جغرافیا و روابط انسانی، زمستان ۱٤۰۳، دوره۷، شماره۳، صص۶۹۳-۶۷۶

جایگاه سرمایه و سیاست در پذیرش گردشگری کشاورزی: مطالعه موردی منطقه ممسنی

سید محمد جواد سبحانی*[۱]، عباس میرزایی[۲]، حسن آزرم[۳]

۱- استادیار گروه ترویج و آموزش کشاورزی، دانشکده مهندسی زراعی و عمران روستایی، دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی خوزستان، ملاثانی، ایرانMj.sobhani@asnrukh.ac.ir

۲- استادیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده مهندسی زراعی و عمران روستایی، دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی خوزستان، ملاثانی، ایران

۳- دانش آموخته دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران

تاریخ دریافت:۱٤۰۳/۰۹/۲۶ تاریخ پذیرش:۱٤۰۳/۱۲/۱۵

چکیده

رویکردهای مدرن در توسعه روستایی بر اهمیت درگیر شدن جوامع روستایی در فعالیت‌های مختلف درآمدی برای افزایش تاب‌آوری و پایداری معیشت تأکید دارد. گردشگری کشاورزی به عنوان یک صنعت در حال رشد این ویژگی را داراست. بر این اساس، این مطالعه با بکارگیری چارچوبی جامع به بررسی ویژگی‌ها و عوامل تعیین‌کننده پذیرش گردشگری کشاورزی در منطقه ممسنی پرداخته است. برای این منظور از اطلاعات یک نمونه تصادفی از ۳۶۷ خانوار روستایی در پنج دهستان از طریق روش نمونه‌گیری چندمرحله‌ای بهره گرفته شد. نتایج برآورد مدل لاجیت باینری نشان داد که سرمایه انسانی، سرمایه فیزیکی و سرمایه اجتماعی همراه با سیاست‌های حمایتی دولت بر تصمیمات کشاورزان برای مشارکت در فعالیت‌های گردشگری کشاورزی تأثیر مثبت و معنی‌دار دارند. با این حال، با افزایش فاصله مزرعه از بازار، احتمال پذیرش گردشگری کشاورزی کاهش می‌یابد. این مطالعه توصیه می‌کند که حمایت از فعالیت‌های آموزشی و مهارتی و تقویت شبکه‌های اجتماعی و همکاری‌های محلی، تنوع‌بخشی درآمد همراه با حمایت دولت از طریق اعطای تسهیلات و کمک‌های مالی و فنی برای گسترش مشارکت افراد در پذیرش فعالیت‌های گردشگری کشاورزی در اولویت قرار گیرد.

کلمات کلیدی: " گردشگری کشاورزی"، " لاجیت باینری "، " سرمایه انسانی"، " سرمایه اجتماعی"، "سیاست‌های حمایتی دولت"

doi: 10.22034/GAHR.2025.494228.2332 شاپا الکترونیکی:645-3851

مقدمه

در سه دهه اخیر، گردشگری کشاورزی در کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه به طور قابل توجهی گسترش یافته است که عمدتاً به دلیل علاقه بیشتر مردم به زندگی در روستاها از یک سو و نیاز کشاورزان به یافتن منابع جدید درآمد خارج از مزرعه از سوی دیگر است (عسکرپور و همکاران[1]، ۲۰۲۰). در واقع، گردشگری کشاورزی در سطح جهانی به عنوان یک صنعت پویا و در حال گسترش در حال ظهور است (ژائو و همکاران[2]، ۲۰۲۲). افزایش محبوبیت گردشگری کشاورزی از پتانسیل آن برای تنوع بخشیدن به درآمد کشاورزان ناشی می‌شود. این مدل گردشگری نوآورانه، ارتباطی بین کشاورزی و گردشگری ایجاد می‌کند و راه‌هایی را برای افزایش درآمد و توسعه روستایی ایجاد می‌کند (جمشیدی و همکاران، ۲۰۱۷؛ توگای مورودوف و همکاران[3]، ۲۰۲۳). گردشگری کشاورزی بر اساس این مفهوم رشد می‌کند که مزرعه‌ها که در آرامش طبیعت قرار گرفته‌اند، چیزی بیش از یک اقامتگاه به مسافران ارائه می‌دهند. این مزارع روستایی یک تجربه واقعی و همه‌جانبه روستایی را ارائه می‌کنند و به مهمانان اجازه می‌دهند تا در زندگی روزمره یک کشاورز کنکاش کنند. در این راستا، بازدیدکنندگان می‌توانند در فعالیت‌های کشاورزی شرکت کنند، با دنیای طبیعی و جانوران آن پیوند برقرار کنند و از محصولات تازه مزرعه در کنار غذاهای سنتی محلی لذت ببرند (آمیراتو و همکاران[4]، ۲۰۲۰؛ ویراناثا و همکاران[5]، ۲۰۲٤).

بررسی ادبیات موضوع لزوم تمایز بین گردشگری روستایی و گردشگری کشاورزی را پیشنهاد می‌کند. این دو مفهوم متمایز هستند. به طوری که، گردشگری کشاورزی زیرمجموعه‌ای از طیف وسیع‌تری از فعالیت‌های گردشگری روستایی است (نیلسون[6]، ۲۰۰۲؛ آمیراتو و همکاران، ۲۰۲۰). گردشگری روستایی شامل انواع فعالیت‌های گردشگری در یک محیط روستا می‌شود، در حالی که گردشگری کشاورزی به طور خاص شامل فعالیت‌هایی است که در زمین‌های کشاورزی انجام می‌شود. مزارع با پتانسیل گردشگری کشاورزی قوی تجربیاتی مانند بازدید از مزرعه، مصرف محصولات کشاورزی در محل، مشارکت در کارهای کشاورزی، تهیه غذاهای محلی با استفاده از محصولات مزرعه و سایر خدمات یا فعالیت‌هایی که در اطراف زمین کشاورز

[1] Askarpour
[2] Zhao
[3] Togaymurodov
[4] Ammirato
[5] Wiranatha
[6] Nilsson

متمرکز شده‌اند را ارائه می‌دهند (فیلیپ و همکاران[7]، ۲۰۱۰). در واقع، در این مدل گردشگری، مزرعه به عنوان پایه‌ای برای فعالیت‌های گردشگری عمل می‌کند و به عنوان یک مزرعه کاربردی عمل می‌کند که طیف وسیعی از خدمات گردشگری را در کنار عملیات کشاورزی مرسوم خود ارائه می‌دهد (سانترامو و باربیری[8]، ۲۰۱۷). علاوه بر این، این شکل از گردشگری، پایداری و حفاظت از محیط‌زیست را در اولویت قرار می‌دهد (ژنگ و همکاران[9]، ۲۰۲۳).

به طور کلی بر مبنای ادبیات موجود، توسعه گردشگری کشاورزی ریسک درآمدی کشاورزان را کاهش می‌دهد (اسچیلینگ و همکاران[10]، ۲۰۱٤)، بهره‌وری مزارع را بهبود می‌بخشد (باجی و ریدر[11]، ۲۰۱۲)، مهاجرت روستاییان را کاهش می‌دهد (تیو و باربیری[12]، ۲۰۱۲)، مشارکت اجتماعی و استفاده بهینه از منابع طبیعی را افزایش می‌دهد، فرصت‌های کسب‌وکار کوچک خانوادگی را فراهم می‌کند، تنوع و پایداری در اشتغال روستایی ایجاد می‌کند، بازارهای جدیدی برای فروش محصولات کشاورزی ایجاد می‌کند، اقتصاد منطقه‌ای را توسعه می‌دهد (سبحانی و براتی، ۱٤۰۲) و به گردشگران و مردم محلی درباره کشاورزی پایدار آموزش می‌دهد (جمشیدی و همکاران، ۱٤۰۲: عسکرپور و همکاران، ۲۰۲۰). با وجود واقعیت‌های بیان شده، اطلاعات کمی در مورد محرک‌های توسعه گردشگری کشاورزی به ویژه برای اقتصادهای در حال توسعه در دسترس است. تحقیقات در زمینه گردشگری کشاورزی عمدتاً بر مناطقی مانند اروپا، آمریکای شمالی و کانادا متمرکز بوده و جنبه‌های مختلف این حوزه را بررسی کرده‌اند (باهاتا و اوهی[13]، ۲۰۲۰). توجه به شناسایی مقاصد برتر گردشگری کشاورزی (فارسانی و همکاران[14]، ۲۰۱۹)، ارزیابی نقاط قوت و ضعف گردشگری کشاورزی (مال‌کانثی و روتری[15]، ۲۰۱۱) و راهبردهای گسترش این فعالیت‌ها (دیمیتروسکی و همکاران[16]، ۲۰۱۹) از جمله مطالعات موجود در این زمینه بوده است. علاوه بر این، برخی از مطالعات به بررسی عوامل مؤثر بر رشد گردشگری کشاورزی پرداخته‌اند و نشان داده‌اند که عواملی مانند درآمد کشاورزان، اشتغال، تحصیلات و

[7] Phillip
[8] Santeramo & Barbieri
[9] Zheng
[10] Schilling
[11] Bagi & Reeder
[12] Tew & Barbieri
[13] Bhatta & Ohe
[14] Farsani
[15] Malkanthi & Routry
[16] Dimitrovski

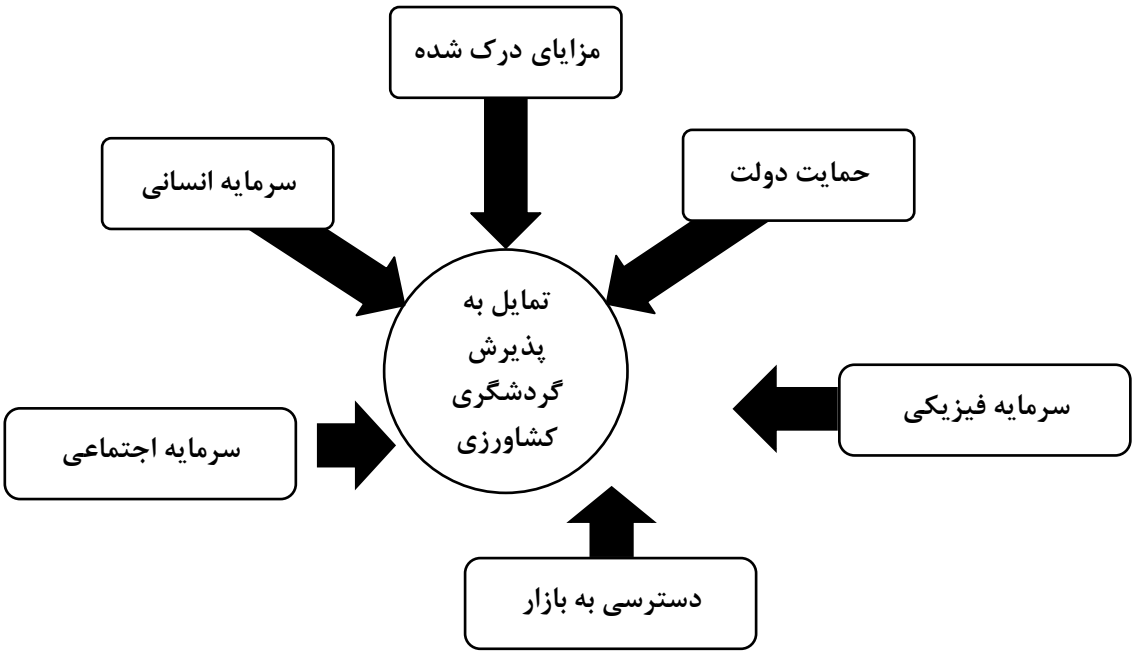
نزدیکی به مراکز شهری تأثیر قابل توجهی بر پذیرش روش‌های گردشگری کشاورزی دارند (توگای مورودوف و همکاران، ۲۰۲۳).

تحقیقات در زمینه گردشگری کشاورزی در چین نشان می‌دهد که جوامعی که در فعالیت‌های گردشگری کشاورزی مشارکت دارند، تحت تأثیر جنبه‌های اقتصادی، فرهنگی، اجتماعی و محیطی قرار می‌گیرند (لی و ژانگ[۱۷]، ۲۰۱۱). کوناسهکاران و همکاران[۱۸] (۲۰۱۲) دریافتند که مزایای درک شده، حمایت دولت و فاصله از مزرعه تا نزدیکترین شهرهای تجاری از عوامل مهمی هستند که بر مشارکت کشاورزان در فعالیت‌های گردشگری کشاورزی در کامرون تأثیر می‌گذارند. طبق یافته‌های یی‌بوا و همکاران[۱۹] (۲۰۱۷) عواملی که بر تصمیم به مشارکت در گردشگری کشاورزی تأثیر می‌گذارند شامل سن، اندازه مزرعه، دسترسی به اینترنت و موقعیت مزرعه هستند. ملکانتی و همکاران[۲۰] (۲۰۱۵) در تحقیقات خود در سریلانکا دریافتند که سن و سطح تحصیلات کشاورزان بر تصمیم آنها برای مشارکت در فعالیت‌های گردشگری کشاورزی تأثیر می‌گذارد. همچنین، طبق یافته‌های جانگ‌پرابته[۲۱] (۲۰۱۸) ویژگی‌های اصلی تعیین‌کننده مشارکت کشاورزان در فعالیت‌های گردشگری کشاورزی در تایلند، شامل جنسیت، سن، تحصیلات و تجربه کاری است. علاوه بر این، تحقیقات در زمینه گردشگری کشاورزی در ویتنام نشان می‌دهد که معیارهای مهم شامل سن، سطح تحصیلات، اندازه منطقه، سال‌های مشارکت در گردشگری خارجی، اعتماد، رابطه با شرکت‌های مسافرتی و حمایت مقامات محلی است (نگوین[۲۲]، ۲۰۱۸).

مطالعات پیشین، بینش‌هایی در مورد تأثیر عوامل مؤثر بر تصمیم برای پذیرش و اتخاذ گردشگری کشاورزی و تعیین کمیت روابط با استفاده از مدل‌های کمی متمایز از قبیل آزمون‌های آماری، رگرسیون خطی یا مدل‌های رگرسیون جداگانه ارائه می‌دهند. با این حال، آنها پایه و اساس کافی برای یک چارچوب تحلیلی جامع در مورد عوامل مؤثر بر پذیرش گردشگری کشاورزی ارائه نمی‌کنند. به این ترتیب، هدف این پژوهش گسترش یافته‌های قبلی و بررسی همبستگی‌ها در مدل رگرسیون لجستیک باینری است. خلاصه تحقیقات تجربی قبلی، شش مجموعه متمایز از عوامل مؤثر بر تصمیمات کشاورزان برای مشارکت در گردشگری کشاورزی را نشان

[17] Li & Zhang
[18] Kunasekaran
[19] Yeboah
[20] Malkanthi
[21] Jungprabate
[22] Nguyen

می‌دهد. این عوامل را می‌توان در دسته‌های سرمایه انسانی، سرمایه فیزیکی، سرمایه اجتماعی، مزایای درک شده، دسترسی به بازار و سیاست‌های حمایتی دولت قرار داد (شکل ۱).



شکل ۱- چارچوب مفهومی یکپارچه جهت تعیین عوامل مؤثر بر پذیرش کشاورزی گردشگری

با توجه به مطالب گفته شده، در این مطالعه به ارزیابی عوامل مؤثر بر پذیرش گردشگری کشاورزی در قالب یک چارچوب جامع و با لحاظ ابعاد مختلف در روستاهای نمونه مستعد گردشگری کشاورزی در شهرستان ممسنی پرداخته شده است. یافته‌های این تحلیل برای سیاست‌گذاران و سایر ذینفعان درگیر در توسعه روستایی مفید خواهد بود.

مواد و روش‌ها

منطقه مورد مطالعه

شهرستان ممسنی در استان فارس به عنوان یکی از مناسب‌ترین مناطق برای توسعه گردشگری شناخته می‌شود. این شهرستان یکی از قطب‌های تولید محصولات زراعی و باغی در استان فارس به شمار می‌رود و دارای مناطق مراتعی بسیاری برای پرورش دام است. در این راستا، منطقه ممسنی به عنوان یکی کانون‌های اصلی عشایر استان فارس شناخته می‌شود. این منطقه حجم زیادی از جمعیت دام و خانوارهای عشایری را در خود جای داده است. بنابراین با توجه به پتانسیل این منطقه برای جذب گردشگر به دلیل وجود تنوع اقلیمی و معیشتی،

پنج دهستان مستعد جوزار، جاوید ماهروی، فهلیان، دشمن زیاری و مشایخ در شهرستان ممسنی به عنوان جامعه آماری برای توسعه گردشگری کشاورزی انتخاب شدند. اطلاعات مورد نیاز این مطالعه با استفاده از پرسشنامه‌ی نیمه ساختاریافته از بین نمونه‌ی آماری مشتمل بر ۳٦۷ خانوار بدست آمد. روایی پرسشنامه توسط جمعی از متخصصین ترویج کشاورزی و توسعه روستایی مورد تایید قرار گرفت و نتایج آزمون آلفای کرونباخ حد مطلوب بالاتر از ۰/۷۵ را برای مولفه‌های تحقیق نشان داد.

روش تحقیق

در این مطالعه برای ارزیابی عوامل مؤثر بر پذیرش گردشگری کشاورزی در منطقه‌ی ممسنی از مدل لاجیت باینری استفاده شد. این در حالی است که یکی از متغیرهای توضیحی در این پژوهش تنوع معیشت است که در ادامه نحوه محاسبه اسن شاخص ارائه شده است.

اساسی‌ترین و گسترده‌ترین مدل انتخاب گسسته مدل لاجیت است. فرمول لاجیت به‌وسیله لوسی (۱۹۹۵) با یک سری فرض‌هایی، در مورد خصوصیات احتمالاتی انتخاب‌ها استخراج گردید. بسیاری مطالعات نشان می‌دهند، که مدل لاجیت با حداکثر سازی مطلوبیت سازگار است. رابطه مدل لاجیت و توزیع مطلوبیت غیرقابل مشاهده، به‌وسیله لوسی و ساپس در سال ۱۹٦۵ گسترش‌یافته و نشان داده که نوع توزیع مقادیر انتهایی شبیه توزیع لاجستیک است. الگوی لاجیت برای بررسی متغیرهای توضیحی بر متغیرهای وابسته به صورت رابطه (۱) نشان داده می‌شود:

$$Y = XB + u \qquad (۱)$$

در این رابطه، Y پذیرش فعالیت گردشگری کشاورزی است که دو مقدار صفر و یک را اختیار می‌نماید و Xها عواملی هستند که بر تصمیم روستائیان برای اتخاذ فعالیت درآمدی گردشگری کشاورزی مؤثرند. که این عوامل در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول ۱- تعریف متغیرهای مطالعه

		متغیر	تعریف
Y	متغیر وابسته	تصمیم به پذیرش گردشگری کشاورزی	بلی=۱ خیر=۰
X_1	سرمایه انسانی	سطح تحصیلات	میانگین سطح تحصیلات نیروی کار به شرح زیر است: ۱ = بی‌سواد. ۲ = ابتدایی، ۳ = راهنمایی، ٤ = دبیرستان و ۵ = دانشگاه
X_2		ظرفیت نیروی کار	تعداد نیروی کار، مجموع ارزش نیروی کار هر یک از اعضای خانواده با توجه به سن و وضعیت سلامتی است. برای نوزادان،

			دانش آموزان، افراد معلول و اعضای دارای بیماری جدی، ۰، برای اعضای ۱۸ تا ٦۰ سال، ۱ و برای افراد کمتر از ۱۸ سال یا بیشتر از ٦۰ سال، ۰/۵ اختصاص داده شد.
X_3		باور به تغییر اقلیم	طیف لیکرت پنج سطحی (۱=کاملا مخالفم، ۵= کاملا موافقم)
X_4	سرمایه فیزیکی	اندازه زمین کشاورزی	میزان مزارع کشاورزی در مالکیت افراد بر حسب هکتار
X_5		درآمد	میزان کل درآمد به دست آمده (میلیون ریال)
X_6		تعداد دام	شاخص بر حسب واحد گوسفند است. بز، گاو و اسب به ترتیب معادل ۰/۸، ۵ و ۱۲/۵ واحد گوسفند هستند (محاسبه واحد گوسفند بر اساس مؤسسه تحقیقات دامپروری انجام شد).
X_7		شاخص تنوع معیشت	این شاخص بین صفر تا یک است.
X_8	سرمایه اجتماعی	میزان اعتماد افراد به یکدیگر و به نهادهای اجتماعی	طیف لیکرت پنج سطحی (۱=خیلی کم، ۵= خیلی زیاد)
X_9		سطح مشارکت افراد در فعالیتهای اجتماعی و گروهی	طیف لیکرت پنج سطحی (۱=خیلی کم، ۵= خیلی زیاد)
X_{10}	دسترسی به بازار	فاصله از مزرعه تا نزدیکترین مرکز بازار	کیلومتر
X_{11}	سیاست‌های حمایتی دولت	میزان حمایت دولتها در ارائه تسهیلات فنی و مالی به روستائیان و سرمایه گذاری در زیرساخت‌ها	طیف لیکرت پنج سطحی (۱=خیلی کم، ۵= خیلی زیاد)
X_{12}	نگرش نسبت به مزایای گردشگری کشاورزی	ادراک مثبت نسبت به گردشگری کشاورزی	طیف لیکرت پنج سطحی (۱=خیلی کم، ۵= خیلی زیاد)

در این الگو احتمال این‌که iامین مشاهده متغیر وابسته y مقدار یک را اختیار نماید از رابطه (۲) به دست می‌آید (بالتاجی[۲۳]، ۲۰۰۸؛ گجراتی و پورتر[۲٤]، ۲۰۰۹):

[23] Baltagi
[24] Gujarati & Porter

$$Pi = E(y=1|Xi) = \frac{1}{1+e^{-BX_i}} \quad (۲)$$

بنابراین احتمال این‌که در iامین مشاهده، متغیر وابسته مقدار صفر اختیار نماید، با کمک رابطه (۳) محاسبه می‌شود:

$$1-P_i = E(y=1|X_i) = \frac{1}{1+e^{-BX_i}} \quad (۳)$$

در رابطه (۳)، P و E به ترتیب نشان‌دهنده‌ی احتمال و تابع توزیع تجمعی است. همچنین e پایه لگاریتم طبیعی را نشان می‌دهد.

برای محاسبه اثر نهایی هرکدام از متغیرهای توضیحی در مدل لاجیت، از رابطه (٤) که در زیر آمده است استفاده می‌شود (لی و هان[۲۵]، ۲۰۰۲):

$$MF_{Xi} = \frac{e^{xiBi}}{1+e^{xiBi}} Bi \quad (٤)$$

که در آن، e پایه لگاریتم طبیعی، Xi میانگین متغیر توضیحی، I و Bi ضریب متغیر وارده شده در مدل لاجیت است.

رایج‌ترین معیار تنوع معیشت، بردار سهم درآمد مرتبط با منابع درآمدی مختلف است. تنوع معیشت را می‌توان با استفاده از شاخص‌ها و معیارهای مختلفی از جمله شاخص تنوع سیمپسون[۲٦] (SDI)، شاخص هرفیندال[۲۷]، شاخص اگیو[۲۸] و شاخص آنتروپی[۲۹] اندازه‌گیری کرد. در مطالعات متعددی بر سادگی محاسبات، قابلیت اتکا، تطابق با دنیای واقعی و کاربرد گسترده‌تر و عمومی‌تر شاخص سیمپسون تأکید شده است (لی‌یوو و دامتی[۳۰]، ۲۰۲٤). در این مطالعه از شاخص SDI توصیه شده توسط شیانی و پاندیا (۱۹۹۸) برای شناسایی وضعیت تنوع معیشت خانوارها به صورت رابطه (۵) استفاده شد:

$$SDI = 1 - \sum_{i=1}^{N} P_i^2 \quad (۵)$$

در رابطه (۱)، SDI شاخص تنوع سیمپسون، N تعداد کل منابع درآمد و P_i نسبت درآمد حاصل از منبع i است. هر چه درآمد حاصل از هر منبع به طور یکنواخت توزیع شود، SDI به ۱ نزدیک می‌شود (ساحال و باها[۳۱]،

[25] Lee & Han
[26] Simpson Diversity Index (SDI)
[27] Herfindahl index
[28] Ogive index
[29] Entropy index
[30] Liyew & Damtie
[31] Sahal & Baha

۲۰۱۰). مقدار این شاخص از ۰ تا ۱ متغیر است. مقدار شاخص زمانی که تخصص کامل وجود دارد صفر بوده و با افزایش سطح تنوع، به سمت عدد یک میل می‌کند. همچنین، هنگامی که یک منبع درآمد واحد وجود دارد، $P_i = 1$، پس SDI برابر صفر خواهد بود. بر این اساس، با افزایش تعداد منابع درآمدی، سهم (P_i) و مجموع مجذور سهم‌ها، کاهش می‌یابد، به طوری که SDI به ۱ نزدیک می‌شود. بنابراین، خانوارهای با بیشترین منابع درآمد متنوع، بیشترین ارزش SDI را دارند و با کمترین منابع درآمد متنوع، کمترین ارزش SDI را دارند. لذا، هرچه تعداد منابع درآمد بیشتر باشد و همچنین سهم درآمد به طور مساوی توزیع شود، ارزش SDI بالاتر است. به این ترتیب، شاخص تنوع سیمپسون هم تحت تأثیر تعداد منابع درآمد و هم تحت تأثیر توزیع درآمد در میان منابع مختلف است (آیانا و همکاران[۳۲]، ۲۰۲۱).

علاوه بر این، در این مطالعه احتمال وجود پدیده همخطی بین متغیرهای مستقل ارزیابی شد. در یک آزمون تشخیصی، مسئله همخطی برای متغیرهای توضیحی گسسته مهم است. به این معنا که، متغیرهای مستقل گسسته بایستی از یکدیگر مستقل باشند و نه همبسته. در غیر این صورت، اگر همخطی وجود داشته باشد، دقت برآورد ضرایب می‌تواند قدرت آماری الگوی لاجیت ترتیبی را تضعیف کند. بر این اساس، از عامل تورم واریانس[۳۳] (VIF) برای آزمون همخطی در بین متغیرهای مستقل استفاده شد. در صورتی که VIFها کمتر از ٤ باشند، بین متغیرهای مستقل همخطی وجود ندارد و تخمین رگرسیون قابل انجام است (شرستا[۳٤]، ۲۰۲۰).

نتایج و بحث

نتایج توزیع خانوارهای مورد مطالعه بر اساس سطح تنوع معیشت محاسبه شده در جدول (۲) نشان می‌دهد که ۱۱/۵ درصد از خانوارهای مورد مطالعه دارای شاخص تنوع سیمپسون صفر می‌باشند، به این معنی که تنها از یک منبع برای امرار معاش خود درآمد کسب می‌کنند. حدود ٦٥ درصد از تنوع معیشتی خانوارهای مورد مطالعه، در دامنه پایین و متوسط قرار دارد. در این راستا، بیش از ۲۳ درصد خانوارهای روستایی دارای تنوع معیشتی بالا و خیلی بالا می‌باشند.

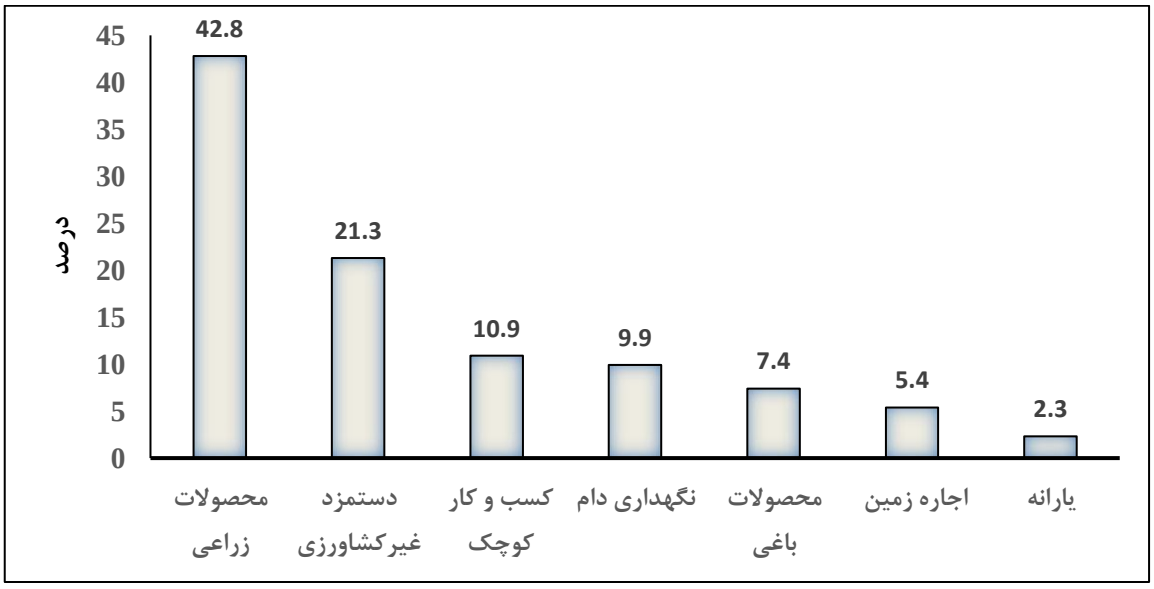
[32] Ayana
[33] Variance Inflation Factor (VIF)
[34] Shrestha

جدول ۲- توزیع خانوارهای نمونه بر اساس سطح تنوع معیشت

دامنه شاخص تنوع معیشت	سطح تنوع	تعداد	درصد
≤۰/۰۱	صفر	٤۲	۱۱/٤
۰/۰-۲۵۰/۰۱	پایین	۹٦	۲٦/۱
۰/۰-۵۰۰/۲٦۰	متوسط	۱٤۳	۳۸/۹
۰/۰-۷۵۰/۵۱۰	بالا	٤٦	۱۲/۵
≥۰/۷۵۰	خیلی بالا	٤۰	۱۰/۹
جمع		۳٦۷	۱۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

شایان ذکر است که منابع درآمدی خانوارهای مورد مطالعه شامل درآمد ناشی از نگهداری دام، کشت محصولات زراعی، تولید محصولات باغی، دستمزد غیرکشاورزی، کسب و کار کوچک، درآمد ناشی از اجاره زمین و کمک‌ها و یارانه‌های دریافتی از دولت شناسایی شد. بر این اساس، مطابق شکل (۲)، سهم محصولات زراعی و دستمزد غیرکشاورزی با مقادیر ٤۲/۸ و ۲۱/۳ درصدی بیشترین منبع درآمدی خانوارهای مورد مطالعه را نشان می‌دهند. کسب‌وکارهای کوچک و نگهداری دام از این حیث در رتبه‌های بعدی قرار دارند.



شکل ۲- سهم هر یک از منابع درآمدی از کل درآمد خانوارهای مورد مطالعه

مطابق جدول (۳)، مقادیر تخمینی VIF هیچ‌گونه همخطی را بین متغیرهای مستقل نشان نمی‌دهد. بنابراین، فرض مدل لاجیت برآورده شده است و می‌توان به ضرایب و معنی‌داری متغیرها در رابطه با رگرسیون عوامل تعیین‌کننده پذیرش گردشگری کشاورزی اعتماد کرد.

جدول ۳- نتایج آزمون وجود همخطی بر اساس معیار VIF

متغیرها	VIF	متغیرها	VIF
X_1	۲/۲٤	X_7	۱/٤۷
X_2	۱/٤	X_8	۲/٤۲
X_3	۱/۳٤	X_9	۱/٦۸
X_4	۱/۹۲	X_{10}	۱/٥
X_5	۲/۱۲	X_{11}	۱/۸۲
X_6	۲/۰۲	X_{12}	۲/۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج حاصل از برآورد مدل لاجیت در جدول (٤) گزارش شده است. مقدار آماره درستنمایی (LR) برابر ۱۰٤/۲۱ به دست آمد که فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن ارزش ضرایب تمامی متغیرهای مورد بررسی را به شدت رد می‌کند و به عبارت دیگر حداقل یکی از متغیرهای توضیحی دارای اثر معنی‌داری بر متغیر وابسته می‌باشد. از بین متغیرهای وارد شده در مدل، ۱۰ متغیر دارای اثر معنی‌داری بر متغیر وابسته می‌باشند. در این راستا، به جز متغیر دسترسی به بازار و میزان اعتماد افراد به یکدیگر و به نهادهای اجتماعی، سایر متغیرها تأثیر مثبتی بر پذیرش فعالیت‌های گردشگری کشاورزی دارند. به عبارت دیگر، برای متغیرهایی که ضریب برآوردی آن‌ها مثبت به دست آمد می‌توان بیان نمود که با افزایش (یا کاهش) آن‌ها مقدار L مدل لاجیت افزایش (یا کاهش) می‌یابد. در واقع ضرایب درج شده در جدول (٤) میزان تغییر در لگاریتم نسبت پذیرش فعالیت گردشگری کشاورزی را به ازای یک واحد تغییر در متغیرهای توضیحی نشان می‌دهد.

بر اساس نتایج، ضریب تخمینی متغیر سطح تحصیلات برابر ۱/۱٤ به دست آمد که در سطح یک درصد با علامت مثبت از نظر آماری معنی‌دار است. با توجه به علامت ضریب برآوردی برای این متغیر می‌توان این‌گونه عنوان نمود که افرادی که دارای سطح تحصیلات بالاتری برخوردار هستند؛ از احتمال پذیرش بیشتر فعالیت گردشگری کشاورزی نسبت به افراد با سطح تحصیلات پایین‌تر برخوردار هستند. مقدار اثر نهایی در میانگین برای این متغیر برابر ۰/۲٦ به دست آمد؛ لذا با توجه به مقدار اثر نهایی در میانگین، میزان تحصیلات، با فرض ثابت بودن سایر عوامل و در میانگین بودن سایر متغیرها، پذیرش فعالیت گردشگری کشاورزی در نمونه مورد مطالعه را ۲٦ درصد افزایش می‌دهد. نسبت شانس که برای مدل لاجیت قابل محاسبه است، برای متغیرهایی که ضریب برآوردی آن‌ها مثبت است بزرگ‌تر از یک و برای متغیرهایی که ضریب برآوردی آن‌ها در مدل لاجیت منفی به دست آمده است، کوچک‌تر از یک خواهد بود. با توجه به نسبت شانس به دست آمده می‌توان بیان نمود که بهبود سطح تحصیلات افراد در مناطق روستایی می‌تواند نسبت احتمال Y=1 به احتمال Y=0 را ۲/۱٦ برابر نماید. متغیر دیگری که تأثیر معنی‌داری بر متغیر وابسته داشته است، ظرفیت نیروی کار است. ضریب برآوردی این متغیر در مدل لاجیت برابر ۰/۹٤ به دست آمده است که در سطح قابل قبول ۱ درصد معنی‌دار

می‌باشد. بر اساس اثر نهایی در میانگین گزارش شده می‌توان بیان نمود که ۱ واحد افزایش در ظرفیت نیروی کار، با فرض ثابت بودن سایر عوامل و در میانگین بودن متغیرها، احتمال پذیرش گردشگری کشاورزی برای این فرد را در نمونه مورد مطالعه ۲۳ درصد افزایش می‌یابد. با توجه به نتایج مدل لاجیت و نسبت شانس گزارش شده، می‌توان بیان نمود که با افزایش یک واحد در ظرفیت نیروی کار، نسبت احتمال Y=1 به احتمال Y=0 در حدود ۱/۷٤ برابر می‌گردد.

بر اساس نتایج ارائه شده در جدول (٤) ضریب تخمینی متغیر باور به تغییر اقلیم در سطح یک درصد با علامت مثبت از نظر آماری معنی‌دار شد. علامت ضریب برآوردی این متغیر نشان می‌دهد که باور به تغییر اقلیم می‌تواند متغیر مقدار L مدل لاجیت افزایش دهد. اثر نهایی در میانگین این متغیر برابر ۰/۱۱ بدست آمده است؛ لذا می‌توان بیان نمود که هرچه باور به وقوع تغییر اقلیم در بین جامعه روستایی مورد مطالعه بیشتر باشد، با فرض ثابت بودن سایر عوامل و در میانگین بودن سایر متغیرها، احتمال پذیرش گردشگری کشاورزی، ۱۱ درصد افزایش می‌یابد. نسبت شانس *نیز* نشان می‌دهد که باور به تغییر اقلیم می‌تواند نسبت احتمال Y=1 به احتمال Y=0 را در حدود ۱/٦٦ برابر نماید. بنابراین، هر سه متغیر لحاظ شده به عنوان نماینده بعد سرمایه اجتماعی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر پذیرش گردشگری کشاورزی در منطقه مورد مطالعه دارند. این یافته با نتیجه مطالعات مال‌کانثی و همکاران[۳۵] (۲۰۱۵) در مورد گردشگری کشاورزی در سریلانکا، باهاتا و همکاران[۳٦] (۲۰۱۹) در مورد گردشگری روستایی در نپال و دینه و همکاران[۳۷] (۲۰۲۲) در رابطه با گردشگری کشاورزی در ویتنام همخوانی دارد. بر این اساس، افراد با تحصیلات بالاتر معمولا دارای آگاهی بیشتری از مزایایی گردشگری کشاورزی هستند و تمایل بیشتری به پذیرش ایده‌های جدید و نوآوری و ایجاد تنوع در منابع درآمدی خود دارند. این موضوع در رابطه با ظرفیت بالای نیروی کار از لحاظ سن و سلامت نیز مطرح است (دای و همکاران[۳۸]، ۲۰۱۹). از طرف دیگر، افرادی که باور بیشتری به وقوع تغییر اقلیم دارند؛ تمایل بیشتری به پذیرش و استفاده از روشهای جدید معیشتی به منظور سازگاری با این پدیده، افزایش تاب‌آوری و کاهش آسیب‌پذیری خود دارند. لذا، انتظار می‌رود افرادی که سطح بالاتری از خطر پدیده تغییر اقلیم را درک می‌کنند، تمایل بالاتری برای پذیرش گردشگری کشاورزی به عنوان یک فعالیت مکمل در محیط روستایی داشته باشند (پرات و همکاران[۳۹]، ۲۰۲۲).

علاوه بر این، ضریب تخمینی متغیر اندازه زمین کشاورزی در سطح ۱ درصد با علامت مثبت از نظر آماری معنی‌دار شده است؛ لذا می‌توان بیان نمود که یک رابطه مثبت بین افزایش اندازه مزرعه و احتمال پذیرش گردشگری کشاورزی برای آن‌ها وجود دارد. در این راستا، ضریب اثر نهایی در میانگین برای متغیر اندازه زمین

[35] Malkanthi
[36] Bhatta
[37] Dinh
[38] Dai
[39] Pratt

کشاورزی معادل ۰/۰۳ محاسبه شده است. بر اساس اثر نهایی در میانگین برآورد شده می‌توان این گونه عنوان نمود که افزایش اندازه زمین کشاورزی، با فرض ثابت بودن سایر عوامل و در میانگین بودن متغیرها، منجر به افزایش ۳ درصدی در احتمال اتخاذ فعالیت گردشگری کشاورزی در نمونه مورد مطالعه می‌شود. با توجه به نتایج مدل لاجیت و نسبت شانس به دست آمده برای متغیر اندازه زمین کشاورزی می‌توان عنوان نمود که برای افراد با زمین بیشتر نسبت به افراد دارای زمین کمتر، نسبت احتمال Y=1 به احتمال Y=0 در حدود ۱/۱٦ برابر می‌گردد. اثر نهایی مثبت متغیر تعداد دام به عنوان سرمایه فیزیکی بر پذیرش گردشگری کشاورزی نیز در جدول (٤) مشخص است. این یافته با یافته‌های یی‌بوا و همکاران (۲۰۱۷) در مورد تأثیر اندازه زمین بر مشارکت کشاورزان در فعالیت‌های گردشگری کشاورزی در شمال کالیفرنیا در ایالات متحده همسو است. در واقع، مزرعه بزرگ امکان پرداختن به فعالیت‌های مختلف را به طور همزمان فراهم می‌کند. در همین حال، انتظار می‌رود که کشاورزانی که مزارع بزرگتر دارند، ریسک‌پذیر باشند که به معنای تمایل بیشتری برای ورود به عرصه‌های کاری جدید (گردشگری کشاورزی) است (عسکرپور و همکاران، ۲۰۲۰).

بر طبق نتایج گزارش شده در جدول (٤) از تخمین لاجیت، متغیر دیگری که در سطح ۱ درصد معنی دار شد، متغیر شاخص تنوع معیشت می‌باشد. علامت مثبت و قابل توجه ضریب برآوردی نشان می‌دهد که روستائیان دارای تنوع معیشتی بالاتر از احتمال بالاتری جهت پذیرش گردشگر کشاورزی نسبت به سایر افراد برخوردارند. به عبارت دیگر، تنوع فعالیت‌های معیشتی می‌تواند متغیر مقدار L مدل لاجیت را افزایش دهد. با توجه به نتایج اثر نهایی در میانگین برای این متغیر برابر ۰/۳۱ به دست آمده است. این رقم را می‌توان به این شکل تفسیر نمود که تنوع معیشت، با فرض ثابت بودن سایر عوامل و در میانگین بودن متغیرها، منجر به ۳۱ درصد افزایش در احتمال پذیرش گردشگری کشاورزی در نمونه مورد مطالعه می‌شود. با توجه به نسبت شانس به دست آمده می‌توان بیان نمود که برای سرپرستان خانوار با تنوع معیشتی بالاتر، نسبت احتمال Y=1 به احتمال Y=0 در حدود ۲/۲۵ برابر است که بیشترین میزان از این حیث در قیاس با سایر متغیرهای توضیحی است. نقش مثبت و معنی‌دار متغیر درآمد بر پذیرش گردشگری کشاورزی توسط خانوارهای مورد مطالعه نیز در جدول (٤) قابل پیگیری است. دینه و همکاران (۲۰۲۲) نیز به این نتیجه دست یافتند که هر چه سیستم تولید کشاورزی متنوع‌تر باشد؛ تمایل کشاورزان روستایی در ویتنام برای پذیرش فعالیت گردشگری کشاورزی افزایش می‌یابد. تنوع معیشت می‌تواند به کاهش وابستگی به یک منبع درآمد خاص کمک کند و در نتیجه ریسک معیشتی را کاهش دهد. این امر می‌تواند به ترغیب کشاورزان در پذیرش گردشگری کشاورزی و استفاده از فرصت‌های متنوع در این زمینه مساعدت نماید (امیری و همکاران، ۱۳۹۵).

اثر نهایی متغیر سطح مشارکت افراد در فعالیتهای اجتماعی و گروهی دارای تأثیر مثبت و معنی‌دار بر اتخاذ فعالیت گردشگری کشاورزی برآورد شد. در این راستا، با افزایش سطح مشارکت، با فرض ثابت بودن سایر عوامل و در میانگین بودن متغیرها، احتمال پذیرش گردشگری کشاورزی در نمونه مورد مطالعه ۵ درصد افزایش

می‌یابد. همچنین، با توجه به نسبت شانس به دست آمده می‌توان بیان نمود که برای متغیر مورد بررسی با افزایش یک واحد در میزان این دو متغیر، نسبت احتمال $Y=1$ به احتمال $Y=0$، ۱/۱۸ برابر می‌گردد. این یافته با نتیجه مطالعه دینه و همکاران (۲۰۲۲) مطابقت دارد. مشارکت در فعالیت‌های اجتماعی می‌تواند به افزایش آگاهی افراد از مزایای گردشگری کشاورزی و بهره بردن از فرصت‌های موجود در تعامل با افراد پیشرو شود. در واقع، تقویت روابط و شبکه‌های اجتماعی از طریق مشارکت می‌تواند به تبادل اطلاعات و تجربیات افراد درباره شیوه‌های جدید همچون گردشگری کشاورزی منجر شود (لی و باربیری، ۲۰۲۰).

تأثیر متغیر میزان اعتماد افراد به یکدیگر و به نهادهای اجتماعی بر پذیرش گردشگری کشاورزی اگر چه از نظر عددی منفی است، اما از لحاظ آماری معنی‌دار نیست.از طرفی متغیر ادراک مفید بودن فعالیت گردشگری کشاورزی علیرغم اینکه بر متغیر وابسته دارای تأثیر مثبت است، اما این اثر از لحاظ آماری معنی‌دار نیست. از جمله متغیرهای دیگری که در مدل لاجیت به عنوان متغیر توضیحی وارد مدل شد و اثر معنی‌داری بر متغیر وابسته دارد، متغیر دسترسی به بازار، که به صورت میزان فاصله از نزدیکترین بازار مشخص شد، می‌باشد. ضریب برآوردی این متغیر ۰/۵۳ به دست آمده است که در سطح قابل قبول ۱ درصد معنی‌دار شده است و علامت منفی آن نشان می‌دهد که افزایش فاصله مزرعه تا بازار می‌تواند متغیر مقدار L مدل لاجیت را کاهش دهد. همچنین اثر نهایی در میانگین این متغیر، برابر ۰/۱٦- به دست آمده است. به این معنا که با افزایش فاصله از نزدیکترین بازار، با فرض ثابت بودن سایر عوامل و در میانگین بودن متغیرها، احتمال پذیرش گردشگری کشاورزی در نمونه مورد مطالعه ۱٦ درصد کاهش می‌یابد. با توجه به اثر مثبت بودن این متغیر بر احتمال پذیرش فعالیت گردشگری کشاورزی در نمونه مورد بررسی، نسبت شانس بدست آمده کوچک‌تر از یک محاسبه شد؛ لذا برای این متغیر، نسبت احتمال Y=1 به احتمال Y=0 در حدود ۰/۹۵ برآورد شد. بنابراین، مزارعی که به بازارهای بزرگ و مراکز شهری نزدیکتر هستند، دسترسی بهتری برای گردشگران فراهم می‌کنند. این مزیت از طریق کاهش هزینه حمل و نقل، ارائه محصولات تازه‌تر و کاهش زمان برای دسترسی به موقعیت توسط گردشگران محقق می‌شود (عسکرپور و همکاران، ۲۰۲۰).

ضریب برآوردی میزان حمایت دولت، ۰/۷۳ به دست آمد. علامت مثبت ضریب برآوردی نشان می‌دهد که با افزایش فعالیت‌ها و برنامه‌های حمایتی دولت‌ها احتمال پذیرش گردشگری کشاورزی در بین نمونه مورد مطالعه افزایش می‌یابد. اثر نهایی در میانگین برای این متغیر برابر ۰/۱۹ به دست آمد که در سطح ۱ درصد معنی‌دار است. نقش مثبت حمایت‌های دولت در ارائه تسهیلات مالی، آموزش و توانمندسازی ذینفعان محلی، توسعه زیرساخت‌ها و حمایت از فرآیندهای بازاریابی گردشگری کشاورزی در برخی از مطالعات تأیید شده است (بای‌پای، ۲۰۲۱).

جدول ٤- **برآورد تعیین‌کننده‌های گردشگری کشاورزی در بین خانوارهای مورد مطالعه**

متغیرها	ضریب برآوردی	آماره z	اثرات نهایی	نسبت شانس
سطح تحصیلات	***١/١٤	٣/٩٢	٠/٢٦	٢/١٦
کیفیت نیروی کار	***٠/٩٤	٤/٠٨	٠/٢٣	١/٧٤
باور به تغییر اقلیم	***٠/٥٢	٤/٣٧	٠/١١	١/٦٦
اندازه زمین کشاورزی	***٠/١٥	٢/٤٥	/٠٣	١/١٦
درآمد	***٠/٥٩	٣/٤٢	٠/١٤	٢/٣٠
تعداد دام	***٠/٣٤	٢/٥٩	٠/٠٨	١/٤٦
شاخص تنوع معیشت	***١/٢٣	٣/٦٧	٠/٣١	٢/٢٥
میزان اعتماد	-٠/٢٩	-١/١٣	-٠/٠٦	٠/٧١
سطح مشارکت	**٠/١٩	٢/٠٤	٠/٠٥	١/١٨
دسترسی به بازار	***-٠/٥٣	-٣/١٨	-٠/١٦	٠/٩٥
میزان حمایت دولت	***٠/٧٣	٢/٨٣	٠/١٩	٢/١٢
ادراک مفید بودن	٠/٢٨	٠/٩٥	٠/٠٥	١/٠٩
عرض از مبدا	***-٢/٦	٣/٢	-	-

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتیجه‌گیری

هدف این مطالعه توسعه چارچوب نظری و ارائه شواهد تجربی در مورد رفتار کشاورزان درگیر در گردشگری کشاورزی در مناطق مستعد در منطقه ممسنی است. نتایج مدل تحلیل رگرسیون لجستیک باینری اهمیت قابل توجه عوامل مؤثر بر تصمیم برای مشارکت در گردشگری کشاورزی را نشان می‌دهد. نتایج حاکی از اثرات مثبت و معنی‌دار متغیرهای مربوط به سرمایه‌های انسانی، فیزیکی، اجتماعی و حمایت‌های دولتی بر پذیرش گردشگری کشاورزی توسط ذینفعان محلی است. بر اساس نتایج به دست آمده، حمایت از فعالیت‌های آموزشی، سرمایه‌گذاری در توسعه زیرساختها، کمک‌های مالی و فنی به ذینفعان محلی، تشویق به مشارکت در فعالیت‌های اجتماعی و گروهی، تنوع‌بخشی به منابع درآمدی و حمایت از نوآوری و خلاقیت در زمینه گردشگری کشاورزی به منظور توسعه پذیرش این فعالیت‌ها قابل توصیه است.

منابع

امیری، ص.، احسانی‌فر، ت.، نادری، ن. و رستمی، ف. (۱۳۹۵). ارائه یک مدل مفهومی به منظور بررسی تأثیر گردشگری کشاورزی بر توسعه کارآفرینی روستایی. *نشریه مطالعات کارآفرینی و توسعه پایدار کشاورزی*، ۱(۱)، ۱-۱۵.

جمشیدی امید، سبحانی سید محمد جواد، مخبر دزفولی عبدالله، حاجی میررحیمی سیدداود. تحلیل راهبردهای توسعه‌ی کسب و کارهای بخش کشاورزی (مطالعه شهرستان کرج) راهبردهای کارآفرینی در کشاورزی ۱٤۰۲; ۱۰ (۱) :۹۳-۱۰٦ ۱۰.۱۹.۹۳/jea.۱۰,٦۱۱۸٦

سبحانی، سید محمد جواد و براتی، سهیلا. (۱٤۰۱). راهبردهای زنجیره تامین کشاورزی و غذا در دوران کرونا و پساکرونا: تحلیل SWOT. *جغرافیا و روابط انسانی، ۵(۳)*، ۲۸۳-۳۰۲ doi:10.22034/gahr.2023.379956.1790

Ammirato, S., Felicetti, A. M., Raso, C., Pansera, B. A., & Violi, A. (2020). Agritourism and sustainability: What we can learn from a systematic literature review. Sustainability, 12(22), 9575.

Askarpour, M. H., Mohammadinejad, A., & Moghaddasi, R. (2020). Economics of agritourism development: An Iranian experience. Economic Journal of Emerging Markets, 93-104.

Ayana, G. F., Megento, T. L., & Kussa, F. G. (2021). The extent of livelihood diversification on the determinants of livelihood diversification in Assosa Wereda, Western Ethiopia. *GeoJournal*, 1-25.

Bagi, F., & Reeder, R. J. (2012). Factors affecting farmer participation in agritourism. *Agricultural and Resource Economics*, *41*(2), 189–199.

Baipai, R., Chikuta, O., Gandiwa, E., & Mutanga, C. N. (2021). A critical review of success factors for sustainable agritourism development. African Journal of Hospitality, Tourism and Leisure, 10(6), 1778-1793.

Baltagi, B.H. (2008). Econometrics, Fourth edition. Springer Press.

Bhatta, K., & Ohe, Y. (2020). A review of quantitative studies in agritourism: The implications for developing countries. Tourism and Hospitality, 1(1), 23-40.

Dai, X., Wu, Z., Fan, Y., Li, B., Yang, Z., Nan, B., & Bi, X. (2019). Characteristics and determinants of livelihood diversification of different household types in far Northwestern China. Sustainability, 12(1), 64.

Dimitrovski, D., Leković, M., & Joukes, V. (2019). A bibliometric analysis of Crossref agritourism literature indexed in Web of Science. Menadžment u hotelijerstvu i turizmu, 7(2), 25-37.

Dinh, H. P., Vo, P. H., Pham, D. N., & Ngo, T. Q. (2022). Factors affecting farmers' decisions to participate in agricultural tourism activities: a case study in the mekong delta, vietnam. *AgBioForum*, *24*(1), 30-40.

Farsani, N. T., Ghotbabadi, S. S., & Altafi, M. (2019). Agricultural heritage as a creative tourism attraction. Asia Pacific Journal of Tourism Research, 24(6), 541-549.

Gujarati, D.N., & Porter, D.C. (2009). Basic Econometrics, Fifth Edition. McGraw. Hill press.

Jamshidi, O., Sobhani, S. M. J., Hajimirrahimi, S. D., & Nourozi, A. (2017). on the Effects of tourism Development on rural Areas (A case Study of giayn District, nahvand county). *International Journal of Agricultural Management and Development (IJAMAD)*, *8*(2), 287-297.

Kunasekaran, P., Ramachandran, S., Samdin, Z., & Awang, K. (2012). Factors affecting farmers' agro tourism involvement in Cameron Highlands, Pahang. *OIDA International Journal of Sustainable Development*, *4*(1), 83-90.

Lee, C. K., & Han, S. Y. (2002). Estimating the use and preservation values of national parks' tourism resources using a contingent valuation method. *Tourism management*, *23*(5), 531-540.

Li, H., & Zhang, X. (2011). *Factors on tourist community participation in Dongqian Lake.* Paper presented at the 2011 2nd International Conference on Artificial Intelligence, Management Science and Electronic Commerce (AIMSEC): IEEE doi:https://doi.org/10.1109/AIMSEC.2011.6010 181

Li, J., & Barbieri, C. (2020). Demystifying members' social capital and networks within an agritourism association: A social network analysis. Tourism and Hospitality, 1(1), 41-58.

Liyew, D. M., & Damtie, Y. A. (2024). Determinants of urban household income diversification and its relation to food security: lessons from Yejube town in Ethiopia. Cogent Social Sciences, 10(1), 2368946.

Malkanthi, S., & Routry, J. (2011). Potential for agritourism development: Evedance from Sri Lanka. *Journal of Agricultural Sciences – Sri Lanka*, *6*(1), 45–58.

Malkanthi, S., Ishana, A., Sivashankar, P., & Weeralal, J. (2015). Willingness to initiate spice-tourism in the Kolonna District Secretariat of Ratnapura district in Sri Lanka: Farmers' perspective. *Sri Lanka Journal of Food and Agriculture*, *1*(1), 35.

Nguyễn, D. T. (2021). Analysis of factors affecting the income of agritourism farms in Lam Dong Province. *Science & Technology Development Journal-Economics-Law and Management*, *5*(1), 1368-1377.

Nilsson, P. Å. (2002). Staying on farms: An ideological background. Annals of tourism research, 29(1), 7-24.

Pratt, S., Magbalot-Fernandez, A., & Ohe, Y. (2022). Motivations and constraints of developing agritourism under the challenges of climate change: The case of Samoa. International Journal of Tourism Research, 24(4), 610-622.

Sahal, B., & Baha, R. (2010). Livelihood diversification pursued by farmers in West Bengal. Indian Research Journal of Extension Education, 10 (2), 2.

Santeramo, F. G., & Barbieri, C. (2017). On the demand for agritourism: A cursory review of methodologies and practice. Tourism planning & development, 14(1), 139-148.

Schilling, B. J., Attavanich, W., & Jin, Y. (2014). Does agritourism enhance farm profitability? *Journal of Agricultural and Resource Economics*. 39(1), 69-87.

Shrestha, N. (2020). Detecting multicollinearity in regression analysis. American Journal of Applied Mathematics and Statistics, 8(2), 39-42.

Tew, C., & Barbieri, C. (2012). The perceived benefits of agritourism: The provider's perspective. *Tourism Management*, *33*(1), 215–224.

Togaymurodov, E., Roman, M., & Prus, P. (2023). Opportunities and Directions of Development of Agritourism: Evidence from Samarkand Region. Sustainability, 15(2), 981.

Wiranatha, A. S., Suryawardani, I. G. A. O., Petr, C., & Kencana, I. P. E. N. (2024). Priority of Criteria for Agritourism Development in Bali. *Jurnal Kajian Bali (Journal of Bali Studies)*, *14*(1), 234-258.

Yeboah, A., Owens, J., Bynum, J., & Okafor, R. (2017). Factors influencing agritourism adoption by small farmers in North Carolina. *Journal of Agricultural Extension and Rural Development*, *9*(5), 84-96

Zhao, Z., Xue, Y., Geng, L., Xu, Y., & Meline, N. N. (2022). The Influence of Environmental Values on Consumer Intentions to Participate in Agritourism—A Model to Extend TPB. Journal of Agricultural and Environmental Ethics, 35(3), 15.

Zheng, W., Qiu, H., & Morrison, A. M. (2023). Applying a combination of SEM and fsQCA to predict tourist resource-saving behavioral intentions in rural tourism: An extension of the theory of planned behavior. International Journal of Environmental Research and Public Health, 20(2), 1349.