[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.42.3.9]

[DOI: 10.52547/jemr.11.42.83]

تحقیقات مدلسازی اقتصادی/ دوره ۱۱، شماره ۴۲، زمستان ۹۹، صفحه ۱۱۷-۸۳

«مقاله پژوهشی»

اشتغال غیررسمی و فقر خانوارهای شهری و روستایی در ایران

شهریار زروکی[۱]، مستانه یدالهی اطاقسرا[۲]، آرمان یوسفی بارفروشی[۳]

تاریخ دریافت: ۹۹/۰۳/۱۱ تاریخ پذیرش: ۹۹/۱۰/۲۹

چکیده

عدم‌حمایت بخش تأمین اجتماعی و عدم وجود قوانین بازار کار در اشتغال غیررسمی موجب شده است این انتظار قوت بگیرد که فقر در خانواری که سرپرست آن خانوار اشتغال غیررسمی را برمی‌گزیند بیشتر از خانواری است که سرپرست خانوار در بخش رسمی مشغول به کار است. ازاین‌رو در این پژوهش سعی شد تا اثر اشتغال غیررسمی به همراه سایر عوامل مؤثر بر فقر خانوارها بررسی شود. بدین منظور، با بهره‌گیری از ریز داده‌های طرح هزینه و درآمد خانوارهای شهری و روستایی در سال ۱۳۹۷، نخست، خط فقر بر پایه روش ۶۶ درصد میانگین سرانه‌ی مخارج خانوارها به تفکیک استانی برای مناطق شهری و روستایی محاسبه و خانوارهای فقیر شناسایی شد. سپس با توجه به شاخص ارائه‌شده در این پژوهش، نوع اشتغال سرپرستان خانوارها به لحاظ رسمی و غیررسمی مشخص شد. در پردازش اولیه داده‌ها، مقایسه‌ی میان خانوارهایی که سرپرستان شاغل دارند نشان داد که بیشترین میزان فقر مربوط به خانوارهای با سرپرست شاغل در مشاغل غیررسمی است. در ادامه، برآورد الگوی پژوهش با متغیر وابسته‌ی محدود بر مبنای داده‌های شبه تابلویی و به روش اثرات تصادفی در رگرسیون لجستیک در قالبی جداگانه برای ۱۳۲۴۸ خانوار شهری و ۱۳۱۱۵ خانوار روستایی در ۳۱ استان انجام شد. نتایج نشان داد اشتغال غیررسمی سرپرست خانوار اثر مستقیم بر احتمال فقر خانوار دارد و میزان تأثیرگذاری در مناطق شهری بیش از مناطق روستایی است. همچنین متغیرهای تحصیلات، سن و جنسیت سرپرست خانوار تأثیر معکوس و متغیرهای

۱. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه مازندران (نویسنده مسئول) Email:sh.zaroki@umz.ac.ir

۲. کارشناس ارشد علوم اقتصادی دانشگاه مازندران Email:Mastaneh.yadolahi@yahoo.com

۳. کارشناس ارشد علوم اقتصادی دانشگاه مازندران Email:Arman.yousefi1372@gmail.com

مجذور سن و بُعد خانوار با اثری مستقیم بر احتمال فقر خانوار همراه است. بدین نحو که اثرگذاری مطلوب تحصیلات و سن؛ و تأثیر نامطلوب بُعد خانوار بر احتمال فقر خانوارها در مناطق شهری بیش از مناطق روستایی است.

واژه‌های کلیدی: فقر، اشتغال غیررسمی، داده‌های شبه تابلویی، ایران.

طبقه‌بندی JEL: I32، J46، C23.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.42.3.9]

[DOI: 10.52547/jemr.11.42.83]

۱. مقدمه

به‌طورمعمول بازار نیروی کار در کشورهای درحال‌توسعه‌ای همچون ایران از دو بخش رسمی و غیررسمی تشکیل می‌شود که در آن بخش رسمی سازمان‌یافتگی، درآمد و جذابیت شغلی بالاتری نسبت به بخش غیررسمی دارد. در سوی مقابل اشتغال غیررسمی معمولاً درآمد پایین‌تر و پر نوسان‌تری را نسبت به اشتغال رسمی در اختیار افراد قرار می‌دهد. نیروی کار به دو دلیل معمولاً به اشتغال غیررسمی روی می‌آورد. دلیل نخست می‌تواند انتخاب داوطلبانه یک فرد باشد که شغل غیررسمی را یک فرصت می‌داند. وجود موانع برای کسب اشتغال رسمی می‌تواند دیگر دلیل عمده‌ای باشد که افراد مجبور می‌شوند به اشتغال غیررسمی روی می‌آورند. موضوع دیگر در رابطه با اشتغال غیررسمی این است که افراد به دلیل فقیر بودن به اشتغال غیررسمی روی می‌آورند یا به دلیل اینکه اشتغال غیررسمی را انتخاب کردند فقر را تجربه می‌کنند (گونسر و لانو[1]، ۲۰۱۲). اشتغال غیررسمی با توجه به شرایط قادر است اثرات متفاوتی بر فقر خانوار داشته باشد. از یک‌سو کسب اشتغال غیررسمی برای یک فرد در خانواده فقیر که پیش‌ازاین بیکار بوده است به معنای کسب درآمد و کاهش شدت فقر آن خانوار است. از سوی دیگر عدم وجود حمایت بخش تأمین اجتماعی و وجود قوانین کار برای افراد شاغل در بخش غیررسمی می‌تواند شدت فقر خانوار را افزایش دهد. به‌طور مثال اگر فردی از یک خانواده فقیر دچار ناتوانی جسمی در حین کار شود با توجه به اینکه نرخ اشتغال برای این‌گونه افراد نسبت به افراد سالم در کشورهای درحال‌توسعه کمتر است این بدان معنا است که این فرد شانس کمتری را برای کسب شغل دارا است و درنتیجه به دلیل فقدان سیستم تأمین اجتماعی این امکان وجود دارد که فرد پس از آسیب جسمی از کسب درآمد محروم شود و شدت فقر این خانوار افزایش یابد (میزونیا و میترا[2]، ۲۰۱۳).

1. Günther and Launov
2. Mizunoya and Mitra

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.42.3.9]
[DOI: 10.52547/jemr.11.42.83]

ازآنجایی‌که میزان بالای فقر در جامعه ازجمله ویژگی‌های عمده کشورهای درحال‌توسعه محسوب می‌شود. ازاین‌رو مقابله با فقر ازجمله اولویت‌های کشورهای درحال‌توسعه محسوب می‌شود (الواردو و گاسپارینی، ۲۰۱۵). پدیده فقر می‌تواند در دو منطقه شهری و روستایی پیامدهای متفاوتی را به همراه داشته باشد. افزایش فقر در یک مناطق روستایی موجب مهاجرت افراد از روستا به شهر خواهد شد که این پدیده پس از مدتی موجب تضعیف بخش کشاورزی یک کشور خواهد شد. در طرف مقابل افزایش فقر در مناطق شهری می‌تواند امنیت اجتماعی را کاهش و میزان جرم و جنایت را در یک کشور افزایش دهد. با توجه به اهمیت موضوع فقر در مناطق شهری و روستایی و اثری که می‌تواند از اشتغال غیررسمی بپذیرد این پژوهش قصد دارد تا اثر اشتغال غیررسمی را بر فقر خانوارها شهری و روستایی ایران با استفاده از ریز داده‌های طرح هزینه و درآمد خانوارهای شهری و روستایی در سال ۱۳۹۷ از طریق بهره‌گیری از روش داده‌های شبه تابلویی موردبررسی قرار دهد. پژوهش حاضر از چند منظر نسبت به مطالعات داخلی پیشین متفاوت است. نخست، خط فقر با در نظر گرفتن بُعد خانوار محاسبه و به‌طور متوسط برای خانوارهای ۴ نفره گزارش‌شده است. دوم، با ارائه‌ی شاخصی جهت تعیین نوع اشتغال سرپرستان خانوارها (به لحاظ رسمی و غیررسمی)، تأثیر اشتغال غیررسمی بر فقر خانوارهای شهری و روستایی موردبررسی قرارگرفته است. سوم آن‌که نسبت به اغلب مطالعات از روشی متفاوت یعنی روش داده‌های شبه تابلویی در برآورد الگو استفاده‌شده است. روشی که بر مبنای ویژگی‌های مناطق (استان‌ها) به بررسی اثر می‌پردازد. بر این اساس در ادامه، مقاله به این صورت سازمان‌دهی شده است که در بخش دوم ادبیات نظری مرتبط با پژوهش ارائه می‌شود و مروری بر مطالعات پیشین داخلی و خارجی صورت می‌گیرد. پس‌ازآن درروش پژوهش، نحوه محاسبه خط فقر و شناسایی خانوارهای فقیر از غیر فقیر و همچنین نحوه تعیین نوع اشتغال سرپرستان خانوار به لحاظ رسمی و غیررسمی ارائه می‌شود. در مرحله بعد، پردازش اولیه و توصیف داده‌ها انجام می‌شود، سپس برآورد

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.42.3.9]
[DOI: 10.52547/jemr.11.42.83]

مدل با روش داده‌های شبه تابلویی مبتنی بر تخمین‌زن حداکثر درستنمایی انجام می‌شود و در پایان، نتایج پژوهش و راهکارها ارائه می‌شود.

۲. ادبیات پژوهش

رابطه‌ای دوطرفه میان فقر و اشتغال بخش غیررسمی وجود دارد به این صورت که فقر موجب گسترش اشتغال غیررسمی می‌شود و اشتغال غیررسمی یکی از دلایل فقر است. افراد فقیر برای گذراندن زندگی نیاز به اشتغال و درآمد دارند و درصورتی‌که بیکار بمانند شدت فقر این افراد افزایش خواهد یافت. همچنین افراد به دلیل عدم وجود فرصت ورود به بخش رسمی به بخش غیررسمی روی می‌آورند؛ بنابراین روی آوردن به اشتغال غیررسمی راه‌حلی برای کاهش میزان فقر برای افراد است. علاوه بر موارد فوق، باید به این نکته اشاره کرد که میزان درآمد در بخش غیررسمی از کارفرمایان به کارگران خود اشتغال و از کارگران خود اشتغال به کارگران مزدبگیر و موقت کاهش می‌یابد ولی درمجموع به‌طور میانگین میزان درآمد در بخش غیررسمی کمتر از بخش رسمی است (رنانی و همکاران، ۱۳۸۸).

پیش از بیان دیگر مسیرهایی که ممکن است موجب اثرگذاری اشتغال غیررسمی بر فقر افراد شود، لازم است ابتدا در باب ویژگی‌های اشتغال در بخش غیررسمی به‌طور مختصر توضیح داده شود. صرف‌نظر از اینکه یک فرد دارای شغل غیررسمی به‌عنوان شغل اولیه یا ثانویه باشد، سازمان جهانی کار این فرد را در دسته افرادی قرار می‌دهد که اشتغال غیررسمی دارند (کریمی موغاری و همکاران، ۱۳۹۷). اشتغال غیررسمی علاوه بر بخش غیررسمی می‌تواند در بخش رسمی و خانوار هم وجود داشته باشد که عبارت‌اند از کارکنان فامیلی بدون مزد، مزدبگیران و حقوق‌بگیرانی که در بخش رسمی و خانوار دارای اشتغال غیررسمی هستند (بختیاری و خوب‌خواهی، ۱۳۹۰). به‌طورکلی ۳ معیار کلی وجود دارد که کشورها برای تعریف مشاغل غیررسمی مورداستفاده قرار می‌دهند که عبارت‌اند از: ۱) عدم پوشش توسط سیستم تأمین اجتماعی ۲) عدم وجود مرخصی استحقاقی و

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.42.3.9]
[DOI: 10.52547/jemr.11.42.83]

استعلاجی (با حقوق) ۳) عدم وجود قرارداد مکتوب. با توجه با موارد ذکرشده انتظار می‌رود که اشتغال غیررسمی علاوه بر کانال درآمدی از طریق بخش تأمین اجتماعی و سیستم حداقل دستمزد بتواند بر فقر خانوار اثرگذار باشد. بسیاری از روایات علمی درباره نقش تأمین اجتماعی در پیشگیری و رفع فقر صحبت کردند. برنامه‌های تأمین اجتماعی به روش‌های متفاوتی به پیشگیری و کاهش فقر کمک می‌کنند که کمک‌های اجتماعی از قدیمی‌ترین نوع نظام‌های تأمین اجتماعی محسوب می‌شود که هدف آن کمک به افراد کم‌درآمد بوده است. نظام‌های تأمین اجتماعی از طریق حمایت افراد در هنگام بروز مشکلاتی همچون بیکاری، بیماری‌های موقتی، ناتوانی دائمی یا بازنشستگی از فقر کارمندان و بازنشستگان جلوگیری می‌کنند که در صورت عدم رسیدگی به این دسته از افراد میزان فقر در این گروه افزایش می‌یابد زیرا به‌طورمعمول این افراد پس‌انداز و دارایی قابل‌توجهی ندارند (میدلی[1]، ۲۰۱۰).

علاوه براثر بخش تأمین اجتماعی بر فقر خانوار در رابطه با اشتغال غیررسمی می‌توان به نقش قانون حداقل دستمزد بر فقر خانوار نیز اشاره کرد. به دلیل عدم وجود قرارداد مکتوب در اشتغال غیررسمی انتظار این است که قانون حداقل دستمزد در این دسته از شغل‌ها اجرا نشود. با در نظر گرفتن توانایی قانون حداقل دستمزد بر کاهش فقر باید به این نکته اشاره کرد که فقر خانوار تابعی از درآمد کارگران خانواده می‌باشد. اگر خانوارهای کم‌درآمد از کارگرانی با میزان دستمزد پایین تشکیل شوند افزایش دستمزد قادر است تا شدت فقر خانوار را تا حدی کاهش دهد اما این در صورتی است که قانون حداقل دستمزد موجب کاهش اشتغال نشود. درصورتی‌که بازار نیروی کار رقابتی و کشش تقاضای نیروی کار بیشتر از ۱ باشد تعداد کارگرانی که شغل خود را از دست می‌دهند بیشتر از کسانی است که دستمزد آن‌ها از طریق قانون حداقل دستمزد افزایش می‌یابد. از سوی دیگر این امکان وجود دارد که سیاست حداقل دستمزد تأثیر معناداری بر شدت فقر خانوار نداشته باشد درصورتی‌که میزان حداقل دستمزد طوری تعیین شود که تنها نیازهای اساسی یک کارگر

1. Midgley

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.42.3.9]
[DOI: 10.52547/jemr.11.42.83]

را پوشش دهد. به‌طور مثال اگر از یک خانواده ۴ نفره تنها یک فرد از قانون حداقل دستمزد بهره‌مند شود انتظار نمی‌رود که قانون حداقل دستمزد قادر باشد تا اثر معناداری بر شدت فقر خانوار داشته باشد. در طرف مقابل اگر قانون حداقل دستمزد طوری برنامه‌ریزی شود که در جهت تأمین نیازهای اساسی یک خانوار باشد قانون حداقل دستمزد می‌تواند موجب کاهش شدت فقر خانوار شود (گینلینگ[1] و ترل[2]، ۲۰۱۰).

در رابطه با دیگر متغیرهای اثرگذار بر فقر خانوار در ابتدا می‌توان به متغیر سن اشاره کرد. در یک نظریه با افزایش سن سرپرست خانوار ممکن است کاهش فقر رخ دهد به این صورت که فرض می‌شود با افزایش سن سرپرست خانوار به میزان تجربه کاری وی اضافه می‌شود که درنتیجه امکان کسب شغل پردرآمدتر برای این فرد فراهم می‌شود. فرضیه دیگر در این رابطه اشاره به رابطه غیرخطی (U شکل) میان سن و فقر خانوار دارد. فرضیه چرخه زندگی اشاره به این موضوع دارد که فقر در سنین جوانی نسبتاً بالا است، در سنین میان‌سالی میزان فقر کاهش می‌یابد و سپس دوباره در دوره پیری فرد میزان فقر افزایش خواهد یافت (لکوبانه و سلکا[3]، ۲۰۱۷). بعد خانوار نیز قادر است بر فقر خانوار اثرگذار باشد. وجود تعداد بالای فرزند و سالمند در یک خانوار احتمال فقر خانوار را افزایش می‌دهد. به دلیل اینکه انتظار می‌رود فرزندان (افراد کمتر از ۱۵ سال) و سالمندان (افراد بالای ۶۵ سال) از فضای کاری به دور باشند و تنها نقش مصرف‌کننده را در خانوار ایفا می‌کنند که درنتیجه موجب افزایش مخارج خانوار می‌شوند (بریسو[4]، ۲۰۱۶). مورد دیگر که بر فقر خانوار تأثیرگذار است موضوع جنسیت سرپرست خانوار است. به‌طورمعمول انتظار می‌رود که احتمال فقر در زنان سرپرست خانوار از مردان سرپرست خانوار بیشتر باشد به این دلیل که تعصبات موجود در جامعه فرصت‌های نابرابری را در آموزش، اشتغال و مالکیت دارایی‌ها برای زنان نسبت به مردان ایجاد می‌کند. از سوی دیگر زنان بیش‌تر در

1. Gindling
2. Terrell
3. Lekobane and Seleka
4. Berisso

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.42.3.9]
[DOI: 10.52547/jemr.11.42.83]

شغل‌های کم‌درآمد و زمان‌بر به کار گرفته می‌شوند که موجب می‌شود میزان درآمدزایی و سرمایه آن‌ها کاهش یابد (اکوجی[1]، ۲۰۰۲). تحصیلات دیگر موردی محسوب می‌شود که قادر است فقر خانوار را تحت تأثیر قرار دهد. ارتباط مستقیم خطی میان تحصیلات و درآمد وجود دارد به این صورت که آموزش موجب افزایش انباشت سرمایه انسانی می‌شود که به‌نوبه خود افزایش بهره‌وری نیروی کار و دستمزد را به همراه دارد. بدین ترتیب انتظار می‌رود با افزایش سطح تحصیلات سرپرست خانوار، شانس فقیر بودن آن خانوار به‌طور معناداری کاهش یابد. علاوه بر این امکان وجود دارد که افزایش سطح تحصیلات سرپرست خانوار موجب ترغیب دیگر افراد خانوار برای تحصیل و کسب مهارت شود که درنهایت شانس افراد خانوار را برای کسب شغل‌هایی با دستمزد بیشتر افزایش می‌دهد (آوان[2] و همکاران، ۲۰۱۱). وضعیت تأهل افراد نیز انتظار می‌رود بر فقر خانوار تأثیرگذار باشد زیرا با ازدواج یک نان‌آور بالقوه به خانوار اضافه می‌شود یا یک مصرف‌کننده از خانوار خارج می‌شود. در بعد مخارج انتظار بر این است اولاً مردان متأهل زمان و پول کمتری را در خارج از خانه هزینه کنند. دوما زوج‌های متأهل با ترکیب مخارج کمتری می‌توانند به سطح مطلوبیت مشابه با زمانی که هرکدام مجرد بودند دست یابند؛ بنابراین تأهل قادر است مخارج مصرفی افراد را کاهش دهد و از این طریق نیز بر میزان فقر خانوار اثرگذار باشد. تأهل همچنین می‌تواند مزایایی را برای افراد به همراه داشته باشد. به‌طور مثال زوج‌های متأهل برای کمک در شرایط دشوار زندگی می‌توانند از بستگان خود کمک بگیرند یا افراد متأهل به‌واسطه زوج شاغل خود می‌توانند به بسیاری از مزایا همچون بیمه درمانی و عمر دست پیدا کنند (آنیانو[3]، ۲۰۱۴).

در حوزه کاربردی و ادبیات تجربی، پژوهش‌های متعددی در زمینه عوامل اثرگذار بر فقر خانوار صورت گرفته است که می‌توان آن‌ها را به دو قالب اصلی تقسیم کرد. قالب اول شامل آن دسته از مطالعاتی می‌شود که همچون مطالعه حاضر اثر اشتغال غیررسمی را بر فقر

1. Okojie
2. Awan
3. Anyanwu

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.42.3.9]
[DOI: 10.52547/jemr.11.42.83]

خانوار موردبررسی قراردادند. در قالب اول می‌توان به مطالعه داویستی[1] و همکاران (۲۰۱۰) اشاره کرد که اثر اشتغال غیررسمی را بر فقر در کشور آرژانتین با روش پروبیت و ریز داده‌های خانوار در دوره ۱۹۹۶ تا ۲۰۰۳ موردبررسی قراردادند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که فقر دوره‌های قبل بر اشتغال غیررسمی فعلی و اشتغال غیررسمی دوره‌های قبل بر میزان فقر فعلی اثرگذار است که نشان‌دهنده رابطه متقابل پویا میان اشتغال غیررسمی و فقر است. در همین قالب نازیر و رامندان[2] (۲۰۱۴)، رابطه علی میان اشتغال غیررسمی و فقر را در کشور مصر با استفاده ریز داده‌های سال ۲۰۱۲ بررسی کردند. نتایج این پژوهش حاکی از آن است که فقر و اشتغال غیررسمی در مناطق روستایی متمرکزشده‌اند در اشتغال‌های که نیاز به دانش و مهارت کمی دارند. همچنین فقر عامل ورود افراد به اشتغال غیررسمی است اما اشتغال غیررسمی موجب قرار گرفتن افراد در فقر نیست. کانلاس[3] (۲۰۱۸)، رابطه اشتغال غیررسمی و فقر در اکوادور را با استفاده از ریز داده‌های بودجه خانوار سال ۲۰۱۴ موردبررسی قرارداد. نتایج این پژوهش بیانگر این موضوع است که رابطه دوطرفه میان اشتغال غیررسمی و فقر وجود دارد.

در قالب دوم آن دسته از مطالعات قرار می‌گیرند که اثر دیگر متغیرها را بر فقر خانوار موردبررسی قراردادند. عرب مازار و حسینی نژاد (۱۳۸۳)، عوامل مؤثر بر فقر خانوارهای شاغل روستایی ایران را با استفاده از داده‌های درآمد-هزینه خانوار در سال ۱۳۷۹ با روش لاجیت موردبررسی قرار داده‌اند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که در میان کشاورزان، افزایش بار تکفل و کاهش دارایی‌های خانوار ازجمله مهم‌ترین عواملی هستند که احتمال فقیر شدن خانوار را افزایش می‌دهند. همچنین در گروه شاغلان استخدامی، بی‌سواد بودن سرپرست خانوار و کاهش دارایی‌ها احتمال فقر خانوار را افزایش می‌دهد. همچنین خانوارهایی که سرپرستشان در بخش تعاونی شاغل است احتمال فقر پایین‌تری دارند. در شغل‌های آزاد میزان دارایی خانوار ازجمله مهم‌ترین عاملی است که فقر خانوار را تحت

1. Devicienti
2. Nazier and Ramadan
3. Canelas

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.42.3.9]
[DOI: 10.52547/jemr.11.42.83]

تأثیر قرار می‌دهد. دسیلوا[1] (۲۰۰۸)، عوامل اثرگذار بر کاهش فقر را در سریلانکا با استفاده از رگرسیون‌های لاجیت و کمی مورد آزمون قرارداد. نتایج این پژوهش حاکی از آن است که تحصیلات سرپرست خانوار، کارمند یا شاغل بودن در یک کسب‌وکار موجب کاهش احتمال فقر خانوار خواهد شد. همچنین اندازه خانوار، زن سرپرست بودن، زندگی در مناطق روستایی و کار روزمزد احتمال فقر خانوار را افزایش می‌دهد. محمد زاده و همکاران (۱۳۹۰)، عوامل تعیین‌کننده فقر را در میان خانوارهای شهری ایران با مدل پروبیت و ریز داده‌های طرح هزینه-درآمد خانوار در سال ۱۳۸۷ موردبررسی قراردادند. نتایج این پژوهش حاکی از آن است که افزایش سطح تحصیلات سرپرست خانوار، مرد سرپرست بودن، افزایش سن سرپرست خانوار، افزایش تعداد افراد دارای درآمد خانوار و افزایش بعد خانوار احتمال فقر را کاهش می‌دهد. زمان زاده و شاهمرادی (۱۳۹۱)، به برآورد خطوط فقر در ایران بر اساس بُعد خانوار بر پایه نظریه اقتصادی و بر اساس رفتار بهینه یابی خانوار به‌عنوان واحد مصرف‌کننده پرداختند. با توجه به ویژگی‌های مختلف خانوارها و به‌واسطه تخمین یک سیستم مخارج خطی بر اساس مجموعه داده‌های بودجه خانوار در دوره ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۶، خطوط فقر به ازای بُعد خانوار محاسبه و ارائه شد. نتایج این مطالعه نشان داد که خط فقر حقیقی طی دوره موردمطالعه به دلیل افزایش سطح حداقل استاندارد زندگی طی زمان افزایش‌یافته است. خط فقر اسمی نیز علاوه بر افزایش سطح حداقل استاندارد زندگی، به دلیل بروز تورم در اقتصاد کشور افزایش یافته است. علمی و علی تبار (۱۳۹۱)، اثر آموزش و بعد خانوار را بر احتمال خروج از فقر در مناطق شهری ایران را با استفاده مدل لاجیت، روش حداکثر درست‌نمایی و داده‌های طرح هزینه-درآمد خانوار سال‌های ۱۳۸۴ و ۱۳۸۸ موردبررسی قراردادند. نتایج این پژوهش بیانگر آن است که افزایش بعد خانوار، زن سرپرست بودن، سکونت در شرق، غرب و شمال ایران احتمال قرارگیری در فقر را افزایش می‌دهد اما افزایش سال‌های آموزش، مالک بودن و سکونت در جنوب باعث کاهش احتمال فقر در مناطق شهری خواهد شد. ابراهیم پور و علمی

1. De Silva

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.42.3.9]
[DOI: 10.52547/jemr.11.42.83]

(۱۳۹۲)، اثر عوامل تعیین‌کننده در فقر خانوارهای شهری را با استفاده از ریز داده‌های طرح هزینه-درآمد خانوار در سال ۱۳۸۸، مدل لاجیت داده‌های تابلویی و روش حداکثر درست‌نمایی موردبررسی قراردادند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که زن سرپرست بودن و نسبت تعداد افراد باسواد و شاغل خانوار احتمال فقر خانوار را کاهش می‌دهد. همچنین بعد خانوار احتمال قرارگیری خانوار را در فقر افزایش می‌دهد. اگینی[1] و همکاران (۲۰۱۳)، اثر جنسیت سرپرست خانوار را با استفاده از یک رگرسیون لجستیکی باینری بر فقر در نیجریه بررسی کردند. نتیجه این پژوهش بیانگر این موضوع است که سرپرستان خانوار زن نسبت به سرپرستان خانوار مرد کمتر در معرض فقر قرار می‌گیرند. سخامپو[2] (۲۰۱۳)، عوامل تعیین‌کننده فقر را در یکی از شهرهای آفریقای جنوبی با رگرسیون لجستیکی بررسی نمود. نتایج این پژوهش بیان می‌کند که افزایش سن و وضعیت اشتغال سرپرست خانوار احتمال فقیر بودن را کاهش می‌دهد درحالی‌که افزایش در اندازه خانوار احتمال فقر خانوار را افزایش می‌دهد. رحمان[3] (۲۰۱۳)، ویژگی‌های خانوار و فقر را در بنگلادش با استفاده یک رگرسیون لجستیکی در دوره ۲۰۰۸ الی ۲۰۰۹ بررسی نمود. نتایج این مطالعه بیانگر این موضوع است که احتمال فقر در خانوارهایی با سرپرست جوان، سطح پایین تحصیلات سرپرست خانوار، زن سرپرست بودن، معلولیت اعضای خانوار، خانوار با تعداد بیشتر سالمند و کودک، افزایش تعداد اعضای خانوار و غالب بودن جنس مؤنث، بیشتر است. گریوانی و همکاران (۱۳۹۳)، عوامل مؤثر بر فقر خانوارهای شهری استان خراسان شمالی را با استفاده از الگوی پروبیت و طرح هزینه-درآمد سال ۱۳۸۹ بررسی کردند. نتایج نشان می‌دهد که احتمال قرار گرفتن خانوارهای زن سرپرست نسبت به مرد سرپرست در گروه فقیر بیش‌تر است. همچنین بار تکفل اثر مستقیمی بر افزایش فقر خانوار دارد. لستریپس و راجارام[4] (۲۰۱۶)، اثر جنسیت و طبقه اجتماعی را بر فقر هند در دوره ۲۰۰۵ تا

1. Oginni
2. Sekhampu
3. Rahman
4. Lastrapes and Rajaram

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.42.3.9]
[DOI: 10.52547/jemr.11.42.83]

۲۰۰۶ موردبررسی قراردادند. نتایج این پژوهش حاکی از آن است که زنان سرپرست خانوار و خانواده‌هایی که در طبقه اجتماعی پایین‌تری قرار دارند احتمال فقر بالاتری دارند. آمرا و جمالی[1] (۲۰۱۸)، عوامل مؤثر بر فقر در تونس را با استفاده از روش لاجیت و ریز داده‌های سال ۲۰۱۰ بررسی کردند. نتایج این پژوهش بیانگر این موضوع است که فقر خانوار به‌طور مثبت با اندازه خانوار، تعداد فرزندان بیش‌تر و سطح پایین تحصیلات سرپرست خانوار ارتباط دارد. جایاسینگ[2] (۲۰۱۹)، اثر جنسیت سرپرست خانوار را در سریلانکا با استفاده از ریز داده‌های سال ۱۹۹۰-۱۹۹۱ و ۲۰۱۲-۲۰۱۳ بررسی نمود. نتیجه این پژوهش نشان می‌دهد که زنان سرپرست خانوار از مردان سرپرست خانوار بیش‌تر در مقابل فقر آسیب‌پذیر می‌باشند. غضنفری اقدم و علمی (۱۳۹۸)، عوامل مؤثر بر شکل‌گیری طبقات فقیر ایران را با روش لاجیت، روش حداکثر درست‌نمایی و ریز داده‌های طرح هزینه-درآمد سال ۱۳۹۲ موردبررسی قراردادند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که میان بعد خانوار، زندگی در مناطق شهری و احتمال فقیر شدن رابطه مستقیمی وجود دارد. همچنین اثر سن سرپرست خانوار بر فقر U شکل است. علاوه بر این سال‌های تحصیل و وضعیت درآمدی سرپرست خانوار، تعداد افراد باسواد و شاغل خانوار موجب کاهش احتمال فقر خانوار می‌شود. وانگ[3] و همکاران (۲۰۲۰)، عوامل تعیین‌کننده فقر مطلق و نسبی را در شهرستان‌های چین با رگرسیون لجستیکی باینری موردبررسی قراردادند. نتایج این پژوهش بیانگر این موضوع است که سن سرپرست خانوار، تعداد افراد مسن و خردسال خانوار، تعداد بیماران خانوار، فشار هزینه‌های تحصیلی و فرهنگ فقر به‌طور مثبت با احتمال فقر مطلق ارتباط دارد. همچنین ارتفاع، سطح سرانه زراعت، تعداد بیماران خانوار و فشار هزینه‌های تحصیلی با احتمال قرارگیری خانوار در فقر نسبی رابطه مثبت دارد.

به‌طورکلی سطح تحصیلات در تمامی مطالعات موردبررسی احتمال فقر خانوار را افزایش داده است. همچنین در بیشتر مطالعات انجام‌شده، اشتغال غیررسمی، اندازه (بعد)

1. Amara and Jemmali
2. Jayasinghe
3. Wang

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.42.3.9]
[DOI: 10.52547/jemr.11.42.83]

خانوار و سن سرپرست خانوار به ترتیب موجب افزایش، افزایش و کاهش احتمال فقر خانوار شده است. ضمن اینکه زن سرپرست بودن خانوار نیز در اکثر مطالعات احتمال فقر خانوار را افزایش داده است.

۳. ارائه الگو، روش پژوهش و توصیف داده ها

۱-۳. ارائه الگو و روش پژوهش

همان‌طور در مقدمه بدان اشاره شد هدف پژوهش حاضر بررسی اثر اشتغال غیررسمی بر احتمال فقر خانوارهای شهری و روستایی در ایران است. برای این منظور با بهره‌گیری از ریز داده‌های طرح هزینه و درآمد خانوارها در سال ۱۳۹۷، پس از شناسایی خانوارهای فقیر از غیر فقیر و تفکیک شاغلین غیررسمی از رسمی، میزان تأثیرگذاری برآورد می‌شود. برای انجام این کار، لازم است رابطه‌ی تبعی میان فقر خانوارها و متغیرهای تأثیرگذار بر آن فرموله شود. از آن‌جایی‌که متغیر وابسته‌ی این پژوهش یعنی فقر خانوار، یک متغیر کیفی دوحالته است که تنها مقادیر یک (فقیر) یا صفر (غیر فقیر) را اختیار می‌کند؛ ازاین‌رو از نوع متغیر وابسته‌ی محدود است و حاصل رگرسیون یک عدد است که حالت احتمال به خود می‌گیرد و می‌توان از مدل‌های انتخاب دوتایی (لاجیت یا پروبیت)[1] استفاده نمود. بر همین اساس از یک مدل احتمال استفاده می‌شود که به‌وسیله‌ی آن احتمال قرار گرفتن خانوارها زیر خط فقر را به ویژگی‌های سرپرستان شاغل آن‌ها ازجمله اشتغال آنان در حیطه غیررسمی یا رسمی، جنسیت، میزان تحصیلات، وضعیت تأهل، بعد خانوار و سن مرتبط می‌کند. جهت شناسایی خانوارهای فقیر از خط فقر Z استفاده می‌شود که در این مطالعه بر مبنای روش ۶۶ درصد میانگین سرانه مخارج خانوار محاسبه می‌شود. جهت جلوگیری از بروز خطا در تشخیص خانوارهای فقیر، علاوه بر لحاظ نمودن بُعد خانوار در محاسبه خط فقر، به دلیل وجود تفاوت‌های جغرافیایی در مناطق مختلف کشور، خط فقر به شکل استانی برای مناطق شهری و روستایی ایران برای خانوار ۴ نفره محاسبه می‌شود. به‌نحوی‌که

1. Logit & Probit

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.42.3.9]
[DOI: 10.52547/jemr.11.42.83]

استان‌های کشور به‌عنوان خوشه‌ها در نظر گرفته‌شده است. خوشه‌بندی ازاین‌جهت مهم است که فرض می‌شود خانوارهای داخل هر خوشه (استان) با قیمت‌های مشابه از کالاها در بازار روبرو هستند. اختلافات جغرافیایی در قیمت‌هایی که خانوارها با آن روبرو هستند معمول است. این‌ها ناشی از بازارهای ناقص، هزینه‌های بالا حمل‌ونقل و تجاری‌سازی و سایر مشکلات اطلاعاتی است (مولر[1]، ۲۰۰۰). علاوه بر این، درک همبستگی جغرافیایی بین سطح قیمت و استاندارد زندگی برای سیاست‌های اجتماعی اهمیت دارد. توضیح بیشتر آن‌که از منظر اقتصاد سنجی تشابه مهمی بین فن مورداستفاده در این پژوهش و روش تخمین معمول در داده‌های تابلویی وجود دارد. در داده‌های تابلویی متعارف، معمولاً یک سری زمانی کوتاه در سطح مقطع وسیع از افراد وجود دارد. ساختار خطا به نحوی تصریح‌شده است که امکان اثرات ثابت یا تصادفی را برای هر فرد (مقطع) فراهم می‌کند. داده‌های تابلویی در فضای ریز داده‌های هزینه- درآمد خانوار برای یک سال بدین‌صورت تبیین می‌شود که خوشه‌ها (استان‌ها) جایگزین افراد (مقاطع) و مشاهدات تکراری سری زمانی توسط خانوارهای جداگانه در هر خوشه جایگزین می‌شود. همچنین از این منظر که در ریز داده‌های هزینه- درآمد تعداد خانوار در هر استان (خوشه) متفاوت است، بر این مبنا در پژوهش حاضر از مدل داده‌های تابلویی استفاده‌شده که در آن استان‌ها نقش مقاطع و خانوارهای هر استان نقش سری زمانی را بر عهده‌دارند. به‌این‌ترتیب برای خانوار h در خوشه c داریم:

$$y_{ch}^{*} = \mu_c + X_{ch}'\beta + \varepsilon_{ch} \qquad c = 1,2,\ldots,C; \quad h = 1,2,..,H \qquad (۱)$$

y_{ch}^{*} متغیر مشاهده‌شده‌ی پنهانی[2]، X برداری از عوامل مؤثر، β بردار پارامترها و ε_{ch} جزء خطاست. جزء μ_c نشان‌دهنده‌ی اثرات ثابت یا تصادفی هر خوشه و H تعداد خانوار در خوشه c اُم است. با توجه به متغیرهای موردبررسی در پژوهش حاضر، رابطه (۱) به‌صورت زیر بازنویسی می‌شود:

2. Muller
3. Observed Latent Variable

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.42.3.9]
[DOI: 10.52547/jemr.11.42.83]

$$y_{ch}^{*} = \mu_c + \beta_1 Employment_{ch} + \beta_2\, Gender_{ch} + \beta_3 Education_{ch} + \beta_4 Married_{ch} + \beta_5\, Familysize_{ch} + \beta_6 Age_{ch} + \beta_7\, Age_{ch}^2 + \varepsilon_{ch} \qquad (۲)$$

در روابط (۱) و (۲) $y_{ch}{}^{*}$ ، به‌عنوان متغیر وابسته (فقر خانوار) است که به سبب کیفی بودن به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$P(y_{ch} = 1) = P(y_{ch}^{*} > 0) = F(\mu_c + x_{ch}'\beta) \qquad (۳)$$

x_{ch} هزینه خانوار h اُم در خوشه c اُم است. با توجه به این الگو x_{ch} مشاهده نمی‌شود مگر آن‌که y و بردار ویژگی‌های x مشاهده شود (راوالیون[1]، ۱۹۹۶). متغیرهای توضیحی در رابطه (۲) شامل ویژگی‌های اقتصادی- اجتماعی سرپرستان خانوارها عبارت است از:

Employment نشان‌دهنده‌ی اشتغال سرپرست خانوار در دو حوزه‌ی رسمی و غیررسمی و یک متغیر کیفی دوحالته است که اشتغال غیررسمی با کد یک و اشتغال رسمی با کد صفر تعریف می‌شود. Gender نشان‌دهنده‌ی جنسیت سرپرست خانوار، یک متغیر کیفی دوحالته است که مرد بودن سرپرست را با کد یک و زن بودن سرپرست را با کد صفر نمایش می‌دهد. Education نشان‌دهنده‌ی میزان تحصیلات سرپرست خانوار، یک متغیر کیفی ترتیبی است که به‌صورت بی‌سواد کد یک، تحصیلات ابتدایی کد دو، تحصیلات متوسطه کد سه، تحصیلات دیپلم کد چهار، تحصیلات کاردانی و کارشناسی کد پنج و تحصیلات کارشناسی ارشد و بالاتر با کد شش تعریف می‌شود. Married نشان‌دهنده‌ی وضعیت تأهل سرپرست خانوار و یک متغیر کیفی دوحالته است که متأهل بودن سرپرست با کد یک و غیرمتأهل بودن سرپرست با کد صفر تعریف می‌شود. Familysize نشان‌دهنده‌ی بعد خانوار است که متغیری کمی است. Age نشان‌دهنده سن سرپرست خانوار است که یک متغیر کمی است و Age^2 یک متغیر کمی و نشان‌دهنده‌ی مجذور سن پرست خانوار است. انتظار می‌رود اشتغال غیررسمی سرپرست، بعد خانوار و مجذور سن سرپرست سبب افزایش احتمال فقر خانوارها گردد. همچنین انتظار می‌رود سطح تحصیلات بالاتر سرپرست و سن سرپرست سبب کاهش احتمال فقر خانوارها گردد. لازم

1. Ravalion

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.42.3.9]
[DOI: 10.52547/jemr.11.42.83]

به ذکر است رابطه (۲) به‌صورت جداگانه برای مناطق شهری و روستایی برآورد خواهد شد. طبق رابطه (۳)، $y_{ch} = 1$ معادل با فقیر بودن در نظر گرفته‌شده است. رابطه (۴) احتمال این‌که یک خانوار فقیر باشد را نشان می‌دهد:

$$P(y_{ch} = 1) = P(y_{ch}^{*} > 0) = F(\mu_c + X_{ch}'\beta) \qquad (۴)$$

$F(0)$ تابع تجمعی جزء خطا است. مانند مدل‌های متعارف انتخاب گسسته[1]، اگر جزء خطا توزیع نرمال داشته باشد از مدل پروبیت داده‌های تابلویی و اگر توزیع لجستیکی داشته باشد از مدل لاجیت داده‌های تابلویی استفاده می‌شود. در داده‌های تابلویی دو نوع تصریح اثرات ثابت و اثرات تصادفی کاربرد دارد. در تصریح اثرات ثابت، پارامترهای μ_c و β برآورد می‌شود ولی این تصریح نامناسب است. نخست به دلیل این‌که تصریح اثرات ثابت در مدل‌های غیرخطی از لحاظ آماری مشکل‌ساز است. درواقع وقتی تعداد خوشه‌ها زیاد می‌شود، تعداد μ_cها افزایش خواهد یافت درحالی‌که h_c کم می‌شود. دوم به دلیل این‌که برآورد پارامترهای μ_c و β مجزا نیست و درنتیجه مشکل ناهمگرایی برآوردهای μ_c می‌تواند به برآوردی ناهمگرا از β منجر شود (قزوانی و گواید، ۲۰۰۱). همچنین باید گفت در سطح عملی، تصریح اثرات ثابت در مدل‌های غیرخطی کاستی‌هایی دارد که می‌توان به مشخص نبودن اثر متغیرهای ثابت در خوشه (ماه بررسی، منطقه و ...) و امکان از دست رفتن اطلاعات در برآورد پارامترهای β اشاره کرد. با توجه به دلایل گفته‌شده μ_c باید متغیر تصادفی در نظر گرفته شود و لذا جزء خطا برای $\eta_{ch} = \mu_c + \varepsilon_{ch}$ خواهد بود. فرض می‌شود این شکل خاص μ_c متغیری تصادفی بوده و ضمناً استقلال متغیرهای توضیحی X از اجزای پسماند ε_{ch}، دارای توزیع نرمال به‌صورت زیر است (قزوانی و گواید[2]، ۲۰۰۱).

$$\mu_c \sim N(0, \sigma_h^2) \qquad (۵)$$

بر همین اساس، احتمال این‌که یک خانوار فقیر باشد برابر است با:

1. Discrete Choice Models
2. Ghazouani & Goaied

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.42.3.9]
[DOI: 10.52547/jemr.11.42.83]

$$P = (y_{ch} = \frac{1}{\mu_c}) = \Phi\ (\frac{X'_{ch}\beta}{\sigma_\varepsilon} + \frac{\mu_c}{\sigma_\mu}\ (\frac{\rho}{1-\rho})^{1/2}) \qquad (۶)$$

$\Phi\ (0)$ تابع توزیع تجمعی نرمال استاندارد است. ρ ضریب همبستگی جملات پسماند دو خانوار از یک خوشه است. به‌نحوی‌که اگر $\rho < 1$ باشد؛ آن‌گاه $\rho = \frac{\sigma_\mu^2}{\sigma_\mu^2+\sigma_\varepsilon^2}$ بوده و اگر $\rho = 0$ باشد؛ آن‌گاه عدم وجود اثر تصریح انفرادی برای خوشه‌ها یا یک پروبیت ساده وجود خواهد داشت. در مدل‌های انتخاب گسسته (لاجیت و پروبیت) به دلیل غیرخطی بودن، روش برآورد با استفاده از تابع درستنمایی است. با فرض استقلال خوشه‌ها تابع درستنمایی برای کل نمونه به‌صورت زیر است:

$$L = \prod_{c=1}^{C} \int_{-\infty}^{+\infty} \prod_{h=1}^{H_c} \phi\left(\left(\frac{X'_{ch}\beta}{\sigma_\varepsilon} + \frac{\mu_c}{\sigma_\mu}\left(\frac{\rho}{1-\rho}\right)^{1/2}\right)(2y_{ch}-1)\right)\phi\left(\frac{\mu_c}{\sigma_\mu}\right) d\left(\frac{\mu_c}{\sigma_\mu}\right) \qquad (۷)$$

$\phi(0)$ تابع توزیع چگالی نرمال استاندارد است. تخمین این تابع به‌طورکلی مشکل است. به همین دلیل بالتر و موفیت[1] (۱۹۸۲) مدلی را ارائه دادند که در آن β یک فرآیند کارا و همگرا برای تخمین پارامترهای β است. به‌نحوی‌که بر اساس آن تابع درستنمایی به‌صورت زیر تقریب زده می‌شود (قزوانی و گواید۲۰۰۱) :

$$L \approx \prod_{c=1}^{C} \frac{1}{\sqrt{\pi}}\left(\sum_{j=1}^{J} \omega_j \prod_{h=1}^{H_c} \phi\left(\left(\frac{X'_{ch}\beta}{\sigma_\varepsilon} + \frac{\mu_c^j}{\sigma_\mu^j}\left(\frac{\rho}{2(1-\rho)}\right)^{1/2}\right)(2y_{ch}-1)\right)\right) \qquad (۸)$$

آزمون نسبت درستنمایی مقایسه میان دو نوع تصریح با اثرات تصادفی ($\rho < 1$) و حالت ساده ($\rho = 0$) را نشان می‌دهد که آماره این آزمون به‌صورت زیر است:

$$LR = 2(\ log\ L_{NC} - log\ L_C\ ) \sim \chi^2_{(1)} \qquad (۹)$$

L_{NC} نشان‌دهنده نسبت درستنمایی مدل اثرات تصادفی و L_C نشان‌دهنده نسبت درستنمایی مدل مقید (مدل ساده لاجیت یا پروبیت) است. رد فرضیه H_0، به مفهوم پذیرش مدل اثرات تصادفی است. آزمون دیگر توسط آماره والد ارائه‌شده است. به‌نحوی‌که تحت فرضیه H_0تمام پارامترها به‌جز عرض از مبدأ برابر با صفر می‌باشد. آماره این آزمون به شکل زیر است:

1. Bulter & Mofit

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.42.3.9]
[DOI: 10.52547/jemr.11.42.83]

$$W = \widehat{\beta}' \left(\hat{V}(\hat{\beta})\right)^{-1} \hat{\beta} \rightarrow \chi^2_{(k-1)} \qquad (۱۰)$$

$\hat{V}(\hat{\beta})$ ماتریس واریانس کوواریانس بردار برآوردی $\hat{\beta}$ است. رد فرضیه H_0 به مفهوم معناداری کل رگرسیون است (قزوانی و گواید، ۲۰۰۱، اعتمادی، ۱۳۹۸). ارتباط بین یک متغیر توضیحی خاص و پیامد احتمالی انتخاب گزینه موردنظر یا $P(Y_i = 1)$، به کمک اثر نهایی[1] که به‌صورت تغییر جزئی در احتمال انتخاب ارزش یک، به ازای تغییر در متغیر توضیحی موردنظر تعریف می‌شود، تفسیر می‌شود. به‌عبارت‌دیگر اثر نهایی همان مشتق تابع برآورد شده نسبت به هرکدام از متغیرهای توضیحی در یک نقطه معین است. اثر نهایی متغیر توضیحی پیوسته x_k بر احتمال رخ دادن گزینه $y_i = 1$ به‌شرط ثبات سایر متغیرها، از رابطه زیر به دست می‌آید (نجفی و شوشتریان، ۱۳۸۶):

$$\frac{\partial P_1}{\partial x_{ik}} = \phi(x'\beta)\beta_k \qquad (۱۱)$$

۲- ۳. توصیف داده‌ها

✓ خط فقر

جهت شناسایی خانوارهای فقیر از غیر فقیر از خط فقر استفاده می‌شود. به‌منظور اندازه‌گیری خط فقر می‌توان با محاسبه میانه یا میانگین مخارج خانوارها و تعیین درصدی از آن به‌عنوان خط فقر اقدام نمود. در این روش به مفهوم نسبی فقر تأکید شده ولی دیدگاه نظری قطعی برای تعیین خط فقر وجود ندارد و تعیین ۵۰ یا ۶۶ درصد اختیاری و تجربی است (خداداد کاشی و همکاران، ۱۳۸۴). در پژوهش حاضر، خط فقر بر اساس روش ۶۶ درصد میانگین سرانه‌ی مخارج خانوار به‌صورت استانی محاسبه می‌شود. طبق این روش، ابتدا سرانه‌ی هزینه‌ی خانوار محاسبه می‌شود و سپس ۶۶ درصد میانگین این هزینه برای تمامی خانوارهای موجود در مناطق مشخص (شهری و روستایی به‌صورت استانی) تعیین می‌شود و در پایان چهار برابر این رقم به‌عنوان خط فقر یک خانوار چهار نفره محسوب می‌شود. لذا خانوارهایی که سرانه‌ی هزینه‌شان از خط فقر پایین‌تر باشد، فقیر محسوب شده

1. Marginal Effect

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.42.3.9]
[DOI: 10.52547/jemr.11.42.83]

و در غیر این صورت غیر فقیرند. جدول (۱) خط فقر محاسباتی را برای مناطق شهری و روستایی به همراه درصد خانوارهای فقیر نشان می‌دهد.

جدول ۱. خط فقر خانوار ٤ نفره در سال ۱۳۹۷

منطقه	خط فقر محاسباتی (تومان، ماهانه، سرانه)	درصد خانوارهای فقیر
شهری	۲۴۱۹۳۴۰	۴۲/۲۳
روستایی	۱۵۱۰۱۱۲	۳۹/۱۲

مأخذ: محاسبات پژوهش بر اساس طرح هزینه و درآمد خانوارها سال ۱۳۹۷

نمونه موردبررسی شامل ۲۰۳۵۰ خانوار شهری و ۱۸۶۱۰ خانوار روستایی است. جدول (۱) نشان می‌دهد خط فقر در مناطق شهری بالاتر از مناطق روستایی است. مطابق خط فقر محاسباتی، لازم است تا هزینه‌ی خانوار چهار نفره در مناطق شهری ماهانه حداقل ۲۴۱۹۳۴۰ تومان باشد تا فقیر محسوب نشود و خانوار چهار نفره روستایی با ۱۵۱۰۱۱۲ تومان هزینه ماهانه فقیر تلقی نمی‌شود. ثانیاً به‌طور متوسط درصد خانوارهای فقیر در مناطق شهری ۳/۱۱ درصد بیش از مناطق روستایی است. در جدول (۲) خط فقر محاسباتی و درصد خانوارهای فقیر به تفکیک استان‌ها برای مناطق شهری و روستایی آورده شده است.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.42.3.9]
[DOI: 10.52547/jemr.11.42.83]

جدول ۲. خط فقر خانوارهای ٤ نفره در مناطق شهری و روستایی به تفکیک استان‌ها (تومان، ماهانه)

استان	شهری		روستایی		استان	شهری		روستایی	
	خط فقر	خانوارهای فقیر (درصد)	خط فقر	خانوارهای فقیر (درصد)		خط فقر	خانوارهای فقیر (درصد)	خط فقر	خانوارهای فقیر (درصد)
اردبیل	۲۱۲۵۹۰۰	۴۰/۰۸	۱۵۵۲۹۳۶	۳۵/۸۷	خوزستان	۲۳۴۷۷۶۴	۴۴/۸	۱۳۰۹۱۲۸	۳۴/۰۷
اصفهان	۲۹۹۸۳۶۴	۳۹/۷۱	۱۹۶۱۳۶۸	۴۰/۵۲	زنجان	۲۳۷۵۸۶۴	۳۳	۱۶۰۵۵۴۰	۳۳/۲۷
البرز	۳۳۳۳۵۸۴	۳۷/۷۴	۲۴۰۱۱۲۰	۳۱/۴۴	سمنان	۱۹۷۲۲۶۰	۳۱/۰۴	۱۲۰۴۸۸۸	۲۸/۶
ایلام	۱۹۷۳۴۴۰	۳۷/۲۴	۱۱۵۴۳۲۸	۳۰/۳۸	فارس	۲۶۱۳۶۴۸	۴۱/۸۵	۱۵۰۳۳۲۴	۳۸/۲
آذربایجان شرقی	۲۵۲۶۴۰۸	۴۱/۶۹	۱۶۸۵۲۲۸	۳۸/۷۹	قزوین	۲۴۴۴۷۷۶	۳۰/۷۱	۱۸۵۸۷۱۲	۲۸/۵۷
آذربایجان غربی	۱۷۴۳۲۷۲	۳۰/۳۶	۱۲۰۲۳۲۰	۳۴/۷۲	قم	۲۳۲۰۲۶۸	۴۱/۹۳	۱۳۹۰۲۸۰	۳۷/۶۹
بوشهر	۲۲۳۸۲۰۰	۳۷/۳۵	۱۶۲۵۱۱۲	۳۴/۰۲	کردستان	۲۰۴۰۰۰۸	۲۹/۷	۱۳۱۹۴۴۸	۲۹/۷۵
تهران	۴۲۲۱۶۴۴	۴۴/۰۷	۱۹۳۴۸۶۸	۳۸/۷۴	کرمان	۱۴۴۷۶۵۲	۳۵/۸۵	۸۷۴۹۶۴	۳۱/۰۱
چهارمحال‌و بختیاری	۲۳۸۹۸۶۸	۳۶/۰۴	۱۶۱۳۲۱۶	۳۴/۴۹	کرمانشاه	۲۳۹۳۴۱۶	۳۶/۲۴	۱۷۲۴۶۸۰	۳۵/۸۸
خراسان جنوبی	۱۶۴۲۴۸۴	۳۸	۹۹۴۳۵۶	۳۳/۴۳	لرستان	۲۰۴۶۳۳۲	۳۸/۹	۱۱۳۰۹۰۴	۳۳/۶۸
خراسان رضوی	۲۳۸۳۵۲۸	۴۲/۳۵	۱۴۳۷۶۱۲	۳۸/۴۸	مازندران	۳۰۲۱۴۳۲	۳۷/۱۵	۲۳۸۶۵۷۶	۳۹/۸۲
خراسان شمالی	۲۱۲۳۱۳۶	۴۰/۳۱	۱۲۳۶۷۹۶	۳۳/۰۹	مرکزی	۲۳۱۷۰۶۰	۳۲/۵۴	۱۹۱۰۹۳۶	۴۰/۹۳
سیستان‌و بلوچستان	۱۲۹۴۵۹۲	۵۱/۴۹	۵۸۵۵۹۶	۳۵/۳۵	هرمزگان	۲۶۱۰۱۰۴	۴۵/۳۶	۱۵۶۵۵۲۰	۴۱/۳۱
کهگیلویه‌و بویراحمد	۲۲۶۸۰۵۲	۳۳/۹۵	۱۲۴۳۵۸۰	۲۲/۴۹	همدان	۲۱۲۰۰۱۶	۴۲/۲۵	۱۲۴۲۲۵۶	۳۶/۴۴
گلستان	۲۰۶۸۹۹۶	۴۲/۱۲	۱۳۸۴۰۹۶	۴۰/۲۴	یزد	۲۴۰۵۳۲۰	۳۳/۳۹	۲۲۵۴۱۹۶	۳۷/۲۱
گیلان	۲۷۳۱۱۳۶	۳۸/۲۲	۱۵۷۶۱۲۸	۳۸/۱					

مأخذ: محاسبات پژوهش بر اساس طرح هزینه و درآمد خانوارها سال ۱۳۹۷

طبق جدول (۲) بالاترین میزان خط فقر ماهانه محاسبه‌شده در مناطق شهری مربوط به استان تهران با رقم ۴۲۲۱۶۴۴ تومان است که دلیل عمده این موضوع را می‌توان بالا بودن هزینه اجاره مسکن در تهران دانست. بعدازآن بالاترین خط فقر مربوط به استان‌های البرز و

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.42.3.9]
[DOI: 10.52547/jemr.11.42.83]

مازندران است. پایین‌ترین میزان خط فقر ماهانه محاسبه‌شده به ترتیب مربوط به استان‌های سیستان و بلوچستان و کرمان و خراسان جنوبی می‌باشد. همچنین بالاترین درصد خانوارهای فقیر در استان سیستان و بلوچستان است که عدم استفاده کارآمد از پتانسیل طبیعی و عدم توسعه مناسب فضای کسب‌وکار در این استان را می‌توان ازجمله دلایل اصلی فقر بالای ۵۰ درصد از خانوار شهری سیستان و بلوچستان دانست. پایین‌ترین درصد فقرا نیز مربوط به استان کردستان (۲۹/۷ درصد) است. درمجموع می‌توان بیان کرد که استان سیستان و بلوچستان پایین‌ترین میزان خط فقر و بالاترین درصد فقرا را در مناطق شهری دارد. در مناطق روستایی بالاترین خط فقر محاسبه‌شده مربوط به استان البرز با رقم ۲۴۰۱۱۲۰ تومان است. پس از استان البرز بالاترین خط فقر مربوط به استان‌های مازندران و یزد است. همچنین پایین‌ترین میزان خط فقر محاسبه‌شده (مشابه با این میزان برای مناطق شهری) به ترتیب مربوط به استان‌های سیستان و بلوچستان، کرمان و خراسان جنوبی است. علاوه بر این بالاترین درصد خانوارهای فقیر در استان هرمزگان (۴۱/۳۱ درصد) و پایین‌ترین درصد فقرا نیز مربوط به استان کهگیلویه و بویراحمد (۲۲/۴۹ درصد) می‌باشد. با توجه به جدول (۲) خط فقر محاسبه‌شده برای تمامی استان‌ها در مناطق شهری بالاتر از مناطق روستایی است.

✓ اشتغال غیررسمی

در پژوهش حاضر جهت تعیین نوع اشتغال سرپرستان خانوارها از گونه‌ی رسمی یا غیررسمی، از شاخص برخورداری و محرومیت شاغلین از بیمه‌های اجتماعی (بیمه‌های غیر درمانی در دو قالب تأمین اجتماعی و خدمات درمانی) استفاده می‌شود. بدین ترتیب که سرپرستان شاغل خانوار که از بیمه‌های اجتماعی محروم باشند اشتغال آن‌ها از نوع غیررسمی و در غیر این صورت اشتغال آن‌ها از نوع رسمی خواهد بود. از خانوارهای موجود در طرح نمونه‌گیری هزینه و درآمد خانوارها در سال ۱۳۹۷، ۱۳۲۴۸ خانوار شهری و ۱۳۱۱۵ خانوار روستایی سرپرست شاغل دارند. در جدول (۳) میزان اشتغال رسمی و

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.42.3.9]
[DOI: 10.52547/jemr.11.42.83]

غیررسمی خانوارهایی که سرپرستان شاغل دارند به تفکیک مناطق شهری و روستایی آورده شده است.

جدول ۳. میزان اشتغال رسمی و غیررسمی سرپرستان خانوارها در مناطق شهری و روستایی (درصد)

منطقه	اشتغال رسمی	اشتغال غیررسمی
شهری	۵۴/۱۹	۴۵/۸۱
روستایی	۲۶/۵۷	۷۳/۴۳

مأخذ: محاسبات پژوهش بر اساس طرح هزینه و درآمد خانوارها سال ۱۳۹۷

همان‌طور که از جدول (۳) پیداست میزان اشتغال رسمی سرپرستان خانوارها در مناطق شهری بالاتر از مناطق روستایی و میزان اشتغال غیررسمی در مناطق روستایی بیش از مناطق شهری است. در جدول (۴) میزان اشتغال غیررسمی سرپرستان شاغل خانوار به تفکیک استان‌ها برای مناطق شهری و روستایی آورده شده است. طبق جدول (۴) استان آذربایجان غربی بیشترین میزان شاغلین غیررسمی را در مناطق شهری (۷۵/۲۶ درصد) و در مناطق روستایی (۹۵/۵۲ درصد) دارا می‌باشد که دلیل این موضوع می‌تواند عدم وجود میزان اشتغال کافی در بخش رسمی این استان باشد که موجب شده است نیروی کار به سمت بخش غیررسمی سوق پیدا کند. از نگاهی دیگر حجم بالای اشتغال غیررسمی در استان آذربایجان غربی می‌تواند نتیجه میزان درآمد بیشتر در بخش غیررسمی نسبت به بخش رسمی باشد البته باید به این نکته اشاره کرد که ترکیبی از دو استدلال اول و دوم درباره وضعیت اشتغال غیررسمی استان آذربایجان غربی منطقی‌تر به نظر می‌رسد. همچنین استان سمنان کمترین میزان شاغلین غیررسمی را در مناطق شهری و استان بوشهر کمترین این میزان را برای مناطق روستایی دارا می‌باشد. علاوه بر این برای تمامی استان‌ها میزان اشتغال غیررسمی در مناطق روستایی بیش از این میزان برای مناطق شهری است.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.42.3.9]
[DOI: 10.52547/jemr.11.42.83]

جدول ٤. اشتغال غیررسمی سرپرستان شاغل خانوار
مناطق شهری و روستایی به تفکیک استان‌ها (درصد)

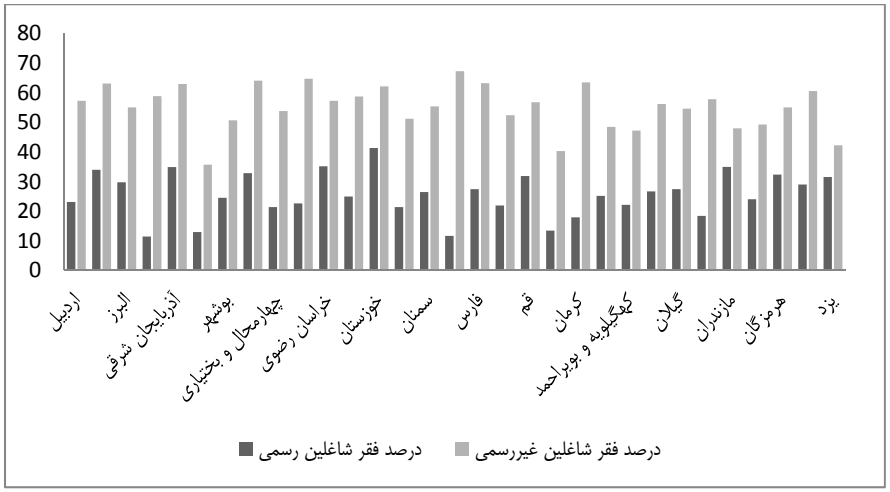
استان	شهری	روستایی	استان	شهری	روستایی
اردبیل	۴۳/۸	۷۹/۵۶	فارس	۴۴/۸۸	۷۷/۷۹
اصفهان	۳۲/۴۱	۵۲/۳۳	قزوین	۳۷/۱	۶۱/۴۷
البرز	۴۶/۵۷	۵۵/۶۲	قم	۴۵	۷۸/۳۶
ایلام	۵۱/۸۲	۸۴/۹۴	کردستان	۶۰/۲۶	۸۸/۲۵
آذربایجان شرقی	۳۰/۷۶	۷۱/۱۳	کرمان	۴۳/۷۵	۷۳/۵
آذربایجان غربی	۷۵/۲۶	۹۵/۵۲	کرمانشاه	۵۲/۵۷	۸۶
بوشهر	۳۸/۱۲	۴۶/۵۵	کهگیلویه‌وبویراحمد	۴۸/۳۸	۷۹/۲۶
تهران	۵۶/۰۷	۷۲/۹۸	گلستان	۴۷/۰۳	۷۳/۸۴
چهارمحال‌وبختیاری	۴۰/۸۱	۶۵/۶۵	گیلان	۴۸/۰۵	۷۶/۱۷
خراسان جنوبی	۴۱/۹۹	۷۵/۸۸	لرستان	۴۳/۹۸	۸۲/۹۸
خراسان رضوی	۴۹/۶۱	۸۱/۵۷	مازندران	۳۶/۶۶	۵۵/۰۹
خراسان شمالی	۵۲/۷۴	۸۳/۸۲	مرکزی	۳۶/۹۱	۷۸/۳۳
خوزستان	۳۸/۴	۶۳/۸۳	هرمزگان	۴۵/۶۸	۷۲/۹۱
زنجان	۳۲/۵۳	۷۴/۹۳	همدان	۴۵/۸	۷۹/۵۶
سمنان	۲۵/۵۹	۶۱/۸۲	یزد	۳۴/۲۱	۵۱/۱۸
سیستان‌وبلوچستان	۵۹/۷۸	۸۶/۳۶			

مأخذ: محاسبات پژوهش بر اساس طرح هزینه و درآمد خانوارها سال ۱۳۹۷

نمودارهای (۱) و (۲) مقایسه‌ای را از وضعیت فقر سرپرستان خانواری که در مشاغل رسمی و غیررسمی فعالیت دارند به ترتیب برای مناطق شهری و روستایی نمایش می‌دهند. مطابق با نمودارهای (۱) و (۲) در تمامی استان‌ها و در تمامی مناطق، بیشترین میزان فقر در مقایسه مذکور، مربوط به خانوارهایی است که سرپرستان آن‌ها در مشاغل غیررسمی فعالیت دارند.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.42.3.9]
[DOI: 10.52547/jemr.11.42.83]

نمودار ۱. مقایسه وضعیت فقر شاغلین رسمی و غیررسمی به تفکیک استان‌ها برای مناطق شهری در سال ۱۳۹۷



مأخذ: محاسبات پژوهش بر اساس طرح هزینه و درآمد خانوارها سال ۱۳۹۷

نمودار ۲. مقایسه وضعیت فقر شاغلین رسمی و غیررسمی به تفکیک استان‌ها برای مناطق روستایی در سال ۱۳۹۷

مأخذ: محاسبات پژوهش بر اساس طرح هزینه و درآمد خانوارها سال ۱۳۹۷

٤. برآورد الگو و ارائه نتایج

جداول (۵) و (۶) نتایج حاصل از برآورد الگوی (۲) را برای مناطق شهری و روستایی با در نظر گرفتن نمونه‌ای شامل ۱۳۲۴۸ خانوار شهری و ۱۳۱۱۵ خانوار روستایی که سرپرست

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.42.3.9]
[DOI: 10.52547/jemr.11.42.83]

شاغل دارند، نشان می‌دهد. در هر دو برآورد، طبق آماره آزمون والد، معناداری کل رگرسیون تأیید می‌شود. همچنین بر اساس آماره آزمون نسبت درستنمایی (LR) و احتمال آن، متغیرهای توضیحی در مدل، قدرت توضیح دهندگی معناداری داشته‌اند. لازم به ذکر است که در مدل لاجیت نسبت درستنمایی همان کاری را انجام می‌دهد که آماره F در رگرسیون‌های معمولی انجام می‌دهد.

✓ برآورد الگوی پژوهش برای مناطق شهری

مطابق جدول (۵) که نتایج حاصل از برآورد الگوی پژوهش برای خانوارهای شهری در آن گزارش‌شده است؛ ضرایب برآوردی شده‌ی متغیرها به‌غیراز جنسیت سرپرست و وضعیت تأهل سرپرست، در سطح اطمینان ۹۰ درصد معنادار است. مطابق با انتظار، اشتغال غیررسمی سرپرست خانوار بر احتمال فقر خانوار اثر مستقیم دارد. اثر نهایی نشان می‌دهد که احتمال فقر خانوارهای با سرپرست شاغل در بخش غیررسمی نسبت به بخش رسمی، به میزان ۲۷ درصد بیشتر است که نشان از این موضوع می‌دهد: اثر نامطلوب فقدان سیستم تأمین اجتماعی و قانون حداقل دستمزد (در صورت از دست نرفتن اشتغال و تعیین میزان حداقل دستمزد برای پوشش کل خانوار) بر اثر مطلوب درآمدی ناشی از اشتغال در بخش غیررسمی برتری داشته است. تحصیلات سرپرست خانوار اثر معکوس بر احتمال فقر خانوار دارد. این اثر معکوس تحصیلات سرپرست خانوار بر احتمال فقر خانوار می‌تواند نتیجه انباشت سرمایه انسانی باشد که موجب افزایش دستمزد، درآمد سرپرست خانوار و همچنین ترغیب دیگر اعضای خانوار به تحصیل می‌شود. طبق اثر نهایی، افزایش در سطح تحصیلات، سبب کاهش در احتمال فقر خانوار به میزان ۱۴ درصد می‌شود. بُعد خانوار اثر مستقیم بر احتمال فقر خانوار دارد به‌نحوی‌که در ازای اضافه شدن هر نفر به اعضای خانوار، ۱۷ درصد به‌احتمال فقر خانوار افزوده می‌شود که می‌تواند درنتیجه عدم درآمدزایی افراد کهن‌سال و خردسال خانوار و افزایش بار مخارج خانوار به دلیل افزایش تعداد افراد مصرف‌کننده باشد. سن سرپرست خانوار اثر منفی و مجذور سن سرپرست خانوار اثر مثبت بر احتمال فقر خانوار دارد که نشان‌دهنده رابطه U شکل میان سن سرپرست خانوار و

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.42.3.9]
[DOI: 10.52547/jemr.11.42.83]

احتمال فقر خانوار است. این رابطه U شکل بیانگر این موضوع است که به‌طورمعمول افراد در دوره جوانی در سطح بالایی از فقر قرار دارند اما در دوره میان‌سالی به دلیل افزایش تجربه کاری و دارایی‌های تحت تملک از میزان فقر آن‌ها کاسته می‌شود و درنهایت در دوران کهن‌سالی دوباره میزان فقر روند افزایشی پیدا می‌کند.

جنسیت سرپرست خانوار تحت الگوی پژوهش حاضر، اثر معناداری بر احتمال فقر خانوار ندارد. بدین معنا که مرد یا زن بودن سرپرست خانوار در مناطق شهری ارتباطی با احتمال فقیر بودن خانوارها ندارد. همچنین وضعیت تأهل سرپرست خانوار با اثری معنادار بر احتمال فقر خانوار همراه نیست. بدین معنا که تفاوت معناداری میان متأهل بودن و غیرمتأهل بودن سرپرست شاغل خانوار در ارتباط با احتمال فقیر بودن آن‌ها وجود ندارد؛ بنابراین تأهل نتوانسته است از بعد مخارج، درآمد و حمایتی اثری بر فقر خانوار داشته باشد.

جدول ۵. نتایج برآورد الگوی پژوهش برای خانوارهای شهری با اثرات تصادفی

متغیر	ضریب	احتمال	اثر نهایی
* اشتغال غیررسمی سرپرست	۱/۲۱	۰/۰۰۰	۰/۲۷
* جنسیت سرپرست	−۰/۰۴۳	۰/۸۳۹	−۰/۰۱
تحصیلات سرپرست	−۰/۶۱	۰/۰۰۰	−۰/۱۴
* وضعیت تأهل سرپرست	۰/۰۷۹	۰/۶۳۲	۰/۰۱۸
بعد خانوار	۰/۷۳	۰/۰۰۰	۰/۱۷
سن سرپرست	−۰/۰۹۹۸	۰/۰۰۰	−۰/۰۲۳
مجذور سن سرپرست	۰/۰۰۰۵۸	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰۱۳
LR Statistic = ۳۸۰/۸ , Prob = ۰/۰۰۰		Log likelihood = −۶۸۷۸/۳	
W Statistic = ۲۵۸۷/۸ , Prob = ۰/۰۰۰		Number of obs = ۱۳۲۴۸	

* اثر نهایی برای متغیرهای مجازی، به‌صورت تغییر از ۰ به ۱ است.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

✓ برآورد الگوی پژوهش برای مناطق روستایی

طبق جدول (۶) که نتایج حاصل از برآورد الگوی پژوهش برای خانوارهای روستایی در آن گزارش‌شده است؛ ضرایب برآوردی متغیرها به‌غیراز وضعیت تأهل سرپرست

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.42.3.9]
[DOI: 10.52547/jemr.11.42.83]

خانوار در سطح اطمینان ۹۰ درصد معنادار است. مطابق با انتظار در بخش روستایی نیز، اشتغال غیررسمی سرپرست خانوار بر احتمال فقر خانوار اثر مستقیم دارد. طبق اثر نهایی، احتمال فقر خانوارهایی که سرپرستان آن‌ها اشتغال غیررسمی دارند، نسبت به شاغلین رسمی به میزان ۲۶ درصد بیشتر است. جنسیت سرپرست خانوار تأثیری معنادار (به‌صورت مرزی در سطح اطمینان ۹۰ درصد) بر احتمال فقر خانوار دارد به‌نحوی‌که مطابق با اثر نهایی، در صورت مرد بودن سرپرست احتمال فقر خانوار به میزان ۶ درصد کمتر از زمانی است که سرپرست خانوار زن است که می‌تواند نتیجه وجود تعصبات علیه زنان در مناطق روستایی باشد که درنتیجه فرصت‌های نابرابری را درزمینه‌ی آموزش، اشتغال و مالکیت دارایی بر زنان سرپرست خانوار به بار می‌آورد. همچنین به‌کارگیری زنان در شغل‌های کم‌درآمدتر و زمان‌بر از دیگر دلایل افزایش احتمال فقر زنان سرپرست خانوار نسبت به مردان سرپرست خانوار است. تحصیلات سرپرست خانوار اثر معکوس بر احتمال فقر خانوار دارد. بدین ترتیب که افزایش در سطح تحصیلات، سبب کاهش در احتمال فقر خانوار به میزان ۷ درصد می‌شود. بُعد خانوار اثر مستقیم بر فقر خانوار دارد. به‌نحوی‌که در ازای اضافه شدن هر نفر به اعضای خانوار ۱۱ درصد به احتمال فقر خانوار افزوده می‌شود. سن سرپرست خانوار اثر منفی و مجذور سن سرپرست خانوار اثر مثبت بر احتمال فقر خانوار دارد که اشاره به رابطه U شکل میان این دو متغیر دارد. وضعیت تأهل سرپرست خانوار در الگوی پژوهش حاضر، اثری معنادار بر احتمال فقر خانوار ندارد. بدین معنا که تفاوت معناداری میان متأهل بودن و غیرمتأهل بودن سرپرست شاغل خانوار در ارتباط با احتمال فقیر بودن آن‌ها وجود ندارد.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.42.3.9]
[DOI: 10.52547/jemr.11.42.83]

جدول ٦. نتایج برآورد الگوی پژوهش برای خانوارهای روستایی با اثرات تصادفی

متغیر	ضریب	احتمال	اثر نهایی
* اشتغال غیررسمی سرپرست	۱/۴۴	۰/۰۰۰	۰/۲۶
* جنسیت سرپرست	−۰/۲۶۹	۰/۱۰۱	−۰/۰۶
تحصیلات سرپرست	−۰/۳۱	۰/۰۰۰	−۰/۰۷
* وضعیت تأهل سرپرست	۰/۰۹۵۹	۰/۵۰۱	۰/۰۲۰
بعد خانوار	۰/۵۲	۰/۰۰۰	۰/۱۱
سن سرپرست	−۰/۰۸۸۴	۰/۰۰۰	−۰/۰۱۹
مجذور سن سرپرست	۰/۰۰۰۵۹	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰۱۳
Statistic LR= ۴۰۷/۳ , Prob = ۰/۰۰۰		Log likelihood = −۷۲۶۵/۴	
Statistic W = ۱۷۲۶/۷ , Prob = ۰/۰۰۰		Number of obs = ۱۳۱۱۵	

* اثر نهایی برای متغیرهای مجازی، به‌صورت تغییر از ۰ به ۱ است.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

✓ مقایسه ضرایب برآوردی در مناطق شهری و روستایی

این قسمت در پی پاسخگویی به این سؤال است که آیا اساساً تفاوت معناداری در ضرایب برآوردی متغیرهای مشابه در مناطق شهری با روستایی وجود دارد یا خیر؟ به‌عبارتی‌دیگر آیا اندازه اثرپذیری احتمال فقر از متغیری معین در مناطق شهری از نظر آماری متفاوت از مناطق روستایی است یا خیر؟ برای این منظور از آزمون تفاضل میانگین استفاده‌شده است. لازم به توضیح است که برای متغیر جنسیت این آزمون صورت نمی-پذیرد. چرا که ضریب برآوردی عامل جنسیت برای مناطق شهری معنادار نبوده و درنتیجه اثر این عامل در مناطق روستایی تفاوت معناداری بر احتمال فقیر بودن سرپرستان خانوارهای روستایی نسبت به سرپرستان خانوارهای شهری دارد. بدین نحو که در مناطق شهری تفاوت معناداری در احتمال فقیر بودن سرپرستان مرد با سرپرستان زن وجود ندارد ولی در مناطق روستایی احتمال فقیر بودن سرپرستان زن بیش از سرپرستان مرد است. همچنین وضعیت تأهل نیز به دلیل عدم معناداری ضریب مربوطه در هر دو منطقه‌ی شهری و روستایی، مورد آزمونِ برابری واقع نمی‌شود. با توجه به توضیحات داده‌شده جهت مقایسه ضرایب سایر متغیرها، آماره t محاسبه و در جدول (۷) گزارش‌شده است. مطابق با

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.42.3.9]
[DOI: 10.52547/jemr.11.42.83]

جدول (۷)، ضرایب برآوردی کلیه متغیرها برای مناطق شهری تفاوت معناداری از مناطق روستایی دارد. به‌نحوی‌که شاغل بودن سرپرست خانوار در بخش غیررسمی در مناطق روستایی نسبت به مناطق شهری به میزان کمتری بر احتمال فقیر بودن خانوار می‌افزاید. بدین توضیح که برای مناطق روستایی، احتمال فقیر بودن سرپرستان شاغل در بخش غیررسمی نسبت به سرپرستان شاغل در بخش رسمی، به میزان ۱ درصد کمتر از احتمال فقیر بودن سرپرستان شاغل در مشاغل غیررسمی نسبت به سرپرستان شاغل در مشاغل رسمی برای مناطق شهری است. همچنین اثر تحصیلات سرپرست خانوار در کاهش فقر خانوارها در مناطق شهری بیش از مناطق روستایی است. بدین مفهوم که ارتقای سطوح تحصیلی در مناطق شهری بیش از مناطق روستایی در کاهش احتمال فقر خانوارها مؤثر است. به‌نحوی‌که احتمال افزایش هر سطح تحصیلی در مناطق شهری نسبت به مناطق روستایی ۷/۵ درصد بیشتر از احتمال فقیر بودن خانوارها می‌کاهد.

جدول ۷. مقایسه ضرایب برآوردی در برآورد الگو برای مناطق شهری و روستایی

متغیر	مناطق شهری		مناطق روستایی		تفاضل ضریب شهری از روستایی	آماره t محاسباتی در تفاضل ضریب شهری از روستایی
	اثر نهایی	انحراف معیار	اثر نهایی	انحراف معیار		
اشتغال غیررسمی سرپرست	۰/۲۷	۰/۰۱۱۳	۰/۲۶	۰/۰۱۴۰	۰/۰۱	۶۶/۹***
تحصیلات سرپرست	-۰/۱۴	۰/۰۰۵۴	-۰/۰۷	۰/۰۰۵۴	۰/۰۷۵	-۸۰۴/۱***
بُعد خانوار	۰/۱۷	۰/۰۰۶۵	۰/۱۱	۰/۰۰۵۳	۰/۰۶	۵۷۶/۶***
سن سرپرست	-۰/۰۲۳	۰/۰۰۲۹	-۰/۰۱۹	۰/۰۰۲۲	۰/۰۰۴	-۹۴/۵***

*** بیانگر معناداری آماره محاسباتی در سطح اطمینان ۹۹ درصد است.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بُعد خانوار در مناطق شهری نسبت به مناطق روستایی به میزان بیشتری بر احتمال فقیر بودن خانوارها می‌افزاید. بدین نحو که با اضافه شدن هر نفر به اعضای خانوار در مناطق شهری به میزان ۶ درصد بیشتر بر احتمال فقر خانوارها نسبت به مناطق روستایی افزوده می‌شود. اثر سن سرپرست خانوار در کاهش فقر خانوارها در مناطق شهری بیش از مناطق روستایی

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.42.3.9]
[DOI: 10.52547/jemr.11.42.83]

است. بدین توضیح که افزایش سن سرپرست خانوار در مناطق شهری بیش از مناطق روستایی در کاهش احتمال فقر خانوارها مؤثر است. به‌نحوی‌که با گذر سن سرپرست خانوار از دوره جوانی به میان‌سالی در مناطق شهری نسبت به مناطق روستایی ۰/۴ درصد بیشتر از احتمال فقیر بودن خانوارها می‌کاهد.

۵. یافته های پژوهش

به دلیل بالا بودن میزان فقر در کشورهای درحال‌توسعه این‌طور انتظار می‌رود که مقابله با فقر از اولویت‌های مهم دولت‌ها در این دسته از کشورها باشد. علاوه بر این متغیرهای متفاوتی قادر به تأثیرگذاری بر فقر خانوار هستند که با توجه نبود سیستم تأمین اجتماعی و حمایت قانون کار از شاغلین غیررسمی انتظار بر این است که یکی از متغیرهای تأثیرگذار بر فقر خانوار، اشتغال غیررسمی باشد. با توجه به اهمیت این موضوع، پژوهش حاضر به بررسی تأثیر اشتغال غیررسمی بر احتمال فقر خانوارها پرداخته است. در مرحله اول، با استفاده از داده‌های خام طرح هزینه و درآمد خانوارهای مرکز آمار ایران در سال ۱۳۹۷، خط فقر به‌طورکلی و استانی برای مناطق شهری و روستایی بر پایه روش ۶۶ درصد میانگین سرانه مخارج خانوار محاسبه شد و خانوارهای فقیر از غیر فقیر تفکیک شدند. با توجه به محاسبات پژوهش، خط فقر ماهانه برای خانوارهای چهار نفره در مناطق شهری ۲۴۱۹۳۴۰ تومان و برای مناطق روستایی ۱۵۱۰۱۱۲ تومان محاسبه شد. علاوه بر آن بالاترین و پایین‌ترین خط فقر محاسباتی به تفکیک استان‌ها به‌صورت ماهانه برای خانوارهای چهار نفره شهری، به ترتیب مربوط به استان‌های تهران و سیستان و بلوچستان است و در مناطق روستایی بالاترین خطر فقر مربوط به استان البرز و پایین‌ترین خط فقر محاسباتی مربوط به استان سیستان و بلوچستان است. همچنین در مناطق شهری، استان‌های تهران و کردستان به ترتیب بیشترین و کمترین میزان شاغلین فقیر را به خود اختصاص دادند و در مناطق روستایی استان‌های تهران و کهگیلویه و بویراحمد به ترتیب بیشترین و کمترین این میزان را دارا بودند. در مرحله دوم، نوع اشتغال سرپرستان خانوارها به لحاظ رسمی و غیررسمی،

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.42.3.9]
[DOI: 10.52547/jemr.11.42.83]

با بهره‌گیری از شاخص ارائه‌شده در این پژوهش تعیین شد. نتایج نشان داد میزان اشتغال غیررسمی در میان شاغلین روستایی بیش از این میزان برای شاغلین شهری است. همچنین استان آذربایجان غربی هم در مناطق شهری و هم در مناطق روستایی بیشترین شاغل غیررسمی سرپرست خانوار و استان‌های سمنان و بوشهر کمترین شاغل غیررسمی سرپرست خانوار را به ترتیب در مناطق شهری و روستایی داشتند. در مرحله سوم، مقایسه‌ای میان میزان فقر خانوارهای دارای سرپرست شاغل در مشاغل رسمی و فقر خانوارهای دارای سرپرست شاغل در مشاغل غیررسمی صورت گرفت. نتایج حاکی از آن بود که در مقایسه مذکور، برای تمامی استان‌ها و در تمامی مناطق، بیشترین میزان فقر مربوط به خانوارهایی است که سرپرستانشان در مشاغل غیررسمی فعالیت دارند. در مرحله پایانی، برآورد الگوی پژوهش با متغیر وابسته‌ی محدود بر مبنای داده‌های شبه تابلویی و به روش اثرات تصادفی در رگرسیون لجستیک در قالبی جداگانه برای ۱۳۲۴۸ خانوار شهری و ۱۳۱۱۵ خانوار روستایی (در ۳۱ استان به‌عنوان مقاطع) انجام شد. نتایج حاصل از برآورد الگوی پژوهش، حاکی از آن است که اشتغال غیررسمی سرپرست خانوارهای شهری و روستایی مطابق انتظار، اثر مستقیم بر احتمال فقر خانوار دارد. طبق اثر نهایی برای خانوارهای شهری، احتمال فقر خانوارهایی که سرپرستان آن‌ها اشتغال غیررسمی دارند نسبت به خانوارهایی که سرپرستان آن‌ها اشتغال رسمی دارند، به میزان ۲۷ درصد بیشتر است. برای خانوارهای روستایی این تأثیرگذاری ۲۶ درصد است. برای خانوارهای شهری و روستایی، تحصیلات سرپرست خانوار اثر معکوس بر احتمال فقر خانوار دارد. به‌نحوی‌که با افزایش هر سطح تحصیلات سرپرست خانوار، از احتمال فقر خانوار کاسته می‌شود. همچنین برای خانوارهای شهری و روستایی، بُعد خانوار تأثیر مستقیم بر احتمال فقر خانوار دارد؛ یعنی با اضافه شدن هر عضو خانوار بر احتمال فقر خانوار افزوده می‌شود. متغیر سن و مجذور سن سرپرست خانوارهای شهری و روستایی، به ترتیب اثر منفی و مثبت بر احتمال فقر خانوار دارد که این مورد نشان از U شکل بودن اثر این متغیر دارد. بدین ترتیب که با افزایش سن سرپرست و گذر از جوانی به میان‌سالی از احتمال فقر خانوار کاسته شده و با

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.42.3.9]
[DOI: 10.52547/jemr.11.42.83]

قرارگیری سرپرست خانوار در دوره پیری و کهولت سن، بر احتمال فقر خانوار افزوده می‌شود. جنسیت سرپرست خانوار، تأثیر معناداری بر احتمال فقر خانوار در الگوی پژوهش برای خانوارهای شهری نداشته است؛ یعنی مرد یا زن بودن سرپرست خانوار، تفاوت معناداری در ارتباط با احتمال فقیر بودن خانوار ندارد. ولی برای خانوارهای روستایی، جنسیت سرپرست خانوار اثر معکوس و معنادار بر احتمال فقر خانوار دارد؛ یعنی با مرد بودن سرپرست خانوار از احتمال فقر خانوار کاسته می‌شود. وضعیت تأهل سرپرست خانوارهای شهری و روستایی تأثیر معناداری بر احتمال فقیر بودن خانوار نداشته است. بدین معنا که متأهل یا غیرمتأهل بودن سرپرست خانوار سبب ایجاد تفاوت معنادار در ارتباط با احتمال فقر خانوارها نمی‌شود. مقایسه ضرایب برآوردی در مناطق شهری و روستایی نشان داد که نخست، احتمال فقیر بودن شاغلین در مشاغل غیررسمی، در مناطق روستایی کمتر از مناطق شهری بوده و این تفاوت برابر با ۱ درصد است. بدین مفهوم که در مناطق روستایی، احتمال فقیر بودن خانوارهایی که سرپرستانشان در مشاغل غیررسمی اشتغال دارند نسبت به خانوارهایی که سرپرستانشان در مشاغل رسمی فعال‌اند به میزان ۱ درصد کمتر از مناطق شهری است. دوم، اثرگذاری مطلوب تحصیلات و سن در کاهش احتمال فقر خانوارها در مناطق شهری بیش از مناطق روستایی است. سوم، تأثیر نامطلوب بُعد خانوار در افزایش احتمال فقر خانوارها در مناطق شهری بیش از مناطق روستایی است. بر مبنای یافته‌های حاصل از توصیف و تحلیل داده‌ها پیشنهاد می‌شود که بستری فراهم شود تا زمینه‌ی برخورداری شاغلین غیررسمی از چتر حمایتی تأمین اجتماعی و قرارگیری تحت قوانین بازار کار تسهیل شود. علاوه بر این در سیاست‌های امحاء فقر در مناطق شهری و روستایی به خانوارهای دارای سرپرست مسن و کم‌سواد و خانوارهای با تعداد اعضای بالا و همچنین زنان روستایی سرپرست خانوار توجه ویژه‌ای شود.

تقدیر و تشکر

در پایان از دست‌اندکاران فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی و داوران گرانقدر که نکاتی ارزشمند جهت اصلاح مقاله بیان فرمودند؛ سپاسگزاری می‌شود.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.42.3.9]

[DOI: 10.52547/jemr.11.42.83]

منابع و مآخذ

- Alvaredo, F., & Gasparini, L. (2015). Recent trends in inequality and poverty in developing countries. In Handbook of income distribution, 2, 697-805.
- Amara, M., & Jemmali, H. (2018). Household and contextual indicators of poverty in Tunisia: A multilevel analysis. Social Indicators Research, 137(1), 113-138.
- Anyanwu, J. C. (2014). Marital status, household size and poverty in Nigeria: evidence from the 2009/2010 survey data. African Development Review, 26(1), 118-137.
- Arab mazar, A., & Hosseini nejad, M. (2004). The influences in the poverty of rural working families in Iran. Journal of Iran's Economic Essays, 1(1), 67-94. (In Persian)
- Awan, M. S., Malik, N., Sarwar, H., & Waqas, M. (2011). Impact of education on poverty reduction. International Journal of Academic Research, 3(1), 659-664.
- Bakhtiari, S., & Khoobkhahi, K. (2011). Employment and its affecting factors in Iran's informal labor market (1972-2006), Journal of Iran's Economic Essays, 8(15), 117-138. (In Persian)
- Berisso, O. (2016). Determinants of consumption expenditure and poverty dynamics in Urban Ethiopia: Evidence from panel data. In Poverty and Well-Being in East Africa. Economic Studies in Inequality, Social Exclusion and Well-Being. Springer, Cham, 139-164).
- Bulter, J.S., & Moffit, R. (1982). A computationally efficient quadrature procedure for the one- factor multinomial probit model. Econometrica, 50, 761- 764.
- Canelas, C. (2019). Informality and poverty in Ecuador. Small Business Economics, 53(4), 1097-1115.
- De Silva, I. (2008), Micro□level determinants of poverty reduction in Sri Lanka: a multivariate approach. International Journal of Social Economics, 35(3) 140-158.
- Devicienti, F., Groisman, F., & Poggi, A. (2010). Chapter 4 Are informality and poverty dynamically interrelated? Evidence from Argentina. In Studies in Applied Welfare Analysis: Papers from the Third ECINEQ Meeting. Research on Economic Inequality, Volume 18. Emerald Group Publishing Limited, 79-106.
- Ebrahim Pour, S., & Elmi, Z. (2013). Determinants of poverty in Iranian urban households in 2009: An application of panel data models with limited dependent variable, Economics Research, 13(49), 101-116. (In Persian)

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.42.3.9]

[DOI: 10.52547/jemr.11.42.83]

- Elmi, Z., & Alitabar, F. (2012). The effect of education and household size on poverty in urban areas of Iran (2005 and 2009). Social Welfare Quarterly. 12 (46), 93-159. (In Persian)
- Etemadi, S. (2019). The Effect of Employment in Different Sectors on Poverty in Iran. Master Thesis in Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences University of Mazandaran. (In Persian)
- Ghazouani, S., & Goaied, M. (2001). The determinants of urban and rural poverty in Tunisia. Economic Research Forum for the Arab Countries, Iran & Turkey.
- Gindling, T. H., & Terrell, K. (2010). Minimum wages, globalization, and poverty in Honduras. World Development, 38(6), 908-918.
- Gerivani, F., Ahmadi Sh, M., & Fallahi, M. (2014). Investigating the factors affecting the poverty of urban households in North Khorasan province using the tobit model. Journal Urban– Regional Studies and Research, 5(20), 183- 202. (In Persian)
- Ghazanfari Aghdam, K., & Elmi, Z. (2019). Analysis of the factors that create poverty in Iran through the pseudo-panel data approach, The Journal of Economic Policy, 11(21), 25-53. (In Persian)
- Günther, I., & Launov, A. (2012). Informal employment in developing countries: Opportunity or last resort?. Journal of development economics, 97(1), 88-98.
- Jayasinghe, M. (2019). Dynamic trends in household poverty and inequality in Sri Lanka: do gender and ethnicity matter?. Journal of the Asia Pacific Economy, 24(2), 208-223.
- Karimi moughari, Z., Zaroki, Sh., & Ahmadi, Z. (2018). Calculating and analyzing the informal employment structure in urban area of Kurdistan province. Applied Economics, 8(26), 1-15. (In Persian)
- Khodad kasha, F., Heidari, K., & Bagheri F. (2005). An estimation of poverty line in Iran during 1984-2000. Social Welfare Quarterly. 5(17), 137-164. (In Persian)
- Lastrapes, W. D., & Rajaram, R. (2016). Gender, caste and poverty in India: Evidence from the national family health survey. Eurasian Economic Review, 6(2), 153-171.
- Lekobane, K. R., & Seleka, T. B. (2017). Determinants of household welfare and poverty in Botswana, 2002/2003 and 2009/2010. Journal of Poverty, 21(1), 42-60.
- Midgley, J. (2009). The role of social security in poverty alleviation: An international review. In Social Policy and Poverty in East Asia, 30-58.
- Mizunoya, S., & Mitra, S. (2013). Is there a disability gap in employment rates in developing countries?. World Development, 42, 28-43.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.42.3.9]

[DOI: 10.52547/jemr.11.42.83]

- Mohamadzadeh, P., Fallahi, F., & Hekmati Farid, S. (2011). Poverty and its determinants in the Iranian urban households. The Journal of Economic Modeling Research, 1 (2) :41-64. (In Persian)
- Muller, C. (2000). The Statistical Association of Price Indices and Living Standards. CREDIT, University of Nottingham. Mimeo.
- Najafi, B., & Shoushtarian, A. (2007). Estimating poverty line and investigating determinants of poverty for rural and urban households in Iran. Agricultural Economics and Development, 15(59), 1-24. (In Persian)
- Nazier, H., & Ramadan, R. (2015). Informality and poverty: A causality dilemma with application to Egypt. Advances in Management & Applied Economics, 5(4), 31-60.
- Oginni, A., Ahonsi, B., & Ukwuije, F. (2013). Are female-headed households typically poorer than male-headed households in Nigeria?. The Journal of Socio-Economics, 45, 132-137.
- Okojie, C. E. (2002). Gender and education as determinants of household poverty in Nigeria (No. 2002/37). Wider discussion paper.
- Rahman, M. (2013). Household characteristics and poverty: A logistic regression analysis. The Journal of Developing Areas, 47(1), 303-317.
- Ravalion, M. (1996). Issues in Measuring and Modeling Poverty, Economic Journal, 106: 1328-1343.
- Renani, M., Mirzaie, M., Arbabian, S., & Vaez, L. (2009). Investigating the employment structure in the informal sector (case study: Kohgiluyeh and Boyer-Ahmad province), The Journal of Economic Policy, 1(2), 1-36. (In Persian)
- Sekhampu, T. J. (2013). Determinants of poverty in a South African township. Journal of Social Sciences, 34(2), 145-153.
- Statistical Center of Iran. Microdata on the income-expenditure plan of urban and rural households in 2018. (In Persian)
- Wang, C., Wang, Y., Fang, H., Gao, B., Weng, Z., & Tian, Y. (2020). Determinants of rural poverty in remote mountains of southeast china from the household perspective. Social Indicators Research: An International and Interdisciplinary Journal for Quality-of-Life Measurement, 1-18.
- Zamanzadeh, H., & Shahmoradi, A. (2012). Estimating the poverty lines in Iran based on household scale. The Journal of Economic Modeling Research. 2(6), 1-18. (In Persian)

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.42.3.9]
[DOI: 10.52547/jemr.11.42.83]

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.42.3.9]

[DOI: 10.52547/jemr.11.42.83]

Informal Employment and Poverty of Urban and Rural Households in Iran

Shahryar Zaroki[1], Mastaneh Yadollahi Otaghsara[2], Arman Yousefi Barfurushi[3]

Received: 2020/01/18 Accepted: 2020/05/31

Abstract

The lack of social security supports and labor market laws in informal employment has strengthened the expectation that poverty in a family in which the head of the household chooses informal employment is greater than in a family in which the head of the household works in the formal sector. Hence, this study attempts to investigate the effect of informal employment with other factors affecting household's poverty. To this aim, by using the microdata plan of costs and incomes of urban and rural households in 2018, first, the poverty line was calculated based on 66% of the average annual household expenditures by provincial division for urban and rural areas; and poor households were identified as well. Then, according to the presented index in this study, heads of households' employment types were formally and informally determined. In the primary data processing, a comparison between households with employed heads showed that the highest poverty rates were for households whose heads work in informal employment. Next, the estimation of the research model with the dependent variable limited to the basis of pseudo-panel data and random effects in logistic regression was performed in a separate format for 13248 urban households and 13115 rural households in 31 provinces. The results showed that the informal employment of the head of the households has a direct effect on the possibility of household poverty and the rate of influence in urban areas is higher than in rural areas. Furthermore, the head of the household's education, age, and gender have an indirect effect; and the square number of age and size of the household variables have a direct effect on the probability of household poverty. In such a way that the desired effect of education and age, and the undesired effect of the household dimension on the probability of household poverty in urban areas is greater than in rural areas.

Keywords: Poverty, Informal Employment, Pseudo-Panel Data, Iran.

JEL Classification: :I32, J46, C23.

---

1. Associate Professor in Economics, Faculty of Economics and Administration Sciences, University of Mazandaran (Corresponding Author) Email**:** sh.zaroki@umz.ac.ir

2. Master of Science in Economics Science, University of Mazandaran, Email**:** Mastaneh.yadolahi@yahoo.com

3. Master of Science in Economics Science, University of Mazandaran, Email**:** Arman.yousefi1372@gmail.com