2026년 2월 제37권 제1호·통권 제122호

보험금융연구

Journal of Insurance and Finance

Insurance Solvency Regulation under Biased Consumer Perceptions	Sang Jin Lee	3
보험설계사의 소득 결정 요인에 관한 연구	김성균·김석영	49
실손형의료보험 가입이 공급자 유인수요에 미치는 이질적 처리효과 분석	민인식	81
자동차보험에서 계약자-운전자 분리가 보험 청구행태에 미치는 영향	천지연	113

보험금융연구 제37권 제1호(2026. 2) pp. 3-48
DOI: https://doi.org/10.23842/jif.2026.37.1.001

Insurance Solvency Regulation under Biased Consumer Perceptions*

Sang Jin Lee**

This study examines modern risk-based insurance solvency regulation from the perspective of consumer protection, considering the impact of biased consumer perceptions. To this end, it employs an option pricing model that incorporates the assumption that insurance buyers may hold biased perceptions regarding the insurer's solvency. Consumer protection is evaluated using measures of consumer surplus and welfare loss.

The analysis indicates that biased consumer perceptions may encourage insurer moral hazard, thereby reducing social welfare. Under such circumstances, risk-based solvency regulation serves as an effective policy instrument for mitigating welfare losses. However, the findings also suggest that excessively stringent regulation may produce unintended adverse effects on consumer protection by reducing consumer surplus through higher capital costs.

In conclusion, while a risk-based solvency framework constitutes a valuable supervisory tool, regulators must adopt an appropriate degree of regulatory stringency, carefully balancing the objectives of ensuring solvency and promoting consumer welfare.

Keywords: Risk-based Solvency Regulation, Biased Perceptions, Confidence Level, Regulatory Efficiency, Consumer Surplus

JEL Cl: D6, D8, G28

* Disclaimers and Acknowledgments: This paper is a revised version of the author's doctoral dissertation. The author gratefully acknowledges the anonymous reviewers for their helpful comments. All views expressed are solely those of the author and are independent of the official position of the author's affiliated institution or any related organizations.

** Team Leader, Financial Supervisory Service Ph.D. in Economics(legendar@fss.or.kr)

논문 투고일: 2025.07.03., 논문 최종 수정일: 2025.12.01, 논문 게재 확정일:2026.02.13.

I. Introduction

Insurance regulators in many countries have been fundamentally restructuring solvency regulations for insurance companies since the global financial crisis of 2007. The International Association of Insurance Supervisors (IAIS) finalized the Insurance Capital Standard (ICS) in 2024, establishing the first global solvency framework for insurers, analogous to the Basel Accord in the banking sector. The European Union implemented Solvency II, a new risk-based solvency regime, in 2016. South Korea introduced the Korea Insurance Capital Standard (K-ICS) in 2023, a new solvency regulation based on the ICS.

In general, there are two types of solvency regulation: risk-based and fixed-amount. Risk-based solvency regulations require insurers to hold capital in excess of a risk-sensitive amount determined using regulatory models. In contrast, fixed-amount solvency regulations require insurers to hold capital above a predetermined fixed threshold. It is crucial for regulators to understand the fundamental differences between these two frameworks.

In designing a risk-based solvency regulation, an important policy decision concerns the confidence level used in the risk measurement. Various confidence levels are employed in real-world regulation. For example, the confidence level in Japan's RBC system was 90% before 2012 and has been 95% since. In the United States, it is implicitly around 95%. In South Korea, the confidence level was set at 95% prior to 2014 and increased to 99% under the Risk-Based Capital (RBC) regime. In 2023, the K-ICS adopted a 99.5% confidence level. The ICS and Solvency II adopt a 99.5% confidence level, while Basel II for banks uses 99.9%. This range highlights the complexity and policy sensitivity of choosing an appropriate confidence level.

Understanding the economic foundations of solvency regulation is therefore essential for designing effective systems. However, surprisingly few studies examine the theoretical underpinnings and efficiency implications of modern risk-based solvency regulation.

This study investigates the theoretical foundations and economic efficiency of risk-based solvency regulation using an option pricing model (OPM), under the assumption that insurance buyers may have biased perceptions about the solvency of insurers.

Specifically, the study addresses two fundamental questions:

1. Why should solvency regulation be based on a risk-sensitive framework rather than a fixed-amount framework under biased consumer perceptions of the insurer's solvency?
2. Does tightening solvency regulation—i.e., increasing the confidence level—necessarily enhance consumer protection?

The main findings of this study are as follows. Regarding the first question, if insurance buyers have biased perceptions of insurer solvency, this information asymmetry can create moral hazard, leading insurers to take excessive risks. Risk-based solvency regulation can mitigate the resulting welfare loss by aligning capital requirements with underlying risks. Therefore, solvency regulation should be grounded in a risk-based framework rather than a fixed-amount rule if insurance buyers have biased perceptions of insurer solvency. Regarding the second question, the results indicate that overly stringent capital requirements—those based on excessively high confidence levels—can reduce consumer welfare, despite improving insurer solvency.

This study is expected to contribute to the conceptual and theoretical foundation of modern risk-based solvency regulation from the perspective of economic efficiency. It provides a formal justification for calibrating solvency regulation in a way that balances financial soundness and consumer welfare, thereby aiding regulators in designing more effective systems.

Although this study builds upon the option-theoretic framework developed by Stoyanova and Schlütter (2015), including their formulation of biased consumer perception, it differs in both focus and scope. While their analysis centers on comparing the effects of capital regulation versus price regulation, this study investigates two distinct but equally important issues. First, it explores why risk-based solvency regulation is more effective than fixed-amount regulation in mitigating welfare losses caused by consumer misperception. Second, it comparatively analyzes how the choice of confidence level in risk-based capital requirements affects consumer welfare—an issue that remains largely underexplored in the literature.

Based on this second line of analysis, this paper demonstrates that stronger solvency regulation does not always lead to better outcomes for consumers. In particular, excessively high confidence levels, while reducing default risk, can increase insurance premiums and reduce consumer surplus. These findings offer policy-relevant insights into the optimal calibration of solvency standards, especially within frameworks like Solvency II and the ICS.

The remainder of this paper is organized as follows. Section 2 presents the literature review on the option pricing model used in this paper, together with the research questions. Section 3 explains the characteristics of value at risk (VaR) and the underlying theory of risk-based solvency regulation. Section 4 outlines Stoyanova and Schlütter's (2015) economic model. Section 5 develops theoretical results based on the model. Section 6 analyzes the theoretical

framework with numerical illustrations and discusses the welfare implications of different confidence levels. Section 7 concludes and discusses policy implications.

II. Literature Reivew

The application of the option pricing model (OPM) to the analysis of insurance company behavior was pioneered by Doherty and Garven (1986) and Cummins (1988). Subsequent contributions by Butsic (1994), Cummins and Danzon (1997), Zanjani (2002), Yow and Sherris (2008), Lin et al. (2013), Schlütter (2014), Stoyanova and Schlütter (2015), and Coppola et al.(2018) have further advanced OPM-based frameworks to explain insurers' decision-making under solvency and risk constraints. Among these, Stoyanova and Schlütter (2015) developed a formal economic model that integrates consumer behavior, capital regulation, and insurer strategy, while also incorporating consumer perception biases and evaluating the implications for risk-based solvency regulation and consumer protection. The present study builds primarily upon Stoyanova and Schlütter (2015) and extends their approach by introducing the concept of confidence levels.

A number of studies relate to the first research question, albeit without directly addressing it through formal modeling. Munch and Smallwood (1982) demonstrate that solvency-related information costs and agency problems can heighten insurers' default probabilities, and that solvency regulation may mitigate these risks. However, their framework assumes fixed-amount regulatory requirements. Cummins et al. (1993) provide a comprehensive discussion on the rationale, benefits, and limitations of risk-based capital

requirements for property-casualty insurers, emphasizing the need for regulatory oversight given insurance customers' limited ability to monitor insurers' risk-taking behavior. Their arguments, however, rest more on expert judgment than on rigorous formal analysis. Butsic (1994) argues that while solvency regulation would be unnecessary in a perfectly efficient market, it becomes essential in the presence of information asymmetries. Stoyanova and Schlütter (2015) further examine the welfare implications of capital regulation versus price regulation under consumer misperceptions, but do not explicitly compare risk-based solvency requirements with fixed-amount requirements.

Recent literature has explored Solvency II from both theoretical and empirical perspectives. Filipović et al. (2014) develop a model showing that solvency capital requirements can curb excessive risk-taking driven by risk-shifting incentives, thereby enhancing policyholder protection and welfare, especially when consumers are risk-averse. Rae et al. (2017) evaluate the implementation of Solvency II and find that it has improved consumer protection and risk management, though concerns remain regarding complexity, pro-cyclicality, and compliance costs. Siopi et al. (2023) empirically examine European insurers and identify key financial drivers of the SCR ratio, such as reinvestment rate and benefit adjustment expenses, underscoring the importance of investment strategy and expense control under solvency regulation.

Regarding the second research question, to our knowledge, few studies have directly addressed this issue. Lorson et al. (2012) conduct a cost-benefit analysis of Solvency II, questioning whether the additional protection offered by Solvency II's 99.5% confidence level justifies the associated costs to policyholders. Boonen (2017) examines the impact of replacing the current 99.5% Value-at-Risk (VaR) confidence level under Solvency II with an

Expected Shortfall (ES) measure. The study finds that maintaining a similar solvency capital requirement would require setting the ES confidence level at approximately 98.8%, while applying ES at a 99% confidence level would significantly increase capital requirements. However, these analyses are confined to a single framework and do not consider alternative confidence levels. In banking regulation, Zimper (2014) analyzes how the Basel framework's reliance on a 99.9% confidence level can be misleading if expected losses are not properly accounted for in capital requirements. He concludes that "the financial stability of a Basel-regulated banking system is likely to be more prone to bank failures than suggested by the official confidence level of 99.9%.".

Ⅲ. Capital Requirements under Risk-Based Solvency Regulation: A VaR-Based Framework

Risk-based solvency regulation is typically grounded in the Value at Risk (VaR) framework. According to Jorion (2007), the VaR of a portfolio over a target horizon can be defined as:

$$c = prob(x \geq -VaR) = \int_{-VaR}^{+\infty} p(x)dx \quad (1)$$

where c is the confidence level, x is a random variable representing the portfolio profit or loss, and $p(x)$ is the probability density function for x.

As Jorion (2007) explains, when VaR is used to determine capital requirements, the target default probability can be directly translated into the confidence level. For example, if the target default probability is 1%, the

corresponding confidence level becomes 99% (= 100 − 1). Therefore, an insurer aiming to maintain an investment-grade credit rating, such as Baa, must hold capital exceeding the 99% VaR. In this case, if the 99% VaR is estimated at USD 10 million, the insurer must maintain capital above this level to limit the default probability to 1%. Accordingly, the VaR at the specified confidence level is often referred to as the required capital or minimum regulatory capital needed to meet the solvency standard.

Risk-based solvency regulation is structured so that when an insurer's actual capital falls below the required level, regulatory intervention is triggered to protect policyholders and maintain financial stability. As a result, insurance companies have incentives to manage their capital levels carefully to avoid supervisory action. Lin et al. (2013) find that insurers behave strategically to avoid breaching regulatory thresholds, especially when capital nears the minimum requirement—a phenomenon known as the threshold effect.

Building on this risk-based framework, the next section presents the economic model developed by Stoyanova and Schlütter (2015), which this study extends to analyze the welfare effects of alternative regulatory designs.

Ⅳ. The Model

The model involves three key agents: a representative consumer, an insurance company, and a regulator. The representative consumer purchases insurance to hedge against potential losses but may have a biased perception of the insurer's solvency. The insurance company decides on its capital level and risk-taking behavior, seeking to maximize shareholder value under regulatory constraints. The regulator sets solvency requirements based on a

value-at-risk (VaR) framework with a specified confidence level, aiming to mitigate default risk and protect consumer welfare.

1. Consumer Model

The representative consumer model is built upon the following assumptions:

(C1) The consumer considers not only the price but also the financial soundness of the insurance company when deciding whether to purchase an insurance product.

(C2) The consumer does not observe the insurer's true solvency condition.

(C3) The consumer is a price taker.

Assumption (C1) implies that the demand for insurance products depends on both the product price and the insurer's perceived default rate. Specifically, demand increases as the price decreases and as the default probability becomes lower. This relationship is formalized in Definition 1.

Definition 1: Demand curve for insurance products

The consumer's demand function for insurance is specified as follows:

$$Q(dr, p) = n\, e^{-f_d dr - f_p p} \tag{2}$$

where p denotes the price of the insurance product, dr is the perceived default rate of the insurer, f_d is the default rate sensitivity coefficient, f_p is the price sensitivity coefficient, and n is a market adjustment factor (e.g., potential market size).

All parameters f_d, f_p, and n are assumed to be positive. The default rate dr is defined in Section 4.2 as the ratio of the arbitrage-free value of unpaid claims

to the nominal liability value.

Assumption (C2) introduces consumer misperception of the insurer's solvency. Consumers—typically lacking financial expertise—may not accurately assess the true default probability of insurance companies, whereas the firms themselves know their actual financial condition. This leads to the following definition.

Definition 2. Biased Default Rate under Consumer Perception

When consumer perception of the insurer's default rate is biased, the biased default rate dr_b can be represented as:

$$dr_b = (1+b)dr_r \tag{3}$$

where $b\,(\rangle -1)$ is the degree of consumer bias, dr_r is the real default rate, and dr_b is the biased default rate.

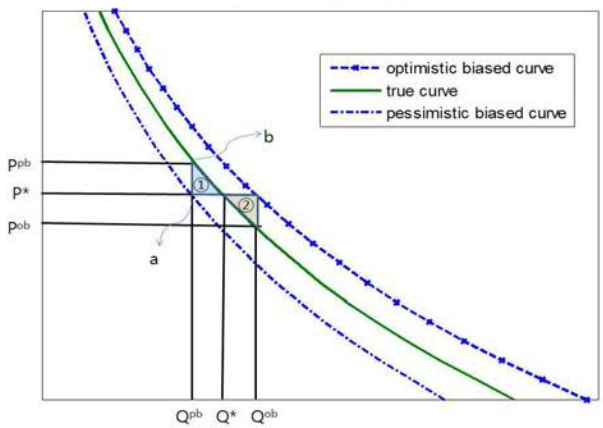
It should be noted that a positive value of b implies pessimistic bias (overestimation of default risk), while a negative value implies optimistic bias. If bias exists, consumers make insurance purchase decisions based not on the real default rate dr_t but on the biased default rate dr_b. This leads to a shift in the perceived demand curve. Figure 1 illustrates how the insurance demand curve changes in response to consumer bias.

We now consider the effect of bias on consumer surplus (CS). Let the equilibrium price and demand in the unbiased case be p^* and Q^*, respectively. If the consumer holds a pessimistic bias (i.e., overestimates default risk), the demand decreases to Q^b, and the consumer surplus is reduced by area ①, which represents the loss due to foregone consumption at price p^*.

Conversely, if the consumer holds an optimistic bias (i.e., underestimates

default risk), the demand increases to Q^{ob}, and the insurance price drops to p^{ob}. In this case, the marginal consumers—who would not have purchased the product in the unbiased case—enter the market, but they overpay relative to the true value of the product. As a result, consumer surplus is reduced by area ②, representing inefficient overconsumption.

〈Figure 1〉 Demand Curve with Biases.



Note: P*, Q*: Equilibrium price and demand without bias,
P^{pb}, Q^{pb}: Price and demand with pessimistic bias
P^{ob}, Q^{ob}: Price and demand with optimistic bias.

In both cases, bias leads to a welfare loss, either through reduced coverage (underconsumption) or inefficient overconsumption. This highlights the importance of accurate solvency perception and regulatory mechanisms that mitigate information asymmetry in insurance markets.

In other words, if there exists information asymmetry between insurers and consumers regarding the insurer's financial soundness, a welfare loss (WL) arises, corresponding to area ① or ② in Figure 1. This economic loss is formally defined as follows:

Definition 3. Welfare Loss Due to Information Asymmetry

When consumers hold biased perceptions about the insurer's solvency, the resulting welfare loss is defined as:

$$WL = (p^* - p')Q(dr_{b,}, p^*) - \int_{p'}^{p^*} Q(dr_r, p)dp \quad (4)$$

where p^* is the price without bias and p' is the price with bias.

This expression captures the misallocation of insurance consumption resulting from misinformation about insurer risk.

Next, we define CS as follows:

Definition 4. Consumer Surplus under Information Asymmetry

Consumer surplus (CS) under asymmetric information is defined as:

$$CS = \int_{p^*}^{\infty} Q(dr_r, p)dp - WL \quad (5)$$

This definition accounts for the utility loss due to price and risk misperception.

Protecting financial consumers is one of primary objectives of insurance regulation. Among various regulatory tools, risk-based solvency regulation plays a critical role in promoting this objective by addressing solvency-related information asymmetry. However, "consumer protection" is an inherently abstract and qualitative concept, making it difficult to evaluate regulatory effectiveness.

To overcome this limitation, the present study adopts consumer surplus (CS) as a proxy for consumer protection and welfare loss (WL) as a measure of

regulatory inefficiency. This approach enables a quantitative evaluation of the welfare effects of solvency regulation under different consumer perception scenarios.

2. Insurer Model

We consider a single-period model of a representative insurance company based on the following assumptions:

(I1) The insurance company begins operations by investing capital at time 0.
(I2) The insurer has full knowledge of the consumer demand function and the degree of consumer bias b.
(I3) The insurer chooses the price and default rate to maximize shareholder value.
(I4) Operating costs (e.g., acquisition and administrative expenses) are incurred at time 0, and claims are paid at the end of the period.

Assumption (I1) implies that shareholders have limited liability. Assumptions (I2) and (C2) reflect the existence of asymmetric information between the insurer and the consumer. Assumption (I3) reflects the shareholder-driven objective of the insurer, while (I4) simplifies the timing structure of cash flows.

Since the real default rate is unobservable to the consumer (from C2), the insurer's choice of the actual default rate becomes a hidden action, creating potential for moral hazard.

We follow the model introduced by Schlütter (2014) and formalized in Stoyanova and Schlütter (2015), where the insurance company selects the product price and default rate to maximize shareholder profit using an option pricing framework.

2.1. Capital Valuation and Default Risk

Let *At*, *Lt*, and *Ct* denote the asset, liability, and equity capital of the insurer at time t = 0,1. At time 1, the value of equity capital is:

$$C_1 = \max(A_1 - L_1, 0) \tag{6}$$

where are asset, capital, and liability at times 0 and 1, respectively.

This can be rewritten as:

$$\begin{aligned} C_1 &= \max(A_1 - L_1, 0) \\ &= A_1 - L_1 + \max(L_1 - A_1, 0) \end{aligned} \tag{7}$$

The second term represents the insurer's net liability when the liabilities exceed assets, known in the literature as a default put option (DPO). Under risk-neutral valuation, the present value at time 0 becomes:

$$\begin{aligned} E^N[C_1] &= E^N[A_1 - L_1 + \max(L_1 - A_1, 0)] \\ \Rightarrow C_0 &= A_0 - L_0 + E^N[DPO] \\ \Rightarrow C_0 &= A_0 - L_0 + DPO_0 \end{aligned} \tag{8}$$

For simplicity, the risk-free rate, r_f is assumed to be zero. A_0, L_0, and DPO_0, are defined as the risk-neutral present values at time 0 for A, L, and DPO, respectively.

We define the default rate dr as the ratio of the value of the default put option to the nominal liability:

$$dr = \frac{DPO_0}{L_0} \tag{9}$$

where, since L_1, A_1 are random variables, DPO_0 can be regarded as an exchange option for L_1, A_1. Thus, Equation (9) can be expanded to Equation (10). For reference, the exchange option can be evaluated according to Margrabe's (1978) formula:

$$dr(s,\sigma) = \frac{DPO_0}{L_0} = \frac{E^N[max\ (L_1 - A_1, 0)]}{L_0} = \frac{L_0\Phi(z) - A_0(z-\sigma)}{L_0} = \Phi(z) - s\Phi(z-\sigma) \tag{10}$$

where $s = A_0/L_0$, $\sigma = \sqrt{\sigma_A^2 + \sigma_L^2 - 2\rho\sigma_A\sigma_L}$, $z = \frac{-\ln(s)}{\sigma} + \frac{\sigma}{2}$, $N(\cdot)$ is the cumulative standard normal distribution, σ_A is the standard deviation of the asset, σ_L is the standard deviation of the liability, and ρ is the correlation between the asset and the liability.

It should be noted that dr is not the default probability, but the default rate. According to Davis (2003), the probability of a default event at which the liability exceeds the asset at time 1 is given as follows:

$$PR(s) = \Phi(\hat{z}) \ \ where \ \ \hat{z} = \frac{-\ln(s)}{\sigma} + \frac{(\sigma_A^2 - \sigma_L^2)}{2\sigma} \tag{11}$$

Following Schlütter (2014), since *dr(s)* is a continuous and strictly decreasing function, its inverse function *s(dr)* exists and is also strictly decreasing. The default probability function *PR(s)* is a strictly decreasing function of s, because both the cumulative distribution function $\Phi(\cdot)$ and *ln(s)* are strictly increasing. Consequently, since the default probability function *PR(s)* and the function *s(dr)* are both one-to-one monotonic mappings, the default probability PR and the default rate *dr* are in a one-to-one correspondence. Therefore, specifying the regulatory constraint in terms of the default

probability is equivalent to specifying it in terms of the default rate.[1)]

2.2. Profit Maximization

At time 0, the insurer collects premiums and spends part of the initial capital on fixed costs. The total assets A_0 are:

$$A_0 = Qp + (1 - ct) \tag{12}$$

where p is the price of the insurance product, Q is the quantity based on the demand curve of the insurance product with price p and default rate dr, K is the initial capital, and ct is the rate of upfront cost and tax relative to K at time 0, according to Assumption (I4).

According to Schlütter (2014) and Stoyanova and Schlütter (2015), we can derive the following shareholder profit function using Equations (6) – (12). It should be noted that there exists an inverse function $s(dr,\sigma)$ for $dr(s,\sigma)$ because $dr(s,\sigma)$ is a continuous and monotone decreasing function.

Definition 5. Shareholder Profit Function

$$\Pi(dr,p) = Q(dr,p)\left[p - \mu(1-dr) - \frac{ct}{1-ct}(\mu s(dr,\sigma) - p)\right] \tag{13}$$

where , $\mu = L_0/Q$ which means liability per insurance contract.

The insurance company selects the default rate and price to maximize the shareholder's profits defined in Definition 5. According to Schlütter (2014) and Stoyanova and Schlütter (2015), there is a closed solution considering

1) See Profit Maximization under Confidence-Level Solvency Constraint in Appendix 1.

consumer and insurance models altogether without regulation as follows:

$$s^* = G[\frac{f_d}{f_p t\mu}(1+b) - \frac{1-t}{t}] \tag{14}$$
$$p^* = \mu(1-dr_t) + t[\mu s(dr_t, \sigma) - \mu(1-dr_t)] + \frac{1}{f_p}$$
$$\Pi^* = \frac{Q[dr_t^*(1+b), p^*]}{f_p(1-t)}$$

where $G(x) = \exp(-\sigma\Phi^{-1}(\frac{1}{x}) - \frac{\sigma^2}{2})$.

V. Theory

In this section, we provide a theoretical analysis of how consumer bias affects economic efficiency and default rate outcomes under the insurer model presented in Section 4. It should be noted that no regulatory constraints are imposed at this stage, as the objective is to identify the fundamental rationale for introducing regulation.

1. Consumer Bias and Welfare Loss

We begin by examining the relationship between consumer bias and welfare loss. Intuitively, as consumer bias increases—whether due to greater optimism or pessimism—the areas corresponding to welfare loss (area ① or ② in Figure 1) expand. Formally, we define this relationship as follows:

Proposition 1: Let b denote consumer bias and WL^* the associated welfare loss. Then,

$$b = 0 \rightarrow DL = 0,\ b > 0 \rightarrow \frac{dWL^*}{db} > 0,\ b < 0 \rightarrow \frac{dWL^*}{db} < 0. \quad (15)$$

Proof: See the Appendix 2.

This result implies that the more biased the consumer's perception of the insurer's solvency, the greater the resulting welfare loss.

2. Consumer Bias and Default Rate Behavior

Next, we investigate how consumer bias affects the insurer's choice of the default rate under profit maximization. If consumers exhibit optimistic bias, they underestimate the default risk, which gives the insurer an incentive to increase the real default rate by taking on greater risk. Conversely, with pessimistic bias, the insurer has an incentive to reduce risk, since the perceived default rate is already high.

This distortion in insurer behavior, caused by biased demand rather than real solvency concerns, constitutes a moral hazard. We formalize this idea in the following proposition:

Proposition 2: Let dr_r^* denote the true profit-maximizing default rate. Then,

$$\frac{ddr_r^*}{db} < 0. \quad (16)$$

Proof: See the Appendix 2.

This implies that under optimistic bias ($b<0$), the insurer increases its true risk-taking, resulting in a higher default rate(dr_r), while under pessimistic bias ($b>0$), the insurer decreases its true risk-taking, resulting in a lower default rate(lower dr_r). It is important to note that, although the regulatory framework is formally defined in terms of the default probability rather than the default rate, the proposition is stated using the default rate without loss of generality. This is because, as established in Section 4.2.1, there is a one-to-one monotonic correspondence between the two measures, and thus the same result applies to the default probability. This correspondence will be used consistently in the subsequent analysis.

3. Relationship Between Default Rate and Welfare Loss

We now explore how the default rate influences welfare loss. As previously shown, welfare loss arises from a divergence between perceived and real solvency. If the actual default rate is reduced, the gap between biased and true demand narrows, thereby reducing welfare loss.

This intuition is formalized as follows:

Proposition 3: If b is not zero, $WL = 0 \leftrightarrow dr_r = 0$.

Proof: See the Appendix 2.

Proposition 4: If b is not zero, $\lim_{dr_r \to 0} WL^* = 0$.

Proof: See the Appendix 2.

From these results, we derive the following practical insight:

Theorem 1: There is a default rate threshold dr_h such that $WL^* < WL_I$ for any positive WL_I.

Proof: See the Appendix 2.

In other words, while it is impossible to eliminate welfare loss entirely due to information asymmetry, it is feasible to *control it below a tolerable level by limiting the insurer's default rate*. This has important regulatory implications.

4. Policy Implication: Justification for Risk-Based Regulation

The propositions and theorem presented in this study provide a theoretical rationale for adopting risk-based solvency regulation in the presence of optimistic bias in the market.[2)]

Under a solvency regulatory framework, an insurer becomes subject to supervisory intervention—such as regulatory action or seizure of managerial control—if it fails to satisfy regulatory requirements, including maintaining a solvency ratio of at least 100%. For insurers that can comfortably satisfy these requirements, the regulation is non-binding and does not affect managerial decisions. By contrast, insurers that are at risk of breaching regulatory thresholds must prioritize regulatory compliance in order to avoid intervention

2) Market participants are more likely to exhibit optimistic rather than pessimistic perceptions for the following reasons. First, rational consumers would not purchase insurance from an unsound company; therefore, those who remain in the market implicitly believe that the insurer is financially sound. Second, if insurers recognize the presence of consumer bias, they may reinforce optimistic perceptions through marketing or advertising strategies designed to signal financial strength. Finally, as noted by Stoyanova and Schlütter (2015), consumers are more likely to exhibit optimistic bias under normal market conditions.

(Lin et al., 2013). Accordingly, the maximum default rate—or, equivalently, the maximum default probability derived from equation (11)—serves as the final regulatory boundary that insurers must not exceed.

In the present model, the insurer chooses product prices and the default rate to maximize shareholder value. However, when the default rate that maximizes profits exceeds the regulatory limit implied by the confidence level, the regulation becomes binding, forcing the insurer to set its default rate at the regulatory maximum, consistent with the framework of Stoyanova and Schlütter (2015). In this case, the insurer optimizes only over product prices, subject to the regulatory constraint.

Proposition 1 establishes that consumer bias leads to a welfare loss. Proposition 2 further demonstrates that, under optimistic bias, insurers have incentives to increase their default probabilities beyond actuarially justified levels. This behavior constitutes a form of moral hazard, as insurers exploit biased consumer expectations to assume excessive risk.

Proposition 3 suggests that to enhance economic efficiency, it is necessary for regulatory authorities to manage insurers' default rates within a certain acceptable range. However, it is inherently difficult to manage insurers' default probabilities through traditional fixed-capital regulations, as such frameworks do not adequately account for variations in behavioral distortions such as optimistic bias.

In contrast, Theorem 1 supports the use of a risk-based solvency framework —particularly one based on a Value-at-Risk (VaR) approach—which enables regulators to control welfare loss below a tolerable level by limiting the insurer's default rate more effectively by adjusting solvency requirements in response to market volatility and consumer optimism. By contrast, fixed-amount solvency regulation lacks the ability to control welfare loss at a

targeted level, making it an inadequate supervisory tool in environments characterized by consumer optimism.

Collectively, these findings offer a theoretical response to the first research question raised in Section 1: "Why should solvency regulation be based on a risk-sensitive framework rather than a fixed-amount framework? "

Ⅵ. Numerical Analysis

1. Parameter Settings

The numerical analysis in this study adopts the baseline parameter values from Stoyanova and Schlütter (2015), who calibrate risk-related parameters based on empirically grounded studies in the insurance literature. Two key parameters are treated differently: the interest rate r and consumer bias b.

For analytical simplicity, the interest rate is set to zero (r_f=0). To explore how the insurer's behavior responds to varying degrees of consumer bias, we consider a range of b values: 0.6, 0, -0.3, -0.5, and -0.6, capturing both optimistic and pessimistic bias scenarios.

The full set of parameter values used in the numerical simulations is summarized in Table 1.

〈Table 1〉 Parameter Values for Models.

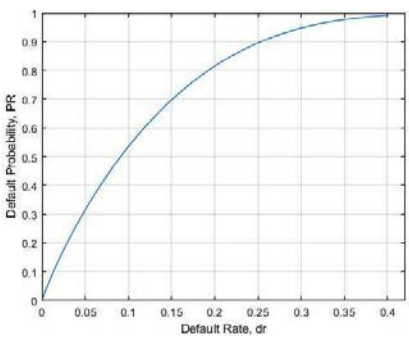
Consumer Model Parameters				Insurance Company Model Parameters					
f_p	f_d	n	B	A	L	ρ	ct	μ	R
0.015	14	10,000	0.6, 0, -0.3, -0.5, -0.6	5%	20%	0	5%	200	0

2. Numerical Illustration of Theoretical Results

In this section, we numerically illustrate the theoretical propositions and the main theorem derived in Section 5. The purpose of this analysis is to verify the model's predictions regarding the relationships among consumer bias, welfare loss (WL), and the insurer's default rate.

We begin by examining the relationship between the default probability and the default rate implied by equation (11). Figure 2 reports the numerical mapping between these two measures, showing that default probability and default rate are in a strictly increasing one-to-one relationship.

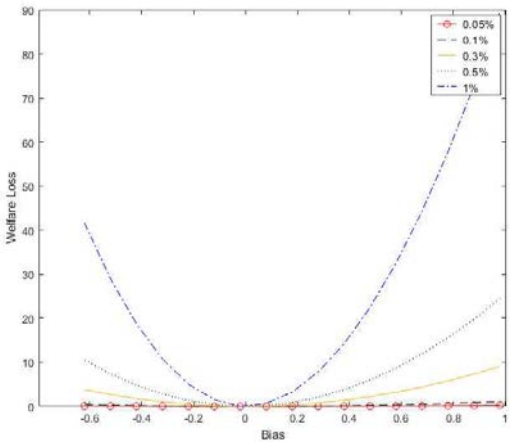
〈Figure 2〉 Relationship between Default Rate and Default Probability.



Next, we examine the relationship between welfare loss and consumer bias, as described in Proposition 1. Figure 3 presents the numerical relationship between WL and bias b for several given default rates. The plot confirms the theoretical result that as consumer bias increases (in either direction), the associated welfare loss also increases.

It is important to note that when the bias level becomes too negative (i.e., $b < -0.62$), the required initial capital to support the insurer's liabilities turns negative, which is not economically feasible. Therefore, in this analysis, the bias parameter is restricted to values greater than -0.62.

〈Figure 3〉 Relationship between Consumer Bias and Welfare Loss.



* Note: Values in box are real default rate of insurance company.

It is noteworthy that welfare loss (WL) is zero when the consumer bias b is zero, and increases as the absolute value of the bias rises, as shown in Figure 3. This numerical pattern is fully consistent with Proposition 1. Additionally, for a given level of bias, welfare loss approaches zero as the insurer's default rate approaches zero, which aligns with the result in Proposition 4.

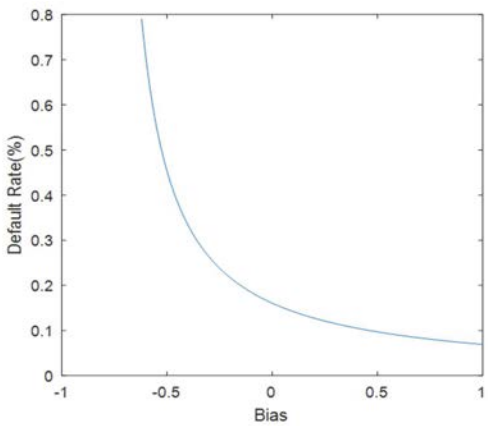
Furthermore, the higher the real default rate, the greater the reduction in WL that can be achieved when consumer bias diminishes. This implies that if the default rate can be kept below a certain threshold through solvency regulation, WL can be maintained at a relatively low level—even in the presence of consumer bias. This observation supports the conclusion in Theorem 1, which suggests that solvency regulation can serve as an effective tool for limiting welfare inefficiency.

Figure 4 illustrates the relationship between consumer bias and the default rate that maximizes shareholder profit, as discussed in Proposition 2. When there is optimistic bias ($b<0$), the profit-maximizing default rate increases as

the bias becomes more negative. Conversely, under pessimistic bias (b>0), the default rate decreases as the bias becomes more positive. These simulation results are fully consistent with the theoretical prediction in Proposition 2.

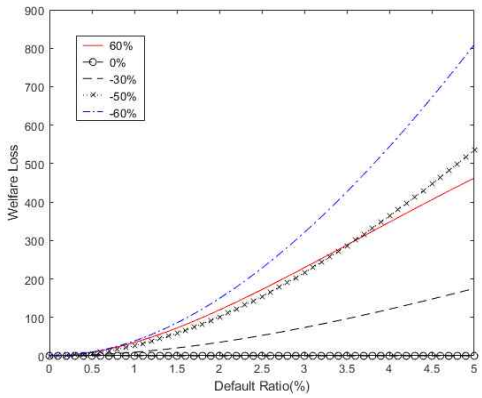
Importantly, Figure 4 also highlights a key implication: the more optimistic the consumer bias, the greater the insurer's incentive to raise the default rate, thereby exacerbating the moral hazard problem. This underscores the importance of risk-based solvency regulation as a policy mechanism to protect consumers, particularly in markets where solvency-related misperceptions are prevalent.

〈Figure 4〉 Relationship between Consumer Bias and Default Rate.



Finally, Figure 5 illustrates the relationship between the profit-maximizing default rate and welfare loss (WL), providing numerical validation for Propositions 3 and 4. The lines in the figure represent different levels of consumer bias, while the dotted lines with circles correspond to the case with no bias.

〈Figure 5〉 Relationship between Default Rate and Welfare Loss.



Notes: Value in the box: Consumer bias

When there is no bias (b=0), WL remains zero regardless of the default rate. This confirms the result in Proposition 1, which states that unbiased perception eliminates welfare loss irrespective of the insurer's behavior.

In contrast, under biased perception ($b\neq0$), WL decreases as the default rate decreases, and it converges to zero as the default rate approaches zero. Moreover, WL is exactly zero when the default rate is zero. These results are fully consistent with Propositions 3 and 4, confirming that regulatory control over the default rate can mitigate the welfare consequences of consumer misperception.

3. Effects of Confidence Level on Consumer Protection

This section investigates how changes in the confidence level embedded in risk-based solvency regulation affect consumer protection when consumers hold biased perceptions of insurers' solvency risk.

To analyze these effects, we employ the same model structure and parameter values as in Section 6.1, varying only the confidence level that

determines the regulatory threshold. Specifically, we consider confidence levels commonly used in practice—95%, 97.5%, 99%, 99.5%, and 99.9%—as well as an extreme case of 99.99%. These regulatory scenarios are evaluated against a benchmark case with no solvency regulation ("No Reg").

Under a VaR-based solvency framework, the regulatory confidence level is defined as 1 minus the default probability. Accordingly, an increase in the confidence level necessarily reduces the maximum permissible default probability. Given the one-to-one monotonic relationship between the default probability and the default rate, as established in Section 4.2.1, the optimal default rate likewise decreases as the regulatory confidence level increases.

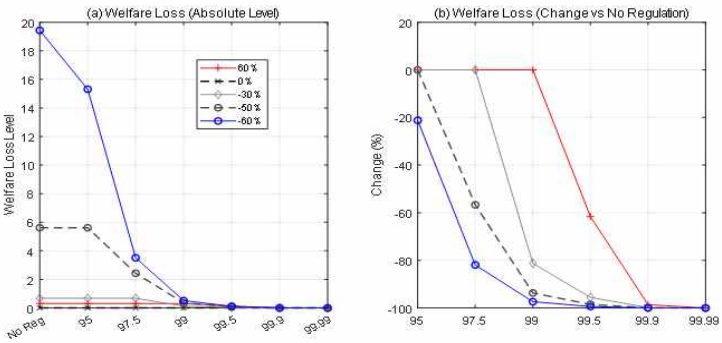
Before examining the effects on consumer surplus (CS), we first analyze welfare loss (WL) across confidence levels and degrees of consumer bias. WL, defined in equation (4), quantifies the efficiency loss that arises purely from biased consumer perception, independent of regulation itself. Therefore, changes in WL indicate how regulation indirectly improves welfare by correcting consumer misperception, not how it directly affects consumer surplus. The results are summarized in Table 2 and illustrated in Figure 6.

〈Table 2〉 Welfare Loss across Confidence Levels and Consumer Biases.

Confidence Level	Welfare Loss (units)					WL Levels Relative to No Reg(%)				
	60%*	0%	-30%	-50%	-60%	60%	0	-30%	-50%	-60%
No Reg	0.312	0	0.679	5.611	19.432	-	-	-	-	-
95.0%	0.312	0	0.679	5.611	**15.312****	0	-	0	0	-21.2
97.5%	0.312	0	0.679	2.431	3.510	0	-	0	-56.7	-81.9
99.0%	0.312	0	0.127	0.354	0.511	0	-	-81.2	-93.7	-97.4
99.5%	0.12	0	0.03	0.084	0.12	-61.6	-	-95.6	-98.51	-99.38
99.9%	0.004	0	0.001	0.003	0.004	-98.6	-	-99.8	-99.9	-100.0
99.99%	0.000	0	0.000	0.000	0.000	-100.0	-	-100.0	-100.0	-100.0

Notes: * 60%, 0%, -30%, -50%, and -60% represent the levels of consumer bias.
** bold: Cases in which the solvency constraint binds.

〈Figure 6〉 Welfare Loss for Various Confidence Levels.



In the absence of regulation, WL equals 19.432 units under strong optimistic bias (b = −60%) and 0 under no bias (b = 0), showing that bias alone generates welfare inefficiency. Introducing a 95% confidence level reduces WL by 21.2%, indicating that even modest regulation can mitigate bias-induced inefficiency. As the confidence level increases, WL continues to decline and is nearly eliminated at the 99.9% level, consistent with Proposition 4.

Next, Table 3 and Figure 7 present how consumer surplus (CS) varies with the regulatory confidence level and consumer bias. In the absence of regulation, CS equals 10,673 under strong optimistic bias (b = −60%) and 11,052 under no bias, implying a 3.4% welfare reduction due to bias. Introducing a 95% confidence level slightly improves CS, and the upward trend continues until about 99%. However, beyond 99.5%, consumer surplus begins to decline, and at 99.99%, it falls below the no-regulation benchmark, particularly under optimistic or mildly pessimistic bias.

This pattern reflects an important distinction between WL and CS. Although higher confidence levels monotonically reduce WL—by mitigating moral hazard and improving solvency discipline—they simultaneously tighten insurers' capital constraints, reducing allocative efficiency and, eventually,

consumer surplus. Hence, WL captures the potential efficiency gain from bias correction, whereas CS captures the net welfare outcome after accounting for both regulatory benefits and capital cost effects. In other words, while the reduction in WL represents the theoretical efficiency improvement achieved through stricter regulation, the change in CS reflects the practical welfare consequences once capital constraints are taken into account.

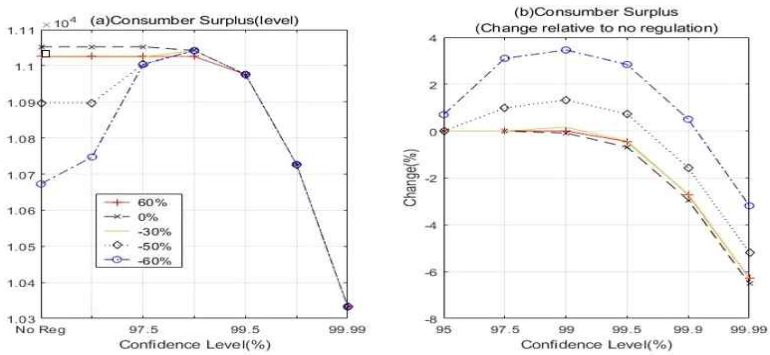
Building on this distinction, these results imply that a tightening of solvency regulation can enhance consumer surplus by monotonically reducing welfare loss (WL), as shown in Figure 6. However, excessively stringent regulation may impose binding capital constraints on insurers. This highlights an important trade-off between solvency protection and consumer welfare. Accordingly, the confidence level in solvency regulation should be viewed not merely as a technical calibration parameter, but as a normative policy instrument for balancing the behavioral inefficiencies arising from consumer misperception against the economic costs associated with reduced consumer welfare.

〈Table 3〉 Consumer Surplus across Confidence Levels and Consumer Biases.

Confidence Level	Consumer Surplus(units)					CS Levels Relative to No Reg(%)				
	60%*	0%	-30%	-50%	-60%	60%	0	-30%	-50%	-60%
No Reg	11,025	11,052	11,024	10,897	10,673	-	-	-	-	-
95.0%	11,025	11,052	11,024	10,897	**10,747****	0.00	0.00	0.00	0.00	0.70
97.5%	11,025	11,052	11,024	11,005	11,004	0.00	0.00	0.00	0.99	3.10
99.0%	11,025	11,043	11,042	11,042	11,042	0.00	-0.09	0.17	1.33	3.46
99.5%	10,976	10,976	10,976	10,976	10,976	-0.45	-0.69	-0.44	0.72	2.84
99.9%	10,727	10,727	10,727	10,727	10,727	-2.71	-2.95	-2.70	-1.57	0.51
99.99%	10,332	10,332	10,332	10,332	10,332	-6.29	-6.52	-6.28	-5.18	-3.19

Notes: * 60%, 0%, -30%, -50%, and -60% represent the levels of consumer bias.
** bold: Cases in which the solvency constraint binds.

〈Figure 7〉 Consumer Surplus for Various Confidence Levels.



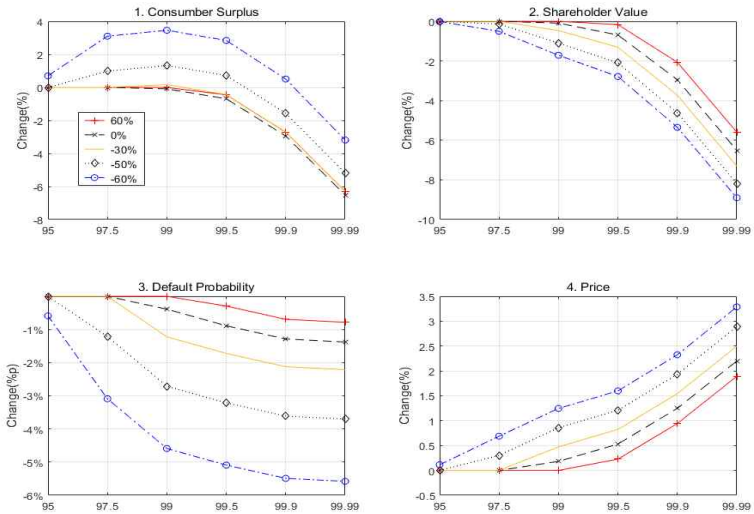
Note: Numbers in the box are consumer bias.

To further explore the trade-off, Figure 8 presents the joint dynamics of consumer surplus, shareholder profit, default probability, and insurance premium across different confidence levels.[3] As the confidence level increases, the insurer's default probability declines, which has a positive effect on consumer surplus. However, higher confidence levels also lead to increased insurance premiums, which reduce CS.[4] Therefore, the overall effect of tighter solvency regulation is determined by the balance between the benefits of lower risk and the costs of higher prices.

While the strengthening of risk-based capital regulation is generally expected to alleviate moral hazard by insurers and enhance consumer welfare, this study highlights an important counteracting mechanism: stricter regulation requires insurers to hold more capital, which raises capital costs. If these costs are passed on through higher premiums, the result may be a decline in consumer surplus.

3) See the joint dynamics of the default probability, default rate, and price under the optimization with the confidence-level solvency constraint in Appendix 1.
4) See the mathematical proof of Proposition 5 in Appendix 2, which shows that increased biased insurance premiums reduce consumer surplus (CS).

〈Figure 8〉 Consumer Surplus, Shareholder Profit, Default Probability, and Price for Various Confidence Levels.



In other words, increasing the confidence level generates two opposing effects: it promotes welfare by mitigating moral hazard, yet simultaneously reduces welfare due to higher capital costs. At relatively low confidence levels, the positive effect of reduced moral hazard tends to dominate, leading to an increase in CS. However, beyond a certain threshold (e.g., above 99.5%), the welfare loss from premium increases becomes more pronounced, resulting in a decline in CS. This policy trade-off constitutes one of the key academic contributions of this study.

In conclusion, these results suggest that regulators should strike a balance between ensuring solvency and maintaining consumer surplus. When optimistic consumer bias is present, moderately stricter regulation can help correct misperceptions, reduce moral hazard, and improve overall welfare. However, excessively high confidence levels—such as 99.99%—may reduce both consumer surplus and shareholder profit, even in the presence of

significant consumer bias.

These findings provide a direct answer to the second research question posed in Section 1:

"Will the tightening of risk-based solvency regulation improve consumer protection?" The numerical analysis demonstrates that while moderate tightening is effective in enhancing consumer protection, excessive regulation may ultimately be counterproductive. This conclusion is aligned with Lorson et al. (2012), who find that the implementation costs of Solvency II—calibrated at a 99.5% confidence level—may outweigh its consumer-side benefits.

Ⅶ. Conclusion

This study applies the model developed by Stoyanova and Schlütter (2015) to examine the welfare implications of risk-based solvency regulation under biased consumer perceptions.

The analysis highlights several key insights. First, the study demonstrates how welfare loss (WL) arises when consumers misperceive the solvency of insurance companies. Consumer bias leads to over- or under-consumption of insurance products, thereby reducing overall efficiency. Importantly, when consumers underestimate default risk due to optimistic bias, insurers are incentivized to take on excessive risk, increasing the default rate. This behavior reflects a form of moral hazard, which in turn amplifies welfare loss. Thus, consumer bias not only reduces efficiency but also distorts insurer incentives.

Second, the analysis shows that risk-based solvency regulation is an effective policy tool to mitigate these inefficiencies. By imposing an upper

limit on default risk—typically defined through a confidence level—such regulation constrains the insurer's risk-taking behavior, thereby limiting welfare losses caused by moral hazard.

In addition, this study suggests that public disclosure may serve as a useful complementary tool to solvency regulation. While risk-based capital requirements directly influence insurer default risk, improved transparency could help reduce consumer bias indirectly. As indicated by Proposition 1, mitigating bias can lower welfare loss. Therefore, combining direct regulatory measures with indirect approaches such as disclosure may enhance overall effectiveness.

Third, the study explores whether tighter solvency regulation always enhances consumer protection. The findings suggest that while tightening regulation can be beneficial in the presence of optimistic bias—by lowering default rates and improving consumer surplus (CS)—excessive tightening may backfire. When the confidence level is too high, the resulting increase in premiums can outweigh the benefits of reduced default risk, thereby lowering CS even in the presence of bias.

Consequently, this study shows that consumer misperception of insurer solvency leads to moral hazard and welfare loss. Risk-based solvency regulation serves as an essential tool for reducing these inefficiencies by limiting default probability. However, regulators must be aware that overly stringent regulation can reduce consumer surplus, thus weakening its protective function. Therefore, the effectiveness of risk-based solvency regulation depends on striking a balance, tailoring its stringency to market conditions and the degree of consumer bias.

These findings underscore that solvency regulation is not a one-size-fits-all policy instrument. Instead, effective regulation must take into account market

conditions, consumer behavior, and the trade-offs between financial soundness and consumer surplus. In particular, the confidence level—often treated as an exogenously fixed number in practice—is shown here to have profound implications for consumer welfare when endogenized within a behavioral framework. By demonstrating the non-monotonic welfare effects of confidence level variation, the paper contributes to the normative literature on optimal regulatory stringency under informational imperfections. Therefore, regulators would do well to these insights into account when designing risk-based solvency frameworks.

As a direction for future research, it should be noted that the quantitative findings presented in this paper are derived under specific parameter assumptions from Stoyanova and Schlütter (2015). Acknowledging the limitations of these parameter settings, future studies could yield more meaningful results by calibrating the model with empirical data from the Korean market or by comparing outcomes across a range of plausible parameter values. In particular, it would be valuable to explore empirical methods for assessing how consumers perceive insurer solvency in real-world contexts. Developing robust estimation strategies or survey-based instruments to measure this bias could significantly enhance the model's applicability for policy design

(Appendix 1) Profit Maximization under Confidence-Level Solvency Constraint.

1. Profit Maximization Constraint

The insurer chooses price p and default ratio dr to maximize expected profit:

$$\max_{(dr,p)} \Pi(dr,p)$$

subject to the regulatory solvency requirement:

$$PR(s(dr)) \leq PR^{\max}(\alpha) = 1-\alpha$$

where *s(dr)* denotes the asset-liability ratio implied by the chosen default rate *dr*.

Since both *PR(s)* and *dr(s)* are strictly monotonic in *s* (see Equation (11)), the constraint on default probability is equivalently expressed as:

$$dr(s) \leq dr^{\max}(\alpha)$$

where $dr^{max}(\alpha)$ denotes the maximum allowable default rate consistent with the regulatory constraint at confidence level α. Note also that because *dr(s)* is a continuous and strictly monotonic function of s, its inverse function *s(dr)* exists and is strictly monotonic. Therefore, the confidence level α directly determines the feasible set of *(p,dr)* available to the insurer.

Because a higher confidence level reduces the regulatory upper bound on default probability, and this bound maps monotonically into the maximum feasible default rate $dr^{max}(\alpha)$, the set of admissible *(p,dr)* satisfying the solvency constraint becomes strictly smaller as α increases. Therefore, the feasible region shrinks monotonically, implying lower optimal default rates and equilibrium prices under tighter regulation.

2. Joint Dynamics of Default Probability, Default Rate, and Price

Table A1 reports how the regulatory confidence level shapes the insurer's feasible default rate and the resulting equilibrium outcomes, using the same parameter settings as Section 6. For each confidence level α, the regulation imposes a maximum allowable default probability $PR^{max} = 1-\alpha$, which is then mapped into the corresponding maximum default rate dr^{max} through the monotonic relationship between $PR(s)$ and $dr(s)$. As the confidence level increases from 95% to 99.99%, the regulatory upper bound on default probability falls sharply—from 5.00% to 0.01%—and the associated maximum default rate declines monotonically from 0.62% to effectively zero.

In the absence of regulation, the insurer chooses a default rate of dr*=0.28%, which maximizes its expected profit given the consumer bias of −60%. When the regulation is introduced, the insurer's chosen default rate is forced to become $\min\{dr^*, dr^{max}(\alpha)\}$.

As shown in Table A1, for relatively low confidence levels (95% and 97.5%) the regulatory threshold does not bind, so the insurer continues to choose the unconstrained optimum dr*=0.28. However, once the confidence level reaches 99% and above, the regulatory constraint becomes binding, forcing the insurer to reduce its default rate in line with the regulatory maximum: 0.11 at 99%, 0.06 at 99.5%, 0.01 at 99.9%, and 0.001 at 99.99%.

This tightening of the feasible set directly affects equilibrium prices. Since the insurer must lower its default risk to satisfy the higher confidence requirement, the premium increases to compensate for the reduced expected default margin. Accordingly, the regulated equilibrium price rises from 270.9 under loose regulation to 277.8 at the 99.99% confidence level.

〈Table A1〉 Default Rates Across Confidence Levels (Consumer Biase = −60%)

Confidence Level(%)	PR^{max}(%)	dr^{max}(%)	dr(%)		price(units)	
			No Reg	With Reg	No Reg	With Reg
95.0	5.00	0.62	0.28	0.28	270.9	270.9
97.5	2.50	0.30	0.28	0.28	270.9	270.9
99.0	1.00	0.11	0.28	0.11*	270.9	272.3
99.5	0.50	0.06	0.28	0.06	270.9	273.3
99.9	0.10	0.01	0.28	0.01	270.9	275.2
99.99	0.01	0.001	0.28	0.001	270.9	277.8

Note: * bold: Cases in which the solvency constraint binds.

(Appendix 2)

Mathematical Proof

Proposition 1: For consumer bias b and welfare loss WL^*,

$$b = 0 \rightarrow WL^* = 0, \quad b > 0 \rightarrow \frac{dWL^*}{db} > 0, b < 0 \rightarrow \frac{dWL^*}{db} < 0.$$

Proof) Note that by definition $Q(dr_r, p') = Q(dr_b, p^*)$ where p^* is the price without bias and p' is the price with bias.

Then, $Q(dr_r, p') = Q(dr_b, p^*)$

$$\Rightarrow ne^{-f_d dr_r - f_p p'} = ne^{-f_d(1+b)dr_r - f_p p^*}$$

Since exponential function is monotonic increasing and one-to-one function, we can expand as follows:

$$\Rightarrow -f_d dr - f_p p' = -f_d(1+b)dr_r - f_p p^*$$

$$\Rightarrow p^* - p' = -\frac{f_d b\, dr}{f_p}$$

And $\int_{p'}^{p^*} Q(dr_r, p)dp$

$$= ne^{-f_d dr}\left[-\frac{1}{f_p}(e^{-f_p p^*} - e^{-f_p p'})\right]$$

$$= -\frac{1}{f_p}Q(dr_r, p^*) + \frac{1}{f_p}Q(dr_r, p')$$

$$= -\frac{1}{f_p}Q(dr_r, p^*) + \frac{1}{f_p}Q(dr_b, p^*)$$

Then, by definition

$$WL = \frac{1}{f_p}Q(dr_r, p^*) - \frac{(1+f_d b\, dr_r)}{f_p}Q(dr_b, p^*)$$

$$= \frac{1}{f_p}(ne^{-f_d dr_r - f_p p^*} - (1+f_d b\, dr_r)ne^{-f_d(1+b)dr_r - f_p p^*})$$

Then, if b is zero, WL is zero obviously. That is, $b = 0 \rightarrow DL = 0 > 0$.

And

$$WL^* = \frac{1}{f_p}(ne^{-f_d dr_r - f_p p^*} - (1 + f_d b dr_r)ne^{-f_d(1+b)dr_r - f_p p^*})$$

$$\Rightarrow \frac{dWL^*}{db} = \frac{1}{f_p}(-f_d dr_r ne^{-f_d(1+b)dr_r - f_p p^*} - (1 + f_d b dr_r)(-f_d dr_r)ne^{-f_d(1+b)dr_t - f_p p^*})$$

$$= \frac{-f_d dr_r ne^{-f_d(1+b)dr_r - f_p p^*}}{f_p}(1 - 1 - f_d b dr_r)$$

$$= \frac{(f_d dr_r)^2 ne^{-f_d(1+b)dr_r - f_p p^*}}{f_p} b$$

Since $\frac{(f_d dr_r)^2 ne^{-f_d(1+b)dr_r - f_p p^*}}{f_p} > 0,\ b > 0 \rightarrow \frac{dWL^*}{db} > 0, b < 0 \rightarrow \frac{dWL^*}{db} < 0.$

Proposition 2: For consumer bias b and default rate dr^* which is the default rate to maximize shareholder profit, $\frac{ddr^*}{db} < 0$.

Proof) We can expand as follows: $\frac{ddr^*}{db} = \frac{ds^*}{db}\frac{ddr^*}{ds^*}$.

According to Schlütter (2014) the following equation holds, which means

$$\frac{ddr}{ds} = -\Phi\left(-\frac{1}{\sigma}\ln(s) - \frac{\sigma}{2}\right).$$

Then, $\frac{ddr}{ds} < 0$

And Eq. (14) can be re-written as follows:

$$s(b) = \exp(-\sigma\Phi^{-1}(\frac{1}{x}) - \frac{\sigma^2}{2}) \ \ where \ \ x = \frac{f_d}{f_p t\mu}(1+b) - \frac{1-t}{t}$$

Then,

$$\frac{dx}{db} = \frac{f_d}{f_p t \mu}$$

$$\frac{ds^*}{dx} = \frac{\sigma}{x^2}\phi^{-1}\left(\frac{1}{x}\right)s^*(b) \quad \text{by chain-rule}$$

Then,

$$\frac{ds^*}{db} = \frac{dx}{db}\frac{ds^*}{dx} > 0 \text{ since } \frac{dx}{db} > 0 \text{ and } \frac{ds^*}{dx} > 0$$

Finally,

$$\frac{ddr^*}{db} = \frac{ds^*}{db}\frac{ddr^*}{ds^*} < 0 \text{ since } \frac{ds^*}{db} > 0 \text{ and } \frac{ddr}{ds} < 0.$$

Proposition 3: If b is not zero, $WL = 0 \leftrightarrow dr_r = 0$.

Proof)

From Proposition 1,

$$WL = \frac{1}{f_p}(n e^{-f_d dr_r - f_p p^*} - (1 + f_d b\, dr_r) n e^{-f_d(1+b)\, dr_r - f_p p^*})$$

Then,

$$WL = 0$$
$$\Leftrightarrow \frac{1}{f_p}(n e^{-f_d dr_r - f_p p^*} - (1 + f_d b\, dr_t) n e^{-f_d(1+b)\, dr_r - f_p p^*}) = 0$$

$$\Leftrightarrow e^{f_d b\, dr_r} = 1 + f_d b\, dr_r$$

$$\Leftrightarrow f_d b\, dr_r = 0$$

$$\Leftrightarrow dr_r = 0.$$

Proposition 4: If non-zero b is given, $\lim_{dr_r \to 0} WL^* = 0$

Proof)

From Proposition 1,

$$WL(dr_t) = \frac{1}{f_p}(n e^{-f_d dr_t - f_p p^*} - (1 + f_d b\, dr_t) n e^{-f_d (1+b) dr_t - f_p p^*})$$

Note that WL is continuous function at =0 since exponential function is continuous.

Then, for given non-zero b,

$$\lim_{dr_t \to 0} WL^*(dr_t) = WL(0) = \frac{1}{f_p}(n e^{-f_p p^*} - n e^{-f_p p^*}) = 0.$$

Proposition 5: Increased biased insurance premiums reduce consumer surplus.

Proof) By defintion,

$$CS = \int_{p^*}^{\infty} Q(dr_r, p)dp \; - \; WL \text{ and } WL = (p^* - p')Q(dr_b, p^*) - \int_{p'}^{p^*} Q(dr_t, p)dp$$

where p^* is the price without bias and p' is the price with bias.

Note $Q(dr_r, p') = n e^{-f_d dr_r - f_p p'}$.

From Proposition 1,

$$\begin{aligned} CS &= \int_{p^*}^{\infty} Q(dr_r, p)dp \; - \; (p^* - p')Q(dr_b, p^*) + \int_{p'}^{p^*} Q(dr_t, p)dp \\ &= \int_{p^*}^{\infty} Q(dr_r, p)dp \; - \; (p^* - p')Q(dr_b, p^*) - \frac{1}{f_p} Q(dr_r, p^*) + \frac{1}{f_p} Q(dr_r, p') \end{aligned}$$

The first and third terms do not contain p', so they are eliminated when taking the partial derivative with respect to p'.

Then, $\frac{dCS}{dp'} = -Q(dr_b, p^*) - Q(dr_r, p') < 0.$

Theorem 1: There is a default rate threshold dr_h for dr_r such that $WL^* < WL_l$ for any positive WL_l.

Proof)

From Proposition 1,

$$WL = \frac{1}{f_p}\left(ne^{-f_d dr_r - f_p p^*} - (1 + f_d b dr_r) ne^{-f_d(1+b)dr_r - f_p p^*}\right)$$

$WL(dr_r)$ is continuous function at =0 because exponential function is continuous. Then, for every $\epsilon > 0$, there a δ such that $dr_r < \delta$ implies $WL^*(dr_r) < \epsilon$.

References

Basel Committee on Banking Supervision, "An Explanatory Note on the Basel II IRB Risk Weight Functions," 2005.

Butsic, R. P., "Solvency Measurement for Property-Liability Risk-Based Capital Applications," The Journal of Risk and Insurance, 61(4), 656-690, 2005.

Boonen, T. J., "Solvency II Solvency Capital Requirement for Life Insurance Companies Based on Expected Shortfall," European Actuarial Journal, 7(2), 405-434, 2017.

Coppola, M., D'Amato V., and Levantesi S. "An Option Pricing Approach for Measuring Solvency Capital Requirements in Insurance Industry." Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, 509, 717-728, 2018.

Cummins, D., "Risk-Based Premiums for Insurance Guaranty Funds," The Journal of Finance, 43(4), 823-839, 1988.

Cummins, J. D., Harrington, S., Niehaus, G., "An economic overview of risk-based capital requirements for the property-liability insurance industry," Journal of Insurance Regulation, 11(4), 427-447, 1993.

Cummins, J. D., Danzon, P.M., "Price, Financial Quality, and Capital Flows in Insurance Markets," Journal of Financial Intermediation, 6, 3-38, 1997.

Davis, M., "Multi-Asset Options," Lecture note, Department of Mathematics, Imperial College London, 2003.

Doherty, N. A., Garven, J. R., "Price Regulation in Property-Liability Insurance: A Contingent-Claims Approach," The Journal of Finance, 41(5), 1031-1050, 1986.

Filipović, D., Kremslehner, R., Muermann, A. “Optimal investment and premium policies under risk shifting and solvency regulation,” Journal of Risk and Insurance, 82(3), 261-288, 2014.

Lin, W., Lai, Y., Powers, M. R., “The Relationship Between Regulatory Pressure and Insurer Risk Taking,” The Journal of Risk and Insurance, 81(2), 271-301, 2013.

Munch, P., Smallwood, D., “Theory of solvency regulation in the property and casualty industry,” In G. Fromm(ed.) Studies in Public Regulation, Mass.: MIT Press, 1982.

Jorion, P., Value at risk: the new benchmark for managing financial risk. McGraw-Hill: New York, 2007.

Lorson, J., Schmeiser, H., Wagner, J., “Evaluation of Benefits and Costs of Insurance Regulation - A Conceptual Model for Solvency II,” Journal of Insurance Regulation, 31(1), 125-156, 2012.

Margrabe, W., “The Value of an Option to Exchange One Asset for Another,” The Journal of Finance, 33(1), 177-186, 1978.

Rae, R. A., Barrett, A., Brooks, D., Chotai, M. A., Pelkiewicz, A. J., & Wang, C. “A review of Solvency II: Has it met its objectives?,” British Actuarial Journal, 23(4), 2018.

Siopi, S., Papageorgiou, T., Kyriazis, D. “Can regulation affect the solvency of insurance companies?,” Research in International Business and Finance, 65, 2023.

Schlütter, S., “Capital Requirements or Pricing Constraints? An Economic Analysis of Measures for Insurance Regulation,” Journal of Risk Finance, 15(5), 533 - 554, 2014.

Stoyanova, R., Schlütter, S., “Safety Versus Affordability as Targets of Insurance Regulation: A Welfare Approach,” Journal of Insurance

Regulation, 34(1), 1-29, 2015.

Yow, S., Sherris, M., "Enterprise Risk Management, Insurer Value Maximization, and Market Frictions," Astin Bulletin, 38, 293-339, 2008.

Zanjani, G., "Pricing and Capital Allocation in Catastrophe Insurance," Journal of Financial Economics, 65, 283-305, 2002.

Zimper, A., "The Minimal Confidence Levels of Basel Capital Regulation," Journal of Banking Regulation, 15, 129-143, 2014.

초 록

소비자 인식 편향하의 보험회사 지급여력 규제

이상진[1)]

본 연구는 소비자가 보험회사의 건전성에 대해 편향된 인식을 가질 경우, 소비자 보호의 관점에서 현대적인 위험기반(risk-based) 지급여력 규제의 필요성과 그 경제적 효과를 분석하였다. 이를 위해 기존 문헌에서 널리 활용되어 온 옵션가격모형(option pricing model)을 적용하고, 보험 가입자가 보험회사의 지급여력 수준을 과대평가하거나 과소평가할 수 있다는 인식 편향(biased perception)을 모형에 반영하였다. 소비자 보호 수준은 소비자잉여(consumer surplus)와 후생손실(welfare loss)을 통해 평가하였다.

분석 결과, 소비자의 인식 편향은 보험회사로 하여금 도덕적 해이를 유발할 수 있으며, 이는 궁극적으로 사회적 후생의 손실로 이어질 수 있는 것으로 나타났다. 이러한 상황에서 위험기반 지급여력 규제는 후생 손실을 완화할 수 있는 효과적인 정책 수단으로 작용하였다. 그러나 지나치게 엄격한 규제는 자본비용 상승을 초래하여 보험료 인상으로 이어지고, 그 결과 소비자잉여가 감소함으로써 오히려 소비자 후생에 부정적인 영향을 미칠 수 있음이 확인되었다.

결론적으로, 위험기반 지급여력 규제는 소비자의 인식 편향이 존재하는 상황에서 유용한 감독 수단이 될 수 있으나, 지급여력 보장과 소비자 후생 간의 균형을 고려하여 규제 강도를 신중하게 조정할 필요가 있다. 이러한 균형적 접근은 건전성과 후생 간의 정책적 절충(trade-off)을 이해하고, 효율적인 규제체계를 설계하는 데 이론적 근거를 제공한다.

국문색인어: 위험기반 지급여력 규제, 소비자 편향, 신뢰수준, 규제 효율성, 소비자 잉여

---

* 금융감독원 팀장(경제학 박사, E-mail : legendar@fss.or.kr, Tel : 02-3145-8190)

※ 알림 및 감사의 글: 본 논문은 저자의 박사학위 논문을 수정·보완한 것입니다. 저자는 유익한 의견을 제시해 준 익명의 심사위원들께 깊이 감사드립니다. 본 논문에서 표현된 모든 견해와 해석은 전적으로 저자 개인의 것이며, 저자가 소속한 기관이나 관련 조직의 공식 입장과는 무관합니다.

보험금융연구 제37권 제1호(2026. 2) pp. 49-80
DOI: https://doi.org/10.23842/jif.2026.37.1.002

보험설계사의 소득 결정 요인에 관한 연구

A Study on the Determination of Insurance Agents' Income

김 성 균*· 김 석 영**
Seongkyun Kim· Seog Young Kim

본 연구는 보험설계사의 소득 편차와 양극화 현상의 구조적 원인을 규명하고, 소득 결정 요인을 실증적으로 분석하는 것을 목적으로 한다. 이를 위해 MDRT 설계사를 포함한 1,530명의 보험설계사를 대상으로 한 설문조사 자료를 활용하였다. 기술통계 분석 결과, MDRT 설계사는 고학력 비중, 모집방법의 다양성, 풀타임 근무 비중, 보유 자격증 수 등에서 일반 설계사와 뚜렷한 차이를 보였다. 또한, 구간형 응답의 특성을 반영할 수 있는 순서형 로지스틱 회귀모형을 적용한 분석 결과, 경력과 근무시간이 소득을 결정하는 핵심 요인으로 확인되었다. 이는 파트타임 근무가 일반적인 보험설계사 직무 특성상 근무시간 자체가 소득 수준에 직접적인 영향을 미친다는 점을 보여준다.

국문 색인어: 보험설계사, 소득 결정 요인, 경력, 근무시간
한국연구재단 분류 연구분야 코드: B030100, B050400, B051600

* 소프트웨어정책연구소 선임연구원(ksk7757@yonsei.ac.kr), 제1저자
** 보험연구원 보험산업연구실 선임연구위원(skim@kiri.or.kr), 공동저자
*** 본 논문에 포함된 모든 내용과 견해는 저자 개인의 의견이며, 저자들의 소속기관의 공식적인 입장을 대변하지 않습니다.
논문 투고일: 2025.09.29, 논문 최종 수정일: 2025.12.04, 논문 게재 확정일: 2026.02.13.

Ⅰ. 서론

1. 연구배경 및 목적

최근 수년간 보험산업은 구조적 변화를 경험하고 있다. 고령화의 심화와 저출산의 지속은 보험 수요 구조의 변화를 유발하고 있으며, 저금리 기조는 보험상품의 수익 기반을 약화시키고 있다. 또한 디지털 전환은 모집 채널의 다변화와 경쟁 심화를 동시에 초래하였다. 그럼에도 불구하고 보험상품은 여전히 소비자가 자발적으로 구매하기보다는 보험설계사의 권유를 통해 판매되는 경우가 많아, 보험설계사는 보험상품 전달의 핵심적 매개자로 기능하고 있다.

현재 국내 보험설계사 규모는 약 40만 명 수준에서 유지되고 있다. 겉으로는 안정적인 상태로 보이지만, 실제로는 매년 약 20만 명 내외의 신규 진입과 이탈이 반복적으로 발생함으로써 유지되는 피상적 안정성이라 할 수 있다. 이러한 순환적 구조는 직업의 낮은 정착성과 불안정성을 보여주는 중요한 구조적 특징이며, 이는 진입 요건과 직업의 특성과도 연결된다.

보험설계사 자격은 생명보험협회 또는 손해보험협회가 주관하는 시험을 통해 취득할 수 있다. 응시자는 「보험업법」 및 「보험업감독규정」에 따라 20시간 이상의 연수과정을 이수하고, 자격시험에서 100점 만점 기준 60점 이상을 획득해야 한다. 학력이나 경력에 대한 제한이 없다는 점에서 상대적으로 진입 장벽이 낮아 다양한 인력이 쉽게 유입되나, 영업역량이 성과와 직결되는 직업적 특성으로 인해 안정적으로 정착하여 장기간 활동하는 경우는 제한적이다. 이러한 특성은 보험설계사 직업이 전문직으로 자리 잡는 데 제약으로 작용하며, 직업적 불안정성을 심화시키는 요인이 된다.

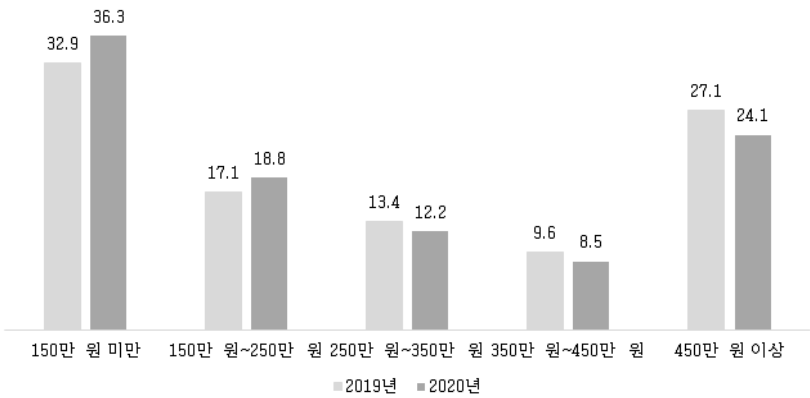
설계사 소득은 개인의 모집 성과에 직접 연동되기 때문에 안정적인 수입을 확보하기 어렵다. 실제로 2023년 기준 전속 설계사의 월평균 소득은 약 338만 원으로 최근 3년간 지속적으로 증가하며 개선되는 모습을 보였으나,[1] 소득 분포는 저소득층과 고소득층이 동시에 두드러지는 U자형 양극화 구조를 보여 전반적인 소득 여건이 실질적으로 개선되었다고

1) 금융감독원 보도자료, “2024년 보험회사 판매채널 영업효율 및 감독방향”, 2025.04.23.

단정하기는 어렵다(〈그림 1〉 참조).[2)]

〈그림 1〉 전속 생명보험설계사의 소득 분포

(단위: %)



자료: 김동겸(2021)

이러한 소득 분포는 그 원인이 다양하게 해석된다. 한편으로는 신입 설계사가 초기 단계에서 지인 위주의 영업을 통해 일정 수준의 판매실적을 기록하나, 시간이 경과하며 추가 고객을 확보하지 못해 소득이 감소할 수 있고, 고연령 설계사의 경우 저연령 고객과의 접점 마련이나 교감 형성에 한계가 있어 낮은 소득 구간에 머무를 수 있다는 설명이 제기된다.[3)] 반면 일부 설계사는 이러한 불안정한 구간을 견딘 뒤 고효율 설계사로 성장해 고소득을 달성하면서, 결과적으로 U자형 양극화라는 이분화된 구조가 나타난다는 의견도 있다. 다른 한편으로는 다수의 설계사가 정규직이 아닌 특수고용직 또는 개인사업자 형태로 활동한다는 점에서, 저소득 구간의 설계사는 부업 수준의 근무를 전략적으로 선택한 결과일 수 있다는 해석도 가능하다.[4)] 따라서 저소득 설계사를 단순히 신입 집단으로 한정하기는 어렵다. 다시 말해, 보험설계사 소득의 양극화 현상은 영업역량을 넘어 근무시간, 나이·성

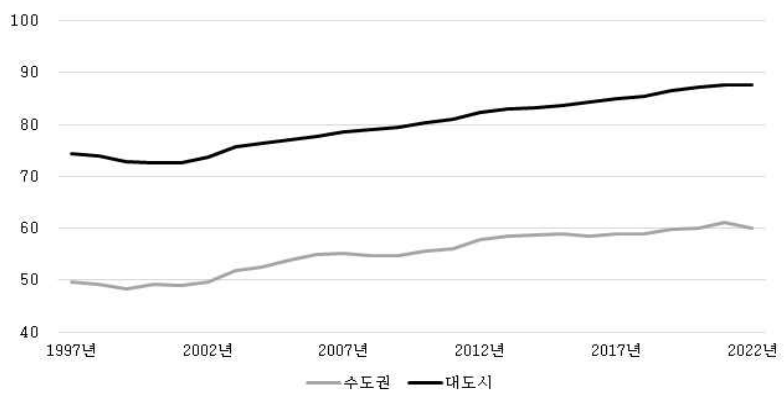
2) 보험설계사는 전속 설계사와 비전속 설계사로 구분되며, 〈그림 1〉에서는 소득 구간별 통계가 집계된 생명보험 전속 설계사 자료를 활용하였다.
3) 김동겸·정인영(2020) 참조
4) 후에 제시할 설문조사 결과에 따르면 일부 설계사는 전업이 아닌 부업 형태로 월 100~200만 원 수준의 소득을 목적으로 활동하는 것으로 나타났다.

별 등 인구통계학적 요인과 모집 방식 등 다양한 요인이 복합적으로 작용한 결과일 수 있으며, 이는 소득 결정 요인에 대한 보다 면밀한 분석의 필요성을 시사한다.

김석영(2022)에 따르면, 지역적 요인도 소득을 좌우하는 중요한 요인으로 작용할 수 있다. 수도권은 고객 밀집도, 금융 인프라 접근성, 교통 편의성 등에서 상대적으로 유리해 동일한 시간 투자 대비 높은 효율을 창출할 수 있는 환경을 제공한다. 반면 비수도권(지방 등)은 설계사 수가 상대적으로 적어 1인당 시장 잠재력은 크지만, 낮은 인프라 접근성과 긴 이동거리로 인해 업무 효율성이 저하되는 구조를 가진다. 이러한 여건은 지방 설계사의 활동을 제약하며, 결과적으로 설계사의 수도권 집중 현상을 심화시킨다(〈그림 2〉 참조). 나아가 부족한 비수도권 설계사 수는 지역 보험소비자의 서비스 접근성을 저해하는 요인으로 작용할 수 있으며, 이는 지역 간 금융 포용성의 불균형으로 이어질 우려가 있다.

〈그림 2〉 생명보험설계사의 지역별 비중 추이: 수도권 및 대도시(1997~2022)

(단위: %)



주: 수도권 비중은 서울·경기·인천 지역의 생명보험설계사 수를 합산하여 산출하였으며, 대도시 비중은 서울을 비롯해 6대 광역시(부산·대구·광주·인천·대전·울산)와 경기도를 포함하여 계산함
자료: 생명보험협회 통계연보(https://www.klia.or.kr/consumer/stats/yearBook/list.do)

요컨대 보험설계사 직업은 낮은 진입 장벽과 높은 이탈률, 소득의 불안정성과 양극화, 그리고 수도권 편중 등 복합적인 구조적 특성을 지닌다. 따라서 단순한 평균 소득이나 근속 연수와 같은 지표만으로는 설계사 직업의 소득 측면 특성이 충분히 설명되기 어려운 측면이 있다. 나아가 보험설계사의 모집 성과는 개인의 노력뿐 아니라 다양한 환경적 요인에

의해서도 크게 좌우되므로, 이러한 상호작용을 계량적으로 규명할 필요가 있다.

이에 본 연구는 보험설계사 1,530명을 대상으로 한 설문조사 자료를 활용하여 보험설계사 소득의 결정 요인을 실증적으로 분석한다. 표본에는 한국 MDRT 협회 소속 고소득 설계사 213명과,[5] 대형 보험회사 및 중형 GA에 소속된 일반 전속 설계사 1,317명이 포함되어 있다.[6] 분석에서는 소득뿐만 아니라 이동시간과 활동지역 등 모집 현장과 밀접하게 연관된 변수를 함께 고려하여, 설계사 간 소득 격차의 구조적 배경을 규명하였다. 이를 통해 보험설계사 직업의 전문성을 높이고, 성과 측정·평가 체계의 개선에 기여할 수 있는 학문적·정책적 함의를 제시하고자 하였다.

더불어, 최근 인공지능 상담의 도입과 비대면 영업의 확산 등으로 보험모집 구조가 빠르게 변화함에 따라, 보험설계사의 역할과 소득 구조는 산업의 지속 가능성과 직업 안정성 측면에서 새롭게 조명되고 있다. 따라서 현시점에서 보험설계사 소득의 결정 요인을 실증적으로 분석하는 것은, 향후 보험산업의 제도 설계 및 인력 정책 방향을 모색하는 데 중요한 기초자료로서 학문적·정책적 의의를 지닌다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 우선, 남은 본 장에서는 관련 선행연구를 검토하고 본 연구의 차별성을 논의한다. 제2장에서는 분석에 활용한 설문조사 자료와 전처리 과정을 설명하고, 주요 기술통계 결과를 제시한다. 특히 고소득 설계사 집단인 MDRT 설계사와 일반 전속 설계사 간의 뚜렷한 차이를 확인한다. 제3장에서는 가공된 자료를 바탕으로 실증분석을 수행하여, 일반 전속 설계사 집단 내부에서도 MDRT 설계사의 특성이 나타나는지를 검증한다. 마지막으로 제4장에서는 분석 결과를 종합하여 연구의 결론을 제시하고, 연구의 한계와 향후 과제를 논의한다.

---

5) MDRT(Million Dollar Round Table)는 1927년 미국에서 설립된 보험 및 재무설계 전문가들의 국제적 조직으로, 생명보험 분야에서 최고 수준의 성과를 인정받은 전문가 집단으로 평가된다. 현재 전 세계 80여 개국에서 약 9만 명의 회원이 활동하고 있으며, 한국MDRT 협회는 2003년 글로벌 본부의 정식 지부로 승인되었다. 자세한 내용은 https://mdrtkorea.org/mdrt/introduceKR를 참조.

6) 물론 일반 전속 설계사 표본 1,317명은 각 회사에 설문조사를 의뢰하여 수집된 자료이므로, 이들 가운데 일부는 별도로 MDRT 협회에 가입되어 있을 수 있다. 다시 말해, 두 집단이 반드시 상호배타적인 것은 아니다.

2. 선행연구 및 차별성

보험설계사의 성과와 소득을 설명하기 위한 기존 연구들은 영업전략, 자격증 보유, 인구통계학적 특성 등 다양한 측면에서 이루어져 왔다. 먼저 영업전략과 관련하여, 손우철·강신애(2019)은 설계사의 성과 수준과 교차판매 여부 간의 관계를 분석한 결과, 고성과 설계사 집단일수록 교차판매 비중이 높다는 점을 확인하였다. 이는 교차판매를 적극적으로 수행하는 설계사일수록 성과가 높아질 수 있음을 보여주며, 모집 포트폴리오의 다변화가 실적 향상의 핵심 요인임을 시사한다. 또한 김동겸·정인영(2020, 2022)은 국내 보험시장의 경쟁 심화 속에서 지인 중심 모집 방식의 한계를 지적하며, 신시장 개척과 새로운 고객 기반 발굴의 필요성을 강조하였다. 다만 이러한 연구들은 영업전략의 변화가 실제 소득 구조에 미치는 영향을 계량적으로 규명하지 못하였고, 소득에 영향을 줄 수 있는 복합적인 요인을 충분히 고려하지 못했다는 한계를 가진다.

자격증과 같은 전문성 요인이 설계사 성과에 미치는 영향 역시 지속적으로 탐구되어 왔다. 이덕로 외(2010)는 보험설계사의 이직 요인을 분석한 결과, 보유한 전문자격증의 개수가 많을수록 이직 가능성이 낮아지고 동시에 성과 향상에도 긍정적인 영향을 미친다는 점을 실증적으로 확인하였다. 이는 자격증 보유가 단순한 지식 축적을 넘어 직업 안정성을 높이고 성과를 신호하는 요인으로 기능함을 보여준다. 또한 정원석·이경희(2023)는 종합자산관리사와 같은 고급 자격증이 서비스 제공 범위를 확장시키고, 결과적으로 설계사의 소득 수준 제고에 기여한다는 점을 밝혔다. 그러나 두 연구 모두 생명보험회사 소속 설계사 약 500~600명을 표본으로 분석했다는 점에서, 연구 결과의 일반화에는 한계가 있다.

성과 요인에 대한 포괄적 접근으로는 이경희(2019)의 연구가 대표적이다. 그는 10년간의 패널 데이터를 분석한 결과, 설계사의 연령이 증가할수록 성과가 감소하는 경향이 나타났으며, 결과적으로 고연령일수록 업무 효율성이 저하됨을 확인하였다. 또한 정원석·이경희(2023)는 보유 고객 수, 영업전략, 신계약 건수 간의 정(+) 관계를 실증적으로 규명하면서 고객 기반의 규모와 전략적 활동이 성과와 직접적으로 연결된다는 점을 제시하였다. 그러나 이들 연구는 근무시간이나 이동시간과 같은 현실적 활동 여건을 고려하지 않아, 소득의 구조적 편차를 설명하기에는 한계가 존재한다.

요컨대 선행연구들은 영업전략, 보유 자격증, 연령, 고객 기반 등 다양한 요인이 설계사의 성과에 중요한 영향을 미친다는 점을 밝혀왔다. 그러나 대부분의 연구가 간접적인 성과 지표나 제한된 변수에 의존하였다는 점에서, 실제 소득 격차의 구조적 배경을 충분히 설명하지는 못했다. 이처럼 구조적 원인이 충분히 규명되지 않은 상황에서는, 저능률 설계사의 소득 향상을 위한 대책으로 제시되어 온 설계사 역량 강화 지원 등이 실제로 효과적인 처방이 될 수 있는지에 대해서도 의문이 제기된다.

본 연구는 이러한 한계와 문제점을 보완하기 위하여, 총 1,530명의 설계사 설문조사 자료를 토대로 선행연구에서 다루어온 경력, 보유 자격증, 모집 방법 등의 변수뿐만 아니라, 기존에 충분히 고려되지 않았던 근무시간, 이동시간, 활동지역 등 정성적·정량적 요인을 함께 반영함으로써 소득 격차의 구조적 배경을 규명하였다는 점에서 차별성을 지닌다. 분석 결과, 경력 외에도 근무시간이 소득을 결정하는 핵심 요인으로 확인되었으며, 이는 설계사 소득의 양극화가 단순히 개인의 노력 부족이나 직무 역량의 차이만으로 설명되기보다는, 일부 설계사가 초기부터 기대 소득을 낮게 설정하고 그에 상응하는 수준으로 활동을 조정한 결과, 즉 부업 수준의 근무를 전략적으로 선택한 결과일 가능성을 시사한다는 점에서 중요한 함의를 제공한다.

II. 사용자료, 전처리 및 기술통계

1. 사용자료

본 연구는 보험연구원의 연구보고서 「설계사 직업의 지속 가능성에 대한 고찰」 작성을 위한 기초자료 확보를 목적으로 수행된 대규모 설문조사 자료를 활용하였다. 본 조사는 보험설계사의 직업 전반에 대한 실태를 파악하고, 성과와 소득을 결정짓는 구조적 요인을 실증적으로 규명하기 위해 기획되었다. 조사에는 중소형 손해보험회사 1곳(이하 A사), 대형 생명보험회사 1곳(이하 B사), 한국MDRT협회(이하 C사), 그리고 중형 GA 1곳(이하 D사) 소속 설계사들이 참여하였다.

표본 연구에 사용한 표본 규모는 A사 504명, B사 813명, C사 213명으로 총 1,530명

이며,[7] 결측치를 제거한 뒤 1,522명의 응답을 최종 분석 표본으로 삼았다. 최종 표본은 A사 496명, B사 813명, C사 213명으로 구성된다. 대형 손해보험회사, 중형 생명보험회사, 대형 GA 소속 설계사가 포함되지 않았다는 점에서 표본의 대표성에는 한계가 존재한다. 그럼에도 불구하고 집단 간 일정한 방향성과 공통된 특성이 나타난다면, 이를 전체 설계사 집단의 일반적 경향을 추론하는 근거로 활용할 수 있다. 이러한 점에서 제한된 표본임에도 일정 수준의 추론 가능성을 확보할 수 있으며, 연구 자료로서 의의를 지닌다.

설문 문항은 인구통계학적 배경, 직무 특성, 직업 인식을 다면적으로 포착할 수 있도록 설계되었다.[8] 기초 문항에는 성별, 연령, 결혼 여부, 자녀 수, 최종학력, 설계사 유형, 경력, 활동 지역 등 배경적 요인이 포함되었으며, 심층 문항에는 이동시간, 신계약 건수, 월평균 수입, 모집 방법, 근무형태(풀타임 여부), 근무시간, 보유 자격증 등 직무와 직결된 항목이 포함되었다. 아울러 직업 만족도, 추천 의향, 이직 의향, 직업 전망 등 설계사 본인의 직업 인식을 반영하는 항목도 조사되었다. 이러한 문항 구성은 설계사의 개인적 특성과 영업활동 요인을 함께 고려함으로써, 단순한 성과 지표를 넘어 소득 격차의 구조적 요인을 보다 체계적으로 분석할 수 있는 기반을 마련하였다.

이후의 분석에서는 설문 문항 중 일부를 선별하여 주요 분석 변수로 활용하였다. 구체적으로 성별, 연령, 결혼 여부, 자녀 수, 최종학력 등 인구통계학적 요인과 함께, 월평균 수입, 경력, 활동 지역, 이동시간, 근무시간, 모집 방법의 수, 보유 자격증 수 등 직무 특성을 반영하는 항목을 분석에 포함하였다. 이와 같이 변수 구성을 제한한 취지는, 주관적 인식이나 평가 항목보다는 객관적 지표를 중심으로 소득 결정 요인을 규명하고자 했기 때문이다.

2. 전처리

본 연구에서는 설문조사를 통해 수집된 다양한 응답 자료를 분석에 적합한 형태로 전환하기 위해 일련의 전처리 과정을 거쳤다. 우선 정량 변수의 단위를 명확히 통일하였다. 연령과 경력은 단순히 자기보고식 연수를 사용하는 대신, 각각 응답자의 출생년도와 설계사

7) 보험연구원의 연구보고서와 달리, D사는 표본 수가 50명에 불과해 통계적 신뢰도 확보에 한계가 있다고 판단하여 본 연구의 분석 대상에서 제외하였다.
8) 설문 문항의 세부 구성은 부록(설문지)을 참조하기 바란다.

활동 시작 연도를 기준으로 현재 연도(2025년)에서 차감하는 방식으로 산출하였다. 예컨대 1995년 출생자가 2024년부터 설계사로 활동을 시작한 경우, 2025년 현재 연령은 30세, 경력은 1년으로 계산된다. 이러한 산출 방식은 응답자 간 인식 차이나 보고 오류를 최소화하고, 동일한 기준에 따른 비교 가능성을 확보하기 위함이다. 자녀 수는 '명' 단위로 기록하였다.

범주형 변수는 회귀분석에 투입할 수 있도록 더미 변수로 변환하였다. 성별은 남성을 1, 여성을 0으로 처리하였으며, 결혼 여부는 기혼자를 1, 미혼자를 0으로 설정하였다. 최종학력은 '고졸 이하', '전문대 학사', '학사', '석사', '박사'의 다섯 단계로 구분되어 응답되었으나, 박사 응답자의 수가 현저히 적어 석사와 박사를 '석사 이상'으로 통합하였다. 이 중 '고졸 이하'를 기준 범주로 설정하고, 나머지 학력 수준에 대해 각각 더미 변수를 생성하였다.

활동 지역은 당초 8대 경제생활권(수도권(서울·경기·인천), 동남권(부산·울산·경남), 충청권(대전·세종·충북·충남), 대경권(대구·경북), 전남권(광주·전남), 제주특별자치도, 강원특별자치도, 전북특별자치도)을 기준으로 응답되었다. 그러나 본 연구에서는 수도권과 비수도권 간의 격차를 살펴보기 위해, 수도권(서울·경기·인천)과 수도권 외 지역을 비수도권으로 통합하여 단순 이분화하였다. 이에 따라 수도권은 1, 비수도권은 0으로 지정하였다. 한편, 구간형으로 응답된 이동시간, 월평균 수입, 근무시간 변수는 순서형 로지스틱 회귀모형의 특성에 따라 구간 범주를 그대로 활용하였다.

정성 변수 가운데 일부는 분석의 필요에 따라 정량화하였다. 대표적으로 모집 방법과 보유 자격증이 이에 해당한다. 모집 방법은 설계사가 실제 모집활동에서 활용하는 방식(예: 기존 고객, 지인 소개 등)의 수를 기준으로 계량화하였으며, 보유 자격증은 종류별로 집계하여 수치형 변수로 전환하였다.

추가적으로, 일부 변수는 분포 특성과 분석의 타당성을 고려하여 수리적 변환을 거쳤다. 먼저, 연령 변수는 효과의 비선형성을 허용하기 위해 연령과 그 제곱항을 함께 포함하였으며, 해석의 명확성과 다중공선성 완화를 위해 표본 평균을 기준으로 중심화하였다.[9] 경력 변수는 단순 연수를 사용할 경우 효과가 비선형적으로 나타날 가능성이 크다고 판단하여

9) 연령 변수의 중심화 처리 방식은 Aiken, L. S., West, S. G. and Reno, R. R.(1991) 및 Cohen, J., Cohen, P., West, S. G. and Aiken, L. S.(2013)의 방법론적 논의를 참조하였다.

제곱근으로 변환하였다.[10] 이를 통해 경력이 증가함에 따라 소득에 미치는 한계효과가 점차 완화되는 특성을 반영할 수 있도록 하였다.

이와 같은 전처리 과정을 통해 설문 응답 자료는 연구 목적에 부합하는 분석용 데이터로 재구성되었다. 〈표 1〉은 이러한 전처리 과정을 요약하여 제시한다.

〈표 1〉 설문 변수 전처리 요약

변수	정의 및 설명	단위
연령	현재 연도(2025) - 출생년도로 산출한 응답자의 연령	세
경력	현재 연도(2025) - 활동 시작 연도로 산출한 응답자의 경력	년
자녀 수	응답자의 자녀 수	명
성별	응답자의 성별(여성=0, 남성=1)	-
결혼 여부	응답자의 기혼 여부(미혼자=0, 기혼자=1)	-
최종학력	응답자의 최종학력: 고졸 이하, 전문대 학사, 학사, 석사, 박사 중 하나로 응답 가능, 박사 응답자는 '석사 이상'으로 통합, '고졸 이하'를 기준으로 더미 변수로 활용(고졸 이하=0, 그 외 각각 1)	-
활동 지역	응답자의 활동 지역: 수도권(서울·경기·인천), 동남권(부산·울산·경남), 충청권(대전·세종·충북·충남), 대경권(대구·경북), 전남권(광주·전남), 제주특별자치도, 강원특별자치도, 전북특별자치도 중 하나로 응답 가능, 수도권 외 지역을 비수도권으로 통합하여 변수로 활용(비수도권=0, 수도권=1)	-
모집 방법	응답자의 모집 방법: 지인판매, 지인소개, 신규개척, 기존고객, 고객소개 중 복수 응답 가능, 선택된 모집 방법의 수를 계산하여 변수로 활용	개
보유 자격증	응답자의 보유 자격증: 종합자산관리사, 변액보험판매관리사, 공인재무설계사 등 보유한 자격증에 대해 복수 응답 가능, 선택된 보유 자격증의 수를 계산하여 변수로 활용	개
이동시간	응답자의 일평균 이동시간('30분 이내'~'3시간 이상')에 대한 구간형 응답값을 그대로 활용	-
월평균 수입	응답자의 월평균 수입('100만 원 이하'~'1,000만 원 이상')에 대한 구간형 응답값을 그대로 활용	-
근무시간	응답자의 주평균 근무시간('10시간 이하'~'40시간 이상')에 대한 구간형 응답값을 그대로 활용	-
활동 지역	응답자의 활동 지역: 수도권(서울·경기·인천), 동남권(부산·울산·경남), 충청권(대전·세종·충북·충남), 대경권(대구·경북), 전남권(광주·전남), 제주특별자치도, 강원특별자치도, 전북특별자치도 중 하나로 응답 가능, 수도권 외 지역을 비수도권으로 통합하여 변수로 활용(비수도권=0, 수도권=1)	-

주: 근무시간의 정의가 모호하다는 설문상의 한계로 인해, 일부 응답자는 이동시간을 제외한 순수 근무시간만을 보고했을 가능성이 있음.

10) Osborne(2002)에 따르면, 제곱근 변환은 우측 비대칭 분포(right-skewed distribution)에서 분산을 안정화하고 극단값의 영향을 완화하는 데 효과적인 변환 중 하나로 기능한다. 본 연구에서 사용한 자료의 경력 변수는 0~3년 구간에 관측치가 집중된 뚜렷한 우측 비대칭 분포를 보였으며, 이러한 특성을 고려하여 제곱근 변환을 적용하였다.

3. 기술통계

본격적인 실증분석에 앞서 응답 집단 간 차이를 확인하는 것은 중요하다. 이에 본 절에서는 A사, B사, C사 각각의 기술통계를 제시하고 상호 비교한다. 특히 고소득 설계사 집단인 MDRT 설계사와 일반 전속 설계사의 뚜렷한 차이를 파악하기 위해, A사와 B사를 개별적으로 살펴보는 동시에 이들을 묶어 '일반 설계사'로 정의하고 C사인 MDRT 설계사와 심층적으로 비교한다. 이러한 비교 결과는 제4장의 실증분석 결과를 해석하는 데 기초 자료로 활용된다.

성별과 연령을 기준으로 집단을 비교해보면, 일반설계사의 경우 여성 비중이 현저히 높았으며, A사와 B사 모두에서 40대에서 60대에 해당하는 설계사가 전체의 약 90%를 차지하였다. 반면 C사의 경우 남성 설계사의 비율이 상대적으로 높았으며, 일반설계사에 비해 30대의 비중이 더 크게 나타나 성별 및 연령 분포에서 차별적인 양상이 확인되었다.

〈표 2〉 기술통계량: 성별 및 연령

(단위: 명, %)

범주		A사		B사		A사 + B사		C사	
		응답자 수	비율	응답자 수	비율	응답자 수	비율	응답자 수	비율
성별	남성	88	17.74	21	2.58	109	8.33	71	33.33
	여성	408	82.26	792	97.42	1,200	91.67	142	66.67
연령	20대 이하	4	0.81	5	0.62	9	0.69	3	1.41
	30대	33	6.65	51	6.27	84	6.42	36	16.90
	40대	125	25.20	247	30.38	371	28.42	65	30.52
	50대	222	44.76	372	45.76	594	45.38	86	40.38
	60대	104	20.97	129	15.87	233	17.80	23	10.80
	70대 이상	8	1.61	9	1.11	17	1.30	0	0.00
총합		496	100	813	100	1,309	100	213	100

주: 반올림 오차로 인해 백분율의 합이 100%가 되지 않을 수 있음.

경력 측면에서는 일반설계사 집단이 중년차(5~10년) 설계사의 비중이 높았으나 동시에 저년차(2년 이하) 비중도 상당히 높은 이중적 구조를 보였다. 반대로 C사 설계사의 경우 저년차 설계사의 비중은 낮았으며, 5년 이상의 경력을 보유한 설계사가 약 80%를 차지해 대부분이 일정 수준 이상의 경력을 축적한 상태임을 보여주었다.

〈표 3〉 기술통계량: 경력

(단위: 명, %)

범주		A사		B사		A사 + B사		C사	
		응답자 수	비율	응답자 수	비율	응답자 수	비율	응답자 수	비율
경력	0년	12	2.42	66	8.12	78	5.96	0	0.00
	1년	66	13.31	206	25.34	272	20.78	13	6.10
	2년	50	10.08	97	11.93	147	11.23	12	5.63
	3년	29	5.85	43	5.29	72	5.50	11	5.16
	4년	17	3.43	35	4.31	52	3.97	7	3.29
	5~9년	96	19.35	104	12.79	200	15.28	41	19.25
	10~14년	61	12.30	52	6.40	113	8.63	31	14.55
	15~19년	67	13.51	49	6.03	116	8.86	45	21.13
	20~24년	36	7.26	60	7.38	96	7.33	36	16.90
	25~29년	39	7.86	52	6.40	91	6.95	11	5.16
	30년 이상	23	4.64	49	6.03	72	5.50	6	2.82
총합		496	100	813	100	1,309	100	213	100

주: 반올림 오차로 인해 백분율의 합이 100%가 되지 않을 수 있음.

월평균 수입에서는 C사 집단이 고소득 설계사라는 점에서 더욱 뚜렷한 차이를 드러냈다.[11] 일반설계사 집단은 약 70%가 월 200만 원에서 1,000만 원 사이의 구간에 분포하며 비교적 고르게 분포하였으나, C사 설계사는 95% 이상이 500만 원 이상의 수입을 기록하여 소득 수준에서 현저한 차이를 나타냈다.

〈표 4〉 기술통계량: 월평균 소득

(단위: 명, %)

범주		A사		B사		A사 + B사		C사	
		응답자 수	비율	응답자 수	비율	응답자 수	비율	응답자 수	비율
월평균 소득 (만 원)	100 이하	27	5.44	60	7.38	87	6.65	0	0.00
	100~150	22	4.44	35	4.31	57	4.35	0	0.00
	150~200	45	9.07	56	6.89	101	7.72	0	0.00

11) 2025년도 기준 MDRT 자격 요건은 연간 총수입 117,553,400원 이상(전년도 실적)으로, 월평균 환산 시 약 979만 원에 해당한다. 따라서 MDRT 회원이라 하더라도 월 수입이 1,000만 원 미만일 수 있다. 또한 성적자격 종신회원(Qualifying and Life Member)의 경우 자격 취득 이후에는 성적 제출 의무가 없어, 현 시점의 소득이 MDRT 기준에 미치지 않더라도 회원 자격을 유지할 수 있다. 자세한 내용은 https://mdrtkorea.org/membership를 참조하기 바란다.

	200~300	117	23.59	138	16.97	255	19.48	3	1.41
	300~400	68	13.71	148	18.20	216	16.50	3	1.41
	400~500	68	13.71	102	12.55	170	12.99	4	1.88
	500~1,000	102	20.56	193	23.74	295	22.54	74	34.74
	1,000 이상	47	9.48	81	9.96	128	9.78	129	60.56
총합		496	100	813	100	1,309	100	213	100

주: 반올림 오차로 인해 백분율의 합이 100%가 되지 않을 수 있음.

이동시간의 분포를 살펴보면, 일반 설계사 집단(A사·B사)과 C사 설계사 간에 뚜렷한 차이는 나타나지 않았다. 두 집단 모두 일평균 3시간 이상 이동하는 설계사의 비중이 가장 높았으며, 전체적으로 2시간 이상 이동하는 응답자가 40~60% 수준을 차지하였다. 반면 근무시간에서는 집단 간 차이가 명확하게 드러났다. 일반 설계사 집단의 경우 주당 근무시간이 '10시간 이하'에서 '40시간 이상'까지 비교적 고르게 분포한 반면, C사 설계사는 응답자의 절반 이상(약 51%)이 '40시간 이상' 근무하는 것으로 나타났다. 이는 시간적 측면에서 볼 때 C사 설계사가 적어도 정규직 근로자에 준하는 수준의 근무시간을 유지하고 있음을 시사한다.

〈표 5〉 기술통계량: 이동시간 및 근무시간

(단위: 명, %)

범주		A사		B사		A사 + B사		C사	
		응답자 수	비율	응답자 수	비율	응답자 수	비율	응답자 수	비율
이동시간 (분)	30 이하	30	6.05	14	1.72	44	3.36	1	0.47
	30~60	91	18.35	76	9.35	167	12.76	12	5.63
	60~90	86	17.34	120	14.76	206	15.74	27	12.68
	90~120	90	18.15	130	15.99	220	16.81	39	18.31
	120~150	66	13.31	102	12.55	168	12.83	33	15.49
	150~180	27	5.44	111	13.65	138	10.54	25	11.74
	180 이상	106	21.37	260	31.98	366	27.96	76	35.68
근무시간 (시간)	10 이하	74	14.92	122	15.01	196	14.97	6	2.82
	10~20	104	20.97	186	22.88	290	22.15	20	9.39
	20~30	108	21.77	194	23.86	302	23.07	32	15.02
	30~40	107	21.57	149	18.33	256	19.56	47	22.07
	40 이상	103	20.77	162	19.93	265	20.24	108	50.70
총합		496	100	813	100	1,309	100	213	100

주: 반올림 오차로 인해 백분율의 합이 100%가 되지 않을 수 있음.

앞서 살펴본 변수들 외에도 기타 변수들의 평균 및 비율을 산출하여 집단 간 비교를 수행한 결과는 〈표 5〉에 제시하였다. 해당 표는 성별, 연령, 결혼 여부, 자녀 수, 최종학력, 경력, 근무 형태(풀타임 여부), 모집 방법의 수, 보유 자격증 수 등 주요 분석 변수 전반에 걸친 집단 간 분포 차이를 요약한다.

〈표 6〉 전체 기술통계량 요약

(단위: 명, %)

범주	A사		B사		A사 + B사		C사	
	응답자 수	비율	응답자 수	비율	응답자 수	비율	응답자 수	비율
성별(남자)†	88	17.74	21	2.58	109	8.33	71	33.33
연령	-	53.04 (8.88)	-	51.99 (8.27)	-	52.39 (8.52)	-	48.59 (8.95)
결혼 여부 (기혼)†	450	90.73	752	92.50	1,202	91.83	174	81.69
자녀 수	-	1.74 (0.84)	-	1.90 (0.87)	-	1.84 (0.86)	-	1.49 (0.99)
최종학력(전문대 학사 이하)†	372	75.00	592	72.82	964	73.64	90	42.25
최종학력(학사 이상)†	124	25.00	221	27.18	345	26.36	123	57.75
경력	-	11.28 (10.59)	-	8.92 (10.51)	-	9.81 (10.60)	-	13.08 (8.28)
근무 형태(풀타임)†	400	80.65	671	82.53	1071	81.82	204	95.77
모집 방법의 수	-	1.98 (1.14)	-	1.89 (1.05)	-	1.92 (1.09)	-	2.47 (1.35)
보유 자격증 수	-	0.29 (0.67)	-	0.96 (0.96)	-	0.70 (0.92)	-	1.81 (1.35)
총합	496	100	813	100	1,309	100	213	100

주: † 표시가 있는 범주는 평균값이 아닌 응답자 비율을 나타내며, 괄호 안의 숫자는 표준편차를 의미함.

일반 설계사와 비교할 때 MDRT 설계사는 여러 측면에서 뚜렷한 차이를 보였다.[12] 먼저 인구통계적 측면에서는 남성 비율이 높고 평균 연령이 낮았으며, 기혼 비율과 자녀 수는 상대적으로 적었다. 인적자본 측면에서는 학력 수준이 더 높고 경력이 더 길게 나타나, 경험과 교육 수준 모두에서 우위를 보였다. 근무 특성을 살펴보면 풀타임 근무자의 비중이 높았으며, 전문성 측면에서는 모집 방법의 다양성과 보유 자격증 수 모두 일반 설계사보다 높은 수준을 보였다.

12) 집단 간 차이는 평균 비교의 경우 독립표본 t-검정, 비율 비교의 경우 Z-검정을 통해 검증하였으며, 제시된 모든 변수는 1% 유의수준 이내에서 통계적으로 유의한 차이를 보였다.

Ⅲ. 실증분석

앞선 기술통계 분석에서는 고소득 보험설계사 집단인 MDRT 설계사들의 두드러진 특성이 확인되었다. 이러한 결과는 일반 설계사 집단 내에서도 고소득 설계사에게 유사한 특성이 나타나는지에 대한 추가적인 검토 필요성을 제기한다. 이에 본 장에서는 MDRT 설계사의 특성이 일반 설계사의 소득 결정 요인으로도 작용하는지를 실증적으로 분석하고, 이를 토대로 향후 정책적 시사점을 도출하기 위한 기초를 마련하고자 한다.[13]

1. 분석방법

본 절에서는 Ⅱ장에서 제시한 분석 변수 가운데 수입을 종속변수로 설정하여 회귀분석을 수행한다. 수입을 제외한 나머지 변수들은 모두 설명변수로 활용하였으며, 이를 반영한 추정 모형은 아래 수식 (1)과 같다.

$$
\begin{aligned}
&\log\left(\frac{\Pr(Y_i \le c)}{\Pr(Y_i > c)}\right) \\
&= \tau_c - (\beta_1 \text{성별더미} + \beta_2 \text{결혼더미} + \beta_3 \text{자녀수}_i + \beta_4 \text{수도권더미} \\
&\quad + \beta_5 \text{모집방법수}_i + \beta_6 \text{자격증수}_i + \beta_7' \text{최종학력더미} + \beta_8' \text{이동시간더미}) \\
&\quad - (\gamma_{1c} \text{조정연령}_i + \gamma_{2c} \text{조정연령제곱}_i + \gamma_{3c}\sqrt{\text{경력}_i} + \gamma_{4c}' \text{근무시간더미})
\end{aligned}
\tag{1}
$$

수식 (1)에서 Y_i는 구간형으로 응답된 월평균 소득을 의미하며, $c = 1, 2, \cdots, 7$에 대해 γ_c는 순서형 로지스틱 회귀모형에서의 컷포인트(임계값)를 나타낸다. 최종학력 더미, 이동시간 더미, 그리고 활동지역 더미는 각각 3×1, 6×1, 4×1 벡터 형태의 더미 행렬로 구성된다. 우변의 첫 번째 소괄호는 공통계수(비례오즈) 부분을, 두 번째 소괄호는 컷포인트별 계수(부분비례오즈) 부분을 나타낸다.

13) MDRT 설계사 집단 내부에서도 소득에 미치는 영향을 살펴보았으나 두드러진 특성은 나타나지 않았다. 이러한 결과는 제2장에서 살펴본 바와 같이 C사에서 약 35%의 설계사가 500만 원~1,000만 원, 약 61%가 1,000만 원 이상의 소득을 올리고 있으며 대부분이 풀타임으로 근무하고 있다는 점에서 기인한다고 볼 수 있다. 이는 소득과 근로시간을 구간별로 취합한 설문 설계에서 비롯된, 본 연구의 한계이다.

2. 분석결과

상기에서 정의한 순서형 로지스틱 회귀모형 (1)의 추정 결과는 아래 〈표 7〉에 요약되어 있다.

〈표 7〉 소득에 대한 회귀분석 결과

범주	A사		B사		A사 + B사	
	추정계수	오즈비	추정계수	오즈비	추정계수	오즈비
성별 (남자=1)	0.1252 (0.544)	1.133	0.2192 (0.523)	1.245	0.0540 (0.287)	1.055
조정연령	-0.0169 (-1.459)	0.983	-0.0162 (-1.599)	0.984	-0.0168** (-2.245)	0.983
조정연령^2	-0.0010 (-1.259)	0.999	-0.0024*** (-3.413)	0.998	-0.0018*** (-3.431)	0.998
결혼 여부 (기혼=1)	0.9333*** (2.849)	2.543	-0.0991 (-0.379)	0.906	0.2818 (1.387)	1.326
자녀 수	-0.0493 (-0.427)	0.952	0.0287 (0.352)	1.029	0.0236 (0.359)	1.024
최종학력 (전문대 학사=1)	0.2331 (1.185)	1.262	-0.0025 (-0.017)	0.997	0.0987 (0.838)	1.104
최종학력 (학사=1)	0.1591 (0.720)	1.172	-0.1302 (-0.767)	0.878	0.0137 (0.103)	1.014
최종학력 (석사 이상=1)	1.0687** (2.185)	2.911	0.4335 (1.259)	1.543	0.6705** (2.412)	1.955
경력	0.5550*** (8.202)	1.742	0.3589*** (6.734)	1.432	0.3961*** (9.977)	1.486
활동 지역 (수도권=1)	0.0613 (0.364)	1.063	-0.1427 (-1.107)	0.867	-0.0898 (-0.890)	0.914
이동시간 (선형 대비)	0.3180 (1.128)	1.374	0.4448 (1.389)	1.560	0.5394*** (2.812)	1.715
이동시간 (2차 대비)	-0.2052 (-0.831)	0.815	-0.2956 (-0.986)	0.744	-0.2943* (-1.669)	0.745
이동시간 (3차 대비)	0.2754 (1.095)	1.317	-0.2171 (-0.851)	0.805	-0.0522 (-0.319)	0.949
이동시간 (4차 대비)	0.0520 (0.199)	1.053	-0.1910 (-0.911)	0.826	-0.1557 (-1.049)	0.856
이동시간 (5차 대비)	-0.0791 (-0.330)	0.924	0.2132 (1.152)	1.238	0.0242 (0.175)	1.025
이동시간 (6차 대비)	-0.1182 (-0.570)	0.889	0.0430 (0.259)	1.044	-0.0192 (-0.151)	0.981
모집 방법 수	0.1760** (2.460)	1.192	0.2607*** (4.081)	1.298	0.2063*** (4.347)	1.229
근무시간 (선형 대비)	1.1338*** (5.350)	3.107	1.0945*** (6.429)	2.988	1.0737*** (8.180)	2.926

근무시간 (2차 대비)	0.2254 (1.165)	1.253	0.2589* (1.719)	1.295	0.1874 (1.607)	1.206
근무시간 (3차 대비)	0.1729 (0.959)	1.189	0.1137 (0.794)	1.120	0.1306 (1.179)	1.139
근무시간 (4차 대비)	-0.0055 (-0.032)	0.994	0.0908 (0.679)	1.095	0.0649 (0.620)	1.067
보유 자격증 수	0.1313 (1.072)	1.140	0.1389* (1.809)	1.149	0.1709*** (2.922)	1.186
표본 수	496		813		1,309	
모형 적합도	LR χ^2(22)=179.16 (p<0.01), McFadden R^2=0.093, Nagelkerke R^2=0.309		LR χ^2(22)=222.91 (p<0.01), McFadden R^2=0.070, Nagelkerke R^2=0.245		LR χ^2(22)=371.02 (p<0.01), McFadden R^2=0.072, Nagelkerke R^2=0.252	

주: 추정계수 열 안의 괄호 안 수치는 z-통계량을 나타냄; * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01; 주요 수치형 변수 간 피어슨 상관계수는 |r|≤0.57 수준으로 변수 간 상관은 중간 이하임; 다중공선성 점검 결과, 자유도를 반영한 GVIF의 조정치(GVIF_adj=GVIF^(1/(2*Df)))는 최대 1.43으로, 일반적 허용기준(GVIF_adj<2)을 충분히 만족함

분석 결과, A사에서는 결혼 여부, 경력, 근무시간이 모두 유의수준 1% 이하에서 소득에 정(+)의 영향을 미치는 변수로 나타났다. B사의 경우에도 경력, 모집방법의 수, 근무시간이 1% 수준에서 유의한 양(+)의 효과를 보였다. 두 회사를 통합한 일반설계사 집단 분석에서도 유사한 결과가 도출되었다. 특히 경력, 이동시간, 모집방법의 수, 근무시간, 보유 자격증 수가 모두 1% 유의수준에서 정(+)의 관계를 보였으며, 이는 소득이 근무투입과 영업활동의 폭, 전문성에 의해 구조적으로 결정되고 있음을 시사한다.[14]

아울러 일부 변수들은 유의수준 5% 이내에서 부분적으로 유의한 영향을 미쳤다. 예를 들어 A사에서는 석사 이상 고학력자의 소득이 기준집단인 고졸 이하 설계사보다 유의하게 높게 나타났으며, 모집방법의 수 또한 일정 수준의 영향을 미치는 것으로 확인되었다. 일반 설계사 전체를 분석한 모형에서는 연령이 소득에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났고, 그 효과는 연령이 증가할수록 가팔라지는 경향을 보였다. 또한, 석사 이상 고학력자의 소득이 다른 학력 수준에 비해 통계적으로 유의하게 높게 나타나, 학력 수준이 일정 부분 소득 격차를 설명하는 요인으로 작용함을 보여준다.

14) 특히 이러한 분석 결과는 소득 결정 과정에서 경력이 중요한 역할을 수행하는 동시에, 근무시간 역시 독립적으로 주요 영향 요인으로 작용함을 보여준다. 이는 일반설계사의 풀타임 근무 비중(약 80%)이 MDRT 설계사(약 96%)에 비해 현저히 낮은 수준을 보인다는 점에서 직관적으로 이해될 수 있는 결과이다(〈표 5〉 참조).

각 변수의 오즈비(odds ratio)를 통해 구체적인 효과의 크기를 살펴보면, 경력의 오즈비는 약 1.4~1.7 수준으로, 경력이 1년 증가할 때 상위 소득 그룹에 속할 확률이 약 40~70% 증가하는 것으로 나타났다. 근무시간의 오즈비는 2.9~3.1 수준으로, 근무시간이 늘어날수록 고소득 집단에 속할 가능성이 크게 높아짐을 보여준다. 한편, 모집방법의 수와 보유 자격증 수의 오즈비는 각각 1.1~1.3 수준으로, 모집활동의 다양성과 전문성이 높을수록 소득이 상위 구간으로 이동할 가능성이 점진적으로 증가하는 것으로 해석된다.

한편, 활동 지역과 관련해서는 흥미로운 결과가 도출되었다. 수도권 설계사가 비수도권 설계사에 비해 소득이 통계적으로 유의하게 높다고 보기는 어려웠다. 이는 기술통계에서 나타난 수도권 설계사 비중의 집중 현상이 단순히 고소득을 목표로 한 전략적 선택의 결과라기보다, 모집시장 구조나 근무환경 등 비금전적 요인에 의해 형성된 결과일 가능성을 시사한다. 다시 말해, 수도권 집중 현상은 소득 수준의 차이만으로 설명되기 어려우며, 금융 인프라의 부족이나 지역 간 서비스 불균형 등 영업환경의 질적 격차가 보다 큰 영향을 미치고 있음을 암시한다.

종합하면, 순서형 로지스틱 회귀분석 결과는 소득이 단순한 인구학적 요인보다 경력, 근무시간, 모집활동의 폭, 전문성 등 직무 관련 요인의 복합적 작용에 의해 설명되는 구조임을 실증적으로 보여준다. 특히 모든 집단에서 경력과 근무시간이 소득 결정의 핵심 요인으로 확인되었으며, 더불어 모집활동의 다양성과 자격증 보유 여부가 소득 향상과 유의한 관련성을 보인다는 점에서 정원석·이경희(2023)의 연구결과와도 일관된 경향을 보인다.

이러한 분석 결과는 기술통계에서 확인된 MDRT 설계사의 특성이 단순한 집단 간 차원에 머무르지 않고, 일반 설계사 집단 내부의 소득 구조에서도 부분적으로 유사한 경향을 보였음을 시사한다. 다시 말해, MDRT 설계사에게서 두드러진 경력, 근무시간, 모집활동, 전문성 요인이 일반 설계사 집단에서도 일정 정도 유의한 방향으로 작용하고 있음을 보여준다.

Ⅳ. 결론

본 연구는 설문조사 자료를 활용하여 보험설계사의 소득 결정 요인을 실증적으로 검증하고, 그 과정에서 직업 내 구조적 특성을 분석하였다. 분석 결과는 몇 가지 중요한 시사점을 제공한다. 먼저, 경력과 근무시간은 소득 수준을 설명하는 핵심 변수로 확인되었으며, 이는 보험설계사의 성과가 단순한 영업 역량을 넘어 근무시간과 경력 축적 여부에 의해 크게 좌우됨을 보여준다. 나아가 소득의 양극화는 노력함에도 불구하고 소득이 낮은 결과라기보다는, 일부 설계사가 초기부터 기대소득을 낮게 설정하고 부업 수준의 근무를 전략적으로 선택한 결과일 가능성을 시사한다. 따라서 낮은 진입 장벽에도 불구하고 높은 이탈률이 지속되는 현실을 고려할 때, 단순한 소득 향상 지원을 넘어 안정적인 소득 기반을 통해 근속을 유도하고 장기적인 전문성 축적을 지원할 수 있는 제도적 기반 마련이 필요하다.

다음으로, 총소득 지표만으로는 보험설계사의 성과를 충분히 포착하기 어렵다는 점이 확인되었다. 동일한 소득을 기록한 설계사라 하더라도 근무시간의 차이에 따라 생산성 격차가 크게 나타날 수 있기 때문이다. 이러한 결과는 성과 측정 체계의 개선 필요성을 분명히 보여준다. 현재의 총소득 중심 지표는 설계사의 실제 성과를 온전히 반영하지 못하며, 근무시간 대비 성과와 같은 효율성 지표를 함께 고려하지 않을 경우 생산성의 차이가 드러나지 않을 수 있다. 따라서 성과 평가 체계는 총소득 중심의 단일 지표에서 벗어나, 근무시간 등 투입 요인을 반영하는 다면적 기준으로 보완될 필요가 있다.

아울러 MDRT 설계사와 일반 설계사 집단 모두에서 소득을 결정짓는 공통 요인이 확인되었다. 두 집단 모두 경력이 길수록 소득이 높아지고, 근무시간이 많을수록 상위 소득 구간에 속할 가능성이 높게 나타났다. 그러나 MDRT 설계사에게서 뚜렷하게 나타난 일부 특성은 일반 설계사 집단에서는 동일하게 관찰되지 않았다. 예를 들어, 성별과 같은 인구통계학적 요인은 소득에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않았다. 이러한 결과는 MDRT 설계사의 특성이 단순히 고소득 집단의 표면적 특징에 그치지 않고, 일반 설계사 집단 내 소득 격차를 설명하는 데에도 일정한 설명력을 지닌다는 점을 보여준다. 동시에 두 집단 간 구조적 차이를 고려한 맞춤형 정책 접근이 필요함을 시사한다.

끝으로, 본 연구는 표본 규모와 구성, 그리고 시점의 제약에도 불구하고 보험설계사의

소득 구조에 대한 실증적 근거를 제시하였다는 점에서 학술적·정책적 의의를 가진다. 특히 경력, 근무시간, 이동시간, 활동 지역 등 구조적 요인들이 소득 결정 과정에서 어떻게 작동하는지를 규명함으로써, 향후 제도 설계와 정책 논의에 기초 자료로 활용될 수 있다. 다만 분석이 횡단면적 설문 자료에 기반하고 있어 장기적 추세를 포착하는 데는 한계가 있으며, 후속 연구에서는 패널 자료와 제도적 변수를 포함한 심층적 분석이 요구된다.

참고문헌

금융감독원 보도자료, “2024년 보험회사 판매채널 영업효율 및 감독방향”, 2025. 4. 23.

김동겸(2021), “코로나19로 인한 설계사 소득변화 특징”, KIRI 리포트, 제516호, 보험연구원.

_____·정인영(2020), “설계사 정착률 현황과 보험회사의 과제”, KIRI 리포트, 제505호, 보험연구원.

_____·_____(2022), “설계사 소득하락 원인과 평가”, KIRI 리포트, 제552호, 보험연구원.

김석영(2022), “전속설계사의 분포와 시사점”, KIRI 리포트, 제558호, 보험연구원.

손우철·강신애(2019), “직업경험을 중심으로 한 보험상품 교차판매 성과의 결정요인 분석”, 서비스 연구, 제9권 제3호, 서비스사이언스학회, pp. 39-60.

이경희(2019), “보험설계사의 연령과 생산성에 대한 사례 연구”, 리스크관리연구, 제30권 제1호, 한국리스크관리학회, pp. 1-30.

이덕로·안철경·권인수(2010), “생명보험설계사의 이직 결정요인”, 인적자원관리연구, 제17권 제4호, 한국인적자원관리학회, pp. 285-304.

정원석·이경희(2023), “보험설계사의 자격증과 영업전략이 영업성과에 미치는 영향 분석”, 보험학회지, 제133호, 한국보험학회, pp. 49-71.

Aiken, L. S., West, S. G. and Reno, R. R.(1991). *Multiple regression: Testing and interpreting interactions.* Sage Publications.

Cohen, J., Cohen P., West, S. G. and Aiken, L. S.(2013). *Applied multiple regression/correlation analysis for the behavioral sciences.* Routledge.

Osborne, J. W.(2002). “The Effects of Minimum Values on Data Transformations”, Paper presented at the Annual Meeting of the American Educational Research Association, New Orleans, LA, April 2002 (ERIC Document ED463313).

Abstract

This study aims to identify the structural causes of income disparity and polarization among insurance agents and to empirically analyze the determinants of their income. Using survey data collected from 1,530 insurance agents, including MDRT members, the study employs an ordered logistic regression model to account for the ordinal nature of the income variable. Summary statistics suggest that MDRT agents differ markedly from general agents in several respects, including higher educational attainment, greater diversity of client acquisition methods, a higher proportion of full-time workers, and a larger number of professional certifications. The regression results indicate that work experience and working hours are key determinants of income. This implies that, given the prevalence of part-time work among insurance agents, the amount of time devoted to work exerts a direct and substantial influence on income levels.

※ Key words: Insurance Agents, Determinants of Income, Work Experience, Working Hours

부록 (설문지 문항)

SQ1) 귀하의 성별은 어떻게 되십니까?

○ 남 ○ 여

SQ2) 귀하의 출생년도는 언제이십니까?

○ 1939년 이전
○ 1940년
○ 1941년
○ 1942년
○ 1943년
○ 1944년
○ 1945년
○ 1946년
○ 1947년
○ 1948년
○ 1949년
○ 1950년
○ 1951년
○ 1952년
○ 1953년
○ 1954년
○ 1955년
○ 1956년
○ 1957년
○ 1958년
○ 1959년
○ 1960년
○ 1961년
○ 1962년
○ 1963년
○ 1964년
○ 1965년
○ 1966년
○ 1967년
○ 1968년
○ 1969년
○ 1970년
○ 1971년
○ 1972년
○ 1973년
○ 1974년
○ 1975년
○ 1976년
○ 1977년
○ 1978년
○ 1979년
○ 1980년
○ 1981년
○ 1982년
○ 1983년
○ 1984년
○ 1985년
○ 1986년
○ 1987년
○ 1988년
○ 1989년
○ 1990년
○ 1991년
○ 1992년
○ 1993년
○ 1994년
○ 1995년
○ 1996년
○ 1997년
○ 1998년
○ 1999년
○ 2000년
○ 2001년
○ 2002년
○ 2003년
○ 2004년
○ 2005년
○ 2006년 이후

SQ3) 귀하는 현재 결혼하신 상태이십니까?

○ 네 ○ 아니오

SQ4) 귀하는 몇 명의 자녀가 있으십니까?

○ 0명 ○ 1명
○ 2명 ○ 3명
○ 4명 ○ 5명 이상

SQ5) 귀하의 최종 학력은 어떻게 되십니까?

○ 고졸 이하 ○ 전문대 학사
○ 학사 ○ 석사
○ 박사

SQ6) 귀하께서는 현재 어떤 형태로 활동하고 계십니까?

○ 생명보험회사 전속 설계사 ○ 독립 GA 소속 설계사
○ 손해보험회사 전속 설계사 ○ 자회사 GA 소속 설계사

SQ7) 귀하께서는 현재 기관에 소속되기 전 어떤 형태로 활동하셨습니까?

○ 생명보험회사 전속 설계사 ○ 자회사 GA 소속 설계사
○ 손해보험회사 전속 설계사 ○ 활동하지 않음
○ 독립 GA 소속 설계사

SQ8) 귀하께서는 몇 년도부터 설계사로서 활동하셨습니까?

○ 1959년 이전	○ 1982년	○ 2005년
○ 1960년	○ 1983년	○ 2006년
○ 1961년	○ 1984년	○ 2007년
○ 1962년	○ 1985년	○ 2008년
○ 1963년	○ 1986년	○ 2009년
○ 1964년	○ 1987년	○ 2010년
○ 1965년	○ 1988년	○ 2011년
○ 1966년	○ 1989년	○ 2012년
○ 1967년	○ 1990년	○ 2013년

○ 1968년
○ 1969년
○ 1970년
○ 1971년
○ 1972년
○ 1973년
○ 1974년
○ 1975년
○ 1976년
○ 1977년
○ 1978년
○ 1979년
○ 1980년
○ 1981년
○ 1991년
○ 1992년
○ 1993년
○ 1994년
○ 1995년
○ 1996년
○ 1997년
○ 1998년
○ 1999년
○ 2000년
○ 2001년
○ 2002년
○ 2003년
○ 2004년
○ 2014년
○ 2015년
○ 2016년
○ 2017년
○ 2018년
○ 2019년
○ 2020년
○ 2021년
○ 2022년
○ 2023년
○ 2024년
○ 2025년

SQ9) 귀하께서 현재 주로 활동하고 계신 지역은 어느 지역이십니까?

○ 수도권(서울, 경기, 인천)
○ 동남권(부산, 울산, 경남)
○ 충청권(대전, 세종, 충북, 충남)
○ 대경권(대구, 경북)
○ 전남권(광주, 전남)
○ 제주특별자치도
○ 강원특별자치도
○ 전북특별자치도

Q1) 귀하께서는 보험모집을 위해 하루 평균 몇 시간 정도 이동하십니까?

○ 30분 이내
○ 30분~1시간
○ 1시간~1시간 30분
○ 1시간 30분~2시간
○ 2시간~2시간 30분
○ 2시간 30분~3시간
○ 3시간 이상

Q2) (주관식) 귀하께서는 작년에 월평균 몇 건의 신계약을 모집하셨습니까?

[종신보험]
○ 0건
○ 1건
○ 4건
○ 5건
○ 8건
○ 9건

○ 2건 ○ 6건 ○ 10건 이상
○ 3건 ○ 7건

[저축보험(연금 포함)]
○ 0건 ○ 4건 ○ 8건
○ 1건 ○ 5건 ○ 9건
○ 2건 ○ 6건 ○ 10건 이상
○ 3건 ○ 7건

[건강보험(제3보험)]
○ 0건 ○ 4건 ○ 8건
○ 1건 ○ 5건 ○ 9건
○ 2건 ○ 6건 ○ 10건 이상
○ 3건 ○ 7건

[자동차보험]
○ 0건 ○ 4건 ○ 8건
○ 1건 ○ 5건 ○ 9건
○ 2건 ○ 6건 ○ 10건 이상
○ 3건 ○ 7건

[기타]
○ 0건 ○ 4건 ○ 8건
○ 1건 ○ 5건 ○ 9건
○ 2건 ○ 6건 ○ 10건 이상
○ 3건 ○ 7건

Q3) 귀하께서는 보험모집 업무를 통해 작년 한 해 월평균 얼마의 수입을 버셨습니까?

○ 100만 원 이하 ○ 300만 원~400만 원
○ 100만 원~150만 원 ○ 400만 원~500만 원
○ 150만 원~200만 원 ○ 500만 원~1,000만 원
○ 200만 원~300만 원 ○ 1,000만 원 이상

Q4) 귀하의 수입은 본인 가구 전체 수입의 몇 %를 차지하십니까?

○ 25% 이하 ○ 25%~50%

○ 50%~75%　　○ 75% 이상

Q5) (복수응답 가능) 귀하의 보험모집 방법은 다음 중 주로 어느 것에 해당하십니까?

○ 지인판매　　○ 지인소개
○ 신규개척　　○ 기존고객
○ 고객소개

Q6) 귀하께서는 현재 근로소득을 위해 보험모집만을 수행하고 계십니까?

○ 예, 풀타임(full-time)으로 활동 중
○ 아니오, 파트타임(part-time)으로 활동 중

Q6-1) 현재 파트타임으로 근무하시는 가장 큰 이유는 무엇입니까?

○ 가족 또는 육아 돌봄　　○ 건강상의 이유
○ 개인 사업 운영　　○ 불충분한 설계사 소득
○ 개인 여유시간에 모집 활동　　○ 기타 (주관식 응답)
○ 불규칙한 수입

Q7) 귀하께서는 보험설계사라는 직업이 요구하는 전문성 수준이 어느 정도라고 생각하십니까?

매우 낮음
1 ○
2 ○
3 ○
4 ○
5 ○
매우 높음

Q8) 귀하께서는 현재의 보험설계사 시험이 전문 자격시험으로써 난이도가 어떠하다고 생각하십니까?

매우 쉬움

1 ○

2 ○

3 ○

4 ○

5 ○

매우 어려움

Q9) 지난 1년 동안 한 달 평균 1주일에 몇 시간 정도 일하셨습니까?

○ 10시간 이하 ○ 10시간~20시간

○ 20시간~30시간 ○ 30시간~40시간

○ 40시간 이상

Q10) 귀하께서는 설계사라는 직업에 대해 전반적으로 어떻게 생각하십니까?

매우 불만족

1 ○

2 ○

3 ○

4 ○

5 ○

매우 만족

Q11) 귀하께서는 설계사라는 직업을 가족 또는 친인척에게 추천하실 의향이 있으십니까?

○ 매우 추천 ○ 비교적 추천

○ 그저 그렇다 ○ 비교적 비추천

○ 매우 추천

Q11-1) 추천하시는 가장 큰 이유는 무엇입니까?

○ 높은 소득 가능성 ○ 성과 기반 보상 체계

○ 자율적인 업무 시간 및 환경 ○ 정년 제한 없이 근무 가능

○ 기타 (주관식 응답)

Q11-2) 비추천하시는 가장 큰 이유는 무엇입니까?

○ 설계사라는 직업 특성상 낮은 소속감

○ 불투명한 미래 및 낮은 장래성

○ 설계사라는 직업의 사회적 평판

○ 불규칙한 근로시간(예: 저녁시간 고객 미팅)

○ 불규칙한 소득

○ 기타 (주관식 응답)

Q12) 과거에 비해 고객 모집 자체가 어려워졌다고 생각하십니까?

매우 쉬워짐

1 ○

2 ○

3 ○

4 ○

5 ○

매우 어려워짐

Q13) 귀하께서는 인공지능 설계사가 설계사를 대체할 수 있다고 생각하십니까?

○ 대면 설계사와 비대면 설계사를 모두 대체할 것이다

○ 대면 설계사를 보완, 비대면 설계사를 대체할 것이다

○ 대면 설계사를 대체, 비대면 설계사를 보완할 것이다

○ 대면 설계사와 비대면 설계사를 모두 보완할 것이다

○ 독립적인 관계에 있을 것이다

Q13-1) 대체한다면 그 시기는 언제쯤이라고 생각하십니까?

○ 5년 이내 ○ 5년~10년

○ 10년~15년 ○ 15년~20년

○ 20년 이상

Q14) 귀하께서는 동일한 임금이라면 타 업종으로 이직하실 의향이 있으십니까?

○ 매우 있다 ○ 대체로 있다

○ 그저 그렇다 ○ 대체로 없다

○ 매우 없다

Q14-1) 이직 의향이 있으신 주된 이유는 무엇입니까?

○ 설계 직업의 낮은 소속감

○ 불투명한 미래 및 낮은 장래성

○ 설계사 직업의 사회적 평판

○ 불규칙한 근로시간(예: 저녁시간 고객 미팅)

○ 불규칙한 소득

○ 기타 (주관식 응답)

Q15) 귀하께서는 과거 또는 현재 우수 인증 설계사 또는 MDRT(Million Dollar Round Table)였던 적이 있으십니까?

○ 네 ○ 아니오

Q16) (복수응답 가능) 귀하께서는 다음 자격증 중 무엇을 갖고 계십니까?

○ 없음
○ 종합자산관리사
○ 변액보험 판매관리사
○ 공인재무설계사(AFPK)
○ 펀드투자상담사
○ 증권투자상담사
○ 언더라이터(CLKU, AKLU, FKLU)
○ 국제공인재무설계사(CFP)
○ 개인보험심사역(APIU)
○ 공인회계사(CPA)
○ 세무사
○ 기타 (주관식 응답)

Q17) 귀하께서는 설계사가 첫 직업이십니까?

○ 네 ○ 아니오

Q18) 귀하께서 설계사라는 직업을 선택하신 가장 큰 이유는 무엇입니까?

○ 기존 직장 은퇴 연령에 도달해서
○ 근무 유연성이 높아서
○ 직업으로서 진입 장벽이 낮아서
○ 일한 만큼 성과를 낼 수 있어서
○ 관련 직종에서 일한 경험이 있어서
○ 기타 (주관식 응답)

Q19) 귀하께서 설계사를 처음 선택했던 시기로 돌아가게 된다면 설계사 직업을 다시 선택하실 의향이 있으십니까?

매우 없다

1 ○

2 ○

3 ○

4 ○

5 ○

매우 있다

Q20) 귀하께서는 설계사라는 직업의 향후 전망에 대해 어떻게 생각하십니까?

○ 매우 비관적 ○ 비교적 비관적

○ 현재와 비슷할 것 ○ 비교적 낙관적

○ 매우 낙관적

Q20-1) (복수응답 가능) 그렇게 생각하신 주된 이유는 무엇입니까?

○ 타 업종 대비 설계사 평균 임금

○ 소비자 대부분이 보험에 가입하여 판매가 어려움

○ 사회적 인식 및 평판

○ 보험의 중요성 및 기능

○ 인공지능의 발전

○ 기타 (주관식 응답)

보험금융연구 제37권 제1호(2026. 2) pp. 81-111
DOI: https://doi.org/10.23842/jif.2026.37.1.003

실손형의료보험 가입이 공급자 유인수요에 미치는 이질적 처리효과 분석

Heterogeneous Treatment Effects of Private Health Insurance Enrollment on Supplier-Induced Demand

민 인 식*
Insik Min

본 연구는 실손형의료보험 가입이 의료이용 행태와 공급자 유인수요(SID)에 미치는 인과적 효과를 분석한다. 특히 2021년 7월 도입된 4세대 실손보험의 등장과 가입 시점별 특성 차이에 주목하여, 기존 연구의 평균적 효과 가정을 넘어 세대별 이질적 효과를 규명하는 데 목적이 있다. 이를 위해 한국의료패널(KHP) 2기(2019~2023년) 데이터를 활용하였으며, 분석 방법론으로는 전통적인 이중차분법과 전통적 사건사 분석 그리고 최근 계량경제학에서 제안된 Callaway and Sant'Anna(2021)의 CSDID를 비교·적용하였다. 이를 통해 전통적 방법론이 가질 수 있는 오염된 비교(bad comparison) 편의를 제거하고, 가입 코호트별 동태적 효과를 엄밀하게 추정하였다. 실증분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 전통적인 분석 모형에서는 실손형 보험 가입의 유의미한 의료이용 증가 효과가 발견되지 않았다. 둘째, CSDID 모형을 통해 이질성을 분리한 결과, 4세대 실손보험 가입자(2022년 코호트)에게서 뚜렷한 유리한 선택(advantageous selection) 현상이 발견되었다. 이들은 미가입자에 비해 가입 이전부터 외래 의료이용이 현저히 적은 건강한 집단인 것으로 나타났다. 셋째, 3세대 가입자에게서 관찰되던 고가 영상 검사(MRI/CT)의 가입 직후 이용 급증(단기적 도덕적 해이) 현상이 4세대 가입자에게서는 사라졌다. 넷째, 도수치료 등 비급여 항목 이용 역시 가입 후 유의하게 증가하지 않았으며, 이는 강화된 자기부담금과 보험료 차등제 구조가 과잉 진료를 억제하는 기제로 작동하고 있음을 시사한다. 결론적으로 본 연구는 4세대 실손보험 전환이 의료이용이 적은 합리적 가입자를 유인하고 도덕적 해이를 억제하는 데 긍정적인 효과가 있음을 실증하였다.

국문 색인어: 실손형의료보험, 이질적 처리효과, CSDID, 유리한 선택
한국연구재단 분류 연구분야 코드: B010206, B021803

* 경희대학교 정경대학 경제학과 교수(imin@khu.ac.kr), 단독저자
** 본 연구는 2025년 의료패널학술대회 발표 원고를 수정·보완한 결과입니다.
논문 투고일: 2025.12.04, 논문 최종 수정일: 2026.01.21, 논문 게재 확정일: 2026.02.13.

Ⅰ. 서론

1. 연구의 배경 및 필요성

한국의 민간 의료보험(Private Health Insurance, PHI), 특히 실손형의료보험은 국민건강보험의 보장성 한계를 보완하는 "제2의 건강보험"으로 자리 잡았다. 한국의료패널조사 가구에 대한 민간의료보험 통계에 따르면 2022년 민간의료보험 가입률은 84.1%(정액형) 그리고 42.8%(실손형)이다.[1] 민간의료보험 가입개수 역시 2022년 기준 4.9개(민간의료보험 가입 가구로 한정)이다. 이러한 수치는 민간의료보험이 단순히 보충적 수단을 넘어, 국민의 의료비 지불 능력과 의료 이용 결정에 지대한 영향을 미치는 보편적 기제로 자리 잡았음을 시사한다.

그러나 동시에, 민간의료보험 가입이 의료 이용자의 도덕적 해이(Moral Hazard)를 유발하고 공급자 유인수요(Supplier-Induced Demand, SID)를 촉진하여 전체 의료비를 상승시킨다는 비판이 지속적으로 제기되어 왔다(허순임 외, 2008; 박지선·도영경, 2024; 김대환, 2022 등). 이에 정부는 실손보험의 재정 건전성을 확보하고 과다한 의료이용을 억제하기 위해 상품 구조를 지속적으로 개편해 왔다.

구체적으로 실손보험은 자기부담금이 거의 없는 '1세대(구 실손)'에서 시작하여, 표준화 및 자기부담금을 도입한 '2세대', 비급여 특약을 분리한 '3세대', 그리고 최근 비급여 이용량에 따른 보험료 차등제(할증)를 도입한 '4세대'로 진화해 왔다(이현복, 2024; 금융위원회, 2021). 가장 최근 논의되는 5세대 개편안은 비필수 비급여 항목의 보장을 대폭 축소하는 방향으로 설계되고 있고 2025년 말부터 판매 예정이다(금융위원회, 2025).

이러한 제도적 변화는 실손의료보험 가입 사건(treatment)이 가입 시점에 따라 전혀 다른 성격을 지닐 수 있음을 시사한다. 즉, 2009년 이전 가입자에게 실손의료보험은 비급여 의료비 부담=0으로 만들어 SID를 강력하게 유발하는 기제이지만, 2021년 이후 가입자(4세대)에게는 비급여 이용을 억제하는 기제로 작용할 수 있다. 기존의 실증연구에서는 이러한 처치 효과의 이질성(heterogeneous treatment effects)을 간과해 왔다. 대부분 선행

1) https://www.khp.re.kr:444/web/research/board/surveyresult_view.do?&bbsid=60&seq=13 에서 인용

연구는 가입 시점이나 상품의 세대 구분 없이 단순히 실손의료보험 가입 여부만을 더미변수로 사용하여, 모든 가입자에게 동일한 평균적인 처치 효과(average treatment effect)가 나타난다고 가정하였다(김지온, 2021; 유창훈·권영대, 2020; 이현복, 2020 등).

더욱이 방법론적 측면에서, 가입 시점이 개인마다 다른(staggered adoption) 패널 데이터 분석에 통상적으로 사용되어 온 전통적 이중차분법(Difference-in-Differences: DID)은 처치 효과가 시점별로 이질적일 때 심각한 편의(bias)를 발생시킨다는 사실이 최근 계량경제학 문헌을 통해 밝혀졌다(Goodman-Bacon, 2021; Callaway and Sant'Anna, 2021). 특히 늦게 가입한 집단(late adopters)을 분석할 때, 이미 가입하여 처치 효과가 발현된 집단(already-treated)을 통제군(control group)으로 잘못 설정하는 '나쁜 비교(bad comparison)' 문제는 실손보험의 세대별 효과를 왜곡하는 주된 원인이 될 수 있다.

이에 본 연구는 한국의료패널(Korea Health Panel: KHP) 2기 데이터를 이용하여 실손형의료보험 가입이 의료이용, 특히 공급자 유인 수요와 밀접한 비급여 항목 이용에 미치는 영향을 분석하고자 한다. 연구의 초점은 가입 시점에 따른 세대별 이질적 효과를 규명하는 데 목적이 있다. 본 연구는 기존의 방법론적 한계를 극복하기 위해 강건한 이질적 이중차분법(robust heterogeneous DID)을 적용함으로써, 실손보험의 세대별 개편이 실제로 의료이용 행태에 어떤 차별적 영향을 미쳤는지 실증적으로 검증하고자 한다.

2. 연구의 내용 및 방법

본 연구는 실손형의료보험 가입이 의료이용에 미치는 인과적 효과(causal effects)를 추정하기 위해 한국의료패널(KHP) 2기 2019~2023년 데이터를 활용한다. 종속변수인 공급자 유인수요(SID)를 대리하는 변수로는 전체 외래 이용횟수 및 도수치료, CT/PET-CT/MRI, 수액/영양주사/정맥주사 등 비급여 항목 이용 빈도를 설정한다.

본 연구의 핵심적인 차별성은 분석 방법론의 단계적 비교에 있다. 연구는 크게 세 가지 모형을 비교 분석한다.

첫째, 동질적 처리효과(homogeneous DID) 모형이다. 이는 기존 선행연구와 동일하

게 '어느 시점에 가입하든 가입 전후 효과는 동일하다'는 가설을 검증한다. 전통적인 패널 이원고정효과 모형을 사용하여 평균적인 처치 효과를 추정한다. 이는 분석의 기준선(baseline) 역할을 한다.

둘째, 이질적 처리효과(heterogeneous DID) - 전통적 사건사(traditional event study) 분석 모형이다. 가입 이후 시점별로 효과가 다를 수 있음을 허용한다. 이를 통해 가입 시점의 차이를 고려하더라도, 잘못된 비교 집단 설정(오염된 비교)이 어떻게 결과를 왜곡할 수 있는지 살펴본다.

셋째, 강건한 이질적 처리효과(robust heterogeneous DID) - 본 연구가 제안하는 주된 분석 방법으로, Callaway and Sant'Anna(2021)가 제안한 CSDID 방법론을 적용한다. 이 방법론은 조사기간 내내 가입하지 않은 집단(Never-treated)만 통제군으로 설정하는 깨끗한 비교(clean comparison)를 수행함으로써, 앞서 제기된 편의(bias) 문제를 원천적으로 제거한다.

본 연구는 이 세 가지 방법론의 비교를 통해 4세대 실손보험 가입자(2021년 이후 가입)가 3세대 가입자와 달리 의료이용을 억제하는 효과가 있는지, 혹은 애초에 의료이용 성향이 낮은 집단이 선택적으로 가입하는 선택 편의(selection bias)가 존재하는지를 규명하고자 한다. 보험산업적 측면에서는 향후 5세대 실손보험 설계 및 비급여 관리 정책에 실증적 근거를 제공하고자 한다.

3. 연구의 구성

본 연구의 구성은 다음과 같다. II장에서는 실손의료보험의 세대별 제도 변화를 살펴보고 관련 선행연구를 검토한다. III장에서는 실증분석에 사용된 KHP 데이터에서 처리군과 대조군 설정 그리고 주요 변수의 기초통계량을 정리한다. IV장에서는 앞서 언급한 세 가지 실증분석 모형의 차이와 식별 전략을 설명하고 실증분석 결과를 비교 제시한다. 마지막으로 V장에서는 연구 결과를 요약하고, 정책적 시사점과 연구의 한계점을 살펴본다.

II. 민간의료보험 현황과 관련 선행연구

1. 실손의료보험의 제도적 변화

한국의 실손의료보험은 국민건강보험이 보장하지 않는 비급여 항목과 본인부담금을 보장함으로써 의료 접근성을 높이는 역할을 해왔다(신세라, 2022; 신미선, 2019 등). 그러나 과도한 의료이용과 비급여 항목의 팽창으로 인한 손해율 악화가 지속적인 문제로 제기됨에 따라, 정부와 보험업계는 상품 구조를 4차례에 걸쳐 대대적으로 개편하였다.[2] 이러한 변화의 핵심 기조는 자기부담금의 확대와 비급여 관리 강화를 통한 도덕적 해이(moral hazard)와 공급자 유인수요(SID) 억제로 요약할 수 있다.

1) 1세대 구 실손의료보험(~2009년 9월)

2009년 10월 표준화 이전 판매된 상품으로, 통상 '구 실손'이라 부른다. 이 시기의 상품은 보험사별로 약관이 상이하긴 하지만 대다수 상품이 입원 의료비 전액(100%)을 보장하고 통원 의료비에 대해서도 소액의 공제금액(5천 원 등)을 제외하면 전액을 보장하는 구조를 가지고 있다. 환자의 가격 민감도를 낮추는 '자기부담금 0원' 구조는 의료 이용자와 공급자 모두에게 과다 진료를 유발하는 강력한 유인으로 작용한다는 비판에 직면하고 있다.

2) 2세대 표준화 실손의료보험(2009년 10월~2017년 3월)

금융당국의 주도로 상품 구조가 표준화되어 판매된 상품이다. 2009년 10월부터 자기부담금 10%가 도입되었으며(선택형 II 기준), 2013년 이후에는 표준형(자기부담금 20%)과 선택형(자기부담금 10%)으로 이원화되었다. 1세대에 비해 최소한의 자기부담금이 설정되었으나, 여전히 도수치료나 MRI 등 고가 비급여 항목에 대한 별도의 통제 장치는 없다고 볼 수 있다.

2) https://kbcapital.co.kr/aboutus/cmpgdnc/finLifeDtl.kbc?blbdSeqno=107576

3) 3세대 신 실손의료보험(2017년 4월~2021년 6월)

과잉 진료가 빈번한 3대 비급여 항목(도수·체외충격파, 비급여 주사제, 비급여 MRI)을 별도의 특약으로 분리하고, 해당 특약의 자기부담률을 30%로 상향 조정하였다. 이는 특정 비급여 항목이 전체 보험료 인상을 주도하는 구조를 개선하고, 해당 항목 이용자의 비용 부담을 높여 불필요한 의료이용을 억제하고자 한 첫 번째 구조적 시도였다.

4) 4세대 실손의료보험(2021년 7월~현재)

급여(주계약)와 비급여(특약)를 완전히 분리하고, 비급여 항목의 자기부담률을 30%로 일괄 상향하였다. 4세대의 가장 큰 특징은 비급여 이용량 연계 보험료 차등제(할증) 도입이다. 이는 자동차보험과 같이 비급여 지급보험금이 많은 가입자의 차년도 보험료를 최대 300%까지 할증하고, 미사용자에게는 보험료를 할인해 주는 제도이다. 이 제도는 가입자에게 금전적 페널티를 직접적으로 부과함으로써 SID 유발 요인을 강력하게 억제하도록 설계되었다.

5) 5세대 실손의료보험(2025년 말 출시 예정)

금융위원회(2025)와 보험업계에 따르면, 2025년 말 출시를 목표로 5세대 개편이 논의되었다. 5세대는 필수의료 강화를 목적으로, 과잉 진료 우려가 큰 비필수 비급여 항목(예: 단순 근육통에 대한 도수치료, 영양주사 등)에 대한 보장을 대폭 축소하거나 제외하고, 혼합진료 금지 등 의료개혁과 연계된 상품 구조를 가질 것으로 예상된다. 이는 실손보험이 단순한 비용 보전을 넘어 의료 이용 행태를 직접적으로 규제하는 방향으로 진화하고 있음을 시사한다.

실손보험은 세대가 거듭될수록 가입자의 비용 부담(자기부담금)을 높이고 비급여 이용에 대한 제약을 강화하는 방향으로 변하고 있다. 따라서 본 연구의 주제인 민간의료보험 가입 사건(treatment)은 가입 시점에 따라 '의료이용 촉진' 혹은 '의료이용 억제'라는 상반된 처리 효과를 가질 개연성이 높다.

〈표 1〉 세대별 실손의료보험 제도 변화 및 특징

	1세대	2세대	3세대	4세대	5세대
판매기간	~2009.09	2009.10~ 2017.03	2017.04~ 2021.06	2021.07~ 현재	2025.12 (예정)
자기부담금	없음	10~20%	급여 10~20% 특약 30%	급여 20% 비급여 30%	필수의료 중심
구조적 특징	비표준화	상품 표준화	3대 비급여 특약 분리	급여/비급여 완전 분리	비필수 비급여 보장 제외

2. 선행연구 검토

1) 민간의료보험 가입과 의료이용 관계

국내외 다수 선행 연구는 민간의료보험 가입이 의료서비스 이용량과 의료비 지출을 유의하게 증가시킨다는 일관된 결과를 보고하고 있다. 정기택 외(2006)는 건강보험 청구자료와 민간의료보험 가입자료(2002년 데이터)를 연계한 초기 연구에서 민간의료보험 가입이 의료이용에 유의한 양(+)의 영향을 미치고 있고 이를 도덕적 해이의 증거로 해석하였다. 실제 청구데이터를 사용하여 기억 편의가 없고 정확하게 의료이용을 측정하였다는 장점이 있다. 다중회귀분석을 활용하여 민간의료보험 가입 여부 변수의 추정치를 해석하였다. 허순임 외(2008)는 수요 측면에서 민간의료보험이 가입자의 의료이용(외래 및 입원)에 미치는 영향을 실증 분석한 내용을 포함하였다. 한국복지패널 2차년도(2007년 조사) 데이터를 이용하였고 의료이용 서비스 확률(로짓모형)과 이용량(선형회귀모형)과 의료보험 가입 간 관계를 횡단면 분석하였다. 정액형과 실손형 민간의료보험 모두 가입자가 미가입자에 비해 외래 및 입원 서비스 이용 확률이 유의하게 높다. 의료 이용량 역시 외래방문 횟수와 입원횟수가 유의하게 많아지고 총진료비 지출 또한 높다는 결과를 얻었다.

윤희숙(2008) 연구는 민간의료보험 연구에서 내생성(endogeneity) 문제를 언급하고 있다. 가입자의 건강상태가 나빠서 발생하는 역선택(adverse selection) 때문인지 아니면 보험 가입으로 인한 가격 효과인 도덕적 해이 때문인지를 식별하고자 하였다. 한국노동패널 4-6차(2001~2003년) 데이터를 이용하였다. 위험회피 성향의 대리변수를 도구변수로

사용한 분석 결과 민간의료보험 가입이 의료비 지출에 미치는 양(+)의 효과가 더 크게 나타났다. 이는 역선택보다는 소득이나 교육 수준이 높은 건강한 계층이 보험에 가입하는 유리한 선택 경향이 존재함을 시사한다. 결과적으로 민간의료보험의 도덕적 해이를 유발하여 불필요한 의료이용을 촉진한다는 강력한 증거라고 논의하였다.

본 연구 주제와 관련된 최근 선행 연구를 검토하면 다음과 같다. 먼저 유창훈·권영대(2020)는 실손보험 가입과 의료이용 관계에서 성별 차이가 있다는 점에 주목하였다. 한국의료패널 2010~2016년(7개년도) 데이터를 이용하여 불균형 패널을 구축하여 분석하였다. 의료 이용량을 종속변수로 하는 패널 회귀모형을 사용하였다. 남성과 여성 집단을 분리하여 회귀분석을 수행하고 계수를 비교하였다. 실손보험 가입은 남성의 외래방문당 진료비를 유의하게 증가시켰으나 여성에게는 유의한 영향이 나타나지 않았다. 실손보험이 의료이용을 증가시키는 도덕적 해이가 존재하지만 그 양상은 성별에 따라 차이가 있었다.

김지온(2021)은 민간의료보험 효과를 생애주기 관점에서 세분화하여 분석했다는 점에서 차별화 지점이 존재한다고 주장하였다. 한국복지패널 12-15차(2016~2019년) 데이터에서 분석 대상을 성장기(19세 이하), 청장년기(20~49세), 중년기(50~64세) 그리고 노년기(65세 이상)으로 구분하였다. 가입 여부에 따른 의료이용량 차이를 ANOVA 분석을 통해 비교하였다. 민간의료보험 가입자는 모든 연령대에서 건강검진 횟수가 비가입자보다 많다. 성장기에서 가입자가 비가입자보다 유의하게 이용횟수가 많았다. 성장기와 청장년기에서 가입자의 입원 횟수가 비가입자보다 유의하게 많았다. 의료비 지출 측면에서는 가입자가 비가입자보다 월평균 본인부담 의료비 지출이 더 크다. 이러한 분석 결과에 따르면 민간의료보험 가입이 의료이용을 증가시키는 경향이 확인되었으며 특히 성장기와 청장년기에서 이러한 유발 효과가 두드러지게 나타났다.

김대환·김우현(2022)은 실손보험 영역인 '비급여 의료비'에 미치는 영향을 직접적으로 분석했다는 점에서 차별성이 존재한다고 논의하였다. 한국의료패널(2012~2018년)에서 7년 동안 지속적으로 조사에 참여한 균형 패널데이터를 구축하여 동일한 개인 변화를 추적하였다. 패널 고정효과모형의 한계를 극복한 Correlated Random Effects 모형을 사용하였다. 실손의료보험 가입은 비급여 의료비 지출에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는다. 실손형과 정액형에 동시에 가입한 경우에만 외래 비급여 의료비가 유의하게 증가하

였다. 이는 도덕적 해이가 모든 가입자에게 보편적으로 나타나는 현상이 아니라 특정 집단이나 조건에서만 발생할 수 있음을 시사하였다.

김대환(2025)은 기존 연구들이 의료비나 의료 이용량 등 재무적/물리적 효과에 집중했던 것과 달리 정신적 위안이라는 심리적 효용에 초점을 맞춘 연구이다. 한국의료패널 제2기 데이터(2019~2022년)를 사용하여 코로나19라는 외생적 충격 전후를 비교할 수 있도록 데이터를 구축하였다. 이중차분법과 유사한 논리의 패널 회귀분석을 활용하였다. 종속변수는 정신적 스트레스, 자살 충동 여부이다. 민영보험 가입이 자살 충동과 같은 극단적인 정신적 위기까지 방지하는 효과는 관찰되지 않았다. 그러나 민영의료보험 가입은 팬데믹으로 인한 정신적 스트레스 증가를 통계적으로 유의하게 완화하는 것으로 나타났다.

2) 세대별 실손의료보험 연구

민간 의료보험 중에서도 세대별 실손의료보험과 관련된 선행 연구는 상대적으로 제한되어 있다. 이현복(2024)은 정부의 지속적인 실손의료보험 제도 개선이 실제 가입자의 의료이용 행태에 어떤 영향을 미쳤는지 규명하고자 하였다. 가입자를 상품 가입 시점에 따라 1세대, 2세대, 3세대로 구분하여 세대별 의료이용 차이를 분석하였다. 한국의료패널 2008~2020년 데이터를 이용하였고 3세대 실손이 도입된 2017년 이후 데이터를 포함하는 것이 차별화 지점이다. 다변량 선형회귀모형과 패널 회귀모형을 활용하였고 종속변수는 입원/외래 총진료비, 입원일수, 외래방문 횟수를 선택하였다. 세대별 의료이용 크기를 살펴보면 그 영향력의 크기가 세대가 지날수록 감소하는 경향을 보였다. 특히 외래서비스는 3세대-2세대-1세대 순으로 외래 진료비 및 방문횟수에 미치는 양(+)의 효과가 크다. 이는 3세대 상품이 1세대에 비해 도덕적 해이를 억제하는 효과가 있음을 시사한다.

전용식·김경선(2024)은 4세대 실손보험의 효과를 직접적으로 다룬 가장 최신 연구 자료 중 하나이다. 특정 질환(염좌 및 긴장)과 비급여 비율에 집중하여 4세대 실손의 비급여 관리 효과를 분석했다는 점에서 시의적절하다. 국내 대형 손해보험 회사 1곳의 실손의료보험 청구데이터를 사용하였다. 2021년 1월~2023년 12월 염좌 및 긴장으로 치료받은 환자 7,732명이 분석 대상이다. 4세대 실손 가입자의 진료비 대비 비급여 비율은 평균

48.9%로 단체 실손이나 2세대에 비해 낮게 나타났다. 평균 진료일수(3.0일)도 전체 평균(3.4일)보다 짧았다. 4세대 상품의 구조적 특징이 비급여 이용을 일정 부분 억제하고 있음을 시사한다.

앞서 제시한 이현복(2024) 연구는 1-3세대 가입자 의료이용 연구를 비교·분석하고 있지만 분석 기간이 2020년으로 한정되어 비급여 이용량에 따른 보험료 차등이라는 강력한 억제 기능을 가진 4세대 실손보험 효과를 포착하지 못하고 있다. 또한 방법론적으로 전통적인 패널 회귀모형에 의존하여 가입 시점이 서로 다른 집단 간 비교에서 발생할 수 있는 '이질적 처리효과'를 고려하지 못하는 단점이 있다. 본 연구에서는 2023년까지 KHP 데이터를 확장하고 Robust Heterogeneous DID을 적용하여 민간의료보험 가입의 인과적 효과(causal effects)를 확보한다는 점에서 기존 연구와 차별화 지점이 존재한다.

III. 데이터 및 기초통계량

1. 처리군과 대조군 설정

본 연구의 실증분석에 필요한 민간의료보험 관련 정보는 한국의료패널(이하 KHP) 2기 조사데이터를 사용한다. KHP는 가구-개인-의료 이용에 대한 3단계 구조에서 대상자들의 질병 진단과 의료이용 행태뿐만 아니라 각종 소득, 삶의 질 등을 분석할 수 있는 우리나라의 대표적 의료관련 패널 서베이라고 할 수 있다. KHP는 1기 조사 2008년 1차 조사를 시작으로 2018년까지 총 14차 조사까지 진행되었다. 패널 마모(panel attrition)를 고려하여 2019년 2기 조사를 새로운 표본으로 시작하였고 2025년 12월 현재 5차 조사(2023년) 자료까지 공개되었다.[3] 2기 조사에서는 총 5개 section(hh, ind, ms, phi, c_ind)으로 구분하여 조사 항목을 분류한다. hh는 조사대상 가구 특성, ind는 조사대상 개인 특성 그리고 ms는 개인별 의료이용, phi는 개인별 민간의료보험의 다양한 설문을 조사한다. c_ind는 특정한 해에만 진행하는 부가조사로서 2021년 건강정보 이해능력 관련 항목을

3) KHP 2기 5차 조사(2023년)는 학술대회용으로 2025년 10월 공개되어 있다.

조사하였다.

본 연구의 실증분석을 위해 phi 조사표의 민간의료보험에 가입 정보를 활용해야 한다.[4] 처리군(treatment group)과 대조군(control group) 설정을 위해 〈표 2〉와 같이 과정을 거쳐 분석대상 표본을 선정한다.[5] 1단계에서는 의료급여 수급자의 과다 의료이용 문제를 배제하기 위해 건강보험 가입자만 분석대상으로 삼는다. 2단계에서는 조사 첫해인 2019년에 민간의료보험 미가입자만 선택한다. 3단계에서는 민간의료보험이 다수 가입한 경우의 효과를 배제하기 위해 2020년 이후 가입자 중에서 1개만 가입한 사람을 선택한다. 대조군은 2019~2023년 내내 민간의료보험 미가입자가 된다. 따라서 4단계 처리군에서는 가입시점에 따라 4개 유형이 존재한다. 5단계에서는 처리군 중에서 가입 ⇒ 미가입으로 전환된 시점이 있다면 미가입 시점의 의료이용은 분석대상에서 제외된다. 마지막 6단계에서는 조사 대상 나이를 20~70세로 한정하였다. 이러한 과정을 거쳐 남겨진 표본은 1,451명이고 표본 수는 4,379개이다. 따라서 분석대상 1명이 평균 3.01번(=4,379/1,451) 정도 조사에 포함되었다.

4) KHP 설문조사에서는 민간의료보험을 실손형/혼합형/정액형으로 구분하고 있다. 정액형은 실손담보가 특약형으로 부가되는 경우가 많다는 점을 고려하여 민간의료보험 가입자 전체를 분석 대상으로 포함한다.

5) 분석 대상 선정과정에서 단일보험 가입자로 한정함에 따라 sampling bias가 존재할 가능성이 존재한다. 이는 보험 가입의 동태적 효과를 식별하기 위해 불가피한 선택이다. 따라서 전체 보험 가입자가 아니 '신규 가입 결정자'의 특성이 반영되었음에 유의해야 한다.

〈표 2〉 분석대상 선정 과정

단계	제약조건	단계별 개인/표본수
1단계	조사기간 중 1번이라도 의료급여 수급자면 분석대상에서 제외한다.	8,987/38,549
2단계	KHP 2기 조사 첫 해인 2019년 민간의료보험 미가입자만 선택한다.	-
3단계	처리군: 2020년 이후 가입자 중에서는 민간의료보험을 1개만 가입한 사람을 선택 대조군: 2023년까지 계속 미가입한 사람	-
4단계	처리군: 2020년 가입자, 2021년 가입자, 2022년 가입자, 2023년 가입자로 구분된다.	-
5단계	처리군 중에서 가입 이후 다시 미가입으로 전환된 사람은 미가입 시점부터는 분석대상에서 제외한다.	1,724/4,996
6단계	조사시점 연령 20~70세 시점으로 한정한다.	1,451/4,379
개인	1,451	
obs	4,379	

〈표 3〉에서는 처리군과 대조군에 배정된 표본 수에 대해서 정리한다. 처리군 표본은 1,002개이고 대조군 표본은 3,377개이다. 연도별 가입자는 43명(2022년)부터 최대 80명(2020년)까지 분포되어 있다. 4세대 실손이 시작된 2021년 신규 가입자는 73명임을 알 수 있다. 조사 기간 내내 민간의료보험 미가입자인 대조군은 1,201명이고 3,377개 표본으로 구성되어 있다.

〈표 3〉 처리군과 대조군 표본 수

구분	가입 시점	개인/표본 수
처리군	2020년 가입자	80/298
	2021년 가입자	73/303
	2022년 가입자	43/184
	2023년 가입자	54/217
대조군	2019~2023년 내내 미가입자	1,201/3,377

2. 주요 변수 기초통계량

본 연구에서 의료이용은 〈표 4〉에서와 같이 4가지로 정의하고자 한다. 먼저 1년간 전체 외래이용횟수(ou_nn)를 활용하여 민간의료보험 가입과 의료이용 횟수의 일반적 관계를 추정하고자 한다. 더 나아가 비급여 항목으로 간주할 수 있는 의료이용 변수 역시 구축하고자 한다. 외래진료 MRI, CT, PET_CT와 같은 고가 영상 검사(ou_TRT1), 외래진료 수액, 영양주사 등 정맥주사(ou_TRT2) 그리고 외래진료 도수치료(ou_TRT4)를 선정하였다. 〈표 4〉에서는 처리군과 대조군에 따른 4가지 의료이용에 대한 평균을 비교한다.

〈표 4〉에 따르면 전체 외래이용은 2020년 이후 가입자가 오히려 평균적으로 적다는 것을 확인할 수 있다. 이는 민간의료보험 가입이 무조건적인 전체 의료이용 증가로 이어지지는 않음을 보여주고 오히려 처리군이 대조군에 비해 상대적으로 건강한 집단일 가능성을 시사한다. 특히 본 연구의 분석 대상인 3~4세대 가입자는 본인부담률 상승으로 인해 무조건적인 의료이용에 대한 도덕적 해이는 상대적으로 완화될 것이다. 그러나 비급여 진료 이용횟수는 처리군에서 더 많다. 특히 TRT4(도수치료)는 미가입자에 비해 2배 이상 많다는 것을 알 수 있다.

〈표 4〉 의료이용 비교: 처리군과 대조군

의료이용 유형	처리군	대조군
ou_nn	8.28	10.15
ou_TRT1	0.32	0.30
ou_TRT2	0.21	0.19
ou_TRT4	0.16	0.08

처리군과 대조군의 인구통계학적 특성 그리고 만성질환 유무에 대한 기초통계량은 〈표 5〉에서 정리한다. 첫째, 처리군은 대조군에 비해 더 젊고(5.4세), 교육수준이 월등히 높다. 특히 대학재학 이상 고학력자 비율은 처리군이 53%인 반면 대조군은 37%에 불과하다. 이는 민간의료보험 가입이 보험료 지급 능력뿐 아니라 보험상품에 대한 이해도나 정보접근성과도 밀접한 관련이 있음을 시사한다. 가구소득 역시 처리군이 더 높다는 것을 동시에 알 수 있다. 둘째, 건강 상태 측면에서 처리군은 대조군보다 훨씬 건강하다. 만성질환 보유

비율은 처리군이 30%로 대조군 39%보다 낮았다. 이는 민간의료보험 시장에서 "아픈 사람이 가입하려 한다는 전통적인 역선택"가설보다는 오히려 건강하고 젊은 계층이 위험 대비를 위해 보험에 가입하는 유리한 선택 경향이 강하게 나타나고 있음을 보여준다. 셋째, 이러한 차이는 보험가입 장벽과 연결된다. 만성질환 보유자는 심사에서 보험료가 상대적으로 높거나 보장 범위가 제한적으로 설정되어 가입 동기가 낮아질 수 있다. 따라서 대조군에 머물렀을 가능성이 크다(전체 의료이용 횟수가 대조군에서 더 많다는 것으로 추측 가능). 반면 상대적으로 건강하고 교육 수준이 높은 계층은 수월하게 보험에 진입하여 처리군을 형성한다.

결과적으로 〈표 4〉와 〈표 5〉의 결과는 민간의료보험 가입자와 미가입자가 애초에 동질적인 집단이 아님을 명확히 보여준다. 처리군은 더 젊고, 더 많이 배우고, 더 건강한 집단이다. 따라서 두 집단의 평균 의료이용을 비교하는 것은 선택 편의(selection bias)를 초래할 수 있다. 본 연구에서 적용하고자 하는 다양한 DID 접근법이 필요한지를 뒷받침하고 있다.

〈표 5〉 인구통계학적 특성/만성질환 유무 비교: 처리군과 대조군

	처리군	대조군
연령	46.07	51.44
남성	0.53	0.56
로그 가구소득	7.96	7.68
대학재학 이상 여부	0.53	0.37
만성질환 유무	0.30	0.39

Ⅳ. 분석방법론 및 추정 결과

본 장에서는 민간의료보험 가입과 의료이용 간 인과적 관계를 추정하기 위한 계량경제 모형을 설명하고 추정결과를 제시한다. 특히 가입 시점과 세대별 상품 특성이 이질적인 상황에서 전통적인 DID 접근법이 가질 수 있는 편의를 식별하고 이를 극복하기 위한 이질적 DID 추정 전략을 소개하고자 한다.

1. 동질적 처리효과

첫 번째 모형은 민간의료보험 가입 효과가 가입 시점이나 경과 기간에 관계없이 모든 개인에 일정하다고 가정하는 baseline 모형이다. 이는 기존 정책 효과 추정에서 가장 보편적으로 사용해 온 방법론이다. 추정을 위해서 이원 고정효과(two-way fixed effects: TWFE) 모형을 다음과 같이 설정한다.

$$Y_{it} = \alpha_i + \mu_t + \delta D_{it} + X_{it}\beta + e_{it} \quad \text{(식 1)}$$

위 식에서 Y_{it}는 개인 i의 t 시점 의료이용 결과 변수이고 로그를 취하지 않고 횟수 자체를 사용한다. α_i는 개인 고정효과, μ_t는 연도 고정효과를 통제한다. D_{it}는 민간의료보험 가입 변수이고 시간 가변적(time-varying)인 처리(treatment)로 표현된다. 따라서 계수 δ는 민간의료보험 가입의 평균적인 처리효과(ATE)를 의미한다. 성별과 교육 수준은 시간불변(time-invariant)이라고 가정하므로 α_i에 포함되기 때문에 모형에서 명시적으로 포함하지 않는다. 다만 시간가변적인 통제변수로 연령, 만성질환 유무 그리고 가구소득 변수를 X_{it}에 포함할 수 있다.

〈그림 1〉에서는 전통적 2 by 2 DID 추정을 위한 데이터 구조를 설명한다. 2020~2023년 가입자는 자신이 가입하기 이전 년도에는 $D_{it} = 0$이 되고 가입한 이후 년도에서는 $D_{it} = 1$이 된다. 그리고 대조군은 모든 시점에서 $D_{it} = 0$이 된다.

〈그림 1〉 Traditional 2 by 2 DID 구조

주) 구글 gemini 3.0으로 초안 작성 후 저자 수정

〈표 6〉에서는 식 1에서 시간가변 통제변수인 X_{it}를 포함하지 않은 모형 1-1과 포함한 모형 1-2의 추정 결과를 비교한다. 전체 외래이용 횟수(ou_nn)에 미치는 평균적인 처리효과를 추정한 결과이다. 민간의료보험의 유의미한 의료이용 증가(도덕적 해이)가 발견되지 않았다는 것을 확인할 수 있다. 전통적인 TWFE 모형을 통해 평균적인 효과를 추정할 경우, 민간의료보험 가입이 외래 이용횟수를 유의미하게 증가시키지 않다는 것을 보여준다. 이는 민간보험 가입이 도덕적 해이를 유발한다는 다수의 초기 선행 연구와 차이가 있다.

〈표 7〉에서는 공급자 유인수요(SID)와 밀접한 관련이 있는 비급여 항목별 이용횟수를 종속변수로 사용했을 때 결과이다. 첫째, 고가 영상검사(ou_TRT1)와 주사 치료(ou_TRT2)의 경우, 민간보험 가입 효과는 통계적으로 유의하지 않다. 둘째, 대표적인 비급여 항목인 도수치료(ou_TRT4)에서 추정계수는 음(-)으로 유의하다. 동질적 처리효과 모형에 따르면 민간보험 가입자가 미가입자에 비해 오히려 도수치료를 덜 이용하는 것으로 해석된다.

이러한 결과는 이질적 효과의 상쇄(aggregation bias) 가능성 때문에 나타날 수 있다. 만약 3세대 가입자는 상대적으로 의료 이용을 늘리고 4세대 가입자는 억제된다면 이를 하나로 묶어 평균을 낼 경우 효과가 0에 수렴하거나 음(-)으로 나타날 수 있다. 따라서 〈표 6〉

과 〈표 7〉의 결과는 가입 시점과 특성을 무시하고 단일한 평균 효과를 추정하는 것이 실제 효과를 왜곡하는 결과와 연결될 수 있다는 것을 시사한다.

〈표 6〉 동질적 처리효과: 1년간 외래 의료이용 횟수

	모형 1-1	모형 1-2
D_{it}	-0.094(0.578)	0.108(0.580)
개인 고정효과	포함	포함
시간 고정효과	포함	포함
시간가변 통제변수 X_{it}	**미포함**	**포함**
the number of groups	1,451	1,439
the number of obs	4,379	4,348

〈표 7〉 동질적 처리효과: 비급여 외래이용 횟수

종속변수	모형 1-1	모형 1-2
ou_TRT1	0.107(0.067)	0.101(0.067)
ou_TRT2	-0.043(0.097)	-0.033(0.098)
ou_TRT4	-0.131(0.067)*	-0.131(0.068)*
the number of groups: 1,439 the number of obs: 4,348		

주: 1) ***, **, *는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함.
2) 괄호 안의 값은 추정계수의 표준오차

2. 이질적 처리효과: 사건사 분석 접근방법

두 번째 모형은 처리효과가 시간의 흐름에 따라 변할 수 있다는 dynamic model이다. 처리군에 속한 개인 i의 가입 연도를 E_i라고 설정하면 상대적 시간 TT_i는 다음과 같이 정의한다. 가령 2021년에 가입한 개인이 있다면 $TT_{i,2019} = -2$, $TT_{i,2020} = -1$, $TT_{i,2021} = 0$, $TT_{i,2022} = +1$, $TT_{i,2023} = +2$로 재코딩된다.

$$TT_i = t - E_i \quad \text{(식 2)}$$

전통적 사건사 분석 모형(traditional event study model)에서는 가입 이후 시점별 효과 δ_k를 추정하게 된다. 식 3에서 TT_{it}^k는 가입 시점부터 k년 경과했음을 측정하므로 가입 직전년도($TT=-1$)와 가입 이후 시점 간 처리효과를 δ_k로 해석하게 된다.

$$Y_{it} = \alpha_i + \mu_t + \sum_{k \neq -1} \delta_k \, TT_{it}^k + X_{it}\beta + e_{it} \quad \text{(식 3)}$$

사건사 분석 모형을 통해 앞선 모형 1에서 가정한 단일한 평균 처리효과 한계를 극복하고자 한다. 즉, 민간의료보험 가입 직후 처리효과와 일정 시간이 경과한 후의 처리효과가 다를 수 있음을 허용한다. 가입 이후 시점에 따라 이질적 처리효과를 추정할 수 있다는 장점으로 인해 다양한 선행연구에서 채택되었다(Clark, et al., 2020; 이성호·민인식, 2022).

식 3에서 상대 시점 TT 변수가 더미변수로 변환되어 그 계수를 추정하게 된다. 〈표 8〉에서는 처리군 유형과 상대 시점에 따라 더미변수가 어떻게 정의되는지 예시로 보여준다. 구체적으로 각 더미변수 D^k는 개인 i는 t 시점이 가입시점으로부터 정확히 k년 경과했을 때 1의 값을 갖고 그 외 시점에서는 0의 값을 갖는다. 예를 들어 2021년에 가입한 4세대 가입자의 경우 2019년은 가입 2년 전이므로 상대시점 $TT=-2$이므로 lag2=1이고 나머지 시점 더미는 모두 0으로 코딩된다. 다만 $TT=-4$인 경우는 대상 표본이 희소함을 고려하여 $TT=-3$에 포함하여 재코딩하였다. 연구기간 내내 민간의료보험에 가입하지 않은 대조군은 가입 사건이 발생하지 않았으므로 모든 시점 더미변수 값이 0으로 코딩된다.

〈표 9〉에서는 식 3 모형에서 종속변수를 외래이용 횟수로 설정하고 통제변수를 제외한 모형(2-1)과 포함한 모형(2-2) 결과를 제시한다. 두 모형에서 모두 parallel trend 가정은 성립하는 것으로 보인다. 즉 $TT=-1$과 비교하여 $TT=-2$와 $TT=-3$ 처리효과는 모두 0과 유의하게 다르지 않다. 모형 2-2에서 $TT=0$인 경우에만 양(+)의 유의한 추정계수를 얻었다. 가입 직후 시점에서만 외래이용 횟수가 유의하게 증가한다. 가입자가 보험 가입 직후 그동안 미루었던 외래 이용을 몰아서 받는 것으로 해석할 수 있다. 그러나 그 이후 시점은 다시 유의하지 않다. 따라서 가입효과는 단기적으로 발생한다.

〈그림 2〉에서는 비급여 3개 의료이용에 대해 이질적 처리효과를 추정한 결과를 라인 그래프로 보여준다. 지면 제약상 통제변수를 포함한 모형 결과만 제시한다. 0과 유의하게 다른 계수는 단 2개이다. 종속변수=고가 검사(TRT1)일 때 $TT=0$ 시점의 처리효과이다. 즉, 민간보험 가입 직후 MRI, CT 등 고가 검사 이용이 일시적으로 급증하는 단기적 도덕적 해이 현상이 발생한다. 종속변수=주사치료(TRT2)일 때 $TT=-3$ 시점 추정계수도 0과 유의하게 다르다. 이는 평행추세 가정이 위배되었음을 의미한다. 그러나 이러한 위배가 실제 집단 간의 이질성(heterogeneity)에 기인한 것인지, 아니면 오염된 비교로 인한 추정 편의(Bias)인지 명확히 식별하기 어렵다. 따라서 편의를 제거한 Model 3(CSDID)를 통해 사전 차이의 본질을 재확인할 필요가 있다.

〈표 8〉 상대시점에 대한 더미변수 정의

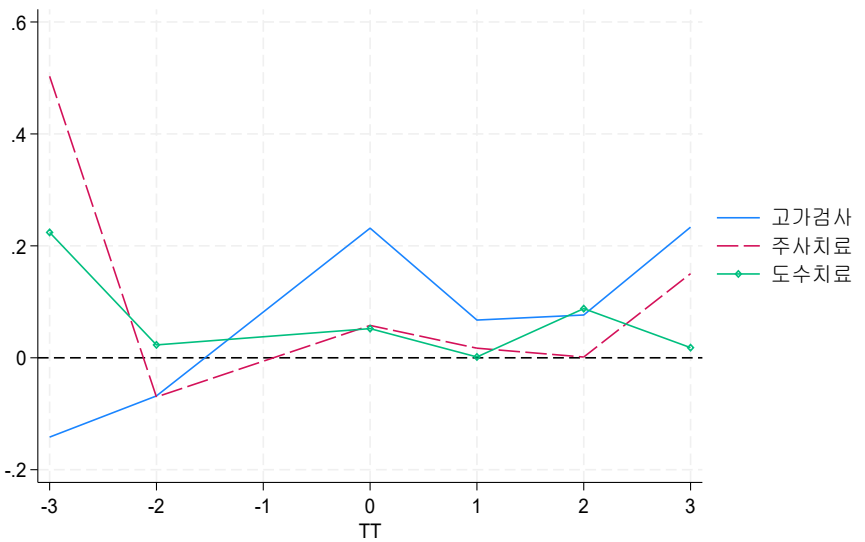
유형	year	TT	lead3	lead2	lead1	lag0	lag1	lag2	lag3
처리군 2021년 가입	2019	-2	0	1	0	0	0	0	0
	2020	-1	0	0	1	0	0	0	0
	2021	0	0	0	0	1	0	0	0
	2022	1	0	0	0	0	1	0	0
	2023	2	0	0	0	0	0	1	0
처리군 2023년 가입	2020	-3	1	0	0	0	0	0	0
	2021	-2	0	1	0	0	0	0	0
	2022	-1	0	0	1	0	0	0	0
	2023	0	0	0	0	1	0	0	0
대조군 never-treated (미처치 집단)	2019	-	0	0	0	0	0	0	0
	2020	-	0	0	0	0	0	0	0
	2021	-	0	0	0	0	0	0	0
	2022	-	0	0	0	0	0	0	0
	2023	-	0	0	0	0	0	0	0

〈표 9〉 이질적 처리효과: 1년간 외래 의료이용 횟수

	모형 2-1	모형 2-2
$TT=-3$	-1.792(1.640)	-0.141(0.097)
$TT=-2$	-2.949(1.447)**	-0.068(0.085)
$TT=0$	-1.637(1.089)	0.231(0.065)***
$TT=1$	-0.831(1.427)	0.067(0.084)
$TT=2$	0.143(1.783)	0.076(0.104)
$TT=3$	0.847(2.671)	0.233(0.157)
개인 고정효과	포함	포함
시간 고정효과	포함	포함
시간가변 통제변수 X_{it}	**미포함**	**포함**
the nubmer of groups	1,451	1,439
the nubmer of obs	4,379	4,348

주: 1) ***, **, *는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함.
2) 괄호 안의 값은 추정계수의 표준오차

〈그림 2〉 비급여 의료이용 횟수: 추정계수 시각화



3. 이질적 처리효과: CSDID

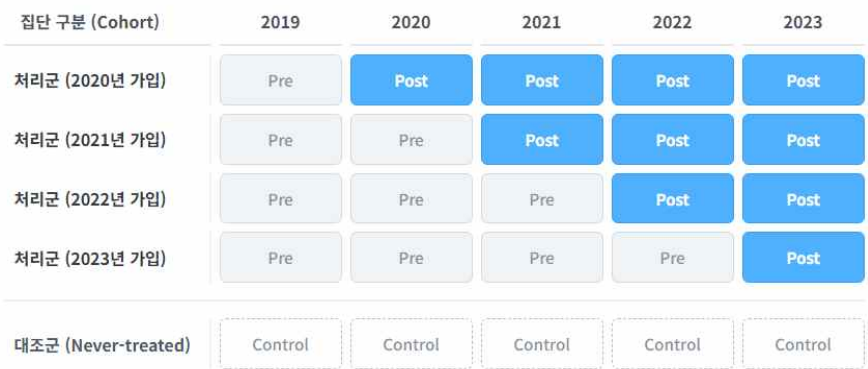
최근 계량경제학 문헌(Goodman-Bacon, 2021; Sun and Abraham, 2020)에 따르면 처치 시점이 서로 다른(staggered adoption) 상황에서 4.2절의 전통적 사건사 분석 모형을 적용하면 편의가 발생한다고 논의하고 있다. 〈표 8〉에서 2023년에 가입한 사람의 경우 2023년 시점에서 더미변수=1이 된다. 2023년에서 더미변수=0이 되는 대조군은 미처치 집단뿐 아니라 기처치 집단(already-treated, 가입년도=2021년) 역시 2023년 더미변수=0이 됨을 확인할 수 있다. 즉, 이미 가입한 그룹이 암묵적으로 통제군에 포함되어 가중 평균되는 문제가 발생한다. 이러한 나쁜 비교(bad comparison) 문제로 인해 여전히 편의(bias)가 발생할 수 있음을 지적하고 있다. 특히 실손보험의 경우 4세대 가입자의 처리효과를 이미 가입한 3세대 가입자+미처치 집단을 합쳐서 비교하는 문제가 발생하게 된다.

본 연구에서는 이러한 편의를 제거하고 가입 시점별 이질적 효과를 엄밀하게 추정하기 위해 Callaway and Sant'Anna(2021) DID 방법론을 적용한다. CSDID 방법론의 핵심은 깨끗한 비교(clean comparison)에 있다. 모든 시점과 cohort를 한 번에 풀링(pooling) 하지 않고 개별 가입 코호트별로 적절한 통제군을 선별하여 DID를 반복수행한다. 특징 시기(g)에 가입한 cohort의 t 시점 평균 처리효과(ATT: Average Treatment Effect)는 다음과 같이 정의한다.

$$ATT(g,t) = E(Y_t - Y_{g-1} | G = g) - E(Y_t - Y | C = Never) \quad (식\ 4)$$

위 식에서 $G = g$는 g 시점에 가입한 코호트를 의미하면 Y_{g-1}은 가입 직전 시점의 결과 변수이다. 특히 통제군을 $C = Never$ 로 설정하고 있다는 것이다. 조사 기간 내내 민간의료보험에 가입하지 않은 집단(never-treated)만을 통제군으로 제한한다. "이미 가입한(already-treated)"그룹이 통제군으로 섞여 들어가는 오염경로를 차단하고 순수한 처리효과를 식별한다. 〈그림 3〉에서는 CSDID 모형에서 처리군과 대조군 식별을 도식화한다. 각 처리군((g)의 처리효과를 추정할 때 가입한 적이 없는 미처치 집단만 대조군으로 사용한다. 4개 처리군에 동일한 방식으로 대조군을 설정하게 된다.

〈그림 3〉 CSDID에서 처리군과 대조군 설정



주: 구글 gemini 3.0으로 초안 작성 후 저자 수정

식 4의 ATT를 추정할 때 통제변수를 처리모형(treatment equation)과 결과모형(outcome equation)에 모두 사용하는 doubly robust inverse probability weight방법을 사용한다(Sant'Anna and Zhao, 2020). 이중 강건성은 두 모형 중 하나만 올바르게 설정되어도 추정된 처리효과가 일치추정량(consistent estimator)이 되는 장점이 있다. 본 연구에서도 DRIPW 방법을 통해 세대별, 시점별 이질적 효과를 최종적으로 도출하고자 한다. 지면 제약상 추정계수를 직접 제시하는 대신 각 코호트별 처리효과를 〈그림 5~8〉에서 라인 그래프로 제시한다.

〈그림 4〉(종속변수=전체 의료이용 횟수)를 살펴보면 모든 코호트에서 가입 이후 처리효과는 통계적으로 유의하지 않다. 주목할 만한 결과는 2022년(4세대) 가입자의 사전 추세이다. 2년 전 시점(2020년) 추정계수는 음(-)으로 유의하다. 4세대 가입자는 미가입자에 비해 가입 이전부터 연간 외래방문이 5.5회 적은 집단임을 의미한다. 4세대 실손보험 가입자가 애초 의료이용 성향이 낮은 건강한 집단이라는 사실을 실증적으로 보여준다.

〈그림 5〉(종속변수=고가 검사 횟수)에서 가입 시점에 따른 다른 형태가 나타난다. 2021년 가입자(3/4세대 과도기)의 경우 가입 당해 계수가 양(+)으로 유의하다.[6] 이는 가입 직후 고가 검사 이용을 늘리는 전형적인 "가입 초기 도덕적 해이" 현상이 존재함을 보여준

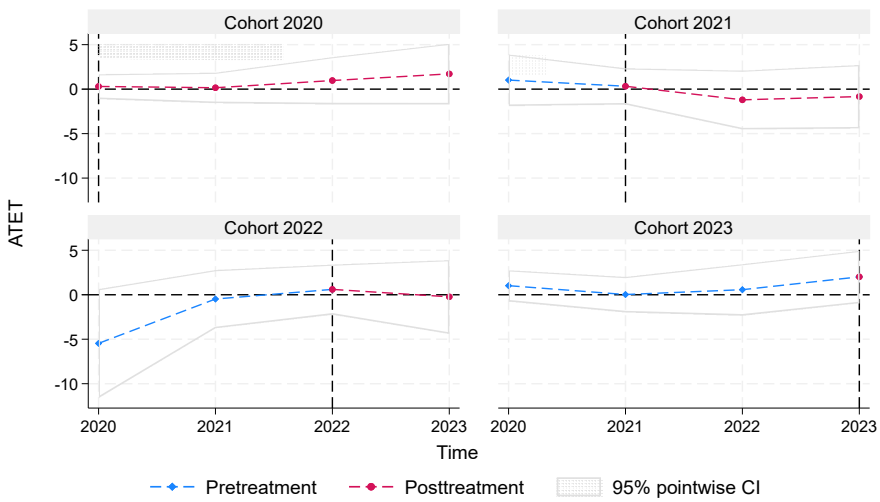
6) 4세대 가입은 2021년 7월부터이므로 2021년 가입자는 3/4세대가 혼합된 과도기적 특성을 보일 가능성이 있다. 연도별로 측정된 의료이용 변수와 매칭하기 위해서 2021년 가입자로 정의하였다.

다.[7] 반면 2022년 가입자에게 초기 이용 급증 현상은 사라졌다. 이는 4세대 전환이 가입자의 도덕적 해이 유인을 효과적으로 차단했거나, 성향이 다른 가입자라는 것을 예상한다.

〈그림 6〉(종속변수=주사치료)는 전반적으로 가입에 따른 유의한 처리효과가 관찰되지 않았다. 민간의료보험 가입이 모든 종류의 비급여 항목 이용을 무차별적으로 증가시키는 것이 아니라 항목의 특성(1회성 검사 vs. 반복 치료)에 따라 선별적으로 도덕적 해이가 발생하는 것을 시사한다.

〈그림 7〉(종속변수=도수치료)에서는 기존 통념과 달리 가입으로 인한 도수치료 이용 증가 효과가 나타나지 않았다. 오히려 2021년 가입자(3세대 과도기)의 경우 가입 1년 후(2022년) 계수가 -0.120으로 10% 유의수준에서 유의하게 감소한다. 4세대 가입자(2022년 가입)의 경우 음(-)의 부호를 유지함에도 불구하고 통계적 유의성이 없다. 따라서 단정적인 인과관계를 부여하기 어렵다. 이러한 결과는 4세대 실손보험에 내재된 강력한 비급여 억제 기제가 작동하고 있을 가능성을 시사하지만 희소 표본으로 인한 표준오차 증가와 통계적 검정력의 한계로 인해 제도 전체의 효과로 일반화하기에는 신중한 접근이 필요하다.

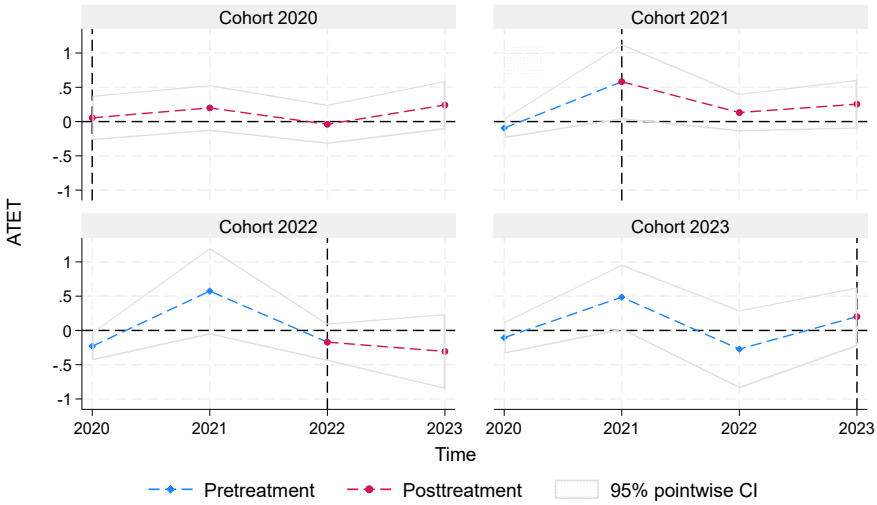
〈그림 4〉 종속변수=전체 외래이용 횟수



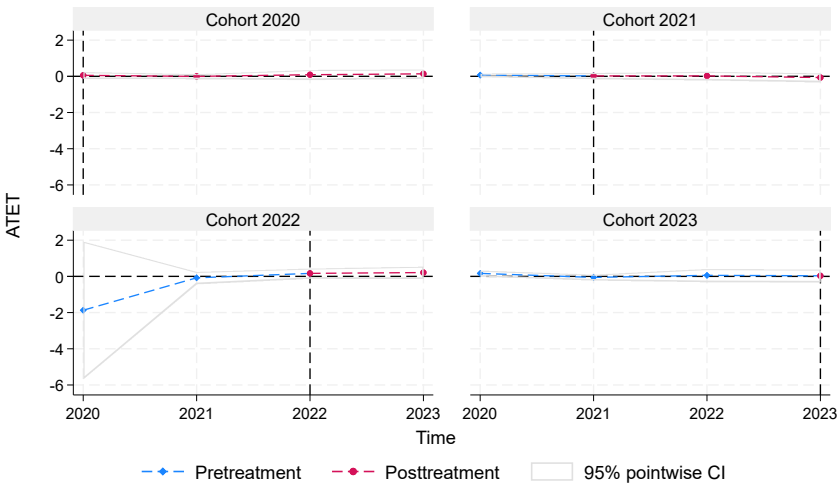
주: 추정에 사용된 표본 수는 4,348개

7) 처리군이 소표본임을 고려하여 wild bootstrap 표준오차를 제시함.

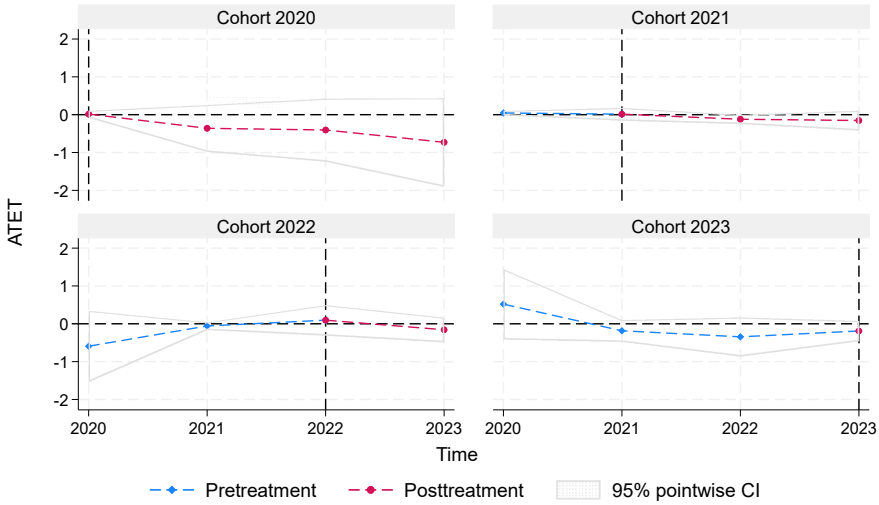
〈그림 5〉 종속변수=고가 검사 횟수



〈그림 6〉 종속변수=주사 치료



〈그림 7〉 종속변수=도수치료



실증 분석에서 나타난 비급여 이용량 감소는 4세대 실손보험의 자기부담금 인상 및 할증 제도가 수요자의 도덕적 해이를 억제함과 동시에 의료 공급자의 과잉진료 유인을 간접적으로 약화시킨 결과로 해석할 수 있다. 그러나 의료이용 결정 과정에서 환자의 순수한 선호 변화와 공급자의 권유 형태를 엄밀하게 식별하지 못한 한계가 있다.

2021년 가입자는 3/4세대가 혼합되어 있다는 점을 감안하여 부록에서는 2021년 가입자를 제외한 분석 결과를 제시한다. 명확한 4세대 가입자로 볼 수 있는 Cohort 2022는 '도수치료' 항목에서는 ATT가 음(-)의 추정치를 유지하고 있고 2022년 시점에서는 통계적으로 유의하였다. 이는 2021년 표본 혼재 이슈가 본 연구의 주요한 결론을 왜곡하는 것은 아니라는 강건한 결과를 제시한다. 표본 수가 감소함에 따라 일부 연도의 유의수준이 변화하였으나 계수의 부호와 방향성은 기존 분석과 차이가 없다고 말할 수 있다.

V. 결론 및 시사점

본 연구는 한국의료패널(KHP) 2기 데이터(2019~2023년)를 이용하여 실손의료보험 가입이 의료이용 행태, 특히 공급자 유인수요(SID)와 비급여 항목 이용에 미치는 인과적 효과를 분석하였다. 특히 기존 연구들이 간과했던 실손보험의 세대별 제도 변화(3세대 및 4세대)와 가입 시점별 이질성을 규명하기 위해, 동질적 처리효과 모형(Model 1), 전통적 사건사 분석(Model 2), 그리고 최신 로버스트 방법론인 CSDID 모형(Model 3)을 단계적으로 적용하였다. 주요 연구 결과와 시사점은 다음과 같다.

첫째, 방법론적 측면에서 가입 시점의 이질성을 고려하지 않은 전통적 이중차분법(TWFE)의 한계를 실증적으로 보여주었다. 전통적 모형에서는 민간의료보험 가입의 유의미한 효과가 발견되지 않거나, 사전 추세 위반과 같은 불안정성이 관찰되었다. 이는 이미 처치를 받은 집단이 통제군에 섞여 들어가는 오염된 비교 문제가 실제 효과를 은폐하거나 왜곡할 수 있음을 시사한다. 반면, 오염된 비교를 제거한 CSDID 모형은 세대별로 상이한 가입자의 특성과 행태를 식별할 수 있다는 장점이 있다.

둘째, 2022년 신규 가입자 코호트(4세대)는 미가입자에 비해 가입 이전부터 연간 외래 방문 횟수가 유의하게 적은 것으로 나타났다. 이는 소득이나 연령 등 관찰 가능한 특성을 통제한 후에도 유지되고 있다. 4세대 상품의 보험료 차등제(할증) 및 자기부담금 상향 구조가 상대적으로 의료이용 성향이 낮은 저위험군에게 선택 인센티브로 작용했을 가능성을 보여준다.

셋째, 실손보험 세대 전환에 따른 도덕적 해이의 구조적 차이를 확인하였다. 3세대 과도기 가입자(2021년)의 경우 가입 직후 고가 영상 검사(MRI/CT) 이용을 늘리는 단기적 도덕적 해이 양상을 보였으나, 4세대 가입자(2022년)에게서는 이러한 현상이 관찰되지 않았다. 또한, 대표적인 과잉 진료 항목인 도수치료나 주사치료에서도 가입으로 인한 유의한 이용 증가 효과는 관찰되지 않았다. 이는 3세대 이후 점진적으로 강화된 비급여 관리 기전과 4세대의 비용 분담 구조가 신규 가입자의 비급여 이용 행태를 보다 신중하게 유도하는 데 기여하고 있을 가능성을 뒷받침한다.

본 연구의 결과는 향후 실손보험 정책 및 상품 운용에 있어 중요한 산업적·정책적 시사

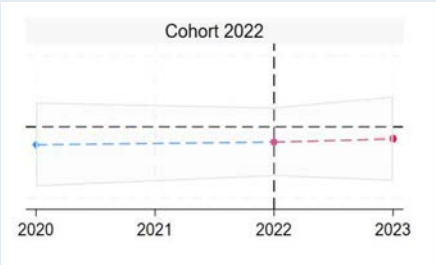
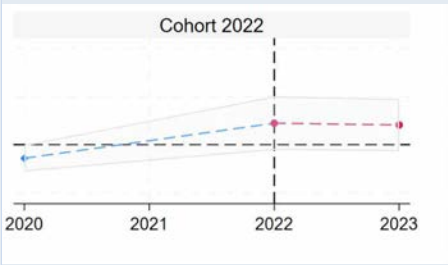
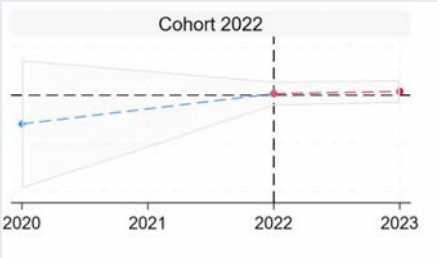
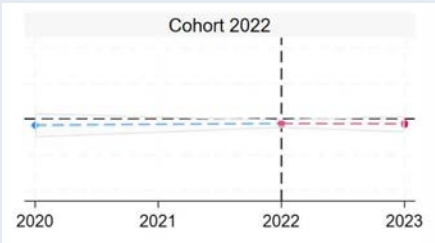
점을 제공한다.

첫째, 4세대 실손보험으로의 개편은 단순히 보장 범위를 축소한 것을 넘어, 가입자 포트폴리오를 건전화하고 비급여 과잉 이용을 구조적으로 차단하는 데 기여한 것으로 예상된다. 이는 그동안 실손보험 시장의 고질적 문제였던 '역선택과 도덕적 해이의 악순환'을 완화하여 상품의 지속 가능성을 확보할 수 있는 계기를 마련했다는 의의가 있다. 다만, 분석에 포함된 4세대 가입 표본의 규모($n \approx 50$)가 제한적임을 고려할 때, 본 결과를 4세대 제도 전체의 확정적 효과로 일반화하기에는 한계가 있다. 또한 시장에서 보고되는 4세대 실손보험의 손해율 상승 지표와 본 연구의 의료 이용 감소는 서로 괴리가 있을 수 있다. 거시적 지표인 손해율은 기존 세대에서 4세대로 전환한 가입자의 의료 이용 누적 및 역선택 행태가 복잡한 형태로 반영될 결과 일 수 있다. 반면, 본 연구는 제도 설계가 신규 가입자의 미시적 행태 변화에 미치는 순수한 인과적 메커니즘을 식별하는데 집중하였다. 따라서 본 연구의 결과는 제도 안착 과정에서의 초기 징후를 포착한 탐색적 결과로 해석되어야 하며, 향후 대규모 패널 데이터를 통해 장기적인 손해율 안정화 기전 검증이 수반될 필요가 있다.

둘째, 현재 논의 중인 5세대 개편안(비필수 비급여 보장 제외 등) 역시 이러한 경제적 유인 기반의 리스크 관리 기조를 유지해야 할 필요가 있다. 단순히 보장을 줄이는 방식을 넘어, 가입자가 합리적인 의료 이용을 할수록 혜택을 받는 구조를 강화함으로써, 필수적인 의료보장 기능은 유지하되 재정 누수를 방지하는 정교한 상품 설계가 필요하다.

마지막으로, 본 연구는 KHP 2기의 시간적 범위 한계로 인해 1·2세대 실손보험 가입자의 초기 인과적 효과를 직접적으로 비교하지 못했다는 한계를 갖는다. 보장 범위가 넓은 구세대 상품일수록 도덕적 해이가 더 크게 나타날 개연성이 높으므로, 본 연구의 결과는 비급여 관리 기전이 강화된 최신 상품군에 한정된 결과로 이해되어야 한다. 향후 전 세대를 아우르는 장기 패널 데이터를 확보하여 세대 간 비교 연구를 수행함으로써 실손보험 제도의 전반적인 효과성을 재검증하는 후속 연구가 요구된다.

부록: 2021년 가입자를 제외한 민감도 분석 결과

2022년 가입자 외래이용 횟수	2022년 가입자 고가검사
	
2022년 가입자 주사치료	2022년 가입자 도수치료
	

참고문헌

금융위원회(2025), 실손의료보험, 낮은 보험료로 정말 필요할 때 도움되는 보험상품으로 재탄생합니다, 금융위원회 보도자료(2025.4.1.)

금융위원회(2021), 7.1일부터 제4세대 실손의료보험이 출시됩니다, 국민건강보험을 보완하는 사적 사회안전망 역할을 지속 수행할 수 있도록 상품구조를 전면 개편. 금융위원회 보도자료(2021.6.29.)

김대환(2025), "민영건강보험의 정신적 위안 효과에 대한 실증 분석: COVID-19 팬데믹을 활용한 준실험설계 연구", **보험학회지**, 142집, pp.35-60.

김대환, 김우현(2022), "실손의료보험이 비급여의료의 수요에 미치는 영향", **리스크관리연구**, 33권 2호, pp.01-35.

김지온(2021), "생애주기별 민간의료보험 가입 영향 요인 및 의료이용 행태: 2016~2019년 한국복지패널자료를 사용하여". **융합정보논문지**, 11권 10호. pp.194-204.

박지선, 도영경(2024), "민간의료보험 가입이 백내장 진단과 수술에 미치는 영향", **보건경제와 정책연구**, 30권 2호, pp.43-68.

신미선(2019), "실손형 민간의료보험 가입이 의료이용과 의료비에 미치는 영향: 특히 비급여 의료서비스를 중심으로", 한양대학교 대학원 학위논문.

신세라(2022), "민간의료보험 가입이 미충족의료 경험에 미치는 영향: 만성질환 보유개수의 조절효과를 중심으로", **한국콘텐츠학회논문지**, 22(12), pp. 779-789.

유창훈, 권영대(2020), "실손형 민간의료보험 가입의 영향요인과 실손형 민간의료보험이 의료이용에 미치는 영향에서 성별 차이: 한국의료패널(2010-2016)", **한국콘텐츠학회논문지**, 20권 3호, pp.92-105.

윤희숙(2008), "민간의료보험 가입이 의료이용에 미치는 영향", **한국개발연구**, 30권 2호, pp.99-128.

이성호, 민인식(2022), "암진단이 소득지표 및 의료비 지출에 미치는 영향: 사건사 분석 접근방법 활용", **사회보장연구,** 38(1), pp.79-100.

이현복(2020), “민간의료보험 가입자의 건강상태별 의료이용에 대한 연구”, **사회보장연구**, 36권 1호, pp.137-162.

이현복(2024), 실손의료보험 세대별 상품 가입자의 의료이용에 관한 연구. **보험학회지**, 139집, pp.1-22.

전용식, 김경선(2024), “4세대 실손의료보험의 비급여 진료 현황: 염좌 및 긴장을 중심으로, KIRI 리포트 포커스”, **보험연구원**

정기택, 신은규, 곽창환(2006), “민영건강보험과 도덕적 해이에 관한 실증연구”, **보험학회지**, 75집, pp.1-26.

허순임, 황도경, 정설희, 이선경(2008), “건강보험 지불제도와 의료공급자의 진료행태: 의료공급자의 유인 수요와의 연관성 파악”, 한국보건사회연구원 연구보고서 2008-07.

KB캐피탈(2025), 세대별 실손보험과 신규 도입될 5세대 실손보험 알아보기, KB Guide, Vol.8.

Clarke, D., & Tapia Schythe, K(2020), Implementing the panel event study, IZA Discussion Paper, 13524, IZA Institute of Labor Economics.

Goodman-Bacon, A(2021), Difference-in-differences with variation in treatment timing, *Journal of Econometrics,* 225(2), pp.254-277.

Sant'Anna, P. H., & Zhao, J(2020), Doubly robust difference-in-differences estimators, *Journal of Econometrics*, 219(1), pp.101-122.

Callaway, B., & Sant'Anna, P. H(2021), Difference-in-differences with multiple time periods, Journal of Econometrics, 225(2), pp.200-230.

Sun, L., & Abraham, S(2020), Estimating dynamic treatment effects in event studies with heterogeneous treatment effects, *Journal of Econometrics,* 225(2), pp.175-199.

Abstract

This study examines the causal effects of private health insurance(PHI) on medical utilization and supplier-induced demand(SID), with a particular focus on the heterogeneous effects of the fourth-generation indemnity insurance introduced in 2021. Using data from the Korea Health Panel(2019-2023), we apply the Callaway and Sant'Anna(2021) CSDID estimator to address the 'bad comparison' bias inherent in traditional Difference-in-Differences models. The empirical results reveal distinct heterogeneity across enrollment cohorts. While traditional models found no significant effects, the CSDID approach identified significant 'advantageous selection' among fourth-generation indemnity insurance enrollees(2022 cohort), who exhibited lower medical utilization prior to enrollment. Furthermore, the short-term moral hazard in high-cost diagnostic scans observed among third-generation indemnity insurance enrollees disappeared among fourth-generation enrollees. These findings suggest that the structural reforms introduced in the fourth-generation indemnity insurance program, such as premium surcharges, effectively attract low-risk enrollees and curb over-utilization.

※ Key words: Private Health Insurance, Heterogeneous Treatment Effect, CSDID, Advantageous Selection

보험금융연구 제37권 제1호(2026. 2) pp. 113-138
DOI: https://doi.org/10.23842/jif.2026.37.1.004

자동차보험에서 계약자-운전자 분리가 보험 청구행태에 미치는 영향

The Impact of Policyholder-Driver Separation on Insurance Claiming Behavior in Automobile Insurance

천 지 연*
Jiyeon Cheon

본 연구는 자동차보험 계약에서 계약자와 실제 운전자가 일치하지 않는 가족 관계가 보험 청구행태에 미치는 영향을 분석하였다. 2023~2024년 신용정보원 AI데이터센터의 자동차보험 청구자료를 활용하고, Heckman 2단계 선택모형을 적용하여 자차담보 청구 여부와 청구금액을 동시에 추정하였다. 분석 결과, 계약자가 운전자 본인이 아닌 경우 자차담보 청구 확률이 유의하게 낮았으며, 가족 운전자일수록 보험 이용을 절제하는 경향이 확인되었다. 또한 선택식과 결과식 간 오차항 상관계수가 음(-)으로 추정되어, 소액 사고는 자가 부담하고 상대적으로 큰 사고만 청구하는 선택적 청구 행태가 나타남을 시사한다. 이는 계약자-운전자 분리가 존재할 경우 가족 내 감시·통제나 대리청구에 따른 비경제적 요인으로 인해 사후적 도덕적 해이(ex-post moral hazard)가 완화될 수 있음을 보여준다.

국문 색인어: 자동차보험, 사후적 도덕적 해이, 청구행태, 자차담보
한국연구재단 분류 연구분야 코드: B030700, B030905

* 보험연구원 금융제도연구실 연구위원(jycheon@kiri.or.kr), 단독저자
** 본 논문은 보험연구원의 연구과제 지원을 통해 제공받은 신용정보원 데이터를 활용하여 수행되었음
논문 투고일: 2026.01.29, 논문 최종 수정일: 2026.02.12, 논문 게재 확정일: 2026.02.13.

Ⅰ. 서론

보험사와 계약자 간의 정보 비대칭 문제는 보험시장의 효율성을 저해하는 주요 요인으로 지적되어 왔다(Chiappori·Salanié, 2000; Abbring et al., 2002; Lee·Kim, 2016; 허연, 2019). 정보 비대칭성이란 계약자가 자신의 위험 수준이나 운전습관에 대해 보험사보다 더 많은 정보를 보유한 상황을 의미하며, 이는 계약 단계에서는 역선택(adverse selection)으로, 보험가입 이후에는 도덕적 해이(moral hazard)로 나타날 수 있다. 보험시장에서 전자는 사고위험이 높은 운전자가 오히려 높은 보장 수준을 선택하는 현상이다. 후자는 보험가입 후 운전자가 위험을 보험사로 전가하면서 더 위험한 운전을 하는 사전적 도덕적 해이(ex-ante moral hazard)나, 사고 후 손실을 부풀려 청구하거나 경미한 사고에도 적극적으로 보험금을 청구하는 사후적 도덕적 해이(ex-post moral hazard)의 행태를 포괄한다. 이러한 문제는 보험사의 위험예측을 어렵게 만들어 보험료 산정의 공정성을 저해하고, 결국 보험시장의 자율적 균형을 왜곡시킬 수 있다.

보험시장의 정보 비대칭성과 도덕적 해이에 대한 실증연구는 국가와 데이터에 따라 상이한 결과를 보여 왔다. 대표적으로 Chiappori and Salanié(2000)는 프랑스 자동차보험에서 보장 수준과 사고 발생 간의 상관관계를 분석하였으나 유의한 도덕적 해이의 증거를 찾지 못하였다. 이후 Dionne and Gagné(2001)에서는 전통적으로 초점을 맞추었던 사전적 도덕적 해이 행태인 사고 확률보다 사고 발생 후의 행동인 사후적 도덕적 해이에 집중하여, 사고 발생 이후 보험가입자들이 보험금을 더 많이 받기 위한 행동이 발생할 수 있음을 지적하였다. Dionne and Dionne et al.(2013)은 운전경험을 고려한 동태적 모형을 통해 경력이 짧은 운전자 집단에서만 도덕적 해이가 존재함을 밝혔다. Weisburd (2015)는 이스라엘의 기업 차량 데이터를 이용해 보험비용을 회사가 부담하는 경우 사고율이 약 10% 상승한다는 결과를 제시하여, 비용 분리 구조에서 도덕적 해이가 실증적으로 관찰됨을 보였다.

반면 Robinson et al.(2018)은 미국 자료에서 보험담보 수준과 사고위험 간의 상관계수가 '0'에 가까워, 보험으로 인한 도덕적 해이와 안전운전자 선별 효과(advantageous selection)가 상쇄된다고 보았다. Spindler et al.(2014)은 독일 자료에서, Gao et

al.(2017)은 중국 자료에서 각각 유의한 도덕적 해이의 증거를 발견하지 못하였다.

이러한 상반된 결과는 국가별 보험제도 구조, 사고이력에 따른 보험료 조정제도(보너스-말러스 제도)의 운영 여부, 운전자 집단의 이질성 등에 따라 도덕적 해이의 정도가 달라질 수 있음을 시사한다. 국내에서는 이용우(2012)가 자기차량손해 담보를 중심으로 차량가액이 낮을수록 사고 발생률이 높다는 결과를 제시하여, 자차담보 구조의 비효율성과 잠재적 도덕적 해이 가능성을 지적하였다.

대부분의 기존 연구는 계약자와 운전자가 동일인이라는 가정하에 이루어졌으며, 가족단위 계약이나 실제 운전자 불일치의 영향을 분석한 연구는 드물다. 현실에서는 배우자나 자녀가 함께 운전하는 가족한정 계약이 일반적이며, 이러한 경우 청구 여부나 청구 강도는 금전적 유인뿐 아니라 공동예산 인식, 책임감, 사회적 규범 등 비경제적 요인의 영향을 받을 수 있다.

예컨대 영국에서는 부모 명의로 자녀가 운전하는 'fronting' 문제가 보험사기 이슈로 논의된 바 있으며, Whitlock et al.(2004)는 장기 패널자료를 이용해 기혼 운전자의 교통사고 부상 위험이 미혼 운전자보다 낮다는 사실을 확인하였다. 이는 배우자 존재나 결혼 상태가 운전 중 위험 행동을 억제하는 사회적·심리적 요인으로 작용할 수 있음을 보여준다. 이와 유사하게 Zhang et al.(2013)은 중국 운전자 자료를 분석하여 미혼 운전자가 과속 및 교통법규 위반 확률이 높고, 사고 심도 또한 더 크다는 결과를 제시하였다.[1] 이러한 연구들은 주로 가족관계나 배우자 존재가 운전행동과 사고위험의 수준에 영향을 미칠수 있음을 시사하지만, 자동차보험 가족단위 계약 구조가 청구 행태에 미치는 영향을 직접적으로 분석한 실증연구는 여전히 부족하다.

한편, 행동경제학은 경제적 선택이 순수한 금전적 유인만으로 결정되지 않음을 보여준다. 개인은 협상·경쟁·협동 등 사회적 상호작용에 따라 서로 다른 선택을 하며(Fehr & Schmidt, 1999), 가족은 단일한 경제적 행위자라기보다 구성원 간 협상과 비협조가 공존하는 비단일적 경제 주체로 이해될 수 있다(Lundberg & Pollak, 1993). 보험시장에서도

1) Pae(2025)는 동승자(co-driver) 존재가 중·고령 운전자의 교통위반 확률을 낮춘다는 결과를 제시하였고, Mårdh(2016)는 조수석 동승자가 길안내 및 위험경고 등을 통해 운전 안전을 지원함을 보였다. 이들 연구는 가족관계는 아니지만 동승자 존재가 운전행동에 유의한 영향을 미친다는 최신 실증 근거로 볼 수 있다.

이러한 비합리적·행태적 요인을 반영한 연구가 등장하고 있는데, Handel(2013)은 많은 가입자들이 기존 상품을 비합리적으로 유지함으로써 역선택 효과가 오히려 완화될 수 있음을 보였다.

이는 관계적 제약이나 관성, 절차적 비용 등 상황 요인이 실제 선택을 좌우할 수 있음을 시사한다. 그럼에도 청구 단계에 행동경제학적 시각을 적용한 실증분석은 부족하다. 청구 단계에서는 계약자의 청구 여부·강도가 금전적 이익 외에 심리적 비용, 가족 내 규범, 절차적 번거로움 등 비경제적 요인의 영향을 크게 받을 수 있고, 동일한 계약 구조에서도 운전자–계약자 관계나 가족 내 비용 분담 규칙, 청구 과정에 대한 심리적 부담 등에 따라 청구 행태가 달라질 수 있기 때문이다.

본 연구는 이러한 공백을 보완하기 위해, 계약자–운전자 관계가 자동차보험 청구행태(claiming behavior)에 미치는 영향을 국내 데이터를 이용해 실증적으로 검증한다. 이를 통해 보험 계약자와 피보험자가 가족이라는 사회적 관계에 있는 경우 보험 청구 행태의 변화, 즉, 사후적 도덕적 해이 행태 존재 가능성을 확인할 수 있다. 실제로 가족 단위 자동차보험의 비중은 작지 않다. 보험개발원(2024)의 운전자한정별 계약 현황에 따르면 가족한정과 부부한정 계약은 각각 11.5%, 35.1%로, 운전자에 한정을 두지 않은 계약(9.6%)보다 높은 수준이며, 기명피보험자 1인 계약(30.8%)을 고려하더라도 실제 운전자와 계약자가 불일치할 가능성이 상당하다.

이러한 맥락에서, Weisburd(2015)가 경제적 부담이 명확히 분리된 기업–개인 간 비용 구조에서 도덕적 해이를 확인했다면, 본 연구는 경제적 부담의 분리가 모호한 가족 관계에서도 유사한(혹은 상이한) 행태가 나타나는지를 살펴본다. 이를 위해 국내 자동차보험 청구자료를 사용한다. 기존 보험산업 연구의 상당수는 보험 가입 이후 운전자의 행동 변화가 사고율에 미치는 영향, 즉 사전적 도덕적 해이(ex-ante moral hazard) 여부를 검증하는 데 초점을 두었다. 그러나 사고 발생은 교통량, 도로 여건, 기상 등 다양한 외생 요인의 영향을 크게 받기 때문에, 운전자의 실제 행위를 직접적으로 식별하는 데 한계가 존재한다. 반면 Cummins & Tennyson(1996), Dionne and Gagné(2001) 등은 사고 이후 보험계약자가 얼마나 적극적으로 청구하는지, 즉 보험금 청구 여부·강도·과장 여부와 같은 사후적 도덕적 해이(ex-post moral hazard)가 실제 시장에서 더 심각한 문제일 수 있다고 보

았다. 본 연구도 이러한 관점에서 자동차보험 사고 이후의 청구 여부와 청구 금액을 통해 사후적 도덕적 해이의 존재 여부를 검증한다. 아울러, 데이터 한계로 인한 선택편의 문제를 완화하기 위해 Heckman(1976)의 2단계 선택모형(two-stage selection model)을 적용한다. 이 모형은 자차담보 청구 여부(선택식)와 청구 금액(결과식)을 동시에 추정함으로써 청구 여부와 금액 간 선택편의(selection bias)를 교정할 수 있다.

분석 결과, 계약자와 운전자가 불일치하는 가족 운전자의 경우 자차담보 청구는 소극적으로 이루어진 것으로 나타났다. 또한 가족 운전자는 소액사고는 자기부담하고 큰 사고만 청구하는 경향을 보여, 자기부담금 제도가 일정 부분 작동함을 시사한다. 즉, 계약자 본인이 아닌 가족 관계의 운전자는 사고 비용을 스스로 부담하면서 보험 청구를 자제하는 경향을 보였고, 이는 가족 운전자의 경우 오히려 사후적 도덕적 해이가 완화될 수 있음을 의미한다.

이러한 결과는 보험금 청구·보상 과정에서 가족 관계에 기초한 비경제적 요인이 보험 이용을 절제하는 방향으로 작동함을 보여주며, 향후 자동차보험의 리스크 평가와 상품 설계에서 계약자 특성뿐 아니라 운전자 관계 정보를 고려할 필요성을 시사한다. 특히 가족 단위 상품에 행태적 요인을 반영하면 보험시장의 효율성과 형평성을 동시에 제고할 수 있을 것이다.

본고의 구성은 다음과 같다. 제2장에서는 데이터 및 분석 방법을, 제3장에서는 실증결과를 제시하고 마지막으로 제4장 결론 및 시사점 부분에서는 주요 결과의 함의와 정책적 제언을 논의한다.

II. 데이터 및 분석 방법

1. 연구 데이터

본 연구에서 사용한 자료는 신용정보원 금융 AI데이터센터(이하 'AI 학습장') 에서 제공한 2023~2024년 자동차보험 청구데이터이다. AI 학습장 데이터는 전체 피보험자 모집단 중 약 5%를 무작위 추출한 표본으로 구성되어 있으며, 분석 대상은 개인용 자동차보험 시장에 한정하였다. 데이터는 기본정보(차주정보), 보험신용정보(사고 및 청구정보)로 구분

되며, 보험신용정보는 청구사고정보, 청구계약정보, 청구지급사유정보, 청구지급상세사유정보, 청구피해자물정보 테이블로 세분화되어 있다. 본 연구에서는 이들 정보를 차주 단위로 결합하여 분석하였다.

데이터 결합 시 하나의 차주에 복수의 이력이 존재할 수 있기 때문에, 단순 병합 시 동일 사고가 중복 계상되는 문제가 발생한다. 이를 방지하기 위해 계약자 또는 피보험자 기준으로 정리 후 결합을 수행해야 하며, 본 연구에서는 계약자인 피보험자를 기준으로 데이터를 구축하였다. AI 학습장 자동차보험 기본정보(차주정보) 데이터는 기본적으로 피보험자 단위로 구성되어 있어 계약자 기준으로 추출할 경우 피보험자의 성별이나 연령 등의 기본정보를 활용할 수 없는 제약이 존재한다. 반대로 피보험자 기준으로 사용할 경우, 계약자와 운전자가 다른 경우를 구분하기 어렵다. 따라서 본 연구의 핵심 목적인 계약자와 운전자가 다른 경우 청구 행태 차이를 분석하기 위해, 계약자와 피보험자가 일치하는 계약만을 추출하고, 이를 기준으로 사고별 데이터를 결합하였다. 이후의 논의에서는 용어 혼란을 피하기 위해 계약자와 피보험자를 통칭하여 '계약자'로 표현한다.

본 데이터에는 계약자의 출생년도와 성별 등 기본 인적사항이 포함되어 있으나, 차량 특성이나 보험상품의 세부 보장 범위 등 계약 관련 정보는 제공되지 않는다. 반면, 사고 및 청구 관련 데이터는 사고일련번호, 사고발생월, 사고지역, 계약자와 운전자의 관계, 지급사유 등의 정보를 포함한다. 사고지역은 시·도 단위로 구분되며, 서울, 부산, 대구, 인천, 광주, 대전(세종 포함), 울산, 경기, 강원, 충북, 충남, 전북, 전남, 경북, 경남, 제주 및 미상으로 구성된다. 지급사유는 대인배상(대인), 대물배상(대물), 자기신체사고(자손), 자기차량손해(자차), 운전자, 무보험상해 등으로 구분된다.

도덕적 해이는 보험가입자의 재량이 개입될 수 있는 담보에서 발생하므로, 본 연구에서는 자기차량손해(자차) 담보를 중심으로 분석한다. 도덕적 해이 검증의 기본 가정은 계약자와 운전자의 관계가 불일치할 때 보험금 청구 행태에 차이가 존재하는지 여부이다. AI 학습장 데이터에서는 계약자와 피보험자, 그리고 피보험자와 운전자 간의 관계를 '본인', '배우자', '부모-자녀', '형제·자매', '조부모-손주', '기타'로 세분하여 제공하고 있다. 따라서 본 연구에서는 계약자와 피보험자가 동일한 계약을 대상으로, 본 데이터에서 식별 가능한 피보험자와 실제 운전자 간의 관계인 6개 그룹에 대해 청구 행태에 미치는 영향을 분

석한다.[2] 이러한 계약 형태는 일반적으로 운전자 한정특약이 설정된 상품에 해당하며, 보험개발원 기준 운전자 한정 구분(본인, 부부, 가족, 기타) 중 가족 범주에 부모-자녀, 형제·자매, 조부모-손주 관계를 포함하고 있는 것으로 사료된다. 관계가 불명확하거나 친족이 아닌 경우는 '기타' 범주로 분류되는 것으로 보인다.

사고일련번호 및 보험계약자 단위로 구분된 사고별 자차 보험금의 여부 및 지급금액을 이용하여 계약자-운전자 관계에 따른 청구 행태를 추정하였다. 본 연구의 목적은 사고별 보험금 수준에 미치는 영향을 파악하는 것이므로 연도별 차이는 고려하지 않았다. 즉, 동일 사고에 대해 2023년과 2024년에 걸쳐 보험금이 지급된 경우에는 이를 합산하여 분석하였다. 다만, 데이터 입수 한계로 2023년과 2024년 전후로 분리 지급된 일부 사고에 대해서는 합산이 이루어지지 못하였음을 밝힌다.

〈표 1〉 분석데이터 주요변수 기초통계 요약

〈연속형변수〉

	관측치수	평균	표준편차	최소값	최대값
사고별지급보험금(만 원)	358,193	325.15	675.43	0	52,864
자차지급보험금 (auto_pmnt, 만 원)	358,193	73.82	229.15	0	11,475
총청구대비 자차지급여부 (자차청구시 has_auto = 1, 미청구시 0)	358,193	0.36	0.48	0	1
계약자 나이 (age, 세)	358,193	53.7	12.88	18	90

〈범주형변수〉

	빈도수	비율(%)		빈도수	비율(%)
(계약자 성별, female)			(사고지역, accd_gis_cd)		
남자(female=0)	254,175	70.96	서울	48,463	13.53
여자(female=1)	104,018	29.04	부산	18,439	5.15
(운전자와의 관계, in_drv_rltn_cd)			대구	17,047	4.76
본인	218,902	61.11	인천	18,520	5.17

2) 다만, 조부모-손주 관계에 대한 관측치는 7건에 불과하므로, 회귀식에는 포함하지만, 분석 결과 해석에서는 제외하도록 하겠다.

배우자	52,792	14.74	광주	11,513	3.21
부모-자녀	39,718	11.09	대전.세종	13,360	3.73
형제자매	3,571	1.00	울산	8,641	2.41
조부모-손주	7	0.00	경기	92,752	25.89
기타	43,203	12.06	강원	13,221	3.69
(사고발생월, accd_month)			충북	13,147	3.67
1	26,703	7.45	충남	19,356	5.4
2	23,442	6.54	전북	13,730	3.83
3	26,276	7.34	전남	13,656	3.81
4	26,096	7.29	경북	21,030	5.87
5	27,711	7.74	경남	23,962	6.69
6	28,088	7.84	제주	5,584	1.56
7	29,924	8.35	미상	5,772	1.61
8	31,715	8.85			
9	32,189	8.99			
10	34,135	9.53			
11	35,481	9.91			
12	36,433	10.17			

〈표 1〉은 본 연구에서 사용된 주요 변수의 요약 통계를 제시한다. 보험금 평균은 사고별 평균 지급액을, 자차보험금은 사고별 자차담보 지급액의 평균을 의미한다. 사고별 자차담보 청구가 없는 경우 0으로 처리되므로, 이는 실제 자차 청구 평균금액과 차이가 존재할 수 있다. 전체 사고 중 약 36%에서 자차 보험금 청구가 이루어졌으며, 계약자의 평균 연령은 약 54세로, 30세 이상 65세 이하 연령층의 비중이 높았다. 계약자의 성별, 운전자 관계, 사고지역, 사고발생월은 범주형 변수로 각각의 비중이 요약되어 있다. 이후의 분석에서는 자차담보의 금액 및 청구 여부를 종속변수로, 계약자-운전자 관계, 사고지역, 사고발생월, 계약자 성별 및 연령을 주요 설명변수로 사용한다.

〈표 2〉 계약자-운전자 관계별 자기차량손해 보험금

	평균(만 원)	표준편차(만 원)	빈도
본인	74.73	230.22	218,902
배우자	74.87	229.25	52,792
부모-자녀	76.51	227.58	39,718
형제자매	64.61	184.94	3,571
조부모-손주	33.87	60.75	7
기타	66.19	228.20	43,203

한편, 〈표 2〉는 자기차량손해에 대한 보험금 평균을 요약하였다. 자기차량손해 청구가 없는 경우는 0으로 하여 계산한 값이다. 이를 통해 계약자와 운전자 관계별 보험금 분포를 살펴보면, 계약자가 본인인 경우를 기준으로 할 때, 운전자가 배우자, 조부모-손주, 기타인 경우 평균 지급액이 다소 낮게 나타났다. 반면, 부모-자녀 및 형제·자매 관계에서는 평균 보험금이 본인 대비 높게 관찰되었다. 자기차량손해(자차) 담보만을 대상으로 보면, 배우자의 경우 본인과 유사한 수준의 평균 지급액을 보이며, 부모-자녀 관계에서는 상대적으로 높은 지급 수준이 확인되었다. 그 외 관계(형제·자매, 조부모, 기타)의 경우에는 평균적으로 낮은 경향을 나타냈다. 이러한 결과는 계약자-운전자 관계에 따라 보험금 청구의 여부와 강도가 상이할 가능성을 시사한다. 다만, 이러한 단순 평균의 차이가 통계적으로 유의한 청구행태의 차이를 반영하는지는 추가 분석이 필요하므로, 실증 분석을 통해 이를 검증하도록 하겠다.

2. 분석 방법

본 연구의 목적은 계약자와 운전자가 다른 경우 자차 담보 청구행태가 달라지는 지, 그 영향을 분석하는 것이다. 이에 자동차 사고로 인해 보험금 청구시 자차담보 보험금이 청구되었는지, 청구된 보험금 수준에 차이가 발생하는지 검증함으로써 운전자와 계약자 관계에 따른 청구 행태 변화를 분석한다. 이를 위해 Heckman two stage model(Heckman(1976))을 이용한다. two-stage 모형의 1단계 선택식(Selection equation)에서는 Probit 모형을 통해 분석한다. Heckman two stage model에서는 선택식의 오류항이 표준정규분포를 따른

다는 가정하에 Inverse Mills Ratio가 유도되므로, 선택식은 Probit 모형으로 추정하는 것이 이론적 정합성을 가진다. Probit 모형에서는 사고 발생시 자차 담보에 대한 보험 청구 여부를 종속 변수로 한다. 2단계 결과식(Outcome equation)에서는 자차가 청구된 건에 한해 보험금에 미치는 영향을 분석한다. 이러한 방법으로 Heckman 분석 방법은 자차 담보 발생 확률과 자차 담보 금액의 크기를 동시에 추정한다. 현 데이터의 특성상 자차 발생의 경우에 한해서 자차 보험금에 대해 분석하기 때문에 데이터 선택에 선택편의(selection bias)가 발생할 수 있다. Heckman 모형은 선택식과 결과식의 오차항이 상관되어 있음을 가정함으로써 데이터 선택에 선택편의에 따른 내부 일관된 효과를 식별해 준다.

본 연구의 1단계인 선택식은 자차 담보가 청구되었는지 분석한다.

$$y_i^* = z_i'\gamma + u_i, \qquad y_i = 1\,[y_i^* > 0], \qquad u_i \sim N(0,1)$$

여기서 y_i는 자차담보가 사고 i에서 청구되었는지 여부(has_auto, 청구 = 1, 미청구 = 0)를 나타내며, 청구되었으면 1, 아니면 0의 값을 갖는다. z_i는 선택에 영향을 주는 벡터로 자동차보험 계약자와 운전자와의 관계(in_drv_rltn_cd), 사고지역(accd_gis_cd), 사고발생월(accd_month), 계약자의 성별(female, 여자 = 1, 남자 = 0), 계약자의 나이(age), 그리고 운전자와 계약자와의 관계(in_drv_rltn_cd) 및 나이(age) 교차항을 포함한다. 운전자의 개별 정보 데이터가 없는 상황에서 계약자의 성별, 계약자의 나이, 운전자 및 계약자와의 관계×계약자의 나이에 대한 교차항을 포함하는 이유는 실제 보험 청구 과정에서 계약자의 특성이 청구 여부에 영향을 미칠 수 있을 것으로 판단되기 때문이다. 또한 운전자의 대리 변수로의 역할도 기대해 볼 수 있다. 특히 높은 사고 확률은 청구 여부 가능성을 높일 수 있으며, 운전자의 연령이나 성별 등은 사고 확률에 영향을 주는 요인으로 작용할 수 있다. 하지만 현 데이터의 한계상 운전자의 정보는 부재하며, 대리변수로 계약자의 연령 및 성별을 사용할 수 있다. 이는 계약자가 운전자 본인인 경우 그 영향을 설명하며, 계약자와 운전자와의 관계와 나이에 대한 교차항은 운전자와 계약자가 불일치 하는 경우 그 영향을 설명해 줌으로써 데이터 부재에 대한 문제를 일부 완화해 줄 수 있을 것으로 기대된다. 운전자와 계약자와의 관계는 본 연구의 핵심 변수인데, 앞서 설명한 바와 같이 본인, 배우자, 부모-자녀, 형

제·자매, 조부모-손주 및 기타로 구분되며, 본인을 기준으로 추정한다. 사고지역 및 사고발생월은 더미변수로 지역 고정효과와 계절성 등 월별 패턴을 통제한다.

Heckman model 2단계인 결과식은 다음과 같다.

$$\ln(auto_pmnt_i) = x_i'\beta + \epsilon_i \ (\text{단}, \ y_i = 1) \qquad \epsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$$
$$Cov(u_i, \epsilon_i) = \rho\sigma$$

여기서 $\ln(auto_pmnt_i)$은 자차담보 지급금(만 원)인 $auto_pmnt_i$에 로그를 취한 값이다. Heckman 모형에서는 두 추정식의 오차항이 상관관계가 있음을 가정하며, ρ값이 0이 아니면 선택과 심도의 결정 요인이 연동될 수 있어 단순 OLS를 할 경우 결과가 편향될 수 있음을 나타낸다. x_i는 자차담보 지급금인 심도에 영향을 주는 벡터로 본 연구에서는 운전자와의 관계(in_drv_rltn_cd), 사고지역(accd_gis_cd), 사고발생월(accd_month)을 포함한다.

운전자의 기본 정보와 차량가액이 심도에 미치는 영향은 있을 것으로 보이지만, 데이터의 제약으로 포함시키지 못하였다. 또한, 운전자의 성별(female), 나이(age) 등의 기본 정보는 사고 심도 보다는 사고 빈도에 미치는 영향이 클 수 있으며, 사고 발생 후 수리나 차량가액이 주도하는 심도에는 직접적 영향이 크지 않을 수 있다. 다만, 선택식에서 논의한 바와 같이 계약자의 기본 정보 및 계약자와 운전자와의 관계 교차항(in_drv_rltn_cd×age)을 포함시켜 생략된 변수의 대리변수 역할을 하는지 살펴보는 강건성 검증(robustness check)을 시행하도록 한다. 한편, 심도에 영향을 미칠 것으로 보이는 차량가액은 데이터 제약으로 포함되지 못하였는데, 이는 보완하기 위해 소액 자차 청구 건에 대해서 같은 분석을 반복함으로써 차량가액 데이터 부재가 결과에 영향을 미칠 수 있는지 살펴본다. 모든 분석에서는 동일 계약자 단위에서 사고가 다수 발생할 수 있음을 감안하여 계약자로 군집화(cluster)하여 추정하였다.

Ⅲ. 분석 결과

1. 주요 분석 결과

본 연구에서는 계약자-운전자 관계가 자동차보험 청구행태에 미치는 영향을 실증적으로 검증하기 위해 Heckman 선택모형을 채택하였다. 선택식에서는 자차담보 청구 여부를 종속변수로, 결과식에서는 자차담보 보험금의 로그값을 종속변수로 사용하였다. 운전자 속성이 관측되지 않기 때문에 계약자의 성별(female)과 연령(age)을 운전자 특성의 대리변수로 간주하여 선택식에만 포함하고, 결과식에서는 제외하였다. 이는 계약자 속성이 보험 청구 여부의 결정에는 영향을 미칠 수 있으나, 실제 사고 이후 청구금액에 미치는 영향은 제한적일 것으로 판단되기 때문이다. 다만 앞서 논의한 바와 같이 계약자가 본인인 경우에는 계약자의 성별 및 연령이 중요한 변수가 될 수 있으므로, 두 변수와 계약자-운전자 관계 및 나이의 교차항을 결과식에도 포함하여 변수의 부호와 크기가 유지되는지를 다음 절의 강건성 검증(Robustness Check)에서 확인하였다.

추정 결과, 계약자 본인과 비교할 때 가족 운전자의 자차 청구 확률 및 청구 금액의 차이는 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

〈표 3〉은 계약자-운전자 관계가 자차담보 청구행태에 미치는 영향을 Heckman 모형으로 추정한 결과를 제시한다. 우선 주요 결과(전체)는 자차 청구 전체 표본을 이용한 기본모형이며, 주요 결과(소액)는 자차 청구금액이 100만 원 이하인 사고에 대해 청구 여부를 분석한 결과이다. 각각의 결과는 Heckman 모형의 결과식(청구금액 규모)과 선택식(자차 청구 여부)으로 구분되어 있다.

〈표 3〉 주요분석 결과

	주요결과(전체)		주요결과(소액)	
	결과식	선택식	결과식	선택식
	ln_auto_pmnt	has_auto	ln_auto_small	has_small
(계약자-운전자관계)				
배우자	-0.0415***	-0.003	-0.0395**	-0.00572
	(-3.29)	(-0.13)	(-2.66)	(-0.16)

부모-자녀	0.0522***	-0.238***	-0.0461**	-0.140**
	(3.62)	(-8.34)	(-2.70)	(-3.17)
형제자매	0.295***	-0.184*	-0.0692	0.128
	(6.12)	(-2.33)	(-1.11)	(1.09)
조부모-손주	-1.678***	-13.27***	0.531***	-64.79***
	(-6.06)	(-68.26)	(15.20)	(-46.26)
기타	0.180***	-0.394***	-0.0366*	-0.355***
	(11.66)	(-14.80)	(-2.21)	(-8.91)
사고지역	포함	포함	포함	포함
사고발생월	포함	포함	포함	포함
1.female	불포함	0.0317***	불포함	0.0638***
		(8.47)		(11.03)
age	불포함	-0.00521***	불포함	-0.00261***
		(-32.66)		(-10.96)
(계약자-운전자 관계 ×나이)	불포함		불포함	
배우자	-	0.000568	-	0.000442
	-	(1.35)	-	(0.68)
부모-자녀	-	0.00446***	-	0.00200**
	-	(9.13)	-	(2.59)
형제자매	-	-0.0000479	-	-0.00711**
	-	(-0.03)	-	(-2.97)
조부모-손주	-	0.218***	-	0.834***
	-	(63.76)	-	(47.33)
기타	-	0.00509***	-	0.00493***
	-	(10.33)	-	(6.65)
_cons	6.489***	-0.0747***	3.892***	-0.874***
	(298.50)	(-5.82)	(145.48)	(-51.44)

athrho	-1.531***	0.0283*
	(-170.38)	(2.54)
lnsigma	0.647***	0.187***
	(109.64)	(22.97)
N	358,193	358,193
Log-likelihood	-438579.4	-249584.5
rho	-0.911	0.028
sigma	1.909	1.205
lambda	-1.738	0.034

전체 표본을 기준으로 살펴보면, 운전자가 계약자 본인이 아닌 가족 관계인 경우 배우자를 제외한 모든 관계에서 본인 대비 청구 여부가 통계적으로 유의하게 낮은 것으로 나타났다. 이는 가족 운전자일수록 오히려 보험을 사용하지 않는 경향이 있음을 의미한다. 다만, 계약자-운전자 관계와 계약자 나이 교차항에서 부모-자녀의 경우 계약자 나이가 많을수록 청구 여부가 증가하는 경향이 있는 것으로 나타났다. 이는 계약자가 부모인 경우와 계약자가 자녀인 경우 청구 여부에 차이가 나타날 수 있음을 시사한다. 한편, 결과식에서는 배우자 관계에서 계수가 음의 값을, 부모-자녀 및 형제·자매 관계에서는 계수가 양의 값을 보였으며, 모두 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

즉, 가족 운전자는 사고 발생 시 보험을 사용할 가능성은 낮지만, 일단 보험을 사용하게 되면 배우자 관계에서는 보험금이 낮은 반면, 부모-자녀 및 형제·자매 관계에서는 청구금액이 큰 것으로 나타났다. 결과적으로 배우자의 경우에는 계약자가 본인인 경우와 청구여부의 차이는 크지 않으나, 보험을 사용할 경우에는 청구금액이 낮아 절제적인 보험사용 행태를 보이는 것으로 해석할 수 있다. 한편, 부모-자녀 관계에서는 보험 청구 여부 가능성은 낮으나, 일단 보험을 청구하는 경우 보험금액이 큰 것으로 나타났는데, 이는 큰 사고를 중심으로 청구하는 행태로 선택적으로 보험을 사용하는 경향으로 해석할 수 있다.

청구 금액에는 가족관계별로 차이가 나지만, 가족관계에 있는 경우 보험을 사용할 가능성이 계약자가 본인인 경우보다 낮다는 점에서 다소 절제적인 보험사용 행태를 보여준다. 즉, 가족 간 운전에서는 보험을 사용하는 데 있어 개인적인 비용을 부담하더라도, 공동재인 보험 사용에 대해 상대적으로 소극적인 태도를 보이는 것으로 해석된다. 즉, 가족 단위에서는 오히려 청구 억제적 행태가 작동하는 것으로 나타났는데, 이는 가족 관계 보험계약의 경우 사후적 도덕적해이가 완화될 수 있음을 시사한다. 이와 같은 해석은 자차담보 가입 여부가 가족한정 특약 등에 대한 가입 선택 여부와 관계가 없는 경우 유효하다. 또한, 나이가 어린 운전자의 경우 일반적으로 사고율이 높은 것으로 알려져 있는데(천지연·정수진(2025)), 사고율의 차이는 자차 청구 여부에 영향을 미칠 수 있다. 하지만, 추정 결과 자차 청구 여부는 부모-자녀 관계에서 통계적으로 유의하게 낮은 것으로 나타났다. 이는 계약자가 부모인 경우가 계약자가 자녀인 경우보다 일반적이라는 가정 하에, 운전자와 계약자가 가족관계인 경우 청구 억제적 행태가 있다는 주장을 더욱 강하게 뒷받침하는 것으로

해석이 가능하다.

또한 선택식과 결과식의 오차항 간 상관계수(ρ)는 -0.9로 유의하게 음의 값을 보여, 청구 여부와 청구 심도가 반대 방향으로 움직이는 경향이 존재함을 확인하였다. 이는 가족관계에서 작은 사고는 자가 부담하고 대체로 큰 사고만 청구하는 선택적 청구 행태 존재 가능성을 보여준다.

한편, 소액 청구만을 대상으로 한 주요 결과(소액) 추정에서도 동일한 경향이 유지되었다. 본 모형은 자차 청구금액이 100만 원 이하인 사고에 한해 자차 청구 발생 확률 및 금액에 미치는 영향을 분석한 것이다. 이는 청구 여부 및 금액에 영향을 미칠 수 있는 주요 요인인 차량가액이 데이터에 포함되지 않은 한계를 보완하기 위해 실시하였다.

소액 청구의 경우, 청구 여부 가능성이 높게 나타난다면 도덕적 해이의 가능성을 시사할 수 있다. 그러나 분석 결과, 계약자-운전자가 가족 관계인 경우 마찬가지로 청구 여부가 통계적으로 유의하게 낮은 것으로 확인되었다. 이는 본 연구의 핵심 가설인 가족 운전자의 절제적 보험사용 행태가 존재함을 뒷받침하는 결과로 해석할 수 있다. 한편, 소액 청구만을 대상으로 한 분석에서는 청구금액에 인위적 상한을 설정하였기 때문에, 청구 금액 추정식의 해석에는 한계가 있다. 따라서 본 연구에서는 해당 추정식의 해석을 생략하도록 하겠다.

요약하면, 본 분석 결과 계약자와 운전자가 일치하지 않는 경우 청구금액에서는 차이가 존재하나, 자차담보 청구 여부의 가능성은 전반적으로 유의하게 감소하는 경향이 확인되었다. 경제적 부담이 명확히 분리된 기업-개인 간 비용 구조를 분석한 Weisburd(2015)는 자동차보험 시장에서 도덕적 해이가 나타날 수 있음을 보였다. 이에 비해 경제적 부담의 경계가 상대적으로 모호한 가족관계에서는 사후적 도덕적 해이가 강화되기보다는 오히려 완화될 가능성이 있으며, 보험 이용을 자제하는 절제적 청구 행태가 나타나는 것으로 해석할 수 있다.

다만, 자차보험의 경우 모럴해저드를 억제하기 위해 자기부담금 제도뿐 아니라 보험료 할인·할증 제도가 함께 운영되고 있다. 이에 따라 가입자는 사고 발생 이후 보험금 청구 여부 및 청구 금액을 할인·할증 기준을 고려하여 결정할 수 있다. 예컨대 보험금을 이미 수령하였더라도 향후 보험료 인상 부담이 더 클 것으로 예상되는 경우, 환입 처리를 통해 사고이력을 조정함으로써 보험료 인상률을 낮추는 선택을 할 수 있다. 본 연구는 최종적으로 확

정된 보험금 자료를 활용하였으므로, 분석 결과에는 이러한 할인·할증 유인을 반영한 청구 행태가 내재되어 있다. 그러나 개별 계약자의 구체적인 할인·할증 기준이나 예상 보험료 변동 폭은 자료상 확인할 수 없어, 이를 직접적으로 통제하지는 못하였다는 한계가 있다.

2. 강건성 검증

본 절에서는 앞서 제시한 주요 결과가 변수 선택과 표본 구성에 의존하지 않음을 확인하기 위해 세 가지 강건성 검증(Robustness Check)을 수행하였다.

첫 번째 검증은 결과식에 계약자의 특성을 포함하여, 계약자의 기본적 특성을 고려하더라도 실증분석 결과의 일관성이 유지되는지를 확인하는 것이다. 본 연구에서는 데이터의 한계로 운전자 특성이 관측되지 않아, 기본 모형에서는 계약자의 연령과 성별을 운전자의 대리변수로 간주하고 선택식에만 포함하였다. 그러나 이 변수들이 청구 금액에도 영향을 미칠 가능성을 배제하기 어렵다는 점을 감안하여, 두 변수를 결과식에도 함께 포함한 대체 모형을 추정하였다〈표 4〉.

그 결과, 주요 분석 결과와 동일하게 운전자와의 관계가 청구 여부에 미치는 영향은 음(-)의 부호로 일관되게 나타났으며, 대부분의 변수에서 통계적으로 유의한 것으로 확인되었다. 이는 운전자 미관측으로 인한 잠재적 편향이 청구 여부와 관련한 주요 결과를 결정하지 않았음을 시사한다. 다만, 청구 금액에 대한 영향에서는 부호의 일관성이 관찰되지 않았다. 이는 청구 금액 결정에 있어 운전자나 계약자의 속성이 일정 부분 영향을 미칠 가능성을 의미하며, 향후 해당 정보가 포함된 자료를 확보할 수 있는 경우 이에 대한 추가 분석이 필요할 것으로 판단된다. 즉, 강건성 검증 결과, 운전자 관계가 자차담보 청구 여부에 미치는 영향은 계약자가 본인인 경우에 비해 감소하는 방향으로 유지되지만, 청구금액에 대한 영향은 추가적인 검증이 필요할 것으로 사료된다.

〈표 4〉 강건성 검증: 변수 추가

	결과식 ln_auto_pmnt	선택식 has_auto
(계약자-운전자관계)		
배우자	-0.00918	-0.00967
	(-0.15)	(-0.31)
부모-자녀	0.199**	-0.283***
	(2.61)	(-7.47)
형제자매	-0.481*	0.0458
	(-2.26)	-(0.46)
조부모-손주	2.955***	-10.85***
	(13.81)	(-50.29)
기타	0.718***	-0.563***
	(10.14)	(-15.76)
사고지역	포함	포함
사고발생월	포함	포함
1.female	-0.138***	0.0768***
	(-13.97)	(15.10)
age	0.00377***	-0.00639***
	(9.03)	(-30.29)
(계약자-운전자 관계 ×나이)		
배우자	-0.000724	0.000706
	(-0.65)	(1.24)
부모-자녀	-0.00281*	0.00532***
	(-2.11)	(8.04)
형제자매	0.0170***	-0.00506*
	(3.85)	(-2.52)
조부모-손주	-0.0605***	0.182***
	(-22.09)	(50.67)
기타	-0.0100***	0.00824***
	(-7.65)	(12.20)
_cons	6.343***	-0.0268
	(210.53)	(-1.83)
athrho	-1.536***	
	(-172.42)	
lnsigma	0.649***	
	(110.54)	
N	358,193	
Log-likelihood	-438,384.2	
rho	-0.911	
sigma	1.913	
lambda	-1.744	

다음으로, 표본 비중 차이에 따른 편향 가능성을 검토하였다. 본 연구의 데이터는 계약자-운전자 관계별 표본 비중의 차이가 크다. 청구데이터 중 계약자가 운전자 본인인 표본이 전체의 61.1%를 차지하며, 배우자, 부모-자녀, 기타 관계는 각각 14.7%, 11.1%, 12.1%로 구성된다. 반면, 형제·자매 관계는 1.0%에 불과하여, 계약 형태의 특성상 사고 청구 데이터에서도 표본 편향이 발생할 가능성이 존재한다. 이에 따라, 표본 비중 차이에 따른 결과 왜곡 가능성을 점검할 필요가 있다.

우선 계약자-운전자 관계별 자차 청구 비율을 비교한 결과, 모든 관계의 비율이 전체 평균(0.36)을 크게 벗어나지 않는 것으로 나타났다〈표 5〉. 즉, 표본 구성상 노출의 편차가 크지 않아, 표본 비중의 불균형이 결과에 미치는 영향은 제한적인 것으로 판단된다.

〈표 5〉 계약자-운전자 관계별 자차 청구 비율

계약자-운전자 관계	자차 청구 비율
본인	0.366443
배우자	0.374129
부모-자녀	0.363488
형제자매	0.303276
조부모=손주	0.285714
기타	0.317686
전체평균	0.360736

마지막으로, 계약자가 본인이 아닌 경우 청구 여부 가능성이 낮게 나타난 결과가 단순히 가족운전자의 운전 횟수 차이에서 비롯되었을 가능성을 점검하기 위해 균등 표본(uniform sample)을 활용한 추가 분석을 수행하였다. 보험금 청구 여부는 사고 발생 여부에 크게 의존하므로, 가족운전자의 경우 계약자와 실제 운전자가 일치하는 경우에 비해 차량 운전 여부 가능성이 낮을 수 있으며, 이는 청구 여부 차이의 잠재적 원인이 될 수 있다. 이 가능성을 완화하기 위해 계약자-운전자 관계별 그룹에서 동일한 규모의 표본을 무작위로 추출하여(각 30,000건) 주요 모형을 재추정하였다. 표본 수가 지나치게 적어 균등 추출이 불가능한 형제·자매 및 조부모-손주 관계는 분석에서 제외하였다. 이러한 균등 표

본 기반의 재분석을 통해 그룹 간 비중 차이가 추정 결과에 미치는 영향을 최소화하였으며, 결과가 기존 분석과 일관되게 나타나는지를 확인하였다.

그룹별로 균일한 비중으로 표본을 재구성하여 다시 추정한 결과, 가족 관계인 경우 자차 청구 여부 가능성이 감소하는 방향으로 계수 부호가 유지되었으며, 통계적 유의성도 유지되는 것으로 나타났다. 다만, 자차 청구금액에 대해서는 부모-자녀 관계의 계수가 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 표본 재추출을 통한 강건성 검증 결과에서도 청구 여부와 관련된 해석은 일관되게 유지되지만, 청구금액에 대한 해석은 추가 검토가 필요할 것으로 판단된다.

〈표 6〉 강건성 검정: 그룹별 표본 재생성 후 재추정

	결과식 ln_auto_pmnt	선택식 has_auto
(계약자-운전자관계)		
배우자	-0.0642**	-0.0115
	(-3.05)	(-0.31)
부모-자녀	0.0343	-0.217***
	(1.61)	(-5.71)
기타	0.184***	-0.417***
	(8.12)	(-11.27)
사고지역	포함	포함
사고발생월	포함	포함
1.female	불포함	0.0087
		(1.40)
age	불포함	-0.00525***
		(-13.12)
관계-나이 교차항	불포함	포함
배우자	-	0.000991
	-	(1.52)
부모-자녀	-	0.00426***
	-	(6.49)
기타	-	0.00554***
	-	(8.25)
_cons	6.547***	-0.0786**
	(165.16)	(-2.85)
athrho	-1.554***	
	(-101.67)	
lnsigma	0.664***	
	(66.15)	
N	120,000	

Log-likelihood	-145628
rho	-0.915
sigma	1.943
lambda	-1.777

모든 강건성 검증 결과를 종합하면, 운전자 특성의 미포함이나 표본 비중 차이 등은 본 연구의 주된 결론을 훼손하지 않는 것으로 나타났다. 즉, 운전자가 계약자 본인이 아닌 가족 관계인 경우, 자차담보 청구 여부 가능성은 일관되게 감소하는 경향을 보인다. 이는 도덕적 해이 문제보다는 오히려 가족관계에서 보험 사용을 억제하는 절제적 행태가 작동하고 있음을 시사한다.

Ⅳ. 결론 및 시사점

본 연구는 자동차보험 계약에서 계약자와 실제 운전자가 일치하지 않는 가족 관계의 경우, 이 관계가 보험 청구행태에 미치는 영향을 실증적으로 분석하였다. 청구 행태는 보험계약자의 직접적인 행동으로 보험 가입 및 사고 발생 이후 청구 빈도나 강도가 높다면 사후적 도덕적 해이 가능성이 높은 것으로 해석할 수 있을 것이다.

주요 결과는 다음과 같다.

첫째, 계약자가 운전자 본인이 아닌 경우 자차담보 청구 여부 가능성이 전반적으로 감소하였다. 즉, 가족 운전자의 경우 사고 발생 시 보험을 적극적으로 사용하는 대신, 청구를 억제하는 경향이 뚜렷하게 나타났다.

둘째, 청구금액에 대해서는 관계별로 상이한 양상이 관찰되었다. 배우자 관계에서는 청구금액이 낮아 절제적 보험사용 행태가 나타난 반면, 부모-자녀 및 형제·자매 관계에서는 청구금액이 상대적으로 높아 선택적 청구행태가 확인되었다. 다만, 강건성 검증에서는 부호의 일관성이 유지되지 않아, 청구금액에 대해 일관된 방향성을 제시하기보다는 관계별 차이가 존재함을 확인한 것으로 해석하는 것이 타당하다. 이는 청구금액의 방향성보다는 가족 관계에 따라 청구 강도가 달라질 수 있음을 시사하며, 향후 보다 정교한 자료를 활용한 추가 검토가 필요할 것으로 보인다.

셋째, 전체 표본을 대상으로 한 주요 분석에서 선택식과 결과식 간 오차항 상관계수(ρ)가 유의한 음(-)의 값을 보여, 청구 여부와 청구 심도가 반대 방향으로 움직이는 경향이 확인되었다. 이는 가족 운전자들이 소액 사고는 자가 부담하고, 대형 사고에 한해 청구하는 선택적 행태를 보이는 것으로 해석할 수 있다. 이러한 결과는 기존 보험 보장 확대가 청구를 증가시키는 도덕적 해이 행태와 달리, 가족 단위에서는 보험 사용을 절제하거나 억제하는 행태가 작동함을 시사한다.

강건성 검증 결과 또한 주요 분석의 일관성을 뒷받침하였다. 운전자 속성 미포함으로 인한 잠재적 편향, 표본 비중의 불균형, 표본 크기의 차이를 고려한 균등표본 재추정 등 다양한 검증에서도, 가족관계가 자차담보 청구 여부 가능성을 낮추는 방향의 결과는 모두 일관되게 유지되었다. 따라서 운전자와 계약자가 가족 관계인 경우, 계약자 본인인 경우보다 청구 여부 가능성이 감소한다는 결론은 변수 선택이나 표본 구성의 특수성에 의존하지 않으며, 가족관계가 자동차보험 청구행태를 제약하는 중요한 요인임을 실증적으로 확인하였다.

본 연구는 보험시장에서의 정보비대칭 문제를 가족 관계의 맥락에서 새롭게 조명했다는 점에서 기존 연구와 차별된다. 기존 연구가 주로 계약자-보험사 간의 정보 비대칭을 중심으로 역선택(adverse selection)이나 도덕적 해이(moral hazard)의 존재 여부를 검증한 반면(Chiappori & Salanié, 2000; Weisburd, 2015), 본 연구는 계약자와 운전자가 상이한 가족 관계인 경우로 실증 분석 범위를 확장하였다. 그 결과, 가족 관계의 보험 계약은 보험 청구행태를 제약하는 방향으로 작용하는 것으로 나타났다. 이는 단순한 금전적, 경제적 유인보다 공동예산 인식, 상호 감시, 사회적 책임 의식 등이 사후적 도덕적 해이를 완화시킬 수 있음을 보여준다.

본 연구의 시사점은 다음과 같다.

첫째, 가족 단위로 가입되는 자동차보험의 경우 보험 청구 행태가 계약자 개인의 특성만으로 충분히 설명되기 어렵다는 점에서, 보험 인수심사나 요율 산정 과정에서 계약자와 운전자 간의 관계 정보를 보다 적극적으로 고려할 필요가 있다. 본 연구에서 확인된 가족 운전자의 낮은 자차담보 청구 여부 가능성은 사후적 도덕적 해이를 완화하는 요인으로 작용할 수 있으므로, 위험도 산정 시 이러한 관계 변수를 반영할 경우 보다 정교한 리스크 평가가 가능할 것이다.

둘째, 가족 단위 보험에서 관찰되는 절제적 보험 이용 행태가 항상 바람직한 결과로 해석될 수 있는지에 대해서는 추가적인 검토가 필요하다. 본 연구는 청구 행태의 차이를 통해 사후적 도덕적 해이 완화 가능성을 제시하였으나, 이러한 행태가 보험의 손실 보전 기능이 적절히 작동한 결과인지, 아니면 소액사고에 대한 과도한 자가 부담으로 이어지고 있는지는 구분하지 못하였다. 이에 따라 보험회사는 소액사고 처리 절차의 간소화나 보상 기준의 명확화를 통해, 과도한 청구를 억제하는 동시에 가계 내 합리적인 보험 이용이 이루어질 수 있도록 제도적 장치를 보완할 필요가 있다.

마지막으로, 본 연구는 실증 분석을 통해 가족 관계가 자동차보험 청구 행태에 유의한 영향을 미친다는 점을 확인하였으나, 몇 가지 한계가 존재한다. 첫째, 데이터 제약으로 인해 운전자의 연령, 성별, 주행거리, 차량가액 등 청구금액에 직접적인 영향을 미칠 수 있는 주요 통제 변수를 포함하지 못하였다. 둘째, 비교적 단기간의 청구 데이터를 활용함으로써 반복 사고의 발생이나 장기적인 운전 습관 변화와 같은 동태적 요인을 충분히 반영하지 못한 한계가 있다. 셋째, 계약자–운전자 간 관계가 청구 여부와 청구금액에 영향을 미친다는 점은 확인하였으나, 해당 행태가 어떠한 메커니즘을 통해 발생하는지에 대한 식별은 이루어지지 않았다. 향후 연구에서는 운전자 특성 정보와 계약 정보가 결합된 장기 패널 데이터를 활용하여, 가족 단위 보험 이용 행태의 결정 요인과 그 작동 경로를 보다 정교하게 분석할 필요가 있을 것이다.

참고문헌

이용우(2012), “자기차량담보손해와 차량가액의 분석을 통해 본 국내자동차보험시장의 도덕적 해이”, 제49권 제1호, 연세경영연구

천지연·정수진(2025), “인구 고령화와 자동차보험 대응 방안”, 25-13, 연구보고서, 보험연구원

허연(2016), “자동차보험의 자기부담금제도 변경이 손해율에 미치는 영향에 대한 연구”, 제105집, 16-01, 보험학회지

Abbring, J., Chiappori, P. A., Heckman, J., & Pinquet, J.(2003), Testing for moral hazard on dynamic insurance data. In Journal of the European Economic Association, Papers and Proceedings(Vol. 1, pp. 512-521).

Chiappori, P. A., & Salanie, B.(2000), Testing for asymmetric information in insurance markets. Journal of political Economy, 108(1), 56-78.

Cummins, J. D., & Tennyson, S.(1996), Moral hazard in insurance claiming: evidence from automobile insurance, Journal of Risk and Uncertainty, 12(1), 29-50.

Dionne, G., & Gagné, R.(2001), Deductible contracts against fraudulent claims: evidence from automobile insurance, Review of Economics and Statistics, 83(2), 290-301.

Dionne, G., Michaud, P. C., & Dahchour, M.(2013), Separating moral hazard from adverse selection and learning in automobile insurance: Longitudinal evidence from France, Journal of the European Economic Association, 11(4), 897-917.

Fehr, E., & Schmidt, K. M.(1999), A theory of fairness, competition, and cooperation, The quarterly journal of economics, 114(3), 817-868.

Gao, F., Powers, M. R., & Wang, J.(2017), Decomposing asymmetric information in China's automobile insurance market, Journal of Risk and Insurance, 84(4), 1269-1293.

Heckman, J. J.(1976), The common structure of statistical models of truncation, sample selection and limited dependent variables and a simple estimator for such models, In Annals of economic and social measurement, volume 5, number 4(pp. 475-492), NBER.

Handel, B. R.(2013), Adverse selection and inertia in health insurance markets: When nudging hurts, American Economic Review, 103(7), 2643-2682.

Lee, B. J., & Kim, D. H.(2016), Moral hazard in insurance claiming from a Korean natural experiment, The Geneva Papers on Risk and Insurance-Issues and Practice, 41(3), 455-467.

Lundberg, S., & Pollak, R. A.(1993), Separate spheres bargaining and the marriage market, Journal of political Economy, 101(6), 988-1010.

Mårdh, S.(2016), Identifying factors for traffic safety support in older drivers, Transportation research part F: traffic psychology and behaviour, 38, 118-126.

Pae, G., Reyes, M. L., O'Neal, E., Cavanaugh, J., & Hamann, C.(2025), The moderating effect of passenger presence on the relationship between driver age and crash culpability: The co-driving influence of passengers, Traffic injury prevention, 1-6.

Robinson, P. A., Sloan, F. A., & Eldred, L. M.(2018), Advantageous selection, moral hazard, and insurer sorting on risk in the US automobile insurance market, Journal of Risk and Insurance, 85(2), 545-575.

Spindler, M., Winter, J., & Hagmayer, S.(2014), Asymmetric information in

the market for automobile insurance: Evidence from Germany, Journal of Risk and Insurance, 81(4), 781-801.

Weisburd, S.(2015), Identifying moral hazard in car insurance contracts, Review of Economics and Statistics, 97(2), 301-313.

Whitlock, G., Norton, R., Clark, T., Jackson, R., & MacMahon, S.(2004), Motor vehicle driver injury and marital status: a cohort study with prospective and retrospective driver injuries, Injury prevention, 10(1), 33-36.

Zhang, G., Yau, K. K., & Chen, G.(2013), Risk factors associated with traffic violations and accident severity in China, Accident Analysis & Prevention, 59, 18-25.

Abstract

This study examines how the relationship between the policyholder and the actual driver—particularly when they are family members but not the same individual—affects automobile insurance claiming behavior. Using automobile insurance claims data from the Credit Information Center's AI Data Hub for 2023–2024, a Heckman two-stage selection model jointly estimates the frequency and the severity of own-damage claims. When the driver is a family member rather than the policyholder, claim frequency decreases significantly. Claim amounts also vary across family relationship types. These results suggest that policyholder-driver separation leads to more restrained claiming behavior, shaped less by pure financial incentives and more by non-economic factors, such as intra-family monitoring and proxy claiming costs.

※ Key words: Automobile insurance; Ex-post Moral hazard; Claiming behavior; Own-Damage Coverage

◇보험금융연구 수록 논문◇

□ **제1권 제1호 (1990. 12)**

- 보험개발원에 바란다 — 박동진, 조해균, 최병억, 손경식
- 한국보험산업과 보험개발원의 역할과 발전방향 — 신수식
- 환경변화에 대응한 보험상품 개발방향에 관한 연구 — 이경용
- 손해보험산업의 수익성과 요율산정 개선방향 — 박승전
- 90년대 경제환경변화와 보험전략 — 송기철
- 해외보험시장 최근동향과 한국보험사의 해외진출전략 — 김억현
- 보험회사의 자산, 부채경영에 관한 소고 — 이봉주
- 제조물책임법의 입법과 그 대응방안 — 황철홍
- 적하보험의 위험분류개선에 관한 연구 — 유형균
- 미국의 보험규제 제도 — 보험개발원

□ **제2권 제1호 (1991. 3)**

- 환경보험의 이용에 관한 소고
  -유해 산업폐기물에 의한 오염사고를 중심으로- — 이재현
- 금융개방과 보험산업 — 권영준
- 재보험활용과 미국손보시장의 담합구조에 관한연구 — 정병대
- 자동차보험 의료비 적정화 방안 — 정채웅
- 한미 생명보험사업자 세제에 관한 소고 — 김억현
- 손해보험회사의 지급준비금 적립 패턴과 요율자율화 — 이봉주
- 손해보험요율산정의 이론과 실무(I) — 김태곤
- 업무상 재해사고를 면책사유로 한 자동차보험약관의 효력 — 양승규
- 일본의 보험요율산출기관
- 보험요율제도와 자유화 고찰
- 유니버살 생명보험에 대한 NAIC 모델규정

□ **제2권 제2호 (1991. 6)**

- 환경위험의 보험화 방안 — 박은희
- 국제보험시장의 담보력이 요구되는 보험상품가격결정 — 이해관
- 동구권 보험시장의 현황과 전망 — 김기현
- 보험회사의 지불능력 특정에 관한 고찰 — 이명주
- 적정경쟁과 생명보험산업의 경영정책 — 지범하
- 손해보험 정보시스템 구축방안 연구 — 양희산

· 손해보험 요율산정의 이론과 실무(II) 김태곤
· 총수익방식 기업휴지보험의 연구 오해송
· 미국의 보험요율산출기관 ISO
· 미국의 장기개호보험

□ 제2권 제3호 (1991. 11)
· 손해보험 요율자유화와 대응방안 조해균
· 손해보험 요율자유화와 그 대응책 이해관
· 손해보험 요율체계의 현황과 자율화 방안 신기철
· 일본선박보험 현황과 그 자유화 방안 신기철
· 참고자료: 독금법 적용제외제도의 개선에 관하여
· 생명보험의 상품개발 방향 이준호
· 충돌상대선의 화물에 대한 책임부담위험과 보험관리 곽봉환
· 산업재해 보상체계에 관한 연구 김두철
· 분리계정과 금리자유화 이봉주, 최상태
· 등급요율체계 최용석
· 미국의 생산물배상책임보험 현황과 입법화동향 보험개발원 가계보험부

□ 제3권 제1호 (1992. 3)
· 금리자유화의 금융환경과 보험산업 대응방안 이경룡
· 금리자유화와 손해보험의 대응방안 최창룡
· 금리자유화와 생명보험산업 지범하
· 참고자료: 금리자유화에 따른 생보상품 개발방향
· 북한보험제도의 체계와 그 개요 고평석
· 한미생명보험 정보공시제도에 관한 고찰 김억현
· 선진국 고용보험제도의 경험과 교훈 유길상
· 생명보험회사의 ALM 최정호
· 기업연금의 재정방식에 관한 고찰 오창수
· 자동차보험자의 면책사유에 대한 고찰 임충희
· 위험통제와 절세효과 정홍주
· 미국의 보험감독제도
· 일본 손해보험 모집제도의 현상과 과제

□ 제3권 제2호 (1992. 7)
· 생명보험회사의 경영평가제도에 관한 소고 추암대
· 생보사 재무구조 건전성 제고를 위한 제언 안상식
· 손보사의 재무상태 안전성확보와 조기경보시스템 운영 이상화
· 손해보험사의 재무건전성 향상방안 목진수

· 손해보험회계의 회계이론적 고찰과 개선방향 이원희, 정만근
· 보험회사 재무건전성 확보방안 이근창
·손해보험 요율산출의 개선방안 박승전
·손해보험시장의 구조분석과 요율정책 방향 류근옥
·생보사 책임준비금 규제에 대해서 이광봉, 윤상
· 자동차보험 특정물건 공동인수제도 개선방안 이일령
· 자동차보험 코스트 경감과 수리비 적정화 대책 최상태
· 자동차보험 손해율 구조변화 분석모형
· 자동차사고의 표준간이상해도에 관하여 보험개발원 자동차보험부

□ 제3권 제3호 (1992. 11)
· 우리나라 금융전산망의 현황과 과제 정복희
· 보험전산망의 구축과 전담사업자의 역할 정인근
· 보험전산망 종합계획 윤흥렬
· 생명보험 전산망의 발전방향 정명남
· 손해보험 전산망의 발전방향 김여성
· 재보험업무의 보험전산망 활용방안 이형신
· 급변하는 보험환경과 손보업계의 당면과제 박해춘
· 자동차책임보험에 관한 연구 김주동
· 생명보험 영업소의 주요성공인자(CSF) 분석 이국희

□ 제4권 제1호 (1993. 2)
· 생명보험 계약자배당의 정책과제 김성재
· 우리나라 생보사의 계약자배당제도의 현황과 발전방향 김원현
· 국내 계약자배당의 바람직한 개선방향 김재우
· 계약자배당의 과거, 현재, 그리고 미래에 대한 소고 김철수
· 계약자배당제도에 대한 제언 -신설사의 입장을 중심으로- 김관치
· 금리변동과 보험회사의 위험관리 류근옥
· 우리나라기업의 근로자 장애시의 보상실태와
민영보험의 역할제고방안 신기철
· 고도 정보화사회의 생명보험 정보시스템 구축방안 김제성
· 장기손해보험의 현황과 문제점 및 이에 대한 개선방안 엄호영
· 미국보험사의 지급불능과 이를 위한 통계적방법의 고찰 김용덕
· 이사의 법리적 책임과 보험제도에 관한 고찰 보험개발원 가계보험부

□ 제4권 제2호 (1993. 5)
· 유사보험제도의 현황과 민영보험과의 상호 발전방안 신수식
· 우리나라 유사보험의 운영현황과 감독체계의 발전방향 엄창회

· 유사보험의 업무영역 확대에 따른 생보업계 대응방안 문정용
· 체신보험의 운영현황과 민영생명보험과의 관계 발전방향 김용덕
· 육운공제조합 운영현황과 향후 정책과제 권오선
· 일본 공제사업의 현황과 감독문제 정봉은
· 금리인하가 생명보험상품에 미치는 영향 서병남
· 듀레이션 기법의 실천적 이용방안 이근창, 이봉주
· 손해보험수요에 관한 이론적 고찰 홍순구

□ 제4권 제3호 (1993. 10)

· 우리나라 환경문제와 환경정책 과제 정혁진
· 환경위험보험의 경제적 한계와 보험시장의 역할 경동운
· 주요국가의 환경오염배상책임제도에 관한 고찰과 그 도입방안 김영선
· 해양오염위험과 보험담보의 문제 곽봉환
· 환경보험시장의 활성화 방안 홍순구
· 우리나라 환경문제와 환경정책 과제 정혁진
· 환경위험보험의 경제적 한계와 보험시장의 역할 경동운
· 주요국가의 환경오염배상책임제도에 관한 고찰과 그 도입방안 김영선
· 해양오염위험과 보험담보의 문제 곽봉환
· 환경보험시장의 활성화 방안 홍순구
· 일본의 연금지급식 적립손해보험에 관한 소고 신기철
· 시장지배력과 손해보험회사의 체계적 위험 정병대
· 방화와 화재위험의 손해사정 기홍철

□ 제5권 제1호 (1994. 7)

· 보험산업 경영혁신과 벤치마킹 이경주
· 손해액 분포와 위험의사결정 오창수
· 자동차보험 소비자조사와 마케팅전략(I) 정홍주
· 생보자산의 포트폴리오 구성 및 유동성 확보방안 박영규
· 보험중개인제도의 도입방향과 과제 정봉은
· 화재보험 보험금 지급방식에 관한 고찰 이기형
· 신뢰도(Credibility)에 관한 이론적 고찰 최용석
· 자보 의료비 지급제도의 개선 추진 현황 및 향후 과제 권흥구
· 필요잉여금과 배당에 관한 고찰 나우승
· 최근의 생명보험 상품개발동향 보험개발원 생명보험상품부
· 외국의 제조물책임 동향과 우리나라의 실태 차일권

□ 제5권 제2호 (1994. 10)
· 손해보험 모집환경의 변화와 정책대응방향 이재호
· 주요국의 보험판매조직에 관한 비교연구 양희산
· 금융환경변화에 대응한 생명보험 경쟁전략 김재우
· 생명보험 판매경쟁력 제고를 위한 모집조직의 개선방안 우경연
· 가격자유화 등 환경변화에 따른 손해보험 마케팅 전략 박해춘
· 소비자권익보호와 시장질서 정상화를 위한
손해보험 모집제도의 개선방안 강원희
· 자동차보험 소비자조사와 마케팅전략(II) 정홍주
· 제조물책임에 관한 입법논적 연구 강창경
· 위험관리관점에서 연구한 환경오염위험의 관리방안과 정책적 제언 홍순구

□ 제5권 제3호 (1994. 12)
· 개인연금보험의 도입 및 운용과제 이명주
· 개인연금보험의 자산운용전략 김현호
· 생보 개인연금보험 마케팅전략의 재모색 방안 현휘남
· 손보 개인연금보험 마케팅전략 양희산
· 보험가격자유화와 소비자보호 김성재
· 금융소득종합과세가 생명보험산업에 미치는 영향 권영준
· 손해보험사의 대형화, 전문화 전략에 관한 소고 이봉주
· 자동차보험 요율분류체계의 적정성에 대한 통계적 분석 이창수, 강중철
· 내실경영을 위한 생명보험 상품운용전략 박상래
· 개인연금보험의 상품판매현황 보험개발원

□ 제6권 제1호 (1995. 4)
· 금융산업개편과 보험사의 종합금융화 전략 이경룡
· 금리자유화의 진전과 보험사의 자산운용 방안 김진길
· 금융자유화 및 개방화에 따른 보험업계의 대응방향 전기석
· 고객니드분석을 통한 보험서비스 개선과 전략적 운용시스템 이훈영
· 생명보험 경영과 지급여력 확보방안 지범하
· 자동차보험의 현황 및 향후 자유화 추세에 관한 소고 나해인
· 변액보험의 재무위험 이근창
· 자동차보험 합리화 방안 보험개발원 자동차보험 총괄부

□ 제6권 제2호 (1995. 7)
· 가격자유화 추진에 따른 사후감독체계 구축방안 박은희
· 가격자유화 추진에 따른 보험산업 경쟁정책방향 김성재
· 가격자유화 추진에 따른 보험계리제도의 개선방향 성기홍

· 사차배당자유화가 생보업계에 미치는 영향 정성택
· 손보 가격자유화의 추진 현황 및 향후 진로 김규선
· 장기손해보험의 준비금 적립방안에 관한 고찰 정건영
· 선주손해배상책임과 Forwarder를 둘러싼 제문제 곽봉환
· 국공채 창구판매에 따른 보험산업 대응방안 이갑열

□ 제6권 제3호 (1995. 12)
· 금융산업 지배구조개선과 생명보험회사의 종합금융기관화 방안 오영수
· 향후 보험사의 대출이자율 결정에 관한 연구 조강필
· 경기변동이 손해보험에 미치는 영향 이기형
· 한국 생명보험산업의 규모 및 번위의 경제에 관한 연구 김재봉
· 보험자산운용에 관한 연구 전기석

□ 제7권 제1호 (1996. 5)
· The Role of Insurance in Korean Economic Development Harold D. Skipper
· 민간의료보험의 현황과 활성화 방안 정기택
· 보험 Broker제도의 Agency문제에 관한 이론적 분석 권영준
· 자율금리환경하에서의 생보상품운영 방안 박상래
· 가격자유화가 손해보험 수요에 미치는 영향과 보험사의 대책 박해춘
· 상품 및 가격자유화 대비방안에 관한 연구 조해균
· 제조물책임법 입법화에 따른 책임보험의 활성화 방안 김성태
· 사회환경변화에 따른 보험수요의 변화와 예측 박은희
· 한국경제발전에 있어서의 보험의 역할 해롤드 스키퍼

□ 제7권 제2호 (1996. 8)
· 보험사기의 조기적발을 위한 전문가시스템의 개발 김광용
· 리스크관리 이론의 발전과 현황 -역사적인 관점을 중심으로- 이순재
· 금리리스크가 기업가치에 미치는 영향 이근창
· 금리리스크의 평가 및 대응방안 이명주
· 파생금융상품의 도입과 보험사의 자산운용 이근영, 박한구
· 금융겸업화의 국가 및 유형별 사례분석과 시사점 오영수

□ 제7권 제3호 (1996. 11)
· 저성장기의 상품개발 및 운용방향 주동안
· 저성장기의 보험마케팅 전략 김병헌
· 저성장시대의 자산운용방향 문무택
· 공정거래법 개정에 따른 보험권의 대응방안 유승규

· 보험자금의 중소기업 대출에 관한 연구 김종국, 양희산
· 비과세 가계저축제도 시행에 따른 보험회사의 대응방안 김명환
· 손보사의 위험관리 이론과 기법 김용재
· 자동차보험 대인배상 II 의 면책규정에 관한 소고 김광국

□ 제8권 제1호 (1997. 6)
· 업무영역 조정과 신규진입제도 개선의 영향 오영수
· 업무영역 조정에 따른 보험회사의 경영전략 지대섭
· 업무영역 확대에 따른 보험회사의 건전성 제고방안 류근옥
· 근로환경변화와 기업연금보험 신수식
· 경기변동에 따른 보증보험산업의 수지개선 전략 안병언
· 우리나라의 장기금리 전망 최공필
· 독립 대리점제 도입의 보험시장에의 영향 석승훈

□ 제8권 제2호 (1997. 8)
· 보험회사의 M&A의 전망과 과제 김성우
· 보험회사 M&A의 법률적 고찰 양승규
· 주요국 보험,금융회사의 M&A 추세와 시사점 김호경
· 손해보험 중개인제도의 효율적 활용방안 연구 이해관
· 보험정보공시제도 운영현황 및 발전방향 이재식
· 신뢰도 기법을 이용한 자료의 충분성 평가와 보험요율의 조정 이창수
· 고령자 개호시장 규모 추계 조영훈, 박재영

□ 제8권 제3호 (1997. 12)
· 퇴직연금의 시장전망 김성우
· 퇴직연금의 자산운용 방향 성기홍
· 퇴직연금보험의 상품개발전략 이명주, 성주호
· 생명보험 Moral RIsk 관리방안 조해균
· 다자간투자협정이 보험업계에 미치는 영향 구본성
· 교통법규위반에 따른 자동차보험료 차등화 방안 이득주
· Data Mining을 활용한 변환기 시점의 생보사 마케팅 전략 손관설

□ 제9권 제1호 (1998. 2)
· 금융정보기술의 발전과 보험회사의 Restructuring 김수영
· 전자상거래 확산에 따른 보험마케팅 전략 고창은
· 금융기술의 발전과 리스크관리기법 지홍민
· 보험마케팅채널의 적합성 및 효율성에 관한 연구 양희산
· 기관투자가로서 보험회사의 역할 활성화방안 나동민

· 산업재해보상보험의 민영화 논의에 대한 연구 장동한, 정중영
· 보험회사 보험중개인제도 활성화방안 정성택
· 남북한 교역증대에 따른 적하보험의 담보(Coverage)연구 안철경

□ 제9권 제2호 (1998. 5)
· IMF체제하에서의 보험정책 및 감독 류근옥
· IMF체제하에서의 생명보험회사 대응전략 신이영
· IMF체제하에서의 손해보험회사 대응전략 조수웅
· 손해보험회사의 리스크관리 서비스 활성화에 관한 연구 이상림
· 자동차보험 자유요율제 시행에 따른 보험회사의 경영전략 함상호
· 민영보험회사의 장기간병보험 영위방안 류성경, 조영훈
· 체제전환국가의 사회보험변화와 남북한 사회보험 통합에 대한 시사점 신동호

□ 제9권 제3호 (1998. 10)
· 미, 영의 보험감독 기본방향 및 감독체계의 변화와 시사점 한기정
· 독일의 보험감독 기본방향 및 감독체계의 변화와 시사점 최병규
· 우리나라 보험감독법 체계의 현황과 문제점 및 개선방향 조해균
· 기업환경변화에 따른 생명보험회계제도 개선방안 김호중
· 데이터 마이닝을 이용한 자동차사고 다발자 성향분석
최대우, 박일용, 박헌진
· 생명보험회사의 성격변화와 위험관리방향 류건식
· 자동차대인배상책임보험제도의 일원화에 관한 소고 김광국

□ 제10권 제1호 (1999. 1)
· 구조조정 이후 보험사의 경영전략 권영준
· 구조조정 이후 보험제도의 선진화 방향 김성재
· 구조조정 이후 보험계약자 보호 강화방안 이봉주
· 보험사의 스톡옵션 효율성에 관한 연구 박상범
· 생명보험회사의 현금흐름 개선방안 권영한
· 재보험에 있어서 원보험수익자의 직접청구권 장덕조
· 통일한국의 사회보장체계 통합모델에 관한 연구 김제성

□ 제10권 제2호 (1999. 7)
· 신회계제도의 의의 및 향후과제 김호중
· 신회계제도의 도입에 따른 재무전략 윤형모
· 신회계제도의 도입에 따른 마케팅 전략 양희산
· 생명보험회사 가치평가에 관한 이론적 고찰 박상래
· 보험감독목표에 부합된 보험회사 경영평가제도

확립방안에 관한 연구 조해균
· 우리나라공제제도의 문제점 및 감독체계 개선방안 정봉은
· 홍수재해지도의 작성 및 활용방안 김양수

□ 제10권 제3호 (1999. 12)
· 국내보험시장 개방의 평가와 보험산업의 경쟁력
-제고방안: 가격경쟁력을 중심으로- 조강필
· 신금융기법과 보험회사의 리스크관리 오평석
· 금융기관의 신용위험관리방안: 국내 보험사로의 적용 이승우, 반준화
· 장기간병보험의 활성화를 통한 노인복지의 개선 박상범
· 미래소득흐름 예측을 위한 적정 시계열분석모형 김주동, 마승렬
· 자동차배상책임보험의 무과실화를 중심으로 정병대
· 정보기술의 발달과 보험 비즈니스 모델의 변화 박주석

□ 제11권 제1호 (2000. 3)
· 영국 생명보험산업의 방카슈랑스의 규모의
경제와 비용보완성에 관한 연구 정세창
· 모럴해저드의 경제학적 이해 및 효과적 대응수단 연구
-법제적 측면의 인프라 구축방안을 중심으로- 안철경
· 투자리스크 보험자로서 금융매체의 역할: 예금기관을 중심으로 오기석
· 선택적 복리후생제도의 도입에 따른
생명보험기업의 역할에 관한 실태조사 정영동
· 공,사연금의 균형적 발전 필요성 및 노후소득보장체계 구축방향 윤석명

□ 제11권 제2호 (2000. 10)
· 기업 퇴직금의 미적립 부채규모 추정과
연금보험 전환에 관한 연구 최병호, 조준행
· 임원배상책임보험의 면책사유에 대한 비교연구 김원기, 박수영
· 상호위험분담계약을 통한 보험산업의 지급보증에 관한 분석 오평석
· 해상적하보험에서의 담보범위 및 부보금액에 관한 연구 박석재
· 국제 금리 동조화 현상의 시계열적 분석:
한국, 미국, 일본을 중심으로 정석영

□ 제11권 제3호 (2000. 12)
· 임원배상책임보험 활성화의 법적과제 김선정
· 다수보험계약과 고지(통지)의무위반에 대한 기존 해석의 비판
-상해보험약관의 해석을 중심으로- 박세민
· 자동차보험 No-fault 제도의 효율성 연구 -확률지배이론적 접근- 마승렬
· 몬테칼로기법을 이용한 손해액 추정 강중철

· 체신보험에 대한 규모의 경제성 분석 및 제도개선에 관한 소고 정재욱
· A Comparative Study on Productivity and Efficiency -Japanese and the US Non-Life Insurance Industries- 김재현

□ 제12권 제1호 (2001. 3)
· 생명보험회사의 부채평가모형에 관한 연구 이상림
· 인공신경망모형과 전통적 모형의 국내 주식시장 변동성 예측력에 대한 비교연구 김헌수, 김광용
· 경험적 베이즈 신뢰도 모델의 가중치 부여 방법에 대한 실증적 고찰 이강섭, 이희춘
· An Application of the RBC Requirements to P/L Insurer Insolvencies Worldwide 정중영
· The Long-Run Fisher Effects in Korea 정석영, 이종걸

□ 제12권 제2호 (2001. 9)
· 국내손보산업의 언더라이팅주기 분석 및 시사점 김동훈,이기형
· 순할인율 모형에 적용할 기초소득 수준의 결정 마승렬
· 손해방지의무의 위반과 해상보험자의 보상 윤일현
· 소비자 니드 변화와 보험회사의 상품 및 판매전략에 관한 연구 -표적고객 선정을 중심으로- 정세창
· 데이터마이닝 기법의 성과평가 및 새로운 위험분류측정에 관한 실증적 연구 김광용
· 범국가적 차원의 보험사기 대처방안에 관한 연구 조해균, 양왕승

□ 제12권 제3호 (2001. 12)
· 보험계약상 고지의무와 인과관계 전우현
· 비상위험준비금의 정보가치에 대한 실증적 연구 심규영, 이봉주
· 기업의 보험수요와 손보사의 기업보험전략에 관하여 정병대
· 보험사를 위한 Web-based Marketing 이훈영,임민형
· 로버스트 신뢰도모형 강중철

□ 제13권 제1호 (2002. 3)
· 상해보험에서 '상해로 인한 사망' 의 경우 이경재
· 변액보험계약체결시 부당설명한 보험자의 법적 책임 -일본의 경험을 중심으로- 김선정
· 자동차보험 가격자유화에 따른 판매채널 및 상품 경쟁력 강화 방안 정중영
· 보험기업의 FP의 활성화 방안에 관한 탐색적 연구 권금택
· 국내 보험업의 e-Business 발전 단계에 관한 연구 박주석,이수연

□ **제13권 제2호 (2002. 9)**

- 손해보험산업의 적정수익률 결정방법에 관한 연구 — 김동훈, 이기형
- 보험종목별 소비자의 컨조인트 선호 분석과 표적고객 — 정세창
- 보험회사의 수평적 리스크관리 평가체제 분석 — 정석영, 류건식
- 국제기업 연금회계기준의 연금계리적 평가 — 성주호
- 손해배상액의 정기금 지급방법에 관한 연구 — 마승렬

□ **제13권 제3호 (2002. 12)**

- 생명보험산업의 이윤변화분해 — 지홍민
- 업소장의 리더십유효성에 관한 실증연구 — 오기석, 우승찬
- 보험중개인의 엄격한 책임과 그 완화에 관한 연구 — 전우현
- 국민건강보험과 민간의료보험의 균형적 발전방향 — 김원식
- 인공신경망모형을 이용한 KOSPI 200 선물의 가격결정에 관한 연구 — 김헌수, 김광용, 정대용

□ **제14권 제1호 (2003. 4)**

- 생명보험사의 예정이율 및 가격변동리스크평가 — 류건식, 천일영
- 해상보험계약상 보험료 미지급과 보험자의 보상책임 — 이재복
- 국내 손해보험사의 경영평가와 시사점 — 정중영
- 보험회사에 대한 방카슈랑스 도입 효과 및 시사점 분석 — 정세창, 이정환

□ **제14권 제2호 (2003. 9)**

- 변액보험제도의 법적 문제에 관한 연구 — 맹수석
- 「자동차손해배상보장법」상의 '운행' 및 '운행기인성' 개념에 대한 소고 — 박세민
- 자동차보험약관에 관한 한·중 비교 — 남원식
- 비통계적 링크분석을 활용한 보험사기의 효과적 적발방법 연구 — 김헌수
- 공적연금재원조달에 관한 거시경제학적 접근법과 계리학적 접근법의 비교 연구 — 성주호, 최기홍

□ **제14권 제3호 (2003. 12)**

- 정보가 비대칭하는 보험시장에서의 오프라인과 온라인 보험의 경쟁에 관한 경제학적 분석 — 이윤호
- 신채널 규모 예측과 소비자 만족도 및 채널선호 원인 분석을 통한 보험판매채널 전략 — 정세창, 안철경
- 국내 손해보험회사 발전 방안 — 정중영, 김형도
- 퇴직연금 기금운용의 규제 및 감독방안 — 류건식, 이태열
- 국민연금 재정계산과 재정안정화 방안 연구 — 김용하

□ 제15권 제1호 (2004. 3)
· 생명보험회사의 복합성과변수와 특성에 관한 연구 정세창
· 손해보험산업의 준범위의 경제 측정 지홍민
· 연기금 지급능력 안정성을 위한 장기 상각 전략 방안 성주호
· 감성지능과 보험설계사의 영업성과에 관한 소고 오기석, 우승찬
· 산업재해보상보험제도의 현안과제 신수식

□ 제15권 제2호 (2004. 9)
· 생명보험회사의 재무비율을 이용한 재무건전성 평가모형의 유용성에 관한 연구 박한구
· 퇴직연금 규제감독체계에 관한 보험회사의 인식실태분석 류건식, 이태열
· 국내 공적 장기간병보험제도 도입에 관한 연구 류성경, 신기섭
· 도시근로자가구의 보험가입 및 저축결정에 영향을 미치는 요인들에 관한 비교연구 임병인

□ 제15권 제3호 (2004. 12)
· 생명보험회사의 예정이율 결정 방법에 관한 연구 마승렬,박상범
· 방카슈랑스 도입의 정책목표에 따른 평가 및 제도개선 신문식
· 우리나라 국민연금의 보험수리적 구조 최기홍
· Heuristic Projections of Solvency and Contribution Risks Due to Non-Stationary Stochastic Rates of Return 성주호

□ 제16권 제1호 (2005. 3)
· 생명보험회사의 역모기지론 운용리스크 분석 성주호, 김준석
· 손해보험회사의 배당성향 결정요인 연구 김재현
· 우리나라 근로자의 퇴직연금 선호요인 분석 류건식, 정석영
· 퇴직연금제도의 문제점과 발전방향 김원식
· Key Ethical Issues and Hindrances to Ethical Behavior in Insurance Industry 이봉주, 이경룡, 이한덕

□ 제16권 제2호 (2005. 9)
· 산업자본(보험)의 은행소유 제한 정책의 타당성 검증 류근옥
· 보험가입자의 연성 보험사기 행위에 대한 실험 분석적 검토 김헌수
· 자연재해위험의 위험분산과 정부의 역할에 대한 연구 신동호
· 주가지수연계연금의 현재가치 및 손익분기 배당참여율 측정 지홍민
· 보험계약자의 행동적 반응에 근거한 생명보험서비스 평가 오기석

□ **제16권 제3호 (2005. 12)**

- 보험설계사의 직무동기와 직무특성이 일-가족 갈등 및 스트레스에 미치는 영향 — 한주희
- 방카슈랑스와 소비자 편익 제고 -역경쟁과 결합판매 과제- — 이상제, 정재욱
- 홈쇼핑 보험광고에 대한 소비자 인식과 소비자문제 — 김경자
- 국민·퇴직·개인연금의 소득계층별 노후소득보장 효과 — 임병인, 강성호

□ **제17권 제1호 (2006. 3)**

- 생명보험회사의 설립형태 및 규모별 생산성 변화추이 분석 — 신종각
- 소비자 특성별 채널 선호 분석 및 손해보험 상품별 판매전략 — 정세창, 유효상
- 민영건강보험 가입자의 상품정보 획득특성과 만족도 연구 — 김재현, 김헌수
- 국민건강보험과 민간건강보험간 역할 재정립 방안 — 오영수
- 개인연금 가입 결정 및 가입상태 변화 분석 — 전승훈, 임병인, 강성호

□ **제17권 제2호 (2006. 10)**

- 확률지배이론으로 분석한 위험성의 증가와 최적손실통제 — 홍순구
- 개인연금에 대한 소득공제의 수익률효과 분석 — 정요섭
- 주택가격과 금리 시계열의 순환주기와 역모기지 리스크 — 김갑태, 마승렬
- DEA 방법을 이용한 수익증권의 효율성 분석 — 지홍민, 권수연

□ **제17권 제3호 (2006. 12)**

- 예측급여적립방식에 의한 근퇴법상의 연금부채 평가 — 성주호
- 공정가치회계 도입시 이원분석 — 장이규
- 타인의 사망보험에서 피보험자의 동의 흠결시 법적 효과에 관한 연구 — 한기정

□ **제18권 제1호 (2007. 3)**

- 방카슈랑스 도입에 따른 생명보험회사의 비용효율성 및 생산성변화 연구 — 김재현
- 개인연금 불입액의 가처분소득 탄력성과 세제혜택 — 전승훈, 강성호, 임병인
- VaR 모형을 이용한 이행보증보험의 보증한도에 대한 연구 — 차일권
- 국민연금 가입자의 Markov Chain 보험료 기여 모형 — 최기홍
- Identification of Insurer Insolvencies Using the Cox Proportional Hazard Model — 이석호

□ 제18권 제2호 (2007. 7)

· 금융투자업법의 제정이 보험업법 개정에 미칠 영향
-영업행위규제를 중심으로- 한기정
· 영국보험시장에서 슬립의 역할과 법적 지위 이우영
· 기대의존성과 다수위험하의 베르누이원칙 홍순구
· 동태적패널모형을 이용한 손해보험의 위험인수주기 분석 최영목
· 확률적 프런티어 방법론을 이용한 손해보험사의 기술효율성 측정 지홍민

□ 제18권 제3호 (2007. 11)

· 보험산업 신뢰도제고 방안에 관한 연구 이순재, 정중영
· 생명보험회사의 자산배분 결정요인 최영목
· 국내 생명보험회사의 파생상품 이용 결정 요인 이경희
· 퇴직연금제도의 도입 실태와 향후과제 -고용주 서베이- 김원식, 신문식

□ 제19권 제1호 (2008. 3)

· 퇴직연금제도의 재무건전성규제 비교 류건식, 이경희
· 전화판매 민간의료보험의 정보제공 실태 이원영, 홍지영
· 국제선박보험약관(International Hull Clauses)의 도입과 주요특징에 관한
고찰 - 국제선박보험약관(2003년)과 협회기간약관(1983년)과의
비교분석을 중심으로- 이재복

□ 제19권 제2호 (2008. 7)

· 자기부담금 보험계약과 Mossin 정리
-자산가치변동위험과 손실위험이 공존하는 경우- 홍순구
· 방카슈랑스 효과와 생명보험회사의 경영전략 정세창, 송영효
· 기온확률모형에 근거한 날씨보험의
가격결정에 대한 연구 이창수, 권혁성, 하홍준
· 풍수해보험의 의무보험화를 위한 정책 과제 신동호
· 유해산출물을 고려한 생명보험회사의 효율성 연구 정재욱, 김재현
· Testing for the Presence of Moral Hazard in the Automobile
Insurance Market using the Mixed Proportional Hazard Model 이용우

□ 제19권 제3호 (2008. 11)

· 상호저축은행의 소유·지배구조가 경영성과 및
위험도에 미치는 영향 전선애, 이민환

· 우리나라 펀드 시장의 토너먼트 현상 연구 고광수, 하연정
· 인구고령화가 인적자본 투자 및 금융시장에 미치는 영향 김기호, 유경원
· 산업재해보상보험 급여체계의 적정성 분석 마승렬, 김명규
· 국민연금자산이 개인연금자산 보유행위에 미치는 영향과 정책시사점 전승훈, 임병인
· 교차모집에서 설계사의 보험회사 선택에 영향을 미치는 요인 분석 정세창, 안철경
· 이중일반선형모형(DGLM)을 이용한 자동차 보험요율 추정 최우석, 한상일
· 경제변수가 생명보험 해약률에 미치는 영향 최영목, 최원

□ 제20권 제1호 (2009. 3)
· 생명보험회사의 위험률 차익률 결정 요인 분석 이경희, 서성민
· 보험소비자의 충성도에 영향을 미치는 요인 연구 안철경, 권오경
· 퇴직연금 회계기준의 국제 비교 및 영향 분석 류건식, 이봉주
· 기후변화와 가계의 위험관리 노용환, 유경원
· 기업의 문화예술 지원활동(메세나)과 조직 동일시의 관계 메커니즘 고언정, 한주희

□ 제20권 제2호 (2009. 7)
· 기대효용함수를 활용한 종신연금의 가치 분석 여윤경, 양재환
· 확정기여형 퇴직연금 가입자의 급여 리스크 분석 성주호, 이경희
· 생명보험신탁의 법적 문제에 관한 고찰 한기정
· 온라인전용 손해보험회사의 경영효율성 분석 양해일, 이재복
· 보험회사의 해외직접투자 결정요인 분석 서대교, 신종협
· An Analysis of Market Exit Forms and Decision Factors 김헌수, 권욱진
· Money, Credit, and Opportunity Costs 최형선

□ 제20권 제3호 (2009. 11)
· 보험계약자의 최적 손실포트폴리오 및 자산포트폴리오에 미치는 부의 효과 홍순구
· 내생적 시간게임을 활용한 생명보험회사의 상품 판매경쟁 분석 이민환, 최강식
· 한국을 포함한 보험선진국의 보험수요 결정요인 분석 신종협, 서대교
· 스왑 스프레드 역전 현상과 채권시장의 효율성 원승연, 한상범
· 경기침체의 국가간 파급경로 이항용, 홍기석, 홍유화
· 국민연금의 소득조사(earnings test) 기준 변경이

근로유인에 미치는 영향 권혁진, 김대철
· 연금보험료 소득공제의 사회후생효과 분석 강성호
· 가계의 적립식펀드와 거치식펀드 투자 행동 주소현

□ 제21권 제1호 (2010. 3)
· 시장금리의 변화가 생명보험회사의 투자수익률에 미치는 영향 최영목, 황진태
· 개인의 민영건강보험과 개인연금 선택간의 관계연구 이창우
· 보험대리점에 대한 감독법적 개선방안에 대한 고찰 전우현
· 주택관련대출의 가계소비 구축효과 분석 임병인, 강성호
· Obesity and Employer-Provided Health Insurance 김대환
· Long Memory and Structural Breaks in Extreme Value Estimators 권용재

□ 제21권 제2호 (2010. 7)
· 종신연금과 종신보험의 사망 리스크 헤징 포트폴리오 전략에 관한 연구 성주호
· 자동차보험 자기차량손해담보 미가입자 특성분석에 따른 가입강화 방안 연구 강기훈, 기승도
· 금융기관의 퇴직연금사업 효율성 연구 김재현
· 보험회사 자산관리서비스 확대 유인 검토 진익, 김동겸
· Reexamination of Forward Premium Anomaly in Foreign Exchange Markets Allowing for Realized Volatility and Jump Process 한영욱
· The Asset Price and Investment Technology 유진아

□ 제21권 제3호 (2010. 11)
· 거시경제변수가 변액보험 초회보험료에 미치는 영향에 관한 분석 황진태, 서대교
· 한국과 독일 산재보험 보험료 산정 방법 비교를 통한 개선방안 김상호
· 생명보험 정산거래와 한국 보험시장에서의 가용성 김석영, 김해식
· 금융상품의 불완전판매와 입증책임의 역할 이윤호
· 국민연금 가입자를 대상으로 한 개인종신연금의 효용가치 분석 양재환, 여윤경
· 가격제한폭의 가격발견지연효과 및 이를 고려한 투자패턴 분석 최우석, 한상일

□ **제22권 제1호 (2011. 2)**

- 선형혼합효과모형을 이용한 자동차보험 사고유형별 손해액 탄력성 분석 — 강기훈, 기승도
- 평균·분산모형으로 분석한 보험과 투자의 상호연계성 — 홍순구
- 국내 주식형펀드의 특성과 펀드성과 간의 관계에 대한 연구 — 윤봉한, 이세우
- Noise Trading Channel and Timing of Effective Central Bank Intervention — 전종병
- Potential Sources of the Long Memory Property in the Volatility Process of Daily KRW-USD Exchange Rates -Jumps and Structural Breaks- — 한영욱

□ **제22권 제2호 (2011. 5)**

- 변액 연금 상품의 보증 옵션 분석 — 김융희, 김창기
- 생애환자의료비 추정을 통한 노인의료비 분석 — 조용운
- 순차로짓(Sequential Logit) 모형을 활용한 기업의 퇴직연금 선호 형태 분석 — 김대환, 류건식

□ **제22권 제3호 (2011. 8)**

- 운전자의 운전 중 주의분산 행동이 자동차 사고에 미치는 영향 분석 — 기승도
- 개인은퇴준비지수에 관한 연구 — 여윤경
- 금융기관 대출행태지수로 대출금리를 예측할 수 있는가? — 임재만
- 해외 단기자금 유입과 뱅크런(Bank Runs) — 서은숙

□ **제22권 제4호 (2011. 11)**

- 국민연금의 급여 삭감이 소득수준별 개인연금보험료에 미치는 효과 — 김재호
- 우리나라 중·고령자의 퇴직결정과 재무적 유인 - 연기연금 확대방안의 효과에 대한 모의실험 - — 권혁진
- 장애와 기대여명 사이의 연관성 분석 — 우해봉
- 한국주식시장의 온라인 거래와 오프라인 거래의 가격발견 비교 분석 — 이우백, 김종오

□ **제23권 제1호 (2012. 2)**

- 변액보험의 보증준비금 평가시 확률변동성 특성을 통한 주식수익률 시나리오 적용 연구 — 노건엽
- 불연속시간체계에서 접근한 예금보험 가격결정모형 — 오기석
- 자동차보험의 확률론적 통합보험리스크 실증분석 — 조용운, 조재린
- 즉시연금보험의 특성과 가입자 선택행동 분석 — 이경희

□ 제23권 제2호 (2012. 5)

· 소파동(Wavelet)분석을 활용한 정책금리와 수익률곡선 간 관계 분석 — 박창균, 이석균
· 주가지수선물시장에서 지정가 주문의 체결과 취소에 대한 생존분석 — 한상범
· 확률모형을 활용한 교통사고 유자녀 수 추정 — 조재린, 김해식, 하형태
· 흡연이 비만에 미치는 영향분석과 건강보험에 대한 시사점 — 김대환, 이기효, 정기택

□ 제23권 제3호 (2012. 8)

· 생명보험산업에 대한 보험영업 효율성 분석 — 서대교, 황진태
· 생명보험시장에서 광고가 가격민감도에 미치는 영향 — 최영목, 김동겸
· 개인연금자산의 수요와 적정성에 관한 분석 — 여윤경, 이남희
· 경영진의 주가연계보상이 부채의 만기구조에 미치는 영향 — 박명호, 박대근, 윤정선

□ 제23권 제4호 (2012. 11)

· 경제변수가 변액연금보험과 변액유니버셜보험의 해약률에 미치는 영향에 관한 연구 — 권용재, 윤정선, 이재민
· 음이항회귀모형을 이용한 보험설계사들의 조직성과에 관한 연구 — 전희주, 안철경
· 효율적 다층노후소득보장시스템을 위한 국민연금 구조개선 방향 — 김원식
· 주가수익률 추정 모델 선택에 따른 변액 연금 최저보증준비금 분석 — 김용희, 김창기
· 보험그룹 범위 설정에 관한 연구 — 민세진, 김헌수

□ 제24권 제1호 (2013. 2)

· 리스크기준 자기자본제도의 도입이 생명보험회사의 자기자본, 자산리스크 및 경영성과에 미치는 영향 — 박경국, 최종범
· 대·중소기업 간 위험공유와 설비투자 - 금융부문의 역할 - — 하준경, 한재준
· 스왑 스프레드의 기간구조모형 — 이준희, 박수천, 김재윤
· 온라인 자동차보험의 가격효과 - 사업비율을 중심으로 - — 서대교, 황진태
· 보험회사를 대상으로 하는 예금보험 가격결정모형에 관한 소고 - 불연속시간체계하에서의 접근 - — 오기석
· 일반화 로짓과 대응분석을 이용한 GA사업모델 방향에 관한 연구 — 전희주, 안철경

□ 제24권 제2호 (2013. 5)

· 집단위험모형을 이용한 성장추세에 있는 실손의료보험리스크 측정 — 조용운, 조재린
· 세제적격 개인연금 계약자의 지급옵션 선택 분석 — 이경희

· 실손의료보험 손해액 극단값 혼합분포의 베이지언 추정 조재훈, 이근창
· KOSPI200선물 글로벌 야간시장에서 주문집계장의 가격 발견 이우백, 우민철
· 변액보험에 부과된 최저실적배당연금액
보증옵션에 대한 연구 김융희, 김창기

□ 제24권 제3호 (2013. 8)
· 베이지언 통계기법을 이용한 변액연금
보증준비금의 평가 유병학, 고방원, 권혁성
· 보험산업의 산업간 연쇄효과 분석 정기호
· 금융소비자의 변액연금 수수료 체계 선택에 관한 연구 진익
· 장수리스크 측정방식에 관한 비교 연구 김세중

□ 제24권 제4호 (2013. 11)
· 개인연금 가입결정과 유지요인에 관한 분석 김재호
· 지배주주는 언제 사회적 책임을 강화하는가? 이지혜, 변희섭
· An Exploration into the Annuity Puzzle: The Role of Health Risk,
Lack of Liquidity of Annuities, and the Value of Life 이경우
· 자동차보험 과실상계 게임 권세훈

□ 제25권 제1호 (2014. 2)
· 보험상품의 핵심상품설명서 개선효과 추정
-변액보험을 중심으로- 황진태, 변혜원, 김해식
· 주택연금이 장수리스크 감소에 미치는 효과에 대한 분석
-종신형 즉시연금과의 비교를 중심으로- 양재환, 여윤경, 김혜경
· 인덱스연금 판매를 통한 변액연금 최저보증리스크의
자연헤징 효과에 대한 연구 송창길, 이창수, 허연
· 국제주식시장 수익률 위험요인에 관한 연구 김순호

□ 제25권 제2호 (2014. 5)
· RBC를 고려한 보험회사 포트폴리오 최적화 최창희
· 통화신용정책과 거시건전성정책의 정책공조 효과 평가 주동헌
· A Method of Hedging Mortality Rate Risks
in Endowment Product Development 김창기, 최양호
· 다단계 확률론적 방법론을 이용한 변액보험의 수익성 분석 심현우

□ 제25권 제3호 (2014. 8)
· 자동차보험 계약자의 보험회사 전환 가능성 분석 전용식
· 생명보험회사 보험설계사의 조직동일시가

이직의도에 미치는 영향 정귀자, 김중인, 정세창
· 기업 업력과 정부소유 은행과의 관계 이상욱
· 정액형 민영의료보험이 입원일수에 미치는 영향 이창우

□ **제25권 제4호 (2014. 11)**
· 국민연금 연금자산이 개인의 예상소득대체율에 미치는 영향 분석
-추정 방법론을 중심으로- 김헌수, 최기홍
· 암 위험인식과 암보험 가입 -역선택 가능성- 김대환
· Hidden Effect of monetary Surprises on US Unemployment 유재인
· 사회적 책임 활동, 배당정책과 기업가치 이지혜, 변희섭

□ **제26권 제1호 (2015. 2)**
· 고지의무 위반과 사기적 보험계약 김성완
· 손해보험사의 출재는 과다한가? -RBC 규제에 기초한 분석- 김헌수, 김석영
· CEO의 평판 관리에 대한 인센티브와
기업의 사회적 책임에 대한 연구 강상구, 임현일
· 연금재정상황을 고려한 퇴직급여 지급보증가치에
관한 연구 최경진, 한동, 성주호

□ **제26권 제2호 (2015. 5)**
· 레버리지를 활용한 확정급여형(DB) 퇴직급여제도의
부채연계투자(LDI)전략 정도영, 성주호
· 손해보험회사 지급준비금 적립형태에 관한 실증연구 오창수, 변재웅
· 이익 공시에 대한 주가 지연 반응(PEAD)의
확률할인요소 위험조정을 이용한 실증 검증 정찬식, 김순호
· 건강보험의 질병 간 비용부담의 형평성 제고 방안 김대환

□ **제26권 제3호 (2015. 8)**
· 거래승수 인상에 따른 일중 KOSPI200 옵션거래활동과
현물 시장 변동성간의 관계 분석 이우백
· Cheap Talk으로 제시된 비대칭 정보와 위험회피 성향, 그리고
불확실성 하에서의 의사결정 시간: 실험경제학적 접근 박범조, 조홍종
· 지배주주 지분율과 기업의 위험추구행태: 경쟁위협의 규율효과 이지혜, 변희섭
· 생명보험계약과 피보험이익의 재검토 이정원
· IFRS4 도입에 따른 보험감독제도 운영방안 오창수

□ **제26권 제4호 (2015. 11)**
· 통화정책 효과의 지역적 차이에 대한 분석 김기호, 유경원

· 보험시장의 건전한 발전을 위한 비전속대리점의 책임성 및
전문성 강화 방안 정세창, 김은경, 김헌수
· 공무원 일실이익의 합리적 산정방법 연구 마승렬
· 기업의 사회적 책임과 주가급락 위험에 관한 연구 강상구, 김학순, 임현일
· 생애사건이 가구의 보험보유상태 변화에 미치는 영향 분석 오승연, 송윤아

□ 제27권 제1호 (2016. 2)
· 소득계층별 위험금융자산투자의 결정요인 분석 임병인, 윤재형
· 포아송 로그-이중선형 모형을 이용한 한국 남성 사망률의
베이지안 추정 및 활용 황지연, 고방원
· 국제회계기준(IFRS)하에서의 이율보증평가
- 동적해지율 적용을 중심으로 - 오창수, 박규서
· Optimization of Dynamic Guaranteed Minimum Return,
Investment And Reinsurance Strategy By Balancing the Risks
And Benefit of Both Insurers And Consumers
Hong Mao, James M. Carson, Krzysztof M. Ostaszewsk
· The Performance Evaluation on the General
Procedure for Forecasting Mortality 이상일

□ 제27권 제2호 (2016. 5)
· Households Debts and Financial Market Participation in Korea 최원호
· 생명보험산업의 연대적 성격에 관한 질적 연구 김헌수, 김재현, 김기덕
· 인구변화를 고려한 자동차보험 요율 최적화 장봉규, 최창희
· 상품 다각화가 보험회사의 수익성에 미치는 영향
- 국내 생명보험회사를 중심으로 - 남윤미, 변혜원

□ 제27권 제3호 (2016. 8)
· 고령 연금수급자 소득대체율에 대한 재고찰
- 고령소비자물가지수 연동을 중심으로 - 박준범, 성주호
· 자동차손해배상보장법상 압류·양도 금지 조항에 관한 소고 김성완
· 생명보험회사의 파생상품 활용과 경영성과 변희섭, 조영현
· 손해보험회사의 지급여력비율과 경영효율성의
가치관련성에 관한 연구 조석희

□ 제27권 제4호 (2016. 11)
· 한국과 일본 시장에서 주가지수, 국가 CDS 스프레드 및
변동성지수 간의 선·후행 관계 강내영, 박윤정, 현정순
· 건강상태가 가계 금융자산 포트폴리오 결정에 미치는
영향 연구 이창우, 전성주

· The Linkages among Insurance, Banking Credit and Stock Markets in G7 Countries - Evidences from Long- and Short-run Perspectives - Guan-Chun Liu, Chien-Chiang Lee
· IFRS4 2단계하에서의 유동성 프리미엄을 반영한 할인율 추정에 관한 연구 오세경, 박기남, 최시열

□ 제28권 제1호 (2017. 2)
· Stopping Rule을 이용한 자동차보험 위험집단 구분 및 적정 손해 수준 추정 김명준, 이상준, 김영화
· IoT 기반 스마트 백킹서비스의 인지된 보안과 신뢰가 서비스 이용확산에 미치는 영향에 대한 실증 연구 -대학생을 중심으로- 허연, 임세헌
· 우리나라 생명보험 판매채널의 보험회사 특성별·보험모집방법별 유지율기준 적합성분석 - 독립채널과 전속채널을 중심으로 - 이근창, 오기석
· 조세피난처 투자자가 투자 기업 및 주식시장에 미치는 영향 정호성, 김순호

□ 제28권 제2호 (2017. 5)
· 한국경제에서 Forward Guidance 정책효과 추정방안 모색 주동헌
· 방카슈랑스채널이 사망보험금 지급에 미치는 영향 분석 오창수, 정희문
· 자기부담금 보험계약의 보험수요에 관한 연구: 무보험, 일부보험 및 전부보험의 보험료 조건 홍순구
· CDS에 내재된 Q-P 비율에 관한 연구 김정무, 박윤정

□ 제28권 제3호 (2017. 8)
· 외제차 증가가 자동차보험 손해율에 미치는 영향 분석과 정책적 시사점 김대환, 김헌수
· IFRS17 도입에 따른 종신보험의 보증형태별 보증비용 및 수익성 분석 오창수, 은재경
· 혼합복점시장에서 R&D 리스크의 선택과 민영화 이상호
· 정년연장 및 임금피크제 시행에 따른 재무적 효과 성주호, 신동건, 배상현

□ 제28권 제4호 (2017. 11)
· 보험설계사 이직 요인과 정착률 제고 방안 안철경, 정세창
· 이사회의 적극적인 감시기능은 항상 주주가치를 개선시키는가? 이지혜, 변희섭
· 확률지배를 활용한 DC형 퇴직연금의 목표연계 투자전략 김용태, 성주호, 정도영
· 국제회계기준하의 보험계약부채 공정가치 산출에 관한 연구 오창수

□ 제29권 제1호 (2018. 2)
· 보험사 신뢰, 미디어 노출, 심리요인이 상해보험의 구매의향에 미치는 영향 — 이찬희, 김호일
· IFRS 17의 계약자행동을 반영한 금리연동형보험의 GMSB 비용 분석 — 오창수, 김수은
· 고유변동성과 기대수익률의 횡단면 관계 검증: Carhart(1997) 4요인 모형을 중심으로 — 옥영경, 김정무

□ 제29권 제2호 (2018. 5)
· 무수익여신 상승률의 결정요인과 실물 경제로의 전달 효과 — 이인로, 이웅기
· Markov 전환율을 활용한 자영업자 생애근로유형별 연금소득대체율 추정 — 강성호, 류건식
· Corporate Cash Holdings and the Effect of Chaebol Affiliated on the Implied Cost of Equity Capital: Evidence from Korea — Hongmin Chun
· 유가증권시장과 코스닥시장 간 신규공모주 저가발행 차이는 존재하는가? — 송치승

□ 제29권 제3호 (2018. 8)
· 보험투자자의 매매가 주식시장에 미치는 영향 — 우민철, 김지현
· IFRS 17 보험부채의 할인율 추정에 관한 연구 — 오세경, 오창수, 박소정, 최시열, 박기남
· 연금저축 세제혜택 세액공제 전환에 따른 연금저축 납입행태 변화 분석 — 정원석
· 소비자보호를 위한 보험상품 불완전판매 감소 정책 — 정세창, 안철경

□ 제29권 제4호 (2018. 11)
· 생명보험사의 채널다각화가 신계약 성과에 미치는 영향 — 이경희, 안철경
· 제3보험의 해약 결정요인에 관한 연구 — 오창수, 권나연
· 국제회계기준(IFRS17)하에서의 사망률 위험조정 평가 — 박규서, 김세중
· 음이항회귀모형을 이용한 보험고객과 설계사의 관계설정이 보험 구매에 미치는 영향 — 박복희, 전희주

□ 제30권 제1호 (2019. 2)
·종신보험 해지율과 거시경제변수 간 장기 시계열 관계에 대한 연구 — 황진태, 서대교
·민영보험 가입 여부에 따른 당뇨 유병자의 건강관리 차이 분석 — 김송희, 김용희
·IFRS 적용을 위한 종신보험의 보험계약부채 공정가치 산출에 관한 연구 — 오창수, 정종국

·고령층의 민영건강보험 수요결정요인과
잠재적 수요 분석 강성호, 김대환, 이순재

□ 제30권 제2호 (2019. 5)

·DNS 모형을 통한 금리 충격 시나리오
산출 및 분석 태현욱, 노건엽, 김병준, 장봉규, 박경국
·Exchange Option Pricing Approach to
Deposit Insurance Premium for Korean
Life Insurance Jooho Sung, Daehwan Kim, Donghwa Lee
·산업경쟁도가 기업의 보험수요에 미치는 영향 송윤아
·IFRS 17하의 확률론적 해지율 모형에 관한 연구 오창수, 송상욱

□ 제30권 제3호 (2019. 8)

·은행 및 기업의 자기자본 충격이 경기변동에 미치는 영향 주동헌
·연금저축상품 성과 분석: 수익률 및 수수료를 중심으로 이경희, 김세중
·가족기업의 친족등용에 관한 연구 강형철, 변희섭
·Long Memory Volatility and Bernoulli Jumps
in Daily Crypto Currency Prices Young Wook Han

□ 제30권 제4호 (2019. 11)

·주택연금의 가입연령별 재무적 가치 분석 최경진, 성주호, 성기환
·저축은행의 보호예금자비중과 부도위험:
대표이사와 사외이사의 사회적 관계 및 학문적 전문성 하성수, 김학건
·위험회피성향과 보험수요의 이론 및 실제 김대환
·구조방정식을 이용한 보험영업사원의 고객관계 형성 유형이
고객몰입에 미치는 영향 분석 김현민, 전희주, 박찬욱

□ 제31권 제1호 (2020. 2)

·Understanding the Effects of
Unanticipated Future Monetary Policy Shocks Joonyoung Hur
·기업의 사회적 책임과 상품차별화된 시장의 R&D 리스크 선택 이상호, 조수미
·금융·거시경제변수들의 한국 주식수익률 예측가능성 검정
- 표본 내 검정과 표본 외 검정 결과 비교를 중심으로 - 전성주
·Stock Return, Volume and Volatility
in the EGARCH model Yi Jiang

□ **제31권 제2호 (2020. 5)**

·법인소유저축은행의 실질적 개인소유자가
여신집중에 미치는 영향: 피저축은행 근무경험을 중심으로 하성수, 김학건
·주택수요 감소가 거시경제에 미치는 영향:
중소기업 대출형태 변동을 중심으로 임태준
·Time-of-Day Pattern and Long Memory Volatility
in High Frequency Foreign Exchange Rates
across Trading Time Zones Youngwook Han
·주관적 기대수명에 따른 성별 개인연금 수요 분석 이창선

□ **제31권 제3호 (2020. 8)**

·'보험금융연구' 30년 연구 동향 리뷰: 제100호 출간을 기념하며
이봉주, 서대교, 황진태
·신탁방식 주택연금 확대를 위한 정책적 연구 최경진, 전희주
·미국 손해 보험회사의 상품다각화가
파생상품 활용에 미치는 영향 송인정, 홍충완
·변액연금보험 가입 결정요인 분석 이경희, 최장훈
·자동차보험 부상 합의금 지급 사례 분석: 경미사고를 중심으로 전용식
·최적 포트폴리오의 개선: 새로운 상관행렬 개선방법 엄철준

□ **제31권 제4호 (2020. 11)**

·투자자-국가 간 소송제도(ISD)에 대한 연구:
엘리엇 사례를 중심으로 양철원
·Determinants of the Reinsurance Decisions
of Korean Life Insurance Companies Hyunjee Park, Wook Sohn
·보험투자자의 투자전략 분석 우민철
·Hedging and Firm Value: Evidence from
US Property-Liability Insurance Companies Sangyong Han

□ **제32권 제1호 (2021. 2)**

·컨소시엄 블록체인의 보험산업에의 활용과 법적 문제:
공정거래법 위반 행위를 중심으로 이창규
·주택연금 활성화를 위한 주택연금 이용자의 만족도 연구 최경진, 전희주
·국제회계기준 도입과 신종자본증권 발행:
생명보험사와 손해보험사를 중심으로 류두진, 유진영
·공적연금 수령이 건강 행태에 미치는 영향 김대환, 강중철

□ 제32권 제2호 (2021. 5)
·소유-지배 괴리도, 외부 경영통제수단과 사회적 책임 활동 강상구, 변희섭
·부분적 청구경력 고지 간소화에 따른
건강보험 요율 차등화에 관한 연구 심현우, 임형기, 최양호
·재보험 출재요인의 장단기 영향 분석: 특종보험을 중심으로 송윤아
·서민형 개인종합자산관리계좌(ISA)가
저소득층 금융투자에 미친 영향 김영민, 정원석
·부채의 유입과 유출을 이용한 가계부채 변화요인과 영향 연구:
차주별 신용패널 데이터를 중심으로 유경원, 이상호, 황진태

□ 제32권 제3호 (2021. 8)
·보험료 납입에 대한 동적 계약자행동
-변액유니버설종신보험의 GMWB와 GMDB를 중심으로- 심현우, 박성순, 최양호
·동학개미운동에 대한 이론경제학적 분석 정한나, 김상기
·심리변수가 손해보험 소비자의 의사결정에 미치는 영향:
위험회피수준 및 댓글감성을 중심으로 김세완, 구지현, 임소연, 김영민
·국민기초생활보장제도 보장확대 정책의
거시경제효과 이정택, 임태준
·보험회사의 매도가능금융자산을 통한 이익조정
-보험영업이익을 중심으로- 최 원, 강병민

□ 제32권 제4호 (2021. 11)
·공적연금제도 종류별 형평성 분석과
연금개혁에 대한 정책적 시사점:
국민연금과 공무원연금을 중심으로 김대환, 최경진, 손성동
·보험계약자 등의 고지의무와 사기죄의 성부
-대법원 2019. 4. 3. 선고 2014도2754 판결 이정원
·Corporate Environmental Responsibility
and Credit Ratings Haksoon Kim, Hyung Cheol Kang, Hee Sub Byun
·B2B 산업과 B2C 산업 간 기업의 사회적 책임과
주가급락 위험에 관한 연구 최금화, 강상구

□ 제33권 제1호 (2022. 2)
·신용평가업에 대한 규제강화는
기업 신용평가의 질을 향상시켰는가? 양철원
·가계부채 보유와 보장보험 가입 간 관계분석 이경희, 강성호
·Analysis on Asymmetric Tail Dependence
of Portfolio Returns Kyungjin Park, Hojin Lee
·잉여금 리스크패리티를 활용한
DB퇴직연금제도의 자산배분전략 실증분석 곽도현, 성주호

□ **제33권 제2호 (2022. 5)**

·손해보험회사의 지급준비금 오차율과
내부자본시장에 관한 실증 연구 — 송인정, 양용준

·美國 Insider Trading 法理의 形成 過程에 대한 考察
- 1909년의 Strong v. Repide 判決부터
2022년의 Insider Trading 成文化 시도까지 — 최자유

·Corporate Innovation and Maturity
Structure of Debt — 최종범, 김동겸

·통화정책 운영체제별 정책효과 비교, 분석 — 허준영

□ **제33권 제3호 (2022. 8)**

·금융이해력, 거주지와 개인연금 및
보장성 보험 가입의 관계 — 손준호, 박소정

·공유된 임의효과를 고려한
다중 위험 보험의 요율에 관한 연구 — 전옥현, 정힘찬, 최양호, 심현우

·손해보험회사의 리스크 특성과
회계정보의 가치관련성 — 조석희

·국민건강보험 빅데이터를 활용한
치아보험 요율 차등화에 관한 연구
: 치아우식증, 치주질환을 중심으로 — 전희주, 최경진

□ **제33권 제4호 (2022. 11)**

·지배주주의 사적이익추구 유인과 기업의 부도 가능성:
소유-지배 괴리도와 부도거리의 관계 — 변희섭

·Cox-비례위험모형을 이용한 주택연금 가입자의
사망해지 위험 영향요인 연구:
주택연금 피보증인을 대상으로 — 최경진, 김석영, 전희주

·세제변화에 따른 연금저축과 IRP 납입행태 분석 — 정원석

·우리나라 통화수요함수의 장기균형 관계와 안정성:
ARDL 모형을 중심으로 — 황진태, 김성민

□ **제34권 제1호 (2023. 2)**

·한국금융시장의 안전자산 현황 및 수요함수 추정 — 손종칠, 주동헌

·Vine Copula 모형에 기반한
손해보험사의 손해액 통합리스크 측정 — 최양호, 안다은, 심현우

·Health Insurance Is Healthy: An Effect of
Obtaining Medicare on Self-Rated Health — 이정택

·ESG 등급과 기업의 재무적 성과 — 안현미, 정원석

□ **제34권 제2호 (2023. 5)**

- 기업의 환경책임과 정부의 환경보조금이 복점산업의 환경 R&D 리스크 선택에 미치는 영향 — 조수미, 이상호
- 사망보험계약의 전매에 관한 검토 — 이정원
- 주택연금 잠재수요자의 자가 주택 계속거주 의향에 관한 분석 — 최경진, 최건호, 전희주

□ **제34권 제3호 (2023. 8)**

- 사망보험금 역모기지제도 도입을 위한 중·고령자의 가입의향 요인 분석 및 시사점 — 최경진, 전희주
- 보험계약자의 예금보험제도에 대한 인지도와 유사시 손실분담 의향 분석 — 황순주
- 퇴직연금 적립비율 제약요건하의 재표본효율을 활용한 ALM 접근 — 성주호, 이승기, 배상현
- 금리를 활용한 통화정책의 단기적 영향 분석 — 황진태, 김성민

□ **제34권 제4호 (2023. 11)**

- 보험소비자 경험이 보험신뢰도에 미치는 영향 — 성영애, 변혜원, 김민정
- 손해보험회사의 복합성과에 영향을 미치는 요인과 관리 방안 — 정세창
- 국민연금제도의 세대 간 소득재분배 효과 분석: 사망률 개선 효과와 시장수익률 측면에서 — 이동화, 최경진, 안홍준
- 보험계약재매입(Buy-back) 가치평가와 거래 시 고려사항 — 정원석, 김규동

□ **제35권 제1호 (2024. 2)**

- Study on Short-Term Small-Value Insurance Sales of Big Tech Platform and Consumer Utility: Focused on the Self-Preferencing of the Platform — 김성균, 김규동
- 공급자 경쟁이 반려동물 진료비에 미치는 영향 — 민인식
- 퇴직연금 소득대체율 추정 — 정원석, 강성호
- 퇴직연금 수수료율 결정요인 분석: 규모의 경제를 중심으로 — 송인욱, 이경희

□ **제35권 제2호 (2024. 5)**

- 정책성농업보험의 WTO 농업협정 정합성 분석 및 운영 방안 — 최창희
- 공급자 경쟁이 노인장기요양보험 시설급여 이용에 미치는 영향 — 송윤아
- IFRS17하에서 손실부담계약을 고려한 일반손해보험의 위험조정 측정 — 노건엽
- 주거래은행이 차입기업의 퇴직연금적립수준에 미치는 영향 — 박범진

□ **제35권 제3호 (2024. 8)**

· KOSPI200 지수선물시장에서 개인투자자의 손익원천 — 우민철
· 가상자산의 증권성 판단 기준과 규제 방향에 대한 연구 — 최자유
· 은퇴 기간의 예상과 실제 — 김대환, 정창연, 이재희, 남기훈
· 가계부채 관련 규제가 은행 대출행태에 미치는 영향 분석 — 유경원

□ **제35권 제4호 (2024. 11)**

· 보험사 평판위험과 주가에 대한 연구 — 이현복
· 가상자산시장에 대한 공시 규제 도입 방안
- 외부감사 대상 법인으로의 규제를 시작으로 - — 최자유
· 공적연금 일원화에 대한 특수직역연금 가입자의 인식에 관한 연구:
사학연금 가입자를 중심으로 — 최경진·전희주
· 금융포용 향상을 위한 비금융 대안정보
활용의 법적 쟁점과 과제 — 김원신·이성엽

□ **제36권 제1호 (2025. 2)**

· 민간의료보험 유지기간에 관한 연구
: 다수준 생존분석의 활용 — 민인식
· COVID 19 기간 중 DC형 퇴직연금 가입자
적립금 운용지시 분석 — 정원석·이경희·김혜성
· 사외이사의 직업적 경력이 보험회사 금융안정성과
경영성과에 미치는 영향에 대한 연구 — 한상용·박희우
· 소액주주 의결권이 내·외부감시기구의 활동성에 미치는 영향 — 박범진

□ **제36권 제2호 (2025. 5)**

· 보험산업과 경제성장 간의 실증적 관계에 대한 연구:
생명보험을 중심으로 — 황진태·서대교
· 주택연금 가입자의 사망보험금 역모기지 가입의향
요인 분석 및 시사점 — 최경진·전희주
· 기술분석보고서 발간이 유동성과 가격 효율성에 미치는 영향 — 엄경식·강상구
· 생명보험산업의 경쟁과 효율성 — 변희섭

□ 제36권 제3호 (2025. 8)

· 민영건강보험의 사후적 역선택에 대한 실증연구 김대환·강지윤·이예인·남기훈
· 공적수출신용기관(ECA; Export Credit Agency)과의 보험계약 체결과 보험업법상 역외보험 규제 오정현
· 노후 위험 인지도 기반 개인연금 가입결정 고가망 예측모형 개발 김태진·양성병·전희주
· 국민연금의 액티브 투자전략 성과 우민철

□ 제36권 제4호 (2025. 11)

· Janus on the Roads: Extreme Temperature and Traffic Accidents Dirk Bethmann ·조재일·김경선
· 금융사지배구조법상 책무구조도의 한계와 개선방안에 관한 연구 유광재 · 정동혁 · 이상진
· The Impact of Market Concentration on Financial Stability in the Korean Non-life Insurance Industry 한상용 · 문혜정
· 확정급여제도 재측정요소가 성과-보상 민감도에 미치는 영향 박범진

『보험금융연구』 논문심사 및 편집기준

1. 목적

이 기준은 보험연구원(이하 "연구원"이라 한다)의 보험학술논문집인 『보험금융연구』의 논문심사 및 편집에 관한 모든 사항을 규정하는 것을 목적으로 한다.

2. 발간일정

가. 『보험금융연구』의 발간은 연 4회 발간을 원칙으로 한다.

나. 발간예정일은 매년 2월 28일, 5월 31일, 8월 31일, 11월 30일로 하되 필요한 경우 달리할 수 있다.

3. 편집일정

가. 투고논문 접수 (D(접수일) + 1일)

나. 심사자 결정 및 심사의뢰 (D + 7일)

다. 심사자의 심사완료 및 심사결과 보고 (D + 21일, 제3심사 진행 시 D + 40일)

라. 제 1차 논문게재 여부 결정 및 통보 (D + 25일)

마. 논문 투고자의 수정·보완 조치 및 응답 (D + 35일)

다만, 투고자의 수정·보완 후 재투고가 직전 심사결과 통보 이후 3개월 이내에 이루어지지 않을 경우 편집위원장은 이를 게재불가로 처리할 수 있다.

바. 최종 게재 결정: 편집위원회 심의

사. 이상의 절차는 편집위원장 또는 편집위원회의 판단에 따라 달리 적용될 수 있다.

4. 편집위원회의 구성 및 운영

가. 편집위원회의 구성

① 편집위원은 학계교수, 연구기관의 연구원 및 전문연구능력이 있다고 인정되는 자 중 20명 이내에서 보험연구원장이 위촉한다.

② 편집위원장은 편집에 관한 일체의 업무를 관장한다.

③ 편집위원장은 편집위원 중 편집간사 1인을 임명하고 편집간사는 편집위원장을 보좌한다.

④ 편집위원장 및 편집위원의 임기는 2년으로 하며 연임할 수 있다.

⑤ 편집위원의 투고논문에 대해서는 편집위원장이 해당 투고 논문에 한해 편집위원을 편집회의에서 제외시킬 수 있다.

나. 편집위원은 다음 각 호중 하나에 해당되는 자이어야 한다.

① 4년제 대학의 부교수 이상인 자

② 연구업적이 총 3편 이상인 자

③ 최근 2년 이내에 국내·외 학술회의에서 논문 발표자(또는 좌장, 토론자)로서의 경력이 2회 이상인 자

다. 편집위원회는 다음의 사항을 심의, 의결한다.

① 편집위원회는『보험금융연구』의 편집 및 발간 등 전반에 관한 사항을 의결한다.

② 편집 및 발간 등에 대한 주요 심의, 의결사항은 논문심사 및 편집기준 등 관련 기준의 변경, 편집방향, 심사자의 선정, 심사결과 평가 및 게재여부 결정 등이다.

5. 논문심사

가. 편집위원장은 논문 편당 심사자 2인을 선정하고『심사의뢰서(양식1)』에 의거 해당 심사자에게 논문심사를 의뢰한다. 특히 논문심사 의뢰시 투고자와 심사자간에는 서로 확인되지 않도록 한다.

다만, 편집위원장은 심사자 선정 전 투고된 논문 주제의 적합성 및 질적 수준을 평가하여 게재불가 여부를 결정할 수 있다.

나. 심사자의 자격

심사자는 다음 각 호중 하나에 해당하는 자이어야 한다. 단 논문의 특성상 필요시 전문연구기관 또는 실무 전문가에게 심사를 의뢰할 수 있다. 한편 투고자와 동일 기관 소속인 자는 심사자 선정 시 배제한다.

① 4년제 대학의 조교수 이상인 자

② 연구업적이 총 5편 이상인 자

③ 최근 2년 이내에 국내·외 학술회의에서 논문 발표자(또는 좌장, 토론자) 또는 국내·외 학회지 게재 신청논문 심사자로서 경력이 있는 자

다. 논문 심사절차 및 기준

① 심사자는 논문심사 의뢰일로부터 15일 이내에 온라인논문투고시스템(JAMS) 또는 전자우편으로『심사자 의견서(양식 2)』를 작성하여 편집위원장에게 제출하여야 한다.

② 논문 심사를 의뢰받은 심사자는 다음의 “논문심사기준”에 기초하여 해당논문을 심사하여 점수로 평가하고 “종합적인 평가등급”을 부여한다.

〈 논문 심사기준 〉

기 준	세 부 평 가 내 용	평가점수
연구의 필요성 및 기여도	- 연구의 배경과 필요성이 충분히 서술되었는가? - 연구 필요성을 뒷받침할 사실 및 근거는 적절히 제시되었는가? - 연구가 보험산업의 발전에 기여할 수 있는가? - 연구가 학문적 발전 및 다음의 연구에 기여할 수 있는가?	20점
연구의 독창성	- 연구가 새로운 연구방법론을 제시했는가? - 연구가 학술적으로 새로운 사실을 입증했는가?	30점
연구방법의 적합성	- 기존 연구성과를 충분히 검토하고 평가하고 있는가? - 연구의 목표 및 과제가 명확하게 제시되고 있는가? - 연구의 가설에 대한 입증이 일반적인 연구방법론(계량적 분석 또는 논리적 분석)에 입각하여 적절하게 이루어지고 있는가?	20점
연구결론의 타당성	- 연구결과가 현실적으로 활용가능한가? - 연구의 한계 또는 논문의 한계가 제시되었는가?	15점
논문의 체계·표현력 (원고작성원칙 준수 여부)	- 논문제목이 연구내용을 적절하게 표현하는지, 논문의 구성 및 전개가 논리적인가 ? - 연구에 대한 결과 설명 및 전달에 사용하는 문장표현이 적절한가 ? - 원고작성기준에 의거하여 논문이 작성되었는지 여부	15점

〈 논문 심사 종합 평가등급 〉

심사 종합등급 구분		평가점수
A	일부 수정 후 게재 또는 수정 없이 게재	90점 이상
B	소폭 수정 후 게재추천	80 - 89점
C	대폭 수정 후 재심사	50 - 79점
F	게재불가	50점 미만

③ 심사자는 심사한 결과 해당논문이 수정보완 요청사항이 있거나 게재 불가능한 등급인 경우에는 해당사유를 『심사자 의견서(양식2)』에 상세히 기록하여야 한다.

라. 편집간사는 개별 논문에 대한 『심사자 의견서(양식 2)』를 취합·검토하여 논문 게재 여부에 대한 제1차 의견을 편집위원장에 개진한다.

① 편집위원장은 심사자의 논문심사 등급과 편집간사의 의견을 토대로 논문 게재 여부를 결정(판정기준은 아래 "게재 여부 결정기준" 참조)하고, 투고자에게 『심사자 의견서(양식2)』와 『게재여부 확인서(양식 3)』(필요시)를 온라인논문투고시스템(JAMS) 또는 전자우편을 통해 전달한다.

〈 게재 여부 결정기준 〉

심사자1	심사자2	판정
A	A	게재
	B	수정 후 게재추천**
	C	수정 후 재심사
	F	제3심사자 선정
B	B	수정 후 게재추천**
	C	수정 후 재심사
	F	제3심사자 선정 가능*
C	C	수정 후 재심사
	F	제3심사자 선정 가능*
F	F	게재불가

* 편집위원장의 판단에 의하여 제3심사자를 선정할 수도 있음

** BB등급이나 AB, BA 등급의 논문은 소폭 수정 후 게재추천하며, 최종게재여부는 편집위원회 회의를 통해 결정(제61차 편집위원회)

② 투고자가 논문을 수정·보완하여 『집필자 응답서(양식 4)』와 함께 보내오면, 담당 심사자가 재심사(필요시 재재심사)를 한다.

마. 재재심사에서도 논문의 게재 혹은 게재불가 판정이 확정되지 않은 경우나 저자와 심사자 간에 이견이 해소되지 않을 것으로 편집위원장이 판단할 경우에 편집위원장은 제3자가 게재여부를 판단토록 심사를 의뢰하거나 편집위원회에 안건으로 부의할 수 있다.

6. 논문 작성 원칙 및 투고절차

가. 투고자는 편집위원장이 정한 "『보험금융연구』 논문 작성 원칙"에 의하여 투고한다.

① 논문 투고 시에는 논문의 국문 및 영문 제목, 국문 및 영문성명, 국문초록(10줄 이내), 한국연구재단 분류 연구분야 코드, 각주 및 참고문헌, 영문초록을 반드시 기재하여 제출하여야 한다.

② 논문의 제출은 전자메일 또는 온라인논문투고시스템(JAMS)으로 보험연구원 『보험금융연구』 담당자에게 한다.

- JAMS : https://kiri.jams.or.kr
- E-Mail : journal@kiri.or.kr
- Tel : 02) 3775-9060 Fax : 02) 3775-9104

나. 투고자는 논문에 대한 게재 여부 결정의 통보를 받은 후 심사자의 『심사의견서(양식2)』에 근거하여 논문을 수정·보완하고 조치내용을 설명하는 『집필자 응답서(양식3)』와 함께 편집간사에게 다시 논문을 제출한다.

7. 게재논문의 선정

가. 게재대상 논문의 선정 원칙

① 게재대상 논문은 심사 및 수정이 완료된 논문 중에서 편집위원회가 결정한다. 다만 편집위원회를 열기 어려운 상황일 경우에는 편집위원장이 게재 예정 여부를 결정할 수 있다.

② 게재대상 논문의 선정은 최종 심사결과 모두(제3심의 경우는 제3심사자로부터) A등급(게재추천 AA,AB,BB 논문도 포함)을 받은 논문을 대상으로 한다. 단, 같은 등급을 받은 논문의 편수가 해당 호에 기술적으로 게재가능한 편수를 초과하는 경우 논문 접수 일자순, 편집간사의 의견 등을 고려하여 편집위원회가 게재대상 논문을 선정한다.

나. 게재 여부의 통보

① 편집간사는 게재 여부가 확정된 논문에 대해서는 투고자에게 온라인논문투고시스템(JAMS) 또는 전자우편으로 게재확정 사실을 통보한다.

② 게재가 확정된 논문에 대해서는 투고자의 요청에 따라『게재예정 확인서(양식 5)』를 발급할 수 있다.

다. 게재확정 논문의 저작권 관련 사항

① 편집간사는 게재 여부가 확정된 논문에 대해서는 투고자에게 온라인논문투고시스템(JAMS) 또는 전자우편으로『저작권 활용 동의서(양식6)』,『윤리기준 동의서(양식 7)』를 요청한다.

② 최종 심사를 거쳐 보험금융연구에 게재가 확정된 논문에 대한 저작재산권은 보험연구원에 위임한다.

③ 논문의 저작재산권을 위임받은 보험연구원은 논문의 복제 및 배포, 전송 등을 할 수 있다.

부 칙

이 기준은 1998년 5월 25일부터 시행한다.

부 칙

이 기준은 1999년 2월 26일부터 시행한다.

부 칙

이 기준은 2004년 4월 1일부터 시행한다.

부 칙

이 기준은 2005년 10월 31일부터 시행한다.

부 칙

이 기준은 2007년 4월 1일부터 시행한다.

부 칙

이 기준은 2008년 7월 4일부터 시행한다.

부 칙

이 기준은 2008년 7월 28일부터 시행한다.

부 칙

이 기준은 2009년 2월 10일부터 시행한다.

부 칙

이 기준은 2012년 3월 1일부터 시행한다.

부 칙

이 기준은 2013년 9월 1일부터 시행한다.

부 칙

이 기준은 2014년 3월 1일부터 시행한다.

부 칙

이 기준은 2016년 3월 1일부터 시행한다.

부 칙

이 기준은 2016년 6월 1일부터 시행한다.

부 칙

이 기준은 2016년 9월 1일부터 시행한다.

부 칙

이 기준은 2018년 2월 20일부터 시행한다.

부 칙

이 기준은 2018년 12월 21일부터 시행한다.

부 칙

이 기준은 2019년 8월 19일부터 시행한다.

부 칙

이 기준은 2019년 11월 22일부터 시행한다.

부 칙

이 기준은 2022년 8월 18일부터 시행한다.

『보험금융연구』 논문작성 원칙 및 투고방법

□ 논문작성 원칙

1. 『보험금융연구』에 투고될 논문은 학술논문 형태에 준하여 작성함을 원칙으로 한다.
   가. 논문제목(국문 및 영문)
   나. 성명(국문 및 영문)
      저자의 소속과 지위 및 전자우편 주소 등을 각주로 처리한다. 저자소개를 위한 각주는 *, **, *** 등의 기호를 사용한다.
   다. 국문초록은 10줄 내외로 연구목적, 분석방법, 결론 등 논문의 주요 내용이 정확하게 전달되도록 작성한다. 또한 논문의 전체적인 내용이 전달될 수 있도록 포괄적으로 작성하고 어려운 용어와 부적절한 표현은 삼간다. 국문 색인어는 4~5개 내외로 작성한다.
   라. 한국연구재단 분류 연구분야 코드
   마. 본문
   바. 참고문헌
   사. 영문초록은 영문 120단어(10줄) 내외로 국문초록을 반영한다. Keywords는 4~5개 내외로 작성한다.

2. 공동연구의 경우에는 연구자들의 서열에 관계없이 제1연구자를 맨 앞에 두고 이를 저자소개 각주에 표기하여야 한다. 또한 제1연구자 및 공동연구자의 소속과 지위가 모두 명기되어야 한다.

3. 원고분량은 B5 용지로 30매를 넘지 않도록 한다(국문초록, 참고문헌, 영문초록도 원고분량에 포함한다).

4. 논문작성은 아래의 기준에 의거하여 작성하는 것을 원칙으로 한다.
   가. 편집용지는 워드 프로세서에서 표준으로 제공하는 B5 용지규격을 사용한다.
   나. Word Processor 종류 : 아래한글
   다. 논문의 장, 절 표기는 Ⅰ, 1, 가, (1), (가), ①, ㉮ 순으로 한다.

라. 본문의 양식

- 글꼴 : 바탕
- 글자크기 : 10point
- 줄간격 : 18pt (장평 : 100%, 자간 : -6)
- 문단 들여쓰기 : 10pt

마. 그림, 표

① 그림, 표의 제목

- 글꼴 : 바탕
- 글자크기 : 10point
- 줄간격 : 150%

② 그림, 표 안의 글자

- 글꼴 : 바탕
- 글자크기 : 9point
- 줄간격 : 130%

바. 각주

- 글꼴 : 바탕
- 글자크기 : 9point
- 줄간격 : 150%

5. 외래어는 '외래어 표기법'에 따라 적는 것을 원칙으로 한다. 단 인명, 지명 등이 한자로 표시된 경우, 인용논문의 저자 이름을 표기할 경우 또는 적절히 국문으로 바꿀 수 없는 특수 학술용어 등은 외래어를 그대로 적을 수 있다.

6. 표와 그림의 내용은 본문이나 참고문헌 등을 참조하지 않고, 표나 그림만을 보고 이해할 수 있도록 작성하여야 한다.

가. 표 및 그림은 장(Ⅰ, Ⅱ, Ⅲ 등)별 구분 없이 〈표 1〉, 〈그림 1〉과 같이 표기한다.

나. 주와 자료는 표(그림)의 바로 밑에 나란히 적되 칸을 맞추어야 한다.

다. 단위는 표(그림)의 오른쪽 상단에 위치하도록 하며, 해당 단위를 2개 이상 사용하는 경우에는 해당 단위 사이에 쉼표(,)를 넣어 순서대로 정리한 후 괄호로 묶는다.

7. 본문에서 인용을 표기할 때에는 홍길동(1995) 또는 홍길동(1995: 89-90)으로 한다.

8. 각주 및 참고문헌

가. 각주의 서술방법은 서술형 종결어미로 마치는 것을 원칙으로 한다. (예: 본 연구는 보험연구원의 지원을 받아 수행되었다.)

나. 주(註)는 내각주 방식을 따르되, 부기할 내용에 한하여 각주로 처리한다. 주에서 참고문헌을 표기할 때는 다음의 기준을 따른다.

① 주 안에서 내용을 직접 인용할 경우 : 인용 내용을 겹따옴표(“ ”) 안에 쓰고, 괄호 안에 출처를 밝힌다. 예: “The higher the contributions paid the lower the number of insolvencies.”(Collins, 1992: 88-90)

② 본문에서 참조한 내용을 주로 표시할 경우 : 참조한 내용의 출처를 밝힌다(저자(출판연도), 페이지 수). 예: 홍길동(1995), pp. 89-90

다. 본문과 각주에서 언급된 모든 문헌의 자세한 정보는 논문 말미의 ‘참고문헌’에서 밝힌다.

라. 본문과 각주에서 언급되지 않은 문헌은 참고문헌에 포함시키지 않는다.

마. 참고문헌은 국문, 중국어, 일본어 등 동양(한자권) 문헌부터 저자명에 따라 가나다순으로 먼저 기재하고, 이어서 서양문헌을 저자의 성(last name) 또는 기관명에 따라 ABC순으로 기재한다.

바. 동일 저자의 저서가 여러 개 있는 경우는 출판연도 순서로 기록하고 같은 해에 출판된 것은 본문에 인용된 순서에 따라 출판연도 뒤에 1990(a), 1990(b), 1990(c)과 같은 방식으로 표기한다. 이 때, 맨 앞의 저자 이름은 반복을 피하고 _____로 대체한다.

사. 각주의 기입사항은 단행본인 경우 “저자명, 서명, 발간지명, 발간연도, 페이지 수” 등의 순서대로 적는 것을 원칙으로 한다. 논문의 경우에는 참고문헌 표기에 따라 기입하는 것으로 한다.

아. 각주 및 참고문헌의 표기는 기본적으로 국문 도서와 정기간행물은 볼드체, 영문 도서와 정기간행물은 이탤릭체로, 국문 논문과 영문 논문은 겹따옴표(“ ”)로 표기한다. 논문, 저서 및 신문기사의 인용은 다음 각호의 예를 참고한다.

- 김병권·우석진·안종길·빈기범 (2013), "세제혜택이 가계의 연금저축 행태에 미치는 인과적 효과", **사회보장연구,** 제29권 제3호, 한국사회보장학회, pp. 53-79.
- 이영호·김종훈·김재권·민경필·정은영·박동균 (2010), "스마트폰 기반의 당뇨병 환자를 위한 개인 맞춤형 식단 관리 시스템", **한국콘텐츠학회논문지,** 제10권 12호, pp. 1-9.
- 정원석·강성호 (2015), "연금과세 체계변화에 따른 소득계층별 연금저축 가입효과 분석", **재정학연구,** 제8권 제2호, 한국재정학회, pp. 113-142.

- Ermisch, J. and S. Jenkins (1999). "Retirement and housing adjustment in later life: evidence from the British household panel survey", *Labour Economics,* 6(2):311-333.
- Fonad, E., T. Wahlin, K. Heikkila and A. Emami (2006). "Moving to and living in a retirement home: Focusing on elderly people's sense of safety and security", *Journal of Housing for the Elderly*, 20(3):45-60.
- Ministry of Strategy and Fiance (2013). *2014 Tax Revision Bill*, Press Releases.
- OECD (2015). OECD Statistics.
- http://www.casact.org/library/astin/vol34no1/5.pdf, 2005. 10. 20.

□ 논문 투고방법

1. 원고 투고 시에는 논문의 국문 및 영문 제목, 국문 및 영문성명, 국문초록(10줄 이내), 한국연구재단 분류 연구분야 코드, 각주 및 참고문헌, 영문초록을 반드시 기재하여 제출하여야 한다.
2. 투고된 논문은 심사(또는 세미나) 의견을 최대한 반영하여 수정하여야 한다.
3. 문의처
   - 보험연구원『보험금융연구』담당자
   - JAMS : https://kiri.jams.or.kr
   - E-Mail : journal@kiri.or.kr
   - Tel : 02) 3775-9060 Fax : 02) 3775-9104

『보험금융연구』 윤리기준

제정 2008년 6월 20일

1. 목적

이 기준은 보험연구원의 학술논문집인 『보험금융연구』에의 논문게재 등과 관련하여 준수하여야 할 윤리의 원칙과 기준을 정함을 그 목적으로 한다.

2. 적용대상

이 기준은 『보험금융연구』에 논문을 기고한 연구논문 저자, 『보험금융연구』 편집위원 및 심사자에게 적용한다.

3. 서약

가. 『보험금융연구』의 편집위원은 이 윤리기준을 준수하기로 서약하여야 한다.

나. 편집위원회는 『보험금융연구』 원고모집을 공고할 때 윤리기준을 함께 공지하여야 하며, 기고자는 원고를 기고한 시점에서, 심사자는 심사를 승낙한 시점에서 이 기준을 준수하기로 서약한 것으로 본다.

4. 연구논문 저자가 지켜야 할 윤리기준

가. 『보험금융연구』에 연구논문을 기고한 저자는 기고 논문과 관련하여 다음의 어느 하나에 해당하는 행위(이하 "연구부정행위"라 한다)를 하여서는 안 된다.

① (위조) 존재하지 않는 데이터나 연구결과를 인위적으로 또는 허위로 만들어 내는 행위

② (변조) 연구와 관련된 데이터나 연구과정 등을 인위적으로 조작·수정하거나, 연구결과를 왜곡함으로써 연구의 내용이 정확하게 발표되지 않도록 하는 행위

③ (표절) 다른 사람의 아이디어, 연구내용·결과 등을 정당한 승인 또는 인용 없이 도용하는 행위

④ (부당한 논문저자 표시) 연구내용 또는 결과에 대하여 일정한 공헌 또는 기여를 한 사람에게 정당한 이유 없이 논문저자 자격을 부여하지 않거나, 공헌 또는 기여를

하지 않은 사람에게 감사의 표시 또는 예우 등을 이유로 논문저자 자격을 부여하는 행위

⑤ (중복게재) 자기의 기 발표 논문을 재사용하거나, 하나의 논문을 두 개 이상의 학술지에 동시에 투고하는 행위(외국 저널에 발표한 논문을 번역하여 또는 번역 없이 그대로 국내 학술지에 투고하는 행위 포함)

⑥ (용인범위이탈) 기타 관련 학계에서 통상적으로 용인되는 범위를 심각하게 벗어난 연구부정행위

⑦ (특수관계인) 투고자가 미성년자 또는 4촌 이내 가족을 연구에 참여시키거나 공동으로 논문을 발표하고자 할 때는 한국연구재단(KCI)의 연구윤리 권고사항을 준수

⑧ (생성형 인공지능 활용 여부 사전고지) 논문 작성 및 연구 과정에서 생성형 인공지능(GenAI) 도구를 활용한 경우, 투고 시 그 종류와 활용 범위를 사전에 고지

나. 게재된 논문에 대한 저작인격권은 저자에게 있되, 보험연구원은 해당 논문의 저작재산권을 저자로부터 위임받아 복제 및 배포, 전송 등을 할 수 있다.

다. 연구논문 저자는 논문의 심사과정에서 제시된 심사자의 의견을 가능한 한 수용하여 논문에 반영되도록 노력하여야 한다.

5. 편집위원이 지켜야 할 윤리기준

가. 편집위원은 투고된 논문에 대하여 지체 없이 적절한 심사조치를 취해야 하며, 투고된 논문의 게재 여부를 결정하는 모든 책임을 진다.

나. 편집위원은 투고된 논문을 저자의 성별, 나이, 소속기관은 물론이고 어떤 선입견이나 사적인 친분과도 무관하게 오로지 논문의 질적 수준과 논문심사 및 편집기준에 근거하여 공평하게 취급하여야 한다.

다. 편집위원은 투고된 논문의 심사를 해당 분야의 전문적 지식과 공정한 판단능력을 지닌 심사자에게 의뢰하여야 한다.

라. 편집위원은 투고된 논문의 게재가 결정될 때까지는 심사자 이외의 사람에게 저자에 대한 사항이나 논문의 내용을 공개하지 말아야 하고, 저자의 인격과 학자적 독립성을 존중하여야 한다.

6. 심사자가 지켜야 할 윤리기준

가. 심사자는 편집위원회가 의뢰하는 논문을 심사기준이 정한 바에 따라 성실하게 심사하고, 심사결과를 편집위원회에 통지하여야 한다. 만약, 자신이 논문의 내용을 평가하는 데에 적임자가 아니라고 판단될 경우에는 그 사실을 편집위원회에 지체 없이 통지하여야 한다.

나. 심사자는 논문을 개인적인 학술적 신념이나 저자와의 사적인 친분관계를 떠나 객관적 기준에 의해 공정하게 평가하여야 한다. 충분한 근거를 명시하지 않은 채 또는 심사자 본인의 관점이나 해석과 상충된다는 이유로 해당 논문에 게재불가 등급을 부여하거나, 심사대상논문을 제대로 읽지 않은 채 평가해서도 안 된다.

다. 심사자는 투고된 논문의 내용과 관련된 중요한 연구결과 및 자료가 정확히 인용되었는지에 대하여 세심한 주의를 기울여야 한다. 심사하는 논문의 내용이 이미 학술지에 공개된 다른 논문과 매우 유사할 경우에는 편집위원회에 그 사실을 상세하게 알려 주어야 한다.

라. 심사자는 전문지식인으로서의 저자의 인격과 독립성을 존중하여야 한다. 심사의견서에는 논문에 대한 자신의 판단을 밝히되, 보완이 필요하다고 생각되는 부분에 대해서는 그 이유도 함께 상세하게 설명하여야 한다.

마. 심사자는 심사대상논문에 대한 비밀을 준수하여야 한다. 논문심사를 위해 특별히 조언을 구하는 경우가 아니라면 논문을 다른 사람에게 보여 주거나 논문내용을 놓고 다른 사람과 논의하는 것도 삼간다. 또한 논문이 게재된 학술지가 출판되기 전에 저자의 동의 없이 논문의 내용을 인용해서는 안 된다.

7. 윤리위원회

가. 이 윤리기준의 목적을 달성하기 위하여 윤리위원회를 설치한다. 윤리위원회의 위원 및 위원장은 각각『보험금융연구』편집위원회의 위원 및 위원장으로 한다.

나. 윤리위원회는 윤리위원장 및 윤리위원의 요구가 있거나 필요 시 개최한다.

다. 윤리위원회는 재적위원 2/3의 찬성으로 의결하며, 위원이 당해 안건과 직·간접적인 이해관계가 있는 때에는 그 안건의 심의·의결에 관여할 수 없다. 그 밖에 윤리위원회의 운영 및 조사 등에 관한 구체적인 사항은 윤리위원회에서 정한다.

라. 윤리위원회는 윤리기준 위반으로 보고된 사안에 대하여 제보자, 피조사자, 증인·참고

인 및 증거자료 등을 통하여 이 윤리기준 위반여부에 대한 조사를 실시하여야 한다. 이 조사에 협조하지 않는 것은 그 자체로서 윤리기준 위반이 된다.

마. 윤리위원회는 윤리기준 위반으로 보고된 피조사자 등에 대하여 충분한 소명기회를 주어야 한다.

바. 윤리기준 위반에 대해 윤리위원회의 최종적인 결정이 내려질 때까지 윤리위원은 피조사자의 신원을 외부에 공개해서는 안 된다.

사. 윤리위원회가 윤리기준 위반에 대하여 제재하기로 결정한 경우에는 위반행위의 경중에 따라 다음의 어느 하나 이상에 해당하는 제재를 부과할 수 있다.

① 논문이 학술지에 게재되기 이전인 경우에는 해당 논문의 게재의 불허

② 논문이 학술지에 게재된 경우에는 해당 논문의 학술지 게재의 소급적 무효화 및 해당 논문 삭제

③ 향후 3년간 학술지 논문게재 금지

④ 기타 윤리위원회에서 정하는 제재사항

아. 윤리위원회가 "사"항 "②"호의 제재를 결정한 경우, 보험연구원 홈페이지 및 연구부정행위가 확정된 이후 발간되는 최초 『보험금융연구』에 연구부정행위사실 공지하여야 한다.

자. 윤리위원회는 연구부정행위가 중대하다고 판단할 경우에는, 연구부정행위자의 소속기관에 연구부정행위 사실을 통보할 수 있다.

8. 보칙

가. 윤리기준은 윤리위원회의 의결로 개정한다.

나. 윤리기준의 개정시, 기존 윤리기준을 준수하기로 서약한 자는 추가적인 서약 없이 개정된 윤리기준을 준수하기로 서약한 것으로 본다.

부 칙

이 기준은 공포한 날부터 시행한다.

부 칙

이 기준은 2009년 2월 10일부터 시행한다.

부 칙

이 기준은 2016년 9월 1일부터 시행한다.

부 칙

이 기준은 2022년 8월 18일부터 시행한다.

부 칙

이 기준은 2025년 9월 1일부터 시행한다.

『도서회원 가입안내』

회원 및 제공자료

	법인회원	특별회원	개인회원
연회비	₩300,000원	₩150,000원	₩150,000원
제공자료	- 연구보고서 - 기타보고서 - 연속간행물 · 보험금융연구 · 보험동향 · 해외 보험동향 · KOREA INSURANCE INDUSTRY	- 연구보고서 - 기타보고서 - 연속간행물 · 보험금융연구 · 보험동향 · 해외 보험동향 · KOREA INSURANCE INDUSTRY	- 연구보고서 - 기타보고서 - 연속간행물 · 보험금융연구 · 보험동향 · 해외 보험동향 · KOREA INSURANCE INDUSTRY
	- 영문연차보고서	-	-

※ 특별회원 가입대상 : 도서관 및 독서진흥법에 의하여 설립된 공공도서관 및 대학도서관

가입 문의

보험연구원 도서회원 담당

전화 : (02) 3775 - 9113 팩스 : (02) 3775 - 9102

회비 납입 방법

- 무통장입금 : 국민은행 (400401 - 01 - 125198)
  예금주 : 보험연구원

자료 구입처

서울 : 보험연구원 자료실 (02-3775-9113 / lsy@kiri.or.kr)