

روستا و توسعه، سال ۲۲، شماره ۸۸، زمستان ۱۳۹۸

DOI: 10.30490/RVT.2020.253500.0

بررسی رابطه علیت بین فقر و مهاجرت از روستا به شهر در ایران

ساسان اسفندیاری^۱، مریم دهقانی دشتابی^۲، صدیقه نبی‌نیا^۳، حمیدرضا میرزایی

خلیل‌آبادی^۴

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۱۲/۱۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۳/۱۸

چکیده

با توجه به ارتباط نزدیک بین فقر و مهاجرت از روستا به شهر در ایران، تعیین کم و کیف رابطه بین این دو متغیر می‌تواند به تبیین سیاست‌های توسعه بخش روستایی و شهری کمک مؤثری کند. از این‌رو، در تحقیق حاضر، با استفاده از دو روش تودا و یاماموتو و آزمون کرانه‌ها، رابطه علیت بین فقر و مهاجرت از روستا به شهر در ایران با بهره‌گیری از داده‌های

۱- نویسنده مسئول و دانشجوی دکتری گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران.
(esfandiari666@gmail.com)

۲- دانشجوی کارشناسی ارشد گروه توسعه و اقتصاد کشاورزی، دانشگاه تهران، تهران، ایران.

۳- استادیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه شهید باهنر کرمان، کرمان، ایران.

۴- استادیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه شهید باهنر کرمان، کرمان، ایران.

جمعیت و نرخ رشد طبیعی آن، درصد افراد فقیر و ضریب جینی طی سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۶۴ بررسی شد. نتایج آزمون‌های علیت با استفاده از هر دو روش نشان داد که مهاجرت و فقر رابطه دوسویه دارند؛ فقر خانوارهای روستایی باعث مهاجرت از روستا به شهر می‌شود و مهاجرت نیز می‌تواند موجب کاهش فقر روستایی شود. بنابراین، دولت می‌تواند با تخصیص اعتبارات مطابق با وضعیت مهاجران از جمله ارتقای وضعیت مشاغل غیررسمی در شهرها و روستاها، فقر آنها را کاهش دهد.

کلیدواژه‌ها: فقر، مهاجرت، تودا و یاماموتو، علیت، آزمون کرانه‌ها.

مقدمه

مهاجرت و جابه‌جایی مکانی انسان‌ها، به‌عنوان موضوعی پایدار در رشته‌های گوناگون علوم انسانی و اجتماعی، توجه پژوهشگران را به خود معطوف داشته است. پویایی رابطه انسان‌ها با مکان در قلب پدیده مهاجرت قرار دارد. مهاجرت یکی از چهار عامل اصلی تغییر و تحول جمعیت بوده و به‌دلیل ماهیت خود، می‌تواند علاوه بر تغییرات بلندمدت و طولانی، آثاری صریح و کوتاه‌مدت نیز در تعداد و ساختار جمعیت ایجاد کند (Zanjani, 2001). مهاجرت از روستاها به شهرها یک مبحث جدانشدنی از فرآیند توسعه اقتصادی است، به‌گونه‌ای که برخی از اقتصاددانان، توسعه اقتصادی را معادل انتقال نیروی کار از بخش کشاورزی به صنعت تعریف می‌کنند (Ranis and Fei, 1961). با این همه، در بسیاری از کشورهای کمتر توسعه یافته، جریان مهاجرت از روستاها به شهرها با رشد اندک صنعتی شدن و نرخ‌های بالای بیکاری و فقر در مناطق شهری همراه است (Goldsmith et al., 2004). بنابراین، آنچه به اصطلاح جاذبه بخش صنعتی برای نیروی کار روستایی نامیده می‌شود، تا حد زیادی در این کشورها وجود ندارد؛ با این حال، نرخ جریان مهاجرت در آنها همچنان بالاست. دلیل عمده این نوع مهاجرت در این کشورها، به باور تودارو (Todaro, 1969) و نیز هریس و تودارو (Harris and Todaro, 1970)،

باید تفاوت دستمزد انتظاری مهاجرت (دستمزد شهری) و دستمزد روستایی باشد، که البته می‌تواند منجر به بروز بیکاری شدیدتر و فقر در شهرها شود (Daneshvar Kakhki et al., 2006). فقر می‌تواند یکی از مهم‌ترین عوامل مهاجرت باشد. فقر به صورت‌های مختلف تعریف شده است. البته این تعاریف متفاوت‌اند و بین پژوهشگران اختلاف نظر وجود دارد، ولی بیشتر آنها در مورد ضرورت ارائه تعریف فقر اتفاق نظر دارند. در بسیاری از این تعاریف، فقر به محرومیت از رفاه تعبیر می‌شود. به باور تانسند در دهه‌های ۱۹۶۰ و ۱۹۷۰، فقر به وضعیتی اطلاق می‌شود که فرد از منابع لازم برای بر خورداری از رژیم غذایی، مشارکت در فعالیت‌ها و امکانات معمول زندگی محروم باشد (Razavi, 2003). با صنعتی شدن کشورها، به نظر می‌آید که پدیده فقر بر طرف شود، اما چنین نشد و کشورها بیش از پیش با پدیده فقر مواجه شدند (Razavi, 2003). این پدیده در کشورهای در حال توسعه نسبت به کشورهای پیشرفته با عمق و ابعاد وسیع‌تری مطرح است (Manavi, 2009). در این کشورها، بخش چشمگیری از فقرا را روستاییان تشکیل داده و عموماً درصد فقرا در مناطق روستایی بیش از مناطق شهری است (Jafari Sani and Bakhshoudeh, 2008). ایران به‌عنوان یک کشور در حال توسعه خواسته یا ناخواسته با پدیده فقر و مهاجرت روستا-شهری روبه‌روست. مقایسه محل اقامت قبلی مهاجران با محلی که در آن، سرشماری شده‌اند، نشان می‌دهد که از آبان ۱۳۷۵ تا ۱۳۸۵ و از ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۰، به ترتیب، ۱۹/۱۸ و ۸/۱۲ درصد از روستاییان به شهر مهاجرت کرده‌اند که به ترتیب، جمعیتی معادل ۲۴۰۵۳۳۳ و ۶۵۱۴۳۷ نفر را تشکیل می‌دادند. از این رو، بررسی رابطه علیت بین فقر و مهاجرت روستا-شهری برای سیاست‌گذاران از اهمیت به‌سزایی برخوردار است. در زمینه مهاجرت از روستا به شهر و فقر خانوارهای روستایی، پاره‌ای از پژوهش‌های داخلی و خارجی به علل و انگیزه‌های مهاجرت از روستا به شهر، عوامل مؤثر بر فقر روستایی و تعیین خط فقر پرداخته‌اند که در پی، به گزیده‌ای از آنها اشاره می‌شود. ماهر (Maher, 1996) به بررسی آثار سواد بر مهاجرت از روستا به شهر پرداخت و نشان داد که تعلیم و تربیت روند مهاجرت را سرعت می‌بخشد و بخش اعظم مهاجران را نیروی مولدتر بخش

کشاورزی تشکیل می‌دهد. در بین بیشتر مهاجران باسواد این فرض وجود دارد که در شهر، بهتر می‌توانند از خدمات بهره‌گیرند و از توانایی‌های خود برای بهبود شرایط زندگی استفاده کنند. به گفته شمس‌الدینی و گرجیان (Shamsoddini and Gorjian, 2010)، روستاییان برای استفاده از امکانات معیشتی-رفاهی، یافتن شغل و ایجاد درآمد مکفی، به سمت شهرها مهاجرت می‌کنند. روستاییان تمایل دارند به سمت مراکز ریسپار شوند که در آنجا، علاوه بر رفع نیازمندی‌های اقتصادی-اجتماعی آنها، فضای جدید بتواند جواب‌گوی احساسات و ادراکات فرهنگی-هویتی آنها نیز باشد. هشتاد درصد از مهاجران مورد مطالعه، عوامل اقتصادی و از آن جمله جست‌وجوی شغل و دستیابی به درآمد بیشتر را مهم‌ترین دلیل کوچ خود ذکر کرده‌اند. رحمانی و حسن‌زاده (Rahmani and Hassanzadeh, 2011) به بررسی فرضیه همگرایی در مدل‌های رشد اقتصادی برای استان‌های ایران در سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۶، پرداختند. مهاجرت داخلی از عواملی است که می‌تواند بر رشد اقتصادی استان‌ها و در نهایت، بر همگرایی بین آنها اثرگذار باشد. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که خالص ورود مهاجران دارای رابطه مستقیم با رشد تولید سرانه استان‌ها بوده و با وارد کردن متغیر خالص ورود مهاجران به معادله همگرایی، اثر منفی مهاجرت بر همگرایی در بین استان‌های ایران مشاهده شده است. شفیع‌ی کاخکی (Shafiei Kakhki, 2011)، به بررسی انگیزه‌های اقتصادی و غیراقتصادی مهاجرت پرداخت و بدین منظور، ابتدا دو شاخص غیراقتصادی کیفیت زندگی را برای کلیه استان‌های کشور در سال ۱۳۸۵ با استفاده از روش تحلیل اجزای اصل و با محاسبه اجزای اختلال یک مدل اقتصادسنجی محاسبه و سپس، استان‌ها را بر اساس این دو شاخص رتبه‌بندی کرد. آنگاه با استفاده از رویکرد مدل جاذبه، به بررسی نحوه تأثیرگذاری متغیرهای نسبت درآمد، نسبت نابرابری، فاصله، مجاورت و جمعیت دو استان مبدأ و مقصد، نسبت شاخص کیفیت زندگی غیراقتصادی جمعیتی در استان مقصد به استان مبدأ و نسبت شاخص کیفیت زندگی غیراقتصادی جغرافیایی در استان مقصد به استان مبدأ بر مهاجرت پرداخت. نتایج نشان‌دهنده تأثیر مثبت انگیزه‌های درآمدی و تأثیر منفی شاخص‌های غیراقتصادی در قالب انگیزه‌های غیراقتصادی بود. بنی‌اسدی و همکاران (Baniasadi et al., 2013)

عوامل اقتصادی مؤثر بر مهاجرت روستایی ایران را با استفاده از نظام معادلات همزمان برای دوره ۸۶-۱۳۵۳ بررسی کرده‌اند. نتایج حاکی از آن است که بهبود توزیع درآمد، افزایش مخارج دولتی در عمران روستاها، کاهش شکاف دستمزد میان شهر و روستا و همچنین، سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی منجر به کاهش روند مهاجرت به شهرها شده است؛ همچنین، افزایش شاخص قیمت محصولات کشاورزی، افزایش نرخ باسوادی، رشد اقتصادی و افزایش سطح زیر کشت از طریق اثرگذاری مثبت بر سرمایه‌گذاری کشاورزی به کاهش مهاجرت از روستا به شهر انجامیده است. نگهداری و همکاران (Negahdari et al., 2014) به محاسبه خط فقر خانوارهای روستایی ایران بر اساس بعد خانوار طی سال‌های ۹۰-۱۳۸۵ پرداختند و در این راستا، با مدل‌سازی ویژگی‌هایی از قبیل سن، جنسیت، وضعیت شغلی و تحصیلات را در تابع مطلوبیت خانوار و با بهره‌گیری از مجموعه اطلاعات ۴۱۶۵۱۹ خانوار روستایی طی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۰، از دو روش رگرسیون غیرخطی و پانل دومرحله‌ای، خط فقر مطلق و نسبی روستایی به ازای بعد خانوار (یک تا ده نفره) را برآورد کردند. نتایج برآورد نشان داد که توجه به ویژگی‌های اقتصادی-اجتماعی خانوارهای روستایی به‌ویژه بعد خانوار از الزامات اساسی در محاسبات مربوط به خط فقر روستایی است و اثر بعد خانوار بر خط فقر به صورت «از پیش تعیین شده» و «سرانه» موجب ایجاد تورش برآورد خط فقر خانوارهای روستایی می‌شود. رانیس (Ranis, 1997) مهاجرت از روستا به شهر را بررسی کرد و نشان داد که اگر فرض شود نرخ تخصیص مجدد از رشد جمعیت تجاوز کند و نیروی کار از بخش کشاورزی به بخش صنعت منتقل شود، سطح بیکاری پنهان کاهش و ترکیب نیروی کار در بازه اقتصادی افزایش می‌یابد. گلداسمیت و همکاران (Goldsmith et al., 2004) به بررسی مهاجرت از روستا به شهر و بهره‌وری بخش کشاورزی در سنگال با استفاده از نظام معادلات همزمان برای دوره ۹۶-۱۹۶۱ پرداختند. نتایج حاکی از آن بود که مهاجرت از روستا به شهر تابعی مثبت از نسبت درآمد سرانه شهری به درآمد سرانه روستایی است، و سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی می‌تواند باعث کاهش مهاجرت شود. راولیون و همکاران

(Ravallion et al., 2007) فقر مطلق را با استفاده از سری‌های زمانی ۱۹۸۱-۲۰۰۴ برای صد کشور در حال توسعه برآورد کردند. در این تحقیق، برای محاسبه تعداد و درصد فقرا، از خط فقر بین‌المللی (درآمد روزانه یک دلار) استفاده شد. نتایج حاکی از کاهش معنی‌دار درصد فقرا بود، ولی در زمینه کاهش تعداد فقرا، این تحقیق دستاوردی محسوس نداشت، چراکه در چین، وضعیت متفاوت بود؛ یعنی، تعداد فقرا نیز کاهش می‌یافت. مالک و همکاران (Malik et al., 2012)، با استفاده از مدل لاجیت، عوامل تعیین‌کننده فقر روستایی پاکستان را بررسی کردند. در این بررسی، تعداد افراد دارای درآمد در خانوار، فرزندان در فاصله سنی شش تا هفده سال، تعداد اتاق‌های موجود، تعداد افرادی که در هر اتاق زندگی می‌کنند، تعداد زن هجده سال و بالاتر در خانوار، تعداد مرد هجده سال و بالاتر در خانوار، سرانه درآمد خانوار، دستیابی به آب سالم از متغیرهای اقتصادی-اجتماعی و جمعیتی اثرگذار بر فقر بودند. انگوین و همکاران (Nguyen et al., 2015) به بررسی رابطه بین مهاجرت، آسیب‌پذیری نسبت به فقر و رفاه شهروندان روستایی در سه استان ویتنام پرداختند. نتایج نشان می‌دهد مهاجرت برای تحصیلات بیشتر در بین خانواده‌های با سرمایه انسانی بالاتر و از نظر مالی توانمندتر دیده می‌شود؛ همچنین، مهاجرت اثرات توزیعی مثبت داشته و موجب بهبود وضعیت فقر در مناطق روستایی هم شده است.

مطالعات گوناگون نشان می‌دهد که نمی‌توان پیرامون موضوعات فقر و مهاجرت اظهار نظر قطعی کرد و رابطه بین فقر و مهاجرت با توجه به ساختار اقتصادی متفاوت مناطق و کشورهای مختلف می‌تواند متفاوت باشد. بنابراین، پژوهش حاضر به بررسی این رابطه در طول زمان می‌پردازد.

مواد و روش‌ها

در پژوهش حاضر، برای بررسی رابطه علیت بین فقر خانوارهای روستایی و مهاجرت از روستا به شهر، از داده‌های سری زمانی ۹۲-۱۳۶۴ و آزمون علیت تودا- یاماموتو^۱ و آزمون کرانه‌ها^۲ استفاده شده است. داده‌های لازم از مرکز آمار ایران، بانک مرکزی و نیز از مجموعه اطلاعات وزارت جهاد کشاورزی و مطالعات پیشین به دست آمده است.

بررسی رابطه علیت مبتنی بر آزمون علیت تودا- یاماموتو

از آنجا که آزمون‌های هم‌انباشتگی مانند آزمون یوهانسن- جوسیلیوس در نمونه‌های کوچک قابل اعتماد نیستند، این مسئله در انجام آزمون علیت گرنجر اریب ایجاد می‌کند. تودا و یاماماتو (Toda and Yamamoto, 1995) یک روش ساده برای بررسی رابطه علیت پیشنهاد دادند که مشکلات یادشده را ندارد. در این روش، ابتدا باید تعداد وقفه بهینه مدل (K) و سپس، درجه ایستایی حداکثر (d_{\max}) را تعیین کرد و یک مدل VAR^۳ را با تعداد وقفه $k + d_{\max}$ تشکیل داد. البته فرآیند انتخاب وقفه، زمانی معتبر خواهد بود که $k \geq d_{\max}$ باشد. مدل دومتغیره برای انجام آزمون یادشده با تعداد وقفه $k + d_{\max} = 2$ به صورت روابط زیر خواهد بود:

$$\ln m_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^2 \alpha_{1i} \ln m_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \alpha_{2i} \ln p_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

$$\ln p_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^2 \beta_{1i} \ln p_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \beta_{2i} \ln m_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (2)$$

1. Toda-Yamamoto (TY) test
2. Bounds test
3. Vector Auto Regression Model

که در آن، m میزان مهاجرت از روستا به شهر و p شاخص فقر خانوارهای روستایی است. برای آزمون این فرضیه که Lnp علت گرنجری Lnm نیست، محدودیت $\alpha_{21} = \alpha_{22} = 0$ آزمون می‌شود. آماره آزمون مورد استفاده، والد^۱ بوده که دارای توزیع کی دو با درجه آزادی برابر با تعداد محدودیت پارامترهای برابر با صفر است. آماره آزمون مورد استفاده جدای از اینکه متغیرهای مورد مطالعه ایستا از هر درجه‌ای، غیرهم جمع یا هم جمع از هر درجه‌ای باشند، معتبر خواهد بود؛ و از این رو، محقق از لزوم اطلاع داشتن از ویژگی‌های هم‌انباشتگی نظام بی‌نیاز می‌شود و فقط اطلاع از رتبه الگوی VAR و حداکثر درجه پایایی متغیرها برای انجام این آزمون کفایت می‌کند.

بررسی رابطه علیت مبتنی بر آزمون کرانه‌ها

در این روش، برای انجام آزمون علیت، سه مرحله ضروری است. در مرحله اول، با استفاده از رویکرد آزمون کرانه‌ها، وجود رابطه هم‌انباشتگی بلندمدت بین متغیرهای مورد مطالعه بررسی می‌شود. بدین منظور، ابتدا مطابق با الگوی اُدھیامبو (Odhiambo, 2009) روابط زیر برآورد می‌شوند:

$$\Delta \ln m_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} \Delta \ln m_{t-i} + \sum_{i=0}^k \alpha_{2i} \Delta \ln p_{t-i} + \alpha_3 \ln m_{t-1} + \alpha_4 \ln p_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\Delta \ln p_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} \Delta \ln p_{t-i} + \sum_{i=0}^k \beta_{2i} \Delta \ln m_{t-i} + \beta_3 \ln p_{t-1} + \beta_4 \ln m_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

که در آن، Δ تفاضل مرتبه اول متغیرها و ε_t جزء خطای تصادفی مدل است. سپس، با استفاده از آزمون والد و آماره F ، صفر بودن ضرایب تمام متغیرها در سطح، با یک وقفه، در مقابل فرض

1. Wald

مخالف صفر بودن این ضرایب آزمون می‌شود (Tang and Tan, 2014). بنابراین، در مطالعه حاضر، فرضیه صفر در روابط (۳) و (۴) به ترتیب به صورت $\alpha_3 = \alpha_4 = 0$ و $\beta_3 = \beta_4 = 0$ بوده، که بیانگر عدم وجود رابطه هم‌انباشتگی در این دو رابطه است. آماره F محاسباتی، با مقدار بحرانی جدول پسران و همکاران (Pesaran et al., 2001) مقایسه می‌شود. این جدول، مقادیر بحرانی را برای پنج حالت مختلف با توجه به وجود عرض از مبدأ و روند در الگو نشان می‌دهد، که شامل کرانه‌های بالایی $I(1)$ و پایینی $I(0)$ و تعداد متغیرهای توضیحی است. اگر آماره F محاسباتی از کرانه بالایی آماره بحرانی بیشتر باشد، آنگاه فرضیه صفر مبنی بر عدم هم‌انباشتگی رد می‌شود؛ اگر این آماره کمتر از کرانه پایینی مقدار بحرانی باشد، آنگاه فرضیه صفر را نمی‌توان رد کرد؛ و در نهایت، اگر این آماره بین کرانه‌های بالایی و پایینی قرار گیرد، تصمیم‌گیری قطعی نیست و در این حالت، مرتبه انباشتگی متغیرهای توضیحی $I(d)$ برای اظهار نظر در مورد وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت باید شناخته شده باشد. در این وضعیت، اگر متغیرها $I(0)$ باشند، بر اساس کرانه پایینی، هم‌انباشتگی خواهند بود و برعکس (Tang and Tan, 2014). تعداد وقفه‌های بهینه به‌منظور برآورد مدل‌ها به کمک یکی از آماره‌های آکائیک، شوارتز بیزین و یا حنان کویین مشخص می‌شود (Pesaran et al., 2001). پس از تأیید وجود رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرها، در مرحله دوم، مدل بلندمدت بین متغیرها برآورد شده و در مرحله سوم، برای تعیین سمت و سوی علیت کوتاه و بلندمدت بین متغیرها، از الگوی ECM استفاده می‌شود، که الگوی ECM

روابط (۳) و (۴) به صورت زیر خواهد بود:

$$\Delta \ln m_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} \Delta \ln m_{t-i} + \sum_{i=0}^k \alpha_{2i} \Delta \ln p_{t-i} + \tau ECM_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\Delta \ln p_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} \Delta \ln p_{t-i} + \sum_{i=0}^k \beta_{2i} \Delta \ln m_{t-i} + \varphi ECM_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

در روابط (۵) و (۶)، ECM_{t-1} وقفه جزء خطای رابطه بلندمدت است. طبق نظر کومار نارایان و اسمیت (Kumar Narayan and Smyth, 2006) و اُدھیامبو (Odhiambo, 2009)،

گرچه می‌توان با انجام آزمون کرانه‌ها به وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها پی برد، که نشان‌دهنده حداقل یک رابطه علیت گرنجری یک‌سویه است، اما این آزمون نمی‌تواند جهت علیت زمانی بین متغیرها را مشخص کند. از این رو، بدین منظور، از آزمون F و معنی‌داری ضریب با وقفه جزء ECM استفاده می‌شود. چنانچه ضریب با وقفه جزء ECM بر اساس آزمون t معنی‌دار باشد، وجود رابطه علی بلندمدت تأیید می‌شود. آزمون F روی متغیرهای توضیحی بیانگر رابطه علی کوتاه‌مدت است (Odhiambo, 2009). شایان یادآوری است که در صورتی می‌توان وارد مراحل دوم و سوم شد که طبق نتایج آزمون کرانه‌ها، وجود رابطه بلندمدت تأیید شود (Morley, 2006).

محاسبه میزان مهاجرت از روستا به شهر با این فرض که نرخ مهاجرت خارجی به کشور صفر بوده و رشد جمعیت شهری برابر با نرخ رشد جمعیت کل است، به صورت تغییر جمعیت کل شهری منهای درصدی از جمعیت شهری که در نتیجه رشد طبیعی جمعیت افزایش یافته، محاسبه شده است (Goldsmith et al., 2004).

$$M_t = P_{ur} - (1 + g)P_{ur-1} \quad (7)$$

در رابطه (7)، M_t میزان مهاجرت از روستا به شهر، P_{ur} جمعیت شهری کشور در سال جاری، P_{ur-1} جمعیت شهری کشور در سال قبل و g نرخ رشد طبیعی جمعیت کشور است. به منظور برآورد فقر خانوارهای روستایی، از شاخص فقر سن (Sen, 1976) استفاده شده است. وی در سال ۱۹۷۶ شاخص فقری ارائه داد که بر پایه مفهوم رتبه‌ای رفاه بود. این شاخص، محرومیت نسبی افراد فقیر را در مقابل سایر افراد جامعه در نظر می‌گیرد. این شاخص از طریق رابطه زیر معرفی می‌شود:

$$P = H[F + (1 - I)G] \quad (8)$$

که در آن، P شاخص فقر سن، H درصد افراد فقیر، I شکاف درآمدی و G ضریب جینی توزیع درآمد بین افراد فقیر است. از ویژگی‌های شاخص سن این است که اندازه آن بین صفر (در

بررسی رابطه علیت بین فقر و.....

حالتی که فرد فقیر در جامعه وجود نداشته باشد) و یک (در حالتی که درآمد کلیه افراد جامعه مساوی صفر باشد) تغییر می کند. این شاخص، اصولی مانند عدالت نسبی، رفاه یکنواخت، اصل وزن دادن اجتماعی بیشتر به افراد فقیرتر و اصل نرمال کردن آماری شکاف فقر را در نظر می گیرد (Raeis dana, 2005). شایان یادآوری است که شاخص فقر خانوارهای روستایی با استفاده از شاخص سن بر پایه معکوس ضریب انگل فقرا محاسبه شده است.

نتایج و بحث

برای تجزیه و تحلیل علیت با دو روش آزمون کرانه‌ها و تودا- یاماموتو، ابتدا درجه انباشتگی (ایستایی) متغیرهای الگو با استفاده از آزمون‌های دیکی فولر تعمیم یافته و فیلپس- پرون در دو حالت «وجود عرض از مبدأ» و «وجود عرض از مبدأ و روند» تعیین می شود، که جدول ۱ نتایج را نشان می دهد. همان گونه که مشاهده می شود، دو متغیر لگاریتم مهاجرت از روستا به شهر و لگاریتم شاخص فقر خانوارهای روستایی ایستا از مرتبه یک $I(1)$ هستند.

جدول ۱- نتایج آزمون ایستایی متغیرهای تحقیق

درجه انباشتگی	آزمون PP		آزمون ADF		متغیر	
	مقدار آماره بحرانی (۰/۰۵)	مقدار آماره محاسباتی	مقدار آماره بحرانی (۰/۰۵)	مقدار آماره محاسباتی		
I(1)	-۲/۹۸۱	-۱۳/۱۶۸	-۲/۹۷۶	-۷/۷۵۹	$\ln m$	در صورت وجود عرض از مبدأ
	-۲/۹۸۱	-۱۰/۹۴۳	-۲/۹۸۱	-۱۳/۱۳۱	$d \ln m$	
I(1)	-۲/۹۷۶	-۶/۳۹۲	-۲/۹۸۶	-۳/۸۵۴	$\ln p$	در صورت وجود عرض از مبدأ و روند
	-۲/۹۸۱	-۱۰/۹۴۳	-۳/۰۰۴	-۶/۵۰۰	$d \ln p$	
I(1)	-۳/۵۸۷	-۱۱/۳۷۷	-۳/۵۸۷	-۷/۶۰۳	$\ln m$	در صورت وجود عرض از مبدأ و روند
	-۳/۵۹۵	-۱۲/۸۴۳	-۳/۵۹۵	-۱۳/۳۶۵	$d \ln m$	
I(1)	-۳/۵۸۷	-۶/۳۲۲	-۳/۶۴۴	-۳/۶۴۲	$\ln p$	در صورت وجود عرض از مبدأ و روند
	-۳/۵۹۵	-۱۰/۶۷۷	-۳/۶۳۲	-۶/۳۱۸	$d \ln p$	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج آزمون علیت تودا-۱ یا ماموتو

در پژوهش حاضر، از آزمون‌های تودا-۱ یا ماموتو و کرانه‌ها برای بررسی ارتباط علی بین متغیرهای مهاجرت و فقر استفاده می‌شود. از آنجا که در مطالعه حاضر، دو متغیر ایستا از مرتبه یک هستند، حداکثر درجه ایستایی برابر با یک است. برای انجام این آزمون، ابتدا مدل VAR شامل دو متغیر مورد مطالعه برآورد و وقفه بهینه با توجه به معیارهای آکائیک (AIC)، شوارتز بیزین (SC) و حنان کوئین (HQ) تعیین می‌شود. نتایج آزمون تعیین وقفه بهینه در جدول ۲ آمده است. همان‌گونه که مشاهده می‌شود، هر سه معیار، وقفه یک را برای الگوی VAR پیشنهاد می‌کنند.

جدول ۲- نتایج آزمون تعیین وقفه بهینه الگوی VAR

وقفه	آکائیک (AIC)	شوارتز بیزین (SC)	حنان کوئین (HQ)
*	۳/۲۱	۳/۳۱	۳/۲۴
۱	*۱/۴۲	*۱/۷۱	*۱/۵۱
۲	۱/۶۰	۲/۰۸	۱/۷۴

* وقفه بهینه

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در گام بعدی، الگوی VAR با تعداد دو وقفه (مجموع وقفه بهینه و حداکثر درجه ایستایی متغیرها) برای انجام آزمون علیت تودا-۱ یا ماموتو برآورد شده و سپس، آزمون والد برای روابط (۱) و (۲) انجام می‌شود. نتایج آزمون والد در مورد ضرایب با وقفه متغیرهای به کار رفته در روابط (۱) و (۲) در جدول ۳ آمده است. همان‌گونه که مشاهده می‌شود، با توجه به معنی‌داری آماره آزمون والد در روابط (۱) و (۲)، یک رابطه علیت گرنجری دوطرفه بین فقر خانوارهای روستایی و مهاجرت از روستا به شهر وجود دارد، که نشان‌دهنده رابطه متقابل و دوسویه مهاجرت و فقر است.

بررسی رابطه علیت بین فقر و.....

جدول ۳- نتایج آزمون والد در مورد ضرایب با وقفه متغیرها

نتیجه گیری	آماره محاسباتی (احتمال)	فرضیه صفر	متغیر تأثیرگذار	متغیر وابسته
$\ln p \rightarrow \ln m$	۸/۹۱ (۰/۰۱)	$\alpha_{21} = \alpha_{22} = 0$	$\ln p$	$\ln m$
$\ln m \rightarrow \ln p$	۷/۵۲ (۰/۰۲)	$\beta_{21} = \beta_{22} = 0$	$\ln m$	$\ln p$

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج آزمون علیت کرانه‌ها

روش آزمون کرانه‌ها با برآورد روابط (۳) و (۴) آغاز شده و مناسب‌ترین وقفه به منظور برآورد مدل با استفاده از معیار شوارتز بیزین وقفه دو است. پس از برآورد روابط پیش گفته، آزمون‌های مرتبط با فروض کلاسیک صورت پذیرفته است، که بر پایه نتایج آن، برقراری تمامی فروض کلاسیک (عدم خود همبستگی، شکل تبعی صحیح، نرمال بودن اجزای اخلاص و وجود واریانس همسانی) برای هر دو رابطه تأیید می‌شود. سپس، آماره F محاسباتی از این آزمون (جدول ۴) با مقادیر بحرانی جدول پسران و همکاران (Pesaran et al., 2001) مقایسه می‌شود. با توجه به نتایج و مقادیر بحرانی ارائه شده در جدول پسران و همکاران (Pesaran et al., 2001)، در سطح معنی داری یک و ده درصد، به ترتیب، وجود رابطه بلندمدت در روابط (۳) و (۴) تأیید می‌شود.

جدول ۴- نتایج آزمون کرانه‌ها برای بررسی درجه انباشتگی متغیرهای مدل

شماره رابطه	فرض صفر	آماره محاسباتی F	وجود رابطه بلندمدت
(۶)	$\alpha_3 = \alpha_4 = 0$	۶/۴۱	بله
(۷)	$\beta_3 = \beta_4 = 0$	۴/۱۷	بله

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در گام بعدی، رابطه بلندمدت و مدل ECM مرتبط با روابط (۳) و (۴) برآورد شده، که نتایج آن به ترتیب در جداول ۵ و ۶ آمده است. با توجه به نتایج جدول ۶ و معنی داری ضریب با

وقفه جزء ECM، وجود رابطه علی دوطرفه بلندمدت بین فقر خانوارهای روستایی و مهاجرت از روستا به شهر تأیید می‌شود. همچنین، با توجه به معنی‌داری ضرایب کوتاه‌مدت P و M، وجود رابطه علی دوطرفه کوتاه‌مدت بین فقر خانوارهای روستایی و مهاجرت از روستا به شهر نیز تأیید می‌شود. بنابراین، نتایج آزمون کرانه‌ها بیانگر وجود رابطه دوطرفه بین فقر و مهاجرت از روستا به شهر است، که به نوعی نتیجه آزمون علت تودا- یاماموتو پیش گفته را تأیید می‌کند.

جدول ۵- نتیجه برآورد الگوی بلندمدت بین متغیرها

متغیر	ضریب	خطای معیار	آماره t	سطح احتمال
Ln P	۰/۸۳۸	۰/۳۹۵	۲/۱۲۱	۰/۰۴
C	۱۳/۹۰۰	۰/۲۶۲	۵۲/۹۲۰	۰/۰۰
Ln M	-۰/۰۶۶	۰/۰۱۹	-۳/۴۸۷	۰/۰۰
C	-۰/۰۳۹	۰/۲۵۷	-۰/۱۵۱	۰/۸۸

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۶- نتایج برآورد مدل تصحیح خطا

متغیر	ضریب	خطای معیار	آماره t	سطح احتمال
dLn p	۰/۵۵۲	۰/۲۵۰	۲/۲۰۳	۰/۰۳
Dc	۹/۱۵۶	۰/۲۱۸	۴۱/۹۲۰	۰/۰۰
ecm_{t-1}	-۰/۶۵۸	۰/۰۲۰	-۳۱/۸۹۰	۰/۰۰
dLn m	-۰/۰۳۱	۰/۰۱۰	-۳/۱۰۵	۰/۰۰
Dc	-۰/۰۱۸	۰/۱۲۳	-۰/۱۴۹	۰/۰۱
ecm_{t-1}	-۰/۴۷۵	۰/۱۲۲	-۳/۸۸۸	۰/۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج آزمون‌های علیت انجام شده در مطالعه حاضر نشان می‌دهد که افزایش فقر خانوارهای روستایی افزایش مهاجرت از روستا به شهر را در پی خواهد داشت. همچنین، نتایج نشان می‌دهد که افزایش مهاجرت از روستا به شهر نیز کاهش فقر خانوارهای روستایی را در پی خواهد داشت. این پیامد را می‌توان چنین توجیه کرد که با ورود فناوری به روستاها و در نتیجه، مهاجرت قشر فقیر و خوش‌نشین روستاها به شهرها، در آمد سرانه روستاییان بیشتر می‌شود، که

این خود کاهش فقر روستاییان را در پی خواهد داشت؛ همچنین، فشار روی زمین در روستا کاهش می‌یابد و در نتیجه بهره‌وری بیشتر روستاییان، از میزان فقر روستایی کاسته می‌شود.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در مطالعه حاضر، با استفاده از دو روش آزمون تودا- یاماموتو و آزمون کرانه‌ها، رابطه علیت بین فقر خانوارهای روستایی و مهاجرت از روستا به شهر بررسی شد. نتایج آزمون‌های علیت با استفاده از هر دو روش نشان می‌دهد که مهاجرت و فقر پیوندی دوسویه دارند. فقر خانوارهای روستایی باعث مهاجرت از روستا به شهر می‌شود و مهاجرت نیز می‌تواند موجب کاهش فقر روستایی شود. فقر مطلق می‌تواند به‌طور مستقیم مردم را مجبور به جابه‌جایی کند. اما در اکثر موارد، نه فقر مطلق بلکه احساس فقر (فقر نسبی) است که موجب مهاجرت می‌شود. با رشد فزاینده ارتباطات و مناسبات روستایی- شهری در کشورهای در حال توسعه، روستاییان ضمن مقایسه وضعیت زندگی خود با دیگر افراد جامعه (به‌ویژه گروه‌های شهرنشین)، چنان‌که در پژوهش شمس‌الدینی و گرجیان (Shamsoddini and Gorjian, 2010) نیز آمده است، برای کسب رفاه بیشتر، رهسپار شهرها و دیگر مراکز جمعیتی می‌شوند.

همچنین، نتایج نشان داد که مهاجرت از روستا به شهر کاهش فقر روستاییان را در پی خواهد داشت، که انگوین و همکاران (Nguyen et al., 2015) نیز در ویتنام به نتایج مشابه دست یافته‌اند. مهاجرت می‌تواند به‌مثابه شبکه‌ای عمل کند که مبدأ (روستا) و مقصد (شهر) را به هم مرتبط سازد. در این شبکه، نه تنها افراد بلکه پول و کالا نیز جابه‌جا می‌شود. بنا به یافته‌های ماهر (Maher, 1996)، مهاجرت یک فرد به‌منزله بهره‌گیری بهتر از خدمات و گسترش منابع درآمدی خانواده اوست، که امکان کاهش میزان مخاطرات را فراهم می‌آورد. افزون بر این، در برخی موارد، مردانی که به‌منظور یافتن شغل به شهرها مهاجرت می‌کنند، مسئولیت خانه را به زنان (همسر خود) واگذار می‌کنند؛ این خود می‌تواند باعث افزایش مسئولیت‌پذیری زنان و ارتقای منزلت خانوادگی و اجتماعی آنها شود. همچنین، اگر مهاجرت دوره‌ای باشد (یعنی،

طولانی نباشد)، احتمال بیشتری وجود دارد که موجب تأثیرات مثبت از طریق ارتقای توانایی‌های فرد مهاجر و آثار تضریری آن در خانواده و اجتماع روستا شود. همان‌گونه که گلداسمیت و همکاران (Goldsmith et al., 2004) نیز یادآور شدند، باعث کاهش فشار روی زمین شده، در نتیجه، افزایش بهره‌وری و تولید را به همراه خواهد داشت، که آن هم خود افزایش درآمد و کاهش فقر روستاییان را در پی خواهد داشت.

کنترل مهاجرت به شهرها راه افتادن انواع صنایع «کاربر» را محدود می‌کند، صنایعی که کشور را در برنامه‌های توسعه سریع توانمند می‌سازد و می‌تواند فقر را در نهایت کاهش دهد؛ بنابراین، سیاست‌هایی که اعمال می‌شوند، باید با این واقعیت مطابقت داشته باشند. در هر صورت، در کشورهای در حال توسعه از جمله ایران، مهاجرت صورت می‌گیرد. از این رو، دولت می‌تواند با تخصیص اعتبارات مطابق با وضعیت مهاجران از جمله ارتقای وضعیت مشاغل غیررسمی در شهرها و روستاها، فقر آنها را کاهش دهد. البته با تقویت و تعمیق سیاست‌های موجود در زمینه توسعه روستایی و تمرکز بر مسائل اجتماعی و اقتصادی در روستاها، نه تنها فقر بلکه رغبت به مهاجرت نیز کاهش خواهد یافت.

فقر چه در شهرها و چه در روستاها در نهایت عملکرد فقدان انتخاب است؛ مهاجرت همان‌گونه که جمعیت حرکت می‌کند، امکان حرکت کالا، پول و عقاید را بین شهر و روستا فراهم می‌کند. این جمعیت با بهره‌مندی از توان چشمگیر در سازمان‌دهی خود، به ایجاد محیطی مناسب و پویا هم از نظر اقتصادی و هم از نظر اجتماعی می‌پردازد. این پویایی احتمالاً پس از مدت کوتاهی، چه در مناطق روستایی و چه در شهرها، وضعیت رفاهی مردم را ارتقا خواهد داد. مهاجرت یکی از اجزای مکمل توسعه است که در نهایت، به کاهش فقر می‌انجامد، اما تاکنون بدین نقش مثبت و مهم مهاجرت در فرآیند توسعه به شدت بی‌توجهی شده است.

منابع

1. Baniasadi, M., Zare Mehrjerdi, M. and Varmazyari, H. (2013). Investigating economic factors affecting the immigration of rural people

- in Iran. *Journal of Agricultural Economics Researches*, 5(1): 183-196. (Persian).
2. Daneshvar Kakhki, M.D., Karimkoshteh, H. and Golriz Ziyaei, Z. (2006). The effect of increasing agricultural productivity on the immigration of rural people in Iran. *Journal of Agricultural Sciences and Natural Resources*, 13(4): 174-180. (Persian).
 3. Goldsmith, P.D., Gunjal, K. and Ndarishikanye, B. (2004). Rural-urban migration and agricultural productivity: the case of Senegal. *Agricultural Economics*, 31(1): 33-45.
 4. Harris, J.R. and Todaro, M.P. (1970). Migration, unemployment and development: a two-sector analysis. *The American Economic Review*, 126-142.
 5. Jafari Sani, M. and Bakhshoudeh, M. (2008). Study of spatial distribution of poverty and food insecurity of urban and rural households in Iran by province distribution. *Agricultural Economics and Development*, 16(61): 103-123. (Persian).
 6. Kumar Narayan, P. and Smyth, R. (2006). Higher education, real income and real investment in China: evidence from Granger causality tests. *Education Economics*, 14(1): 107-125.
 7. Maher, F. (1996). Literacy works on the migration of the village to the city. *Quarterly Journal of Economics and Development*, 6: 54-57. (Persian).
 8. Malik, S., Chaudhry, I.S. and Hanif, I. (2012). Analysis of rural poverty in Pakistan; bi-model estimation of some selected villages. *International Journal of Humanities and Social Science* 2(8): 73-80.
 9. Manavi, M. (2009). Analysis of poverty (absolute and subjective) in Kurdistan province. Master's Degree in Theoretical Economics, Faculty of Economic and Political Sciences, Shahid Beheshti University, Tehran. (Persian).
 10. Morley, B. (2006). Causality between economic growth and immigration: an ARDL bounds testing approach. *Economics Letters*, 90(1): 72-76.
 11. Negahdari, A., Piraei, K., Keshavarz Haddad, G. and Haghghat, A. (2014). Estimating poverty line of Iranian rural households with respect to household size, 2006-2011. *Journal of Village and Development*, 17(4): 155-172. (Persian)

12. Nguyen, L.D., Raabe, K. and Grote, U. (2015). Rural-urban migration, household vulnerability, and welfare in Vietnam. *World Development*, 71: 79-93.
13. Odhiambo, N.M. (2009). Energy consumption and economic growth nexus in Tanzania: an ARDL bounds testing approach. *Energy Policy*, 37(2): 617-622.
14. Pesaran, M.H., Shin, Y. and Smith, R.J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3): 289-326.
15. Raeis-Dana, F. (2005). Measuring indicators and predicting poverty in Iran. *Social Welfare Quarterly*, 4(17): 85-134.
16. Rahmani, T. and Hassanzadeh, E. (2011). Impact of immigration on economic growth and regional convergence in Iran. *Economic Modeling Research*, 2(5): 1-19.
17. Ranis, G. (1997). Rural-urban migration, surplus of labour. Discussion Paper. Yale University.
18. Ranis, G. and Fei, J.C. (1961). A theory of economic development. *The American Economic Review*, 533-565.
19. Ravallion, M., Chen, S. and Sangraula, P. (2007). New evidence on the urbanization of global poverty. *Population and Development Review*, 33(4): 667-701.
20. Razavi, H. (2003). Village, poverty and development: coping with rural poverty (experiences of Asian countries). Tehran: Rural and Development Publications. (Persian).
21. Sen, A. (1976). Poverty: an ordinal approach to measurement. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 219-231.
22. Shafiei Kakhki, M. (2011). Immigration, income inequality or quality of life promotion. *Journal of Applied Economics Studies*, 2(4): 89-112. (Persian).
23. Shamsoddini, A. and Gorjian, P. (2010). Factors affecting migration of rural people to cities, emphasizing the migration network. *Journal of Studies of Human Settlements Planning*, 5(11): 75-92. (Persian).
24. Tang, C.F. and Tan, B.W. (2014). The linkages among energy consumption, economic growth, relative price, foreign direct investment, and financial development in Malaysia. *Quality and Quantity*, 48(2): 781-797.
25. Toda, H.Y. and Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, 66(1-2): 225-250.

26. Todaro, M.P. (1969). A model of labor migration and urban employment in less developed countries. *American Economic Review*, 59(1): 138-148.
27. Zanjani, H. (2001). Migration. Tehran: SAMT. (Persian).

