

شناسایی و ارزش‌گذاری عوامل مؤثر بر تصمیم شهروندان تهرانی جهت ورود به طرح پزشک خانواده؛ با استفاده از آزمایش انتخاب گسسته

سیدمحمدهادی سبحانیان^{۱*}، جعفر عبادی^۲، محسن مهرآرا^۳

۱. دکتری اقتصاد دانشگاه تهران hadi_sobhanian@ut.ac.ir

۲. استاد اقتصاد دانشگاه تهران jebadi@ut.ac.ir

۳. استاد اقتصاد دانشگاه تهران mmehrara@ut.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۳/۱۷ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۱۲/۱۹

چکیده

با وجود موفقیت‌های نسبی نظام سلامت ایران و ارتقای بسیاری از شاخص‌های بهداشتی طی دو دهه گذشته، نظام سلامت ایران کماکان با مشکلات جدی مواجه است. یکی از مشکلات مهم بی‌عدالتی در دسترسی به خدمات سلامت است. مطالعات نظری و شواهد عملی گویای آن است که اجرای نظام ارجاع و طرح پزشک خانواده یکی از راهکارهای اصلی برطرف‌ساختن بی‌عدالتی‌ها در حوزه سلامت و استفاده مناسب از منابع کمیاب در این حوزه است. برای اجرای موفقیت‌آمیز طرح پزشک خانواده، ضرورت دارد علاوه بر رفع برخی مشکلات شناخته‌شده و ایجاد بسترهای لازم، با استفاده از روش‌های علمی، مؤلفه‌های اثرگذار در تصمیم مشارکت‌کنندگان در این طرح شناسایی شود و سیاست‌گذار حوزه سلامت، به منظور افزایش احتمال توفیق اجرایی شدن آن، بسته سیاستی‌ای تدوین کند که با حداکثر انطباق با ترجیحات جامعه هدف تهیه شده باشد. در همین زمینه، مطالعه حاضر به منظور شناسایی ترجیحات شهروندان تهرانی، به عنوان یکی از مشارکت‌کنندگان در طرح، انجام گرفته است. نتایج نشان‌دهنده آن است که مؤلفه‌های ویزیت، رفتار پزشک، نحوه وقت‌گذاری پزشک در معاینات، و دسترسی تلفنی آثار معنی‌داری در تمایل شهروندان برای ورود به طرح پزشک خانواده دارد؛ به طوری که افزایش ویزیت موجب کاهش تمایل افراد برای ورود به این طرح می‌شود. به علاوه، رفتار توأم با احترام پزشک، وقت‌گذاری مناسب و نیز امکان دسترسی تلفنی به افزایش مطلوبیت شهروندان منجر می‌شود و احتمال مشارکت آن‌ها و ورودشان به طرح را افزایش می‌دهد. تمایل شهروندان به پرداخت برای هر یک از مؤلفه‌های رفتار پزشک، نحوه وقت‌گذاری و دسترسی تلفنی به ترتیب ۹/۵۷۹، ۹/۹۴۷ و ۳/۷۵۰ تومان برآورد شده است.

طبقه‌بندی: C25, D12, I1

واژگان کلیدی: آزمایش انتخاب گسسته، ترجیحات، طرح پزشک خانواده.

مقدمه

در جمهوری اسلامی ایران سلامت یک حق شناخته شده و در اصول متعددی از قانون اساسی بر این مسئله تأکید شده است. پس از پیروزی انقلاب، تلاش‌های فراوانی برای استقرار نظام سلامت مطلوب، که پاسخ‌گوی همه نیازهای جامعه باشد، انجام گرفت. از جمله تلاش‌های مهم طراحی و استقرار نظام شبکه‌های بهداشتی-درمانی در کشور است که در زمان خود در ارائه خدمات سلامت انقلاب چشم‌گیری ایجاد کرد. اما، با وجود موفقیت‌های نسبی نظام سلامت در ایران و ارتقای بسیاری از شاخص‌های بهداشتی طی دو دهه گذشته، نظام سلامت در ایران کماکان با مشکلات جدی مواجه است؛ شاید مهم‌ترین این مشکلات بی‌عدالتی در دسترسی به خدمات سلامت و استفاده از امکانات آن باشد. با اینکه در قانون اساسی دسترسی به حداقل امکانات بهداشتی-درمانی «حق» تلقی شده، متأسفانه این امر در عمل محقق نشده است. در نظام سلامت کشور بی‌عدالتی‌های بسیاری مشاهده می‌شود؛ به طوری که افراد با بیماری مشابه خدمات مشابه دریافت نمی‌کنند (عدم برقراری عدالت افقی) یا افراد بر حسب شدت بیماری خدمات دریافت نمی‌کنند (عدم برقراری عدالت عمودی)^۱. تجارب جهانی نشان‌دهنده آن است که برای تعدیل و کاهش بی‌عدالتی باید به نظام ارجاع مبتنی بر پزشک خانواده روی آورد (Peter & Berman, 2000).

از دیگر سو، امروزه، متخصصان مراقبت‌های بهداشتی به دنبال ارائه مراقبت‌های بهداشتی-درمانی بیمار-محور^۲ند. در سیاست‌گذاری سلامت، این اصطلاح به خدماتی اطلاق می‌شود که کاملاً با نیازها، خواسته‌ها، و ترجیحات بیمار مطابقت دارد و به آن‌ها پاسخ‌گوست (Cheraghi-Sobi et al., 2008). چنانچه بهترین سیاست‌های بهداشتی-درمانی از قبیل غربالگری، واکسیناسیون و معاینات پزشکی اعمال شود، ولی جامعه هدف آن را نپذیرد و از آن استقبال نکند، آنچنان که باید کارایی و اثربخشی نخواهد

۱. یکی از شاخص‌های اصلی عدالت در سلامت (از منظر تأمین منابع مالی در این حوزه) میزان پرداخت از جیب مردم است. این میزان در کشور ایران نسبت به بسیاری از کشورهای دنیا بالاتر است و طبق آمار سازمان بهداشت جهانی حدود ۶۰ درصد برآورد شده است (WHO, 2013).

2. patient-centered services

داشت و این خود عامل هدررفت منابع کمیاب جامعه خواهد شد (Morgan & Hurley, 2004). اما، دسترسی به این انطباق یا نزدیکی چارچوب سیاست با ترجیحات جامعه هدف، از یک سو، به دلیل مؤلفه‌های گوناگون و گاه متعدد که برای بیماران مهم است، و از سوی دیگر، به دلیل محدودیت بودجه کاری بس دشوار است. این مهم به پیگیری روش‌هایی برای شناسایی و ارزیابی اولویت‌ها منجر شده است. یکی از روش‌های پرکاربرد در این زمینه آزمایش انتخاب گسسته است؛ روشی که امروزه به صورت تصاعدی در مطالعات اقتصاد سلامت به کار گرفته می‌شود.

پژوهش حاضر در همین زمینه و به منظور شناسایی و ارزش‌گذاری مؤلفه‌های اثرگذار در تصمیم شهروندان تهرانی برای مشارکت در طرح پزشک خانواده انجام شده است. ساختار تحقیق بدین شکل سامان یافته است: در بخش دوم به چستی نظام ارجاع، ضرورت اجرا و تجربه اجرای آن در ایران پرداخته شده است. در بخش سوم رویکرد آزمایش انتخاب گسسته تبیین شده است. در بخش چهارم، به منظور آشنایی پژوهشگران با کارکردهای گوناگون آزمایش انتخاب گسسته در مطالعات حوزه اقتصاد سلامت، درباره زمینه‌های کاربردی این رویکرد در مطالعات خارجی بحث شده است. بخش پنجم به مطالعه تجربی این پژوهش اختصاص یافته و در بخش ششم نتیجه‌گیری ارائه شده است.

نظام ارجاع و برنامه پزشک خانواده در ایران

هدایت و کنترل تولید و مصرف خدمات سلامت در بسیاری از کشورهایی که از نظر تأمین منابع مالی مشکل دارند یا محدودیت کمتری دارند اصلی پذیرفته‌شده است، در حالی که در کشور ایران، با وجود محدودیت‌های شدید مالی و تنگناهای اعتباری حوزه سلامت، هنوز به این امر توجه نشده و اقدامی جدی درباره آن صورت نگرفته است. یکی از اقدامات اساسی توصیه‌شده از سوی سازمان بهداشت جهانی^۱ و سازمان جهانی پزشک خانواده^۲ - که به کاربرد مطلوب از منابع کمیاب حوزه سلامت منجر می‌شود- استقرار نظام ارجاع و برنامه پزشک خانواده است (WHO, 2002).

1. World Health Organization (WHO)

2. The World Organization of Family Doctors

در نظام ارجاع و برنامه پزشکی خانواده جمعیت مشخصی به یک پزشک تحویل داده می‌شود و پزشک از همه سوابق خانوادگی، بیماری‌ها و مشکلات بیمار اطلاع می‌یابد. بنابراین، هرگاه بیمار به پزشک مراجعه کند، پزشک دقیقاً می‌داند که مشکلات قبلی آن بیمار چه بوده و در حال حاضر چه اقدام پزشکی باید برای وی انجام دهد، و اگر به اقدامات پزشکی، تخصصی، یا آزمایشگاهی احتیاج باشد، آن بیمار را به پزشک مربوطه ارجاع می‌دهد. این امر باعث جلوگیری از هدررفت هزینه‌ها می‌شود و دیگر نیازی نیست که بیمار در یک روز برای یک بیماری سرپایی و جزئی به چند متخصص مراجعه کند. کشورهای پیشرو در برنامه پزشکی خانواده و نظام ارجاع توانسته‌اند با رویکرد سلامت‌نگر، کل‌نگر، و توجه به همه ابعاد سلامتی و ریشه‌یابی علل بیماری در روش و محیط زندگی و نیز تشخیص و درمان به‌موقع، همراه با کاهش پرداخت مستقیم از جیب مردم، ضمن ارتقای سلامتی فرد، خانواده و اجتماع، با هزینه‌کردِ کارا و اثربخش منابع به اجرای عدالت در سلامت بپردازند و در نهایت رضایت مردم و ارائه‌کنندگان خدمات سلامتی را ارتقا دهند.

در ایران نیز به منظور کنترل هزینه‌های ناشی از خدمات تکراری، افزایش پاسخ‌گویی به بیمار، امکان پیگیری خدمات ارائه‌شده به بیمار، تشکیل پرونده سلامتی برای آحاد جامعه، افزایش امکان کنترل کیفیت خدمات و ایجاد انضباط مالی و حرکت بیمار در سطوح سه‌گانه نظام ارائه خدمات^۱ این طرح به شکل کاملاً هدایت‌شده و با محوریت پزشک خانواده سازمان‌دهی شد. این برنامه از آغاز سال ۱۳۸۴ در مناطق روستایی و شهرهایی با جمعیت کمتر از بیست‌هزار نفر با همکاری سازمان بیمه خدمات درمانی،

۱. سطوح سه‌گانه خدمات در نظام ارجاع عبارت‌اند از:

سطح اول: تیم سلامت (به‌ورز، پزشک عمومی و ماما) سلسله‌ای از مراقبت‌ها و خدمات را به‌طور سرپایی عرضه می‌کنند و در صورت لزوم شخص را به سطح دوم ارجاع می‌دهند؛
سطح دوم: پزشکان متخصص ارجاع‌شدگان پزشک خانواده را می‌پذیرند و پس از تشخیص و درمان، اعم از سرپایی یا بستری، نتیجه را به پزشک خانواده اعلام می‌کنند؛
سطح سوم: پزشکان فوق تخصص در رشته‌های مختلف، سرپایی یا بستری خدمات و مراقبت‌های مخصوص را ارائه می‌کنند (آیین‌نامه نظام ارجاع و پزشک خانواده).

وزارت رفاه و تأمین اجتماعی و وزارت بهداشت، درمان و آموزش پزشکی به اجرا گذاشته شد و در دو استان مازندران و فارس به صورت پایلوت به اجرا درآمد.

به‌رغم محاسن مترتب بر اجرای چنین طرحی، از منظر اقتصادی و اجتماعی، آنچه در عمل رخ داده نارضایتی همگان از شیوه اجرای آن بوده است؛ به طوری که اجرای این طرح در استان تهران پس از عدم استقبال پزشکان عمومی در ورود به این طرح (حتی پس از اعمال برخی محدودیت‌ها برای آن‌ها) در حال حاضر متوقف شده است.

اما سؤال اینجاست که با وجود اهمیت اجرای این طرح چرا در عمل اجرای آن با شکست مواجه شد؟! دلایل مختلفی را می‌توان برای این سؤال ذکر کرد: درمان‌محوری به جای سلامت‌محوری؛ افزایش میزان مراجعه به پزشک در روستاها و بازماندن پزشکان از وظیفه اصلی خود، یعنی پایش و ارتقای سلامت؛ چرخه ناکارآمد منابع مالی؛ نارضایتی تیم سلامت از شیوه پرداخت حق‌الزحمه‌شان؛ برداشتهای متفاوت از این طرح ناشی از ویرایش‌های مکرر آن؛ تأثیر منفی اجرای این طرح بر عملکرد پزشکان بخش خصوصی بدون وجود سیاست‌های جبرانی مؤثر؛ فقدان نظام پایش و ارزش‌یابی به‌گونه‌ای علمی؛ و عدم هماهنگی میان وزارتخانه‌های مرتبط (وزارتخانه‌های بهداشت و رفاه).

اما، مورد دیگری که کمتر به آن توجه شده است عدم شناخت سیاست‌گذاران از ترجیحات مشارکت‌کنندگان (اعم از پزشکان و بیماران) در طرح پزشک خانواده است. امروزه، یکی از آموزه‌ها در زمینه سیاست‌گذاری در حوزه‌های گوناگون این است که سیاست‌گذار با ترجیحات جامعه هدف آشنا باشد. در حوزه بهداشت و درمان نیز - چه در زمینه ارائه بسته‌های بهداشتی - درمانی چه ایجاد بسترهای شغلی برای شاغلان در این بخش‌ها - چنین توصیه‌هایی شده است و کشورهای توسعه‌یافته در این مسیر قدم برمی‌دارند. به بیان دیگر، طراحی کارا و مؤثر سیاست‌ها و ارائه خدمات بهداشتی نیازمند انطباق میان آن‌ها با خواسته‌های جامعه است - که این خود مستلزم آگاهی سیاست‌گذاران از ترجیحات افراد نسبت به برنامه‌های سلامت و دستاوردهای آن است (Viney et al., 2002).

بنابراین، ضرورت دارد، علاوه بر رفع مشکلات یادشده بر سر اجرای طرح پزشک خانواده، همچون کمبود منابع مالی و ایجاد بسترهای لازم، با استفاده از مطالعات و

روش‌های علمی، مؤلفه‌های مهم و اثرگذار در تصمیم مشارکت‌کنندگان این طرح شناسایی شود و سیاست‌گذار حوزه سلامت، به منظور افزایش احتمال توفیق اجرایی‌شدن آن، بسته سیاستی‌ای تدوین کند که با حداکثر انطباق با ترجیحات جامعه هدف تهیه شده باشد.

آزمایش انتخاب گسسته؛ رویکردی نو در ارزش‌گذاری برنامه‌های سلامت

۱. ضرورت استفاده از رویکرد آزمایش انتخاب گسسته

در بیشتر کشورهای توسعه‌یافته مخارج سلامت تقریباً معادل است با ۸ درصد تولید ناخالص داخلی آن‌ها، و در این کشورها بخش سلامت یکی از بخش‌های تجاری بزرگ به‌شمار می‌رود (Anderson et al., 2000). اما، ویژگی بارز حوزه سلامت شکست بازار است که این موضوع به مداخلات اساسی دولت‌ها- حتی در اقتصادهایی که تا حدود زیادی بر بخش خصوصی متکی‌اند- منجر شده است (Hal & Viney, 2000). به علاوه، در همه کشورهای توسعه‌یافته و دیگر کشورها مراقبت‌های سلامت به‌شدت تحت قانون‌گذاری قرار می‌گیرد (Hal & Viney, 2000). از همین روی، سیگنال‌های قیمتی در این بازار نه حاوی اطلاعات در خصوص هزینه‌ها و منافع اجتماعی است و نه قادر است به تخصیص منابع کمک کند.

در عین حال، سیاست‌گذاران به طور فزاینده برای تشخیص برنامه‌ها و مداخلاتی که لازم است منابع ملی به آن‌ها اختصاص داده شود ارزیابی اقتصادی^۱ را به‌کار می‌گیرند (Freemantle, 1999).

در بسیاری از کشورها بر پزشکی مبتنی بر شواهد^۲ تأکید فراوانی شده است (Guyatt et al., 2000). این امر به توسعه و گسترش استفاده از راهنماهای بالینی برای مراقبت‌های کلینیکی انجامیده است. این راهنماهای بالینی به طور کلی بر شواهد پژوهشی دقیق و ارزیابی اثربخشی و نیز تحلیل‌های هزینه- اثربخشی^۳ متکی‌اند.

1. economic evaluation
2. evidence-based medicine
3. cost- effectiveness analysis

معمولاً ارزیابی اقتصادی مترادف با تحلیل هزینه- فایده^۱ است که در آن از قیمت‌های بازاری یا قیمت‌های سایه‌ای^۲ برای ارزش گذاری منافع و هزینه‌ها استفاده می‌شود و قاعده تصمیم‌گیری آن است که آیا منفعت خالص مثبت است یا خیر؟ اما، به دلیل وجود نوعی عدم تمایل نسبت به ارزش گذاری پولی ارزش زندگی کاربرد تحلیل هزینه- فایده در مراقبت‌های سلامت کمتر بوده است. بنابراین، ارزیابی‌های اقتصادی در مراقبت‌های سلامت تا حد زیادی با استفاده از تحلیل هزینه- اثربخشی صورت گرفته است که در آن منافع بر حسب واحدهای طبیعی، از قبیل موارد جلوگیری شده^۳، زندگی‌های نجات داده شده^۴ یا سال‌های اضافه شده به زندگی^۵ اندازه‌گیری می‌شود. بسیاری از تحلیلگران به چنین مقیاس‌هایی از عملکرد انتقاد می‌کنند و بر آن‌اند که مقیاس مذکور میان کیفیت‌های گوناگون زندگی تمایزی قائل نمی‌شود. چنین انتقاداتی به گسترش مقیاس‌هایی از عملکرد منجر شد که کیفیت زندگی را توأم با زنده بودن لحاظ می‌کند و شناخته شده‌ترین این روش‌ها سال‌های زندگی تعدیل شده با کیفیت^۶ است.

اما، یک مشکل اساسی در کاربرد چنین مقیاس‌هایی برای اندازه‌گیری منافع در برنامه‌های سلامت وجود دارد که می‌تواند به نتایج گمراه کننده منجر شود؛ بدین معنا که این مقیاس از منفعت محدود به پیامدهای سلامت است و سایر عواملی را که مصرف کنندگان در استفاده از مراقبت سلامت ارزش گذاری می‌کنند در نظر نمی‌گیرد. در حالی که اطلاعات و مشاهدات بازار نشان می‌دهد افراد برای عواملی غیر از مسائل مرتبط با حیات و کیفیت زندگی نیز ارزش قائل‌اند. مثلاً، مردم برای منافی چون آسایش بیشتر^۷، آسودگی اضافی^۸ و اطلاعاتی که بر سلامت آن‌ها آثار آنی ندارد به پرداخت پول تمایل دارند (Hall et al., 2004).

-
1. cost- benefit analysis
 2. shadow price
 3. cases prevented
 4. lives saved
 5. life years saved
 6. quality- adjusted life year
 7. extra convenience
 8. additional comfort

به علاوه، دولت‌ها به منظور برآورد نسبت هزینه-فایده اجتماعی و پیش‌بینی مخارج لازم و آثار بودجه‌ای برنامه‌های سلامت به دنبال برآورد منافع و هزینه‌های این برنامه‌ها در سطح جامعه‌اند. این برآوردها به میزان مشارکت افراد در برنامه‌های سلامت بستگی دارد؛ بدین ترتیب که چه تعدادی از افراد تصمیم می‌گیرند در برنامه‌های غربالگری یا واکسیناسیون یا خرید داروی خاصی مشارکت کنند. اگرچه برای برخی برنامه‌ها آمارهای خوبی از میزان مشارکت وجود دارد، این امر یک قاعده نبوده و استثناست. از طرف دیگر، پیشرفت‌های تکنولوژیکی در داروسازی به تولید داروهایی منتج می‌شود که قبلاً در بازار وجود نداشته، بنابراین، آماری از خرید آن در دسترس نیست. حتی در مواردی که برنامه‌ها در دست اجراست تغییرات ساختاری می‌تواند به تغییر مشارکت منجر شود. بنابراین، برای سیاست‌گذاران این امر حیاتی است که بتوانند برنامه‌ها را به گونه‌ای طراحی کنند که با میزان مشارکت بهینه همراه شود (Hall et al., 2004).

بنابراین، یک ارزیابی اقتصادی معتبر به دو گزینه بستگی دارد: اول، پیش‌بینی دقیق سطوح مشارکت؛ دوم، مقیاسی مناسب، جامع و معتبر از منافع. اما، روش‌های پذیرفته‌شده در ارزیابی مراقبت‌های سلامت فاقد بخشی از ویژگی‌های فوق است. بنابراین، تمایل فزاینده‌ای برای توسعه روش‌های برآورد تمایل به پرداخت برای کاربرد آن در تحلیل‌های هزینه-فایده و کاربرد آن در تکنیک‌های استخراج ترجیحات و پیش‌بینی پذیرش یا مشارکت در برنامه‌های سلامت به وجود آمد. یکی از تکنیک‌های استخراج ترجیحات، که در این مطالعه از آن استفاده شده است، آزمایش انتخاب گسسته^۱ نام دارد. این تکنیک می‌تواند اطلاعاتی راجع به ارزشی که مصرف‌کنندگان برای مؤلفه‌های گوناگون مراقبت سلامت قائل‌اند یا اطلاعاتی درباره تقاضا برای برنامه‌های سلامت در اختیار محقق قرار دهد.

۲. چارچوب مدل‌سازی و تصریح اقتصادسنجی آن

آزمایش انتخاب گسسته بر پایه تئوری مطلوبیت تصادفی^۲ (RUT) بنا شده و با تئوری اقتصادی ارزش لانکستر^۳ سازگار است (Lancaster, 1966; Thurstone, 1927). تئوری

1. Discrete Choice Experiment (DCE)
2. Random Utility Theory
3. Lancaster's economic theory of value

مطلوبیت تصادفی امکان استخراج ترجیحات برای کالاهای چندبعدی و پیچیده^۱ را برای محقق فراهم می‌آورد. از اواخر دهه ۱۹۶۰ میلادی، مطالعات عمیقی برای درک و مدل‌سازی قضاوت‌های افراد و تصمیم‌گیری آن‌ها به‌ویژه در زمینه اقتصاد کاربردی، نظیر بازاریابی، اقتصاد حمل و نقل، اقتصاد محیط زیست و منابع طبیعی، شروع شد. مک‌فادن^۲ (۱۹۷۴) تئوری مطلوبیت تصادفی را به انتخاب‌های گسسته از چند گزینه گسترش داد و پیشرفت‌های بسیاری پس از آن در این زمینه اتفاق افتاد (Louviere & Woodward, 1983; Louviere et al., 2000). مطالعات گوناگون در مدل‌سازی انتخاب گسسته قدرت و دقت پیش‌بینی مدل‌های انتخاب گسسته را نشان داده است (Ben-Akiva & Morikawa, 1990; Hensher et al., 1999).

مدل‌سازی انتخاب گسسته در قالب بررسی انتخاب^۳ انجام می‌گیرد و به محقق اجازه می‌دهد مطلوبیت یک کالا (در این مورد، یک برنامه سلامت یا برنامه درمان) را مدل‌سازی و اندازه‌گیری کند. همان‌طور که در رهیافت‌های مبتنی بر ترجیحات آشکار شده^۴ اندازه‌گیری و مدل‌سازی ترجیحات، بر اساس مشاهده انتخاب‌های صورت‌گرفته به وسیله مصرف‌کننده در بازار واقعی صورت می‌گیرد، در مدل‌سازی انتخاب گسسته نیز فرض می‌شود انتخاب‌های افراد ترجیحات (مطلوبیت‌های) آن‌ها را آشکار می‌سازد. در آزمون انتخاب، از افراد خواسته می‌شود از مجموعه‌ای فرضی از برنامه‌ها یا محصولات سلامت (که اصطلاحاً مجموعه انتخاب^۵ نامیده می‌شود) مرجح‌ترین گزینه را انتخاب کنند. در این رهیافت فرض می‌شود که افراد گزینه‌ای را انتخاب خواهند کرد که در میان سایر گزینه‌ها بیشترین مطلوبیت را عاید آن‌ها می‌کند. مطلوبیت به طور مستقیم مشاهده‌شدنی نیست. اما می‌توان مطلوبیت (غیرقابل مشاهده) را، به صورتی که در ادامه خواهد آمد، از انتخاب‌های مصرف‌کنندگان (که مشاهده‌شدنی است) برآورد کرد.

-
1. complex multidimensional goods
 2. McFaden
 3. choice survey
 4. revealed preference approaches
 5. choice sets

تئوری مطلوبیت تصادفی بیان می‌کند که مطلوبیت حقیقی مصرف‌کننده^۱ برای یک محصول یا برنامه خاص بهداشتی دو جزء دارد: یکی، جزء قابل توضیح^۲؛ و دیگری جزء تصادفی^۳:

$$U_{in} = V_{in} + \varepsilon_{in} \quad (1)$$

در رابطه ۱، U_{in} مطلوبیت نفر n م از برنامه بهداشتی i است. $V_{in} = V(X_{in}, Z_n)$ جزء سیستماتیک مطلوبیت است که به تعدادی مؤلفه (X_{in}) از آلترناتیوهای که فرد n م با آن مواجه است و ویژگی‌های فردی وی (Z_n) بستگی دارد. ε_{in} جزء تصادفی یا غیرقابل مشاهده محسوب می‌شود. در نظر گرفتن یک توزیع پارامتریک مشخص از جزء غیر قابل مشاهده امکان یک تحلیل احتمالاتی از انتخاب افراد را فراهم می‌سازد. احتمال آنکه فرد n م از میان J آلترناتیو گزینه i را برگزیند به صورت رابطه ۲ بیان می‌شود.

$$P_{in} = \text{prob} (U_{in} > U_{jn} \quad \forall j \neq i) \\ = \text{prob} (V_{in} + \varepsilon_{in} > V_{jn} + \varepsilon_{jn}) = \text{prob} (V_{in} - V_{jn} > \varepsilon_{jn} - \varepsilon_{in} \quad \forall j \neq i) \quad (2)$$

با فرض آنکه جملات اخلاص به صورت iid و با ارزش حدی از نوع ۱^۴ توزیع شده باشند و با در نظر گرفتن $V_{in} = \beta x_{ni}$ ، احتمال انتخاب آلترناتیو i عبارت خواهد بود از:

$$L_{ni} = \frac{e^{\beta x_{ni}}}{\sum_j e^{\beta x_{nj}}} \quad (3)$$

که یک تصریح آشنا از لوجیت استاندارد است. مدل لوجیت، به دلیل شکل فرم بسته^۵ احتمالات انتخاب واجد ویژگی‌های مطلوبی است که البته برخی محدودیت‌ها را نیز به کار تحقیقی تحمیل می‌کند.^۶ در خلال دو دهه گذشته، مدل‌های عمومی‌تری معرفی شدند که محدودیت‌های مدل‌هایی چون لوجیت چندگانه را ندارند. یکی از این مدل‌ها الگوی لوجیت با پارامتر تصادفی^۷ (RPL) است که قادر است هر تصریح دیگری از مدل

1. consumer's true utility
2. explainable
3. random component
4. iid extreme type 1
5. closed- form

۶. برای اطلاع بیشتر از ویژگی‌های مدل لوجیت و لوجیت چندگانه ← Louviere et al., 2000

7. Random Parameter Logit (RPL)

انتخاب گسسته را نیز برآورد کند (McFadden & Train, 2000). مدل لوجیت با پارامتر تصادفی بر سه محدودیتی که الگوهایی نظیر لوجیت و لوجیت شرطی با آن مواجه‌اند فائق آمده است: اولاً، اختلاف تصادفی در میان سلاقی را لحاظ می‌کند؛ ثانیاً، همبستگی پاسخ یک نفر را وقتی به چند مجموعه انتخاب پاسخ می‌دهد در نظر می‌گیرد؛ ثالثاً، ویژگی استقلال گزینه‌های نامرتب^۱ را کنار می‌گذارد. بر اساس این فرض، همبستگی میان مطلوبیت گزینه‌های گوناگون صفر در نظر گرفته می‌شود (Train, 2003). ویژگی کلیدی مدل‌های RPL این است که امکان تغییر مقادیر مؤلفه‌ها را در میان افراد فراهم می‌کند. بنابراین، به جای برآورد یک پارامتر ثابت برای هر مؤلفه، برای پارامترها این امکان وجود دارد که میان افراد گوناگون جمعیت با چگالی $f(\beta|\theta)$ تغییر کنند. بیانگر پارامترهای توزیع انتخاب‌شده برای مدل‌سازی سلاقی است. با توجه به تصریح RPL، محقق اندازه β_n یا ε_{in} را نمی‌داند. اگر مشخص باشد β_n مقدار β را خواهد داشت، احتمال آنکه پاسخ‌دهنده n م گزینه i را انتخاب کند به وسیله لوجیت استاندارد مشخص خواهد شد (Train, 1998). از آنجا که محقق سلاقی واقعی افراد را مشاهده نمی‌کند، احتمال به صورت انتگرال L_{ni} ها بر روی همه مقادیر ممکن β ، که با چگالی انتخاب‌شده وزن‌دهی شده است، به دست می‌آید (توزیع نرمال استاندارد پرکاربردترین توزیع است که در مدل‌های PLR استفاده می‌شود). بنابراین، احتمال انتخاب غیرشرطی آنکه فرد n آلترناتیو i را از مجموعه انتخاب t انتخاب کند عبارت خواهد بود از انتگرال تصریح لوجیت بر روی همه مقادیر ممکن از β .

$$P_{nit}(\theta) = \int L_{nit} f(\beta|\theta) d\beta \quad (4)$$

بعد زمانی^۲ از این رو در مدل وارد شده است که ساختار پانل در مجموعه داده‌ها را در نظر بگیرد؛ یعنی حالتی که هر پاسخ‌دهنده به چند مجموعه انتخاب پاسخ دهد. برخلاف لوجیت استاندارد، فرض می‌شود که به دلیل اثر مشترک انحرافات تصادفی قسمت تصادفی مطلوبیت در میان مجموعه‌های انتخاب همبسته باشد. همچنین، فرض می‌شود در حالی که ضریب مؤلفه‌ها برای هر فرد در میان موقعیت‌های انتخاب ثابت

1. Independence of Irrelevant Alternative (IIA)
2. time dimension

باقی می‌ماند، ولی در میان پاسخ‌دهندگان مختلف تغییر می‌کند. این مشابه آن است که فرض کنیم پاسخ‌دهندگان ترجیحات باثباتی دارند که به نظر می‌رسد فرض منطقی و معقولی در قالب آزمایش انتخاب گسسته‌ای است که در آن بازه زمانی بسیار محدود است (Revelt et al., 1998).

انتگرال رابطه ۴ را نمی‌توان به صورت جبری محاسبه کرد، بنابراین از یک برآوردگر حداکثر درست‌نمایی شبیه‌سازی شده برای برآورد احتمالات استفاده می‌شود.^۱

پیشینه مطالعات انجام‌شده با استفاده از رویکرد انتخاب گسسته در اقتصاد سلامت
اغلب مطالعات انجام‌شده با استفاده از رویکرد آزمایش انتخاب گسسته در کشورهای انگلستان، ایالات متحده، هلند، استرالیا، کانادا و دانمارک انجام گرفته است؛ البته سهم دو کشور انگلستان و ایالات متحده بیشتر بوده است. تعداد زیادی از آزمایش‌ها ترجیحات بیماران یا جامعه را بررسی کرده‌اند. برخی دیگر از مطالعات به بررسی ترجیحات کارکنان بخش سلامت، نظیر پزشکان عمومی و پرستاران، پرداخته‌اند. مطالعه حاضر در دسته اول از تقسیم‌بندی فوق قرار دارد. در ادامه به مرور اجمالی برخی مطالعات، که در دسته اول جای می‌گیرد، پرداخته شده است.

در مطالعاتی که به بررسی ترجیحات بیماران درباره خدمات مراقبت‌های بهداشتی پرداخته شده است، اغلب خدمات درمانی - تخصصی^۲ و خدمات تشخیصی^۳ مطالعه شده است. در سال ۱۹۹۰، پروپر^۴ نخستین آزمایش انتخاب گسسته مرتبط با سلامت را در زمینه ارزش‌گذاری پولی کاهش زمان انتظار برای دریافت خدمات درمانی - تخصصی در نظام سلامت انگلستان به کار گرفت. پس از آن، ون‌درپل^۵ و دیگران (۱۹۹۸) آزمایش انتخاب گسسته را در مراقبت‌های خونی^۶ استفاده کردند. همچنین، مطالعات گوناگونی درباره ارزیابی مراقبت‌های قلبی، پوستی، روماتولوژی، ورم معده و سلامت روانی انجام

۱. برای مطالعه بیشتر درباره الگوی لوجیت با پارامتر تصادفی ← Hensher & Greene, 2003; Train, 2007

2. specialistic medical services

3. diagnostic

4. Propper

5. Van der Pol

6. haematological services

پذیرفته است. مثلاً، کاجر^۱ و دیگران (۲۰۰۸) ناهمگونی ترجیحات بیماران در بازتوانی قلبی^۲ را مطالعه کردند. کاست^۳ و دیگران (۲۰۰۶) ترجیحات بیماران را در مورد مشاوره پوستی^۴ بررسی کردند. راتکلیف^۵ و دیگران (۲۰۰۴) درمان‌های آرتروز را بررسی کردند. کلیمن و دیگران^۶ (۲۰۰۲) درمان بیماری رفلکس معده و ترجیحات بیماران را در خصوص روش‌های گوناگون درمانی آن مطالعه کردند.

در زمینه خدمات تشخیصی^۷، در سال ۱۹۹۸، برایان^۸ و دیگران، ترجیحات دانشجویان را به تصویربرداری مغناطیسی^۹ (MRI) ارزیابی کردند. پس از آن دو مطالعه متدولوژیک دیگر با استفاده از رویکرد آزمایش انتخاب گسسته در خصوص شناسایی ترجیحات مرتبط با غربالگری سرطان دهانه رحم و سرطان روده انجام گرفت (Salked et al., 2000).

در مطالعات متعددی ترجیحات بیماران درباره نحوه مواجهه با آسم بررسی شد. لانکسر^{۱۰} و دیگران (۲۰۰۷) درمان‌های پیشگیرانه از آسم را بررسی کردند. هیچاک^{۱۱} و دیگران (۲۰۰۷)، والزر و وایفل^{۱۲} (۲۰۰۷)، و والزر (۲۰۰۷) به کمی‌سازی ترجیحات گیرندگان مراقبت درمان آسم کودکان پرداختند. شاخه دیگری که بررسی شده دیابت است. مثلاً، در همین زمینه، ترجیحات بیماران (Hauber et al., 2009) و پزشکان (Chen et al., 2010) درباره درمان دیابت نوع ۲ استخراج شده است.

-
1. Kjaer
 2. cardiac rehabilitation
 3. Coast
 4. dermatology consultation
 5. Ratcliffe
 6. Kleinman
 7. diagnostic services
 8. Bryan
 9. magnetic resonance imaging
 10. Lancsar
 11. Hitchcock
 12. Walzer and Zweifel

استخراج ترجیحات شهروندان تهرانی در خصوص برنامه پزشکی خانواده

۱. جامعه مورد مطالعه، روش نمونه‌گیری و حجم نمونه

جامعه آماری این مطالعه شهروندان ساکن مناطق بیست و دوگانه شهر تهران است. این جمعیت نیز، با توجه به آخرین آمارها، بالغ بر ۸ میلیون نفر یا ۲ میلیون و ۶۰۰ هزار خانوار است. در مطالعات آزمایش انتخاب گسسته، هیچ رابطه مشخصی که از آن اندازه نمونه مشخص شود وجود ندارد (Cheraghi-Sohi et al., 2008). به طور کلی، حجم نمونه مورد نیاز برای مطالعاتی که با استفاده از آزمایش انتخاب گسسته انجام می‌پذیرد با مطالعات میدانی دیگر متفاوت است. در این مطالعات، انتخاب حجم نمونه به موضوع تحقیق بستگی دارد. همچنین، انتخاب روش نمونه‌گیری و حجم نمونه بسیار زیاد به بودجه محقق ارتباط دارد (Alpizar, 2007).

بنت و آدموویز بیان کردند که در مطالعات آزمایش انتخاب گسسته، به دلیل فقدان یک فرمول مناسب، باید هر پرسش‌نامه حداقل به سی نفر ارائه شود (Bennet & Adamowics, 2001).

روش نمونه‌گیری در این مطالعه از نوع خوشه‌ای چندمرحله‌ای است؛ بدین ترتیب که با به کارگیری یک تیم مجرب برای توزیع و جمع‌آوری پرسش‌نامه‌ها و استفاده از آخرین نقشه‌های شهر تهران، بیست و دو منطقه به عنوان بیست و دو خوشه در شهر تهران انتخاب شد. در هر یک از مناطق بیست و دوگانه چند منطقه به صورت تصادفی انتخاب و از بین آن‌ها بلوک‌ها به صورت تصادفی انتخاب شد. در بین بلوک‌ها، به صورت تصادفی واحدها انتخاب شد و پس از توزیع ۹۶۰ پرسش‌نامه در میان این تعداد بلوک، ۵۸۹ پرسش‌نامه جمع‌آوری شد. شایان ذکر است که این تعداد پرسش‌نامه، با توجه به ماهیت این گونه پرسش‌نامه‌ها و سایر مطالعات انجام‌شده، تعداد قابل قبولی است. با توجه به قراردادن نه مجموعه انتخاب در هر پرسش‌نامه، تعداد مشاهدات ۱۵۹۰۳ خواهد بود.

۲. تشخیص مؤلفه‌ها و سطوح آن‌ها

انتخاب مؤلفه‌ها (X) و سطوح هر یک از آن‌ها یکی از گام‌های اصلی در اجرای یک آزمایش انتخاب گسسته در رابطه با یک کالا یا خدمت است. در این تحقیق شناسایی

مؤلفه‌های مهم و اثرگذار بر تصمیم شهروندان با دقت و حساسیت زیاد انجام گرفته است. علاوه بر استفاده از برخی مطالعات، تعیین مؤلفه‌ها و سطوح آن‌ها با نظر خبرگان و متخصصان در زمینه پزشکی خانواده انجام گرفته است. به علاوه، به منظور افزایش دقت و تعیین بهتر مؤلفه‌ها و سطوح آن‌ها، مصاحبه حضوری با حدود چهل پزشک عمومی و شهروند تهرانی نیز انجام پذیرفت. سرانجام، مؤلفه‌های مهم و سطوح شناسایی شده در خصوص ترجیحات شهروندان برای ورود به طرح پزشکی خانواده به صورت جدول ۱ استخراج شد.

جدول ۱. مؤلفه‌های مرتبط با ترجیحات شهروندان و سطوح هر یک از آن‌ها

مؤلفه	ویزیت پزشک	نحوه ارتباط پزشک با بیمار	جنسیت پزشک	میزان و نحوه وقت گذاری پزشک در اجرای معاینات	دسترسی بیمار به پزشک به صورت تلفنی
رایگان	سرد و بی توجه	زن	محدود و باعجله	وجود دارد	
۵ هزار تومان	توأم با احترام و توجه	مرد	مناسب و باحوصله	وجود ندارد	
۱۰ هزار تومان					
۱۵ هزار تومان					

منبع: یافته‌های تحقیق

۳. طرح تجربی^۱

با در نظر گرفتن مؤلفه‌ها (X) و سطوح مشخص شده در جدول ۱، ۶۴ آلترناتیو از ترکیبات مختلف این مشخصه‌ها قابل استخراج است. این نوع طرح کامل‌ترین نوع طرح آزمون است که به آن «طراحی فاکتوریال کامل» اطلاق می‌شود. اما به دلیل محدودیت‌هایی که در کارهای تحقیقاتی از لحاظ وقت و هزینه وجود دارد، در اکثر موارد امکان اجرای طرح فاکتوریال کامل وجود ندارد و به‌ناچار باید به گزینش تعداد محدودی از این حالات و ترکیبات ممکن اکتفا کرد و اینجاست که بحث انتخاب‌های بهینه از میان کل انتخاب‌های موجود مطرح می‌شود. در مطالعه حاضر، از معیار D-

1. experimental design

۲. (۲×۲×۲×۲×۲)

Optimal^۱ بدین منظور استفاده شده است. با الهام از سایر مطالعات انجام گرفته، نه مجموعه انتخاب در هر یک از پرسش‌نامه‌ها قرار گرفته است. در این مقاله، ۲۷ آلترناتیو از میان همه آلترناتیوهای ممکن با استفاده از نرم‌افزار SAS به گونه‌ای انتخاب شده است که بر اساس معیار D-Optimal بهترین حالت ممکن باشد. بنابراین، پرسش‌نامه‌های تدوین شده در قالب نه مجموعه انتخاب سه‌گزینه‌ای نهایی شدند. جدول ۲ یکی از مجموعه‌های انتخاب در پرسش‌نامه را نشان می‌دهد.

جدول ۲. مثالی از یک مجموعه انتخاب در پرسش‌نامه شهروندان

انتخاب	ویزیت پزشک	نحوه ارتباط پزشک با بیمار	جنسیت پزشک	میزان و نحوه		دسترسی
				وقت‌گذاری پزشک در معاینات	بیمار به پزشک به صورت تلفنی	
<input type="checkbox"/>	گزینه ۱	۵ هزار تومان	توأم با احترام و توجه	زن	مناسب و باحوصله	وجود ندارد
<input type="checkbox"/>	گزینه ۲	۱۵ هزار تومان	توأم با احترام و توجه	مرد	مناسب و باحوصله	وجود دارد
<input type="checkbox"/>	گزینه ۳	رایگان	سرد و بی‌توجه	زن	محدود و باعجله	وجود دارد

منبع: یافته‌های تحقیق

۴. برآورد مدل

با فرض یک تابع مطلوبیت جمع‌پذیر، مدل لوجیت با پارامتر تصادفی را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$\begin{aligned}
 U_{njt} &= \beta_j + \beta'_n X_{njt} + \phi' Z_n X_{njt} + \varepsilon_{njt} \\
 &= \beta_j + (b' + s' \eta_n) X_{njt} + \phi' Z_n X_{njt} + \varepsilon_{njt}, \quad (5) \\
 j &= 1, 2, 3
 \end{aligned}$$

۱. روش D-Optimal روشی کاربردی است که ترکیباتی را که دترمینان ماتریس اطلاعات آن حداکثر می‌شود ارائه می‌کند. روش کار بدین صورت است که دترمینان ماتریس ترکیبات مختلف انتخابی محاسبه می‌شود و ترکیبی که ماتریس مربوط به آن بالاترین دترمینان را داشته باشد به عنوان ترکیب بهینه‌ای که بیشترین اطلاعات را فراهم می‌کند انتخاب می‌شود.

که در رابطه فوق، b' میانگین مؤلفه‌ها (X) و $s'\eta_n$ انحرافات تصادفی مستقل است، که مورد اخیر بیانگر سلايق فرد نسبت به میانگین سلايق جمعیت است. به علاوه، متغیرهای خاص فردی به صورت ضربی با سایر مؤلفه‌ها نیز در مدل وارد شده است. $(Z_n X_{nj})$. η بیانگر تصادفی بودن ضرایب است و فرض می‌شود توزیع مشخصی دارد. در این مطالعه، فرض شده که η به صورت نرمال توزیع شده است (با میانگین صفر و واریانس ۱). بنابراین، همه پارامترهای مؤلفه‌های در نظر گرفته شده در این مطالعه (که در جدول ۲ آمد) تصادفی بوده و دارای توزیع نرمال‌اند. بنابراین، می‌توان نوشت: $\beta \sim N(b, s^2)$. به منظور کنترل و آزمون برخی ناهمسانی‌ها در میانگین، ضرب مؤلفه‌ها در متغیرهای فردی نیز وارد مدل می‌شود.

ذکر این نکته لازم است که مقادیر ضرایب برآورد شده برای مؤلفه‌ها در این الگوها خود دارای مفهوم و تفسیر خاصی نیستند و آنچه مهم است معنی‌داری و علائم ضرایب است (Louviere et al., 2000). البته، می‌توان از مقادیر به دست آمده برای برآورد اهمیت نسبی مؤلفه‌ها و مبادله‌ای که پاسخ‌دهندگان تمایل خواهند داشت بین مؤلفه‌ها انجام دهند (نرخ نهایی جانشینی) استفاده کرد. در ادامه تخمین‌های انجام گرفته به منظور برآورد ساختار ترجیحات مشارکت‌کنندگان در طرح پزشک خانواده با تأکید بر اهمیت نسبی مؤلفه‌های کلیدی این طرح برای شهروندان تهرانی آمده است. این نتایج از برآورد الگوی لجیست با پارامتر تصادفی با استفاده از نرم‌افزار STATA 12 به دست آمده است.

۱.۴. برآورد الگوی لجیست با پارامتر تصادفی

بر اساس برآورد صورت گرفته (جدول ۳)، همه ضرایب الگو دارای علامت مورد انتظار بوده و در سطح ۱ درصد معنی‌دارند. تابع حداکثر درست‌نمایی برابر $4380/59$ - به دست آمده است. آماره گزارش شده برای $LR\ Chi2(5)$ بیانگر نسبت راست‌نمایی است که برای آزمون معنی‌داری کل رگرسیون به کار می‌رود. در رگرسیون برآورد شده، فرضیه صفر مبنی بر بی‌معنی بودن کلیه ضرایب با قدرت رد می‌شود.

جدول ۳. نتایج برآورد مدل لجیت با پارامتر تصادفی

میانگین	ضرایب	خطای معیار	آماره Z
ویزیت	-۰٫۱۹*	۰٫۰۲۶	۷٫۴۷
رفتار پزشک	۱٫۸۲*	۰٫۰۷۳	۲۴٫۸
جنسیت پزشک	-۰٫۴۴*	۰٫۰۴۹	-۸٫۹۶
نحوه وقت‌گذاری پزشک	۱٫۸۹*	۰٫۰۸۲	۲۲٫۹۳
دسترسی تلفنی	۰٫۶*	۰٫۰۵۷	۱۰٫۵۷
انحراف معیار^۱			
ویزیت	۰٫۴۲*	۰٫۰۲۹	۱۴٫۷۵
رفتار پزشک	۱٫۰۳*	۰٫۰۸۳	۱۲٫۴۲
جنسیت پزشک	۰٫۴۸*	۰٫۰۸	۶٫۰۵
نحوه وقت‌گذاری پزشک	۱٫۲۸*	۰٫۰۷۹	۱۶٫۱۶
دسترسی تلفنی	۰٫۹۶*	۰٫۰۶۹	۱۴
Log likelihood = -۴۳۸۰٫۵۸۶۱			
LR chi2(5) = ۶۲۶٫۵۰			
Prob > chi2 = ۰٫۰۰۰			

منبع: یافته‌های تحقیق

*، **، و *** به ترتیب بیانگر معنی‌داری ضرایب در سطح ۰٫۱، ۰٫۰۵، و ۰٫۰۱ است.

1. Standard Deviation (SD)

توضیح این نکته لازم است که انحراف معیار متفاوت از خطای معیار است، در حالی که در بسیاری از مواقع در مطالعات کاربردی توجهی به آن نمی‌شود و حتی به اشتباه از آن استفاده می‌شود. انحراف معیار بیانگر پراکندگی مقادیر در نمونه است که از نمونه‌ای به نمونه‌ای دیگر تغییر می‌کند، ولی به طور متوسط با افزایش حجم نمونه ثابت باقی خواهد ماند، در حالی که خطای معیار انحراف معیار میانگین نمونه (\bar{x}) است و دقت آن را به عنوان برآوردی از میانگین جامعه (μ) نشان می‌دهد. با افزایش حجم نمونه، اطلاعات بیشتری برای برآورد وجود خواهد داشت، بنابراین، تخمین با دقت بالاتری انجام خواهد گرفت و در نتیجه خطای معیار کاهش خواهد یافت.

همان طور که پیش‌تر بیان شد، در برآورد مدل لوجیت با پارامترهای تصادفی، همه متغیرها به صورت تصادفی تصریح و از توزیع نرمال استخراج می‌شوند. میانگین پارامتر تصادفی برابر متوسط پارامترهای استخراج‌شده از تعدادی تکرار از یک توزیع مشخص (توزیع نرمال در این تحقیق) خواهد بود. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده، میانگین‌های برآوردی برای هر یک از مؤلفه‌های مدل از نظر آماری معنی‌دار بوده و دارای علائم انتظاری است. بر این اساس، می‌توان گفت مؤلفه‌های ویزیت پزشک، رفتار پزشک، نحوه وقت‌گذاری پزشک در معاینات و مؤلفه دسترسی تلفنی آثار معنی‌داری در انتخاب شهروندان تهرانی برای ورود به طرح پزشک خانواده دارند. به علاوه، بر اساس علائم ضرایب برآوردشده و کُدگذاری‌ها، نتایج حکایت از آن دارد که، مطابق انتظار، افزایش ویزیت پزشک خانواده موجب کاهش تمایل افراد برای ورود به این طرح می‌شود. به علاوه، رفتار توأم با احترام و توجه از سوی پزشک، وقت‌گذاری مناسب و باحوصله پزشک، و نیز امکان دسترسی تلفنی بیمار به پزشک به افزایش رضایت شهروندان منجر می‌شود و احتمال مشارکت آن‌ها و ورودشان به طرح را افزایش می‌دهد. همچنین، علامت منفی ضریب جنسیت پزشک حکایت از آن دارد که پزشک خانواده مرد، در مقایسه با پزشک خانواده زن، مطلوبیت افراد را افزایش می‌دهد.

در الگوی برآوردی، با توجه به اینکه همه مؤلفه‌ها به صورت تصادفی تصریح شده‌اند، پنج انحراف معیار مرتبط با توزیع پارامترها نیز برآورد شده است. این مقادیر بیانگر میزان پراکندگی حول و حوش میانگین پارامترهاست. پارامترهای غیرمعنی‌دار از ضرایب در قسمت انحراف معیار بیانگر همسانی ترجیحات پاسخ‌دهندگان در رابطه با آن مؤلفه است. این بدین معناست که همه اطلاعات مرتبط با ترجیحات مردم درباره این مؤلفه‌ها در میانگین برآوردشده گنجانده شده است. اما، اگر انحراف معیار برآوردشده برای مؤلفه‌ای معنی‌دار باشد، بدین معناست که ناهمسانی در برآورد پارامتر در میان نمونه (حول میانگین برآوردشده پارامتر) وجود دارد. این امر می‌تواند این‌گونه تفسیر شود که افراد مختلف ترجیحات گوناگونی دارند که با برآورد میانگین به‌دست‌آمده از جمعیت نمونه متفاوت است (Vojaceket et al., 2010).

در نتایج گزارش شده در جدول ۱، انحراف معیار برآورد شده برای همه مؤلفه‌های وارد شده در الگوی برآوردی در سطح ۱ درصد معنی دارند. بنابراین، با توجه به مطالب بیان شده در فوق، می‌توان گفت در همه مؤلفه‌های در نظر گرفته شده ناهمسانی در ترجیحات شهروندان تهرانی وجود دارد؛ بدین معنا که همگان درباره هر یک از مؤلفه‌های اثرگذار بر تصمیم آن‌ها برای ورود به طرح پزشک خانواده ترجیح همسان و مشابهی ندارند. اما، در تحلیل داده‌ها، ویژگی‌های مختلفی از جمعیت نمونه می‌تواند به عنوان منشأ بالقوه ناهمسانی^۱ در ترجیحات بررسی شود (Vojaceket, 2010).

برای شناسایی این منابع بالقوه ناهمسانی در ترجیحات، از ورود متغیرهای ضربی (به صورت ضرب متغیر دموگرافیک در مؤلفه) در برآورد الگوی لجیت با پارامتر تصادفی استفاده می‌شود. به بیانی دیگر، برای هر یک از مؤلفه‌هایی که انحراف معیار آن‌ها معنی دار شده است می‌توان دلیل ناهمسانی ترجیحات افراد را شناسایی کرد؛ بدین ترتیب که بررسی شود کدام یک از متغیرهای دموگرافیک، که در مؤلفه مورد نظر ضرب می‌شوند، معنی دار خواهند بود (Vojaceket, 2010). در ادامه، برآورد الگوهایی با استفاده از متغیرهای ضربی گزارش شده است.

۲.۴. برآورد مدل لجیت با پارامتر تصادفی با لحاظ اثرات متقابل مؤلفه ویزیت

ویزیت پزشک یکی از مؤلفه‌هایی است که بر اساس الگوی برآورد شده در بخش ۱.۴ دارای انحراف معیاری معنی دار به لحاظ آماری است. برای بررسی دلیل وجود این ناهمسانی ترجیحات نسبت به این مؤلفه، اطلاعات اقتصادی-اجتماعی پرسش‌شوندگان را در مدل وارد می‌کنیم؛ این امر مهم با استفاده از ضرب هر یک از این متغیرها در مؤلفه ویزیت پزشک محقق می‌شود. جدول ۴ نتایج حاصل از برآورد این الگو را نشان می‌دهد: اولاً، نتایج به دست آمده درباره مؤلفه‌های اصلی، از جهت معنی داری و علائم مؤلفه‌ها، منطبق با نتایج به دست آمده از الگوی برآوردی در بخش ۱.۴ و تأییدکننده آن است و تفسیر آن‌ها همانند تفسیر این مؤلفه‌ها در الگوی مذکور است.

1. Possible sources of the heterogeneity

جدول ۴. نتایج برآورد مدل لجیت با پارامتر تصادفی با لحاظ اثرات متقابل مؤلفه ویزیت

میانگین	ضرایب	خطای معیار	آماره Z
ویزیت	-۰٫۶۴*	۰٫۲۱	۳٫۰۱
رفتار پزشک	۱٫۷۸*	۰٫۰۹	۲۰٫۴۴
جنسیت پزشک	-۰٫۴۷*	۰٫۰۵	-۸٫۵۱
نحوه وقت گذاری پزشک	۱٫۸۶*	۰٫۱	۱۸٫۶۱
دسترسی تلفنی	۰٫۵۸*	۰٫۰۷	۸٫۳۱
ویزیت × سن	۰٫۰۰۹**	۰٫۰۰۴	-۲٫۳۴
ویزیت × منطقه محل سکونت	-۰٫۰۰۹**	۰٫۰۰۵	۱٫۹۷
ویزیت × جنسیت	۰٫۰۲	۰٫۰۵۶	-۰٫۳۶
ویزیت × تعداد فرزند	-۰٫۰۶**	۰٫۰۳	-۲٫۰۵
ویزیت × تحصیلات	-۰٫۰۳	۰٫۰۲۵	۱٫۳۷
ویزیت × درآمد	۰٫۱۵*	۰٫۰۲۷	-۵٫۴۷
انحراف معیار			
ویزیت	۰٫۳۷*	۰٫۰۳	۱۰٫۶۹
رفتار پزشک	۱٫۰۱*	۰٫۰۹	۱۱٫۴۱
جنسیت پزشک	۰٫۳۰*	۰٫۱۹	۱٫۵۶
نحوه وقت گذاری پزشک	۱٫۳۷*	۰٫۱	۱۳٫۸۹
دسترسی تلفنی	۱٫۰۵*	۰٫۰۸	۱۲٫۷۲
Log likelihood = -۳۱۴۵٫۱۶۰۲			
LR chi2(5) = ۴۳۸٫۹۱			
Prob > chi2 = ۰٫۰۰۰			

منبع: یافته‌های تحقیق

*، **، و *** به ترتیب بیانگر معنی‌داری ضرایب در سطح ۰٫۱، ۰٫۰۵ و ۰٫۰۱ درصد است.

ثانیاً، با عنایت به برآوردهای انجام گرفته برای متغیرهای ضربی، که از لحاظ آماری معنی دارند و با توجه به علائم این ضرایب، می توان گفت متغیرهای محل سکونت، تعداد فرزندان و درآمد خانوار دلیل ناهمسانی ترجیحات افراد نمونه نسبت به مؤلفه ویزیت پزشک بوده است. بر این اساس، ساکنان مناطق شمال شهر به پرداخت مبالغ ویزیت بیشتری تمایل دارند. همچنین، صاحبان درآمدهای پایین تمایل کمتری به پرداخت ویزیت بالاتر دارند. بنابراین، افزایش میزان ویزیت پزشک احتمال ورود این افراد به طرح را کاهش می دهد. به علاوه، افزایش تعداد فرزند نیز در تمایل به پرداخت ویزیت بالاتر اثر منفی خواهد گذاشت. با توجه به آماره برآوردشده برای $LR\ Chi2(5)$ ، فرضیه صفر مبنی بر بی معنی بودن کلیه ضرایب با قدرت رد می شود.

۳.۴. برآورد مدل لوجیت با پارامتر تصادفی با لحاظ اثرات متقابل مؤلفه رفتار پزشک
 دلیل وجود ناهمسانی در ترجیحات پرسش شوندهگان در خصوص رفتار پزشک نیز با ورود اثرات متقابل مؤلفه های اقتصادی- اجتماعی نسبت به این مؤلفه شناسایی می شود؛ جدول ۵ نتایج آن را نشان می دهد. نتایج به دست آمده نشان می دهد دو عنصر تعداد فرزند و درآمد متوسط خانوار به بروز این ناهمسانی در ترجیحات منجر شده است. بر این اساس، صاحبان درآمدهای بالاتر تمایل بیشتری به رفتار مناسب و توأم با احترام پزشک نسبت به صاحبان درآمدهای پایین تر دارند. به علاوه، رفتار مناسب و توأم با احترام پزشک مطلوبیت خانوارهایی را که فرزند بیشتری دارند بیش از خانوارهایی با فرزندان کمتر افزایش می دهد.

بر اساس نتایج به دست آمده، سایر مؤلفه های اقتصادی- اجتماعی اثر معنی داری بر شدت تمایل و ترجیحات افراد نسبت به رفتار پزشک ندارد. به علاوه، با توجه به آماره به دست آمده از $LR\ Chi2(5)$ ، فرضیه صفر مبنی بر بی معنی بودن کلیه ضرایب با قدرت رد می شود.

جدول ۵. نتایج برآورد مدل لجیت با پارامتر تصادفی با لحاظ اثرات متقابل مؤلفه رفتار پزشک

میانگین	ضرایب	خطای معیار	آماره Z
ویزیت	-۰٫۱۹*	۰٫۰۳	۵٫۴۹
رفتار پزشک	۱٫۱۴**	۰٫۵۶	۲٫۰۳
جنسیت پزشک	-۰٫۴۹*	۰٫۰۹	-۸٫۴۰
نحوه وقت گذاری پزشک	۱٫۸۷*	۰٫۱	۱۸٫۶۳
دسترسی تلفنی	۰٫۵۸*	۰٫۰۷	۸٫۲۷
رفتار پزشک × سن	۰٫۰۰۹	۰٫۰۱	-۰٫۲۸
رفتار پزشک × منطقه محل سکونت	-۰٫۰۰۳	۰٫۰۱	۱٫۴
رفتار پزشک × جنسیت	۰٫۰۲	۰٫۱۵	۱٫۰۸
رفتار پزشک × تعداد فرزند	۰٫۱۶**	۰٫۰۸	۱٫۹۷
رفتار پزشک × تحصیلات	-۰٫۰۱	۰٫۰۶	-۰٫۱۴
رفتار پزشک × درآمد	۰٫۱۱***	۰٫۰۷	۱٫۶۲
انحراف معیار			
ویزیت	۰٫۴۳*	۰٫۰۳	۱۲٫۴۵
رفتار پزشک	۱٫۰۰*	۰٫۰۹	۱۱٫۱۳
جنسیت پزشک	-۰٫۴۷	۰٫۱	-۴٫۶۷
نحوه وقت گذاری پزشک	۱٫۴۳*	۰٫۱	۱۴٫۲۳
دسترسی تلفنی	۱٫۰۷*	۰٫۰۸	۱۳٫۰۵
Log likelihood = -۳۱۵۶٫۷۳۳			
LR chi2(5) = ۴۸۶٫۹۱			
Prob > chi2 = ۰٫۰۰۰			

منبع: یافته‌های تحقیق

*، **، *** به ترتیب بیانگر معنی داری ضرایب در سطح ۱٪، ۵٪، و ۱۰٪ است.

۴.۴. برآورد مدل لجیت با پارامتر تصادفی با لحاظ اثرات متقابل مؤلفه جنسیت پزشک بر اساس نتایج حاصل از برآورد گزارش شده در جدول ۶، در میان متغیرهای دموگرافیک فقط متغیر جنسیت بیمار است که ناهمسانی در ترجیحات نسبت به مؤلفه جنسیت پزشک را رقم زده است. بر این اساس، مردان تمایل بیشتری به پزشک مرد دارند و زنان از وجود پزشک عمومی زن مطلوبیت بیشتری به دست می آورند. همانند برآوردهای گذشته، سایر مؤلفه‌های اصلی الگوی برآورد شده همگی معنی دار و علائم مورد انتظار را دارند؛ که تفسیر آن‌ها همانند تفسیر این مؤلفه‌ها در الگوی ۱.۴ است. همچنین، فرضیه صفر بی معنی بودن کلیه ضرایب با قدرت رد شده است.

جدول ۶. نتایج برآورد مدل لوجیت با پارامتر تصادفی با لحاظ اثرات متقابل مؤلفه جنسیت پزشک

میانگین	ضرایب	خطای معیار	آماره Z
ویزیت	-۰٫۱۷*	۰٫۰۳	۵٫۶
رفتار پزشک	۱٫۸۱*	۰٫۰۹	۲۰٫۶۷
جنسیت پزشک	-۰٫۰۶	۰٫۴۱	-۱٫۴۷
نحوه وقت‌گذاری پزشک	۱٫۸۷*	۰٫۱	۱۸٫۵۶
دسترسی تلفنی	۰٫۵۸*	۰٫۰۷	۸٫۲۷
جنسیت پزشک × سن	-۰٫۰۰۱	۰٫۰۱	-۰٫۱۳
جنسیت پزشک × منطقه محل سکونت	۰٫۰۱	۰٫۰۱	۱٫۱۰
جنسیت پزشک × جنسیت بیمار	۰٫۲۴**	۰٫۱۱	۱٫۲۰
جنسیت پزشک × تعداد فرزند	۰٫۰۵	۰٫۰۶	۰٫۹۳
جنسیت پزشک × تحصیلات	۰٫۰۲	۰٫۰۵	۰٫۵۳
جنسیت پزشک × درآمد	-۰٫۰۸	۰٫۰۵	-۱٫۵۹
انحراف معیار			
ویزیت	۰٫۴۲*	۰٫۰۳	۱۲٫۲۷
رفتار پزشک	۱٫۰۰*	۰٫۰۹	۱۱٫۳۰
جنسیت پزشک	-۰٫۴۵*	۰٫۱	-۴٫۱۸
نحوه وقت‌گذاری پزشک	۱٫۴۲*	۰٫۱	۱۴٫۱۸
دسترسی تلفنی	۱٫۰۹*	۰٫۰۸	۱۳٫۱۵
Log likelihood = -۳۱۵۷٫۲۰			
LR chi2(5) = ۴۸۸٫۰۷			
Prob > chi2 = ۰٫۰۰۰			

منبع: یافته‌های تحقیق

***، **، * و *** به ترتیب بیانگر معنی‌داری ضرایب در سطح ۰٫۱، ۰٫۵، و ۱٫۰٪ است.

۴. ۵. برآورد مدل لوجیت با پارامتر تصادفی با لحاظ اثرات متقابل مؤلفه نحوه وقت‌گذاری نتایج حاصل از برآورد انجام‌گرفته در جدول ۷ نشان می‌دهد متغیرهای سن، تعداد فرزند، تحصیلات، و درآمد اثر معنی‌داری بر شدت ترجیحات افراد نسبت به مؤلفه نحوه وقت‌گذاری پزشک برای بیمار دارند. به بیان دیگر، متغیرهای مذکور دلیل وجود ناهمسانی در ترجیحات افراد جامعه نسبت به این مؤلفه است.

جدول ۷. نتایج برآورد مدل لوجیت با پارامتر تصادفی با لحاظ اثرات متقابل مؤلفه نحوه وقت گذاری

میانگین	ضرایب	خطای معیار	آماره Z
ویزیت	-۰٫۱۷*	۰٫۰۳	۵٫۵۱
رفتار پزشک	۱٫۷۳*	۰٫۰۸	۲۰٫۵۴
جنسیت پزشک	-۰٫۴۶*	۰٫۰۶	-۷٫۹۹
نحوه وقت گذاری پزشک	-۰٫۵۹	۰٫۶۳	-۰٫۹۳
دسترسی تلفنی	۰٫۵۸*	۰٫۰۷	۸٫۱۳
نحوه وقت گذاری × سن	۰٫۰۳**	۰٫۰۱	۲٫۵۲
نحوه وقت گذاری × منطقه محل سکونت	۰٫۰۲	۰٫۰۱	۱٫۴۱
نحوه وقت گذاری × جنسیت بیمار	-۰٫۰۴	۰٫۱۷	-۰٫۲۳
نحوه وقت گذاری × تعداد فرزند	-۰٫۲۸**	۰٫۰۹	-۳٫۲۳
نحوه وقت گذاری × تحصیلات	۰٫۲۳**	۰٫۰۷	۳٫۰۸
نحوه وقت گذاری × درآمد	۰٫۱۷**	۰٫۰۸	۲٫۱۲
انحراف معیار			
ویزیت	۰٫۴۱*	۰٫۰۳	۱۱٫۵۵
رفتار پزشک	۱٫۰۳*	۰٫۰۹	۱۰٫۹۴
جنسیت پزشک	۰٫۴۹*	۰٫۱۱	۴٫۵۸
نحوه وقت گذاری پزشک	۱٫۲۷*	۰٫۱	۱۲٫۷۲
دسترسی تلفنی	-۱٫۰۳*	۰٫۰۸	-۱۲٫۷۶
Log likelihood = -۳۱۵۰٫۶۰			
LR chi2(5) = ۴۶۴٫۵۲			
Prob > chi2 = ۰٫۰۰۰			

منبع: یافته‌های تحقیق

*، **، و *** به ترتیب بیانگر معنی داری ضرایب در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد است.

بر اساس نتایج به دست آمده، مطابق انتظار با افزایش سن، تحصیلات، و درآمد وقت گذاری مناسب و با حوصله برای افراد مطلوبیت بیشتری ایجاد می کند. به علاوه، ضریب منفی متغیر نحوه وقت گذاری در تعداد فرزند نشان می دهد، با افزایش تعداد فرزندان، تمایل پزشک به وقت گذاری با حوصله کاهش می یابد.

۶.۴. برآورد مدل لوجیت با پارامتر تصادفی با لحاظ اثرات متقابل مؤلفه دسترسی تلفنی طبق نتایج به دست آمده از الگوی لوجیت با پارامتر تصادفی با لحاظ اثرات متقابل مؤلفه

دسترسی تلفنی، متغیرهای جنسیت بیمار، تعداد فرزند، و درآمد منشأ بروز ناهمسانی در ترجیحات نسبت به مؤلفه مذکورند.

با توجه به علائم ضرایب معنی دار به لحاظ آماری و کُدگذاری‌های انجام شده، می‌توان گفت زنان و صاحبان درآمدهای بالاتر تمایل بیشتری به امکان دسترسی تلفنی به پزشک دارند. در مقابل، صاحبان فرزندان بیشتر، نسبت به خانوارهایی که فرزندان کمتری دارند، تمایل کمتری به فراهم بودن این امکان دارند.

جدول ۸. نتایج برآورد مدل لوجیت با پارامتر تصادفی با لحاظ اثرات متقابل مؤلفه دسترسی تلفنی

آماره Z	خطای معیار	ضرایب	میانگین
۵٫۸۳	۰٫۰۳	-۰٫۱۸*	ویزیت
۲۰٫۶۷	۰٫۰۹	۱٫۷۹*	رفتار پزشک
-۸٫۴۲	۰٫۰۵	-۰٫۴۷*	جنسیت پزشک
-۱۸٫۷۱	۰٫۱	-۱٫۸۴*	نحوه وقت‌گذاری پزشک
-۱٫۶۶	۰٫۵۱	-۰٫۸۵**	دسترسی تلفنی
۰٫۵۹	۰٫۰۱	۰٫۰۰۵	دسترسی تلفنی × سن
۱٫۶۳	۰٫۰۱	۰٫۰۲	دسترسی تلفنی × منطقه محل سکونت
۲٫۸۱	۰٫۱۳	۰٫۳۷**	دسترسی تلفنی × جنسیت بیمار
-۱٫۹۲	۰٫۰۷	-۰٫۱۴**	دسترسی تلفنی × تعداد فرزند
۱٫۴۷	۰٫۰۶	۰٫۰۹	دسترسی تلفنی × تحصیلات
۳٫۷۸	۰٫۰۶	۰٫۲۴*	دسترسی تلفنی × درآمد
انحراف معیار			
۱۱٫۹۹	۰٫۰۳	۰٫۴۱*	ویزیت
۱۱٫۴۱	۰٫۰۹	۱٫۰۰*	رفتار پزشک
۲٫۶۶	۰٫۱۴	۰٫۳۸*	جنسیت پزشک
۱۴٫۰۱	۰٫۱	۱٫۴۱*	نحوه وقت‌گذاری پزشک
۱۱٫۵۴	۰٫۰۸	۰٫۹۷*	دسترسی تلفنی
Log likelihood = -۳۱۴۶٫۶۰			
LR chi2(5) = ۴۵۶٫۸			
Prob > chi2 = ۰٫۰۰۰			

منبع: یافته‌های تحقیق

***، **، و * به ترتیب بیانگر معنی‌داری ضرایب در سطح ۰٫۰۱، ۰٫۰۵ و ۰٫۱۰ درصد است.

۷.۴. برآورد تمایل به پرداخت (WTP) شهروندان برای هر یک از مؤلفه‌ها

یکی از مزایای مطالعات ویژگی محور آن است که در صورتی که یکی از مؤلفه‌ها قیمت یا هزینه باشد، امکان برآورد و محاسبه تمایل به پرداخت نهایی یا قیمت ضمنی همه مشخصه‌ها وجود خواهد داشت. در این بخش بر اساس الگوی لجیت با پارامتر تصادفی تمایل به پرداخت نهایی شهروندان تهرانی برای هر یک از مؤلفه‌های برنامه پزشکی خانواده محاسبه شده است.

تمایل به پرداخت/ دریافت نهایی برای هر یک از مؤلفه‌ها یا قیمت ضمنی مشخصه نرخ نهایی جانشینی بین مشخصه‌های غیربازاری و مشخصه پولی است که از نسبت ضریب مشخصه مورد نظر بر ضریب مشخصه پولی به صورت رابطه ۶ به دست می‌آید.

$$Marginal\ WTP = - \left[\frac{\beta_{nonmonetary}}{\beta_{monetary}} \right] \quad (6)$$

جدول ۹ نتایج این محاسبات را نشان می‌دهد.

جدول ۹. برآورد تمایل به پرداخت شهروندان تهرانی (تومان)

مؤلفه‌ها	تمایل به پرداخت
نحوه ارتباط پزشک با بیمار	۹۵۷۹
جنسیت مرد پزشک	۲۳۱۶
میزان و نحوه وقت گذاری پزشک در معاینات	۹۹۴۷
دسترسی تلفنی بیمار به پزشک خانواده	۳۷۵۰

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج به دست آمده حکایت از آن دارد که شهروندان تهرانی، با ثبات سطوح سایر مؤلفه‌ها، برای رفتار توأم با احترام و توجه پزشک خانواده، تمایل به پرداخت ۹۵۷۹ تومان دارند. همچنین شهروندان تهرانی برای آنکه پزشک عمومی مرد پزشک خانوادگی آن‌ها باشد حاضرند مبلغ ۲۳۱۶ تومان پرداخت کنند.

به علاوه، بر اساس مبالغ مندرج در جدول ۹، تمایل به پرداخت برای وقت گذاری مناسب و باحوصله و نیز امکان دسترسی تلفنی به پزشک خانواده به ترتیب ۹۹۴۷ و ۳۷۵۰ تومان به دست آمده است. بر اساس نتایج مذکور، می‌توان گفت مطابق برآوردهای

انجام شده برای تمایل به پرداخت، چگونگی وقت گذاری پزشک برای بیمار و نحوه رفتار وی با بیمار به ترتیب در درجه اول و دوم اهمیت برای بیماران قرار دارند، زیرا بیمار بیشترین مبلغ پولی را حاضر است برای به دست آوردن این ویژگی ها پرداخت کند. پس از این دو، به ترتیب مؤلفه های دسترسی بیمار به پزشک به صورت تلفنی و سپس جنسیت پزشک قرار دارند.

نتیجه گیری

نتایج به دست آمده در این مطالعه نشان دهنده سلايق و ترجیحات شهروندان تهرانی در خصوص مؤلفه های برنامه پزشک خانواده است. همان طور که پیش تر نیز بیان شد، چنانچه سیاست گذار به دنبال اجرای یک برنامه یا سیاست بهداشتی- درمانی با حداکثر احتمال موفقیت باشد، باید ترجیحات و تمایلات جامعه هدف را مدنظر قرار دهد. حال، با توجه به نتایج به دست آمده، توصیه می شود به منظور جلب رضایت شهروندان و افزایش احتمال حضور آنها در این طرح، برنامه پزشک خانواده به گونه ای سامان دهی شود که اولاً، امکان وقت گذاری مناسب پزشک برای بیمار مهیا باشد؛ ثانیاً، پزشک ملزم شود طبق راهنماهای بالینی برای بیمار خود وقتی قرار دهد؛ ثالثاً، با توجه به اهمیت نوع رفتار پزشکان با بیمار، پایش مستمری از این مؤلفه صورت پذیرد و به عملکرد پزشکان در این زمینه امتیاز داده شود و در تمديد قرارداد با آنها ملاک عمل قرار گیرد؛ رابعاً، در تدوین برنامه پزشک خانواده تمهیدات و مقدمات لازم برای فراهم ساختن امکان دسترسی تلفنی بیمار به پزشک، حداقل در برخی ساعات غیراداری، در دستور کار قرار گیرد. سرانجام اینکه نتایج نشان داد شهروندان زن به پزشک خانواده زن تمایل دارند و شهروندان مرد به پزشک مرد تمایل دارند. این یافته نیز می تواند در طرح ریزی برنامه پزشک خانواده مد نظر سیاست گذاران قرار گیرد و عملیاتی شود.

منابع

1. Adamowicz, W., Boxall, P., Williams, M. & Louviere, J. (1998). Stated preference Approaches for Measuring Passive Use Values: Choice Experiments and Contingent valuation, American Journal of Agricultural Economics, 80(1): 64-75.

2. Alpizar, F. (2007). Using Choice Experiments for Non-Market Valuation, *Transprot*, 8(1).
3. Anderson, G., Hurst, J., Hussey, PS. & Jee-Hughes, M. (2000). Trends: health spending and out comes: trends in OECD countries 1960-1998, *Health Aff*, 19(3): 150-17.
4. Ben-Akiva, M. & Morikawa, T. (1990). Estimation of Switching Models from Revealed Preferences and Stated Intentions, *Transportation Research Part A-Policy and Practice*, 24(6): 485-495.
5. Bennett, J. & Adamowicz, V. (2001). Some Fundamental of Environmental Choice Modelling, in *The Choice Modelling Approach to Environmental Valuation*, edited by J. Bennett and R. Blamey. Cheltenham, UK: Edward Elgar.
6. Bryan, S., Buxton, M., Sheldon, R. & Grant, A. (1998). Magnetic resonance imaging for the investigation of knee injuries: an investigation of preferences, *Health Economics*, 7(7): 595-603.
7. Chen, T.T., Chung, H.P., Huang, H.C., Man, L.N. & Lai, M.S. (2010). Using discrete choice experiment to elicit doctors' preferences for the report card design of diabetes care in Taiwan - a pilot study, *Journal of Evaluation in Clinical Practice*, 16(1): 14-20.
8. Cheraghi-Sohi, S., Hole, A.R., Mead, N., McDonald, R., Whalley, D., Bower, P. & Roland, M. (2008). What patients want from primary care consultations: a discrete choice experiment to identify patients' priorities, *Ann Fam Med*, 6(2): 107-115.
9. Coast, J., Flynn, T.N., Salisbury, C., Louviere, J. & Peters, T.J. (2006). Maximizing responses to discrete choice experiments: A randomized trial, *Applied Health Economics and Health*, 5(4): 249-260.
10. Freemantle, N. (1999). Does the UK National Health Service need a fourth hurdle for pharmaceutical reimbursement to encourage the more efficient prescribing of pharmaceuticals?, *Health Policy*, 46(3): 255-265.
11. Guyatt, G., Haynes, B.R., Jaeschke, R.Z., Cook, D.J., Green, L., Naylor, C.D., Wilson, M.C. & Richardson, W.S. (2000). Users' guides to the medical literature: XXV, Evidence-based medicine: principles for applying the users' guide to patient care, *JAMA*, 284(10): 1290-1296.
12. Hall, J., Viney, R., Haas, M. & Louviere, J. (2004). Using stated preference discrete choice modeling to evaluate health care programs, *Journal of Business Research*, 57, 1026-1032.
13. Hall, J. & Viney, R. (2000). The political economy of health sector reform, In: Bloom AL, editor, *Health reform in Australia and New Zealand*, Melbourne: Oxford Univ. Press, 39-53.

14. Hauber, A.B., Mohamed, A.F., Johnson, F.R. & Falvey, H. (2009). Treatment preferences and medication adherence of people with Type 2 diabetes using oral glucose-lowering agents, *Diabetic medicine*, 26(4): 416-424.
15. Hensher, D., Louviere, J. & Swait, J. (1999). Combining sources of preference data, *Journal of Econometrics*, 89(1-2): 197-221.
16. Hitchcock, W., Mellon, M., Memran, M., Parasuraman, B., Ramachendran, S. & Walzer, S. (2007). Caregiver preferences for pediatric asthma treatment delivery system, *Advances in Therapy*, 24(6): 1240-1253.
17. Kjær, T. & Gyrd-Hansen, D. (2008). Preference heterogeneity and choice of cardiac rehabilitation program: Results from a discrete choice experiment, *Health Policy*, 85(1): 124-132.
18. Kleinman, L., McIntosh, E., Ryan, M., Schmier, J., Crawley, J., Locke, G.R. & De Lissovoy, G. (2002). Willingness to pay for Complete Symptom relief of Gastroesophageal Reflux Disease (GERD), *Archives of Internal Medicine*, 162(12): 1361-1366.
19. Lancaster, K.J. (1966). A new approach to consumer theory, *Journal of Political Economy*, 74(2): 132-157.
20. Lancsar, E.J., Hall, J.P., King, M., Kenny, P., Louviere, J., Fiebing, D.G., Hossain, I., Thien, F.C.K., Reddel, H.K. & Jenkins, CR. (2007). Using discrete choice experiments to investigate subject preferences for preventive asthma medication, *Respirology*, 12(1): 127-136.
21. Louviere, J., Hensher, D.A. & Swait, J. (2000). *Stated Choice Methods, analysis and application*, Cambridge University Press, U.K.
22. Louviere, J.J. & Woodworth, G. (1983). Design and Analysis of Simulated Consumer Choice Or Allocation Experiments - An Approach Based on Aggregate Data, *Journal of Marketing Research*, 20(4): 350-367.
23. McFadden, D. (1974). Conditional logit analysis of qualitative choice behaviour, in *Frontiers of Econometrics*, P. Zarembka (ed.), Academic Press, London, U.K., 105-142.
24. McFadden, D. & Train, K. (2000). Mixed MNL models for discrete response, *Journal of Applied Econometrics*, 15, 447- 470.
25. Morgan, S. & Hurley, J. (2004). Influences on the health care technology cost driver, In: Forst, PG., McIntosh, T., Marchildon, G. (eds.), *Selected discussion papers from the commission on the future of health care in Canada*, University of Toronto Press, Toronto, 27-50.
26. Peter, A. & Berman, A. (2000). Decade of Health Sector Reform in Developing Countries: What Have We Learned?, *Harvard School of Public Health*, 15.

27. Ratcliffe, J., Buxton, M., McGarry, T., Sheldon, R. & Chanellor, J. (2004). Patients' preferences for characteristics associated with treatments for osteoarthritis, *Reumatology*, 43(3): 337-345.
28. Revelt, D. & Train, K. (1998). Mixed logit with repeated choices: households' choices of appliance efficiency level, *Review of Economics and Statistics*, 80(4): 647-657.
29. Salkeld, G., Ryan, M. & Short, L. (2000). The veil of experience: do consumers prefer what they know best?, *Health Economics*, 9(3): 267-270.
30. Thurstone, L. (1927). A Law of Comparative Judgment, *Psychological Review*, 34, 273-286.
31. Train, K. (2003). *Discrete choice methods with simulation*, Cambridge University Press, UK.
32. Train, K.E. (1998). Recreation demand models with taste differences over people, *Land Economics*, 74(2): 230-239.
33. Van der Pol, M. & Cairns, J. (1998). Establishing patient preferences for blood transfusion support: an application of conjoint analysis, *Health Serv Res Policy*, 3(2): 70-76.
34. Viney, R., Lancasar, E. & Louviere, J. (2002). Discrete choice experiment to measure consumer preferences for health and health care, *Expert Review of Pharmacoeconomics Outcomes Research*, 2(4): 319-326.
35. Vojáček, O. & Pecáková, I. (2010). Comparison of discrete choice models for economic environmental research, *Prague Economic Papers*, 1, 35-53.
36. Walzer, S. & Zweifel, P. (2007). Willingness-to-pay for caregivers of children with asthma or wheezing conditions. *Therapeutics and Clinical Risk Management*, 3(1): 157-165.
37. Walzer, S. (2007). What do parents want from their child's asthma treatment? *Therapeutics and Clinical Risk Management*, 3(1): 167-175.
38. World Health Organisation (2002). *The world health report*.