Applied Theories of Economics, Vol. 11, No. 1, Spring 2024

Estimating Willingness to Pay for Influenza Vaccine: An Application One-One Half Bounded (OOHB) Dichotomous Choice in Iran.

Siavash Jani[1]
Mohsen Mehrara[2]
Farhad Khodadadkashi[3]
Yasha Soleimani[4]

Abstract

In this research, due to the importance of the infectious disease of influenza, the willingness to pay for the use of the influenza vaccine and the factors affecting it were investigated. The method used to calculate the willingness to pay is the contingent valuation survey based on the use of the One-One Half Bounded(OOHB) Dichotomous Choice method. In this method, first, by using a pre-test questionnaire, the bid amounts were estimated using Cooper's method (DWEABS). Through the Mitchell and Carson formula, the sample size of 357 people was determined for the whole country. In the following, based on the log-normal distribution and the maximum likelihood method (MLE), the median and mean willingness to pay for the use of influenza vaccine were estimated to be 10800000 and 12300000 IRR, respectively. The results of the research showed that getting the influenza vaccine before, the importance of health issues, income, education, and disease background are the influencing variables on willingness to pay for the influenza vaccine.

Keywords: *Consumer Preferences, Contingent Valuation, Willingness to Pay, One-One Half Bounded (OOHB) Dichotomous Choice, Influenza Vaccine.*

JEL Classification: *P46, D12.*

[1] Associate Professor, Department of Economics, Payame Noor University, Tehran, Iran. (*corresponding author*) Email: s.jani@pnu.ac.ir
[2] Professor, Department of Economics, University of Tehran, Tehran, Iran. Email: mmehrara@ut.ac.ir
[3] Professor, Department of Economics, Payame Noor University, Tehran, Iran. Email: khodadad@pnu.ac.ir
[4] Phd student of Payame Noor University, Tehran, Iran. Email: soleimani.yasha@gmail.com

Introduction

Influenza is one of the diseases that different societies in the world are still struggling with. Influenza treatment is the most essential need of life for people who suffer from or lose their loved ones because of it. People are willing to pay the cost of treatment due to their financial capacity and the importance of health to them. Meanwhile, the influenza vaccine has a positive externality because a vaccinated person not only protects himself against the disease but also prevents the transmission of the disease to others, and due to economic theories, the efficient level of production for goods with positive externality is obtained from the equality of total final benefits (internal and external benefits) and production cost. But since people only pay attention to the internal (personal) benefits in their demand for goods with positive externality and do not consider the external (social) benefits, therefore the equilibrium amount of production and consumption is less than the level of efficient production level if the government does not intervene. Due to Constitution principle 29, providing the public with health needs and medical care is one of the government's duties.

Considering the above and in order to achieve the level of efficient production and consumption of the Influenza vaccine, it is necessary to calculate the amount of people's willingness to pay and the difference between the cost of vaccinating the public and the willingness of people to pay in the form of subsidies should be compensated by the government. Therefore, in this study, the willingness of different groups of Iranian people to pay for the influenza vaccine is estimated. The factors affecting it are investigated, while the review of the former studies indicates that the amount of willingness to pay for Influenza has not been investigated in Iran. The studies conducted for similar diseases were limited to the general figure of willingness to pay. Therefore, in this study, the willingness to pay for the influenza vaccine has been calculated for different groups of society, and the affecting factors have been identified.

Methodology

In this study, To estimate Iranian people's willingness to pay for the Influenza vaccine, the approach of contingent valuation survey was used based on the one-half-bounded dichotomous choice method presented by Cooper et al. The advantage of the one-half bounded (OOHB) dichotomous choice method over the double-bounded dichotomous choice method is that the discrepancy valuation responses to questions are reduced or eliminated (Cooper et al., 2002).

For this purpose, first, the bid amounts (suggested price) estimated by the Cooper(2006) method (DWEABS) through the pre-test questionnaire, the pre-test sample size is between 30 to 100 people (Alberini and Kahn, 2006), and the test sample size of 357 people was determined through the Mitchell and Carson formula .Then, after examining the influential factors of the willingness to pay for the Influenza vaccine, the maximum likelihood method (MLE) is used to estimate the willingness and its effective factors. Confidence intervals for the mean and median willingness to pay have been estimated using Krinsky and Rob and Bootstrap methods to check the correctness of the results.

Results and discussion

Based on the results of this research, getting the Influenza vaccine before, the importance of health issues, income, education, and disease background are the variables influencing willingness to pay for the Influenza vaccine.
Also, analyzing the willingness to pay in different groups showed that the mean willingness to pay is 106 thousand Tomans (1060000 IRR) for people who have not been vaccinated before. On the other hand, people who were vaccinated before tend to pay 239 thousand Tomans (2390000 IRR) on average. Also, people with no background diseases tend to pay 112 thousand Tomans(1120000IRR) on average. Besides, people with background diseases tend to pay about 134 thousand Tomans (1340000 IRR) on average.
Also, based on the findings of this research, the amount of willingness to pay increases with income increase, so the willingness to pay for the income group below 5 million Tomans, 5 to 10 million Tomans, 10 to 15 million Tomans, 15 to 20 million Tomans and more than 20 million Tomans, is equal to 102, 116, 133, 151 and 172 thousand Tomans respectively.
Based on the obtained figures, with the bounded Dichotomous Choice method and log-normal distribution, the median willingness to pay is equal to 108 thousand Tomans, and the mean is equal to 123 thousand Tomans. Also, the truncated mean at the maximum price is equal to 120 thousand Tomans, and the adjusted truncated Mean at the maximum price is equal to 126 thousand Tomans.
This is despite the fact that the price of the Influenza vaccine in the market is between 211 to 216 thousand Tomans, and currently, certain groups are using this vaccine, which shows that paying a partial subsidy can encourage many people to use the Influenza vaccine.

فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد/ سال یازدهم/ شماره ۱/ بهار ۱۴۰۳/ صفحات ۱۴۸-۱۰۵

برآورد تمایل به پرداخت جهت استفاده از واکسن آنفلوانزا: کاربرد انتخاب دوگانه یک و نیم بعدی در ایران [۱]

سیاوش جانی*

دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران، s.jani@pnu.ac.ir

محسن مهرآرا

استاد گروه اقتصاد، دانشگاه تهران، تهران، ایران، mmehrara@ut.ac.ir

فرهاد خدادادکاشی

استاد گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران، khodadad@pnu.ac.ir

یاشا سلیمانی

دانشجوی دکتری دانشگاه پیام نور، تهران، ایران، soleimani.yasha@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۹/۲۹ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۲/۱۶

چکیده

در این پژوهش با عنایت به اهمیت بیماری واگیردار آنفلوانزا ، تمایل به پرداخت استفاده از واکسن آنفلوانزا و عوامل موثر بر آن مورد بررسی قرار گرفت. روش مورد استفاده برای محاسبه تمایل به پرداخت، روش ارزشگذاری مشروط بر مبنای استفاده از روش دوگانه یک و نیم بعدی (OOHB) است. در این رویکرد، ابتدا به وسیله پرسشنامه پیش آزمون، مبالغ پیشنهادی به روش کوپر (DWEABS) برآورد شده و حجم نمونه به تعداد ۳۵۷ نفر از طریق معادله میچل و کارسون، تعیین گردید. در ادامه براساس توزیع لوگ – نرمال و روش حداکثر درست نمایی (MLE) میانه و میانگین تمایل به پرداخت استفاده از واکسن آنفلوانزا به ترتیب ۱۰۸ و ۱۲۳ هزار تومان برآورده شد. نتایج پژوهش نشان داد که سابقه واکسن زدن، اهمیت به مسائل بهداشتی، درآمد، تحصیلات و سابقه بیماری زمینه ای متغیرهای تاثیر گذار بر تمایل به پرداخت استفاده از واکسن آنفلوانزا است.

واژه‌های کلیدی: ترجیحات مصرف‌کننده، ارزش‌گذاری مشروط، تمایل به پرداخت، روش دوگانه یک و نیم بعدی، واکسن آنفلوانزا.

طبقه‌بندی JEL: P46، D12.

---

[۱] این مقاله مستخرج از رساله مقطع دکتری نویسنده چهارم در تحصیلات تکمیلی دانشگاه پیام نور است.

* نویسنده مسئول

۱-مقدمه

انسان در طول تاریخ همواره توسط بلایای طبیعی مانند سیل، زلزله، آتشفشان، آتش سوزی، قحطی (آب و غذا) و بیماری مورد تهدید بوده است. در این میان بیماری‌ها بسته به نوع و میزان سرایت آن سلامتی افراد جامعه را به خطر انداخته و باعث مرگ و میر انسان ها می شوند؛ از جمله بیماری‌هایی که بحران‌های اجتماعی را در طول تاریخ رقم زدند، می‌توان به طاعون، آنفلوانزا، کرونا (کووید ۱۹)، آبله و ... که باعث مرگ و میر انسان های بیشماری شده اند، اشاره نمود. به عنوان مثال شیوع طاعون در زمان قاجار منجر به فلج شدن و خالی شدن سکنه یک شهر یا روستا گردید (دهقان نژاد و کثیری[1]، ۱۳۸۹). در این میان یکی از بیماری‌هایی که همچنان جوامع مختلف در جهان با آن دست به گریبان هستند، آنفلوانزا است. احتمالاً اولین اپیدمی آنفلوانزا در حدود ۶۰۰۰ سال قبل از میلاد در چین رخ داده است (موردینی و گرین[2]، ۲۰۱۳). طی سال‌های اخیر نیز در یک سال معمولی، ۵ تا ۱۵ درصد از جمعیت به آنفلوانزا مبتلا می‌شوند. سالانه ۳ تا ۵ میلیون مورد شدید وجود دارد که هر ساله بالغ بر ۶۵۰۰۰۰ نفر بر اثر بیماری تنفسی در سراسر جهان فوت می‌نمایند (لامپجو[3]،۲۰۲۰).

دانشمندان در مواجه با بیماری‌ها همواره سعی می‌نمایند با ارائه روش‌های درمانی مختلف که از مهمترین آنها تولید واکسن و دارو است، بر بیماری غلبه کنند و باعث ادامه حیات انسان در کره خاکی شوند. از طرفی درمان بیماری برای مردمی که عزیزان خود را از دست می‌دهند و یا خود دچار بیماری می‌شوند، ضروری‌ترین خواسته زندگی است و حاضرند در حد توانایی خود و میزان اهمیتی که سلامتی برای آنها دارد، هزینه-های درمان بیماری را بپردازند. این در حالی است که بیماری‌ها نیز از لحاظ دوره، شدت، روش درمان، میزان مرگ و میر، عامل ایجادکننده و سایر ابعاد با یکدیگر فرق دارند و این موضوع نیز بر میزان تمایل به پرداخت مردم تاثیر دارد. لذا این سوال مطرح می‌شود که افراد جامعه چقدر حاضرند برای واکسن آنفلونزا پرداخت نمایند؟ در واقع میزان ارزش کالا از نظر مصرف‌کنندگان چقدر است؟

---

[1] Dehghannejad & Kasiri (2010)
[2] Mordini & Green
[3] Lampejo

مطابق اصل ۲۹ قانون اساسی، برخورداری عموم مردم از نیازهای بهداشتی و مراقبت-های پزشکی از وظایف دولت محسوب می‌شود، این موضوع در خصوص بیماری آنفولانزا مستلزم واکسینه نمودن عموم مردم می باشد. از طرفی واکسن آنفولانزا دارای پیامد خارجی مثبت است چرا که فرد با واکسیناسیون خود، علاوه از مصون نمودن خود در برابر بیماری، از انتقال بیماری به سایرین نیز جلوگیری می‌کند و براساس تئوری های اقتصادی[۱]، سطح کارآمد تولید برای کالاهایی که دارای پیامد خارجی مثبت هستند، از برابری مجموع فواید نهایی (فایده داخلی و خارجی) و هزینه تولید حاصل می‌شود. از آنجا که افراد جامعه در تقاضای خود برای کالاهای دارای پیامد مثبت، فقط به فایده داخلی (شخصی) توجه دارند و فواید خارجی (اجتماعی) حاصل از آن را مد نظر قرار نمی‌دهند، لذا مقدار تعادلی تولید و مصرف در صورت عدم دخالت دولت کمتر از سطح کارآمد خواهد بود.

علاوه بر عدم توجه افراد جامعه به فایده خارجی (اجتماعی) واکسن آنفولانزا، لازم است این نکته نیز مد نظر قرار گیرد که میزان فایده داخلی یا تمایل به پرداخت افراد نیز در بیشتر موارد تحت تاثیر عوامل فرهنگی، اجتماعی، اعتقاد به اثرگذاری دارو و.....است و همین امر باعث می شود که عده ای از مردم از واکسینه شدن پرهیز نمایند. در واقع افراد جامعه به دلایل فرهنگی و اجتماعی و... به واکسینه شدن اهمیت کمتری می‌دهند و در نتیجه حاضر به پرداخت قیمت کامل آن (هر چند سهم آن از بودجه خانوار هم ناچیز باشد[۲])، نیستند. این در حالی است که بیماری آنفولانزا قابل انتقال به دیگران است و واکسینه نمودن بخشی از جمعیت، باعث مصونیت جامعه نخواهد شد.

با عنایت به موارد فوق و جهت به نیل به حداکثر شدن منافع اجتماعی و همچنین رعایت اصل ۲۹ قانون اساسی، لازم است میزان تمایل به پرداخت افراد، محاسبه و ما به

---

[۱] پژویان، جمشید (۱۳۸۹)، اقتصاد بخش عمومی (هزینه ها)، انتشارات جنگل، چاپ هشتم ، ص۱۲۹

[۲] براساس گزارش هزینه -درآمد خانوار مرکز آمار ایران، سهم بهداشت در بودجه خانوار ایرانی طی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۹ به طور متوسط بین ۱۱ تا ۱۲ درصد می‌باشد که با عنایت به رقم درآمد سرانه کشور طی دوره مذکور و قیمت واکسن آنفولانزا (در حدود ۲۰۰ هزار تومان)، سهم هزینه واکسن آنفولانزا در بودجه خانوار ناچیز خواهد بود.

التفاوت هزینه لازم برای واکسینه نمودن عموم مردم و تمایل به پرداخت افراد به صورت یارانه توسط دولت جبران شود.

ضرورت محاسبه تمایل به پرداخت صرفا متوجه دولت نیست، بلکه شرکت‌های تولید کننده واکسن و دارو هم به دنبال آگاهی یافتن از این موضوع هستند که مردم برای دارو و واکسن مذکور چقدر حاضرند بپردازند. در واقع بحث تمایل به پرداخت از پارامترهای اساسی تحلیل هزینه – فایده طرح‌های تولید واکسن و دارو است و شرکت‌ها با اطلاع از آن می توانند میزان تولید واکسن و دارو و همچنین میزان سود خود را مشخص نمایند.

با عنایت به موارد فوق علاوه بر رقم تمایل به پرداخت، آگاهی از عوامل موثر بر تمایل به پرداخت و همچنین میزان تمایل به پرداخت در گروه‌های مختلف جامعه به منظور برنامه ریزی صحیح در جهت پوشش گروه‌های هدف جامعه و انجام هزینه های متناسب و در نهایت تخصیص بهینه منابع امر ضروری است. این در حالی است که در خصوص تمایل به پرداخت برای واکسن آنفولانزا مطالعه ای در ایران صورت نگرفته و غالب مطالعات انجام شده در خصوص بیماری‌های مشابه از جمله کرونا نیز فقط میزان تمایل به پرداخت را مورد بررسی قرار داده اند. از جمله این مطالعات می توان به بررسی عادلی و رحیمی کاه‌کشی[1] (۱۴۰۰) اشاره نمود که میزان تمایل به پرداخت را به روش ارزش‌گذاری مشروط برای واکسن کرونا انجام داده‌اند.

با عنایت به توضیحات فوق در این مطالعه سعی شد میزان تمایل به پرداخت واکسن آنفولانزا در ایران ، عوامل موثر بر آن و همچنین میزان تمایل به پرداخت برای گروه‌های مختلف درآمدی مورد بررسی قرار گیرد. رویکرد مورد استفاده در این مطالعه، ارزش‌گذاری مشروط بر مبنای روش انتخاب دوگانه یک و نیم بعدی است که نسبت به روش‌های استفاده شده در مطالعات قبلی از کارایی بالاتری برخوردار است. به منظور انجام این مطالعه در بخش بعدی ادبیات موضوع و پیشینه تحقیق مورد بررسی قرار می‌گیرد. سپس با معرفی روش‌های محاسبه تمایل به پرداخت، مدل مناسب برای برآورد تمایل به پرداخت و عوامل موثر بر آن معرفی می‌گردد و در نهایت پس از برآورد مدل، یافته‌ها و نتایج مورد تحلیل قرار می‌گیرد.

---

[1] Adeli & Rahimi (2021)

۲-ادبیات تحقیق

پاسخ به سوال اصلی پژوهش و پاسخ دادن به این پرسش که افراد جامعه چقدر حاضرند برای واکسن پرداخت نمایند؟ و یا میزان ارزش کالا از نظر مصرف کنندگان چقدر است؟ مستلزم بررسی رفتار مصرف‌کننده، بحث ارزش و ارزش‌گذاری کالا است.

از مهمترین موضوعات مورد بحث در اقتصاد خرد، «نظریه رفتار مصرف کننده» است که در آن کوشش می‌شود رفتار مصرف‌کنندگان در بازار تبیین شود. روش سنتی تحلیل رفتار مصرف کننده، بر اساس نظریه انتخاب عقلانی است: حداکثرسازی مطلوبیت با محدودیت بودجه. در این رویکرد اقتصاددانان مفهوم ذهنی مطلوبیت را مبنای تحلیل قرار داده و بر اساس آن مصرف کننده را دارای یک «رتبه‌بندی» از بی‌نهایت سبد کالا فرض می‌کنند که این رتبه بندی بیانگر «ترجیحات» وی است. در این خصوص باورمندان به ماهیت هنجاری اقتصاد رفاه معتقدند که انگاره حاکمیت مصرف کننده (هر فرد بهترین قاضی درباره علائق و منافع خود است) یک قضاوت ارزشی است که از واقعیت‌ها به دست نیامده است. در مقابل، نظریه ترجیحات آشکار شده مدعی رویکردی بدیل برای این نظریه سنتی است. ترجیحات آشکار شده ادعا می‌کند که می‌تواند محور نظریه را از مفاهیم ذهنی و غیر قابل مشاهده نظری مطلوبیت و ترجیحات جدا کرده و مبنا را بر شواهد تجربی و عینیات قابل مشاهده گذارد. نوآوری ساموئلسون (۱۹۳۸) که از بنیان گذاران نظریات ترجیحات آشکار شده است، این بود که در این نظریه برخلاف نظریه سنتی، شرط سازگاری برای تحلیل رفتار مصرف‌کننده کافی است. البته نظریه ترجیحات آشکار شده به شدت مورد انتقاد مخالفان قرار گرفته است. در این خصوص هاسمن معتقد است ترجیحات آشکار شده نمی‌تواند تنها با انتخاب‌ها نمایان شود، بلکه عقاید نیز بر انتخاب‌ها موثر است.

بر مبنای ترجیحات افراد، مفهوم ارزش و ارزش‌گذاری مطرح می‌شود. مفهوم ارزش به طور معمول برای نشان دادن ارزش در مبادله اقتصاد به کار می‌رود. در واقع این ارزش مبادله کالاست که برای گرفتن یک واحد از کالای معین، مقداری کالای دیگر یا پول مبادله می‌شود. هر اقتصاد، ترکیبی از کالاهای بازاری و غیر بازاری را فراهم می‌کند. کالاها و خدمات بازاری آن دسته از کالاها را شامل می‌شوند که معامله بین خریدار و فروشنده به صورت آشکار در بازار رخ می‌دهد و قیمت ها در موقعیت بازار مشخص می-

شوند. کالاها و خدمات غیر بازاری به آن دسته از محصولاتی گفته می‌شود که به طور مستقیم در بازار خرید و فروش نمی‌شوند یا بازار ندارند یا بازار آنها محدود و ناقص است؛ اما به علت منافعی که آن کالاها برای انسان دارند، دارای ارزش اقتصادی‌اند. اینکه آیا کالا یا خدمت برای رفاه فرد تأثیر مثبت دارد و رفاه او را فراهم می آورد یا خیر، به ارضای ترجیحات فرد بستگی دارد.

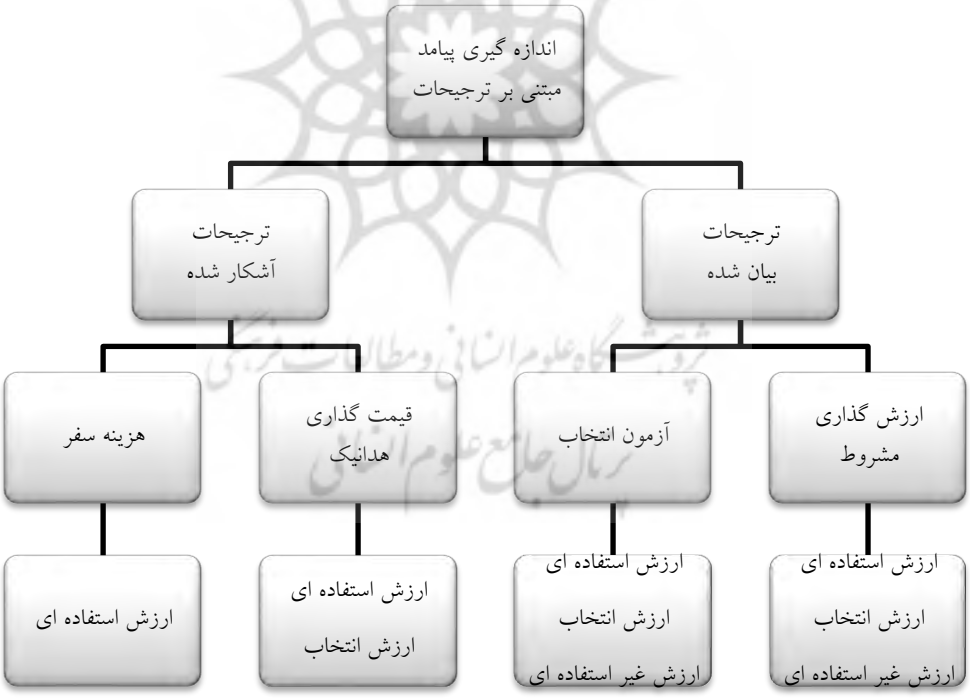
ارزش کل اقتصادی ممکن است بر اساس نوع ارزش اقتصادی ایجاد شده، متفاوت باشد. به طور معمول، ارزش کل اقتصادی را به ارزش های «استفاده[1]» و «غیر استفاده[2]» تقسیم می‌کنند (کجر[3]، ۲۰۰۵). ارزش استفاده به طور معمول در قیمت‌های بازاری و تمایل به پرداخت برای کالاها و خدمات عرضه شده در بازار منعکس می‌شود. با این حال بخش عمده‌ای از محصولات ممکن است در محل استفاده به صورت رایگان عرضه شوند، یا ممکن است به قیمت کالاها یارانه تعلق گرفته باشد. در این صورت ممکن نیست ارزش استفاده یا اضافه رفاه مصرف‌کننده را به طور کامل اندازه‌گیری کرد؛ زیرا در این مواقع، قیمت در برگیرنده اطلاعات مربوط به ارزش نخواهد بود. هدف از ارزش‌گذاری کالاهای غیر بازاری، استخراج مستقیم یا غیرمستقیم ارزش پولی است که افراد برای هزینه‌ها و منافع حاصل از استفاده کالا قائل‌اند. به طور کلی دو رهیافت برای ارزیابی تمایل به پرداخت نهایی مصرف‌کنندگان کالاها و خدمات غیر بازاری وجود دارد: روش‌های غیرمتکی به منحنی تقاضا و روش‌های متکی به منحنی تقاضا. روش‌های غیرمتکی به منحنی تقاضا برای اندازه‌گیری تغییرات رفاهی معیارهای مناسبی ارائه نمی‌کنند؛ اما در روش‌های متکی به منحنی تقاضا، قیمت کالاها به کمک منحنی تقاضا تعیین شده و به دو دسته روش ترجیحات آشکار شده و روش ترجیحات اظهار شده تقسیم می‌شوند. با عنایت به موارد فوق، روش‌های ارزش‌گذاری اقتصادی در دو رویکرد اصلی تقسیم‌بندی می‌شوند:

الف- قیمت بازار یا ترجیحات آشکار شده یا تمایل به پرداخت آشکار شده که در آن ارزش‌گذاری براساس فرایند تولید و مصرف در بازار انجام شده و رفتار مشاهده‌پذیر افراد با توجه به وضع بازار واقعی یا بازار جایگزین بررسی می‌شود.

---

[1] Use value
[2] Non-use value
[3] Kjaer

ب-بررسی و برآورد تمایل به پرداخت یا ترجیحات اظهار شده که برای ارزش‌گذاری خدماتی به کار می‌روند که مصرف‌کنندگان با سناریوهای بازار فرضی مواجه‌اند. در ترجیحات اظهار شده، میزان تمایل به پرداخت افراد با استفاده از روش‌های غیرمستقیم و با پرسش از مخاطبان تعیین می‌شود (کجر، ۲۰۰۵). در روش ترجیحات بیان شده هر سه قسمت (ارزش استفاده، ارزش غیراستفاده، ارزش انتخاب) ارزش کل اقتصادی مورد بررسی قرار می‌گیرد که می‌توان آن را از نقاط قوت این روش نسبت به روش‌های ترجیحات بیان شده برشمرد. روش‌های غیرمستقیم ترجیحات آشکار شده شامل رویکردهایی مانند قیمت‌گذاری هدانیک و روش هزینه سفر است، در حالی که روش‌های ترجیحات بیان شده، شامل ارزش‌گذاری مشروط (CVM) و آزمایش انتخاب گسسته (DCE) است که در نمودار ۱ نمایش داده شده است.



نمودار (۱): اندازه‌گیری ارزش پیامد مبتنی بر ترجیحات

منبع: کجر، ۲۰۰۵

روش ترجیحات بیان شده برای کالاهای فرضی و کالاهای واقعی[1] قابل استفاده می‌باشد در حالی که روش ترجیحات آشکار شده برای کالای واقعی بکار گرفته می‌شود. در ترجیحات آشکار شده منحنی تقاضای مارشالی (منحنی تقاضای قابل مشاهده در تحلیل های بازار) به دست می‌آید، در حالی که در ترجیحات بیان شده منحنی تقاضای هیکسی (منحنی تقاضای جبرانی تعدیل شده از نظر درآمد) به دست می‌آید. معیار رفاه در ترجیحات آشکار شده، مازاد مصرف کننده (که یک معیار دقیق نیست) است. در حالی که در ترجیحات بیان شده معیار رفاه به سه دسته: ۱) تغییرات جبرانی (CV)، ۲) ارزش‌گذاری مشروط (CVM)، ۳) تغییرات معادل (EV) تقسیم می‌شود[2].

ارزش‌گذاری مشروط[3] (CV) یک روش مبتنی بر نظرسنجی برای انتخاب ارزش‌هایی است که مردم برای کالاها، خدمات و امکانات قائل هستند (بویل[4]، ۲۰۰۳). اگرچه در سال‌های اولیه از روش ارزش‌گذاری مشروط عمدتاً در زمینه اقتصاد محیط زیست استفاده می‌شد، اما امروزه در حیطه‌های گسترده‌تری همانند اقتصاد بهداشت و درمان، تحقیقات پزشکی و بهداشتی کاربرد دارد در این حوزه‌ها برای ارزیابی سیاست‌های اقتصادی از روش ارزش گذاری مشروط استفاده شده است (کارسون و هانمن[5]،۲۰۰۵).

در خصوص تمایل به پرداخت مطالعات زیادی صورت پذیرفته است؛ اما بررسی‌های اندکی در خصوص تمایل به پرداخت واکسن بیماری آنفولانزا انجام شده است. از مطالعاتی که در این خصوص صورت گرفته می‌توان به بررسی لای و همکاران[6] (۲۰۲۰) اشاره نمود. آنها به برآورد تمایل به پرداخت هزینه واکسیناسیون آنفلوانزای فصلی در میان کودکان مبتلا به بیماری مزمن و سالمندان در چین به صورت یک نظرسنجی ملی پرداخته و نتیجه گرفتند که در گروه‌های اولویت‌دار (بیماران مبتلا به بیماری مزمن و سالمندان) تمایل به پرداخت جهت استفاده از واکسن زیاد است، و قیمت به عنوان یک مانع باعث کاهش تمایل به پرداخت می باشد. وراساسیتو همکاران[7] (۲۰۱۵) نیز در

---

[1] Hypothetical and real goods
[2] Kjaer (2005)
[3] Contingent Valuation
[4] Boyle
[5] Carson & Hanemann
[6] Lai et al.
[7] Worasathit et al.

مطالعه‌ای به بررسی تمایل به پرداخت سالمندان به واکسن آنفلوانزا پرداخته و نشان دادند که ۹۲.۸ درصد افراد سالمند جامعه، واکسیناسیون را قبول دارند. آنها دریافتند که پذیرش واکسیناسیون به سابقه دریافت واکسیناسیون بستگی دارد. همچنین تحصیلات به طور قابل توجهی بر پذیرش واکسیناسیون افرادی که دارای تحصیلات ابتدایی بودند و سابقه واکسیناسیون قبلی نداشتند، تأثیر داشت.همچنین هو و همکاران[1] (۲۰۱۴) در مطالعه خود نشان دادند که قیمت پایین واکسن و درآمد بالای افراد موجب افزایش تمایل به پرداخت است. کسانی که دانش بهتری نسبت به واکسن یا بیماری، آسیب‌پذیری و شدت بیماری داشتند، مایل به پرداخت بیشتر بودند. در تحقیق هو و همکاران توصیه شده است که موانع اقتصادی واکسیناسیون باید برداشته شود تا تقاضا برای واکسیناسیون افزایش یابد.از دیگر مطالعات انجام شده در خصوص تمایل به پرداخت واکسن آنفولانزا ، بررسی صورت گرفته توسط اصغری[2] (۲۰۱۲) می‌باشد که با بکارگیری روش ارزش‌گذاری مشروط و انتخاب دوگانه دو بعدی در منطقه بزرگ تورنتو و استان اونتاریو کانادا نشان می‌دهد که قیمت واکسن، سن، جنسیت، شغل، سازمان، درآمد خانواده، دریافت واکسن آنفلوانزای سالانه، داشتن بیمه اضافی، داشتن فرد مبتلا به بیماری جدی در خانه، داشتن دانش در مورد بیماری‌های همه‌گیر و اعتماد به اطلاعات رسمی تأثیرات قابل توجهی در پذیرش پیشنهادهای واکسن دارد. وی نتیجه می‌گیرد که برنامه‌های واکسیناسیون آنفلوانزای همه‌گیر باید وضعیت اجتماعی و اقتصادی گروه هدف را در نظر بگیرند، زیرا چنین ویژگی‌هایی تأثیرات قابل توجهی بر مزایایی که مردم از چنین برنامه‌هایی دریافت می‌کنند، می‌گذارد.

جستجو در سوابق مطالعاتی حاکی از آن است که در خصوص میزان تمایل به پرداخت برای واکسن آنفلوانزا در ایران مطالعه‌ای انجام نشده است. البته مطالعات مشابه و نزدیک در ایران وجود دارد به عنوان مثال عادلی و رحیمی کاه کشی (۱۴۰۰) در پژوهشی به برآورد تمایل به پرداخت واکسن کووید-۱۹با استفاده از روش ارزش گذاری مشروط به روش دوگانه دو بعدی پرداختند و چنین نتیجه گرفتند که ۶۵,۷ درصد افراد جامعه ایران تمایل دارند مبلغی برای واکسن کوید ۱۹ بپردازند. آنها نشان دادند که متغیرهایی

[1] Hou et al.
[2] Asgary (2012)

چون درآمد خانوار، سابقه بیماری زمینه‌ای، سن، سابقه ابتلا به کرونا، مبلغ پیشنهادی و وجود فرد سالمند در خانواده تأثیر مثبت و معنی‌دار بر میزان تمایل به پرداخت دارند. همچنین در این مطالعه متوسط تمایل به پرداخت هر نفر ۳۷۵۰۰۰ تومان برای واکسینه شدن طولانی مدت[1] و ۱۱۳۰۰۰ تومان برای واکسینه شدن سالیانه به دست آمده است.

با عنایت به بررسی‌های فوق مطالعه‌ای در خصوص تمایل به پرداخت آنفولانزا در ایران صورت نگرفته است. براین اساس در این مطالعه ضمن برآورد تمایل به پرداخت واکسن آنفولانزا و عوامل موثر بر آن، این رقم برای گروه‌های مختلف درآمدی و ... مورد محاسبه قرار می‌گیرد که می‌تواند در برنامه ریزی برای انجام صحیح واکسیناسیون مورد استفاده قرار گیرد. علاوه بر این موارد در پژوهش حاضر بر خلاف اکثر مطالعات قبلی به منظور افزایش دقت و اطمینان از برآوردها، تعیین مبالغ پیشنهادی تمایل به پرداخت جهت استفاده در پرسشنامه اصلی براساس روش کوپر صورت گرفته است. در این روش ضمن پوشش کامل زیر منحنی توزیع احتمال، مربعات خطا در برآورد تمایل به پرداخت افراد نیز حداقل می‌شود. همچنین از روش انتخاب دوگانه یک و نیم بعدی برای تعیین ترجیحات افراد استفاده شده است که منجر به کاهش یا حذف اختلاف در پاسخ های نظرسنجی به سوال‌های مورد ارزیابی می‌شود.

۳-روش تحقیق

در این قسمت ابتدا روش‌های مختلف برای دریافت اظهار ترجیحات مصرف کننده مورد بحث قرار می‌گیرد در ادامه با تحلیل روش‌های مذکور، روش مورد استفاده در این مطالعه مشخص می گردد. سپس با عنایت به مبانی نظری، مدل اقتصادسنجی پژوهش معرفی و نحوه جمع آوری داده‌ها که به صورت میدانی و از طریق پرسشنامه است، ارائه می‌شود.

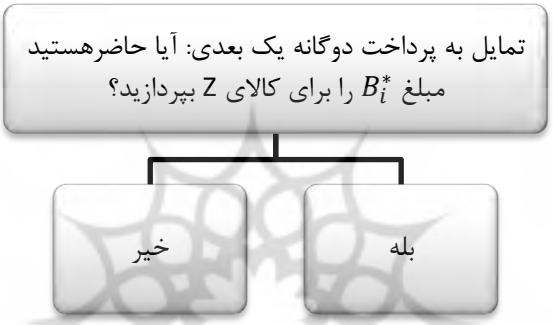
۳-۱- روش‌های دریافت اظهار ترجیحات مصرف کننده

در بررسی تمایل به پرداخت به روش ارزش‌گذاری مشروط، اظهار ترجیحات مصرف کننده به روش های مختلف می‌تواند دریافت شود. که به صورت مختصر عبارتند از:

[1] یک بار در طول عمر یا ده ساله یک بارتزریق شود.

الف- روش انتخاب دوگانه یک بعدی[1]

اولین بار توسط بیشاپ و هربرلین[2] در سال ۱۹۷۹ تحت عنوان "ارزش‌های اندازه‌گیری کالاهای فرا بازار: آیا معیارهای غیرمستقیم جهت گیری دارند؟" ارائه شد. در این روش به هر پاسخگو تنها یک مبلغ پیشنهاد می‌شود. پاسخ‌گویان در مواجه شدن با قیمت پیشنهادی B_i^* در یک موقعیت بازار فرضی، تنها پاسخ بلی یا خیر را بر می‌گزینند.



نمودار (۲): روش انتخاب دوگانه یک بعدی

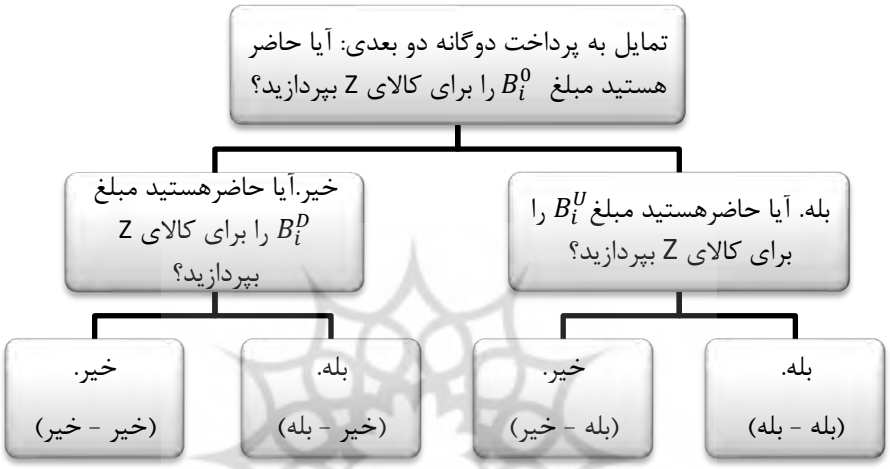
منبع: یافته‌های تحقیق

ب- روش انتخاب دوگانه دو بعدی[3]

کانینن[4] در مقاله خود عنوان می کند افراد زیادی مدل دو گانه را بهبود بخشیدند که اولین آن ها کارسون و هانمن[5] در سال ۱۹۸۵ بودند که روش انتخاب دوگانه یک بعدی را تعدیل نموده و روش دوگانه دو بعدی را پیشنهاد نمودند. این روش مستلزم تعیین و انتخاب یک پیشنهاد بیشتر نسبت به پیشنهاد اولیه است؛ به طوری که پیشنهاد بیشتر به پاسخ بله یا خیر با واکنش پاسخگو به پیشنهاد اول بستگی دارد. در فرمت دوگانه دو بعدی (DBDC) ارزیابی ابتدا با ارائه پیشنهاد اولیه B_i^0 شروع می‌شود. اگر جواب فرد پرسش شونده به این مقدار مثبت باشد در این صورت پیشنهاد دوم (پیرو) ارائه می

[1] Dichotomous Choice Single Bounded (SB)
[2] Bishop & Heberlein
[3] Dichotomous Choice Double Bounded (DB)
[4] Kanninen
[5] Carson & Hanemann

شود که $B_i^U > B_i^0$ است و اگر جواب پیشنهاد اول منفی باشد در این صورت پیشنهاد دیگری ارائه می‌شود که $B_i^D < B_i^0$ می باشد. بنابراین چهار نتیجه حاصل می‌شود (بله، بله)، (بله، خیر)، (خیر، بله)، (خیر، خیر).



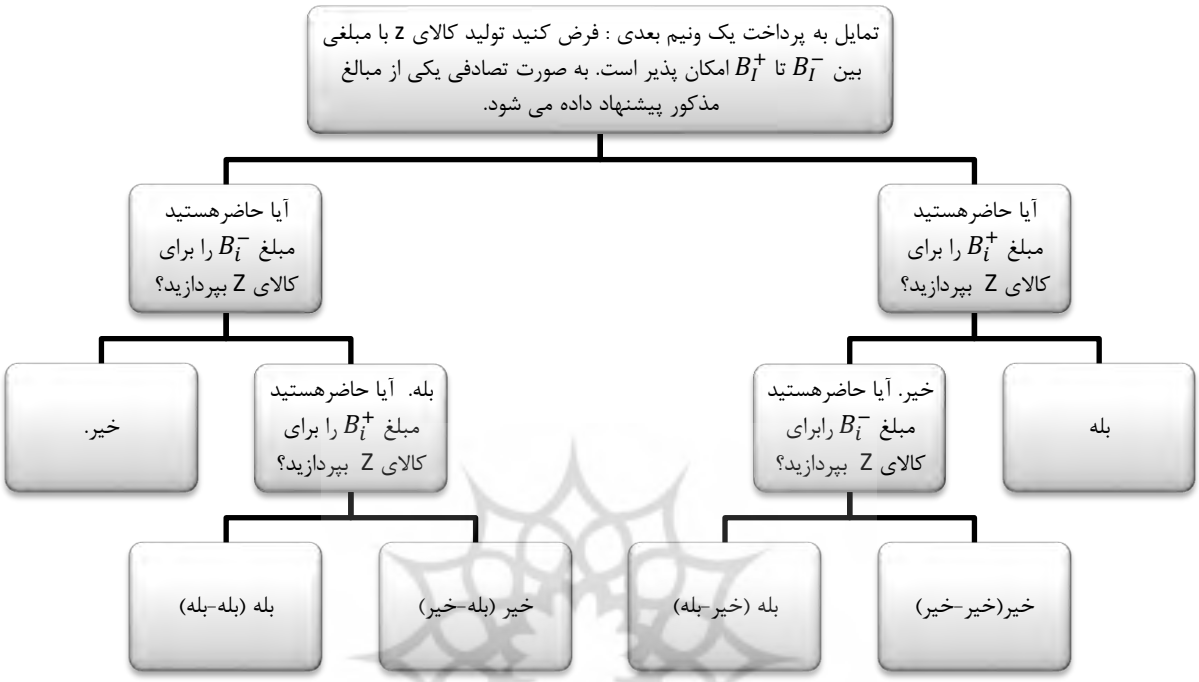
ودار (۳): روش انتخاب دوگانه دو بعدی

منبع: یافته‌های تحقیق

ج - روش انتخاب دوگانه یک و نیم بعدی[1]

این روش توسط کوپر و همکاران[2] به دنبال ناسازگاری بین مبالغ پیشنهاد دوم بنا به پیشنهاد اول (میانی) در روش دو بعدی، شکل جدیدی از ارزشگذاری، به منظور افزایش دقت محاسبه تمایل به پرداخت افراد در روش ارزش گذاری مشروط ارائه شد. در روش انتخاب دوگانه یک و نیم بعدی (OOHB)، اختلاف در پاسخ های نظرسنجی به سؤالات کاهش یا حذف می‌شود. در این روش فرد پاسخگو از ابتدا با بازه یا محدوده‌ای از مبالغ پیشنهادی $\left[B_i^- \text{ و } B_i^+\right]$، به طوری که: $B_i^- < B_i^+$ ، مواجه می‌شود. ابتدا یکی از این دو قیمت به صورت تصادفی انتخاب می‌شود و از فرد خواسته می‌شود تا تمایل به پرداخت خود را در مقایسه با قیمت پیشنهادی بیان کند.

[1] Dichotomous Choice One-One Half Bounded (OOHB)
[2] Cooper et al.



نمودار (۴): روش انتخاب دوگانه یک و نیم بعدی

منبع: یافته‌های تحقیق

قیمت پیشنهادی دوم تنها در صورتی مطرح خواهد شد که با جواب سوال اول تطابق و سازگاری داشته باشد. یعنی اگر قیمت پایین تر (B_i^-) به صورت تصادفی به عنوان پیشنهاد اولیه انتخاب شود، نتایج عبارتند از (خیر)، (بله، خیر)، (بله، بله) خواهند بود و احتمالات پاسخ مربوطه را با $\pi_i^{YY}, \pi_i^{YN}, \pi_i^{N}$ نشان می‌دهیم. اگر قیمت بالاتر(B_i^+) به صورت تصادفی به عنوان پیشنهاد اولیه انتخاب شود نتایج آن(بله)، (خیر، بله) و (خیر، خیر) خواهد بود و احتمالات پاسخ مربوطه را با $\pi_i^{NN}, \pi_i^{NY}, \pi_i^{N}$ نشان می‌دهیم. اجازه دهید C_i حداکثر تمایل به پرداخت واقعی فرد برای موضوع مورد بررسی باشد که می-تواند تابعی از متغیرهای اقتصادی مانند درآمد پاسخ دهنده، قیمت کالاهای مکمل یا جایگزین کالای مورد نظر یا متغیرهای جمعیت شناختی و نگرشی مانند سن یا جنس پاسخ دهنده و یا سایر متغیرهای مربوطه باشد. همه این متغیرها را با بردار X_i نشان می‌دهیم. همچنین بر اساس چارچوب مطلوبیت تصادفی، تمایل به پرداخت فرد یک متغیر تصادفی از دیدگاه ناظر اقتصادسنجی است که منعکس کننده تنوع در ترجیحات

فردی و متغیرهای مشاهده نشده یا خطای اندازه گیری در متغیرهای مشاهده شده است. بنابراین تمایل به پرداخت فرد خود، C_j یک متغیر تصادفی با یک تابع توزیع تجمعی معین (cdf) است که نشان دهنده $G(C_i\ ;\ \theta)$ است که در آن θ پارامترهای این توزیع را نشان می‌دهد، که باید بر اساس پاسخ به نظرسنجی ارزشگذاری مشروط بر روی آن تخمین زده شوند. پارامتر ها تابعی از متغیر ها در X_i خواهند بود، اما این در $G(C_i\ ;\ \theta)$ به طور ضمنی باقی مانده است. به عنوان مثال، می‌تواند یک میانگین= μ Xβو یک واریانس σ^2 از توزیع تمایل به پرداخت که به متغیرهای کمکی بستگی دارند، وجود داشته باشند. در این مورد $\theta = (\beta, \sigma^2)$ را در نظر می‌گیریم. در این صورت توابع احتمال متناظر با پاسخ های فوق به صورت روابط زیر می‌باشند.

$$\pi_i^{N} = \pi_i^{NN} = \Pr\{C_i \le B_i^{-}\} = G(B_i^{-};\theta) \quad (۱)$$

$$\pi_i^{YN} = \pi_i^{NY} = \Pr\{B_i^{-} \le C_i \le B_i^{+}\} = G(B_i^{+};\theta) - G(B_i^{-};\theta) \quad (۲)$$

$$\Pi_i^{YY} = \pi_i^{Y} = \Pr\{B_i^{+} \le C_i\} = 1 - G(B_i^{+};\theta) \quad (۳)$$

در حالت (خیر) یعنی $d_i^N = 1$، i-مین فرد پیشنهاد پایین‌تر پاسخ خیر داده است.

در حالت (خیر، خیر) یعنی $d_i^{NN} = 1$، i-مین فرد به پیشنهاد بالاتر و سپس به پیشنهاد پایین‌تر پاسخ خیر داده است.در حالت (بله، نه) یعنی $d_i^{YN} = 1$، i-مین فرد هم به پیشنهاد پایین‌تر پاسخ بله و به پیشنهاد بالاتر پاسخ خیر داده است.

در حالت (نه، بله) یعنی $d_i^{NY} = 1$، i-مین فرد هم به پیشنهاد بالاتر پاسخ نه و به پیشنهاد پایین‌تر پاسخ بله داده است.

در حالت (بله، بله) یعنی $d_i^{YY} = 1$، i-مین فرد به پیشنهاد پایین‌تر و سپس به پیشنهاد بالاتر پاسخ بله داده است.

در حالت (بله) یعنی $d_i^Y = 1$، i-مین فرد پیشنهاد بالاتر پاسخ بله داده است.

بنابراین لگاریتم تابع راستنمایی بر اساس جواب های بالا در فرمت یک و نیم بعدی به صورت زیر خواهد شد.

$$LnL^{OOHB}(\theta) = \sum_{i=1}^{N}\{d_i^Y In\,[1 - G(B_i^{+};\theta)] + d_i^{NY} In[G(B_i^{+};\theta) - G(B_i^{-};\theta)] + d_i^N In[G(B_i^{-};\theta)]\} \quad (۴)$$

نتایج تخمین با روش حداکثر راست نمایی برای $\hat{\theta}^{OOHB}$ یعنی ماتریس اطلاعات

$$I^{OOHB} = \left(\hat{\theta}^{OOHB}\right) \quad (۵)$$

برابر است با معکوس ماتریس هشین حاصل از حداکثر کردن تابع احتمال معادله فوق.

برآوردگر حداکثر درستنمایی (MLE)، که با $\hat{\theta}^{OOHB}$ نشان داده شده است. ماتریس اطلاعات که با $I^{OOHB}(\hat{\theta}^{OOHB})$ نشان می‌دهیم برابر است با منهای انتظار هسین (Hessian) از تابع لگاریتم درستنمایی حداکثر شده است.

$$\mathrm{V}^{\mathrm{OOHB}}\left(\hat{\theta}^{\mathrm{OOHB}}\right)=\left[-\mathrm{E}\frac{\partial^2 \ln \mathrm{L}^{\mathrm{OOHB}}(\hat{\theta})^{\mathrm{OOHB}}}{\partial\theta\ \partial\theta'}\right]^{-1}\equiv \mathrm{I}^{\mathrm{OOHB}}\left(\hat{\theta}^{\mathrm{OOHB}}\right)^{-1} \qquad (۶)$$

در تحقیقات تجربی، متغیر تمایل به پرداخت به مانند یک متغیر تصادفی نامعلوم رفتار می کند که مطابق با هانمن(۱۹۸۴)[1]، امید ریاضی(یا میانگین شرطی تغییرات جبرانی مصرف کننده) آن از طریق محاسبه عددی انتگرال زیر برآورد می شود.

$$\mathrm{E(WTP)}=\int_{O}^{\infty}[1-G(c)]dc-\int_{-\infty}^{O}G(c)dc \qquad (۷)$$

در رابطه بالا، G(c) تابع چگالی تجمعی (CDF) متغیر تصادفی تمایل به پرداخت متناسب با توزیع آماری مفروض است که مقدار احتمال آن برابر با $\mathrm{WTP}\leq \mathrm{c}$ می باشد. محاسبه امید ریاضی تمایل به پرداخت در شرایطی که تمایل به پرداخت مقادیر منفی نمی پذیرد
به شکل زیر است.

$$\mathrm{E(WTP)}=\int_{O}^{\infty}[1-G(c)]\,dc \qquad (۸)$$

بنابراین سلار و همکاران[2] (۱۹۸۵) فرمول زیر را پیشنهاد کردند که در برخی منابع میانگین بریده شده در حداکثر قیمت نامیده می شود.

$$E(WTP)=\int_{0}^{X_{max}}[1-G(C)]dC \qquad (۹)$$
$$=X_{max}-\int_{0}^{X_{max}}G(C)\,dC=truncated\ mean\ in\ Rstudio\ software\neq\mu$$

سطح زیر تابع چگالی احتمال می بایست برابر یک باشد، این در حالی است که در صورت بریده شدن حد بالای انتگرال به حداکثر مبلغ پیشنهادی، این شرط برقرار نخواهد بود زیرا به صورت طبیعی داریم:

$$G(X_{max})<\lim_{x\to\infty}G(X)=1 \qquad (۱۰)$$

[1] Hanemann
[2] Seller et al.

در این خصوص بویل و همکاران[1] (۱۹۸۸) ثابت می کنند ارزش مورد انتظار یا امید ریاضی تمایل به پرداخت برابر با میانگین جامعه نیست. بر این اساس، آنها معادله تعدیل شده ذیل را برای محاسبه میانگین پیشنهاد کرده اند:

$$E(WTP) = \int_0^{X_{max}} \left[\frac{1-G(z)}{G(X_{max})}\right] dz \simeq \mu \qquad (۱۱)$$
$$= adjusted\ truncated\ mean\ in\ Rstudio\ software$$

در معادله فوق ارزش مورد انتظار یا امید ریاضی تمایل به پرداخت برابر با میانگین جامعه است که در برخی منابع میانگین بریده شده در حداکثر قیمت تعدیل شده نامیده می شود.

د-فواصل اطمینان برای تخمین تمایل به پرداخت

فواصل اطمینان برای تخمین تمایل به پرداخت با دو روش می‌تواند درست شود که عبارتند از روش کرینسکی و راب[2] (۱۹۸۶، ۱۹۹۰) و بوت استرپ. هر دو روش متکی به تکنیک‌های شبیه‌سازی هستند. معمولاً روش بوت استرپ نسبت به روش کرینسکی و راب به زمان بیشتری نیاز دارد.[3]

۲-۳- مقایسه روش‌های دوگانه دوبعدی، یک بعدی و یک نیم بعدی

از آنجایی که در ابتدای نظرسنجی دوگانه یک و نیم بعدی، دامنه ی احتمالی پیشنهادها به پاسخ دهنده نشان داده می‌شود، کوپر و همکاران[4] (۲۰۰۲) معتقدند که احتمال کمتری دارد که در هنگام پاسخ به سوالات، انتظارات نادرست یا اشتباه از هزینه‌ها در ذهن فرد پاسخ دهنده ایجاد کند و فرد پاسخ‌دهنده وارد طرز فکر چانه‌زنی[5] شود یا از تجربه ضرر گریزی[6] استفاده کند. کوپر و همکاران فرض می‌کنند که احتمال کمتری وجود دارد که اختلاف بین پاسخ های پیشنهادی اول و دوم با قالب دوگانه یک و نیم بعدی نسبت به دو گانه دو بعدی وجود داشته باشد. قالب یک و نیم بعدی داده‌های کمتری را به ازای هر پاسخ دهنده نسبت به فرمت دوگانه دو بعدی جمع آوری می‌کند

---

[1] Boyle et al.

[2] Krinsky and Robb (1986 and 1990)

[3] هر دو روش دارای مزایا و معایبی است. برای مطالعه بیشتر به بحث های هول[3] (۲۰۰۷) مراجعه شود.

[4] Cooper et al.

[5] Bargaining Mindset

[6] Experience Loss-aversion.

و در نتیجه مستلزم کاهش کارایی آماری نسبت به قالب دوگانه دو بعدی است. در ادامه این بخش به تاثیر کارایی به صورت تحلیلی می‌پردازیم.

مقایسه تحلیلی کارایی بر اساس ماتریس‌های اطلاعاتی است. هانمان، لومیس و کانینن[1] (۱۹۹۱) برآورد کردند که کارایی قالب دوگانه دو بعدی را نسبت به قالب دوگانه یک بعدی با استفاده از تفاوت در ماتریس های اطلاعاتی می توان ارزیابی کرد.

$$\Delta\left(\frac{\mathrm{DB}}{\mathrm{SB}}\right) \equiv \mathrm{I}^{\mathrm{DB}}\left(\hat{\theta}^{\mathrm{DB}}\right) - \mathrm{I}^{\mathrm{SB}}\left(\hat{\theta}^{\mathrm{SB}}\right) \qquad (۱۲)$$

آنها خاطرنشان می کنند که مقایسه کارایی به طور اجتناب ناپذیری به پیشنهادهای خاص مورد استفاده در هر قالب بستگی دارد. اگر پیشنهادها متفاوت باشد، به طور کلی نمی توان تعیین کرد که کدام قالب کارآمدتر است. به عنوان مثال، ممکن است فرمت دوگانه یک بعدی با انتخاب خوب پیشنهاد قیمتی B_i^* کارآمدتر از قالب دوگانه دوبعدی با انتخاب بد پیشنهاد اولیه B_i^0 باشد. با این حال، اگر پیشنهاد اولیه در قالب دوگانه دو بعدی همان پیشنهاد دوگانه تک بعدی باشد یعنی داشته باشیم $B_i^* = B_i^0$ ، هانمان وهمکارانش

نشان می دهند که

$$\Delta\left(\frac{\mathrm{DB}}{\mathrm{SB}}\right) = \sum_{\mathrm{i}}^{\mathrm{N}} \Delta_{\mathrm{i}} \qquad (۱۳)$$

وقتی که

$$\Delta_{\mathrm{i}} \equiv \frac{\mathrm{AA}'}{\gamma} + \frac{\mathrm{WW}'}{\delta} \qquad (۱۴)$$

که δ و γ به صورت زیر هستند:

$$\gamma \equiv \left[1 - G\left(B_i^U;\theta\right)\right].\left[1 - G\left(B_i^0;\theta\right)\right].\left[G\left(B_i^U;\theta\right) - G\left(B_i^0;\theta\right)\right] \qquad (۱۵)$$

$$\delta \equiv \left[G\left(B_i^0;\theta\right) - G\left(B_i^D;\theta\right)\right].G\left(B_i^0;\theta\right).G\left(B_i^D;\theta\right) \qquad (۱۶)$$

که هر دو δ و γ اسکالرهای مثبت هستند.

بردار های W و A به صورت زیر هستند:

$$A \equiv \left[G_0\left(B_i^0;\theta\right).\left(1 - G\left(B_i^D;\theta\right)\right) - G_\theta\left(B_i^U;\theta\right).\left(1 - G\left(B_i^0;\theta\right)\right)\right] \qquad (۱۷)$$

$$W \equiv \left[G_0\left(B_i^D;\theta\right).G\left(B_i^0;\theta\right) - G_\theta\left(B_i^0;\theta\right).G\left(B_i^D;\theta\right)\right] \qquad (۱۸)$$

زیرا هر دو WW' و AA' ماتریس نیمه معین مثبت هستند. پس نتیجه می شود:

[1] Hanemann et al.

$$I^{DB}\left(\hat{\theta}^{DB}\right) \geq I^{SB}\left(\hat{\theta}^{SB}\right) \Rightarrow I^{DB}\left(\hat{\theta}^{DB}\right)^{-1} \leq I^{SB}\left(\hat{\theta}^{SB}\right)^{-1}$$
$$\Rightarrow V^{DB}\left(\hat{\theta}^{DB}\right) \leq V^{SB}\left(\hat{\theta}^{SB}\right) \quad (۱۹)$$

برآوردگر حداکثر درستنمایی (MLE)، که با $\hat{\theta}^{DB}$ نشان داده شده است، به طور مجانبی کارآمدتر از $\hat{\theta}^{SB}$ است.

در مورد قالب دوگانه یک و نیم بعدی، دو مقایسه در خصوص کارایی وجود دارد: اول، مقایسه دوگانه یک و نیم بعدی با دوگانه یک بعدی و دوم مقایسه دوگانه دو بعدی با دوگانه یک و نیم بعدی. که به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\Delta\left(\frac{OOHB}{SB}\right) \equiv I^{OOHB}\left(\hat{\theta}^{OOHB}\right) - I^{SB}\left(\hat{\theta}^{SB}\right) \quad (۲۰)$$
$$\Delta\left(\frac{OOHB}{SB}\right) = \sum_i^N \Delta_i' \quad (۲۱)$$
$$\Delta\left(\frac{DB}{OOHB}\right) \equiv I^{OOHB}\left(\hat{\theta}^{OOHB}\right) - I^{DB}\left(\hat{\theta}^{DB}\right) \quad (۲۲)$$
$$\Delta\left(\frac{DB}{OOHB}\right) = \sum_i^N \Delta_i^{"} \quad (۲۳)$$

مقایسه کارایی کلی در (۱۲) را می توان به مجموع این دو مقایسه تجزیه کرد:

$$\Delta\left(\frac{DB}{SB}\right) = \Delta\left(\frac{DB}{OOHB}\right) + \Delta\left(\frac{OOHB}{SB}\right) \quad (۲۴)$$

همانند (۱۲)، مقایسه‌های کارایی در (۲۰) و (۲۲) به پیشنهادهای خاص مورد استفاده در هر قالب بستگی دارد و اگر پیشنهادها در قالب ها متفاوت باشند غیرقابل مقایسه و عموما نامشخص هستند. با این حال، اگر پیشنهاد دوگانه یک بعدی با هر یک از دو پیشنهاد دوگانه یک ونیم بعدی یکسان باشد ($B_i^* = B_i^-$ یا $B_i^* = B_i^+$)، سپس Δ_i' را می‌توان نیمه معین مثبت نشان داد، در نتیجه $\hat{\theta}^{OOHB}$ به طور مجانبی کارآمدتر از $\hat{\theta}^{SB}$ است. به طور مشابه، اگر پیشنهادات دوگانه یک ونیم بعدی با دو پیشنهاد دوگانه دوبعدی یکسان باشد ($B_i^+ = B_i^U$ و $B_i^- = B_i^0$،یا $B_i^+ = B_i^0$ و $B_i^- = B_i^D$)، سپس $\Delta_i^{"}$ را می توان نیمه معین مثبت نشان داد، بنابراین $\hat{\theta}^{DB}$ به طور مجانبی کارآمدتر از $\hat{\theta}^{OOHB}$ است. به طور خاص، می‌توان نشان داد که اگر $B_i^* = B_i^-$ باشد، در نتیجه $\Delta_i'=$ $\frac{AA'}{\gamma}$ به دست می آید. در حالی که، اگر $B_i^+ = B_i^U$ و $B_i^- = B_i^0$ باشد، در نتیجه $\Delta_i^{"}=$ $\frac{WW'}{\delta}$ به دست می آید. از این رو، اگرچه قالب دوگانه یک و نیم بعدی بعدا معرفی شد، اما دو ماتریس نیمه معین مثبت در فرمول هانمان و همکاران افزایش کارایی قالب دوگانه دوبعدی نسبت به دوگانه یک بعدی بهتر اندازه‌گیری می‌شود و به همین ترتیب، افزایش کارایی قالب دوگانه یک و نیم‌بعدی نسبت به دوگانه یک بعدی بهتر اندازه‌گیری

می‌شود و در آخر، افزایش کارایی قالب دوگانه دو بعدی نسبت به دوگانه یک و نیم بعدی بهتر اندازه‌گیری می‌شود.

حال سوالی که مطرح می‌شود این است که: کدام یک از این ماتریس‌های کارایی (دوگانه دوبعدی، دوگانه یک و نیم‌بعدی و دوگانه یک بعدی) بزرگتر است؟ در این خصوص به طور کلی نمی‌توان تعیین کرد. با این حال، برخی از نتایج خاص زمانی پدیدار می‌شوند که قالب ها در زمینه طراحی پیشنهاد قیمت بهینه مقایسه شوند. ادبیات موجود عمدتاً بر معیار طراحی دی-بهینه[1]، بر اساس به حداکثر رساندن عامل دترمینان ماتریس اطلاعات تمرکز دارد، و به مورد خاصی می پردازد که در آن توزیع تمایل به پرداخت به شکل یک توزیع لجستیک دو پارامتری است.

$$G(C;\theta) = \left[1 + e^{\alpha-\beta C}\right]^{-1} \quad (۲۵)$$

در این مورد خاص، $\theta \equiv (\alpha, \beta)$ و $E\{C\} = median\{C\} = \frac{\alpha}{\beta}$.

برای قالب دوگانه دوبعدی، مینکین[2] (۱۹۸۷) نشان می‌دهد که، زمانی که تعداد مشاهدات زوجی N وجود دارد، تعیین کننده ماتریس اطلاعات $I^{SB}(\hat{\theta}^{SB})$ مربوط به مدل لجستیک (25) زمانی به حداکثر می رسد که نیمی از ارزش های پیشنهادی $-\alpha + \beta\bar{B} = 1.5434$ و نیمی دیگر $-\alpha + \beta\bar{B} = -1.5434$ را برآورده کند.

با توجه به برآورد اولیه از β و α ، بنابراین طراحی بهینه دوگانه یک بعدی یک طرح دو نقطه‌ای $\bar{B} = \frac{(\alpha \pm 1.5434)}{\beta}$ است، که در مورد میانه توزیع تمایل به پرداخت متقارن است. با این طراحی بهینه، مینکین نشان می‌دهد که مقدار حاصل از دترمینان ماتریس اطلاعات به صورت زیر است:

$$|\bar{I}^{SB}| = \frac{N^2(0.051)}{\beta^2} \quad (۲۶)$$

برای قالب دوگانه دوبعدی، کانینن[3] نشان می‌دهد که تعیین کننده ماتریس اطلاعات $I^{DB}(\hat{\theta}^{DB})$ مربوط به مدل لجستیک دو پارامتری (25) با یک طرح سه نقطه ای به حداکثر می رسد که در آن اولین پیشنهاد، میانه تمایل به پرداخت توزیع $\frac{\alpha}{\beta}$ است یعنی

[1] D-optimal Design
[2] Minkin
[3] Kanninen

($E\{C\} = median\{C\} = \frac{\alpha}{\beta}$) و دو پیشنهاد بعدی $\bar{B} = \frac{(\alpha \pm 1.5434)}{\beta}$ هستند. با این طراحی بهینه، کانینن نشان می دهد که مقدار حاصل از دترمینان ماتریس اطلاعات به صورت زیر است:

$$|\bar{I}^{DB}| = \frac{N^2(0.2870)}{\beta^2} \quad (۲۷)$$

در پیشنهاد بهینه دوگانه دوبعدی تقریباً یک بهبود پنج برابری مقداری نسبت به پیشنهاد بهینه دو گانه یک بعدی به دست می‌آوریم:

$$\left|\frac{\bar{I}^{DB}}{\bar{I}^{SB}}\right| = \frac{\frac{N^2(0.2870)}{\beta^2}}{\frac{N^2(0.051)}{\beta^2}} = \frac{0.2870}{0.051} \simeq 5.62 \quad (۲۸)$$

برای قالب دوگانه یک ونیم بعدی با توزیع دو پارامتری تمایل به پرداخت لجستیک در (+)، زمانی که پیشنهادات B_i^- و B_i^+ به طور متقارن در مورد میانه توزیع تمایل به پرداخت با $B_i^- = \frac{(\alpha - w)}{\beta}$ و $B_i^+ = \frac{(\alpha + w)}{\beta}$ است، در نظر می گیریم. کوپر و همکاران[1] نشان می دهند که مقدار حاصل از دترمینان ماتریس اطلاعات به صورت زیر است:

$$|\bar{I}^{OOHB}(w)| = \frac{N^2 w^2}{\beta^2(1+e^{-w})^4(1+e^{w})(e^{w}-1)} \quad (۲۹)$$

کوپر و همکاران، مقدار بهینه w را $w = 1.46745$ برآورد می کنند. مقدار حاصل از دترمینان ماتریس اطلاعات به صورت زیر است:

$$|\bar{I}^{OOHB}| = \frac{N^2(0.21084)}{\beta^2} \quad (۳۰)$$

در پیشنهاد بهینه دوگانه یک ونیم بعدی تقریباً یک بهبود چهار برابری مقداری نسبت به پیشنهاد بهینه دو گانه یک بعدی به دست می آوریم:

$$\left|\frac{\bar{I}^{OOHB}}{\bar{I}^{SB}}\right| = \frac{\frac{N^2(0.21084)}{\beta^2}}{\frac{N^2(0.051)}{\beta^2}} = \frac{0.21084}{0.051} \simeq 4.13 \quad (۳۱)$$

و در پیشنهاد بهینه دوگانه دوبعدی تقریباً یک بهبود یک و سه دهم برابری مقداری نسبت به پیشنهاد بهینه دو گانه یک و نیم بعدی به دست می‌آوریم:

$$\left|\frac{\bar{I}^{DB}}{\bar{I}^{OOHB}}\right| = \frac{\frac{N^2(0.2870)}{\beta^2}}{\frac{N^2(0.21084)}{\beta^2}} = \frac{0.2870}{0.21084} \simeq 1.36 \quad (۳۲)$$

$$\left|\frac{\bar{I}^{OOHB}}{\bar{I}^{DB}}\right| = \frac{\frac{N^2(0.21084)}{\beta^2}}{\frac{N^2(0.2870)}{\beta^2}} = \frac{0.21084}{0.2870} \simeq 0.73 \quad (۳۳)$$

[1] Cooper et al.

افزایش در تغییر از دوگانه یک بعدی به دوگانه یک و نیم‌بعدی به طور قابل توجهی بیشتر از افزایش در تغییر از دوگانه یک و نیم بعدی به دوگانه دوبعدی است. در واقع وقتی از پیشنهادهای دی-بهینه استفاده می کنیم، قالب دوگانه یک و نیم بعدی رسمی سهم اکثریت (حدود ۶۸٪ تا ۷۳٪) از افزایش کارایی مرتبط با قالب دوگانه دوبعدی را به خود اختصاص می‌دهد.

با ساخت آنالیز تحلیلی مبتنی بر مفاهیم آماری، روش‌های استخراج ارزش‌گذاری مشروط جایگزین که در بالا به آن اشاره شد، قالب دوگانه دوبعدی به اطلاعات اضافی به دست آمده از طریق پرسش های بیشتر متمرکز شده است. ملاحظات دیگر، مفاهیم شناختی است: اینکه آیا توالی ارائه اطلاعات به پاسخ‌دهندگان نظرسنجی می تواند انتظارات هزینه(از طریق چانه زنی) ایجاد کند، یا چارچوبی را القا کند که بر پاسخ های نظرسنجی تأثیر بگذارد؟ برای بررسی این مسائل به یک آزمایش میدانی تجربی روی می‌آوریم. تجزیه و تحلیل نشان می دهد که از دست دادن کارایی آماری ناشی از استفاده از دوگانه یک و نیم بعدی به جای دوگانه دوبعدی ممکن است کوچک یا ناچیز باشد. آنچه مشخص می‌شود این است که دوگانه یک و نیم‌بعدی در این زمینه موفق به کاهش یا حذف اختلاف در پاسخ‌های نظرسنجی به سؤال ارزیابی شده است (کوپر و همکاران، ۲۰۰۲).

برای کاهش پتانسیل سوگیری پاسخ در پیشنهاد قیمتی و در عین حال حفظ بیشتر دستاوردهای علمی، ما دوگانه یک ونیم بعدی (OOHB) را استفاده می‌کنیم. مدل دوگانه یک و نیم بعدی از داده های کمتری نسبت به رویکرد دوگانه دوبعدی استفاده می‌کند و در تجزیه و تحلیل داده‌های نظرسنجی، تخمین‌های دوگانه یک و نیم بعدی با توجه به داده‌ها نسبت به تخمین‌های دوگانه دوبعدی سازگاری بیشتری نشان می‌دهند و کارآمدتر هستند یعنی موفق به کاهش یا حذف اختلاف در پاسخ‌های نظرسنجی به سؤال ارزیابی می‌شوند.

در روش ارزیابی، با قالب یک و نیم بعدی چون پاسخگو در همان ابتدای ارزیابی با بازه هزینه‌ها مواجه می‌شود. اعتقاد بر این است که احتمال شکل گرفتن انتظارات هزینه‌ای نادرست و ورود به چانه‌زنی به حداقل خواهد رسید. به همین دلیل ثابت می‌شود که با

توجه به مزیت‌های بیان شده و طبق تجربه عملی احتمال تضاد و ناسازگاری بین جواب‌های اول و دوم در قالب یک و نیم‌بعدی بسیار کمتر از قالب دو بعدی است.

۳-۳- ارائه مدل اقتصاد سنجی برای تحقیق

جدول (۱): ارائه مدل اقتصاد سنجی برای واکسن آنفلوانزا

	مدل اقتصادسنجی
تمایل به پرداخت واکسن آنفلوانزا	$WTP_i(Z_i, u_i) = Z_i'\beta + u_i \quad , t_i = Bid_i \quad y_i = \begin{cases} 1 & WTP > t_i \\ 0 & WTP < t_i \end{cases}$ (۳۴) Z_i' شامل متغیر هایی مانند سن، جنسیت، وضعیت تاهل، میزان تحصیلات، .... می‌باشد.

منبع: کوپر ۲۰۰۲؛ لوپز و فلدمن ۲۰۱۲

مدل مورد مطالعه در این پژوهش براساس مبانی نظری به شرح جدول (۱) ارائه می شود.

$$pr(n) = pr(n,n) = pr(WTP < t_1) = pr(Z_i'\beta + u_i < t_1)$$
$$= pr\left(\frac{u_i}{\sigma} < \frac{t_1}{\sigma} - \frac{Z_i'\beta}{\sigma}\right) = G\left(\frac{u_i}{\sigma} < t_1\frac{1}{\sigma} - Z_i'\frac{\beta}{\sigma}\right) \quad (۳۵)$$

$$pr(n,y) = pr(y,n) = pr(t_1 < WTP < t_2) = pr(t_1 < Z_i'\beta + u_i < t_2)$$
$$= pr\left(\frac{t_1}{\sigma} - \frac{Z_i'\beta}{\sigma} < \frac{u_i}{\sigma} < \frac{t_2}{\sigma} - \frac{Z_i'\beta}{\sigma}\right) = G\left(t_1\frac{1}{\sigma} - Z_i'\frac{\beta}{\sigma} < \frac{u_i}{\sigma} < t_2\frac{1}{\sigma} - Z_i'\frac{\beta}{\sigma}\right) \quad (۳۶)$$

$$pr(y) = pr(y,y) = pr(WTP > t_2) = pr(Z_i'\beta + u_i < t_2)$$
$$= pr\left(\frac{u_i}{\sigma} < \frac{t_2}{\sigma} - \frac{Z_i'\beta}{\sigma}\right) = G\left(\frac{u_i}{\sigma} < t_2\frac{1}{\sigma} - Z_i'\frac{\beta}{\sigma}\right) \quad (۳۷)$$

$$LnL^{OOHB}(\theta) = \sum_{i=1}^{N}\left\{d_i^y In\left[1 - G\left(\frac{u_i}{\sigma} < \frac{t_2}{\sigma} - \frac{Z_i'\beta}{\sigma}\right)\right] + d_i^{ny} In\left[G\left(\frac{u_i}{\sigma} < \frac{t_2}{\sigma} - \frac{Z_i'\beta}{\sigma}\right) - G\left(\frac{u_i}{\sigma} < \frac{t_1}{\sigma} - \frac{Z_i'\beta}{\sigma}\right)\right] + d_i^n In\left[G\left(\frac{u_i}{\sigma} < \frac{t_1}{\sigma} - \frac{Z_i'\beta}{\sigma}\right)\right]\right\} \quad (۳۸)$$

$$d_i^y = \begin{cases} 1 & if\ y, (y,y)\ WTP > t_2 \\ 0 & otherwise \end{cases} \quad \& \quad d_i^n = \begin{cases} 1 & if\ n, (n,n)\ WTP < t_1 \\ 0 & otherwise \end{cases}$$

$$d_i^y = \begin{cases} 1 & if\ \left(\text{اگر}\right)\ (n,y), (y,n)\ t_1 < WTP < t_2 \\ 0 & otherwise\ \left(\text{در غیر این صورت}\right) \end{cases} \quad (۳۹)$$

از فرمول زیر میانه در نرم افزار آراستودیو به دست می‌آید.

$$E(WTP^*) = E\left(WTP^* \middle| \tilde{Z}, \beta\right) = \tilde{Z}'\left(-\frac{\frac{\hat{\beta}}{\sigma}}{\frac{\hat{1}}{\sigma}}\right)$$
$$= \tilde{Z}_i'\hat{\beta} = median\ in\ Rstudio\ software \quad (۴۰)$$

از فرمول زیر، میانگین را در نرم افزار آراستودیو به دست می‌آوریم:

$$E(WTP) = P(WTP^* > 0) \times E(WTP^*|WTP^* > 0) + P(WTP^* < 0) \times E(WTP^*|WTP^* < 0) \quad (۴۱)$$

چون $E(WTP^*|WTP^* < 0) = 0$

$$E(WTP) = P(WTP^* > 0) \times E(WTP^*|WTP^* > 0) \quad (۴۲)$$

$$= \left(1 - P(WTP^* < 0)\right) \times \left(E(WTP^*) + -\frac{\widehat{1}}{bid\ or \log bid}\lambda\left(\frac{E(WTP^*)}{\sigma_u}\right)\right)$$

که درآن λ نسبت میلز[1] است که برابر با $\lambda(.) = \left(\frac{g(.)}{1-G(.)}\right)$ و G تابع توزیع تجمعی معین و g تابع چگالی احتمال معین است.

$$= \left(1 - P(WTP^* < 0)\right) \times \left(E(WTP^*) + -\frac{\widehat{1}}{bid\ or \log bid}\left(\frac{g\left(\frac{E(WTP^*)}{\sigma_u}\right)}{1-G\left(\frac{E(WTP^*)}{\sigma_u}\right)}\right)\right) =$$

$$mean\ in\ Rstudio \quad (۴۳)$$

باید به این مساله توجه داشت در صورتی که قیمت پیشنهادی یا لگاریتم قیمت پیشنهادی دارای مقداری منفی $(\frac{\hat{\beta}}{\sigma} < 0)$ باشد در این صورت میانه تمایل به پرداخت عددی مثبت است و در صورتی که قیمت پیشنهادی یا لگاریتم قیمت پیشنهادی دارای مقداری مثبت باشد در این صورت میانه تمایل به پرداخت عددی منفی است (می‌دانیم واریانس و انحراف معیار مقداری بزرگتر یا مساوی صفر است و چون داده‌ها یکسان نیستند پس بزرگتر از صفر هستند) یعنی داریم:

$$bid\ or \log(bid) = \frac{\hat{\beta}}{\sigma} < 0$$

$$\Rightarrow \widetilde{Z}'\left(-\frac{\frac{\hat{\beta}}{\sigma}<0}{\frac{\widehat{1}}{\sigma}>0}\right) = \widetilde{Z}_l'\hat{\beta} = median\ in\ Rstudio\ software > 0 \quad (۴۴)$$

یا

$$bid\ or \log(bid) = \frac{\hat{\beta}}{\sigma} > 0$$

$$\Rightarrow \widetilde{Z}'\left(-\frac{\frac{\hat{\beta}}{\sigma}>0}{\frac{\widehat{1}}{\sigma}>0}\right) = \widetilde{Z}_l'\hat{\beta} = median\ in\ Rstudio\ software < 0 \quad (۴۵)$$

[1] Mills Ratio

۴-۳- روش استخراج مبالغ پیشنهادی

در دهه ۱۹۹۰، مقالاتی مبنی بر استفاده از یک طرح آزمایشی بهینه برای بررسی ارزشگذاری مشروط ارائه شدند. این مقالات برآورد دقیق تری از پارامترها (میانه یا میانگین) یا تمایل به پرداخت را به عنوان هدف تحقیق تجربی تعیین می‌کنند. دو معیار طراحی که اغلب استفاده می‌شود: دی بهینه (d-optimality) و سی بهینه (c-optimality). با توجه به اندازه کل نمونه، دی بهینه به دنبال به حداقل رساندن واریانس مجانبی برآوردگر ها و حداکثر رساندن عامل تعیین کننده ماتریس اطلاعات فیشر است، در حالی که سی بهینه فاصله اطمینان تمایل به پرداخت برآورد شده را به حداقل می رساند. با این حال، برای محاسبه این معیارهای طراحی بهینه، مقادیر پارامتر ها مورد نیاز است. این یک وضعیت متناقض است. زیرا اگر مقادیر واقعی پارامترها در دسترس بود، نیازی به انجام بررسی ارزشگذاری مشروط نبود. بنابراین به جای مقادیر واقعی پارامترها، از نوعی اطلاعات قبلی (prior information) در مورد پارامترها برای محاسبه معیارهای طراحی بهینه استفاده می‌شود. با این حال، اگر اطلاعات قبلی قابل اعتماد نباشد، مبالغ پیشنهادی مربوطه نیز قابل اعتماد نخواهد بود. یکی از بهترین راه‌های ممکن استفاده از روش طراحی متوالی است که توسط دانشمندان دیگری (به عنوان مثال، کانینن، ۱۹۹۳a و کوپر، ۱۹۹۳) پیشنهاد شده است. استفاده از اطلاعات یک پیش آزمون، که اغلب توسط ارزشگذاری مشروط یا کارت پرداخت با پایان باز انجام می شود، این رویکرد برای به دست آوردن مبالغ پیشنهادی برای دوگانه یک بعدی و دوگانه دو بعدی نیز، یک روش معمول پذیرفته شده است.

۵-۳- داده‌های پژوهش

برای جمع‌آوری اطلاعات از دو پرسشنامه استفاده کردیم که سوالات پرسشنامه در راستای مبانی نظری است و به عوامل موثر بر تمایل به پرداخت توجه کرده است. دو پرسشنامه عبارتند از پرسشنامه پیش آزمون و پرسشنامه آزمون. در پرسشنامه پیش آزمون مبالغ پیشنهادی را به دست می‌آوریم و در پرسشنامه آزمون مقدار تمایل به پرداخت مصرف کننده به دست می‌آید.

پرسشنامه پیش آزمون: در پرسشنامه پیش آزمون چون هدف تعیین مبالغ پیشنهادی بود ابتدا مخارج ماهیانه پرسیده شد و سپس درآمد خالص ماهیانه فرد سوال

شد. کسانی که فاقد درآمد بودند، از پرسشنامه حذف گردیدند چون فاقد قدرت خرید بودند. برای تخمین درست مبالغ هزینه‌ای که برای بیماری آنفلوانزا می‌پرداختند سوال‌های از قبیل اینکه برای دارو و ویزیت و سایر موارد ویزیت چه مقدار پول را پرداخت کرده‌اند ، پرسیده شد و همچنین مدت استراحت افراد نیز در این پرسشنامه گنجانده شد با اینکه هدف رساله به تخمین هزینه‌های مستقیم و غیر مستقیم بیماری آنفلوانزا نمی‌پردازد، اما برای تخمین درست هزینه واکسن آنفلوانزا این سوال ها در پرسشنامه قرار داده شدند ولی در پرسشنامه اصلی آزمون، این پرسش‌ها حذف گردید.

در واقع سوال اصلی پرسشنامه پیش آزمون پرسش پاسخ باز تمایل به پرداخت جهت استفاده از واکسن است که برای تعیین مبالغ پیشنهادی به کار می‌رود. برای تعیین مبالغ پیشنهادی چندین روش وجود دارد که روش کوپر[1] به نام توزیع آماری مبالغ با انتخاب مبالغ در مناطق برابر را انتخاب کردیم، این روش از مزیت نسبی نسبت به دیگر روش‌ها برخوردار است. زیرا از روش توزیع احتمال داده های پیش آزمون برای مقادیر پیش پرداخت استفاده می‌کند. این روش با دانستن مبالغ پیشنهادی، حجم کل نمونه و توزیع احتمال مقادیر تمایل به پرداخت، سطوح زیر تابع چگالی احتمال را به قسمت های مساوی تقسیم می‌کند و مرزهای مهم این توزیع احتمال را به عنوان مبالغ پیشنهادی در نظر می‌گیرد. آلبرینی و کاهن[2] در کتاب راهنمای ارزش گذاری مشروط تعداد نمونه پیش آزمون را بین سی و صد در نظر گرفته‌اند. بدین منظور ۴۶ نمونه پرسشنامه بازپاسخ را پر کردند. در این مرحله پاسخ‌دهندگان مقدار تمایل به پرداخت خود به واکسن آنفلوانزا را بیان نمودند. نتایج پیش آزمون نشانگر توزیع نامتقارن نرمال با چوله به راست مبالغ تمایل به پرداخت بود که نشان می داد مبالغ تمایل به پرداخت دارای توزیع لوگ نرمال هستند. در جداول زیر مقدار پارامترهای مهم برای استخراج مبالغ پیشنهادی که از نرم افزار استاتا (Stata) استفاده شده است، ارائه شده است. میانگین تمایل به پرداخت پرسشنامه پیش آزمون جهت استفاده از واکسن آنفلوانزا با متغیر خام (wtpi) و متغیر لگاریتمی (logwtpi) در جدول (۲) آمده است.

[1] Cooper
[2] Alberini & Kahn

جدول (۲): میانگین تمایل به پرداخت پرسشنامه پیش آزمون

متغیر	مشاهدات	میانگین	خطای استاندارد	فاصله اطمینان ۹۵ درصد	
wtpi	۴۶	۱۶۶۳۰۴/۳	۱۹۲۸۰/۱۸	۱۲۷۴۷۲/۱	۲۰۵۱۳۶/۶
logwtpi	۳۷	۱۲/۰۹۴۷۵	۰/۰۹۱۰۶۰۶	۱۱/۹۱۰۰۷	۱۲/۲۷۹۴۳

منبع: یافته‌های تحقیق

آزمون شاپیرو و ویلک برای نرمال بودن داده‌های تمایل به پرداخت پرسشنامه پیش آزمون با متغیر خام (wtpi) و متغیر لگاریتمی (logwtpi) استفاده شد و مقادیر در جدول (۳) آورده شده است.

جدول (۳): آزمون شاپیرو و ویلک برای نرمال بودن داده های پرسشنامه پیش آزمون

متغیر	مشاهدات	Z	Prob>z
wtpi	۴۶	۱/۹۱۷	۰/۰۲۷۶۴
logwtpi	۳۷	-۰/۱۱۹	۰/۵۴۷۴۶

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که مشاهده می‌شود در داده‌های لگاریتمی مبالغ پیشنهادی دارای توزیع نرمال بودند. بنابراین نتیجه می‌گیریم که مبالغ پیشنهادی دارای توزیع لوگ نرمال هستند.

در جدول (۴) مقدار نمونه بر اساس روش میچل و کارسون ارائه شده است. با عنایت به موارد فوق حجم نمونه با توجه به فرمول میچل و کارسون[1] برابر با ۳۵۷ گرفته شد (برای چگونگی به دست آوردن روش‌های تعیین اندازه نمونه به پیوست مراجعه کنید.). در ادامه مبالغ پیشنهادی براساس رویکرد کوپر به شرح جدول (۵) برآورد شد.

جدول (۴): جدول اندازه نمونه واکسن آنفلوانزا

روش تعیین اندازه نمونه	آماره های مورد استفاده	اندازه نمونه
فرمول میچل و کارسون	CV=۰/۷۸۶۲ $t = ۲/۰۲۱$ $\alpha = ۰/۰۵$ $df = ۴۰$ $\Delta = \%۸/۴۲$	۳۵۶/۰۷۶۹

منبع: یافته‌های تحقیق

پرسشنامه آزمون (اصلی): پرسشنامه اصلی (آزمون) که برای دستیابی به اهداف مطالعه، بررسی ترجیحات افراد و تمایل به پرداختشان است در دو بخش (بخش اول

[1] Mitchell & Carson

متغیر اقتصادی اجتماعی و بخش دوم تمایل به پرداخت واکسن) برای واکسن آنفلوانزا تهیه شد. دو بازه ۱۲۳ تا ۱۷۹ و ۱۷۹ تا ۲۶۰ هزار تومان انتخاب شد. یکی از مبالغ بالا به صورت تصادفی به پرسش شونده پیشنهاد داده می‌شود و چهار حالت پرسشنامه به صورت زیر به دست می‌آید که بخش اول متغیر اقتصادی اجتماعی است و بخش دوم تمایل به پرداخت واکسن در یکی از چهار حالت زیر می‌باشد:

۱. مبلغ پیشنهادی اول ۱۲۳ و دوم ۱۷۹ که به آن قیمت پایین به بالای۱ (Low High1) گفته می‌شود.
۲. مبلغ پیشنهادی اول ۱۷۹ و دوم ۱۲۳ که به آن قیمت بالا به پایین۱ (High Low1) گفته می‌شود.
۳. مبلغ پیشنهادی اول ۱۷۹ و دوم ۲۶۰ که به آن قیمت پایین به بالای۲ (Low High2) گفته می‌شود.
۴. مبلغ پیشنهادی اول ۲۶۰ و دوم ۱۷۹ که به آن قیمت پایین به بالای۲ (Low High2) گفته می‌شود.

جدول (۵): مبالغ پیشنهادی دوگانه یک و نیم بعدی روش کوپر

روش و بازه ها	مبالغ پیشنهادی		درصد نمونه		حجم نمونه از کل
دوگانه یک ونیم بعدی بازه ۱۲۳ تا ۱۷۹ هزار تومان	Bid Low1 قیمت پایین۱	۱۲۳	Low High1 قیمت پایین به بالای۱	۱۹	۶۹
	Bid High1 قیمت بالای۱	۱۷۹	High Low1 قیمت بالا به پایین۱	۲۱	۷۵
دوگانه یک ونیم بعدی بازه ۱۷۹ تا ۲۶۰ هزار تومان	Bid Low2 قیمت پایین۲	۱۷۹	Low High2 قیمت پایین به بالای۲	۳۳	۱۱۷
	Bid High2 قیمت بالای۲	۲۶۰	High Low2 قیمت بالا به پایین۲	۲۷	۹۶

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به اینکه در پرسشنامه پیش آزمون سن و تمایل پرداخت، به صورت نوشتاری بود و پاسخ دهندگان نسبت به نوشتن در پاسخ نامه بی‌میل بودند، بنابراین در پرسشنامه اصلی (آزمون) پاسخ سوال به صورت چند گزینه انتخاب شد که کار پاسخ دهنده را راحت می کرد و تمام سوالات به صورت چند گزینه‌ای طراحی شد.

۴-یافته‌های پژوهش

به منظور برآورد تمایل به پرداخت براساس روش ارزشگذاری لازم است ابتدا داده‌های پژوهش براساس پرسشنامه توضیح داده شده در قسمت قبلی، جمع آوری و مورد بررسی قرار گیرد. سطوح و درصد متغیر داده های به دست آمده از اجرای پرسشنامه در جدول (۶) قابل مشاهده می‌باشد. کدگذاری هر یک از ویژگی‌ها با اعداد داخل پرانتز نمایش داده شده است.

جدول (۶): ویژگی‌های عمومی پاسخ‌دهندگان

ویژگی	سطوح	فراوانی	ویژگی	سطوح	فراوانی
سن	کمتر از ۲۹ (۱)	۳۵/۲۹	درآمد	زیر ۵ میلیون	۲۲/۹۷
	۳۰ تا ۳۹ (۲)	۳۳/۸۹		۵ تا ۱۰ میلیون	۲۷/۷۳
	۴۰ تا ۴۹ (۳)	۲۳/۲۵		۱۰ تا ۱۵ میلیون	۳۵/۲۹
	۵۰ تا ۵۹ (۴)	۵/۶۰		۱۵ تا ۲۰ میلیون	۱۱/۷۶
	بیشتر از ۶۰ (۵)	۱/۶۰		۲۰ میلیون به بالا	۲/۲۴
جنسیت	مرد (۰)	۵۰/۷۰	سابقه بیماری	خیر (۰)	۴۹/۰۲
	زن (۱)	۴۹/۳۰		بله (۱)	۵۰/۹۸
وضعیت تاهل	مجرد (۰)	۴۵/۹۴	اهمیت به مسائل بهداشتی	کمتر از متوسط(بی خیال) (۱)	۴/۷۶
	متاهل(۱)	۵۴/۰۶		متوسط(نرمال)(۲)	۸۲/۶۳
تحصیلات	زیر دیپلم (۱)	۴/۷۶		بیشتر از متوسط(حساس) (۳)	۱۲/۶۱
	دیپلم و فوق دیپلم (۲)	۲۸/۵۷	سابقه واکسن آنفلوانزا زدن	خیر(۰)	۸۱/۲۳
	لیسانس (۳)	۴۸/۷۴		بله (۱)	۱۸/۷۷
	فوق لیسانس (۴)	۱۵/۱۳			
	دکترا (۵)	۲/۸۰			

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول (۷) پاسخ افراد به سوال ها در خصوص تمایل به پرداخت را در روش مدل دو گانه یک و نیم بعدی نشان می‌دهد. علیرغم اینکه در جدول، ترتیب انتخاب قیمت پایین به بالا و قیمت بالا به پایین نمایش داده شده است، لیکن باید این نکته مدنظر قرار گیرد که فرمول دوگانه یک و نیم بعدی قادر به درک اینکه کدام پیشنهاد قیمتی به

ترتیب در مرحله اول و مرحله دوم نمایش داده شده است، نیست. در واقع می‌توان قیمت‌ها را براساس یکی از مدل‌ها، یعنی قیمت پایین به بالا یا قیمت بالا به پایین انتخاب کرد. اما مطابق با روش کوپر در این مطالعه هر دو انتخاب و اجرا شده است.

جدول (۷): مقادیر پیشنهادات قیمتی، حجم نمونه و خلاصه وضعیت پاسخ‌ها

بازه های مبالغ پیشنهادی	قیمت پایین به بالای (Low High)			قیمت بالا به پایین (High Low)			حجم نمونه
	خیر	بله-خیر	بله-بله	بله	خیر-بله	خیر-خیر	
بازه ۱۲۳ تا ۱۷۹ هزار تومان	۳۹	۱۵	۱۵	۱۶	۶	۵۳	۱۴۴
بازه ۱۷۹ تا ۲۶۰ هزار تومان	۸۲	۲۴	۱۱	۱۹	۷	۷۰	۲۱۳
جمع کل	۱۲۱	۳۹	۲۶	۳۵	۱۳	۱۲۳	۳۵۷

منبع: یافته‌های تحقیق

برای برآورد مدل دوگانه یک و نیم بعدی از نرم افزار آراستودیو (Rstudio) استفاده شده است. نتایج آن در جدول (۸) آورده شده است. همانطور که در جدول نشان داده شده است، ضریب قیمت پیشنهادی (bid) یا لگاریتم قیمت پیشنهادی ((log(bid)) با سطح اطمنیان بالایی معنی دار هست. نکته دیگری که باید به آن توجه نمود توزیع جملات خطا است که در این مطالعه از بین توزیع نرمال (normal)، لوگ – نرمال (log-normal)، لوجستیک (logistic)، لوگ – لوجستیک (log-logistic) و ویبول (weibull) براساس معیار های اطلاعات آکائیک (AIC) و بیزین شوارتز (BIC)، توزیع لوگ – نرمال انتخاب شد.

جدول (۸): برآورد مدل یک و نیم بعدی

ضرایب	برآورد ضریب	خطای استاندارد	آماره Z آزمون	مقدار احتمال در آزمون	$\beta = -\frac{\text{برآورد ضریب}}{\text{لگاریتم مبلغ}}$
عرض از مبدا	۵/۴۷۲۲۴	۱/۱۵۴۴۸	۴/۷۴۰۰	***۰/۰۰۰۰۰۲	۲/۸۲۶۲۳۴
سن	۰/۱۲۶۷۳	۰/۰۸۹۳۱	۱/۴۱۸۹	۰/۱۵۵۹۲۴	۰/۰۶۵۴۵۱۹۳
جنسیت	-۰/۰۳۱۲۴	۰/۱۶۰۸۸	-۰/۱۹۴۲	۰/۸۴۶۰۲۶	-۰/۰۱۶۱۳۴۴۵

وضعیت تاهل	-۰/۲۱۶۶۴	۰/۱۶۶۹۵	-۱/۲۹۷۶	۰/۱۹۴۴۲۷	-۰/۱۱۱۸۸۷۵
تحصیلات	۰/۲۹۱۱۶	۰/۱۱۲۲۰	۰/۵۹۴۹	**۰/۰۰۹۴۶۱	۰/۱۵۰۳۷۴۷
درآمد	۰/۲۵۱۲۲	۰/۱۰۲۰۲	۰/۴۶۲۵	*۰/۰۱۳۷۹۶	۰/۱۲۹۷۴۷
سابقه بیماری	۰/۳۴۵۹۲	۰/۱۶۷۰۱	۲/۰۷۲۱۲	*۰/۰۳۸۳۳۸	۰/۱۷۸۶۵۶۵
اهمیت به مسائل بهداشتی	۰/۷۵۲۰۹	۰/۲۰۳۳۷	۳/۶۹۸۲	***۰/۰۰۰۲۱۷	۰/۳۸۸۴۳۰۱
سابقه واکسن آنفلوانزا زدن	۱/۵۷۷۴۷	۰/۱۹۷۹۳	۷/۹۶۹۸	***۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۸۱۱۴۷۱۲۱
لگاریتم مبلغ پیشنهادی	-۱/۹۳۶۲۳	۰/۲۲۰۳۷	-۸/۷۸۶۳	***۰/۰۰۰۰۰۰	۱
کدهای معناداری: ۰ '***' ۰/۰۰۱ '**' ۰/۰۱ '*' ۰/۰۵ '.' ۰/۰۱ ' '					
توزیع: لوگ – نرمال تعداد مشاهدات: ۳۵۷ درستنمایی: -۲۰۰/۲۲۱۳۴۱ نسبت درستنمایی: ۲۰۰.۹۶۲ با ۸ درجه آزادی و مقدار آزمون ۰/۰۰۰ آکائیک (AIC) :۴۲۰/۴۴۲۶۸۲و بیزین شوارتز (BIC):۴۵۹/۲۲۰۰۴۰					
تکرارها: ۱۴ ۵۸ همگرایی: درست					

منبع: یافته‌های تحقیق

به منظور تفسیر برآورد های صورت گرفته، از ضرایب $\beta = -\frac{\text{برآورد ضریب}}{\text{لگاریتم مبلغ}}$ که در جدول (۸) به طور جداگانه محاسبه و نشان داده شده است، استفاده گردید. براساس ارقام گزارش شده در جدول (۸)، متغیر سن، جنسیت و وضعیت تاهل، معنادار نیستند. به عبارتی تاهل و یا مجرد بودن، مرد یا زن بودن و جوان یا پیر بودن افراد در تمایل به پرداخت آنها اثر معنی‌داری ندارد. همچنین براساس سطوح معنی‌داری گزارش شده در جدول ۸، متغیرهای اثرگذار بر تمایل به پرداخت شامل تحصیلات، درآمد، سابقه بیماری زمینه‌ای، اهمیت مسائل بهداشتی و سابقه واکسن زدن می‌باشند. اثر متغیر تحصیلات بر میزان تمایل به پرداخت مطابق با انتظارات تئوریک مثبت و معنادار بوده و بیانگر آن

است کسانی که تحصیلات بالاتری دارند، تمایل به پرداخت بیشتری برای استفاده از واکسن آنفلوانزا دارند، در واقع افزایش یک طبقه تحصیلی به میزان ۱۵ درصد، تمایل به پرداخت افراد برای استفاده از واکسن آنفلوانزا را افزایش می‌دهد. همچنین ضریب متغیر درآمد دارای علامت مثبت و معنادار بوده و نشان می دهد افزایش یک طبقه درآمدی، به میزان ۱۲ درصد تمایل به پرداخت افراد به استفاده از واکسن آنفلوانزا را افزایش می دهد. متغیر سابقه بیماری زمینه ای نیز مطابق با انتظار تئوریک بوده و حاکی از آن است افرادی که سابقه بیماری زمینه‌ای دارند تمایل بیشتری دارند که از واکسن آنفلوانزا استفاده نمایند، در واقع بیماری زمینه‌ای در افراد باعث می‌شود که ۱۷ درصد تمایل به پرداخت افراد به استفاده از واکسن آنفلوانزا بیشتر شود.

ضریب برآورد شده برای متغیر اهمیت دادن افراد به مسائل بهداشتی نیز نشان می‌دهد افرادی که مسایل بهداشتی برایشان دارای اهمیت می‌باشد، تمایل به پرداخت بیشتری برای واکسن آنفلوانزا دارند، به طوریکه تغییر سبک زندگی و اهمیت دادن به مسائل بهداشتی در افراد باعث می شود که ۳۸ درصد تمایل به پرداخت افراد افزایش یابد. متغیر سابقه واکسن زدن نیز مطابق انتظار تئوریک دارای علامت مثبت و معنادار است و گویای آن است افرادی که قبلا واکسن آنفلوانزا زده‌اند، تمایل به پرداخت بیشتری دارند در واقع به میزان ۸۱ درصد تمایل به پرداختشان افزایش می‌یابد.

در جدول (۹) میانه و میانگین تمایل به پرداخت نشان داده شده است. براساس ارقام جدول (۹) با رویکرد دوگانه یک و نیم بعدی و توزیع لوگ – نرمال، میانه تمایل به پرداخت برابر با ۱۰۸ هزار تومان و میانگین برابر با ۱۲۳ هزار تومان است. همچنین میانگین بریده شده در حداکثر قیمت برابر با ۱۲۰ هزار تومان و میانگین بریده شده در حداکثر قیمت تعدیل شده برابر با ۱۲۶ هزار تومان است. نکته قابل توجه این است که در محاسبه میانه کسانی که تمایل به پرداختشان صفر است، نیز مدنظر قرار می‌گیرند. در حالی که میانگین برابر با تمایل به پرداخت مثبت افراد[1] است و شامل افرادی که تمایل به پرداخت صفر یا کمتر از صفر دارند، نمی‌شود. در صورتی که میانگین برابر بی نهایت یا خیلی بزرگ باشد در این صورت از میانگین بریده شده در حداکثر قیمت تعدیل شده به جای میانگین استفاده می‌شود که به صورت زیر محاسبه می‌شود.

[1] خریداران واقعی که دارای تمایل به پرداخت پولی(بزرگتر از صفر) هستند.

$$E(WTP) = \int_0^{X_{max}} \left[\frac{1-G(z)}{G(X_{max})}\right] dz \simeq \mu$$

براساس معادله فوق ارزش مورد انتظار یا امید ریاضی تمایل به پرداخت برابر با میانگین جامعه است. ارزش مورد انتظار تمایل به پرداخت واکسن آنفلونزا با حداکثر قیمت براساس معادله فوق برابر با ۱۲۶ هزار است.

جدول (۹): میانگین، میانگین بریده شده در حداکثر قیمت، تعدیل میانگین بریده شده در حداکثر قیمت و میانه تمایل به پرداخت

		فواصل اطمینان شبیه سازی شده توسط روش کرینسکی و راب		فواصل اطمینان شبیه سازی شده توسط روش بوت استرپ	
برآورد تمایل به پرداخت	برآورد	حد پایین	حد بالا	حد پایین	حد بالا
میانگین	۱۲۳/۵۲	۱۱۲/۱۰	۱۳۵/۱۲	۱۰۷/۷۰۷	۱۳۶/۴۰
میانگین بریده شده	۱۲۰/۵۰	۱۰۸/۲۰	۱۳۱/۳۵	۱۰۵/۸۶۸	۱۳۲/۵۱
تعدیل میانگین بریده شده	۱۲۶/۱۳	۱۱۳/۲۹	۱۳۹/۱۱	۱۰۹/۹۹۶	۱۴۰/۳۱
میانه	۱۰۸/۱۰	۹۲/۳۰	۱۲۰/۲۶	۹۱/۳۸۴	۱۲۲/۴۰

منبع: یافته‌های تحقیق

خروجی دیگری که می‌تواند جالب توجه باشد، محاسبه میانگین و میانه تمایل به پرداخت به ازای سطوح مختلف پاسخ دهندگان به ازای یک متغیر به عنوان مثال سابقه واکسن آنفلوانزا زدن باشد. به همین منظور سه متغیر سابقه استفاده از واکسن آنفلوانزا، سابقه بیماری زمینه ای و درآمد در نظر گرفته شد. در جدول (۱۰) نشان داده شده است افرادی که سابقه استفاده از واکسن آنفلوانزا ندارند، میانگین تمایل به پرداختشان ۱۰۶ هزار تومان است و از طرف دیگر افرادی که سابقه استفاده از واکسن آنفلوانزا دارند، تمایل به پرداختی به طور میانگین به مبلغ ۲۳۹ هزار تومان دارند. همچنین افرادی که سابقه بیماری زمینه ای ندارند، میانگین تمایل به پرداختشان ۱۱۲ هزار تومان است. افرادی هم که سابقه بیماری زمینه‌ای دارند، به طور میانگین، تمایل به پرداختی در حدود ۱۳۴ هزار تومان دارند.

جدول (۱۰): میانگین و میانه تمایل به پرداخت برای سطوح مختلف یک متغیر

متغیر	سطح		برآورد	حد پایین	حد بالا
سابقه واکسن آنفلوانزا زدن	استفاده نکرده	میانگین	۱۰۶/۰۰۸	۹۲/۷۶۶	۱۱۷/۱۰
		میانه	۹۲/۷۷۲	۷۶/۶۶۳	۱۰۵/۳۱
	استفاده کرده	میانگین	۲۳۹/۴۲	۱۹۹/۸۰	۲۹۸/۸۰
		میانه	۲۰۹/۵۳	۱۷۵/۷۰	۲۵۰/۵۴
سابقه بیماری	نداشته	میانگین	۱۱۲/۷۶۹	۹۶/۱۶۱	۱۲۸/۳۸
		میانه	۹۸/۶۸۹	۷۹/۸۷۱	۱۱۵/۲۲
	داشته	میانگین	۱۳۴/۸۳	۱۲۱/۸۳	۱۵۰/۰۳
		میانه	۱۱۷/۹۹	۱۰۲/۹۳	۱۳۲/۱۱

منبع: یافته‌های تحقیق

علاوه بر موارد فوق، برای برنامه ریزی صحیح و دقیق واکسیناسیون آنفلوانزا و تخصیص بهینه منابع، لازم است تمایل به پرداخت افراد در گروه های مختلف درآمدی محاسبه و مدنظر قرار گیرد. در جدول ۱۱ تمایل به پرداخت افراد برای گروههای مختلف درآمدی محاسبه شده است که نشان می دهد با افزایش درآمد، تمایل به پرداخت افزایش می‌یابد. به طوریکه برای گروه درآمدی زیر ۵ میلیون، ۵ تا ۱۰ میلیون، ۱۰ تا ۱۵ میلیون، ۱۵ تا ۲۰ میلیون و بالای ۲۰ میلیون تمایل به پرداخت‌ها به ترتیب ۱۰۲، ۱۱۶، ۱۳۳، ۱۵۱ و ۱۷۲ هزار تومان می‌باشد.

جدول (۱۱): میانگین و میانه تمایل به پرداخت برای سطوح درآمدی

متغیر	سطح		برآورد	حد پایین	حد بالا
درآمد	زیر ۵ میلیون	میانگین	۱۰۲/۶۶۰	۸۴/۰۲۸	۱۲۲/۶۲
		میانه	۸۹/۸۴۲	۶۹/۹۹۹	۱۰۸/۶۷
	۵ تا ۱۰ میلیون	میانگین	۱۱۶/۸۸۳	۱۰۴/۸۴۰	۱۲۹/۱۸
		میانه	۱۰۲/۲۸۹	۸۶/۴۷۴	۱۱۵/۵۲
	۱۰ تا ۱۵	میانگین	۱۳۳/۰۷۷	۱۱۹/۶۹۰	۱۴۶/۷۳

	میلیون	میانه	۱۱۶/۴۶۱	۸۷/۷۵۳	۱۲۹/۸۰
	۱۵ تا ۲۰ میلیون	میانگین	۱۵۱/۵۱	۱۲۷/۹۵	۱۸۱/۲۵
		میانه	۱۳۲/۶۰	۱۰۹/۷۴	۱۵۷/۷۰
	تا ۲۰ ۱۵ میلیون	میانگین	۱۷۲/۵۰	۱۳۱/۴۷	۲۳۰/۵۳
		میانه	۱۵۰/۹۷	۱۱۲/۸۹	۱۹۹/۵۴

منبع: یافته‌های تحقیق

۵-نتیجه‌گیری

در این پژوهش برآورد تمایل به پرداخت استفاده از واکسن آنفلوانزا برای مردم ایران مورد بررسی قرار گرفت. به همین منظور از روش ارزش‌گذاری مشروط بر مبنای روش دوگانه یک و نیم بعدی استفاده گردید. براساس نتایج این پژوهش افرادی که سابقه استفاده از واکسن آنفلوانزا ندارند، میانگین تمایل به پرداختشان ۱۰۶ هزار تومان است. از طرف دیگر افرادی که سابقه استفاده از واکسن آنفلوانزا دارند، تمایل به پرداختی به طور میانگین به مبلغ ۲۳۹ هزار تومان دارند. همچنین افرادی که سابقه بیماری زمینه‌ای ندارند، میانگین تمایل به پرداخت شان ۱۱۲ هزار تومان است. افرادی هم که سابقه بیماری زمینه‌ای دارند، به طور میانگین، تمایل به پرداختی در حدود ۱۳۴ هزار تومان دارند. همچنین براساس یافته های این پژوهش با افزایش درآمد مقادیر تمایل به پرداخت افزایش می یابد به طور یکه برای گروه درآمدی زیر ۵ میلیون، ۵ تا ۱۰ میلیون، ۱۰ تا ۱۵ میلیون، ۱۵ تا ۲۰ میلیون و بالای ۲۰ میلیون تمایل به پرداخت ها به ترتیب برابر با ۱۰۲، ۱۱۶، ۱۳۳، ۱۵۱ و ۱۷۲ هزار تومان می‌باشد.

همچنین براساس نتایج این پژوهش متغیرهای تاثیرگذار بر تمایل به پرداخت واکسن آنفلونزا در ایران شامل متغیر داشتن سابقه واکسن زدن، اهمیت مسائل بهداشتی برای افراد، درآمد، تحصیلات و سابقه بیماری زمینه ای است و متغیرهای سن، جنسیت و وضعیت تاهل ارتباط معناداری با تمایل به پرداخت برای استفاده از واکسن آنفلوانزا نداشتند.

در یک جمع‌بندی کلی، میانه و میانگین تمایل به پرداخت استفاده از واکسن آنفلوانزا در این مطالعه به ترتیب ۱۰۸ و ۱۲۳ هزار تومان برآورد شده است. این در حالی است که

قیمت واکسن آنفلوانزا در بازار بین ۲۱۱ هزار تومان تا ۲۱۶ هزار تومان می‌باشد و در حال حاضر گروه‌های خاصی از این واکسن استفاده می‌کنند که نشان می‌دهد پرداخت یارانه جزئی می‌تواند افراد زیادی را ترغیب به استفاده از واکسن آنفلوانزا نماید. این موضوع با عنایت به اصل ۲۹ قانون اساسی، که در آن برخورداری عموم مردم از نیازهای بهداشتی و مراقبت‌های پزشکی جزو وظایف دولت محسوب می‌شود، بر اهمیت موضوع می‌فزاید. در این خصوص محاسبه و تحلیل هزینه‌های صریح درمان مانند دارو، ویزیت، بستری، رادیولوژی، آزمایشگاه، تزریقات شامل سرم و آمپول و هزینه ضمنی استراحت بیماری آنفلوانزا نیز می‌تواند نگاه بهتری در خصوص هزینه‌های اقتصادی و اجتماعی بیماری آنفلوانزا در ایران ارائه نماید و لزوم اقدام دولت در این خصوص را مورد تاکید قرار دهد.

تضاد منافع

نویسندگان نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

فهرست منابع

۱. دهقان نژاد، مرتضی و کثیری، مسعود (۱۳۸۹). مروری بر تاریخچه مشکلات ایجاد قرنطینه در ایران در دوره ناصرالدین شاه (۱۲۶۴-۱۳۱۳هـ.ق/۱۸۴۷-۱۸۹۶م). *پژوهش‌های تاریخی*، ۲ (۴)، ۱۴-۱.

۲. عادلی، امید علی و رحیمی کاه کشی، ساناز (۱۴۰۰). برآورد تمایل به پرداخت برای واکسن کووید–۱۹ با استفاده از روش ارزش‌گذاری مشروط. *پایش*، ۲۰ (۲)، ۲۳۶-۲۲۳.

۳. محمودی، ابوالفضل، جماعتی گشتی، مهیار، یاوری، غلامرضا، مهرآرا، محسن و یزدانی، سعید (۱۳۹۸). برآورد ارزش تفرجی پارک جنگلی قلعه رودخان: کاربرد انتخاب دوگانه یک و نیم بعدی. *اقتصاد و توسعه کشاورزی*، ۳۳ (۳)، ۳۲۷-۳۱۳.

۴. مهرآرا، محسن، موسوی جهرمی، یگانه، خدادادکاشی، فرهاد و شیرمحمدی، پگاه (۱۴۰۱). الگوی رفتار مصرفی کاربران زن شبکه اجتماعی اینستاگرام در شهر تهران. *مطالعات اجتماعی روان شناختی زنان*، ۲۰ (۴)، ۳۶-۷.

۵. موسوی جهرمی، یگانه، مهرآرا، محسن، خداداد کاشی، فرهاد و شیرمحمدی، پگاه (۱۴۰۱). ارزش‌گذاری شبکه اجتماعی اینستاگرام با رویکرد ارزش‌گذاری مشروط (مطالعه موردی کاربران در شهر تهران). *مطالعات رفتار مصرف‌کننده*، ۹ (۴)، ۱۳۷-۱۵۵.

۶. میرزایی، عباس و زیبایی، منصور (۱۳۹۸). تخمین منافع اقتصادی برنامه‌های احیا و حفظ تالاب جازموریان. *تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، ۱۱ (۴۱)، ۸۰-۵۳.

1. Adeli, O. A. (2021). Estimating willingness to pay for the Covid-19 vaccine using the conditional valuation method. *Payesh (Health Monitor)*, *20*(2), 223-236.

2. Aizaki, H., Nakatani, T., & Sato, K. (2014). *Stated preference methods using R*. CRC Press.

3. Aizaki, H., Nakatani, T., Sato, K., & Fogarty, J. (2022). R package DCchoice for dichotomous choice contingent valuation: a contribution to open scientific software and its impact. *Japanese Journal of Statistics and Data Science*, *5*(2), 871-884.

4. Alberini, A. (1995). Optimal designs for discrete choice contingent valuation surveys: Single-bound, double-bound, and bivariate models. *Journal of Environmental Economics and management*, *28*(3), 287-306.

5. Alberini, A., & Kahn, J. (2006). *Handbook on contingent valuation*. Edward Elgar Publishing.

6. Asgary, A. (2012). Assessing households' willingness to pay for an immediate pandemic influenza vaccination programme. *Scandinavian journal of public health*, *40*(5), 412-417.
7. Bishop, R. C., & Heberlein, T. A. (1979). Measuring values of extramarket goods: Are indirect measures biased?. *American journal of agricultural economics*, *61*(5), 926-930.
8. Boyle, K. J. (2017). Contingent valuation in practice. *A primer on nonmarket valuation*, 83-131.
9. Boyle, K. J., Welsh, M. P., & Bishop, R. C. (1988). Validation of empirical measures of welfare change: Comment. *Land Economics*, *64*(1), 94-98.
10.Carson, R. T., & Hanemann, W. M. (2005). Contingent valuation. *Handbook of environmental economics*, *2*, 821-936.
11.Connolly, S., & Munro, A. (1999). *The economics of the public sector*. Prentice Hall.
12.Cooper, J. (2001). Flexible-form and Semi-nonparametric Estimation of Willingness to Pay Using Dichotomous Choice Data. *Journal of Environmental Economics and Management, forthcoming*.
13.Cooper, J. C. (1993). Optimal bid selection for dichotomous choice contingent valuation surveys. *Journal of Environmental Economics and Management*, *24*(1), 25-40.
14.Cooper, J. C., Hanemann, M., & Signorello, G. (2002). One-and-one-half-bound dichotomous choice contingent valuation. *Review of Economics and Statistics*, *84*(4), 742-750.
15.Cooper, J., & Loomis, J. (1992). Sensitivity of willingness-to-pay estimates to bid design in dichotomous choice contingent valuation models. *Land economics*, 211-224.
16.Dehghan Nejad, M., & Kasiri, M. (2009). An overview of the history of quarantine problems in Iran during the period of Naser al-Din Shah (1313-1264 AH...1847-1896 AD). *Historical Research*, 2(4), 1-14 (in Persian).
17.Duffield, J. W., & Patterson, D. A. (1991). Inference and optimal design for a welfare measure in dichotomous choice contingent valuation. *Land Economics*, *67*(2), 225-239.
18.Hanemann, W. M., & Kanninen, B. (1996). The statistical analysis of discrete-response CV data.
19.Hanemann, M., Loomis, J., & Kanninen, B. (1991). Statistical efficiency of double bounded dichotomous choice contingent valuation. *American journal of agricultural economics*, *73*(4), 1255-1263.
20.Hanemann, W. M. (1984). Welfare evaluations in contingent valuation experiments with discrete responses. *American journal of agricultural economics*, *66*(3), 332-341.

21.Hole, A. R. (2007). A comparison of approaches to estimating confidence intervals for willingness to pay measures. *Health economics*, *16*(8), 827-840.
22.Hou, Z., Chang, J., Yue, D., Fang, H., Meng, Q., & Zhang, Y. (2014). Determinants of willingness to pay for self-paid vaccines in China. *Vaccine*, *32*(35), 4471-4477.
23.Jiang, M., Gong, Y., Fang, Y., Yao, X., Feng, L., Zhu, S., ... & Shi, X. (2022). Parental preferences of influenza vaccination for children in China: a national survey with a discrete choice experiment. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, *19*(4), 2145.
24.Jiang, M., Li, P., Yao, X., Hayat, K., Gong, Y., Zhu, S., ... & Fang, Y. (2021). Preference of influenza vaccination among the elderly population in Shaanxi province, China. *Human Vaccines & Immunotherapeutics*, *17*(9), 3119-3125.
25.Kanninen, B. J. (1993). Design of sequential experiments for contingent valuation studies. *Journal of Environmental Economics and Management*, *25*(1), S1-S11.
26.Kanninen, B. J. (1993). Optimal experimental design for double-bounded dichotomous choice contingent valuation. *Land Economics*, 138-146.
27.Kanninen, B. J. (1995). Bias in discrete response contingent valuation. *Journal of environmental economics and management*, *28*(1), 114-125.
28.Kjaer, T. (2005). *A review of the discrete choice experiment-with emphasis on its application in health care* (pp. 1-139). Denmark: Syddansk Universitet.
29.Krinsky, I., & Robb, A. L. (1986). On approximating the statistical properties of elasticities. *The review of economics and statistics*, 715-719.
30.Krinsky, I., & Robb, A. L. (1990). On approximating the statistical properties of elasticities: A correction. *Review of Economics & Statistics*, *72*(1), 189-190.
31.Lai, X., Rong, H., Ma, X., Hou, Z., Li, S., Jing, R., ... & Fang, H. (2020). Willingness to pay for seasonal influenza vaccination among children, chronic disease patients, and the elderly in China: a national cross-sectional survey. *Vaccines*, *8*(3), 405.
32.Lampejo, T. (2020). Influenza and antiviral resistance: an overview. *European Journal of Clinical Microbiology & Infectious Diseases*, *39*(7), 1201-1208.
33.Lopez-Feldman, A. (2012). Introduction to contingent valuation using Stata.
34.Mahmoodi, A., Jamaati Gashti, M., Yavary, G. R., Mehrara, M., & Yazdani, S. (2019). Application of One and One-half Bound (oohd) dichotomous choice contingent valuation for estimating the recreational value of Ghaleh-Roodkhan Forest Park. *Journal Of Agricultural Economics and Development*, *33*(3), 313-327 (in Persian).

35.Mehrara, M., Mousavi Jahormi, Y., Khodadadkashi, F., & Shirmohammadi, P. (2022). Consumption behavior pattern of female users of social network Instagram in Tehran. *Social Psychological Studies of Women*, 20(4), 7-36 (in Persian).

36.Minkin, S. (1987). Optimal designs for binary data. *Journal of the American Statistical Association*, *82*(400), 1098-1103.

37.Mirzaei, A., & Sabeti, M. (2018). Estimating the economic benefits of Jazmurian wetland restoration and preservation programs. *Agricultural Economics Research*, 11(41), 53-80(in Persian).

38.Mitchell, R. C., & Carson, R. T. (2013). *Using surveys to value public goods: the contingent valuation method*. Rff press.

39. Molaei M. 2013. Comparison of Optimal Bid Design in Single Bounded Dichotomous Choice Contingent Valuation Method. Quarterly Journal of Agricultural Economics and Development 21(81): 131-152. (In Persian with English abstract).

40.Mousavi Jahormi, Y., Mehrara, M., Khodadad Kashi, F., & Shirmohammadi, P. (2022). Valuing Instagram social network with conditional valuation approach (case study of users in Tehran). *Studies in Consumer Behavior*, 9(4), 137-155 (in Persian).

41.Mordini, E., & Green, M. (Eds.). (2013). *Internet-based Intelligence in Public Health Emergencies: Early Detection and Response in Disease Outbreak Crises* (Vol. 105). Ios Press.

42.Seller, C., Stoll, J. R., & Chavas, J. P. (1985). Validation of empirical measures of welfare change: a comparison of nonmarket techniques. *Land economics*, *61*(2), 156-175.

43.Worasathit, R., Wattana, W., Okanurak, K., Songthap, A., Dhitavat, J., & Pitisuttithum, P. (2015). Health education and factors influencing acceptance of and willingness to pay for influenza vaccination among older adults. *BMC geriatrics*, *15*, 1-14.

پرتال جامع علوم انسانی

پیوست

نمونه گیری در ارزشگذاری مشروط:

فرمول میچل و کارسون: فرمول میچل و کارسون[1] در سال ۱۹۸۹ ارائه شده است به شرح زیر است:

$$N = (Z_{\frac{\alpha}{2}} \times \frac{\sigma}{E})^2$$

N= حجم نمونه مورد نظر

Z= آمار فاصله اطمینان ۹۵٪ (۱/۹۶) در سطح معنی داری ۵٪= α آزمون دو طرفه

مقادیر بحرانی آماره t برابر (۹۵ درصد= ۱/۹۶) و (۹۰ درصد= ۱/۶۹) و مقادیر منطقی بین ۰/۰۵ و ۰/۳

$\boldsymbol{\sigma}$= انحراف استاندارد

E= خطای قابل قبول در برآورد نمونه از جمعیت میانگین تمایل به پرداخت به عنوان یک دهم برآورد سر شماری میانگین به دست آمده است (یعنی یک خطای ۱۰٪)

فرمول بالا به صورت زیر در آمده است:

$$n = (Z_{\frac{\alpha}{2}} \times \frac{CV}{\Delta})^2$$

N=حجم نمونه مورد نظر

Z= آمار فاصله اطمینان ۹۵٪ (۱/۹۶) در سطح معنی داری ۵٪= α آزمون دو طرفه

مقادیر بحرانی آماره t برابر (۹۵ درصد= ۱/۹۶) و (۹۰ درصد= ۱/۶۹) و مقادیر منطقی بین ۰/۰۵ و ۰/۳

CV= ضریب تغییرات پیش آزمون است

$$CV = \frac{\mu}{\sigma}$$

[1] Mitchell & Carson

و واریانس هر میانگین از قرعه کشی تصادفی مقادیر ضریب تغییرات بین ۰/۷۵ و ۶/۰ به دنبال میچل و کارسون به‌دست آمد.

Δ دقت احتمال مطلوب است که دلبخواه است و توسط میچل و کارسون ۱۰٪ به عنوان یک تفاوت قابل قبول بین میانگین تمایل به پرداخت جمعیت واقعی (WTP) و برآورد نمونه در نظر گرفته شده است و حداکثر خطای مجاز ۲۰ درصد می‌باشد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی