مقایسه الگوی اقتصادسنجی ساده و اقتصادسنجی فضایی جهت ارزش‌گذاری هدانیک زمین کشاورزی (مطالعه موردی: بخش مرکزی شهرستان سنندج)

زانیار رحمانی*[۱]، محمود حاجی رحیمی[۲]

تاریخ دریافت: ۹۴/۰۲/۰۵ تاریخ پذیرش: ۹۴/۰۳/۲۸

چکیده

مطالعه‌ی حاضر به منظور مقایسه نتایج حاصل از دو روش ارزش گذاری، جهت قیمت‌گذاری زمین کشاورزی بخش مرکزی شهرستان سنندج صورت گرفت. داده‌های این مطالعه از طریق تکمیل پرسشنامه و از روش نمونه‌گیری تصادفی طبقه‌بندی شده به‌دست آمد. این داده‌ها شامل ۱۲۴ نمونه زمین کشاورزی معامله شده که طی مدت یک سال (از اول پاییز ۹۲ تا آخر تابستان ۹۳) خرید و فروش شده بودند، می‌شوند. نتایج نشان داد که مدل هدانیک برآورد شده از روش اقتصادسنجی فضایی از لحاظ خوبی برازش، درصد معنی‌داری ضرایب و همچنین توضیح دهندگی اثر متغیرهای موجود در مدل، نسبت به روش اقتصادسنجی ساده بسیار کاراتر و بهتر می‌باشد. همچنین اثر متغیر وابسته فضایی در مدل هدانیک فضایی روی قیمت زمین کشاورزی کاملا معنی‌دار و مثبت می‌باشد. در ادامه پیشنهاد می‌شود که پژوهشگران مدل اقتصادسنجی فضایی را در برآورد مدل هدانیک قیمت زمین کشاورزی برای مناطق مختلف استفاده کنند.

طبقه‌بندی *JEL*: *Q24,C21,D4,P22*

واژه‌های کلیدی: اقتصادسنجی فضایی، ارزش‌گذاری هدانیک، زمین کشاورزی، شهرستان سنندج.

۱- دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه کردستان.

۲- استادیار دانشکده کشاورزی دانشگاه کردستان.

* نویسنده‌ی مسئول مقاله: xaniarr@ymail.com

پیشگفتار

اقتصادسنجی به عنوان شاخه‌ای از علم اقتصاد، در بسیاری از مطالعات تجربی جهت انجام پیش‌بینی و کمک به فرآیند سیاست‌گذاری‌های اقتصادی استفاده می‌شود. روش‌های اقتصادسنجی به قدری مهم هستند که برخی از اقتصاددانان از جمله ویلیام اچ گرین(۲۰۰۷) از آن به عنوان جزء جدایی ناپذیر از تحلیل‌های اقتصادی یاد می‌کنند. از ویژگی‌های بارز این شاخه از علم اقتصاد تحولات سریع و شگرف آن در طول زمان به ویژه طی دهه‌های اخیر است. ضرورت این موضوع زمانی آشکار می‌شود که در برخی موارد روش‌ها و شیوه‌های جدید جایگزین روش‌های قبلی و یا موجب اصلاح و تکمیل آنها می‌شوند. از این جهت عدم شناخت روش‌های جدید در حوزه اقتصادسنجی، می‌تواند به تحلیل‌های گمراه‌کننده‌ای منتج شود.

تابع تقاضای زمین کشاورزی به‌دلیل ویژگی‌های ناهمگنی و غیر مستهلک بودن و همچنین ماهیت غیر بازاری ویژگی‌های آن، نمی‌توان آن را همانند سایر کالاهای اقتصادی به‌طور مستقیم برآورد کرد. در نتیجه تکنیک‌های گوناگونی برای ارزش‌گذاری آنها و ویژگی‌هایشان، به‌وجود آمده و توسعه یافته است. روش قیمت‌گذاری هدانیک یکی از روش‌های ترجیحات آشکار شده جهت تعیین تمایل به پرداخت افراد می‌باشد.

شهر سنندج یکی از شهرهای پرجمعیت غرب کشور به‌شمار می‌آید که طی سه دهه اخیر رشد شتابانی در افزایش جمعیت و همچنین در افزایش سطح داشته است. با توجه به محدودیت‌های فضایی شهر، این جمعیت به حاشیه نشینی روی آورده و موجب افزایش جمعیت روستاهای اطراف شهر می‌شوند؛ به طوری که نه روستای بزان، ننله، نایسر، آسوله، حسن آباد، دوشان، گریزه، قار و شهرک وحدت با تمام زمین‌های زراعی، باغی و مراتع پیرامون‌شان در بافت شهر ادغام شده‌اند. این مساله سبب افزایش تقاضا برای زمین کشاورزی و در آینده‌ی نه چندان دور تغییر کاربری آنها را به دنبال خواهد داشت. بنابراین تحقیق در مورد عوامل اثرگذار روی قیمت این زمین‌ها با استفاده از الگوهای جدید از جمله الگوی هدانیک فضایی ضروری به نظر می‌رسد.

پس از دهه ۱۹۷۰، با توسعه مطالعات تجربی در زمینه‌ی قیمت‌گذاری هدانیک، این روش در برآورد تقاضای ویژگی‌های کالاهای ناهمگن به طور وسیعی گسترش یافت و مبنای بسیاری از تحلیل‌ها از جمله بازار مسکن، زمین و املاک قرار گرفت. بنابراین، مدل قیمت‌گذاری هدانیک به صورت یک ابزار اقتصادسنجی قوی درآمده است. اما کاربردهای آن اغلب به‌دلیل تصریح نادرست مدل دچار مشکل می‌شود(اکبری و همکاران، ۱۳۸۳).

تصریح نادرست مدل هدانیک می‌تواند به برآورد پارامترهای نامطمئن و تورش‌دار منتهی شود. در نتیجه در بیشتر مطالعات خارجی از جمله کیم و همکاران(۲۰۰۳) به جنبه‌های تکنیکی تصریح

مدل هدانیک و تورش‌های بالقوه آن پرداخته شده است. مشکلات تصریح مدل در این روش شامل وابستگی فضایی بین مشاهدات و ناهمسانی فضایی در روابط مدل‌سازی می‌باشد(لاسیج، ۱۹۹۹).

دیوید مدیسن(۲۰۰۲) در مطالعه‌ی خود از روش هدانیک معمولی برای برآورد قیمت زمین‌های کشاورزی در انگلستان و منطقه‌ی والس استفاده کرد. قیمت زمین در اصل نشان دهنده‌ی ارزشی است که کشاورزان به عوامل و فاکتورهای کیفی آن زمین می‌دهند.

هوانگ و همکاران(۲۰۰۶) در مطالعه‌ای در ایالات متحده امریکا با استفاده از روش هدانیک ساده به بررسی عوامل موثر بر ارزش زمین‌های کشاورزی در ناحیه ایلینویز پرداختند. نتایج نشان داد عواملی که بر کیفیت محیط و بهره‌وری اثر می‌گذارند، با ارزش زمین‌های کشاورزی در ارتباط هستند.

ورال و فیدان(۲۰۰۹) در مطالعه‌ای با استفاده از روش هدانیک ساده به بررسی متغیرهای اثرگذار بر قیمت زمین‌های کشاورزی در منطقه‌ی کاراکایی ترکیه پرداختند. نتایج نشان داد که مهم‌ترین فاکتورهای اثرگذار بر قیمت زمین، متغیر فاصله زمین از مرکز فروش و متغیر پتاسیم به ترتیب با ضرایب ۶/۵۷۷ و ۰/۲۱۶ در مدل بودند.

در ایران نیز صبوحی و توانا(۱۳۸۷) با استفاده از روش هدانیک به قیمت‌گذاری زمین‌های کشاورزی شهرستان لارستان در استان فارس پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد که فاصله‌ی قطعه زمین تا شهر و جاده اصلی اثر منفی در قیمت زمین کشاورزی و میزان حاصلخیزی خاک اثر مثبتی روی آن دارد.

ابونوری و همکاران(۱۳۸۸) با استفاده از روش هدانیک به بررسی ارزش بازاری زمین‌های کشاورزی شهرستان سبزوار پرداختند. نتایج نشان داد که میزان آبدهی چاه‌ها، میزان فاصله‌ی زمین معامله شده تا سبزوار و نوع بافت خاک بیشترین تاثیر بر قیمت زمین‌های اطراف آن را ایفا می‌کنند.

البته تا به حال مطالعه‌ای در جهت استفاده از روش اقتصادسنجی فضایی در زمینه‌ی قیمت زمین کشاورزی در ایران صورت نگرفته است. اما در زمینه‌ی قیمت‌گذاری هدانیک مسکن می‌توان به مطالعات عبداله میلانی و حدادی(۱۳۹۱) و محمدزاده و همکاران(۱۳۹۱) اشاره کرد.

بنابراین هدف از پژوهش حاضر، مقایسه‌ی برآورد مدل قیمت هدانیک از طریق روش‌های اقتصادسنجی ساده و اقتصادسنجی فضایی و همچنین تعیین اثر وابستگی فضایی بر قیمت زمین کشاورزی در بخش مرکزی شهرستان سنندج می‌باشد.

مواد و روش‌ها:

مدل هدانیک:

واژه هدانیک به معنی مطلوبیت یا رضایت کسب‌شده به‌وسیله مصرف‌کننده از مصرف کالاها یا خدمات است. روش قیمت‌گذاری هدانیک براساس اصل لذت‌گرایی، سعی در ارزیابی کالاها و خدمات غیر بازاری دارد که وجود آنها به طور مستقیم به برخی قیمت‌های بازاری خاص تاثیر می‌گذارد. این روش براساس داده‌های معاملات واقعی و انتخاب می‌باشد(اکبری و عسکری، ۱۳۸۰). این الگو که ریشه در نظریه‌ی ارزش ویژگی‌ها دارد، به‌وسیله لانکستر(۱۹۶۶) بیان شده است و بر مطلوبیتی که یک فرد از یک کالا براساس ویژگی‌های آن به‌دست می‌آورد، متکی می‌باشد. زمانی که این ویژگی‌ها مشتمل بر ویژگی‌های غیر بازاری باشد، قیمت‌گذاری لذت‌گرایی(کیفی) با الگوسازی از تمایل به پرداخت افراد برای یک کالای خاص به‌عنوان تابعی از ویژگی‌های آن، تلاش می‌کند تا اثرات تغییرات موجود در جریان خدمت را بر مطلوبیت افراد بررسی کند. این روش، معمولا برای تغییر در قیمت املاک که ارزش ویژگی‌های زیست‌محیطی آن را منعکس می‌کند، به‌کار می‌رود(امیرنژاد و عطائی سلوط، ۱۳۹۰).

تفاوت بین تئوری لانکستر(۱۹۷۰) و مدل روزن(۱۹۷۴) در این است که لانکستر یک رابطه خطی بین قیمت کالاها و ویژگی‌های موجود در آن را بیان می‌کند. بنابراین قیمت ضمنی، در دامنه‌ای از مقادیر مشخص از ویژگی‌ها ثابت هستند و فقط زمانی می‌توانند تغییر کنند که در ترکیب کالاهای مصرف شده تغییری رخ داده باشد. اما روزن عقیده داشت که احتمال وجود یک رابطه‌ی غیر خطی بین قیمت کالاها و ویژگی‌های اصلی و چسبیده به آن کالا، بیشتر است. وجود تابع غیر خطی بیان می‌شود که اولا قیمت ضمنی مقدار ثابتی ندارد و دوما مقدار ویژگی خریداری شده در یک کالا با مقدار ویژگی‌های دیگر موجود در آن مرتبط است(ابونوری و همکاران، ۱۳۸۸).

پایه و اساس روش قیمت‌گذاری هدانیک برای تابع قیمت زمین کشاورزی استفاده از مدل چندگانه است که با استفاده از رهیافت ریاضی می‌توان آن را بصورت زیر تشریح کرد:

$$P_i = f(x, n, e) \quad (۱)$$

این تابع رابطه‌ی بین قیمت زمین کشاورزی P_i را با ویژگی‌ها یا خصوصیات زمین (X)، مشخصات موقعیتی از جمله نزدیکی به بازار محصولات، نزدیکی به منبع آب در دسترس و غیره (n) و (e) ویژگی‌های زیست محیطی(مثل حاصلخیزی خاک) آن را نشان می‌دهد. همچنین اگر رابطه بین قیمت زمین کشاورزی و ویژگی‌های آن چندگانه فرض شود، تابع قیمت به صورت زیر خواهد شد.

$$P_i = aE_i^{\beta e} \subseteq_{d=1}^{p} (e^{\delta_{dD_{di}}}) \subseteq_{j=1}^{k} (X_{ji}^{\beta_j}) e^{u_i} \quad (۲)$$

که u_i جمله تصادفی مربوط به مشاهده i می‌باشد. D_d یک سری متغیرهای مجازی است که وقتی یک فرض شود، یک ویژگی خاص برای مشاهده iوجود دارد و در غیر این صورت مقدار متغیر صفر خواهد شد.a، β_e و β_j پارامترهایی هستند که باید برآورد شوند. این مدل را می‌توان به صورت لگاریتمی هم نوشت:

$$\subseteq_{j=1}^{k}(X_{ji}^{\beta_j})e^{u_i}]E_i^{\beta e})e^{\delta_{dD_{di}}}(LnP_i = Ln[\ a\subseteq_{d=1}^{m} \quad \{_{d=1,\dots,m}^{j=1,\dots,k} \quad u_i + \beta_j LnX_{ji} + \beta_e \mathrm{Ln\ E_i} + \mathrm{D}_{di}\delta_{\boldsymbol{d}} + Ln\ P_i = \alpha \qquad (۳)$$

که در رابطه بالا $\alpha = Ln(\mathrm{a})$ بوده و نسبت قیمت زمین پس از برآورد پارامترها به دست می‌آید (امیرنژاد و عطائی سلوط، ۱۳۹۰).

اقتصادسنجی فضایی:

این روش اقتصادسنجی برای نخستین بار توسط انسلین(۱۹۸۸) مطرح شد. وی در کتاب خود با عنوان " اقتصادسنجی فضایی، روش‌ها و مدل‌ها" مدعی بود که اقتصادسنجی فضایی در مطالعات مکانی دارای قابلیت و کاربرد بهتری نسبت به اقتصادسنجی رایج دارد و زمانی که محقق با داده‌ها و مشاهدات مکانی و موقعیتی مانند مطالعات بازرگانی، تجاری و جمعیت شناسی روبرو است اقتصادسنجی فضایی می‌تواند جایگزین اقتصادسنجی متداول گردد. همچنین بیان می‌کند که روش اقتصادسنجی مرسوم که بر پایه‌ی فروض گوس- مارکف استوار است، برای مطالعات منطقه‌ای مناسب نمی‌باشد. زیرا در داده‌های منطقه‌ای با دو مشکل وابستگی فضایی میان مشاهدات و ناهمسانی فضایی در روابط مدل‌سازی مواجه می‌شویم(اکبری و همکاران، ۱۳۸۳).

وابستگی فضایی اشاره به این واقعیت دارد که داده‌های نمونه‌ای مشاهده شده در یک نقطه از فضا به مقادیر مشاهده شده در مکان‌های دیگر وابسته است. به عنوان مثال عوامل اثرگذار بر روی قیمت زمین در مکان i فقط تحت تاثیر عوامل موثر بر مکان i قرار نمی‌گیرد، بلکه عوامل موثر دیگری با عنوان وابستگی فضایی که ناشی از مجاورت این مکان با سایر مناطق دیگر است بر ارزش زمین در مکان i اثرگذار هستند که در اقتصادسنجی معمولی شناسایی و برآورد این گونه عوامل امکان پذیر نخواهد بود(لاسیج، ۱۹۹۹).

اصطلاح ناهمسانی فضایی نیز اشاره به انحراف در روابط بین مشاهدات در سطح مکان‌های جغرافیایی فضا دارد. به عبارت دیگر، با حرکت در بین مشاهدات(تغییر مکان جغرافیایی) توزیع داده‌های نمونه‌ای دارای میانگین و واریانس ثابتی نخواهد بود. در مدل‌های اقتصادسنجی فضایی برای رفع مشکلات به وجود آمده در مدل‌های اقتصادسنجی معمولی از ماتریس مجاورت استفاده می‌شود که به‌وسیله آن تاثیر مشاهدات مجاور به عنوان یک متغیر توضیحی جدید در مدل وارد شود (لاسیج، ۱۹۹۹).

در حالت ساده اگر مدل ریاضی زیر را مدل اقتصادسنجی ساده بنامیم، این مدل وابستگی فضایی و ناهمسانی فضایی را نادیده می‌گیرد. در نتیجه فروض گوس- مارکف بدون در نظر گرفتن آنها نقض خواهد شد.

$$Y = \alpha + \beta X + \varepsilon \quad (۴)$$

در روش اقتصادسنجی فضایی برای رفع این نقص از ماتریس وزنی فضایی که معمولا ماتریس مجاورت مرتبه اول است، استفاده می‌شود. بنابراین مدل بالا به صورت زیر تغییر می‌یابد.

$$Y = \alpha + \rho WY + \beta X + U \quad (۵)$$

در مدل بالا، Wماتریس مجاورت، ρضریب متغیر وابسته فضایی و WYمتغیر وابسته فضایی است که از حاصل‌ضرب ماتریس n×n مجاورت در ماتریس n×1 متغیر وابسته(قیمت زمین) به‌دست می‌آید(اکبری، ۱۳۸۴).

برای تعیین ماتریس مجاورت، می‌توان از روش مجاورت و همبستگی استفاده کرد. در این روش، با تعیین اینکه کدام مناطق با هم همسایه یا مجاور هستند، ماتریس مجاورت تشکیل می‌شود. بنابراین با در نظر گرفتن وابستگی فضایی، زمین‌هایی که در همسایگی یا مجاور هم هستند نسبت به محل‌های دورتر درجه وابستگی بیشتری نشان می‌دهند. برای تشکیل ماتریس مجاورت، روش‌های گوناگونی از جمله: مجاورت خطی، خطی دوطرفه، رخ مانند، فیل مانند و ملکه وجود دارد(اکبری و همکاران، ۱۳۸۳).

مقایسه‌ی روش‌های اقتصادسنجی معمولی و اقتصادسنجی فضایی

تفاوت مدل هدانیک فضایی و مدل هدانیک معمولی، تنها در وجود متغیر وابسته فضایی می‌باشد. افزودن این متغیر که اثر وابستگی فضایی بین داده‌های موجود در مدل را نشان می‌دهد، باعث می‌شود که مشکلات همبستگی فضایی و ناهمسانی فضایی بین مشاهدات داده‌های مکانی رفع شود. در مدل‌های اقتصادسنجی فضایی که دارای داده‌های مکانی هستند، فروض گوس- مارکف را همچون مدل‌های اقتصادسنجی معمولی نقض نمی‌کنند، بنابراین انتظار می‌رود که مشکلات مدل برآورد شده از طریق اقتصادسنجی ساده توسط مدل اقتصادسنجی فضایی برطرف شود(اکبری و همکاران، ۱۳۸۳).

جامعه آماری

جامعه‌ی آماری این پژوهش کل معاملات انجام شده طی مدت یک سال که از ابتدای پاییز سال ۱۳۹۲ تا انتهای تابستان سال ۱۳۹۳را شامل می‌شود، می‌باشد و تعداد این معاملات ۱۹۵ به‌دست آمد. به دلیل پر هزینه بودن انجام سرشماری از جامعه آماری مورد نظر، جامعه آماری را با توجه به

ویژگی زمین‌های معامله شده به پنج طبقه تقسیم بندی کرده(با توجه به تعداد دهستان‌های موجود در این بخش هر طبقه شامل یک دهستان می‌باشد) و از طریق روش نمونه‌گیری تصادفی طبقه‌بندی شده با استفاده از روش اپتیمم(حداقل کردن واریانس)، حجم نمونه‌های موجود در هر طبقه به‌دست آمد. در ضمن داده‌ها از طریق تکمیل پرسشنامه به‌صورت مصاحبه حضوری به‌دست آمدند.

تخصیص اپتیمم به‌دلیل کاراتر بودن(کمترین واریانس) نسبت به تخصیص‌های متناسب، نیمن و غیره و همچنین فراهم کردن شرایط لازم جهت انتخاب بودجه‌ی معین برای نمونه‌گیری با حداقل واریانس میانگین نمونه‌گیری، در این تحقیق مورد استفاده قرار گرفت. اگر تابع هزینه نمونه‌گیری را بصورت زیر فرض کنیم(عمیدی، ۱۳۸۵)

$$\text{هزینه نمونه‌گیری} = C = c_0 + \sum_{h=1}^{L} c_h n_h \qquad (۶)$$

که در رابطه‌ی ۶ ، n_h حجم نمونه‌ی طبقه hام، c_h هزینه نمونه‌گیری هر واحد از طبقه hام و c_0 معرف مبلغ ثابت است که اضافه بر هزینه نمونه‌گیری در طبقات، صرف رفت و آمد بین مراجعه از طبقه‌ای به طبقه‌ی دیگر می‌شود. حال واریانس میانگین نمونه‌گیری برای هزینه مشخص وقتی مینیمم می‌شود که n_h متناسب با $W_h S_h/\sqrt{c_h}$ باشد(عمیدی، ۱۳۸۵). در نتیجه با توجه به رابطه‌ی واریانس میانگین نمونه‌گیری در روش نمونه‌گیری با طبقه بندی داریم:

$$V = Var(\bar{y}) = \sum_{h=1}^{L} \frac{W_h^2 S_h^2}{n_h} - \sum_{h=1}^{L} \frac{W_h S_h^2}{N} \qquad (۷)$$

در رابطه‌ی۷، W_h بیانگر وزن طبقه‌ی hام است که از تقسیم کل واحدهای طبقه‌ی hام در حجم کل جامعه، یعنی $\frac{N_h}{N}$ به‌دست می‌آید. S_h^2 نیز تغییرات طبقه‌ی hام است.

برای به‌دست آوردن حجم نمونه مورد نیاز از جامعه آماری از فرمول زیر استفاده می‌شود(عمیدی، ۱۳۸۵).

$$n = \frac{(C - c_0)\sum_{h=1}^{L}\left[N_h S_h/\sqrt{c_h}\right]}{\sum_{h=1}^{L}\left(N_h S_h \sqrt{c_h}\right)} \qquad (۸)$$

و برای به‌دست آوردن حجم هر یک از طبقات از فرمول زیر استفاده می‌شود(عمیدی، ۱۳۸۵).

$$n_h = \frac{N_h S_h/\sqrt{c_h}}{\sum_{h=1}^{L}\left(N_h S_h/\sqrt{c_h}\right)}.n \qquad (۹)$$

برای استفاده از این روابط به یک پیش آزمون از جامعه‌ی آماری، مورد نیاز است تا بتوان اطلاعات لازم جهت تعیین حجم نمونه‌ی طبقات نمونه‌گیری به‌دست آورد. در این تحقیق از نمونه آزمایشی ۲۰ تایی جهت این اقدام انجام شده و تعداد نمونه‌های هر طبقه به‌صورت زیر محاسبه گردید.

$$n = \frac{(3200000)(3175426481)}{(82314159630000)} = 124\,,\quad n_1 = \frac{793856620.2}{3175426481}.n = 0.25(124) = 31$$

$$n_2 = \frac{730348090.5}{3175426481}.n = 0.23(124) = 28,\quad n_3 = \frac{635085296.1}{3175426481}.n = 0.2(124) = 25$$

$$n_4 = \frac{539822501.7}{3175426481}.n = 0.17(124) = 21,\quad n_5 = \frac{476313972.1}{3175426481}.n = 0.15(124) = 19$$

در روابط بالا n_1، n_2، n_3، n_4 و n_5 به ترتیب حجم نمونه‌ی طبقات حومه، آرندان، آبیدر، نران و سراب‌قامیش می‌باشد(طبقات نمونه‌گیری با نام دهستان‌های موجود در بخش مرکزی شهرستان سنندج نام‌گذاری شده‌اند). شکل تجربی مدل هدانیک همراه با تعریف متغیرهای مدل در زیر مشاهده می‌گردد.

$$LnP = \alpha + \beta_1 LnX_1 + \beta_2 LnX_2 + \beta_3 LnX_3 + \beta_4 LnX_4 + \beta_5 LnX_5 + \beta_6 LnX_6 + \beta_7 LnX_7 + \beta_8 LnX_8 + \gamma_1 D_1 + \gamma_2 D_2 + \gamma_3 D_3 + \gamma_4 D_4 + \gamma_5 D_5 + \gamma_6 D_6 + \gamma_7 D_7 + \gamma_8 D_8$$

در مدل بالا، متغیر وابسته قیمت هر متر زمین کشاورزی معامله شده، αعرض از مبداء، βها ضریب متغیرهای مستقل و γ ضریب متغیرهای مجازی می‌باشد. متغیرهای مستقل که با توجه به مطالعات قبلی و بررسی ویژگی‌های مهم زمین‌های کشاورزی در ناحیه مورد مطالعه انتخاب شده است، به ترتیب مساحت زمین(X_1)، مساحت استخر(X_2)، تعداد درختان بارور(X_3)، میزان دبی آب(X_4)، بازده خالص اقتصادی زمین(X_5)، فاصله از شهر سنندج(X_6)، فاصله از جاده اصلی(X_7)، فاصله از منبع برق(X_8)،و متغیرهای مجازی به ترتیب اثر آب(D_1)، متغیر موقعیت استراتژیک(D_2)، متغیر شیب(D_3)، بافت لومی(D_4)، بافت لومی رسی(D_5)، لومی شنی(D_6)، لومی رسی شنی(D_7) و بافت رسی شنی(D_8) می باشند.

در این مطالعه جهت برآورد مدل اقتصادسنجی معمولی از نرم افزار Stata12 و برای مدل اقتصادسنجی فضایی از نرم‌افزار اقتصادسنجی Geoda و روش رگرسیون فضایی Spatial Lag استفاده شده است.

نتایج و بحث

در این قسمت ابتدا از بین شکل‌های مختلف تابع هدانیک، بهترین شکل از لحاظ پارامترهای اقتصادسنجی انتخاب و در برآورد مدل‌های اقتصادسنجی ساده و فضایی استفاده می‌شود. در این پژوهش شکل‌های خطی، لگاریتمی- خطی و لگاریتمی- لگاریتمی با توجه به مطالعات پیشین انتخاب و برآورد شد. نتایج این برآوردها نشان داد که مدل لگاریتمی- لگاریتمی از لحاظ میزان ضریب تعیین(R^2) و درصد معنی‌داری ضرایب بهتر از مدل‌های خطی و لگاریتمی خطی می‌باشد. البته این مدل با توجه به آزمون(LM test) در حد ده درصد خطا دچار خودهمبستگی شده است و چون داده‌های تحقیق از نوع داده‌های مقطعی هستند این خودهمبستگی از نوع مکانی است که مدل دچار آن شده است. چون هدف ما در این پژوهش مقایسه‌ی نتایج روش‌های اقتصادسنجی معمولی و اقتصادسنجی فضایی است. لذا می‌بایست با توجه به تکنیک‌های اقتصادسنجی این خودهمبستگی رفع گردد.

با توجه به این که شکل تبعی مدل غیر خطی، تعداد نمونه‌ها بیش از ۷۰ نمونه و همچنین جملات پسماند از توزیع نرمال خوبی برخوردار می‌باشند، از طریق روش حداکثر راست‌نمایی مشکل خودهمبستگی مکانی بین مشاهدات رفع شد.

جدول ۱ فاصله‌ی قطعه زمین‌های معامله شده واقع در بخش مرکزی شهرستان سنندج را نسبت به شهر سنندج، نزدیک‌ترین روستا به خود، جاده‌ی اصلی و آسفالت، منبع تامین آب و منبع تامین برق را نشان می‌دهد. براساس یافته‌های این جدول مشاهده می‌شود که نزدیک‌ترین زمین معامله شده در فاصله‌ی ۱۲۰۰ متری سنندج و دورترین در فاصله‌ی ۳۳۲۰۰ متری آن قرار دارد. همچنین میانگین فاصله تا این شهر ۹۹۸۴/۶۷ متر است. میانگین فاصله از روستا، جاده اصلی و منابع آب و برق نیز به ترتیب ۲۲۰۰/۶۵، ۸۷۴/۳۳، ۲۵۷/۸۲ و ۳۵۷/۹ متر می‌باشند.

با توجه به اینکه بازار زمین کشاورزی در نزدیک شهر سنندج شکل گرفته و رونق فراوانی پیدا کرده است، لازم است گفته شود که این زمین‌ها بدلیل قیمت بالا و نبود قوانین محدود کننده جهت تکه تکه نشدن این اراضی، از لحاظ مساحت دارای مساحت‌های بسیار کمی می‌باشند. میانگین مساحت زمین‌های معامله شده در بخش مرکزی شهرستان سنندج ۷۲۷۶ مترمربع به‌دست آمد. بنابراین به جای قیمت هر هکتار زمین کشاورزی که معمولا براساس آن قیمت زمین کشاورزی اعلام می‌گردد؛ از قیمت هر متر آن استفاده می‌شود.

جدول ۲ میانگین و انحراف معیار قیمت هر متر زمین کشاورزی معامله شده بر اساس طبقات نمونه‌گیری در بخش مرکزی شهرستان سنندج را نشان می‌دهد. بر طبق نتایج این جدول می‌توان گفت که ارزان‌ترین زمین کشاورزی معامله شده در دهستان سراب‌قامیش با قیمت هر متر

۲۲۰۰۰ریال و گران‌ترین زمین کشاورزی معامله شده در دهستان حومه با قیمت هر متر ۱۶۰۰۰۰۰ ریال قرار دارند، زمین‌های کشاورزی واقع در دهستان حومه به دلیل نزدیکی بیشتر به شهر سنندج از ارزش بالاتری نسبت به دهستان‌های دیگر، برخوردارند. با توجه به میانگین قیمت هر متر زمین کشاورزی معامله شده در دهستان حومه این مساله به وضوح آشکار شده است. میانگین کل قیمت زمین‌های کشاورزی معامله شده در بخش مرکزی شهرستان سنندج ۴۶۱۸۲۰ ریال می‌باشد.

اکنون به مقایسه‌ی مدل‌های برآورد شده از طریق روش‌های اقتصادسنجی ساده و اقتصادسنجی فضایی می‌پردازیم. جدول ۳ نتایج مدل هدانیک با استفاده از اقتصادسنجی متداول و جدول ۴ نتایج مدل هدانیک با استفاده از اقتصادسنجی فضایی را نشان می‌دهند. از نظر تعداد ضرایب موجود در مدل‌های هدانیک، تفاوت تنها در اضافه شدن متغیر وابسته‌ی فضایی به مدل اقتصادسنجی فضایی می‌باشد که اثر خودهمبستگی بین داده‌های مکانی را نشان می‌دهد. نسبت حداکثر راست‌نمایی برای آزمون ماتریس وزنی متغیر وابسته‌ی فضایی عدد ۱۱/۹۰ با سطح احتمال ۰/۰۰۰۵ را به‌دست می‌دهد. این متغیر از لحاظ آماری در سطح یک درصد معنی‌دار شده و مقدار عددی آن ۰/۲۶ می‌باشد.

از بین متغیرهای مستقل، دو متغیر مساحت زمین و فاصله از شهر سنندج بیشترین اثر را روی قیمت زمین کشاورزی داشتند. مقدار ضرایب این دو متغیر در مدل هدانیک ساده به ترتیب ۰/۴۳- و ۰/۴۸- بوده و در حالی که در مدل هدانیک فضایی به تر تیب به مقادیر ۰/۴۶- و ۰/۵۲- افزایش یافته‌اند. با توجه به آماره‌ی t و خطای استاندارد ضرایب(هرچه این خطا کمتر باشد ضریب برآوردی به مقدار واقعی آن در جامعه نزدیک‌تر است) می‌توان گفت که ضرایب به‌دست آمده از روش اقتصادسنجی فضایی دقیق‌تر بوده و اثر این متغیرها را بیشتر نشان می‌دهد. رابطه‌ی این دو متغیر با قیمت زمین کشاورزی رابطه‌ی معکوسی است و چون تابع به‌صورت لگاریتمی- لگاریتمی برآورد شده است، این ضرایب می‌تواند بیان کننده‌ی کشش نیز باشد.

مطالب ذکر شده در قسمت قبل، در مورد ضرایب سایر متغیرهای مستقل در توابع هدانیک نیز صادق است. از لحاظ معنی داری ضرایب نیز همان گونه که در نتایج جداول ۳ و ۴ مشاهده می‌گردد، متغیر مساحت استخر در مدل اقتصادسنجی ساده در حد ۵٪ معنی‌دار بوده در حالی که در مدل اقتصادسنجی فضایی در حد یک درصد معنی‌دار می‌باشد. همچنین متغیرهای میزان دبی آب مورد استفاده و بازده خالص اقتصادی زمین کشاورزی معامله شده در مدل اقتصادسنجی ساده در حد ۱۰٪ معنی‌دار بودند. اما در مدل اقتصادسنجی فضایی آن‌ها در حد ۵٪ معنی‌دار شدند. در رابطه با متغیر فاصله زمین کشاورزی از منبع برق هم مشاهده می‌شود که در مدل اقتصادسنجی

ساده این متغیر معنی‌دار نشده است، در حالی که در مدل اقتصادسنجی فضایی در سطح ۵٪ معنی‌دار است.

از بین متغیرهای مجازی دو متغیر شیب زمین و بافت رسی شنی در مدل اقتصادسنجی ساده و دو متغیر شیب زمین و اثر آب در مدل اقتصادسنجی فضایی، بیشترین اثر را بر روی قیمت زمین کشاورزی داشتند. با توجه به مقدار ضریب و درصد معنی‌داری متغیر شیب زمین در هر دو مدل می‌توان گفت که مدل اقتصادسنجی ساده اثر این متغیر مهم را کمتر از حد واقعی نشان می‌دهد. متغیر بافت رسی شنی اثر معکوس و معنی‌داری با قیمت زمین کشاورزی داشته و در مدل اقتصادسنجی ساده از نظر اهمیت بعد از متغیر شیب قرار می‌گیرد. اما در مدل اقتصادسنجی فضایی اثر متغیر مجازی آب از این متغیر بیشتر بوده و اثر مستقیمی با قیمت زمین نشان می‌دهد. البته ضرایب در متغیرهای مجازی این گونه تحلیل می‌شود برای مثال زمین‌هایی که دارای آب هستند ۱/۴۶ برابر($e^{۰/۳۸}$ برابر) قیمت زمین‌های است که فاقد آب می‌باشند.

متغیر مجازی موقعیت استراتژیک که در هر دو مدل برآوردی از لحاظ مقدار ضریب و معنی‌داری تقریباً یکسان می‌باشند، اثر ویژگی موقعیتی زمین‌هایی را نشان می‌دهد که از لحاظ نزدیکی به مناطق صنعتی، مسکونی، تفرجگاه‌ها و غیره دارای مزیت می‌باشند. همان طور که مشاهده می‌کنید این متغیر اثر مثبت قابل توجهی روی قیمت زمین‌های کشاورزی دارد که دارای این ویژگی هستند. در مورد سایر متغیرهای مجازی نیز می‌توان گفت که متغیر بافت لومی رسی شنی در مدل اقتصادسنجی ساده معنی‌دار نبوده ولی در مدل اقتصادسنجی فضایی در سطح ۱۰٪ معنی‌دار شده است، همچنین بافت لومی و رسی شنی درمدل هدانیک ساده در سطح ۱۰٪ ولی در مدل هدانیک فضایی در سطح ۵٪ معنی‌دار شدند. در مورد متغیرهای مجازی که اثر بافت خاک را نشان می‌دهند، می‌توان گفت که هر چه از بافت لومی به سمت سایر بافت‌ها حرکت کنیم؛ اثر منفی بیشتر می‌شود. البته هرچه از زمین‌های با بافت لومی به سمت زمین‌های با بافت سنگین‌تر(دارای رس بیشتر) حرکت کنیم، اثر منفی آن روی قیمت زمین از زمین‌های با بافت سبک‌تر(دارای شن بیشتر) کمتر می‌باشد. این نتایج با نتایج به‌دست آمده از روش هدانیک ساده‌ی مطالعه‌ی ابونوری و همکاران (۱۳۸۸) همخوانی دارد.

حالا به بررسی دو مدل از لحاظ خوبی برازش، درصد معنی‌داری ضرایب و همچنین وضعیت ناهمسانی واریانس و نرمال بودن توزیع جملات اخلال می‌پردازیم. همان طور که قبلا ذکر شد مشکل خودهمبستگی این مدل‌ها رفع شده است. بنابراین نیازی به آوردن آزمون خودهمبستگی نیست. ضریب تعیین مدل اقتصاد سنجی ساده ۰/۷۹ است، این ضریب در مدل اقتصادسنجی فضایی به ۰/۸۴ رسید. یعنی به‌کار گیری روش اقتصادسنجی فضایی در برآورد مدل هدانیک باعث

شد که مدل از لحاظ توضیح دهندگی ۵٪ ارتقاء یابد. از لحاظ تعداد متغیرهای معنی‌دار و درصد معنی‌داری از بین ۱۶ متغیر واقع در مدل اقتصادسنجی ساده ۱۲ متغیر معنی‌دار شدند. یعنی ۷۵٪ ضرایب معنی‌دار شدند. البته در مدل اقتصادسنجی فضایی ۱۵ متغیر از بین ۱۷ متغیر(اضافه شدن متغیر وابسته فضایی) معنی‌دار شده و درصد معنی‌داری ضرایب به ۸۸/۲۴٪ افزایش یافته است. یعنی درصد معنی‌داری ۱۳/۲۴٪ افزایش پیدا کرده است.

آزمون بروش پاگان گودفری جهت بررسی واریانس ناهمسانی، برای مدل هدانیک معمولی مقدار ۲۷/۳۲ با سطح احتمال ۰/۱۶٪ و برای مدل هدانیک فضایی مقدار ۱۹/۷ با سطح احتمال ۰/۴۶٪، وجود ناهمسانی واریانس در مدل‌های برآوردی را رد می‌کند. همچنین آزمون جارکوبرا برای مدل هدانیک معمولی مقدار ۲/۱ با سطح احتمال ۰/۲۴ و برای مدل هدانیک فضایی مقدار ۰/۶۸٪ با سطح احتمال ۰/۷۰٪، نرمال بودن توزیع جملات اخلال در هر دو مدل را نشان می‌دهد. اما همانطور که مشاهده می‌کنید، وضعیت مدل هدانیک فضایی از لحاظ ناهمسانی واریانس خیلی بهتر از مدل هدانیک معمولی بوده و در سطح ۰/۴۶ فرضیه ناهمسانی واریانس رد می‌شود. البته با توجه به این که مقالات مشابه در زمینه‌ی قیمت زمین کشاورزی با استفاده از الگوی هدانیک فضایی یافت نمی‌شود، امکان مقایسه‌ی نتایج وجود ندارد.

نتیجه گیری

این پژوهش به منظور مقایسه‌ی برآورد مدل قیمت‌گذاری هدانیک برای زمین‌های کشاورزی به دو روش اقتصادسنجی ساده و اقتصادسنجی فضایی و بررسی اثر متغیر وابسته فضایی روی قیمت زمین کشاورزی انجام شده است. با توجه به رونق بازار زمین کشاورزی در اطراف شهر سنندج طی سال‌های اخیر این منطقه جهت مطالعه انتخاب شد و داده‌ها از طریق تکمیل پرسشنامه و به روش نمونه‌گیری تصادفی طبقه بندی شده جمع آوری گردید.

نتایج مطالعه حاضر نشان می‌دهد که مدل هدانیک برآوردی از طریق روش اقتصادسنجی فضایی هم از لحاظ میزان توضیح دهندگی و هم از لحاظ درصد معنی‌داری ضرایب، از قابلیت و کاربرد بهتری نسبت به مدل برآورد شده از روش اقتصادسنجی مرسوم برخوردار است. این نتیجه در بررسی ضرایب برآوردی هر دو مدل نیز مشاهده می‌شود. همچنین معنی‌دار بودن متغیر وابسته‌ی فضایی در مدل هدانیک فضایی مؤثر بودن اثر مجاورت و همسایگی زمین‌های کشاورزی روی قیمت آن‌ها را تایید می‌کند. از دیگر نتایج مهم این پژوهش اثر منفی مساحت زمین با قیمت زمین است که در هر دو مدل به چشم می‌خورد این منجر به ایجاد انگیزه جهت بیشتر قطعه قطعه شدن زمین‌های کشاورزی این ناحیه می‌شود که پیشنهاد می‌گردد قوانینی در این ناحیه جهت

یکپارچه‌سازی زمین کشاورزی صورت گیرد. در ادامه به پژوهشگران پیشنهاد می‌شود که از مدل اقتصادسنجی فضایی در برآورد مدل هدانیک قیمت زمین‌های کشاورزی در نقاط مختلف دیگر استفاده شود تا بتوان نتایج به‌دست آمده از این مدل‌ها و همچنین مدل‌های قیمت‌گذاری دیگر مقایسه شوند. البته در جهت استفاده از روش هدانیک پژوهشگر می‌تواند اثر متغیرهای دیگر مانند فاصله از راه ریلی، فرودگاه و غیره با توجه به منطقه‌ی مورد نظر را روی قیمت زمین‌های آن ناحیه بررسی کنند.

فهرست منابع:

۱. ابونوری، ع. محمدی، ه و نوروزی نژاد، م. ۱۳۸۸. تحلیل قیمت زمین‌های کشاورزی شهرستان سبزوار به روش هدانیک. فصلنامه مدلسازی اقتصادی، سال سوم، شماره ۲، صفحات ۱۲۲-۹۵.

۲. امیرنژاد، ح و عطائی سلوط، ک. ۱۳۹۰. ارزش‌گذاری اقتصادی منابع زیست محیطی. ساری. انتشارات آوای مسیح، چاپ اول، صفحات ۲۰۵-۲۰۱.

۳. اکبری، ن و عسگری، ع. ۱۳۸۰. روش‌شناسی اقتصادسنجی فضایی، تئوری و کاربرد. مجله پژوهشی دانشگاه اصفهان، علوم انسانی، شماره ۱ و ۲، صفحات ۱۲۲-۹۳.

۴. اکبری، ن. عماد زاده، م و رضوی، ع. ۱۳۸۳. عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در شهر مشهد، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، شماره‌های ۱۱ و ۱۲، صفحات ۱۷۷-۱۶۳.

۵. اکبری، ن. ۱۳۸۴. مفهوم فضا و چگونگی اندازه‌گیری آن در مطالعات منطقه‌ای. فصلنامه-ی پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال هفتم، شماره ۲۳، صفحات ۶۸-۳۹.

۶. صبوحی، م و توانا، ح. ۱۳۸۷. تعیین ارزش زمین‌های کشاورزی با استفاده از روش هدانیک شهرستان لارستان. فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال شانزدهم، شماره ۶۴، صفحات ۶۱-۴۱.

۷. عمیدی، ع. ۱۳۸۵. روش‌های نمونه‌گیری ۱. انتشارات دانشگاه پیام‌نور، چاپ دوم، ۲۱۰ صفحه.

۸. عبداله میلانی، م و حدادی، م. ۱۳۹۱. مترو و تأثیر آن بر قیمت املاک مسکونی (شهر تهران). مجله تحقیقات اقتصادی، دوره‌ی ۴۷، شماره ۴، صفحات ۹۶-۷۹.

۹. محمدزاده، پ. منصوری، م و کوهی لیلان، ب. ۱۳۹۱. فصلنامه مدلسازی اقتصادی، سال ششم، شماره ۲، صفحات ۳۸-۲۱.

10. Anselin, L. 1988. Spatial econometrics: Methods and Models, Boston: Kluwer Academic Publishers.
11. Greene, W. H. 2007. Econometric analysis. New york University. Sixth edition: 1-2.
12. Huang, H., Miller, G. Y., Sherrick, B.J. and Gómez, M.I. 2006. Factors influencing Illinois farmland values, American Journal of Agricultural Economics, 88: 458–470.
13. Kim, C. W., Phipps, T. and Anselin, L. 2003. Measuring the benefits of air quality improvement: A spatial hedonic approach; Journal of Environmental Economics and Management. 45:24-39.

14. Lynch, L. and Lovell, S. J. 2002. Hedonic price analysis of easement payments in agricultural land preservation programs, Department of Agricultural and Resource Economics, Working Paper02-13, University of Maryland, College Park, MD.
15. Lancaster, K. J. 1970. A new approach to consumer theory, Journal of Political Economy, 8: 532- 548.
16. Lesage, J.P. 1999. The theory and practice of spatial econometrics, Department of Economics, University of Toledo (www. rri. wvu. edu/ WebBook/ LeSage/ spatial/ spatial. html).
17. Rosen, S. 1974. Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition. Journal Politics and Economic.82: 34-55.
18. Vural, H and Halil, F. 2009. Land Marketing And Hedonic Price Model in Turkish Markets: Case Study of Karacabey District of Bursa Province. African Journal of Agricultural ResearchVol. 4(2): 71-75.

پیوست‌ها

جدول ۱- میانگین و انحراف معیار متغیرهای مکانی نزدیک زمین‌های معامله شده در بخش مرکزی شهرستان سنندج(اعداد بر حسب متر)

متغیرها	حداقل	حداکثر	میانگین	انحراف معیار
فاصله تا سنندج	۱۲۰۰	۳۳۲۰۰	۹۹۸۴/۶۷	۶۸۹۰/۸۹
فاصله تا نزدیکترین روستا	۱۰	۸۱۰۰	۲۲۰۰/۶۵	۱۶۲۶/۹۳
فاصله تا جاده‌ی اصلی	۱	۱۷۰۰۰	۸۷۴/۳۳	۲۱۴۶/۱۲
فاصله تا منبع آب	۰	۲۰۰۰	۲۵۷/۸۲	۳۶۸/۵
فاصله تا منبع برق	۰	۳۰۰۰	۳۵۷/۹	۴۵۵/۵۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول۲- میانگین و انحراف معیار قیمت هر متر زمین کشاورزی معامله شده در بخش مرکزی شهرستان سنندج(اعداد بر حسب ریال)

نام دهستان	حداقل	حداکثر	میانگین	انحراف معیار
حومه	۲۸۰۰۰	۱۶۰۰۰۰۰	۶۲۳۴۰۰	۴۱۷۰۲۸
آرندان	۲۳۰۰۰	۱۱۴۵۰۰۰	۴۶۶۸۹۴	۳۲۵۹۴۲
آبیدر	۳۷۰۰۰	۱۲۰۰۰۰۰	۴۳۵۹۷۷	۳۶۳۸۶۵
نران	۵۳۰۰۰	۱۴۰۰۰۰۰	۳۷۵۰۷۸	۳۷۳۴۹۰
سراب‌قامیش	۲۲۰۰۰	۱۰۰۰۰۰۰	۳۲۰۴۷۴	۳۰۷۳۵۷
کل داده‌ها	۲۲۰۰۰	۱۶۰۰۰۰۰	۴۶۱۸۲۰	۳۳۴۵۲۱

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۳- نتایج مدل هدانیک لگاریتمی- لگاریتمی با استفاده از روش اقتصادسنجی ساده

متغیر	ضریب	tآماره‌ی	خطای استاندارد	سطح احتمال
عرض از مبداء	۱۷/۳۲	۸/۴۲	۱/۷۲۱	۰/۰۰۰
مساحت زمین	-۰/۴۳	-۴/۴۶	۰/۱۲۳	۰/۰۰۰
مساحت استخر	۰/۱۱	۲/۲۴	۰/۰۴۷	۰/۰۲۸
تعداد درختان بارور	۰/۰۶	۲/۵۱	۰/۰۲۱	۰/۰۱۴
میزان دبی آب	۰/۰۴	۱/۶۹	۰/۰۴۳	۰/۰۹۶
بازده خالص	۰/۲۰	۱/۸۱	۰/۱۳۱	۰/۰۶۶
فاصله تا سنندج	-۰/۴۸	-۴/۹۹	۰/۰۹۵	۰/۰۰۰
فاصله تا جاده اصلی	-۰/۰۷	-۲/۶	۰/۰۲۰	۰/۰۱۰
فاصله تا منبع برق	-۰/۰۵	-۱/۵۷	۰/۰۳۴	۰/۱۲۱
متغیر مجازی آب	۰/۲۷	۱/۹۵	۰/۱۴۳	۰/۰۵۰
موقعیت استراتژیک	۰/۲۱	۲/۰۴	۰/۱۱۵	۰/۰۴۸
شیب	-۰/۴۱	-۲/۰۶	۰/۱۶۵	۰/۰۴۵
Loam	۰/۱۶	۱/۸۵	۰/۱۵۳	۰/۰۵۷
Clay loam	-۰/۰۲	-۱/۴۵	۰/۱۸۱	۰/۲۸۷
Sandy loam	-۰/۰۹	-۱/۵۲	۰/۲۱۵	۰/۱۲۶
Sandy clay loam	-۰/۱۲	-۱/۴۸	۰/۱۹۶	۰/۲۶۲
Sandy clay	-۰/۳۲	-۱/۸۲	۰/۰۹۱	۰/۰۷۴

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۴- نتایج مدل هدانیک لگاریتمی- لگاریتمی با استفاده از روش اقتصادسنجی فضایی

متغیر	ضریب	Zآماره‌ی	خطای استاندارد	سطح احتمال
متغیر وابسته فضایی	۰/۲۶	۴/۲۶	۰/۰۶۷	۰/۰۰۰
عرض از مبداء	۱۳/۲۳	۷/۹۵	۱/۶۷۶	۰/۰۰۰
مساحت زمین	-۰/۴۶	-۴/۶۴	۰/۱۰۰	۰/۰۰۰
مساحت استخر	۰/۱۲	۲/۵۹	۰/۰۳۱	۰/۰۰۹
تعداد درختان بارور	۰/۰۷	۲/۵۴	۰/۰۱۷	۰/۰۱۳
میزان دبی آب	۰/۰۶	۱/۹۸	۰/۰۱۲	۰/۰۳۶
بازده خالص	۰/۲۶	۲/۴۳	۰/۱۰۹	۰/۰۱۴
فاصله تا سنندج	-۰/۵۲	-۶/۵۴	۰/۰۷۷	۰/۰۰۰
فاصله تا جاده اصلی	-۰/۰۸	-۲/۲۰	۰/۰۲۳	۰/۰۲۷
فاصله تا منبع برق	-۰/۰۶	-۲/۱۸	۰/۰۲۴	۰/۰۲۳
متغیر مجازی آب	۰/۳۸	۲/۴۵	۰/۰۸۶	۰/۰۱۴
موقعیت استراتژیک	۰/۲۳	۱/۸۸	۰/۱۸۷	۰/۰۴۸
شیب	-۰/۵۴	-۲/۶۶	۰/۲۴۱	۰/۰۰۷
Loam	۰/۱۷	۱/۹۱	۰/۱۲۵	۰/۰۴۵
Clay loam	-۰/۰۰۸	-۰/۹۲	۰/۲۴۸	۰/۳۲۷
Sandy loam	-۰/۰۴	-۱/۴۲	۰/۱۴۱	۰/۱۴۶
Sandy clay loam	-۰/۱۱	-۱/۶۹	۰/۲۱۳	۰/۰۹۷
Sandy clay	-۰/۲۸	-۱/۹۸	۰/۲۴۴	۰/۰۴۷

مأخذ: یافته‌های تحقیق