



ORIGINAL RESEARCH PAPER

Estimation of individual insurance demand elasticizes and measuring the Welfare impact of premium increases: An application of almost ideal demand system

A. Shahabadi<sup>1,\*</sup>, B. Sahabi<sup>2</sup>, Y. Salmani<sup>2</sup>, A. Valinya<sup>3</sup>

<sup>1</sup> Department of Economics, Faculty of Social and Economic Sciences, Bou Alisina University, Hamadan, Iran

<sup>2</sup> Department of Economics, Faculty of Management and Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran

<sup>3</sup> Department of Economic Sciences, Bank Keshavarzi, Tehran, Iran

ARTICLE INFO

Article History

Received: 03 April 2016

Revised: 09 May 2016

Accepted: 27 May 2017

Keywords

*Individual Insurances; Almost Ideal Demand System; Seemingly Unrelated Regression; Welfare Changes; Risk and Uncertainly.*

ABSTRACT

The presence of bias in the insurance market leads to an increase in insurance premiums and hence the exit of people with a high degree of risk aversion from the market, as a result the probability of inefficiency in the insurance market increases. By knowing the elasticities of insurance demand and measuring the welfare effects of increasing premiums, insurers can prevent this occurrence by adopting appropriate policies. The present study has examined this issue regarding personal insurances using the almost ideal demand system method during the period of 2012-2015. Marshallian and income elasticities indicate gross weak relationships between personal insurances, as well as the luxury of life insurance and the necessity of supplementary medical and accident insurance. The elasticity of Hicks and Allen also indicated the existence of a weak net substitution relationship between personal insurances and a stronger relationship between life and accident insurances. Based on the criteria of equivalent changes and compensatory changes, with the aim of reducing inefficiency, the insurer can, instead of increasing the premium, make one-time receipts from people with low risk aversion or, in case of an increase, compensatory payments to people with high risk aversion. The figures received in the first approach are far less than the figures paid in the second approach.

\*Corresponding Author:

Email: [ab.shahabadi@gmail.com](mailto:ab.shahabadi@gmail.com)

DOI: 10.22056/ijir.2017.02.01



## برآورد کشش‌های تقاضای بیمه‌های اشخاص و اندازه‌گیری اثرات رفاهی افزایش حق بیمه‌ها: کاربردی از سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل

ابوالفضل شاه‌آبادی<sup>۱\*</sup>، بهرام سحابی<sup>۲</sup>، یونس سلمانی<sup>۲</sup>، آرش ولی‌نیا<sup>۳</sup>

<sup>۱</sup>گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران

<sup>۲</sup>گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران

<sup>۳</sup>گروه علوم اقتصادی، بانک کشاورزی، تهران، ایران

### چکیده:

وجود کژگزینی و کژمنشی در بازار بیمه به افزایش حق بیمه‌ها و از این رو خروج افراد با درجهٔ ریسک‌گریزی بالا از بازار منجر می‌شوند، در نتیجه احتمال ناکارایی در بازار بیمه افزایش می‌یابد. بیمه‌گران با اطلاع از کشش‌های تقاضای بیمه‌ها و اندازه‌گیری اثرات رفاهی افزایش حق بیمه‌ها می‌توانند با اتخاذ سیاست‌های مناسب مانع از این رخداد شوند. مطالعه حاضر این موضوع را در مورد بیمه‌های اشخاص با استفاده از روش سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل طی دورهٔ زمانی ۱۳۸۵-۱۳۹۲ بررسی کرده است. کشش‌های مارشالی و درآمدی حاکی از روابط ضعیف ناخالص بین بیمه‌های اشخاص، همچنین تجملی بودن بیمهٔ عمر و ضروری بودن بیمهٔ درمان تکمیلی و حوادث است. کشش هیکس و آلن نیز حاکی از وجود رابطهٔ جانشینی خالص ضعیف بین بیمه‌های اشخاص و قوی‌تر بودن این رابطه در بین بیمه‌های عمر و حوادث بود. بر اساس معیارهای تغییرات معادل و تغییرات جبرانی، بیمه‌گر با هدف کاهش ناکارایی می‌تواند به جای افزایش حق بیمه، به دریافتی‌های یکجا از افراد با درجهٔ ریسک‌گریزی پایین و یا در صورت افزایش، به پرداخت‌های جبرانی به افراد با درجهٔ ریسک‌گریزی بالا اقدام کند. رقم‌های دریافتی در رویکرد اول به مراتب کمتر از رقم‌های پرداختی در رویکرد دوم است.

### اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: ۱۵ فروردین ۱۳۹۵

تاریخ داوری: ۲۰ اردیبهشت ۱۳۹۵

تاریخ پذیرش: ۰۶ خرداد ۱۳۹۶

### کلمات کلیدی

بیمه‌های اشخاص

سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل

رگرسیون به‌ظاهر نامرتب

تغییرات رفاهی

ریسک و نااطمینانی

\*نویسنده مسئول:

ایمیل: [ab.shahabadi@gmail.com](mailto:ab.shahabadi@gmail.com)

DOI: 10.22056/ijir.2017.02.01

امروزه صنعت بیمه گستره وسیعی از مقولات نااطمینانی<sup>۱</sup> و ریسک<sup>۲</sup> را پوشش می‌دهد. به واسطه همین امر تقاضای خدمات صنعت بیمه یکی از عمومی‌ترین رویکردها در کاهش هزینه‌های نااطمینانی و ریسک در مسائل مختلف است. برخی از این ریسکها بنا به مصالح اجتماعی و اقتصادی بر اساس قانون به صورت بیمه‌های اجباری و برخی دیگر به صورت اختیاری در قالب بیمه‌های بازرگانی تحت پوشش صنعت بیمه قرار می‌گیرند. بیمه‌های بازرگانی خود مشتمل بر بیمه‌های اموال، اشخاص و مسئولیت هستند. آنچه که در مورد بیمه‌های بازرگانی مهم است، وجود طیف وسیعی از خدمات بیمه‌ای با موضوع قراردادهای متفاوت و حق انتخاب بیمه‌گذار در تقاضای هر یک از این خدمات است. در هر قرارداد بیمه‌ای، بیمه‌گر در ازای دریافت وجه یا جوهی به نام حق بیمه متعهد می‌شود در صورت وقوع موضوع قرارداد بیمه، خسارات وارده را جبران و یا وجه معینی از خسارت را به بیمه‌گذار بپردازد (ماده ۱ قانون بیمه، مصوب ۱۳۱۶).

در حالت کلی، زمانی خدمات بیمه‌های بازرگانی تقاضا می‌شود که مطلوبیت خرید پوشش بیمه بیش از مطلوبیت عدم خرید آن باشد. مطلوبیت حاصل از تقاضای خدمات این نوع بیمه‌ها به شدت با عدم تقارن اطلاعات<sup>۳</sup> بین بیمه‌گر و بیمه‌گذار، همچنین حق بیمه در ارتباط است، به طوری که اگر بیمه‌گر با مشاهده پدیده کژمنشی<sup>۴</sup> و کژگزینی<sup>۵</sup>، اقدام به افزایش حق بیمه‌ها برای تمامی بیمه‌گذاران در یک موضوع قرارداد با پوشش بیمه‌ای یکسان کند، افراد دارای ریسک پایین به دلیل کاهش رفاهشان از این نوع بیمه‌ها امتناع خواهند کرد. با استمرار این روند در نهایت همه مشتریان شرکت بیمه متشکل از افراد با ریسک بالا خواهند بود (شرزای و ماجد، ۱۳۸۶: ۷۸). این در حالی است که بیمه‌گر با آگاهی از کششهای تقاضای بیمه‌گذارها نسبت به افزایش حق بیمه‌ها و تغییرات رفاهی بیمه‌گذارها در قبال این افزایشها، قادر است با اتخاذ سیاستهای مناسب مانع از خروج افراد کم‌خطر از بازار بیمه شود. برای این منظور بیمه‌گران می‌توانند دو رویکرد کلی را در پیش بگیرند: اولاً؛ بدون افزایش حق بیمه، بر اساس معیار تغییرات معادل (E.V.)<sup>۶</sup> اضافه رفاه ناشی از کاهش ریسک‌گریزی افراد را به صورت یکجا از خود این افراد دریافت کنند، ثانیاً؛ در صورت افزایش حق بیمه‌ها، بر اساس تغییرات جبرانی (C.V.)<sup>۷</sup> با پرداختهای جبرانی متناسب با درجه ریسک‌گریزی افراد، از خروج افراد کم‌خطر از بازار بیمه جلوگیری کنند.

از نظر رفاه اجتماعی و اقتصادی، ممانعت از خروج بیمه‌گذاران از بازار بیمه در مورد بیمه‌های اشخاص (عمر، حوادث و درمان تکمیلی) نسبت به سایر موضوع بیمه‌های بازرگانی اهمیت دوچندان دارد؛ چراکه موضوع قرارداد این بیمه‌ها به صورت مستقیم ثبات اقتصادی در طول زندگی بیمه‌گذار و افراد تحت تکفل او را در بر می‌گیرد. بر همین اساس، مطالعه حاضر به محاسبه کششهای تقاضای بیمه‌های اشخاص و اثرات رفاهی ناشی از افزایش حق بیمه‌ها می‌پردازد. در این راستا از سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل (AIDS)<sup>۸</sup> طی دوره زمانی ۱۳۸۵-۱۳۹۲ استفاده شده است. نوآوری این مطالعه در بررسی اثرات رفاهی افزایش حق بیمه‌هاست که در مطالعات داخلی مورد توجه قرار نگرفته است.

در ادامه مقاله، در بخش دوم پیشینه مطالعات تجربی بیان می‌شود، در بخش سوم مبانی نظری ارائه می‌شوند. بخش چهارم به معرفی مدل تحقیق می‌پردازد. در بخش پنجم توابع تقاضای خدمات بیمه‌ای اشخاص برآورد می‌شود. سپس، مبادرت به محاسبه کششها و اثرات رفاهی افزایش حق بیمه‌ها شده و در بخش پنجم نتیجه‌گیری می‌شود.

۱. Uncertainty

۲. Risk

۳. Asymmetric Information

۴. Moral hazard

۵. Adverse selection

۶. Equivalent Variations

۷. Compensation Variations

۸. Almost Ideal Demand System

## مطالعات تجربی

مطالعات زیادی در حوزه تقاضای خدمات انواع رشته‌های فعالیتهای بیمه‌ای در داخل و خارج کشور صورت گرفته است، در ادامه به برخی از آنها اشاره می‌شود.

مت و کلین<sup>۱</sup> (۲۰۱۵)، تقاضا برای طرحهای دارویی مکمل را در سالمندان عضو بیمه خدمات درمانی بررسی کردند؛ مدل لوجیت برآورد شده نشان داد که بین احتمال عضویت سالمندان در طرحهای دارویی مکمل و درآمد سالانه آنها ارتباط معنی‌داری وجود ندارد، اما افزایش مخارج دارویی سالمندان در ۳۰ ماه گذشته و افزایش داروهای استفاده‌شده توسط آنها طی این دوره احتمال عضویت در طرح دارویی مکمل را افزایش می‌دهد. همچنین داشتن حداقل ۴ بیماری مزمن، احتمال «تمایل زیاد» افراد را برای انتخاب این بیمه‌نامه‌ها دوبرابر افزایش می‌دهد؛ بنابراین وضعیت سلامتی سالمندان هم بر تقاضای بیمه‌های مکمل توسط آنها مؤثر است.

کروگر و کیوزمکو<sup>۲</sup> (۲۰۱۳)، بر اساس روش تمایل به پرداخت نشان داد کششهای قیمتی تقاضای بیمه درمان (تکمیلی) در ایالات‌متحده برای افراد فاقد این نوع پوشش بیمه، نزدیک عدد یک است. آنها در انتها بیان کردند در صورت پرداخت یارانه برای بیمه‌های تکمیلی به صورت خصوصی (نه گروهی)، حدود ۶۰ درصد افراد فاقد این نوع پوشش بیمه (۳۵ میلیون نفر) با پرداخت سالانه ۲۰۰۰ دلار؛ اقدام به خرید خدمات بیمه مذکور خواهد کرد.

مهدزن و ویکتوریان<sup>۳</sup> (۲۰۱۳)، نشان دادند که متغیرهای جمعیت‌شناختی و انگیزه پس‌انداز به طور معنی‌داری بر تقاضای بیمه عمر در شهر کوالالامپور اثر داشتند اما سواد مالی در تعیین تقاضای بیمه عمر تأثیر معنی‌داری نداشت. بر اساس نتایج تحقیق کجوسکی<sup>۴</sup> (۲۰۱۲)؛ تورم، مخارج بهداشتی، سطح آموزش و پرورش، حاکمیت قانون و سرانه تولید ناخالص داخلی (GDP) قوی‌ترین پیش‌بینی‌کننده‌های استفاده از بیمه عمر در ۱۴ کشور مرکز و جنوب شرقی اروپا (CSEE)<sup>۵</sup> هستند. در مقابل نرخ بهره واقعی، نسبت شبه پول، نسبت وابستگی جوانان، نسبت وابستگی سالخوردگان، کنترل فساد و اثربخشی دولت با تقاضای بیمه عمر رابطه خیلی مستحکمی ندارند.

لیابرو<sup>۶</sup> و همکاران (۲۰۱۲)، تابع تقاضای بیمه عمر را در یک چارچوب پویا به‌عنوان تابعی از تغییرات در چرخه زندگی خانوار و وضعیت مالی در نظر گرفته و نشان دادند ارتباط آماری و اقتصادی قابل توجهی بین وقایع زندگی (مانند فرزند جدید) و تقاضا برای بیمه عمر در ایتالیا وجود دارد.

جکسی و کنائو<sup>۷</sup> (۲۰۰۹)، با استفاده از یک مدل تعادل عمومی پویا با عوامل ناهمگن و تقاضای درون‌زا نشان دادند عدم اجرای سیاست ارائه یارانه به گروه‌هایی که از سمت کارفرما بیمه می‌شوند، منجر به سقوط بخشی از بازار بیمه درمانی تکمیلی، کاهش پوشش آن و کاهش رفاه بیمه‌گذاران خواهد شد.

مطالعه کاستا و ویالاتا<sup>۸</sup> (۲۰۰۴)، حاکی از کشش درآمدی پایین بیمه‌های درمان خصوصی در اسپانیاست، در مقابل احتمال تقاضای خدمات بهداشتی ملی نسبت به درآمد بی‌کشش است؛ زیرا اصولاً هدف سیستم بهداشت ملی ارائه خدمات برابر در ازای نیازهای برابر است و بنابراین تحت تأثیر درآمد خانوارها قرار نمی‌گیرد.

۱. Mott and Cline

۲. Krueger and Kuziemko

۳. Mahdzan1 and Victorian

۴. Kjosevsk

۵. Gross Domestic Product

۶. Central and South-Eastern Europe

۷. Liebenberg

۸. Jeske and SagiriKitao

از سایر مطالعات می‌توان به مطالعهٔ پاولی<sup>۲</sup> و همکاران (۲۰۰۳)، کشاورز حداد و زمردی انباجی (۱۳۹۳)، مهدوی و همکاران (۱۳۸۹)، طالقانی و تقی‌زاده (۱۳۸۹)، دقیقی‌اصل و همکاران (۱۳۸۹)، هادیان و همکاران (۱۳۸۵)، رئیسی و همکاران (۱۳۸۵) و فتحی‌زاده (۱۳۷۶) اشاره کرد.

## مبانی نظری پژوهش

### سیستم‌های تقاضای تقریباً ایده‌آل

سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل مبتنی بر «تابع مخارج تعمیم‌یافتهٔ لگاریتمی مستقل از قیمت (PIGLOG)» است. این تابع مخارج، بیانگر حداقل مخارج لازم جهت دستیابی به سطح مشخصی از مطلوبیت در قیمت‌های مفروض است و به صورت  $c(u, p)$  معرفی می‌شود که  $u$  سطح مطلوبیت و  $p$  بردار قیمت‌هاست و لگاریتم آن به صورت

$$Lnc(u, p) = (1-u) Lna(p) + uLnb(p), \quad (1)$$

است که در آن

$$Lna(p) = a_0 + \sum_{i=1}^n a_i Lnp_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \tau_{ij} Lnp_i Lnp_j, \quad (2)$$

$$Lnb(p) = Lna(p) + ub_0 \tilde{O}_{i=1}^n p_i^{b_i}, \quad (3)$$

است. در رابطه (۱)،  $a$  و  $b$  تابعی از قیمت‌ها بوده و مطلوبیت  $(u)$  برای افراد فقیر صفر و برای افراد ثروتمند یک است. اگر  $u=0$  باشد تفسیر  $Lna(p)$  هزینهٔ حداقل معاش است. فرم‌های تبعی  $a$  و  $b$  برای انعطاف‌پذیری به صورت رابطه‌های (۲) و (۳) تعریف شده‌اند. حال اگر رابطه‌های (۲) و (۳) در رابطه (۱) قرار داده شوند،

$$Lnc(u, p) = a_0 + \sum_{i=1}^n a_i Lnp_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \tau_{ij} Lnp_i Lnp_j + ub_0 \tilde{O}_{i=1}^n p_i^{b_i}. \quad (4)$$

با به دست آوردن تابع تقاضای جبرانی بر اساس رابطه (۴) و سپس استخراج تابع مطلوبیت غیرمستقیم، تابع تقاضای غیرجبرانی به صورت سهمی

$$w_i = a_i + \sum_{j=1}^n \tau_{ij} Lnp_j + b_i Ln\left(\frac{M}{P}\right), \quad (5)$$

به دست می‌آید، که در آن  $w_i$ ، سهم مخارج کالای  $i$ ام از کل مخارج سبد مصرفی،  $M$  مخارج صرف‌شده روی سبد کالاهای مصرفی و  $Lnp$  شاخص قیمتی است که به صورت ضمنی به شکل

$$Ln(p) = a_0 + \sum_{j=1}^n a_j Lnp_j + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \tau_{ij} Lnp_i Lnp_j, \quad (6)$$

تعریف می‌شود. مدل سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل فوق غیرخطی بوده و معمولاً برای خطی کردن آن از شاخص استون<sup>۴</sup> که به صورت

$$Lnp_t^* = \sum_{j=1}^n w_{jt} Lnp_{jt}, \quad (7)$$

است، به‌عنوان یک تقریب<sup>۵</sup> به جای شاخص واقعی  $p$  استفاده می‌شود (Green and Alsto, 1990).

۱. Costa and Vilalta

۲. Pauly

۳. Price Independent Generalized Logarithmic

۴. Stone Index

۵. Proxy

با به‌کارگیری معادله (۷) مدل خطی شده و به‌راحتی قابل برآورد است، که به آن اصطلاحاً فرم «تقریب خطی دستگاه معادلات تقاضای تقریباً ایده‌آل (LAIDS)<sup>۱</sup>» گویند. دیتون و مولبارو<sup>۲</sup> (۱۹۸۰) نشان می‌دهند که این تقریب به‌خوبی می‌تواند در مطالعات کاربردی (تجربی) جوابگو باشد.

در سیستم AIDS لازم است محدودیت‌های جمع‌پذیری<sup>۳</sup>، همگنی<sup>۴</sup> و تقارن<sup>۵</sup> به‌ترتیب به صورت

$$\mathring{a}_i a_i = 1, \mathring{a}_i b_i = 0, \mathring{a}_i t_{ij} = 0, \quad (۸)$$

$$\sum_i \tau_{ij} = 0, \quad (۹)$$

$$\tau_{ij} = \tau_{ji}, \quad (۱۰)$$

مورد توجه قرار گیرند.

از این مجموعه قیده‌ها، قیده‌های همگنی و تقارن باید مورد آزمون قرار گیرند و قید جمع‌پذیری بر مدل تحمیل شده و احتیاجی به آزمون ندارد (خسروی‌نژاد، ۱۳۸۸: ۶).

#### کشش‌های سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل

کشش‌های درآمدی  $\mu_i$ ، قیمتی خودی  $\varepsilon_{ii}$ ؛ قیمتی متقاطع  $\varepsilon_{ij}$ ، قیمتی جبرانی (هیکسی)<sup>۶</sup>  $\varepsilon^{h}_{ij}$  و جانشینی آلن<sup>۷</sup>  $\sigma^{a}_{ij}$  سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی (LAIDS) با استفاده از روابط

$$\mu_i = \frac{p_i}{w_i} + 1, \quad (۱۱)$$

$$\varepsilon_{ii} = \frac{\tau_{ii}}{w_i} - \beta_i - 1, \quad (۱۲)$$

$$\varepsilon_{ij} = \frac{\tau_{ij}}{w_i} - \beta_i \left( \frac{w_i}{w_j} \right), \quad (۱۳)$$

$$\varepsilon^{h}_{ij} = \frac{\tau_{ij}}{w_i} + w_j - \delta_{ij}, \quad (۱۴)$$

$$\sigma^{a}_{ij} = \frac{\tau_{ij}}{w_i w_j} + 1, i \neq j, \quad (۱۵)$$

محاسبه می‌شود (Green and Alsto, 1990). در روابط فوق سهم‌های بودجه  $w_i$ ؛ سهم‌های قابل مشاهده نیست و میانگین سهم‌ها در طول دوره است و در رابطه (۱۴)،  $\delta_{ij}$  دلتای کرونگر بوده که برای کشش‌های خودی برابر یک و برای بقیه برابر صفر است.

#### استخراج شاخص‌های رفاهی در مدل LAIDS

با تغییر قیمت کالاها میزان مطلوبیت مصرف‌کنندگان ممکن است افزایش یا کاهش یابد. برای بررسی چگونگی و شدت تأثیرپذیری مطلوبیت مصرف‌کننده از تغییرات قیمتی از شاخص‌های متعددی نظیر تغییرات جبرانی (C.V.)، تغییرات معادل (E.V.) و مازاد مصرف‌کننده (C.S.)<sup>۱</sup>

۱. Linear Approximate Almost Ideal Demand System LA/AIDS

۲. Deaton and Muellbur

۳. Adding – up

۴. Homogeneity Restriction

۵. Symmetry Restriction

۶. The Hicks or Direct Elasticity of Substitution

۷. The Allen Elasticity of Substitution

استفاده می‌شود. معیار C.V. نشان می‌دهد که اگر سیاست افزایش (کاهش) قیمت اجرا شود باید چقدر به (از) خانوارها پرداخت (گرفته) شود تا مطلوبیت اولیه آنها حفظ شود. معیار E.V. نیز میزان پولی را نشان می‌دهد که باید از خانوارها گرفته شود تا سیاست افزایش قیمت اجرا نشود و خانوارها به سطح مطلوبیتی برسند که اگر سیاست اجرا می‌شد به آن می‌رسیدند (Creedy, 1998).

استخراج تغییرات جبرانی برای سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل

تابع تغییرات جبرانی را بر اساس مطالب بیان شده می‌توان به صورت

$$CV = c(u^0, p^1) - c(u^0, p^0), \quad (16)$$

نوشت. با توجه به اینکه مصرف‌کننده عقلایی مطلوبیت خویش را با توجه به قید درآمد (مخارج) حداکثر می‌کند (به عبارتی این مصرف‌کننده کل بودجه خود را خرج می‌کند)، پس می‌توان

$$c(u, p) = M, \quad (17)$$

را در نظر گرفت. بر این اساس مصرف‌کننده به هنگام دستیابی به سطح مطلوبیت اولیه  $u^0$  در سطح قیمت‌های  $p^0$ ، به میزان  $M_0$  هزینه خواهد کرد، از این رو

$$c(u^0, p^0) = M_0, \quad (18)$$

است. با حل رابطه (۱۸) بر اساس رابطه (۴) می‌توان مطلوبیت اولیه را بر اساس مخارج اولیه و قیمت‌های اولیه محاسبه کرد. حال بر اساس رابطه (۴) و مطلوبیت اولیه حاصل شده از رابطه (۱۸) می‌توان تابع تغییرات جبرانی را به صورت

$$CV = \exp \left\{ \frac{(a_0 + \sum_{i=1}^n a_i Lnp_i^1 + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \tau_{ij} Lnp_i^1 Lnp_j^1)}{\prod_{i=1}^n (\frac{p_i^1}{p_i})^{\beta_i}} \left[ Lnm - a_0 - \sum_{i=1}^n a_i Lnp_i - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \tau_{ij} Lnp_i Lnp_j \right] \right\} - M_0, \quad (19)$$

زیر بازنویسی کرد (داودی و سالم، ۱۳۸۵: ۲۹-۳۱).

استخراج تغییرات معادل برای سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل

بر اساس تعریف تغییرات معادل داریم:

$$EV = c(u^0, p^0) - c(u^1, p^0). \quad (20)$$

با حل رابطه (۱۷) بر اساس رابطه (۴) برای سطح قیمت‌های ثانویه  $p^1$  می‌توان سطح مطلوبیت ثانویه  $u^1$  را به صورت

$$c(u, p) = c(u^1, p^1) = M = M^*, \quad (21)$$

به دست آورد. حال بر اساس مطلوبیت ثانویه حاصل شده و رابطه (۴) می‌توان تابع تغییرات جبرانی را به صورت

$$EV = M^* - e^{\left( \frac{(a_0 + \sum_{i=1}^n a_i Lnp_i^1 + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \tau_{ij} Lnp_i^1 Lnp_j^1)}{\prod_{i=1}^n (\frac{p_i^1}{p_i})^{\beta_i}} \left[ Lnm - a_0 - \sum_{i=1}^n a_i Lnp_i - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \tau_{ij} Lnp_i Lnp_j \right] \right)} \quad (22)$$

بازنویسی کرد (داودی و سالم، ۱۳۸۵: ۲۹-۳۱).

معرفی مدل تحقیق

الگوی موردنظر برای سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل برای بیمه‌های اشخاص شامل بیمه‌های عمر، درمان تکمیلی و حوادث به صورت

$$w_{it} = a_i + \tau_{i1} Ln(p_{hel}_t) + \tau_{i2} Ln(plif_t) + \tau_{i3} Ln(pac_t) + \tau_{i4} Ln\left(\frac{M_t}{p_t}\right) + \varepsilon_i \quad (23)$$

است. در سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل فوق؛  $Ln$  نشان‌دهنده لگاریتم طبیعی،  $w_{it}$  سهم بیمه‌آم (عمر) ( $slif_t$ )، درمان تکمیلی ( $shel_t$ ) و حوادث ( $sac_t$ ) در زمان  $t$  از کل مخارج سبد بیمه اشخاص و اندازه‌گیری اثرات فاهی  $phel$  بر روی حق بیمه‌ها، کارپردی و سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل  $plif$  متوسط حق بیمه عمر،  $pac_t$  متوسط حق بیمه حوادث،  $M_t$  کل هزینه صرف‌شده توسط خانوار برای بیمه اشخاص،  $P_t^*$  شاخص قیمتی استون برای خانوار تقاضاکننده بیمه‌های اشخاص در زمان  $t$  است. داده‌های مورد استفاده در این تحقیق به صورت فصلی و طی دوره زمانی ۱۳۸۵-۱۳۹۲ و به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰ است.

شایان ذکر است برای آزمون ایستایی<sup>۱</sup> متغیرها در این مطالعه از آزمون ریشه واحد (KPSS)<sup>۲</sup> استفاده شده است. بر اساس نتایج، فرضیه صفر آزمون KPSS مبنی بر مانایی سری زمانی در مورد همه متغیرهای تحقیق تأیید می‌شود (جدول ۱).

جدول ۱: نتایج آزمون ریشه واحد KPSS.

نتیجه	مقادیر بحرانی در سطح معنی‌داری			آماره محاسباتی KPSS	متغیر
	۱۰ درصد	۵ درصد	۱ درصد		
مانا در سطح	۰/۱۱۹	۰/۱۴۶	۰/۲۱۶	۰/۰۵۲	$slif_t$
مانا در سطح	۰/۱۱۹	۰/۱۴۶	۰/۲۱۶	۰/۰۹۶	$shel_t$
مانا در سطح	۰/۱۱۹	۰/۱۴۶	۰/۲۱۶	۰/۰۷۱	$sac_t$
مانا در سطح	۰/۱۱۹	۰/۱۴۶	۰/۲۱۶	۰/۰۷۰	$Ln(plif_t)$
مانا در سطح	۰/۱۱۹	۰/۱۴۶	۰/۲۱۶	۰/۱۲۵	$Ln(phel_t)$
مانا در سطح	۰/۱۱۹	۰/۱۴۶	۰/۲۱۶	۰/۰۸۱	$Ln(pac_t)$
مانا در سطح	۰/۱۱۹	۰/۱۴۶	۰/۲۱۶	۰/۰۴۴	$Ln(M_t / p_t^*)$

#### یافته‌های تحقیق

به منظور برآورد پارامترهای مدل سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل، ابتدا باید معادلات سه نوع بیمه مورد بررسی با استفاده از روش کمترین توانهای دوم معمولی (OLS)<sup>۳</sup> برآورد شوند، سپس آزمون شرط همگنی با استفاده از آزمون والد برای تک تک معادلات صورت گیرد. یکی دیگر از قیودی که می‌توان در صورت تأیید آنرا به سیستم اعمال کرد، قید تقارن است. بر اساس جدول ۲ وجود همگنی در هیچ‌یک از معادلات را نمی‌توان رد کرد، همچنین سیستم برآوردشده متقارن است.

جدول ۲: بررسی فرضیه همگنی و تقارن سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل با استفاده از آزمون والد.

آزمون	معادله موردنظر	آماره $\chi^2$	پی-مقدار	نتیجه
قید همگنی	معادله اول (بیمه درمان تکمیلی)	۳/۰۲۶	۰/۰۸۱۹	عدم وجود توهم پولی
	معادله دوم (بیمه عمر)	۰/۷۷۳۹	۰/۳۷۹۰	عدم وجود توهم پولی
	معادله سوم (بیمه حوادث)	۱/۳۸۰۹	۰/۲۳۹۹	عدم وجود توهم پولی
قید تقارن	همه معادلات به طور هم‌زمان	۵/۵۸۶۶	۰/۱۳۵۵	تأیید قید تقارن

با توجه به تأیید قید همگنی و تقارن، این قیود باید بر معادلات تحمیل شوند. همچنین قید بودجه ( $\sum w_i = 1$ ) نیز باید بر این سیستم اعمال شود، در این مورد کافی است قید جمع‌پذیری (رابطه ۸)، بر سیستم معادلات تحمیل شود. برای اینکار معادله سوم مربوط به بیمه

۱. Stationary

۲. Kwiatkowski, Philips, Schmidt and Shin (1992) Unit Root Test

۳. Ordinary Least Squares



حوادث را از سیستم معادلات و لگاریتم شاخص قیمت بیمه حوادث از معادلات باقی مانده حذف می شود و در عوض شاخص قیمت سایر بیمه ها به شاخص قیمت بیمه حوادث تقسیم می شود. حال سیستم مفید به فیوچر همگنی، تقارن و بودجه (جمع پذیری) با استفاده از رگرسیون به ظاهر نامرتب تکراری (ISURE) برآورد می شود. ضرایب معادله بیمه حوادث نیز با توجه به محدودیتها، بر اساس ضرایب سایر معادلات محاسبه شده است. ضرایب به دست آمده در جدول ۳ ارائه شده است.

جدول ۳: برآورد ضرایب مدل به صورت مقید.

معادله	$a_i$	$\tau_{i1}$	$\tau_{i2}$	$\tau_{i3}$	$\beta_i$	$R^2$	دوربین- واتسون
بیمه درمان تکمیلی	-۰/۱۴۹۹	۰/۱۳۰۴*	-۰/۰۸۵۴*	-۰/۰۴۵۰#	-۰/۰۹۵۰*	۰/۷۱۶۵	۲/۱۳۸۴
بیمه عمر	۱/۰۱۰۳*	-۰/۰۸۵۴*	۰/۰۶۷۸*	۰/۰۱۷۵#	۰/۰۱۱۳*	۰/۴۹۲۴	۲/۱۱۲۲
بیمه حوادث	۰/۱۳۹۶#	-۰/۰۴۵۰#	۰/۰۱۷۵#	۰/۰۲۷۵#	-۰/۰۱۸۴#	...	...

\* نشان دهنده معنی داری در سطح اطمینان ۹۹ درصد است.  
# حاکی از محاسبه ضریب بر اساس ضرایب سایر معادلات است.

با توجه به اینکه در سیستم تقاضای تقریباً ایده آل، متغیر وابسته سهم گروه کالایی (خدماتی) و متغیرهای مستقل لگاریتم قیمت گروه های کالایی (خدماتی) و درآمد را نشان می دهند، برای سنجش حساسیت مقدار تقاضا نسبت به تغییرات قیمت کالاها (خدمات) و درآمد، بایستی کششهای تقاضا محاسبه شود. کششهای خودی، متقاطع، درآمدی، هر رشته فعالیت بیمه ای مورد بررسی بر اساس معادلات (۱۱) الی (۱۵) محاسبه شده است که نتایج آنها در جدول (۴) آورده شده است.

جدول ۴: کشش های سیستم تقاضای تقریباً ایده آل.

کشش های آن	کشش های هیکس			کشش های مارشالی		
	حق بیمه	عمر	حوادث	حق بیمه	عمر	حوادث
درمان	۰/۶۸۵۲	۰/۰۲۸۳	۰/۶۲۱۸	۰/۱۸۳۴۰	-۰/۱۸۶۶	۰/۱۸۱۶
عمر	-۰/۳۲۴۶	-۰/۹۰۴۹	-۰/۴۰۲۹	۱/۳۴۸۴	۰/۳۳۱۲	-۰/۴۶۵۹
حوادث	-۰/۵۵۴۶	۰/۲۲۱۷	-۰/۶۴۱۶	۰/۹۸۶۳	۰/۰۳۶۵	۰/۸۱۰۷

مأخذ: یافته های تحقیق

همان طور که جدول ۴ نشان می دهد، کشش قیمتی خودی هر سه نوع بیمه مورد بررسی منفی است و طبق انتظار بین مقدار تقاضا و قیمت یک رابطه منفی وجود دارد. هر سه گروه؛ بیمه درمانی، عمر و حوادث دارای قدر مطلق کشش قیمتی خودی کوچکتر از یک هستند، این نشان می دهد خانوارها نسبت به قیمت این بیمه ها حساسیت کمتری دارند و با افزایش یک درصد در حق بیمه آنها، مقدار تقاضای آنها کمتر از یک درصد کاهش خواهند یافت. کششهای قیمتی متقاطع نشان می دهد سه بیمه مورد بررسی دارای روابط ناخالص هم جهتی نیستند به طوری که بیمه درمان تکمیلی جانشین ناخالص بیمه های عمر و حوادث است، این در حالی است که بیمه عمر مکمل ناخالص بیمه های درمان و حوادث است، همچنین بیمه حوادث جانشین ناخالص بیمه عمر و مکمل ناخالص بیمه درمان تکمیلی است. با توجه به این روابط اگر حق بیمه درمان افزایش یابد، بیشتر خانوارها برای حفظ این بیمه اقدام به کاهش تقاضای بیمه عمر و حوادث خواهند کرد، در مقابل اگر حق بیمه عمر افزایش یابد خانوارها بیمه های درمان و حوادث را جایگزین آن خواهند کرد. همچنین اگر حق بیمه حوادث افزایش یابد خانوارها سعی خواهند کرد در کنار کاهش تقاضای این نوع بیمه، بیمه عمر را نیز کمتر تقاضا کنند و در مقابل بیمه درمان تکمیلی را جایگزین و تقاضا خواهند کرد. با توجه به اینکه تمام کششهای متقاطع کوچکتر از یک هستند روابط ناخالص بین تمامی بیمه های اشخاص ضعیف است.

مقدار کسشهای مخارجی نشان می‌دهد به ازای یک درصد افزایش در مقدار مخارج کل صرف‌شده بر روی سبد بیمه‌های اشخاص توسط خانوارها، بیمه عمر ۱/۳۴۸۴ درصد افزایش خواهد یافت، این در حالی است که این افزایش تقاضا برای بیمه درمان تکمیلی و حوادث به ترتیب برابر با ۰/۸۳۴۰ و ۰/۹۸۶۳ درصد است. با توجه به کسشهای قیمتی مارشالی و مخارجی می‌توان بیان کرد بیمه عمر خدمتی تجملی و بیمه درمان تکمیلی و حوادث بیمه‌ای خدمتی ضروری برای خانوارها در کشور محسوب می‌شود.

از نظر منطقی و بر اساس معادله اسلاتسکی، این امکان وجود دارد که یک یا دو کالای جانشین هیکس-آلن، مکمل ناخالص هم باشند (لیارد و والترز، ۱۳۷۷). کسشهای قیمتی جبرانی (هیکس) نشان می‌دهد بین هر سه بیمه مورد بررسی رابطه جانشینی خالص وجود دارد. روشن است که هر کالایی باید حداقل یک جانشین از نوع هیکس - آلن داشته باشد، اما ممکن است هیچ‌گونه مکملی نداشته باشد (لیارد و والترز، ۱۳۷۷، ۱۶۶-۱۶۵).

اگرچه کسش قیمتی متقاطع در مورد رابطه جانشینی یا مکمل بودن کالاها اطلاعات مفیدی به دست می‌دهد، ولی در مورد درجات قدرت جانشینی خالص کالاها به مطلبی اشاره نمی‌کند، لذا از کسش جانشینی آلن استفاده می‌شود (لیارد و والترز، ۱۳۷۷). از نظر درجه جانشینی، کسش جانشینی آلن نشان می‌دهد رابطه جانشینی بیمه درمان تکمیلی و حوادث نسبت به رابطه بیمه درمان تکمیلی و عمر ضعیف‌تر است و رابطه جانشینی بیمه درمان تکمیلی و عمر نیز نسبت به رابطه جانشینی بیمه عمر و حوادث ضعیف‌تر است.

در یک نتیجه‌گیری کلی بر اساس کسشهای درآمدی، مارشالی، هیکس و آلن می‌توان گفت اولویت خانوارها در تقاضای بیمه‌های اشخاص به ترتیب بیمه درمان تکمیلی، حوادث و درنهایت نیز بیمه عمر است. بعد از برآورد مدل، مبادرت به محاسبه شاخصهای رفاهی با استفاده از معادلات (۱۹) و (۲۲) شده است، که نتایج آن در جدول ۵ آورده شده است.

جدول ۵: شاخص‌های رفاهی تابع تقاضای تقریباً ایده‌آل برای زمستان ۱۳۹۲ (ارقام به هزار ریال).

سناریو قیمتی	به قیمت ثابت ۱۳۹۰		مقدار C.V. بر اساس سهم مخارج بیمه		مقدار E.V. بر اساس سهم مخارج بیمه	
	C.V	E.V	درمان تکمیلی	حوادث	درمان تکمیلی	عمر
۱/۰۲۵ برابر	۷۱۴	۲۰۴	۴۲۴	۲۳۲	۵۸	۱۲۱
۱/۰۵ برابر	۳۳۱۹	۲۶۳	۱۹۷۰	۱۰۸۱	۲۶۸	۱۵۶
۱/۱ برابر	۵۱۰۲۵	۲۸۴	۳۰۲۸۹	۱۶۶۱۲	۴۱۲۴	۱۶۸
۱/۱۲ برابر	۱۵۳۱۹۷	۲۸۵	۹۰۹۴۰	۴۹۸۷۶	۱۲۳۸۲	۱۶۹

مأخذ: یافته‌های تحقیق

معیار CV گزارش شده در جدول ۵ نشان می‌دهد اگر شرکت‌های بیمه بنا به وجود کژمنشی، کژگزینی یا هر علت دیگر در انتهای زمستان ۱۳۹۲ اقدام به افزایش حق بیمه‌های درمانی تکمیلی، عمر و حوادث به صورت ۱/۰۲۵، ۱/۰۵، ۱/۱ و ۱/۱۲ درصدی می‌کردند، در آن صورت بر اساس سهم مخارج بیمه از مخارج کل سبد بیمه اشخاص خانوار؛ بیمه‌گر باید به ترتیب مبالغ ۴۲۴، ۱۹۷۰، ۳۰۲۷۹ و ۹۰۹۴۰ هزار ریال را به هر قرارداد گروهی بیمه تکمیلی، همچنین مبالغ ۲۳۲، ۱۰۸۱، ۱۶۶۱۲ و ۴۹۸۷۶ هزار ریال به هر بیمه‌نامه عمر و به ازای هر بیمه‌نامه حوادث نیز به ترتیب مبالغ ۵۸، ۲۶۸، ۴۱۲۴ و ۱۲۳۸۲ واحد به صورت یکجا بپردازد تا متوسط بیمه‌گذاران به سطح مطلوبیت اولیه‌ای که قبل از تغییر حق بیمه‌ها داشتند، دست یابند.

معیار EV نیز نشان می‌دهد که بیمه‌گذاران حاضر هستند به جای افزایش حق بیمه‌ها به صورت ۱/۰۲۵، ۱/۰۵، ۱/۱ و ۱/۱۲ درصدی به ترتیب مبالغ ۱۲۱، ۱۵۶، ۱۶۸ و ۱۶۹ هزار ریال به ازای هر بیمه‌نامه گروهی درمان تکمیلی، مبالغ ۶۶، ۸۶، ۹۲ و ۹۳ هزار ریال به ازای هر بیمه‌نامه عمر و مبالغ ۱۶، ۲۱، ۲۳ و ۲۳ هزار ریال به ازای هر بیمه‌نامه حوادث به صورت یکجا به بیمه‌گر پرداخت کنند.

هر چند که متوسط بیمه‌گذاران حاضر هستند در صورت افزایش حق بیمه‌ها مبالغ C.V. را دریافت و یا به شرط عدم افزایش حق بیمه‌ها مبالغ E.V. را پرداخت کنند، اما بهینه این است که بیمه‌گر به جای دریافت و پرداخت یکسان، اقدام به محاسبه مقادیر E.V. و C.V. کل افراد تحت پوشش به تفکیک نوع بیمه کند (به‌عنوان مثال مقادیر E.V. و C.V. توزیع شده بر اساس سهم مخارج را بر تعداد بیمه‌نامه‌های هر رشته

۱. مبالغ مذکور برای بیمه گروهی درمان تکمیلی در ساده‌ترین حالت می‌تواند به ازای فرد از خانوارها توسط کارفرما (شرکت طرف قرارداد بیمه) دریافت و سپس به شرکت بیمه پرداخت شود.

فعالیتی بیمه ضرب کند) و سپس بر اساس میزان ریسک‌گریزی افراد تحت پوشش، این مقادیر را توزیع کند. در این حالت انتظار بر این است که هیچ بیمه‌گذاری از بازار بیمه خارج نشوند. به عبارتی از آنجا که در معیار C.V. سطح مطلوبیت افراد حفظ می‌شود این مبالغ باید برای افرادی با درجه ریسک‌گریزی بالا افزایش و برای افراد با درجه ریسک‌گریزی پایین کاهش یابد. در مقابل از آنجا که در معیار E.V. سطح مطلوبیت بیمه‌گذار برابر سطح مطلوبیتی است که در صورت تغییرات قیمتی (حق‌بیمه‌ها) برای بیمه‌گذار متصور بود، در نتیجه مقادیر E.V. باید از افراد با درجه ریسک‌گریزی پایین به مقدار بیشتر و از افراد با ریسک‌گریزی بالا به مقدار کمتری دریافت شود. در صورت استفاده از هر یک از این رویکردها یا هر دو رویکرد به طور هم‌زمان می‌توان انتظار داشت مارپیچ کژگزینی و کژمنشی (ناکارایی) در بازار بیمه اشخاص به حداقل ممکن برسد.

## نتایج و بحث

### توصیه‌های سیاستی

هدف از این تحقیق برآورد تابع تقاضای بیمه‌های اشخاص (درمان تکمیلی، اشخاص و عمر)، محاسبه انواع کسش‌های تقاضای بیمه‌های مذکور و اندازه‌گیری اثرات رفاهی افزایش حق‌بیمه‌هاست. در این راستا از سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل و داده‌های فصلی طی دوره زمانی ۱۳۸۵-۱۳۹۲ استفاده شد.

نتایج آزمون والد بر روی ضرایب حاصل از برآورد سیستم، حاکی از تأیید قید همگنی برای هر سه معادله و تأیید قید تقارن برای کل سیستم بود. در نتیجه در برآورد نهایی مدل تحقیق به روش ISUR علاوه بر تحمیل قید بودجه، قیود همگنی و تقارن نیز بر مدل تحمیل شدند. محاسبه کسش‌های قیمتی از روی این برآورد نهایی نشان داد که کسش قیمتی خودی هر سه نوع بیمه مورد بررسی منفی و کوچکتر از یک هستند و طبق انتظار بین مقدار تقاضا و قیمت یک رابطه منفی وجود دارد. کسش‌های قیمتی متقاطع نیز نشان داد بیمه درمان تکمیلی جانشین ناخالص بیمه‌های عمر و حوادث، بیمه عمر مکمل ناخالص بیمه‌های درمان و حوادث، همچنین بیمه حوادث جانشین ناخالص بیمه عمر و مکمل ناخالص بیمه درمان تکمیلی است. کلیه کسش‌های متقاطع کوچکتر از یک هستند، بنابراین روابط ناخالص تمام بیمه‌های مورد بررسی ضعیف است. بر اساس کسش مخارجی و کسش‌های قیمتی مارشالی؛ بیمه عمر خدمتی لوکس، بیمه درمان تکمیلی و حوادث خدمتی ضروری هستند. بر اساس کسش‌های قیمتی جبرانی (هیکس) نیز هر سه بیمه مورد بررسی رابطه جانشینی خالصی با یکدیگر دارند و بر اساس کسش جانشینی آن نیز رابطه جانشینی بیمه درمان تکمیلی و حوادث نسبت به رابطه بیمه درمان تکمیلی و این نیز نسبت به رابطه بیمه عمر و حوادث ضعیف‌تر است. با توجه به تمامی این کسش‌ها، از نظر خانوارها بیمه‌های اشخاص به ترتیب درمان تکمیلی، حوادث و عمر اولویت‌بندی می‌شوند.

بر اساس محاسبه شاخصهای رفاهی در سناریوهای افزایش حق‌بیمه‌ها به صورت ۱/۰۲۵، ۱/۰۵، ۱/۱ و ۱/۱۲ درصدی، برای ممانعت از خروج افراد با درجه ریسک‌گریزی بالا از بازار، مقادیر پرداختهای جبرانی به مراتب بیشتر از مقادیر دریافتیهای یکجا بر اساس تغییرات معادل از افراد با درجه ریسک‌گریزی پایین در صورت عدم افزایش حق‌بیمه‌هاست. بر همین اساس می‌توان گفت دریافتی یکجا از افراد با درجه ریسک‌گریزی بالا علاوه بر حق‌بیمه معمول می‌تواند یک جایگزین بهتر برای سیاست افزایش حق‌بیمه‌ها باشد، هر چند در صورت افزایش حق‌بیمه‌ها باید پرداختیهای جبرانی یکجا نیز به کار گرفته شوند.

توصیه می‌شود برای کاهش بیشتر ناکارایی بازار، بیمه‌گران در ابتدا، به تفکیک نوع بیمه، اقدام به تجمیع کل مقادیر جبرانی و مقادیر تغییرات معادل برای بیمه‌گذاران کنند و سپس این مقادیر کل را بر اساس معیارهایی که میزان ریسک‌گریزی افراد تحت پوشش را نشان می‌دهند، بین بیمه‌گذاران توزیع کنند. در این حالت در صورت اجرای سیاست دریافتی یکجا بر اساس معیار E.V. (به جای افزایش حق‌بیمه‌ها)، افراد با درجه ریسک‌گریزی پایین مبالغ بیشتری را به بیمه‌گر پرداخت خواهند کرد و یا در صورت اجرای سیاست افزایش حق‌بیمه‌ها؛ افراد دارای ریسک‌گریزی بالا مقادیر جبرانی بیشتری بر اساس معیار C.V. دریافت خواهند کرد.

## منابع و ماخذ

خسروی‌نژاد، ع.، (۱۳۸۸). اندازه‌گیری اثرات رفاهی حذف یارانه کالاهای اساسی بر خانوارهای شهری ایران. پژوهشهای بازرگانی، شماره ۵، صص ۱-۳۱.

داودی، پ. سالم، ع.ا.، (۱۳۸۵). اثر تغییر قیمت بنزین بر رفاه خانوارها در دهکهای مختلف درآمدی. پژوهشنامه اقتصادی، دوره ۶، شماره ۴، صص ۴۸-۱۵.

ابوالفضل شاه‌آبادی و همکاران

رئیزی، پ. قادری، ح. نصرت‌نژاد، ش.، (۱۳۸۵). رابطه متغیرهای کلان اقتصادی با میزان فروش بیمه‌نامه‌های درمان مکمل: ۱۳۶۸-۱۳۸۲. فصلنامه مدیریت سلامت، دوره ۹، شماره ۴، صص ۷-۱۶.

شرزه‌ای، غ.ع. ماجد، و.، (۱۳۸۶). انتخاب نامساعد و امکان استقرار قراردادهای سازگار اطلاعاتی «شواهدی از بازار بیمه تصادفات اتومبیل ایران». فصلنامه تحقیقات اقتصادی، دوره ۴۲، شماره ۳، صص ۷۵-۱۰۰.

طالقانی، م. تقی‌زاده، م.ر.، (۱۳۸۹). اثر عناصر الگوی مدیریت منسجم خدمات بر میزان تمایل به خرید بیمه‌نامه‌های عمر و پس‌انداز. فصلنامه صنعت بیمه، سال بیست و پنجم، شماره ۲، صص ۲۷-۵۰.

فتحی‌زاده، ح.، (۱۳۷۶). بررسی عوامل مؤثر بر بازار بیمه اشخاص در ایران. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی دانشگاه مازندران.

کشاوری‌حداد، غ.ر. زمردی انباجی، م.، (۱۳۸۸). انتخاب نامساعد و مخاطرات اخلاقی در بازار بیمه درمان ایران. فصلنامه تحقیقات اقتصادی. دوره ۴۴، شماره ۸۷، صص ۱۳۹-۱۶۳.

لیارد، پی.آر. جی. ا.ا. والترز، (۱۹۲۶). تئوری اقتصاد خرد. ترجمه شاکری، ع.، ۱۳۷۷، تهران: نشر نی.

مهدوی، غ.، فرزین‌وش، ا.ا. حسن‌زاده مقیمی، آ.، (۱۳۸۹). تحلیل وجود کژگزینی در بازار بیمه عمر ایران. فصلنامه صنعت بیمه. سال بیست و پنجم، شماره ۹۷، صص ۳-۳۹.

هادیان، م.، قادری، ح. معینی، م.، (۱۳۸۵). تخمین تابع تقاضای بیمه درمان مکمل، مطالعه موردی: شرکت سهامی بیمه ایران. فصلنامه پژوهشهای اقتصادی، سال ۶، شماره ۴، صص ۶۷-۸۲.

دقیقی اصلی، ع.ر.، فقیه نصیری، م. آقاسی کرمانی، ص.، (۱۳۸۹). برآورد تابع تقاضای بیمه درمان مکمل در صنعت بیمه کشور. فصلنامه صنعت بیمه، سال ۲۵، شماره ۹۹، صص ۱۱۹-۱۴۳.

Costa, F.J.; Vilalta, M., (2004). Preference for national health service use and the demand for private health insurance in Spain. The Geneva Papers on Risk and Insurance, 29(4), pp. 705-718.

Creedy, J., (1998). Measuring the welfare effect of price changes: A convenient parametric approach. Australian Economic papers, Blackwell publishing, 37(2), pp. 137-151.

Deaton, A.S.; Muellbur, J., (1980). An almost ideal demand system. American Economic Review, 70(3), pp. 312-326.

Green, R.; Alston, J.M., (1990). Elasticities in AIDS models. American Journal of Agricultural Economics, 72(2), pp. 442-445.

Jeske, K.; Kitao, S., (2009). U.S tax policy and health insurance demand: Can a regressive policy improve welfare?. Journal of Monetary Economics, 56(3), pp. 210-221.

Krueger, A.B.; Kuziemko, I., (2013). The demand for health insurance among uninsured Americans: Results of a survey experiment and implications for policy. Journal of Health Economics, 32(3), pp. 780-793.

Mahdzan, N.S.; Victorian, S.M.P., (2013). The determinants of life insurance demand: A focus on saving motives and financial literacy. Asian Social Science, 9(5), pp. 274-284.

Mott, D.A.; Cline, R.R., (2015). Exploring the demand for a voluntary medicare prescription drug benefit. AAPS PharmSci, 5(2), pp. 22-37.

Pauly, M.K.; Withers, K.S.; Viswanathan, J.; Lemaire, J.; Hershey, K.A.; Asch, D.A., (2003). Price elasticity of demand for term life insurance. NBER Working Paper 9925.