ارزش گذاری اقتصادی منافع زیست محیطی برنامه های کاهش مصرف سموم شیمیایی: مطالعه موردی در شهرستان مرودشت(کاربرد ارزش گذاری مشروط)

مهری داریونی و جواد ترکمانی*

چکیده

همواره در اثر استفاده نادرست و بی رویه سموم شیمیایی، اثرات جبران ناپذیری بر محیط زیست وارد می شود. اهمیت بالای اثر مخرب سموم موجب شده است که تلاش زیادی در جهت کاهش مصرف سموم انجام بگیرد. با توجه به تاثیرات منفی ناشی از مصرف غیراصولی سموم بر مولفه‌های زیست محیطی، در این مقاله تلاش شد تا با استفاده از داده های مقطع زمانی سال ۱۳۹۰ کشاورزان گندم کار شهرستان مرودشت و بهره گیری از روش ارزش گذاری مشروط، تمایل به پرداخت کشاورزان برای برنامه ریزی در جهت کاهش آثار منفی ناشی از مصرف سموم، مورد بررسی قرار گیرد. برای دستیابی به هدف، تعداد ۱۸۰ نفر از کشاورزان شهرستان مرودشت با استفاده از روش نمونه گیری تصادفی ساده انتخاب شدند. داده های مورد نیاز از طریق پرسشنامه جمع آوری شد. نتایج نشان داد که متوسط میزان تمایل به پرداخت کشاورزان جهت کاهش آثار منفی سموم حدود ۵۳۸۷۴۶ ریال بر هکتار می باشد. در ادامه به منظور شناسایی عوامل موثر بر میزان تمایل به پرداخت از مدل توبیت که به روش دومرحله ای هکمن برآورد گردید، بهره گرفته شد. نتایج نشان دادند که متغیرهای تحصیلات، درآمد سالیانه، سطح زیر کشت، مالکیت شخصی و آگاهی از خطرات زیست محیطی سموم تاثیر مثبت و متغیرهای سن و هزینه تولید تاثیر منفی بر اقدام به بکارگیری عملیات کاهش مصرف سموم دارند.

طبقه بندی JEL : Q51

واژه های کلیدی: ارزش گذاری مشروط، تمایل به پرداخت، مدل توبیت، منافع زیست محیطی، شهرستان مرودشت

مقدمه

محیط زیست، به عنوان میراث مشترک تمدنها، موضوعی جهانی به شمار می آید و آلودگی های زیست محیطی چالش بحث انگیز قرن حاضر است (دریجانی و همکاران، ۱۳۸۴). پیامد های ناگوار زیست محیطی که جهان کنونی با آن روبرو است ناشی از برخورد غیر معقول انسان با محیط زیست و استفاده نادرست از منابع پایه ای است. از آنجایی که کشاورزی به عنوان منبع اصلی درآمدی ۵۱ درصد جمعیت جهان است خسارت ناشی از آفات می تواند منجر به کاهش معنی داری در عملکرد و درآمد شود (سازمان خواروبار جهانی، ۲۰۰۹). به همین دلیل هرساله به منظور اجتناب از این خطرات، سموم به میزان فراوانی مصرف می شود. ارزیابی آسیب های رسیده به

* دانشجوی کارشناسی ارشد دانشگاه آزاد اسلامی واحد مرودشت و استاد گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه آزاد اسلامی واحد مرودشت

EMAIL: m.daryoni@yahoo.com

محیط زیست که از مصرف نهاده هایی مانند کود و سم نشات گرفته است، نشان می دهد که همزمان با ترویج و توسعه مصرف این نهاده ها، مشکلات و پیامدهای زیست محیطی ناشی از مصرف آنها نیز به مرور زمان بروز کرده و گسترش یافته است و این موضوع از بالا رفتن میزان پژوهش های مربوط به بررسی اثرات زیست محیطی سموم در ایالات متحده و اروپا می باشد. متاسفانه آمار این گونه مطالعه ها در کشورهای در حال توسعه با وجود مصرف فراوان سموم و سوءاستفاده آنها پایین است. در حالی که بیشتر آفت کش های مرسومی که در کشورهای در حال توسعه به فروش می رسند در لیست مواد شیمیایی شدیداً خطرناکی قرار دارند که مصرف آنها در کشورهای توسعه یافته ممنوع یا محدود شده است (پینگالی و روجر، ۱۹۹۵).استان فارس یکی از مناطق مهم کشاورزی کشور است که از نظر سطح زیرکشت و تولید برخی از محصولات کشاورزی مانند گندم و ذرت جایگاه مهم و مناسبی را در کشور به خود اختصاص داده است. اما از طرف دیگر میزان توزیع سموم در این استان بعنوان یکی از قطب های کشاورزی کشور نسبتا بالا می باشد، بطوریکه پس از مازندران، در مرتبه ی دوم کشوری قرار دارد (سالنامه آماری کشور ۱۳۸۷). در بین شهرستان های استان فارس، شهرستان مرودشت نقش ویژه در تولیدات کشاورزی این استان دارد. این شهرستان طی سالهای اخیر همواره توانسته است رتبه اول تولید گندم را به خود اختصاص دهد. بنابراین سالانه مقادیر زیادی سموم و آفت کش در مناطق مختلف این شهرستان در این فعالیتها به کار گرفته می شود که عوارض نامطلوب و مخربی را موجب می شود. این امر ضرورت مطالعه پیرامون اثرات این پدیده مخرب را روشن می سازد. در این مطالعه تلاش شده است تا به منظور بررسی رفتار کشاورزان گندم کار شهرستان مرودشت برای استفاده از سموم با حداقل آثار سوء بر محیط زیست، از رهیافت بازار فرضی (ارزش گذاری مشروط) و در قالب تمایل به پرداخت کشاورزان استفاده شود. رهیافت ارزش گذاری مشروط از جمله عوامل موثر در حفاظت از محیط زیست و منابع طبیعی محسوب می شود و مطالعات زیادی در سال های اخیر در این زمینه انجام شده است که می توان به موارد زیر اشاره کرد. میسرا و همکاران (۱۹۹۱)، در مطالعه ای به بررسی میزان تمایل به پرداخت مصرف کنندگان برای تولید محصولات فاقد پسماندهای شیمیایی در گرجستان پرداختند. نتایج نشان داد که اکثر مصرف کنندگان تمایل به مصرف برای این نوع محصولات دارند ولی مخالف پرداختن قیمت های بالا برای این نوع محصولات هستند. آونز و همکاران (۱۹۹۸)، تمایل به پرداخت ذرت کاران ایالت میشیگان برای کاهش خطرات زیست محیطی علف کش آترازین را از طریق ارزش گذاری مشروط تعیین کردند. نتایج نشان داد که متوسط تمایل به پرداخت برای کاهش خطر سرطان زایی برای انسان ۴/۹۲ الی ۸/۴۷ دلار به ازای هرایکر و برای گونه های آبزی ۳/۹۲ دلار به ازای هرایکر بود. فو و همکاران (۱۹۹۹)، در مطالعه ای به بررسی میزان تمایل به پرداخت مصرف کنندگان برای تولید محصولات سالم با حداقل میزان پسماندهای شیمیایی با استفاده از روش ارزش گذاری مشروط در تایوان پرداختند. آنها در مطالعه ی خود میانگین تمایل به پرداخت مصرف کنندگان را به ترتیب برای ۲۵ درصد، ۵۰ درصد و ۹۰ درصد کاهش خطر سرطان ناشی از مصرف پسماند های شیمیایی باقیمانده بر روی سبزیجات محاسبه کردند. نتایج نشان داد که تمایل به پرداخت آنها رابطه معنی داری با میزان درصد کاهش خطر سرطان دارد هر چند که افزایش میزان تمایل به پرداخت کمتر از درصد کاهش احتمال خطر سرطان می باشد. گارمینگ و وایبل (۲۰۰۸)، به ارزیابی خطرات زیستی سموم شیمیایی بر سبزی کاران نیکاراگوئه پرداختند. نتایج مطالعه آنها نشان دادند کشاورزان حاضر به پرداخت اضافه مبلغی معادل ۲۸ درصد

هزینه سموم هستند. و با برآورد مدل لاجیت مشخص گردید متغیرهای سن، تحصیلات، اندازه زمین و مساحت زیر کشت رابطه منفی و متغیرهایی نظیر تجربه مسمومیت، درآمد و درصد انجام عملیات مدیریتی آفات رابطه مثبت معنی داری با تمایل به پرداخت دارند.

مواد و روش ها

الگوی تجربی – محیط زیست یکی از مولفه های اصلی در سیاست های بخش کشاورزی است و بسیاری از مولفه های دیگر در حوزه اقتصاد، کارکردها و رفتارها در سطح خرد (مزرعه) بخش کشاورزی را تحت تاثیر قرار می دهد. به همین دلیل مهمترین عامل و پیش نیاز هر فعالیت کلان، سازگاری آن با محیط زیست خواهد بود(حسینی و قربانی، ۲۰۰۵). اهمیت محیط زیست به اندازه ای است که علاوه بر توجیه جهانی به آن، در بسیاری از برنامه ریزی ها و سیاستگذاری های بخشی نیز به عنوان اولویت مطرح شده است (قربانی و زارعی، ۲۰۰۸). با توجه به جایگاه در خور توجه محیط زیست و همچنین ضرورت نیل به اهداف توسعه پایدار، حفاظت محیط زیست امری ضروری به نظر می رسد. در این راستا ارزش گذاری محیط زیست به عنوان یک راهکار، تاثیر بسزایی در حفاظت از منابع طبیعی و محیط زیست دارد. روش های مختلفی برای ارزش گذاری محیط زیست وجود دارد و بر اساس نوع بازاری که کالاهای زیست محیطی در آن ارزش گذاری می شوند طبقه بندی صورت می گیرد. رهیافت های ارزش گذاری اثرات زیست محیطی شامل رهیافت های مبتنی بر بازار، رهیافت های بازار جایگزین[1] و رهیافت بازار فرضی[2] می باشد. یکی از مهمترین رهیافت های مستقیم[3] ارزش گذاری بازار فرضی، رهیافت ارزش گذاری مشروط می باشد که از مهمترین و مناسبترین روش ها محسوب می شود(والش و همکاران، ۱۹۸۴). این روش، بازاری فرضی برای کالاها یا خدمات زیست محیطی می سازد و از بررسی پرسشنامه ای برای استخراج تمایل به پرداخت افراد برای تغییر در عرضه کیفیت کالا یا خدمت استفاده می کند. روش ارزش گذاری مشروط تلاش می کند تا تمایل به پرداخت افراد را تحت سناریوهای بازار فرضی معین تعیین نماید. در روش ارزش گذاری مشروط، تمایل به پرداخت افراد برای حفظ وضع موجود و یا ایجاد تغییری مثبت در محیط زیست، و همچنین تمایل به دریافت آنها برای جبران از دست دادن یک منفعت زیست محیطی یا افزایش یک ضرر زیست محیطی، مورد بررسی قرار می گیرد. بر اساس بررسی انجام شده بر روی ادبیات ارزش گذاری، از میان این دو رهیافت، رهیافت تمایل به پرداخت دارای بیشترین کاربرد در حوزه ارزش گذاری های زیست محیطی است. از دیدگاه هانمان (۱۹۹۱)، ارزش تمایل به دریافت به مراتب بیشتر از ارزش تمایل به پرداخت برای یک کالای یکسان محاسبه می شود و دارای اریبی به سمت بالا می باشد. بنابراین مقدار تمایل به پرداخت، نسبت به مقدار تمایل به دریافت، مقدار صحیح ارزش است و این مقدار بایستی در مطالعات ارزش گذاری مشروط مورد استفاده قرار گیرد. تمایل به پرداخت به طور مستقیم از طریق ابزار پرسش نامه و با سوال از کشاورزان برای بیان مقدار تمایل به پرداخت آنها و یا به طور غیرمستقیم با مشاهده هزینه های اقتصادی لازم برای استفاده از خدمات زیست محیطی یا هزینه های صورت گرفته برای دستیابی به خدمات جانشین آنها استنتاج می شود.

1 -Surrogate market approach
2 - Hypothetical market approach
3 -Direct techniques

داده ها- در این مطالعه برای دستیابی به نمونه ای مطلوب، متناسب با اهداف مطالعه از روش نمونه گیری تصادفی ساده و برای تعیین تعداد نمونه ها از رابطه کوکران بهره گرفت شد. رابطه کوکران (۱۹۶۳) به منظور تعیین حجم نمونه در صورتی که حجم کل جامعه آماری معین باشد، به صورت زیر می باشد:

$$n = \frac{N(ts)^2}{Nd^2 + (ts)^2} \qquad [1]$$

در این رابطه، n تعداد نمونه، d دقت احتمالی مطلوب، s انحراف معیار، N حجم جامعه و آماره t برای حجم نمونه بیش از ۱۲۰ نفر برابر ۱.۹۶ می باشد. در روش نمونه گیری تصادفی ساده واستفاده از فرمول کوکران، در صورتی که حجم جامعه آماری مشخص نباشد، به منظور تعیین حجم نمونه از رابطه زیر استفاده خواهد شد:

$$n = \frac{t^2 s^2}{d^2} \qquad [2]$$

لذا در این مطالعه با توجه به این که حجم جامعه آماری (تعداد کل بهره برداران گندم کار شهرستان مرودشت در سال ۹۰-۱۳۸۹) بطور دقیق مشخص نبوده و نمی توان برآورد دقیقی از حجم جامعه آماری برای اطلاعات سال های قبل داشت از این رو، از رابطه بالا استفاده شد. برای تعیین تعداد نمونه، یک پیش مطالعه انجام شد که در آن ۱۵ پرسشنامه تکمیل شد. نتایج بررسی این پیش مطالعه نشان داد که واریانس صفت مورد مطالعه برابر با ۴۸/. می باشد. بر این اساس با استفاده از رابطه کوکران (بدون داشتن حجم جامعه آماری)، حجم نمونه کل در این مطالعه با سطح خطای ۷ درصد ۱۸۰ تعیین شد. بنابراین ۱۸۰ نفر از کشاورزان گندم کار شهرستان مرودشت بطور تصادفی انتخاب شده و کلیه پرسشنامه ها از طریق مصاحبه حضوری در سال ۱۳۹۰ تکمیل شد.

برای بررسی متغیرهای تأثیرگذار بر میزان تمایل به پرداخت (با توجه به ماهیت متغیر وا بسته که حالت کیفی دارد) از الگوی توبیت[1] به روش دو مرحله ای هکمن استفاده می گردد. دلیل اصلی بهره گیری از الگوی توبیت، نقص الگوهای لاجیت[2] و پروبیت[3] در تمایز بین عوامل موثر بر اقدام به تصمیم و عوامل موثر بر میزان فعالیت است (توبین، ۱۹۵۸ ؛ عین اللهی، ۱۹۹۸ ؛ دریجانی، ۱۹۹۹). این مدل با بهره گیری از اطلاعات جمع آوری شده از هر دو گروه کشاورز خطای ناشی از تصادفی بودن نمونه را مرتفع می نماید. در این مدل اگر کشاورز حاضر به پرداخت باشد به متغیر وابسته مقدار واقعی و اگر نباشد مقدار صفر داده می شود. فرم کلی مدل توبیت به صورت رابطه (۱) نشان داده شده است (مادلا ، ۲۰۰۲ ؛ آمی میا ، ۱۹۸۵):

$$y_i = \gamma' z_i + u_i \qquad i = 1,000,N$$
$$y_i^* = \gamma' z_i + u_i \qquad if \qquad y_i > 0$$
$$y_i^* = 0 \qquad if \qquad y_i \leq 0 \qquad [3]$$

در رابطه (3) متغیرها و پارامترها به صورت زیر تعریف می شوند:

1 -Tobit Model
2-Logit Model
3-Probit Model

y_i : متغیر پنهان یا مشاهد ه نشده[1] ؛ y_i^* : متغیر مشاهده شده[2] ؛ γ' : یک بردار ($k \times 1$) از پارامترها که بایستی تخمین زده شود ؛ z_i بردار متغیرهای مستقل ($N \times K$) ؛ ui : جمله اخلال می باشد که مستقل از متغیرهای توضیحی است و بر فرض توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس ثابت σ_u استوار است یعنی : $u_i \sim N(\mu, \sigma_u)$ ؛ ۰ : آستانه سانسور که متغیر وابسته در بالای آن قابل مشاهده و در مقادیر کمتر از آن غیرقابل مشاهده است. در این مدل نیز همچون سایر مدل ها، هدف برآورد پارامترهای نامعلوم یعنی γ' و σ_u بر اساس N مشاهده از y_i و z_i است. همچون سایر مدل های رگرسیونی متغیر وابسته y_i یک متغیر تصادفی است که دارای توزیع احتمال می باشد و در نتیجه امکان محاسبه احتمال وقوع هر مشاهده وجود دارد. برای مشاهدات بزرگ تر از صفر احتمال وقوع هر مشاهده از روی رابطه (4) به شکل زیر تعریف می شود:

$$P(y_i > 0) = P(\gamma' z_i + u_i > 0) = P(u_i > -\gamma' z_i) = 1 - P(u_i < \gamma' z_i)$$
$$= 1 - F(-\gamma' z_i) = F(\gamma' z_i) = \emptyset\left(\frac{\gamma' z_i}{\sigma_u}\right) \qquad [4]$$

در معادلات فوق $F(\gamma' z_i)$ و $\emptyset\left(\frac{\gamma' z_i}{\sigma_u}\right)$ به ترتیب معرف تابع چگالی تجمعی توزیع نرمال و تابع چگالی تجمعی نرمال استاندارد و σ_u انحراف معیار جمله اخلال می باشد .همچنین برای مشاهدات صفر احتمال وقوع هر مشاهده از روی رابطه (5) بدست می آید:

#

$$P(y_i \leq 0) = 1 - P(y_i > 0) = 1 - \emptyset\left(\frac{\gamma' z_i}{\sigma_u}\right) \qquad [5]$$

بر اسای تعریف، تابع درستنمایی از حاصل ضرب توابع توزیع احتمال هر دو مجموعه از مشاهدات حاصل می شود. شکل لگاریتمی تابع به صورت رابطه زیر می باشد:

$$[6]\log L = \sum_0 \log(1 - F(0)) + \sum_1 \log\left(\frac{1}{(2\pi\sigma^2)^{1/2}}\right) - \sum_1 \frac{1}{2\sigma^2}(y_i - \gamma' z_i)^2$$

که در آن $\sum_0$ نشانه حاصل جمع مشاهدات صفر و $\sum_1$ حاصل جمع مشاهدات غیر صفر می باشد. بدین ترتیب ملاحظه می شود که مدل توبیت هر دو مجموعه از مشاهدات را در برآورد پارامترهای مدل و تعیین اثرات متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته مورد توجه و استفاده قرار می دهد. در تابع (۵)، γ' و σ پارامترهای مدل می باشند که می بایست برآورد شوند. از محدودیت های این مدل، خطای یکسان فرض نمودن متغیرهایی است که تعیین کننده تصمیم فرد برای شرکت در فعالیت مورد نظر می باشند و آنهایی که بر میزان انجام آن فعالیت هستند می باشد. هکمن (۱۹۷۹) با آگاهی به ضعف مدل توبیت در عدم امکان جداسازی دو گروه از عوامل مؤثر،

1 -Latent or Unobserved Variable
2 -Observed Variable

روش دومرحله ای برآورد مدل توبیت را پیشنهاد نمود. در روش هکمن برای تعیین عوامل مؤثر در هر یک از دو مجموعه، مدل توبیت به دو مدل پروبیت (مرحله اول) و مدل رگرسیون خطی (مرحله دوم) شکسته می شود. عواملی که می توانند بر تصمیم فرد برای شرکت در فعا لیت مورد نظر تأثیر بگذارند به صورت متغیرهای مستقل در مدل پروبیت وارد می شوند و عواملی که می توانند بر میزان انجام فعالیت پس از اتخاذ تصمیم تأثیر بگذارند در مدل رگرسیون خطی قرار می گیرند. متغیر وابسته در مدل پروبیت شامل یک متغیر دوجمله ای با مقادیر یک و صفر می باشد که در آن عدد یک به منزله تصمیم به اجرای فعالیت و صفر به مفهوم عدم انجام فعالیت می باشد. این مرحله به منظور شناسایی عوامل مؤثر بر تصمیم فرد تبیین می گردد که تابع حداکثر درست نمایی آن به صورت رابطه (۷)تعریف می شود (مادلا،۱۹۸۳).

$$L = \prod_{y_i=0}\left\{1 - \Phi\left(\frac{\gamma' z_i}{\sigma}\right)\right\}\prod_{y_i=1}\Phi\left(\frac{\gamma' z_i}{\sigma}\right) \qquad [7]$$

در این تابع ۰ معرف مشاهدات صفر و ۱ معرف مشاهدات ۱ می باشد و سایر پارامترها قبلاً تعریف شده است. مدل دوم با اضافه شدن متغیر عکس نسبت میلز یا تابع مخاطره[1] که با استفاده از مدل اول ساخته می شود، به مجموعه متغیرهای مستقل مرحله اول مرتبط می گردد. متغیر عکس نسبت میلز تابعی غیر خطی از متغیرهای مستقل مدل است. اگر زیر مجموعه داده های نمونه که در مورد آنها y_i^* و لذا میزان انجام فعالیت (yi) مثبت است درنظر گرفته شود، در مورد این داده ها الگوی رگرسیون مربوط به مرحله دوم عبارت خواهد بود از:

$$g_i = \beta' x_i + \varepsilon_i \qquad [8]$$

با در نظر گرفتن روابط (۴) و (۵)، زمانی که شخصی تمایل به پرداخت داشته باشد(هوفمن و کسوف، ۲۰۰۵):

$$E[g_i|y_i = 1] = E\ (g_i|y_i^* > 0) = E(g_i|u_i > -\gamma' z_i) = \beta' x_i + E\ (\varepsilon_i|u_i > -\gamma' z_i) = \beta' x_i + \rho\sigma_\varepsilon \lambda_i(\alpha_u)$$

$$\lambda_i\ (\alpha_u) = \frac{\emptyset(\alpha_u)}{1 - (\alpha_u)} = \frac{\emptyset(-\alpha_u)}{(-\alpha_u)} = \frac{\emptyset\left(\frac{\gamma' z_i}{\sigma_u}\right)}{\left(\frac{\gamma' z_i}{\sigma_u}\right)} \qquad [9]$$

در روابط ، u_i و ε_i دارای توزیع نرمال جدا از هم با میانگین صفر، انحراف معیار σ_u و σ_ε و همبستگی ρ می باشند و y_i و z_i برای تمامی افراد نمونه تصادفی قابل مشاهده است ولی g_i تنها زمانی که $y_{i=1}$ باشد، قابل مشاهده خواهد بود (هوفمن و کسوف ،۲۰۰۵).

$\emptyset_i(0)$ و $_i(0)$ به ترتیب توابع توزیع چگالی و تراکمی نرمال استاندارد است که:

$$_i(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}}\exp\left(-\frac{t^2}{2}\right) \quad , \quad _i(z) = \int_{-\infty}^{z} {}_i(t)dt \qquad [10]$$

1 -Hazard Function

نسبت توزیع چگالی به توزیع تراکمی برای x_i با $\lambda_i\ (\alpha_{ij})$ (عکس نسبت میلز)[1] نشان داده می شود. متغیرعکس نسبت میلز تابعی غیرخطی از متغیرهای مستقل مدل است و خطای ناشی از انتخاب نمونه را بازگو می کند . چنانچه ضریب این متغیر از لحاظ آماری بزرگ تر از صفر باشد حذف مشاهدات صفر از مجموعه مشاهدات باعث اریبی پارامترهای برآورد شده مدل خواهد شد. چنانچه ضریب این متغیر از لحاظ آماری برابر صفر باشد، حذف مشاهدات صفر منجر به اریبی پارامترهای برآورد شده نخواهد شد لیکن منجر به از دست دادن کارایی برآوردکننده خواهد گردید (مادلا، ۱۹۸۳).

با توجه به مطالعات انجام گرفته و هم چنین بررسی هایی که در منطقه مورد مطالعه صورت گرفت، الگوی تجربی توبیت (روش دومرحلهای هکمن) به صورت زیر تبیین شد:

$$WTP = \alpha + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \beta_4 X_4 + \beta_5 X_5 + \beta_6 X_6 + \beta_7 X_7 + \beta_8 X_8 + \beta_9 X_9 + \beta_{10} X_{10} + \beta_{11} X_{11} + \beta_{12} X_{12} \quad [11]$$

متغیرهای لحاظ شده در الگوی تجربی به صورت زیر تعریف می شوند:

WTP: تمایل به پرداخت در مرحله اول با ارزش صفر (در صورت عدم پرداخت) و یک (در صورت پرداخت) و در مرحله دوم متوسط وزنی مقدار تمایل به پرداخت (به واحد ۱۰۰۰۰ ریال)به عنوان متغیر وابسته؛ X_1: سن کشاورز (سال) ؛ X_2 : میزان تحصیلات کشاورز (سال) ؛ X_3 : سابقه کشاورزی (سال) ؛ X_4 : تعداد افراد خانواده (نفر) ؛ X_5: مجموع درآمدهای برون مزرعه ای و درون مزرعه ای سالانه (میلیون ریال) ؛ X_6 : مساحت زمین (هکتار) ؛X_7 : سطح زیر کشت (هکتار) ؛X_8: هزینه تولید (میلیون ریال) ؛ X_9 : دارابودن شغل دیگر (۱=بلی، ۰=خیر) ؛ X_{10} : مالکیت شخصی با ارزش صفر (سایر: سهم بری، اجاره ای و ...) و یک (مالکیت شخصی)؛ X_{11}: مجموع امتیازات آگاهی از ورود خطرات زیست محیطی سموم (امتیاز صفر (عدم آگاه بودن) و یک (در صورت آگاه بودن)) ؛X_{12} : شرکت در کلاسهای ترویجی مرتبط(۱=شرکت، ۰=عدم شرکت) ؛ به عنوان متغیرهای مستقل می باشند.

نتایج و بحث

در این مطالعه برای اندازه گیری میزان تمایل به پرداخت کشاورزان به منظور کاهش مصرف سموم مورد استفاده در مزارع گندم از روش ارزش گذاری مشروط استفاده گردید. بر اساس نتایج میانگین تمایل به پرداخت کشاورزان با توجه به رابطه (۱۱)، ۵۳۸۷۴۶ ریال در هر هکتار برآورد گردید. همچنین نتایج نشان می دهد که ۹۳.۳ درصد از کشاورزان از آلودگی های زیست محیطی ناشی از مصرف سموم آگاهی دارند. با توجه به مزایای روش دو مرحله ی هکمن که در بخش متدولوژی بیان شد، الگوی تجربی توبیت با این روش برآورد گردید که نتایج آن در جدول (۱) آمده است.

1 -Inverse Mills Ratio

جدول (۱) نتایج حاصل از برآورد الگوی تجربی توبیت

متغیرها	ضرایب		
	مرحله اول (probit)	اثر نهایی (الگوی پروبیت)	مرحله دوم (OLS)
عرض از مبدا	-2/21	-	0/63
سن بهره بردار (سال)	-0/32***	-0/68	-0/57***
تحصیلات بهره بردار (سال)	0/21**	0/45	2/88***
سابقه کشاورزی (سال)	0/43	0/90	0/18
تعداد افراد خانه وار	0/29	0/60	0/05
کل درآمد سالیانه بهره بردار	0/11***	0/23	0/48*
مساحت زمین (هکتار)	0/95	0/19	0/21
سطح زیر کشت (هکتار)	0/40*	0/83	0/81***
هزینه تولید	-0/48	-0/10	-1/0***
دارابودن شغل دیگر (۱=بلی، ۰=خیر)	1/83**	0/38	0/02
مالکیت زمین (۱=مالک، ۰=غیرمالک)	0/74**	0/15	3/06***
سطح آگاهی از اثرات سموم (۱=آگاهی، ۰=عدم آگاهی)	0/10***	0/21	0/29*
شرکت در کلاسهای ترویجی مرتبط(۱=شرکت، ۰=عدم شرکت)	6/6	0/13	0/17
معکوس نسبت میلز (IMF)	-	-	9/80***
ESTRELLA R-SQUARE	0/55		
MADDALA R-SQUARE	0/42		
CRAGG-UHKER R-SQUARE	0/68		
MCFADDEN R-SQUARE	0/56		
درصد پیس بینی های صحیح	0/87		
درصد پیش بینی های صحیح الگوی NAÏVE	0/80		

*** معنی دار در سطح ۱ درصد، ** معنی دار در سطح ۵ درصد، * معنی دار در سطح ۱۰ درصد

مرحله اول هکمن: عوامل موثر بر تمایل به پرداخت:

بر اساس اطلاعات جدول (۱) اثر نهایی برآورد شده در الگوی پروبیت برای سطح تحصیلات بهره بردار، مثبت و معنی دار می باشد. این ضریب نشان می دهد که با ثابت بودن سایر عوامل افزایش یک درصدی در سطح تحصیلات، احتمال تمایل به پرداخت را۴۵ درصد افزایش می دهد که دلیل آن، آگاهی بیشتر این افراد از مواهب زیست محیطی و حفظ آنهاست که این مساله از نتایج غیر مستقیم افزایش سطح تحصیلات و آگاهی است. ضریب متغیرهای سن بهره بردار با تاثیرگذاری منفی بر احتمال تمایل به پرداخت نشان می

دهد که احتمال پذیرش عملیات پایدار مبارزه با آفات (از جمله روش های کاهش مصرف سموم) در کشاورزان جوان منطقه بیشتر از افراد مسن می باشد. اثر نهایی متغیر سن نشان می دهد که یک سال افزایش در سن کشاورز منجر به ۰.۶۸ درصد کاهش در احتمال تمایل به پرداخت خواهد گردید. ضریب درآمد نیز حاکی از رابطه مستقیم آن با تمایل به پرداخت می باشد. افزایش درآمد تقاضا برای سلامتی را افزایش می دهد، لذا منطقی است که با بالا رفتن درآمد، احتمال تمایل به پرداخت برای پذیرش عملیات پایدار افزایش می یابد.

ضریب مربوط به متغیر مجازی، مالکیت زمین و دارابودن شغل دیگر بیانگر این مطلب می باشد که احتمال تمایل به پرداخت در گروه با مالکیت شخصی و دارابودن شغل دیگر به ترتیب، ۱۵ و ۳۸ درصد بیشتر از گروه دیگر می باشد.

مقدار ضریب تعیین مک فادن[1] برای مدل پروبیت برآورد شده برابر ۵۶ درصد به دست آمد که نشان می دهد ۵۶ درصد تغییرات در متغیر وابسته یعنی تمایل به پرداخت به وسیله متغیرهای مستقل توضیح داده می شود. بر اساس نظر جاج و همکاران (۱۹۹۸) آماره مذکور مقادیری بین صفر و یک را به خود می گیرد این آماره در اصل مقدار تابع درستنمایی وقتی که تمام متغیرهای مدل بجز عرض از مبدا صفر می باشد با حالتی که این متغیرها همگی در مدل حضور داشته باشند مقایسه می کند. علاوه بر این درصد دقت پیش بینی که معیاری مناسب برای ارزیابی این گونه مدل هاست برابر ۸۷ درصد می باشد که موید دقت عمل و مناسب بودن این مدل است.

مرحله دوم هکمن: عوامل موثر بر میزان تمایل به پرداخت:

ضرایب برآورد شده برای متغیرهای تحصیلات، سابقه کشاورزی، درآمد سالیانه، آگاهی از اثرات مضر سموم، شرکت در کلاس های ترویجی، سطح زیر کشت و مالکیت زمین با تاثیر مثبت بر میزان تمایل به پرداخت موثر می باشند. ضریب متغیر تحصیلات مثبت، معنی دار و مورد انتظار ا ست. زیرا باافزایش تحصیلات کشاورزان، میزان دانش و آگاهی آنها نیز افزایش می یابد. مقدار عددی پارامتر نرمال شده برای این متغیر نشان می دهد با افزایش یک سال به متوسط تحصیلات بهره بردار و با ثابت بودن سایر عوامل، متوسط میزان تمایل به پرداخت ۲۸۷۳۰ ریال افزایش می یابد. ضریب درآمد نیز حاکی از رابطه مستقیم آن با تمایل به پرداخت می باشد. افزایش درآمد، تقاضا برای سلامتی را افزایش می دهد، لذا منطقی است که با بالا رفتن درآمد، میزان تمایل به پرداخت برای پذیرش عملیات پایدار افزایش یابد. ضریب متغیر مالکیت زمین بیانگر این مطلب می باشد که بهره برداران با مالکیت شخصی به میزان ۳۰۶۲۰ ریال، تمایل به پرداخت بیشتری نسبت به سایر بهره برداران دارند. ضریب متغیر آگاهی از اثرات مضر سموم نیز نشان می دهد که با افزایش سطح آگاهی، میزان تمایل به پرداخت کشاورزان نیز افزایش می یابد.علاوه بر این ضریب متغیر دارا بودن شغل دیگر نیز بیانگر رابطه مثبت و مستقیم آن با تمایل به پرداخت می باشد. متغیر سن با تاثیر منفی بر میزان تمایل به پرداخت موثر می باشد. چنین رفتاری از بهره برداران کشاورزی می تواند ناشی از تقسیم اراضی بین فرزندان و در نتیجه نبود توجیه اقتصادی باشد (قربانی، ۲۰۰۴). آخرین متغیر وارد شده در الگوی رگرسیون خطی ساده، معکوس نسبت میلز است. معنی دار بودن این ضریب، خطای ناشی از انتخاب

1 .Mac Fadden

نمونه را بیان می کند به طوریکه حذف مشاهده های صفر از مجموعه مشاهده ها، سبب اریب پارامترهای برآورد شده الگو خواهد شد. همچنین نشان می دهد متغیرهای موثر بر تمایل به پرداخت برای کاهش خطرات زیست محیطی و متغیرهای موثر بر میزان تمایل به پرداخت مشابه نمی باشند.

نتیجه گیری و پیشنهادها

با هدف بررسی رفتار کشاورزان گندم کار شهرستان مرودشت برای کاهش آثار منفی سموم بر مولفه های زیستی، مطالعه ای در سال ۱۳۹۰ بر روی ۱۸۰ نفر از کشاورزان صورت گرفت. نتایج نشان داد که متوسط میزان تمایل به پرداخت کشاورزان مورد مطالعه برای کاهش اثرات زیان بار سموم، ۵۳۸۷۴۶ ریال بر هکتار طی یک سال زراعی می باشد. همچنین بر اساس مدل توبیت، ضریب متغیرهای سن و هزینه تولید در مرحله اول، طبق انتظار با تاثیر گذاری منفی بر احتمال تمایل به پرداخت را نشان می دهند. در الگوی برآورد شده، علایم مثبت سطح تحصیلات، درآمد سالیانه بهره بردار، سطح زیر کشت، دارابودن شغل دیگر غیر از کشاورزی، مالکیت شخصی زمین بازگوکننده تاثیر مثبت این متغیرها بر اجتناب از خطرات زیست محیطی سموم است که به نوعی کاهش مصرف سموم را به دنبال دارد. در ستون چهارم جدول (۱) نتایج برآورد عوامل موثر بر میزان تمایل به پرداخت گزارش شده است. ضریب برآورد شده برای متغیرهای سطح تحصیل، سابقه کشاورزی، درآمد سالیانه، سطح زیر کشت، دارابودن شغل دیگر، مالکیت شخصی زمین و سطح آگاهی از اثرات مضر سموم با تاثیر مثبت و متغیر سن بهره بردار و هزینه تولید با تاثیر منفی بر میزان تمایل به پرداخت موثر می باشند. ضریب عکس نسبت میلز برابر با ۹.۸۰ بدست آمد که معنی دار نیز می باشد. این ضریب بیان کننده این واقعیت است که بین متغیرهای موثر بر تمایل به پرداخت برای کاهش خطرات زیست محیطی و متغیرهای موثر بر میزان تمایل به پرداخت اختلاف وجود دارد. بر اساس بررسی های انجام شده و نیز نتایج حاصل از برآورد مدل، پیشنهادات زیر ارائه می گردد:

- با توجه به تاثیر مثبت و معنی دار متغیر میزان تحصیلات کشاورزان بر میزان تمایل به پرداخت آن ها ، پیشنهاد می شود آگاهی های لازم در ارتباط با تاثیر نامطلوب سموم موجود بر مولفه های زیستی از طریق نظام ترویج کشاورزی ایجاد شود.
- از آنجایی که در کوتاه مدت کاهش مصرف سموم موجب کاهش تولید می گردد، لذا به منظور تشویق و ایجاد انگیزه در کشاورزان برای تولید محصولات با مصرف کم سموم می توان از ابزارهای حمایتی و تشویقی مانند تعیین قیمت بالا برای محصولات تولیدی استفاده کرد.
- با توجه به تقاضای روزافزون برای محصولات عاری از سموم، انگیزه و تولید و عرضه این نوع محصولات را بیشتر می کند و این کار جز با محدودیت استفاده از سموم شیمیایی و به کارگیری دیگر عملیات پایدار تولید امکان پذیر نخواهد بود، بنابراین حمایت و گسترش واحدهای تولیدکننده این نوع محصولات نیز اقدامی در جهت حفظ محیط زیست و امنیت غذایی جامعه خواهد بود.

منابع

دریجانی، ع.، شرزه ای، غ. ر.، یزدانی، س.، پیکانی، غ. ر. وصدرالاشرافی، م.(۱۳۸۴). برآورد کارآیی زیست محیطی با استفاده از تحلیل مرز تصادفی(مطالعه موردی: کشتارگاه های دام استان فارس)، *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، شماره ۵۱.

مرکز آمار ایران.(۱۳۸۷) سالنامه آماری کشور، انتشارات مرکز آمار ایران.

Amemyia, T. (1985). Advanced econometrics, Cambridge, Massachusetts, Harvard University Press.

Cochran, w.G. (1963). Sampling technigues, John Wiley and Sons, Inc, New York.

Darijani, A. (1999). A survey of depositors view and factors affecting the amount of household bank deposits, MSc, University of Tehran.

Einollahi, M. (1998). Determination of price and non-price effective factors on sugar beet in Iran(Khorasan), MSc, University of Tehran.

FAO .(2009). http://faostat.fao.org/site/452/default.aspx

Fu, T. T., Liu, J. T. and Hammitt, J. K., 1999, Consumer willingness to pay for low-pesticide fresh produce in Taiwan, *Journal of Agricultural Economics*., No. 50, pp. 220-233.

Garming, H. and Waibel, H., 2008, Willingness to pay to avoid health risks from pesticides: A case study from Nicarague, presented at the 46th annual meeting of the german association of agricultural economists (Gewisola) in Giessen, 4-6 October.

Ghorbani, M. (2004). Developing the agricultural mechanization strategies in iran: Proposition of establishment of Agricultural Mechanization Bank, *Journal of Bank and Agriculture*., No. 4, pp. 107-1138.

Ghorbani, M. and Firoozzarea, A., 2008, Introduction to environmental valuation, Ferdowsi University of Mashhad.

Hanemann, W. M. (1994) Valuing the Environment Tthrough Contingent Valuation, *Journal of Economic Perspectives*., No. 8, pp. 19-43.

Heckman, J. (1979) The common structure of statistical models of truncation, sample selection and limited dependent variables and a simple estimator for such models., *Journal of Economic*., No. 5, pp. 475-492.

Hoffmann, R. and Kassouf, A. L. (2005). Deriving conditional and unconditional marginal effects in log earning equations estimated by heckmans procedure.

Hosseini, S.S. and Ghorbani, M. (2005). Economics of soil erosion, Ferdosi University of Mashhad.

Judge, G. G., Hill, R. C., Griffithes, W.E., Lukepohl, H. and Lee, T.C., 1998, The Theory and Practice of Econometrics, 2nd Edition, Wiley, New York, USA.

Maddala, G. S. (2002) Introduction to econometrics, Chichester John Wieley.

Maddala, G. S. (1983). Limited dependent and qualitative variables in economics, Newyork: Cambridge University Press, Cambridge.

Misra, S. K., Huang, C.l. and OTT, S.L. (1991) Consum willingness to pay for pesticide-free fresh produce, *Journal of Agriculrure Economics*., No. 16, pp. 218-227.

Owens, N. N., Swinton, S. M. and Ravenswaay, E. O. (1998). Farmer demand for safer corn herbicides: survey methods and descriptive results, Michigan Agricultural Experiment Station, Michigan State University, East Lasing, MA.

Pingali, P. L. and Roger, P. A. (1995). Impact of pesticide on farmer health and the rice environment, Kluwer Academic Pablisher, Norwell, MA.

Tobin, J. (1959). Estimation of relationships for limited dependent variables, Econometrica., No. 26, pp.29-36.

Walsh, R. G., Loomis, J. B. and Gillman, R. A. (1984). Valuing option, existence and bequest demands for wilderness. Land Economics., No. 60, pp. 14-29.

Economic evaluation of the environmental benefits from pesticide reduction programs: A case study in Marvdasht Township

Mehri daryoni , javad torkamani* *

Abstract

The intensive use of pesticide has posed detrimental effects on the invironment. Concerns over those environmental impacts have led to many efforts in direction reduce pesticide use as an example use of economic instruments in explaining suitable policies. With Estimating the economic value associated with pesticide reduction and Identifying the effective factors on administration and success of reduce pesticide policies can be assist in designing pesticide regulations. The purpose of this paper is to identify the economic benefits associated with pesticide reduction in Khuzestan province. The required data were collected from 180 Farmers of Khuzestan province in 2009. This study uses Contingent Valuation survey to estimate farmers Willingness To Reduce three risk level (high, moderate, low) for five environmental categories (human health, birds, aquatic species, beneficial insects and livestock). A Tobit model with heckman two-stage procedure estimates is developed to determine the factors that affect Farmers willingness to pay. With calculating the willingness to pay it has been found that greater concern is evident for human health, birds and livestock, and relatively less for aquatic species and beneficial insects. The economic benefits for 15 environmental classes varied from 571623 Rial (human/high) to 56926 Rial (beneficial insects/low) per person per cropping season. The estimate of the Heckman two stage procedure results in determining the decisive factors in willingness to pesticide reduction strategies which consist of income, number of IPM practiced strategies, farmer importance to decrease pesticide risk, farmer perception about environmental impacts, confronting with environmental impacts and own tenure, all with positive effect while age and pest severity with negative effect. Farther result indicate that growing vegetable and IPM practiced strategies have the most positive effect while cropping corn and daily wage of hand weeding worker have the most negative effect on amount of willingness to pay

JEL Classification :Q51

Keywords: Contingent Valuation, Environmental Benefits, Pesticide reduction, Tobit Model, Willingness To Pay

* M.S Student of Agricultural Economics, Islamic Azad University OF Marvdasht , Professor of Agricultural Economics, Islamic Azad University OF Marvdasht
EMAIL: m.daryoni@yahoo.com