Ⅲ. 생명보험 면책기간과 자살유인 효과

1. 이론적 배경

가. 사회학과 의학에서의 접근방식

사회학에서 자살에 대한 분석은 사회학자 듀크하임(Durkheim)의 저서 '자살론'에서 시작되었다. 듀크하임은 그의 저서 자살론(Le Suicide)에서 자살이란 희생자 자신이 일어나게 될 결과를 알고 행하는 적극적 혹은 소극적 행위에서 비롯되는 직접적 혹은 간접적 결과로 일어나는 모든 죽음(all cases of death resulting directly or indirectly from a positive or negative act of the victim himself, which he knows will produce this result)이라고 정의하고 있다. 특히 그는 자살을 크게 4가지 범주로 나누고 있는데 이기적 자살, 이타적 자살, 아노미적 자살, 숙명적 자살이 그것이다. 이를 통해 듀크하임은 자살은 개인적 문제가 아니라 사회현상일 수 있음을 지적하였다. 4가지 범주의 자살 중 아노미적 자살과 숙명적 자살은 사회의 통합정도와 규율의 정도에 의해 발생할 수 있는 자살의 종류라고 지목하였다.

의학적 접근은 주로 정신과적 질환을 자살의 원인으로 생각하고 이를 규명하는데 초점을 맞추고 있다. 우울증과 같은 기분장애, 알코올 중독, 정신분열증과 관련된 자살을 주로 연구대상으로 삼고 있다. 의학적 접근에서는 자살은 위험군의 관리와 우울증 등 원인질환에 대한 적절한 치료로 충분히 예방가능하다고 인식하고 있다. 이를 위하여 자살 전 의료이용 패턴 등을 분석하여 예방 도구를 개발하는데 힘쓰고 있다. 또한 사후 정신적 부검을 실시하여 자살자들의 정신적

분석을 통해 좀 더 체계적인 자살에 대한 정신학적 접근방식이 시도되고 있기도 하다.

나. 경제학적 접근 방식

경제학은 자살을 개인의 이성적 선택으로 모형화하여 접근하고 있다. 자살이 이성적 판단에 의해 이루어질 수 있음을 최초로 인식한 경제학자는 1700년대의 경험주의 철학자인 데이비드 흄(David Hume)이다. 흄(Hume)의 자살에 대한 소고(1742)라는 저작을 살펴보면, 그는 어떤 누구도 자신의 삶이 가치 있다고 생각한다면 자신의 생명을 버리지 않는다(I believe no men ever threw away life, while it was worth having)는 주장하였다. 하지만 이러한 견해에 대한 반박을 우려하여 흄의 사후 반세기 이후에나 그의 글이 출판되었으니 자살에 대한 경제학적 접근방법이 얼마나 사회적 반대에 부딪쳐 왔는지 알 수 있는 사례이기도 하다.

이러한 사회적 분위기를 반영하듯이 흄의 자살에 대한 견해는 200여 년 후인 1974년에 Hamermesh & Soss에 의해 정교한 경제학적 모형으로 재편성되어 탄생하였다. 이들은 개인이 자신의 생애효용을 극대화하는 과정에서 삶의 효용이 죽음보다 낮을 경우 자살을 감행할 수 있음을 경제학 모형을 통해 설명하였다. 그들의 분석방법은 경제학을 통한 자살에 대한 이후 분석들의 기본적 틀을 제공하고 있기 때문에 이들의 접근방식을 다시 한 번 살펴보고자 한다.

Hamermesh와 Soss는 몇 가지 가정을 통해 자살을 모형화하고 있다. 첫 번째 가정은 흄이 주장하였던 바와 같이 자살의 결정은 경제학에서 다루어지는 많은 결정들과 마찬가지로 이성적 판단에 의해 효용과 비용의 비교로 이루어진다는 가정이다. 두 번째 가정은 개인에게는 삶에 대한 선호도가 존재한다는 가정이다. Hamermesh와 Soss는 이러한 가정을 바탕으로 자살을 한 개인이 계속 삶을 유지하는 것보다 생명을 끊는 것이 더 나을 것이라고 경제적 계산을 했을 때 실행되는 것이라고 설명하고 있다. 이러한 접근방식은 자살의 결정에서 정신적인

요소를 배제하고 이성적 동기만을 고려하는 것을 의미한다.

이들은 이러한 이론적 배경을 바탕으로 나이가 들거나 항상소득(permanent income)이 줄어들 경우 자살률이 늘 것이라는 가설을 도출하여 실증분석을 시도하였다. 미국자료(data)와 해외자료를 통해 간단한 실증분석 결과를 제시하였는데, 21개의 선진국 자료를 통해 도출한 결과는 나이가 들수록 자살률이 증가한다는 사실이었으며, 미국 자료를 통해 도출한 결과는 예상미래소득을 낮추는 실업률의 상승이 자살률 증가에 영향을 미친다는 결과이다. 그리고 상대적으로 높은 소득수준을 보이는 직업군에서 낮은 자살률이 존재한다는 것을 보여주고 있다.

이후 Marcotte(2003)는 Hemarmesh와 Soss가 제시한 경제학적 모형을 기본으로 하여 자살을 그 자체보다 자살시도에 대한 문제로 인식하는 경제학적 모형을 제시하였다. 그의 모형에는 자살이 실패하였을 경우와 자살의 시도로 인해 발생하는 미래기대효용과 비용이 변화되는 영향이 반영되었다. 즉, 자살시도의 실패로 인해 신체훼손 등으로 발생하는 비용 상승의 가능성과 동시에 그것을 측은시하는 동정심을 유발시켜 미래효용을 상승시키는 가능성을 모형에 반영시키고 있다. Marcotte는 이러한 두 가지 가능성의 상대적 비교를 통해 개인은 자살시도와 그 강도를 결정한다고 분석한다. 또한 미래의 임금상승 가능성이 클 경우 자살의 시도와 강도가 상승할 것이라는 기본적 가설을 미국자료(data)를 통해 검증하고 있다. 실증분석 결과는 자살시도자들이 상대적으로 높은 임금을 실현하였으며, 자살시도의 강도가 높을수록 그에 따른 임금효과 또한 컸음을 보여주고 있다.

Cutler, Glaeser와 Norberg(2001)은 청소년 자살률 및 자살시도에 대한 연구를 하였는데 이들은 미국에서 상승하고 있는 청소년의 자살률에 주목을 하고 연구를 진행하였다. 이들은 자살의 분석방법을 크게 네 가지로 나누고 자살 자체와 자살시도에 대하여 분석하였다. 네 가지 분석방법에 사용된 자살에 대한 기본 전제를 살펴보면 첫째, 청소년은 미래의 가치가 현재의 불행을 상쇄할 만한 가치가 있다고 여길 때 자살을 시도한다. 둘째, 청소년은 더 많은 관심과 이익을

얻고자 자신의 불행을 알려주기 위해 전략적으로 자살을 시도한다. 셋째, 청소년은 다른 청소년들의 자살을 듣거나 보고 그것을 따라하는 전염성에 의한 자살시도를 감행한다. 마지막으로 청소년은 자살도구의 접근성과 비용이 감소할 때 더욱 자살을 시도하는데, 이는 자살비용이 하락하기 때문이다.

Culter, Glaeser와 Norberg는 청소년의 자살 자체와 자살시도에 대한 분석에 어떠한 방식의 분석이 더욱 적합한지를 살펴보았으며, 두 번째 방식인 전략적 방식이 청소년 자살 시도를 설명하는데 더욱 적합한 방식이라는 것을 미국의 청소년 자살시도에 대한 자료(data)를 통해 보여주고 있다. 또한 이들은 지역별로 청소년의 자살률이 다르게 나타나고 있으며, 자살률의 집중도가 특정한 지역에서 나타나는 현상이 존재한다는 사실을 발견하였는데, 실증분석을 통해 청소년들의 자살행위가 다른 청소년의 자살을 모방하는 전염효과(Contagion effect)에 노출되어 있음을 보여주고 있다.

2004년 Becker와 Posner가 자살에 대한 다양한 경제학적 모형을 제시하면서, 효용과 비용의 상대적 비교를 통해 자살에 대한 경제학적 모형을 더욱 정교화 시켰다. 이들은 확실성하에서는 생애주기를 고려하면서 상호의존적 선호를 가정하여 이타적 자살을 설명하고 있으며, 불확실성하에서는 자살이 위험을 감수하는 행위로 표출될 수 있음을 보이고, 자연사로 분류되고 있는 많은 사망의 종류가 사실은 자살의 성질을 가지고 있다는 점을 지적하였다. 그리고 미래의 불확실성보다는 자살로 인한 이익이 클 경우 자살을 감행할 수 있음을 보이고 있다.

이들은 상기모형을 통해 자살시도의 강도는 상대방으로부터 이타심을 얼마나 효과적으로 얻어낼 수 있는지에 의해 결정될 수 있음을 보여주고 있으며, 불확실성으로 인한 대기(Waiting)의 옵션가치를 통해 자살을 연기할 수 있음을 설명하고 있다. 또한 현재의 효용이 과거의 효용에 결정되는 모형을 통해 자살을 분석하면서 미래의 자살 비용을 낮춤으로써 현재의 자살률을 줄일 수 있다는 분석도 시도하고 있다.

다. 실증연구의 기본전제

본 연구의 실증분석에서는 생명보험과 관련된 자살은 이타적 자살의 일종임을 전제하였다. 생명보험가입자는 기본적으로 유가족의 생활 안정 등의 이타적인 동기에서 보험을 가입하기 때문에 생명보험과 관련된 자살은 경제적 요인으로 발생하는 자살로 판단할 수 있다. 특히 정신질환 등 의학적, 정신적 요소로 발생한 자살은 이미 보험금을 지급하고 있기 때문에 생명보험가입자가 이성적인 판단 하에서 행한 자살은 생명보험금과 같은 경제적 요인과 관련되어 있을 개연성이 크다. 이러한 전제는 생명보험금과 관련된 자살의 경우에서는 위에서 열거가 된 자살에 대한 경제학적 접근방식이 더욱 적합하다는 것을 의미한다. 이러한 전제를 통해 몇 가지 가설을 열거해 볼 수가 있다. 상대적으로 고액의 사망보장보험에 가입한 사람이 자살할 가능성이 높을 것이며 가장의 역할을 하는 남성가입자가 상대적으로 자살할 가능성이 높음을 예상할 수 있다. 또한 보험금 수령을 불허하는 면책기간이 자살과 자살시점에 영향을 줄 가능성이 높을 것임을 예상할 수 있다.

2. 선행 실증분석 결과

가. 해외의 실증분석 결과

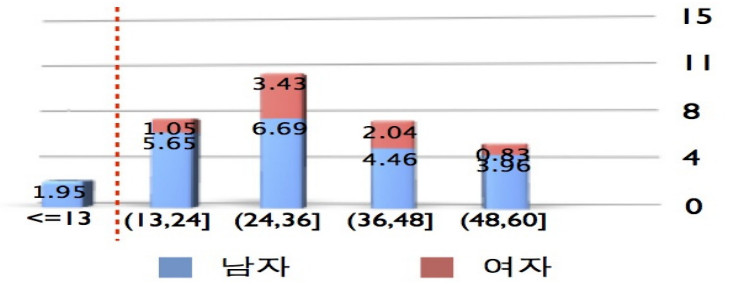
해외에서 생명보험의 면책기간과 자살과의 관계를 실증적으로 연구한 사례는 매우 드물다. 그 이유는 주로 생명보험 자료의 희귀성 때문인데 다행히 오세아니아와 미국을 대상으로 한 연구는 존재한다. 두 연구 또한 생명보험의 면책기간이 자살에 주는 영향을 연구주제로 다루고 있다.

1) 오세아니아의 실증연구

오세아니아의 생명보험 데이터를 이용한 연구(Yip et. al. 2010)에서는 면책기간 이후 자살률이 증가하다가 최고점에 이르고 다시 줄어드는 형태를 보이고 있다(〈그림 Ⅲ-1〉참조). 오세아니아에 속한 대부분의 국가가 면책기간이 1년임을 감안한다면 생명보험가입자의 자살률은 경과보유기간 1년 후 크게 증가하고 있으며 경과보유기간이 2년일 때 최고점에 이르렀다가 감소하는 추이를 보이고 있다. 이에 반해 생명보험가입자의 일반 사망률은 일정하게 증가하는 추세를 보이고 있다(〈그림 Ⅲ-2〉 참조).

〈그림 Ⅲ-1〉 오세아니아의 보험가입기간에 따른 자살률 추이

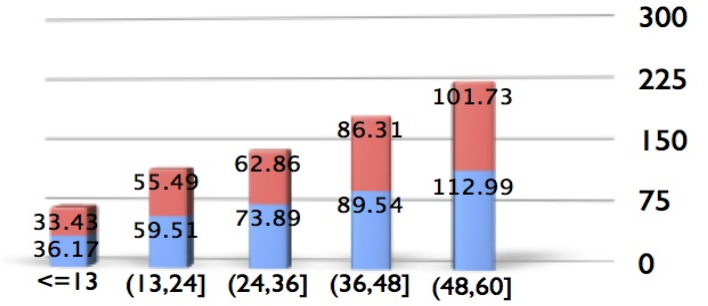
(단위: 십만 명당 자살자 수)



자료: Yip et. al.(2010), "Assessing the impact of suicide exclusion periods on life".

〈그림 Ⅲ-2〉 오세아니아의 보험가입기간에 따른 사망률

(단위: 십만 명당 사망자 수)

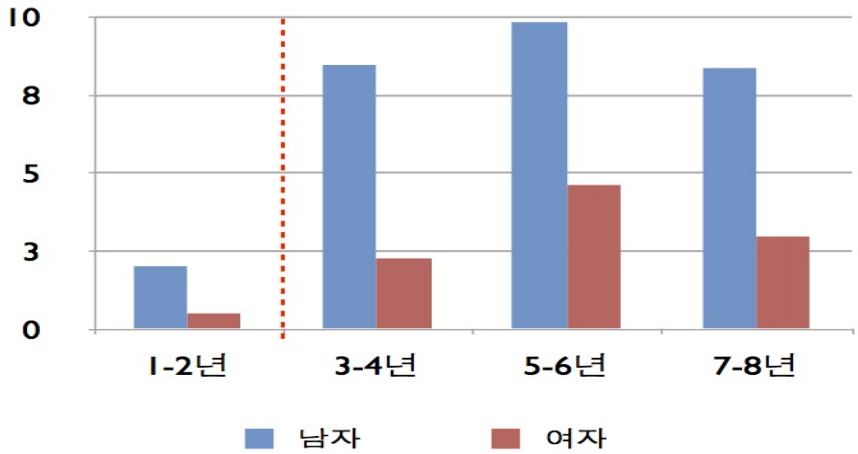


자료: Yip et. al.(2010), "Assessing the impact of suicide exclusion periods on life".

2) 미국의 실증연구

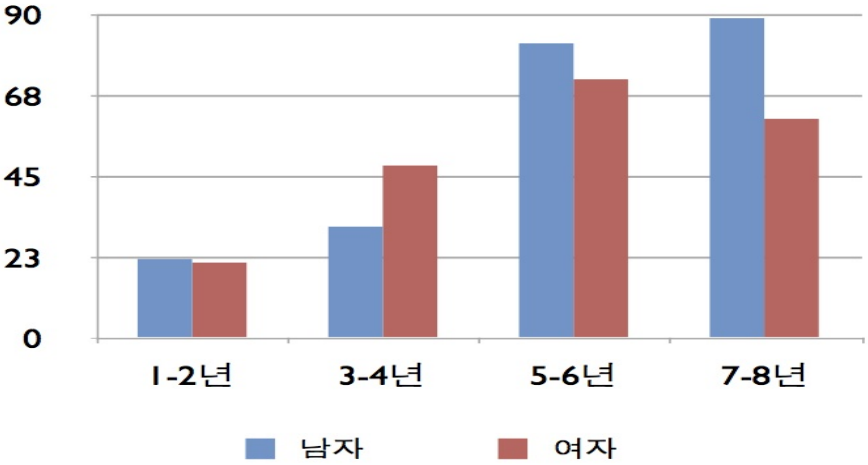
Tseng(2006)의 연구는 생명보험금을 상속하기 위해 가장이 자살을 하는, 즉 Becker & Posner(2004)가 제시한 이타적 자살을 생명보험계약으로 인해 발생하는 자살의 종류로 명시하고 연구를 진행하고 있다. Tseng은 미국의 생명보험 자료를 이용하여 실증적으로 분석을 시도하였는데, 그 결과는 오세아니아의 연구결과와 비슷하다. 차이점은 미국 생명보험 자료(data)의 한계로 인해 Tseng(2006)의 연구에서는 자살률을 보장가입금액 US$ 100,000당 자살로 발생하는 보장금액으로 정의하고 있다는 것이다. 그의 연구결과에 따르면 보험가입 후 경과기간에 따른 보험가입자의 자살률은 면책기간 2년 후 네 배 정도 증가하는 급격한 변화를 보이며 5-6년차에 최고점에 이르고 감소하는 모습을 보이고 있다(〈그림 Ⅲ-3 참조〉). 반면 보험가입 후 경과기간에 따른 보험가입자의 자연사망률은 면책기간과 상관없이 계속 증가하는 모습을 보이고 있다(〈그림 Ⅲ-4〉 참조). Tseng은 생명보험금과 관련된 사망 중에는 일반 사망을 가장한 자살이 다소 포함되어 있을 가능성이 농후하다고 설명하고 있는데 이는 생명보험금을 노리고 보험에 가입하는 역선택, 혹은 가입 전에는 생명보험금을 노리고 보험에 가입하지 않았지만 가입 후 생명보험금을 노리고 자살을 시도하는 도덕적 해이의 문제가 생명보험시장에 존재하고 있기 때문이라고 설명하고 있다.

〈그림 Ⅲ-3〉 미국 보험가입자의 보험가입기간에 따른 자살률 추이
(단위: 십만 달러당 자살로 발생하는 보장금액)



자료: Tseng(2004), "The effect of life insurance policy provisions on suicide rates".

〈그림 Ⅲ-4〉 미국 보험가입자의 보험가입기간에 따른 자연사망률 추이
(단위: 십만 달러당 자연사망으로 발생하는 보장금액)



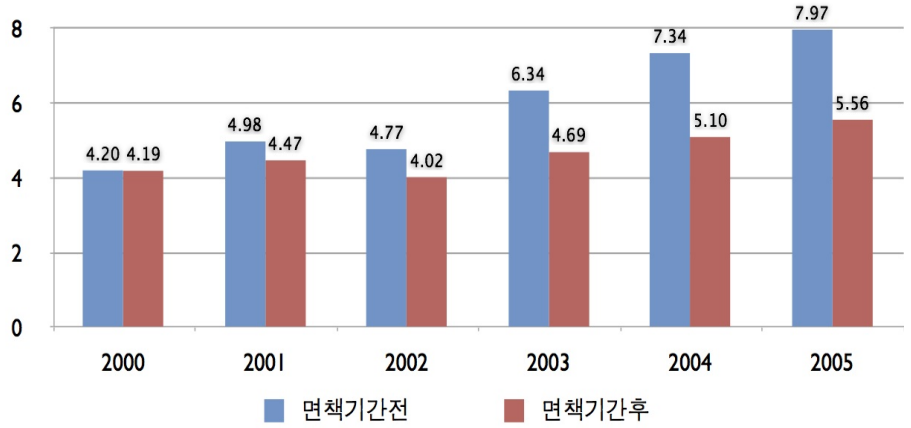
자료: Tseng(2004), "The effect of life insurance policy provisions on suicide rates".

나. 국내의 실증분석 결과

국내에서 생명보험의 면책기간과 자살과의 상관관계를 실증적으로 분석한 논문은 이경룡 외(2007)의 논문이 거의 유일하다. 이 논문의 실증결과는 해외논문의 실증결과와 다소 상이한데 그 이유는 자살률에 대한 정의가 서로 다르기 때문이다. 해외논문에서의 자살률은 생명보험가입자 수 대비 자살자 수 혹은 생명보험 보장 가입금액 대비 자살로 발생한 보장금액 등으로 정의하고 있다. 반면 이경룡 외(2007)는 자살률을 면책기간 전 사망자 수 대비 면책기간 전 자살자 수와 면책기간 후 사망자 수 대비 면책기간 전 자살자 수로 정의하면서 생명보험 전체가입자를 모수로 한 자살률이 아닌 생명보험가입자 중 사망자를 모수로 삼아 자살률을 계산하고 있다. 이러한 방식의 자살률 계산방법은 주요 사망원인들의 상대적 추이비교를 위해서는 적합하나 자살률의 변화에 대한 분석으로서는 부적합한 것으로 판단된다. 즉, 이경룡 외(2007)의 자살률 계산방식은 사망원인으로서의 심도를 측정하는 것이지 인구대비 또는 가입자(건) 대비를 통해 생명보험과 같은 경제적 요인이 자살의 결정에 어떠한 영향을 미치고 있는가에 대해서는 어떠한 정보도 내포하지 못하기 때문이다.

〈그림 Ⅲ-5〉는 이경룡 외(2007)의 결과를 표시한 것으로, 생명보험의 면책기간 후 사망자 수 대비 자살자 수가 면책기간 전 사망자 수 대비 자살자 수에 비해 줄어들고 있음을 보여주고 있다. 일반적으로 자연 사망자 수가 생명보험 경과보유년수에 따라 증가하는 추세를 보이고 있으므로 사망자 수 대비 자살자 수는 감소하는 추세를 보이는 것은 당연하다. 하지만 이는 위에서 이미 다루어진 이유로 일반적으로 정의하는 자살률과 그 변화추이에 대하여 어떠한 정보도 주고 있지 않다.

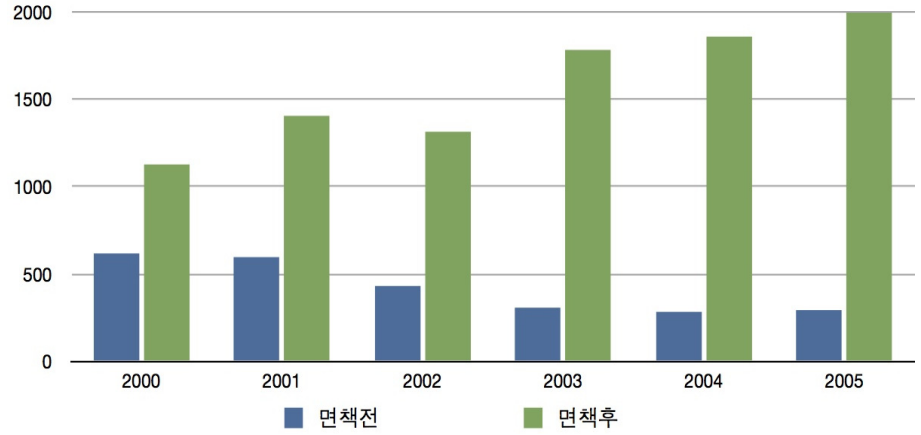
〈그림 Ⅲ-5〉 사망자 수 대비 자살자 수 추이



자료: 이경룡 · 김사영(2007).

이경룡 외(2007)의 자살률 계산의 문제를 개선하기 위해서는 생명보험 가입 후 경과보유년수에 따른 생명보험 계약자 수가 필요하다. 하지만 이경룡 외의 논문에서는 이에 대한 자료가 없어 계산이 불가하다. 대신 생명보험 면책기간 전후의 자살자 수의 추이를 살펴보면 면책기간 후 자살자 수가 증가하는 모습을 보이고 있다(〈그림 Ⅲ-6〉 참조).

〈그림 Ⅲ-6〉 생명보험가입자의 면책기간 자살자 수 추이



자료: 이경룡 · 김사영(2007)의 자료에서 재계산.

하지만 여전히 생명보험 가입 후 경과보유년수에 따른 생명보험 계약자 수가 없기 때문에 면책 후 자살률이 증가할 것이라고 단정하기 어려우며, 생명보험계약 내에서 절대적 수치로 자살의 수가 어떻게 변화하는가를 보여주는 것에 불과하다. 단지 일반적으로 생명보험 계약자 수가 보유년도가 지남에 따라 감소하거나 일정한 수준을 유지한다는 사실에 기반한다면, 생명보험가입자 수 대비 자살자 수(자살률)는 증가할 것이라는 조심스런 짐작은 가능하다.

3. 실증 분석

가. 자료 및 기술적 통계분석

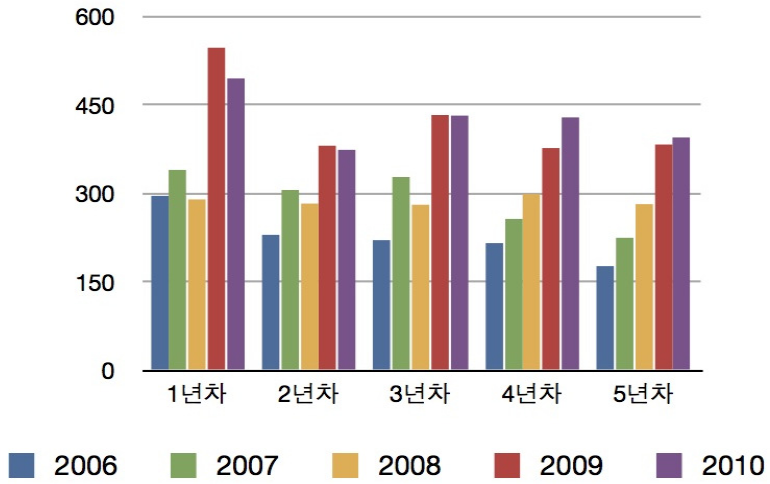
생명보험가입자의 자살률을 파악하기 위하여 생명보험의 사망담보계약 중 사망을 주담보로 하는 계약을 대상으로 하였다. 자료는 보험개발원이 보유하고 있는 CY2006에서 CY2010년까지 생명보험 기초통계 자료를 이용하였다. 1인이 다수 계약을 보유한 경우, 보험년도 배분문제로 인하여 사망자 수 대신 사망건수(증권 기준)를 산출하여 자살률을 계산하였다.[5] 본 자료에는 사망원인이 자살인 건수(자살사망건수), 사망원인이 재해인 건수(사망원인이 재해인 건수), 사고원인이 질병인 건수(자연사망건수)를 포함하고 있으며 연령별, 성별 건수 또한 포함하고 있다.

본 연구에서 사용한 자살건수 자료는 〈그림 Ⅲ-7〉이며 경과보유년도별 가입건수 자료는 〈표 Ⅲ-1〉이다. 〈그림 Ⅲ-7〉의 생명보험가입자의 경과보유년도별 자살건수를 보면 1년차에 가장 많은 자살건수가 존재한다. 2009년과 2010년에는 1년차를 제외하고 3년차에서 고점을 이루고 있음을 알 수 있다.

5) 자살사망자 수 대신 사망건수을 바탕으로 자살률을 계산하였기 때문에 자살한 사람들이 더 많은 보험을 계약한 경우에는 자살률이 실제보다 낮게 나올 수 있다.

〈그림 Ⅲ-7〉 생명보험가입자의 경과보유년도별 자살건수

(단위: 건)



자료: 보험개발원(http://www.kidi.or.kr).

1년차의 자살건수가 많은 것은 모수에 해당하는 경과보유년도의 가입건수 중 1년차에 해당하는 건수가 압도적으로 많은 것에 기인한다(〈표 Ⅲ-1〉 참조). 전체적으로 경과보유년도별 가입건수는 보유년도가 높아질수록 감소하는 추세를 보이고 있다. 자살건수는 전체 모수에 영향을 받기 때문에 자살률(경과보유건수 대비 자살건)의 추이를 살펴보는 것이 중요하다.

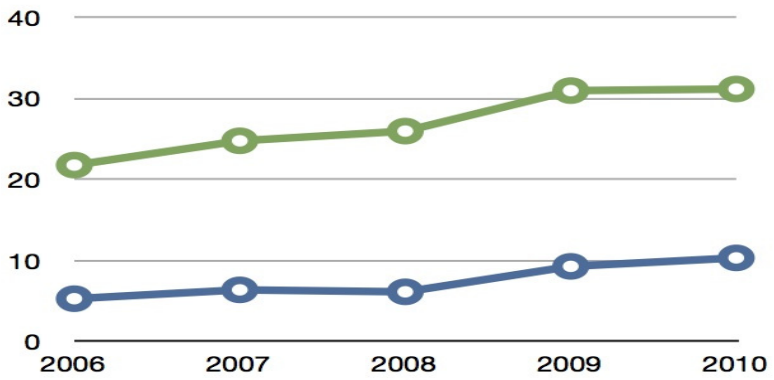
〈표 Ⅲ-1〉 생명보험가입자의 경과보유년도별 가입건수

(단위: 건)

구분	2006	2007	2008	2009	2010
1년차	6,727,272.70	7,555,555.60	7,631,578.90	7,704,225.40	6,346,153.80
2년차	4,893,617.00	4,857,142.90	4,716,666.70	4,329,545.50	4,155,555.60
3년차	3,946,428.60	4,151,898.70	4,132,352.90	3,900,900.90	3,540,983.60
4년차	3,042,253.50	3,472,973.00	3,691,358.00	3,590,476.20	3,351,562.50
5년차	2,901,639.30	2,743,902.40	3,168,539.30	3,301,724.10	3,160,000.00

자료: 보험개발원(http://www.kidi.or.kr).

〈그림 Ⅲ-8〉 전체자살률과 생명보험가입자의 자살률 추이 비교



주: 1) 전체자살률은 십만 명당 명수이며 가입자의 자살률은 십만 건당 건수임.
2) 위의 선: 전체자살률, 아래 선: 생명보험가입자의 자살률.

구체적인 생명보험가입자의 자살률 변화를 살펴보기 이전에 전체인구의 자살률과 생명보험가입자의 자살률 추이를 비교해 보았다. 〈그림 Ⅲ-8〉에서 보듯이 매년 전체인구의 자살률추이와 생명보험가입자의 자살률 추이는 비슷한 추이를 따르고 있음을 알 수 있다. 또한 자살률의 수준은 생명보험가입자가 상대적으로 낮다. 이는 생명보험가입자 표본이 임의표본(random sample)이 유가족 등의 생활 안정 등을 상대적으로 더 고려하는 개인만이 포함된 비임의표본(nonrandom sample)이기 때문일 가능성이 높다. 또한 정신적 질환으로 인한 자살이 생명보험에서는 자살로 간주되지 않기 때문에 이성적 판단으로 자살을 한 개인만이 표본에 포함되었을 가능성이 높기 때문인 것으로 판단된다.

1) 생명보험가입자의 면책기간 전후 자살자 수와 자살률 비교

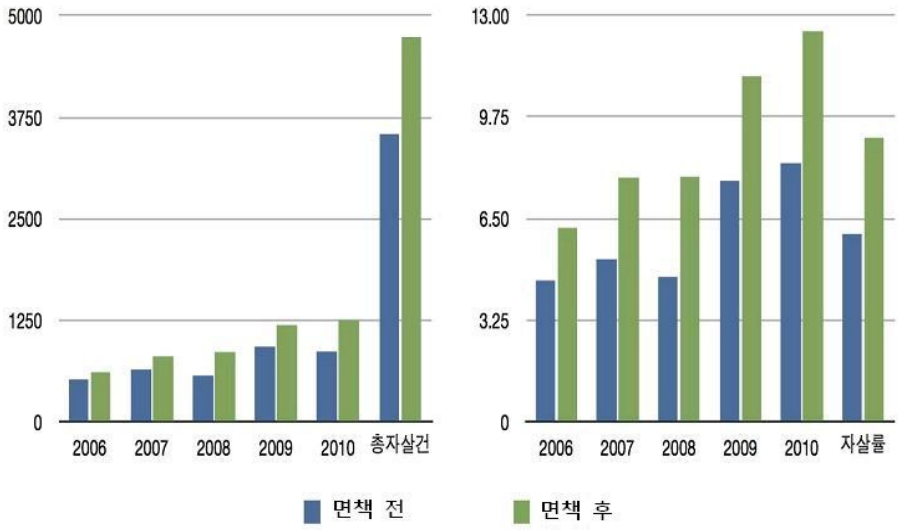
자살률의 추이를 살펴보기 위하여 국내연구 중 이경룡 외(2007)가 사용하였듯이 생명보험의 자살에 대한 면책기간 전후를 기준으로 자살건수와 자살률 변화추이를 살펴보았다. 하지만 본 연구에서는 자살률은 생명보험 계약보유건수

대비 자살건수로 정의하였다. 이를 통해 이경룡 외(2007)의 자살률 계산의 단점을 보완하며, 상대적 사망원인으로서의 자살이 아닌 면책기간으로 인해 발생되는 자살률의 변화에 대한 연구를 진행하였다.

〈그림 Ⅲ-9〉은 2006년에서 2010년까지 매년 생명보험의 면책기간 전후 자살자 수의 변화와 자살률의 변화를 보여주고 있다. 또한 2006년에서 2010년까지 자료를 모두 년도에 상관없이 면책기간 전후 기준으로 총 자살건수와 자살률의 변화도 보여주고 있다. 〈그림 Ⅲ-9〉의 좌측은 자살건수를 생명보험의 면책기간 전후 추이를 보여주는 것으로 면책기간 후에 자살건수가 더 많음을 알 수 있다. 〈그림 Ⅲ-9〉의 우측은 자살률을 생명보험의 면책기간 전후로 나누어 추이를 보여주고 있는 것으로 자살률이 생명보험의 면책기간 후에 크게 늘어남을 알 수 있으며 매년 자살률이 점점 늘어나고 있는 추세다.

〈그림 Ⅲ-9〉 면책기간 전후 생명보험가입자의 자살건수와 자살률 추이

(단위: 건수, 십만 건당 자살건)



2) 면책기간 전후 자살률 비교: 통계적 유의성

1)절에서 제시한 면책기간 전후의 자살률이 통계적으로 신뢰할 수 있는 것인지 판단하기 위하여 OR검정(Odd Ratio Test)을 이용하였다. OR검정은 두 집단(면책 전 가입자 집단, 면책 후 가입자 집단)간의 행위에 대한 독립성을 검정하는 데 이용하는 것으로 OR의 값이 1이 나온다면 두 집단 간의 행위가 동일한 것으로 판단한다. 본 연구에서 검정하고자 하는 귀무가설은 '생명보험가입자의 면책기간 전후 자살률은 동일하다'이며, OR(Odd Ratio)이 1의 값을 가진다면 면책기간 전후 가입자의 자살률은 동일하다고 할 수 있다. 〈표 Ⅲ-2〉는 OR검정을 하기 위해 면책 전 자살확률, 면책 후 자살확률, 면책 전 비자살 확률, 면책 후 비자살 확률을 계산한 표이다.

〈표 Ⅲ-2〉 OR검정을 위한 면책전후 자살률, 비자살률의 계산결과

구분	면책 전(Y=1)	면책 후(Y=0)
자살(X=1)	0.000060 (p11)	0.000090 (p10)
비자살(X=0)	0.999939 (p01)	0.999909 (p00)

OR의 로그값은 정규분포를 따르며 이에 대한 계산식은 다음과 같다.

$$X \sim N(\log(OR), \sigma^2)$$

$$L = \log(\frac{\hat{p}_{11}\hat{p}_{00}}{\hat{p}_{10}\hat{p}_{01}}) = \log(\frac{n_{11}n_{00}}{n_{10}n_{01}}),\ \ SE = \sqrt{\frac{1}{n_{11}} + \frac{1}{n_{10}} + \frac{1}{n_{01}} + \frac{1}{n_{00}}}$$

OR의 95% 신뢰구간의 결과는 (-0.2230, -0.1359)이며 신뢰구간 안에 1이 포함되지 않으므로 면책기간 전후 자살률이 동일하다는 귀무가설은 기각되었다. 즉, OR검정의 결과에 근거한다면 면책기간 전후 자살률이 동일하지 않다고 통계적 유의성을 가지고 말할 수 있다. 또한 남녀 성별을 구분하여 OR의 95% 신뢰구간

을 계산하여도 면책기간 전후 자살률이 동일하다는 귀무가설은 기각되었다(〈표 Ⅲ-3〉 참조). 이는 면책기간이라는 요인으로 인해 전후의 자살률에 변화가 관찰된다는 것을 의미한다.

〈표 Ⅲ-3〉 OR의 95% 신뢰구간

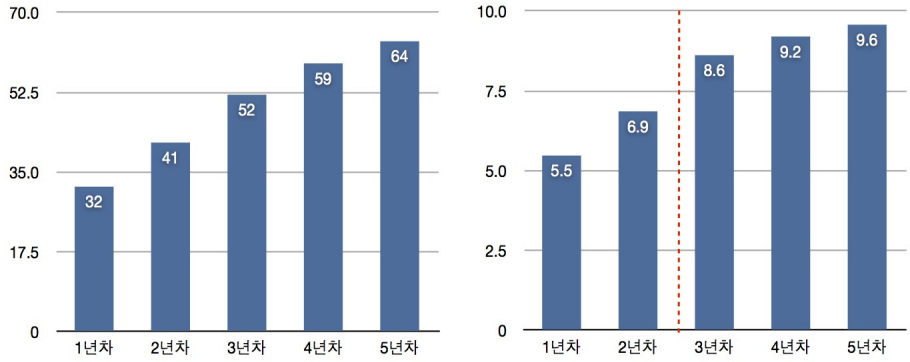
구분	신뢰구간	면책 후(Y=0)
총표본	-0.2230	-0.1359
남자	-0.1971	-0.0753
여자	-0.2215	-0.0912

3) 경과보유년도에 따른 질병사망률과 자살률의 추이 비교

생명보험 경과보유년도에 따라 질병사망률과 자살률의 변화추이가 다른 형태를 보이는지 살펴보기 위하여 질병사망률과 자살률의 변화추이를 비교하였다. 〈그림 Ⅲ-10〉에서 보듯이 질병사망률은 경과보유년도가 올라감에 따라 점진적으로 증가하는 모습을 보이고 있다. 이에 반해 자살률은 면책기간 2년 후부터 질병사망률에 비해 상대적으로 일정한 수준을 유지하고 있음을 알 수 있다. 즉, 사망원인의 관점에서 질병사망과 자살사망을 비교할 때 보험계약자의 질병사망과 자살사망의 상대적 추이는 서로 다른 양상을 보이고 있다.

〈그림 Ⅲ-10〉 생명보험가입자의 질병사망률과 자살률 비교(2006~2010)

〈십만 건당 질병사망건수〉 〈십만 건당 자살사망건수〉

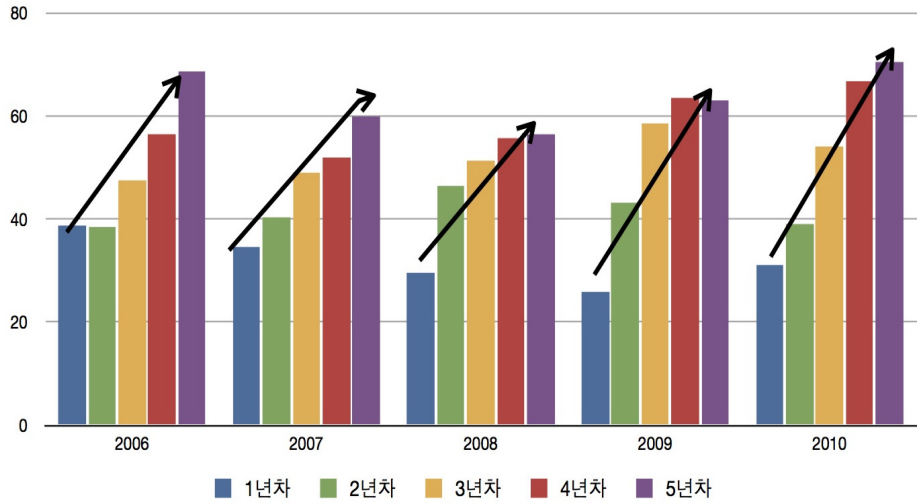


다음으로 해외 선행연구(Yip et. al. 2010; Tseng 2004)처럼 생명보험 경과보유년도에 따른 자살률의 추이를 토대로 면책기간 전후 자살률이 최고점(peak)을 보이는지 살펴보았다. 그리고 보험가입자의 질병사망률(경과계약보유건수 대비 질병사망건수)과 자살률의 경과보유년수에 따라 매년 추이를 비교하였다.

먼저 생명보험 경과보유년수에 따른 매년 질병사망률의 변화추이를 보면 앞서 〈그림 Ⅲ-10〉에서와 똑같은 추이를 보이고 있음을 알 수 있다. 즉, 질병사망률은 년도에 상관없이 생명보험의 보유기간이 늘어남에 따라 함께 증가하는 추세를 보이고 있다(〈그림 Ⅲ-11〉참조).

〈그림 Ⅲ-11〉 생명보험가입자의 십만 건당 질병사망건수(질병사망률) 추이

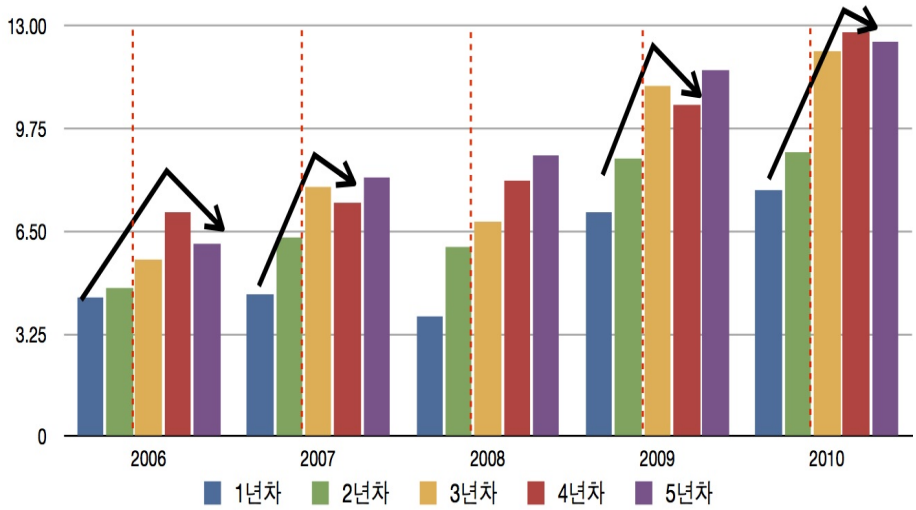
(단위: 십만 건당 건수)



이에 반해 경과계약건수당 자살건(자살률)을 살펴보면 2008년을 제외하고 연도별로 면책기간 후 최고점(peak)이 존재하고 있다(〈그림 Ⅲ-12〉, 〈표 Ⅲ-4〉 참조). 자살률은 경과계약건수당 자연사망건(자연사망률)과는 다른 추이를 보이고 있는데, 2008년을 제외하고 3년차 혹은 4년차에서 최고점(peak)이 존재하는 모습을 보이고 있다. 이는 해외의 사례분석 결과와 비슷하다. 2008년의 경우는 금융위기가 있었기 때문에 보험가입자 전반의 자살이 증가하였을 가능성이 존재한다. 즉, 2008년은 금융위기의 특수한 외부요인으로 전반적 자살률이 높아진 특수한 년도라고 설명할 수 있다. 또한 〈그림 Ⅲ-12〉과 〈표 Ⅲ-4〉에서 보이는 자살률의 변화는 질병사망률과는 상이하게 3년차에서 유독 급상승하는 추이를 보이고 있기 때문에 모수만의 변화(예: 경과계약건수의 감소)로 인해 발생하는 상승추세는 아닌 것으로 판단된다. 하지만 자살률의 추이가 경과보유년수에 따라 최고점이 존재한다고 주장하기 위해서는 최고점이나 각 경과보유년수별 자살률에 대한 통계적 유의성을 살펴볼 필요가 있다.

〈그림 Ⅲ-12〉 생명보험가입자의 십만 건당 자살건수(자살률) 추이

(단위: 십만 건당 건수)



〈표 Ⅲ-4〉 생명보험가입자의 자살률 추이

(단위: 십만 건당 건수)

구분	2006	2007	2008	2009	2010
1년차	4.4	4.5	3.8	7.1	7.8
2년차	4.7	6.3	6.0	8.8	9.0
3년차	5.6	7.9	6.8	11.1	12.2
4년차	7.1	7.4	8.1	10.5	12.8
5년차	6.1	8.2	8.9	11.6	12.5

4) 생명보험가입자의 경과보유년도별 자살률 비교: 통계적 유의성

3)절에서 제시한 생명보험 경과보유년도별 자살률이 통계적으로 신뢰할 수 있는 것인지 판단하기 위하여 카이제곱검정을 실행하였다. 검정하고자 하는 귀무가설은 '생명보험 경과보유년도별 자살률은 평균자살률과 동일하다'이다. 즉, 이 귀무가설은 각각의 경과년도의 자살률이 그 평균값과 얼마나 다르게 표출되고 있는가를 나타내는 가를 검사하고 있다. 이를 식으로 나타내면 다음과 같다.

$H_0 : p_1 = p_2 = p_3 = p_4 = p_5 = \overline{p}$, $\overline{p}$: 평균자살률, $p_i : i$경과보유년차 자살률

아래의 카이제곱검정식을 이용하여 통계치를 구하였다. Oi는 자살자 수를 Ei는 기대자살자 수를 나타낸다.

$$\chi^2 = \sum_i^5 \frac{(O_i - E_i)^2}{E_i} \sim \chi^2(4)$$

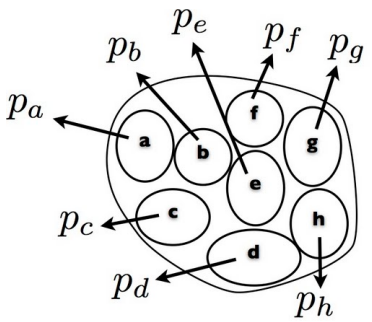
계산결과 카이제곱값은 398.18로 95%신뢰구간에 들어가지 않아서 귀무가설을 기각하였다. 따라서 생명보험 경과보유년도별 자살률은 동일하다고 말할 수 없으며 3)절에서 제시한 각 경과보유년도별 자살률은 서로 다르다고 할 수 있다.

나. 실증방법: 최고점(peak)의 통계적 유의성

4)절의 통계분석결과 '각 경과보유년도별 자살률은 다르다'라고 말할 수 있지만 각 경과보유년도별 자살률간의 상대적 비교가 어려운 점이 있다. 즉, 최고점(peak)의 존재에 대한 통계적 유의성을 판단할 수 없다.

이를 극복하기 위하여 최고점(peak)의 통계적 유의성에 대한 분석을 실시하였는데 본 연구에서는 Cutler-Gleaeser-Norberg(CGN) 지표(Cutler, Gleaser and Norberg 2010)를 이용하였다. CGN 지표는 본래 특정사고율(예: 범죄율)의 지역간 차이에 대한 상대적 집중도를 파악하는 지표이다. 만일 임의로 선택된 각 지역들 내의 개인이 특정사고율에 노출될 가능성이 p라면, 각 지역에서 특정사고에 노출되는 인구의 분포율도 p와 큰 차이가 없어야 한다. 특정지역에서 상대적으로 높은 사고율(예: 사고의 집중도)이 발생한다면, 이는 특정사고율의 과도한 변동성으로 표출될 것이다. 즉, CGN지표는 이론적으로 이미 추정되는 지역 간 특정사고율의 변동성과 실제적 변동성을 비교해 지역 간 사고의 상대적 집중도를 측정하는 지표이다.

〈그림 Ⅲ-13〉 CGN지표



$$\text{CGN Index} = \frac{\text{var}\left[(P_j - \bar{P})\sqrt{N_j}\right]}{\bar{P}(1-\bar{P})}$$

$$\bar{p} \approx p_a \approx p_b \approx p_c \approx p_d \approx p_e \approx p_f \approx p_g \approx p_h$$

본 연구에서는 CGN지표를 지역 대신 경과보유기간에 적용하였다. 따라서 임의로 선택된 생명보험가입자가 자살할 확률은 경과보유기간에 관계없이 p가 될 것이다. 만약 특정한 경과보유기간에 자살의 집중도가 존재한다면, 그 경과보유기간의 자살률과 평균적 p와의 차이는 과다변동성으로 표출될 것이다. 따라서 CGN지표의 적용으로 경과보유년도별 자살의 상대적 집중도를 측정할 수 있다.

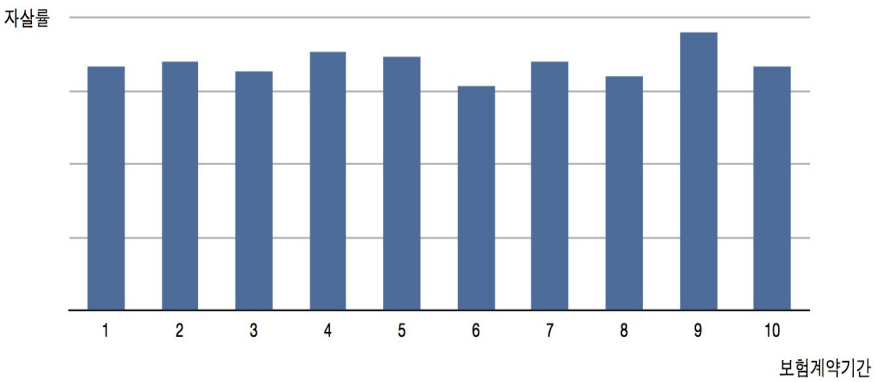
CGN지표를 지역 대신 생명보험 경과보유기간에 적용하여 각 경과보유기간의 자살률의 상대적 집중도를 측정하기 위한 자살기간의존지수(Suicide-period dependency index)를 사용하였다. 지표를 구하기 위한 수식은 다음과 같다.

$$SPDI = \frac{Var[(P_j - P_{IN})\sqrt{N_j}]}{(1-P_{IN})P_{IN}}$$

P_j : j기의 자살률, P_{IN} : 전체자살률, N_j : j기의 경과보유계약건수

〈그림 Ⅲ-14〉에서 보듯이 CGN지표를 지역 대신 기간으로 적용할 경우 임의로 선택된 생명보험가입자의 자살확률은 전 기간에 걸쳐 p와 비슷할 것이다. 하지만 만약 어떤 특정기간에 자살의 집중도가 존재한다면, 그 기간의 자살률과 평균적 자살률 p와의 차이는 과다변동성으로 표출될 것이다. CGN지표를 통해 기간별 자살의 상대적 집중도를 측정할 수 있다.

〈그림 Ⅲ-14〉 CGN지표의 지역에서 기간으로의 적용



지수의 값이 1 이상이면 통계적으로 유의하게 변동성이 있다고 할 수 있다. 특히 지표에서 중요하게 살펴보아야 할 것은 생명보험 계약 경과시점별 상대적 변동성이다. 특정기간의 변동성이 상당히 높게 나온다면 그 기간의 변동성이 왜 높게 나왔는지 설명이 필요하며 만약 자살률이 보험계약기간에 영향을 받지 않는다면 지표는 보험계약 경과시간과 상관없이 일정한 변동성을 보여줄 것이다.

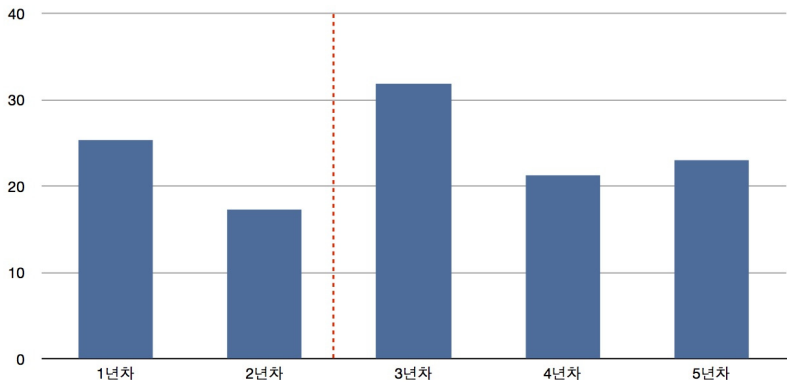
다. 결과

1) 자살기간의존지수

자살기간의존지수(SPDI)의 계산 결과 통계적으로 유의하게 3년차에서 유독 높은 변동성을 보이고 있다(〈그림 Ⅲ-15〉 참조). 즉, 다른 기간과 비교하여 3년차의 변동성이 상대적으로 크며 적어도 다른 기간에 비해 3년차에 상대적으로 심한 자살의 집중도를 나타내고 있음을 알 수 있다.

본 결과가 강건성(Robustness)을 가지는가를 확인하기 위해서 성, 연령, 경제적 상황 등 생명보험가입자의 특성을 통제하여 자살기간의존지수를 산출한 결과를 2)절부터 제시하였다.

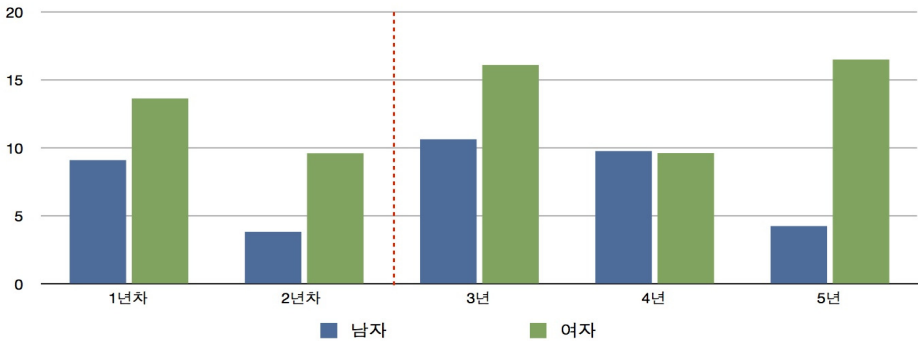
〈그림 Ⅲ-15〉 생명보험 계약기간에 다른 자살률의 변이 정도



2) 성별 대비 자살기간의존지수

남녀 모두 생명보험계약 3년 경과시 자살률이 가장 크게 변동하며 집중도가 높은 것으로 나타났다. 남자의 경우 3년차에 가장 높은 변동성 및 집중도가 존재하는 것으로 나타났는데, 이는 가장의 역할을 하는 남자가 생명보험의 면책조항에 더욱 민감하게 반응할 가능성이 높기 때문인 것으로 판단된다. 이는 연구의 시작에서 얘기되었던 경제학적 접근방식으로 유출되었던 기본적 전제와도 일치한 결과이기도 하다.

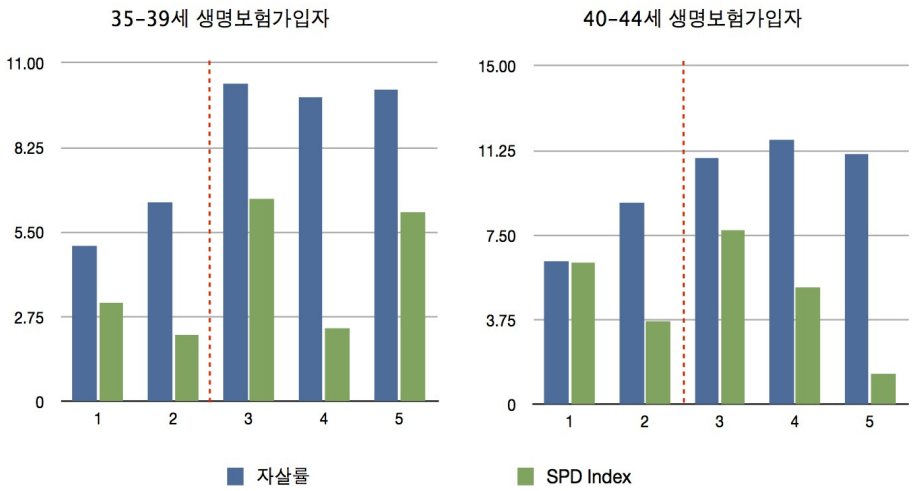
〈그림 Ⅲ-16〉 생명보험 계약기간에 따른 성별 자살률의 변이 정도



3) 연령별 대비 자살기간의존지수

생명보험 보유계약건수가 가장 많은 연령대인 35세에서 44세까지의 생명보험가입자의 자살기간의존지수를 계산하였다. 자살률은 35세에서 39세 연령대와 40-44세 연령대가 비슷하게 면책기간 이후 3년차에 크게 높아졌다가 이후 안정된 모습을 보이고 있다. 자살률의 변동성 및 집중도는 3년차에 크게 높아짐을 알 수 있다.

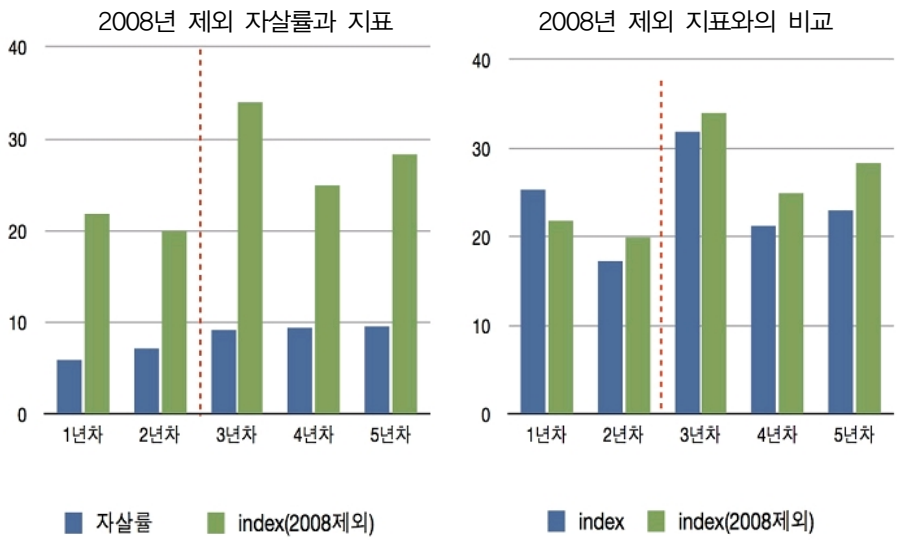
〈그림 Ⅲ-17〉 생명보험 계약기간에 따른 연령별 자살률의 변이 정도



4) 2008년 제외 자살기간의존지수

생명보험가입자의 소득수준을 통제할 수 없기 때문에 경제적 상황이 비교적 좋지 못했던 2008년을 제외한 자살률과 자살기간의존지수를 살펴보았다. 만약 2008년 자료의 포함여부가 결과에 큰 영향을 준다면 경제적 상황이 자살에 어느 정도 영향을 주고 있다는 해석이 가능하다. 이는 자살기간의존지수의 계산 시 소득요인을 통제하는 것이 중요한 문제가 될 수 있음을 의미한다.

〈그림 Ⅲ-18〉 소득수준을 통제한 자살기간의존지수

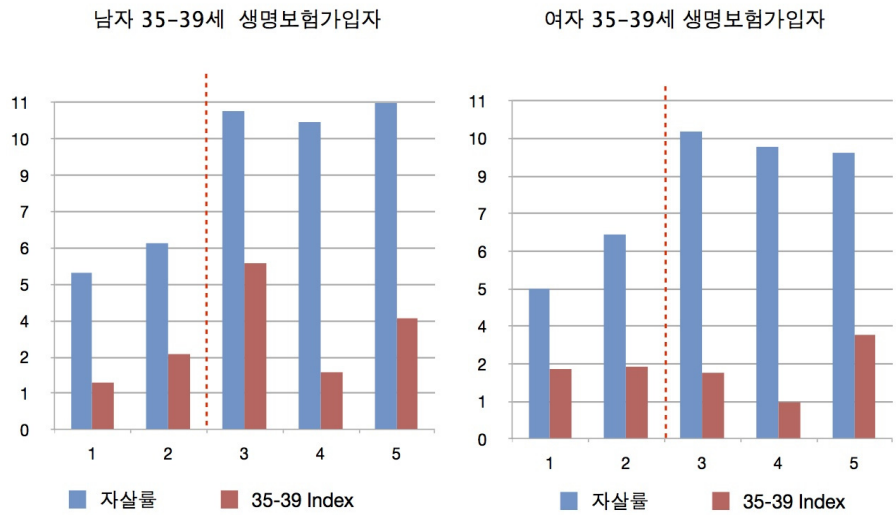


2008년도 자료를 제외하고 자살률을 계산하였을 때 여전히 3년차 이후에서 높은 자살률을 보이고 있으며, 자살기간의존지수는 3년차에 크게 높아지고 있다. 〈그림 Ⅲ-18〉의 오른쪽 그래프는 2008년 자살률을 제외하고 자살기간의존지수를 구한 값과 모든 기간을 포함하여 자살기간의존지수를 구한 값을 비교한 그래프이다. 전체적으로 큰 변화가 없지만 2008년도를 제외하였을 때 3년차의 지표가 더 높아지며 1년차에는 상대적으로 지수값이 더 낮아지고 있다.

5) 성별 연령별 자살기간의존지수

생명보험가입자의 성, 연령을 동시에 통제하기 위하여 성별 연령별 군을 만들어 자살기간의존지수를 살펴보았다. 생명보험가입자가 가장 많은 35-39세 가입자를 남녀로 나누어 자살률과 자살기간의존지수를 계산하였다.

〈그림 Ⅲ-19〉 성별 연령별 자살률과 자살기간의존지수



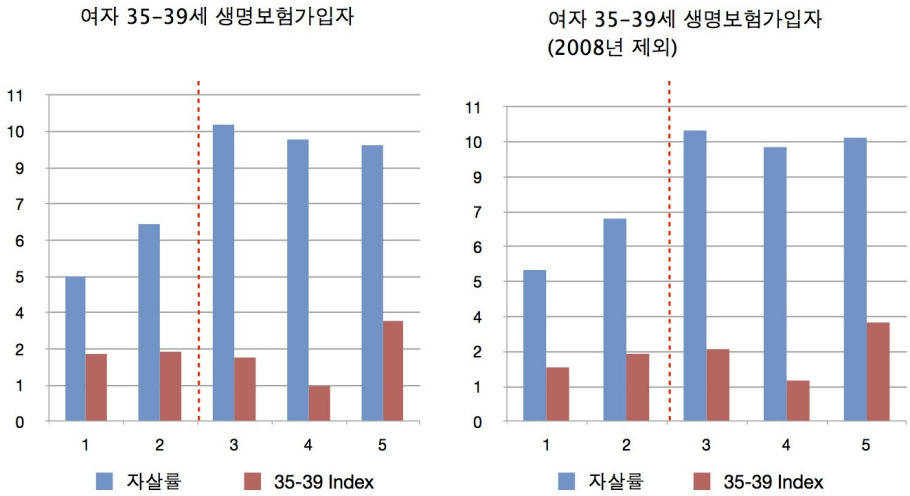
생명보험가입자 중 보유계약건수가 가장 많은 35-39세 가입자는 남녀를 구분하더라도 자살률은 여전히 생명보험가입 3년차에 가장 높은 모습을 보이고 있다. 하지만 자살기간의존지수는 남자의 경우 여전히 3년차에 높은 지표를 나타내고 있지만 여자의 경우 오히려 3년차보다 1, 2년차에서 더 높은 지표를 보이고 있다.

6) 2008년을 제외한 성별 연령별 자살기간의존지수

앞 소절의 결과에서 35-39세 여성의 경우는 자살의존지수에서 기존의 결과와 다소 상이한 모습으로 나타났다. 그래서 비교적 경제적 상황이 좋지 않았던 2008년 자료를 제외하고 자살기간의존지수를 다시 한 번 계산하였다.

2008년을 제외하고 계산하였을 때 자살률은 큰 변화가 없었지만 자살기간의존지수는 3년차의 수치가 1, 2년차보다 높게 나왔다. 이는 2008년의 좋지 못한 경제상황이 자살기간의존지수에 영향을 주었기 때문이며, 이를 제외함으로써 결과가 다소 개선되는 효과인 것으로 판단된다.

〈그림 Ⅲ-20〉 2008년 제외 35-39세 여성의 자살률과 자살기간의존지수



라. 함의

본 실증연구에서는 자살률과 자살기간의존지수를 성별, 연령별, 경제적 상황이 좋지 못했던 2008년 등을 고려하여 각 군을 나누어 계산함으로써 본 연구의 결과가 강건성이 있음을 보이고자 하였다.

각 결과를 참고한다면 생명보험가입자는 면책기간 이후에 높은 자살률을 보이고 있으며, 자살의존지수가 유독 3년차에 상당히 높은 수치를 보이고 있음을 확인할 수 있었다. 통상적으로 면책기간이 자살에 영향을 주지 않는다면 경과보유년수에 상관없이 자살할 확률은 평균적 자살률을 보여야 한다. 하지만 자살률이 통계적으로 유의하게 3년차에 유독 높은 변이도를 보이고 있다는 사실은 면책기간이 생명보험가입자의 자살시점에 영향을 주고 있기 때문에 나타나고 있는 현상일 것이다. 즉, 이상의 결과를 종합한다면 면책기간 조항이 자살률에 직접적으로 영향을 주고 있는 것으로 판단된다.