

برآورد تمایل به پرداخت برای بیمه درمانی تکمیلی با استفاده از روش ارزشگذاری مشروط (CV) و مدل رگرسیون لاجیت

احمد جعفری صمیمی*

سعید کریمی پتانلار**، تیمور محمدی***، موسی ناتار****

چکیده

خدمات درمانی دولتی در ایران بصورت محدود می‌باشد و سهم پرداخت از جیب افراد از هزینه‌های درمانی بالا می‌باشد. بیمه تکمیلی، امکان خرید خدمات و پوشش بیمه‌ای بیشتر و گسترده‌تر را به افراد می‌دهد و آنها را در مواجهه با مخارج سنگین درمانی محافظت می‌کند. مشخص نبودن میزان تمایل به پرداخت برای بیمه‌های تکمیلی یکی از موانع اصلی گسترش صنعت بیمه می‌باشد. تحقیق حاضر به محاسبه میزان تمایل به پرداخت کارکنان کارگاه‌های صنعتی کوچک در ۷ منطقه تهران، شیراز و بندرعباس برای بیمه تکمیلی با استفاده از روش ارزش‌گذاری مشروط در سال ۱۳۹۶ پرداخته است. بر اساس نتایج بدست آمده از الگوی لاجیت، میزان تمایل به پرداخت بیمه درمانی تکمیلی برابر با ۷۰/۲۳ هزار تومان بوده است. همچنین وضعیت تحصیلات، وضعیت اشتغال، درآمد واقعی، سابقه بیماری، وضعیت سلامتی، تعداد مراجعه به پزشک، هزینه واقعی سلامت و رضایت از خدمات درمانی از عوامل اثرگذار بر روی تمایل به پرداخت افراد هستند.

* استاد گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، jafarisa@umz.ac.ir

** دانشیار گروه اقتصاد دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، s.karimi@umz.ac.ir

*** دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، ایران، تهران، atmahmadi@gmail.com

**** دانشجوی دکتری اقتصاد پیخش عمومی، دانشکده علوم اقتصادی و اداری دانشگاه مازندران، ایران (نویسنده مسئول)، musatatar@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۱۲/۱۶، تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۳/۲۵

کلیدواژه‌ها: تمایل به پرداخت، هزینه‌های درمان، بیمه خدمات درمانی تکمیلی، ارزشگذاری مشروط، الگوی رگرسیون لاجیت.

طبقه‌بندی JEL: D36, D91, D12

۱. مقدمه

سلامت به عنوان یک نوع سرمایه انسانی، نقش مهمی در فرایند توسعه هر کشوری ایفا می‌کند و دسترسی به خدمات مراقبت بهداشتی و درمانی یک حق بین‌الادین انسانی است (Sirag et al. 2017). بیمه درمانی یکی از پایه‌های سیستم خدمات درمانی در کشورهای در حال توسعه و نیز توسعه یافته می‌باشد. بیمه درمانی نقش مهمی در دستیابی افراد جامعه به پوشش فراگیر خدمات سلامت و کاهش بار مالی هزینه‌های درمان و محافظت افراد در مقابل هزینه‌های سنگین درمانی که عمدتاً غیرمنتظره می‌باشند را دارد. سیستم‌های خدمات درمانی همواره با کمبود منابع مالی مواجه می‌باشند (Luyten et al. 2016). در نتیجه بیمه‌های درمانی که توسط دولتها ارائه می‌شوند شامل خدمات محدودی می‌باشند و در بیشتر موارد افرادی که از خدمات درمانی و بهداشتی استفاده می‌کنند بایستی بخشی از هزینه‌ها را پرداخت نمایند. از این رو با وجود پوشش بیمه‌ای در برخی موارد افراد با هزینه‌های سنگین خدمات درمانی مواجه می‌شوند.

شیوه تأمین هزینه‌های بخش بهداشت و درمان با توجه به نظام تأمین مالی در کشورهای مختلف، متفاوت است و ممکن است از مالیات عمومی، مالیات خاص برای این بخش، درآمدهای نفتی، بیمه تأمین اجتماعی (به صورت پرداخت قسمتی از حقوق)، بیمه‌های درمان خصوصی و نیز از پرداخت مستقیم مردم تأمین شود. علی‌رغم منابع موجود، سیستم خدمات درمانی همواره با چالش‌هایی همچون: تغییرات جمعیتی سریع، پیری جمعیت، افزایش هزینه‌ها، افزایش انتظارات کاربران و تغییر الگوهای بیماری مواجه می‌باشد (Walshe & Smith 2011). این چالش‌ها باعث افزایش سریع هزینه‌ها و تقاضای خدمات درمانی می‌شود، در حالی که منابع تأمین مالی خدمات درمانی محدود باقی می‌ماند. بعلاوه با توجه به عدم اطمینان در مورد بازار و قیمت نفت، بعنوان منبع مهم تأمین مالی بخش خدمات بهداشت و درمان، آینده سازمانی نظام تأمین مراقبت‌های بهداشتی و درمانی در کشورهای نفتی توسط دانشگاهیان و سازمان‌های بین‌المللی سلامت مورد سوال قرار گرفته است (Al-Hanawi 2018).

ایران نیز از این قضیه مستثنی نمی‌باشد و در دهه‌های اخیر شاهد نوسانات قیمت‌های نفت و به تبع آن بودجه کشور متحمل نوسانات شدیدی بوده است (اصغرپور و برادران خانیان، ۱۳۹۷: ۲). کاهش درآمدهای نفتی در سال‌های اخیر نیز به دولت این اجازه را نمی‌دهد که سهم افراد را در پرداخت هزینه‌های درمان کاهش دهد و یا خدمات گستردتر و پوشش بیشتری را به بیمه‌شدگان ارائه دهد. بعد از طرح تحول نظام سلامت، پوشش بیمه‌ای در ایران به بیش از نواد درصد رسیده است (Doshmangir et al. 2019). این در حالی است سهم مشارکت و میزان پرداخت از جیب هزینه خدمات درمانی در ایران بسیار بالا و تقریباً سه برابر متوسط جهانی می‌باشد (Polanco et al. 2019). طی سال‌های ۱۳۷۴ الی ۱۳۹۳ تقریباً نیمی از هزینه‌های درمانی توسط خانوارها پرداخت شده است (بهزادیفر و همکاران، ۱۳۹۷). به منظور افزایش و گسترش خدمات درمانی دولت مجبور به تأمین مالی از طریق افزایش سهم افراد در هزینه‌های خدمات درمانی دولتی می‌باشد که با افزایش مضاعف میزان پرداخت از جیب افراد همراه می‌باشد. بعلاوه سیاست‌های اینچنینی خصوصاً همواره با نارضایتی افراد همراه می‌باشد. در نتیجه ارائه خدمات گستردتر و یا پوشش بیمه‌ای بیشتر از توان مالی دولت خارج می‌باشد.

بیمه تکمیلی به عنوان یک بیمه مکمل در حضور بیمه‌های درمانی، امکان خرید خدمات و پوشش بیمه‌ای بیشتر و گستردتر را که در بیمه درمانی موجود نمی‌باشد را به افراد می‌دهد و آنها را در مواجهه با مخارج سنگین درمانی و پرداخت از جیب محافظت می‌کند. کشورهایی نظیر استرالیا، ایرلند و انگلستان از انواع مختلف بیمه‌های تکمیلی بهره برده‌اند (Dormont 2019). طی سال‌های ۱۳۸۲ الی ۱۳۸۷ بیش از ۱۰ درصد خانوارهای ایرانی با مخارج سنگین درمانی مواجه شده‌اند (Kavosi et al. 2014). این در حالی است که وجود بیمه تکمیلی می‌تواند این افراد را در مقابل مخارج سنگین درمانی محافظت نماید و بعنوان ابزاری جهت کاهش هزینه‌های مستقیم درمانی بکار برود (Kavosi et al. 2019). یکی از موانع گسترش بیمه به ویژه بیمه‌های تکمیلی عدم مشخص بودن میزان تمایل به پرداخت برای این بیمه‌ها است. عدم توجه به محاسبات بیمه‌ای در قانون و دیدگاه‌های حمایتی سیاست‌گذاران در این زمینه و اداره امور بیمه‌های درمانی عمدتاً به صورت حمایتی منجر به این شده است که حق بیمه‌های دریافتی توسط مراجع بیمه‌گذار تعیین گردد و به همین دلیل با هزینه‌های انجام شده تطابق نداشته است. ارزشگذاری مشروط یک روش ترجیحی بیان شده است که به طور گستردۀای برای ارزیابی تعدیلات عمومی از طریق ایجاد ارزش

های تمایل به پرداخت (Willingness To Pay (WTP)) مورد استفاده قرار گرفته است. این یک رویکرد فرضی است و زمانی که قیمت‌ها برای کالاهای خدمات در دسترس نیست با بدست آوردن اطلاعات در مورد ترجیحات فردی افراد استفاده می‌شود. در این روش از افراد در مورد ترجیحات فردی و تعیین اینکه چه آنها مایلند برای کالاهای خدمات عمومی پرداخت کند سوال می‌شود تا میزان تمایل به پرداخت آنها مشخص گردد (Mitchell & Carson 2013).

مطالعات متعدد در مورد تمایل به پرداخت برای بیمه درمانی با استفاده از روش ارزشگذاری مشروط در کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته، از جمله کشورهای کمدرآمد، با درآمد متوسط و با درآمد بالا انجام شده است (Bock et al. 2016). با این حال، چنین مطالعاتی در کشورهای در حال توسعه خاورمیانه به ندرت انجام شده است. از طرفی تمرکز مطالعات بر روی بیمه تکمیلی بعنوان یک خدمت بیمه برای افرادی که دارای بیمه درمانی می‌باشند نبوده است. با توجه به چالش‌های مالی بیمه در ایران از قبیل محدودیت منابع و همچنین عدم ثبات منابع بعلت نوسانات درآمدهای نفتی، امکان گسترش خدمات و کاهش سهم افراد در هزینه‌های درمانی مقدور نمی‌باشد. از این رو بیمه تکمیلی ظرفیت بالایی در گسترش خدمات درمانی و حمایت افراد در مقابل هزینه‌های درمانی که توسط بیمه پوشش نیافته است را دارد و می‌تواند از تحمیل هزینه‌های سنگین درمانی به خانوارها جلوگیری نماید. این مطالعه در زمینه وضع حق بیمه دقیق و حساب شده برای بیمه تکمیلی و اهمیت پیدا می‌نماید و می‌تواند از جهت سیاست‌گذاری ارایه خدمات بیمه تکمیلی و گسترش بازار این بیمه‌ها مورد توجه شرکت‌های بیمه قرار گیرد. این مطالعه به دنبال تعیین تمایل به پرداخت بیمه‌های تکمیلی و عوامل موثر بر آن با استفاده از روش ارزشگذاری مشروط (Contingent Valuation(CV) است.

ادامه مقاله به شرح زیر ساختار یافته است: بخش دوم مقاله مروری بر ادبیات مربوطه خواهد بود، در بخش سوم مقاله، داده‌ها و روش‌شناسی بیان می‌گردد. بخش چهارم، نتایج حاصل از تحقیق و بخش پنجم نیز نتیجه‌گیری را ارائه می‌دهد.

۲. مبانی نظری و پیشینه تحقیق

۱.۲ مبانی نظری

بازارها برای کالاها و خدمات غیر بازاری مانند هواي پاك و آب، امکانات بهداشتی و محیط زیست وجود ندارند و از اين رو، ارزش اقتصادي آنها و اينکه مردم چقدر مایل به پرداخت آن هستند تعیین نشده است. تمایل به پرداخت به طور گسترده‌ای در مبانی نظری به ویژه در مباحث مربوط به بازاریابی، اقتصاد محیط زیست، اقتصاد حمل، بهداشت و مراقبت‌های درمانی مورد مطالعه و بررسی قرار گرفته است. امروزه بیشترین سهم مطالعات بر امکان‌سنجی اندازه‌گیری مستقیم تمایل به پرداخت اشخاص یا خانوارها برای کالاهایی که بازار ندارند، با به کارگیری روش‌های مورد بررسی تمرکز کرده است. با این حال، تمایل به پرداخت در مباحث مربوط به مراقبت‌های درمانی، به طور گسترده‌ای بررسی نشده است. در ادبیات اقتصادی، دو روش اصلی که به طور گسترده‌ای برای تعیین تمایل به پرداخت مورد استفاده قرار گرفته است که عبارتند از آزمون انتخاب گستته، که با عنوان تجزیه و تحلیل ترکیبی نیز شناخته می‌شود و روش ارزش‌گذاری مشروط (Bonet & Karama 2018). آزمون انتخاب گستته بر این فرضیه استوار است که هر کالا یا خدمتی با خواص (ویژگی‌های) خود به بهترین نحو تعریف می‌شود و اینکه ارزش هر کالا یا خدمتی به ماهیت و سطح این ویژگی‌ها بستگی دارد (Ryan & Gerard 2003). آزمون انتخاب گستته یک شاخص سنجش و ارزیابی فرضی مبتنی بر ویژگی است قضیه ثابت شده آن این است که یک خانوار منطقی همیشه جایگزینی انتخاب می‌کند که دارای بالاترین سطح مطلوبیت انتظاری است. آزمون انتخاب گستته به پژوهشگر اجازه می‌دهد که سیاست را با این هدف مدل‌سازی کند که برای ویژگی‌های مربوطه قابل مشاهده و عینی بوده و اولویت‌ها را برای این ویژگی‌های مختلف تعیین کند.

شاکلی (Shackley 1995) شرح داده‌اند که روش آزمون انتخاب گستته مزایایی نسبت به سایر روش‌ها دارد: اول اینکه روش آزمون انتخاب گستته شرح می‌دهد پاسخ دهنده‌گان چگونه با ویژگی‌ها سر و کار داشته باشند؛ دوم اینکه توانایی پژوهشگر برای اولویت‌بندی ویژگی‌های مختلف کالا و خدمت را در سوال خود شناسایی می‌کند؛ سوم اینکه روش‌های بهینه ارائه کالا و خدمات را در سوال خود بررسی می‌کند؛ و چهارم، آدامویچ و همکاران (Adamowicz et al. 1998) استدلال می‌کنند که آزمون‌های انتخاب گستته با توجه به مبانی نظری خود، اعتبار و قابلیت اعتماد بالاتری دارند. با این حال، رایان و واتسون (Ryan &

Watson 2009) بیان کردند که شواهد اندکی برای حمایت از این ادعای رایج وجود دارد که برآوردهای مبتنی بر آزمون انتخاب گستته بیشتر از ارزش‌گذاری مشروط، اعتبار دارد. ارزش‌گذاری مشروط به عنوان یکی از ابزارهای استاندارد و انعطاف‌پذیر می‌باشد و برای اندازه‌گیری ارزش‌های غیرمصرفی و ارزش‌های مصرفی غیربازاری کالاها و خدمات به کار می‌رود. این روش ابتدا توسط کیراسی (Ciriacy-Wantrup 1947) در سال ۱۹۴۷ پیشنهاد شد، ولی داویس (Davis 1963) برای اولین بار در سال ۱۹۶۳ به طور تجربی از این روش استفاده کرد. روش ارزش‌گذاری مشروط تلاش می‌کند تا تمایل به پرداخت را تحت سناریوهای بازار فرضی معین، تعیین کند. به عبارت دیگر، روش ارزش‌گذاری مشروط تلاش می‌کند تا بفهمد چطور پاسخگویان تحت سناریوهای بازار فرضی مطمئن، راضی به دریافت و یا پرداخت هستند.

به طور معمول برای اندازه‌گیری تمایل به پرداخت پیشنهادی در بررسی ارزش‌گذاری مشروط از پرسشنامه انتخاب دوگانه دو بعدی (Double-Bounded Dichotomous Choice) استفاده می‌شود. روش انتخاب دوگانه (DC) (Dichotomous Choice) اولین بار توسط بیشاپ و هبرلین (Bishop & Heberling 1979) در سال ۱۹۷۹ ارائه شد. در این روش پاسخگویان فقط یک پیشنهاد را بین تعدادی از پیشنهادهای از پیش تعیین شده انتخاب می‌کنند. پاسخگویان در مواجهه با قیمت پیشنهادی تحت یک موقعیت بازار فرضی، فقط پاسخ «بلی» یا «خیر» می‌دهند. کارسون و هانمان، در سال ۱۹۸۵ (Carson & Hanemann 1985) روش انتخاب دوگانه را تعدیل و اصلاح کردند و نتیجه آن، روش انتخاب دوگانه دو بعدی بود که این روش مستلزم تعیین و انتخاب یک پیشنهاد بیشتر نسبت به پیشنهاد اولیه است. پیشنهاد بیشتر به جواب «بله» یا «خیر» یا واکنش پاسخگو در پیشنهاد اولیه بستگی دارد. تعیین ارزش دقیق و درست حداقل تمایل به پرداخت تا حد زیادی به روش بررسی بستگی دارد. به طور معمول مصاحبه رو در رو کاربردی‌ترین و کاراترین ابزار است. برای تعیین مدل برای اندازه‌گیری تمایل به پرداخت، فرض می‌شود که افراد مبلغ پیشنهادی برای خدمت مورد نظر را براساس بیشینه کردن مطلوبیت خود در شرایط زیر می‌پذیرد یا آن را به طور دیگری رد می‌کند:

$$U(1, Y - A; S) + \varepsilon_1 \geq U(0, Y; S) + \varepsilon_0 \quad (1)$$

مطلوبیت غیرمستقیمی است که فرد به دست می‌آورد. Y و A به ترتیب درآمد فرد، مبلغ پیشنهادی و S دیگر ویژگی‌های اجتماعی-اقتصادی است که تحت تأثیر شرایط فرد قرار دارد. ϵ_0 و ϵ_1 متغیرهای تصادفی با میانگین صفر هستند که به طور برابر و مستقل توزیع شده‌اند.

تفاوت مطلوبیت (ΔU) می‌تواند به صورت زیر توصیف شود:

$$\Delta U = U(1, Y - A; S) - U(0, Y; S) + (\epsilon_1 - \epsilon_0) \quad (2)$$

در صورتی که ΔU بزرگتر از صفر باشد، به این معنی است که پاسخ دهنده‌گان مطلوبیت خود را با گفتن "بله" و موافقت با پرداخت مبلغی برای استفاده از خدمت بیشینه می‌کنند. به دیگر سخن، پذیرش فرد برای پرداخت تابعی است از Y ، A و S . پس متغیر وابسته برای ارزش‌گذاری خدمت کیفی بوده و تنها مقادیر صفر به معنی عدم پذیرش و یک به معنی پذیرش را اختیار می‌کند.

فرمت پرسشنامه دوگانه در بررسی ارزش‌گذاری، دارای یک متغیر وابسته با انتخاب دوگانه است که به مدل کیفی انتخابی نیاز دارد. به طور معمول مدل‌های لاجیت و پرایت برای روش‌های انتخاب کیفی مورد استفاده قرار می‌گیرند.

این مدل نوع خاصی از رگرسیون است که متغیر وابسته آن به صورت اسمی یا ترتیبی (کیفی) می‌باشد. واضح است که در صورت اسمی یا ترتیبی بودن متغیر وابسته نمی‌توان از مدل‌های رگرسیونی ساده استفاده نمود زیرا فرض نرمال بودن متغیر وابسته دیگر مصدق نخواهد داشت. به طور کلی مدل لاجیت شبیه به مدل‌های رگرسیون معمولی است با این تفاوت که روش تخمین ضرایب یکسان نمی‌باشد. در مدل لاجیت به جای حداقل کردن مربعات خطاهای احتمالی را که یک واقعه رخ می‌دهد، حداقل می‌کند.

احتمال (P_1) اینکه فرد یکی از پیشنهادها (A) را پذیرد، براساس مدل لاجیت به

صورت زیر بیان می‌شود:

$$P_1 = F_{\eta}(\Delta U) = \frac{1}{1+\exp(-\Delta U)} = \frac{1}{1+\exp\{-(\alpha+\beta A+y Y+\theta S)\}} \quad (3)$$

و احتمال اینکه که فرد هیچ‌کدام از پیشنهادها را نپذیرد به صورت:

$$1 - P_1 = \frac{1}{1+\exp(\Delta U)} = \frac{1}{1+\exp\{(\alpha+\beta A+y Y+\theta S)\}} \quad (4)$$

است و $F_{\Delta U}$ تابع توزیع تجمعی با یک اختلاف لاجستیک استاندارد است و بعضی از متغیرهای اجتماعی-اقتصادی در این تحقیق را شامل می‌شود. ضرایب θ, γ, β برآورد شده‌ای هستند که انتظار می‌رود $0 \leq \beta < 0$ و $0 > \gamma > \theta$ باشند. چنانچه رابطه (pi) را بر رابطه (1-pi) تقسیم کرده و از آن لگاریتم طبیعی بگیریم، خواهیم داشت:

$$L_i = \ln\left(\frac{P_i}{1-P_i}\right) = dU = \alpha + \beta A + \gamma Y + \theta S \quad (5)$$

در رابطه (5) تابع L بیانگر L نسبت احتمال پذیرش مبلغ پیشنهادی به احتمال پذیرفتن آن است که به تابع لاجیت معروف است. پارامترهای مدل لاجیت با استفاده از روش حداکثر درستنمایی که رایج‌ترین روش برای تخمین مدل لاجیت است، برآورد می‌شوند. سپس مقدار انتظاری تمایل به پرداخت با انتگرال‌گیری عددی در محدوده صفر تا بالاترین پیشنهاد (A) به صورت زیر پیشنهاد می‌شود:

$$E(WTP) = \int_0^{\max B} \frac{\exp(\alpha' + \beta B)}{1 + \exp(\alpha' + \beta B)} dB = \int_0^{\max B} \frac{1}{1 + \exp[-(\alpha' + \beta B)]} dB \quad (6)$$

که (6) در رابطه $E(WTP)$ مقدار انتظاری تمایل به پرداخت است و α' عرض از مبدا تعديل شده است. همچنین β ضریب تخمین زده شده پارامتر پیشنهاد (BID) است که پارامتر اصلی مدل خواهد بود. α' که در رابطه (7) مشخص می‌باشد به وسیله جمله اجتماعی-اقتصادی به جمله عرض از مبدا اصلی α اضافه شده است.

$$\alpha' = \alpha + \gamma Y + \theta S \quad (7)$$

که در رابطه (7)، α' عرض از مبدا تعديل شده، α جمله عرض از مبدا اصلی، γ و θ ضریب برآورد شده پارامترهای اجتماعی-اقتصادی، S پارامترهای جمله اجتماعی-اقتصادی می‌باشد. مدل‌های لاجیت ممکن است به شکل تابع لگاریتمی یا خطی برآورد شوند. مدل لاجیت خطی مدلی مناسب و به نسبت آسانی برای محاسبه متوسط تمایل به پرداخت می‌باشد.

با وجود اینکه امکان دارد افراد از نظر تمامی ویژگی‌های اقتصادی و اجتماعی یکسان باشند، باز هم ممکن است نسبت به پذیرفتن بیمه پذیرش بیمه نظرات متفاوتی داشته باشند.

مهمترین عامل برای این تفاوت‌ها، می‌تواند نحوه برخورد فرد با ریسک باشد. افراد در مواجهه با ریسک و ناظمینانی به سه دسته دوستدار ریسک، ریسک گریز و ریسک خشی طبقه‌بندی می‌شوند. برای درک بهتر فرض می‌کنیم تابع مطلوبیت افراد به صورت یک تابع صعودی پیوسته از ثروت باشد که با استفاده از واحد پولی اندازه گیری می‌شود. بخت آزمایی (وضعیت نامطمئن) $L = (P, W1, W2)$ را در نظر می‌گیریم. این بخت آزمایی بیان می‌کند که ثروت فرد با احتمال p برابر $W1$ با احتمال $(1 - p)$ برابر $W2$ خواهد بود. امید ریاضی و یا ارزش انتظاری این بخت آزمایی به صورت زیر خواهد بود.

$$E(W) = PW1 + (1 - P)W2$$

(۸)

در این صورت می‌توان افراد دوستدار ریسک و ریسک گریز و بی‌تفاوت به ریسک را به صورت زیر تعریف کرد.

با توجه به مطالب بالا فرد ریسک گریز به فردی گفته می‌شود که مطلوبیت حاصل از ارزش انتظاری بخت آزمایی و یا ارزش انتظاری بخت آزمایی او بزرگتر از ارزش انتظاری مطلوبیت باشد.

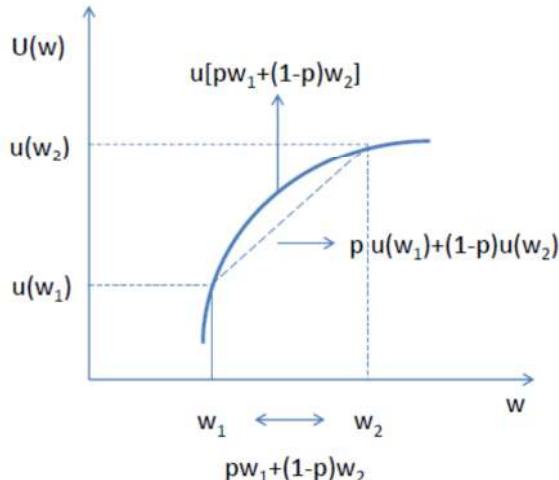
$$U[PW1 + (1 - P)W2] > PU(W1) + (1 - P)U(W2)$$

(۹)

با توجه به اینکه تابع مطلوبیت u رابه صورت تابعی از متغیر ثروت در نظر گرفته ایم، تعریف بالا به لحاظ ریاضی بیانگر یک تابع مطلوبیت اکیدا مقعر است. زیرا با توجه به شکل (۱)، زمانی تابع مطلوبیت، $u = u(w)$ بیانگر تابع مطلوبیت فرد ریسک گریز است که داشته باشیم:

$$\frac{d^2u}{du^2} < 0$$

(۱۰)



نمودار (۱). تابع مطلوبیت فرد ریسک گریز (Mas-Colell et al. 1995)

در مقابل فردی در یک بخت آزمایی (وضعیت نامطمئن)، ریسک پذیر خوانده می‌شود که مطلوبیت ارزش انتظاری ثروت برای او کوچکتر از مطلوبیت انتظاری (ارزش انتظاری مطلوبیت) باشد. یعنی:

$$U[PW_1 + (1 - P)W_2] < PU(W_1) + (1 - P)U(W_2) \quad (11)$$

بنابراین زمانی تابع مطلوبیت $u = u(w)$ بیانگر تابع مطلوبیت فرد ریسک پذیر است که داشته باشیم:

$$\frac{d^2u}{du^2} > 0 \quad (12)$$

همچنین فردی نسبت به ریسک بیتفاوت است که، مطلوبیت ارزش انتظاری ثروت برای او برابر با مطلوبیت انتظاری (ارزش انتظاری مطلوبیت) باشد. یعنی :

$$U[PW_1 + (1 - P)W_2] = PU(W_1) + (1 - P)U(W_2) \quad (13)$$

بنابراین زمانی تابع مطلوبیت $u = u(w)$ بیانگر تابع مطلوبیت فرد پذیر است که داشته باشیم:

$$\frac{d^2u}{du^2} = 0 \quad (14)$$

حال فرض می‌کنیم که فرد دارای ثروتی با ارزش w باشد. پیش‌بینی می‌شود احتمال اینکه این مصرف‌کننده با بیماری مواجه گردد برابر p باشد و در اثر این بیماری زیانی برابر A به این فرد وارد خواهد شد. بنابراین می‌توان گفت که این مصرف‌کننده با یک وضعیت نامطمئن به صورت $L = (p, A - W, W)$ روبرو است، زیرا همانطور که ذکر گردید با احتمال P بیماری رخ داده و دارایی مصرف‌کننده به $A - W$ کاهش خواهد یافت و از طرف دیگر اگر بیماری رخ ندهد که احتمال آن $(1-P)$ است، دارایی مصرف‌کننده همان W باقی خواهد ماند. فرض می‌کنیم که مصرف‌کننده می‌خواهد خود را در مقابل بیماری بیمه کند میزان حداکثر نرخ بیمه که فرد به شرکت بیمه می‌دهد تا بیمه‌گر متعهد شود که فرد را در مقابل بیماری بیمه نماید و هزینه‌های درمان بیماری را تقبل کند را با R نشان می‌هیم. این مقدار برای ما مجھول می‌باشد. تحت این شرایط اگر فرد بیمار شود و اگر نشود فرد از داشتن ثروت $W-R$ مطمئن خواهد بود. با این اوصاف می‌توان گفت که حداکثر مقدار R که فرد حاضر است بپردازد مبلغی است که این فرد را نسبت به وضعیت نامطمئن $L = (p, A - W, W)$ و وضعیت مطمئن داشتن دارایی $W-R$ بی‌تفاوت نماید. بدین منظور باید مطلوبیت ناشی از داشتن ثروت مطمئن R با مطلوبیت انتظاری وضعیت نامطمئن $L = (p, A - W, W)$ برابر باشد. یعنی:

$$U(W - R) = PU(A - W) + (1 - P)U(W) \quad (15)$$

با توجه به مطالب ذکر شده، احتمال آنکه بیماری اتفاق بیافتد و خسارت A حادث گردد برابر P می‌باشد، بنابراین ارزش انتظاری زیان ناشی از بیماری برابر با $P.A$ خواهد بود. از آنجایی که شرکت‌های بیمه تمایل دارند علاوه بر جبران هزینه خود، شود هم بدست آورند، بنابراین نرخ بیمه را در سطحی بالاتر از $P.A$ تعیین می‌کنند. فرض نماییم که شرکت بیمه نرخ بیمه را در سطح Z ریال تعیین می‌نماید که $Z > P.A$ باشد. از میان افراد ریسک پذیر، ریسک گریز و ریسک خشی مقدار R محاسبه شده فقط برای فرد ریسک گریز می‌تواند بیشتر از $P.A$ باشد و افراد ریسک پذیر و ریسک خشی حاضر نخواهند بود مبلغی بیشتر از $P.A$ را به شرکت بیمه بپردازند و در نتیجه این افراد اقدام به خرید بیمه نخواهند کرد. حال در مورد افراد ریسک گریز می‌توان چنین بحث نمود که اگر برای وی مقدار نرخ بیمه‌ای که شرکت بیمه قصد دارد اخذ نماید (Z) بزرگتر از مقدار R محاسباتی وی باشد، در این صورت حتی فرد ریسک گریز نیز حاضر به خرید بیمه نخواهد بود. ولی اگر مقدار Z کوچکتر و یا مساوی با R باشد، فرد ریسک گریز اقدام به خرید بیمه نخواهد کرد.

۲.۲ پیشینه تحقیق

مطالعات اقتصادی در حوزه بیمه، سابقه تاریخی بسیار طولانی دارد و ادبیات پژوهشی بسیار قوی در این رابطه وجود دارد. تمایل به پرداخت در طیف گسترده‌ای از ادبیات مورد بحث قرار گرفته است. این مقالات تلاش کرده‌اند عوامل موثر بر تقاضای بیمه درمانی را شناسایی کنند. آمانکوا (Amankwah 2018) در مطالعه خود به بررسی میزان تمایل به پرداخت خدمات بهداشتی و درمانی در جوامع روستایی ایالت کنتاکی آمریکا پرداخت. نتایج مدل لاجیت ترکیبی نشان داد که پاسخ دهنده‌گان به طور متوسط در هر سال مایل به پرداخت ۶۹/۹ دلار برای استفاده از خدمات یک مرکز درمانی می‌باشند. الحناوی و همکاران (Al-Hanawi et al. 2018) به بررسی امکان‌پذیری و پذیرش اصلاحات تامین مالی مراقبت‌های درمانی با بررسی تمایل به پرداخت خانواده‌ها برای یک طرح بیمه درمانی ملی در عربستان با استفاده از روش ارزش‌گذاری مشروط پرداختند. آنها با استفاده از پرسشنامه و مصاحبه رو در رو در استان جده طی یک دوره ۵ ماهه از ۱۱۸۷ سرپرست خانوار خواستند که تمایل به پرداخت خود را برای یک طرح بیمه بهداشتی ملی مشارکتی بیان کنند. بیش از دو سوم (۶۹/۶٪) نشان دادند که مایل بودند در یک طرح بیمه بهداشتی ملی مشارکت کنند و بهای آن را پرداخت کنند. تمایل به پرداخت برابر با ۵۰ ریال سعودی (۱۳۳۳ دلار آمریکا) به ازای هر عضو خانوار در هر ماه بود. نتایج تحقیق نشان داد که اندازه خانوار، رضایت از کیفیت خدمات بهداشت عمومی، آگاهی در مورد تامین مالی مراقبت‌های درمانی، آموزش و درآمد، عامل اصلی تعیین‌کننده تمایل به پرداخت هستند.

بونت و کامارا (Bonet & Kamara 2018) در مطالعه خود به بررسی میزان تمایل و توانایی پرداخت حقوق بیمه در میان کارکنان بخش غیررسمی برای بیمه درمانی در سیرالون طی دوره زمانی ۱۳۹۰-۲۰۱۰ پرداختند. بر اساس نتایج بدست آمده با استفاده از مدل لاجیت با اثرات تصادفی، خانواده‌ها مایلند برای بیمه درمانی که دارای پوشش بهتر باشد، امکان انتخاب ارائه دهنده (عمومی و غیرعمومی) را به آنها بدهد و زمان انتظارکمتری را دارا باشند هزینه نمایند. باسورث و همکاران (Bosworth et al. 2015) در مطالعه‌ای با عنوان "حداکثر تمایل به پرداخت سیاست‌های سلامت عمومی جهت درمان بیماری‌ها" به بررسی تقاضا و تضاد ارائه خدمات درمانی عمومی در ایالات متحده پرداختند. آن‌ها بدین منظور از حداکثر تمایل به پرداخت نهایی استفاده کردند و با استفاده از داده‌های اخذ شده از ایالت‌های مختلف، یک مدل جهت تعیین مقدار تقاضا برای سیاست‌های درمانی ارائه شده

عمومی بسط دادند. مدل آنها این بیانگر این بود که مطلوبیت و به تبع آن تمایل به پرداخت به جنسیت، سن، نژاد، درآمد، ترکیب قومی و همچنین منافع شخصی فرد پاسخ دهنده از سیاست و طرز برخورد فرد نسبت به مداخله دولت و همچنین کل تخصیص بودجه مراقبت‌های بهداشتی، بستگی دارد. مطالعه آن‌ها به دلیل اینکه عوامل و ویژگی‌های اجتماعی و اعتقادی را نیز علاوه بر عوامل اقتصادی در نظر گرفته بود دارای قوت می‌باشد.

تامبور و همکاران (Tambor et al. 2014) در مقاله‌ای با عنوان "تمایل به پرداخت خدمات مراقبت‌های درمانی با تأمین مالی عمومی در کشورهای اروپای مرکزی و شرقی: شواهدی از شش کشور بر پایه روش ارزش‌گذاری مشروط"، به بررسی توانایی و میزان تمایل به پرداخت خدمات درمانی پرداختند. آن‌ها با استفاده از داده‌های اخذ شده در کشورهای بلغارستان، مجارستان، لیتوانی، لهستان، رومانی و اوکراین در سال دریافتند که اکثر مشتریان خدمات درمانی این شش کشور تمایل دارند که قیمت رسمی خدمات مراقبت‌های درمانی که کیفیت مناسب و دسترسی سریعی داشته باشد را پردازنند. همچنین تمایل به پرداخت بوسیله عدم توانایی مالی جهت خرید خدمات و به میزان کمتری بوسیله عدم تمایل محدود شده است. تامبور و همکاران بیان نمودند که روش ارزش‌گذاری مشروط، می‌تواند به تصمیم گیرندگان اطلاعات وسیعی را جهت تسهیل اجرای سیاست‌هایی که هزینه مشارکتی دارند را ارائه دهد.

کاظمیان و جوادی نسب (۱۳۹۵) با بررسی روند توسعه بیمه‌های اختیاری درمان، برای اولین بار تمایل به پرداخت خانوارها در جمعیت فعلی کم‌درآمد در بخش غیررسمی اشتغال برای بیمه درمان را با هدف پوشش کشوری این بیمه‌ها مورد ارزیابی قرار داده‌اند. اطلاعات مورد نیاز از داده‌های ثبتی طی دوره زمانی ۱۳۶۶ تا ۱۳۸۸ استخراج گردیده و از تحلیل رگرسیونی جهت تحلیل داده‌ها برای تعیین حق بیمه خانوارها و مشارکت دولت، استفاده شده است. این پژوهش سهم حق بیمه خانوارها و سهم مشارکت دولت برای بیمه درمان اختیاری را در سه دهک اول شهری برآورد نموده است. همچنین ضرایب کشش به دست آمده، نشان می‌دهد که با کاهش مشارکت مالی دولت در حق بیمه درمان، تأثیر این متغیر بر تمایل به پرداخت خانوارهای کم‌درآمد برای بیمه‌های اجتماعی درمان از نوع بیمه اختیاری کاهش می‌یابد، و در مقابل، بر تأثیر شاخص اقتصادی-اجتماعی خانوارها در تابع تمایل به پرداخت افزوده می‌شود.

عسکری و همکاران (۲۰۰۴)، میزان تمایل به پرداخت برای بیمه بهداشت و درمان در روستاهای ایران را اندازه‌گیری کردند و نتیجه گرفتند که اکثر خانوارهای روستایی متناسب با وضعیت اقتصادی و اجتماعی خود و همچنین درک فواید قرار گرفتن در پوشش بیمه، تمایل دارند که قسمتی از درآمد خود را برای بیمه بهداشت و درمان پردازنند.

مطالعات متعدد تقاضای بیمه را از دیدگاه اقتصاددانان مورد تجزیه و تحلیل قرار داده و نشان دادند که چگونه ویژگی‌های جمعیت شناختی مانند سن، تحصیلات، اندازه خانواده، درآمد و ثروت بر تصمیم خرید بیمه اثر می‌گذارد. با این حال، یافته‌های مطالعات با یکدیگر سازگار نمی‌باشد و ارتباط بین متغیرهای جمعیت شناختی و اجتماعی اقتصادی و تمایل بیمه‌گذار برای خرید بیمه، مثبت، منفی یا غیر قابل توجیه است (Schneider 2004). توضیح احتمالی برای چنین یافته‌های متناقضی ممکن است این واقعیت باشد که این مطالعات، تفاوت‌های میان افراد در ترجیحات ریسک را نادیده گرفته‌اند، که با توجه به عدم اطمینان حول درآمد و یا رویدادهای غیرمنتظره، در تصمیم‌گیری خانوار برای خرید بیمه نقش مهمی ایفا می‌کند. بعضی از نویسندها، نقش نگرش نسبت به ریسک رفتار خرید بیمه را مورد بررسی قرار دادند (Szpiro 1985; Hoy & Robson 1981). آنچه از جستجوی مطالعات انجام شده توسط محققین در داخل بر می‌آید نشان می‌دهد در حوزه مطالعه بیمه تکمیلی مطالعات گسترده‌ای انجام نشده است. این موضوع به خصوص در مورد روش و سطح بررسی مورد نظر در این پژوهش مصدق دارد.

۳. روش‌شناسی تحقیق

بر اساس هدف تحقیق، پژوهش حاضر از نوع کاربردی است چرا که هدف از انجام آن برآوردهای تمایل به پرداخت برای بیمه درمانی تکمیلی از طریق رهیافت الگوی لاجیت و ارائه پیشنهادات مناسب در این زمینه است. از سوی دیگر براساس نحوه گردآوری داده‌ها، از آنجا که در این پژوهش به توصیف و تشریح رابطه بین متغیرها و توصیف نظرات آزمودنی‌های تحقیق در خصوص مولفه‌ها و شاخص‌های موجود در پرسشنامه پرداخته می‌شود، روش پژوهش پیمایشی است؛ بنابراین، این تحقیق از نوع تحقیقات توصیفی-پیمایشی است. و در نهایت، این پژوهش از حیث ارتباط بین متغیرهای تحقیق از نوع علی است.

حدود مکانی پژوهش، کارکنان کارگاه‌های کوچک منتخب در ۷ منطقه ایران در تهران، شیراز و بندرعباس و حدود زمانی پژوهش سال ۱۳۹۶ بوده است. در تحقیق حاضر از هر دو روش کتابخانه‌ای و میدانی جهت گردآوری داده‌ها و اطلاعات مورد نیاز تحقیق استفاده شده است. روش کتابخانه‌ای، عمدتاً در تدوین فصل مبانی نظری تحقیق استفاده گردیده است.

پرسشنامه‌ای که جهت این تحقیق طراحی گردیده است شامل سوالات عمومی و اختصاصی است. بخش اول به جمع‌آوری اطلاعات جمعیت شناختی پاسخ‌دهندگان پرداخته و بخش دوم پرسش‌های مربوط به متغیرهای اقتصادی، اجتماعی و وضعیت سلامت فرد می‌باشد. این متغیرها برگرفته شده از مطالعات تجربی داخلی و خارجی انجام شده در زمینه موضوع بوده است.

روش‌های متعددی برای تعیین روایی ابزار اندازه‌گیری وجود دارد. که یکی از مهم‌ترین آنها روایی محتوایی است که معمولاً در ادبیات و پیشینه در خصوص حوزه مطالعه وجود دارد و یا توسط افراد متخصص در موضوع مورد مطالعه انجام می‌گیرد. بنا به گفته سرمهد و همکاران (۱۳۸۴) به عبارت روشن‌تر ابزار اندازه‌گیری روا ابزاری است که همان چیزی را بسنجد که مورد نظر است. معمولاً افراد متخصص در موضوع مورد مطالعه آن را می‌سنجند. از این رو اعتبار محتوا به قضاوت داوران بستگی دارد.

با توجه به این که در این تحقیق برای هر یک از متغیرها خرده مقیاس‌هایی مشخص شده است که این شاخص‌ها در ادبیات نظری مطرح هستند و همچنین مرتبط بودن آن شاخص با متغیر مورد نظر توسط روایی محتوایی پذیرفته شده است. در جدول (۱)، با بررسی مهم‌ترین مطالعات صورت گرفته، متغیرهای کلیدی تاثیرگذار بر تمایل پرداخت بیمه درمان ذکر شده است.

جدول (۱). متغیرهای کلیدی تاثیرگذار بر تمایل پرداخت بیمه درمان در مطالعات تجربی

متغیرهای کلیدی	کشور مورد بررسی
جنسیت، سن، وضعیت ازدواج، تحصیلات، سطح بیماری، درآمد، نوع بیمه درمانی، هزینه مراقبت‌های بهداشتی و پرداخت از جیب	آلمان (Bock et al. 2016)
حضور فرزندان، سن، جنسیت، درآمد، ازدواج، تحصیلات و نژاد	ایالات متحده (Bosworth et al. 2015)

سن، تحصیلات، سابقه بیمه، اندازه خانواده، ثروت و درآمد، شغل، موقعیت جغرافیایی، جمعیت، دسترسی به تلفن، دسترسی به آب لوله کشی، دسترسی به حمل و نقل عمومی، واحد مراقبت‌های بهداشتی پزشک تمام وقت و نیمه وقت و خصوصی، دسترسی به داروخانه، فاصله تا نزدیکترین بیمارستان شهری، رضایت از امکانات بهداشتی در نزدیکی شهر	ایران عسگری و همکاران (۲۰۰۴)
سن، جنسیت، وضعیت اجتماعی-اقتصادی، تعداد افرادی که نیاز به مداخله دارند، وضعیت سلامت پیش از مداخله و وضعیت سلامت پس از مداخله	هلند (Van der Wulp et al. 2012)
سن، جنسیت، درآمد سالانه، سیاست بیمه خصوصی، تاریخچه بستری شدن و سطح آمادگی ذهنی	ژاپن (Yasunaga et al.)
سن، جنسیت، تحصیلات، وضعیت ثروت، اندازه خانوار و حضور اعضای بیمار	تanzania (Chomi et al. 2015)
جنسیت، اندازه خانواده، سابقه بیمه، سن، تحصیلات، سابقه بستری، ناتوانی، بهداشت (متغیر خوداظهاری)، مصرف مواد مخدر، بیمار زیر ۵ سال، سن بیش از ۶۵ سال، وضعیت ازدواج و وضعیت استخدام	ایران نصرت‌نژاد و همکاران (۱۳۹۳)

منبع: مطالعات تجربی مربوطه و محقق

با توجه به جدول (۱) و سایر مطالعات تجربی ارائه شده در فصل دوم، متغیرهای مهم اثرگذار بر تمایل به پرداخت بیمه تکمیلی درمان به صورت جدول (۲) شناسایی شده اند.

جدول (۲). متغیرهای انتخابی تاثیرگذار بر تمایل پرداخت بیمه درمان در پژوهش

متغیرها	گروه		
	وضعیت اجتماعی و اقتصادی	مشخصات	وضعیت سلامتی
سن	درآمد	تحصیلات	وضعیت سلامتی خود ارزیابی
جنسیت	تحصیلات	وضعیت ازدواج	سطح رضایت از سیستم مراقبت بهداشتی
سابقه بیماری	وضعیت ازدواج	تعداد اعضای خانوار	سایه بیماری
فرد در معرض ریسک (سن بیش از ۶۰ سال)	وضعیت استخدام	پرداخت از جیب	رضایت از امکانات بهداشتی در نزدیکی شهر

منبع: مطالعات تجربی مربوطه و محقق

روش‌های مختلفی برای سنجش پایایی وجود دارد. در این پژوهش به منظور سنجش پایایی سوالات، یک نمونه اولیه شامل ۳۰ پرسشنامه پیش‌آزمون توزیع گردید و سپس با استفاده از داده‌های به دست آمده از پرسشنامه، میزان ضریب اعتماد با روش آلفای کرونباخ توسط نرم افزار SPSS22 محاسبه گردید. ضریب آلفای کرونباخ برای متغیرهای مورد مطالعه با توجه به گوییهای در نظر گرفته شده در سطح مقیاس لیکرت بزرگتر از مقدار ۰/۷ بود و نشان داد که ابزار اندازه‌گیری از قابلیت بالایی برخوردار است.

۴. تجزیه و تحلیل داده‌ها

این تحقیق که از روش ارزشگذاری مشروط و تمایل به پرداخت و لاجیت بهره می‌گیرد، با استفاده از تکنیک پرسشنامه‌ای و انجام می‌شود. انتخاب افراد مورد سوال از طریق نمونه-گیری تصادفی بوده و به روش مصاحبه رودررو پرسشنامه‌ها تکمیل شده و در مرحله نهایی پس از اخذ تخمین داده‌ها با استفاده از نرم افزار STATA 15 انجام شده است.

۱.۴ توصیف و تحلیل داده‌های تحقیق

جدول(۳). آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

کشیدگی	چولگی	انحراف معیار	حداقل	حداکثر	میانه	میانگین	آماره	
							جنسیت (مرد=۱، زن=۰)	Gender
۱/۱۱	-۰/۳۴	۰/۴۹	۰	۱	۱	۰/۵۸		
۸/۰۹	۲/۶۶	۰/۳۰	۰	۱	۰	۰/۱۰	سن بالای ۶۰ سال (بلی=۱، خیر=۰)	Over 60
۲/۶۶	۰/۰۵	۱/۲۶	۱	۷	۳	۳/۳۲	تعداد اعضای خانوار (نفر)	Family Member

بررسی مسائل اقتصاد ایران، سال ششم، شماره اول، بهار و تابستان ۱۳۹۸ ۹۸

۲/۷۸	۰/۰۵	۰/۸۹	۱	۵	۳	۲/۸۱	وضعیت تحصیلات، (ابتداي=۱، سيكل=۲، دپلم=۳، فوق دپلم و лиسانس=۴، فوق лиسانس و بالاتر=۵)	Education
۱/۴۹	-۰/۷۰	۰/۴۷	۰	۱	۱	۰/۶۷	وضعیت اشتغال (شاغل=۱، بیکار=۰)	Employment
۲/۴۲	-۰/۰۸	۰/۶۳/۰۹	۳۶۵	۲۴۵۰	۱۴۵۰	۱۴۹۰/۳۰	درآمد واقعی (هزار تومان)	Incomereal
۲/۹۱	۱/۳۸	۰/۴۱	۰	۱	۰	۰/۲۲	سابقه بیماری (بیماری) سابقه مزمون=۱، عدم سابقه=۰)	History
۲/۲۵	-۰/۱۶	۰/۹۳	۱	۵	۴	۲/۶۴	وضعیت سلامتی (بد=۱، قابل قبول=۲، خوب=۳، خوب خیلی=۴، عالی=۵)	Health Status
۲/۳۷	۰/۳۸	۱/۱۵	۱	۵	۳	۲/۶۷	تعداد مراجعت به پژوهش (تعداد)	Reference

برآورد تمایل به پرداخت برای بیمه درمانی تکمیلی با استفاده از ... ۹۹

۲/۰۷	۰/۴۳	۴۱/۶۳	۲۰	۱۴۵	۵۵	۶۸/۲۴	هزینه واععی سلامتی (هزار تومان)	HealthCostreal
۲/۹۷	-۰/۰۳	۰/۹۸	۱	۵	۴	۳/۳۸	رضایت از سیستم خدمات درمانی (کاملاً ناراضی)=۱, ناراضی=۲, بی=۳, تفاوت=۴, راضی=۵, کاملاً راضی=۵	Satisfaction
۱/۸۱	۰/۴۸	۲۱/۵۹	۳۰	۹۰	۵۰	۵۵/۴۸	میزان شروع تمایل به پرداخت (هزار تومان)	Start Willingness
۱/۰۴	-۰/۱۹	۰/۵۰	۰	۱	۱	۰/۵۵	تمایل به پرداخت (قبول) اولین پیشنهاد=۱, رد اولین پیشنهاد=۰	WTP

ماخوذ: یافته‌های پژوهش

با بررسی آمار جمعیت شناسی تحقیق، مشخص شد که از تعداد ۳۸۹ نفر نمونه آماری پژوهش، ۲۲۷ نفر مرد و ۱۶۲ نفر زن می‌باشند. بیشترین درصد نمونه آماری پژوهش سطح تحصیلات خود را دیپلم و کمترین درصد نمونه آماری پژوهش سطح تحصیلات خود را فوق لیسانس و بالاتر عنوان نموده‌اند. از تعداد ۳۸۹ نفر نمونه آماری پژوهش، ۳۴۹ نفر شاغل و ۴۰ نفر بیکار می‌باشند. همچنین ۳۴۹ نفر متاهل و ۴۰ نفر مجرد می‌باشند.

۲.۴ بررسی توزیع داده‌ها با استفاده از آزمون کولموگروف- اسمیرنوف

به منظور استفاده از تکنیک‌های آماری ابتدا باید مشخص شود که داده‌های جمع آوری شده از توزیع نرمال یا غیر نرمال برخوردار است؟ در جدول (۴)، نتایج نرمال بودن توزیع داده‌ها با استفاده از آزمون کولموگروف اسمیرنوف ارائه شده است.

با توجه به جدول ذیل مقدار سطح معنی داری برای تمامی متغیرها کمتر از مقدار خطای ۵٪ است. بنابراین توزیع فراوانی گویی‌های متغیرها مورد نظر دارای توزیع نرمال نیستند. اما بنا بر قضیه حد مرکزی، با توجه به اینکه تعداد حجم نمونه ۳۸۹ نفر بوده است، می‌توان گفت که متغیرها به سمت توزیع نرمال میل می‌کنند.

جدول (۴). نتایج نرمال بودن توزیع داده‌ها با استفاده از آزمون کولموگروف اسمیرنوف

سطح معناداری	آماره آزمون	تعداد نمونه	متغیرها
.	۰/۳۸	۳۸۹	Gender
.	۰/۵۳	۳۸۹	Over60
.	۰/۱۶	۳۸۹	Familymember
.	۰/۲۲	۳۸۹	Education
.	۰/۴۲	۳۸۹	Employment
.	۰/۱۷	۳۸۹	Incomereal
.	۰/۴۸	۳۸۹	History
.	۰/۲۱	۳۸۹	HealthStatus
.	۰/۲۱	۳۸۹	Reference
.	۰/۲۰	۳۸۹	HealthCostreal
.	۰/۲۴	۳۸۹	Satisfication
.	۰/۲۲	۳۸۹	StartWillingness
.	۰/۳۶	۳۸۹	WTP

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۳.۴ نتایج برآورد الگوی لاجیت

در این تحقیق به دنبال بررسی این موضوع هستیم که تمایل به پرداخت برای بیمه درمانی تکمیلی با استفاده از رهیافت الگوی لاجیت به چه میزان بوده است. جدول (۶)، نتایج

حاصل از برآورد الگوی لاجیت را نشان می‌دهد. در مدل لاجیت ضرایب برآورده شده اولیه فقط عالیم تأثیر متغیرهای توضیحی را روی احتمال پذیرش متغیر وابسته نشان می‌دهند. بر اساس نتایج بدست آمده، متغیرهای جنسیت، سن بالای ۶۰ سال، تعداد اعضا خانوار، وضعیت سلامت و تعداد مراجعات به پزشک تأثیر معنی‌داری بر تمایل به پرداخت بیمه درمانی تکمیلی نداشتند.

ضرایب برآورده شده برای متغیر وضعیت تحصیلات در سطح خطای ۵٪، مثبت و برابر با ۱/۵۲ است. این موضوع بدین معنی است که بین وضعیت تحصیلات و احتمال تمایل به پرداخت بیمه درمانی تکمیلی، رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. ضرایب برآورده شده برای متغیر وضعیت اشتغال در سطح خطای ۵٪، مثبت و برابر با ۰/۰۱۶ است. این موضوع بدین معنی است که بین وضعیت اشتغال و احتمال تمایل به پرداخت بیمه درمانی تکمیلی، رابطه مثبت و معناداری وجود دارد.

ضرایب برآورده شده برای متغیر درآمد واقعی در سطح خطای ۵٪، مثبت و برابر با ۰/۰۰۲۴۷ است. این موضوع بدین معنی است که بین درآمد واقعی و احتمال تمایل به پرداخت بیمه درمانی تکمیلی، رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. ضرایب برآورده شده برای متغیر سابقه بیماری در سطح خطای ۵٪، مثبت و برابر با ۶/۷۵۵۹ است. این موضوع بدین معنی است که بین سابقه بیماری و احتمال تمایل به پرداخت بیمه درمانی تکمیلی، رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. ضرایب برآورده شده برای متغیر وضعیت سلامتی در سطح خطای ۵٪، منفی و برابر با ۰/۹۸۳ است. این موضوع بدین معنی است که بین وضعیت سلامتی و احتمال تمایل به پرداخت بیمه درمانی تکمیلی، رابطه منفی و معناداری وجود دارد. ضرایب برآورده شده برای متغیر تعداد مراجعات به پزشک در سطح خطای ۵٪، منفی و برابر با ۰/۶۵۶ است. این موضوع بدین معنی است که بین تعداد مراجعات فرد به پزشک و احتمال تمایل به پرداخت بیمه درمانی تکمیلی، رابطه منفی و معناداری وجود دارد. ضرایب برآورده شده برای متغیر هزینه واقعی سلامتی در سطح خطای ۵٪، مثبت و برابر با ۰/۰۴۳۷۹ است. این موضوع بدین معنی است که بین هزینه واقعی سلامتی و احتمال تمایل به پرداخت بیمه درمانی تکمیلی، رابطه مثبت و معناداری وجود دارد.

ضرایب برآورده شده برای متغیر رضایت از سیستم خدمات درمانی در سطح خطای ۵٪، مثبت و برابر با ۱/۳۵۶۲ است. این موضوع بدین معنی است که بین رضایت و احتمال تمایل به پرداخت بیمه درمانی تکمیلی، رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. ضرایب برآورده

شده برای متغیر میزان شروع تمایل به پرداخت در سطح خطای ۵٪، منفی و برابر با ۰/۲۶۳ است. این موضوع بدین معنی است که بین میزان شروع تمایل به پرداخت و احتمال تمایل به پرداخت بیمه درمانی تکمیلی، رابطه منفی و معناداری وجود دارد.

همچنین با توجه به نتایج مندرج در جدول شماره (۶) که ضریب تعیین مک فادن مدل مربوط به آزمون مدل ۸۷/۰ است. این عدد بدین معناست که ۸۷ درصد تغییرات متغیر وابسته توسط مجموعه‌ی متغیرهای مستقل مذبور توضیح داده شده می‌شود.

علاوه بر این، با توجه به اینکه احتمال آماره LR کمتر از ۵٪ است، می‌توان گفت که در سطح اطمینان ۹۵٪ این مدل معنی‌دار بوده و از اعتبار بالایی برخوردار بوده است. به منظور بررسی برآذش مدل برآورد شده از آزمون هاسمر-لموشواستفاده شده است. با توجه به اینکه احتمال آماره آزمون هاسمر-لمشو بزرگتر از ۰/۰۵ محاسبه شده است، بنابراین مدل برآورد شده از برآذش مناسبی برخوردار است و متغیرهای توضیحی توانایی توضیح تمایل به پرداخت را دارند.

(۶). نتایج حاصل از آزمون مدل با استفاده از الگوی لاجیت جدول

P> z	آماره z	ضریب	متغیرها
۰/۶۲	۰/۵۰	۱/۹۱۶۵۱	عرض از مبدأ
۰/۴۶	۰/۷۴	۰/۴۹۶۵۶	جنسیت
۰/۷۷	۰/۲۹	۰/۳۹۰۲۰	سن بالای ۶۰ سال
۰/۹۳	-۰/۰۹	-۰/۰۲۹۵۳	تعداد اعضای خانوار
۰/۰۰۳*	۲/۹۵	۱/۵۲۰۴۷	وضعیت تحصیلات
۰/۰۱۶*	۲/۴۱	۲/۲۳۵۴۶	وضعیت اشتغال
۰/۰۱۴*	۲/۴۶	۰/۰۰۲۴۷	درآمد واقعی
۰/۰۰۳*	۳/۰۰	۶/۷۵۰۹۱	سابقه بیماری
۰/۰۸	-۱/۸۳	-۰/۹۸۳۵۲	وضعیت سلامتی
۰/۱۷	-۱/۳۸	-۰/۶۵۶۰۲	تعداد مراجعات به پزشک
۰/۰۰۳*	۲/۹۵	۰/۰۴۳۷۹	هزینه واقعی سلامتی
۰/۰۰۲*	۳/۰۴	۱/۳۵۶۲۴	رضایت
*	-۵/۴۴	-۰/۲۶۳۰۳	میزان شروع تمایل
			Startwillingness

برآورد تمایل به پرداخت برای بیمه درمانی تکمیلی با استفاده از ... ۱۰۳

به پرداخت	ضریب تعیین مک فادن
۰/۸۷	ضریب تعیین مک فادن
۴۶۸/۱۰	آماره LR
۰/۰۰	احتمال آماره RL
۴/۶۱	آماره هاسمر - لمشو
۰/۸۰	احتمال هاسمر - لمشو

*معنادار در سطح خطای ۵ درصد

منبع: یافته‌های پژوهش

بر اساس نتایج مدل برآورد شده با استفاده از الگوی لاجیت، مقدار عرض از مبدأ تعديل شده برابر با ۱۸/۴۷ است. و همچنین β ضریب تخمین زده شده پارامتر پیشنهاد ۰/۲۶۳۰۳ است. مقدار انتظاری متوسط WTP تقریبی پس از برآورد پارامترهای مدل لاجیت با استفاده از روش حداکثر درستنمایی، به وسیله انتگرال گیری عددی از سطح زیر منحنی تقاضای افراد در محدوده صفر تا بالاترین میزان شروع تمایل به پرداخت در رابطه (۱۵) به صورت زیر محاسبه گردید:

$$WTP = \int_0^{90} \frac{1}{1+exp\{-18.4775737+(0.26303b)\}} db = 70.23 \quad (15)$$

با محاسبه انتگرال معین بالا، متوسط تمایل به پرداخت شهروندان جهت بیمه درمانی تکمیلی ۷۰/۲۳ هزار تومان به دست می‌آید.

۵. بحث و نتیجه‌گیری

بیمه‌های درمانی نقش مهمی را در دسترسی به مراقبت‌های پزشکی و کاهش هزینه‌های درمانی جیب ایفا می‌کنند و از این رو مانع از مرگ غیر ضروری و افزایش رفاه می‌شود. بیمه‌های تکمیلی میزان پوشش محدود بیمه‌های درمانی را گسترده‌تر کرده و افراد را از پرداخت هزینه‌های سنگین خدمات درمانی که مورد پوشش بیمه درمانی قرار نمی‌گیرد را محافظت می‌نماید. روش ارزش گذاری مشروط کاربرد زیادی را در برآورد میزان تمایل به پرداخت کالاها و خدمات که ارزش آنها تعیین نشده مانند بیمه‌های درمانی تکمیلی دارد. لذا هدف اصلی تحقیق حاضر نیز برآورد تمایل به پرداخت برای بیمه درمانی تکمیلی با استفاده از رهیافت الگوی لاجیت و روش ارزش گذاری مشروط در سال ۱۳۹۶ بوده است.

بر اساس نتایج بدست آمده، متوسط تمایل به پرداخت شهر وندان جهت بیمه درمانی تکمیلی با استفاده از الگوی لاجیت برابر با $70/23$ هزار تومان می‌باشد. این میزان تقریباً برابر با 5 درصد میانگین افراد حاضر در تحقیق می‌باشد. بعلاوه 55 درصد افراد اولین مبلغ پیشنهادی برای بیمه تکمیلی را پذیرفتند که نشان از تمایل بالای افراد برای داشتن خدمات بیمه تکمیلی می‌باشد. همچنین نتایج این مطالعه نشان داد که وضعیت تحصیلات، وضعیت اشتغال، درآمد واقعی، سابقه بیماری، وضعیت سلامتی، سرپرست خانوار، هزینه واقعی سلامتی و رضایت از بیمه خدمات درمانی از عوامل بسیار تأثیرگذار بر روی تمایل به پرداخت خانوارها هستند. از طرفی جنسیت، تعداد اعضای خانوار، بالاتر بودن سن فرد از شخص سال، تعداد مراجعات فرد به مراکز درمانی و همچنین وضعیت سلامت فرد به طور معنی‌داری بر روی میزان تمایل به پرداخت تأثیرگذار نبودند.

این مطالعه دارای محدودیت‌های نیز می‌باشد. از بعد نمونه، این مطالعه در هفت منطقه ایران انجام شده و با وجود اینکه سعی شده در نمونه‌گیری موارد مختلفی از جمله وجود کلان‌شهر، شهر متوسط و کوچک انجام گیرد افزایش حجم نمونه و گسترش حوزه جغرافیایی می‌تواند به نتایج دقیق‌تر منجر گردد. از طرفی با توجه به شرایط اقتصادی موجود در کشور و وجود تورم بالا، پیش از هرگونه استفاده سیاستی از میزان تمایل به پرداخت محاسبه شده، این میزان باقیتی تعديل و به روزرسانی گردد.

نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که بخش عمده‌ای از افراد شرکت کننده در این تحقیق متقارضی بیمه تکمیلی می‌باشند. بیمه تکمیلی با ارائه خدمات گسترده‌تر محدودیت‌های خدمات بیمه‌های درمانی مورد پوشش قرار می‌دهد و افراد را در مواجهه با هزینه‌های سنگین خدمات درمانی حمایت می‌نماید. حمایت و بسترسازی برای توسعه بیمه تکمیلی باقیتی مد نظر سیاست‌گذاران قرار گیرد. دولت می‌تواند از طریق اطلاع رسانی و آگاهانسازی افراد در خصوص مزایای بیمه تکمیلی استقبال مردم از بیمه تکمیلی را افزایش داده و از طرف دیگر با ایجاد شرایط رقابتی در بازار بیمه، موجب تقویت بنگاه‌ها و افزایش حجم بازار در این صنعت گردد.

کتاب‌نامه

اصغرپور، حسین، برادران خانیان، زینب. (۱۳۹۷). اثرات نامتقارن درآمدهای نفتی بر کسری بودجه دولت در ایران: رویکرد رگرسیون کوانتاپل. بررسی مسائل اقتصاد ایران. شماره ۵. ص ۲۷-۱.

کاظمیان، محمود و جوادی نسب، حمیده. (۱۳۹۵). ارزش‌گذاری اقتصایی و ارزیابی تأثیر سیاست‌های گسترش بیمه‌های اجتماعی درمان بر تمایل به پرداخت خانوارهای کم‌درآمد در بخش غیررسمی اشتغال. پژوهش‌های رشد و توسعه پایدار (پژوهش‌های اقتصادی). شماره ۱۶. ص ۱۹-۱.

سرمه، زهره و عباس بازرگان و الهه حجازی. (۱۳۸۴). روش‌های تحقیق در علوم رفتاری، انتشارات آگا، تهران.

نصرت‌نژاد، شیرین، پوررضا، ابوالقاسم، معینی، مریم و حیدری، حسن. (۱۳۹۳) عوامل موثر بر تقاضای بیمه درمان خصوصی در تهران. بیمارستان. شماره ۱۳. ص ۴۷-۴۴.

- Sirag, A., Nor, N. M., Law, S. H., Abdullah, N. M. R., & Lacheheb, M. (2017). The impact of health financing and CO₂ emission on health outcomes in Sub-Saharan Africa: A cross-country analysis. *GeoJournal*, 82(6), 1247-1261.
- Luyten, J., Naci, H., & Knapp, M. (2016). Economic evaluation of mental health interventions: an introduction to cost-utility analysis. *Evidence-Based Mental Health*, 19, pp. 49-53.
- Walshe, K., & Smith, J. (Eds.). (2011). *Healthcare management*. McGraw-Hill Education (UK).
- Al-Hanawi M, K,. (2017). The healthcare system in Saudi Arabia: How can we best move forward with funding to protect equitable and accessible care for all? *Int J Healthc*. 2017; 3(2):78-94.
- Doshmangir L, Bazyar M, Najafi B, Haghparast-Bidgoli H. (2019). Health financing consequences of implementing health transformation plan in Iran: achievements and challenges. *International Journal of Health Policy and Management*. 2019;8(6):384-386.
- Polanco, V. P., Abalu, O., Abuawad, A., & Segura, L. (2019). Out-of-Pocket Health Expenditure Remains High Among Iranians. *American Journal of Public Health*, 109(4), 520-520.
- Behzadifar M, Beyranvand T, Jafari M, et al. A Description of the Temporal Pattern of Out-of-Pocket Expenditure Related to Iranian Healthcare Services during 1995–2014. *Iranian journal of public health*. 2018;47(10):1552.
- Dormont, B. (2019). Supplementary Health Insurance and Regulation of Healthcare Systems. *Oxford Research Encyclopedia of Economics and Finance*. 2019.
- Mitchell, R. C., & Carson, R. T. (2013). Using surveys to value public goods: the contingent valuation method. Rff Press.
- Kavosi, Z., Keshtkaran, A., Hayati, R., Ravangard, R., Khammarnia, M. (2014) Household financial contribution to the health System in Shiraz, Iran in 2012. *International Journal of HealthPolicy and Management*. 2014;3(5):243. doi:10.15171/ ijhpm.2014.87
- Kavosi, Z., Norouz Sarvestani, E., Bordbar, N., Bayati, M., & Lotfi, F. (2019). Influencing Factors on Buying Health Supplemental Insurance by the Staff of Shiraz University of Medical Sciences. *Journal of Health Management & Informatics*, 6(3), 119-125.
- Bock, J. O., Heider, D., Matschinger, H., Brenner, H., Saum, K. U., Haefeli, W. E., & König, H. H. (2016). Willingness to pay for health insurance among the elderly population in Germany. *The European Journal of Health Economics*, 17(2), 149-158.

- Jofre-Bonet, M., & Kamara, J. (2018). Willingness to pay for health insurance in the informal sector of Sierra Leone. *PloS one*, 13(5), e0189915.
- Ryan, M. and K. Gerard (2003). Using Discrete Choice Experiment to Value Health Care Programmes: Current Practice and Future Research Reflections. *Applied Health Economics and Health Policy*, 2 (1): 55-64.
- Shackley, P. and M. Ryan (1995). Assessing the Benefits of Healthcare: How Far Should We Go? *Quality in Healthcare*, 4 (3): 207-213.
- Adamowicz, W., P. Boxall, P. Williams and J. Louviere (1998). A Stated Preference Approaches for Measuring Passive Use Values: Choice Experiments and Contingent Valuation. *American Journal of Agricultural Economics*, 80: 64-75.
- Ryan, M., Watson, V., & Entwistle, V. (2009). Rationalising the 'irrational': a think aloud study of discrete choice experiment responses. *Health economics*, 18(3), 321-336.
- Portney, P. R. (1994). The contingent valuation debate: why economists should care. *Journal of Economic perspectives*, 8(4), 3-17.
- Davis, Alison (2012). Kentucky Healthcare Market Report. Lexington, KY: Community and Economic Development Initiative of Kentucky. University of Kentucky College of Agriculture.
- Bishop, R. C., & Heberlein, T. A. (1979). Measuring Values of Extra-Market Goods: Are Indirect Method Biased. *American Journal of Agricultural Economics*, 61(5), 926-930.
- Hanemann, W. (1985). Some Issues in Continuous and Discrete Response Contingent Valuation Studies. *Northeast Journal of Agricultural Economics*, 14: 5–13.
- Mas-Colell, A., Whinston, M. D., & Green, J. R. (1995). Microeconomic theory (Vol. 1). New York: Oxford university press.
- Al-Hanawi, M. K., Vaidya, K., Alsharqi, O., & Onwujekwe, O. (2018). Investigating the Willingness to Pay for a Contributory National Health Insurance Scheme in Saudi Arabia: A Cross-sectional Stated Preference Approach. *Applied health economics and health policy*, 16(2), 259-271.
- Bosworth, R., Cameron, T. A., & Deshazo, J. R. (2015). Willingness to Pay for Public Health Policies to Treat Illnesses. *Journal of Health Economics*, 39, 74–88.
- Tambor, M., Pavlova, M., Rechel, B., Golinowska, S., Sowada, C., & Groot, W. (2014). Willingness to pay for publicly financed health care services in Central and Eastern Europe: Evidence from six countries based on a contingent valuation method. *Social Science & Medicine*, 116, 193-201.
- Asgary, A., Willis, K., Taghvaei, A. A., & Rafeian, M. (2004). Estimating rural households' willingness to pay for health insurance. *The European Journal of Health Economics*, formerly: HEPAC, 5(3), 209-215.
- Schneider, P. (2004). Why should the poor insure? Theories of decision-making in the context of health insurance. *Health policy and planning*, 19(6), 349-355.
- Hoy, M., & Robson, A. J. (1981). Insurance as a Giffen good. *Economics Letters*, 8(1), 47-51.
- Szpiro, G. G. (1985). Optimal insurance coverage. *The Journal of Risk and Insurance*, 52(4), 704-710.

برآورد تمایل به پرداخت برای بیمه درمانی تکمیلی با استفاده از ... ۱۰۷

- Van der Wulp, I., van den Hout, W. B., de Vries, M., Stiggebout, A. M., & van den Akker-van, E. M. (2012). Societal preferences for standard health insurance coverage in the Netherlands: a cross-sectional study. *BMJ open*, 2(2), e001021.
- Yasunaga, H., Ide, H., Imamura, T., & Ohe, K. (2006). Willingness to pay for health care services in common cold, retinal detachment, and myocardial infarction: an internet survey in Japan. *BMC health services research*, 6(1), 12.
- Chomi, E. N., Mujinja, P. G., Hansen, K., Kiwara, A. D., & Enemark, U. (2015). Household perceptions towards a redistributive policy across health insurance funds in Tanzania. *BMC health services research*, 15(1), 102.