محیط زیست طبیعی، مجله منابع طبیعی ایران
دوره ۷۰، شماره ۲، تابستان ۱۳۹۶
صفحات: ۳۹۶-۳۸۵

# تمایل به پرداخت برای انرژی‌های محیط‌زیست محور در استان خراسان رضوی: کاربرد الگوی توبیت فضایی

**محمد قربانی[1]*، نازنین محمدرضازاده[2]**

۱. استاد اقتصادکشاورزی، دانشگاه فردوسی مشهد
۲. دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشگاه فردوسی مشهد

(تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۴/۵ تاریخ تصویب: ۱۳۹۶/۵/۱۸)

## چکیده

به‌کارگیری روش‌های برآورد عوامل مؤثر بر تمایل به پرداخت برای انرژی‌های تجدید پذیر برای انجام برنامه‌ریزی‌های اقتصادی و اتخاذ سیاست‌های منا سب برای سرمایه‌گذاری در انرژی‌های تجدیدپذیر امری ضروری به نظر می‌ر سد. مقالهٔ حا ضر با ا ستفاده از اطلاعات مقطع زمانی ۲۴۵ خانوار شهری و روستایی در سه شهرستان منتخب استان خراسان رضوی (مشهد، نیشابور، سبزوار) برای سال ۱۳۹۳، به بررسی عوامل اقتصادی- اجتماعی مؤثر بر تمایل به پرداخت برای انرژی_های تجدیدپذیر می‌پردازد. برای این منظور در چارچوب ارزش‌گذاری مشروط انتها باز، از روش توبیت فضایی استفاده شده است. نتایج نشان داد که تمایل به پرداخت به‌طور معناداری تحت تأثیر عوامل مکانی قرار گرفته است. متوسط تمایل به پرداخت ماهانهٔ خانوارهای مشهدی ۴۸/۵۴۵ هزار تومان است که در مقایسه با ۴۳/۷۷۸ و ۴۰/۲۶۱ هزار تومان برای ساکنین شهرستان‌های نیشابور و سبزوار بالاتر است. بنابراین، ساختار فضایی مؤلفه‌ای غیر قابل چشم‌پوشی در مطالعات ارزش‌گذاری محسوب می‌شود. بر این اساس توصیه می‌شود که در مطالعات ارزش‌گذاری مورد توجه محققین قرار بگیرد.

**کلید واژگان:** انرژی‌های تجدیدپذیر، تمایل به پرداخت، توبیت فضایی، خراسان رضوی

* نویسنده مسئول؛ شماره تماس: ۹۸۵۱۳۸۸۰۵۷۸۴+ ایمیل: ghorbani@um.ac.ir

## ۱. مقدمه

در سال های اخیر، نگرانی از پایان سوخت های تجدیدناپذیر و افزایش آلودگی‌های زیست‌محیطی ناشی از استفاده از سوخت‌های تجدید ناپذیر، کشورهای مختلف جهان را بر آن داشته است تا به دنبال یافتن منابع جایگزین برای منابع انرژی سوختی باشند. جستجو برای یافتن منابع انرژی که بتوانند (۱) پایایی لازم را داشته باشند، (۲) بدون دخالت انسان خود به خود تجدید شوند، (۳) به محیط‌زیست کمترین آسیب را بزنند، (۴) جایگزین مناسبی برای سوخت‌های فسیلی باشند و (۴) توان کشورها را در تامین مصارف داخلی انرژی تضمین کنند، همواره یکی از مسائل مهمی است که تفکر کشورهای مختلف را به خود مشغول کرده و برنامه و چشم انداز این کشورها را تحت تأثیر خود قرار داده است (Ghadimi *et al.*, 2012). آمار و ارقام گواه این است که در حال حاضر ۷۷٪ از کل انرژی مصرفی جهان را سوخت‌های فسیلی تشکیل می‌دهند و پیش‌بینی می‌شود که تا پایان سال ۲۰۲۰ میلادی این میزان به کمتر از ۷۳٪ کاهش یابد. با توجه به روند مصرف فزایندهٔ سوخت‌های فسیلی و عوارض زیست‌محیطی جبران ناپذیری که در اثر مصرف این سوخت‌ها حاصل ملل مختلف شده (افزایش غلظت دی‌اکسیدکربن، گرم شدن زمین، باران‌های اسیدی، آلودگی آب‌ها و کاهش تنوع زیستی) جایگزینی منابع انرژی مذکور با انرژی های تجدید پذیر و سازگار با محیط‌زیست امری اجتناب ناپذیر تلقی می‌شود (Barimani *et al.*, 2014).

انرژی های تجدید پذیر– از جمله انرژی باد، انرژی خورشیدی، انرژی گرمایی و بیوماس– دارای منافع عمومی مختلفی از قبیل بهبود کیفیت محیط‌زیست (کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای نیروگاه‌ها، کاهش آلودگی‌های صوتی و گرمایی)، کاهش انقراض گونه‌های زیستی، افزایش تنوع در سبد کالاهای سوختی و افزایش بهره‌وری هستند که این امر به نوبهٔ خود به کاهش تأثیرپذیری اقتصاد ملی از نوسانات قیمت انرژی، استقلال و امنیت اقتصادی، پایداری زیست‌محیطی و رشد اقتصادی مطلوب و در نتیجه افزایش رفاه مردم منجر خواهد شد. ایران، با داشتن تنوع آب و هوایی گسترده، از معدود کشورهایی است که به‌طور خدادادی مجموعه‌ای از انواع منابع انرژی تجدیدپذیر را در اختیار دارد. به رغم وجود این بستر طبیعی مستعد، قیمت های پایین حامل های انرژی در سال‌های گذشته سبب شد که استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر در مقایسه با انرژی‌های تجدیدناپذیر مقرون به صرفه نباشند و انگیزهٔ بهره‌برداری از این منابع به قدر کافی تقویت نشده باشد (Kaseb, 2014).

اجرای طرح هدفمندی یارانه‌ها و تغییریارانهٔ حامل‌های انرژی که در سال‌های اخیر به عنوان یک برنامهٔ راهبردی در اصلاح الگوی مصرف سوخت مورد توجه مسئولین کشور قرار گرفته است، موجب افزایش قیمت حامل‌های انرژی و در نتیجه افزایش مزیت نسبی بهره‌برداری از منابع تجدیدپذیر شده است (Kaseb, 2014). این رو، به نظر می‌رسد که بررسی وضعیت تقاضای چنین منابع انرژی امری ضروری باشد. چرا که مردم برای ویژگی های مختلف کالاها ارزش های متفاوتی قائل هستند و بدون توجه به ترجیحات ایشان، افزایش رفاه قابل حصول نخواهد بود. مطالعهٔ وضعیت تمایل به پرداخت مصرف‌کنندگان و عواملی که بر تمایل به پرداخت آن‌ها اثر می‌گذارند، علاوه بر این که می‌تواند وجود تقاضای کافی برای صرفه های اقتصادی سرمایه گذاری در منابع تجدیدپذیر را مورد ارزیابی قرار دهد، راهکارهایی برای سیاست گذاری و تشویق مصرف‌کنندگان نیز ارائه می‌نماید (Izadi, 2011).

Hanley و همکاران (۲۰۰۶) با استفاده از روش آزمون انتخاب، تمایل به پرداخت مصرف‌کنندگان برای استفاده از انرژی های تجدید پذیر، نشان داد ند که افزایش سرمایه‌گذاری در انرژی‌های تجدیدپذیر در اسکاتلند منجر به ایجاد تأثیراتی بر محیط‌زیست، قیمت برق و اشتغال شده است. Bergmann و همکاران (۲۰۰۸) در مطالعه‌ای

با استفاده از روش آزمون انتخاب تمایل به استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر را مورد بررسی قرار داده و نشان دادند که پذیرش اثرات منفی زیست‌محیطی (مانند اثرات چشم‌اندازها) ناشی از توسعهٔ پروژه‌ها در جوامع روستایی بیشتر است. نمونهٔ جوامع روستایی نشان داد تمایل به پرداختی برای کاهش اثرات چشم‌انداز از سطح زیاد به کم وجود ندارد، درمقابل در مناطق روستایی ارزش منافع حیات‌وحش وکاهش آلودگی هوا از مناطق شهری بیشتر بود و هرخانوار روستایی تمایل به پرداختی برابر ۱،۰۸ یورو اضافی در سال برای کار اضافی ناشی از پروژه‌های انرژی‌های تجدیدپذیر را داشته‌اند. Borchers و همکاران (۲۰۰۷) با استفاده از روش انتخاب آزمون، نشان دادند که برای انرژی سبز (از نوع برق)، تمایل به پرداخت وجود دارد و افراد استفاده از انرژی خورشیدی را نسبت به بقیهٔ انرژی‌ها ترجیح می‌دهند و متوسط تمایل به پرداخت پاسخ‌دهندگان برای منابع مختلف انرژی متفاوت است. بیشترین تمایل به پرداخت در حالت داوطلبانه برای منابع انرژی خورشیدی و سبز به ترتیب ۱۴/۷۷و ۱۹/۰۳ دلار در ماه و کمترین تمایل به پرداخت برای منبع انرژی بیوماس با متوسط تمایل به پرداخت ماهانه ۲/۰۳دلار است. Longo و همکاران (۲۰۰۸) در مطالعه‌ای با استفاده از روش آزمون انتخاب نشان دادند که پاسخ‌گویان با سیاست استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر موافق‌اند و ارزش بالایی را برای به‌دست‌آوردن منافع عمومی و خصوصی حاصل از آن قائل‌اند. آن‌ها همچنین تمایل به پرداختی برابر ۹۶۷ دلار را برای کاهش انتشار سالانهٔ یک تن کربن‌دی‌اکسید دادند.

در ادبیات ارزش‌گذاری، روش‌های مختلفی برای اندازه‌گیری ارزش‌های زیست‌محیطی معرفی شده‌اند که این روش‌ها را می‌توان به دو دستهٔ کلی روش‌های مبتنی بر ترجیحات آشکار شده و روش‌های مبتنی بر ترجیحات بیان شده طبقه‌بندی کرد. در روش های مبتنی بر ترجیحات آشکار شده، رفتار مصرف‌کنندگان بر اساس تصمیم‌های گرفته شده در شرایط واقعی (بازارهای واقعی) مورد بررسی قرار می‌گیرد. از سوی دیگر، در روش‌های ترجیحات بیان شده رفتار و ترجیحات افراد بر اساس تصمیمات بیان شدهٔ (تمایلات ابراز شده) افراد در شرایط غیر واقعی (بازارهای فرضی) مورد مطالعه قرار می‌گیرد. روش‌های مبتنی بر ترجیحات بیان شده به ویژه زمانی که بازارهای واقعی وجود ندارند با برخی فروض می‌توانند جایگزین مناسبی برای روش‌های مبتنی بر ترجیحات آشکار شده باشند (Birol, 2006).

از جمله روش‌های مبتنی بر ترجیحات بیان شده، رهیافت ارزشگذاری مشروط است که در مسائل زیست محیطی کاربرد زیادی دارد. در این روش تمایل به پرداخت افراد برای برخی از خصوصیات محیط زیست، بطور مستقیم از ایشان پرسیده می‌شود. لفظ مشروط در اینجا به این موضوع اشاره دارد که پرسش‌شونده می‌بایست خود را در شرایط بازار فرضی قرار دهد. در رهیافت ارزش‌گذاری مشروط روش‌های متعددی برای پرسیدن تمایل به پرداخت وجود دارد که دو روشی که بیشتر از سایرین برای استخراج حداکثر تمایل به پرداخت پاسخ‌دهندگان مورد استفاده قرار می‌گیرد شامل روش انتها باز (OE) و روش انتها بسته (CE) است (Cameron *et al*., 1987).

روش انتها باز بر مبنای پرسش مستقیم حداکثر تمایل به پرداخت از پرسش شوندگان بوده و تمایل به پرداخت آن چیزی که مصرف کنندگان اظهار می‌دارند. با توجه به این که در این روش هیچ محدودیتی برای مقدار بیان شده وجود ندارد، متغیر تمایل به پرداخت از نوع متغیرهای پیوسته خواهد بود. در حالی که در روش انتها بسته پرسش‌شونده ملزم به انتخاب از بین گزینه‌هایی است که توسط محقق پیشنهاد داده شده است و اظهارات مصرف‌کنندگان شامل تعدادی بلی و خیر خواهد بود. اگر چه در هردوی این روش ها هدف محقق استخراج تمایل به پرداخت است، اما به دلیل تفاوت در ساختار متغیرها و روش‌های آماری مورد استفاده، نتایج حاصل از این دو روش یکسان نمی‌باشد (Haneman, 1984). در

این مطالعه روش ارزش‌گذاری مشروط انتها باز مورد استفاده قرار گرفته است.

مطالعهٔ حاضر در چارچوب روش ارزش‌گذاری مشروط انتها باز به بررسی عوامل مؤثر بر تمایل به پرداخت خانوارها برای انرژی‌های تجدید پذیر در استان خراسان رضوی پرداخته است. با توجه به این‌که (۱) در روش انتها باز امکان استفاده از مدل لاجیت وجود ندارد و (۲) در نظر نگرفتن همبستگی فضایی موجب بروز تورش در برآوردها می‌شود، در این مطالعه به منظور بررسی الگوی رفتاری پرسش‌شوندگان از یک الگوی توبیت فضایی استفاده گردیده که جزئیات آن در بخش بعدی بیان شده است.

## ۲. مواد و روش‌ها

### ۱.۲. الگوی توبیت

فرض کنید مطلوبیت مصرف‌کننده تابعی از انتخاب فرد برای پرداخت (i)، پول (M) و تعدادی متغیر دیگر (S) باشد. در این صورت زمانی فرد حاضر به پرداخت مبلغ مشخصی برای انرژی‌های تجدید پذیر خواهد بود که مطلوبیت پس از پرداخت وی $u(1, M_2, S)$ حداقل برابر با مطلوبیت قبل از پرداخت وی $u(0, M_1, S)$ باشد (Park *et al.*, 1996). در این صورت شرط پذیرش یک پیشنهاد پرداخت به مبلغ X به‌صورت زیر خواهد بود:

$$du(M_1, M_2, S) \geq 0 \qquad (۱)$$

با توجه به این که درآمد پس از پرداخت به مقدار مبلغ Z کمتر از درآمد پیش از پرداخت خواهد بود، الگوی انتخاب مصرف کننده به صورت زیر خواهد بود:

$$Y = \begin{matrix} 0 & du(M_1, Z, S) < 0 \\ 1 & du(M_1, Z, S) \geq 0 \end{matrix} \qquad (۲)$$

در روش‌های انتها بسته، رابطهٔ (۲) با استفاده از الگوی لاجیت و توسط تخمین‌زن حداکثر راستنمایی برآورد می‌شود. اما در مورد روش انتها باز، مقدار مبلغ پرداختی توسط پرسش‌شونده تعیین می‌شود و شکل رابطهٔ (۳) به صورت زیر تغییر خواهد کرد

$$Z = \begin{matrix} 0 & du(M_1, Z, S) < 0 \\ 1 & du(M_1, Z, S) \geq 0 \end{matrix} \qquad (۳)$$

اگر du تابعی افزایشی از z باشد، با یک تبدیل یکنواخت مناسب خواهیم داشت:

$$Z = \begin{matrix} 0 & z^*(M_1, u, S) < 0 \\ z^* & z^*(M_1, u, S) \geq 0 \end{matrix} \qquad (۴)$$

رابطهٔ (۴) بیانی از الگوهای رگرسیونی سانسور شده از پایین (توبیت) است که با استفاده از برآوردکنندهٔ حداکثر راستنمایی تخمین زده می‌شود. در واقع با توجه به این که در روش انتها باز، متغیر پژوهش از نوع متغیرهای دو گزینه‌ای و چند گزینه‌ای نیست، همانند روش‌های انتها بسته عملاً امکان استفاده از مدل‌های لاجیت وجود ندارد و از الگوی توبیت استفاده می‌شود.

### ۲.۲. وابستگی فضایی

زمانی‌که داده‌های نمونه‌ای دارای ویژگی مکانی باشند امکان بروز دو مسأله وجود دارد: نخست این که رابطهٔ رگرسیونی در مکان‌های مختلف تغییر نماید و به اصطلاح ناهمگنی فضایی وجود داشته باشد و دوم این که بین مشاهدات همبستگی فضایی وجود داشته باشد (LeSage, 1999). طبق قضیهٔ گوس مارکوف در رگرسیون‌های حداقل مربعات متغیرهای توضیحی در نمونه‌گیری‌های تکراری می‌بایست ثابت باشند، اما وجود وابستگی فضایی و ناهمسانی واریانس در میان نمونه‌ها این فروض را نقض می‌کند (Zibaei *et al.*, 2012).

به منظور در نظر گرفتن ناهمگنی فضایی در مدل‌های رگرسیونی، غالباً با وارد کردن اطلاعات موقعیتی (مثلا طول و عرض جغرافیایی) به عنوان عوامل مؤثر بر پارامترها، به شیب‌ها و عرض از مبدأ امکان تغییر در واحدهای مکانی داده می‌شود. اما به منظور در نظر گرفتن

وابستگی فضایی، غالباً تلاش می‌شود که بین متغیر وابسته در یک مکان با مقادیر مربوط به مکان‌های مجاور رابطه‌ای برقرار شود. مدل‌های وابستگی فضایی را بر مبنای منابع ایجاد وابستگی فضایی می‌توان به سه گروه تقسیم نمود (Conley *et al.*, 2002):

۱. مدل خودرگرسیونی فضایی

زمانی که تصمیم یک واحد انفرادی متأثر از تصمیم واحدهای مجاورش باشد یک رابطه به صورت زیر می‌توان در نظر گرفت:

$$Y = \rho WY + \beta X + \varepsilon \qquad (۵)$$

که Y بردار N×1 متغیر وابسته و W ماتریس N×N وابستگی فضایی مربوط به Y است. همچنین، X و ε به ترتیب ماتریس N×K متغیرهای توضیحی و بردار N×1 جزء خطا هستند.

۲. مدل خطای فضایی

زمانی که شکل وابستگی فضایی مشخص نباشد (مثلاً زمانی که یک متغیر با ناهمگنی مکانی حذف شده باشد)، وابستگی فضایی خود را در اجزاء اخلال نشان خواهد داد (Anselin, 2002).

$$Y = \beta X + u \qquad (۶)$$
$$u = \gamma Wu + \varepsilon$$

که $\gamma$ یک مقدار عددی است که بایستی برآورد گردد، ε بردار N×1 جزء خطای تصادفی با میانگین صفر و ماتریس وار یانس – کوار یانس $\sigma^2 I$ و u بردار N×1 جزء خطای تصادفی با میانگین صفر است.

۳. مدل خودهمبستگی فضایی

اگرچه انتظار می‌رود که اجزاء اخلال یک مدل خود رگسیون فضایی فاقد وابستگی فضایی باشند، اما لزوماً این اتفاق نخواهد افتاد (Anselin, 2002). در این شرایط می‌توانیک حالت کلی به‌صورت زیر در نظر گرفت:

$$Y = \rho W_1 Y + \beta X + u \qquad (۷)$$
$$u = \gamma W_2 u + \varepsilon$$

## ۳.۲. الگوی توبیت فضایی

با ترکیب الگوی (۴) با روابط (۵) تا (۷) ارائه شده در بخش پیشین، می‌توان الگوهای توبیت فضایی شامل توبیت خود رگرسیون فضایی، توبیت با اجزاء اخلال فضایی و توبیت خودهمبسته فضایی را فرمول‌بندی کرد. با توجه به این‌که توبیت خودهمبستهٔ فضایی در واقع یک الگوی توبیت خود رگرسیون فضایی با وجود خودهمبستگی فضایی در اجزاء اخلال است (تلفیقی از دو الگوی توبیت دیگر) فقط به ذکر آن بسنده شده است. یک الگوی توبیت خود رگرسیون فضایی با وجود خودهمبستگی فضایی را می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$Z = \begin{matrix} 0 & z^* < 0 \\ \rho W_1 Y + \beta X & z^* \geq 0 \end{matrix} \qquad (۸)$$

$$u = \gamma W_2 u + \varepsilon$$
$$\varepsilon \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2 I_n)$$

که $W_1 Y\rho$ میانگین تمایل به پرداخت مناطق همجوار و $W_2 u\gamma$ میانگین جزء اخلال مناطق مجاور هم بوده که با استفاده از یک ماتریس مجاورت خطی محاسبه در حین برآورد مدل تولید می‌شوند. متغیرهای مستقل X، نیز شامل ویژگی‌های اجتماعی- اقتصادی افراد شامل میزان درآمد، تعداد فرزندان، محل زندگی (شهر ۰ و روستا ۱)، سن (سال)، سطح تحصیلات (دیپلم و زیر دیپلم:۰ ، بالاتر:۱)، وضعیت مسکن (ملکی:۱، آپارتمانی:۰)، وضعیت مالکیت (شخصی:۱، استیجاری:۰) و برخورداری ازخودرو (داشتن:۱، عدم:۰) و همچنین متغیر وابسته مقدار تمایل به پرداخت پرسش شوندگان برای انرژی‌های تجدیدپذیر است. رابطهٔ (۸) درواقع از ترکیب رابطهٔ (۴) و (۷) به‌دست آمده و با استفاده از تخمین‌زن حداکثر راستنمایی برآورد می‌شود.

## ۴.۲. آزمون وابستگی فضایی

به منظور بررسی وجود ساختار وابستگی فضایی غالباً پس از برآورد مدل حداقل مربعات معمولی از آزمون موران

استفاده می شود. چنانچه آزمون موران تأیید کنندهٔ وجود رابطهٔ فضایی در اجزاء اخلال باشد، در این صورت با انتخاب یکی از سه مدل فضایی (۵)، (۶) و یا (۷) تلاش می شود که وابستگی فضایی رفع شود. اما این که کدام مدل بهتر است، بستگی به آماره‌های تشخیصی LM و LM Robust مربوط به این سه مدل دارد. در صورتی که آزمون LM تأیید کنندهٔ وجود یک رابطهٔ فضایی خاص مثلاً خود رگرسیونی فضایی باشند، باید آزمون LM Robust مربوطه نیز، نتیجه را مورد تأیید قرار دهد، در غیر این صورت به‌طور کلی وجود آن رابطهٔ فضایی خاص مورد تأیید قرار نخواهد گرفت (Anselin, 2005).

### ۵.۲. نرمالیتی

زمانی که از مدل توبیت برای داده‌های خرد استفاده می‌شود، واریانس ناهمسانی و نرمال نبودن اجزاء اخلال رایج‌ترین مشکلات هستند (Greene, 2012). نرمال نبودن اجزاء اخلال علاوه بر این که سبب می‌شود تخمین زن متداول توبیت سازگار نباشد (Greene, 2012)، بلکه باعث می‌شود که آماره‌های z تعیین کنندهٔ سطوح معنی‌داری متغیرها و اجزاء فضایی مدل توبیت نیز فاقد اعتبار کافی باشند. به منظور رفع مشکل نرمال نبودن اجزاء اخلال توبیت، Kalbfleisch و همکاران (۲۰۰۲) سه توزیع نمایی، وایبل و لوگ نرمال را به عنوان سه جایگزین برای توزیع نرمال در تابع راست‌نمایی مدل توبیت معرفی کردند. با این وجود استفاده از توزیع‌های جایگزین لزوماً سبب رفع مشکل نشده و چه بسا سبب تشدید آن شود (Greene, 2012). یک روش دیگر که به دلیل محاسبات پیچیده کمتر مورد استقبال پژوهشگران قرار می‌گیرد استفاده از تخمین‌زن‌های حداقل انحرافات مطلق Powell (1984) و Melenberg و همکاران (۱۹۹۶) است.

در مطالعهٔ حاضر به منظور رفع واریانس ناهمسانی و نرمال نبودن جزء اخلال و بر اساس پیشنهاد Kalbfleisch و همکاران (۲۰۰۲)، مدل توبیت با استفاده از توزیع‌های جایگزین برآورد شده است. این توزیع، به‌طور ساده بر اساس هیستوگرام متغیر وابسته تعیین می‌شود. همان‌طور که پیشترگفته شد، این روش لزوماً سبب رفع مشکل نرمال نبودن جزء اخلال نمی‌شود. لذا، این مطالعه پیشنهاد می‌کند که روش Kalbfleisch و همکاران (۲۰۰۲) به‌صورت زیر تعدیل شود. فرض کنید که جزء اخلال $\varepsilon$ حاصلضرب دو متغیر تصادفی باشد.

$$\varepsilon = uv \qquad (۹)$$

به‌طوری که u یک متغیر با توزیع نرمال و v یک متغیر تصادفی با توزیع نامشخص باشد. اگر توزیع $\varepsilon$ مشخص باشد و مقادیر متغیر u به نحوی تعیین شده باشند، متغیر v از تقسیم $\varepsilon$ بر u به‌دست می‌آید. با کم کردن u از طرفین رابطهٔ (۹)، اختلاف بین $\varepsilon$ و u برابر u[v-1] است. فرض کنید $w = u[v-1] + c > 0$ وزن تحلیلی باشد. با جایگذاری $u = \frac{\varepsilon}{v}$ در معادله w داریم $w = [1 - \frac{1}{v}]\varepsilon + c > 0$. اگر $w=v^{-1}$ باشد، آنگاه $u=w\varepsilon$ و همچنین $v = \frac{1+\varepsilon}{\varepsilon+c}$. با قرار دادن در رابطهٔ (۹) داریم:

$$u = \left[\frac{1+\varepsilon}{\varepsilon+c}\right]\varepsilon \qquad (۱۰)$$

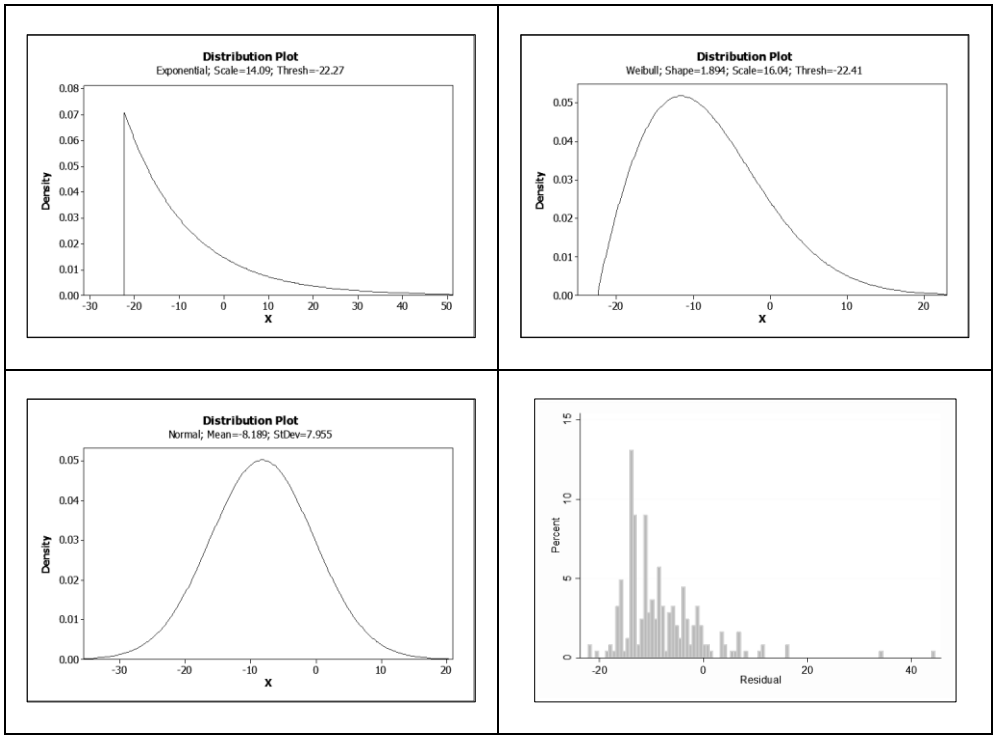
رابطهٔ (۱۰) نشان می‌دهد که پارامترهای تعیین کنندهٔ توزیع احتمال u، تابعی از توزیع اولیهٔ انتخاب شده برای چگالی احتمال $\varepsilon$ و مقدار ثابت c است. هرچه مقدار ثابت c یک عدد بزرگتر باشد، توزیع u بیشتر از توزیع $\varepsilon$ پیروی خواهد کرد و هرچه عدد کوچکتری انتخاب شود به شدت کمتری از توزیع $\varepsilon$ پیروی خواهد کرد. در این مطالعه پس از برآورد مدل با توزیع‌های اولیهٔ مختلف (نرمال، نمایی و وایبل)، متغیر u با استفاده از شبیه‌ساز مینی‌تب به گونه‌ای تولید شده است که تا حد امکان نرمال باشد (برای این‌کار پس از اینکه متغیرهای تصادفی نرمال تولید شدند، چولگی و کشیدگی آن‌ها آزمون شده و نمونه‌های تولید شدهٔ غیر نرمال حذف گردیدند). سپس متغیرهای شبیه‌سازی شده و جزء اخلال حقیقی به صورت مجموعه‌ای از اعداد متوالی مرتب شده و اختلاف نمونه‌های شبیه‌سازی شده از مقادیر برآورد شده محاسبه

و به‌عنوان وزن تحلیلی در نظر گرفته شـــده اســـت. در نهایت، با ا ستفاده از یک آزمون ها سمن، مدل‌های موزون با مدل اولیه (مدل با توزیع اولیهٔ نرمال) مقایسه شده‌اند.

داده‌های مورد اســـتفاده در این پژوهش شـــامل ۲۴۵ پر سش‌شونده از سه شهر ستان مشهد، نیشابور و سبزوار اســـت که توســـط Kaseb (2014) به روش نمونه‌گیری خوشه‌ای دو مرحله‌ای جمع‌آوری شده است.

## ۶.۲. روش کار

در این پژوهش در ابتدا وجود ســـاختار فضـــایی با اســـتفاده از آزمون موران مورد بررســـی قرار گرفت. مقدار آمارهٔ آزمون موران ۱/۹۶۲ ا ست که در سطح یک در صد معنی‌دار بوده و حاکی از وجود خودهمب ستگی ف ضایی در اجزاء اخلال حدا قل مربعات معمولی اســـت. به منظور تعیین ســـاختار فضـــایی نیز، در ابتدا یک مدل توبیت با خودهمب ستگی ف ضایی (SAC) برآورد گردید. اما به دلیل رد فرضـــیهٔ نرمال بودن اجزاء اخلال مدل SAC توســـط آزمون جارگ – برا، از روش توزیع جایگزین کالب فلیش و پرتینگ (۲۰۰۲) اســـتفاده شـــد. به این منظور، در ابتدا پـــارامترهـــای توزیع تجمعی تجربی جزء اخلال برای توزیع‌های نمایی، وایبل و نرمال محا سبه شدند. مقای سهٔ هیســـتوگرام جزء اخلال اولیه توزیع‌های تجربی نشـــان می‌دهد که توزیع وایبل نزدیکی بیشتری به توزیع حقیقی جزء اخلال برآورد شده دارد (شکل ۱).




**شکل ۱. مقایسهٔ منحنی‌های توزیع چگالی تجربی و هیستوگرام اجزاء اخلال مدل توبیت**

پس از برآورد مدل با توزیع وایبل، میانگین و انحراف معیار جزء اخلال به ترتیب ۴۹/۱۵ – و ۹/۳۲ محاســـبه شد. سپس با ا ستفاده از این اطلاعات، معادل‌های نرمال برای جزء اخلال با اســـتفاده از شـــبیه‌ســـاز Minitab تولید شـــدند. نتایج آزمون‌های LM برای ۵ نمونهٔ شـــبیه‌ســـازی شـــدهٔ انتخابی در جدول (۱) نشـــان می‌دهد که ســـاختار فضایی مناسب مدل جزء خطای فضایی (SEM) است.

مراحل فوق برای مدل SEM تکرار شـــدند. نتایج پنج

شبیه سازی مختلف ( شامل بهترین شبیه سازی) از مدل SEM در جدول ۲ آمده است. از بین این مدل‌ها، گزینهٔ پنجم، بالاترین سطح نرمالیتی را داشته و نتیجهٔ آزمون معنی‌داری Lambda با نتیجهٔ آزمون LM Error هماهنگ است. آمارهٔ آکائیک این نمونه در مقایسه با نمونه‌های قابل قبول دیگر، کمترین مقدار را داشته و آزمون RESET گیلز نیز، نشان‌دهندهٔ کفایت آن است.

به منظور مقایسهٔ مدل فضایی SEM در بهترین نمونهٔ شبیه‌سازی شده و مدل حداقل مربعات معمولی، از آزمون LR استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که همبستگی فضایی اجزاء اخلال معنی‌دار بوده و استفاده از رگرسیون حداقل مربعات سبب ایجاد تورش در نتایج خواهد شد (جدول ۳). نتایج آزمون‌های نرمالیتی نشان می‌دهد که استفاده از این نمونه سبب رفع مشکل غیر نرمال بودن جزء اخلال شده است. نتایج آزمون هاسمن برای مقایسهٔ این نمونه و مدل اولیه نیز نشان می‌دهد که تغییرات ایجاد شده در ضرایب (به دلیل استفاده از وزن‌های تحلیلی) قابل چشم پوشی است و استفاده از نمونهٔ پنجم سبب ایجاد اختلال در نتایج نشده و این مزیت را داراست که آزمون‌های معنی‌داری مربوط به ضرایب و رگرسیون آن قابل اعتمادتر هستند. همچنین، نتایج آزمون‌های واریانس ناهمسانی شامل آزمون هال – پاگان، وایت– کئونکر و کوک – وایزبرگ نشان می‌دهد که مشکل واریانس ناهمسانی در اجزاء اخلال مدل رفع شده و ضرایب قابلیت تعمیم به جامعه مورد مطالعه را دارند.

**جدول ۱. نتایج حاصل از الگوهای جایگزین موزون برای SAC**

| نمونه | معنی داری اجزاء فضایی | | | جزء خطای فضایی | | جزء خود رگرسیون فضایی | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | نرمالیتی | آماره Rho | آماره Lambda | آزمون LM | آزمون LM Robust | آزمون LM | آزمون LM Robust |
| ۱ | ۰/۲۰۰ | ۰/۰۰۰ | ۰/۱۵۷ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۰۰ | ۰/۹۱۰ | ۰/۸۲۰ |
| ۲ | ۰/۴۷۸ | ۰/۲۴۲ | ۰/۴۳۶ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۰۰ | ۰/۶۳۶ | ۰/۹۲۵ |
| ۳ | ۰/۰۸۱ | ۰/۳۰۵ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۰۰ | ۰/۸۸۵ | ۰/۸۵۹ |
| ۴ | ۰/۴۷۷ | ۰/۲۶۷ | ۰/۰۴۲ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۰۰ | ۰/۷۸۰ | ۰/۸۴۵ |
| ۵ | ۰/۵۲۳ | ۰/۵۵۸ | ۰/۶۷۵ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۰۰ | ۰/۳۶۴ | ۰/۵۲۸ |

منبع: یافته‌های پژوهش

**جدول ۲. اعتبار و کفایت مدل SEM در نمونه‌های شبیه‌سازی شده**

| نمونه | آزمون‌های اعتبار مدل | | | آزمون‌های کفایت مدل | |
|---|---|---|---|---|---|
| | نرمالیتی اجزاء اخلال | آماره Lambda | آزمون گیلز (RESETS) | آمارهٔ آکائیک (AIC) | لوگ لایکلی هود (LL) |
| ۱ | ۰/۰۱۰ | ۰/۹۷۳ | ۰/۱۴۷ | ۳۶۴/۱۸ | -۱۱۲۱/۵ |
| ۲ | ۰/۰۱۰ | ۰/۴۹۵ | ۰/۱۷۰ | ۳۲۰/۹۷ | -۱۰۹۷/۳۱ |
| ۳ | ۰/۵۲۸ | ۰/۰۹۲ | ۰/۲۴۷ | ۲۱۳۱/۴ | -۱۳۱۶/۵ |
| ۴ | ۰/۱۰۹ | ۰/۵۸۹ | ۰/۲۲۴ | ۴۸۲۱/۰ | -۱۴۱۹/۸ |
| ۵ | ۰/۸۷۷ | ۰/۰۰۵ | ۰/۲۱۶ | ۱۵۶۶/۹ | -۱۲۶۰/۱ |

منبع: یافته‌های پژوهش

**جدول ۳. آزمون‌های نرمالیتی، تصریح و واریانس ناهمسانی برای نمونهٔ شبیه‌سازی‌شدهٔ پنجم**

| آزمون | | آمارهٔ آزمون | احتمال پذیرش فرض صفر |
|---|---|---|---|
| آزمون LR برای مقایسه با رگرسیون معمولی OLS | | ۷/۸۷۹ | ۰/۰۰۵ |
| آزمون نرمالیتی | آزمون جارگ برا ($X^2$) | ۰/ ۲۶۳ | ۰/۸۷۷ |
| | LM گری ($X^2$) | -۰/۷۰۲ | ۰/۷۰۴ |
| آزمون تصریح | آزمون گیلز RESETS (F) | ۱/۵۱۴ | ۰/۲۱۶ |
| | آزمون هاسمن ($X^2$) | ۱۰/۷۱ | ۰/۲۱۹ |
| آزمون واریانس ناهمسانی | هال – پاگان ($X^2$) | ۵/۰۶۷ | ۰/۰۲۴ |
| | وایت – کئونکر | ۱۲/۹۸۸ | ۰/۱۱۲ |
| | کوک – وایزبرگ | ۰/۰۶۵ | ۰/۷۹۹ |

منبع: یافته‌های پژوهش

## ۳. نتایج

نتایج برآورد مدل اولیه و مدل مربوط به نمونهٔ پنجم (بهترین نمونهٔ شبیه‌سازی شده) در جدول (۴) آمده است.

براساس یافته‌های مطالعهٔ حاضر، محل سکونت افراد تأثیر معناداری بر تمایل به پرداخت آنان ندارد. همچنین خانوارها به ازای هر فرزند بیشتر، تمایل به پرداخت ۳۰۶۷ تومان بیشتر دارند.

**جدول ۴. نتایج برآورد مدل اولیه و جایگزین موزون**

| متغیر | ضرایب مدل اولیه | ضرایب مدل جایگزین (نمونهٔ پنجم) | آماره Z | معنی داری |
|---|---|---|---|---|
| محل زندگی | -۰/۰۴۳ | -۳,۴۹ | -۰,۴۶ | ۰/۶۴ |
| تعداد فرزند | ۱/۱۶۶ | ۳,۰۶۷ | ۱,۱۶ | ۰/۲۴ |
| لگاریتم درآمد | ۱/۶۰۷ | ۲,۹۹ | ۵,۱۶ | ۰/۰۰ |
| سن | -۰/۳۰۲ | -۷,۱۸ | -۴,۸۸ | ۰/۰۰ |
| میزان تحصیلات | ۷/۷۶۹ | ۱۰,۵۸ | ۵,۵۶ | ۰/۰۰ |
| وضعیت مالکیت | ۳/۹۷۱ | ۸,۲۲ | ۱,۳۴ | ۰/۱۷ |
| اتومبیل | ۷/۴۹۹ | ۸,۰۶ | ۱,۰۴ | ۰/۳۰ |
| آلودگی | -۴/۳۶۴ | -۵,۲۲ | -۳,۹۲ | ۰/۰۰ |
| عرض از مبدا | ۴۱/۳۵۱ | ۳۷,۳۱ | ۰,۹۴ | ۰/۳۴ |
| واریانس | ۱۱/۳۰۳ | ۱۳/۳۲ | ۱۴/۰۴ | ۰/۰۰ |
| لامبدا | -۰/۱۵۷ | -۰,۱۶ | -۲,۸۱ | ۰,۰۰ |

منبع: یافته‌های پژوهش

به منظور بررسی اثر درآمد بر تمایل به پرداخت کشش درآمدی[1] برابر با ۰/۵۵۶ درصد محاسبه شده است که نشان می‌دهد، با یک درصد افزایش درآمد تمایل به پرداخت خانوارها برای انرژی‌های تجدید پذیر ۰/۵۵۶

[1] $E = d\mathit{WTP}/(\mathit{WTP}.\mathrm{dln}\mathit{Inc})$

درصد افزایش می‌یابد. بنابراین انتظار می‌رود تمایل به پرداخت افراد در شهرهای بزرگتر – که درآمد متوسط بیشتری دارند – بیشتر از شهرهای متوسط و کوچک باشد. این موضوع از طریق ضریب ۵/۲۲ برای متغیر آلودگی (مقادیر ۱ برای ساکنین شهرستان مشهد، ۲ برای شهرستان نیشابور و ۳ برای شهرستان سبزوار) قابل تأیید است. ساکنین شهرهای بزرگتر و آلوده‌تر تمایل دارند که ۵۲۲۰ تومان بیشتر برای انرژی‌های تجدید پذیر پرداخت نمایند.

بر اساس نتایج، افراد تحصیل‌کرده به‌طور متوسط حاضرند ۱۰۵۸۰ تومان بیشتر از سایر افراد پرداخت نمایند. تمایل به پرداخت افراد مسن به‌طور متوسط ۷۱۸۰ تومان کمتر از جوانان است. افرادی که مالک منزل هستند در مقایسه با افرادی که مالک نیستند، حاضرند ۸۲۲۰ تومان بیشتر پرداخت نمایند. همچنین افرادی که مالک اتومبیل هستند حاضرند ۸۰۶۰ تومان بیشتر از سایر افراد برای انرژی‌های تجدیدپذیر بپردازند. با استفاده از یافته‌های مندرج در جدول (۴) و مقادیر برآورد شده برای تمایل به پرداخت WTP، متوسط تمایل به پرداخت افراد در موقعیت‌های جغرافیایی مختلف محاسبه و در جدول ۵ گزارش شده است.

همان‌طور که جدول (۵) نشان می‌دهد، متوسط تمایل به پرداخت سرانهٔ خانوارهای مشهدی بیشتر از دو شهرستان دیگر بوده و اولویت سرمایه‌گذاری با این شهرستان است که علاوه بر تمایل به پرداخت بالاتر، تقاضای انرژی بیشتری نیز دارند. همچنین، جدول (۴) نشان می‌دهد که محل سکونت تأثیر قابل ملاحظه‌ای بر تمایل به پرداخت ندارد، لیکن مقایسهٔ متوسط تمایل به پرداخت ساکنین شهر و روستا نشان می‌دهد که این اختلاف در شهرستان مشهد و نیشابور بیشتر است.

مقایسهٔ خانوارها در موقعیت‌های مکانی مختلف نشان می‌دهد که تمایل به پرداخت برای انرژی‌های تجدیدپذیر ساختار فضایی دارد. این موضوع از دو بعد دارای اهمیت است: نخست، مطالعهٔ تمایل به پرداخت بدون در نظر گرفتن موقعیت مکانی سبب ایجاد اختلال در نتایج شده و قابلیت اعتماد و درجهٔ اعتبار یافته‌های میدانی را کاهش می‌دهد. لذا توصیه می‌شود که در مطالعات ارزش‌گذاری ساختار فضایی مورد نظر قرار بگیرد و فقط در صورتی که شواهد کافی برای رد فرضیهٔ فضایی بودن وجود داشت، از مدل‌های ساده‌تر استفاده شود. دوم اینکه، برای قیمت گذاری، سرمایه گذاری و به‌طور کلی در حوزهٔ سیاست‌گذاری، در نظر گرفتن همبستگی مکانی الزامی بوده و تصمیمات می‌بایست به‌صورت تخصص یافته و متناسب با شرایط مکانی و همجواری باشد.

**جدول ۵ . متوسط تمایل به پرداخت سرانه (هزار تومان)**

| محل | شهرستان مشهد | | | شهرستان نیشابور | | | شهرستان سبزوار | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| زندگی | حداقل | حداکثر | متوسط | حداقل | حداکثر | متوسط | حداقل | حداکثر | متوسط |
| روستا | ۳۷/۹۶۸ | ۶۱/۴۲۰ | ۵۴/۱۸۸ | ۴۷/۹۷۹ | ۴۸/۷۹۹ | ۴۸/۳۸۹ | ۳۱/۴۶۸ | ۴۹/۶۲۸ | ۴۰/۴۷ |
| شهر | ۳۰/۶۲۳ | ۶۲/۹۰۹ | ۴۸/۲۹۱ | ۲۶/۲۷۲ | ۵۹/۶۵۲ | ۴۳/۶۳۲ | ۲۹/۲۶۵ | ۴۶/۳۷۹ | ۳۹/۰۴۱ |

منبع: یافته‌های پژوهش

## ۴. بحث و نتیجه‌گیری

مقالهٔ حاضر با استفاده از اطلاعات مقطع زمانی ۲۴۵ خانوار شهری و روستایی در سه شهرستان منتخب استان خراسان رضوی (مشهد، نیشابور، سبزوار) برای سال ۱۳۹۳، به بررسی عوامل اقتصادی- اجتماعی مؤثر بر تمایل به پرداخت برای انرژی‌های تجدیدپذیر می‌پردازد. برای این منظور در چارچوب ارزش‌گذاری مشروط انتها باز، از روش توبیت فضایی استفاده شده است.

اگر چه حدس خردمندانه بر این است که توزیع جغرافیایی ثروت، ترجیحات و کیفیت محیط‌زیست سبب می‌شود که تمایل به پرداخت ساکنین مناطق مختلف برای بهبود کیفیت محیط زیستشان یکسان نباشد اما نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که اهمیت توزیع مکانی به این تفاوت ختم نمی‌شود. به عبارت دیگر، وجود همبستگی مکانی در مؤلفه‌های پنهان مانند فرهنگ و طرز معیشت که معمولاً در مطالعات از آن‌ها صرف نظر می‌شود، سبب می‌شود که تمایل به پرداخت نه تنها تابعی از تفاوت‌های مکانی باشد، بلکه تحت تأثیر همبستگی مناطق مجاور هم نیز قرار بگیرد. با توجه به این‌که وجود این نوع همبستگی از نظر اعتبار نتایج آماری حائز اهمیت بسیاری است، بررسی همبستگی فضایی در مطالعات تجربی مشابه نیز حائز اهمیت خواهد بود.

در این پژوهش، رهیافت ارزش‌گذاری مشروط انتها باز در چارچوب مدل‌های توبیت فضایی به‌کار گرفته شده است که سبب لحاظ کردن اثر نزدیکی‌های فرهنگی و رفتاری مناطق مجاور هم در برآوردهای اقتصادسنجی است. همچنین برای رفع مشکل نرمال نبودن اجزاء اخلال توبیت روش پیشنهادی Kalbfleisch و همکاران (۲۰۰۲)، با یک روش وزن‌دهی مبتنی بر شبیه‌سازی تلفیق شده است تا شانس موفقیت روش پیشنهادی Kalbfleisch و همکاران (۲۰۰۲)، افزایش یابد و سپس اعتبار تجربی این روش با استفاده از آزمون هاسمن مورد بررسی و تأیید قرار گرفته است. این روش اگرچه زمان انجام پژوهش را افزایش خواهد داد اما نتایج به‌دست آمده به دلیل نرمالیتی اجزاء اخلال اعتبار کافی دارند.

یافته‌های مطالعهٔ حاضر مؤید آن است که اولاً تمایل به پرداخت برای انرژی‌های تجدیدپذیر دارای ساختاری فضایی دارد. ثانیاً محل سکونت تأثیر قابل ملاحظه‌ای بر تمایل به پرداخت ندارد. بنابراین به نظر می‌رسد که در سیاست‌گذاری‌های مرتبط با بحث، مجاورت مکانی بسیار مهم‌تر از اختلاف بین مناطق می‌باشد. به عبارت دیگر، در سیاست‌گذاری‌های منطقه‌ای، سیاست‌گذار بهتر است به جای تمرکز زیاد بر اختلاف موجود بین منطقهٔ مورد نظر از مناطق همجوار، بر آثار سیاست‌های مورد نظرش بر مناطق همجوار و نیز آثار سیاست‌های اجرا شده در مناطق همجوار در منطقهٔ مورد نظرش دقت و تمرکز داشته باشد.

در یافته های این پژوهش همبستگی بین مناطق مجاور هم منفی است و حاوی این پیام است که هر شوک، افزایشی در تمایل به پرداخت اهالی یک منطقه برای انرژی‌های تجدیدپذیر باشد، می‌تواند سبب ایجاد یک شوک کاهشی در تمایل به پرداخت مناطق همجوار شود. بنابراین چنان‌چه سیاست‌گذار در پی افزایش تمایل به پرداخت برای انرژی‌های تجدیدپذیر باشد، بهتر است که سیاست خود را در یک منطقهٔ شلوغ با تراکم جمعیت بالا انجام دهد. هرچه این منطقه دارای مناطق همجوار کمتری باشد و هرچه مناطق همجوار آن تراکم جمعیتی کمتری داشته باشند، سیاست موثرتر خواهد بود.

## سپاسگزاری

این مقاله برگرفته از طرح پژوهشی به شمارهٔ ۳۹۶۶۷ دانشگاه فردوسی مشهد است که بدین وسیله از معاونت پژوهشی دانشگاه تشکر می‌شود.

# References

Anselin, L., 2002. Under the hood: Issues in the specification and interpretation of spatial regression models, Agricultural Economics 27, 247 – 267.

Anselin, L., 2005. Exploring Spatial Data with GeoDa TM: A Workbook. University of Illinois, Urbana Champaign, Urbana, 394p.

Barimani, M., Kabi Nejadian, N., 2014. Renewable energy and sustainable development in Iran. Two- Quarterly Specialized-scientific renewable and new energies: Number I, spring (in Persian).

Bateman, I. J., Langford, I. H., Rasbash, J., 1999. Willingness to pay question format effects in contingent valuation studies. In Valuing Environmental Preferences, edit: Bateman I. J. and Willis K. G., Oxford University Press, Oxford, 511 – 539.

Bergmann, A., Colombo, S., Hanley, N., 2008. Rural versus urban preferences for renewable energy developments, Ecological Economics 65(3), 616-625.

Birol, E., Karousakis, K., Koundouri, Ph., 2006. Using a choice experiment to account for preference heterogeneity in wetland attributes: The case of Cheimaditida wetland in Greece. Ecological Economics 60(1), 145 – 156.

Borchers, A. M., Duke, J. M., Parsons, G. R., 2007. Does willingness to pay for green energy differ by source?. Energy Policy 35(6), 3327-3334.

Cameron, T. A., and James, M. D., 1987. Efficient estimation methods for close – ended contingent valuation survey. Review of Economics and Statistics 69, 269 – 276.

Conley, T. G., Udry, C., 2002. Learning about a new technology: Pineapple in Ghana. Yale University, Economic Growth Center, Mimeo.

Ghadimi, A., Eshaghi, R., 2012. Review of new and renewable energy sources in Iran. Conference of environmental planning and management (in Persian).

Greene, W. H.(Eds), 2012. Econometric Analysis, Prentice Hall, 1169p.

Green, R., Hendershott, P.H., 1996. Age, housing demand, and real house prices, Regional Science and Urban Economics 26, 465 – 480.

Haneman, W. M., 1984. Welfare evaluation in contingent valuation experiments with discrete responses. American Journal of Agricultural Economics 71(3), 33 – 341.

Hanley, N., Wright, RE., Koop, G., 2002. Modeling recreation demand using choice experiments: climbing in Scotland. Environmental and Resources Economics 223, 449 – 466.

Izadi, H., Barzegar, S., 2011. Investigation of economic valuation methods in analysis of the environmental problems of cities. In: The first Conference of the urban economics (in Persian).

Kalbfleisch, K., Prentice, R.(Eds), 2002. The Statistical Analysis of Failure Time Data. John Wiley and Sons, New York, 457p.

Kaseb, A., 2014. Valuation of investment features in renewable energies. Master's thesis, University of Mashhad (in Persian).

LeSage, J. P., 1999. Spatial Econometrics. University of Toledo, 647p.

Longo, A., Markandya, A., Petrucci, M., 2008. The internalization of externalities in the production of electricity: Willingness to pay for the attributes of a policy for renewable energy, Ecological Economics 67(1),140-152.

Melenberg, B., Van Soest, A., 1996. Parametric and semi – parametric modeling of vacation expenditures. Journal of Applied Econometrics 11(1), 59 – 76.

Park, A., Loomis, T. A., 1996. Joint estimation of contingent valuation survey responses. Environmental and Resource Economics 7(2), 149-162.

Powell, J., 1984. Least absolute deviations estimation for the censored regression model. Journal of Econometrics 25, 303 – 325.

Zibaei, M, Bagheri, M., 2012. Determine the factors affecting poverty in Fars Province: The application of spatial econometrics. Agricultural Economics 6(1), 1-23 (in Persian).