고 연도, 작물효과, 시간에 따라 변하는 통제변수, 선형시간추세를 고려하였다

추정치는 예상했던 바와 같이 통계적으로 5% 유의수준에서 부의 효과가 발생함을 알수 있다. 이는 일반적인 생산량과 가격 간의 반비례관계를 보여주고 있으나, 내생성 문제 때문에 이 추정치를 신뢰하기에는 어려움이 있다. 열 (2)에서는 고정효과모형을 이용하여 추정해 보았다. 마찬가지로 5% 유의수준에서 통계적으로 유의한 수준으로 부(-)의 효과가 발생하였지만 아직 내생성 문제가 해결되지는 않았다. 열 (3)은 고정효과를 고려하지 않고 2단계 최소자승추정법을 이용한 결과이다. 열 (3)에서도 같은 결과가나타났지만 여전히 내생성 문제가 해결되지 않았다. 마지막으로 도구변수를 이용하여

⟨Table 10⟩ Second Stage Estimates: Price Effect

	(1) OLS	(2) FE	(3) IV Pooling	(4) IV FE
Quantity (1,000ton)	-0.000113** (0.0000475)	-0.000657** (0.0000284)	-0.00109* (0.000609)	-0.00234*** (0.000806)
Year effect	Yes	Yes	Yes	Yes
Crop effect	Yes	Yes	Yes	Yes
Time varying controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Linear time trend	Yes	Yes	Yes	Yes
R^2	0.490	0.591	0.222	0.1099
N	750	750	750	750

Note: *, **, *** indicate the statiscal significance at the 10%, 5%, and 1% level, respectively. Numbers in parenthesis are robust standard errors,

고정효과모형을 통한 분석을 해보았을 때에는 1% 유의수준에서 통계적으로 유의한 수 준의 부(-)의 효과가 발생하였다. 앞선 결과와 비교해 보면 열 (2)보다 열 (4)에서 약 3 배 정도 계수의 절댓값이 크게 나타났다. 본 결과에 대한 신뢰성을 얻기 위해서는 강건 성 분석에서 도구변수의 타당성을 검증해 보아야 하겠지만. 재해보험 가입 여부를 이용 한 평균적인 생산량 변화를 도구변수로 이용하여 내생성 문제를 해결한 결과 생산량이 10,000톤 증가하게 되면 가격지수는 약 2.3% 정도 하락한다고 설명할 수 있다. 이에 대 한 보다 직관적인 해석을 위해서 생산량에 대한 가격의 탄력성을 구하면, 탄력성은 0.73으로 계산된다. 지금까지의 결과를 분석해 보았을 때, 도구변수를 고려하지 않은 모형은 심각한 내생성 문제로 인해 신뢰할 수 없다고 판단되고. 재해보험은 생산량을 증가시키는 방향으로 생산자들의 생산양식을 변화시킨 것으로 판단된다. 〈Table 11〉에 서는 보험가입률에 따라 가격효과가 다르게 나타나는지 여부를 살펴보았다. 보험가입률 에 따른 생산량 변화 분석에서와 같이 사과, 배, 감을 처치집단으로 설정하여 분석을 시 행한 후, 이들 3개 작물을 제외하고 동일한 방법으로 분석을 시행하였다. 열 (1)은 《Table 10》의 열 (4)의 결과를 나타내고, 열 (2)는 보험가입률이 높은 작물에 대한 가격 효과를 보여주고 있다. 열 (3)은 이들 3개 작물을 제외한 나머지 보험가입 작물을 처치 집단으로 설정하여 분석한 결과이다. 생산량 분석과 마찬가지로 보험가입률이 높은 3개 작물을 처치집단으로 설정해서 분석한 결과. 전체 가입대상 작물을 처치집단으로 이용해 서 분석한 결과보다 가격이 더 떨어지는 효과가 발생하였다. 즉. 평균적으로 생산량이

(Table 11) Second Stage Estimates: Price Effect

	(1) IV FE	(2) Apple, Pear, Perssimon	(3) Excluding 3 crops
Quantity (1,000ton)	-0.00234*** (0.000806)	-0.00313*** (0.000571)	-0.00144 (0.000995)
Year effect	Yes	Yes	Yes
Crop effect	Yes	Yes	Yes
Time varying controls	Yes	Yes	Yes
Linear time trend	Yes	Yes	Yes
R^2	0.1099	0.1406	0.1694
N	750	348	651

Note: *, **, *** indicate the statiscal significance at the 10%, 5%, and 1% level, respectively. Numbers in parenthesis are robust standard errors,

10,000톤 증가하면 가격지수는 약 3.1% 정도 하락하는 효과가 나타났다. 이는 평균적인 생산량의 추정치를 구하는 데 있어서 보험가입률의 차이가 생산량 변화에 영향을 주었음을 의미하는 것으로 판단할 수 있다. 물론 재해보험이 작물시장 가격에 얼마나 영향을 미치는지를 정확한 수치로 제시하기는 힘들지만 간접적으로나마 재해보험이 작물시장 가격하락에 영향을 준 것만은 확실해 보인다.

3. 강건성 분석

가. 내생성 점검(endogeneity test)

도구변수를 이용한 분석에 있어서 중요한 테스트 중의 하나는 과연 내생성 문제가 통계적으로 유의한 수준에서 존재하는지에 대한 부분이다. 만약 내생성 점검을 통과하지 못하게 되면 생산량과 가격 사이에 내생성이 존재한다는 가정을 수용할 수 없게 된다. 내생성 문제가 존재해서 도구변수를 이용한다는 가정은 생산량이 내생적 변수라는 것이다. 따라서 내생성 점검을 위한 귀무가설(null hypothesis)은 변수들이 외생적으로 주어진다는 가정이다. 만약 통계적으로 유의한 수준에서 귀무가설을 기각할 수 있게 되면 생산량 변수에 내생성이 존재한다고 말할 수 있다. 일반적으로 내생성 점검을 위해서는 더빈 테스트(Durbin test)와 우-하우스만 테스트(Wu-Hausman test)를 이용한다. 각각의 점검 결과, 더빈 테스트는 5% 유의수준에서 통계적으로 유의하다는 결과가 나왔고, 우-하우스만 테스트의 경우에도 10% 유의수준에서 통계적으로 유의하다는 결과가나왔다. 24 따라서 이 두 테스트를 통해서 귀무가설을 기각할 수 있게 되었고 생산량 변수에 있어서 내생성 문제가 존재함을 알 수 있었다. 따라서 내생성 점검을 통해, 본 분석에서 사용한 도구변수 이용의 적정성이 확보되었다고 말할 수 있을 것이다. 25

²⁴ 본 내생성 점검의 귀무가설은 Ho: Variables are exogenous이다. Durbin—Wu—Hausman 점검 결과 는 다음과 같다. Durbin (score) chi2(1)=3.93777 (p=0.0472), Wu—Hausman F(1,702)=3.70521 (p=0.0546)

²⁵ 일반적으로 도구변수를 이용할 시에는 내생변수의 수와 도구변수의 수를 비교하는 분석(overidentifying restrictions)을 수행하지만, 본 분석에서는 내생변수와 도구변수의 수가 일치하는(just identified) 상황이어서 이상의 분석을 시행하지 않았다.

나. 시간에 따른 생산량 변화

본 분석은 강건성 점검에 더해서 시간에 따라 생산량이 어떻게 변화하는지를 알아보기 위해서 시행하였다. 분석을 위해 개별 작물들에 대해서 사업시행 전후에 생산량 변화가 어떻게 발생하는지를 알아보았다. 분석기간은 사업시행 3~4년 전, 1~2년 전, 사업시행연도, 시행 1~2년 후, 3~4년 후, 5~6년 후를 더미변수로 이용해서 설정해 보았다. 여기서 통제기간은 사업시행 5년 전부터이다. 만약 사업시행 5년 전과 사업시행연도를 비교해 보았을 때 생산량 증가효과가 나타났다면 지금까지 얻은 결과의 강건성이확보되는 것이라고 해석할 수 있을 것이다. 〈Table 12〉에는 사업시행 5년 전과 각각의기간의 생산량 차이를 나타내고 있다. 사업시행 5년 전의 기간보다 사업시행을 한 연도부터 통계적으로 유의한 수준에서 생산량이 약 58,000톤 정도 증가하는 모습을 볼 수있다. 그리고 사업이 진행될수록 생산량은 더욱 증가하는 모습을 보이고 있고, 특히 사업시행 3년이 지난 시점부터는 상당한 생산량 증가가 이루어지고 있음을 알 수 있다. 본 분석을 통해서 재해보험사업 시행 후 생산량이 증가하는 효과가 발생했다는 결과의

⟨Table 12⟩ Robustness Check 1—Change in Quantity over Time

	(1)
3∼4 years before	26,501.4 (16,438.1)
1∼2 years before	31,694.6 (23,769.2)
Implementation	58,276.1** (23,233.5)
1∼2 years after	78,948.0* (40,598.5)
3∼4 years after	130,991.0** (60,810.5)
5∼6 years after	156,722,2** (57,247,1)
R^2	0,683
N	791

Note: *, **, *** indicate the statiscal significance at the 10%, 5%, and 1% level, respectively. Numbers in parenthesis are robust standard errors,

강건성이 확보되었다고 설명할 수 있다.

다. 플라시보 검증(placebo test)

마지막으로 본사업의 생산량 증가효과 분석을 신뢰할 수 있는지 살펴보기 위해 가짜 시행연도26를 설정해 보았다. 만약 실제 시행연도를 고려해서 효과가 나왔을 경우에 더 해서 가짜 시행연도를 설정했을 때에도 효과가 발생한다면 얻은 결과의 신뢰성이 떨어 지고 모형의 설정이 잘못되었다고 말할 수 있을 것이다.27 따라서 가짜 시행연도를 실제 시행연도 5년 전과 10년 전으로 설정해서 생산량 증가효과가 발생하는지를 알아보았다. 또한 가짜 시행연도만을 고려해서 분석한 후. 실제 사업시행연도를 포함한 분석을 시행 하였다. 28 〈Table 13〉에는 플라시보 검증 결과가 나타나 있다. 분석은 앞서 시행한 분석 과 동일한 방법으로 시행하였다. 열 (1)을 보면, 실제 시행연도 5년 전에 본사업이 시행 되었다고 가정한 경우. 생산량 증가효과가 통계적으로 유의한 수준에서 나타나지는 않 았다. 열 (2)에서는 실제 시행연도를 포함해서 분석을 실시하였는데. 실제 재해보험이 실시되었을 때에는 생산량 증가효과가 나타났지만 가짜 시행인 경우에는 마찬가지로 통 계적으로 유의한 수준에서 효과가 발생하지 않았다. 열 (3)과 열 (4)에서는 가짜 시행연 도를 10년으로 설정해서 분석을 하였다. 분석한 결과 열 (1) 및 열 (2)와 마찬가지로 가 짜 시행연도에서는 통계적으로 유의한 수준에서 생산량 증가효과가 발생하지 않았다. 반면, 실제 시행연도에서는 앞선 결과와 유사하게 나타났다. 이는 재해보험의 효과가 신뢰할 수 있음을 의미하는 것으로 해석할 수 있고. 강건성 점검을 통해 본 연구의 결과 가 통계적으로 유의함을 보여준다고 판단할 수 있다.

²⁶ 가짜 시행연도는 개별 작물별로 실제 시행한 시범사업의 5년 전, 10년 전으로 인위적으로 설정하였다.

²⁷ Cheng and Hoekstra(2013)는 자기방어를 위해 집에 침입하는 사람에게 총기를 사용할 수 있는 법 (castle doctrine law)에 대한 플라시보 검증을 위해 법 시행 2년 전과 실제 법 시행연도를 비교하는 방법을 사용하였다.

²⁸ 가짜 시행연도만을 고려했을 때에는 2001년 후를 제외한 분석을 실시하였고, 실제 시행연도까지 고려 했을 때에는 전 기간을 사용하였다.

(Table 13) Robustness Check 2-Placebo Test

	(1)	(2)	(3)	(4)
5 years before ×treatment (ton)	32,318,0 (26,180.9)	44,244,0 (26,973,3)		
post×treatment (ton) (project)		74,840.2** (35,462.5)		
10 years before ×treatment (ton)			16,476.4 (19,739.5)	20,082.6 (28,254.5)
post×treatment (ton) (project)				77,609.4** (34,703.4)
Year effect	Yes	Yes	Yes	Yes
Crop effect	Yes	Yes	Yes	Yes
Time varying controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Linear time trend	Yes	Yes	Yes	Yes
R^2	0.477	0.675	0.483	0.603
N	503	791	503	791

Ⅵ. 결론 및 정책적 제언

농업재해보험은 자연재해로 인하여 발생하는 농작물과 농업용 시설물의 피해에 따른 손해를 보상해 줌으로써 농업인들이 농가경영의 안정을 이룰 수 있도록 하기 위해 시작된 사업이다. 2001년부터 시작된 본 사업은 대상 작물의 확대를 통해 보다 많은 농업인들에게 실질적인 도움을 주고자 하고 있다. 그러나 본 사업을 통해 야기되는 현상을 제대로 파악하지 못해서 생기는 문제점을 간과해서는 안 될 것이다. 농업인들은 위험감소를 통해서 생산양식을 변화시키려는 유인을 가지게 되고, 이는 본 연구의 결과와 같이 생산량을 증가시키는 방향으로 나타나고 있다. 그러나 생산량이 증가하게 되면 이에 따

라 가격이 하락하는 현상이 나타나게 된다. 농업인들의 수익이 작물가격과 생산량의 함수로 이루어진다면 오히려 소득이 감소하는 결과를 초래할 수도 있게 된다.²⁹ 만약 부 (-)의 소득효과가 발생하게 되면 본 사업의 근본적인 목적인 농가경영 안정에 오히려역효과를 발생시킬 수 있다. 그러나 재해보험사업이 농업인들에게 경제적으로 상당 부분 도움이 되고 있는 현실을 감안할 때 사업을 중지하는 것은 대안이 아닐 것이다.

이에 정부가 본 사업을 효율적으로 운영하고 작물시장 안정화 및 농가경영에 도움을 주기 위해서 새로운 노력을 할 필요가 있다는 점을 강조하고자 한다. 이를 위해서는 국 내시장과 해외시장, 두 시장을 구분해서 정책의 효율성을 높여야 하겠다. 국내시장을 타깃으로 한다면 작물을 1차적으로 소비하는 것에 더해서 작물을 원료로 이용해서 소비 하는 다양한 사업방안을 모색하는 것이 필요하다. 현재 국내뿐만 아니라 외국에서도 과 수작물의 의학적인 사용에 대한 연구가 활발히 진행 중에 있다. 이를 통해 작물의 효능 을 이용한 약이 판매되고 있다. 그리고 작물의 효능에 대한 연구를 통해서 여성을 위한 화장품사업도 많이 활성화되어 있다. 따라서 작물의 의학적 가치에 대한 심도 있는 연 구를 통해 작물을 가공해서 2차적으로 이용할 수 있는 사업을 개발하는 노력이 필요하 다. 해외시장을 타깃으로 한다면 정부 차원에서 생산자들이 보다 쉽게 해외시장에 진출 할 수 있도록 생산자들의 해외시장 접근성을 강화시킬 수 있는 노력이 필요하다. 정부 차원에서 해외시장의 판로를 적극적으로 개척할 수 있다면 이는 생산자들에게 새로운 소득원을 제공해 주는 역할을 할 것이다. 따라서 정부가 국내 및 해외 시장에 대한 분석 을 통해 새로운 작물시장을 개척하여 농가에 또 다른 소득원을 제공해 줄 수 있다면 재 해보험을 통해 증가된 생산을 보다 효율적으로 이용할 수 있게 되고. 이는 다시 농가소 득의 증가로 귀결될 것이다.

²⁹ 정확한 소득효과를 살펴보기 위해서는 작물가격의 수요탄력성을 조사해야 한다.

참고문헌

- 김태균 외, 『농작물 재해보험의 효과적 정착방안에 관한 연구』, 농림부, 2003.
- 농림축산식품부. 『농업재해보험연감』, 2001~12.
- 농림축산식품부, 「농어업재해보험, 2012년 총 5,967억원의 보험료 지급」, 보도자료, 2013. 1. 17. 농림축산식품부, 『농림축산식품 주요통계』, 2014. http://lib.mafra.go.kr, 접속일자: 2014. 5. 9.
- 농협손해보험, 내부 데이터, 접속일자: 2013. 10. 25.
- 박창균·여은정, 「국내 풍수해보험시장에서의 역선택 문제에 관한 실증분석」, 『한국개발연구』, 제35권 제3호, 2013, pp.39~64.
- 이경룡·유지호, 「한국농작물보험시장의 역선택 실증」, 『보험학회지』, 제77집, 한국보험학회, 2007, pp.141~176.
- 정원호·최경환·임지은·김윤종, 『농가경영안정을 위한 농업수입보험제도 도입에 관한 연구』, 한국농촌경제연구원, 2013.
- 최경환·채광석·윤병석, 『농작물재해보혐의 성과와 정책과제』, 한국농촌경제연구원, 2010. 한국개발연구원, 『농어업 재해대책 사업군』, 2013년도 재정사업 심층평가 보고서, 2013.
- 한국농촌경제연구원 농업관측센터, 『농업전망』, 각년도. http://aglook.krei.re.kr/jsp/pc/front/prospect/eventDataList.jsp, 접속일자: 2014. 5. 9.
- Angrist, Joshua D. and Alan B. Krueger, "Instrumental Variables and the Search for Identification: From Supply and Demand to Natural Experiments," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 15, No. 4, 2001, pp.69~85.
- Cheng, C. and M. Hoekstra, "Does Strengthening Self-defense Law Deter Crime or Escalate Violence? Evidence from Expansions to Castle Doctrine," *Journal of Human Resources*, Vol. 48, No. 3, 2013, pp.821~854.
- Choi, Jung-Sup and Peter G. Helmberger, "How Sensitive are Crop Yields to Price Changes and Farm Programs?" *Journal of Agricultural and Applied Economics*, Vol. 25, No. 1, 1993, pp.237~244.
- Goodwin, B. K., M. L. Vandeveer, and J. Deal, "An Empirical Analysis of Acreage Effects of Participation in the Federal Crop Insurance Program," *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 86, No. 4, 2004, pp.1,058~1,077.

- Just, Rickard E., Linda Calvin, and John Quiggin, "Adverse Selection in Crop Insurance: Actuarial and Asymmetric Information Incentives," *American Journal* of Economics, Vol. 81, No. 4, 1999, pp.834~849.
- Ligon, E., "Supply and Effects of Specialty Crop Insurance," NBER Working Paper Series, No. 16709, 2011.
- Makki, S. S. and A. Somwaru, "Evidence of Adverse Selection in Crop Insurance Markets," *Journal of Risk and Insurance*, Vol. 68, No. 4, 2001, pp.685~708.
- Roberts, M. J., N. Key, and E. O'Donoghue, "Estimating the Extent of Moral Hazard in Crop Insurance Using Administrative Data," *Review of Agricultural Economics*, Vol. 28, No. 3, 2006, pp.381~390.
- Smith, V. H. and B. K. Goodwin, "Crop Insurance, Moral Hazard, and Agricultural Chemical Use," *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 78, No. 2, 1996, pp.428~438.
- Young, C. E., M. L. Vandeveer, and R. D. Schnepf, "Production and Price Impacts of U.S. Crop Insurance Programs," *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 83, No. 5, 2001, pp.1,194~1,201.
- Wu, JunJie, "Crop Insurance, Acreage Decisions, and Nonpoint-Source Pollution," American Journal of Agricultural Economics, Vol. 81, No. 2, 1999, pp.305~320,

〈웹사이트〉

농수산식품수출지원정보(http://www.kati.net, 접속일자: 2013. 11. 19). 통계청, 국가통계포털(http://www.kosis.kr, 접속일자: 2013. 10. 18, 2013. 11. 28).



(Appendix Table 1) The Per Capita Consumption of Each Crop per Year

(unit: kg)

	Apple	Pear	Grape	Peach	Persimmon	Tangerine	Garlic	Onion	Chili
2000	10.4	6.7	10.3	3.6	4.8	11.9	7.2	14.8	2.5
2001	8.4	8.6	9.7	3.5	4.1	13.5	6.4	16.6	2,3
2002	9.0	7.8	9.0	4.0	4.1	13.3	5.8	15.3	2.2
2003	7.5	6.3	8.1	4.0	3.4	13.0	6.5	13.2	2.4
2004	7.4	9.0	7.9	4.2	4.0	12.0	6.4	15.9	2.1
2005	7.5	8.6	8.2	4.6	4.8	13.1	6.2	17.0	2.2
2006	8.3	8.5	7.1	4.0	4.2	12.7	5.7	15.0	1.7
2007	8.9	9.2	7.3	3,8	4.2	16.0	6.1	20.1	2.2
2008	9.6	9.2	6.9	3.9	4.3	13.0	6.5	17.0	1.7
2009	9.9	8.0	7.4	4.1	3.8	15.4	5.8	22.1	1.7
2010	9.3	5.8	6.9	2,8	3.6	12.5	6.8	28,6	2.6
2011	7.6	5.5	6.3	3.7	3,3	13.6	7.6	33.3	3.7
2012	7.8	3.2	6.7	_	_	13.9	7.9	24.5	3.8

Source: Ministry of Agriculture, Food and Rural Affairs, AGRICULTURE, FOOD AND RURAL AFFAIRS Main Statistics, 2014 (http://lib.mafra.go.kr, accessed: 2014. 5. 9); Korea Rural Economic Institute, Outlook on Agriculture, each year (http://aglook.krei.re.kr/jsp/pc/front/prospect/eventDataList.jsp, accessed: 2014. 5. 9).

韓國開發研究

제36권 제4호(통권 제125호)

주택기격(남: 거시경제에 마치는 영향을 중심으로

송 인 호

(한국개발연구원 연구위원)

House Price Channel: Effects of House Prices on Macroeconomy

Inho Song

(Associate Fellow, Korea Development Institute)

- * 송인호: (e-mail) inhosong@kdi.re,kr, (address) Korea Development Institute, 15, Giljae-gil, Sejong-si, 339-007, Korea,
- Key Word: 주택가격(House Price), 소비(Consumption), 동태적 확률적 일반균형모형(DSGE Model), 보완재(Complements)
- JEL Code: C1, C10, D50, E30, E44, E52, G10, G12, R21
- Received: 2013. 11. 20 Referee Process Started: 2013. 11. 28
- Referee Reports Completed: 2014. 11. 20

KDI Journal of Economic Policy, vol. 36, no. 4, 2014

© Korea Development Institute 2014

ABSTRACT

This paper investigates the manner in which house prices affect macroeconomic variables through a house price channel by applying the method of Iacoviello (2005) to Korean data, and establishing a DSGE model with complementarity. This paper found that higher LTV ratio coupled with stronger complementarity results in the co-movement in both consumption and housing. For instance, the results show that when the LTV ratio and complementarity stands respectively at 50% and 0.42, an 1% rise in house prices increases consumption by 0.057%, and when the complementarity parameter increases to 0.52 with LTV remains unchanged at 50%, consumption rises by 0.047% per 1% increase in house prices. An increase in house prices leads credit constraints for borrowers to become more loose as value of a house rises as a collateral. The increase in household credit enables more consumer spending, eventually leading to increased consumption. A key link in which house prices are connected to macroeconomic variables is change in consumption. To put it simply, a rise in house prices leads to an increase in consumption, which consequently impacts the overall macro-economy. At this point, complementarity is found, in that the elasticity of intra-temporal substitution between housing and consumption is estimated at 0.42, which plays an important role in the house price channel by amplifying the effects of house prices on consumption.

본 논문은 주택가격이 주택가격채널을 통해 거시경제변수에 어떻게 영향을 미치는지를 분석하였다. 분석의 방법으로는 lacoviello(2005)의 경제구조와 동태적·확률적 일반균형(DSGE) 모형을 한국 데이터에 적용하였다. 본 논문의 분석 결과에 따르면, 주택과 소비 간 보완성이 강할수록 주택가격 상승에 대한 소비의 반응은 더 커지면서 주택과 소비 간 동조 현상이 나타난다. 보완성이 0.42이고 LTV(주택담보대출)가 50%일 때 주택가격의 1% 상승은 소비를 0.057% 상승시키고, 보완성이 0.52인 경우 1%의 주택가격 상승은 소비를 0.047% 상승시킨다. 한편, 주택가격이 거시경제변수와 연계성을 가지는 주요 통로는 소비의 변화이다. 주택가격이 상승하면 소비가 늘어나고, 이는 다시 거시경제 전반에 걸쳐 영향을 미치게 된다. 한편, 주택과 소비 간 기간내대체탄력성은 0.42로 추정되어 주택과 소비 간 보완성이 존재함을 확인하였다. 이 보완성은 주택가격이 소비에 미치는 영향을 증폭시키는 중요한 역할을 한다.

I. 서 론

2008년 글로벌 금융위기 이후 주택시장의 특성과 거시경제의 연계성에 대한 연구가활발히 진행되어 왔다. 서브프라임 부동산시장 위기 당시 미국의 경기침체는 미국대공항 이래 두 번째로 긴 1년 6개월간 지속되었으며, 금융시장에 끼친 충격의 크기 또한 유례없는 것이었다. 이후 부동산시장이 거시경제의 주요 충격 원인의 하나로 취급되기 시작하면서 주택은 거시경제모형의 효용함수 내에서 주요 요소로 자리 잡기 시작했다. 과거에는 주택시장이 경기 충격이나 정책 변화의 결과로 다루어졌으나 최근 들어서 주택시장은 경기변동주기의 주요 원동력의 하나로 자리매김한 것이다. 과거에는 경기변동성을 설명하는 주요 동력으로서 기술혁신에 의한 기술 충격이 주요 요소로 다루어졌으나, 주택시장의 충격이 기술 충격만큼이나 경기변동성을 잘 설명해 준다는 Kiyotaki and Moore(1997)의 연구 이후 많은 학자들이 주택가격과 거시경제 사이의 관계를 주목하게 되었다. 즉, 주택가격이 경기변동성을 설명하는 주요 동력의 한 요인으로 다루어진 것은 Kiyotaki and Moore(1997)에서 비롯되었다고 할 수 있다. 이러한 흐름에서 Iacoviello(2005)는 동태적・확률적 일반균형(DSGE)모형을 통해 주택을 효용함수의 직접적인 요소 변수로 구축하여 주택가격의 변화를 통한 경기변동성을 설명하였다.

한편, 주택가격이 거시경제변수와 연계성을 가지는 주요 통로는 소비의 변화이다. Friedman(1957)의 항상소득가설은 자산가치의 변화가 소비의 변화에 영향을 주고 있음을 설명하고 있다. 한편, Hall(1978), Hall and Maskin(1982)은 소비에 영향을 주는 자산가치의 변화는 주로 예측 불가능한 충격에 의한 것이라고 주장한다. 그리고 Campbell and Cocco(2007)는 예측할 수 없는 주택가격의 효과와 예측 가능한 주택가격의 효과를 각각 자산효과(wealth effect)와 담보효과(collateral effect)로 구분하여 실증분석을 실시하였다. 여기서 주택시장에서의 자산효과란 주로 예측할 수 없는 주택가격의 상승으로 인하여 소비가 증가하는 현상을 의미하고, 담보효과란 예측 가능한 주택가격 상승효과로 인해 차업제한이 완화되고 차업여력이 증대되어 소비가 증가하는 현상을 의미한다. 이러한 담보효과는 통상적으로 LTV(Loan to Value)와 연계된다.1

¹ 이하 본 논문에서의 LTV는 담보인정비율 또는 주택담보대출비율을 의미한다.

주택은 공간시장에서는 주택서비스를 제공하는 상품이며 또한 자산시장에서는 주택가 격과 연동되는 투자자산의 역할을 한다. 투자자산으로서의 주택은 가계와 국가자산에서 가장 큰 비중을 차지하고 있다.² 공간시장에서의 주택은 주거의 질과 더불어 지역과 위치라는 특수성과 매우 긴밀히 연결되어 있고, 지역 및 위치가 주택서비스를 형성하는 주요 요소의 하나로 작용한다.

본 논문에서는 주택이 가지는 공간시장과 자산시장에서의 역할을 DSGE 모형 내에서 구현하였고, 주택가격으로 인한 자산가치와 담보가치를 분석하기 위해 Iacoviello(2005)의 방법을 사용하였다. 더 나아가 Iacoviello(2005)의 방법의 한계점인 주택과 소비 간보완성이 설명될 수 없다는 점을 극복하기 위해 가계의 효용함수에서 주택과 소비 간CES(Constant Elasticity Substitution)를 새로이 설정하였다. 모형 내에서의 보완성의 구축은 주택과 소비 간 보완성이 존재한다는 미국의 연구(Flavin and Nakagawa[2004]; Siegel[2004]; Stokey[2007])와 우리나라의 연구(이항용[2004]; 송인호[2012a])를 반영하기 위한 것이다. 모형 내에서의 가계는 차입가계(신용제약이 있는 소비자)와 대출가계(신용제약이 없는 소비자)로 분류하고, LTV가 50%인 경제와 60%인 경제구조하에서 주택가격 변화가 발생했을 때 소비가 어떻게 반응하는지를 살펴보았다.

본 DSGE 모형의 시뮬레이션 결과에 따르면, 주택가격 상승은 LTV가 높아질수록(차입제한이 완화될수록) 소비의 반응을 더 증가시킨다. 본 논문은 주택가격이 거시경제변수, 특히 소비에 어떻게 영향을 미치는지를 주택가격채널을 통해 살펴보는 데 중점을 둔다. 모형 내에서의 차입가계는 주택을 담보로 차입하면서 소비의 효용을 극대화한다. 그리고 주택담보의 가치는 주택가격에 의해 연동되고 주택가격은 모형 내에서 내생적으로 결정된다. 즉, 주택가격이 상승하면 가계의 주택담보가치는 상승하게 되고 이는 가계의 차입여력을 확대시킨다. 가계의 차입여력의 증가는 가계의 신용제약을 완화시키고 결국 소비를 원활히 하여 소비의 증가를 가져온다.

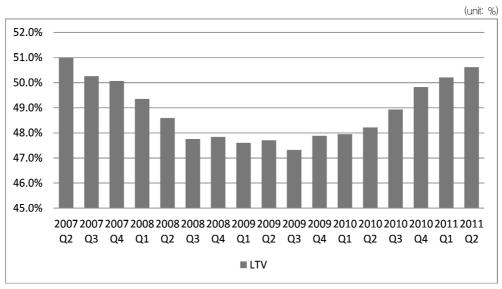
본 논문의 구성은 다음과 같다. 다음 절에서는 주택시장과 관련한 전형적 사실과 주택시장과 소비의 관계를 다룬 기존 문헌을 고찰하며, 제Ⅱ장에서는 DSGE 모형이 어떻게 구성되는지를 설명하고, 파라미터의 캘리브레이션과 추정과정을 보여준다. 제Ⅲ장에서는 모형에 따른 시뮬레이션 결과를 보여주고, 제Ⅳ장에서는 이 결과의 함의를 살펴보면서 그에 따른 정책적 시사점을 도출한다.

² 통계청의 「2011년 국가자산통계」에 따르면, 우리나라의 국부총액은 8,300조원이고, 이 가운데 부동산 자산은 총자산의 69%에 이른다. 이는 GDP의 약 5배에 해당하는 금액이다. 한편, 유동자산 중에서 토지를 제외한 건물의 가치(주거용 건물과 비주거용 건물)만을 고려할 경우 GDP의 1,5배에 달한다.

1. 전형적 사실(stylized facts): 주택 관련 변수와 경제성장

[Figure 1]은 우리나라의 전체 평균 LTV 추이를 나타내고 있다. 최근의 LTV는 평균적으로 약 50%를 유지하고 있는 모습으로, 2009년 3분기 이후 지속적으로 상승하고 있다.

한편, [Figure 2]는 주택가격 상승, 주택담보대출 증가, 그리고 경제성장 간의 관계를 보여준다. 주택담보대출 증가율과 주택가격 상승률은 대체로 함께 움직인다는 것을 알수 있다. 다만, 대출 증가율은 2008년 글로벌 금융위기 시점에 주택가격의 부진과 더불어 급속히 축소되었다. 2008년 이후 주택담보대출 증가율은 어느 정도 회복되는 모습이고 이는 [Figure 1]의 LTV에서도 확인된다. 그리고 2006년 4분기 주택가격 상승률이 최고일 때 주택담보대출 증가율 또한 최고 수준을 형성하였다. 그러나 2010년 4분기 이후부터 2011년 4분기까지는 주택가격과 주택담보대출의 공조 현상이 약하게 나타난다. 경제성장은 2006년부터 2010년까지의 시계열상에서 주택가격에 후행하는 모습으로 나타난다. 이후 경제성장은 주택가격 상승과 미약하게 공조 현상을 보여준다.

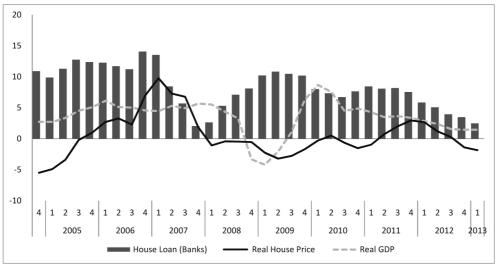


[Figure 1] Average LTV Level in Korea

Source: Ko and Yoon (2008), recite,

[Figure 2] House Price Growth, Loan Growth, and Economic Growth Rates

(Unit: %, year-on-year)



Source: Kookmin Bank, 'KB Monthly Survey of House Prices' (http://nland.kbstar.com, accessed: March 30, 2014).

The Bank of Korea, Economic Statistics System (http://ecos.bok.or.kr, accessed: March 30, 2014).

2. 기존 문헌 고찰

Iacoviello(2005)와 Iacoviello and Neri(2010)는 주택시장과 거시경제변수 간 관계를 DSGE 모형을 사용하여 체계적으로 설명하였다. 이들의 효용함수에 대한 기본적 가정은 주택소비와 비내구재소비 간의 관계는 분리적이라는 것이다. 그러나 일반적으로 미시데 이터에서는 주택소비와 비내구재소비 간의 관계는 상호 분리되지 않는 보완재로서의 성격이 나타난다. 이러한 관점에서 그들의 모형은 데이터에 나타나는 주택과 소비 간 보완성이 모형 내에서 나타나지 못하고, 이러한 보완성이 주택가격을 통해 거시경제에 어떻게 영향을 미치는지를 설명할 수 없다는 한계를 가지고 있다.

김세완(2009)은 평활전이자기회귀(Smooth Transition Autoregressive: STAR)모형을 이용하여 한국에서의 주택가격과 소비 시계열의 비선형성, 그리고 소비의 주기적 행태에 대하여 설명한다. 평활전이자기회귀모형에 근거한 그랜저 인과관계 검정은 자산효과 (wealth effect)의 존재를 보여준다. 추정 결과에 따르면, 비선형 그랜저 인과관계 검정에 에서는 선형의 검정에 비하여 더욱 유의하게 주택가격이 소비에 동태적인 영향을 주고 있는 것으로 나타나 주택가격이 소비에 미치는 영향에 대한 시사점을 제공하였다. 그러

나 이러한 결과는 주택의 담보효과가 소비에 어떻게 작용하는지를 설명하지 못하는 한 계점이 있다.

윤성훈(2002)은 자산가격의 급변동이 소비에 미치는 영향을 분석하였다. 결과에 따르 면, 주가 및 지가의 변화가 내구재소비 변화에 가장 큰 영향을 주었던 시기는 시계열상으로 1990년대 초반이고, 이 시기에 특히 자산가격의 변동성 증가가 소비 변화에 큰 영향을 끼친다는 결론을 내렸다. 정한영(2003)은 자산가격 버블이 소비의 변화에 미치는 정도를 실증분석하면서 민간소비 증가율이 소득 증가율을 크게 상회시키는 요인으로 자산가격 버블을 지목하였다. 서승환(2012)은 실질주택가격 변화와 민간소비 변화 간에 정(+)의 상관관계가 있음을 확인하고 글로벌 금융위기 이후 담보효과가 강화되고 자산효과가 약화되고 있음을 실증분석을 통해 밝혔다. 그러나 이들의 연구는 일반균형모형을 통한 경제주체들 간의 상호 영향을 설명하지 못하는 한계성을 가지고 있다.

본 논문에서는 주택과 소비 간의 관계가 보완적인 성격을 가질 수 있도록 가계의 효용함수를 CES로 설정하였고 기존 연구들에서 언급된 바 있는 자산효과와 담보효과를 동시에 살펴볼 수 있도록 각 경제주체들 간의 내생적 관계를 분석할 수 있는 DSGE 모형을 사용하였다. 그리고 본 논문은 우리나라 데이터에 맞도록 DSGE 모형의 모수를 추정하였고 주택가격의 변화에 따른 거시경제의 변화를 시뮬레이션 분석하였다.

Ⅱ. 동태적·확률적 일반균형(DSGE)모형의 구성

먼저 본 모형에서는 주택과 소비 사이의 연관성을 연구한 이항용(2004)과 송인호 (2012a)의 기간내대체탄력성을 기초로 하여 주택과 소비를 분리시키지 않는 비분리형 효용함수를 설정하였다. 이항용(2004)은 한국은행 국민계정 데이터를 사용하여 기간내대체탄력성을 0.2~0.4로 추정했고, 송인호(2012a)는 0.39로 추정하였다. 이를 근거로 CES(Constant Elasticity Substitution) 효용함수를 사용하여 일반균형모형을 구축하였다. 기존 거시모형 연구들은 주택과 소비를 독립적으로 보고 가계의 효용함수를 로그선 형함수로 설정하였으나 본 논문에서는 주택과 소비 사이의 보완적 특성을 고려하여 비분리형 CES 효용함수를 적용한 DSGE 모형을 사용하였다. 이때 기간간대체탄력성과 기간내대체탄력성 사이의 상호연계성이 가계의 효용극대화 문제에서 중요한 역할을 하게

Lender

Bond Investment
Bond Investment
Bond Issuance

Borrower

Final Goods

Final Good Producer

Borrower

Final Good Producer

[Figure 3] Economic Structure of the Model

된다. 모형에 설정된 경제구조는 Iacoviello(2005)와 송인호(2012b)의 모형에 기초하였다. 가계의 경제구조는 대출가계(주택담보의 예산제약을 가지지 않음)와 차입가계(주택담보의 예산제약을 가지지 않음)와 차입가계(주택담보의 예산제약을 가짐)로 간단히 구분하였는데, 이러한 경제구조는 Kiyotaki and Moore(1997)와 Iacoviello(2005)에 기반을 둔 것이다. [Figure 3]에서 보듯이 모형의 구성은 효용극대화를 원하는 서로 다른 소비자인 대출가계와 차입가계, 중간재를 생산하는 중간재 생산자, 최종소비재를 공급하는 최종소비재 생산자, 끝으로 명목금리를 조정함으로써 통화정책을 수행하는 중앙은행으로 이루어져 있다.

1. 대출가계

대출가계의 효용은 소비와 주택서비스를 통해서 극대화된다. 이때 소비와 주택은 비분리함수인 CES(Constant Elasticity Substitution) 효용함수를 통해 서로 연계된다. 여기서 C_{1t} 는 t기의 소비, H_{1t} 는 t기의 주택스톡을 의미하며, ϵ 은 소비와 주택 사이의 기간내대체탄력성을, σ 는 소비와 주택 사이의 기간간대체탄력성을 의미한다. 대출가계는 또한 노동을 제공함으로써 생산에 기여한다. $N_{1,t}$ 는 노동시간을 의미하고, η 는 노동공급탄력성의 역수, j는 주택스톡으로부터 주택서비스를 도출하는 가중치이다. 3 대출가계의 효용함수는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

 $[\]bf 3$ 본 논문에서 밑의 첨자 $\bf 1$ 은 대출가계, $\bf 2$ 는 차입가계, 그리고 $\bf e$ 는 중간재 생산자를 의미한다.

$$U(C_{1,t},H_{1,t},N_{1,t}) = \left\{ \frac{1}{1-\zeta} \left[\left(C_{1,t}^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} + j_t H_{1,t}^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} \right)^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}} \right]^{1-\zeta} - \frac{N_{1,t}^{\eta_1}}{\eta_1} \right\} , \zeta = \frac{1}{\sigma}$$
 (1)

한편, j는 다음과 같은 확률적 과정을 따른다고 가정한다.

$$\ln j_t = \ln j + \rho_j \ln j_{t-1} + \epsilon_{j,t}, \quad \epsilon_{j,t} : iid \sim N(0; \sigma_j^2)$$
(2)

결국 대출가계의 효용극대화 문제는 아래와 같이 표기된다.

$$\max_{\left\{b_{1,t}C_{1,t},H_{1,t},N_{1,t}\right\}_{t=0}^{\infty}} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta_1^t U\left\{C_{1,t},H_{1,t},N_{1,t}\right\}$$
(3)

s.t.

$$C_{1,t} + (H_{1,t} - H_{1t-1})q_t + \phi_{h1}q_tH_{1,t} + \frac{R_{t-1}}{\pi_t}b_{1,t-1} = w_{1,t}N_{1,t} + b_{1,t} + f_t$$

여기서 E_0 는 기대연산자(expectation operator)이고, β_1 은 대출가계의 주관적 할인 요소로 차입가계의 주관적 할인요소 β_2 에 대해 $\beta_1 > \beta_2$ 라고 가정한다. q_t 는 실질주택 가격, w_t 는 실질임금, b_t 는 무위험 1기 채권, f_t 는 최종소비재 생산자의 이익이 대출가계로 이전되는 소득을 의미한다. R은 명목금리로서 중앙은행이 통화정책을 수행하는데 사용한다. ϕ_{h1} 은 주택보유에 따른 주택 관련 비용을 의미한다. 4 대출가계는 대출금에 대한 이자를 수령하는데, 이자는 대출금액과 명목금리의 곱으로 나타낼 수 있다. π_t 는 인플레이션을 의미하며, P_t/P_{t-1} 로 정의한다.

대출가계는 매 t기에 대출 b_1 을 실행한다. 정상적 상태(steady state)에서 대출가계의 대출은 b_1 로 표시하고, 이때 b_1 은 음수가 된다. 이와 반대로 신용의 제약을 받는 차입가계의 대출금은 b_2 이고 b_2 는 양수가 된다. 또한 중간재 생산자의 대출금은 b_e 로 나타낼 수 있으며, b_e 정상상태에서의 모든 대출금액과 차입금액은 다음과 같은 식으로 표현된다.

$$b_1 + b_2 + b_e = 0$$

 $[\]phi_{h1}$, ϕ_{h2} , ϕ_{he} 는 각각 대출가계, 차입가계, 중간재 생산자의 주택보유 관련 비율을 의미한다. 대표적 인 예로, 주택보유세를 포함하며 최초로 주택을 구입함에 따른 거래 관련 비용 등을 모두 포함하는 것으로 가정한다.

2. 차입가계

차입가계의 효용은 소비와 주택서비스에 의해 결정된다. 이때 비분리함수인 CES 함수를 통해 소비와 주택 사이의 효용을 나타낼 수 있다. 차입가계는 신용의 제약을 받지 않는 대출가계와 달리 주택을 담보로 활용하여 차입하며, 이때 담보금액이 주택가격보다 높아질 수 없다는 신용의 제약을 가진다. 신용의 제약을 받는 차입가계는 아래와 같은 효용극대화식을 가진다.

$$\max_{\left\{b_{2,t}C_{2,t},H_{2,t},N_{2,t}\right\}_{t=0}^{\infty}} E_{0} \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta_{2}^{t} \frac{1}{1-\zeta} \left[\left(C_{2,t}^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} + j_{t} H_{2,t}^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} \right)^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}} \right]^{1-\zeta} - \frac{N_{2,t}^{\eta_{2}}}{\eta_{2}} \right\}$$
(4)

차입가계는 아래와 같은 예산제약식을 가진다. 대출가계와는 달리 주택담보에 대한 신용제약이 추가로 설정된다. 이때 m_2 는 LTV를 의미한다.

$$C_{2,t} + (H_{2,t} - H_{2t-1})q_t + \phi_{h2}H_{2,t}q_t + \frac{R_{t-1}}{\pi_t}b_{2,t-1} = w_{2,t}N_{2,t} + b_{2,t}$$

$$b_{2,t} \le m_2 q_{t+1}H_{2,t}\pi_{t+1}\frac{1}{R_t}, \ 0 \le m_2 \le 1,$$

$$(5)$$

3. 중간재 생산자

중간재 생산자인 기업가의 효용은 소비에 의해서만 결정되는 것으로 가정한다. 기업 가는 콥터글라스 생산함수를 통해 중간재를 생산한다. 기업가의 효용극대화식과 예산제 약식은 아래와 같다.

$$\max \left\{ C_{et}, b_{et}, I_{t}, K_{t}, H_{t}, N_{1,t}, N_{2,t} \right\}_{t=0}^{\infty} E_{0} \sum_{t=0}^{\infty} \gamma^{t} \ln C_{et}, \\
\frac{Y_{t}}{X_{t}} + b_{et} = C_{et} + \frac{R_{t-1}}{\pi_{t}} b_{et-1} + w_{1,t} N_{1,t} + w_{2,t} N_{2,t} + I_{kt} + I_{Ht} + \xi_{Kt} + \xi_{Ht}$$
(6)

여기서 X_t 는 마크업(markup)으로 중간재 생산가격과 최종소비재 가격 간의 차이를 나타내고, I_{kt} 와 I_{Ht} 는 자본과 주택의 투자를 의미하며, ξ_{Kt} 와 ξ_{Ht} 는 자본과 주택의 조정비용함수를 나타내고, ψ_K 와 δ_k 는 각각 자본조정비율과 감가상각률을 나타낸다.

$$I_{kt} = K_t - (1 - \delta_k) K_{t-1}, \ \xi_{Kt} = \frac{\psi_K}{2\delta} \left(\frac{I_{kt}}{K_{t-1}} - \delta_k \right)^2 K_{t-1}, \tag{7}$$

$$I_{Ht} = (H_{et} - H_{et-1})q_t, \ \xi_{Ht} = \phi_e q_t H_{et-1}$$
(8)

그리고

$$R_t b_{2,t} \le m_e q_{t+1} \pi_{t+1} H_{e,t}, \ 0 \le m_e \le 1,$$
 (9)

이다

중간재 생산자는 소비자로부터 노동과 자본을 제공받아 중간재를 생산하는데, 이 과정에서 주택도 생산투입요소로서 함수에 포함된다. μ 와 ν 는 생산에 대한 자본과 주택의 탄력성 그리고 α 는 대출가계의 노동투입 비중을 의미한다.

$$Y_{t} = Z_{t} (K_{t-1}^{\mu} H_{t-1}^{\nu}) (N_{1t-1}^{\alpha(1-\mu-\nu)} N_{2t-1}^{(1-\alpha)(1-\mu-\nu)})$$

$$\tag{10}$$

기술적 충격은 평균으로 회귀하는 확률적 과정을 따른다고 가정한다.

$$\ln Z_t = (1 - \rho_Z) \ln \overline{Z} + \rho_Z \ln Z_{t-1} + \epsilon_{Z,t}, \quad \epsilon_{Z,t} : iid \sim N(0; \sigma_Z^2)$$
(11)

이때 주택의 자본화에는 어떠한 조정비용이나 제약이 없는 것으로 가정한다.

4. 최종소비재 생산자

최종소비재 생산자가 존재하는 시장은 독과점 경쟁시장으로 가정한다. 따라서 최종소비재 생산자는 독점적 이윤을 가지게 되고, 이 이윤은 대출가계로 전달된다. Calvo (1983)에 따라 최종소비재 생산자는 $(1-\theta)$ 의 확률로 가격을 재조정한다. 최종소비재 공급자는 기업가에게 P^i 를 주고 중간재를 구매한다. 이때 최종소비재 기업은 비용최소화를 통해 중간재 가격들로 구성된 최종재 가격을 다음과 같이 가지게 된다.

$$P_{t} = \left(\int_{0}^{1} P^{i_{t}}(g)^{(1-\xi)} dg \right)^{\frac{1}{1-\xi}}.$$
 (12)

그리고 최종재 생산자는 $P_t(g)$ 를 받고 소비자에게 최종소비재를 제공한다. 이때 최종소비재는 다음과 같이 표기된다.

$$Y_t = \left(\int_0^1 Y_t(g)^{(\xi - 1)/\xi} dg \right)^{\frac{\xi}{\xi - 1}}$$

총가격(aggregate price)은 가격이 조정되지 않는 확률 θ 로 다음과 같이 표기된다.

$$P_{t} = \left(\theta P_{t-1}^{\xi} + (1-\theta) P_{t}^{*(1-\theta)}\right)^{\frac{1}{1-\xi}}.$$
(14)

한편, X는 마크업이고 정상상태에서 $X=\frac{\xi}{\xi-1}$ 을 만족한다. 최종재를 생산하는 생산자의 이익은 $F_t=\left(1-\frac{1}{X_t}\right)Y_t$ 이고, 이는 최종적으로 대출가계로 이전된다. 5 총공급 함수는 $\hat{\pi_t}=\beta \hat{\pi_{t+1}}-k\hat{X_t}+\hat{\epsilon_{u,t}}$ 이며, 각 변수의 머리 위에 표기된 ^은 정상상태로부터의 퍼센트 변화(percent changes from the steady state)를 의미한다.

5. 중앙은행

중앙은행은 명목금리를 조정함으로써 통화정책을 수행하고, 통화정책의 수행에 있어서 테일러 준칙을 준수한다고 가정한다. 따라서 통화정책은 전기의 인플레이션과 경기변동의 영향을 받는다.

$$R_{t} = R_{t-1}^{\alpha_{R}} \left(\pi_{t-1}^{1+\alpha_{\pi}} \left(\frac{Y_{t-1}}{\overline{Y}} \right)^{\alpha_{Y}} \overline{R} \right)^{1-\alpha_{R}} \epsilon_{R,t}$$

$$(15)$$

여기서 $\overline{Y},\overline{R}$ 은 각각 정상상태의 총생산과 이자율을 의미하고, 중앙은행은 전기의 인플레이션과 총생산에 대해 반응하면서 내생적으로 명목금리를 결정한다. 한편, $\alpha_R>0$ 으로 추정되면서 과거 금리의 지속성 정도를 나타낸다. $\epsilon_{R,t}$ 는 평균 0에 분산 σ_R^2 을 따르는 백색잡음을 의미한다.

⁵ 최종재 생산자의 기대할인 한계비용과 기대할인 한계이익의 일치점인 균형가격 도출과정은 Bernanke et al.(1999)에서 인용하였으며, Iacoviello(2005)의 연구에서도 Bernanke et al.(1999)의 균형가격 도출과정을 인용하였다. 또한 총생산총공급곡선의 도출과정은 이들 논문을 참조하였다.

6. 일반균형을 위한 정상상태

모든 경제참여자는 예산제약식, 차입제약조건, 1계조건(first order condition) 모두 를 충족시킨다. 이와 함께 어떠한 충격이 없을 때, 시장은 정상상태가 되며 이때 정상 상태조건은 본 논문의 부록에 기술되어 있다. 시장청산을 위한 조건은 주어진 $\begin{bmatrix} H_{1t-1}, H_{2t-1}, H_{et-1}, R_{t-1}, b_{1t-1}, b_{2t-1}, b_{et-1}, P_{t-1} \end{bmatrix}$ 에서 노동시간은 $N_{1t} = N_{2t}$, 주택은 $H_{et} + H_{1t} + H_{2t} = H_t$, 그리고 $h_{et} + h_{1t} = h_{2t} = h_{2t}$ 한국한다. 균형에서의 분배와 가격은 각각 $\left\{ Y_t, C_{e,t}, C_{1,t}, C_{2t}, H_{e,t}, H_{1,t}, \right\}_{t=0}^{\infty} , \left\{ w_{1t}, w_{2,t}, R_t, q_t, P_t, P_t^*, \lambda_t \right\}_{t=0}^{\infty} 으로 각 H_{2t}, h_{e,t}, h_{1,t}, h_{2t}, N_{1,t}, N_{2,t} \right\}_{t=0}^{\infty}$

경제주체들의 효용극대화 문제의 조건식들을 만족한다.

7. 캘리브레이션과 추정

추정과정에서는 충격변수 추정에 중점을 두었다. 모형 내에서 작동하는 충격변수는 인플레이션 충격, 주택수요 충격, 그리고 기술 충격과 금리 충격이고, 이들 변수의 자기회귀계수와 표준편차를 추정하는 것이 주요 초점이다. 이 중 금리 충격의 자기회귀계수는 별도의 OLS를 통해 추정하였다. 충격변수의 추정 이외에도 기간간대체탄력성과 기간내대체탄력성 모수를 추가적으로 추정하였다. 이들 모수는 CES 효용함수로 연결되어 있으며, 특히 기간내대체탄력성 모수의 추정은 다른 기존 문헌에서 얻어진 추정치와 비교해 볼 수 있으므로 보완성 존재 유무를 확인하는 강건성 점검 차원에서 유용하다. 마지막으로 대출가계와 차입가계의 비중을 추정하였는데, 이 비중은 구체적인 데이터에서 기준을 설정하기 모호하고 그에 따라 가계를 구분 짓는 것이 어렵다는 점을 감안하여 모형 내에서 결정되도록 하였다. 이 외의 다른 모수는 기존 문헌에서 사용한 파라미터를 준용하거나 캘리브레이션하였다.

가. 캘리브레이션(calibration) 및 모수화(parameterization)

가계의 주관적 할인율과 기업가의 주관적 할인율 수치는 기존의 논문들에서 준용된 수치를 적용하였다. 모수 j는 정상상태에서 0.21로 캘리브레이션되었으며, 이 수치는 국부통계의 유형고정자산 중에서 건물(주거용 건물과 비주거용 건물)의 자산가격이

200 160 120 80 40 1997 1998 1999 2000 2001 2002 2003 2004 2005 2006 2007 2008 2009 2010p)

[Figure 4] The Ratio of House Prices to GDP

Source: The Bank of Korea, Economic Statistics System (http://ecos.bok,or,kr, accessed: March 30, 2014),

GDP에서 차지하는 비중을 나타낸다.⁶ [Figure 4]에 따르면, 2010년을 기준으로 건물자 산이 GDP에서 차지하는 비중은 약 150% 내외로 나타난다.

그리고 모수 m_2 , m_e 의 경우 우리나라의 전체 평균 LTV 비율을 적용하였다. 노동탄력성, 자본에 대한 탄력성, 주택에 대한 탄력성 모수는 이전의 논문 7 들에서 인용된 수치를 준용하였다.

나. 추정

모수 추정을 위해 간격최소화방법(Minimum Distance Method)을 사용하였다. 간격함수(distance function)는 $f(b)=IRF_M(b)-IRF_D(b)$ 이며, 이때 $IRF_M(b)$ 는 모형의 충격반응함수(Impulse Response Function), $IRF_D(b)$ 는 데이터의 충격반응함수를 나타내고, b는 추정되는 모수의 벡터 $(\epsilon,\zeta,\alpha,\rho_\pi,\rho_j,\rho_Z,\sigma_u,\sigma_j,\sigma_Z)$ 를 의미한다. 이들 모수의 추정치는 $J_t(b)=Min[f(b)'\Sigma f(b)]$ 를 만족하며, 이때 $\Sigma=W\Omega^{-1}$ 이고 Ω^{-1} 은 충격반응함수의 샘플분산의 역매트릭스(inverse matrix)를 의미한다. 간격최소화방법을 통해 추정되는 모수는 충격변수의 표준편차 및 자기회귀계수이다.

⁶ 즉, 국부통계의 유형고정자산 중 주거용 건물과 비주거용 건물의 자산가치를 한국은행 국민계정상에서 의 GDP로 나누어 건물의 가치가 GDP에서 차지하는 비중을 계산하였다.

⁷ 국내 문헌과 Iacoviello(2005) 등.

(Table 1) Calibration

Parameter	Value	Description	
eta_1	0.99	Subjective discount rate of household loans (Kim and Yang [2004])	
eta_2	0.95	Subjective discount rate of household borrowing (Kang [2006])	
γ	0.98	Intermediate goods producer's subjective discount rate (lacoviello [2005])	
μ	0.3	Production elasticity of GDP to capital (Kim and Yang [2004])	
ν	0.03	Production elasticity of GDP to house (lacoviello [2005])	
η	1.01	The inverse of the labor supply elasticity (lacoviello [2005])	
$\phi_{h1},~\phi_{h2},~\phi_{h2}$	0.01	Housing transaction costs (Won [2013])	
m_2 , m_e	0,5	LTV (Country average LTV)	
δ_k	0.03	Discount rate of capital (lacoviello [2005])	
ψ_K	2	Adjustment cost for capital (lacoviello [2005])	
θ	0.75	Probability of price changes of Calvo (lacoviello [2005])	

Source: The Bank of Korea, National Wealth Statistics, various issues.

충격변수에 더하여 기간내대체탄력성과 기간간대체탄력성도 추정하였는데, 특히 기간내대체탄력성은 기존의 주택과 소비 간의 관계를 규명하는 기존 논문에 대한 강건성점검 차원에서 의미 있는 시도라고 할 수 있다. 이는 소비와 주택 간의 관계를 결정짓는 모수로서 보완재의 특성을 결정짓는 주요 모수이다. 이를 추정한 결과 기간내대체탄력성은 0.42로, 1을 크게 하회하는 보완성을 지지하는 기존의 논문들(Flavin and Nakagawa[2004]; Siegel[2004]; Stokey[2007]; 이항용[2004]; 송인호[2012a])과 일치한다.

《Table 2》는 간격최소화방법에 의한 결과를 보여준다. 인플레이션 자기회귀율을 제외하고 모든 모수의 추정치는 통계적으로 유의하게 나타났다. 특히 기간내대체탄력성 ϵ 의 추정치를 통해 미시데이터의 주택과 소비 간 보완성을 확인한 것에 주목할 필요가 있다. 즉, ϵ 이 단위근인 1보다 작은 0.421로 추정되어 주택과 소비가 보완성의 특징을 나타내고 있음을 거시데이터가 보여주는 대목이다.8

데이터의 충격반응을 얻기 위해 선택한 변수는 GDP, 인플레이션, 주택가격, 콜금리

(Table 2) Model Parameter Estimates

Parameters	Estimates	Standard error
$\epsilon\colon$ Intra-temporal elasticity of substitution between housing and consumption	0.421	0.018
ζ: Degree of risk aversion	2,000	0.374
lpha: Wage share for lending household	0,658	0.028
$\rho_\pi\colon$ Autoregressive rate of inflation shock	0.037	0.209
$ ho_{j}$: Autoregressive rate of housing demand shock	0.948	0.009
$ ho_Z$: Autoregressive rate of technology shock	0.943	0.008
σ_u : Standard deviation of inflation shock	0,588	0.111
σ_{j} : Standard deviation of housing demand shock	10,946	2,523
σ_Z : Standard deviation of technology shock	1.347	0.627

이며, 기간은 1991년 1분기에서 2011년 1분기까지이다. 인플레이션은 GDP 디플레이터 의 증가율을 통하여 계산하였다. 촐레스키 배열(Choleski ordering)⁹은 외생성이 순차적 인 시차로 발생하는 것이 중요하다는 것을 고려하여 콜금리, 주택가격, 인플레이션 그리고 국내총생산 순서로 설정하였다. GDP와 주택가격은 BP 필터(Band-Pass filter)를 이용하여 추세를 제거하였다. VAR의 적정시차는 2를 선택하였고, 이는 'Akaike 정보기준 (Akaike information criteria: AIC)', 'Schwartz Bayesian 정보기준(Schwartz Bayesian criteria: SC)'의 결과값을 근거로 하였다.

[Figure 5]는 데이터에 의한 벡터자기회귀(VAR) 충격반응을 보여준다. 주택가격 충격에 대한 금리의 반응은 매우 미세하게 반응하되 양(+)의 방향으로 움직이는 것을 확인할 수 있다. 1분기에는 주택가격 충격에 금리가 반응하지 않고, 2분기에 1%p의 주택가격 상승에 금리가 0.01%p 증가하는 수준으로 반응하여 양의 방향으로 미약하게 움직이는 것을 볼 수 있다. 한편, 주택가격 상승 1%p에 대해 GDP는 5분기 평균 0.08%p 상승

⁸ 본 추정에서는 기존 논문인 이항용(2004)의 결과를 지지하고, 그의 공적분검사에 의해 판명된 보완재의 역할을 본 논문에서는 간격최소화방법을 통해 확인하였다.

⁹ VAR 분석에서는 각 충격을 구조화하고 각 오차항들을 직교화해야 한다. 이때 촐레스키 분해법은 하방 삼각행렬을 설정하고 있어 각 변수의 배열순서가 상호 연결되어 중요한 결과를 가져오게 된다. 그 순 서는 일반적으로 외생성이 강하고 시차가 분명한 순서대로 설정한다. 경우에 따라서는 그랜저 인과관계를 통해 순서를 정하기도 한다. 본 순서는 외생성과 시차 순으로 정하였고, 이는 다른 논문(Iacoviello [2005])에서도 확인된다.

[Figure 5] VAR Impulse Response Curves

··- 금리 반응 ····· 인플레이션 반응 -

— 주택가격 반응

하여 GDP와 주택가격은 양의 방향의 동조 현상을 가짐을 알 수 있다. 금리 충격에 대해서는 예상하는 바와 같이 주택가격과 GDP 그리고 인플레이션이 음(-)의 방향으로 반응하는 것으로 나타났다.

-- · - 금리 반응 ····· 인플레이션 반응 -- 주택가격 반응

한편, 중앙은행의 통화정책은 자기회귀율에 따라 결정되는데, 그에 대한 모수추정은 $\langle {
m Table}\ 3
angle$ 에 기술하였다. 이때 σ_R^2 은 0.9로 추정되었다. 특히 인플레이션에 대한 반응 계수가 1보다 큰 것은 본 모형의 해를 구하는 데 중요한 역할을 하며, 통화정책을 설명하는 테일러식에서의 α_π 가 1보다 크다는 기존 문헌들의 가정과 일치한다.

$$\widehat{R_t} = \alpha_R \widehat{R_{t-1}} + (1 - \alpha_R)((1 + \alpha_\pi)\widehat{\pi_{t-1}} + \alpha_Y \widehat{Y_{t-1}})$$
(16)

$$\widehat{R}_{t} = \frac{0.87 \ \hat{R}_{t-1}}{{}_{(0.05)}} + 0.13 \left(\frac{1.09 \ \hat{\pi}_{t-1}}{{}_{(0.04)}} + \frac{0.29 \ \hat{y}_{t-1}}{{}_{(0.009)}} \right)$$
(17)

(Table 3) Monetary Policy Parameter Estimates

Parameters	Estimates	Standard deviation	
α_R	0.873	0.05	
$lpha_\pi$	0.139	0.04	
α_Y	0.040	0.009	

Ⅲ. 시뮬레이션 결과

1. DSGE 모형 내에서의 주택가격채널

모형 내에서의 주택가격 상승은 순자산의 증가와 함께 담보여력을 확대하면서 신용 증가를 가져오고 이는 소비수요와 주택수요 증가에 기여한다. 증가된 주택수요는 다시 주택가격 상승을 유도하고 추가적인 담보여력 확대로 연결된다. 담보여력의 추가적인 확대는 다시 주택수요로 재연결되면서 주택가격으로의 순환이 반복된다. 담보여력을 나타내는 LTV와 주택가격 간의 관계를 정상상태식을 나타내는 부록의 식 (A1)과 식 (A3)을 통해 간략히 설명할 수 있다. 식 (A3)은 $b_2=\frac{m_2(q\pi H_2)}{R}$ 의 좌변인 담보대출과 우변의 한 요소인 주택가격의 관계를 보여준다. 담보대출 b_2 와 주택가격 q의 관계는 서로 동조 현상을 가지게 되는데, 주택가격이 상승하면 그만큼 담보대출도 증가함을 보여준다. 한편, 정상상태에서의 R과 π , 그리고 j는 각각 1.01, 1, 그리고 0.21로 캘리브레 이션되고, 소비와 주택의 분배 또한 내생적으로 결정되므로 위의 식은 더 간단히 표현될 수 있다. 즉, 식 (A1)의 q는 $q=\frac{1}{(1-0.8m_2)}\times constant^1$ 으로 표현되고, 여기서

$$constant^1 = \frac{j}{0.05} \times \left(\frac{C_2}{H_2}\right)^{\frac{1}{\varepsilon}}$$
 of this

¹⁰ 이때 주택보유비용 모수는 계산의 편익을 위해 0으로 하였고, 이러한 단순화는 결과에 영향을 주지 않는다. 또한 같은 방식과 같은 맥락으로 기간내대체탄력성도 해석의 편의상 1로 적용하여 더 간단히 하였다.

한편, 식 (A3)에 식 (A1)을 대입하면 담보대출은 주택가격으로 인하여 담보여력을 가지게 되고 이는 다시 주택수요와 소비수요에 영향을 주어 다시 주택가격으로의 순환이 작용하게 된다. 즉, 정상상태의 식을 단순화하면 다음과 같이 표기할 수 있다.

$$q \approx \frac{1}{1-0.8m_2} \times constant^1$$
이 $$b_2 \approx \frac{m_2}{1-0.8m_2} \times constant^2$. 11$

분모의 m_2 는 LTV로서, LTV가 높을수록 분모는 더 작아지면서 결국 주택가격과 담보대출의 상승폭이 비선형적으로 확대되는 승수효과를 가지게 한다. 정상상태에서의 담보대출은 주택가격에 연동(binding)되면서 최대한도로 LTV가 적용된다.

한편, 균형을 가정한 상태에서 차입가계의 예산제약식은 담보대출이 주택가격과 LTV에 연동되면서 다음과 같이 간략히 표현될 수 있다. 이는 Kiyotaki and Moore(1997)의 예산제약식을 적용하여 기술한 것이다. 즉, 예산제약식 (5)를 주택 H에 대해 재정리하

면
$$H_{2,t} = \frac{1}{E_t \left(q_t - rac{m_2 \bullet q_{t+1} \pi_{t+1}}{R_t}
ight)} \bullet \left(q_t H_{2,t-1} - rac{R_t b_{2,t-1}}{\pi_t}
ight)$$
이 된다. 이를 해석해 보

면, 주택가격 상승은 $\left(q_t H_{2,t-1} - \frac{R_t b_{2,t-1}}{\pi_t}\right)$ 으로 대표되는 순자산을 증가시키게 된다.

이 식은 t기와 t+1기의 주택가격이 상승할수록 그리고 LTV가 높을수록 $H_{2,t}$ 가 증가하게 됨을 보여준다. 주택수요의 증가는 주택가격 상승으로 다시 연결되고, 주택가격 상승은 담보대출의 여력을 확대하며, 담보대출의 증가는 주택과 소비 수요에 재연결된다. 이러한 주택가격채널은 [Figure 6]을 통해 살펴볼 수 있다.

한편, 주택수요 변화가 소비를 통하여 거시경제 전반에 연결되는 구조는 [Figure 7] 이 보여준다. 여기서 금융시장의 신용 변화와 주택담보의 변화가 실물경제의 변동에 연계됨을 살펴볼 수 있다.

¹¹ 여기서 $constant^2=j imesigg(rac{C_2}{H_2}igg)^{rac{1}{arepsilon}}rac{H_2}{1.01}>$ 1이다.

Housing house

Housing prices

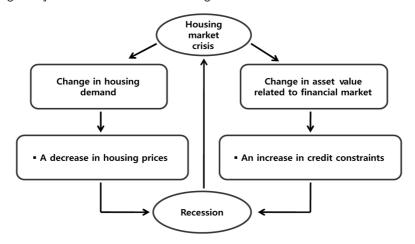
Housing transaction costs

Housing services

Complementarity

[Figure 6] House Price Mechanism

[Figure 7] A Link between the Housing Market and Macroeconomic Variables

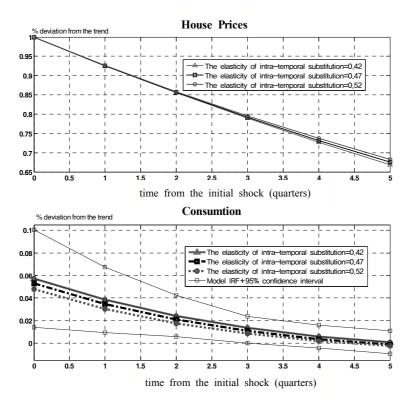


2. 주택가격과 거시경제의 시뮬레이션 결과

가. 주택가격과 소비: 기간내대체탄력성의 변화효과 1

본 시뮬레이션에서는 기간내대체탄력성의 변화에 따라서 주택가격이 소비에 어떠한 영향을 미치는지를 살펴보기 위해 민감도 분석을 실시하였다. [Figure 8]은 추정된 기간내

[Figure 8] A Rise in House Prices and Responses of Consumption: Counterfactual Analysis of Changes in the Elasticity of Intra-temporal Substitution



대체탄력성이 0.42인 결과를 기준으로 하여 보완성이 점진적으로 약화될 때의 소비의 민감도를 보여준다. 시뮬레이션에 따르면, 보완성이 점진적으로 약할수록 주택가격의 상승은 소비의 증가를 점진적으로 약하게 한다. [Figure 8]에는 두 개의 패널이 있는데, 상위 패널은 주택가격이 초기에 1% 상승하고 점진적으로 상승폭이 축소되는 경우의 충 격곡선을 나타내고, 하위 패널은 주택가격의 상승 충격에 따른 소비의 반응곡선을 보여 준다.12 먼저 주택가격의 상승은 소비의 증가를 가져옴을 확인할 수 있다. 즉, 모의실험

¹² 본 모형에서 나타나는 주택가격 1%의 상승률 변화는 주로 주택수요 충격에 근거한 것으로 담보효과에 의한 차입조건을 완화시키는 결과를 초래한다. 주택가격은 내생적으로 결정되고 구조적으로 예산제약 식에서의 주택담보에 직접적으로 영향을 주어 소비에 대한 담보효과가 가계의 차입조건을 궁극적으로 완화시키도록 한다. VAR 모형 내에서 주택가격과 소비를 살펴본다면, 주택가격의 1% 변동은 담보효과 가 아닌 구조적 충격변수로 오차항들이 직교화된 전형적인 housing wealth effect이고, 이는 주택가격의 의 예측할 수 없는 변화에 의한 자산효과로 이해될 것이다.

시뮬레이션을 위해 기간내대체탄력성을 0.42에서 0.47과 0.52로 보완성이 다소 약화되는 13 경우를 각각 가정하였다.

기간내대체탄력성이 각각 0.47과 0.52인 경우 주택가격 1%의 상승은 소비를 각각 0.053%, 0.047% 상승시키는 것으로 나타난다. 이때 벤치마크로 설정한 기간내대체탄력성(보완성)은 모형에서 추정된 0.42이고, 주택가격 1% 상승은 소비를 0.057%¹⁴ 상승시킨다. 벤치마크를 중심으로 소비의 반응에 95% 신뢰구간을 추가적으로 표시하였다. 기간내대체탄력성이 0.42일 때 주택가격 상승에 의한 소비의 반응은 모의실험 중에서 가장 큰 것으로 나타난다. 즉, 보완성 0.42는 보완성 0.52인 경우와 비교할 때 소비의 반응을 0.01% 더 크게 하는 것으로 나타난다. 이는 보완성이 강할수록(보완성이 0에 근접할수록 보완성이 매우 강함) 주택가격 상승이 소비에 미치는 영향을 더 강하게 하고 주택가격의 효과를 증폭시킨다는 것을 시사해 주고, 반면에 보완성이 약할수록 주택가격이 소비에 미치는 영향은 약화된다는 것을 말해 준다.

나. 주택가격과 소비: 기간내대체탄력성의 변화효과 2

[Figure 9]는 기간내대체탄력성이 1인 경우와 1보다 큰 경우의 시뮬레이션 결과를 보여준다. 이러한 시뮬레이션은 내구재와 비내구재 사이의 기간내대체탄력성에 대한 기존 논문들의 대체성을 고려한 것이다. 15 주택과 소비가 독립재로 작용하는 경우를 위해 민감도 분석에서는 기간내대체탄력성이 1로 설정되었고, 또한 주택과 소비가 대체재로 작용하는 경우를 위해 기간내대체탄력성은 1,08로 설정되었다.

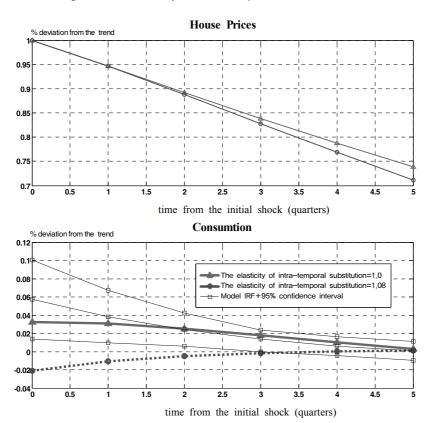
기간내대체탄력성이 각각 1.0과 1.08인 경우 주택가격 1%의 상승은 소비를 각각 0.032%, -0.021% 상승시키는 것으로 나타난다. 독립재로서의 민감도 분석 결과는 벤치마크로 설정한 소비의 반응인 95% 신뢰구간 안에 들어가는 것으로 나타난다. 그러나 기간내대체탄력성이 1보다 큰 경우, 주택가격의 상승에 대해 소비는 하락하는 것으로 나타나고, 또한 소비의 반응이 95% 신뢰구간의 밖에 놓이게 된다. 벤치마크에서 나타난

¹³ 주택과 소비의 보완성이 0에 가까울수록 강해지고 1에 가까울수록 약해진다는 의미를 고려할 때 기간 내대체탄력성이 0,42인 것은 0,52보다 보완성이 다소 강한 상태를 가정한 것이라고 할 수 있다.

¹⁴ 이와 같은 결과는 최근 김태영·이관교·박진호(2011) 보고서의 주택가격 1%의 상승은 부의 효과에 따라 소비를 0.06% 증가시킨다는 실증분석 결과와 일치한다. 그러나 본 논문의 분석은 자산효과와 담보효과를 구분하기 어려운 것으로, 다만 주택가격 상승에 대한 소비의 반응으로 해석할 수 있다.

¹⁵ Ogaki and Reinhart(1998)는 내구재와 비내구재의 기간내대체탄력성을 [1.04 1.43]으로 추정하였고, Piazzesi, Schneider, and Tuzel(2007)은 이 추정치를 기준으로 그들 모형 내에서의 주택을 분석하였다.

[Figure 9] A Rise in House Prices and Responses of Consumption: Counterfactual Analysis of Changes in the Elasticity of Intra-temporal Substitution



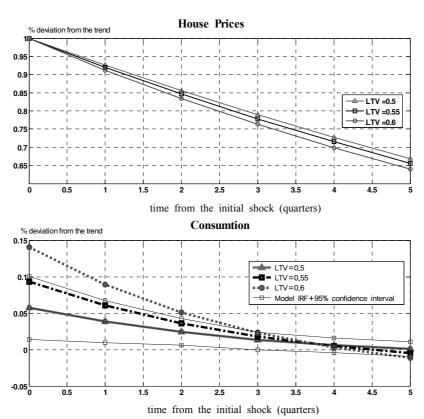
주택의 보완성이 일반적인 내구재와 비내구재 사이의 대체성을 띠는 것으로 가정할 때에 모의실험 결과는 주택가격과 소비 사이에 동조 현상이 나타나지 않음을 보여준다.

다. 주택가격과 소비: LTV 비율 변화의 효과

[Figure 10]은 주택가격 상승 충격에 의한 소비의 반응이 LTV 비율 변화에 따라 어떻게 나타나는지를 보여준다. 벤치마크로서 LTV 비율은 50%이고, 이때 소비는 0.057%p 상승하며 반응한다.

모의실험을 위해 LTV 비율이 5%p 증가할 때 주택가격 1% 상승의 효과로 인한 소비의 반응을 살펴보았다. 상위 패널은 주택가격의 상승 충격 추이 곡선을 의미한다. 소비는

[Figure 10] A Rise in House Prices and Responses of Consumption: Counterfactual Analysis of the Changes in LTV

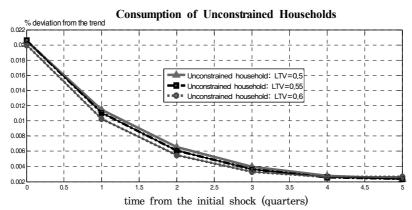


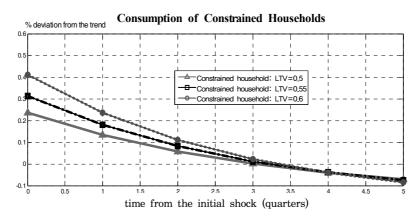
LTV 비율이 증가할수록 더 증가하는 것으로 나타났다. 구체적으로 살펴보면, LTV 비율이 55% 그리고 60%일 때 소비의 증가율은 각각 0.09%와 0.14% 상승하는 것으로 나타났다. LTV 비율이 높을수록 주택가격 상승이 소비에 미치는 영향이 크다는 결과는 거시경제의 침체기에 주택가격의 상승이 LTV 비율이 높은 경제구조에서 매우 효과적일수 있음을 시사한다. 그러나 반대로 LTV 비율이 높은 경제구조에서 주택가격의 하락이거시경제 침체를 더 심각하게 초래할 수 있음은 최근의 글로벌 금융위기에서도 확인할수 있다.

라. 대출가계와 차입가계의 소비

[Figure 11]은 주택가격 상승에 의한 소비의 반응이 LTV 변화에 따라 대출가계와 차입가계에서 어떻게 나타나는지를 보여준다. 주택수요의 긍정적 충격은 주택가격 상승을 가져오고 결과적으로 소비의 상승을 가져온다. 주택가격 상승에 의한 자산효과¹⁶는 주대출가계와 차입가계 모두에 적용되는 반면, 주택가격 상승에 의한 담보효과는 차입가계에만 적용된다. 즉, 주택가격의 상승이 차입가계의 소비를 증가시키는 것이 자산효과

[Figure 11] A Rise in House Prices and Responses of Heterogeneous Households Consumption: Counterfactual Analysis of the Changes in LTV





¹⁶ 본 논문의 DSGE 모형에서는 주택가격의 예측할 수 없는 변화가 주로 주택수요의 확률변수인 j에 의해 간접적으로 도출된다. 즉, 주택가격 자체가 확률변수로서의 직접적인 외생적 충격이 아니라 주택가격은 외생적 충격인 주택수요에 의해 변동된다. 주택가격이 직접적인 외생적 충격이 아닌 주택수요에 의한 간접적 변동으로 소비에 영향을 주게 되는 현상을 본 논문에서는 '간접적 자산효과'라고 기술했다.

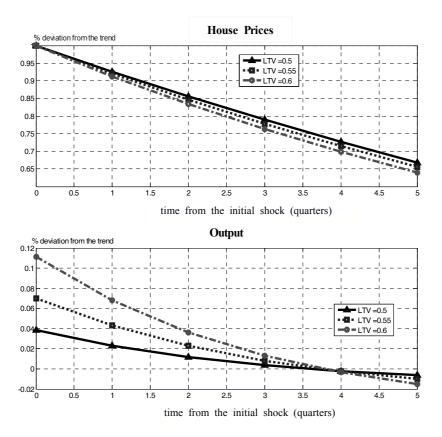
및 담보효과의 결과에 기인한 것임은 담보효과가 차입가계의 예산제약식에는 설정되어 있는 반면 대출가계에는 설정되어 있지 않은 것에 근거한다. 주택가격 상승은 차입가계의 예산제약식에서 주택담보에 직접적으로 영향을 주어 차입조건을 완화시키고 차입여력을 증가시켜 궁극적으로 소비의 증가에 영향을 주게 된다.

주택가격의 1% 상승에 대하여 대출가계의 소비는 LTV 비율이 50%, 55%, 60%일 때초기에 0.02%p대로 상승한다. 반면, 차입가계는 동일한 주택가격 상승에 대해 소비반응은 각각 0.235%, 0.31%, 0.41%로 나타나 LTV 비율이 높을수록(LTV 규제가 완화될수록) 소비도 큰 폭으로 증가하는 것으로 나타난다. 이는 두 가지 관점에서 유의 깊게 살펴볼 수 있다. 첫째, 차입가계는 대출가계에 비해 주택가격 상승에 더욱 민감하게 반응한다는 것이다. 둘째, 주택가격 상승에 따라 차입가계는 차입조건이 완화되고 동시에차입여력이 증가함으로써 소비반응이 크게 나타나는데, 이것은 대출가계와는 달리 차입가계의 소비에 담보효과가 크게 작용한 결과이다. 즉, 레버리지가 높은 대출가계의 경우 주택가격 상승은 담보효과를 더 크게 하여 대출가계의 소비에 영향을 미친다는 것을 암시한다.

3. 주택가격과 총생산: LTV 비율 변화의 효과

[Figure 12]는 주택가격 상승 충격에 대한 총생산의 반응이 LTV 비율의 변화에 따라 어떻게 나타나는지를 보여준다. 상위 패널은 주택가격의 상승 충격 추이 곡선을 의미하고, 하위 패널은 총생산의 반응곡선을 의미한다. 벤치마크로서 LTV 비율은 50%이며, 이때 총생산은 0.038% 상승하며 반응한다. 모의실험에서는 LTV 비율이 5%p 증가할 때를 살펴보았고, 이때 총생산은 소비의 경우처럼 주택가격 상승 충격에 더 강하게 반응하는 것으로 나타났다. 구체적으로 살펴보면 LTV 비율이 55% 그리고 60%일 때 총생산은 각각 0.07%와 0.11% 상승하는 것으로 나타났다. 여기서 주목할 것은 LTV 비율이 높을수록 주택가격 상승에 대한 총생산의 상승폭 확대 속도가 소비의 상승폭 확대 속도보다 더 빠르게 나타나고 있다는 점이다. 이는 소비의 평활화가 작용한 결과로 해석될 수 있을 것이다. 결과는 LTV 비율이 높은 경제구조일수록 주택수요 충격은 거시경제의 반응도를 더 크게 함을 보여준다.

[Figure 12] A Rise in House Prices and Responses of Output: Counterfactual Analysis of the LTV

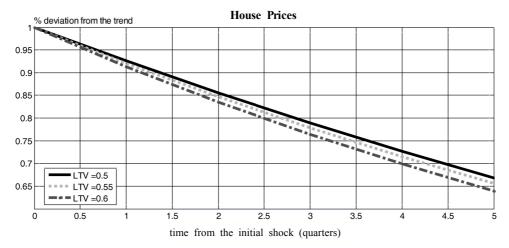


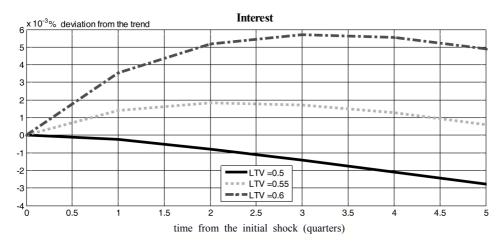
4. 주택가격과 금리: LTV 비율 변화의 효과

[Figure 13]은 주택가격 상승 충격에 대한 금리의 반응이 LTV 비율의 변화에 따라 어떻게 나타나는지를 보여준다. 상위 패널은 주택가격의 상승 충격 추이 곡선을 나타낸다. 벤치마크로서 LTV 비율은 50%이며, 이때 금리는 매우 미약하게 주택가격에 반응하는 것으로 나타난다. 모의실험에서는 LTV 비율이 5%p 증가할 때를 살펴보았고, 이때 금리는 주택가격 상승에 대해 매우 미약하게 양(+)의 방향으로 반응하는 것으로 나타났다.

구체적으로 살펴보면, LTV 비율이 55% 그리고 60%일 때 주택가격 1% 상승에 대하여 금리는 0.001%와 0.003% 상승하는 것으로 반응한다. 금리는 LTV 비율이 다른 경제

[Figure 13] A Rise in House Prices and Responses of Interest: Counterfactual Analysis of the LTV





구조에서 매우 미약하게 주택가격에 반응하는 것으로 나타난다. 통상적으로 금리가 주택가격에 영향을 주는 방향성에는 이론의 여지가 없으나 금리가 주택가격에 반응해야한다는 것은 여전히 학술적으로 많은 논란이 있다. 그러나 2008년 글로벌 금융위기 이후 중앙은행이 그 어느 때보다 주택가격의 변화에 대한 모니터링을 강화하고 있음을 생각해 봐야 할 것이다.

5. 연구의 한계와 향후 연구과제

2010년 기준 인구주택총조사에 따르면, 전체 가계의 자가보유율은 55.9%이고, 전세는 22.4%, 그리고 월세는 18.6%를 차지하고 있다. 그러나 본 모형에서는 주택을 보유한 가계를 전제로 하고 있고, 주택을 보유한 경우에는 주택담보대출이 있는 경우와 그렇지 않은 경우로 단순화하여 신용의 제약 여부를 구분하였다.17 그러므로 소비의 반응은 주택보유자의 소비를 의미하게 된다. 전월세 임차인의 소비반응을 별도로 분석하기 위해서는 전세가격과 월세가격의 변화가 임차가구의 소비에 미치는 영향18에 대한 새로운이론적 작업과 모형화가 필요할 것이다. 동시에 우리나라에만 존재하는 특이한 점유구조인 전세를 기반으로 월세를 추가적으로 고려한 상태에서 주택보유과정에 대한 이론적 모형화는 매우 힘든 도전적 과제가 될 것이다. 주택보유의 과정을 살펴보기 위해 개인의 인생주기에 따른 모형을 구축하는 방법을 생각해 볼 수 있을 것이다. 실제 우리나라의 주거형태 변화는 전세에서 자가로 또는 월세에서 자가로 이루어진다는 점에서 현실의주택보유구조를 수용할 수 있는 모형을 수립하는 것이 향후 중요한 연구과제가 될 것이다.

한편, 본 논문의 모형은 자가보유를 가정하여 수립되어 있지만 우리나라의 경우 현실 적으로 자가를 보유하고 있을지라도 실제 주거형태는 전세인 경우가 있으므로 자가거주 주택과 차가거주주택으로 구분한 모형화 작업이 필요할 것이다. LTV 비율 또한 우리나라의 전세 점유구조를 고려할 경우 주택가격의 효과에 대한 다양한 연구방법론이 제기될 수 있음은 주지의 사실이다. 2013년 말 한국은행 경제통계시스템(ECOS)에 따르면, 자가거주주택의 평균 실질 LTV 비율은 49.9%이지만 차가거주의 전세주택의 경우 실질 LTV 비율은 75.7%(규제 LTV 비율은 48.4%)로 큰 차이를 보이고 있다. 점유형태별 LTV 비율이 서로 다른 현실의 구조를 모형으로 구축하기는 어려울 수 있으나, 향후 실증분석을 통해 주거점유형태의 특성과 함께 LTV 비율의 효과를 점유형태별로 구분해볼 수는 있을 것이다. 본 연구에서는 이 주제를 향후 연구의 과제로 남겨둔다.

¹⁷ 가계의 경제구조는, 주택은 전체 가계에 주어진 것으로 가정하고 차입가계와 대출가계로 간단히 구분하였다. 이러한 경제구조는 Kiyotaki and Moore(1997)와 Iacoviello(2005)를 기반으로 한 것으로 기존 논문에서는 일반적으로 예산제약을 받는 가계(constrained household: 차입가계는 주택담보의 예산제약을 가짐)와 그렇지 않은 가계(unconstrained household: 주택담보의 예산제약을 가지지 않음)로 구분한다. 이러한 경제구조에서 자산은 주어진 것으로 전제하고, 주택은 총공급함수 내에서 정해지며 별도로 주택공급함수는 주어지지 않았다.

¹⁸ 가계의 전체 자산에서 약 90%의 큰 비중을 차지하는(유경원[2004]) 주택은 그 가격상승에 의한 부의 효과가 작용한다고 볼 수 있다. 김태영·이관교·박진호(2011)는 임차점유형태별 소비반응을 위한 실 증분석 결과도 함께 발표하였는데, 이 결과에 따르면 실질전세가격 1% 상승은 소비를 0.15% 하락시킨다.

또한 이항용(2004)은 임차인의 경우 주택가격 상승은 소비의 가용예산을 줄여 부의효과와는 구별되는 음의 소득효과를 발생시킨다고 설명하고 있어, 향후 연구과제에서는 이를 반영하여 모형 내에서 임차인의 소비 변화가 주택가격 상승에 대해 어떻게 나타나는지를 살펴볼 필요가 있다. 특히 주택가격의 변화가 소비에 미치는 영향에 있어서 주택보유 여부, 이주계획 등 미시적 변수가 소비의 반응에 영향을 주는 점을 고려할 필요가 있다. 본 논문의 모형이 거시모형의 한계성을 내포하고 있어 미시적인 분석을 위한추가적인 실증분석이 제기될 수 있다.

끝으로, 실제 현실에서는 주택가격의 버블이 존재하고 있음을 생각한다면, 본 논문의 모형에서의 주택가격¹⁹은 본질가격에 의해 움직이는 내생적 변수로서 본질가격과의 괴리에서 오는 위험성에 대한 분석이 배제되었기 때문에 모형 결과의 현실적 타당성 측면에서 한계가 존재할 것이다.

Ⅳ. 결어: 연구 결과 요약과 정책적 시사점

DSGE 모형을 사용한 시뮬레이션에 따르면, 주택가격이 상승하면 소비가 늘어나고, 이는 거시경제 전반에 걸쳐 영향을 미친다. 한편, LTV 비율이 높아질수록 주택가격 상승에 대한 소비의 반응은 더 커지는 것으로 나타난다. 즉, LTV 비율이 높을수록 주택가격의 상승은 담보가치 및 신용 증가의 확대로 이어지고, 이는 소비와 실물경제 전반에 걸쳐 주택가격의 영향을 확대시킨다. 반대로 LTV 비율이 낮을수록20 주택가격의 상승과 하락에 대한 실물경제의 반응도는 축소된다. 따라서 실물경제의 침체시기에 LTV 비율이 높은 경제구조일수록 주택가격의 상승이 실물경기 회복에 효과적일 수 있음을 생각해 볼 수 있다. 그러나 반대로 LTV 비율이 높은 경제구조일수록 주택가격의 하락은

¹⁹ 본 모형에서의 주택가격은 주택수요 충격 등에 의한 내생변수이다. 차입가계의 주택가격을 1계최적화조건을 통해 풀어보면 $q_t(1+\varphi_2)=\left(\dfrac{U_{H_{2t}}}{U_{C_{kt}}}+\beta_2(1-\delta_{h2})\dfrac{U_{C_{kt+1}}}{U_{C_{kt}}}q_{t+1}+\dfrac{\lambda_{iit}}{U_{C_{kt}}}m_{2t}x_tE_tq_{t+1}\pi_{t+1}\right)$ 이다. 향후 과제에서는 주택을 수요와 공급의 함수로 별도로 설정하고 공급 쪽에서의 주택함수를 설정하여 주택가격의 변화에 따른 주택시장에서의 동적 변화를 분석할 필요가 있다. 현재까지의 DSGE 모형의 대부분은 주택공급함수 없이 주택이 주어진 것으로 설명하고 있다. 최근에는 주택공급자를 따로 설정하여 주택가격의 결정을 공급과 수요의 관계에서 규명하려는 새로운 연구가 시작되고 있다.

²⁰ LTV 비율이 낮을수록 모형 내에서의 가계와 기업의 레버리지는 줄어들게 된다.

경기침체를 더 심화시킬 수 있음을 고려해야 할 것이다.

한편, LTV 비율이 낮아질수록(차입조건이 강화될수록), 주택담보대출자에게는 주택구입의 용이성(housing affordability)이 떨어진다는 상계효과도 동시에 고려해야 할 필요성이 있다. 즉, 거시경제의 안정성과 주택구입의 용이성 간의 상충관계를 이해하여 LTV 비율의 변화에 따른 경제 전체의 이익을 분석하고 사회적 이익의 분포에 어떠한 변화가 있는지를 살펴보아야 할 것이다.

또한 우리나라의 상황에 적정한 LTV 비율의 수준을 연구하고 각 수준에 따른 효과를 주택구입의 용이성과 관련한 정책들과 연계하여 살펴볼 필요가 있다. 일반적으로 LTV 규제는 연령이 젊고 자산이 부족한 계층에 큰 부담으로 작용한다. 이러한 관점에서 최근 생애최초주택구입자들에 대한 일시적 LTV 규제 완화정책은 이들의 주택구입용이도를 높이는 역할을 할 수 있을 것이다. 이러한 점을 고려하여, LTV 규제를 전반적 경제 구조에 일괄적으로 적용하는 것이 아니라 거시경제 안정성이 훼손되지 않는 범위 내에서 연령별, 소득별, 자산구조별로 구분하여 규제의 합리성을 추구할 필요가 있을 것이다.

참고문헌

- 강희돈, 「부동산가격 변동과 통화정책 대응」, Working Paper, 한국은행, 2006.
- 고성수·윤여선, 「주택금융규제가 소득분위별 주택소비에 미치는 영향」, Journal of Korea Real Estate Analysis Association, Vol. 14, No. 2, 2008, pp.57~74.
- 김세완, 「주택가격이 민간소비에 미치는 영향」, 『지역연구』, 제23권 제2호, 한국지역학회, 2009.
- 김태영·이관교·박진호, 「전월세가격이 가계소비에 미치는 영향」, *Monthly Bulletin*, 한국은 행, 2011.
- 김태완·양준모, 「신용경색 시 테일러 준칙이 실물경제에 미치는 전달경로 및 영향」, 『응용경제』, 제6권 제3호, 한국응용경제학회, 2004.
- 서승환, 「글로벌 금융위기와 부동산과 거시경제 연계성의 변화」, 조만·차문중 편, 『글로벌 금융위기 이후 주택정책의 새로운 패러다임 모색(상)』, 연구보고서 2013-01, 한국개발연구원, 2012.
- 송인호, "Housing and Consumption: Focus on the Elasticity of Intra-temporal Substitution," 『주택연구』, 제21권 제2호, 2012a.
- 송인호, 「주택금융 및 신용채널의 거시경제 연관성에 대한 분석」, 조만·차문중 편, 『글로벌금융위기 이후 주택정책의 새로운 패러다임 모색(상)』, 연구보고서 2013-01, 한국개발연구원, 2012b.
- 원윤희, 「부동산세제 개편방향 및 쟁점」, KDI 세미나 발표자료, 2013.
- 유경원, 『우리나라 가계 자산선택의 결정요인 분석』, 한국은행 금융경제연구원, 2004.
- 윤성훈, 「자산가격 급변동이 소비에 미친 영향」, 『금융경제연구』, 제131호, 한국은행 금융경제 연구원, 2002.
- 이항용, 「주택가격의 변동과 부의 효과」, 『금융경제연구』, 제181호, 한국은행 2004. 6.
- 정한영, 「자산가격 버블이 민간소비에 미치는 영향」, 금융조사보고서, 한국금융연구원, 2003.
- 통계청. 「2010년 인구주택총조사」. 2010.
- 통계청. 「2011년 국가자산통계」, 2011.
- 한국은행, 「국민계정」, 각년도.
- 한국은행, 「국부통계조사」, 각년도.
- Bernanke, B. S., M. Gertler, and S. Gilchrist, "The Financial Accelerator in a

- Quantitative Business Cycle Framework," Handbook of Macroeconomics, 1999.
- Calvo, G. A., "Staggered Prices in a Utility-maximizing Framework," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 12, 1983, pp.383~398.
- Campbell, J. Y. and J. F. Cocco, "How Do House Prices Affect Consumption? Evidence from Micro-data," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 54, No. 3, 2007, pp.591~621.
- Flavin, M. and S. Nakagawa, "A Model of Housing in the Presence of Adjustment Costs: A Structural Interpretation of Habit Persistence," NBER, 2004.
- Friedman, Milton, A Theory of the Consumption Function, Princeton University Press, 1957.
- Hall, R. E., "Stochastic Implications of the Life Cycle Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence," *Journal of Political Economy*, Vol. 86, 1978, pp.971~987.
- Hall, R. E. and F. S. Maskin, "The Sensitivity of Conumption Transitory Income: Estimates from Panel Data on Households," *Econometrica*, Vol. 5S, 1982, pp. 461~481.
- Iacoviello, Matteo, "House Prices, Borrowing Constraints and Monetary Policy in the Business Cycle," *American Economic Review*, 2005.
- Iacoviello, M. and S. Neri, "Housing Market Spillovers: Evidence from an Estimated DSGE Model," *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol. 2, No. 2, 2010, pp.125~164.
- Kiyotaki, N. and J. Moore, "Credit Cycles," *Journal of Political Economy*, Vol. 105, 1997, pp.211~248.
- Ogaki, M. and C. M. Reinhart, "Measuring Intertemporal Substitution: The Role of Durable Goods," *Journal of Political Economy*, 1998, pp.1078~1098.
- Piazzesi, M., M. Schneider, and T. Selale, "Housing, Consumption and Asset Pricing," *Journal of Financial Economics*, Vol. 83, 2007, pp.531~569.
- Siegel, S., "Consumption-based Asset Pricing: Durable Goods, Adjustment Costs, and Aggregation," Working Paper, Columbia University, 2004.
- Stokey, N. L., "Adjustment Costs and Consumption Behavior," Working Paper, 2007.

〈웹사이트〉

국민은행, 「월간 KB 주택가격동향」(http://nland.kbstar.com, 접속일자: 2014. 3. 30). 한국은행, 경제통계시스템(http://ecos.bok.or.kr, 접속일자: 2014. 3. 30).

부록: 정상상태

[차입가계]

$$q = \frac{j}{(1+\phi_{h2}) - \beta_2 - (\beta - \beta_2)m_2} \left(\frac{C_2}{H_2}\right)^{\frac{1}{\varepsilon}} = \zeta_1 \left(\frac{C_2}{H_2}\right)^{\frac{1}{\varepsilon}} \tag{A1}$$

$$C_2 = \frac{1}{(1 + (1 - \beta)m_2\zeta_1 + \phi_{h_2}\zeta_1)} w_2 N_2 \tag{A2}$$

$$b_2 = \frac{m_2(q\pi H_2)}{R} \tag{A3}$$

$$\lambda_{\mu} = \lambda_2 (\beta - \beta_2) \tag{A4}$$

[중간재 생산 기업가]

$$K = \frac{\gamma \mu Y}{(1 - \gamma (1 - \delta_k) X} \tag{A5}$$

$$I_{Kt} = K_t - (1 - \delta)K_{t-1} \rightarrow I_K = \delta K \tag{A6}$$

$$w_{1,t} N_{1,t} = \frac{\alpha (1 - \mu - v) Y_t}{X_t}$$
 (A7)

$$w_{2,t} N_{2,t} = \frac{(1-\alpha)(1-\mu-v) Y_t}{X_t} \tag{A8}$$

$$q = \frac{\gamma v}{((1+\varphi_{he})-\gamma(1-\delta_{he})-m_e(\beta-\gamma))X} \bigg(\frac{Y}{H_e}\bigg) = \zeta_2\bigg(\frac{Y}{H_e}\bigg) \tag{A9}$$

$$C_e = \frac{Y}{X} - w_1 N_1 - w_2 N_2 - \delta K - \left(\left(\delta + \phi_{he} \right) - \left(1 - \frac{1}{\beta} \right) \beta m_e \right) \zeta_2 \tag{A10} \label{eq:A10}$$

$$b_e = \frac{m_e (q\pi H_e)}{R} \tag{A11}$$

$$\lambda_e R = \frac{1}{C_e} (1 - R\gamma) = \frac{1}{C_e} R(\beta - \gamma) \tag{A12} \label{eq:A12}$$

[대출가계]

$$C_1 = (1 - R)b_1 + w_1 N_1 + f \tag{A13}$$

$$b_1 = -(b_e + b_2) (A14)$$

$$C_1 = (1 - \beta)(m_e \zeta_2 + m_2 \zeta_1 C_2) + w_1 N_1 + f + \zeta_2 \phi_{he} + \zeta_1 C_2 \phi_{he}$$
(A15)

$$q = \frac{j}{1 - \beta_1} \left(\frac{C_1}{H_1}\right)^{\frac{1}{\varepsilon}} \tag{A16}$$

$$R = \frac{1}{\beta_1} \tag{A17}$$

$$\frac{C_1}{H_1} = (q)^{\varepsilon} \left(\frac{(1+\phi_{h1})}{j} - \frac{\pi}{jR} \right)^{\varepsilon} \tag{A18}$$

Guidelines for Manuscript Submission to the KDI Journal of Economic Policy

- 1. The manuscripts published in the KDI Journal of Economic Policy are creative academic papers on all areas of economics that contain implications about Korea's economic policies.
- Manuscripts that have been published in other journals, or their translation or summaries will not be accepted.
- 3. Manuscripts with one theme will be published in one volume.
- 4. No particular qualifications are required for the author(s) shown in the title page.
- 5. Manuscripts should be written in Korean or English.
- 6. Manuscripts written in Korean should attach an abstract in English with more than 500 words, and manuscripts in English should have abstracts written in both Korean and English with more than 100 words, respectively.
- 7. Five key words representing the manuscript should be suggested followed by summary. The first page should display theme words, JEL code, title, name and position of the author(s), and full postal address and e-mail address in English, followed by same information in Korean on the second page.
- 8. The manuscripts with more than one author should display names in order of their contribution.
- 9. Decision for publication is considered after due review process according to the regulations of the KDI Journal of Economic Policy by the board of editors.
- 10. All tables and figures should be written in English.
- 11. Contacts for further information regarding submission to the KDI Journal of Economic Policy are as follows:

• Postal code: 339-007

Korea Development Institute
 15, Giljae-gil, Sejong-si, Korea.

• For Manuscript Submission

E-mail at : kdijournal@kdi.re.kr (82-44-550-4044)

Guidelines for English Manuscripts Preparation

- 1. Manuscripts must be prepared in Korean or English on A4 paper using the "Book Antiqua" font, size 10p, and space between lines of 11.3p (based on MS-word processor)
- 2. When Romanization or other foreign languages are needed, author must comply with the following: The first word of proper nouns, such as names of people and geographical locations, must begin with a capital letter. And, abbreviation of names of groups and organizations must be written in all capital letters.
- 3. Terms, units, name of people, and terminology must maintain consistency throughout the whole manuscript.
- 4. The main body should be divided into the following order: I, I, I, I
 - **I** Introduction
 - 1. The Model
 - 1) Previous Research
 - 2. Mathematical Models
 - □ Data
- 5. Tables must be numbered with Arabic numerals. Tables must be placed in the middle of the page. Tables must be self-contained, in the sense that the reader must be able to understand them. Each table must have a title followed by a descriptive legend. Authors must check tables to be sure that the title, column headings, captions, etc., are clear and to the point.
- 6. Figures must be numbered with Arabic numerals. Figures must be placed in the middle of the page. A figure's title should be part of the caption. Figures must be self-contained. Each figure must have a title followed by a descriptive legend.
- 7. References
 - References in Korean must be displayed in the Korean alphabetical order (name of people and organizations). When Korean reference has English-translated title, both titles must be displayed simultaneously. Foreign reference written in Chinese characters must follow the same rule. In addition, foreign references must be displayed in alphabetical order (last name, organization name)
 - 2) References with the same author must be displayed together.
 - <Ex> ① Koh, Young-Sun, "The Impact of Budget Deficits on Inflation and Private Savings," The KDI Journal of Economic Policy, Vol. 22, No. 1, 2, 2000.
 - ② Taylor, Lance, Macro Models for Developing Countries, New York: McCraw-Hill Book Company, 1979.
 - 3 Leibenstein, Harvey, "Entrepreneurship and Development," American Economic Review, Vol. 58, Bo2, May 1968, pp.35~53.

KDI 도서회원제 안내

● 회원에 대한 특전

- 본원에서 발행하는 모든 간행물을 우송하여 드립니다. (단, 비공개 자료 및 배포제한 자료 는 제외)
- 본원이 주최하는 각종 행사(세미나, 정책토론회, 공청회 등)에 우선적으로 참가하실 수 있습니다.
- 발간된 연구보고서(인쇄물)를 KDI 홈페이지에서 추가로 구매하실 경우 10%의 가격을 할인 받으실 수 있습니다.

● KDI 발간자료

- 단행본, 연구보고서, 정책연구시리즈, KDI 정책포럼, KDI FOCUS, 연구자료, 기타보고서 등
- 월간: KDI 경제동향, KDI 북한경제리뷰, Economic Bulletin, 나라경제, click 경제교육
- 분기: 한국개발연구, 부동산시장 동향분석, 개발협력 동향분석
- 반년간: KDI 경제전망

● 연간회비

- 개인회원 10만원
- 기관회원 30만원

● 가입방법

KDI 홈페이지에서 도서회원 가입신청서를 작성하신 후 아래의 방법으로 회비를 입금하시면 됩니다.

계좌입금: 우리은행 254-012362-13-145(예금주: 한국개발연구원) 지로(지로번호: 6961017), 신용카드 및 핸드폰으로 결제 가능합니다. 본원 성과확산팀(발간자료 담당자)에 직접 회비를 납입하실 수 있습니다.

● 문의사항

대외협력실 성과확산팀 발간자료 담당 TEL 044-550-4346 / FAX 044-550-4950 / E-mail book@kdi.re.kr

● 판매처

• 교보문고(광화문점 정부간행물코너) TEL. 02-397-3628

• 영풍문고(종로점 정치경제코너) TEL. 02-399-5632

KDI Book Membership Information

- Members Only Exclusive Offer
 - All KDI publications mailed to members (excluding those classified confidential or under limited distribution)
 - Preferential invitation to special events hosted by KDI (including seminar, policy discussion forum, public hearing, etc.)
 - 10% discount on purchasing additional copies of published research monographs (printed) online at KDI homepage

• KDI Publications

- Book, research monograph, policy study, KDI policy forum, KDI FOCUS, research papers and policy information materials
- · Periodicals

Monthly: KDI Monthly Economic Trends, KDI Review of the North Korean Economy, Economic Bulletin, Narakyungje, click Economic Education,

Quarterly: KDI Journal of Economic Policy

Biannual: KDI Economic Outlook

• Annual Fees

- Individual 100,000 won
- Institution 300,000 won

• Sign-up

You may sign up via KDI homepage where you register by filling out the member registration form and submitting it to us. Available payment methods are as follows:

- Send to KDI bank account: Woori Bank, 254-012362-13-145 (account holder: Korea Development Institute)
- Use the GIRO system: NO. 6961017 (credit card and mobile payments available)
- Or, you may pay the fee directly to the Research Outcome Dissemination Unit of KDI Division of External Affairs.

Contact

 Publication personnel in charge, Research Outcome Dissemination Unit, Division of External Affairs, KDI

TEL: 044-550-4346 / FAX: 044-550-4950 / E-MAIL: book@kdi.re.kr

· Sales Distributors

Kyobo Bookstore (Gwanghwamun branch, government publications section)

TEL: 02-397-3628

Youngpoong Bookstore (Jongno branch, policy & economy section)

TEL: 02-399-5632