

تخمین تمایل به پرداخت برای غربالگری سرطان سینه با ماموگرافی در زنان ساکن شهر تهران با استفاده از روش ارزشگذاری مشروط (CVM) در سال ۱۳۸۹

حسین قادری^۱ / سودابه وطن خواه^۲ / معصومه خوشکام^۳ / بهزاد روحانی^۴

چکیده

مقدمه: سرطان سینه یکی از شایعترین بیماری‌ها و یکی از مهمترین دلایل مرگ و میر در زنان بالای ۳۵ سال می‌باشد. انجام منظم غربالگری در کاهش مرگ و میر سرطان سینه، نقش بسزایی دارد. روش ارزشگذاری مشروط (Contingent Valuation Method) یکی از روشهای تخمین تمایل به پرداخت (Willingness to pay) در علم اقتصاد می‌باشد و تمایل به پرداخت راهی برای انجام تحلیل هزینه-منفعت است. در این مطالعه از روش ارزشگذاری مشروط برای تخمین تابع و میانگین تمایل به پرداخت برای غربالگری سرطان سینه با ماموگرافی استفاده شده است.

روش کار: پژوهش حاضر یک پژوهش توصیفی تحلیلی است. داده‌ها به صورت مقطعی و پیمایشی در سطح خانوارهای تهران در سال ۱۳۸۹ جمع‌آوری شده است. در این مطالعه از ابزار پرسشنامه و از نمونه گیری طبقه ای استفاده شده است. برای آزمون اعتبار داخلی پرسشنامه، سؤالات تمایل به پرداخت با درآمد سالانه خانوار مقایسه شده است. سایر سؤالات پرسشنامه مربوط به پرسشنامه حساب های ملی سلامت است، که یک پرسشنامه استاندارد می‌باشد. مدل پروبیت دو متغیره از تابع حداکثر درست نمایی (Maximum Likelihood: ML) با نرم افزار STATA11، تخمین زده شده و از آزمون نسبت درست نمایی، آزمون ناهمسانی واریانس داویدسون-مک کینون و آزمون رسیت رمزی استفاده شده است. همچنین مقدار اثر نهایی هر یک از متغیرها نیز تخمین زده شده است.

یافته‌ها: نزدیک به ۴۶ درصد افراد به پیشنهاد اول و ۲۰ درصد افراد به بالاترین مبلغ پیشنهادی پاسخ مثبت دادند. احتمال اینکه یک فرد به هر دو Bid پاسخ مثبت بدهد، برابر ۰.۱۵۹ و امید ریاضی تمایل به پرداخت افراد، ۳۰ هزار تومان برآورد شد. افرادی که ماموگرافی قبلی داشته‌اند با احتمال ۰.۱۴ به هر دو پیشنهاد جواب مثبت داده‌اند.

بحث: در صورتی که هزینه انجام ماموگرافی برای هر فرد کمتر از ۳۰۰ هزار ریال باشد، از نظر اقتصادی انجام غربالگری با ماموگرافی توجیه پذیر است. فردی که بودجه بیشتری به یک خدمت یا کالا اختصاص می‌دهد، تمایل به پرداختش برای آن بیشتر است و افرادی که سطح اجتماعی اقتصادی بالاتری داشته باشند، تمایل به پرداختشان برای غربالگری با ماموگرافی بیشتر است.

کلیدواژه‌ها: تمایل به پرداخت، روش ارزشگذاری مشروط، مدل پروبیت دو متغیره، غربالگری سرطان سینه

• وصول مقاله: ۸۹/۱۲/۲۱ • اصلاح نهایی: ۹۰/۶/۲۰ • پذیرش نهایی: ۹۰/۷/۱۰

۱. استادیار گروه اقتصاد سلامت، دانشکده مدیریت و اطلاع رسانی پزشکی، دانشگاه علوم پزشکی تهران، ایران
۲. استادیار گروه مدیریت خدمات بهداشتی درمانی، دانشکده مدیریت و اطلاع رسانی پزشکی، دانشگاه علوم پزشکی تهران، ایران
۳. مربی گروه آمار زیستی، دانشکده مدیریت و اطلاع رسانی پزشکی، دانشگاه علوم پزشکی تهران، ایران
۴. کارشناسی ارشد اقتصاد بهداشت، دانشکده مدیریت و اطلاع رسانی پزشکی، دانشگاه علوم پزشکی تهران؛ نویسنده مسئول (rohanibeh@gmail.com)

مقدمه

بر طبق یافته های سازمان بهداشت جهانی در حال حاضر هم در کشورهای توسعه یافته و هم در کشورهای در حال توسعه سرطان سینه شایع ترین سرطان در بین زنان می باشد. بیشترین مرگ و میر در بین زنان کشورهای کم درآمد و درآمد متوسط اتفاق می افتد که بسیاری از آنان به دلیل عدم آگاهی و عدم دسترسی کافی به خدمات بهداشتی در مراحل آخر تشخیص داده می شوند. [۱] بروز سرطان سینه در ناحیه مدیترانه شرقی براساس سن استاندارد شده بروز (Age-Standardized incidence Rate: ASR) بین ۱۲ تا ۵۰ در صد هزار است که در این بین ایران (۱۶/۲ در صد هزار) [۲] و پاکستان کمترین و کشورهای شمال آفریقا دارای بیشترین بروز هستند. [۲] همچنین بر اساس گزارش سازمان بهداشت جهانی یکی از پنج سرطان شایع در منطقه مدیترانه شرقی و سومین سرطان شایع در ایران بعد از مری و معده است. هرچه سطح اقتصادی اجتماعی افراد افزایش یابد بروز سرطان سینه افزایش می یابد. [۳] این رابطه ی مثبت با ریسک فاکتورهایی مانند، چاقی، افزایش سن تولد اولین نوزاد، تعداد کم فرزندان، استفاده از داروهای خوراکی پیشگیری از بارداری و هورمون درمانی می باشد. [۴]

بر اساس طرح بیمه سلامت نیویورک (Health Insurance Plan (HIP) of New York)، کاهش مرگ و میر سرطان سینه از طریق ماموگرافی امکان پذیر است. کارآزماییهای بالینی هم به دنبال آن طی سالهای دهه های ۱۹۷۰ و ۱۹۸۰ کاهش مرگ و میر را در بین زنان شرکت کننده در غربالگری اثبات کرده اند. یکی از مهمترین نتایج این مطالعات سازماندهی برنامه های جمعیت محور غربالگری سرطان سینه برای زنان ۷۴-۴۰ سال در ۲۲ کشور در اواخر دهه ی ۱۹۸۰ و اوایل دهه ی ۱۹۹۰ بود. [۵] مرگ و میر سرطان سینه در سوئد ۲۰ درصد [۶]، فنلاند ۲۴ درصد [۷]، هلند ۲۹ درصد و

انگلستان ۲۴ درصد [۷] در افراد شرکت کننده در غربالگری نسبت به بقیه ی افراد، پایین تر بوده است. به دلیل اینکه نتایج حاصل از کار آزمایی های بالینی نشان داده اند که غربالگری سرطان سینه (breast cancer screening) به طور چشمگیری در کاهش مرگ و میر سرطان سینه مؤثر است، برنامه های تشخیص زود رس که از ماموگرافی (mammography) به عنوان تست غربالگری استفاده کرده اند، در اروپا، ژاپن، استرالیا، آمریکا و دیگر کشورهای توسعه یافته، انجام شده است. [۸] در بسیاری از کشورهای در حال توسعه، سرطان سینه بروز پایین تری نسبت به کشورهای توسعه یافته دارد، اما دسترسی به درمان محدود بوده و بیماران در مراحل پایانی بیماری تشخیص داده می شوند، بنابراین میزان مرگ و میر در این کشورها در اثر سرطان سینه بالاتر است. [۸]

از زمان توسعه ی غربالگری سرطان سینه با ماموگرافی (از دهه ی ۱۹۸۰)، سازمانهای مختلف بهداشتی توجه خاصی به پیشگیری از سرطان سینه معطوف کرده اند. [۹-۱۱] توافق عمومی بر این است که برای زنان ۵۰ سال به بالا معاینات کلینیکی سالانه و ماموگرافی به صورت هر ۱ تا ۲ سال یکبار انجام شود. [۱۲] همچنین انجمن سرطان آمریکا (The American Cancer Society) و انستیتوی ملی سرطان آمریکا (Institute National Cancer) پیشنهاد می کنند که این فواصل برای زنان سنین ۴۰-۴۹ سال هم انجام شود. [۱۳، ۱۴]

در سالهای اخیر استفاده از تحلیل هزینه منفعت به عنوان یک تکنیک ارزیابی اقتصادی خدمات بهداشتی رواج پیدا کرده است. بسیاری از این مطالعات از روش ارزشگذاری مشروط برای تخمین تمایل به پرداخت مردم، برای خدمات بهداشتی استفاده کرده اند. [۱۵، ۱۶] تمایل به پرداخت به طور وسیعی در ارزشیابی اقتصادی و ارزیابی مواردی از جمله تکنولوژیهای جدید بهداشتی،

بهداشتی برای ارزشگذاری کالاهای غیر بازاری و روشهای درمانی فرضی به کار برده می شود. از لحاظ نظری یک فرد تمایل به پرداخت خود را در نقطه ای که مطلوبیت نهایی داشتن پول برابر مطلوبیت نهایی داشتن کالا یا خدمت مورد نظر است، حد اکثر می کند. [۱۵] در روش ارزشگذاری مشروط از فرد پرسیده می شود که چقدر حاضر است پردازد که خدمت فرضی مورد نظر را دریافت کند. اقتصاد دانان براین باورند که تمایل به پرداخت به اقتصاد رفاه مربوط می شود، که با استفاده از آن تغییرات جبرانی (CV: Compensating Variation) ایجاد شده در رفاه افراد را در نتیجه ی یک تغییر اقتصادی اندازه گیری می کنند. [۲۵]

مقدار تمایل به پرداختی که تابع مطلوبیت غیر مستقیم فرد را در حالت انجام یا عدم انجام ماموگرافی برابر می کند، فرد حاضر به پرداخت آن مقدار می شود. یا به عبارت دیگر مقدار مطلوبیت فرد در حالت پرداخت این مبلغ برای ماموگرافی بیشتر از حالت عدم پرداخت آن باشد. تابع مطلوبیت غیر مستقیم فرد را می توان به صورت زیر نوشت [۲۶]:

$$v(u^1, y - wtp, x, \pi) + \varepsilon \geq v(u^0, y, x, \pi)$$

که در آن u^1, u^0 سطح مطلوبیت فرد به ترتیب در حالت انجام و عدم انجام ماموگرافی می باشد. y درآمد فرد و x نشان دهنده متغیرهای توضیحی است. π احتمالی است که فرد از مبتلا شدن به سرطان سینه و بیمار شدن در آینده در نظر می گیرد و ε نشان دهنده سایر عواملی است که در تمایل به پرداخت فرد تأثیر دارند ولی پژوهشگر آنها را در نظر نگرفته است. بنا بر این WTP حداکثر مبلغی است که فرد برای انجام ماموگرافی حاضر است از آن چشم پوشی کند.

فرض کنیم مقدار واقعی تمایل به پرداخت فرد I به صورت:

$$WTP^i = x_i \beta + \varepsilon_i$$

داروهای جدید، روشهای جدید جراحی مورد استفاده قرار می گیرد. مدل‌های رگرسیونی نشان می دهند که تمایل به پرداخت به طور معنی داری با فاکتورهای مثل سن، جنس، درآمد، درک افراد از ریسک، سابقه ی بیماری های قبلی و اعتقادات بهداشتی [۱۷]، ترجیحات درمانی افراد [۱۸] ارتباط دارد و برای مراقبتهای پیشگیری کننده به کار می رود. [۱۹] تمایل به پرداخت، به درآمد افراد بسیار حساس است و برای فهم رابطه درآمد و توانایی پرداخت افراد به کار می رود. [۲۰]

با توجه به مطالب بالا که در مطالعات مختلف انجام شده است، در این مطالعه سعی شده است تا با استفاده از روش ارزشگذاری مشروط، به بررسی عوامل مؤثر بر میزان تمایل به پرداخت افراد در دهک های درآمدی برای انجام غربالگری پرداخته شود. غربالگری سرطان سینه یک برنامه جمعیت محور است که در دستور کار وزارت بهداشت، درمان و آموزش پزشکی ایران قرار دارد. هدف این مطالعه، ارزیابی هزینه منفعت این برنامه با استفاده از روش ارزشگذاری مشروط است.

روش کار

اقتصاددانان رفتار افراد را برای اینکه بدانند چقدر مایلند برای یک کالا یا خدمت پردازند، تحلیل می کنند و روشهایی را استخراج کرده اند که مستقیماً از مصرف کننده می پرسد که چقدر مایل است پردازد و از این طریق منافع حاصل از خدمات و کالاها را به صورت ریالی تحلیل می کنند. به دست آوردن مقادیر تمایل به پرداخت با تحلیل رفتار به نام تمایل به پرداخت ترجیحات آشکار شده نامیده می شود که برای استخراج آن از روش ارزش گذاری مشروط استفاده می کنند. در روش ارزشگذاری مشروط از افراد خواسته می شود که برای یک کالای بخصوصی که ممکن است به طور واقعی خریداری نشود (غیر مصرفی)، قیمتی را تعیین کنند. [۱۵] ارزشگذاری مشروط اغلب توسط پژوهشگران خدمات

باشد که X بردار متغیرهای توضیحی، β بردار پارامترها و ε جزء خطای تصادفی با میانگین صفر و واریانس σ^2 می باشد. در انتخاب تصادفی مقدار واقعی WTP قابل مشاهده نیست. بنابر این ما با استفاده از پاسخ هایی که افراد به پرسشنامه می دهند، سعی می کنیم فاصله ای را برای آن تخمین بزنیم. در پرسشنامه انتخاب دو بعدی مبلغی را به عنوان *Bid* اولیه به فرد پیشنهاد می دهیم. پاسخ فرد به این *Bid* سؤالات بعدی را می طلبد. اگر پاسخ فرد بله باشد، مبلغ بالاتر یا "*Bid*" به فرد پیشنهاد می شود و در صورتی که پاسخ فرد به *Bid* اولیه خیر باشد، مبلغ کمتر یا *Bid*^L را به او پیشنهاد می دهیم. حالت اول را پرسشنامه تک مناقصه ای یا (SBDC) Single Bounded Dichotomous Choice و حالت دوم پرسشنامه دوبعدی یا (DBDC) Double Bounded Dichotomous Choice نامیده می شود. در حالت تک مناقصه ای به راحتی با استفاده از مدل پروبیت ساده می توان تخمین زد. ولی در حالت DBDC چهار حالت اتفاق می افتد: بلی بلی (yy)، خیر خیر (nn)، بلی خیر (yn) و خیر بلی (ny). [۲۷]

در صورتی که پاسخ افراد به Bid ثانویه مستقل از Bid اولیه باشد، می توان از مدل پروبیت ساده برای تخمین پارامترها استفاده کرد. مطالعات فراوانی نشان داده اند که پاسخ ثانویه مستقل از پاسخ اولیه نیست. [۲۲، ۲۳، ۲۴] بنابراین برای تخمین پارامترهای مدل از مدل پروبیت دو متغیره یا بای پروبیت استفاده می کنیم. در این مدل یک جفت متغیر وابسته دوگانه با استفاده از دو معادله تخمین زده می شوند و فرض بر این است که بین اجزای اختلال این دو معادله همبستگی وجود دارد. ضمن اینکه این همبستگی کامل نیست.

شکل کلی مدل پروبیت دو متغیره به صورت [۲۸]:

$$y_{ji}^* = x_{ji} \beta_j + \varepsilon_j, j=1, 2, (\varepsilon_1, \varepsilon_2) \sim N(0, \Omega)$$

می باشد که در آن $(\varepsilon_1, \varepsilon_2)$ دارای توزیع نرمال مشترک با امید ریاضی صفر و واریانس یک می باشند. در این مطالعه:

$$equ_{1=yes to Bid^*} = y_1^* = x_{1i} \beta + \varepsilon_1$$

$$equ_{2=yes to Bid^U} = y_2^* = x_{2i} \beta + \varepsilon_2$$

$$\rho = cor(\varepsilon_1, \varepsilon_2)$$

که در آن ρ پارامتر همبستگی بین $(\varepsilon_1, \varepsilon_2)$ می باشد. که همانطور که در بالا اشاره شد، در صورتی که ρ صفر باشد، نمی توان از مدل پروبیت دو متغیره استفاده کرد.

این مطالعه از نوع توصیفی-تحلیلی و مقطعی است که به صورت پیمایشی انجام شده است. جامعه پژوهش شامل کلیه زنان ۳۵ سال به بالای شهر تهران می باشد. با توجه به اینکه سؤالات تمایل به پرداخت پرسشنامه مورد استفاده مربوط به مطالعه ای در دانشگاه استانفورد [۱۵]، می باشد، و حجم نمونه به صورت یک هزارم جمعیت انتخاب شده است، بنابراین، در این مطالعه نیز یک هزارم جمعیت را انتخاب شد. سایر سؤالات پرسشنامه از پرسشنامه حسابهای ملی سلامت انتخاب شده است که یک پرسشنامه استاندارد شده می باشد. جمعیت بالای ۳۵ سال زنان ساکن تهران طبق اعلام مرکز آمار ایران [۳۲] ۱۸۸۰۰، ۰۰۰ نفر در سال ۸۹ بوده است، بنابر این، حجم نمونه ۱۸۰۰ نفر بود که از این تعداد، ۱۴۶۳ پرسشنامه جمع آوری شدند. ابزار گردآوری داده ها از یک پرسشنامه چند بخشی تشکیل شده است. اعتبار داخلی پرسشنامه با مقایسه مقدار تمایل به پرداخت با میانگین درآمد سالانه خانوار سنجیده شده است. با توجه به این که مقدار تمایل به پرداخت به طور مثبت با درآمد در ارتباط است، مقدار درآمد سالانه خانوار را به صورت یک متغیر موهومی تغییر شکل داده شد. به افرادی که درآمد سالانه خانوارشان بیشتر از میانگین درآمد سالانه بود، کد یک و به سایر افراد کد صفر اختصاص داده شد. مقایسه مقدار تمایل به پرداخت با درآمد سالانه نشان داد که افرادی که درآمد سالانه خانوارشان کمتر از میانگین درآمد سالانه می باشد،

از هر منطقه یک مرکز بهداشتی انتخاب شد. بنابر این، مراکز بهداشتی، امام حسن مجتبی (ع)، توحید، چیدر و والفجر انتخاب شدند. هر مرکز بهداشتی درمانی قسمتی از مناطق یاد شده را تحت پوشش قرار می دهد. هر مرکز بهداشتی درمانی دارای چندین رابط بهداشتی است که برای جمع آوری پرسشنامه ها و پرکردن آنها، از بین رابطین بهداشتی به طور تصادفی چند نفر انتخاب شدند و به هر نفر تعدادی پرسشنامه توزیع گردید. در صورتی که پاسخ فرد به Bid دوم مستقل از پاسخ فرد به Bid اول باشد، می توان آنها را به صورت مستقل تخمین زد و از مدل لجیت ساده یا پروبیت ساده برای تخمین آنها استفاده کرد. مطالعات مختلف نشان داده اند که پاسخ دوم فرد وابسته به پاسخ اولیه اش می باشد. [۲۳، ۲۲ و ۲۴] بنا براین، در پرسشنامه دوبعدی، مدل پروبیت دو متغیره تابع نرمال متناسب ترین مدل برای تخمین می باشد. روش تحلیل داده ها با استفاده از مدل پروبیت دو متغیره و روش حداکثر درست نمایی (Likelihood Maximum) در نرم افزار STATA انجام می گیرد.

یافته ها

جدول شماره یک خلاصه مربوط به متغیرها است. در این جدول حداکثر و حداقل متغیرها، میانگین، انحراف معیار و تعداد مشاهدات هر متغیر آمده است. ضمن اینکه مقادیر گم شده مربوط به هر متغیر را به صورت میانگین برای آن متغیر در نظر گرفته ایم که توسط خود نرم افزار STATA انجام می شود. میانگین تمایل به پرداخت افراد ۳۰.۷ (انحراف معیار ۲۴.۹) هزار تومان محاسبه شده است که در تحلیل داده ها مورد بررسی قرار می گیرد. بیشترین درآمد سالانه ۱۲۰ میلیون تومان و کمترین درآمد سالانه ۱.۲ میلیون تومان است، ضمن اینکه میانگین درآمد سالانه خانوار ۱۳.۵ میلیون تومان می باشد. مسن ترین فرد نمونه ۷۵ سال، کمترین سن ۳۰ سال و میانگین سنی افراد نمونه ۴۵.۲ سال می باشد.

میانگین تمایل به پرداختشان برابر ۲۲ هزار تومان (انحراف معیار ۱۷) و سایر افراد میانگین تمایل به پرداختشان ۳۹ هزار تومان (انحراف معیار ۲۸) و اختلاف میانگین این دو گروه معنی دار ($p < 0.001$) محاسبه شد. به منظور تحت پوشش قرار گرفتن تمام مناطق تهران، مناطق تحت پوشش مراکز بهداشتی درمانی دانشگاه علوم پزشکی تهران، ایران (سابق) و شهید بهشتی انتخاب شدند. مرکز بهداشت غرب تهران دارای ۲۹ مرکز بهداشتی درمانی، مرکز بهداشت جنوب دارای ۴۷ پایگاه یا مرکز بهداشتی و مرکز بهداشت شرق، شمیرانات و شمال جمعاً ۵۸ مرکز بهداشتی درمانی را تحت پوشش قرار می دهند. در این مطالعه از نمونه گیری طبقه ای استفاده شد. [۲۱] طبق نمونه گیری طبقه ای ابتدا شهر تهران را به سه طبقه وسط شهر، بالای شهر و پایین شهر طبقه بندی کرده و سپس از بین هر طبقه به صورت نمونه گیری خوشه ای چند مرحله ای از بین مناطق مختلف شهر داری تهران نمونه را طوری انتخاب شد که ۷۰ درصد نمونه از طبقه های متوسط و متوسط به پایین انتخاب شوند. طبق اعلام و گزارش مرکز آمار ایران، هفت دهک درآمدی دارای درآمد متوسط و متوسط به پایین می باشند و فقط سه دهک دارای درآمد بالا هستند. از طبقه وسط شهر و پایین شهر، مناطق چهار، دو و نه انتخاب، و منطقه یک از طبقه بالای شهر انتخاب شدند. در منطقه دو شهرداری، مراکز بهداشتی درمانی توحید، فرح زاد، کاظمیان و سعادت آباد قرار دارند. در منطقه نه، مراکز بهداشتی درمانی ۱۲ فروردین، شمس، نظام مافی و والفجر قرار دارند. در منطقه چهار شهرداری، مراکز بهداشتی درمانی ارشاد، امام حسن (ع)، حکیمیه، سمرقندی، صاحب الزمان، کادوس و نادر قرار دارند. در منطقه یک شهرداری مراکز بهداشتی درمانی طالبانی، دربند، چیدر، شهرک قائم، امام زاده قاسم، ازگل، پردیس و سوهانک قرار دارند. از بین مراکز بهداشتی موجود در این مناطق نیز به طور کاملاً تصادفی



جدول ۱: خلاصه متغیرها بر اساس تعداد متغیرها، میانگین، انحراف معیار، حداقل و حداکثر

متغیر	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
هزینه بر اساس هزار تومان	۹۳.۲	۱۲۵.۷	۰	۱۲۰۰
سن بر اساس سال	۴۵.۲	۹.۴	۳۰	۷۵
بعدخانوار بر اساس تعداد	۳.۸	۱.۲۹	۱	۱۰
درآمدسالانه خانوار به میلیون تومان	۱۳.۵	۱۰.۲۸	۱.۲	۱۲۰
تمایل به پرداخت به هزار تومان	۳۰.۷	۲۴.۹۴	۲	۲۰۰

جدول شماره دو نشان می دهد که ۴۶.۴۸ درصد افراد؛ یعنی تقریباً نیمی از نمونه به پیشنهاد اول، جواب بلی داده اند.

جدول ۲: توزیع فراوانی Bid1 (پیشنهاد اولیه یا مبلغ اولیه شروع)

Bid 1	فراوانی	درصد	درصد فراوانی تجمعی
جواب خیر	۷۸۳	۵۳.۵۲	۵۳.۵۲
جواب بله	۶۸۰	۴۶.۴۸	۱۰۰
جمع کل	۱۴۶۳	۱۰۰	

جدول شماره سه نشان می دهد که تنها ۲۰ درصد افراد به بالاترین پیشنهاد جواب بلی داده اند که با توجه به درصد پایین افراد با درآمد بالا و سطح تحصیلات بالا این آمار منطقی به نظر می رسد.

جدول ۳: توزیع فراوانی Bid2 (بالاترین مبلغ پیشنهادی)

Bid 2	فراوانی	درصد	فراوانی تجمعی
جواب خیر	۱۱۶۶	۷۹.۷۰	۷۹.۷۰
جواب بله	۲۹۷	۲۰.۳۰	۱۰۰
جمع کل	۱۴۶۳	۱۰۰	

نتایج حاصل از مدل پروبیت دومتغیره در جدول شماره چهار در حالت DBDC برای معادله اول (Bid1)، نشان

می دهد که از بین ۱۹ متغیر مورد بررسی، هشت متغیر دارای اثر معنی دار بر Bid اول، و از بین این ۱۹ متغیر، هفت متغیر بر Bid بالاتر اثر معنی دار دارند. نتایج آزمون والد با درجه آزادی ۳۸ برابر ۳۹۲.۰۸ می باشد. همچنین آزمون LR برای رابطه همبستگی بین اجزای اختلال دو معادله برابر ۳۲.۷۹۴ می باشد ($P_{value} < 0.001$). همبستگی اجزای اختلال برابر ۰.۹۲۹۹ محاسبه شده است ($P_{value} = 0.0033$). نسبت z (z-Ratio) برای هر کدام از پارامترها به طور جداگانه در جدول چهار تخمین زده شد. آزمون تصریح خطای رگرسیون یا RESET برای متغیرهای مدل در پایین جدول چهار نشان می دهد که مدل به خوبی تصریح شده و متغیرهای اصلی مؤثر بر میزان تمایل به پرداخت افراد در مدل گنجانده شده اند. مقدار آماره این آزمون در سطح معنی داری ۵ درصد برای معادله اول

متغیرها به طو جداگانه تخمین زده شده است. نتایج تحلیلی این جدول در بخش بحث تشریح می شود. در بالای جدول چهار احتمال اینکه یک فرد به هر دو Bid جواب مثبت بدهد برابر ۰.۱۵۹ تخمین زده شده است.

برابر ۲.۱۷ ($P_{value}=0.1403$)، و برای معادله دوم برابر ۲.۴۱ ($P_{value} = 0.1204$) می باشد. سمت چپ جدول چهار نشان دهنده اثرات نهایی برای مدل پروبیت دوگانه در حالت DBDC می باشد. با توجه به جدول، اثرات نهایی، نسبت P_{value} ، Z ، برای هر کدام از

جدول ۴: نتایج تخمین مدل پروبیت دو متغیره برای پرسشنامه DBDC (پرسشنامه دو بعدی انتخاب تصادفی) و محاسبه اثرات نهایی

اثرات نهایی برای مدل دو متغیره در حالت DBDC				Number of observation = 1463		
Y= Pr(bid1=1, bid2=1) (predict)				Log likelihood = -1170.004		
= .15998033				Waldchi2(38) = 392.08		
				Prob> chi2 = 0.0000		
Bid1						
p_value	dy/dx	متغیرها	p_value	z-ratio	پارامترها	متغیرها
۰.۱۵۱	۰.۰۳۲	میزان درآمد	۰	۳.۸۵	۰.۳۶	میزان درآمد
۰.۳۶۲	-۰.۰۴۴	بازنشسته*	۰.۱۰۸	-۱.۶۱	-۰.۴۲	بازنشسته
۰.۶۸۲	۰.۰۱۸۳	خانه دار*	۰.۰۴۴	۲.۰۲	۰.۳۷	خانه دار
۰.۳۸۲	۰.۰۴۷	بیوه*	۰.۳۷۵	-۰.۸۹	-۰.۱۴	بیوه
۰.۹۱	۰.۰۰۹	مجرد*	۰.۱۶۴	۱.۳۹	۰.۴۸	مجرد
۰.۰۲۵	۰.۰۰۳	درآمدسالانه خانوار	۰.۰۰۴	۲.۹	۰.۰۱۸	درآمدسالانه خانوار
۰.۰۰۱	۰.۰۹۱	سرمایه داشتن*	۰	۳.۹۶	۰.۳۵	داشتن سرمایه
۰.۰۱	۰.۰۶۱	مسکن*	۰.۴۷۳	۰.۷۲	۰.۰۶	داشتن مسکن
۰.۰۰۶	۰.۰۴	مترائمسکن	۰	۵.۰۱	۰.۲۷	مترائمسکن
۰.۶۸۴	-۰.۰۰۴	بعدخانوار	۰.۸۸۱	-۰.۱۵	-۰.۰۰۴	بعدخانوار
۰	۰.۱۴	انجام ماموگرافی*	۰	۶.۵۸	۰.۵۶	انجام ماموگرافی
۰.۱۲۸	۰.۰۳۹	بیمه تکمیلی*	۰.۴۱۹	۰.۸۱	۰.۰۷	بیمه تکمیلی
۰.۲۲۵	-۰.۰۱۲	ویزیت	۰.۸۶۲	۰.۱۷	۰.۰۰۶	ویزیت
۰.۱۹۴	۰.۰۱۳	وضعیت سلامتی	۰.۰۲۲	۲.۲۹	۰.۰۸	وضعیت سلامتی
۰.۲۰۱	۰.۰۱۳	میزان تحصیلات همسر	۰.۲۳۵	۱.۱۹	۰.۰۴	میزان تحصیلات همسر
۰.۵۹۴	-۰.۰۲۱	رشته تحصیلی*	۰.۵۶۴	۰.۵۸	۰.۱۰	رشته تحصیلی
۰.۰۱۴	۰.۰۳۴	میزان تحصیلات	۰.۰۸۴	۱.۷۳	۰.۰۹	میزان تحصیلات
۰.۳۱۷	۰.۰۰۱۳	سن	۰.۲۰۳	-۱.۲۷	-۰.۰۰۶	سن
۰.۰۲۳	۰.۰۰۰۱	هزینه سلامت	۰.۰۰۲	۳.۱۲	۰.۰۰۱	هزینه سلامت
		*. اثر نهایی برای متغیرهای دوگانه با تغییر متغیر از صفر به یک محاسبه شده است	۰	-۵.۴۶	-۱.۹	عرض از مبدأ

ادامه جدول ۴: نتایج تخمین مدل پروبیت دومتغیره برای پرسشنامه DBDC (پرسشنامه دو بعدی انتخاب تصادفی) و محاسبه اثرات نهایی

نتایج آزمون ریست رمزی:		Bid2			
(۱) [bid1] yf3 = 0 Chi2(1) = 2.17 Prob> chi2 = 0.1403 Test yf4=0		۰.۱۴۹	۱.۴۴	۰.۱۳	میزان درآمد
		۰.۴۱۳	-۰.۸۲	-۰.۲	بازنشسته
		۰.۶۸۸	۰.۴	۰.۰۷	خانه دار
		۰.۳۵	۰.۹۳	۰.۱۸	بیوه
(۲) [bid۲] yf4 = 0 Chi2(1) = 2.41 Prob>chi2 = 0.1204		۰.۹۰۸	۰.۱۲	۰.۰۳	مجرد
		۰.۰۲۴	۲.۲۶	۰.۰۱۳	درآمدسالانه خانوار
		۰	۳.۴۹	۰.۳۴	داشتن سرمایه
		۰.۰۱۸	۲.۳۷	۰.۲۷	داشتن مسکن
		۰.۰۰۶	۲.۷۲	۰.۱۶	مترائمسکن
		۰.۶۸۴	-۰.۴۱	-۰.۰۱	بعدخانوار
		۰	۵.۸۲	۰.۵۴	انجام ماموگرافی
		۰.۱۱۷	۱.۵۷	۰.۱۵	بیمه تکمیلی
		۰.۲۲۴	-۱.۲۲	-۰.۰۵	ویزیت
		۰.۱۹۴	۱.۳	۰.۰۵۷	وضعیت سلامتی
		۰.۲۰۱	۱.۲۸	۰.۰۵۷	میزان تحصیلات همسر
		۰.۶۱	-۰.۵۱	-۰.۰۹۱	رشته تحصیلی
		۰.۰۱۴	۲.۴۶	۰.۱۴	میزان تحصیلات
		۰.۳۱۹	-۱	-۰.۰۰۵	سن
	۰.۰۲۳	۲.۲۷	۰.۰۰۰۷	هزینه سلامت	
	۰	-۶.۰۵	-۲.۳	عرض از مبدأ	
		۰.۰۰۳۳	۰.۹۲	r h0/	
Likelihood - ratio test of rh0 =0:		chi2 (1) = 32.794		Prob> chi2 = 0.0000	

شاغل بودن زنان، انتخاب کرده ایم. آزمون LR برای معنی داری کلی رگرسیون در حالت ناهمسانی واریانس در پایین جدول با درجه آزادی (۱) برابر ۰.۸۵ با $P_{value}=0.3579$ می باشد.

جدول پنج نشان دهنده تخمین مدل در حالت ناهمسانی واریانس یا آزمون مک کینون - داوید سن می باشد. در مدل استاندارد پروبیت فرض می شود که اجزای اختلال دارای واریانس همسان هستند. در اینجا این فرض را مورد آزمون قرار داده ایم. متغیر Z در این جدول را $sho2$ یا

جدول ۵: تخمین مدل در حالت نا همسانی واریانس

number of observation = 1463		Heteroskedasticprobit model	
zero outcomes = 794		Hetprob bid1 \$xvars , het(sho2)	
Nonzero outcomes = 669		Log likelihood = - 774.6193	
Wald chi2 (19) =208.72			
Pr> chi2 =0.0000			
p_value	z-ratio	پارامتر	Insigma2 Sho2
0.374	0.89	.176	
Likelihood ratio test of insigma2=0:		chi2(1) = 0.85	
		prob> chi2 = 0.3579	

بحث

افراد، افرادی باشند که بیشتر در معرض خطر سرطان سینه می باشند. از جمله متغیرهای دیگر مورد مطالعه در این پژوهش، تحصیل یا عدم تحصیل در رشته های علوم پزشکی بود که به علت اینکه درصد پائینی از افراد نمونه (۶درصد) در رشته های علوم پزشکی تحصیل کرده اند، اثر این متغیر بی معنی یا نیاز به بررسی بیشتری دارد. شغل زنان از دیگر متغیرهای مورد مطالعه ما بود که رابطه معنی داری برای آن با میزان تمایل به پرداخت مشاهده نشد. هزینه سلامت خانوار به صورت پرداخت از جیب در طی دو ماه گذشته در هر دو پیشنهاد بالا و پایین رابطه معنی داری با میزان تمایل به پرداخت دارد. این ممکن است به این دلیل باشد که خانوارهایی که هزینه بیشتری برای سلامت صرف می کنند، حاضرند مبلغ بیشتری برای خدمات سلامت و برای سلامت خود بپردازند. به عبارت دیگر این رابطه می تواند باز هم به درآمد افراد مربوط شود. یعنی افرادی که درآمد بیشتری دارند، حاضرند مبلغ بیشتری برای سلامت بپردازند و مبلغ بیشتری را صرف خرید این خدمات کنند. بعد خانوار رابطه منفی با میزان تمایل به پرداخت افراد داشته اما معنی دار نبوده است. علاوه بر معنی داری متغیرها، آزمون والد (Wald Test)، برای بررسی معنی داری کلی رگرسیون در مدل پروبیت دو متغیره به طور خودکار در نرم افزار STATA تخمین زده می شود. این آزمون نشان می دهد که کل رگرسیون به طور کلی معنی دار می باشد ($P_{value} < 0.001$). پارامتر

در بررسی عوامل مؤثر بر میزان تمایل به پرداخت، نتایج حاصل از تخمین مدل دو متغیره پروبیت برای پرسشنامه DBDC، نشان می دهد که از بین متغیرهای مورد بررسی در این مطالعه، هشت متغیر (خانه داربودن ($p=0.044$)، درآمد سالانه خانوار ($p=0.004$)، سرمایه داشتن ($p<0.0001$)، انجام ماموگرافی ($p < 0.0001$)، سطح سلامتی ($p=0.022$)، هزینه سلامت خانوار ($p=0.002$)، متراژ مسکن ($p < 0.0001$)، میزان درآمد فرد ($p < 0.0001$) بر Bid1 دارای اثر معنی دار هستند. قسمت دوم نتایج برای Bid دوم یا بالاترین پیشنهاد، نشان می دهد که در پیشنهاد های بالاتر تأثیر متغیرها مقداری متفاوت است و از بین متغیرها، هفت متغیر بر بالاترین پیشنهاد دارای اثر معنی دار هستند. این نتایج نشان می دهد که سطح تحصیلات ($p=0.014$) و داشتن مسکن ($p=0.018$)، و سایر متغیرهای اقتصادی مانند درآمد سالانه خانوار و سرمایه، بر قبول پیشنهاد دوم مؤثر می باشند. هم چنین انجام ماموگرافی در طول چهار سال قبل، بر قبول هر دو پیشنهاد دارای اثر معنی دار می باشد. و این نشان می دهد که افرادی که قبلاً ماموگرافی کرده اند، احتمالاً همان افرادی هستند که حاضرند مبالغ بالاتر را برای انجام ماموگرافی بپردازند، یا به عبارت دیگر میزان تمایل به پرداخت افراد برای یک کالا یا خدمت بستگی به استفاده از آن دارد. از طرف دیگر ممکن است این

همبستگی بین اجزای اختلال دو معادله برای مدل پروبیت دوگانه تخمین زده شده، برابر ۰.۹۲ می باشد و این نشان می دهد که بین اجزای اختلال دو معادله همبستگی بالایی وجود دارد. آزمون LR (Likelihood Ratio Test) برای عدم همبستگی بین اجزای اختلال در پایین جدول چهار محاسبه شده و مقدار آماره کای دو این آزمون ($P_{value} < 0.001$) برابر با ۳۲ می باشد که صفر بودن این پارامتر را رد کرده و استفاده از مدل پروبیت دو متغیره را تأیید می کند.

اثرات نهایی متغیرهای مورد مطالعه در حالت DBDC برای مدل دو متغیر هپرویت در سمت چپ جدول چهار آمده است. متغیرهایی که با علامت ستاره مارک دار شده اند، متغیرهای دوگانه می باشند. در این متغیرها اثرات نهایی نشان دهنده درصد تغییر متغیر وابسته به ازاء درصد تغییر متغیر مستقل از صفر به یک می باشد. در سایر متغیرها اثرات نهایی نشان دهنده درصد تغییر متغیر وابسته به متغیر مستقل می باشد. ضمن اینکه اثرات نهایی هر متغیر با ثابت نگه داشتن سایر متغیرها محاسبه می شود. به عنوان مثال با ثابت بودن سایر شرایط، با انجام ماموگرافی (از صفر به یک) احتمال پذیرش پیشنهاد اول و پیشنهاد دوم برابر ۱۴ درصد می باشد و به ازای افزایش یک درصد در درآمد سالانه احتمال پذیرش هر دو پیشنهاد برابر سه درصد می باشد و هم چنین با افزایش یک نفر به بُعد خانوار، احتمال پذیرش هر دو پیشنهاد، چهار درصد کاهش می یابد. سایر متغیرها را نیز به این ترتیب می توان تحلیل کرد. ضمن اینکه احتمال کلی پذیرش هر دو پیشنهاد برابر ۱۵ درصد می باشد. این بدین معنی است که به طور کلی احتمال اینکه هر فرد پیشنهاد اول و دوم را بپذیرد برابر ۱۵ درصد است.

همانطور که اشاره شد در مدل‌های استاندارد مانند پروبیت، فرض می شود که اجزای اختلال دارای واریانس همسان هستند. آزمون ناهمسانی واریانس با $P_{value} = 0.3579$

نشان می دهد که مدل به طور کلی در حالت ناهمسانی واریانس معنی دار نیست و تخمین ها در این حالت ناکارا هستند.

برای محاسبه کلیه منافعی که از یک سیاست به دست می آید، میانگین تمایل به پرداخت را در کل جمعیتی که تحت تأثیر آن سیاست قرار دارد ضرب می کنیم. همانطور که اشاره شد، مقدار واقعی WTP را نمی توان به دست آورد، بنابراین میانگین تمایل به پرداخت انتظاری افراد را با استفاده از انتگرال گیری عددی از صفر تا بالاترین پیشنهاد می توان محاسبه کرد و آن را برای تحلیل هزینه منفعت به کار برد. مقدار متوسط تمایل به پرداخت در نمونه مورد مطالعه برابر ۳۰ هزار تومان برآورد شده است که این ۳۰ هزار تومان برابر جمع تمامی مزایا و منافعی است که از اجرای برنامه غربالگری سرطان سینه برای یک نفر حاصل می شود. این میزان در صورتی که از هزینه سرانه هر ماموگرافی برای یک زن بیشتر باشد، برنامه غربالگری سرطان سینه با استفاده از ماموگرافی از لحاظ تحلیل هزینه منفعت، ارزش سرمایه گذاری دارد. ضمن اینکه حدود نیمی از افراد نمونه حاضرند مبلغ ۳۰ هزار تومان را برای ماموگرافی بپردازند. در مطالعه ای که توسط تادواگنر و همکاران در دانشگاه استانفورد در سال ۲۰۰۱ صورت گرفته است، میانگین تمایل به پرداخت افراد برابر ۱۳۰ دلار تخمین زده شده است. [۲۹] در مطالعه ای که توسط عسگری و همکاران با عنوان «تخمین تمایل به پرداخت برای بیمه خدمات درمانی در بین خانوارهای روستایی» در پژوهشکده اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس انجام شده است، تمایل به پرداخت خانوارهای روستایی بر اساس نمونه ای به حجم ۲۱۳۹ خانوار از مناطق روستایی کشور برآورد و تخمین زده شد. بر اساس نتایج به دست آمده، خانوارهای روستایی کشور مایلند به طور متوسط ماهانه ۲۰۲۴ تومان بپردازند تا از بیمه خدمات درمانی بهره مند شوند. این تمایل به پرداخت

حین اجرای برنامه از سوی ارائه کننده گان و اجرا کننده گان برنامه لازم و پیشنهاد می گردد.

تشکر و قدردانی

این مقاله حاصل بخشی از پایان نامه تحت عنوان " تخمین تمایل به پرداخت برای غربالگری سرطان سینه با ماموگرافی در زنان ساکن تهران " می باشد که در مقطع کارشناسی ارشد در سال ۱۳۹۰ که با حمایت دانشگاه علوم پزشکی و خدمات درمانی تهران اجرا شده است.

در مناطق مختلف کشور یکسان نبوده و حداکثر اختلاف بین مناطق به ۷۰۰ تومان می رسد. [۳۰]

به طور معمول در مطالعات ارزشگذاری مشروط، تعداد زیادی از افراد نمونه مبلغ صفر را برای سیاست مورد مطالعه پیشنهاد میکنند. اما در این مطالعه حتی در بدترین شرایط اجتماعی اقتصادی هم افراد حاضرند برای انجام ماموگرافی مبلغی را پرداخت کنند. این نشان می دهد که زنان به خوبی اهمیت این مسأله را درک کرده و به سلامتی خود اهمیت می دهند. بنابراین، به نظر می رسد که برنامه غربالگری سرطان سینه با ماموگرافی از دیدگاه مردم حائز اهمیت بوده و نیاز به برنامه ریزی و توجه مسؤولان برای اجرای این برنامه دارد. این نکته نیز نیاز به یاد آوری دارد که با وجود رایگان بودن برنامه و اجرای آن در کشورهای پیش رفته، مشارکت مردم در دوره های منظم و انجام منظم ماموگرافی در دوره های بعد معمولاً کم رنگ می شود. به عبارت دیگر، با وجود اهمیت انجام غربالگری سرطان سینه به صورت دوره ای، با فواصل منظم پیشنهاد شده و اجرای برنامه های هزینه بر ملی و جامعه نگر برای کاهش مرگ و میر زود هنگام ناشی از آن در جامعه، شرکت افراد در این برنامه بسیار حائز اهمیت است. تمایل افراد به شرکت (willingness to accept) در برنامه غربالگری سرطان سینه که در کشورهای مختلف انجام گرفته، در دوره های بعدی غربالگری متفاوت بوده و نشان می دهد که تمایل افراد جامعه نقش مهمی در اجرای این برنامه ملی دارد. [۳۱] چرا که بسیاری از زنان مورد مطالعه در طی انجام مصاحبه و پرکردن پرسشنامه ها، با وجود اینکه اهمیت این برنامه را به خوبی درک کرده اند، از انجام ماموگرافی به نوعی امتناع می ورزند و بسیاری نیز حتی حاضر به انجام مصاحبه یا پرکردن پرسشنامه نبودند. این امر ممکن است ناشی از خود داری آنها از روبرو شدن با عواقب تشخیص سرطان باشد. بنابراین، نیاز به آموزش گسترده و همگانی قبل و در

References

1. Breast Cancer Awareness Month. World Health Organization Cancer Control Programme Department of Chronic Diseases and Health Promotion (CHP) Avenue Appia 20 CH - 1211 Geneva 27 Switzerland. <http://www.who.int/cancer/en/>
2. Oussama MN, Modjtabei Atord Kh. Guidelines for the early detection and screening of breast cancer. World Health Organization (2006); 24-26.
3. Carlsen K, Høybye MT, Dalton SO, Tjønneland A. Social inequality and incidence of and survival from breast cancer in a population-based study in Denmark, 1994–2003. EUROPEAN JOURNAL OF CANCER 2008; 44:.
4. Braaten T, Weiderpass E, Kumle M, Lund E. Explaining the socioeconomic variation in cancer risk in the Norwegian women and cancer study. Cancer Epidemiol Biomark Prev 2005; 14: 2591–7.
5. Jonsson H, Nystrom L, Tornberg S, Lenner P. Service screening with mammography of women aged 50–69 years in Sweden: effect on mortality from breast cancer. J Med Screen 2001; 8:152–160.
6. Hakama M, Pukkala E, Heikkilä M, Kallio M. Effectiveness of the public health policy for breast cancer screening in Finland: population based cohort study. BMJ 1997; 314: 864–867.
7. Van DA, Van Marle E, De KH, Boer R, Van MP. Reduction in breast cancer mortality due to the introduction of mass screening in the Netherlands: comparison with the United Kingdom. J Med Screen 1999; 6: 30–34.
8. Policy Discussion paper no. 13. Geneva: World Health Organization; 2001.
9. Quirine LO, Gerrit D, Arno DK, Martin L, Brown H, De K. Breast Cancer Screening Policies in Developing Countries: A Cost-effectiveness Analysis for India. J Natl Cancer Inst 2008; 100(18): 1290-1300.
10. Marino C, Gerlach KK. An analysis of breast cancer coverage in selected women's magazines, 1987–1995. Am J Health Promot 1999; 13: 163–170.
11. Slaytor EK, Ward JE. How risks of breast cancer and benefits of screening are communicated to women: analysis of 58 pamphlets. Brit Med J 1998; 317: 263–264.
12. McMenaminetal M. A survey of breast cancer awareness and knowledge in a Western population: lots of light but little illumination. European Journal of Cancer 2005; 41:393–397.
13. Baum M. Patient's perception of risk and breast cancer awareness. Brit J Radiol 1997; 70: 777–781.
14. Hann A. Propaganda versus evidence based health promotion: the case of breast screening. Int J Health Plann Manage 1999; 14: 329–334.
15. Wagner TH, Hu TW, Dueñas GV, Pasick RJ. Willingness to pay for mammography: item development and testing among five ethnic groups. Health policy 2000; 53: 105-121.
16. Drummond Mf. O'Brien B, Stoddart GL, Torrance GW. Methods for the economic evaluation of health care programs. Oxford: Oxford University Press; 1997.
17. Frew E, Wolstenholme JL, Whynes DK. Willingness-to-pay for colorectal cancer screening. European Journal of Cancer 2001; 37: 1746–1751
18. Johannesson M, Johansson P-O, Kristrom B, Borgquist L, Jonsson B. Willingness to pay for lipid lowering: a health production function approach. Applied Economics 1993; 25: 1023–31.

19. Donaldson C. Valuing the benefits of publicly-provided health care: does 'ability to pay' preclude the use of 'willingness to pay'? *Social Science and Medicine* 1999; 49: 551–63.
20. Baker LH. Breast cancer detection demonstration project: five-year summary report. *Cancer J Clinicians* 1982; 32(4):194–225.
21. Tabibi SJ, Maleki MR, Delgoshai B. Theses, dissertations, research projects and scientific articles. Tehran: ferdoos; 2009
22. Cameron TA, Quiggin J. Estimation using contingent valuation data from a 'dichotomous choice with follow-up' questionnaire. *Journal of Environmental Economics and Management* 1994; 27: 218–234.
23. An Y, Ayala R. A mixture model of willingness to pay distributions. Ecuador: Duke University and Central Bank; 1996.
24. Asfaw A, Von BJ. Innovations in health care financing, new evidence on the prospect of community health insurance schemes in the rural areas of Ethiopia. *International Journal of Health Care Finance and Economics* 2005; 5: 241–253.
25. Lyard, P. Richard G. micro econometric theory, (translator: shakeri abbas), Tehran: nshreney; 1998.
26. Emily GW, Jacques VG. Willingness to Pay for Health Insurance: An Analysis of the Potential Market for New Low Cost Health Insurance Products in Namibia. Center for Disease Control and Prevention\National Institute for Occupational Health & Safety (USA).
27. Hanemann M, Loomis J, Kanninen B. Statistical Efficiency of Double-Bounded Dichotomous Choice Contingent Valuation. *American Journal of Agricultural Economics* 1991; 73(4): 1255-1263.
28. Greene WH. *Econometric Analysis*. Prentice Hall: 2003.
29. Wagner TH, Hu T, Dueñas GV, Kaplan CP, Nguyen BH, Pasick RJ. Does willingness to pay vary by race/ethnicity? An analysis using mammography among low-income women. *Health Policy* 2001; 58: 275–288
30. Asgary A, Willis K, Taghvaei AA, Rafeian M. Estimating rural house-holds' willingness to pay for health insurance. *Eur J Health Econom* 2004; 5: 209–215.
31. McMenaminetal M. A survey of breast cancer awareness and knowledge in a Western population: lots of light but little illumination. *European Journal of Cancer* 2005; 41: 393–397.
32. Statistical center of Iran. [cited: 06 May 2012] <http://www.sci.org.ir/portal/faces/public/census85/census85.natayeij/census85.jadavelmontakhab>



Estimation of Willingness to Pay For Mammographic Breast Cancer Screening Tests among Women in Tehran, Based On Contingent Valuation Method: 2010

Ghaderi H¹./Vatankhah S²./ Khoshkam M³/ Rohani B⁴

Abstract

Introduction: Routine mammography screening and clinical breast examination are effective measures in reducing breast cancer mortality. Contingent valuation method (CVM) is a method for willingness to pay (WTP) estimation for cost benefit analysis in economics. In this study, the mean and the function of WTP for mammographic screening for breast cancer were estimated with CVM.

Method: This cross-sectional study was descriptive-analytic in nature. A questionnaire was used to collect data from/ for the households in Tehran selected by stratified sampling in 2010. The correlation between WTP questions and the annual household income was measured for internal validity. There were other questions selected from National Health Accounts questionnaire, a standard questionnaire. The data were analyzed by STATA software (version 11) using Ramsey RESET test, David Sen - Mackinnon test, likelihood ratio test and maximum likelihood method to estimate the bivariate probit model and the marginal effects of variables with Z-ratios.

Results: The answer to the first bid was "yes" for some 46% of respondents while about 20% of respondents said "yes" to the upper amount. The probability of positive response for both bids was 0.159 and the average WTP was 300,000 Rials. Women, experiencing mammography in the last 4 years, answered "yes" to both bids with probability of 0.14.

Discussion: If the cost of mammogram were less than 300 thousand Rials for each person, there would be a higher WTP for screening mammography suggesting that individuals, in higher socioeconomic class, have higher WTP for mammographic screening.

Keywords: Willingness to Pay, Contingent Valuation Method, Bivariate Probit Model, Mammographic Screening

• Received: 24/July/2011 • Modified: 11/March/2012 • Accepted: 14/March/2012

1. Assistant Professor of Health Economics Department, School of Health Management and information Sciences, Tehran university of medical sciences, Tehran, Iran
2. Assistant Professor of Health Services Management Department, School of Health Management and information Sciences, Tehran university of medical sciences, Tehran, Iran
3. Instructor of Biostatistics Department, School of Health Management and information Sciences, Tehran university of medical sciences, Tehran, Iran
4. MSc in Health Economics, School of Health Management and information Sciences, Tehran university of medical sciences, Tehran, Iran; Corresponding Author (rohanibeh@gmail.com)

