

한국경제에서 Forward Guidance 정책효과 추정방안 모색*

How to Estimate the Policy Effect of Forward Guidance in the Korean Economy

주 동 헌**

Donghun Joo

본 연구는 forward guidance(FG) 정책의 효과를 한국경제를 대상으로 추정하는 방안을 모색해 보았다. FG 정책 효과는 기대 변수가 포함된 뉴케인지언 DSGE 모형을 활용하여 분석할 수 있다. 그러나 통상적 DSGE 모형에서는 모형 내 변수들이 FG 정책에 과도하게 반응하는 FG 퍼즐 현상이 발생한다. 본 연구는 FG 퍼즐 해소를 위한 여러 방법 가운데 비교적 용이하게 FG 퍼즐을 완화할 수 있는 방안을 BOKDPM에 적용하는 방안을 검토해 보았다. 분석결과 현재의 BOKDPM 모수 설정 하에서는 기대효과가 거의 나타나지 않음을 발견하였다. BOKDPM 모형으로 기대효과 측정이 가능하도록 하면서도 FG 퍼즐 현상은 최소화하기 위해서는 GDP 갭 결정식에서 금리 계수는 통상적 위험회피 계수를 중심으로, GDP 기대변수의 계수는 McKay, Nakamura, and Steinsson (2016)의 제안에 부합하여 설정되어 있는 현재 값을 중심으로 각각 사전 확률분포를 설정하여 베이زي언 추정할 것을 제안한다.

국문 색인어: 비전통적 통화정책, DSGE, forward guidance puzzle

한국연구재단 분류 연구분야 코드: B030300, B030601

* 본 연구는 한국은행 통화정책국의 지원을 받아 작성되었다.

** 한양대학교 ERICA 캠퍼스 경제학부 교수(ramiboo@hanayng.ac.kr)

논문 투고일: 2017. 01. 19, 논문 최종 수정일: 2017. 04. 27, 논문 게재 확정일: 2017. 05.18

I. 머리말

2008년 글로벌 금융위기 이후 지속된 주요국의 저성장 국면에서 중앙은행의 단기금리 조정을 통한 경기 대응이라는 전통적 통화정책 수행방식은 제로금리 하한 제약으로 인해 그 유효성을 상실하였다. 이에 대응하여 미국, 유럽, 일본 등 주요 선진국의 통화정책 당국은 통화정책의 유효성 확보를 위해 다양한 형태의 비전통적 통화정책 수단을 시도하였다. 경기부양책으로서 통화정책의 유효성은 우선 정책수단이 민간 경제주체의 의사결정에 영향을 미치는 실질 장기금리를 하락시킬 수 있는가에 달려 있다. 예를 들어 대표적인 비전통적 통화정책 수행 방식으로서 양적 완화는 단기금리의 제로금리 하한 제약으로 인해 장단기 금융시장간 재정거래를 통한 통화정책 파급경로를 활용할 수 없게 됨에 따라 중앙은행이 장기 채권 시장에 직접 개입하여 장기 명목금리를 낮춤으로써 실질 장기금리를 낮추고자 한 것으로 볼 수 있다.

그러나 장기 명목금리를 낮추더라도 민간 경제주체들이 인플레이션이 더 낮아지거나 심지어 디플레이션이 발생할 것으로 기대한다면 경기부양을 위한 통화정책은 무위로 돌아가게 된다. 더욱이 양적 완화정책은 중앙은행을 장기채권 매입에 따른 손실 위험에 노출시킨다. 이러한 점들을 감안할 때 가능하다면 민간 경제주체의 기대인플레이션을 높임으로써 장기 실질금리 하락이라는 목표를 달성하는 것이 더 효과적일 것이다. 통화정책이 민간 경제주체의 기대에 영향을 미치기 위해서는 중앙은행이 민간 경제주체들에게 소통(communication)을 통해 목표 인플레이션에 대한 의지(commitment)를 확신시킬 수 있어야 한다. 물론 이와 같은 기대인플레이션 제고에 대한 원론적 언급이 실제 정책의 유효성으로 이어지는 것은 쉽지 않은 일이다. 이는 1990년대 이후 일본의 장기침체기에서 관찰된 것과 같이 동태적 비일관성(time inconsistency)의 문제 등으로 인해 인플레이션에 대한 통화당국의 의지가 신뢰를 얻지 못한 데 기인한다.

최근에는 양적 완화 정책에 더해 중앙은행의 미래 단기금리정책 경로를 명시적으로 밝힘으로써 통화정책의 유효성을 제고하고자 하는 forward guidance(FG)¹⁾

정책수행 방식이 미국, 유럽, 영국, 캐나다 등에 의해 활용되고 있다²⁾. FG는 중앙은행의 정책방향에 대한 소통을 통해 민간 경제주체의 미래 단기 금리에 대한 기대에 영향을 주어 명목 장기금리 수준을 낮춤으로써 실질 장기금리의 하락을 도모한다는 점에서 양적 완화와 목표 인플레이션 정책을 타협적으로 수용한 정책 수단으로 볼 수도 있을 것이다. 즉 FG는 기대 경로를 활용하지만 직접적 통제가 어려운 기대인플레이션 대신 중앙은행의 직접적 통제가 가능한 단기 정책금리의 미래 경로를 밝히는 방식으로 정책이 수행되며 장기 명목금리의 조정을 목표로 하지만 양적 완화와는 달리 장기 채권시장에 대한 직접적 개입 없이도 실질 장기 금리를 낮추는 데 활용될 수 있다.

전통적 통화정책 수단의 효과가 제한적인 상황에서 FG를 비전통적 통화정책 수단으로 활용하기 위해서는 FG의 정책효과를 가늠할 필요가 있다. 정책수단의 효과는 일반적으로 과거 자료를 바탕으로 추정된 모형을 활용하여 짐작할 수 있다. 하지만 한국 경제에서 FG의 정책효과는 동 정책이 활용된 사례가 없어 과거 자료를 바탕으로 정책효과를 가늠하기가 쉽지 않다. 또 FG가 미래의 단기 정책금리 경로를 공지하여 민간 경제주체의 기대에 영향을 미침으로써 정책효과를 달성하고자 하는 정책수행 방식이므로 기대 경로 효과의 식별이 가능한 모형을 활용해야 한다는 점도 정책효과 분석의 어려움을 가중시킨다.

이러한 점을 감안할 때 2000년대 이후 거시경제 전망과 정책 효과 분석에 널리 사용되고 있는 동태적 일반균형(DSGE) 모형을 FG의 정책효과 분석을 위해 활용하는 방안이 현재로서는 고려 해 볼 수 있는 대안으로 생각된다. 일반적으로 DSGE 모형은 기대변수(forward-looking variable)를 포함하고 있어 예상된 경제적 충격을 예상되지 못한 충격과 구분하여 그 효과를 모의실험을 통해 추정할 수 있다. 예를 들어 Laseen and Svensson(2011)³⁾은 선형화된 DSGE 모형에서 예상된 경제적 충격의 효과를 완전예상(perfect foresight) 가정 하에서 분석하던 기존의 방식

1) 이하에서는 forward guidance를 FG로 표기한다.

2) 뉴질랜드, 노르웨이, 스웨덴 등은 2008년 글로벌 금융위기 이전부터 FG를 통화정책 수행방식으로 활용하여 왔다.

3) 이하에서는 이를 LS(2011)로 표시한다.

과는 달리 예상된 경제적 충격을 이동평균과정으로 모형화 하여 경제적 충격에 대한 확률적 해석이 가능한 형태의 모의실험 방법을 제시하였다.

그런데 LS(2011) 자신들이 제시한 모의실험 방법을 통화정책 효과 분석에 활용되는 통상적 뉴케인지언 DSGE 모형에 적용하면서 인플레이션이 실질 정책금리에 충분히 민감하게 반응하도록 설정된 경우 명목 정책금리에 충분한 기간 동안 제약을 가하면 비정상적인 균형이 도출됨을 발견하였다. Carlstrom, Fuerst, and Paustian(2012)은 이와 같은 비정상적인 균형이 통화정책을 분석하는 다양한 형태의 뉴케인지언 DSGE 모형에서 일반적으로 나타나는 현상임을 보이고 제로금리 하한이 존재하는 상황에서 선형 DSGE 모형을 정책 분석에 활용하는 것이 적절치 않음을 주장하였다. Del Negro, Giannoni, and Patterson(2015)⁴⁾은 명목 정책금리를 일정기간 고정시키는 경우 모형 안에서 내생변수들의 반응이 비정상적으로 과도하게 나타나는 현상이 장기 균제상태를 중심으로 선형화한 DSGE 모형에서 뿐만 아니라 비선형 모형에서도 나타남을 보이고 이를 'FG 퍼즐'이라고 불렀다. 거시경제 모형의 예측과 실증자료 간에 명백한 불일치가 발생하는 경우 이를 통상 퍼즐로 부르게 되는데 이는 모형 설정 오류의 결과로 여겨진다⁵⁾. 이에 따라 관련 연구에서는 모형 설정상의 문제를 보완함으로써 이와 같은 퍼즐 현상을 해소하려는 노력이 진행되고 있다.

한편 한국은행은 2008년 글로벌 금융위기로 기준금리를 2009년 2.0%까지 인하하였다가 2011년 6월 3.25%까지 인상한 후 경기 부진이 지속됨에 따라 2012년 7월 이후 기준금리 인하를 지속하여 2016년 6월 이후 현재까지 기준금리를 사상 최저치인 1.25%에서 유지하고 있다. 대외적으로 미국 경제는 회복세를 지속하고 있으나 유로지역과 중국 등 신흥시장국 경제 성장세가 둔화된 가운데 국내 경제는 저금리 기조에도 불구하고 부진에서 벗어나지 못하고 있는 모습이다. 이와 같은 상

4) 이하에서는 이를 NGP(2015)로 부른다.

5) 이와 같은 모형의 예측과 실증자료 간의 불일치의 대표적인 예로 주가 프리미엄 퍼즐(equity premium puzzle(EPP))을 들 수 있다. EPP가 제시된 이후 동 퍼즐을 해결하기 위한 연구들은 위험회피 계수와 시간 간 대체율 계수를 분리하여 모형을 설정하거나 모형에 소비습관 행태를 도입하는 등의 방법을 통해 모형 예측과 실증자료간의 괴리를 해소하고자 하였다.

황에서 통화정책 당국은 완화적 정책 효과를 강화하기 위한 정책대안으로서 FG를 고려해 볼 수 있을 것이다.

FG 정책을 시행하기 위해서는 한국 경제에서 FG의 정책 효과를 가늠해 볼 필요가 있다. 이는 기본적으로 한국 경제를 대상으로 구축된 DSGE 모형을 활용하는 방안을 생각해 볼 수 있다. 그러나 Carlstrom, Fuerst, and Paustian(2012)이나 NGP(2015) 등에서 보여진 것과 같이 중앙은행에서 사용되는 증규모의 DSGE 모형에서도 FG 퍼즐 현상이 나타나므로 FG 정책 효과 분석에 사용될 DSGE 모형에 대해서도 FG 퍼즐 존재 여부를 우선 검토하여야 한다.

본 연구는 이러한 점을 감안하여 한국은행의 경제 예측 모형인 BOKDPM 모형을 대상으로 FG 퍼즐 문제에 대해 살펴보고자 한다. 다만 여기서 시도한 모형을 통한 FG의 정책 효과 분석은 상당히 제한적인 범위 내에서의 정책효과만을 다루게 된다는 점을 언급할 필요가 있다. FG 정책의 효과는 우선 통화당국과 시장 간에 정책 내용에 대한 원활한 소통과 향후 정책경로 준수에 대한 신뢰에 크게 의존한다. 또 FG 정책 효과는 구체적인 수행방식⁶⁾에 따라서도 달라질 수 있다. 그러나 이들 요인이 모형으로 구현하기 어려운 정성적 요소임을 감안하여 여기서는 모형 설정상의 문제만을 다루기로 한다.

본고의 구성은 다음과 같다. 먼저 II장에서는 DSGE 모형에서 모형설정상의 문제로 볼 수 있는 FG 퍼즐 문제에 대응하기 위한 방안을 제시한 기존 연구를 검토한다. III장에서는 II장에서 살펴본 FG 퍼즐 대응 방안 중 하나를 기본적인 뉴케인지언 DSGE 모형을 이용하여 모의실험 해 본다. IV장에서는 BOKDPM 모형에서 FG 정책 평가에 대해 논의한다. V장은 분석결과를 정리하고 정책적 시사점을 제시한다.

6) FG 정책 수행방식은 그 형태에 따라 다양한 방식으로 분류되고 있다. 영란은행(2013)은 'open-ended', 'time-contingent' 등으로 FG를 유형화 하였으며 Blinder et al.(2008)은 정성적 방식과 정량적 방식으로 구분하였고 Campbell et al.은 Delphic 방식과 Odyssean 방식으로 구분하였다.

II. Forward Guidance 퍼즐 대응 방안

DSGE 모형을 활용하여 FG의 정책효과를 가늠하여 보기 위해서는 FG 퍼즐을 합리적인 방안으로 해소할 방안을 모색할 필요가 있다. 여기서는 이들 연구를 간략히 살펴보고 현재 상황에서 활용 가능한 방안을 찾아 이를 BOKDPM 모형에 적용해 보고자 한다.

FG 퍼즐의 해소 방안은 FG 퍼즐을 발생시키는 원인을 어디에서 찾는지에 따라 달라진다. 먼저 Kiley(2014)는 FG 퍼즐의 원인이 가격 경직성(sticky price) 가정е 있다고 보았다. 가격 경직성 가정 하에서 유도된 뉴케인지언 필립스 곡선에서 인플레이션은 아래 식에서와 같이 미래에 예상되는 생산 변화에 민감하게 반응한다. FG 정책이 미래 시점의 생산 y_{t+j} 를 증가 시킬 것으로 기대되면 이는 현재의 인플레이션 π_t 를 상승시키고 이에 따라 실질 이자율이 하락하여 경기 부양 효과가 더욱 강화된다.

$$\begin{aligned}\pi_t &= E_t \pi_{t+1} + \kappa y_t \\ &= E_t \sum_{j=0}^{\infty} \kappa y_{t+j}\end{aligned}$$

Kiley(2014)는 모형에 가격 경직성 대신 정보 경직성(sticky information)을 도입할 경우 FG 퍼즐이 해소될 수 있다고 주장하였다. 정보 경직성을 처음 주장한 Mankiw and Reis(2002)는 정보 경직성 하에서 가격이 다음과 같이 결정됨을 보였다.

$$p_t = \lambda \sum_{j=0}^{\infty} (1-\lambda)^j E_{t-j} [p_t + \alpha y_t]$$

여기서 p_t 는 물가수준, λ 는 정보 경직성 지수이다. 이로부터 정보 경직성하의 필립스 곡선은 다음과 같이 유도된다.

$$\pi_t = \frac{\lambda \alpha}{1-\lambda} y_t + \lambda \sum_{j=0}^{\infty} (1-\lambda)^j E_{t-1-j} [\pi_{t-1} + \alpha (y_t - y_{t-1})]$$

위 식으로부터 가격 경직성 하의 필립스 곡선과는 달리 정보 경직성 하의 필립스 곡선에서는 인플레이션과 미래 생산 변화 간의 연계가 없음을 알 수 있다. 이에 따라 가격 경직성 가정을 정보 경직성 가정으로 대체하는 경우 미래 정책경로 공시를 통해 경제에 영향을 미치는 FG 정책의 효과는 나타나지 않게 된다.

Harrison(2014)은 합리적 기대 모형에서 FG 정책의 평가는 Leeper and Zha(2003)가 제시한 ‘온건한 정책개입(modest intervention)’의 틀에서 이루어져야 한다고 주장하였다. Leeper and Zha(2003)는 온건한 정책개입을 ‘정책이 수행되는 방식에 대한 경제주체의 믿음에 변화를 일으키지 않는 정책수단의 조정’으로 정의하였다. Harrison(2014)은 DSGE 모형에서 FG 정책효과 모의실험이 단일한 통화정책 준칙을 활용하여 수행되고 있어 정책 레짐 변화에 대한 기대로 인해 발생하는 정책 효과를 배제하여야 한다고 보았다. 그는 통화정책 준칙에 가해지는 통화정책 충격 ϵ_t^r 을 다음과 같이 정의하였다.

$$\epsilon_t^r = \rho_r \epsilon_{t-1}^r + \sum_{j=0}^{J-1} \sigma_{\nu,j} \nu_{j,t-j}^r$$

여기서 $\nu_{j,t-j}^r$ 은 $t-j$ 시점에 공표되어 t 시점에 구현된 FG 통화정책 충격이다. Harrison(2014)은 FG 정책효과를 추정한 기존의 연구에서 $\nu_{j,t-j}^r$ 가 확률변수로 해석되어 경제주체가 이를 정책 레짐의 변화로 받아들일 가능성을 배제하지 않음에 따라 FG 퍼즐 현상이 나타남을 지적하였다. 그는 대신 $\nu_{j,t-j}^r$ 를 정책 선택변수로 해석한 후 Adolfson et al.(2005)의 정책 온건성 검정 통계량(modesty statistic)에 따라 온건한 정책 개입 조건을 만족하는 정책, 즉 최근 통화정책 수행방식에 대한 경제주체의 믿음과 일관성을 갖는 충격의 효과를 FG 정책 효과로 제시할 것을 제안하였다.

Cole(2015)은 FG 퍼즐이 기대변수를 포함하는 선형화된 DSGE 모형의 해를 구함에 있어 Blanchard-Kahn 방법과 같은 합리적 기대 하의 모형해로 구해진 함수식으로 FG 정책 모의실험을 실시한 데 그 원인이 있는 것으로 보았다. 그는 합리적 기대 대신 Marcet and Sargent(1989) 이후 Evans and Honkapohja(2001) 등에 의해 제시

된 기대 형성 모형화 방식인 적응적 학습(adaptive leaning) 가설을 도입할 것을 주장하였다. 적응적 학습은 경제주체가 합리적 기대 모형의 해 등으로 구해진 방정식 체계를 바탕으로 모형을 구축하고 이를 예측에 활용하는 계량경제학자와 같이 기대를 형성한다고 가정한다. 이 때 경제주체가 활용하는 것으로 상정되는 모형을 Perceived Law of Motion(PLM)이라고 한다. Cole(2015)은 LS(2011) 등이 제안한 방법에 따라 FG 정책 충격을 기본적인 형태의 뉴케인지언 DSGE 모형에 포함시키고 PLM을 설정한 후 경제 주체가 반복적 최소자승법(recursive least square)에 의해 모형의 계수 추정을 갱신함으로써 적응적 기대를 형성하도록 한 모형에서 FG 정책 효과가 합리적 기대 모형과 다르게 나타남을 보였다. 그러나 Cole(2015)의 연구 결과로 볼 때⁷⁾ 기대 형성 방식의 변화가 FG 퍼즐을 해소하는 데는 한계가 있는 것으로 생각된다.

McKay, Nakamura, and Steinsson(2016)⁸⁾은 FG 퍼즐 현상의 원인이 기대변수가 포함된 IS 곡선에 있다고 보았다. 뉴케인지언 DSGE 모형에서 기대변수를 포함한 IS 곡선을 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$\begin{aligned} y_t &= E_t y_{t+1} - \sigma^{-1}(i_t - E_t \pi_{t+1} - r_t^n) \\ &= -\sigma^{-1} E_t \sum_{j=0}^{\infty} (i_{t+j} - E_t \pi_{t+j+1} - r_{t+j}^n) \end{aligned}$$

여기서 σ 는 위험회피성향 계수, r_t^n 은 자연이자율이다. MNS(2016)는 위 식에서 FG 정책에 의한 미래 명목금리 i_{t+j} 의 변화가 현재 명목금리의 변화와 동일하게 소비에 영향을 주고 있음에 주목하고 뉴케인지언 필립스 곡선

$$\pi_t = E_t \sum_{j=0}^{\infty} \kappa y_{t+j}$$

와 함께 이와 같은 모형설정이 FG 퍼즐을 초래하는 것으로 보았다. 그러나 이들

7) 경기 침체기를 대상으로 한 실험에서는 적응적 학습 기대 모형에서 FG 퍼즐이 완화되는 모습을 보였으나 일반적인 상황에서는 FG 정책에 대해 적응적 학습 기대 모형에서 생산 및 인플레이션의 반응이 합리적 기대모형보다 더 큰 것으로 나타났다.

8) 이하에서는 이를 MNS(2016)로 부르기로 한다.

은 j 기간 뒤의 금리 인하 공포에 대응하여 현재 소비를 현재 금리 변화에 대응한 것과 같은 수준으로 증가시킬 경우 j 기간 동안 저축을 감소시켜야 하는데 현실적으로 이와 같은 소비 경로는 차입제약(borrowing constraint)으로 인해 실현하기 어려우며 자산 감소가 오히려 예비적(precautionary) 동기에 의한 저축 증가를 초래하여 통상적 DSGE 모형에서 나타난 FG 정책에 대한 과도한 내생변수들의 반응을 상쇄하게 될 것으로 보았다. 이들은 경제 주체들이 회피가 불가능한 개별적 위험(uninsurable idiosyncratic risk)에 노출된 불완전 금융시장과 차입 제약 가정을 도입한 비선형 일반균형 모형을 설정하고 동 모형에서 FG 정책 효과를 모의실험 한 결과 모형 내에서 FG 퍼즐 현상이 완화됨을 확인하였다. MNS(2016)는 나아가 불완전 시장 가정이나 차입 제약을 포함한 일반균형 모형의 선형화가 어려운 점을 감안하여 다음과 같은 형태의 할인된 오일러 방정식(discounted Euler equation)으로부터 유도된 IS 곡선⁹⁾을 제안하였다.

$$\begin{aligned} y_t &= -\zeta \sigma^{-1} E_t \sum_{j=0}^{\infty} \alpha^j (i_{t+j} - E_t \pi_{t+j+1} - r_{t+j}^n) \\ &= \alpha E_t y_{t+1} - \zeta \sigma^{-1} (i_t - E_t \pi_{t+1} - r_t^n) \end{aligned}$$

여기서 α 는 미래 실질금리가 현재 소비에 미치는 영향을 지수적으로(exponential-ly) 감소시키는 역할을 하는 계수로서 0과 1사이의 값을 가지며 ζ 도 같은 범위의 값을 갖는 계수로서 전체 이자율이 소비에 미치는 영향을 조절하는 역할을 한다. MNS(2016)는 이들 계수 값을 캘리브레이션 한 선형 모형으로부터 불완전 금융시장 가정 하의 일반균형 모형에서의 FG 정책효과와 유사한 결과를 얻을 수 있음을 보였다.

이상에서 FG 퍼즐 문제를 해소 또는 완화하기 위한 방안으로서 Kiley(2014), Harrison(2014), Cole(2015), 그리고 MNS(2016) 등의 제안을 간단히 살펴보았다. 이들 중 Kiley(2014), Harrison(2014) 및 Cole(2015)은 가격 경직성이나 합리적 기대 등 통상적 뉴케인지언 DSGE 모형의 기본적 가정에 수정을 요하거나 온건한 정책개

9) 이하에서는 이를 ‘할인된 IS 곡선’으로 부른다.

입 조건에 부합하는 FG 정책을 검정하는 절차 등이 복잡하여 현재 중앙은행에서 예측 및 정책 평가에 활용되고 있는 모형에 적용하여 모의실험을 실시하기에는 보다 심도 깊은 연구가 필요하다고 판단된다. 이하에서는 FG 퍼즐에 대한 대응 방안으로서 MNS(2016)의 제안을 중심으로 한국은행의 경제 예측 모형인 BOKDPM¹⁰⁾과 관련하여 논의를 진행하고자 한다.

III. BOKDPM 모형과 FG 퍼즐

본 장에서는 한국은행의 경제 전망 모형중 하나인 BOKDPM 모형에서 FG 퍼즐의 의미를 살펴보고 앞서 살펴 본 FG 퍼즐 대응 방안 중 MNS(2016)의 제안을 BOKDPM 모형에서 모의실험 해 봄으로써 동 모형을 활용한 FG 정책 효과 분석의 가능성을 타진해 보고자 한다.

1. BOKDPM 개관

BOKDPM 모형은 내생변수의 변동 부문은 DSGE 모형의 구조식에서 차용하고 여기에 확률 과정으로 모형화 한 성장 추세를 결합하여 경제 전망에 용이하게 활용할 수 있도록 구축된 일종의 하이브리드 모형이다. 2009년 1월 개발되어 발표되었을 당시에는 총 44개 방정식에 64개 모수로 구성되었다. 모형 블록은 크게 국내 경제와 해외 경제로 나뉘며 국내 경제는 다시 GDP, 고용, 대외거래, 물가, 통화정책 블록으로 구성된다. 이 때 각 블록 내생변수들의 움직임을 분석하기 위한 방정식들은 대체로 다음의 GDP 변수에 대한 4개 방정식과 유사한 형태로 설정된다.

$$\begin{aligned}\log(GDP_t^{kr}) &= \log(\overline{GDP}_t^{kr}) + \widehat{GDP}_t^{kr} \\ \log(\overline{GDP}_t^{kr}) &= \log(\overline{GDP}_{t-1}^{kr}) + g_t^{\overline{GDP}^{kr}} + u_t^{\overline{GDP}^{kr}}\end{aligned}$$

10) BOKDPM 모형은 2009년 한국은행 조사통계월보 1월호에 그 구조식과 추정계수가 모두 공개되어 있다. 모형의 자세한 내용은 동 논고를 참고하기 바란다.

$$\begin{aligned}
g_t^{\overline{GDP}^{kr}} &= \tau^{kr} g^{kr*} + (1 - \tau^{kr}) g_{t-1}^{\overline{GDP}^{kr}} + \varepsilon_t^{\overline{GDP}^{kr}} \\
\widehat{GDP}_t^{kr} &= \beta_1^{kr} \widehat{GDP}_{t-1}^{kr} + \beta_2^{kr} \widehat{GDP}_{t+1}^{kr} - \beta_3^{kr} (r_{t-1}^{CD_{kr}} - \overline{r}_{t-1}^{CD_{kr}}) + \beta_4^{kr} \widehat{GDP}_t^{us} + \\
&\quad \theta^{kr} \sum_{s=t-9}^{t-1} b_s^{kr} \widehat{BLT}_s^{kr} + \eta_t^{\widehat{GDP}^{kr}}
\end{aligned}$$

여기서 위첨자 kr 은 국내 변수를, 위첨자 us 는 미국으로 대표되는 해외변수를 의미하며 변수 위의 바(—) 표시는 장기 추세를, 헷(^) 표시는 갭률을 의미한다. g 는 변수의 성장률을 나타내며 u 와 ε 은 각각 추세와 성장률에서의 확률적 오차로, η 는 구조적 충격으로 해석될 수 있다. r 은 이자율, BLT 는 금융시장 대리 지표로서 대출태도 지수이다. 첫 번째 식에서 알 수 있듯이 GDP는 두 번째와 세 번째 식으로부터 구해지는 GDP의 확률적 추세와 네 번째 식에서 구해지는 GDP 갭의 합이다. 이로부터 결국 모형의 구조적 의미는 뉴케인지언 DSGE 모형의 오일러 방정식으로부터 유도된 IS 곡선에서 유래함을 알 수 있다. GDP 갭 결정식의 각 항은 경제 주체의 최적화 문제로부터 도출된 구조식의 형태를 따른 것도 있으며 경제 전망 모형상의 필요에 따라 자의적(ad hoc)으로 포함된 것도 있다. 모든 모수들은 캘리브레이션 없이 베이지언 방식으로 추정한다.

이외에 물가 블록은 위의 GDP 블록과 유사한 형태로 구성되나 물가 갭 방정식은 뉴케인지언 필립스 곡선을 준용하여 설정되며 통화정책 블록은 테일러 준칙을 기본으로 하여 설정된다. 이는 BOKDPM 모형의 본질적 특성이 기대변수가 포함된 IS 곡선, 뉴케인지언 필립스 곡선, 그리고 테일러 준칙 형태로 설정된 통화정책 함수 등 3개 식으로 구성된 교과서적 뉴케인지언 DSGE 모형과 유사함을 시사한다. 이를 감안하여 다음 절에서는 먼저 교과서적인 뉴케인지언 DSGE 모형¹¹⁾을 통해 FG 퍼즐의 의미를 보다 자세히 살펴보고 MNS(2016)의 FG 퍼즐 해소 방안을 모의실험 함으로써 향후 BOKDPM 모형을 활용한 모의실험의 의미 및 결과 해석에서 이해를 돕고자 한다.

11) 이를 토이(Toy) 모형이라 부르기로 한다.

2. 토이(Toy) 모형에서 FG 퍼즐과 대응방안 모의실험

가. FG 정책 단순 모의실험

통화정책 이론 교과서에서 자주 활용되는 3개 방정식으로 구성된 뉴케인지언 DSGE 모형인 토이 모형은 앞서 살펴본 FG 퍼즐 관련 연구에서도 논의의 핵심 내용에 대한 이해를 돕기 위해 사용되어 왔다. 토이 모형을 구성하는 3개 방정식은 다음과 같다.

$$x_t = x_{t+1} + \sigma^{-1}(i_t - \pi_t) + u_t$$

$$\pi_t = \pi^* + E_t \pi_{t+1} + \kappa x_t + e_t$$

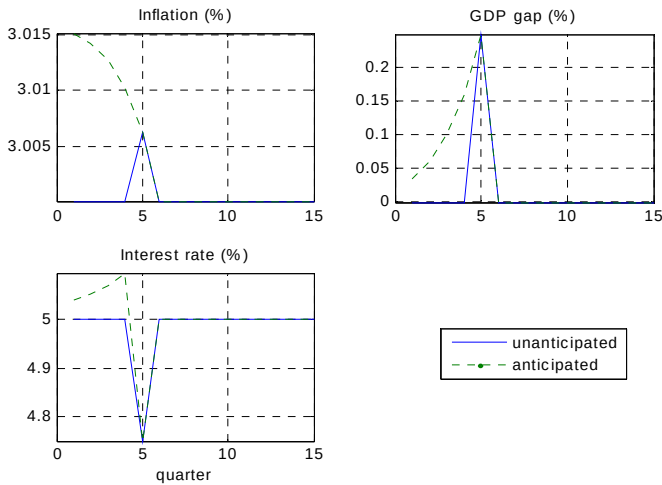
$$i_t = r + \pi^* + \eta_\pi \pi_t + \eta_x x_t + \epsilon_t$$

첫 번째 식인 IS 곡선에는 수요충격 요소로서 u_t 이 포함되어 있으며 두 번째 식인 뉴케인지언 필립스 곡선에는 비용 충격 e_t 가 포함되어 있고 마지막 식인 통화정책 함수에는 통화정책 충격 ϵ_t 가 포함되어 있다. 베이스라인 모형에서 각 식의 계수는 뉴케인지언 DSGE 모형에서 상징하는 통상적 캘리브레이션 값인 $\sigma=1$, $\kappa=0.025$, $\eta_\pi=1.5$, $\eta_x=0.5$ 로 설정하였다. 또 목표 인플레이션 π^* 는 3%, 균제상태의 실질이자율 r 은 2%로 설정하였다.

먼저 모형을 이용하여 기대 효과를 측정하는 모의실험의 성격을 파악하기 위하여 예상된 경제적 충격과 예상치 못한 경제적 충격의 차이를 살펴보고자 한다. <그림 1>은 4분기 뒤 정책 금리를 균제상태의 명목금리를 5.00%에서 4.75%로 25bp 인하하면서 이를 공표한 경우와 공표하지 않은 경우의 정책 효과를 나타낸 것이다. <그림 1>의 파란 실선은 통화정책 당국이 1분기 뒤 정책금리(short rate)를 인하하면서 이를 사전에 공표하지 않은 경우(unanticipated)이다. 정책금리 인하에 따라 생산과 인플레이션은 정책금리 인하 시점에만 소폭 상승한 후 바로 균제상태로 회복된다. <그림 1>의 녹색 점선은 정책금리 인하를 4분기 전에 공표하여 경제 주체가 통화정책 충격을 예상한 경우(anticipated)이다. 통화정책 충격은 4분기

전 정책금리 인하 공표 여부와 관계없이 동일함에도 불구하고 단기 정책금리는 정책금리 인하 공표 시점에 상승하게 되는데 이는 4분기 뒤 정책금리 인하라는 ‘기대 충격’¹²⁾으로 인해 인플레이션이 비교적 큰 폭으로 상승하고 생산도 정책금리 인하 이전부터 늘어남에 따라 중앙은행이 통화정책 준칙에 따라 금리를 인상하기 때문이다. 통화정책 충격이 소멸한 시점 이후로는 생산 및 인플레이션의 움직임이 정책 충격 예측 여부와 관계없이 동일하게 균제상태로 복귀함을 볼 수 있다. 이와 같은 모형의 정책실험 결과는 사전에 공표된 정책이 신뢰성을 갖는다면 정책금리 인하를 사전에 발표하여 기대경로를 활용하는 정책의 경기부양 효과가 그렇지 않은 경우에 비해 더 크게 나타날 것으로 예측할 수 있음을 보여준다.

〈Figure 1〉 Impulse Responses to the One Time Monetary Policy Shock(anticipated and unanticipated) in the Toy Model

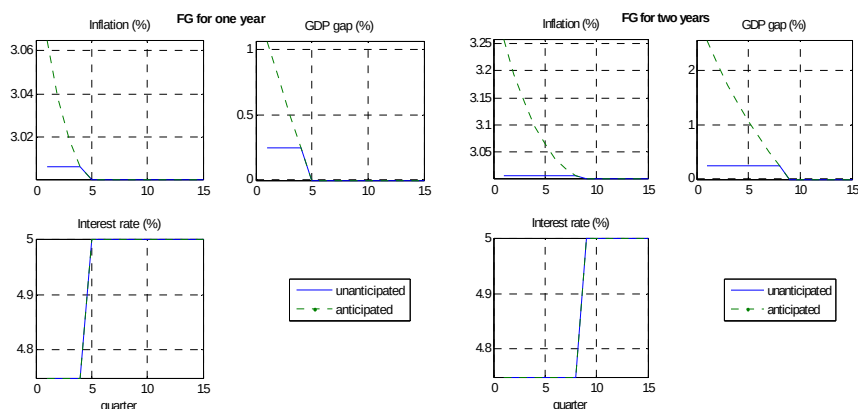


다음으로 〈그림 2〉는 토이 모형을 이용하여 균제상태로부터 일정기간 동안 경기 부양을 위해 FG 정책을 사용하는 경우를 모의실험 한 결과이다. 〈그림 2〉의 왼쪽 3개 패널은 4분기 동안 정책금리를 25bp 인하하여 유지하는 경우이며 오른쪽 3

12) 기대충격을 모형에서 구현하는 것은 MATLAB 기반의 DSGE 분석 도구인 IRIS를 이용하였다.

개 패널은 8분기 동안 인하된 금리를 유지하는 경우이다. 각 그림에서 파란 실선은 정책금리를 일정기간 동안 특정수준에서 유지하겠다는 공표가 없어 통화정책 충격이 예측되지 않은 경우다. 이 경우 각 경제변수의 반응은 일회적 충격 효과와 반복적으로 나타나는 것과 같은 모습을 나타낸다. 녹색 점선은 중앙은행이 미래의 정책금리 경로를 사전에 공표하여 경제주체들이 정책 충격을 예상하는 경우, 즉 FG 정책을 실시하는 경우 모형을 구성하는 내생변수들의 반응을 나타낸 것이다. 정책 충격에 대해 정성적으로는 FG 정책 기간의 변화에 따른 내생변수들의 반응에 차이는 없으나 기간이 길어질수록 최초 시점의 반응의 크기가 기하급수적으로 커짐을 알 수 있다¹³⁾. 4분기 동안 FG 정책을 실시한 왼쪽 그림에서 FG 정책이 시작되는 시점에서의 인플레이션은 약 0.06%p 상승하는 데 그치지만 FG 정책 실시 기간을 8분기로 연장할 경우 오른쪽 그림에 나타난 것처럼 FG 정책이 시작되는 시점에서의 인플레이션이 약 0.25%p 상승하는 것으로 나타났다. 생산의 경우는 4분기에서 8분기로 FG 정책 기간을 연장함에 따라 정책 시행 초기의 반응은 대체로 정책기간 연장과 비례하여 상승하였다.

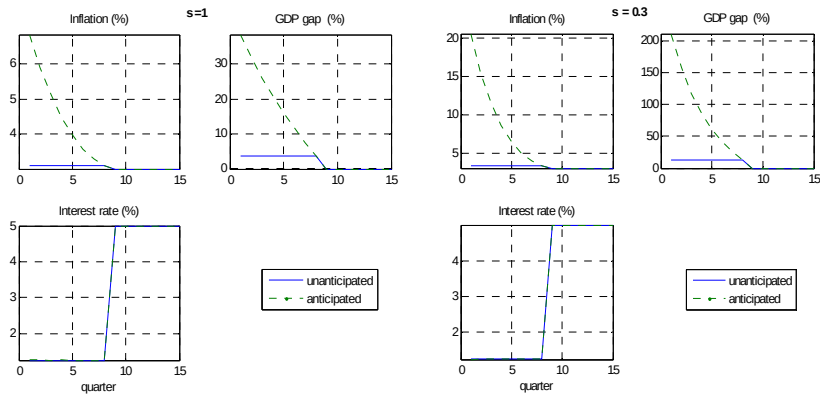
〈Figure 2〉 Impulse Responses to FG Policy in the Toy Model(1)



- 13) FG 정책에서 금리를 일정기간 일정수준으로 유지하는 경우 일회적 충격과 달리 통화정책 충격이 크게 나타남에 유의하라. 즉 금리를 인하할 경우 생산 및 인플레이션 상승으로 금리준칙에 따라 금리가 인상되어야 하나 FG정책을 위해 금리를 일정수준으로 유지해야 하므로 더 큰 통화정책 충격을 정책금리에 부과하여야 한다.

이와 같은 수준의 내생변수들의 반응은 단기 정책금리를 25bp 인하하여 얻는 효과로서는 작지 않은 것이다. Carlstrom, Fuerst, and Paustian(2012)에서의 모의실험과 같이 명목 이자율을 균제상태의 이자율에서 명목금리 하한 수준으로 낮출 경우, 즉 실질이자율 2%, 목표 인플레이션 3%를 감안하여 설정된 균제상태의 명목금리 5%를 예를 들어 1.25%¹⁴⁾로 낮출 경우 토이 모형에서 인플레이션 및 생산의 반응은 〈그림 3〉과 같이 나타난다¹⁵⁾. 〈그림 3〉에서 왼쪽 3개 패널은 위험회피계수 σ 를 1로 설정한 경우, 오른쪽 3개 패널은 Woodford(2003)의 제안에 따라 σ 를 0.3으로 설정¹⁶⁾한 경우 각각 모형 내 변수의 반응을 나타낸 것이다. σ 를 1로 설정한 경우 FG 정책의 초기 반응값이 인플레이션은 6%를 상회하고 생산갭도 30%를 넘어간다. σ 를 0.3으로 설정하면 이와 같은 비정상적 반응 규모가 더욱 커져 인플레이션은 20% 이상, 생산 갭은 200% 이상으로 상승한다. 이로부터 표준적으로 캘리브레이션된 뉴케인지언 DSGE 모형에서 FG 퍼즐이 심각한 문제임을 알 수 있다.

〈Figure 3〉 Impulse Responses to FG Policy in the Toy Model(2)



14) 명목금리의 하한은 0%이나 한국 경제에서 금리의 실질적 하한이 어느 수준이냐에 대해서는 논의의 여지가 있다. 본 연구에서는 한국 경제의 경우 현재의 1.25%를 실질적 금리 하한으로 설정하고 분석을 진행하고자 한다.

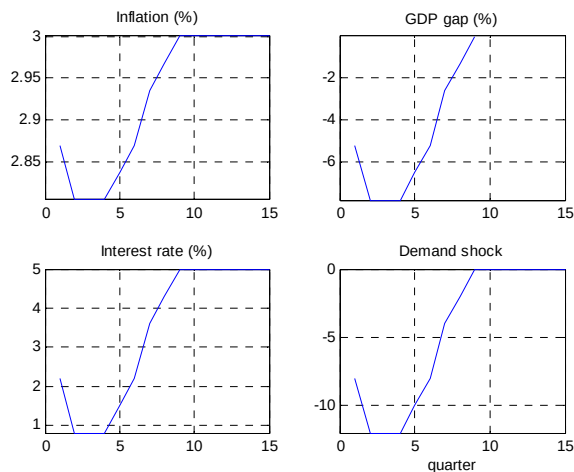
15) 이 그림은 Carlstrom, Fuerst, and Paustian(2012)의 chart 1과 2를 재현한 것이다.

16) Woodford(2003)는 생산요소로 노동만을 고려하는 모형에서는 이자율 변화에 따른 투자 변동이 생산에 반영되지 않으므로 소비의 실질금리 민감도를 높이기 위해 위험회피계수를 1보다 작게 설정할 필요가 있다고 보았다.

나. 경기침체 시나리오 하의 FG 정책 모의실험

그러나 이들 모의실험은 특별한 이유 없이 정책금리가 균제상태인 5%에서 금리하한으로 하락한다는 문제가 있다. 이를 감안하여 본 연구에서는 모형 경제에 부의 수요 충격이 발생하여 단기 정책금리 조정에 명목금리 하한이 4분기 정도 제약으로 작용하는 가상적 상황을 상정하고 이와 같은 가상적 상황에서 FG 정책 퍼즐과 관련된 문제를 논의하기로 한다. 구체적으로 이와 같은 가상적 상황은 〈그림 4〉와 같다. 이는 IS 곡선에 포함된 수요충격 u_t 에 가상적 부의 충격값을 설정하고 모형 내에서 다른 변수들이 이에 반응하는 방식으로 만들어 낸 것이다. 이 때 수요 충격의 미래 경로는 예측되지 못하는 것으로 가정하였다. 〈그림 4〉의 4개 패널 중 왼쪽 아래 그림이 이와 같은 가상적 수요 충격을 나타낸다. 나머지 패널을 보면 이와 같은 수요 충격으로 모형에서 생산갭이 8%p 가량 감소한다. 이 때 인플레이션의 하락폭은 0.2%p 정도로 제한적인 움직임을 나타냈다. 단기금리는 통화정책 준칙에 따라 하락한 생산 및 인플레이션에 반응하여 본 연구에서 정책금리 하한으로 설정한 1.25%보다 낮은 수준으로 떨어진다.

〈Figure 4〉 Simulated Recession in the Toy Model



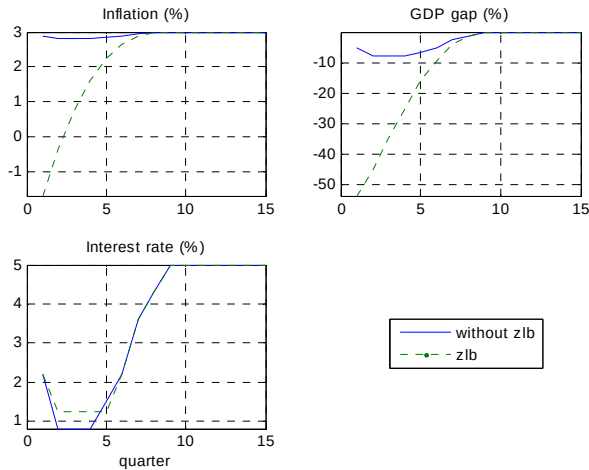
이제 이와 같은 가상적 경기침체 상황에 명목금리의 하한을 도입하여 보자. <그림 5>의 파란 선이 금리 하한이 존재하는 상황에서 모형 내 변수들의 움직임을 나타낸다. 위 2개 패널에서 파란 실선이 녹색 점선과 함께 그려져 움직임이 상대적으로 작아 보이지만 <그림 4>와 동일한 그림이다. 제로금리 하한은 가상적 경기침체 상황에서 단기 명목금리가 1.25%보다 낮은 기간에 대해 단기 명목금리를 통화정책 충격으로 조절하여 1.25%로 고정시켰다¹⁷⁾. 또 이와 같은 명목금리의 하한은 경제주체들이 예측할 수 있는 상황이므로¹⁸⁾ 이처럼 명목금리가 금리하한에서 고정되는 상황이 예측되었다는 가정 하에 다른 내생 변수들의 반응을 도출하였다.

그림으로부터 금리 하한을 모형화 하는 과정에서 FG 퍼즐로 인해 정책 모의실험을 위한 가상적 상황의 현실성이 심각하게 저해되고 있음을 볼 수 있다. 즉 4분기 동안 정책 금리가 금리 하한에 의해 제약될 경우 모형에서 생산 갭이 50%p 이상 감소하며 2%에 가까운 디플레이션이 발생하는 것으로 나타난다. 이는 부(-)의 수요 충격에도 불구하고 금리 하한으로 인해 금리를 수요 충격에 상응하여 인하시키지 못하는 데 따라 발생하는 긴축적 통화 충격의 효과가 FG 정책과 동일한 경로로 내생변수에 영향을 미치는 데 따른 것이다. 일단 이하에서는 가상적 상황이 FG 퍼즐로 인해 비현실적인 모습을 보이기는 하나 이와 같이 주어진 상황에서 경기부양 정책으로 FG를 활용하는 방안을 모형을 통해 모의실험해 보기로 한다.

17) 모형에서 이와 같은 방법으로 정책금리 하한을 구현하는 것이 인위적인 것은 사실이나 생산 및 물가 상황에 따라 금리 준칙에 의해 명목금리 하한 이하로 내려가야 하는 상황에서 명목금리 이하로 금리를 내리지 못하고 있다는 것은 사실상 정의 통화 충격을 가하고 있는 것으로 해석할 수 있다는 점에서 타당성이 있는 방법이라고 생각된다. 대안적 방법으로 금리준칙을 비선형의 형태로 설정하고 모형의 해를 구해 이를 통해 모의실험을 할 수도 있겠으나 본 연구가 현재 경제 전망 및 분석에 활용되고 있는 모형을 대상으로 FG 퍼즐 문제를 다루고자 한다는 점을 감안할 때 이와 같은 방법을 사용하는 것이 더 적절할 것으로 생각된다.

18) 엄격히 말하면 제로금리만이 예측된다고 볼 수 있다. 다만 본 연구에서는 한국 경제에서 1.25%를 경제주체가 인지하고 있는 금리 하한으로 가정하고 이에 따른다.

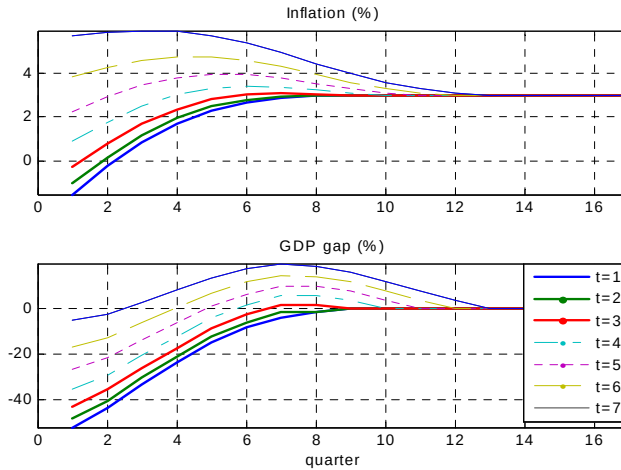
〈Figure 5〉 Simulated Recession and Zero Lower Bound of the Interest Rate in the Toy Model



금리 하한이 정책금리 인하에 제약을 가하는 상황에서 현재의 경기 침체 상황을 극복하기 위해 통화정책 당국은 현재 금리하한에 머물고 있는 정책금리를 경기 회복으로 정책금리가 인상되는 시점 이후에도 일정 기간 유지하겠다고 공표함으로써 FG 정책을 통해 경기 부양 효과를 기대할 수 있다. 예를 들어 앞서 설정한 가상적 경기침체 상황에서 정책금리가 2~5분기 동안 금리하한에 머물 경우 통화정책 당국은 6분기 이후 일정 시점까지 정책금리를 금리하한에서 유지하겠다고 공표함으로써 경기를 부양시킬 수 있다. 〈그림 6〉은 5분기 이후 하한 금리를 유지하는 기간을 1분기에서 7분기까지 늘려감에 따라 나타나는 FG의 정책효과를 나타낸 것이다. FG 정책기간을 1분기에서 4분기까지 늘리는 경우 경기 부양 효과의 기간별 차이는 크지 않지만 5분기 이상 하한 금리를 유지하는 FG 정책에 대해서는 생산과 인플레이션이 균제상태 수준을 넘어서 오버슈팅 하는 모습까지 보인다. 정책 금리를 7분기동안 금리 하한 수준에서 유지하는 FG 정책의 경우 수요 충격에 의한 심각한 경기침체 상황에서 인플레이션을 6%까지 상승시키고 생산 겹을 경기 침체기에도 양(+)으로 전환시키는 효과를 보인다. 이는 모형에서 정책금리를 고정된 수준에서 유지하는 기간이 길어질수록 FG 퍼즐 현상이 강하게 나타

남에 따라 통상적 형태의 뉴케인지언 DSGE 모형으로는 합리적 수준의 정책 효과 평가가 어려울 것임을 보여준다.

〈Figure 6〉 Stimulative Effect of FG Policy for the Simulated Recession in the Toy Model

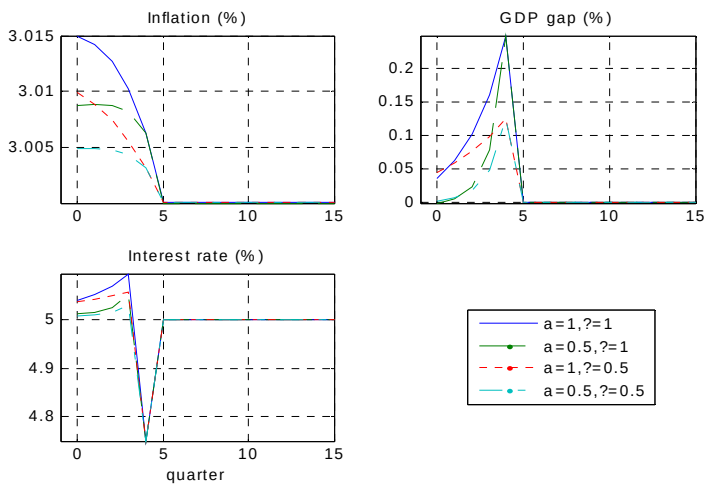


다. FG 퍼즐 해소 방안(MNS(2016))의 적용

여기서는 MNS(2016)가 제안한 FG 퍼즐 해소 방안을 토이 모형에 적용해 본다. 앞서 설명한 것과 같이 MNS(2016)는 할인된 IS 곡선 ' $x_t = \alpha x_{t+1} + \zeta \sigma^{-1}(i_t - \pi_t) + u_t$ '을 제안하였다. MNS(2016)는 FG 퍼즐 완화를 위해 차입제약과 불완전 금융시장 가정을 도입한 비선형 모형에서 예상된 일회적 통화정책 충격에 따른 결과를 로그 선형화한 모형이 근사할 수 있도록 α 와 ζ 의 값을 각각 0.97과 0.75로 설정하였다. 본 연구에서는 MNS(2016)가 할인된 IS 곡선에서 새로 도입한 모수인 α 와 ζ 의 역할을 보다 명시적으로 살펴보기 위해 이들 모수의 값을 조정하여 모의실험을 실시하여 보았다. 〈그림 7〉에서 파란색 실선은 4분기 이후 금리가 일회적으로 0.25%p 인하될 것이 예상되는 상황에서 α 와 ζ 의 값을 모두 1로 설정한 통상적 IS 곡선의 경우 충격 효과를 보여주고 있다. 녹색 대쉬 선은 ζ 는 1로 두고 α 를 0.5로 낮춘 데 따른 결과를, 빨간색 점선은 α 는 1로 두고 ζ 를 0.5로 낮춘 데 따른 결과를

각각 보여주고 있으며 하늘색 대쉬-닷 선은 α 와 ζ 를 모두 0.5로 낮춘 경우이다. ζ 값을 낮추는 것은 실제 금리 인하 시점을 포함하여 이전부터 나타나는 경기부양 효과를 전반적으로 축소시키는 데 반해 α 값을 낮추는 것은 금리 인하 시점을 제외한 이전 시점, 즉 금리 인하 기대에 따른 효과를 축소시키는 것으로 나타난다.

〈Figure 7〉 The Effects of the Anticipated One Time Monetary Policy Shock under Different Parameterization of MNS(2016)'s FG Puzzle Solution

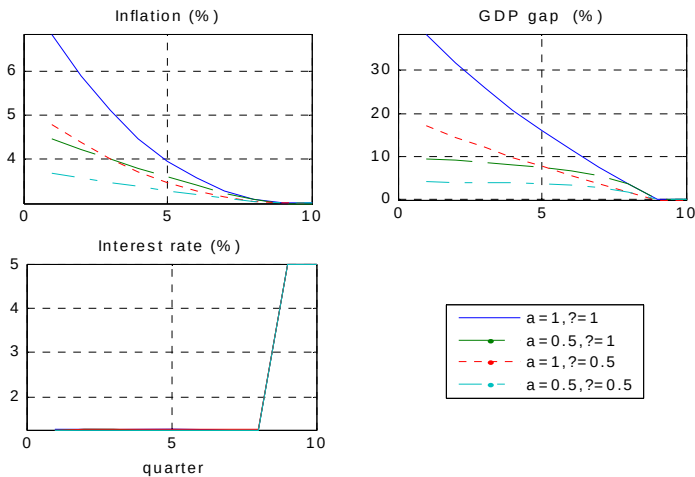


α 및 ζ 의 FG 퍼즐 완화효과를 살펴보기 위해 〈그림 8〉에서는 일회적 충격이 아닌, 2년 동안 금리를 1.25% 금리하한에서 유지하는 경우의 정책모의 실험을 실시한 결과를 제시하였다. 파란색 실선으로 표시한 통상적 뉴케인지언 모형의 경우 2년간의 FG 정책에 따라 GDP 갭이 40% 가까이 상승하는 퍼즐현상이 나타난다. 〈그림 8〉은 α 값이나 ζ 값을 낮춤으로서 두 경우 모두 유사한 형태로 FG 퍼즐 현상을 상당 수준 완화할 수 있음을 보여주고 있다.

그런데 할인된 IS곡선에서 ζ 는 σ^{-1} 와 함께 실질이자율에 곱해져 있어 예를 들어 BOKDPM 모형에서 이에 상응하는 계수 β_3^{cr} 를 추정하는 경우 식별의 문제가 발생하게 된다. 이에 따라 본 연구에서는 ζ 는 1로 두고 α 값을 조정함으로써 FG 퍼즐 문제를 완화하는 방안을 살펴보고자 한다. 이는 〈그림 7〉에서 살펴본 것과 같이 ζ

값의 조정이 금리조정 시점의 금리정책 효과에도 영향을 미치는 반면 α 값의 조정은 미래 금리 정책에 대한 기대 효과에만 영향을 미친다는 점에서 FG 퍼즐 현상 완화를 위한 대응 방안으로서 α 값의 조정을 검토하는 것이 적절한 것으로 생각된다는 점도 고려한 것이다.

〈Figure 8〉 The Effects of the Two Year FG Policy under Different Parameterization of MNS(2016)'s FG Puzzle Solution

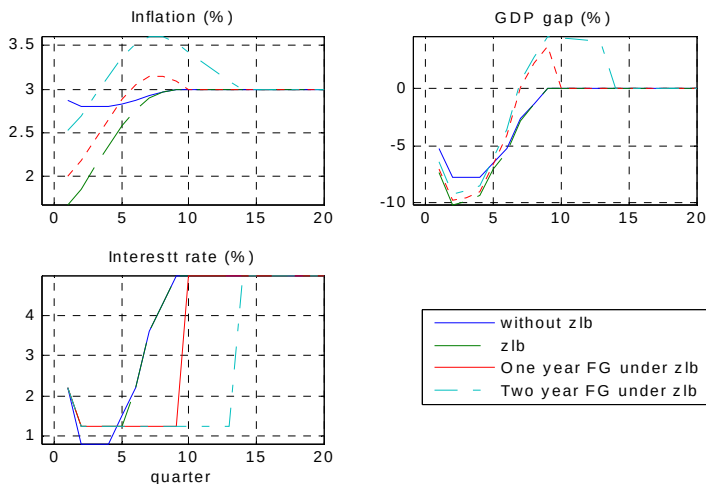


이상의 논의를 토대로 하여 〈그림 9〉에서는 α 는 0.1,¹⁹⁾ ζ 는 1로 설정하고 가상의 경기 침체 하에서 FG 정책효과 분석을 시도해 보았다. 〈그림 9〉에서 파란 실선은 정책금리 하한이 존재하지 않는 상황에서 가상의 경기침체를 묘사한 것이다. 큰 폭의 부(-)의 수요충격으로 인플레이션이 0.2%p 하락하고 생산갭이 7.5%p 감소하는 상황에서 정책 금리는 준칙에 따르면 1% 이하로 하락하여야 한다. 그러나 정책 금리에 1.25%의 하한이 존재한다면 그림의 녹색 대쉬 선이 나타내는 것과 같이 2~5분기 동안 정책금리는 1.25%에 머물게 되고 금리가 하한으로 인해 수요 충격에 대응해 필요한 만큼 하락하지 못함에 따라 인플레이션은 2% 이하로 크게 하락

19) α 값을 0.1에서 1까지 0.1씩 증가시켜가면서 효과를 측정한 후 이중 금리 하한에 따른 변수의 변화가 과도하지 않게 나타나는 값으로 0.1을 선택하였다.

하고 생산갭은 10%p 이상 감소한다. 이러한 상황은 <그림 5>의 FG 퍼즐이 존재하는 상황에서 금리 하한이 발생시켰던 상황과 달리 경험적으로 충분히 받아들일 수 있는 수준의 가상적 충격으로 볼 수 있다. 이제 통화당국이 경기 부양책으로 FG 정책을 활용하는 상황을 살펴보자. <그림 9>에서 빨간 점선은 통화당국이 정책금리가 하한에서 벗어나는 5분기 이후에도 1년 동안 정책금리를 하한 수준에서 유지하겠다고 공표한 경우를, 하늘색 점-대쉬 선은 2년 동안 정책금리를 하한 수준에서 유지하겠다고 공표한 경우를 나타낸다. 이와 같은 FG 정책이 금리 하한이 없는 경우의 수준까지 생산갭과 인플레이션을 끌어올리지는 못하지만 금리 하한으로 인해 깊어진 생산갭의 감소를 축소시키는 데 어느 정도 효과를 가지며 인플레이션에 대한 효과는 FG 정책이 장기간에 대해 설정될수록 뚜렷한 효과를 갖는다.

<Figure 9> The Effects of FG Policy with MNS(2016)'s FG Puzzle Solution($\alpha = 0.1, \zeta = 1$) in the Toy Model's Simulated Recession



마지막으로 실증자료로서 관찰되지 않는 통화정책 충격의 움직임을 언급할 필요가 있다. 2~5분기 중 통화정책은 정책금리 하한으로 인해 금리를 최저수준으로 내렸음에도 불구하고 긴축적 충격으로 작용하여 경기 침체 심화에 기여한다. 다만 하한 수준의 금리가 필요한 기간 이상으로 하한 금리를 유지하기로 약속함

에 따라 경기가 회복되는 시점에서는 인플레이션과 생산갭이 균제상태 수준을 상회하여 오버슈팅하는 현상이 나타나게 된다.

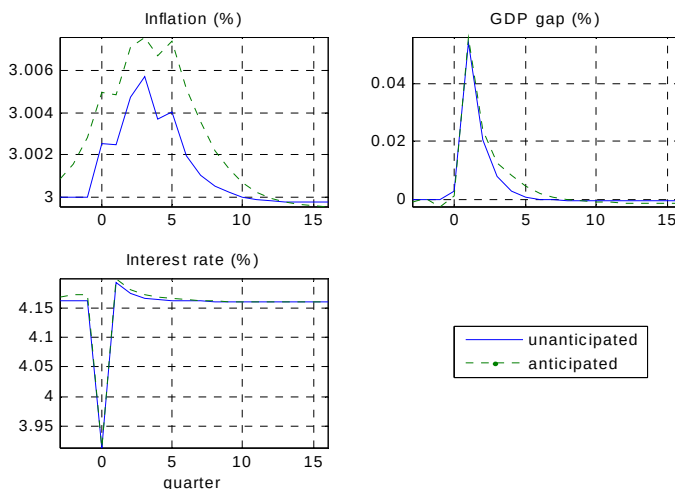
3. BOKDPM 모형에서 FG 퍼즐과 대응방안 모의실험

가. BOKDPM 모형에서 기대효과 측정

앞서 살펴본 대로 BOKDPM 모형에서 주요 경제변수들은 성장률, 추세, 갭 변동, 그리고 이들을 결합하는 정의식 등 4개 식으로 이루어져 있다. 이들 중 갭 변동 식들만을 모아서 모형을 구성하여도 구조적 충격의 효과를 분석하는 데 문제가 없다. 본 연구에서는 성장 및 추세가 FG 퍼즐과 관련이 없는 점을 감안하여 갭 변동 식만으로 구성된 모형으로 FG 정책과 관련된 분석을 실시한다. 이에 따라 이후 모의실험의 수행 방식은 토이 모형에서와 유사하다.

먼저 토이 모형을 사용하여 실시한 모의실험에서와 같이 일시적 통화정책 충격이 예상된 경우와 그렇지 않은 경우를 대비하는 실험을 실시하였다. <그림 10>에서 파란 실선은 사전 공표 없이 한 시점에서 균제상태의 정책금리를 25bp 인하 하

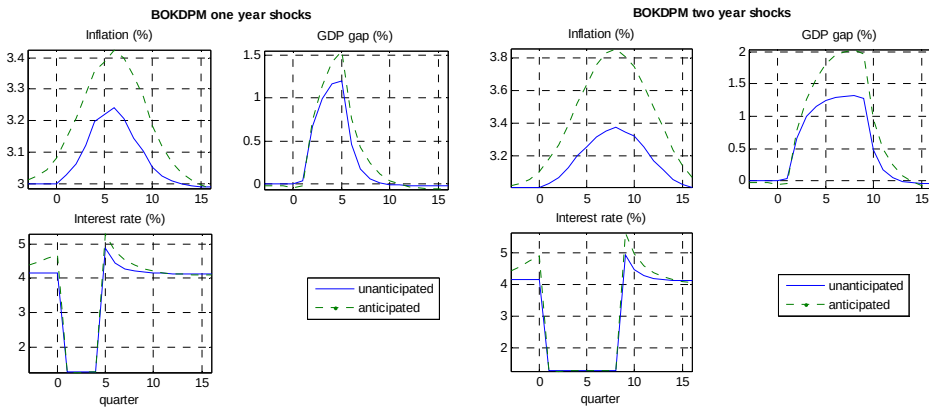
<Figure 10> Impulse Responses to the One Time Monetary Policy Shock(unanticipated and anticipated) in the BOKDPM Model



는 데 따른 인플레이션과 생산갭의 반응이며 녹색 점선은 이와 같은 정책금리 인하를 4분기 이전에 공표한 경우인데 두 선은 사실상 차이가 없는 것으로 나타난다. 이는 BOKDPM 모형에서는 일회적 충격에 대해 기대효과가 거의 나타나지 않음을 의미한다.

〈그림 11〉에서 왼쪽 3개 패널과 오른쪽 3개 패널은 각각 FG 정책을 4분기 및 8분기 실시하는 경우 BOKDPM 모형에서 인플레이션 및 생산의 반응을 나타낸다. 각 패널에서 녹색 점선이 FG 정책의 효과를 나타낸다. 여기서 FG 정책은 BOKDPM 모형에서 단기 명목금리의 균제 상태인 약 4%에서 이를 금리 하한인 1.25%로 인하하고 일정 기간 동안 이를 유지할 것임을 공표한 것이다. 이와 같이 비현실적으로 큰 폭의 완화적 통화정책에도 불구하고 인플레이션과 생산갭은 1년 기간 FG 정책에 대하여는 최대 0.5%p와 1.5%p, 2년 기간 FG 정책에 대하여는 최대 0.9%p와 2.1%p 상승하는 데 그친다.

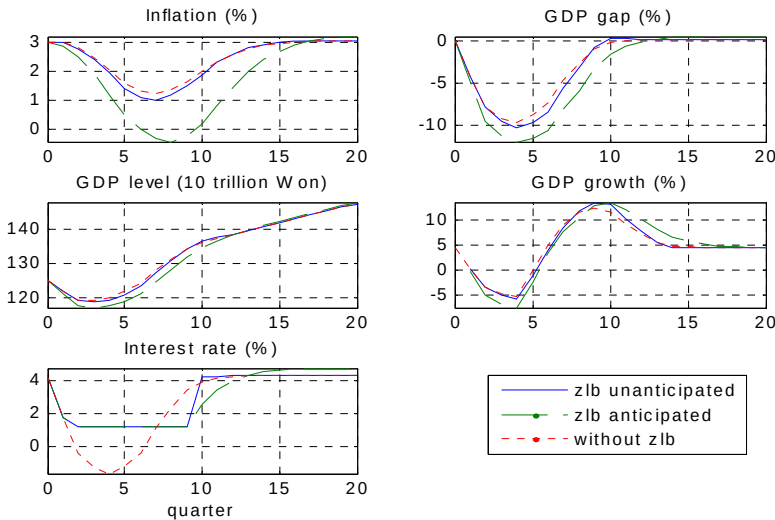
〈Figure 11〉 Impulse Responses to the FG Policies in the BOKDPM Model



다음으로 〈그림 12〉와 〈그림 13〉은 정책금리 하한으로 인해 통화정책 수행이 제약을 받는 심각한 경기침체 충격이 발생한 상황과 그에 대응한 FG 정책을 BOKDPM 모형으로 모의실험 한 것이다. 여기서도 정책금리 하한으로 인해 2년 동안 통화정책 수행이 제약을 받게 되는 큰 폭의 수요 충격을 가하였음에도 불구하고

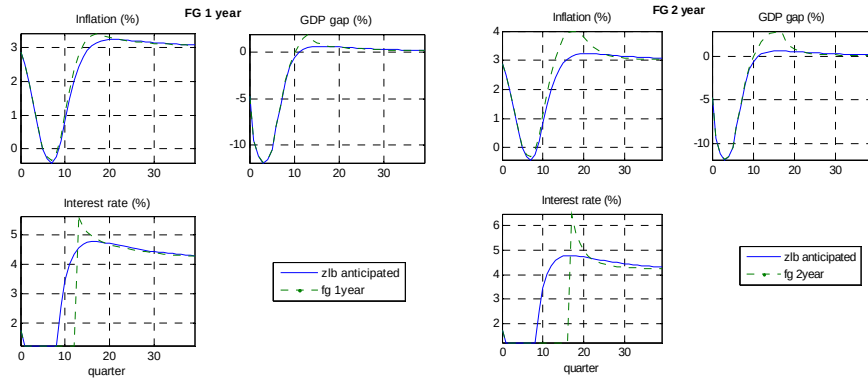
고 정책금리 하한으로 인해 심화되는 경기침체의 크기는 앞서 살펴본 토이 모형과 비교하여 매우 미미한 수준으로 나타난다. <그림 12>에서 빨간 점선은 정책금리 하한 제약이 없는 경우(without zlb) 경제 변수들의 반응이며 녹색 대쉬 선은 정책금리 하한이 존재하고 그 하한을 경제 주체들이 인식하는 경우(zlb anticipated) 경제 변수들의 반응이다. 파란 색 실선은 정책금리 하한 제약을 경제 주체들이 인식하지 못하는 경우(zlb unanticipated)에 해당한다. 빨간 점선과 녹색 대쉬 선을 비교하면 정책금리 하한이 인플레이션의 경우 최대 1%p 이상 하락폭을 확대시키고 생산갭은 3%p 정도 하락폭을 확대시키는 것으로 나타난다. 그러나 생산의 경우 이를 GDP 수준이나 성장률로 환산할 경우 <그림 12>의 둘째 줄 패널에서 보여지는 것처럼 정책금리 하한의 효과가 제한적인 것으로 나타난다.

<Figure 12> Simulated Recession in the BOKDPM Model



또 가상적 경기침체기에서 FG 정책의 효과도 <그림 13>에서 보여지는 것과 같이 경기부양 효과가 거의 없는 것으로 분석된다. 다만 FG 정책은 경기회복 직후 생산 및 물가의 오버슈팅을 유발하는 것으로 나타난다.

〈Figure 13〉 The Effects of FG Policies for the Simulated Recession in the BOKDPM Model



이와 같은 모의실험 분석 결과는 BOKDPM 모형에서 FG 퍼즐이 나타나지 않으므로 이에 대한 대응이 필요 없는 것으로 생각될 수도 있다. 그러나 FG 정책의 효과, 즉 기대 경로를 통한 정책 효과가 모형에서 과소하게 측정되는 것도 간과할 수 있는 문제는 아니다. BOKDPM 모형에서 기대 효과의 과소 측정은 통상적 DSGE 모형에서 FG 퍼즐 문제와 같이 FG 정책의 효과를 적절히 측정할 수 없다는 문제를 발생시킨다. 사실 이와 같은 BOKDPM의 과소 기대효과 문제는 뒤에서 살펴보는 것과 같이 FG 퍼즐의 과대 기대효과 문제와 동전의 양면과 같은 것이다.

나. BOKDPM 모형에서 GDP 갭 결정식의 재설정

BOKDPM 모형에서 기대효과가 과소 측정되는 원인은 MNS(2016)의 FG 퍼즐 대응 방안으로부터 유추할 수 있다. 앞서 언급한 대로 BOKDPM 모형에서 GDP 갭 결정식은 다음과 같다.

$$\widehat{GDP}_t^{kr} = \beta_1^{kr} \widehat{GDP}_{t-1}^{kr} + \beta_2^{kr} \widehat{GDP}_{t+1}^{kr} - \beta_3^{kr} (r_{t-1}^{CD} - \overline{r_{t-1}^{CD}}) + \beta_4^{kr} \widehat{GDP}_t^{us} + \theta^{kr} \sum_{s=t-9}^{t-1} b_s^{kr} \widehat{BLT}_s^{kr} + \eta_t^{kr} \widehat{GDP}_t^{kr}$$

위 식은 통상적 DSGE 모형의 IS 곡선을 변용한 것이다. 앞서 토이 모형의 논의에서 우리는 β_2^{kr} 과 β_3^{kr} 에 해당하는 MNS(2016)의 할인된 IS 곡선의 계수 값이 FG 퍼

를 현상의 정도를 결정하는 주요 요인임을 살펴보았다. 이들 계수는 MNS(2016)의 할인된 IS 곡선에서 α 및 $\zeta\sigma^{-1}$ 에 해당하며 α 및 ζ 값을 1보다 낮게 설정함으로써 과도하게 나타나는 기대효과인 FG 퍼즐 문제를 완화할 수 있음을 보았다. 그런데 통상적 IS 곡선에서 β_2^{kr} 는 오일러 방정식의 유도과정에서 따로 계수가 설정되지 않고 β_3^{kr} 는 CRRA(constant relative risk aversion) 효용함수 가정 하에 0.3에서 3 내외의 값으로 캘리브레이션 되거나 추정되는 것이 일반적인 반면 BOKDPM 모형에서는 이들 계수 값으로 각각 0.056과 0.052로 추정된 값을 사용하고 있다²⁰⁾. 이는 BOKDPM 모형이 전망 모형으로서 정책 평가보다는 예측의 안정성에 중점을 두고 있는 데 따른 결과로 보인다. 다만 이로 인해 의도하지 않게 BOKDPM 모형은 MNS(2016)의 FG 퍼즐 대응 방안을 과도하게 적용하게 되고 결과적으로 기대효과 분석이 어렵게 된 것이다.

BOKDPM 모형은 기본적으로 전망 모형이지만 경제 상황이나 정책 변화에 따른 시나리오별 전망 변화에도 활용되는 점을 감안할 때 기대효과 분석이 어렵게 모형이 추정된 부분은 개선할 필요가 있다고 생각된다. 물론 BOKDPM 모형에서도 β_2^{kr} 과 β_3^{kr} 의 값을 통상적 값으로 설정할 경우, 즉 이들 값을 모두 1로 설정하면 FG 퍼즐 현상이 재현된다²¹⁾. 이에 따라 본 연구에서는 현재의 BOKDPM 모형에서는 기대효과 분석이 어려우므로 기대효과가 나타날 수 있도록 위험회피 계수와 관련된 IS 곡선의 계수 β_3^{kr} 을 통상적 위험회피 계수 값 범위로 조정하고 미래의 금리가 현재 소비에 영향을 미치는 경로인 IS 곡선의 기대변수 계수 β_2^{kr} 의 값은 MNS(2016)의 방안에 준하여 설정할 것을 제안한다.

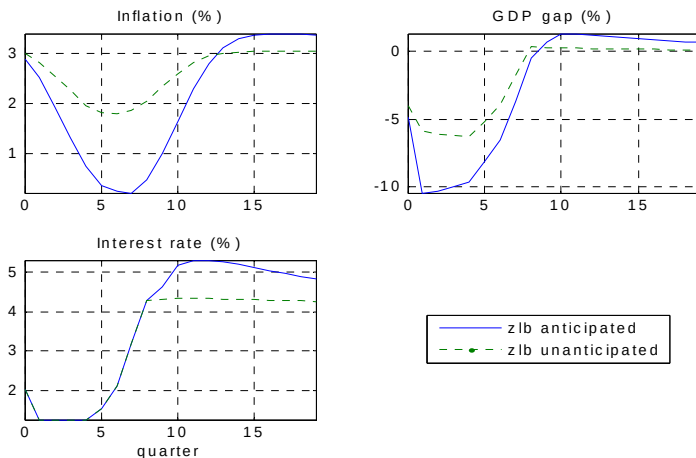
예를 들어 <그림 14>는 현재의 BOKDPM 모형에서 β_2^{kr} 는 현재 값을 사용하면서 β_3^{kr} 의 값만 1로 바꾸어 가상적 경기침체 상황을 다시 설정해 본 것이다. 파란 실선은 1.25% 금리 하한이 예측되지 않는 경우를, 녹색 점선은 금리 하한이 예측되는 경우를 각각 나타낸다. 금리 하한이 1.25%로 예상되는 경우 녹색 점선이 나타내는

20) 2009년 조사통계월보 논고의 '〈표 4〉 모수 추정결과'를 참조하기 바란다.

21) 참고로 최근 금융시장 충격을 반영할 수 있도록 개발된 한국은행의 보조 경제전망 모형을 설명한 배병호(2013)의 경우 위험회피계수는 1.352로 추정되었으며 기대변수의 계수는 따로 추정하지 않고 있다.

것과 같이 수요충격에 대해 통화정책이 충분히 대응하지 못함에 따라 생산갭 감소는 약 5%에서 10%내외로 확대되고 인플레이션 하락폭도 목표수준 3%로부터 1%p에서 2.7%p까지 확대된다.

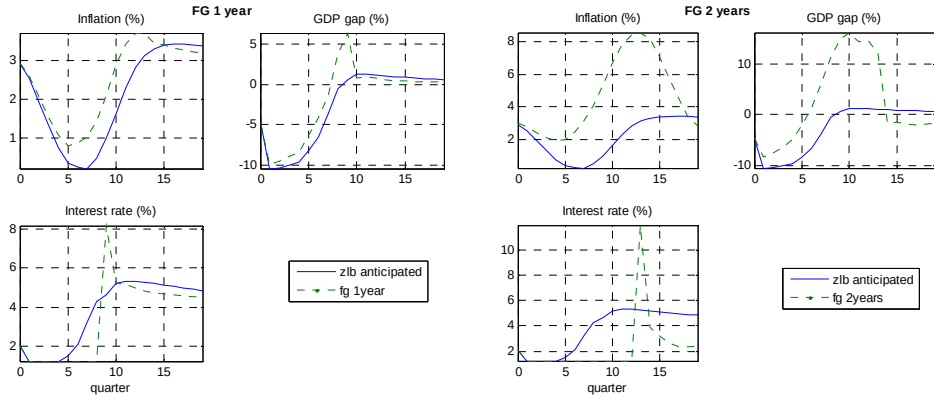
〈Figure 14〉 Simulated Recession in the BOKDPM Model when MNS(2016)'s FG Puzzle Solution is Applied



〈그림 15〉는 이와 같은 가상적 경기침체 상황에서 1년 및 2년 기간에 대해 FG 정책 수행 시 정책효과를 모의실험 한 결과이다. 동 실험 결과는 β_2^{kr} 및 β_3^{kr} 의 값을 재설정함으로써 BOKDPM 모형을 활용한 FG 정책의 기대효과 분석이 가능함을 보여준다. 그림의 왼쪽 3개 패널은 FG 정책을 1년간 실시하는 경우이다. 생산갭 감소는 FG 정책으로 1.5%p 정도 축소되며 인플레이션 감소폭도 1%p 내외 축소된다. 오른쪽 3개 패널에 나타난 2년 동안의 FG 정책의 경우 종료 시점에서 오버슈팅 현상이 강하게 나타나고 있어 β_2^{kr} 및 β_3^{kr} 의 값에 따른 변화와 다른 변수들의 값을 보다 면밀히 검토하여 설정함으로써 조정할 필요가 있다고 생각된다. 그러나 여기서 BOKDPM 모형의 전반적인 변수 조정을 고려하는 것은 본 연구의 범위를 넘어서는 것으로 생각되어 추가적인 변수 조정을 시도하지는 않는다. 다만 이상의 모의실험을 토대로 기존 BOKDPM 모형의 GDP 갭 결정식 계수 값으로는 FG 정책의 기대효과를 적절히 측정할 수 없으며 기대효과 측정이 가능하도록 계수 값

을 조정할 경우 FG 퍼즐 문제 해소 방안을 함께 고려할 필요가 있다는 점을 언급하고자 한다.

〈Figure 15〉 The Effects of FG Policies in the BOKDPM when MNS(2016)'s FG Puzzle Solution is applied



IV. 결론 및 정책적 시사점

본 연구는 비전통적 통화정책 수단으로서 최근 주요국 중앙은행이 활용하고 있는 FG 정책의 효과를 한국경제를 대상으로 추정하는 방안을 모색해 보았다. FG 정책은 정책 당국이 정책 수단의 미래 경로를 공표함으로써 경제 주체의 기대에 영향을 미쳐 정책적 효과를 강화하는 데 그 목표가 있다. 따라서 FG 정책의 효과를 추정하기 위해서는 기대 효과의 분석이 가능하여야 한다. 이러한 점을 고려해 볼 때 2000년대 이후 통화정책 분석에 주요 분석 도구로 활용되고 있는 뉴케인지언 DSGE 모형은 구조식에 기대 변수를 포함하고 있어 FG 정책효과 분석에 적절한 수단이 될 수 있을 것으로 여겨졌다.

그러나 예상된 경제적 충격의 효과를 모형에서 구현하는 과정에서 LS(2011), Carlstrom, Fuerst, and Paustian(2012), NGP(2015) 등에 의해 DSGE 모형에서 FG 정책에 모형 내 변수들이 과도하게 반응하는 FG 퍼즐 현상이 발견되었다. 이는 뉴케인

지언 DSGE 모형의 모형 설정상의 오류에 기인한 것으로서 이후 FG 퍼즐을 해소하기 위한 관련 연구가 진행 중에 있다.

본고는 한국 경제에서 FG 정책 효과를 추정하기 위해 FG 퍼즐 해소를 위한 이들 방안 중 현재 활용되고 있는 DSGE 모형에 구조적 변화를 요구하지 않으면서 용이하게 모형에 적용하여 FG 퍼즐을 완화할 수 있는 MNS(2016)가 제시한 방법을 BOKDPM에 적용하는 방안을 검토하였다. 흥미롭게도 BOKDPM 모형을 이용하여 모의실험을 통해 통화정책의 기대효과 및 FG 정책 효과 측정을 시도한 결과 BOKDPM 모형에서는 모형 내 변수들이 FG 정책에 과도하게 반응하는 FG 퍼즐이 존재하지 않음을 발견하였다. 반대로 동 모형에서는 FG 정책의 기대 효과가 거의 나타나지 않는, 통상적 FG 퍼즐과는 반대되는 결과가 관찰되었다. 이는 BOKDPM 모형을 통해 기대 경로를 활용하는 FG 정책효과의 측정이 과소하게 왜곡된다는 점에서 FG 퍼즐과 동전의 양면과도 같은 문제로 볼 수 있다. 이와 같은 문제는 BOKDPM 모형이 기대변수가 포함된 IS 곡선으로부터 차용한 GDP 갭 결정식의 계수 값을 이론에 부합하는 방식으로 캘리브레이션 하여 설정하지 않고 경제 전망의 안정성을 감안한 사전 분포를 바탕으로 베이지언 방식으로 추정한 데 따른 것이다.

본고는 BOKDPM 모형으로 정책의 기대효과 측정이 가능하게 하면서도 FG 퍼즐 현상은 최소화하기 위해 GDP 갭 결정식에서 금리 계수의 추정을 위한 사전분포는 CRRA 효용함수에서의 통상적 위험회피 계수 값을 중심으로 하는 확률분포를, GDP 기대변수 계수의 추정을 위한 사전분포는 이미 MNS(2016)의 제안에 부합하여 설정되어 있는 현재 값을 중심으로 하는 확률분포를 각각 활용하여 베이지언 추정할 것을 제안해 보았다.

다만 앞서 언급하기도 하였으나 본고에서 검토한 DSGE 모형을 활용한 FG 정책 효과 분석은 FG 정책 효과 중 상당히 제한적인 범위만을 다루고 있다는 점에 유의할 필요가 있다. FG 정책이 효과를 가지기 위해서는 중앙은행의 정책 신뢰 구축이 가장 중요하며 민간 경제주체와 명확한 의사소통이 가능해야 한다. 본고의 분석은 이와 같은 정성적(qualitative) 환경이 완전하다는 가정 하에서 정량적

(quantitative) 추정을 시도해 본 것에 불과하다. 그럼에도 불구하고 본고와 같은 연구가 의미를 갖는 것은 중앙은행이 정책 효과에 대한 면밀한 분석을 바탕으로 정책 의사결정을 수행하는 모습을 보이는 것이 중앙은행과 경제주체 간의 신뢰와 소통에 중요한 요소이기 때문일 것이다.

마지막으로 언급할 것은 본 연구의 제안이 BOKDPM 모형에만 국한되지는 않는다는 것이다. 배병호(2013) 등 한국은행이 개발한 다양한 형태의 여타 DSGE 모형들도 통상적 DSGE 모형에 준하여 설정된 이상 FG 퍼즐 문제에서 자유롭기는 어렵다. 따라서 DSGE 모형의 구축 과정에서 FG 퍼즐 문제에 대한 고려를 명시적으로 표명하고 필요한 경우 이를 해결하기 위한 계수 값 설정 근거를 명확히 함으로써 모형 설정과 분석 결과에 대한 신뢰를 높일 수 있을 것이다.

참고문헌

강희돈, “한국은행의 경제전망용 DSGE모형(BOKDPM) 개발 현황”, **조사통계월보**, 한국은행, 2009, 1월호.

(Translated in English) Heedon Kang, The Construction of the DSGE Economic Forecast Model of the Bank of Korea(BOKDPM), Monthly Bulletin, The Bank of Korea, January 2009.

배병호, “거시금융연계 DSGE 모형을 이용한 경기변동 요인 및 통화정책효과 분석”, **BOK 경제연구 2013-30**, 한국은행, 2013.

(Translated in English) Byoung-ho Bae, The Analysis of the Determinants of Business Cycle and the Effect of Monetary Policy using the Macroeconomic DSGE Model with Financial Sector.

Adolfson, M., S. Laseen, J. Linde, and M. Villani, “Are Constant Interest Rate Forecasts Modest Interventions? Evidence from an Estimated Open Economy DSGE Model of the Euro Area”, Working Paper Series 180, Sveriges Riksbank(Central Bank of Sweden), March 2005.

Carlstrom, C. T., T. S. Fuerst, and M. Paustian, “How Inflationary is an Extended Period of Low Interest rates?”, Federal Reserve Bank of Cleveland Working Paper, 2012.

Cole, S., “Learning and the Effectiveness of Central Bank Forward Guidance”, MPRA Paper 65207, University Library of Munich, Germany, September 2015.

Evans, G. W., Honkapohja, S., Learning and Expectations in Macroeconomics, Princeton University Press, 2001.

Harrison, R., “Estimating the effects of forward guidance in rational expectations models”, European Economic Review, Vol. 79(C), 2015, pp. 196-213.

- Kiley, M. T., “Policy Paradoxes in the New Keynesian Model”, Finance and Economics Discussion Series 2014-29, Board of Governors of the Federal Reserve System, February 2014.
- Laseen, S. and L. E. Svensson, “Anticipated Alternative policy Rate Paths in Policy Simulations”, International Journal of Central Banking, Vol 7, No. 3, September 2011, pp.1-35.
- Leeper, E. M. and T. Zha, “Modest Policy Interventions”, Journal of Monetary Economics, Vol. 50, No. 8, November 2003, pp. 1673-1700.
- Mankiw, N. G. and R. Reis, “Sticky Information Versus Sticky Prices: A Proposal to Replace the New Keynesian Phillips Curve”, Harvard University Department of Economics, Scholarly Articles, 2002.
- Marcet, A. and T. J. Sargent, “Convergence of Least Squares Learning Mechanisms in Self-referential Linear Stochastic Models”, Journal of Economic Theory, Vol. 48, No. 2, August 1989, pp. 337-368.
- McKay, A., E. Nakamura, and J. Steinsson, “The Power of Forward Guidance Revisited”, American Economic Review, Vol. 106, No. 10, October 2016, pp.3133-58.
- Negro, M. D., M. Giannoni, and C. Patterson, “The Forward Guidance Puzzle”, Society for Economic Dynamics, 2015 Meeting Papers, 2015.
- Woodford, M., Interest and Prices, Princeton University Press, 2003.

Abstract

The purpose of this study is to find the way of evaluating the policy effect of forward guidance(FG) in the Korean economy. DSGE models seem to be appropriate for the FG policy evaluation as they include the expectation variables. However, the problem is that the FG puzzle appears in the conventional DSGE models. The FG puzzle means the excessive response of endogenous variables to the FG policy. Therefore, we investigate the possibility of using the forecast model of the Bank of Korea, BOKDPM, to evaluate the FG policy effect without the puzzle by applying the suggestion of McKay, Nakamura, and Steinsson (MNS, 2016) to the model. Contrary to our expectation, however, the FG policy effect barely appears rather than excessively in the BOKDPM. The probable reason is that the mean of the prior distributions for the parameters of GDP gap equation are set with too small values to obtain the forecast stability. For the expectation effect of FG to be reasonably estimated in the BOKDPM, we suggest the model to be estimated with Bayesian method using the prior distribution of interest rate coefficient where the mean is set at the conventional risk aversion coefficient and that of GDP expectation where the mean is set at around the current value so that the equation is similar to the MNS(2016)'s discounted IS curve.

※ **Key words:** unconventional monetary policy, DSGE, forward guidance puzzle

방카슈랑스채널이 사망보험금 지급에 미치는 영향 분석

An Analysis on Effect of Bancassurance Channel on Insurance Claims

오 창 수*·정 희 문**

Changsu Ouh · Heemun Cheong

본 연구의 목적은 생명보험 사망담보계약의 사고자료를 활용하여 사고발생 계약의 특성과 방카슈랑스계약과 비방카슈랑스계약과의 가입자 속성별 차이점을 분석하고 방카슈랑스채널이 사망담보계약의 사고발생과 관련하여 유의적인 조절효과가 있는지를 최종적으로 분석하는데 있다. 방카슈랑스채널의 조절효과 검증을 위해 모형1, 모형2, 모형3으로 구성된 위계적 로지스틱모형을 적용하였다. 모형1은 사망보험금에 영향을 주는 성별, 계약연령, 직업구분(위험등급) 등 개별 독립변수로만 분석하였으며, 모형2는 독립변수와 조절변수로 방카슈랑스채널 선택변수를 추가로 적용하여 분석하였고, 모형3은 독립변수와 조절변수인 방카슈랑스채널 선택변수에 상호작용항을 추가로 적용하여 분석하였다. 모형3을 통한 방카슈랑스채널의 조절효과 분석결과 방카슈랑스채널을 선택한 계약자의 사고발생률(오즈비)이 연령이 높아질수록 비방카슈랑스채널 대비 낮게 나타났으며, 위험등급 및 가입금액이 높아질수록 비방카슈랑스채널 대비 방카슈랑스계약의 사고발생률(오즈비)이 낮아지는 것으로 분석되어, 방카슈랑스채널의 조절효과가 나타나는 것으로 분석되었다.

국문 색인어: 방카슈랑스, 로지스틱모형, 위계적 로지스틱모형, 조절효과

한국연구재단 분류 연구분야 코드: B051600

* 한양대학교 경상대 교수(csouh@hanyang.ac.kr), 주저자

** 국민은행 방카상품팀, 보험계리사(heemun.cheong@kbfk.com), 교신저자

논문 투고일: 2017. 02. 06, 논문 최종 수정일: 2017. 05. 15, 논문 게재 확정일: 2017. 05. 18

I. 서언

2015년 12월말 생명보험 전체 초회보험료 12.7조 중 방카슈랑스채널의 초회보험료가 9.2조를 차지하는 등 저축성보험, 연금보험을 중심으로 방카슈랑스 판매 실적은 매년 보험시장에서 큰 비중을 차지하고 있다.

2003년 도입된 이후 방카슈랑스는 비과세 재테크 및 노후 안전자산을 마련하고자 하는 방카슈랑스 고객의 증가로 인해 보험회사의 중요한 판매채널로 자리 잡고 있어, 방카슈랑스채널에 대한 연구는 다양한 방법으로 이루어지고 있다. 하지만 주로 연구된 주제는 방카슈랑스 도입에 따른 보험회사의 생산성이나 비용·효율성, 규모의 경제 효과와 관련된 내용이며, 방카슈랑스채널에서 판매된 상품의 사고발생이나 보험금 지급이 비방카슈랑스채널과 비교하여 어떤 효과나 차이점이 있는지에 대한 실증적 연구는 전혀 이루어지지 않았다.

이에 본 연구는 생명보험 계약의 암, 질병, 상해, 사망 등 여러 가지 보험금 지급 형태 중 보편적인 지급형태인 사망보험금 지급과 관련하여 방카슈랑스채널과 비방카슈랑스채널간에 유의적인 차이가 있는지를 분석함으로써 방카슈랑스채널에 대한 차별성 있는 시사점을 도출하고자 하며, 분석을 위해 방카슈랑스채널을 조절변수로 한 위계적 로지스틱모형(Hierarchical Logistic Model)을 사용하고자 한다.

조절변수를 활용한 위계적 회귀분석모형(로지스틱모형)은 사회과학분야에서는 보편화된 분석기법이다. 예를 들자면 소비자 만족도, 직장 만족도 등의 종속변수에 서비스 개선, 여가시간 등의 특정변수를 추가로 적용하였을 때 특정변수가 만족도에 유의적인 영향을 주는지 여부를 분석하는 기법으로 사용된다. 이때 추가로 적용된 특정변수를 조절변수라 하고 조절변수를 적용하였을 때 종속변수가 유의적인 차이가 있는 경우 적용된 조절변수는 조절효과가 있다고 본다.

본 연구는 보험연구분야에서 위계적 로지스틱모형을 이용한 최초 연구인 점에 서 의의를 두고자 하며 향후 보험소비자 만족도나 GA채널, 홈쇼핑, 다이렉트채널 등 판매채널별 비교분석에 있어 동 분석기법이 유용하게 활용될 수 있을 것으로 기대된다.

본 연구에서는 생명보험 사망담보의 사고계약 자료를 활용하여 방카슈랑스채널에서 체결된 사망담보계약과 타채널에서 체결된 사망담보계약의 성별, 연령별, 지역별, 회사별, 상품종류별 등 독립변수(가입속성별)로 차이점을 분석하고, 방카슈랑스채널이 사망담보계약의 사고발생에 있어 조절변수로서 유의적인 영향이 있는지를 분석하고자 한다.

연구범위는 생명보험 주요담보인 사망담보의 계약의 사고발생 자료를 이용하여 사고발생 여부를 종속변수로 하고 성별, 연령별, 지역별, 직업구분(위험등급), 회사별, 상품종류, 보장성보험 영향도 등 가입속성별 주요변수를 독립변수로 한 후 방카슈랑스채널을 조절변수로 한 위계적 로지스틱모형을 이용하여 방카슈랑스채널의 조절효과를 분석하고자 한다.

제 I 장 서언에 이어, 제 II 장에서는 방카슈랑스와 관련된 선행연구를 살펴보고 제 III 장에서는 이 연구에 사용된 데이터와 변수 정의 및 방카슈랑스채널이 사망보험금 지급에 미치는 영향을 실증적으로 분석하기 위한 연구방법인 위계적 로지스틱모형에 대해 설명하고, 제 IV 장에서는 방카슈랑스채널과 타채널과의 독립변수별(가입속성별) 차이분석 및 방카슈랑스채널이 사망담보계약의 사고발생에 있어 조절효과가 있는지를 실증분석한 후 제 V 장에서는 결론 및 시사점을 제시하고자 한다.

II. 선행연구

방카슈랑스제도와 관련된 선행연구는 방카슈랑스 도입에 따른 생산성 및 비용·효율성에 대한 연구를 중심으로 다양하게 이루어진 상태이나, 방카슈랑스채널이 생명보험 주요담보의 사고발생에 있어 어떤 효과가 있었는지에 대한 연구는 전무한 실정이다.

정세창, 이정환(2003)은 DEA 기법을 사용하여 방카슈랑스 전후의 생명보험회사와 손해보험회사의 효율성을 비교 분석하였다. 동 연구에서는 보험생산보다 판

매활동에 많은 자원을 할당하는 보험회사에서 방카슈랑스를 통한 효율성 제고 효과가 높은 것으로 나타났다. 그럼에도 불구하고 판매활동이 취약하여 시장지배력이 낮은 중소형 보험회사라도 적극적으로 방카슈랑스에 참여하는 것이 그렇지 않은 경우 보다 회사의 경영에 이득이 될 것으로 나타났다.

지흥민(2006)은 Free-Disposal Hull(FDH) 기법을 이용하여 2000년부터 2004년까지 나타난 우리나라 생명보험회사의 생산성변화를 측정하였다. 방카슈랑스와 관련하여 동 연구에서는 생산성이 향상된 생명보험회사들이 상대적으로 규모가 작고 생존보험의 비율이 높으며, 방카슈랑스에 적극적인 특성을 지니고 있는 것으로 나타났다. 따라서 동 연구는 방카슈랑스가 생명보험회사의 생산성 향상에 긍정적인 영향을 미치고 있음을 시사하고 있다.

김재현(2007)은 2000년부터 2005년까지 6년간 생명보험사의 초회보험료와 투자영업수익을 종속변수로 하고 임직원, 방카슈랑스 제휴은행, 사업비와 운용자산등을 독립변수로 한 DEA기법을 통해 방카슈랑스 도입 이후 생보사의 생산성과 비용·효율성 변화 중 생보사의 생산성 향상에 일부 효과가 있으나 비용·효율성 측면에서는 유의적 효과가 나타나지 않는다고 발표하였다.

정재욱, 조강필, 김재현(2008)도 DEA기법과 Malmquist Index를 이용한 은행의 방카슈랑스영업 기술효율성 및 생산성 변화 연구에서 국민, 신한 우리은행 등 대형은행을 중심으로 방카슈랑스영업의 유의적인 기술효율성이 나타났고 사회사를 보유할수록 기술효율성이 더 커진다고 결론지었다.

김정동, 손민지(2008)는 총 19개 생명보험사를 대형사(3개), 중형사(10개), 외국사(6개사)로 분류한 후 2001년부터 2006년까지 수입보험료와 초회보험료를 종속변수로 하고 신계약비, 유지비 등 사업비를 독립변수로 한 DEA기법과 DEA효율성을 종속변수로 하고 방카슈랑스 의존율, 기업규모, 보장성비중과 일시납비중을 독립변수로 한 다중회귀분석을 통한 연구결과, 생명보험사 효율성 변화 측면에서 방카슈랑스 도입 이후 사업비율이 증가하였으므로 방카슈랑스제도의 비용절감 효과가 없다고 주장하였다.

정세창, 송영효(2008)는 2003년부터 2006년까지 19개 생명보험사의 설계사 초회

보험료와 방카슈랑스 초회보험료를 종속변수로 하고 투입요소가격(노동, 물리적 자본)과 규모 등을 독립변수로 한 초월로그 비용함수 및 제후은행수, 방카슈랑스 비중, 저축보험료 비중 등을 독립변수로 한 ANOVA, t-Test를 이용하여 방카슈랑스 도입 효과를 분석한 결과 방카슈랑스 도입을 통한 규모의 경제효과는 외국계 보험사에서만 나타났고 각 보험사는 제후은행 수를 줄이고 보장성상품 비중을 높여야 하며 중소형사의 협상력에 기인하여 방카슈랑스 비중과 규모의 경제는 부의 관계를 보여주고 있다고 조언하였다.

정세창, 오승철(2013)은 이항로지스틱모형을 활용한 생명보험 고객의 판매채널 선택요인과 보험금 지급에 미치는 영향에 관한 연구를 통해 여성이 남성보다 대면채널 선호도가 높고 대형사 및 중형사가 연령이 증가할수록 비대면채널 선호도가 높으며, 수도권에서 대형사 및 중형사의 비대면채널 선호도가 높은 분석결과 등 대면채널과 비대면채널의 선택요인에 대한 심도 있는 연구가 이루어졌으나 대면채널에서 중요한 비중을 차지하고 있는 방카슈랑스채널은 연구대상에서 제외되었다.

III. 연구방법

1. 데이터 및 변수 구분

본 연구에 사용된 데이터는 국내 생명보험회사에서 2005년부터 2006년까지 판매된 사망담보계약 중에서 2010년 12월까지 사망사고를 관찰한 사고발생계약 데이터를 사용하였다.

사고발생 여부를 종속변수로 놓고 보험계약의 특성을 잘 나타내는 모집방법, 성별, 계약연령, 지역, 직업구분(위험등급)¹⁾, 회사²⁾, 가입금액, 상품종류, 보장성

1) 금융감독원의 분류기준으로, 직업별 효율산출 기준에 따라 분류. 직업·직무 유사성을 기준으로 총 1,027종으로 분류하며, 이를 위험도에 따라 5단계(A~E등급)로 분류하고 있다. A등급은 비위험직종으로 공무원, 경영 및 사무관리자 등 가장 안전한 직업군이

보험 영향도 등 9가지 변수를 독립변수로 사용하여 분석하였다. 방카슈랑스계약의 선택요인을 분석하기 위한 독립변수항목을 요약하면 <Table 1>과 같다.

<Table 1> List of Independant Variables

This table shows independent variables used on analysis.

Variable	Classification
Distribution Channel	bancassurance channel
	(non-bancassurance channel) face-to-face channel, TM, CM, home shopping, etc
Gender	male, female
Contract Age	20s, 30s, 40s, 50s, over 60s
Location	Capital Area, Gyeongsang, Cholla, Gangwon · Chungcheong, Jeju
Job Group (Risk Level)	group A, group B, group C, group D, group E
Insurer	big-sized insurer, middle-sized insurer, foreign insurer
Sum Insured (KRW)	below 10 millions, 10 millions, 20 millions, 30 millions, 40 millions, 50 · 60 millions, over 70 millions
Product Type	savings type, protection type, investment type
Protection Influence Degree	Standard Year, Expansion Year

Source : Life Insurance's claims data(2005~2006) by Korean Insurance Development Institute (KIDI),

2003년 9월 도입 당시 방카슈랑스 판매 허용상품은 저축성보험에 국한되었는데 2005년과 2006년 보장범위가 커진 순수보장성보험과 환급형보장성보험이 추가 허용³⁾된 점을 고려하여 보장성보험 확대가 방카슈랑스채널의 사망보험금 지급에 유의한 영향을 주었는지를 알아보고자 보장성보험 영향도를 독립변수에 포함시

며, E등급은 항공기 조종사, 항해사, 종군기자 등 가장 위험한 직업군으로 분류한다.

2) 대형사는 삼성, 한화, 교보생명이며, 중형사는 흥국, 현대라이프, 신한, 동부, 동양, KDB, 미래에셋생명, DGB생명, 하나생명, KB생명, IBK생명, 외국사는 알리안츠, 메트라이프, PCA, ACE, ING, AIA, 라이나, 푸르덴셜, 카디프생명이다.

3) 방카슈랑스가 최초 도입(2003. 9)되었을 때는 저축성보험 중심으로 판매가 허용되었고, 방카슈랑스 허용일정에 따라 2005년 4월 소멸성 보장성보험이 허용되었고, 2006년 10월 환급형 보장성보험이 허용되었다.

켰으며, 2005년을 기준연도로, 2006년을 확대연도로 구분하여 분석하였다.

2. 분석방법

방카슈랑스채널이 사망보험금 지급에 미치는 영향을 실증적으로 분석하기 위한 구체적인 연구방법은 다음과 같다.

첫째, 사망담보계약에서 방카슈랑스채널과 비방카슈랑스채널 가입자속성별(독립변수별) 특성을 파악하기 위해 빈도분석(Frequency analysis)을 통해 빈도와 백분율을 구하였다.

둘째, 사망여부와 이에 영향을 미치는 독립변수 간에 방카슈랑스채널 선택여부의 조절효과를 검증하기 위해 위계적 회귀분석모형(로지스틱모형)을 이용하였다.

위계적 회귀분석모형은 모형에서 차수가 높은 항이 독립변수로 포함되어 있을 경우 이 항에 포함된 변수가 모형에 독립변수로 포함되는 경우를 말한다⁴⁾.

회귀분석의 산식을 예로 들어보면

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X + \beta_2 M + \beta_3 XM \quad (1)$$

의 경우 XM은 2차항이고 이 항에 포함된 변수 X와 M도 모형에 포함되어 있기 때문에 위계적 회귀분석모형이라 한다. X를 독립변수로 놓고 M을 조절변수로 하여 조절변수의 조절효과를 검증하기 위한 위계적 회귀분석 연구는 Baron & Kenny(1986)⁵⁾의 연구 이후 조절변수의 조절효과를 검증하기 위해 많은 연구에서 사용하고 있다.

또한 사망담보계약의 보험금 지급여부는 사고가 발생하든지 아니면 사고가 발생하지 않든지 두 가지 사건으로 이루어진 베르누이(Bernoulli) 시행이며, 사고가

4) 정광모, 최용성(2012), 「범주형 자료분석 개론 : SAS의 응용 및 해석」 (pp. 243-265)을 참고하였다.

5) Baron, R. M. & Kenny, D. A.(1986) "The Moderator-Mediator variable distinction in social psychological research : Conceptual, strategic, and statistical consideration", Journal of Personality and Social Psychology, 51, (pp. 1173-1182)를 참고하였다.

발생할 확률(사망보험금을 지급할 확률) p 를 모수로 하는 베르누이 분포를 따른다. 베르누이 분포의 기대치 $E(Y)$ 는 p 와 동일하며 종속변수(Y)가 이변량(보험금 지급=1, 보험금 미지급=0)이기 때문에 일반화 선형모형중의 하나인 이항로지스틱 모형을 사용하여야 하며 식으로 풀이하면 아래식 (2)와 같다.

$$\log\left(\frac{p}{1-p}\right) = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \cdots + \beta_n X_n + \epsilon_i \quad (2)$$

p : 독립변수하에서 사망사고가 발생할 확률

X_i = 독립변수

ϵ_i = 오차항

로지스틱모형에서도 독립변수가 1개인 경우 식 (1)에서 언급한 특정변수의 조절효과를 검증하려면 위계적 로지스틱모형을 사용할 수 있다. 즉, 조절변수를 “방카슈랑스채널 선택”으로 하고 “방카슈랑스채널 선택”인 경우를 “1”, “방카슈랑스채널 미선택”인 경우를 “0”로 하여 이진변수를 가정한다.

독립변수를 X 라 하고, 조절변수인 “방카슈랑스채널 선택”을 M 이라 하면 위계적 로지스틱모형은

$$\log\left(\frac{p}{1-p}\right) = \beta_0 + \beta_1 X + \beta_2 M + \beta_3 XM \quad (3)$$

과 같이 된다. 여기서 조절변수인 M 의 값이 “0”인 경우, 즉 “방카슈랑스채널 미선택”인 경우는

$$\log\left(\frac{p}{1-p}\right) = \beta_0 + \beta_1 X \quad (4)$$

조절변수 M 의 값이 “1”인 경우, 즉 “방카슈랑스채널 선택”인 경우는

$$\begin{aligned} \log\left(\frac{p'}{1-p'}\right) &= \beta_0 + \beta_1 X + \beta_2 + \beta_3 X \\ &= (\beta_0 + \beta_2) + (\beta_1 + \beta_3) X \end{aligned} \quad (5)$$

조절변수가 “0”인 경우와 조절변수의 값이 “1”인 경우의 두 식의 차이는

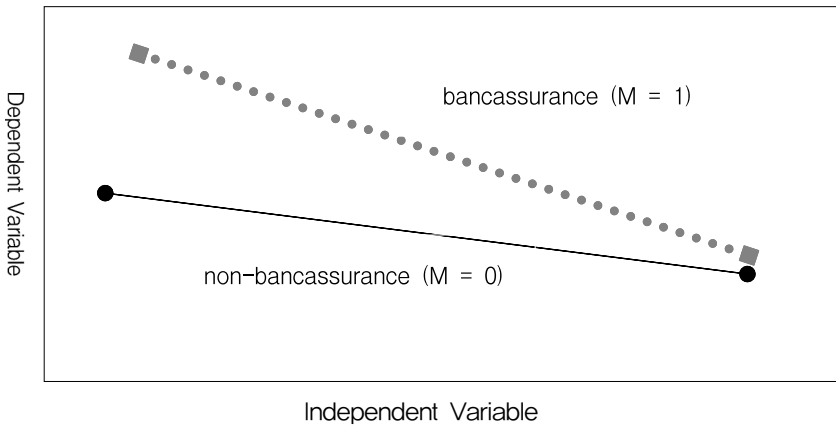
$$\log\left(\frac{p''}{1-p''}\right) = \beta_2 + \beta_3 X \quad (6)$$

가 되는데, 이 경우 β_2 를 조절변수의 주효과(main effects), β_3 는 조절변수 M의 조절효과 또는 상호작용효과(interaction effects)라 할 수 있다.

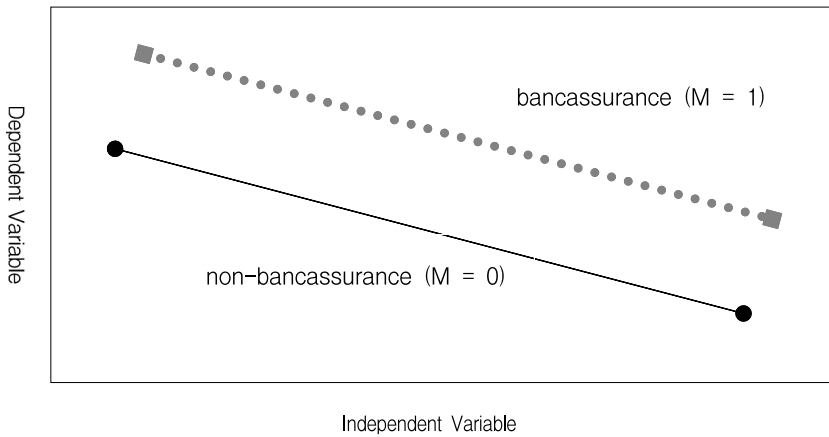
“방카슈랑스채널 선택”의 경우와 “방카슈랑스채널 미선택”의 경우의 차이를 보면 β_2 는 Y절편의 상승이나 하락, β_3 는 기울기의 차이가 되는데 조절효과가 유의적인 경우($\beta_3 \neq 0$)와 유의하지 않는 경우($\beta_3 = 0$)를 그림으로 단순화 하면 다음의 <Figure 1>과 <Figure 2>와 같다.

두 직선의 기울기 차이가 뚜렷하면 조절변수 “방카슈랑스채널 선택”의 조절효과가 유의적이라 하고 기울기 차이가 없으면 “방카슈랑스채널 선택”의 조절효과는 없다고 본다.

<Figure 1> Case 1 : Significant Moderating Effect



〈Figure 2〉 Case 2 : Insignificant Moderating Effect



IV. 실증분석

1. 데이터 특성

〈Table 2〉는 사망담보계약 전체 가입자를 방카슈랑스채널과 비방카슈랑스채널 가입자로 구분하여 가입자속성별(독립변수별)로 빈도와 백분율을 나타낸 표이다. 성별 방카슈랑스채널 선택비율을 보면 여자가 7.0%, 남자가 6.5%로 여자가 남자보다 방카슈랑스채널 선택비율이 상대적으로 높았고, 계약연령별 방카슈랑스채널 선택비율은 20대가 4.4%, 30대가 5.7%, 40대가 7.8%, 50대가 9.6%, 60대 이상이 11.1%로, 연령대가 높아질수록 방카슈랑스채널 선택비율이 높아졌다.

지역별 방카슈랑스채널 선택비율을 보면 수도권이 10.2%로 가장 높았고, 경상권이 5.0%, 강원·충청권이 4.6%, 전라권이 3.9%, 제주권이 3.1%의 순으로 나타났다. 직업구분별(위험등급별) 방카슈랑스채널 선택비율은 A 등급이 9.0%로 가장 많았고, 기타 등급은 3.0%에서 5.0%로 나타났다.

회사별 방카슈랑스채널 선택비율은 외국사가 8.7%, 중소형사가 7.8%, 대형사가 5.0% 순이었으며, 가입금액별 방카슈랑스채널 선택비율은 1천만 원 미만이 11.8%

<Table 2> Characteristics of Data

This table shows characteristics of data on from 2005 to 2006.

	classification	bancassurance		non-bancassurance	
		frequency	%	frequency	%
Gender	female	70,158	7.0	933,806	93.0
	male	83,592	6.5	1,194,544	93.5
Contract Age	20s	23,745	4.4	519,521	95.6
	30s	40,290	5.7	667,354	94.3
	40s	48,725	7.8	572,077	92.2
	50s	29,740	9.6	279,240	90.4
	over 60s	11,250	11.1	90,158	88.9
Location	Capital Area	81,842	10.2	722,188	89.8
	Gyeongsang	34,738	5.0	666,665	95.0
	Cholla	12,586	3.9	312,040	96.1
	GangwonChungcheong	13,124	4.6	273,867	95.4
	Jeju	1,371	3.1	42,942	96.9
Job Group (Risk Level)	A	10,2461	9.0	1,034,615	91.0
	B	12,967	4.6	271,547	95.4
	C	24,367	4.9	476,926	95.1
	D	2,415	3.2	73,728	96.8
	E	11,036	4.4	241,456	95.6
Insurer	Foreign	49,270	8.7	513,959	91.3
	Middle-sized	53,086	7.8	630,406	92.2
	Big-Sized	51,394	5.0	983,985	95.0
Sum Amount	below 10 millions	28,802	11.8	215,495	88.2
	10 millions	38,030	8.2	423,968	91.8
	20 millions	23,400	6.2	353,769	93.8
	30 millions	22,455	6.2	341,177	93.8
	40 millions	7,239	3.9	180,066	96.1
	50 and 60 millions	15,554	4.4	339,925	95.6
	over 70 millions	18,270	6.3	273,950	93.7
Product Type	savings type	85,499	20.0	342,646	80.0
	protection type	18,208	1.6	1,137,660	98.4
	investment type	50,043	7.2	648,044	92.8
Protection Influence Degree	Standard Year	71,714	7.1	945,187	92.9
	Expansion Year	82,036	6.5	1,183,163	93.5
Claims Occurrence	nonoccurrence	152,578	6.8	2,099,240	93.2
	occurrence	1,172	3.9	29,110	96.1

로 가장 높았고, 그 다음으로 1천만 원대가 8.2%, 7천만 원대 이상이 6.3%, 2천만 원대와 3천만 원대가 각각 6.2%, 5~6천만 원대가 4.4%, 4천만 원 대가 3.9%로 나타났다.

상품종류별 방카슈랑스채널 선택비율은 저축성이 20.0%, 보장성이 1.6%, 변액보험이 7.2%로 나타났다. 보장성보험 영향도별 방카슈랑스채널 선택비율은 기준연도가 7.1%, 확대연도가 6.5%로 나타났으며, 사망여부별 분포에서는 생존자 중 6.8%가 방카슈랑스채널을 선택하였고, 사망자 중에서는 3.9%가 방카슈랑스채널을 통해 보험을 가입하였다.

2. 로지스틱모형을 이용한 분석결과

방카슈랑스채널의 조절효과 검증을 위해 [모형1], [모형2], [모형3]으로 구성된 위계적 로지스틱모형을 적용하였다. [모형1]은 사망보험금에 영향을 주는 성별, 계약연령, 직업구분(위험등급), 가입금액, 보장성보험 영향도 등 개별 독립변수만을 적용하였고, [모형2]는 독립변수 이외에 조절변수인 방카슈랑스채널 선택변수를 추가로 적용하였다. 최종적으로 [모형3]은 독립변수와 조절변수인 방카슈랑스채널 선택변수에 상호작용항을 추가로 적용하여 분석하였다.

각 독립변수를 아래와 같이 X변수와 M변수로 정의한다.

X_1 : 성별(남자), X_2 : 계약연령, X_3 : 직업구분(위험등급), X_4 : 가입금액
 X_5 : 보장성보험 영향도,
 M : 방카슈랑스 조절변수

독립변수 중 순위형 변수인 계약연령, 가입금액은 연속형으로 처리해 단일변수로 투입하였고 반면 지역, 직업구분(위험등급), 회사, 보장성보험 영향도는 범주형 변수로 처리하였다. 범주형 변수인 경우 성별은 여자, 지역에서는 수도권, 직업구분(위험등급)에서는 A등급, 보장성보험 영향도는 기준연도를, 회사에서는 외국사를 기준변수로 설정하였다. 이항로지스틱모형을 적용한 결과 범주형 변수인 지역, 회사 등은 유의적 수준에서 설명력이 낮아 독립변수에서 제외하였다.

〈Table 3〉은 방카슈랑스채널 선택의 조절효과를 검증하기 위해 위계적 로지스

틱모형을 적용한 [모형1], [모형2], [모형3]의 결과이다.

〈Table 3〉 The Result of Hierarchical Logistic Model

This table shows the results of moderating effect of bancassurance channel based on hierarchical logistic model analysis.

Each independent variabe is defined as below.

X_1 : Gender(Male), X_2 : Contract Age, X_3 : Job Group(Risk level)

X_4 : Sum Amount, X_5 : Protection Influence Degree,

M : Bancassurance Moderating Variable.

*, **, *** denote 10%, 5%, 1% levels of significance

	Model 1		Model 2		Model 3	
	estimate(β)	exp(β)	estimate(β)	exp(β)	estimate(β)	exp(β)
X_1	0.235***	1.265	0.246***	1.278	0.212***	1.237
X_2	0.085***	1.089	0.087***	1.091	0.089***	1.093
X_3	0.041***	1.042	0.029**	1.030	0.042***	1.043
X_4	-0.072***	0.931	-0.069***	0.934	-0.058***	0.943
X_5	0.076***	1.079	0.064*	1.066	0.063*	1.065
M			-0.775***	0.460	-0.776***	0.458
$X_1 * M$					0.741***	2.097
$X_2 * M$					-0.391***	0.676
$X_3 * M$					-0.362***	0.696
$X_4 * M$					-0.100**	0.905
$X_5 * M$					-0.020	0.981

가. 모형 1

[모형1]은 사망여부를 종속변수로 하고, 성별, 계약연령, 직업구분(위험등급), 가입금액, 보장성보험 영향도를 독립변수로 한 단순 이항로지스틱모형이다. 위계적 로지스틱모형 1단계인 [모형1]을 통한 사망담보계약의 이항로지스틱모형 적합식은 아래와 같다.

$$\log\left(\frac{p^{\text{모형1}}}{1-p^{\text{모형1}}}\right) = 0.145 + 0.235X_1 + 0.085X_2 + 0.041X_3 - 0.072X_4 + 0.076X_5 \quad (7)$$

분석결과 독립변수만 투입된 1단계 모형에서는 성별에서 $\beta_1 = 0.235(p < 0.001)$, 오즈비는 1.265로 사망사고 발생에 유의적인 정(+)의 영향력이 있었고, 여자보다 남자의 사망가능성(오즈비)이 1.265배 높았다. 계약연령에서는 $\beta_2 = 0.085(p < 0.001)$, 오즈비는 1.089로 사망사고 발생에 유의적인 정(+)의 영향력이 있었고, 연령이 한 살 증가할수록 사망가능성이 1.089배 상승하였다.

직업구분(위험등급)에서는 $\beta_3 = 0.041(p < 0.001)$, 오즈비는 1.042로 사망사고 발생에 유의적인 정(+)의 영향력이 있었고, 위험등급이 한 단계 상승할 때 사망가능성이 1.042배 상승하였다. 가입금액별로 보면 $\beta_4 = -0.072(p < 0.001)$, 오즈비는 0.931로 사망사고 발생에 유의적인 부(-)의 영향력이 있었고, 가입금액이 천만원 상승할 때 사망가능성이 0.931배 하락하는 것으로 분석되었다.

보장성보험 영향도로 보면 $\beta_5 = 0.076(p < 0.001)$, 오즈비는 1.079로 기준연도보다 확대연도의 사망가능성이 1.079배 높은 것으로 분석되었다. 이는 기준연도(2005년) 4월부터 허용된 보장성보험이 확대연도(2006년)에 소폭 확대되어 사망가능성이 증가된 것으로 보일 수 있으나 1단계 모형에서는 방카슈랑스채널계약과 비방카슈랑스채널계약이 모두 포함됨을 고려해야 할 것으로 보인다.

나. 모형 2

[모형2]는 사망여부를 종속변수로 하고, 성별, 계약연령, 직업구분(위험등급), 가입금액, 보장성보험 영향도 등 독립변수이외에 추가적으로 방카슈랑스채널 선택변수를 조절변수로 한 단순 이항로지스틱모형이다. 위계적 로지스틱모형 2단계인 [모형2]를 통한 사망담보계약의 이항로지스틱모형 적합식은 아래와 같다.

$$\log\left(\frac{p^{\text{모형2}}}{1-p^{\text{모형2}}}\right) = 0.087 + 0.246X_1 + 0.087X_2 + 0.029X_3 - 0.069X_4 + 0.064X_5 - 0.775M \quad (8)$$

조절변수인 방카슈랑스채널 선택변수가 추가로 투입된 2단계 모형에서는 $\beta_M =$

6) 사망가능성은 정확히는 오즈비를 의미한다. 이하 동일하다.

-0.775 ($p < 0.001$), 오즈비는 0.460로 유의적인 부(-)의 효과가 있었고, 비방카슈랑스계약자보다 방카슈랑스 계약자가 사망가능성이 0.460배로 낮아졌다.

1단계 모형에서 1% 수준하에서 유의적으로 나타난 보장성보험 영향도는 2단계 모형에서는 5% 수준하에서 유의적으로 나타나지 않아 보장성보험 영향도는 신뢰수준에 따라 결과가 다르게 나타나고 있다.

다. 모형 3

[모형3]은 사망여부를 종속변수로 하고, [모형2]의 독립변수와 조절변수의 상호작용항을 추가적으로 적용한 이항로지스틱모형이다. 위계적 로지스틱모형 3단계인 [모형3]을 통한 사망담보계약의 이항로지스틱모형 적합식은 아래와 같다.

$$\begin{aligned} \log\left(\frac{p^{\text{모형3}}}{1-p^{\text{모형3}}}\right) &= 0.193 + 0.212X_1 + 0.089X_2 + 0.042X_3 - 0.058X_4 \\ &\quad + 0.063X_5 - 0.776M + 0.741X_1M - 0.391X_2M \\ &\quad - 0.362X_3M - 0.100X_4M \end{aligned} \quad (9)$$

식 (9)에서 방카슈랑스 선택변수에 “0”을 대입(비방카슈랑스 계약자) 하는 경우 아래식 (10)과 같으며,

$$\begin{aligned} \log\left(\frac{p^{\text{모형3}}}{1-p^{\text{모형3}}}\right) &= 0.193 + 0.212X_1 + 0.089X_2 + 0.042X_3 - 0.058X_4 \\ &\quad + 0.063X_5 \end{aligned} \quad (10)$$

방카슈랑스 선택변수에 “1”을 대입(방카슈랑스 계약자) 하는 경우에는 아래식 (11)로 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned} \log\left(\frac{p^{\text{모형3}}}{1-p^{\text{모형3}}}\right) &= 0.193 + 0.212X_1 + 0.089X_2 + 0.042X_3 - 0.058X_4 \\ &\quad + 0.063X_5 - 0.776 + 0.741X_1 - 0.391X_2 - 0.362X_3 \\ &\quad - 0.100X_4 \end{aligned} \quad (11)$$

$$\begin{aligned}
&= (0.193 - 0.776) + (0.212 + 0.741)X_1 \\
&\quad + (0.089 - 0.391)X_2 + (0.042 - 0.362)X_3 \\
&\quad + (-0.058 - 0.100)X_4
\end{aligned}$$

독립변수와 조절변수의 상호작용항이 추가로 투입된 3단계 모형에서 남성(성별)에서는 $\beta_{1M} = 0.741(p < 0.001)$ 로 유의적인 정(+)의 조절효과가 있었다. 즉 방카슈랑스채널을 선택한 남자의 사망가능성(여자 대비 남자의 오즈비)이 비방카슈랑스채널을 선택한 경우보다 2.097배 높은 것으로 나타났다. 계약연령에서는 $\beta_{2M} = -0.391(p < 0.001)$, 직업구분(위험등급)에서는 $\beta_{3M} = -0.362(p < 0.001)$, 가입금액에서는 $\beta_{4M} = -0.100(p < 0.01)$ 로 유의적인 부(-)의 조절효과가 있었다.

종합하면 계약연령이 높아질수록 방카슈랑스채널 선택 계약자의 사망가능성이 비방카슈랑스채널 선택 계약자의 사망가능성보다 0.676배 낮으며, 위험등급이 높아질수록 방카슈랑스채널 선택 계약자의 사망가능성이 비방카슈랑스채널 선택 계약자의 사망가능성 보다 0.696배 낮게 나타났고, 가입금액이 클수록 방카슈랑스채널 선택 계약자의 사망가능성이 비방카슈랑스채널 선택 계약자의 사망가능성보다 0.981배 낮은 것으로 분석되었다.

보장성보험 영향도는 1단계 모형에서 1%하에서 유의적으로 나타났으나, 2단계 모형에서는 5%하에서 기각되었고, 3단계 모형에서는 유의적이지 않는 것으로 나타났다.

V. 결론

본 연구는 생명보험 산업에서 사망담보계약의 사고자료를 활용하여 사망사고 발생 계약자의 특성을 분석하고 방카슈랑스채널과 타 채널과의 차이점을 분석하였다. 그리고 방카슈랑스채널이 사망담보계약의 사고발생과 관련하여 유의적인 조절효과가 있는지를 최종적으로 분석하였다.

방카슈랑스채널 계약자와 타 채널 계약자와의 가입속성을 비교·분석한 결과, 여자의 방카슈랑스계약 가입비율이 남성보다 높았으며, 연령이 증가할수록 방카슈랑스채널을 이용하는 계약자가 많았다. 지역별로는 수도권과 경상권의 가입비율이 높았으며, 위험이 양호한 A등급과 외국사와 중소형사의 가입비율이 높았다. 사망담보 가입금액은 1천만원이하가 가장 높은 비중을 차지하고 있어 사망담보 보장은 미흡한 것으로 나타났다.

위계적 로지스틱모형을 이용한 방카슈랑스채널의 조절효과 분석결과 남성이 가입한 방카슈랑스계약 사망사고 발생률이 여성 대비 높게 나타났으며, 연령이 높아질수록, 위험등급이 클수록, 가입금액이 높아질수록 방카슈랑스계약의 사망사고 발생률이 비방카슈랑스계약보다 낮아지는 것으로 분석되어, 방카슈랑스채널의 조절효과가 나타나는 것으로 분석되었다. 방카슈랑스채널의 사망사고 발생률이 비방카슈랑스채널보다 양호한 이유는 은행영업 여건상 자발적 가입자가 비방카슈랑스채널에 비해 많기 때문인 것으로 판단된다.

위의 연구결과를 토대로 방카슈랑스상품의 가격산정 및 언더라이팅 전략수립에 유용한 시사점을 찾을 수 있다.

현재 방카슈랑스채널 사업비는 보험업 감독규정에 의해 계약체결비용(신계약비)은 설계사채널 계약체결비용 한도의 50%를 적용하고, 계약유지관리비용(유지비, 수금비)은 설계사채널과 동일하게 적용하고 있는데, 보험료 가격산정 측면에서 채널요소를 합리적으로 포함시킬 필요가 있다고 본다. 현금흐름방식의 가격산정(CFP)에서는 채널도 가격의 한 요소가 될 수 있으므로 방카슈랑스채널 상품의 가격산정에 있어 현재 사업비에만 적용되고 있는 방카슈랑스채널과 비방카슈랑스채널의 차이 이외에, 연구결과를 바탕으로 방카슈랑스채널 상품의 위험률에 반영하는 등 채널요소를 가격산정 체계에 반영하는 방안을 수립할 필요가 있다고 본다.

또한 언더라이팅 측면에서도 타 채널 계약보다 양호한 손해율 등을 반영하여 방카슈랑스계약에 대해 좀 더 완화된 기준을 가져갈 필요가 있다고 본다. 가입연령 및 사망담보 인수한도를 높이고, 위험등급별로 타 채널과 차별화된 언더라이팅 기준을 수립할 필요가 있을 것으로 판단된다.

참고문헌

- 김기옥, “직무스트레스 및 직무소진과 조직행동과의 관계; 조절변수의 완화 효과- 제약회사 영업사원을 중심으로” **카톨릭대학교 박사학위 논문**, 2014 년 8월.
(Translated in English) Giok Kim, “A Study on The Relationship Job stress, Job burnout, and Organizational Behavior; The Effect of Moderate variables -Focusing on the salesperson in Pharmaceutical Company”, *Ph. D. thesis in Graduate School of Catholic University*, 2014. 8.
- 김미현, “종속변수가 이항변수인 다층자료 분석에서 위계적 속성과 표본의 크기가 다른 로지스틱모형, 프로빗 모형, 그리고 다층 로지스틱모형 간 고정효과 모수 추정량의 양호도 비교”, **연세대학교 박사학위 논문**, 2014년 6월.
(Translated in English) Mi-Hyun Kim, “Comparison of Logistic, Probit, and Multilevel Logistic Models for the Analysing Multilevel Data under Different conditions of Hierarchical Degree and Sample Size- Monte Carlo Simulation Study, *Ph. D. thesis in Graduate School of Yonsei University*, 2014. 6.
- 김순귀, 정동빈, 박영술, SPSS를 활용한 로지스틱 회귀모형의 이해와 응용, 한나래아카데미, 2009년.
(Translated in English) Sungwi Kim, Dongbin Cheong, Youngsul Park, *Understanding Logistic Regression and its Applications using SPSS*, Hannaraeacademy, 2009.
- 김정동, 손민지, “방카슈랑스효과와 생명보험회사 효율성 변화”, **보험학회지**, 제 79집 ‘08-04, 2008년. pp. 61-92.
(Translated in English) Jeong D. Kim, Min Ji Son, “Changes in the Efficiency of the Korean Life Insurers with the Introduction of Bancassurance”, *Korean Insurance Journal*, Vol.79, ‘08-4, 2008, pp. 61-92.
- 김재현, “방카슈랑스 도입에 따른 생명보험회사의 비용효율성 및 생산성변화 연구”, **보험개발연구**, 제 18권 제 1호, 2007, pp. 3-40.

(Translated in English) Jae-Hyun Kim, "Impact of Bancassurance on Cost Efficiency and Productivity Change in the Korean Life Insurance Industry", *Journal of Insurance Development*, Vol. 18(1), 2007, pp. 3-40.

김현남, "공간데이터를 활용한 로지스틱모형과 위계적 로지스틱모형을 통한 매장 비교 분석", **동의대학교 석사학위 논문**, 2012년 2월

(Translated in English) Hyun Nam Kim, "A Comparative study on discounts stores using hierarchical logistic regression", *M.S. Thesis in Graduate School of Dong-Eui University*, 2012, 2.

송진영, 박주선, 문재우, "장애인의 정신적 건강상태가 음주여부에 미치는 영향-삶의 만족도의 매개효과 및 장애정도의 조절효과를 중심으로", **장애와 고용**, 제23권 제3호, 2013, 한국장애인고용공단, pp. 175-203

(Translated in English) Jin-Yeong Song, Chu-Sun Park, Jea-Woo Moon, "The Influence of Mental Health Status on the drinking behavior of the Disabled - Focused on the mediating effect of Life Satisfaction and moderating effect of Disability Status", *Disability & Employment*, Vol. 23(3), 2013, Korea Employment Agency for the Disabled, pp. 175-203

염동문, 이성대, "매개된 조절모형과 조절된 매개모형을 통한 직장차별이 생활만족도에 미치는 영향에 관한 연구-직무만족과 자아존중감을 중심으로", **장애와 고용**, 24권 제1호, 2014, 한국장애인고용공단, pp. 139-165.

(Translated in English) Dong-Moon Yeum, Seong-Dae Lee, "A study on the effect of the discrimination in the workplace on life satisfaction through mediated moderating effect and moderated mediation effect : Focused on the job satisfaction and self-esteem", *Disability & Employment*, Vol. 24(1), 2014, Korea Employment Agency for the Disabled, pp. 139-165

이성우·민성희·박지영·윤성도, **로지트·프로비트모형 응용**, 박영사, 2008년.

(Translated in English) Sunwoo Lee, Seonghee Min, Jiyoung Park, Seungdo Yoon, *Logit · Probit Model Application*, Pakyoungsa, 2008.

- 정광모, 최용성, **범주형 자료분석 개론:SAS의 응용 및 해석**, 자유아카데미. 2012년.
(Translated in English) Kwangmo Jung, Yongsuk Choi, *Categorical Data Analysis:SAS Application & Interpretation*, Freeacademy, 2012.
- 정세창, 이정환, “보험회사에 대한 방카슈랑스 도입 효과 및 시사점 분석”, **보험개발연구**, 제14권, 제1호, 2003, pp. 93-126
(Translated in English) Sechang Jeong, Junghwan Lee, “The Effects and the Implication Analysis of Bancassurance Introduction of Insurance Companies”, *Journal of Insurance Development*, Vol. 14, 2003. pp. 93-126.
- 정세창, 송영호, “방카슈랑스 효과와 생명보험회사의 경영전략”, **보험개발연구**, 제19권 제2호, 2008, pp. 33-53.
(Translated in English) Se-chang Jeong, Young-Hyo Song, “The Effects of Bancassurance and the Business Strategies of Life Insurance Companies”, *Journal of Insurance Development*, Vol. 19(2), 2008. pp. 33-53.
- 정세창·오창수·김혜란, “생명보험산업에서 비대면채널의 성과분석”, **보험학회지**, 제85집 '10-04, 2010, pp. 79-108.
(Translated in English) Sechang Jeong, ChangSu Ouh, Hayran Kim, “The Performance of Direct Marketing in the Life Insurance Industry”, *Korean Insurance Journal*, Vol. 85('10-04), 2010, pp. 79-108.
- 정세창, 오승철, “생명보험 계약자 속성 및 판매채널이 보험금 지급에 미치는 영향연구”, **리스크관리연구**, 제24권 제2호, 2013, pp. 123-142.
(Translated in English) Sechang Jeong, Jungyoung Jeong, Seungcheol Ouh, “An Analysis of Influencing Insurance Claims Payment by the Policyholders' Characteristics and the Distribution Channel in the Life Insurance Industry”, *The Journal of Risk Management*, Vol. 24(2), 2013, pp. 123-142.
- 정재욱, 조강필, 김재현, “은행의 방카슈랑스영업 기술효율성 및 생산성 변화 연구”, **리스크관리연구**, 제18권 제2호, 2007, pp. 109-138.
(Translated in English) Jaewook Chung, Kang Pil Cho, Jaehyun Kim, “An Analysis

- of Technical Efficiency and Productivity Change of Banks' Bancassurance Business", *The Journal of Risk Management*, Vol. 18(2), 2007, pp. 109-138.
- 지홍민, "Free Disposal Hull 방법을 이용한 생명보험산업의 기술진보 및 퇴보 분석", **보험학회지**, 제74집 '06-08, 2006, pp. 225-252
- (Translated in English) Hongmin Zi, "Analyzing technical Progress and Regress of the Life Insurance Industry using a Free-Disposal Hull Approach", *Korean Insurance Journal*, Vol. 74('06-08), 2006, pp. 225-252.
- 한인수, "조절회귀분석의 통계적 검정력에 관한 연구", **노사관계연구**, 제13권, 2002. pp. 143-161.
- (Translated in English) In soo Han, "Moderated Multiple Regression and Statistical Power Problems", *The Study of Labor-Management Relations*, Vol. 13, 2002, pp. 143-161.
- Agresti, Alan, *Categorical Data Analysis*, second ed. Wiley Interscience, A John Wiley & Sons, Ins, Publication, 2002.
- Baron, R. M. & Kenny, D. A., "The Moderator-Mediator variable distinction in social psychological research, Conceptual, strategic, and statistical", *Journal of Personality and Social Psychology*, Vol. 51, No. 6, 1986.
- Deighton, Joan, Caroline M. Henderson, Scott A. Neslin, "The Effects of Advertising on Brand Switching and Repeat Purchasing", *Journal of Marketing Research*, Vol. 31, No. 1, 1994.

Abstract

The purpose of this study is to analyze the characteristics of independent variables, which influence the mortality rate of life insurance contracts. This paper is also focused on whether bancassurance channel has moderating effects on mortality rate compared with non-bancassurance channel. This study used hierarchical logistic regression model, which is composed of Model 1, Model 2, and Model 3 to analyze moderating effects of bancassurance channel. Model 1 analyzed the characteristics of mortality rate using logistic model with individual independent variables such as gender, contract age, job group (risk level), death benefit and protection influence degree. Model 2 analyzed characteristics of mortality rate using logistic model with additional variable (bancassurance channel choice variable), which is used as moderating variable in Model 3. Model 3 analyzed whether bancassurance channel has moderating effects on mortality rate using logistic regression model. This study shows that mortality rate (the odds ratio) of bancassurance channel policyholders was lower than that of non-bancassurance channel policyholders when ages increase. Moreover, it was showed that mortality rate (the odds ratio) of bancassurance channel policyholders was lower than that of non-bancassurance channel policyholders when risk level and insured amount became higher. This paper shows bancassurance channel has moderating effects on mortality rate of life insurance contracts consequentially.

※ **Key words:** bancassurance, logistic model, hierarchical logistic model, moderating effect

자기부담금 보험계약의 보험수요에 관한 연구: 무보험, 일부보험 및 전부보험의 보험료 조건

A Study on Deductible Insurance Demand: Premium Conditions for No Coverage, Partial Coverage and Full Coverage

홍 순 구*

SoonKoo Hong

일반적으로 자기부담금 보험계약에선, 비례보험계약과는 달리, 목적함수인 기대효용이 결정변수인 자기부담금 수준에 대해 '엄격한 오목함수'가 되지 못한다. 이 연구는 자기부담금 보험계약에서, 부가보험료가 순보험료에 비례·책정되는 경우, 기대효용함수가 국지적 볼록성을 수반하는 '엄격한 준오목함수'임을 확인한 다음, 전부보험, 일부보험 또는 무보험이 최적이 되는 각각의 보험료조건을 명시적인 형태로 제시한다. 또한 각 최적보험의 조건을 경제학적으로 해석하고, 부의 효과에 관한 비교정태분석도 수행한다. 본 연구는, Schlesinger(1981) 등 기존의 연구와는 달리, 최적보험의 보험료조건 및 비교정태분석의 과정에서 비례적 부가보험료 이외에는 어떤 추가적인 가정도 요구하지 않는다.

국문 색인어: 자기부담금, 보험수요, 무보험, 일부보험, 전부보험

한국연구재단 분류 연구분야 코드: B051605

* 서울과학기술대학교 글로벌경영학과 교수(soonkoo@seoultech.ac.kr)

논문 투고일: 2017. 02. 07, 논문 최종 수정일: 2017. 04. 27, 논문 게재 확정일: 2017. 05. 18

I. 머리말

오늘날 보험경제학에서, 보험료가 순보험료의 함수로 책정되는 경우, 자기부담금 보험계약은 다른 보험계약방식에 우선해 보험계약자를 보다 효율적으로 보험 보호할 수 있는 계약이 된다는 것은 잘 알려진 사실일 것이다(Arrow 1965, Raviv 1979, Gollier-Schlesinger 1996, Eeckhoudt-Gollier-Schlesinger 2005). 이런 장점으로 인해 지금까지도 자기부담금 보험계약은 보험수요를 분석함에 있어 그 중추적인 역할을 담당해 오고 있다(Cummins-Mahul 2004, Zhou et al. 2010, Gaffney-BenIsrael 2016 등). 하지만 자기부담금 보험계약에 관한 다수의 중요한 연구성과에도 불구하고, 보험수요 분석의 가장 기본적인 내용이 되는 무보험, 일부보험 및 전부보험의 보험료조건들은 거의 조사·연구되지 않고 있는 것으로 보인다.¹⁾ 이 주제와 관련해 Schlesinger(1981)는 거의 유일한 예외적인 연구로 특히 주목받을 만하다.

Schlesinger(1981)는 자기부담금 보험계약에서 무보험 그리고 전부보험이 최적 이 되는 보험료조건을 제시하고 있다. 요약하면, Schlesinger(1981)는 사전에 자기 부담금을 결정변수로 하는 기대효용함수가 '전역적으로 엄격한 오목함수(globally and strictly concave function)'되는 경우를 가정한 다음, 그 경우에 한해 무보험 그리고 전부보험이 최적 이 되는 보험료조건을 제시하고 있다. 이어서 Schlesinger(1981)는 내부해(interior optimal solution)의 존재를 충족시킬 수 있는 국 지적 최적조건(local maximum condition)을 별도로 제시하고 있지만 이 국지적 2차 조건 역시 실제 자기부담금 분석모형에는 적용이 어려울 정도로 복잡하고도 까다 롭다(Schlesinger 1981, Theorem 7)²⁾. 하지만 무엇보다 Schlesinger(1981)의 가장 심

1) 자기부담금 보험계약의 기본적인 이론적 내용은 Schlesinger(2013) 또는 Eeckhoudt-Gollier (1995, Chapter 10) 등에 잘 정리되어 있다.

2) Schlesinger(1981)는 Theorem 7(p. 475)에서 국지적 극대값(local maximum)이 충족되는 조 건으로 다음과 같이 복잡한 구조의 식을 제시했다.

$$V_{DD}(D^*) < 0 \iff \frac{R_{DD}}{R_D} - \frac{C_{DD}}{C_D} < (R_D + 1)r_A(Y_3) + R_D \left[\frac{EU''(Y)}{EU(Y)} - \frac{U''(Y_3)}{U'(Y_3)} \right]$$

하지만 우리의 분석에선, 보다 바람직한 전역적 극대값(global maximum)에 대해서도, 단순히 보험계약자의 위험회피성향 $U''(Y) < 0$ 만이 요구된다. 각 기호의 정의에 대해서는 Schlesinger(1981)를 참고바람.

각한 문제점은 자기부담금 보험계약의 분석에서 도출되는 기대효용함수가 많은 경우 ‘국지적 볼록성(local convexity)’을 수반하기 때문에 일반적으로 Schlesinger의 ‘전역적 오목성(global concavity)’에 대한 가정 자체가 성립될 수 없다는 점이다.

Schlesinger(1981)에서의 이런 문제점들의 근본 원인은 아마도 Schlesinger가 가정하는 보험료모형에서 찾을 수 있겠다. 즉, Schlesinger(1981)의 분석은 보험료가 단순히 자기부담금 수준의 감소함수라는 데서 출발했다. 이런 가장 일반적인 형태의 보험료가정은 모든 자기부담금 계약의 보험료함수를 포괄할 수 있다는 일차적인 장점은 있겠다. 하지만 전술한 바와 같이 그 연구결과는 오히려 보다 복잡한 구조로 보험료함수 및 효용함수를 제약시켜 실제 적용을 어렵게 하는 연구결과들을 제시한다(각주 2 참조).

본 연구에서는 이런 Schlesinger(1981)의 일반적 보험료모형을 대신해 비례보험료 모형을 적용한다. 즉 부가보험료가 순보험료에 비례책정(proportional loading)되는 경우를 고려한다. 이런 가정은, 물론 Schlesinger(1981) 보다는 다소 제약적이지만, Mossin(1968) 이래 보험경제학에서 가장 일반적으로 사용되는 보험료모형이라고 할 수 있겠다. 요컨대, 이제 우리의 논문에서 규명하는 것처럼, 이런 보험료함수는, 보험계약자의 위험회피성향 이외에는 어떤 추가적인 가정 없이도, 자기부담금에 관한 기대효용함수를 엄격한 준오목함수(strictly concave function)로 만들어 준다. 따라서 본 논문의 자기부담금모형에서는 극대화를 위한 내부해의 1차조건이 충족되면 전역적 극대화(global maximum)를 위한 2차조건도 자동적으로 충족된다. 기대효용함수의 이런 준오목성은, Schlesinger (1981)에서처럼 무리한 전역적 오목성을 가정하지 않아도, 우리의 목적인 바인 전부보험, 일부보험 또는 무보험이 최적이 되는 보험료조건을 간략하고도 명시적인 형태(explicit form)로 제시해 줄 수 있게 된다.

참고로 언급하면, 최근 자기부담금 보험수요에 관한 연구는 종종 주어진 보상한도(coverage upper limit) 또는 보험기업의 손실한도(loss upper limit)를 전제로 수행되고 있다(예를 들면, Cummins-Mahul 2004, Zhou et al. 2010, Gaffney-BenIsrael 2016 등). 이렇게 자기부담금과 함께 보상한도(손실한도)가 동시적으로 고려되는

경우, 그 결과는 본 연구와 비교해 큰 차이를 보일 수 있다. 그 이유는 문제의 접근 방법부터가 상이하기 때문일 것이다. 무엇보다 이들 분석에서는 보상금액 또는 보험사 손실의 최고한도가 설정되어 있기 때문에, 손실액 100%를 보상하는 전부보험(full insurance)은 가능하지 않고 일부보험 내지는 무보험만이 선택의 대상이 된다. 또한 본 논문의 주된 연구주제는 자기부담금 보험계약이 체결될 수 있는 최대보험료를 확인하는 것인데, 보상한도 또는 손실한도금액이 설정되어 있는 경우 일반적으로 이런 문제는 제기되지 않거나 또는 그 의의가 퇴색된다.³⁾

이 논문은 다음 순서로 진행된다. 다음 II장에선 자기부담금 보험계약에서의 보상구조와 보험료함수를 정의하고, III장에선 자기부담금을 결정변수로 하는 소비자의 기대효용함수가 ‘엄격한 준오목함수’임을 보인다. 다음 IV장과 V장은 본 논문의 핵심내용을 서술한다. 즉 IV장에선 보험사가 책정하는 부가보험료 요인의 크기에 따라 소비자는 전부보험, 일부보험 또는 무보험을 최적의 보험임을 규명하는데, 무엇보다 기대효용함수의 준오목성에 기초해, 전부보험, 일부보험 또는 무보험의 보험료조건이 유도된다. V장은 자기부담금 수준에 증가하는 한계비용함수의 특성을 이용해, IV장에서 수리적으로 유도했던 최적담보의 각 보험료조건들을 재무경제학적으로 해석해 본다. 아울러 VI장에선 부의 효과에 관한 비교정

3) 부연하면 Cummins-Mahul(2004)의 경우, Proposition 1에서의 파레토최적 접근방식을 제외하면, 대부분의 다른 내용들은 본 논문과 비교해 결과에서는 큰 차이점을 노출하지만 방법론은 유사하다. 예컨대 이들 저자들은 Proposition 2에서 보상한도금액이 미리 주어진 경우 보험계약자가 순보험료하에서도 일부보험을 선택하는 과정을 서술하고 있는데, 여기서 제기되는 2차조건의 문제를 Meyer-Ormiston(1999)가 제안하는 우회적인 방법을 통해 해결하고 있다(각주 12) 참조바람). 본 논문에서의 방법론은 Cummins-Mahul(2004)의 보상한도모형에도 비교적 쉽게 적용될 수 있을 것으로 추정(conjecture)해 본다. Zhou et al.(2010)은, 보험기업이 손실한도의 제약을 받는 경우, 파레토최적보험의 수요를 내재적으로(endogenously) 결정되는 자기부담금과 보상한도금액(cap)을 통해 파악하고 있다. 그런데 이런 파레토최적보험의 분석모형에서 목적함수는 기본적으로 보상합수와 보험료라는 두 변수에 관해 엄격한 오목함수가 되기 때문에, 이 논문에서 근본적으로 제기하는 2차조건의 충족여부문제는 발생하지 않는다. 끝으로 Gaffney-BenIsrael(2016)은, 기대효용모형 대신, 상대적으로 분석이 간단한 평균·분산모형으로 자기부담금과 보상한도금액의 성격을 파악하고 있다. 특히 본 논문 부록에서 자기부담금 수준이 보험계약자 부의 기뻐함과 분산위험에 미치는 영향에 관한 분석은, 보상한도만 추가적으로 설정하면, Gaffney-BenIsrael(2016)의 주된 결과인 Theorem 1과 그대로 연계되는 내용이 된다.

태분석을 실시하고, 끝으로 VII장에선 요약과 함께 논문을 종결한다.

II. 자기부담금 보험계약의 보상함수와 보험료모형

1. 자기부담금 보험계약

본 분석에선 초기 자산(initial wealth) w 를 지닌 잠재적 보험계약자가 화폐금액으로 $\tilde{x}$ 만큼의 손실위험에 노출되어 있는 경우를 고려한다⁴⁾. 본 분석에선 확률변수 $\tilde{x}$ 가 연속확률분포를 하는 경우로 제한한다. 아울러 발생 가능한 최대손실액을 L ($\leq w$)로 정의하면, $\tilde{x}$ 의 써포트(support)는 구간 $[0, L]$ 로 표시된다. $\tilde{x}$ 의 누적확률분포함수와 확률밀도함수를 각각 $F(x)$ 그리고 $f(x)$ 로 표기하기로 한다. 요컨대 분석은 $0 \leq x \leq L \leq w$ 의 가정 하에서 진행된다. 그러면 이런 잠재적 보험계약자의 기말자산(final wealth)은 $\tilde{y} = w - \tilde{x}$ 로 나타낼 수 있겠다.

한편 이런 손실위험 $\tilde{x}$ 를 담보하는 보험계약이 가능하다면, 이제 잠재적 보험계약자는 보험가입여부를 결정하고, 또 만약 구입한다면 그 보험담보를 얼마큼으로 설정할 것인지도 함께 숙고해야 할 것이다. 여기서는 보험계약의 형태로 자기부담금 계약을 고려한다. 소비자가 선택하는 자기부담금 금액을 D 로 표기하고, 그 범위는 $[0, L]$ 로 제한된다: $D \in [0, L]$. 즉 잠재적 보험계약자가 자기부담금액을 $D=0$ 으로 설정하면 손실액 100%를 보상받는 전부보험(full coverage)을, 그리고 $0 < D < L$ 이면 엄격한 일부보험(partial coverage)을 구입하는 것이 되겠다. 물론 $D=L$ 이면 잠재적 보험계약자는 무보험(no coverage)을 선택하는 경우가 된다.

4) 이 논문의 수식에서, 틸드(tilde; $\sim$) 표시가 있는 기호(예컨대, $\tilde{x}$, $\tilde{y}$ 또는 $\tilde{y}_0$ 등)는 확률분포가 수반되는 확률변수(random variable)를 의미하고, 틸드 표시가 제거된 기호(예컨대, x , y 또는 y_0 등)는 그 확률변수가 실현된 상수(constant)값을 나타내기로 약속한다.

2. 보상함수

전형적인 자기부담금 보험계약에서, 자기부담금 수준이 D 인 경우 $\tilde{x} = x$ 만큼의 실제손실이 발생하면 그 보상금 $I_D(x)$ 는 자기부담금 D 와 손실액 x 의 상대적 크기에 따라 다음과 같이 결정된다.

$$I_D(x) = \max(0, x - D) = \begin{cases} 0 & (x \leq D) \\ x - D & (x > D) \end{cases} \quad (2.1)$$

이처럼 자기부담금 보험계약에서는 보상함수 $I_D(x)$ 가 손해액 x 의 비선형함수(non-linear function)로 표현된다. 요컨대 손실 x 의 발생시, $I_D(x)$ 는 보험자가 보상하는 부분이고 보험계약자가 스스로 부담해야 하는 손실액은 $x - I_D(x)$ 가 되겠다. $x - I_D(x)$ 는 x 와 D 의 상대적 크기에 따라 다음과 같은 값을 가진다.

$$x - I_D(x) = \min(x, D) = \begin{cases} x & (x \leq D) \\ D & (x > D) \end{cases} \quad (2.2)$$

3. 보험료

본 분석에서, 보험료는 순보험료와 그에 비례하는 부가보험료와의 합으로 결정된다고 가정한다. 즉, $\lambda (\geq 0)$ 를 부가보험료 요인으로 정의하면, 자기부담금 D 가 설정된 보험료 $P(D)$ 는 다음과 같이 표현된다.

$$P(D) = (1 + \lambda) \cdot EI_D(\tilde{x}) \quad (2.3)$$

위의 식에서 E 는 기댓값 연산부호(expectation operator)를 나타낸다. 물론 위의 식 우변에서 $EI_D(\tilde{x})$ 는 보상금액의 기댓값인 순보험료 그리고 $\lambda \cdot EI_D(\tilde{x})$ 는 부가보험료를 의미한다.

$$\text{순보험료} = EI_D(\tilde{x}) \quad (2.4)$$

$$\text{부가보험료} = \lambda \cdot EI_D(\tilde{x}) \quad (2.5)$$

식 (2.3)에서의 보험료 $P(D)$ 는 필요에 따라 다음과 같이 보다 다양하게 표현할 수 있겠다.

$$\begin{aligned} P(D) &= (1+\lambda) \cdot \int_0^L \max(0, x-D) dF(x) \\ &= (1+\lambda) \cdot \int_D^L (x-D) dF(x) \\ &= (1+\lambda) \int_D^L [1-F(x)] dx \end{aligned} \quad (2.6)$$

한편, $P'(D) \equiv dP(D)/dD$ 를 정의하면, $P'(D)$ 는 소비자가 자기부담금을 1단위 높였을 때 절감되는 한계보험료(marginal insurance premium)를 의미하게 된다. 라이프니쯔공식(Leibniz rule)을 적용해 (2.6)의 $P(D)$ 식을 미분하면 다음 결과가 그대로 유도된다.

$$\begin{aligned} P'(D) &= -(1+\lambda)[1-F(D)] \\ &< 0 \quad (\leftarrow 0 \leq D < L) \end{aligned} \quad (2.7)$$

부연하면 $1-F(D)$ 는, 손실액 $\tilde{x}$ 가 자기부담금액 D 보다 클 가능성 $Prob(\tilde{x} > D)$ 이므로, 손실발생시 보험계약자가 조금이라도 손실을 보상받을 수 있는 확률을 뜻한다. 그렇다면 한계보험료의 식 $-(1+\lambda)[1-F(D)]$ 는, 자기부담금의 1단위 증가가 기대보상금액 $EI_D(\tilde{x})$ 의 실질적 ‘감소’로 이어지는 확률이 $1-F(D)$ 이고 또한 기대보상금액 $EI_D(\tilde{x})$ 1단위의 감소는 보험료의 납입부담을 $1+\lambda$ 만큼 경감시키는 내용을 설명한다.⁵⁾ 물론 한계보험료는 다음과 같이 한계순보험료와 한계부가보험료로 분리될 수 있겠다:

5) 이 내용은 조금 더 엄격하게 확인될 수 있다. 표기를 간단히 하기 위해 $I \equiv EI_D(\tilde{x})$ 를 사용하면, 우리는 한계보험료 $P'(D)$ 를 다음과 같이 나타낼 수 있겠다.

$$P'(D) = \frac{\partial P}{\partial D} = \frac{\partial I}{\partial D} \cdot \frac{\partial P}{\partial I} = -[1-F(D)] \cdot (1+\lambda)$$

즉 위의 식에서, $-[1-F(D)]$ 는 자기부담금 수준 D 를 1단위 높였을 때 감소하게 되는 기대보상금($\partial I / \partial D$)이고, $1+\lambda$ 는 기대보상금액 1단위 변화가 부가보험료를 포함하고 있는 납입보험료에 주는 영향($\partial P / \partial I$)을 나타낸다.

$$\text{한계순보험료} = \frac{\partial}{\partial D} EI_D(\tilde{x}) = -[1 - F(D)] \quad (2.8)$$

$$\text{한계부가보험료} = \frac{\partial}{\partial D} \lambda EI_D(\tilde{x}) = -\lambda \cdot [1 - F(D)] \quad (2.9)$$

한편 $P(D)$ 의 2차 미분식은 $f(D) > 0$ 을 전제로 다음과 같이 양(+)의 값을 가진다.

$$P''(D) = (1 + \lambda)f(D) > 0$$

요컨대, 보험료 $P(D)$ 는 $D \in [0, L]$ 에 관해 단조감소하는 볼록함수(convex function)가 된다(즉, $P'(D) < 0, P''(D) > 0$).

III. 기대효용함수의 준오목성

그러면, 자기부담금 보험계약 후에, 잠재적 보험계약자가 보유하는 기말자산 $\tilde{y}$ 는 다음과 같이 표현될 수 있겠다.

$$\tilde{y} = w - P(D) - \tilde{x} + I_D(\tilde{x}) = w - P(D) - \min(\tilde{x}, D) \quad (3.1)$$

필요한 경우, 기말자산 $\tilde{y}$ 는 다음과 같이 $\tilde{y}_0$ 및 y_1 으로 구분해서 표기하기로 한다. 즉, $\min(x, D) = x$ 인 경우는 $y = y_0$, 그리고 같은 방법으로, $\min(x, D) = D$ 이면, $y = y_1$ 으로 나타낸다.

$$y = \begin{cases} y_0 = w - P(D) - x & (x \leq D) \\ y_1 = w - P(D) - D & (x > D) \end{cases} \quad (3.2)$$

위의 식에서 모든 $x \in [0, L]$ 에 대해 $y_0 \geq y_1$ 이 되고, 또한 y_1 은 확률변수가 아닌 상수임에 유의하자.

1. 기대효용함수

본 분석에선 잠재적 보험계약자가 엄격한 위험회피형 효용함수 u ($u' > 0, u'' < 0$)를 가지는 경우를 가정한다. 그러면, 최적 자기부담금 수준 D^* 를 선택하기 위한 기대효용함수 $H(D)$ 는 다음과 같이 정의된다.

$$\begin{aligned}
 H(D) &\equiv Eu(\tilde{y}) \\
 &= \int_0^D u[w - P(D) - x]f(x)dx + \int_D^L u[w - P(D) - D]f(x)dx \\
 &= \int_0^D u[w - P(D) - x]f(x)dx + u[w - P(D) - D][1 - F(D)] \\
 &= \int_0^D u(y_0)f(x)dx + u(y_1)[1 - F(D)]
 \end{aligned} \tag{3.3}$$

위의 식에서, 두 번째 등호가 성립하는 이유는 y_1 은 x 를 포함하지 않은 상수이기 때문이다. 이제 보험계약자가 당면한 문제는 $[0, L]$ 의 구간에서 기대효용 $H(D)$ 를 전역적으로 극대화(global maximization)시키는 최적 자기부담금액 D^* 를 구하는 것으로 요약된다. 그런데, 자기부담금보험 분석모형에선, 비례보험계약(coinsurance contract)에서와는 달리, 기대효용 $H(D)$ 가 결정변수 D 에 대해 ‘전체적으로(globally) 엄격한 오목함수’의 형태를 갖추지 못한다. 이 점은 자기부담금 분석의 어려움을 가중시키는 또 하나의 요인으로 작용한다. 하지만, 결론을 먼저 말하면, 기대효용 $H(D)$ 가 비록 ‘엄격한 오목함수’는 아니지만, ‘엄격한 준오목함수(strictly quasi-concave function)’가 되기 때문에, 그 준오목성을 활용하면 비교적 쉽게 최적 자기부담금에 관한 여러 특성을 파악할 수 있다. 그러면 그 내용을 확인해 보도록 한다.

라이프니즈공식을 적용해 $H(D)$ 를 D 에 관해 1차 미분을 하면 다음 결과가 확인된다.

$$H'(D) = -P'(D) \int_0^D u'(y_0)f(x)dx - [P'(D) + 1]u'(y_1)[1 - F(D)]$$

$$\begin{aligned}
&= -P'(D) \left\{ \int_0^D u'(y_0) f(x) dx + u'(y_1)[1-F(D)] \right\} - u'(y_1)[1-F(D)] \\
&= -P'(D) [Eu'(\tilde{y})] - u'(y_1)[1-F(D)]
\end{aligned} \quad (3.4)$$

위의 식 우변에 $-P'(D) = (1+\lambda)[1-F(D)]$ 를 대입하면, 다음과 같이 ‘두 함수의 곱(product)’이 되는 $H'(D)$ 의 식이 유도된다.

$$H'(D) = [1-F(D)] \cdot [(1+\lambda)Eu'(\tilde{y}) - u'(y_1)] \quad (3.5)$$

한편, (3.5)의 식 우변을 D 에 관해 한 번 더 미분하면 $H''(D)$ 를 구할 수 있다.⁶⁾ 즉,

$$\begin{aligned}
&H''(D) \\
&= -f(D) \cdot \left\{ (1+\lambda) \left[\int_0^D u'(y_0) f(x) dx + u'(y_1)[1-F(D)] \right] - u'(y_1) \right\} \\
&\quad + [1-F(D)] \times \\
&\quad \left[(1+\lambda) \left\{ -P'(D) \int_0^D u''(y_0) f(x) dx + u''(y_1)[-P'(D)-1][1-F(D)] \right\} \right. \\
&\quad \left. - u''(y_1)[-P'(D)-1] \right] \\
&= -f(D) \cdot [(1+\lambda)Eu'(\tilde{y}) - u'(y_1)] \\
&\quad + [1-F(D)] \times \\
&\quad \left[-P'(D)(1+\lambda) \int_0^D u''(y_0) f(x) dx + [1+P'(D)]u''(y_1)\{1-(1+\lambda)[1-F(D)]\} \right] \\
&= -f(D) \cdot [(1+\lambda)Eu'(\tilde{y}) - u'(y_1)] \\
&\quad + [1-F(D)] \left[(1+\lambda)^2 [1-F(D)] \int_0^D u''(y_0) f(x) dx + u''(y_1)\{1-(1+\lambda)[1-F(D)]\}^2 \right]
\end{aligned} \quad (3.6)$$

6) 참고로 말하면, 자기부담금 계약의 2차조건에 관한 심도있는 논의는 예컨대 다음 논문 등에서 찾아볼 수 있다. Mossin(1968), Schlesinger(1981, 2013), Demers and Demers(1991), Meyer-Ormiston(1999).

준오목함수는 특히 경제학의 최적화문제(optimization problem)에서 중요시된다⁷⁾. 극대화시켜야 하는 목적함수(objective function)가 준오목함수인 경우, 만약 1차조건을 충족하는 해(solution)가 존재한다면 그 해는 (마치 엄격한 오목함수의 경우처럼) 목적함수를 전역적으로 극대화시키는 유일한 해(unique interior solution)가 되기 때문이다. 이제 우리가 곧 확인하는 것처럼 자기부담금 D 를 결정변수로 하는 기대효용함수 $H(D)$ 는 다양한 형태의 준오목성을 보여 주는 전형적인 예가 될 것이다⁸⁾.

〈정리 1〉

자기부담금 보험계약의 기대효용함수 $H(D)$ 는 D 에 관해 ‘엄격한 준오목함수’가 된다.

(증명) 우리는 식 (3.5)과 (3.6)에서 기대효용함수 $H(D)$ 의 1·2차 미분함수를 각각 다음과 같이 유도했었다.

$$\begin{aligned} H'(D) &= [1 - F(D)] \cdot [(1 + \lambda)Eu'(\tilde{y}) - u'(y_1)] \\ H''(D) &= -f(D) \cdot [(1 + \lambda)Eu'(\tilde{y}) - u'(y_1)] \\ &+ [1 - F(D)] \cdot \left[(1 + \lambda)^2 [1 - F(D)] \int_0^D u''(y_0)f(x)dx + u''(y_1)\{1 - (1 + \lambda)[1 - F(D)]\}^2 \right] \end{aligned}$$

여기서 $H'(D)$ 의 식 (3.5)의 우변 대괄호 $[\cdot]$ 안의 항을 다음과 같이 $T(D)$ 로 정의하면

7) 독자들은 준오목함수의 내용에 관해선, 예컨대 Sydsaester et al.(2008, p. 74) 또는 Boyd-Vandenberghe(2004, p. 101) 등을 참조할 수 있다.

8) 기대효용함수 $H(D)$ 의 자기부담금에 관한 준오목성은 Meyer-Ormiston(1999; Corollary 1, p. 228)에도 증명되어 있다. 하지만 Meyer-Ormiston(1999)의 경우는, 자기부담금 수준 D 대신, 기대보상수준 $I \equiv EI_D(\tilde{x})$ 를 결정변수로 사용하는 상당히 우회적인 증명방법을 사용하고 있다. 우리의 증명과정은, 물론 D 가 결정변수가 되는, 보다 직접적인 방법임과 동시에 기대효용함수 $H(D)$ 의 형태를 쉽게 추정할 수 있는 또 다른 장점도 가지고 있다. 특히 준오목함수 $H(D)$ 의 형태는 우리가 다음 항목에서 무보험, 일부보험 그리고 전부보험의 조건을 보다 수월하게 유도하는데 중요한 역할을 수행한다.

$$T(D) \equiv (1 + \lambda) Eu'(\tilde{y}) - u'(y_1) \quad (3.7)$$

그 1차 미분의 식 $T'(D)$ 는 다음과 같이 $H''(D)$ 식 (3.6)의 우변 두 번째 항에 있는 대괄호 $[\cdot]$ 안의 식으로 표현된다.

$$\begin{aligned} T'(D) &\equiv \frac{d}{dD} T(D) \\ &= (1 + \lambda)^2 [1 - F(D)] \int_0^D u''(y_0) f(x) dx + u''(y_1) \{1 - (1 + \lambda)[1 - F(D)]\}^2 \\ &< 0 \end{aligned} \quad (3.8)$$

특히 위의 식 (3.8)에서, 보험계약자의 위험회피성향($u'' < 0$)으로 인해 모든 $D \in (0, L)$ 에서 항상 $T'(D) < 0$ 가 되므로 $T(D)$ 가 ‘엄격한 감소함수’임에 유의한다. 물론 이 내용은 모든 $\lambda (\geq 0)$ 에 대해 성립된다. 이제 $T(D)$ 와 $T'(D)$ 를 이용하면 $H'(D)$ 와 $H''(D)$ 는 각각 다음과 같이 표현된다.

$$H'(D) = [1 - F(D)] \cdot T(D) \quad (3.9)$$

$$H''(D) = -f(D) \cdot T(D) + [1 - F(D)] \cdot T'(D) \quad (3.10)$$

위의 식 (3.9)와 (3.10)로부터, 모든 $D \in (0, L)$ 에 대해 만약 $T(D) \geq 0$ (즉 $H' \geq 0$)이 되는 경우는, $H''(D) < 0$ 이 성립되는 것을 쉽게 알 수 있다. 그 이유는 물론 $T'(D) < 0$ 이기 때문이다. 그러면 위의 두 식으로부터 기대효용함수 $H(D)$ 의 ‘엄격한 준오목성’은 다음과 같이 확인된다.

먼저 $H'(D^*) = 0$ 을 충족시키는 내부해(interior solution) $D^* \in (0, L)$ 가 존재하는 경우부터 살펴본다. 만약 내부해 $D^* \in (0, L)$ 가 존재하면 항상 $1 - F(D^*) > 0$ 이므로, $H'(D^*) = 0$ 는 $T(D^*) = 0$ 와 동등한 내용이 된다. 따라서 만약 $T(D^*) = 0$ 인 $D^* \in (0, L)$ 가 존재하면, 1차조건 $H'(D^*) = 0$ 은 물론이고, 아울러 2차조건 $H''(D^*) = [1 - F(D^*)] \cdot T'(D^*) < 0$ 도 자동적으로 충족된다. 그 이유는 물론, 모든 $\lambda \geq 0$ 에 대해, $T'(D)$ 는 항상 음(-)이 되기 때문이다. 요컨대, 내부해 $D^* \in (0, L)$ 가 존재하면, 모든 $\lambda (\geq 0)$ 의 경우, 1차조건

$H'(D^*) = 0$ 을 충족하는 모든 $D^* \in (0, L)$ 에서 항상 $H''(D^*) < 0$ 이 되기 때문에 $H(D)$ 는 D 에 관해 ‘엄격한 준오목함수(strictly quasi-concave function)’가 된다.

이번엔 내부해 $D^* \in (0, L)$ 가 존재하지 않는 경우를 생각해 본다. 즉 모든 $D \in (0, L)$ 에서, $T(D) = 0$ 인 D 가 존재하지 않으므로, $T(D)$ 가 양(+)의 값을 갖거나 또는 음(-)이 되는 경우다. 모든 $D \in (0, L)$ 에서 $T(D) > 0$ 인 경우는 $H'(D) = [1 - F(D)] \cdot T(D) > 0$ 이 되므로 모든 $D \in (0, L)$ 에서 $H(D)$ 는 단조증가함수가 되고, 만약 $T(D) < 0$ 이면 $H'(D) < 0$ 즉 $H(D)$ 가 단조감소함수가 된다. 단조증가함수 그리고 단조감소함수는 모두 ‘엄격한 준오목함수’의 전형적인 예이다. QED

〈정리 1〉은 자기부담금 보험계약 분석의 근간을 이루는, 아무리 강조해도 지나치지 않은, 아주 중요한 내용이다. 요컨대, 준오목함수의 전형적인 세 가지 형태로 나타나는 기대효용함수 $H(D)$ 는 다음과 같이 스케치될 수 있을 것이다.

- (i) 위로 볼록한 단봉형(unimodality) 기대효용함수: 1차조건 $H'(D^*) = 0$ 을 충족시키는 내부해 $D^* \in (0, L)$ 가 존재하는 경우다. 이런 경우 자기부담금 보험계약의 기대효용함수 $H(D)$ 는, 비록 ‘엄격한 오목함수’는 아니지만, ‘엄격한 준오목함수’가 되기 때문에 내부해 $D^* \in (0, L)$ 는 $H(D^*)$ 를 국지적 극대값(local maximum)이면서 동시에 전체적 최댓값(global maximum)이 되게 하는 유일무이한 해(unique solution)가 된다. $H(D)$ 의 준오목성에 의해 1차조건 $H'(D^*) = 0$ 을 충족하는 D^* 는 많아야 단 하나이기 때문이다. 요컨대, $H(D)$ 가 단봉의(unimodal) 형태를 취하면서 자기부담금 보험계약의 최적보험이 엄격한 일부보험[즉, $D^* \in (0, L)$]이 되는 경우다.
- (ii) 단조감소하는 기대효용함수: 엄격한 준오목함수의 또 다른 형태로 $H(D)$ 가 모든 $D \in (0, L)$ 에서 단조감소하는 경우는 전부보험(즉, $D^* = 0$)이 최적이 될 것이다.
- (iii) 단조증가하는 기대효용함수: $H(D)$ 가 모든 $D \in (0, L)$ 에서 단조증가하면

소비자는 결국 보험을 구입하지 않는 무보험(즉, $D^* = L$)을 선택하는 상황이 된다.

이제 다음 항목에서는 기대효용함수 $H(D)$ 에서 이 세가지 형태가 실제로 어떻게 나타나는지 보다 구체적으로 확인해 볼 수 있다.

IV. 무보험, 일부보험 및 전부보험의 보험료조건

$H(D)$ 의 준오목성에 주목하면, 최적 자기부담금 보험계약이 무보험, 일부보험 그리고 전부보험이 되는 보험료 요건을 비교적 쉽게 유도할 수 있다. <정리 2>에 들어가기 앞서, 우선 다음 세 가지 사항에 주목하기로 한다. 첫째로, 식 (3.7)에서 정의된 $T(D)$ 는 식 (3.8)에 의해 확인된 것처럼 모든 $D \in (0, L)$ 에 관해 엄격한 감소함수가 된다는 사실이다. 둘째로, 우리는 $T(D)$ 의 식 (3.7)로부터 다음과 같이 $T(0)$ 를 평가할 수 있다.

$$T(0) = \lambda \cdot u'(w - P(0)) = \lambda \cdot u'(w - (1 + \lambda)E\tilde{x}) \quad (4.1)$$

따라서 위의 식 (4.1)로부터, $u' > 0$ 이므로, $\lambda = 0$ 과 $T(0) = 0$, 그리고 $\lambda > 0$ 과 $T(0) > 0$ 은 각각 서로 상등한 내용이 된다. 즉,

$$\begin{aligned} \lambda = 0 & \leftrightarrow T(0) = 0 \\ \lambda > 0 & \leftrightarrow T(0) > 0 \end{aligned} \quad (4.2)$$

끝으로, 식 (3.7)의 $T(D)$ 에 대한 정의로부터 다음과 같이 $T(L)$ 을 평가할 수 있겠다.

$$T(L) = (1 + \lambda)Eu'(w - \tilde{x}) - u'(w - L) \quad (4.3)$$

여기서 $T(L) = 0$ 으로부터 다음과 같이 $\bar{\lambda}$ 를 정의하기로 한다.

$$\bar{\lambda} \equiv \frac{u'(w-L)}{Eu'(w-\tilde{x})} - 1 > 0 \quad (4.4)$$

위의 식에서 $\bar{\lambda} > 0$ 이 되는 이유는 모든 $x \in [0, L]$ 에 대해 $L \geq x$ 그리고 $u'' < 0$ 이므로 항상 $u'(w-L) > Eu'(w-\tilde{x})$ 이 성립되기 때문이다.⁹⁾ 요컨대 (4.4)의 $\bar{\lambda}$ 정의를 이용하면 다음과 같은 내용이 확인된다. 즉,

$$\begin{aligned} \lambda < \bar{\lambda} &\leftrightarrow T(L) < 0 \\ \lambda = \bar{\lambda} &\leftrightarrow T(L) = 0 \\ \lambda > \bar{\lambda} &\leftrightarrow T(L) > 0 \end{aligned} \quad (4.5)$$

그러면 이제 본 논문의 주된 결과인 <정리 2>는 다음과 같이 요약된다.

<정리 2> 무보험, 일부보험 및 전부보험의 보험료조건

자기부담금 보험계약에서, 보험계약자는

- (1) $\lambda = 0$ 이면 전부보험($D^* = 0$)을,
- (2) $0 < \lambda < \bar{\lambda}$ 이면 엄격한 일부보험($0 < D^* < L$)을 구입하고,
- (3) $\lambda \geq \bar{\lambda}$ 이면 무보험($D^* = L$)을 최적으로 선택한다.

$$\text{단, } \bar{\lambda} \equiv \frac{u'(w-L)}{Eu'(w-\tilde{x})} - 1$$

(1) 전부보험의 증명: $\lambda = 0 \rightarrow D^* = 0$

우리는 식 (3.9)에서 다음과 같은 $H'(D)$ 를 확인했었다.

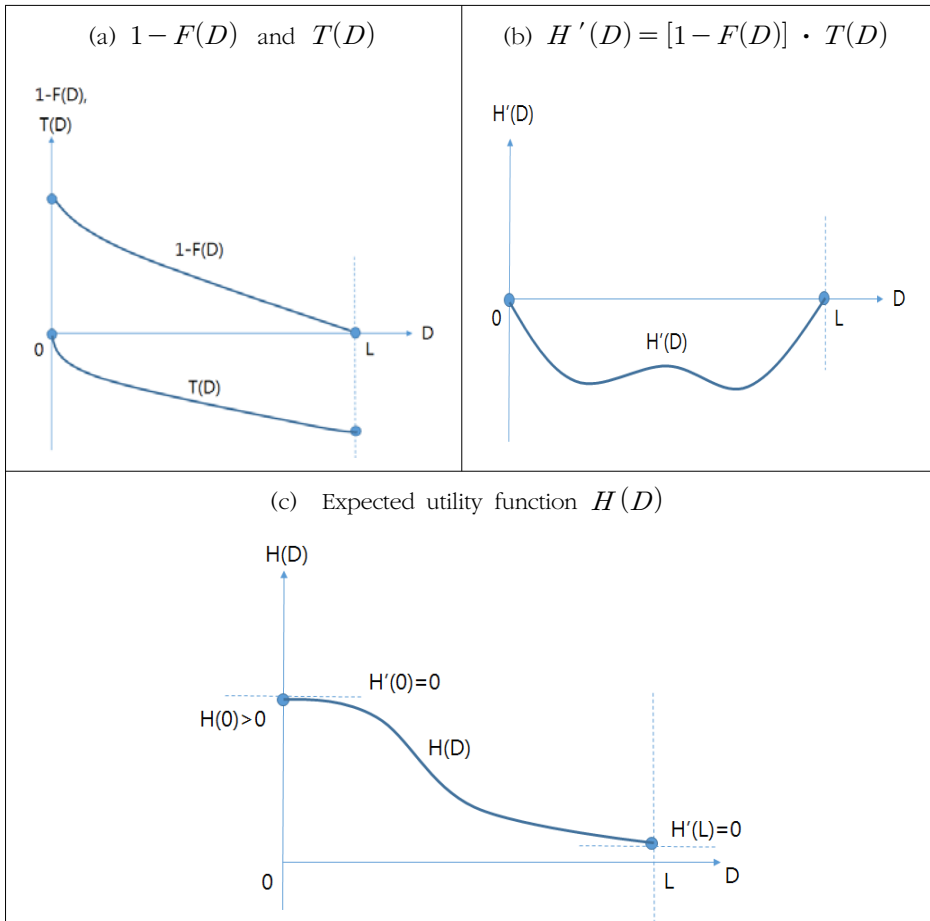
$$H'(D) = [1 - F(D)] \cdot T(D)$$

위의 식 우변에서 $1 - F(D)$ 는 D 의 단순감소이다. 또한 지금 우리가 고려하는

9) $\bar{\lambda} > 0$ 이 되는 내용을 보다 엄격한 확인하기 위해서는 앞의 3장에 나오는 각주 8)의 방법을 참조할 수 있다.

$\lambda = 0$ 의 경우, 식 (4.2)의 $T(0) = \lambda \cdot u'(w - (1 + \lambda)E\tilde{x})$ 에 의해 오직 $\lambda = 0$ 인 그 경우에 한해서만 $T(0) = 0$ 이 되는 것을 확인했었다. 한편 모든 $\lambda \geq 0$ 에 대해 그리고 모든 $D \in (0, L)$ 에서 $T(D)$ 는 엄격한 감소함수이므로 $T(D)$ 는 모든 $D \in (0, L]$ 에서 엄격한 음(-)의 값을 가지게 된다. 따라서 두 함수 $1 - F(D)$ 와 $T(D)$ 의 곱(product)으로 이루어지는 $H'(D)$ 는, <Figure 1>의 (a) 그리고 (b)에서와 같이, $H'(0) = 0$, $0 < D < L$ 이면 $H'(D) < 0$, 그리고 $H'(L) = 0$ 의 값을 가진다. 요약하면, $H(D)$ 는 $0 \leq D \leq L$ 에서 연속함수인데, $\lambda = 0$ 인 경우 모든

<Figure 1> The case of $\lambda = 0$

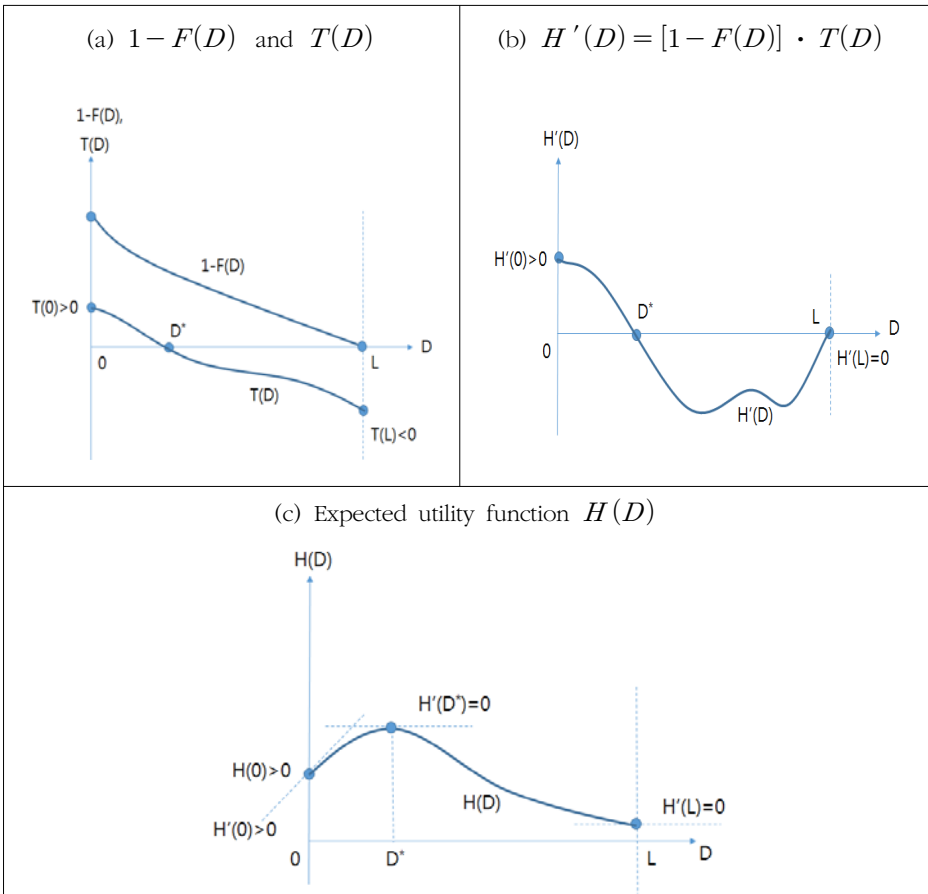


$0 < D < L$ 의 범위에서 $H(D)$ 가 엄격한 감소함수가 되므로 $D^* = 0$ 즉 전부보험이 유일한 최적보험이 된다(Figure 1)의 (c) 참조). QED

(2) 일부보험의 증명: $0 < \lambda < \bar{\lambda} \rightarrow 0 < D^* < L$

$0 < \lambda < \bar{\lambda}$ 의 조건은 식 (4.2)와 (4.5)에 의해 이 $T(0) > 0$ 그리고 $T(L) < 0$ 과 상등한 내용이 된다. 또한 우리는 $T(D)$ 가 $D \in [0, L]$ 에 관해 연속인 감소함수임에 유의한다. 즉, $T(0) > 0$ ($\leftrightarrow 0 < \lambda$)이고 동시에 $T(L) < 0$ ($\leftrightarrow \lambda < \bar{\lambda}$)이면,

〈Figure 2〉 The case of $0 < \lambda < \bar{\lambda}$

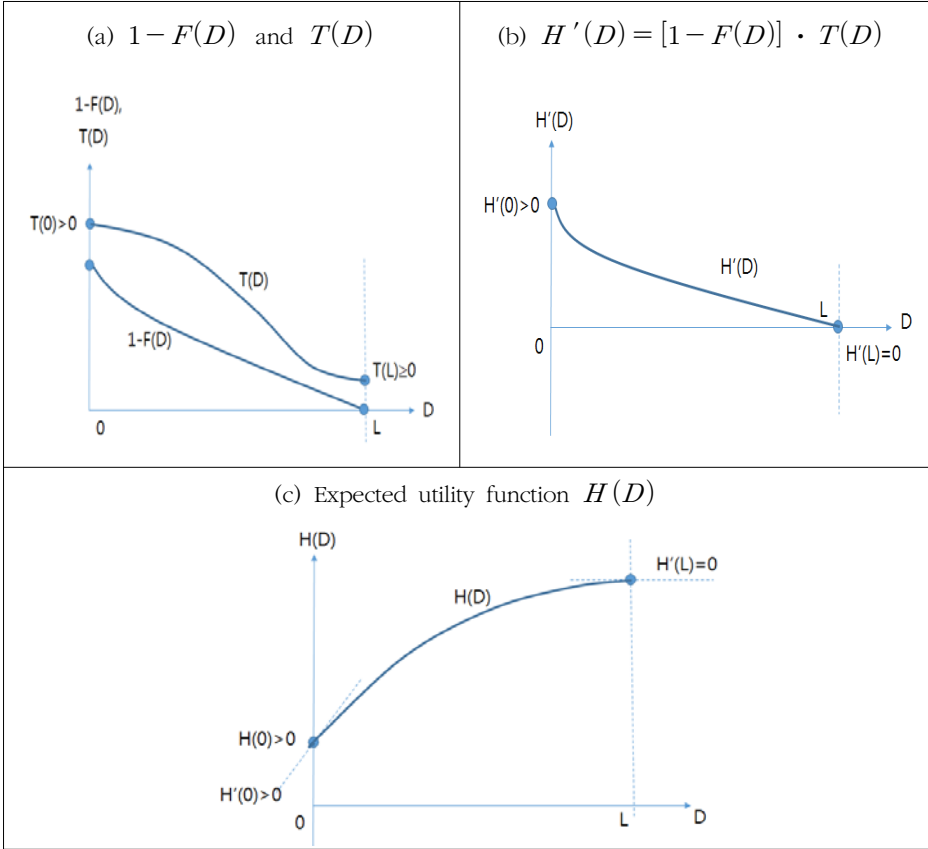


$T(D)$ 가 연속이고 엄격한 감소함수이기 때문에, $T(D)$ 는 $0 < D < L$ 의 구간에서 수평축(D 축)과 반드시 단 1회만 교차(single crossing; 싱글크로싱)한다. 요컨대 $0 < \lambda < \bar{\lambda}$ 의 조건하에서는 $T(D^*) = 0$ 를 충족하는 유일무이한(unique) D^* 가 반드시 존재하는 것이다(〈Figure 2〉의 (a) 참조). 따라서 $H'(D^*) = [1 - F(D^*)] \cdot T(D^*)$ 인데, $0 < D^* < L$ 그리고 $1 - F(D^*) > 0$ 이므로 $H'(D^*) = 0$ 은 $T(D^*) = 0$ 과 서로 동등한(equivalent) 내용이 된다. 즉, $H'(D)$ 는 $0 < D < L$ 의 구간 내에서 유일하게 $D = D^*$ 에서만 '0'이 된다. 따라서, $H'(D) = [1 - F(D)] \cdot T(D)$ 는 위에서 아래로 수평 D 축과 예컨대 $D = D^* \in (0, L)$ 에서 단 1회만 교차한다(〈Figure 2〉의 (b) 참조). 즉 $H(D)$ 가 단봉의(unimodal) 형태를 취하면서 유일무이한 최댓값을 갖는 경우다(〈Figure 2〉의 (c) 참조). 요약하면, $0 < \lambda < \bar{\lambda}$ 의 경우(즉, $T(0) > 0$ 그리고 $T(L) < 0$ 이면) $H'(D^*) = 0$ 를 충족하는 $D^* \in (0, L)$ 가 반드시 하나만 존재한다. QED

(3) 무보험의 증명: $\lambda \geq \bar{\lambda} \rightarrow D^* = L$

$T(D)$ 는 $0 < D < L$ 의 모든 구간에서 단조감소함수이다. 따라서 $\lambda \geq \bar{\lambda}$ 즉, $T(L) \geq 0$ 의 경우는, $0 \leq D < L$ 인 모든 D 의 구간에서 $T(D)$ 는 수평축(D 축)과 교차하지 않고 엄격한 양(+)의 값을 가진다. 즉, 모든 $D \in (0, L)$ 에서, $H'(D) = [1 - F(D)] \cdot T(D) > 0$ 이므로 $H(D)$ 는 단조증가함수가 되고 $H(D)$ 는 $D = L$ 에서 최대가 된다. 부연하면, $\lambda \geq \bar{\lambda}$ 의 경우 $0 < D < L$ 의 모든 구간에서 $H'(D) > 0$ 이 되고, 또한 이 경우 식 (3.10)에 의해 항상 $H''(D) < 0$ 이 된다. 요컨대, $\lambda \geq \bar{\lambda}$ 인 경우의 $H(D)$ 는 단조증가하는 오목함수가 된다(〈Figure 3〉의 (a), (b) 그리고 (c) 참조). QED

〈Figure 3〉 The case of $\lambda \geq \bar{\lambda}$



다시 한 번 강조하면, 식 (4.4)에서 정의된 $\bar{\lambda}$ 는 자기부담금 보험계약에서 부가 보험료 요인 λ 로 보험가입여부를 판별할 수 있는 바로미터가 된다. 즉 전적으로 보험사에 의해 책정하는 부가보험료 요인 λ 가 보험계약자의 위험성향(효용함수)과 부보위험의 특성에 의해 결정되는 $\bar{\lambda}$ 보다 작으면($\lambda < \bar{\lambda}$), 잠재적 보험계약자는 반드시 자기부담금 보험계약을 구입한다($D^* < L$). 그리고 이 최대 부가보험료 요인 $\bar{\lambda}$ 의 정의에는 자기부담금 금액 D 가 포함되어 있지 않음에 유의하면, 독자들은 효용함수와 잠재적 보험계약자의 부 그리고 손실위험 $\tilde{x}$ 의 확률분포의 정보만으로 간단히 최대 부가보험료 요인 $\bar{\lambda}$ 의 값을 계산할 수 있겠다.

V. 최적보험 보험료조건의 경제학적 해석

보험계약자의 관점에서 보면, 일반적으로 모든 보험계약에는 부가보험료라는 순비용($\lambda > 0$)이 들게 마련이다. 이 논문의 〈부록〉에서 확인해 볼 수 있는 것처럼, 자기부담금 보험계약에서도, 보험계약자가 높은 자기부담금을 설정할수록 부가보험료의 순지출이 경감되는 만큼 부의 기댓값이 향상되는 장점이 있기는 하지만, 한편 높은 자기부담금의 설정은 보험계약자에 대한 보험보호를 약화시키고 따라서 부의 변동성 위험도 증가시키게 된다(부록의 〈보조정리〉 참조바람). 그렇다면 보험계약자는 이런 이해상충의 과정에서, 보험료절감의 한계혜택과 보험보호의 감소라는 한계비용을 동시에 고려하면서 최적 자기부담금 수준을 결정할 것이다. 이 내용은 균형조건의 식에서 다음과 같이 구현된다.

식 (3.4)로부터, 내부해 $D^* \in (0, L)$ 가 존재하는 1차조건 $H'(D^*) = 0$ 은 다음 식으로 나타난다¹⁰⁾.

$$-P'(D^*) = \frac{u'(y_1)}{Eu'(\tilde{y})} \cdot [1 - F(D^*)] \quad (5.1)$$

위의 식 좌변에 한계보험료의 식 (2.7) $-P'(D^*) = (1 + \lambda)[1 - F(D^*)]$ 를 적용하면 1차조건은 좀 더 간단히 표현된다.

$$\lambda \cdot [1 - F(D^*)] = \left(\frac{u'(y_1)}{Eu'(\tilde{y})} - 1 \right) \cdot [1 - F(D^*)] \quad (5.2)$$

또는 $1 - F(D^*) > 0$ 이므로

$$\lambda = \frac{u'(y_1)}{Eu'(\tilde{y})} - 1 \quad (5.3)$$

10) 물론 아래의 식에서 기말자산 y_1 과 $\tilde{y}$ 는 최적 자기부담금액 D^* 가 적용된 경우다. 즉, $y_1 = w - P(D^*) - D^*$, $\tilde{y} = w - P(D^*) - \min(\tilde{x}, D^*)$

식 (5.3)의 우변이 양(+)의 값을 갖는 것에 유의하면서¹¹⁾ 식 (5.3)이 제시하는 균형조건을 한계혜택과 한계비용의 개념으로 해석할 수 있다. 먼저 좌변의 λ 는, 부의 기댓값 관점에서, 기대보상금액 $EI_D(\tilde{x})$ 이 1단위 감소하는 경우의 보험료 절감에 따른 순혜택으로 볼 수 있다.¹²⁾ 즉, 표기를 간단히 하기 위해 $I \equiv EI_D(\tilde{x})$ 를 정의하고, 식 (3.1)을 참조하면,

$$\frac{\partial}{\partial I} E\tilde{y} = \frac{\partial}{\partial I} [w - P(D) - E\tilde{x} + I] = \frac{\partial}{\partial I} [w - (1 + \lambda)I - E\tilde{x} + I] = -\lambda \quad (13)$$

- 11) $[u'(y_1)/Eu'(\tilde{y})] - 1 > 0$ 인 이유는, $y_1 = w - P(D^*) - D^* \leq w - P(D^*) - \min(\tilde{x}, D^*) = \tilde{y}$ 이고 또한 $u'' < 0$ 이기 때문이다. 이 내용은 구체적으로 다음과 같이 확인된다.

$$\begin{aligned} \frac{u'(y_1) - Eu'(\tilde{y})}{Eu'(\tilde{y})} &= \frac{u'(y_1) - \left[\int_0^{D^*} u'(y_0)f(x)dx + u'(y_1)[1 - F(D^*)] \right]}{Eu'(\tilde{y})} \\ &= \frac{F(D^*)u'(y_1) - \int_0^{D^*} u'(y_0)f(x)dx}{Eu'(\tilde{y})} \\ &= \frac{\int_0^{D^*} [u'(y_1) - u'(y_0)]f(x)dx}{Eu'(\tilde{y})} \\ &> 0 \end{aligned}$$

참고로 언급하면, u 가 위험중립형의 효용함수($u'' = 0$)인 경우 즉, 효용함수가 1차함수이면 $u(w) = aw + b(a > 0)$ 가 되는데, 이 경우 $u'(y_0) = u'(y_1) = a$ 이고, 따라서 $u'(y_1)/Eu'(\tilde{y}) - 1 = 0$ 이 된다. 요컨대 우리는 보험계약자가 지닌 위험회피에 관한 모든 정보가 균형조건 (5.3)의 식에 구체화되어 있다고 말할 수 있겠다.

- 12) 이 내용을 결정변수 D 를 중심으로 다시 표현하면, 기대보상금액 $EI_D(\tilde{x})$ 가 1단위 만큼만 감소할 정도로 D 가 증가되는 경우를 말한다. 즉, 우리의 모형에서 $\partial EI_D(\tilde{x})/\partial D = -[1 - F(D)]$ 이므로, $EI_D(\tilde{x})$ 를 1단위 감소시키기 위해선 D 를 $1/[1 - F(D)]$ 만큼 높이면 되겠다. 논문 부록에 있는 식 (A4)를 참고해 부연하면, 균형조건 (5.2)의 좌변 $\lambda[1 - F(D)] = \partial(E\tilde{y})/\partial D$ 의 내용은 다음과 같이 $\partial(E\tilde{y})/\partial I$ 를 경유해 표현할 수도 있다.

$$\frac{\partial}{\partial D} E\tilde{y} = \frac{\partial I}{\partial D} \cdot \frac{\partial}{\partial I} E\tilde{y} = -[1 - F(D)] \cdot (-\lambda) = \lambda[1 - F(D)]$$

- 13) λ 는 기대보상금액 $EI_D(\tilde{x}) = I$ 가 1원 만큼만 감소할 정도로 D 가 증가되는 경우, 부가보험료 절감으로 인한 순혜택(net benefit)으로도 해석할 수 있다. 즉, 식 (2.5)를 참조하면 보험료모형에서 부가보험료는 $\lambda \cdot EI_D(\tilde{x}) \equiv \lambda I$ 이므로 $\partial(\lambda I)/\partial I = \lambda$ 가 된다.

한편, 균형조건 (5.3)의 우변 $[u'(y_1)/Eu'(\tilde{y})] - 1 (> 0)$ 은 기대보상금액 $I \equiv EI_D(\tilde{x})$ 가 1단위 만큼 감소할 정도로 D 가 증가하는 경우에 발생하는 효용의 순손실 즉 효용의 관점에서 평가하는 순한계비용이 된다. 요컨대, 균형조건 (5.3)은 보험계약자가 자기부담금 수준을 높이는데서 발생하는 한계비용 $[u'(y_1)/Eu'(\tilde{y})] - 1$ 이 그에 따른 한계혜택인 λ 에 이를 때까지 자기부담금 보험 계약을 구입하게 됨을 의미한다.

2. 한계비용함수의 단조성

1절에서는 최적보험의 균형조건으로 식 (5.3)을 유도했었다. 그런데 균형조건 (5.3)과 관련해, 정작으로 중요한 내용은, 한계비용 $[u'(y_1)/Eu'(\tilde{y})] - 1$ 이 자기부담금액 $D \in (0, L)$ 의 ‘엄격한 증가함수’가 된다는 사실이다. 즉, 최적 자기부담금 수준을 높게 선택하는 보험계약자일수록 추가적인 자기부담금 상승에 따른 한계비용도 커지게 된다. 이 내용은 상당히 직관적이라고 하겠다. 부연하면, 상식적으로도, 낮은 보험담보를 구입한 (즉 높은 자기부담금이 설정된 보험을 구입한) 보험계약자의 경우 그 보험담보로 부터의 추가적인 담보이탈(자기부담금을 추가로 더 높임)은 상대적으로 높은 보험담보를 구입한 (즉 낮은 자기부담금이 설정된 보험을 구입한) 보험계약자보다 더 큰 부담(더 큰 효용의 상실)으로 작용할 것으로 생각되기 때문이다.

이 내용은 보다 엄격하게 확인될 수 있다. 식 (5.3)의 우변 즉, D 증가에 따른 한계비용 $[u'(y_1)/Eu'(\tilde{y})] - 1$ 을 다음과 같이 D 의 함수 $\Phi(D)$ 로 정의하면

$$\Phi(D) \equiv \frac{u'(w - P(D) - D)}{Eu'(w - P(D) - \min(\tilde{x}, D))} - 1 \quad (5.4)$$

다음 <정리 3>의 결과가 확인된다.

〈정리 3〉

한계비용 $\Phi(D)$ 는 구간 $[0, L]$ 에서 최소값 $\Phi(0) = 0$ 그리고 최댓값 $\Phi(L) = \bar{\lambda}$ 을 가지며, 모든 $D \in (0, L)$ 에 관해 엄격한 증가함수가 된다. 즉,

$$\Phi'(D) > 0$$

(증명) 위의 식 $\Phi(D)$ 를 D 에 관해 미분하면 다음 결과를 얻을 수 있다:

$$\begin{aligned} \frac{d}{dD}\Phi(D) &= \frac{d}{dD} \left[\frac{u'(w - P(D) - D)}{\int_0^D u'(w - P(D) - x)f(x)dx + u'(w - P(D) - D)[1 - F(D)]} - 1 \right] \\ &= \frac{u''(y_1)(-P' - 1)Eu'(\tilde{y}) - u'(y_1) \left\{ \int_0^D u''(y_0)(-P')dF(x) + u''(y_1)(-P' - 1)[1 - F(D)] \right\}}{[Eu'(\tilde{y})]^2} \\ &= \frac{u'(y_1) \int_0^D u''(y_0)P'dF(x) + u''(y_1)(-P' - 1) \{Eu'(\tilde{y}) - u'(y_1)[1 - F(D)]\}}{[Eu'(\tilde{y})]^2} \\ &= \frac{u'(y_1) \int_0^D u''(y_0)P'dF(x) - u''(y_1)(P' + 1) \int_0^D u'(y_0)dF(x)}{[Eu'(\tilde{y})]^2} \\ &> 0 \end{aligned}$$

위의 식에서 부등호가 성립되는 이유는 $P' < 0$ 그리고 내부해가 존재하는 경우 1차조건에 의해 $P' + 1 > 0$ 이 되기 때문이다.¹⁴⁾

한편, 자기부담금액 D 가 0^+ (즉 전부보험)에 아주 접근하면 위험이 소멸되면서 한계비용 Φ 도 '0'에 수렴하게 된다. 반대로, 자기부담금액 D 가 L^- 에 가까울 만큼 충분히 커지면 보험계약자는 무보험상태가 되면서 한계비용 Φ 는 앞에서 정의된 최대 부가보험료 요인 $\bar{\lambda}$ 에 수렴한다. 우리는 이 내용을 다음과 같이 보다 엄격하게 확인할 수 있겠다.

14) 1차조건 $H'(D) = 0$ 는 다음 식으로 나타낼 수 있다.

$$-P'(D) \int_0^D u'(y_0)f(x)dx = [P'(D) + 1]u'(y_1)[1 - F(D)]$$

그런데 $-P' > 0$ 이므로 위의 등식이 성립되려면 반드시 $P' + 1 > 0$ 이어야 한다.

$$\begin{aligned}
 \lim_{D \rightarrow 0^+} \Phi(D) &= \lim_{D \rightarrow 0^+} \left[\frac{u'(y_1)}{Eu'(\tilde{y})} - 1 \right] \\
 &= \lim_{D \rightarrow 0^+} \left[\frac{u'(y_1)}{\int_0^D u'(y_0)f(x)dx + u'(y_1)[1 - F(D)]} - 1 \right] \\
 &= 0
 \end{aligned}$$

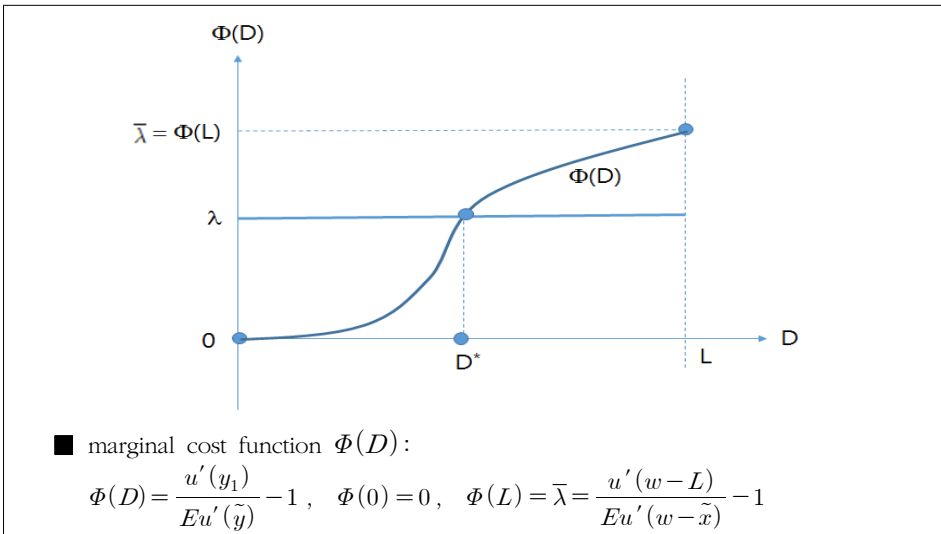
또한

$$\begin{aligned}
 \lim_{D \rightarrow L^-} \Phi(D) &= \lim_{D \rightarrow L^-} \left[\frac{u'(y_1)}{Eu'(\tilde{y})} - 1 \right] \\
 &= \lim_{D \rightarrow L^-} \left[\frac{u'(w - P(D) - D)}{\int_0^L u'(w - P(D) - \min(x, D))f(x)dx} - 1 \right] \\
 &= \frac{u'(w - L)}{Eu'(w - \tilde{x})} - 1 \\
 &= \bar{\lambda}
 \end{aligned}$$

QED

〈정리 3〉의 결과는 아래의 〈Figure 4〉로 요약될 수 있겠다.

〈Figure 4〉 Determination of optimal level of deductible D^*



3. 최적보험 보험료조건에 관한 재무경제학적 해석

이제 <Figure 4>를 이용하면 <정리 3>을 보다 가시적으로 수월하게 해석할 수 있겠다. 요컨대, D 증가의 한계혜택 λ 는 수평축에 평행인 직선으로 그려지지만, D 의 증가에 의한 한계비용 $\Phi(D)$ 는, $[0, L]$ 의 구간에서, $\Phi(0) = 0$ 으로부터 시작해 모든 $D \in (0, L)$ 에서 양(+)의 값을 가지는 증가함수가 되면서 $D = L$ 에서 최대값 $\Phi(L) = \bar{\lambda}$ 에 이른다. 그리고 균형조건 (5.3)에 의해, 내부해인 최적 자기부담금 D^* 는, λ 에서부터 수평축에 평행으로 그려지는 직선과 '0'에서부터 우상향하며 양(+)의 값을 가지는 $\Phi(D)$ 가 교차하는 점에서 결정된다.

첫째로 $\lambda = 0$ 인 경우, 부가보험료가 없으므로 D 증가에 따른 순한계혜택 즉 부가보험료 절감이라는 혜택이 '0'이 된다. 그런데 D 의 증가에 수반되는 한계비용 $\Phi(D)$ 은 모든 $D \in (0, L]$ 에서 양(+)의 값을 가진다. 즉, $\lambda = 0$ 이면 모든 $D \in (0, L]$ 에서 '한계혜택 < 한계비용'이 되므로, 보험계약자는 가능한 한 모든 $D \in (0, L]$ 에서 D 를 더 낮추어야만 하고, 결국은 한계비용 $\Phi(D)$ 이 '0'이 되는 $D^* = 0$ 의 경계해(boundary solution 또는 corner solution)가 선택된다. 요컨대 전부보험에서만 '한계혜택 = 한계비용(즉, $\lambda = \Phi(0)$)'의 균형식이 성립되는 것이다.

두 번째로 D 증가의 한계혜택 λ 가 $(0, \bar{\lambda})$ 의 범위에 있는 경우를 고려하면, 또한 이 때 D 증가의 한계비용 Φ 도 모든 $D \in (0, L)$ 에서 엄격하게 증가하면서 양(+)의 값 $\Phi(D) \in (0, \bar{\lambda})$ 을 갖게 된다. 그렇다면 '한계혜택 = 한계비용(즉, $\lambda = \Phi(D^*)$)'이 충족되는 유일무이한 균형점 $D^* \in (0, L)$ 가 존재하게 되고, 따라서 이 경우 '엄격한 일부보험($0 < D^* < L$)'만이 최적이 된다.

끝으로, 부가보험료 요인 λ 가 $[\bar{\lambda}, \infty)$ 의 범위에서 책정되면, 이런 경우 D 의 증가에 한계혜택은 $\bar{\lambda}$ 이상이 되는데, D 증가에 한계비용은 보험담보(coverage)가 있는 모든 $D \in [0, L)$ 에서 $\bar{\lambda}$ 미만이 된다. 즉 모든 $D \in [0, L)$ 에서 '한계혜택 > 한계비용'이므로, 보험계약자는 보다 큰 한계혜택을 더 향유하기 위해 최대한 D 의 수준을 높이려고 할 것이다. 따라서 보험계약자는 경계선상의 해 $D^* = L$ 을 최적으로 선택할 수밖에 없을 것이다.

4. 최대 부가보험료요인과 위험회피도

끝으로 최대 부가보험료한도 $\bar{\lambda}$ 에 관해 한 가지 흥미로운 사실을 하나만 더 언급하고 이 절을 마무리 짓기로 한다. 아래의 정리에서 확인할 수 있는 것처럼, 위험회피성향(ARA)이 큰 보험계약자일수록 그 계약자가 용인하는 최대 부가보험료 한도 $\bar{\lambda}$ 는 더욱 커지게 된다는 내용이다.

먼저 애로우-프라트(Arrow-Pratt)의 위험회피도는 다음과 같이 요약된다: 두 von Neumann-Morgenstern 효용함수 u_A 와 u_B 에서, $-u_A''(y)/u_A'(y) > -u_B''(y)/u_B'(y)$ 의 관계가 성립하면 u_A 는 u_B 보다 '더 위험회피적(more risk averse)'이라고 정의하고, 또 이 경우에 한해 $ARA_A(y) \geq ARA_B(y)$ 로 표기한다. 즉,

$$ARA_A(y) \geq ARA_B(y) \leftrightarrow -\frac{u_A''(y)}{u_A'(y)} > -\frac{u_B''(y)}{u_B'(y)}$$

또한 효용함수 u_i ($i = A, B$)에 적용되는 $\bar{\lambda}_i$ 를 다음과 같이 정의하기로 한다.

$$\bar{\lambda}_i \equiv \frac{u_i'(w-L)}{Eu_i'(w-\tilde{x})} - 1 \quad (i = A, B)$$

즉 효용함수 u_A 에서의 부가보험료 한도는 $\bar{\lambda}_A$, 그리고 효용함수 u_B 에서의 부가보험료 한도는 $\bar{\lambda}_B$ 로 표기한다. 그러면 부가보험료의 한도 $\bar{\lambda}$ 와 위험회피도 $ARA(y)$ 간에 성립되는 비교정태분석의 결과는 다음과 같이 요약될 수 있겠다.

〈정리 4〉

위험회피성향이 높은 보험계약자일수록 자기부담금 보험계약이 가능한 부가보험료의 한도 $\bar{\lambda}$ 는 더 커진다. 즉,

$$ARA_A(y) > ARA_B(y) \rightarrow \bar{\lambda}_A > \bar{\lambda}_B$$

(증명) Pratt(1964)를 참조하면 본 분석모형에서 다음과 같은 일련의 상등한 식들을 확인할 수 있다.

$$\begin{aligned}
ARA_A(y) \geq ARA_B(y) &\leftrightarrow -\frac{u_A''(y)}{u_A'(y)} > -\frac{u_B''(y)}{u_B'(y)} \\
&\leftrightarrow -\frac{d}{dy} \ln u_A'(y) > -\frac{d}{dy} \ln u_B'(y) \\
&\rightarrow -\int_{w-L}^{w-x} \frac{d}{dy} \ln u_A'(y) dy > -\int_{w-L}^{w-x} \frac{d}{dy} \ln u_B'(y) dy \\
&\leftrightarrow \ln u_A'(w-L) - \ln u_A'(w-x) > \ln u_B'(w-L) - \ln u_B'(w-x) \\
&\leftrightarrow \ln \frac{u_A'(w-L)}{u_A'(w-x)} > \ln \frac{u_B'(w-L)}{u_B'(w-x)} \\
&\leftrightarrow \frac{u_A'(w-L)}{u_A'(w-x)} > \frac{u_B'(w-L)}{u_B'(w-x)} \\
&\leftrightarrow u_A'(w-L)u_B'(w-x) > u_B'(w-L)u_A'(w-x) \quad (\because u_i > 0)
\end{aligned}$$

위의 부등식은 모든 $x \in (0, L)$ 에 대해 적용되므로 위의 식 양변에 $x \in (0, L)$ 에 관한 적분을 취해도 부등호의 방향은 변하지 않는다. 즉,

$$\begin{aligned}
ARA_A(y) \geq ARA_B(y) \\
&\rightarrow u_A'(w-L) \int_0^L u_B'(w-x) dF(x) > u_B'(w-L) \int_0^L u_A'(w-x) dF(x) \\
&\leftrightarrow \frac{u_A'(w-L)}{\int_0^L u_A'(w-x) dF(x)} > \frac{u_B'(w-L)}{\int_0^L u_B'(w-x) dF(x)} \\
&\leftrightarrow \overline{\lambda_A} > \overline{\lambda_B} \quad \text{QED}
\end{aligned}$$

위의 정리는, 위험회피성향이 강한 잠재적 보험계약자일수록 보험가입을 위해 보다 많은 (부가)보험료를 지불할 의사(willingness-to-pay)가 있음을 잘 알려준다¹⁵⁾. 그리고 동일한 의미지만, 최대 부가보험료요인 $\bar{\lambda}$ 는, 보험가입에 있어 잠재적 보험계약자가 수용할 수 있는 최대 부가보험료 요인을 뜻하므로, 잠재적 보험계약자의 보험가입욕구 또는 보험가입의지(willingness-to-insure)를 반영하는 지표

15) 이 내용과 이어지는 부의 효과에 관한 비교정태분석은 논문심사자의 제언에 의해 추가되었다. 저자는 논문의 완성도를 높여 준 심사자에게 감사의 마음을 전한다.

로도 사용될 수 있겠다. 이런 관점에서 보면 <정리 4>의 결과는 보다 쉽게, ‘위험 회피도가 높을수록 보험가입에의 욕구는 더욱 커지게 된다’라고 이해될 수 있겠다. 익히 독자들이 숙지하고 있는 것처럼, 위험회피도가 높을수록 보험수요가 증가한다(Schlesinger 2013)는 보험경제학의 일반 상식과도 일치하는 내용이다. 종합하면, 잠재적 보험계약자의 위험회피성향이 높아지면, 계약자는 보험가입에의 의욕이 커짐과 동시에 그에 따라 최적보험수요도 증가하게 된다.

한편, 부의 효과(wealth effect)의 관점에서 이 결과를 다시 조명해 보면 Mossin(1968)의 정리와 잘 조화되는 직관적 내용이 유도된다. 즉 잠재적 보험계약자의 부가 증가하는 경우, *DARA*의¹⁶⁾ 계약자는 그만큼 보험구매욕구가 약해지고, 그에 따라 최적보험수요도 감소한다는, 즉 보험은 열등재(inferior goods)라는, 유명한 결과가 유도된다. 이 내용은 장을 바꿔 정리하기로 한다.

VI. 비교정태분석: 부의 효과

이번 VI장에선 두 가지 부의 효과를 규명해 본다. 즉 부의 증감이 최대 부가보험료 요인 $\bar{\lambda}$ 및 최적보험수요 D^* 에 미치는 영향을 확인하는 것이다. 이를 위해, 먼저 Arrow-Pratt를 따라, 효용함수 $u(w)$ 에서 위험회피도 $ARA(w) = -u'(w)/u''(w)$ 가 w 에 관해 증가하는 경우, u 를 *IARA*(increasing absolute risk aversion)의 효용함수라고 정의한다. 같은 방법으로, ARA 가 w 에 관계없이 항상 일정하면 u 를 *CARA*(constant absolute risk aversion)의 효용함수, 그리고 ARA 가 w 에 관해 감소함수이면 u 를 *DARA*(decreasing absolute risk aversion)의 효용함수로 정의한다.

1. 최대 부가보험료요인에 미치는 부의 효과

위의 정의를 적용하면, 예를 들어 *DARA*의 경우, 보험계약자의 부가 증가하면

16) *DARA*의 정의는 다음 장에서 확인할 수 있다.

위험회피도는 감소하게 되므로, <정리 4>에 의해 최대 부가보험료요인 $\bar{\lambda}$ 도 작아지게 된다. 이 내용은 다음 <정리 5>로 요약될 수 있겠다.¹⁷⁾

<정리 5>

(1) <i>DARA</i>	→	$\frac{d\bar{\lambda}}{dw} < 0$
(2) <i>CARA</i>	→	$\frac{d\bar{\lambda}}{dw} = 0$
(3) <i>IARA</i>	→	$\frac{d\bar{\lambda}}{dw} > 0$

즉, *DARA*의 보험계약자는 부가 증가하면 보험가입에의 욕구가 약해진다. 그리고 이 내용은 *DARA*의 경우 최적보험수요도 감소한다는 내용과 그대로 연계된다.

2. 최적 자기부담금에 미치는 부의 효과

지금부터 보험계약자가 보유하고 있는 부의 증감이 최적 자기부담금액에 미치는 효과를 조사해 본다. 특히 *DARA*의 경우 자기부담금계약의 보험수요가 열등재(inferior goods)가 된다는 것은, Mossin(1968), Schlesinger (1981) 그리고 Turnbull (1983) 등에 의해, 이미 여러 차례 증명된 바 있다. 그런데 이들 연구들은 모두 사전에 내부해의 존재를 미리 가정하거나(Mossin 1968) 또는 2차조건이 충족되는 경우를 가정하고(Schlesinger 1981, Turnbull 1983) 분석을 수행했었다. 하지만, 앞서 언급된 바와 같이, 자기부담금 분석모형에서의 기대효용함수는 일반적으로 전역적인 오목함수가 되지 못한다. 이런 맥락에서, <정리 1>과 <정리 2>의 결과는 최적 자기부담금에 관한 비교정태분석에서도 유용하게 활용될 수 있다. 요약하면, <정리 1>은 1차조건이 충족되는 경우 반드시 2차조건은 자동적으로 충족되며, 또한 <정리 2>는 우리로 하여금, 보험료가 과도한 경우만 아니라면(즉 $0 < \lambda < \bar{\lambda}$),

17) 아래 <정리 5>는 <정리 4>에 의해 자명한 내용이 되므로 수리적 증명과정은 생략하기로 한다.

기대효용함수에 관해 오목성 등의 추가적인 제약조건 없이 비교정태분석을 수행할 수 있게 해 준다. 이런 내용은 기존연구와 분명한 차별성을 보인다고 하겠다. 이와 더불어, <정리 2>에서 제시되는 보험료조건 $0 < \lambda < \bar{\lambda}$ 은, 무보험과 전부보험의 선택을 사전에 배제시킴으로써, 비교정태분석의 결과를 엄격한 부등호(> 또는 <) 만으로 보다 명확하게 표현할 수 있게 하는 장점도 제공한다. 요컨대, 본 분석모형에서 부의 효과는 다음과 같이 정리된다.

<정리 6>

$0 < \lambda < \bar{\lambda}$ 인 경우,

$$(1) \quad DARA \quad \rightarrow \quad \frac{dD^*}{dw} > 0$$

$$(2) \quad CARA \quad \rightarrow \quad \frac{dD^*}{dw} = 0$$

$$(3) \quad IARA \quad \rightarrow \quad \frac{dD^*}{dw} < 0$$

(증명) 먼저 1차조건 $H'(D) = 0$ 으로부터 다음과 같은 함수 K 및 그 부분미분 함수 K_1 및 K_2 를 정의한다.

$$K(D, w) \equiv -P'(D) \left\{ \int_0^D u'(y_0) f(x) dx + u'(y_1) [1 - F(D)] \right\} - u'(y_1) [1 - F(D)]$$

$$K_1(D, w) \equiv \partial K / \partial D$$

$$K_2(D, w) \equiv \partial K / \partial w$$

그러면 <정리 1>에 의해 H 는 엄격한 준오목함수가 되므로 $H'(D^*) = 0$ 이 되는 최적 자기부담금 D^* 가 존재하면 반드시 2차조건 $H''(D^*) < 0$ 이 충족된다. 따라서, $K_1 = H''(D^*) < 0$ 이므로 음함수정리(implicit function theorem)에 의해 다음과 같이 정의되는 함수 k 가 존재한다.

$$D^* = k(w), \quad \text{그리고} \quad k'(w) = -\frac{K_2}{K_1}$$

한편 k' 의 부호는 다음과 같이 유도되는 K_2 의 부호와 일치한다.

$$K_2 = -P'(D) \left\{ \int_0^D u''(y_0) f(x) dx + u''(y_1) [1 - F(D)] \right\} - u''(y_1) [1 - F(D)]$$

위의 식 우변의 부호를 결정짓는 데는, 위험회피성향 이외에, 효용함수에 관한 추가적인 가정이 필요하다. 먼저, $DARA$ 인 경우를 고려하면, 본 분석모형에서 $y_1 < y_0$ 이므로 다음 부등호가 성립된다.

$$ARA(y_0) = -\frac{u''(y_0)}{u'(y_0)} < -\frac{u''(y_1)}{u'(y_1)} = ARA(y_1)$$

따라서 다음 관련식들이 쉽게 확인될 수 있다.

$$\begin{aligned} u''(y_0) &= -ARA(y_0) u'(y_0) > -ARA(y_1) u'(y_0) \\ u''(y_1) &= -ARA(y_1) u'(y_1) \end{aligned}$$

위의 식에서, 특히 $ARA(y_1)$ 은 x 를 포함하지 않은 상수이므로 다음 부등식이 유도된다.

$$\begin{aligned} K_2 &= -P'(D) \left\{ \int_0^D u''(y_0) f(x) dx + u''(y_1) [1 - F(D)] \right\} - u''(y_1) [1 - F(D)] \\ &> -P'(D) \left\{ \int_0^D -ARA(y_1) u'(y_0) f(x) dx - ARA(y_1) u'(y_1) [1 - F(D)] \right\} \\ &\quad + ARA(y_1) u'(y_1) [1 - F(D)] \\ &= -ARA(y_1) \times \\ &\quad \left[-P'(D) \left\{ \int_0^D u''(y_0) f(x) dx + u''(y_1) [1 - F(D)] \right\} - u''(y_1) [1 - F(D)] \right] \\ &= -ARA(y_1) H'(D) \\ &= 0 \end{aligned} \quad (\because 1차조건에 의해 H'(D) = 0)$$

$CARA$ 와 $IARA$ 의 경우도 위와 유사한 과정을 거쳐 증명된다.

QED

종합하면, *DARA*의 경우, 보험계약자 부의 증가는 보험가입에의 의지(willingness-to-pay 또는 willingness-to-insure)를 약화시키면서 동시에 최적보험수요도 감소시킨다. 다시 한 번 강조하면, <정리 6>은 기존연구와는 달리 2차조건에 의 어떤 가정도 부가되지 않고 유도된 결과물이다.

VII. 요약 및 맺음말

본 연구에서 무엇보다 중요한 내용은, 모든 연구결과들이, 비례적 부가보험료와 보험계약자의 위험회피성향($u'' < 0$) 이외에는, 다른 어떤 추가적인 가정없이 도출되었다는 사실이다. 이 점이 기존의 자기부담금 연구와의 가장 큰 차이점으로 간주될 수 있겠다. 요컨대, 본 논문의 주된 연구결과는 다음과 같이 정리된다.

1. 본 연구는 먼저 최적 자기부담금을 선택하는 보험계약자의 기대효용함수가 ‘엄격한 준오목함수’임을 확인했다. 따라서 자기부담금 보험계약의 경우, 만약 1차조건을 충족하는 최적 자기부담금이 존재한다면 그 자기부담금은 2차조건을 자동적으로 충족시키며 목적함수를 전역적으로 극대화시키는 유일한 내부해가 된다. 만약 내부해가 존재하지 않는 경우라면, 보험계약자의 기대효용함수는 단조증가 내지는 단조감소한다.
2. 또한 기대효용함수의 준오목성에 기초해, 전부보험, 일부보험 또는 무보험이 되는 보험료조건이 명시적 형태로 제시됐다. 아울러 자기부담금 증가에 수반되는 한계비용함수 $\Phi(D)$ 가 자기부담금 수준의 엄격한 증가함수가 됨을 규명했고, 또 그 결과를 이용해 각 균형조건들에 대해 다음과 같은 경제학적인 해석을 시도했다
 - (1) 부가보험료 요인이 $\lambda = 0$, 즉 자기부담금 증가의 한계혜택이 ‘0’인 경우, 모든 $D \in (0, L]$ 에서 한계비용은 $\Phi(D) > 0$ 이므로 보험계약자는 한계비용 $\Phi(D)$ 가 ‘0’이 되는 전부보험($D^* = 0$)을 구입한다.

- (2) $\bar{\lambda} \equiv [u'(w-L)/Eu'(w-\tilde{x})] - 1$ 를 정의하면, 자기부담금 증가의 한계혜택인 부가보험료 요인 λ 가 ' $0 < \lambda < \bar{\lambda}$ '의 범위에서 책정되는 경우, 한계비용함수 $\Phi(D)$ 는 모든 $D \in (0, L)$ 에서 단조증가하고 따라서 $\lambda = \Phi(D^*)$ 즉 자기부담금 증가의 '한계혜택=한계비용'이 충족되는 유일한 해 D^* 가 존재한다. 즉, 보험계약자는 엄격한 일부보험 ($0 < D^* < L$)을 구입하는 것이다.
- (3) 부가보험료 요인이 과도하게 높은 $\bar{\lambda} \leq \lambda$ 의 경우, 모든 $D \in [0, L)$ 에서 '한계혜택<한계비용'이 되기 때문에 보험계약자는 자기부담금 상승에 따른 보험료절감의 한계혜택을 극대화할 수 있는 무보험($D^* = L$)을 최적으로 선택한다.
3. 위험회피성향(ARA)이 강한 보험계약자일수록, 자기부담금 보험계약이 가능한 부가보험료의 한도 $\bar{\lambda}$ 는 더 커지고, 따라서 자기부담금 보험계약의 구입가능성은 그만큼 더 높아진다.
4. $DARA$ 의 보험계약자인 경우, 부의 증가는 최대 부가보험료요인을 낮춤과 동시에 최적 자기부담금 보험수요도 감소시킨다.

부록: 자기부담금 보험계약이 보험계약자 부의 분포에 미치는 영향

잠재적 보험계약자가 보험을 구입하는 근본 이유 중의 하나는 아마도 자산의 변동위험성을 감소시키려는 것일 것이다. 그리고 계약자는 그 대가로 순비용을 지불해야만 한다. 보험료에는 일반적으로 부가보험료가 포함되기 때문이다. 이번 부록에서는 다음 〈보조정리〉를 통해, 부의 변동가능성을 간단히 분산(variance)으로 측정할 때, 자기부담금 보험계약이 부의 기댓값을 희생하는 대가로 부의 안정성을 도모하는 계약임을 확인한다. 그런데 아마도 여기서의 문제점은 비례보험계약에서처럼 그 분석이 간단치 않다는데 있을 것이다. 그 이유는 보상함수 $I_D(x)$ 및 보험계약자의 부 y 가 손실액 x 그리고 결정변수인 자기부담금 수준 D 에 관해 모두 1차함수가 아닌 비선형함수(non-linear function)가 되기 때문이다.

〈보조정리〉

부가보험료가 있는 경우, 자기부담금 수준이 높아지면 부의 기댓값과 분산은 모두 증가한다. 즉, $\lambda > 0$ 이면, 모든 $D \in (0, L)$ 에 대해,

$$\frac{dE\tilde{y}}{dD} > 0, \quad \frac{dVAR(\tilde{y})}{dD} > 0$$

(증명) (1) 먼저 $dE\tilde{y}/dD > 0$ 을 확인하기로 한다. 보험계약 후 계약자가 갖게 되는 부의 기댓값은 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$E\tilde{y} = w - P(D) - E\min(\tilde{x}, D) = w - P(D) - \int_0^D [1 - F(x)]dx \quad (A1)$$

위의 식 우변은 라이프니츠공식으로 다음과 같이 간단히 D 에 관해 미분된다. 즉 $\lambda > 0$ 이면, 모든 $D \in [0, L)$ 에 대해

$$\frac{dE\tilde{y}}{dD} = \lambda \cdot [1 - F(D)] > 0 \quad (A2)$$

참고로 말하면, 식 (A2)에서 자기부담금이 자산의 기댓값에 미치는 영향을 다음과 같이 두 단계로 구분하여 생각할 수 있겠다. 본문에서 정의된 $I \equiv EI_D(\tilde{x})$ 를 기억하면

$$\frac{dE\tilde{y}}{dD} = \frac{dI}{dD} \cdot \frac{dE\tilde{y}}{dI} = -[1 - F(D)] \cdot (-\lambda) > 0 \quad (A3)$$

요컨대, 자기부담금이 1단위 증가하면 보험담보가 감소되면서 기대보상금액 $EI_D(\tilde{x})$ 는 $1 - F(D)$ 만큼 감소하고,¹⁸⁾ 또한 기대보상금액 $EI_D(\tilde{x})$ 1단위의 증가는 부가보험료 요인으로 인해 부의 기댓값을 λ 만큼 순감소시키기 때문에, 결과적

18) 본문 2장의 보험료에서 이미 언급된 것처럼, $1 - F(D)$ 는 자기부담금 보험계약에서 보험계약자가 손실을 보상받는 확률을 의미한다. 즉, $-[1 - F(D)]$ 는 자기부담금 1단위의 상승으로 인해 감소되는 기대보상금액이라고 할 수 있겠다.

으로 자기부담금의 1단위 증가는 부의 기댓값을 $\lambda \cdot [1 - F(D)]$ 만큼 높이게 된다.

만약 보험료가 부가보험료가 없이 순보험료로만 책정되면, 보험계약자의 기말 자산 기댓값은 자기부담금 수준 D 와는 관계없이 항상 일정한 값을 가진다. 즉 $\lambda = 0$ 이면 모든 $D \in [0, L]$ 에 대해

$$\frac{dE\tilde{y}}{dD} = \lambda \cdot [1 - F(D)] = 0 \quad (\text{A4})$$

(2) 자기부담금 보험계약 후에 보험계약자가 보유하게 되는 분산위험을 다음과 같이 표현된다.

$$\begin{aligned} \text{VAR}(\tilde{y}) &= \text{VAR}[w - \tilde{x} - P(D) + I_D(\tilde{x})] \\ &= \text{VAR}[\tilde{x} - I_D(\tilde{x})] \\ &= E[\tilde{x} - I_D(\tilde{x})]^2 - \{E[\tilde{x} - I_D(\tilde{x})]\}^2 \end{aligned} \quad (\text{A5})$$

여기서 $\bar{F}(x) \equiv 1 - F(x)$ 를 정의하면¹⁹⁾, 위의 식 우변 첫째항은 다음과 같이 변형될 수 있다.

$$\begin{aligned} E[\tilde{x} - I_D(\tilde{x})]^2 &= E[\min(\tilde{x}, D)]^2 \\ &= \int_0^D x^2 f(x) dx + \int_D^L D^2 f(x) dx \\ &= - \int_0^D x^2 d\bar{F}(x) + D^2 [1 - F(D)] \\ &= - [x^2 \cdot \bar{F}(x)]_{x=0}^D + 2 \int_0^D x \bar{F}(x) dx + D^2 [1 - F(D)] \\ &= 2 \int_0^D x \bar{F}(x) dx \end{aligned} \quad (\text{A6})$$

유사한 방법으로 식 (A5)의 우변 두 번째 항 $E[\tilde{x} - I_D(\tilde{x})]$ 도 다음과 같이 나타난다.

19) 보험계리학(actuarial science)에서 자주 사용되는 $\bar{F}(x) \equiv 1 - F(x)$ 는 보통 생존함수(survival function) 라고 부른다. Kaas et al.(2008, p. 62) 또는 이재원(2005, p. 49) 참조 바람.

$$E[\tilde{x} - I_D(\tilde{x})] = E \min(\tilde{x}, D) = \int_0^D [1 - F(x)] dx \quad (A7)$$

이제 위의 식 (A6)과 (A7)를 (A5)에 대입하면 $VAR(\tilde{y})$ 는 다음과 같이 표현된다.

$$VAR(\tilde{y}) = 2 \int_0^D x [1 - F(x)] dx - \left\{ \int_0^D [1 - F(x)] dx \right\}^2 \quad (A8)$$

끝으로 라이프니츠공식을 적용해 위의 식 (A8)을 미분하면 다음 결과를 얻는다.
즉 모든 $D \in (0, L)$ 에 대해

$$\begin{aligned} \frac{d}{dD} VAR(\tilde{y}) &= \frac{d}{dD} \left[2 \int_0^D x [1 - F(x)] dx - \left\{ \int_0^D [1 - F(x)] dx \right\}^2 \right] \\ &= 2D[1 - F(D)] - 2 \int_0^D [1 - F(x)] dx \cdot [1 - F(D)] \\ &= 2[1 - F(D)] \left\{ D - \int_0^D [1 - F(x)] dx \right\} \\ &= 2[1 - F(D)] [D - E \min(\tilde{x}, D)] \quad (A9) \\ &> 0 \end{aligned}$$

네 번째 등호는 $E \min(\tilde{x}, D) = E[\tilde{x} - I_D(\tilde{x})] = \int_0^D [1 - F(x)] dx$ 에 의해 성립된다. QED

물론 〈보조정리〉에서 사용한 분산이 적절한 위험측정수단이 되는가에는 의문의 여지가 있다. 하지만 위험성을 평가할 때 직관적으로 간편하게 적용할 수 있는 수단은 역시 분산이 된다. 〈보조정리〉의 경우처럼, 분산을 이용하는 경우, 우리는 부의 변동위험성을 감소시켜 주는 자기부담금 보험계약의 역할을 충분히 짐작할 수 있다.

참고문헌

이재원, **확률과 보험통계**, 경문사, 2005.

(Translated in English) JaeWon Lee, *Probability and Insurance Statistics*, KyoungMun-Sa, 2005.

Arrow, K. J., "Uncertainty and the Welfare Economics of Medical Care," in *Aspects of the Theory of Risk Bearing*, Helsinki: Johnsonin Saatie, 1965.

Boyd, S. and L. Vandenberghe, *Convex Optimization*, Cambridge University Press, 2004.

Cummins, J. D., and O. Mahul, "The Demand for Insurance with an Upper Limit on Coverage", *Journal of Risk and Insurance*, 2004, pp. 253-264.

Demers, Fanny and Michel Demers, "Increases in Risk and the Optimal Deductible", *Journal of Risk and Insurance*, 1991, pp. 670-699.

Eeckhoudt, L. and C. Gollier, *Risk: Evaluation, Management and Sharing*, New York: Harvester Wheatsheaf, 1995.

Eeckhoudt, L., C. Gollier, and H. Schlesinger, *Economic and Financial Decisions under Risk*, Princeton University Press, 2005.

Gaffney, C. and Adi Ben-Israel, "A Simple Insurance Model: Optimal Coverage and Deductible", *Annals of Operational Research* 237, 2016, pp. 263-279.

Gollier, C., and H. Schlesinger, "Arrow's Theorem on the Optimality of Deductibles: A Stochastic Dominance Approach," *Economic Theory*, 1996, pp. 359-363.

Kaas, R., M. Goovaerts, J. Dhaene, and M. Denuit, *Modern Actuarial Risk Theory*, 2nd ed., Springer, 2008.

Meyer, Jack and Michael B. Ormiston, "Analysing for Demand for Deductible Insurance", *Journal of Risk and Uncertainty*, Vol. 18, 1999, pp. 223-230.

- Mossin, J., "Aspects of Rational Insurance Purchasing," *Journal of Political Economy*, 1968, pp. 553-568.
- Pratt, John W., "Risk Aversion in the Small and in the Large," *Econometrica*, January-April 1964, pp. 122-136.
- Raviv, A., "The Design of an Optimal Insurance Policy", *American Economic Review* 69, 1979, pp. 84-96.
- Schlesinger, H., "The Optimal Level of Deductibility in Insurance Contracts," *Journal of Risk and Insurance*, 1981, pp. 465-481.
- _____, "The Theory of Insurance Demand", *The Handbook of Insurance*, 2nd edition, G. Dionne (ed), Springer Science+Business Media, 2013, pp. 167-184.
- Sydsaester, K., P. Hammond, A. Seierstad, and A. Strøm, *Further Mathematics for Economic Analysis*, 2nd ed., Prentice Hall, 2008.
- Turnbull, S., "Additional Aspects of Rational Insurance Purchasing", *Journal of Business*, 1983, pp. 217-229.
- Zhou, C., W. Wu, and C. Wu, "Optimal Insurance in the Presence of Insurer's Loss Limit", *Insurance: Mathematics and Economics* 46, 2010, pp. 300-307.

Abstract

It is well-known in the insurance economics that the objective function with expected utility may not be concave in the deductible level purchased by the insured, unlike coinsurance case. First, we show that given the proportional loading, expected utility function with respect to deductible level is strictly quasi-concave. In addition, as our main contribution, we establish a set of premium conditions under which a risk-averse individual selects full, partial or no coverage level, and gives an intuitive economic interpretation. Moreover, we also consider the comparative statics effects of changes in risk aversion and in wealth. In comparison with the existing literature; for example, Schlesinger (1981), all the findings of this article are obtained only by proportional loading assumption without further restriction on the expected utility function.

※ **Key words:** deductible, demand for insurance, no coverage, partial insurance, full insurance

CDS에 내재된 Q-P 비율에 관한 연구

A Study on the CDS Implied Q-P ratio

김 정 무* · 박 윤 정**

Jungmu Kim · Yuen Jung Park

본 연구는 국내 개별기업 신용부도스왑(CDS)에 내재된 Q-P 비율의 횡단면적 차이 및 시계열적 결정요인에 대해 분석하였다. 이를 위해 장기평균으로 회귀하는 로그정규분포 위험중립 부도강도 모형의 모수를 최우추정하였다. 그 결과, Q-측도 부도확률을 P-측도 부도확률로 나눈 Q-P 비율은 신용등급이 높은 기업일수록 낮아, 미국 개별기업 CDS에 대한 기존문헌 결과와 일관성을 보였다. 이는 신용등급이 높은 기업일수록 기대하지 못한 신용상태 변화와 관련한 추가 프리미엄이 낮음을 의미한다. 또한, Q-P 비율의 시계열적 변동은 한국 외평채 CDS 스프레드와 양(+)의 관계를 미국 변동성 지수와 음(-)의 관계를 가짐을 발견했으며, 특히 Q-P 비율의 첫 번째 주성분 변화에 대해 외평채 CDS 스프레드 변화가 약 95%를 설명함을 확인하였다. 이러한 결과는 국내 기업에 대한 부도위험과 프리미엄 평가는 대한민국 정부 부도위험과 프리미엄의 평가에 크게 의존한다는 의미이며, 국내 개별기업 CDS 거래자들은 국가 신용위험 변화를 체계적 위험 요인으로 주시할 필요가 있음을 시사한다.

국문 색인어: 신용부도스왑, 위험중립 부도강도, 부도확률, Q-P 비율, 위험 프리미엄

한국연구재단 분류 연구분야 코드: B050700, B050701, B050704

* 영남대학교 경영대학 경영학과 조교수(jungmu@yu.ac.kr), 주저자

** 한림대학교 경영대학 재무금융학과 조교수(yjpark@hallym.ac.kr), 교신저자

논문 투고일: 2017. 03. 29, 논문 최종 수정일: 2017. 05. 22, 논문 게재 확정일: 2017. 05. 18

I. 서론

한 기업의 도산은 그 기업 관련 증권 투자자들의 경제적 손실을 야기하고, 그 기업에 막대한 자금을 빌려 준 금융기관의 재무 건전성을 악화시킬 뿐 아니라, 파산 기업의 구조조정 등과 관련한 비용 발생과 구직 인력의 증가 등으로 이어질 수 있다. 따라서 기업부도는 국가 경제를 불안정하게 하며 대외 경쟁력 약화로 이어질 수 있는 중요한 사건이기 때문에, 기업도산이 증가했던 1997년 외환 위기 및 2008년 글로벌 금융위기 시기를 지나면서 국내 기업의 부도를 예측하거나 부도확률을 산출하는 모형에 대한 관심은 꾸준히 지속되어 왔다.

국내 개별기업에 대해 부도예측모형을 실증 적용한 주요 논문들은 다음과 같다. 재무정보를 활용한 부도예측모형을 적용한 논문으로는 판별분석을 수행한 정완호 외 2인(2006)과 로짓분석을 수행한 신동령(2005) 등이 있다. 옵션가치 평가모형에서 기초자산을 기업가치로 행사가격을 부채수준으로 설정하여 부도거리를 측정하는 시장모형으로는 국찬표와 정완호(2002)와 원재환과 최재곤(2006)의 예상도산확률모형이 있는데, 저자들은 시장모형이 재무정보에 근거한 모형보다 우월함을 발견하였다. 최근에는 회계정보와 시장정보를 혼합한 부도예측모형으로 헤저드 모형이 소개되었고, 이인로와 김동철(2015)은 국내 기업에 적합하도록 수정한 헤저드 모형을 제시하여 회계모형 및 시장모형보다 더 우수한 예측력을 증명하기도 하였다.

한편, 2000년대 초반 전후 국내외 시장에서 부도 사건의 발생 시 기초자산 채권의 손실을 보전해 주는 신용파생상품인 CDS(credit default swap, 신용부도스왑)가 등장했고, CDS 시장의 비약적인 발전은 시장에서 관측된 CDS 가격에 내재된 기대 부도확률을 추출하는 방식의 또 다른 부도예측 방법을 제시 가능하게 했다. Doshi et al.(2013)은 미국시장에서 CDS로부터 추정된 실제 측도 가정 하의 부도확률이 신용평가사가 측정한 비조건부 역사적 부도확률보다 더 높은 경향을 확인하였고, 이러한 결과는 최근 신용평가사의 역할에 대한 의심이 커진 상황에서 CDS 자료가 적절한 신용 수준을 측정하는 역할을 대신해 줄 수도 있다고 주장한다. 따라서 부

도에 관한 역사적 자료가 충분히 축적되지 않은 국내시장에서는 국내 개별기업들의 적절한 신용 수준을 파악하기 위해 CDS에 내재된 기대 부도확률을 살펴보는 것이 더 중요할 것이다.

본 연구는 2009년 9월부터 2016년 12월까지의 기간 동안 33개 국내 기업의 CDS 스프레드를 활용하여 기대 부도확률을 추정한다. 이를 위해 Pan and Singleton(2008)의 방법론을 차용하여 위험중립 부도강도(risk neutral default intensity)가 장기평균으로 회귀하는 로그정규분포를 따른다는 모형 가정 하에 모수를 최우추정하였다. 또한 추정된 모수를 활용하여 Q-측도 부도확률, P-측도 부도확률, 그리고 P-측도 부도확률 대비 Q-측도 부도확률로 측정한 Q-P 비율을 산출하여 그 횡단면적 성격을 파악하고자 했으며, Q-P 비율의 시계열적 변화에 대한 결정요인을 분석하고자 하였다.

Q-측도 부도확률은 위험중립 가정 하의 부도확률을 의미하며, P-측도 부도확률은 실제 측도 가정 하의 부도확률을 의미한다. 만약 P-측도 하에서 부도강도가 확률적으로 확산되면, 이러한 기대하지 못한 신용상태 변화에 대한 보상이 Q-측도 부도확률을 높게 된다. 예를 들어, P-측도 하에서 시계열 평균 부도확률이 유사한 두 기업이 존재한다고 했을 때, 두 기업 중 P-측도 부도확률의 변동 폭이 클 것으로 기대되는 기업은 Q-측도 부도확률이 더 높아지게 된다. 그러므로 Q-P 비율의 크기는 예측 불가능한 부도확률 변화에 대한 보상과 관련한 위험 프리미엄에 의해 결정될 것이다. 그 보상이 크면 Q-측도 부도확률을 높게 되어 Q-P 비율의 크기가 커질 것이다.

CDS는 신용 파생상품으로 다른 파생상품과 유사하게 위험중립 가정 하에 결정된 가격으로 거래되므로, CDS 가격 또는 스프레드로부터 직접적으로 도출한 내재 부도확률은 Q-측도 부도확률의 의미를 가진다. 이 Q-측도 부도확률이 P-측도 부도확률보다 크다는 것(즉, Q-P 비율이 1보다 크다는 것)은 미래 부도확률 변동의 불확실성에 대해 추가 프리미엄을 요구하는 것이다. 그런데 일반적으로 CDS 스프레드는 기업의 자본 조달비용에 영향을 주며 Q-P 비율이 높은 기업은 실제 부도확률 대비 높은 프리미엄을 추가 조달비용으로 지불하게 되므로, 국내 개별기업

의 Q-P 비율에 대해 분석하는 것은 기업의 자본 조달비용 관리 관점에서 매우 중요할 것이다.

Q-P 비율에 대한 기존문헌의 연구 결과는 다음과 같다. Berndt et al.(2008)은 개별기업 CDS 자료와 KMV에 의해 제공된 부도 확률을 사용하여 실제 부도강도 대비 위험중립 부도강도 비율의 평균이 2.76이며, 이 비율은 만기가 길어질수록 커진다는 것을 보였다. Driessen(2005)는 개별기업 채권 자료와 평균 역사적 부도 빈도 자료를 활용하여 위험 프리미엄을 추정했으며, 실제 측도 부도강도 대비 위험중립 부도 강도 비율의 평균이 1.89라고 보고하였다. Pan and Singleton(2008)은 3개 국가의 CDS 스프레드 자료를 활용하여 Q-P 비율을 계산하였고, 1년 만기 기준으로 부도비율이 약 0.8~2.4의 값을 가짐을 보였고, Doshi et al.(2013)은 미국 개별기업 CDS로부터 산출된 5년 만기 Q-P 비율의 횡단면 평균 시계열은 약 2.42~3.95에서 움직이며, 시계열-횡단면 평균값이 3.14라고 하였다. 본 연구에서 국내 개별기업 CDS로부터 도출한 Q-P 비율의 시계열-횡단면 평균이 2.33이었지만, 횡단면 평균 시계열이 1.66~4.26의 구간을 움직임을 발견하여 미국시장보다 국내 시장에서의 시계열적 변동이 다소 컸음을 확인하였다.

그러나 위의 결과들은 산출 방법, 산출 대상 및 산출 기간들이 다소 상이했기 때문에 동등한 비교가 불가능한 면은 있다. 그럼에도 불구하고 본 연구가 Q-P 비율에 주목하는 이유는 Q-P 비율이 제시하는 국내 CDS에 내재된 부도 위험 프리미엄의 정도를 파악하고, 그 횡단면적 차이 및 시계열적 변화의 요인을 조사하고자 함이다.

본 연구의 주요 실증분석 결과 및 의미는 다음과 같다. 첫째, 평균회귀속도의 횡단면 평균값은 Q-측도에서보다 P-측도에서 더 크고 장기평균 모수의 횡단면 평균값은 Q-측도에서 더 크게 나타났다. 이는 Q-측도에서 더 빠른 속도로 더 큰 규모의 부도강도가 발생하는 것으로, 위험중립 환경에서 신용사건이 더 강하게 도달됨을 의미한다. 둘째, 5년 만기 Q-측도 부도확률이 P-측도 부도확률보다 평균적으로 4.16% 높음을 확인했으며, 이는 CDS 투자자들이 기대하지 못한 부도사건 발생과 관련한 미래부도확률 변화에 대한 위험 프리미엄을 요구하는 것으로 해석된

다. 셋째, 신용등급이 높은 기업일수록 Q-P 비율은 낮아 미국 개별기업 CDS에 대한 기존문헌 결과와 일관성을 보였다. 이는 신용등급이 높은 기업일수록 기대치 못한 신용상태 변화에 대한 추가프리미엄이 낮음을 의미한다.

특히, 이 Q-P 비율의 시계열적 변동은 한국 외평채 CDS 스프레드와 양(+)의 관계를, 미국 변동성 지수와 음(-)의 관계를 가짐을 확인했는데, 이는 국가 CDS 스프레드가 증가할 때 P-측도보다 Q-측도의 개별기업 부도확률을 더 증가시키지만 글로벌 위험회피성향이 만연할 때는 P-측도 및 Q-측도 부도확률이 동시에 증가하여 Q-P 비율은 오히려 줄어들게 됨을 의미한다. 마지막으로, Q-P 비율의 첫 번째 주성분 변화에 대해 한국 외평채 CDS 스프레드 변화가 약 95%를 설명함을 확인하였다. 이는 국내 개별기업에 대한 부도위험의 결정 시 한국 정부의 부도위험 또는 프리미엄을 반영한다는 의미로, 국내 개별기업 CDS의 거래자들이 가격결정과 위험관리에 있어 외평채 CDS 스프레드 변화를 공통 위험 요인(common risk factor)으로 주시할 필요가 있음을 시사한다.

본 연구는 기여점은 다음과 같다. 첫째, 미국 또는 유럽의 개별기업 CDS로부터 도출한 Q-P 비율과 비교하여, 국내 개별기업 CDS에 내재된 Q-P 비율의 크기 및 횡단면적 차이를 파악하고 시계열적 변동 요인을 분석한 최초의 논문이다. 둘째, 국내시장에서 Q-P 비율의 시계열적 변동이 국가 신용위험 변화뿐만 아니라 글로벌 시장의 위험회피성향에도 영향 받음을 증명하고 국내기업 Q-P 비율 변화의 주요한 체계적 위험 요인이 국가 부도위험 또는 프리미엄임을 발견함을 통해, 국내 개별기업 CDS 거래자들에게 국가 CDS 스프레드 변화를 주시할 필요성을 제시하여 신용위험 관련 연구 분야에 기여한다.

기존 문헌에서 국내 개별기업 CDS에 내재된 부도확률을 도출한 논문은 김정무 외 2인(2014)가 유일하다. 그러나 해당 논문과 본 연구는 다음과 같은 차이점을 가진다. 첫째, 기존 문헌이 Pan and Singleton(2008) 방법론 구현과 재무곤경 위험 프리미엄 분석에 집중하여 분석하고 있는 반면, 본 연구는 Q-P 비율의 횡단면적 차이 및 시계열적 결정요인에 더 집중하여 분석하였다. 둘째, 김정무 외 2인은 표본 기간이 2006년부터 2012년까지로 글로벌 금융위기 기간을 포함하여 분석한 반면,

본 연구는 금융위기 기간을 지나 안정적인 기간을 표본 기간으로 하여 정상적인 상황에서의 부도확률의 성격을 살펴보고자 하였다. 또한 표본 기업의 수가 기존 연구는 19개였으나 본 연구는 33개로 늘려 횡단면적 차이에 대한 더 정확한 결론을 도출하고자 하였다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. II장에서 모형을 설명하고, III장에서는 실증분석에 사용할 자료와 추정 방법론에 대해 살펴보고, IV장에서는 실증분석 결과를 서술한 후 V장에서 본 논문의 결론을 내린다.

II. 모형

CDS는 기초자산 채권의 부도에 대한 보호(protection)를 거래하는 양방향 계약이다. 이 계약에서 보호매도자는 기초자산 채권의 부도 시 액면 중 손실 금액만큼을 보호매수자에게 보상한다. 거래 상대방인 보호매수자는 보호매도자에게 부도가 나기 전까지 주기적으로(일반적으로 분기) 프리미엄을 지급한다.

본 연구는 Longstaff et al.(2005), Pan and Singleton(2008), Díaz et al.(2013)에 따라 부도강도(default intensity)에 근거한 모형 하에서 만기가 M인 CDS 계약의 t시점 가격인 $CDS_t(M)$ 에 관한 공식을 다음과 같이 정의한다.

$$1/4CDS_t(M) \sum_{i=1}^{4M} E_t^Q \left[e^{-\int_t^{t+.25i} (r_s + \lambda_s^Q) ds} \right] = L^Q \int_t^{t+M} E_t^Q \left[\lambda_u^Q e^{-\int_t^u (r_s + \lambda_s^Q) ds} \right] du \quad (1)$$

여기서 r_s 은 무위험이자율, λ_t^Q 와 L_t^Q 은 각각 Q-측도 하에 t시점 부도강도와 부도 시 기초자산 채권 액면 중 손실을 의미한다. (1)식의 좌변은 보호매도자가 받은 기대 현금 흐름을 할인한 합에 관한 분기 프리미엄을 의미하며, 우변은 기초자산 채권이 부도가 나는 경우 보호 매수자 받게 되는 기대 이익의 할인 금액을 의미한다.

더하여, Q-측도 하에서 위험중립 부도강도 λ_t^Q 의 과정을 다음의 식(2)와 같이 평균회귀하는 로그정규분포로 가정하여 부도강도의 값이 양수가 되도록 보장한다.

$$d\ln\lambda_t^Q = \kappa(\theta - \ln\lambda_t^Q)dt + \sigma dB_t^Q \quad (2)$$

여기서 κ 는 위험중립 부도강도의 평균회귀율을, $\kappa\theta$ 는 장기평균을, σ 는 부도강도 과정의 순간변동성을 의미한다. 이는 평균회귀속도로 장기 평균점을 향해 회귀하는 모형이라 볼 수 있다.

한편, P-측도에서 Q-측도로의 위험의 시장 가격인 A_t 를 아래와 같이 가정하면,

$$A_t = \delta_0 + \delta_1 \ln\lambda_t^Q \quad (3)$$

P-측도 하의 위험중립 부도강도 λ_t^Q 는 아래와 같은 과정을 따르는 것으로 정리될 수 있다.

$$d\ln\lambda_t^Q = \kappa^p(\theta^p - \ln\lambda_t^Q)dt + \sigma dB_t^P \quad (4)$$

이 때, $\kappa^p = \kappa - \delta_1\sigma$ 이고, $\kappa^p\theta^p = \kappa\theta + \delta_0\sigma$ 이다.

위와 같은 설정 하에서 Q-측도 가정 하에 CDS에 내재된 T년 이내 부도날 확률(QDP)과 P-측도 가정 하에 CDS에 내재된 T년 이내 부도날 확률(PDP)은 각각 다음의 식(5)과 식(6)처럼 구할 수 있다.

$$QDP = 1 - E^Q[\exp(-\int_0^T \lambda_t^Q dt)] \quad (5)$$

$$PDP = 1 - E^P[\exp(-\int_0^T \lambda_t^Q dt)] \quad (6)$$

기댓값은 유한차분법을 이용하여 수치적으로 계산하며, Q-측도 기댓값은 Q-측도 모수 값을 이용하고, P-측도 기댓값은 P-측도 모수 값을 이용한다. 또한, 본 연구의 주요 변수인 T년 만기 Q-P 비율은 QDP를 PDP로 나누어 산출한다.

III. 자료 및 추정 방법론

1. 자료

기업별 CDS 스프레드 자료는 Datastream으로부터 얻었고, 국내기업이 발행한 채권을 기초자산으로 하는 1, 5, 10년 만기의 CDS 스프레드를 월별(월말 일자)로 수집하였다. 표본기간은 2009년 9월부터 2016년 12월까지로 설정하였고, 해당기간 동안 5년 이상의 충분한 시계열을 가진 기업들을 표본 기업으로 선택하였을 때 기업 개수는 33개였다.¹⁾ 이 33개 기업들은 10개의 다양한 산업군에 분포되어 있었고, 정부산업으로 분류된 기업들이 9개이고 시설(Uilities)업에 속하는 기업들이 5개로, 전체 기업들 중 약 42%는 매우 안정적인 기업들의 채권을 기초자산으로 CDS가 발행되고 있음을 보여주었다.

〈표 1〉은 표본 기업별 1, 5, 10년 만기 CDS 스프레드에 관한 요약 통계량을 보여준다. 유동성이 가장 높은 5년 만기 CDS 스프레드 기준으로 보았을 때, 시계열 평균값이 가장 큰 기업은 SK하이닉스(약 411bps)였고, 가장 작은 기업은 삼성전자(약 68bps)였다. 다수의 정부산업에 속한 기업들의 CDS 스프레드보다도 삼성전자의 CDS 스프레드가 더 작게 나타난 것은 흥미로운 결과였다. 이는 CDS 시장 참여자들은 한국 정부산하 기업들보다 삼성전자의 신용위험을 더 낮게 본다는 의미이기 때문이다. 시계열 표준편차가 가장 큰 기업은 역시 SK하이닉스(약 106bps)였고, 가장 작은 기업은 신세계(약 14bps)였다.

1, 5, 10년 만기의 횡단면 평균 CDS 스프레드는 약 60, 112, 135bps로 만기가 길어짐에 따라 스프레드 값이 증가하는 상방 기울기를 가진 기간구조를 보여주었고, 이는 표본기간이 금융위기 이후에 안정적인 경제 상황이었음을 암시한다. 특히, 5년 만기 CDS 스프레드의 변화(CDS5y_diff)에 대한 시계열 평균값을 살펴보면, 신세계를 제외한 32개 기업에서 음수로 나타나, 전반적으로 신용 위험이 줄어들었거나 또는 크게 변화하는 시기가 아니었던 것으로 보인다. 스프레드 변화에 대한

1) 33개 기업들의 기업명 및 기업별 영어 약자는 목록에 정리한 바와 같다.

〈Table 1〉 Summary Statistics

This table reports the time series averages (Mean), the time series standard deviations (Std), Minimum (Min) and Maximum (Max) for 1-, 5-, and 10-year maturity CDS spreads across 33 firms. Sample period is from January 2009 to November 2012. CDS5y_diff denotes the time series averages of monthly differences in the 5-year CDS spread and their first lag autocorrelation coefficient (AR(1)). Final column represents the number of monthly observations (Num. of Mon.) over the sample period for each firm. Final row (Total) shows cross-sectional averages of statistics.

Short Name of Firm	CDS 1y (bps)				CDS 5y (bps)				CDS 10y (bps)				CDS5y_diff	AR(1)	Num. of Mon.
	Mean	Std	Min	Max	Mean	Std	Min	Max	Mean	Std	Min	Max			
GS CALTEX	46.87	25.86	18.18	147.00	104.11	31.91	63.90	245.00	131.61	30.60	96.53	275.00	-0.31	-0.34	88
HANA BANK	49.55	42.29	7.22	217.98	106.96	40.57	62.02	282.14	136.47	37.60	97.05	313.74	-0.53	-0.22	88
HYUNDAI CAPITAL	58.83	36.76	13.20	162.50	114.69	35.94	67.62	250.00	139.80	34.83	98.73	280.00	-1.06	-0.14	88
HYUNDAI MOTOR	53.62	35.44	13.22	162.50	104.96	33.74	59.96	250.00	131.42	32.18	91.17	280.00	-0.81	-0.30	88
INDL BK OF KOREA	44.70	35.84	10.62	195.00	97.29	36.99	58.49	255.00	126.34	35.71	83.84	283.00	-0.69	-0.26	88
KIA MOTORS	53.72	34.60	17.50	164.50	106.31	33.91	63.91	252.00	131.67	33.58	90.17	282.00	-0.75	-0.30	88
KOOKMIN BANK	49.19	40.48	11.42	211.00	103.61	41.06	58.27	275.00	132.60	36.77	91.01	303.00	-0.60	-0.17	88
KOREA DEPOSIT INS	37.30	26.63	6.37	177.00	78.61	30.23	44.40	230.00	102.11	28.56	69.38	251.00	-0.39	-0.32	88
KOREA EAST-WEST PWR	42.27	26.45	7.72	150.31	100.75	35.18	53.04	225.54	132.22	34.26	85.83	260.95	-0.65	-0.11	88
KOREA ELEC PWR	37.25	25.20	5.38	146.25	86.31	32.22	46.59	225.00	115.80	29.26	78.00	250.00	-0.45	-0.35	88
KOREA EXCHANGE BK	59.48	38.23	13.21	193.67	112.45	36.67	67.50	245.73	138.32	33.42	99.01	270.94	-0.46	-0.09	88
KOREA EXPRESSWAY	44.16	25.54	11.36	135.00	89.56	30.87	52.83	225.00	115.11	28.24	81.81	250.00	-0.52	-0.35	88
KOREA GAS	56.88	25.38	25.29	158.49	88.57	30.75	50.38	211.91	102.54	33.55	54.31	226.71	-0.23	-0.31	88
KOREA MIDLAND PWR	54.45	36.15	25.98	176.31	107.66	52.28	56.38	271.25	137.56	54.54	61.67	302.50	-0.63	0.10	88
KOREA RAILROAD	55.83	28.21	23.73	161.97	81.52	37.04	45.69	214.40	92.59	40.91	48.97	228.91	-1.00	-0.34	79
KOREA WATER RES	45.39	23.28	22.11	135.00	87.76	31.28	55.33	225.00	110.77	30.58	80.39	250.00	-0.43	-0.39	88

KOSPO	60.86	34.21	33.09	177.80	76.77	35.54	48.36	196.89	81.33	35.89	52.72	202.03	-0.82	-0.22	67
KR HYDRO/NUC. PWR	52.69	19.77	23.73	135.00	86.73	33.07	50.89	225.00	101.34	38.99	55.50	250.00	-0.62	-0.41	79
KR NAT HOUSING	51.35	19.92	8.93	135.00	86.29	34.52	51.78	225.00	103.18	41.06	56.97	250.00	-0.95	-0.45	79
KT&G	33.99	22.59	9.09	133.27	82.91	31.12	47.99	207.12	104.62	32.17	71.50	233.06	-0.39	-0.30	88
LG ELEC	53.09	24.87	15.22	152.75	113.27	28.55	74.44	235.00	138.97	27.56	96.00	260.00	-0.29	-0.39	88
POSCO	41.03	28.06	8.37	172.48	103.56	37.59	64.00	241.55	135.25	39.32	78.00	269.91	-0.04	-0.09	88
SAMSUNG ELEC	28.45	17.98	4.84	111.16	67.71	26.71	30.35	184.83	98.35	25.37	68.17	218.61	-0.28	-0.28	88
SAMSUNG HEAVY INDS	205.52	81.93	46.69	328.83	251.62	55.63	148.26	370.26	267.97	39.47	229.71	369.95	-1.11	-0.38	67
SHINHAN BANK	48.42	41.53	8.66	209.65	105.73	40.26	63.03	269.58	135.06	38.17	93.31	302.92	-0.63	-0.29	88
SHINSEGAE	49.58	21.24	23.07	94.40	89.42	14.44	57.00	120.00	114.17	12.81	73.00	145.45	0.09	0.08	88
SK BROADBAND	79.67	20.50	48.16	140.00	136.62	36.23	101.37	230.00	142.92	35.33	110.81	240.00	-0.79	0.08	67
SK HYNIX	267.80	124.73	90.00	665.00	411.14	105.54	300.36	800.00	426.25	110.52	304.33	780.00	-5.69	-0.04	88
SK INNOVATION	49.18	30.80	8.69	159.37	109.91	32.20	68.62	250.00	136.73	29.03	104.05	275.00	-0.68	-0.39	88
SK TELECOM	36.51	21.75	12.84	140.10	90.01	28.76	59.44	216.34	119.24	29.72	75.00	249.91	-0.11	-0.26	88
EXPT-IMPT BK OF KOA	42.88	37.24	9.11	210.00	93.27	40.09	47.45	265.00	120.78	36.63	76.37	290.00	-0.76	-0.28	88
KOREA DEV BANK	42.84	37.50	7.71	207.00	94.39	39.75	48.22	265.00	124.01	34.00	83.65	288.00	-0.75	-0.27	88
WOORI BANK	54.59	46.43	7.12	226.88	113.02	39.99	67.95	272.40	142.91	35.00	104.37	296.96	-0.61	-0.20	88
Total	60.24	34.47	18.12	184.64	111.62	37.29	67.75	256.27	135.46	36.23	92.16	279.68	-0.72	-0.24	85

자기상관계수(AR(1))의 경우 횡단면 평균값이 -0.241로 대체로 CDS 스프레드 변화의 과거 변화는 현재 스프레드를 결정하는데 중요한 정보일 가능성이 존재하였다. 그러나 신세계, SK브로드밴드, SK하이닉스의 자기상관계수는 영속적이지 않았다. 마지막 행에 기업별 월 단위 관측치 개수를 살펴보면, 33개 기업 중 27개 기업은 88개월의 표본기간 동안 월별 자료가 모두 존재하였고, 모든 기업은 적어도 67개월 이상 자료가 존재하였다.

2. 추정 방법론

본 연구는 Pan and Singleton(2008)과 Díaz et al.(2013)에 따라 최우추정법(Maximum Likelihood Estimation)을 이용하여 위험중립 부도강도 과정의 모수들을 추정한다. 즉, 위험중립 부도강도 과정의 결합밀도 우도함수를 최대화하게 된다. 이때, 이론적 CDS 스프레드는 닫힌해로 표현되지 않아, Berndt et al.(2005), Longstaff et al.(2011), 김정무 외 2인(2014)과 같이 유한차분법을 활용하여 계산한다.

본 연구에서의 추정 시 주요 가정은 다음과 같다. 첫째, 5년 만기 CDS 스프레드가 오차 없이 관측된다는 가정 하에 다음의 식(7)과 같은 우도함수를 최대화한다.

$$f^{pd}(\Phi, \lambda_t^Q) = f^{pd}(\varepsilon_{1y} | \sigma(1)) \times f^{pd}(\varepsilon_{10y} | \sigma(10)) \times f^{pd}(\ln \lambda_t^Q | \kappa^p, \kappa^p \theta^p, \sigma) \times |\partial CDS^Q(\lambda_t^Q | \kappa, \kappa \theta, \sigma) / \partial \lambda_t^Q|^{-1} \quad (7)$$

여기서 모수 벡터 $\Phi = (\kappa^p, \kappa^p \theta^p, \kappa, \kappa \theta, \sigma, \sigma_{1y}, \sigma_{10y})$ 이고, $f^{pd}(\cdot)$ 는 정규분포의 밀도함수이다. 둘째, 1년 만기와 10년 만기 CDS의 오가격 오차는 평균이 영이고 표준편차가 $\sigma_\epsilon(1)$ 와 $\sigma_\epsilon(10)$ 인 정규분포를 따른다고 가정한다. 셋째, 기존 연구에서 일반적으로 위험중립 가정 하에 부도 시 회수율을 40%로 가정하므로 본 연구에서도 이를 따르기로 한다.

IV. 실증 분석

1. 모형의 최우추정치

〈표 2〉는 위험중립 부도강도 프로세스의 기업별 최우추정치를 보여준다. 평균 회귀속도의 횡단면 평균값은 위험중립 측도에서는 0.079이고 실제 측도에서는 2.2로 실제 측도에서 더 높게 나타났다. 여기서 위험중립 측도에서 평균회귀 속도가 작은 것은 부도강도가 높은 상황이 오래 유지됨을 의미한다. 기업별로 살펴보면, GS칼텍스, POSCO 그리고 SK이노베이션을 제외한 30개 기업에서 실제측도의 평균회귀속도가 더 컸다. 반면, 장기평균 파라미터의 횡단면 평균값은 위험중립 측도에서는 -0.376이고 실제 측도에서는 -4.331로 위험중립 측도에서 더 높게 나타났다. 이는 기업별로 살펴보았을 때 모든 기업에서 성립하였다. 이러한 추정 결과는 대체로 위험중립 측도에서 더 빠른 속도로 더 큰 규모의 부도강도가 발생하는 것을 의미한다. 즉, 실제 환경에서보다 위험중립 환경에서 신용사건이 더 강하게 도달되며 위험중립과 실제 프로세스의 차이는 시간이 지남에 따라 더 증가한다고 볼 수 있다.

더하여, 위험의 시장 가격(market price of risk) 계수인 δ_0 와 δ_1 의 횡단면 평균값은 -2.194와 -1.434²⁾로 이 역시 부도상황은 실제 측도보다 위험중립 측도 하에서 더 악화됨을 확인하게 했다. 이러한 결과들은 국가 CDS에 내재된 부도강도를 연구한 Pan and Singleton(2008)과 유럽 개별기업 CDS에 내재된 부도강도를 연구한 Díaz et al.(2013)의 결과와 일관성이 있는 것으로, 국내 개별기업에 대한 CDS 역시 기대하지 않은 신용 사건의 도달과 관련한 체계적 위험 프리미엄을 시장 가격에 반영하고 있음에 대한 증거일 수 있다.

앞서 추정 방법론에서 우리는 1년 만기와 10년 만기 CDS의 오가격 오차는 평균이 영이고 표준편차가 $\sigma_\epsilon(1)$ 와 $\sigma_\epsilon(10)$ 인 정규분포를 따른다고 가정한 바 있다. 따라서 추정 결과에 대한 모형 적합성을 확인하기 위해, 〈표 2〉의 우측에 1년 만기

2) 지면을 절약하기 위해 개별기업별 위험의 시장가격 계수는 〈표 2〉에서 생략되어 있으나, 요청 시 제공 가능하다.

CDS와 10년 만기 CDS의 오가적 오차(mispricing error) 변동성들인 $\sigma_\epsilon(1)$ 와 $\sigma_\epsilon(10)$ 를 기업별로 표시하였다. 두 변동성 모두 횡단면 평균값이 10bps에 불과했으며, 10년 만기 오차 변동성의 횡단면 범위는 0~30bps로, 1년 만기의 오차 변동성의 횡단면 범위가 0~80bps인 것과 비교해 더 적합성이 컸다. 하지만 1년 만기에서 80bps의 오가적 변동성은 SK하이닉스 기업으로부터의 결과로 해당 기업의 평균 1년 만기 CDS 스프레드가 268bps에 달하는 점을 고려하면 큰 변동성은 아니다. 따라서 두 만기 모두에서 모형의 적합성은 우수한 편으로 보인다.

〈Table 2〉 Risk Neutral Default Intensity Estimates

This table contains the maximum likelihood estimates for the risk-neutral intensity processes for 33 firms. κ and κ^P represent the mean-reversion rates of risk-neutral intensity under the Q- and P- measures, respectively. $\kappa\theta$ and $\kappa^P\theta^P$ are the long-run mean of risk-neutral intensity under the Q- and P-measures, respectively. σ is the instantaneous volatility. Finally, $\sigma_\epsilon(1)$ and $\sigma_\epsilon(10)$ denote the volatility of the mispricing for 1- and 10-year maturities. Italic numbers under estimates show standard errors of them.

Short Name of Firm	κ^P	$\kappa^P\theta^P$	σ	κ	$\kappa\theta$	$\sigma_\epsilon(1)$	$\sigma_\epsilon(10)$	Log LK
GS CALTEX	0.010 <i>1.217</i>	-1.618 <i>394.257</i>	1.110 <i>0.040</i>	0.103 <i>0.026</i>	-0.492 <i>0.102</i>	0.001 <i>0.000</i>	0.001 <i>0.000</i>	16.30
HANA BANK	1.519 <i>0.944</i>	-5.226 <i>0.445</i>	1.005 <i>0.125</i>	0.152 <i>0.066</i>	-0.645 <i>0.270</i>	0.002 <i>0.000</i>	0.001 <i>0.000</i>	15.61
HYUNDAI CAPITAL	2.635 <i>1.597</i>	-4.981 <i>0.247</i>	0.989 <i>0.045</i>	0.099 <i>0.037</i>	-0.454 <i>0.140</i>	0.002 <i>0.000</i>	0.001 <i>0.000</i>	15.52
HYUNDAI MOTOR	2.496 <i>1.119</i>	-5.025 <i>0.234</i>	0.940 <i>0.116</i>	0.095 <i>0.054</i>	-0.428 <i>0.227</i>	0.002 <i>0.000</i>	0.001 <i>0.000</i>	15.85
INDL BK OF KOREA	1.516 <i>0.889</i>	-5.419 <i>0.423</i>	1.030 <i>0.096</i>	0.156 <i>0.056</i>	-0.677 <i>0.232</i>	0.001 <i>0.000</i>	0.001 <i>0.000</i>	15.89
KIA MOTORS	2.942 <i>1.482</i>	-5.005 <i>0.237</i>	0.964 <i>0.074</i>	0.068 <i>0.034</i>	-0.330 <i>0.141</i>	0.002 <i>0.000</i>	0.001 <i>0.000</i>	15.87
KOOKMIN BANK	1.350 <i>0.869</i>	-5.345 <i>0.472</i>	1.035 <i>0.082</i>	0.164 <i>0.030</i>	-0.707 <i>0.132</i>	0.001 <i>0.000</i>	0.001 <i>0.000</i>	15.92
KOREA DEPOSIT INS	2.096 <i>0.926</i>	-5.484 <i>0.281</i>	1.026 <i>0.071</i>	0.099 <i>0.027</i>	-0.494 <i>0.117</i>	0.001 <i>0.000</i>	0.001 <i>0.000</i>	16.71
KOREA EAST -WEST PWR	2.479 <i>1.212</i>	-5.427 <i>0.257</i>	1.104 <i>0.063</i>	0.085 <i>0.024</i>	-0.397 <i>0.111</i>	0.001 <i>0.000</i>	0.001 <i>0.000</i>	16.38
KOREA ELEC PWR	1.982 <i>1.010</i>	-5.627 <i>0.302</i>	1.107 <i>0.045</i>	0.132 <i>0.022</i>	-0.612 <i>0.096</i>	0.001 <i>0.000</i>	0.001 <i>0.000</i>	16.71
KOREA EXCHANGE BK	1.815 <i>1.148</i>	-5.006 <i>0.361</i>	0.975 <i>0.068</i>	0.158 <i>0.047</i>	-0.674 <i>0.187</i>	0.001 <i>0.000</i>	0.001 <i>0.000</i>	16.11

KOREA EXPRESSWAY	2,121 <i>1,176</i>	-5,344 <i>0,320</i>	1,020 <i>0,048</i>	0,109 <i>0,013</i>	-0,518 <i>0,050</i>	0,001 <i>0,000</i>	0,001 <i>0,000</i>	16,92
KOREA GAS	3,090 <i>1,901</i>	-4,817 <i>0,197</i>	0,824 <i>0,067</i>	-0,036 <i>0,034</i>	0,052 <i>0,150</i>	0,001 <i>0,000</i>	0,001 <i>0,000</i>	16,39
KOREA MIDLAND PWR	1,675 <i>1,355</i>	-5,103 <i>0,406</i>	0,930 <i>0,048</i>	0,012 <i>0,024</i>	-0,068 <i>0,106</i>	0,001 <i>0,000</i>	0,001 <i>0,000</i>	15,83
KOREA RAILROAD	2,031 <i>1,836</i>	-4,873 <i>0,427</i>	0,770 <i>0,041</i>	-0,072 <i>0,014</i>	0,191 <i>0,061</i>	0,001 <i>0,000</i>	0,000 <i>0,000</i>	17,15
KOREA WATER RES	2,889 <i>1,801</i>	-5,179 <i>0,259</i>	0,957 <i>0,018</i>	0,030 <i>0,017</i>	-0,194 <i>0,065</i>	0,001 <i>0,000</i>	0,000 <i>0,000</i>	17,50
KOSPO	1,181 <i>1,476</i>	-4,925 <i>0,852</i>	0,719 <i>0,029</i>	0,052 <i>0,004</i>	-0,324 <i>0,020</i>	0,000 <i>0,000</i>	0,001 <i>0,000</i>	18,85
KR HYDRO/NUC PWR	4,221 <i>1,698</i>	-4,884 <i>0,192</i>	0,824 <i>0,039</i>	-0,132 <i>0,032</i>	0,450 <i>0,137</i>	0,001 <i>0,000</i>	0,001 <i>0,000</i>	16,88
KR NAT HOUSING	3,423 <i>2,453</i>	-4,929 <i>0,327</i>	0,817 <i>0,041</i>	-0,127 <i>0,026</i>	0,440 <i>0,113</i>	0,001 <i>0,000</i>	0,001 <i>0,000</i>	17,06
KT&G	3,277 <i>2,017</i>	-5,541 <i>0,251</i>	1,119 <i>0,042</i>	0,024 <i>0,024</i>	-0,191 <i>0,109</i>	0,001 <i>0,000</i>	0,001 <i>0,000</i>	17,05
LG ELEC	4,849 <i>1,976</i>	-5,089 <i>0,138</i>	1,107 <i>0,048</i>	0,094 <i>0,025</i>	-0,458 <i>0,108</i>	0,001 <i>0,000</i>	0,001 <i>0,000</i>	16,26
POSCO	0,003 <i>1,161</i>	8,482 <i>6103,688</i>	1,097 <i>0,067</i>	0,037 <i>0,036</i>	-0,186 <i>0,156</i>	0,002 <i>0,000</i>	0,001 <i>0,000</i>	15,51
SAMSUNG ELEC	1,698 <i>0,671</i>	-5,910 <i>0,259</i>	1,053 <i>0,039</i>	0,120 <i>0,021</i>	-0,554 <i>0,089</i>	0,001 <i>0,000</i>	0,001 <i>0,000</i>	16,96
SAMSUNG HEAVY INDS	1,812 <i>1,604</i>	-3,658 <i>0,297</i>	0,814 <i>0,117</i>	0,243 <i>0,059</i>	-0,853 <i>0,221</i>	0,003 <i>0,001</i>	0,003 <i>0,001</i>	13,05
SHINHAN BANK	1,509 <i>0,940</i>	-5,302 <i>0,460</i>	1,037 <i>0,115</i>	0,150 <i>0,059</i>	-0,648 <i>0,249</i>	0,002 <i>0,000</i>	0,001 <i>0,000</i>	15,61
SHINSEGAE	1,864 <i>0,796</i>	-5,134 <i>0,235</i>	0,716 <i>0,128</i>	0,338 <i>0,072</i>	-1,331 <i>0,330</i>	0,001 <i>0,000</i>	0,001 <i>0,000</i>	17,14
SK BROADBAND	7,125 <i>7,841</i>	-4,481 <i>0,284</i>	0,906 <i>0,073</i>	-0,132 <i>0,079</i>	0,396 <i>0,314</i>	0,001 <i>0,000</i>	0,001 <i>0,000</i>	15,96
SK HYNIX	3,940 <i>3,259</i>	-3,112 <i>0,189</i>	0,518 <i>0,041</i>	-0,162 <i>0,033</i>	0,494 <i>0,101</i>	0,008 <i>0,001</i>	0,002 <i>0,000</i>	12,41
SK INNOVATION	0,003 <i>1,311</i>	-1,249 <i>1557,623</i>	1,161 <i>0,068</i>	0,161 <i>0,041</i>	-0,738 <i>0,168</i>	0,001 <i>0,000</i>	0,001 <i>0,000</i>	16,12
SK TELECOM	3,914 <i>1,836</i>	-5,477 <i>0,177</i>	1,106 <i>0,057</i>	0,067 <i>0,030</i>	-0,336 <i>0,134</i>	0,001 <i>0,000</i>	0,001 <i>0,000</i>	16,50
EXPT-IMPT BK OF KOA	1,245 <i>0,804</i>	-5,524 <i>0,512</i>	1,042 <i>0,080</i>	0,135 <i>0,035</i>	-0,610 <i>0,149</i>	0,001 <i>0,000</i>	0,001 <i>0,000</i>	16,07
KOREA DEV BANK	1,034 <i>0,717</i>	-5,659 <i>0,588</i>	1,073 <i>0,095</i>	0,186 <i>0,032</i>	-0,811 <i>0,142</i>	0,001 <i>0,000</i>	0,001 <i>0,000</i>	16,06
WOORI BANK	1,119 <i>0,780</i>	-5,384 <i>0,513</i>	1,054 <i>0,098</i>	0,265 <i>0,033</i>	-1,087 <i>0,142</i>	0,001 <i>0,000</i>	0,001 <i>0,000</i>	15,77
Total	2,202	-4,331	0,940	0,079	-0,376	0,001	0,001	15,70

모형 성과에 대한 추가적인 확인으로, 회수율을 40%로 가정한 현 연구 모형에 내재된 CDS 스프레드와 시장 스프레드의 차이를 측정한 관측치 오차의 시계열을 산출하였다. 아래의 <표 3>은 1년 만기 CDS와 10년 만기 CDS의 관측치 오차 시계열의 요약 통계량과 Root Mean Square Error(RMSE)를 산출한 결과이다.

<Table 3> Observation Errors

This table reports the time series averages (Mean), the time series standard deviations (Std) of the observation errors for 1- and 10-year maturity CDS spreads across 33 firms. Final column shows root mean square errors(RMSE).

Short Name of Firm	Obs. Err 1y		Obs. Err 10y		RMSE (%)
	Mean	Std	Mean	Std	
GS CALTEX	-0.010	0.091	-0.009	0.083	0.09
HANA BANK	-0.053	0.178	-0.013	0.094	0.15
HYUNDAI CAPITAL	-0.034	0.178	-0.010	0.095	0.15
HYUNDAI MOTOR	-0.039	0.167	-0.007	0.077	0.13
INDL BK OF KOREA	-0.030	0.133	-0.014	0.103	0.12
KIA MOTORS	-0.034	0.157	-0.009	0.078	0.13
KOOKMIN BANK	-0.031	0.140	-0.011	0.091	0.12
KOREA DEPOSIT INS	-0.017	0.104	-0.006	0.065	0.09
KOREA EAST-WEST PWR	-0.011	0.088	-0.007	0.082	0.09
KOREA ELEC PWR	-0.004	0.077	-0.006	0.079	0.08
KOREA EXCHANGE BK	-0.029	0.134	-0.012	0.081	0.11
KOREA EXPRESSWAY	-0.007	0.080	-0.006	0.066	0.07
KOREA GAS	-0.013	0.112	-0.008	0.068	0.09
KOREA MIDLAND PWR	-0.006	0.100	-0.015	0.114	0.11
KOREA RAILROAD	-0.016	0.082	-0.009	0.048	0.07
KOREA WATER RES	-0.011	0.060	-0.004	0.045	0.05
KOSPO	-0.004	0.019	-0.023	0.050	0.04
KR HYDRO/NUC PWR	-0.001	0.066	-0.008	0.065	0.07
KR NAT HOUSING	-0.005	0.062	-0.009	0.061	0.06
KT&G	-0.015	0.079	-0.004	0.053	0.07
LG ELEC	-0.010	0.102	-0.007	0.077	0.09
POSCO	-0.017	0.150	-0.010	0.098	0.13
SAMSUNG ELEC	0.004	0.064	-0.002	0.082	0.07
SAMSUNG HEAVY INDS	0.009	0.315	0.062	0.301	0.31
SHINHAN BANK	-0.043	0.163	-0.013	0.100	0.14
SHINSEGAE	0.005	0.108	0.000	0.069	0.09
SK BROADBAND	-0.003	0.123	-0.001	0.065	0.10
SK HYNIX	-0.357	0.681	-0.022	0.162	0.56
SK INNOVATION	-0.022	0.118	-0.009	0.079	0.10
SK TELECOM	-0.012	0.093	-0.007	0.077	0.09
EXPT-IMPT BK OF KOA	-0.032	0.135	-0.009	0.083	0.11
KOREA DEV BANK	-0.023	0.133	-0.008	0.088	0.11
WOORI BANK	-0.031	0.146	-0.012	0.104	0.13
Total	-0.027	0.134	-0.007	0.087	0.12

횡단면 가격오차 평균의 절댓값이 1년 만기 CDS에서 0.027이었고, 10년 만기 CDS에서는 0.007이었다. 이는 오차의 평균을 영(zero)으로 설정한 모형 가정에 근접한 결과였으며, 만기가 긴 쪽에서 더 잘 적합 되었음을 의미한다. 또한, RMSE의 횡단면 평균값 역시 12bps로 나타나 모형 적합의 우수성을 재확인하였다. 한편 가장 RMSE가 작은 기업은 한국남부발전(4bps)이었으며, 가장 큰 기업은 SK하이닉스(56bps)였다.

2. 기대 부도확률

다음은 <표 2>의 모수추정치들을 활용하여 기대 부도확률을 산출하고 그 특성을 살펴보기로 한다. Q-측도 하의 부도확률은 Q-측도 모수 추정치들을 이용해 식(5)처럼 계산하는 반면, P-측도 하의 부도확률은 Pan and Singleton(2008) 방법론에 따라 CDS 가격결정 공식에서 Q-측도 모수추정치 대신 P-측도 모수추정치를 이용하여 식(6)처럼 계산한다. 이에 동일한 위험중립 부도강도 값에 대해서도 부도확률은 각 측도에 따라 상당히 달라질 수 있다. 또한, P-측도 모수추정치들은 CDS 자료로부터 계산되기 때문에 신용평가사 등에서 제공하는 역사적 부도 자료를 활용한 비조건부 부도확률과는 차이가 있다.

<표 4>는 5년 만기 CDS에 내재된 Q-측도 하의 부도확률(QDP 5y), P-측도 하의 부도확률(PDP 5y) 그리고 Q-측도 하의 부도확률을 P-측도 하의 부도확률로 나눈 Q-P 비율(QPR 5y)에 대한 기업별 시계열 통계치를 보여준다.

LG ELEC	9.07	2.13	6.08	17.86	3.23	0.05	3.15	3.43	2.80	0.60	1.93	5.21
POSCO	8.32	2.83	5.30	18.42	9.83	3.46	6.12	22.09	0.85	0.01	0.83	0.86
SAMSUNG ELEC	5.52	2.09	2.51	14.34	1.59	0.11	1.42	2.07	3.40	1.00	1.77	6.93
SAMSUNG HEAVY INDS	18.81	3.66	11.74	26.24	13.19	0.58	12.08	14.38	1.42	0.22	0.97	1.83
SHINHAN BANK	8.46	3.01	5.18	20.09	2.96	0.25	2.68	3.95	2.80	0.72	1.93	5.08
SHINSEGAE	7.22	1.10	4.73	9.55	3.09	0.13	2.81	3.36	2.32	0.26	1.69	2.84
SK BROADBAND	10.80	2.69	8.16	17.62	5.65	0.04	5.62	5.74	1.91	0.46	1.45	3.07
SK HYNIX	29.05	6.23	22.28	49.79	20.24	0.18	20.04	20.84	1.43	0.29	1.11	2.39
SK INNOVATION	8.80	2.40	5.61	18.80	11.27	4.07	5.99	28.25	0.80	0.06	0.67	0.94
SK TELECOM	7.28	2.19	4.89	16.62	2.23	0.05	2.18	2.44	3.24	0.87	2.25	6.80
EXPT-IMPT BK OF KOA	7.49	3.03	3.91	19.79	2.50	0.29	2.16	3.67	2.91	0.79	1.81	5.39
KOREA DEV BANK	7.58	2.99	3.98	19.73	2.34	0.36	1.91	3.87	3.13	0.70	2.08	5.11
WOORI BANK	9.01	2.95	5.58	20.14	2.96	0.42	2.49	4.65	2.97	0.52	2.24	4.34
Total	8.79	2.75	5.48	19.03	4.63	0.50	4.01	6.56	2.33	0.60	1.54	4.38

분석 결과, Q-측도 하의 부도확률이 P-측도 하의 부도확률보다 평균적으로 4.16% 높은 것을 발견하였다. Q-측도 하에서 부도확률의 시계열 평균이 가장 높은 기업은 SK하이닉스(29.05%)였고, 가장 낮은 기업은 삼성전자(5.52%)로 나타났고, P-측도 하에서 부도확률의 시계열 평균이 가장 높은 기업 역시 SK하이닉스(20.24%)였고, 가장 낮은 기업은 삼성전자(1.59%)였다. 이는 CDS 투자자들은 위험중립 측도 하에서 부도 상황에 대해 더 부정적으로 평가하고 있으며, 이는 기대하지 않은 부도사건의 발생과 관련한 미래 부도확률 변화에 대한 위험 프리미엄을 고려하기 때문으로 해석된다. 또한, <표 1>의 CDS 스프레드와 마찬가지로, 공기업으로 분류된 기업들의 부도확률보다 삼성전자의 부도확률을 더 낮게 평가하고 있음은 흥미로운 결과이다. 한편, GS칼텍스, POSCO 그리고 SK이노베이션과 같이 Q-측도 하의 부도확률이 P-측도 하의 부도확률보다 낮은 예외적인 경우도 관찰되었다.

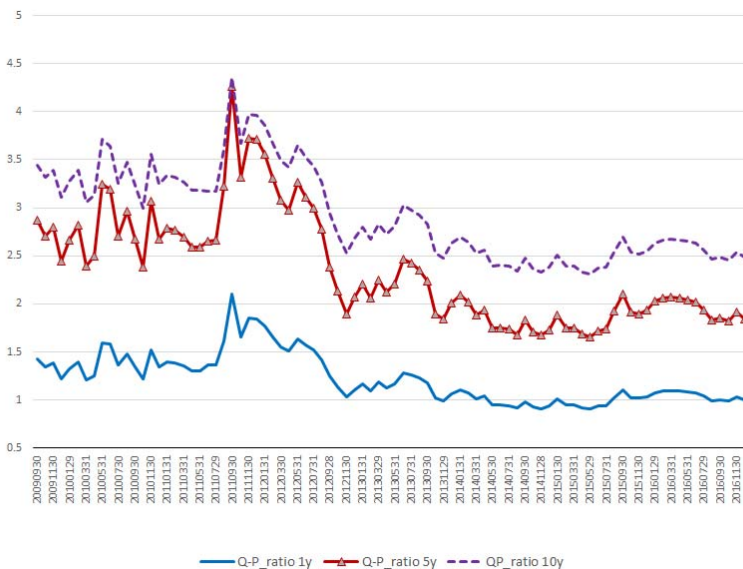
5년 만기 Q-P 비율이 가장 높은 기업들은 삼성전자, 한국전력과 같이 신용등급이 높은 기업들이었고, Q-P 비율이 가장 낮은 기업들은 (비율이 1이하인 3개 기업들을 제외하면) 삼성중공업과 SK하이닉스처럼 신용등급이 낮은 기업이었다. 이는 미국 개별기업 CDS시장에서 신용등급이 높은 기업일수록 Q-P 비율이 높음을 발견한 Doshi et al.(2013)의 결과와 일관성이 있었다. 또한, Doshi et al.(2013)는 미국시장에서 평균 CDS 스프레드 수준이 높은 기업일수록 Q-P 비율이 낮아짐을 보고했는데, 본 연구에서는 <표 1>의 5년 만기 평균 CDS 스프레드 수준과 <표 4>의 5년 만기 평균 Q-P 비율을 연결해 관찰했을 때, 그러한 경향성은 어느 정도 확인되지만 뚜렷하게 선형적으로 증가하는 것은 아니었다. 그러나 지면 절약을 위해 삽입하지는 않았지만 매월 Q-P 비율을 종속변수로 CDS 스프레드 수준을 설명변수로 횡단면 회귀분석을 수행했을 때 그 계수가 음(-)으로 유의했고, 88개의 모든 월에서 음(-)의 계수를 보여 Doshi et al.(2013)의 결과를 지지했다. 이는 신용등급이 높은 기업일수록 또는 시장에서 CDS 스프레드를 낮게 평가하는 기업일수록, CDS 스프레드에 내재된 예상하지 못한 신용상태 변화에 대한 추가프리미엄이 낮음을 의미한다.

<그림 1>은 33개 기업의 Q-P 비율들을 매월 횡단면 평균한 시계열을 보여준다.

1, 5, 10년 만기별로 시계열을 산출했을 때 표본기간 동안 대체로 CDS 계약의 만기가 길수록 Q-P 비율이 더 높음을 확인할 수 있었고, 이는 미국시장의 결과와 일치했다. 또한, 표본기간동안 5년 만기 Q-P 비율이 약 1.66~4.26의 구간을 움직이고 있는데, 2001년부터 2010년까지 기간 동안 미국 개별기업 CDS로부터 산출된 Q-P 비율이 약 2.42~3.95의 구간에서 움직인 것을 고려했을 때 국내 시장에서의 시계열적 변동이 다소 컸다고 볼 수 있다.

〈Figure 1〉 Cross-sectional Average Q-P Ratio

This figure shows the time series of cross-sectional average Q-P ratios for 33 firms for each of the reference dates between September 2009 and December 2016. The dashed line, symbolic line and straight line are for the time series from Q-P ratios with 1-, 5-, and 10-year maturities, respectively.



3. 개별기업 Q-P 비율의 시계열적 결정요인에 관한 분석

앞서 Q-P 비율은 등급별, 만기별로 차이가 나며 또한 횡단면 그리고 시계열적으로도 크게 변동하고 있음을 확인하였다. 본 장은 그 시계열적 변동의 결정요인이

무엇인지를 파악하는데 주목한다. P-측도 부도확률은 기업의 실제 부도확률의 변화에 의해 변동하고, Q-측도 부도확률은 실제 기대 부도확률 뿐만 아니라 투자자들이 요구하는 기대하지 못한 부도확률 변화에 대한 위험 프리미엄에 의해 영향을 받을 것으로 볼 수 있다. 이러한 투자자들의 위험 프리미엄이 감소할수록 Q-측도 부도확률은 P-측도 부도확률에 가까워지고 Q-P 비율은 줄어들게 된다. 달리 말하면, 예상하지 못한 부도확률 변화에 대한 위험프리미엄이 없다면, Q-P 비율은 1에 가까워지며, 이 프리미엄이 클수록 비율은 커지게 된다.

그런데 CDS 스프레드는 기업의 채권발행에 의한 자본조달 비용에 영향을 준다. 또한, Díaz et al.(2013)이 지적한 것처럼 국가 CDS 스프레드 수준은 일반적으로 해당 국가에 속한 기업들의 자본조달 비용의 하한선으로 간주될 수 있다. 따라서 국가 CDS 스프레드가 증가할 때, 개별기업 CDS 투자자들은 미래 경제 상황에 대한 불확실성이 더 커질 것으로 예상하게 되며, 개별기업의 위험 프리미엄은 국가 신용위험이 커졌을 때 증가하게 될 것이다.

김정무 외 2인(2014)은 시장에서 관측된 국내 개별기업의 CDS 스프레드로부터 P-측도 하의 CDS 스프레드를 차감하여 곤경 위험 프리미엄(distress risk premium)을 추정하였고, 이 곤경 위험 프리미엄이 미래 부도확률의 예측 불가능한 변화에 대해 투자자들이 요구하는 보상에 기인한다고 해석한다. 또한, 국내 기업의 곤경 위험 프리미엄의 첫 번째 주성분에 대해 미국 변동성 지수가 58%의 높은 설명력을 보여주어, 국내 개별기업의 곤경 위험 프리미엄과 글로벌 투자자들의 위험회피성향이 큰 관련성이 있음을 보고한 바 있다. 이를 고려하여, 본 연구에서 산출한 Q-P 비율에 반영된 위험 프리미엄 역시 글로벌 투자자들의 위험회피성향과 연관될 수 있다고 본다.

따라서 본 연구에서 개별기업 위험 프리미엄 변동과 관련성이 예상되며 Q-P 비율의 시계열적 변동을 결정할 수 있는 주요 두 변수를 다음과 같이 정의한다.

- 외평채 CDS 스프레드 (SVCDS) : 국가 CDS 스프레드 (sovereign CDS spread)의 대응치로 외평채를 기초자산으로 발행한 CDS 스프레드를 활용할 수 있으며,

이 스프레드가 국가의 부도위험을 반영하여 움직인다면, 개별기업 부도위험은 국가의 부도위험을 체계적 위험으로 반영하여 외평채 CDS 스프레드 증가 시 함께 증가할 것이다.

- 글로벌 변동성 (VIX) : 미국 변동성 지수는 S&P500 옵션의 내재 변동성을 반영해 산출되며, 글로벌 공포지수 또는 글로벌 위험회피성향의 척도로 알려져 있다. 시장 전반적으로 위험회피성향이 증가했을 때 두 측도 하의 부도확률을 동시에 증가시키기 때문에 Q-P 비율은 낮아질 것으로 예상된다.³⁾

한편, Díaz et al.(2013)은 유럽시장에서의 회사채 CDS 스프레드에 내재된 부도 위험 프리미엄(default risk premium)에 대해 주성분 분석을 수행했을 때 공통 요인의 존재에 대해 확인하며, 이 공통 요인이 거시경제 변수들에 의해 설명되는지 검증한다. 또한 김건우와 이운석(2003)은 국내시장에서 회사채 신용 스프레드 대신 부가가치세 법인 폐업율과 밀접한 관계를 가지는 어음 부도율을 신용 위험의 대용치로 하여, 신용위험과 환율, 주가지수, 금리 등과 같은 거시경제 변수들과의 동태적 관계를 증명하기도 하였다.

이에 따라 본 연구의 회귀분석 모형에서도 개별기업의 부도위험과 관련한 다음의 거시경제 변수들을 통제하도록 한다.

- 주가지수 (KOSPI) : KOSPI 주가지수의 변화는 국내 주식시장의 호황 또는 불황을 나타내는 지표로 해석될 수 있고, 주가지수가 하락하는 불황기에는 개별기업의 부도확률이 증가할 것으로 예상된다.
- 회사채 스프레드 (BBB) : 국내 회사채 시장의 전반적인 신용위험에 대한 지표인 회사채 BBB-등급 스프레드를 활용한다.
- 기간 스프레드 (TERM) : 10년 만기 국고채 금리에서 1년 만기 국고채 금리를 차감하여 측정한 기간 스프레드이다. 박윤정과 김정무(2014)는 CDS 스프레드

3) Doshi et al.(2013)은 실제 미국시장에서 투자자의 위험회피성향이 높았던 글로벌 금융위기에 Q-P 비율이 금융위기 전후시기에 비해 낮아진 현상을 보고하였다.

를 신용 위험의 대응치로 활용해, 이자율 기간 스프레드의 증가는 소비증가와 경제 성장을 예측하여 부도확률의 감소로 이어질 것이라는 가설을 증명한 바 있다.

- 무위험 이자율 (CD91) : 국내 양도성 예금증서(CD) 91일물 금리를 사용하여 무위험이자율을 측정하였다. 무위험 이자율의 상승은 기업가치의 성장률을 증가시키고 따라서 부도 위험을 감소시킬 것이다.

이상의 논의를 토대로 다음과 같은 회귀 분석을 실시한다.

$$\Delta QPR_{i,t} = \alpha_{i,0} + \alpha_{i,1} \Delta SVCDS_t + \alpha_{i,2} \Delta VIX_t + \gamma_i' \Delta X^{Macro} + \epsilon_{i,t} \quad (8)$$

여기서 QPR은 Q-P 비율을 의미한다. 33개의 개별 기업에 대해 회귀분석을 수행한 후, 계수와 설명력은 평균하며, 계수 평균치에 대한 유의성은 Collin-Dufresen et al. (2001)과 Ericsson et al.(2009)에서 사용한 방법에 따라 계수들의 표준오차에 근거해 t-검정한다. <표 5>는 회귀분석 결과를 보여준다.

먼저 설명력 관점에서 살펴보면, SOVCDS와 VIX가 중요 변수임을 알 수 있다. 결과에서 보이듯이, 두 변수로만으로 평균 약 73%의 Q-P 비율 변동을 설명할 수 있다. 개별기업의 위험요인(부채비율, 변동성 등)에 관한 정보를 사용하지 않았다는 점에서 73%의 설명력은 매우 높은 설명력이라 할 수 있다. 또한, 기존 연구에서 이론적인 부도위험 요인 변수들이 회사채 CDS 스프레드 변화의 아주 일부만을 설명하는 현상을 고려할 때 흥미로운 결과이다⁴⁾. 이외의 거시경제 변수들은 크게 설명력을 높이지 않으며, 개별적으로는 유의하나 전체를 포함한 회귀분석에서는 유의성이 떨어진다.

4) 국내 연구로는 강장구 외 2인(2010), 박윤정, 김정무(2014)가 있다. 해외 연구로는 대표적으로 Collin-Dufresen et al.(2001), Ericsson et al.(2009)을 들 수 있다.

〈Table 5〉 Results of Regression Analysis for Q-P Ratio

This table presents the linear regression results for each Q-P ratio of 33 individual firms, each with 67 monthly Q-P ratio observations from September 2009 to December 2016. The reported coefficients are the average coefficients from the time series regressions of Q-P ratio changes on credit risk determinants. The *t*-statistics (*t*-stat.) are calculated according to the time series regression coefficients, as for Collin-Dufresne et al. (2001) and Ericsson et al. (2009). The final rows show the average *R*-squared (R^2) and adjusted *R*-squared (Adj. R^2) values of the regression.

	M1		M2		M3		M4	
	coeff.	t-stat.	coeff.	t-stat.	coeff.	t-stat.	coeff.	t-stat.
Intercept	-0.002	-1.659	-0.002	-1.693	-0.002	-1.725	-0.001	-0.556
Δ SVCDs (%)	1.453	9.689	1.478	9.694	1.496	9.841	1.497	9.798
Δ VIX (%)			-0.001	-3.072	-0.002	-2.351	-0.002	-2.408
Δ (KOSPI/100)					0.001	1.406	0.000	0.350
Δ BBB							0.000	0.752
Δ TERM							-6.773	-1.747
Δ CD91							0.290	0.248
R^2	0.732		0.736		0.740		0.751	
adj. R^2	0.728		0.729		0.729		0.733	

좀 더 자세히 주요 두 변수의 추정된 계수를 살펴보면, 외평채 CDS 스프레드(SOVCDs)는 양(+)의 영향을, 미국 변동성 지수는 음(-)의 영향을 미친다. 즉, 국가 CDS 스프레드가 증가할 때, 개별기업의 Q-P 비율은 증가하는 반면, 글로벌 위험회피성향이 커질수록 Q-P 비율은 전반적으로 감소한다. 이러한 현상은 국가 CDS의 부도위험 증가 정보가 개별기업 CDS 가격에 전달될 때 Q-측도 하의 부도확률을 P-측도 하의 부도확률보다 더 증가시키며, 미국 변동성 지수가 상승하는 시기에는 개별기업 P-측도의 부도확률과 Q-측도의 부도확률이 동시에 증가하기 때문에 Q-P 비율은 감소하는 것이다.

종합하면, 국내시장에서 Q-P 비율의 시계열적 변동은 국가 신용위험 변화뿐만 아니라 글로벌 시장의 위험회피성향에도 영향 받는다는 것을 확인하였다. 이러한 결과는 국내 개별기업 CDS 거래자들이 요구하는 예상하지 못한 부도확률 변화에 대한 위험 프리미엄은 국가의 부도위험 또는 프리미엄뿐만 아니라 국내외 시장 참여자들의 위험회피성향을 반영하여 변화하고 있음을 시사한다.

4. Q-P 비율의 주성분 분석

Q-P 비율 변화에 대한 주요 두 변수의 상이한 역할은 Q-P 비율의 주성분에 따라 기여하는 정도가 다르기 때문일 수 있다는 점에 착안하여, 88개월 연속 시계열이 존재하는 27개 기업들에 대해 Q-P 비율의 주성분 분석을 수행하였다.

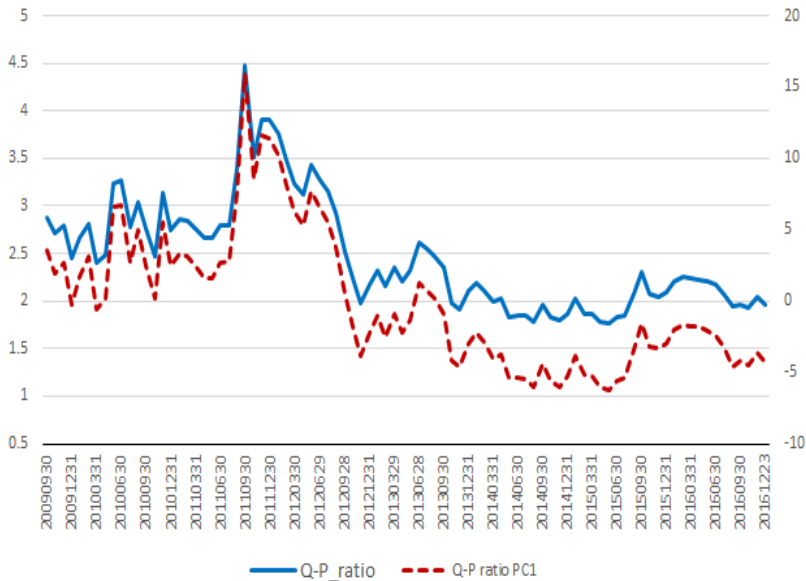
그 결과, 첫 번째 주성분이 Q-P 비율 수준의 결합 변동의 86.26%를 설명함을 확인하였다. 또한, 지면의 절약을 위해 보고하지는 않았지만 첫 번째 주성분 계수는 3개 기업을 제외한 모든 기업에서 양수로, 0.122~0.21 구간의 값을 보여주었다. 이는 Q-P 비율의 총 수준으로 해석될 수 있다.

〈그림 2〉는 Q-P 비율의 첫 번째 주성분 시계열과 횡단면 평균 Q-P 비율 시계열을 함께 보여주고 있다. 그림에서 확인할 수 있듯이, 두 시계열은 유사한 움직임을 보인다. 즉, 첫 번째 주성분은 모든 기업의 Q-P 비율에 영향을 미치는 평균적인 요인으로 볼 수 있다. 이는 또한 Q-P 비율에 포함된 개별기업의 위험 프리미엄에

대해 공통적으로 영향을 미치는 체계적 위험 요인의 존재 가능성을 제시한다고 볼 수 있다.

〈Figure 2〉 Cross-sectional Average Q-P Ratio vs 1st Component of Q-P Ratio

This figure shows the time series of cross-sectional average Q-P ratios and the first component of Q-P ratios for 27 firms with complete 88 observations over the sample period. The straight line with left axis is for the time series from Q-P ratios with 5-year maturities and the dashed line with right axis is for the first component of Q-P ratios.



우리는 Q-P 비율 변동의 상당 부분을 설명하는 첫 번째 주성분의 결정요인에 관심을 갖고, Q-P 비율의 첫 번째 주성분(QPR1) 변화에 대하여 식(9)와 같이 시계열 회귀분석을 수행하였다.

$$\Delta QPR1_{i,t} = \beta_{i,0} + \beta_{i,1} \Delta SVCDS_t + \beta_{i,2} \Delta VIX_t + \delta_i' \Delta X^{Macro} + \epsilon_{i,t} \quad (9)$$

〈표 6〉은 Q-P 비율의 첫 번째 주성분 변화를 종속변수로 하고 앞서 소개한 위험 프리미엄 관련 변수 및 거시경제 변수들을 설명변수로 한 시계열 회귀분석 결과

를 보여준다. 그 결과, 외평채 CDS 스프레드 변화만을 설명변수로 한 모형5(M5)의 조정설명계수가 약 95%인 것으로 확인할 수 있듯이, Q-P 비율의 첫 번째 주성분은 대부분 외평채 CDS 스프레드의 변동으로 설명되었다. 모형6~모형8(M6~M8)에서 미국 주가지수 변동성 변수와 국내 거시경제 변수들을 추가하였지만 오직 외평채 CDS 스프레드만이 매우 강하게 유의한 변수였으며, 다른 변수들을 추가하더라도 설명력은 약 95%로 유지됨을 보였다. 결국, Q-P 비율의 첫 번째 주성분의 대부분은 외평채 CDS 스프레드에 의해 좌우됨을 의미한다.

위와 같은 결과는 개별기업의 부도위험이 국가의 부도위험과 밀접한 관계를 가진다는 점에서 주목할 만하다. 또한 국내 개별기업 Q-P 비율 변화의 체계적 위험 요인이 국가 부도위험 또는 프리미엄임을 의미하며, 국내 개별기업 CDS 거래자들은 가격결정 및 위험관리를 위해 국가 CDS 스프레드 변화를 주시할 필요가 있음을 시사한다.

〈Table 6〉 Results of Regression Analysis on the first component of Q-P Ratio

This table presents the linear regression results for each the first component of DPR of 27 individual firms, each with 88 monthly Q-P ratio observations from September 2009 to December 2016. The reported coefficients are the average coefficients from the time series regressions of Q-P ratio changes on credit risk determinants. The *t*-statistics (*t*-stat.) are calculated according to the time series regression coefficients, as for Collin-Dufresne et al.(2001) and Ericsson et al.(2009). The final rows show the average *R*-squared ($\bar{R}^2$) and adjusted *R*-squared (Adj. $\bar{R}^2$) values of the regression.

	M5		M6		M7		M8	
	coeff.	t-stat.	coeff.	t-stat.	coeff.	t-stat.	coeff.	t-stat.
Intercept	-0.011	-0.195	-0.011	-0.198	-0.011	-0.194	-0.026	-0.389
Δ SVCDs (%)	12.255	38.101	12.404	34.881	12.370	28.421	12.364	28.030
Δ VIX (%)			-0.007	-0.983	-0.005	-0.340	-0.007	-0.440
Δ (KOSPI/100)					-0.002	-0.137	-0.012	-0.400
Δ BBB							0.003	0.926
Δ TERM							-42.927	-0.672
Δ CD91							4.141	0.194
$\bar{R}^2$	0.950		0.950		0.950		0.951	
adj. $\bar{R}^2$	0.949		0.949		0.948		0.947	

V. 결론

본 연구는 Pan and Singleton(2008)의 방법론을 이용하여, 순간 부도강도가 로그 정규분포를 따른다는 가정 하에서 CDS 스프레드 기간구조를 최우추정하였다. 추정된 모형을 통해 Q-측도 부도확률, P-측도 부도확률, 그리고 두 확률의 비율(Q-P 비율)을 추정하여, 그 횡단면적 성격을 파악하고자 했으며, Q-P 비율의 시계열적 변화에 대한 결정요인을 분석하였다.

주요 발견점과 시사점은 다음과 같다. 첫째, 기대 부도확률은 위험중립 환경에서 더 높게 평가되고 있었으며 이는 국내 표본기업들에서 일관되게 발견되는 현상이었다. 즉, 기업 부채에 대한 보험료는 실제 부도확률의 기대치에 대한 분반 이외에 기대하지 못한 부도확률의 변화에 대한 프리미엄을 추가적으로 요구하고 있으며 투자자는 이를 지불하고 있다.

둘째, P-측도 대비 Q-측도의 기대 부도확률을 비율적으로 계산해 보았을 때, 신용등급이 높은 기업일수록 이 Q-P 비율은 낮아졌다. 이는 해외 기업을 대상으로 한 기존 연구들과도 일치하는 발견이다. 신용등급이 높은 기업은 기대치 못한 신용도 변화에 대한 추가프리미엄이 낮음을 의미한다.

셋째, 기업들의 Q-P 비율은 첫 번째 주성분에 의해 약 86%가 설명되었고, 이 주성분은 한국 외평채 CDS 스프레드의 변화에 의해 약 95%가 설명되었다. 이는 국내 기업에 대한 부도위험과 프리미엄의 평가는, 대한민국 정부 부도위험과 프리미엄의 평가에 크게 의존한다는 의미가 된다.

CDS 스프레드는 기업의 자본 조달비용에 영향을 준다. Q-P 비율이 높은 기업은 실제 부도확률 대비 높은 프리미엄을 추가 비용으로 지불하게 된다. 이 추가 비용의 정도가 여러 국내기업들에게 공통적이고 일관적으로 발견되고 있으며, 외평채 CDS 변화에 의존한다는 발견은 국가 신용관리가 매우 중요하다는 시사점을 준다. 즉, 국가 신용관리만으로도 국내 여러 기업의 자본조달 비용을 낮출 수 있으므로, 이는 국가 경쟁력 및 경제 성장에 큰 영향을 준다고 할 수 있다.

참고문헌

- 강장구 · 민준홍 · 이창준, “CDS 스프레드의 결정요인에 대한 연구”, **금융연구**, 제24권 제2호, 한국금융연구원, 2010, pp.99-128.
- (Translated in English) Jangkoo Kang, Joonhong Min, and Changjun Lee, “An empirical analysis on the determinants of credit default swap spreads”, *Journal of Money & Finance*, Vol. 24, 2010, pp.99-128.
- 국찬표 · 정완호, “기업 도산 예측에 관한 연구: 추가정보를 이용하여”, **재무연구**, 제15권 제1호, 한국재무학회, 2002, pp.217-249.
- (Translated in English) Chan Pyo Kook and Wan Ho Jeong, “A study on forecasting corporate default: Based on stock price information”, *Asian Review of Financial Research*, Vol. 15, 2002, pp.217-249.
- 김건우 · 이운석, “신용위험과 거시경제변수에 관한 연구”, **재무연구**, 제16호, 한국재무학회, 2003, pp.193-225.
- (Translated in English) Kun Woo Kim and Woon Suk Lee, “Credit risk and macroeconomic variables”, *Asian Review of Financial Research*, Vol. 16, 2003, pp.193-225.
- 김정무 · 박윤정 · 이창준, “축약형 모형을 이용한 CDS 기간구조의 추정”, **재무연구**, 제27호, 한국재무학회, 2014, pp.709-748.
- (Translated in English) Jungmu Kim, Yuen Jung Park, and Changjun Lee, “An empirical study on distress risk premiums implicit in the term structure of Korean corporate CDS spreads”, *Asian Review of Financial Research*, Vol. 27, 2014, pp.709-748.
- 박윤정 · 김정무, “회사채 CDS 스프레드 결정요인에 관한 연구: 주식 유동성 및 점프를 중심으로”, **선물연구**, 제22권 제3호, 한국파생상품학회, 2014, pp.565-595.
- (Translated in English) Yuen Jung Park and Jungmu Kim, “The Determinants of

- Corporate CDS Spreads: Do Equity Liquidity and Jump Matter?”, *Korean Journal of Futures and Options*, Vol. 22, 2014, pp. 565-595.
- 신동령, “부실기업의 재무적 특징과 부실예측모형에 관한 연구-상장기업과 비상장기업의 비교를 중심으로”, **회계정보연구**, 제23권 제2호, 한국회계정보학회, 2005, pp.137-165.
- (Translated in English) Dong Ryung Shin, “A study on the financial characteristics of failed firms and failure prediction model”, *Korean Journal of Accounting and Information*, Vol. 23, 2005, pp.137-165.
- 이인로 · 김동철, “회계정보와 시장정보를 이용한 부도예측모형의 평가 연구”, **재무연구**, 제28호 제4호, 한국재무학회, 2015, pp.625-665.
- (Translated in English) Inro Lee and Dongcheol Kim, “An evaluation of bankruptcy prediction models using accounting and market information in Korea”, *Asian Review of Financial Research*, Vol. 28, 2015, pp.625-665.
- 원재환 · 최재곤, “기업의 부채구조를 고려한 옵션형 기업부도예측모형과 신용리스크”, **재무관리연구**, 제23권 제2호, 한국재무관리학회, 2006, pp.209-237.
- (Translated in English) Chae Hwan Won and Jae Gon Choi, “Option-type default forecasting model of a firm incorporating debt structure, and credit risk”, *Korean Journal of Financial Management*, Vol. 23, 2006, pp.209-237.
- 정완호 · 국찬표 · 홍광현, “기업 신용도 측정모형의 적합도 비교 연구”, **금융학회지**, 제11권 제 2호, 한국금융연구원, 2006, pp.67-104.
- (Translated in English) Wan Ho Jeong, Chan Pyo Kook, and Kang Hyun Hong, “A comparative study on the performance of credit evaluation models”, *Journal of Money & Finance*, Vol. 11, 2006, pp.67-104.
- Berndt, A., Douglas, R., Duffie, D., Ferguson, M., and Schranz, D., “Measuring Default Risk Premia from Default Swap Rates and EDFs”, 2005, Working Paper.

- Collin-Dufresne, P., Goldstein, R.S. and Martin, J.S., "The Determinants of Credit Spread Changes", *Journal of Finance*, Vol.56, 2001, pp.2177-2207.
- Díaz, A., Groba, J. and Serrano, P., "What Drives Corporate Default Risk Premia? Evidence from the CDS Market", *Journal of International Money and Finance*, Vol.37, 2013, pp.529-563.
- Driessen, J., "Is Default Event Risk Priced in Corporate Bonds?", *Review of Financial Studies*, Vol.12, 2005, pp.2203-2241.
- Doshi, H., Ericsson J., Jacobs, K. and Turnbull, S. M., "Pricing Credit Default Swaps with Observable Covariates", *Review of Financial Studies*, Vol.26, 2013, pp.2049-2094.
- Ericsson, J., Jacobs, K. and Oviedo, R., "The Determinants of Credit Default Swap Premia", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol.44, 2009, pp.109-132.
- Longstaff, F.A., Mithal, S., and Neis, E., "Corporate Yield Spreads: Default Risk or Liquidity? New Evidence from the Credit Default Swap Market", *Journal of Finance*, Vol.60, 2005, pp.2213-2253.
- Longstaff, F.A., Pan, J., Pedersen, L.H., and Singleton, K.J., "How Sovereign is Sovereign Credit Risk?", *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol.3, 2011, pp. 75-103.
- Pan, J., and Singleton, K. J., "Default and Recovery Implicit in the Term Structure of Sovereign CDS Spreads", *Journal of Finance*, Vol.63, 2008, pp.2345-2384.

Appendix

This table presents English short names for 33 Korean firms selected as sample in this study.

Firm Name	English Short Name
GS칼텍스	GS CALTEX
하나금융	HANA BANK
현대캐피탈	HYUNDAI CAPITAL
현대차	HYUNDAI MOTOR
IBK은행	INDL BK OF KOREA
기아차	KIA MOTORS
KB금융	KOOKMIN BANK
예금보험공사	KOREA DEPOSIT INS
한국동서발전	KOREA EAST-WEST PWR
한국전력	KOREA ELEC PWR
외환은행	KOREA EXCHANGE BK
한국도로공사	KOREA EXPRESSWAY
한국가스공사	KOREA GAS
한국중부발전	KOREA MIDLAND PWR
한국철도공사	KOREA RAILROAD
한국수자원공사	KOREA WATER RES
한국남부발전	KOSPO
한국원자력공사	KR HYDRO/NUC PWR
대한주택공사	KR NAT HOUSING
KT&G	KT&G
LG전자	LG ELEC
POSCO	POSCO
삼성전자	SAMSUNG ELEC
삼성중공업	SAMSUNG HEAVY INDS
신한금융	SHINHAN BANK
신세계	SHINSEGAE
SK브로드밴드	SK BROADBAND
SK하이닉스	SK HYNIX
SK이노베이션	SK INNOVATION
SK텔레콤	SK TELECOM
수출입은행	EXPT-IMPT BK OF KOA
한국산업은행	KOREA DEV BANK
우리금융	WOORI BANK

Abstract

This study investigates both the cross-sectional properties and the time-series determinants of Q-P ratio implied in Korean corporate credit default swap (CDS) spreads. We obtained the maximum likelihood estimates of the risk neutral default intensity model with the assumption of mean-reversion log normal process. As a result, the Q-P ratio, defined as the default probability under Q-measure divided by the default probability under P-measure, is lower for firms with the higher credit rating, consistently with the previous results in the U.S. corporate CDS market. It can be interpreted as that the investors in the CDS market require the lower risk premium for the uncertainty of future default probability related to the arrival of the unexpected credit events to firms with the higher credit rating. Moreover, we demonstrate that the time series variations of the Q-P ratio are positively related with the Korean sovereign CDS spread and negatively related with the U.S. VIX. Specially, the changes in the Korean sovereign CDS spread account for the approximately 95% of the changes in the first component of the Q-P ratio. These results imply that default risk and risk premium of Korean firms substantially depend on those of Korean government. Therefore, it suggests that Korean corporate CDS traders should monitor the credit risk changes of Korean government as systematic risk factor.

※ **Key words:** credit default swap, risk-neutral default intensity, default probability, Q-P ratio, risk premium