

بررسی وضعیت توزیع و تنوع درآمد و تأثیر آن بر اقتصاد خانوارهای روستایی (مطالعه موردی: منطقه الموت)

ابوذر پرهیزکاری^{۱*}، مهرانوش میرزایی^۲، صفت‌اله رحمانی^۳، محسن علینی^۴

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی دانشگاه پیام نور تهران، محقق مرکز تحقیقات کشاورزی و منابع

طبیعی قزوین، و عضو بنیاد ملی نخبگان Abozar.parhizkari@yahoo.com

۲. دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی دانشگاه پیام نور تهران، عضو هیئت‌علمی مرکز تحقیقات

کشاورزی و منابع طبیعی قزوین mehr_mirza@yahoo.com

۳. دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی دانشگاه پیام نور تهران s.rahmani62@gmail.com

۴. استادیار سازمان تحقیقات آموزش و ترویج کشاورزی ma_200721@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۲/۲۷ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۱۲/۱۹

چکیده

وضعیت توزیع و تنوع درآمد در مناطق روستایی، با توجه به ویژگی‌های خانوارها و در چارچوب معیشت پایدار، درخور بررسی است. در این مطالعه، به منظور بررسی وضعیت توزیع و تنوع درآمد و تأثیر آن بر اقتصاد خانوارهای روستایی منطقه الموت، از مدل لوجیت چندگانه (MNL) استفاده شد. داده‌های مورد نیاز مربوط به سال ۱۳۹۱-۱۳۹۲ است. داده‌ها با استفاده از پرسش‌نامه‌های تنظیمی از ۱۲۷ خانوار نمونه جمع‌آوری شد. نتایج نشان می‌دهد سهم درآمد حاصل از فعالیت‌های دامی - زراعی مهم‌ترین عامل نابرابری درآمد در منطقه الموت است. به لحاظ تأثیرگذاری متغیرهای مؤثر، تفاوت معنی‌داری در سطوح یک و پنج درصد بین بخش‌های مختلف درآمدی (زراعی، دامی، جنبی، و ترکیبی) دیده می‌شود. همچنین، نتایج حاکی از آن است که ضرایب متغیرهای توضیحی مدل لوجیت چندگانه با احتمال بیش از ۹۵ درصد هم‌زمان برابر صفر نیستند؛ این امر تناسب فرم تابعی انتخابی را در کلیه تخمین‌ها نشان می‌دهد. مدل لوجیت چندگانه نیز در سطح بالایی با آماره‌های آزمون نسبت راست‌نمایی معنی‌دار شد و بیشترین P-value برای بخش درآمد زراعی (۰/۰۷۹) به دست آمد. به منظور ایجاد تنوع درآمدی برای خانوارهای روستایی و انتقال درآمد از بخش کشاورزی به سایر بخش‌ها، سرمایه‌گذاری کافی در آموزش، هماهنگی فعالیت‌های بازتوزیعی دستگاه‌های اجرایی، و ایجاد بنگاه‌های تولیدی کوچک در منطقه الموت توصیه می‌شود.

طبقه‌بندی JEL: R12, O18, D33, C35

واژگان کلیدی: الموت، تنوع درآمد، مدل لوجیت چندگانه، معیشت روستاییان.

۱. نویسنده مسئول، تلفن: ۰۹۱۲۲۸۶۳۲۷۸، ۰۲۸۳۳۳۵۸۰۰۳

۱. مقدمه

امروزه، چه در سطح جهانی، چه در مقیاس بین کشورها، و چه در سطح بین منطقه‌ای به توزیع درآمد توجه ویژه‌ای می‌شود. توزیع درآمد در توسعه اقتصادی نیز جایگاه مهمی را به خود اختصاص داده است (ارسلان بد، ۱۳۶۵). توزیع درآمد ابعاد گوناگونی دارد، اما آنچه به طور مستقیم به عدالت و رفاه اقتصادی مربوط می‌شود، توزیع درآمد بین افراد و خانوارها یا توزیع درآمد فردی^۱ است که در بسیاری از کشورها، از مهم‌ترین مسائل سیاست عمومی است. توزیع منطقه‌ای^۲ درآمد نیز از حیث عدالت و کارایی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. هر یک از مناطق روستایی ایران بخش مهمی از جمعیت کشور را در بر دارد. بنابراین، چگونگی توزیع درآمد بین این مناطق و تغییرات آن تا حدود زیادی وضعیت توزیع درآمد را مشخص می‌کند، ضمن اینکه از نظر عدالت و کارایی نیز پیامدهای مهمی دارد (پرهیزکاری و صبوچی، ۱۳۹۱).

علاوه بر نحوه توزیع درآمد، ایجاد تنوع درآمدی نیز در اقتصاد خانوارهای روستایی اثرگذار است. اگرچه بخش کشاورزی منبع اصلی درآمد اکثریت جمعیت روستایی کشورهای در حال توسعه است، بخش بزرگی از خانوارهای روستایی برای تأمین هزینه‌های روزمره زندگی خود به فعالیت‌های اقتصادی دیگری نیز می‌پردازند و با ایجاد تنوع و از راه‌های مختلف (علاوه بر فعالیت‌های کشاورزی) به کسب درآمد می‌پردازند (الیس^۳، ۲۰۰۰). به طور کلی، تنوع درآمد در مناطق روستایی در مراحل اولیه بیشتر برای امرار معاش خانواده‌ها در سطح مزرعه ایجاد می‌شود و در مراحل بعد با افزایش بهره‌وری و افزایش مازاد توسعه در بخش کشاورزی و غیرکشاورزی گسترش می‌یابد (شیرلی و بنفیکا^۴، ۲۰۰۱).

با توجه به اینکه در کشور ایران بیشتر جمعیت فقیر در روستاها زندگی می‌کنند و فعالیت اصلی آن‌ها کشاورزی است، مطالعه درباره توزیع درآمد و شناخت روش‌های ایجاد تنوع در درآمد روستاییان ضروری است و می‌تواند به بهبود سیاست‌گذاری‌های

1. Personal distribution
2. Regional distribution
3. Ellis
4. Tschirley & Benfica

کشور کمک کند (توده روستا، ۱۳۸۰). از این رو، در مطالعه حاضر به بررسی چگونگی توزیع و تنوع درآمد و تأثیر آن در اقتصاد خانوارهای روستایی منطقه الموت پرداخته می‌شود. این منطقه در شمال شرق استان قزوین واقع شده و با مساحتی معادل ۱۸۶۷ کیلومتر مربع و تراکم جمعیت ۱۹/۸ نفر در کیلومتر مربع، در مجموع دارای ۹۲ روستا، ۶۹۲۴ خانوار روستایی، و ۳۴۶۲۳ نفر جمعیت است (پرهیزکاری و همکاران، ۱۳۹۲). با توجه به موقعیت قرارگیری رودخانه شاهرود در طول جغرافیایی این منطقه، اغلب خانوارهای روستایی در مزارع خود به فعالیت‌های کشاورزی می‌پردازند و منابع درآمدی آن‌ها شامل زراعت، باغداری، دامداری، زنبورداری، دوره‌گردی، دلالی، دکانداری، واسطه‌گری و غیره است. افزایش روزافزون جمعیت روستاها، کاهش تولیدات زراعی، فقدان تنوع در بخش‌های درآمدی، و نابرابری در توزیع درآمد طی سال‌های اخیر به مهاجرت بسیاری از خانوارهای روستایی این منطقه به مناطق شهری هم‌جوار منجر شده است. بر اساس آخرین گزارش‌های مرکز آمار، میزان رشد سالانه جمعیت شهری استان قزوین ۸۷۳ درصد بوده که نشان‌دهنده مهاجرت جمعیت ساکن نقاط روستایی به نقاط شهری این استان است (مرکز آمار ایران، ۱۳۹۰). با توجه به افزایش مهاجرت روستاییان منطقه الموت به نواحی شهری مجاور (قزوین، کرج، تهران، و گیلان)، به جرات می‌توان گفت که توزیع و تنوع درآمد و همچنین برقراری اعتدال در سطح درآمدهای اکتسابی خانوارها تا حد زیادی به کاهش مهاجرت روستاییان منجر می‌شود و به رفع مشکلات موجود در این منطقه کمک می‌کند.

با توجه به اهمیت مقوله توزیع و تنوع درآمد، طی سال‌های اخیر، مطالعات داخلی و خارجی متعددی انجام پذیرفته است؛ به مهم‌ترین این مطالعات اشاره می‌شود:

ابونوری (۱۳۷۶)، در تحقیقی، با تجزیه و تحلیل اثر شاخص‌های اقتصاد کلان بر توزیع درآمد در ایران، طی دوره ۱۳۵۰ - ۱۳۷۵، نتیجه گرفت که یک درصد افزایش اشتغال (حدود ۳/۱ درصد) و یک درصد افزایش بهره‌وری نیروی کار (حدود ۰/۵۷ درصد) موجب کاهش نابرابری درآمد می‌شود. تورم و کل درآمدهای مالیاتی دریافتی از هر خانوار نیز با یک وقفه زمانی اثر افزایشی بر سطح نابرابری درآمد دارد. مجاهد (۱۳۷۵)، در تحقیقی، با عنوان «بررسی شاخص‌های نابرابری توزیع درآمد در استان خراسان»، با استفاده از ضریب

جینی و مقایسه سهم گروه‌های درآمدی، دریافت که از سال ۱۳۶۹ تا ۱۳۷۲ توزیع درآمد در مناطق شهری ناعادلانه‌تر از مناطق روستایی بوده است. ولی از سال ۱۳۷۲ تا ۱۳۷۵ مناطق شهری از مناطق روستایی وضعیت بهتری داشته‌اند. پروین (۱۳۸۰)، در مطالعه‌ای، به بررسی اثر سیاست‌های تعدیل بر فقر و توزیع درآمد در کشور پرداخت و به این نتیجه رسید که آثار سیاست‌های تعدیل بر فقر و توزیع درآمد به شرایط اولیه کشور بستگی دارد و سیاست‌های تعدیل در مقابل افزایش قیمت‌ها در اقتصادهایی که از ساختار نسبتاً انعطاف‌پذیری برخوردارند انگیزه لازم را برای سرمایه‌گذاری، اشتغال، و تولید فراهم می‌آورد و افزایش هزینه زندگی گروه کم‌درآمد را با ایجاد اشتغال و بهبود درآمدها جبران می‌کند. پرهیزکاری و صبوحی (۱۳۹۱)، در تحقیقی، با استفاده از ضریب جینی و مفهوم منحنی لورنز، به مقایسه پنجک‌های درآمدی خانوارهای روستایی شهرستان قزوین پرداختند و سطح رفاه اجتماعی خانوارها را محاسبه کردند. نتایج نشان داد نابرابری در توزیع درآمد خانوارهایی که به فعالیت کشاورزی اشتغال دارند بیش از خانوارهایی است که در بخش صنعت و خدمات مشغول به کارند. از مهم‌ترین مطالعات خارجی در زمینه توزیع و تنوع درآمد می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

سومدا و همکاران^۱ (۲۰۰۶)، در مطالعه‌ای، با استفاده از آزمون ناپارامتریک ویلکاکسون و مقایسه میانگین‌ها، به بررسی توزیع درآمد و آثار تکنولوژی بر آن در نواحی روستایی گامبیا پرداختند. نتایج نشان داد کاربرد تکنولوژی جدید موجب بدتر شدن وضعیت توزیع درآمد در بین خرده‌مالکانی می‌شود که در شهرها نیز کار می‌کنند، و تفاوت به‌وجودآمده در منابع تولید، پس از به‌کارگیری تکنولوژی، باعث ایجاد تفاوت در درآمد خانوارهای روستایی می‌شود. براز و بناموزیگ^۲ (۲۰۰۷)، با بررسی داده‌های مخارج خانوارهای روستایی، نشان دادند توزیع درآمد در مکزیک و در ایالت‌هایی که به اقتصاد جهانی نزدیک‌ترند و با آن ارتباط بیشتری دارند به سمت بهبود پیش می‌رود. همچنین، نتایج نشان داد ایجاد تنوع در مشاغل روستاییان باعث افزایش سطح درآمد خانوارها و کاهش فقر و شرایط نابسامان مناطق روستایی می‌شود. کیمنجو و شیرلی^۳ (۲۰۰۸)، در مطالعه‌ای

1. Somda et al.

2. Borraz & Benamouzig

3. Kimenju & Tschirley

پیرامون تنوع فعالیت‌های کشاورزی و امرار معاش در مناطق روستایی کنیا، به این نتیجه رسیدند که با تحول بخش کشاورزی در مناطق روستایی گرایشی به سمت تنوع درآمد و افزایش تخصص ایجاد می‌شود. کیمنجو و شیرلی بر آن‌اند که فعالیت‌های غیرکشاورزی به منظور ایجاد و کسب درآمد برای زنان و خانواده‌های فقیر روستایی حائز اهمیت است. برگ و نیلسون^۱ (۲۰۱۰) در مطالعه‌ای، با استفاده از مجموعه داده‌های نرمال‌شده توزیع درآمد و شاخص آزادی اقتصادی مؤسسه فریزر، اثر جهانی‌شدن و آزادی اقتصادی را بر نابرابری درآمد در هشتاد کشور دنیا طی دوره ۱۹۷۵ - ۲۰۰۵ بررسی کردند. نتایج نشان داد بین آزادی تجارت و نابرابری درآمد در کشورهای مورد بررسی رابطه مستقیم و معنی‌داری وجود دارد.

به طور کلی، مطالعات نشان می‌دهد نابرابری توزیع درآمد، عدم برقراری عدالت اجتماعی، و فقدان تنوع در مشاغل کسب درآمد، به‌ویژه در مناطق روستایی، دغدغه خاطر سیاست‌گذاران هر کشوری است. به همین منظور، در پژوهش حاضر وضعیت توزیع و تنوع درآمد و عوامل مؤثر بر آن در نواحی روستایی منطقه الموت تحلیل و ارزیابی می‌شود.

۲. روش تحقیق

در مطالعه حاضر از روش اقتصادسنجی برای بررسی چگونگی توزیع و تنوع درآمد در منطقه الموت استفاده می‌شود. پیش از پرداختن به این موضوع، نخست تابع درآمد کل خانوارهای روستایی برآورد می‌شود. سپس، از مدل لوجیت چندگانه (MNL)^۲ برای تحلیل توزیع و تنوع درآمد در منطقه استفاده می‌شود. هر یک از مراحل فوق در ادامه تشریح می‌شوند:

۱.۲. برآورد تابع درآمد کل خانوارهای روستایی

بر اساس روش‌های تجربی به‌کارگرفته‌شده توسط ماتلون^۳ (۱۹۷۹)، کورال و ریاردون^۴ (۲۰۰۱)، و ولدن‌هانا و اسکام^۵ (۲۰۰۱)، برای تجزیه و تحلیل مجموع درآمد حاصل از

-
1. Bergh & Nilsson
 2. Multinomial Logit Model
 3. Matlon
 4. Corral & Reardon
 5. Woldenhanna & Oskam

فعالیت‌های کشاورزی و غیرکشاورزی خانوارهای روستایی به تخمین توابع رگرسیونی نیاز است. بدین منظور، از روش حداقل مربعات معمولی^۱ استفاده می‌شود:

$$y_i = \beta X_i + u_i \quad \text{if } \text{RHS} \geq 0 \quad (1)$$

$$y_i = 0, \quad \text{Otherwise} \quad (2)$$

در روابط فوق، y_i بیانگر متغیر وابسته مدل و درآمد کل حاصل از فعالیت i ام خانوار و X_i متغیر توضیحی مدل و فعالیت i ام است. u_i نیز بیانگر جمله اخلال تابع رگرسیونی درآمد کل است. میانگین متغیر وابسته درآمد کل خانوارهای روستایی (y_i) پس از گرفتن امید ریاضی از دو طرف رابطه ۱ به صورت رابطه ۳ حاصل می‌شود:

$$E(y_i) = P(y_i > 0) \cdot E(y_i | y_i > 0) + p(y_i = 0) \cdot E(y_i | y_i = 0) \quad (3)$$

با جایگزینی رابطه ۱ در تابع امید ریاضی درآمد کل (رابطه ۳) و ساده کردن طرفین تساوی خواهیم داشت:

$$\begin{aligned} E(y_i) &= P(y_i > 0) = p(\beta' X_i + u_i > 0) = p(u_i > -\beta' X_i) \\ &= 1 - p(u_i < -\beta' X_i) = 1 - F(\beta' X_i) = F(\beta' X_i / \sigma) \end{aligned} \quad (4)$$

با توجه به رابطه ۴، میانگین درآمد کل خانوارهای روستایی ($E(y_i)$) برای حالتی که درآمد کل برابر با صفر باشد ($y_i = 0$) با استفاده از رابطه ۵ محاسبه می‌شود:

$$E(y_i = 0) = 1 - P(y_i > 0) = 1 - \phi(\beta' X_i / \sigma) \quad (5)$$

با توجه به اینکه $E(y_i | y_i = 0)$ برابر صفر است خواهیم داشت:

$$E(y_i | y_i > 0) = \beta' X_i + \sigma \lambda \quad (6)$$

در نهایت، پس از جای‌گذاری رابطه ۶ در تابع رگرسیونی رابطه ۱ و ساده کردن روابط، تابع رگرسیونی زیر (رابطه ۷) حاصل می‌شود (ولدن هانا و اسکام، ۲۰۰۱).

$$y_i = \phi(\beta' X_i / \sigma) \beta' X_i + \sigma \phi(\beta' X_i / \sigma) + u_i \quad (7)$$

1. Ordinary Least Squares

رابطه ۷ بیانگر یک مدل غیرخطی است و برآورد آن با استفاده از روش OLS صورت می‌گیرد. پس از تخمین تابع درآمد کل خانوارهای روستایی، به منظور بررسی واریانس ناهمسانی از آماره آزمون LM2^۱ و برای بررسی نرمال بودن توزیع جمله اخلال از روش ارائه شده جارکیو- برا^۲ استفاده شد. در این روش، که مبتنی بر کاربرد آماره آزمون توزیع خی-دو (δ^2) است، فرض صفر (H_0) حاکی از نرمال بودن جمله اخلال تابع و فرض یک (H_1) حاکی از غیرنرمال بودن جمله اخلال تابع برآورد شده است (هاردینگ و گرینول^۳، ۲۰۰۱).

۲.۲. مدل لوجیت چندگانه یا چندگزینه‌ای (MNL)

مدل لوجیت چندگزینه‌ای از جمله روش‌های اقتصادسنجی است که از آن برای تخمین معادلاتی که در آن‌ها متغیر وابسته به صورت موهومی و بیانگر بیش از دو گروه است استفاده می‌شود. در این گونه معادلات، متغیرهای مستقل اجازه دارند که برای هر حالت متفاوت و مشابه با مدل لوجیت تعمیم یافته باشند (اسکاب^۴، ۲۰۰۲؛ گرین^۵، ۲۰۱۲). شکل کلی مدل لوجیت چندگانه به صورت رابطه ۸ است:

$$\ln \Omega_{m|b} = \ln \frac{\Pr(y = m | x)}{\Pr(y = b | x)} = x \beta_{m|b} \quad \text{for } m = 1, 2, \dots, j \quad (8)$$

در رابطه ۸، b گروه مرجع است و به عنوان گروه پایه برای مقایسه در نظر گرفته می‌شود. m بیانگر گروه‌های مختلف درآمدی ($m = 1, 2, \dots, j$) است و از یک تا j گروه متغیر است. x بیانگر متغیرهای توضیحی مدل و $\beta_{m|b}$ ضرایب تخمینی مدل است. در مدل لوجیت چندگانه، نسبت‌های لگاریتمی هر پیامدی که با خودش مقایسه شود همیشه صفر خواهد بود. رابطه ۹ بیانگر این موضوع است. در صورت برقراری این شرط، اثر هر متغیر مستقل نیز صفر است (اسکاب، ۲۰۰۲).

$$\ln \Omega_{b|b}(x) = \ln 1 = 0 \Rightarrow \beta_{b|b} = 0 \quad (9)$$

1. Test statistic for heteroskedasticity LM2
2. Jarque-Bera
3. Harding & Greenwell
4. Schwab
5. Greene

به منظور محاسبه احتمالات پیش‌بینی شده در مدل لوجیت چندگانه، j معادله به صورت رابطه ۱۰ قابل حل است:

$$\Pr(y = m | x) = \frac{\exp(x \beta_{m|j})}{\sum_{j=1}^J \exp(x \beta_{j|j})} \quad (10)$$

با توجه به اینکه در مطالعه حاضر حالات مختلفی (بخش‌های درآمدی زراعی، دامی، زراعی-دامی، و ترکیبی) برای توزیع و تنوع درآمد در نظر گرفته شده است، برای بررسی عوامل مؤثر بر توزیع و تنوع درآمد، نخست مدل برای گروه اول (به عنوان گروه مرجع) تخمین زده می‌شود که معادلات احتمال به صورت رابطه ۱۱ خواهد بود:

$$\Pr(y = m | x) = \frac{\exp(x \beta_{m|1})}{\sum_{j=1}^J \exp(x \beta_{j|1})} \quad (11)$$

پس از حل معادلات احتمال فوق تخمین‌های $\hat{\beta}_{3|1}$ و $\hat{\beta}_{2|1}$ به دست می‌آید، در حالی که $\hat{\beta}_{1|1}$ برابر صفر است. اگر مدل با در نظر گرفتن گروه دوم به عنوان پایه نوشته شود، معادلات احتمال به صورت رابطه ۱۲ خواهد بود:

$$\Pr(y = m | x) = \frac{\exp(x \beta_{m|2})}{\sum_{j=1}^J \exp(x \beta_{j|2})} \quad (12)$$

در این صورت، تخمین‌های $\hat{\beta}_{3|2}$ و $\hat{\beta}_{1|2}$ پس از حل معادلات احتمال به دست می‌آید و $\hat{\beta}_{2|2}$ برابر صفر است. این پارامترها احتمالات پیش‌بینی شده مشابه را ارائه می‌کنند. مدل لوجیت چندگانه دارای خطایی است که مستقل است و با توزیع ارزش انتهایی^۱ توضیح داده می‌شود. وجود خطاهای مستقل در این مدل فرضیه‌ای را نشان می‌دهد که به آن فرضیه گزینه‌ای نامرتبط^۲ می‌گویند. بر اساس این فرضیه، افزودن یا حذف یک یا

1. Extreme Value Distribution
2. Independence of Irrelevant Alternatives Assumption

چند گزینه تأثیری در احتمال دیگر گزینه‌ها ندارد. اگر مدل چندگزینه‌ای لوجیت از این فرضیه تخلف و آن را نقض کند، ضرایب تخمینی مدل اریب و ناسازگار می‌شوند. برای آزمون این فرضیه از روش هاسمن^۱ و هسیائو^۲ استفاده می‌شود. آماره آزمون برای بررسی فرضیه گزینه‌های نامرتب در روش هاسمن به صورت رابطه ۱۳ به دست می‌آید:

$$H = (\hat{\beta}_R - \hat{\beta}_F)' [Var(\hat{\beta}_R) - Var(\hat{\beta}_F)]^{-1} (\hat{\beta}_R - \hat{\beta}_F) \quad (13)$$

در رابطه ۱۳، $\hat{\beta}_R$ نتایج حاصل از تخمین مدل حاصل از حذف گزینه‌ها و $\hat{\beta}_F^*$ نتایج حاصل از تخمین مدل با وجود کلیه گزینه‌های موجود است (اسکاب، ۲۰۰۲). پارامترهای تخمینی مدل لوجیت چندگانه فقط جهت اثر متغیرهای مستقل روی متغیر وابسته را فراهم می‌کنند و اندازه واقعی تغییرات و احتمالات را ارائه نمی‌دهند. با مشتق‌گیری تابع احتمالات مدل لوجیت چندگانه نسبت به متغیرهای توضیحی، آثار نهایی^۳ متغیرهای توضیحی به صورت رابطه ۱۴ به دست می‌آید:

$$ME = \frac{\delta \Pr(y = m | x)}{\delta x_k} = \Pr(y = m | x) [\beta_{k,m|j} - \sum_{j=1}^J \beta_{k,j|j} \Pr(y = j | x)] \quad (14)$$

کشش هر یک از متغیرهای توضیحی نیز با مشتق‌گیری از تابع احتمال هر گروه نسبت به متغیر توضیحی مورد نظر به دست می‌آید. رابطه ۱۵ بیانگر این مفهوم است:

$$E_{X_i} = \frac{\delta \Pr(y = m | x)}{\delta X_i} \cdot \frac{X_i}{\Pr(y = m | x)} \quad (15)$$

در رابطه ۱۵، E_{X_i} کشش متغیر توضیحی یا مستقل i ام است. این آماره نشان می‌دهد که یک درصد تغییر در متغیر مستقل i ام احتمال اینکه هر خانوار روستایی را در گروه درآمدی مورد نظر قرار دهد چند درصد است (اسکاب، ۲۰۰۲؛ گرین، ۲۰۱۲).

1. Hasman
2. Hesyao
3. marginal effect

۳. جامعه آماری و روش جمع‌آوری داده‌ها

جامعه آماری مطالعه حاضر شامل کلیه خانوارهای روستایی منطقه الموت (۶۹۲۴ خانوار) است. با توجه به کثرت خانوارها در این منطقه، برای گردآوری داده‌ها و اطلاعات مورد نیاز از روش نمونه‌گیری تصادفی ساده در دو مرحله استفاده شد. در مرحله اول، بر حسب تصادف، هفت روستای غیر همجوار - اسماعیل‌آباد، آتان، ورک، دیکین، گرمارود سفلی، گازرخان، و اوان - در رودبار الموت شرقی و هفت روستای غیر همجوار - اویرک، حسن‌آباد، درچاک، وشته، سالارکیا، هیبر، و فلار - در رودبار الموت غربی محدوده مطالعاتی انتخاب شدند. در مرحله دوم گزینش خانوارهای مورد بررسی در روستاهای منتخب بر اساس فرمول کوکران صورت گرفت و جمعاً ۱۲۷ خانوار نمونه برای جمع‌آوری داده‌ها تعیین شد. داده‌های مورد نیاز مربوط به سال ۱۳۹۱ - ۱۳۹۲ است که با تکمیل پرسش‌نامه‌های تنظیمی در ۲۹ بند جمع‌آوری شد.

۴. نتایج و بحث

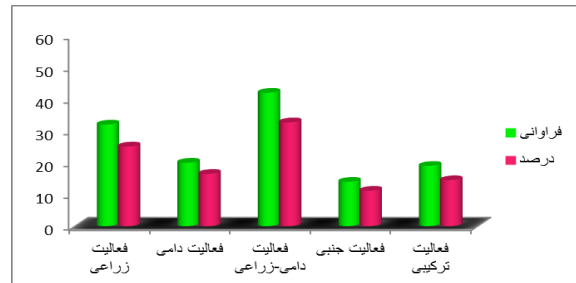
جدول ۱ اطلاعات کلی خانوارهای روستایی منطقه الموت را پس از استخراج از پرسش‌نامه‌های تکمیلی نشان می‌دهد. ملاحظه می‌شود که ۸۷/۴ درصد از سرپرستان خانوارهای روستایی منطقه مرد و ۱۷ درصد آنان زن‌اند. بیشترین درصد سرپرستان خانوار نیز در رده سنی ۴۰ تا ۵۰ سال قرار دارند. ۴۶/۷ درصد از خانوارها دارای سه تا پنج عضو و ۹/۳ درصد آن‌ها دارای کمترین اعضا هستند. در زمینه سطح تحصیلات، بیشترین اعضای خانوارها سواد ابتدایی دارند و کمترین اعضا دیپلمه‌اند. حدود ۱۰/۶ درصد از خانوارهای نمونه نیز مدارج عالی تحصیلی (فوق دیپلم و بالاتر) دارند. به لحاظ وضعیت اشتغال نیز، خانوارهای بدون شاغل مهاجر با ۶۸ درصد بیشترین سهم و خانوارهای دارای بیش از دو نفر شاغل با ۵/۳ درصد کمترین سهم را به خود اختصاص داده‌اند.

شکل ۱ توزیع فراوانی فعالیت‌های کشاورزی و غیرکشاورزی و جدول ۲ وضعیت درآمدی حاصل از این فعالیت‌ها را برای خانوارهای روستایی الموت در سال‌های ۱۳۹۱ - ۱۳۹۲ نشان می‌دهد.

جدول ۱. ویژگی خانوارهای روستایی نمونه در منطقه مورد مطالعه

درصد	فراوانی	طبقه‌بندی مورد نظر	ویژگی خانوارهای نمونه
۸۷٫۴	۱۱۰	مرد (جنس مذکر)	نوع جنسیت
۱۲٫۶	۱۷	زن (جنس مؤنث)	سرپرست خانوار
۱۰٫۷	۱۴	زیر ۴۰ سال	سن سرپرست خانوار
۳۸٫۶	۴۹	۴۰ - ۵۰ سال	
۲۱٫۳	۲۷	۵۱ - ۶۰ سال	
۱۷٫۴	۲۲	۶۱ - ۷۰ سال	
۱۲٫۰	۱۵	بالاتر از ۷۰ سال	اندازه خانوار
۹٫۳	۱۲	کمتر از ۳ نفر	
۴۶٫۷	۵۹	۳ - ۵ نفر	
۳۰٫۶	۳۸	۶ - ۸ نفر	
۱۳٫۴	۱۸	بیش از ۸ نفر	سطح سواد (تحصیلات)
۱۶٫۳	۲۱	بی‌سواد	
۳۸٫۱	۴۸	ابتدایی	
۲۰٫۳	۲۶	سیکل	
۱۴٫۷	۱۹	دیپلم	وضعیت اشتغال افراد خانوار
۱۰٫۶	۱۳	فوق دیپلم و بالاتر	
۶۸٫۰	۸۶	بدون شاغل مهاجر	
۱۷٫۳	۲۲	یک نفر شاغل	
۹٫۴	۱۲	دو نفر شاغل	وضعیت اشتغال افراد خانوار
۵٫۳	۷	بیش از دو نفر شاغل	
۱۰۰	۱۲۷		مجموع

منبع: یافته‌های تحقیق



شکل ۱. توزیع فراوانی فعالیت‌های کشاورزی و غیرکشاورزی خانوارهای روستایی منطقه الموت در سال‌های ۱۳۹۱ - ۱۳۹۲

جدول ۲. وضعیت درآمد حاصل از فعالیت‌های کشاورزی و غیرکشاورزی خانوارهای روستایی منطقه الموت طی سال‌های ۱۳۹۱ - ۱۳۹۲ (بر حسب ریال)

نوع فعالیت یا گروه درآمدی	میانگین درآمد حاصل از هر فعالیت یا گروه	تعداد خانوار در نمونه	درصد خانوارهای مورد بررسی
زراعی	۱۸۳۱۴۶۶۷۰	۳۲	۲۵٫۱
دامی	۱۴۹۴۲۶۶۷۰	۲۰	۱۶٫۵
دامی - زراعی	۳۷۳۶۱۳۳۴۰	۴۲	۳۲٫۷
جنبی	۸۱۱۷۳۳۴۰	۱۴	۱۱٫۲
دامی - زراعی - جنبی	۴۳۴۷۸۶۶۷۰	۱۹	۱۴٫۵
مجموع	-	۱۲۷	۱۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

ملاحظه می‌شود که بیشترین میزان میانگین درآمد سالانه در مناطق روستایی الموت از طریق پرداختن به فعالیت‌های دامی - زراعی - جنبی حاصل می‌شود؛ در این گروه درآمدی ۱۴٫۵ درصد از خانوارهای مورد بررسی اشتغال دارند. کمترین میزان عایدی نیز از طریق فعالیت‌های جنبی حاصل می‌شود؛ ۱۱٫۲ درصد از خانوارهای مورد بررسی از این طریق درآمد کسب می‌کنند.

جدول ۳ متغیرهای مؤثر بر درآمد کل و جدول ۴ نتایج حاصل از تخمین تابع درآمد کل خانوارهای روستایی منطقه الموت را نشان می‌دهد.

جدول ۳. متغیرهای مؤثر بر درآمد کل خانوارهای روستایی منطقه الموت

متغیر	تعریف	متغیر	تعریف
X _۱	هزینه خانوار	X _۶	اراضی زیرکشت
X _۲	جنسیت	X _۷	درآمد زدج*
X _۳	سن	X _۸	دارایی کل
X _۴	تحصیلات	X _۹	فاصله تا بازار
X _۵	اندازه خانوار	X _{۱۰}	درآمد کل**

* درآمد حاصل از فعالیت‌های زراعی - دامی - جنبی، ** متغیر وابسته منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۴. نتایج حاصل از تخمین تابع رگرسیونی درآمد کل خانوارهای روستایی منطقه الموت

متغیر	ضریب	خطای	نسبت	ارزش	ضریب	کشش
توضیحی	تخمین	استاندارد	آماره t	احتمال	همگنی	میانگین
X _۱	۰٫۳۸۳ ^{NS}	۰٫۳۱۱	۱٫۲۳	۰٫۱۵۶	۰٫۲۰۹	۰٫۵۳
X _۲	۰٫۲۷۷*	۰٫۲۰۱	۱٫۳۷	۰٫۰۰۱	۰٫۱۵۱	۰٫۵۷
X _۳	-۰٫۸۱**	۰٫۶۵۳	-۱٫۲۴	۰٫۰۲۹	-۰٫۱۸	-۰٫۸۲
X _۴	-۰٫۱۹**	۰٫۵۳۱	-۰٫۳۴	۰٫۰۵۰	-۰٫۰۴۷	-۰٫۰۳
X _۵	۰٫۳۷۴**	۰٫۴۸۵	۰٫۷۷	۰٫۰۳۸	۰٫۱۰۷	۰٫۳۶
X _۶	-۰٫۲۴۰*	۰٫۱۷۵	-۰٫۱۴	۰٫۰۰۰	-۰٫۰۲	-۰٫۰۲
X _۷	۰٫۷۱۷*	۰٫۷۵۹	۰٫۹۴	۰٫۰۰۴	۰٫۱۹۵	۰٫۱۶
X _۸	-۰٫۲۹ ^{NS}	۰٫۵۰۸	-۰٫۵۸	۰٫۳۴۷	-۰٫۱۱	-۰٫۱۹
X _۹	-۰٫۱۳**	۰٫۵۱۱	-۲٫۵۱	۰٫۰۲۸	-۰٫۲۸	-۰٫۳۸
Constant	۰٫۴۲۲ ^{NS}	۰٫۵۹۳	۰٫۷۱	۰٫۵۶۲	۰٫۰۰	۰٫۸۱
Observations= 127		$R^2 = 0/81$		$\delta^2 = 1/167$		
Dependent Variable= X ₁₀		$\bar{R}^2 = 0/74$		$Var(\delta^2) = 0/196$		
Mean (X ₁₀) = 0,52		SSE = 12/8		P.Value (δ^2) = 0/783		
Log Likelihood Fun= -40,1						

*: معنی‌دار در سطح یک درصد، **: معنی‌دار در سطح پنج درصد، NS: عدم معنی‌داری منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج جدول ۴، ملاحظه می‌شود که ضرایب متغیرهای توضیحی برای مدل ارائه شده به جز ضریب متغیر هزینه خانوار (X_۱) و دارایی کل (X_۸) در سطوح معنی‌داری یک و

پنج درصد معنی دار شدند. ضرایب مثبت متغیرهای جنسیت (X_2)، اندازه خانوار (X_5)، و درآمد زراعی-دامی-جنبی (X_7) حاکی از آن است که با افزایش هر واحد از متغیرهای فوق میزان درآمد کل خانوارهای روستایی به ترتیب ۰٫۲۷۷، ۰٫۳۷۴، و ۰٫۷۱۷ واحد افزایش می‌یابد. همان‌گونه که در جدول ۴ ملاحظه می‌شود، متغیرهای جنسیت (X_2) و درآمد زراعی-دامی-جنبی (X_7) در سطح یک درصد و متغیر اندازه خانوار (X_5) در سطح پنج درصد معنی دار شدند. در خصوص متغیر جنسیت، نتایج تخمین بیانگر آن است که افزایش مردان برای سرپرستی خانوارهای روستایی به افزایش درآمد کل خانوارها منجر خواهد شد؛ این امر به دلیل فعالیت‌های شغلی بیشتر و محدودیت کمتر برای اشتغال مردان در زمینه‌های مختلف کاری جهت کسب درآمد است. افزایش اندازه خانوار نیز سبب افزایش عرضه نیروی کار و، در نتیجه، کسب درآمد بیشتر در بلندمدت خواهد شد. با توجه به رابطه مستقیم و یک‌سویه درآمد کل خانوار با درآمد زراعی-دامی-جنبی نیز می‌توان ادعان کرد که افزایش این متغیر به بهبود سطح درآمد خانوارهای روستایی کمک خواهد کرد. این نتایج با تحقیقات ولدن‌هانا و اوسکام (۲۰۰۱)، برونس^۱ (۲۰۰۵)، و کارتانن^۲ (۲۰۰۹) همخوانی دارد.

مقادیر منفی محاسبه‌شده برای ضرایب متغیرهای سن (X_3)، تحصیلات (X_4)، و فاصله تا بازار فروش محصولات (X_9) که در سطح پنج درصد معنی دار شده‌اند- همچنین، متغیر اراضی زیر کشت (X_6) که در سطح یک درصد معنی دار شده- حاکی از آن است که با افزایش هر یک از متغیرهای فوق به میزان یک واحد مجموع درآمد خانوارهای روستایی به ترتیب ۰٫۸۱، ۰٫۱۹، ۰٫۱۳، و ۰٫۲۴ واحد کاهش می‌یابد. در واقع، با مسن‌تر شدن نیروی کار خانوارها کسب عایدی دشوارتر می‌شود و درآمد خانوارها نسبت به قبل کاهش می‌یابد؛ این نتیجه همسو با یافته‌های تحقیق کارتانن (۲۰۰۹) در بررسی وضعیت توزیع و تنوع درآمد بین خانوارهای روستایی مناطق شرق زامبیا^۳ است. افزایش تحصیلات اعضای خانوار نیز، با توجه به صرف زمان و هزینه زیاد، سطح درآمدی افراد خانوار را کاهش می‌دهد. متغیر تحصیلات در این تحقیق به سپری شدن مراحل و مدارج تحصیل متوسطه و دانشگاهی فرزندان خانوارهای روستایی اشاره می‌کند (منظور اشتغال به تحصیل فرزندان طی دوران

1. Brons
2. Karttunen
3. Eastern Zambia

متوسطه و دانشگاه قبل از استخدام یا پرداختن به کاری مطابق با رشته تحصیلی اعضای خانوار است). بنابراین، اشتغال به تحصیل فرزندان برای خانوارها هزینه‌هایی در پی دارد. این هزینه‌ها (هزینه‌های تحصیل) مجموع درآمد سالانه خانوارها را کاهش می‌دهد. افزایش فاصله تا بازار فروش نیز موجب افزایش هزینه حمل و نقل محصولات می‌شود و، در نهایت، به کاهش درآمد خانوارهای روستایی منجر خواهد شد؛ این یافته‌ها با مطالعات اسکوبال^۱ (۲۰۰۱) و کارتانن (۲۰۰۹) مطابقت دارد. افزون بر آن، مقدار ضریب تعیین (R^2) تابع رگرسیونی برآوردشده درآمد کل در حدود ۰/۸۱ است. این میزان حاکی از آن است که متغیرهای مستقل قادر به توضیح ۸۱ درصد از تغییرات متغیر وابسته (درآمد کل خانوارهای روستایی) هستند.

جدول ۵ نتایج آزمون‌های واریانس ناهمسانی و نرمال بودن توزیع جمله اخلال تابع برآوردشده درآمد کل (u) را نشان می‌دهد:

جدول ۵. نتایج آزمون‌های واریانس ناهمسانی و نرمال بودن توزیع جمله اخلال (u)

نوع آزمون مورد بررسی	آماره آزمون	مقدار آماره	ارزش احتمال	سطح معنی‌داری
نرمال بودن توزیع جمله اخلال	δ^2	۱,۱۶۷	۰,۷۸۳	۰,۰۵
آزمون واریانس ناهمسانی	LM2	۴,۸۹	۰,۸۲۱	۰,۰۱

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به جدول ۵، مقدار آماره توزیع خی-دو (δ^2) در حدود ۱,۱۶۷ برآورد شده است که کمتر از مقدار بحرانی آن (۲,۴۶۳) است. بنابراین، فرض صفر آزمون نرمال بودن توزیع جمله اخلال در سطح پنج درصد رد نمی‌شود و در این سطح معنی‌داری نمی‌توان شواهدی مبنی بر غیرنرمال بودن جمله اخلال تابع برآوردشده درآمد کل خانوارهای روستایی ارائه کرد. مقدار آماره LM2 نیز برای آزمون واریانس ناهمسانی در سطح معنی‌داری یک درصد ۴,۸۹ برآورد شده است که نشان می‌دهد اجزای اخلال الگو در سطح معنی‌داری یک درصد مشکل ناهمسانی واریانس ندارند.

1. Escobal

جداول ۶ تا ۹ نتایج حاصل از تخمین مدل لوجیت چندگانه را برای گروه‌های درآمدی مورد بررسی نشان می‌دهند. توزیع و تنوع درآمد در این جداول گروه مبنا در نظر گرفته شده و هر بخش درآمدی به عنوان یک استراتژی بررسی شده است. جدول ۶ عوامل مؤثر بر درآمد دامی خانوارهای روستایی منطقه الموت را نشان می‌دهد:

جدول ۶. بررسی عوامل مؤثر بر درآمد دامی خانوارهای روستایی منطقه الموت (خروجی مدل لوجیت چندگانه، متغیر وابسته: درآمد دامی)

متغیر	معرف	ضریب برآورد	Odd Ratio [^]	اثر نهایی
مخارج خانوار	X _۱	-۰٫۲۷۵	۰٫۸۷۲	-۰٫۶۸۸
جنسیت	X _۲	۰٫۲۶۶**	۱٫۱۲۸	۰٫۶۶۴
سن	X _۳	۰٫۱۸۷*	۰٫۷۳۹	۰٫۴۶۷
تحصیلات	X _۴	۰٫۱۳۹**	۲٫۵۶۱	۰٫۳۴۹
اندازه خانوار	X _۵	۰٫۱۹۰**	۰٫۷۶۰	۰٫۴۷۵
اراضی زیرکشت	X _۶	-۰٫۵۲۰	۱٫۵۵۰	-۰٫۱۳۰
درآمد زدج ^{^^}	X _۷	۰٫۱۰۲**	۰٫۹۸۳	۰٫۲۵۶
دارایی خانوار	X _۸	-۰٫۸۶۹	۱٫۷۴۰	-۰٫۲۱۷
فاصله	X _۹	۰٫۳۵۲	۰٫۸۲۵	۰٫۸۷۹
درآمد فروش	X _{۱۰}	۰٫۶۳۴*	۱٫۰۹۷	۰٫۱۵۸

[^]: نسبت احتمال گزینش استراتژی مورد نظر به احتمال گزینش استراتژی پایه، ^{^^}: درآمد زراعی - دامی - جنبی، * : معنی‌دار در سطح یک درصد، ** : معنی‌دار در سطح پنج درصد
منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج جدول ۶، ملاحظه می‌شود که در بخش درآمد دامی متغیرهای توضیحی سن و درآمد فروش در سطح یک درصد و متغیرهای جنسیت، تحصیلات، اندازه خانوار، و درآمد زراعی - دامی - جنبی در سطح پنج درصد معنی‌دار شدند. به منظور بررسی و تحلیل نتایج از نسبت احتمال گزینش استراتژی مورد نظر به احتمال گزینش استراتژی پایه^۱ استفاده شد و از میان شش متغیر مؤثر بر بخش درآمد دامی نسبت احتمال گزینش مربوط به متغیرهای توضیحی سن، اندازه خانوار، و درآمد زراعی - دامی - جنبی

1. Odd Ratio

به ترتیب ۰،۷۳۹، ۰،۷۶۰ و ۰،۹۸۳ به دست آمد که کمتر از یک است. این امر بیانگر آن است که افزایش سن، اندازه خانوار، و درآمد زراعی- دامی- جنبی نسبت احتمال انتخاب این گزینه‌ها به گزینه پایه را کاهش می‌دهد، در صورتی که ضریب نسبت احتمال گزینش برای متغیرهای مؤثر جنسیت، تحصیلات، و فروش محصولات بیشتر از یک است. بنابراین، افزایش متغیرهای مذکور نسبت احتمال اثرگذاری این گزینه‌ها را به گزینه پایه (تنوع درآمد) افزایش می‌دهد. افزون بر این، با توجه به جدول ۶، ملاحظه می‌شود، در بخش درآمد دامی، اثر نهایی متغیرهای مؤثر و معنی‌دار (سن، درآمد فروش، تحصیلات، جنسیت، اندازه خانوار، درآمد زراعی- دامی- جنبی) مثبت است. این امر حاکی از آن است که در صورت افزایش هر یک از متغیرهای مؤثر و معنی‌دار فوق به میزان یک واحد احتمال توزیع درآمد در بخش دامی افزایش می‌یابد؛ بدین مفهوم که خانوارهای روستایی برای کسب حداکثر درآمد توجه خود را به فعالیت‌های دامی معطوف می‌سازند. جدول ۷ عوامل مؤثر بر درآمد زراعی خانوارهای روستایی منطقه الموت را نشان می‌دهد:

جدول ۷. بررسی عوامل مؤثر بر درآمد زراعی خانوارهای روستایی منطقه الموت (خروجی مدل لجیت چندگانه، متغیر وابسته: درآمد زراعی)

اثر نهایی	Odd Ratio	ضریب برآورد	معرف	متغیر
-۰،۱۴۷	۱،۲۴۳	-۰،۵۹۷	X _۱	مخارج خانوار
-۰،۶۰۲	۰،۹۷۴	-۴،۴۷	X _۲	جنسیت
-۰،۱۱۹	۰،۸۲۲	-۰،۴۸۳*	X _۳	سن
۰،۱۹۷	۲،۲۷۴	۰،۸۰۲**	X _۴	تحصیلات
-۰،۱۷۰	۰،۸۱۱	-۰،۶۹۲	X _۵	اندازه خانوار
۰،۱۲۹	۱،۰۶۳	۰،۵۲۴**	X _۶	اراضی زیرکشت
-۰،۲۸۴	۰،۹۸۸	-۰،۱۱۵**	X _۷	درآمد زنج
-۰،۱۲۲	۱،۴۵۰	-۰،۴۹۶	X _۸	دارایی خانوار
۰،۳۳۵	۰،۹۰۲	۰،۱۳۶	X _۹	فاصله
-۰،۸۷۴	۰،۸۳۷	-۰،۳۵۵	X _{۱۰}	درآمد فروش

*: معنی‌دار در سطح یک درصد، **: معنی‌دار در سطح پنج درصد

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج جدول ۷، ملاحظه می‌شود که در بخش درآمد زراعی متغیر سن در سطح یک درصد و متغیرهای تحصيلات، اراضی زیرکشت، و درآمد زراعی- دامی- جنبی در سطح پنج درصد معنی‌دار شدند. از میان چهار متغیر مؤثر بر بخش درآمد زراعی، مقدار محاسباتی نسبت احتمال گزینش مربوط به متغیرهای توضیحی سن و درآمد زراعی- دامی- جنبی به ترتیب ۰/۸۲۲ و ۰/۹۸۸ است که کمتر از یک است. این امر بیانگر آن است که افزایش سن و درآمد زراعی- دامی- جنبی در بخش درآمد زراعی نسبت احتمال انتخاب این گزینه‌ها به گزینه پایه (تنوع درآمد) را کاهش می‌دهد، در صورتی که ضریب نسبت احتمال گزینش برای متغیرهای مؤثر تحصيلات و اراضی زیرکشت به ترتیب ۲/۲۷۴ و ۱/۰۶۳ است که بیشتر از یک است. بنابراین، افزایش متغیرهای مذکور نسبت احتمال اثرگذاری این گزینه‌ها را به گزینه پایه (تنوع درآمد) افزایش می‌دهد. افزون بر نتایج فوق، ملاحظه می‌شود که در بخش درآمد زراعی اثر نهایی متغیرهای مؤثر و معنی‌دار تحصيلات و اراضی زیرکشت به ترتیب برابر با ۰/۱۹۷ و ۰/۱۲۹ است. مثبت بودن این مقادیر حاکی از آن است که در صورت افزایش میزان تحصيلات اعضای خانوارهای روستایی منطقه الموت و همچنین افزایش سطح زیر کشت محصولات زراعی آن‌ها احتمال توزیع درآمد در بخش زراعی افزایش می‌یابد؛ بدین معنی که خانوارهای روستایی منطقه برای حصول حداکثر درآمد به سمت فعالیت‌های زراعی روی می‌آورند، کسب درآمد آن‌ها بر فعالیت‌های زراعی متمرکز می‌شود، و تمایل آن‌ها برای پرداختن به سایر فعالیت‌های درآمدی (دامی و جنبی) کاهش می‌یابد. به عبارت دیگر، خانوارهای روستایی منطقه به فعالیت‌های زراعی در منطقه راغب می‌شوند و فعالیت‌های درآمدی دیگر را در صورت تمایل در الویت‌های بعدی خود قرار خواهند داد. این در حالی است که میزان اثر نهایی متغیرهای مؤثر سن و درآمد زراعی- دامی- جنبی به ترتیب برابر با ۰/۱۱۹- و ۰/۲۸۴- است. منفی بودن اثر نهایی این دو متغیر بیانگر آن است که در صورت افزایش سن سرپرستان خانوارهای روستایی منطقه الموت و همچنین افزایش درآمد زراعی- دامی- جنبی خانوارها توزیع درآمد در بخش زراعی کاهش می‌یابد و کسب درآمد اغلب خانوارهای روستایی در بخش دامی متمرکز می‌شود یا اینکه حداکثر درآمد خانوارها از طریق پرداختن به فعالیت‌های دامی و جنبی تأمین می‌شود.

جدول ۸ عوامل مؤثر بر درآمد دامی- زراعی خانوارهای روستایی منطقه الموت را نشان می‌دهد. با توجه به این جدول، ملاحظه می‌شود که در بخش درآمد دامی- زراعی متغیرهای اندازه خانوار و فاصله تا محل فروش محصولات در سطح یک درصد و متغیرهای سن، تحصیلات، اراضی زیر کشت، و دارایی در سطح پنج درصد معنی‌دار شدند. از میان کلیه متغیرهای مؤثر بر بخش درآمد دامی- زراعی مقدار محاسباتی ضریب نسبت احتمال گزینش مربوط به متغیرهای توضیحی اندازه خانوار، اراضی زیر کشت، و فاصله تا بازار فروش به ترتیب ۰/۱۹۴، ۰/۹۸۶، و ۰/۹۳۴ است که کمتر از یک است. این امر بیانگر آن است که پُرجمعیت‌تر شدن خانوارهای روستایی، افزایش اراضی تحت کشت محصولات زراعی، و بیشتر شدن فاصله خانوارها تا محل فروش محصولات دامی و زراعی نسبت احتمال انتخاب این گزینه‌ها به گزینه پایه را کاهش می‌دهد، در صورتی که ضریب نسبت احتمال گزینش برای متغیرهای مؤثر سن، تحصیلات، و دارایی به ترتیب ۱/۱۳، ۲/۰۳۸، و ۱/۳۲ است که بیشتر از یک است. بنابراین، افزایش متغیرهای مذکور نسبت احتمال اثرگذاری این گزینه‌ها را به گزینه پایه (تنوع درآمد) افزایش می‌دهد. افزون بر نتایج فوق، ملاحظه می‌شود که در بخش درآمد دامی- زراعی اثر نهایی متغیرهای مؤثر و معنی‌دار سن، اراضی زیر کشت، و دارایی به ترتیب برابر با ۰/۱۷۳، ۰/۸۴۶، و ۰/۹۰۹ است. مثبت بودن این مقادیر بیانگر آن است که با مسن‌تر (پیرتر) شدن سرپرستان خانوارهای روستایی، گسترش سطح زیر کشت محصولات زراعی، و افزایش دارایی‌های ثابت خانوارهای روستایی منطقه الموت احتمال توزیع درآمد در بخش دامی- زراعی افزایش می‌یابد. این در حالی است که میزان اثر نهایی متغیرهای مؤثر تحصیلات، اندازه خانوار، و فاصله تا محل فروش محصولات به ترتیب برابر با ۰/۹۷۴، ۰/۴۷۲، و ۰/۱۱۵- است. منفی بودن اثر نهایی متغیرهای مذکور بیانگر آن است که در صورت افزایش تعداد اعضا و میزان تحصیلات خانوارهای روستایی منطقه الموت و همچنین افزایش فاصله مراکز تولید روستایی تا بازارهای فروش محصولات دامی و زراعی توزیع و تنوع درآمد در بخش دامی- زراعی کاهش می‌یابد.

جدول ۹ عوامل مؤثر بر درآمد ترکیبی (دامی- زراعی- جنبی) خانوارهای روستایی منطقه الموت را نشان می‌دهد.

جدول ۸. بررسی عوامل مؤثر بر درآمد دامی - زراعی خانوارهای روستایی منطقه الموت (خروجی مدل لوجیت چندگانه، متغیر وابسته: درآمد دامی - زراعی)

اثر نهایی	Odd Ratio	ضریب برآورد	معرف	متغیر
۰٫۹۸۴	۰٫۹۳۳	۰٫۴۰۵	X _۱	مخارج خانوار
-۰٫۸۷۸	۰٫۹۸۰	-۰٫۳۶۲	X _۲	جنسیت
۰٫۱۷۳	۱٫۱۳۷	۰٫۷۱۳**	X _۳	سن
-۰٫۹۷۴	۲٫۰۳۸	-۰٫۴۰۱**	X _۴	تحصیلات
۰٫۴۷۲	۰٫۸۳۵	۰٫۱۹۴*	X _۵	اندازه خانوار
۰٫۸۴۶	۰٫۹۸۶	۰٫۳۴۸**	X _۶	اراضی زیر کشت
-۰٫۲۳۵	۱٫۱۰۳	-۰٫۹۸۱	X _۷	درآمد زدج
۰٫۹۰۹	۱٫۳۲۰	۰٫۳۷۴**	X _۸	دارایی خانوار
-۰٫۱۱۷	۰٫۹۳۴	-۰٫۴۷۵*	X _۹	فاصله
-۰٫۷۵۶	۰٫۸۱۱	-۰٫۳۱۲	X _{۱۰}	درآمد فروش

*: معنی‌دار در سطح یک درصد، **: معنی‌دار در سطح پنج درصد
منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۹. بررسی عوامل مؤثر بر درآمد ترکیبی خانوارهای روستایی منطقه الموت (خروجی مدل لوجیت چندگانه، متغیر وابسته: درآمد ترکیبی)

اثر نهایی	Odd Ratio	ضریب برآورد	معرف	متغیر
۰٫۲۳۱	۰٫۹۴۷	۰٫۵۹۷	X _۱	مخارج خانوار
-۰٫۵۵۹	۰٫۸۳۹	-۰٫۱۴۸	X _۲	جنسیت
۰٫۵۱۵	۱٫۰۸۵	۰٫۳۱۸	X _۳	سن
-۰٫۲۵۰	۱٫۹۷۳	-۰٫۴۶۶**	X _۴	تحصیلات
۰٫۲۱۹	۰٫۹۱۰	۰٫۵۶۸*	X _۵	اندازه خانوار
۰٫۳۳۲	۰٫۹۴۷	۰٫۵۵۹**	X _۶	اراضی زیر کشت
-۰٫۱۷۱	۱٫۴۳۱	-۰٫۴۴۱	X _۷	درآمد زدج
۰٫۹۳۲	۰٫۹۷۷	۰٫۲۴۰	X _۸	دارایی خانوار
-۰٫۲۵۰	۰٫۹۲۳	-۰٫۹۰۴**	X _۹	فاصله
۰٫۳۲۵	۱٫۰۱۶	۳٫۴۱۶	X _{۱۰}	درآمد فروش

*: معنی‌دار در سطح یک درصد، **: معنی‌دار در سطح پنج درصد
منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج جدول ۹، ملاحظه می‌شود که در بخش درآمد ترکیبی متغیرهای اندازه خانوار و درآمد حاصل از فروش محصولات در سطح یک درصد و متغیرهای تحصیلات و فاصله تا مراکز فروش در سطح پنج درصد معنی‌دار شدند. از میان پنج متغیر مؤثر بر بخش درآمد ترکیبی مقدار محاسباتی ضریب نسبت احتمال گزینش مربوط به متغیرهای توضیحی اندازه خانوار، اراضی زیر کشت، و فاصله تا بازار فروش به ترتیب ۰/۹۱۰، ۰/۹۴۷، و ۰/۹۲۳ است که کمتر از یک است. این امر بیانگر آن است که پُرجمعیت‌تر شدن خانوارهای روستایی، افزایش اراضی زیر کشت محصولات زراعی، و بیشتر شدن فاصله خانوارها تا محل فروش محصولات دامی و زراعی نسبت احتمال انتخاب این گزینه‌ها به گزینه پایه (تنوع درآمد) را کاهش می‌دهد، در صورتی که ضریب نسبت احتمال گزینش برای متغیرهای مؤثر تحصیلات و درآمد حاصل از فروش به ترتیب ۱/۹۷۳ و ۱/۰۱۶ است که بیشتر از یک است. بنابراین، افزایش متغیرهای مذکور نسبت احتمال اثرگذاری این گزینه‌ها را به گزینه پایه (تنوع درآمد) افزایش می‌دهد. علاوه بر نتایج فوق، ملاحظه می‌شود که در بخش درآمد ترکیبی اثر نهایی متغیرهای مؤثر اندازه خانوار، اراضی زیر کشت، و درآمد حاصل از فروش به ترتیب برابر با ۰/۲۱۹، ۰/۳۳۲، و ۰/۳۲۵ است. مثبت بودن این مقادیر نشان می‌دهد که با افزایش سن خانوارهای روستایی، گسترش سطح زیر کشت محصولات زراعی، و افزایش میزان فروش خانوارهای روستایی منطقه الموت احتمال توزیع درآمد در بخش ترکیبی افزایش می‌یابد. میزان اثر نهایی متغیرهای مؤثر تحصیلات و فاصله تا محل فروش محصولات برابر با ۰/۲۵۰- است. منفی بودن اثر نهایی متغیرهای مذکور بیانگر آن است که در صورت ثابت بودن سایر شرایط و افزایش تحصیلات خانوارهای روستایی منطقه الموت به میزان یک سال و همچنین افزایش فاصله مراکز تولید روستایی تا بازارهای فروش به میزان یک کیلومتر کسب درآمد ترکیبی خانوارهای روستایی در حدود ۲۵ درصد کاهش می‌یابد.

جدول ۱۰ نتایج آزمون‌های نیکویی برازش مدل لوجیت چندگانه را برای توزیع و تنوع درآمد خانوارهای روستایی منطقه الموت نشان می‌دهد:

جدول ۱۰. نتایج آزمون‌های نیکویی برازش مدل لوجیت چندگانه برای توزیع و تنوع درآمد خانوارهای روستایی منطقه الموت

استراتژی‌های تنوع درآمد خانوارهای روستایی				مؤلفه‌ها و آزمون‌ها
ترکیبی	دامی - زراعی	زراعی	دامی	
۹۹	۶۳	۹۲	۶۶	تعداد مشاهدات در صفر (۰)
۲۸	۶۴	۳۵	۶۱	تعداد مشاهدات در یک (۱)
۱۲۷	۱۲۷	۱۲۷	۱۲۷	تعداد کل مشاهدات (۰ و ۱)
۱۲۴	۹۳	۱۱۶	۹۱	تعداد پیش‌گویی‌های صحیح
٪۹۸	٪۷۳	٪۹۲	٪۷۲	درصد پیش‌گویی‌های صحیح
-۳,۸۴	-۴۱,۰۸	-۱۴,۸۷	-۴۰,۲۲	تابع لگاریتم احتمال
-۲۰,۹۱	-۵۱,۱۷	-۲۳,۲۶	-۵۱,۹۲	لگاریتم احتمال صفر (۰)
۳۴,۱۳	۲۲,۱۹	۱۶,۷۸	۲۳,۴۱	آزمون نسبت راست‌نمایی
۰,۰۰۰۲	۰,۰۱۴	۰,۰۷۹	۰,۰۰۹	ارزش احتمال (P-value)
۰,۶۰۹	۰,۵۴۴	۰,۶۳۸	۰,۵۱۲	ضریب تعیین چو (Chow)

منبع: یافته‌های تحقیق

تعداد مشاهدات صفر و یک در جدول ۱۰ بیانگر وضعیت خانوارهای روستایی منطقه الموت در جامعه آماری لحاظ شده است. در بخش درآمد دامی، ۶۶ خانوار از این طریق درآمد کسب می‌کنند، اما ۶۱ خانوار دیگر فاقد هرگونه درآمد دامی‌اند. به طور کلی، «تعداد مشاهدات در یک» شامل خانوارهایی است که از طریق مورد نظر (دامی، زراعی، دامی - زراعی، ترکیبی) درآمد کسب می‌کنند. «تعداد مشاهدات صفر» نیز برای خانوارهایی است که فاقد درآمد از بخش مورد نظر (دامی، زراعی، دامی - زراعی، ترکیبی) هستند. تعداد پیش‌گویی‌های صحیح در کسب درآمد از بخش‌های دامی، زراعی، دامی - زراعی، و ترکیبی به ترتیب شامل ۹۱، ۱۱۶، ۹۳، و ۱۲۴ خانوار است. آماره آزمون درصد پیش‌بینی‌های صحیح برای بخش‌های درآمدی فوق به ترتیب برابر ۷۲، ۹۲، ۷۳، و ۹۸ درصد است که ملاحظه می‌شود برای کلیه بخش‌ها بیش از ۵۰ درصد تخمین زده شده است. این امر نشان می‌دهد که جواب‌های ۷۲ درصد از خانوارها در بخش دامی، ۹۲ درصد در بخش زراعی، ۷۳ درصد در بخش دامی - زراعی، و ۹۸ درصد در بخش ترکیبی بر

اساس ویژگی‌های اجتماعی و اقتصادی‌شان مطابق با انتظار بوده و از روند منطقی پیروی کرده است. نتایج به‌دست‌آمده از آزمون تابع احتمال حاکی از آن است که ضرایب متغیرهای توضیحی در مدل لوجیت چندگانه با احتمال بیشتر از ۹۵ درصد هم‌زمان برابر صفر نیستند. این امر نشان‌دهنده مناسب بودن فرم تابعی انتخابی در کلیه تخمین‌هاست. مقدار آماره ضریب تعیین چو نیز برای بخش‌های درآمد دامی، زراعی، دامی-زراعی، و ترکیبی به ترتیب ۰/۵۱۲، ۰/۶۳۸، ۰/۵۴۴، و ۰/۶۰۹ محاسبه شد که خوبی برازش مدل‌های مربوطه را نشان می‌دهد. همچنین، مدل لوجیت چندگانه (چندگزینه‌ای) در سطح بالایی با آماره‌های آزمون نسبت راست‌نمایی ۲۳/۴۱ در بخش درآمد دامی، ۱۶/۷۸، ۲۲/۱۹، و ۳۴/۱۳ معنی‌دار شد. پس از تخمین مدل لوجیت چندگانه، بیشترین ارزش احتمال نیز برای بخش درآمد زراعی حاصل شد که برابر ۰/۰۷۹ است.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در مطالعه حاضر برای ارزیابی توزیع و تنوع درآمد و تأثیر آن بر اقتصاد خانوارهای روستایی منطقه الموت از مدل لوجیت چندگانه (MNL)، که یکی از رهیافت‌های اقتصادسنجی است، استفاده شد. داده‌های مورد نیاز مربوط به سال ۱۳۹۱ - ۱۳۹۲ بود. این داده‌ها با استفاده از پرسش‌نامه‌های تنظیمی و مصاحبه حضوری با خانوارهای نمونه در مناطق روستایی الموت جمع‌آوری شد. برای تعیین حجم نمونه از روش نمونه‌گیری تصادفی ساده و فرمول محاسباتی کوکران استفاده شد. مدل ارائه‌شده نیز در محیط نرم‌افزاری SHAZAM حل شد.

نتایج نشان داد اغلب خانوارهای روستایی منطقه الموت در بخش دامی-زراعی مشغول به کارند و سهم درآمد حاصل از این فعالیت مهم‌ترین عامل نابرابری درآمد در این منطقه است. به لحاظ تأثیرگذاری متغیرهای مؤثر نیز، تفاوت معنی‌داری در سطوح یک و پنج درصد بین بخش‌های مختلف درآمدی (زراعی، دامی، جنبی، و ترکیبی) دیده شد. همچنین، نتایج تناسب فرم تابعی انتخابی را در کلیه تخمین‌ها نشان داد. مدل لوجیت چندگانه نیز در سطح بالایی با آماره‌های آزمون نسبت احتمال ۲۳/۴۱ در بخش درآمد دامی، ۱۶/۷۸ در بخش درآمد زراعی، ۲۲/۱۹ در بخش درآمد دامی-زراعی، و ۳۴/۱۳ در

بخش درآمد ترکیبی معنی‌دار شد و بیشترین ارزش احتمال معادل ۰/۰۷۹ برای بخش درآمد زراعی به‌دست آمد. در پایان، با توجه به نتایج به‌دست‌آمده از مدل لوجیت چندگانه (آثار نهایی مثبت متغیر توضیحی تحصیلات در بخش درآمد زراعی و دامی و اثر نهایی منفی این متغیر در بخش درآمد دامی - زراعی)، از یک سو، و پایین‌بودن سطح تحصیلات سرپرستان خانوارهای روستایی منطقه الموت، از سوی دیگر، پیشنهاد می‌شود به آموزش و تعلیم سرپرستان خانوارها (از طریق برگزاری کلاس‌های نهضت سوادآموزی) بیشتر توجه شود. بدون شک، افزایش سطح آگاهی سرپرستان خانوارهای روستایی منطقه موجب افزایش احتمال توزیع درآمد در بخش‌های زراعی، دامی، و جنبی می‌شود و این عامل باعث کاهش توزیع ناعادلانه درآمد (که بیشتر در بخش دامی - زراعی متمرکز است) در منطقه می‌شود. همچنین، احداث مراکز آموزشی، دانشکده‌های فنی - حرفه‌ای، و دانشگاه‌های دولتی توسط سازمان‌های ذی‌ربط در منطقه به منظور کاهش هزینه‌های تحصیلات فرزندان خانوارهای روستایی (هزینه‌های مربوط به رفت‌وآمد و اسکان جهت ادامه تحصیل در مناطق شهری هم‌جوار به علت فقدان امکانات آموزشی و مراکز دانشگاهی در منطقه)، که از طریق درآمد سالانه خانوارها تأمین می‌شود، توصیه می‌شود. افزون بر این، برای ایجاد تنوع درآمدی و انتقال درآمد از بخش دامی - زراعی به سایر بخش‌ها، هماهنگی فعالیت‌های بازتوزیعی دستگاه‌های اجرایی در اعطای وام‌های خوداشتغالی و بلاعوض به خانوارهای روستایی منطقه توصیه می‌شود. ارائه تسهیلات و وام‌هایی با نرخ بهره کم موجب می‌شود که تمایل خانوارهای روستایی منطقه برای ایجاد واحدهای کسب و کار و بنگاه‌های تولیدی کوچک افزایش یابد که علاوه بر ایجاد تنوع درآمدی، موجب کاهش مهاجرت روستاییان منطقه به نواحی شهری هم‌جوار می‌شود.

منابع

۱. ابونوری، اسماعیل (۱۳۷۶). «معرفی یک الگوی جدید برای توزیع درآمد در مناطق روستایی»، نشریه برنامه و توسعه، ۱(۲): ۱۵۹ - ۱۷۱.
۲. ارسلان بد، محمدرضا (۱۳۶۵). «توزیع درآمد در روستاهای ایران در سال ۱۳۵۱»، مجله اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۴۸، ۴۱ - ۱۴۸.

۳. پروین، سهیلا (۱۳۸۰). «اثر سیاست‌های تعدیل بر فقر و توزیع درآمد در ایران»، مجله تحقیقات اقتصادی، ۵۸(۳): ۶۸ - ۸۳.
۴. پرهیزکاری، ابودر و صبوحی، محمود (۱۳۹۱). «بررسی چگونگی توزیع درآمد و تأثیر آن بر اقتصاد خانوارهای روستایی در شهرستان قزوین»، همایش توسعه روستایی گیلان، شهریور ۱۳۹۱، ص ۱۲.
۵. پرهیزکاری، ابودر، صبوحی، محمود و ضیایی، سامان (۱۳۹۲). «شبیه‌سازی بازار آب و تحلیل اثرات سیاست اشتراک‌گذاری آب آبیاری بر الگوی کشت تحت شرایط کم‌آبی»، مجله اقتصاد و توسعه کشاورزی، ۲۷(۳): ۲۴۲ - ۲۵۲.
۶. توده روستا، مهرداد (۱۳۸۰). «بررسی عوامل مؤثر بر وضعیت توزیع درآمد در بین کشاورزان شهرستان ساوجبلاغ»، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده کشاورزی، دانشگاه صنعتی اصفهان.
۷. مجاهد، مجید (۱۳۷۵). «بررسی شاخص‌های نابرابری توزیع درآمد در استان خراسان»، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه علوم و فنون مازندران.
۸. مرکز آمار ایران (۱۳۹۰). نتایج تفصیلی آمارگیری از هزینه و درآمد خانوارهای روستایی سال ۱۳۸۸، مرکز آمار ایران: تهران.
9. Bergh, A. & Nilsson, T. (2010). "Do liberalization and Globalization Increase Income Inequality", *European Journal of Political Economy*, 26(4): 488-505.
10. Borraz, O. & Benamouzig, D. (2007). *Food and Pharmaceutical Agencies in Europe, Between Bureaucracy and Democracy, Cross-national Perspectives, a Commented Bibliography*, Publications de la MSH-Alpes, 46-73.
11. Brons, J.E. (2005). *Activity Diversification in Rural Livelihoods, the Role of Farm Supplementary Income in Burkina Faso*, Ph.D Thesis, Wageningen University, Netherlands, p. 149.
12. Corral, L. & Reardon. T. (2001). "Rural Nonfarm Incomes in Nicaragua", *World Development*, 29(3): 427-442.

13. Ellis, F. (2000). "Rural livelihoods and diversity in developing countries", Oxford University Press, 43(7): 43-67.
14. Escobal, J. (2001). The Determinants of Nonfarm Income Diversification in Rural Peru, *World Development*, 29(3): 497-508.
15. Greene, W.H. (2012). "Econometric Analysis, 7th edition, Upper Saddle River", NJ: Pearson Prentice Hall, ISBN: 978-0-13-139538-1.
16. Harding, A. & Greenwell, H. (2001). "Trends in Income and Expenditure Inequality in the 1980 s and 1990 s", Paper presented to the 30th Annual Conference of Economists, Perth, Western Australia, 24 September 2001.
17. Karttunen, K. (2009). Rural Income Generation and Diversification- A Case Study in Eastern Zambia, Ph.D Thesis, University of Helsinki, Publications No: 47, p. 158.
18. Kimenju, S.C. & Tschirley, D. (2008). "Agricultural and Livelihood Diversification in Kenyan Rural Households", Tegemeo Institute Working Paper Series, No: 24.
19. Matlon, P. (1979). "Income Distribution among Farmers in Northern Nigeria: Empirical Results and Policy Implications", African Rural Economy Paper, No. 18, Michigan State University, Lansing, Michigan.
20. Schwab, J.A. (2002). "Multinomial Logistic Regression: Basic Relationships and Complete Problems", [Http://www.utexas.edu/courses/schwab/sw388r7/SolvingProblems](http://www.utexas.edu/courses/schwab/sw388r7/SolvingProblems).
21. Somda, J., Kamuanga, M. & Eric, T. (2006). "Resources endowment, income distribution and needs for technologies among periurban smallholders in the Gambia", *Biotechnol Agron Soc*, 13, 48-61.
22. Tschirley, D.L. & Benfica, R. (2001). "Smallholder agriculture, wage labor and rural poverty alleviation in land-abundant areas of Africa: Evidence from Mozambique", *The Journal of Modern African Studies*, 39(2): 333-358.
23. Woldenhanna, T. & Oskam, A. (2001). "Income diversification and entry barriers: evidence from the Tigray region of Northern Ethiopia", *Food Policy*, 26, 351-365.