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

DOI: 10.30490/RVT.2020.253500.0

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

ساسان اسفندیاری[۱]، مریم دهقانی دشتابی[۲]، صدیقه نبی‌ئیان[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 رابطهٔ 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 کمترتوسعه‌یافته، 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 به‌اصطلاح جاذبهٔ 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 برخورداری از رژیم غذایی، مشارکت در فعالیت‌ها و امکانات معمول زندگی محروم باشد (Razavi, 2003). با صنعتی شدن کشورها، به نظر می‌آمد که پدیده فقر برطرف 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 عموما 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 ۱۳۸۵تا ۱۳۹۰، به‌ترتیب، ۱۹/۱۸ و ۸/۱۲ درصد از روستاییان به شهر مهاجرت کرده‌اند که به‌ترتیب، جمعیتی معادل ۲۴۰۵۳۳۳ و ۶۵۱۴۳۷ نفر را تشکیل می‌دادند. از این‌رو، بررسی رابطه علیت بین فقر و مهاجرت روستا- شهری برای سیاست‌گذاران از اهمیت به‌سزایی برخوردار است.

در زمینهٔ 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 بهره گیرند و از توانایی‌های خود برای بهبود شرایط زندگی استفاده کنند. به گفتهٔ 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 مراکزی رهسپار 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 دربین استان‌های ایران مشاهده شده‌است. 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 غیراقتصادی‌درقالب‌انگیزه‌های غیراقتصادی بود. بنی‌اسدی‌وهمکاران(Baniasadi et al., 2013)

عوامل اقتصادی مؤثر بر مهاجرت روستایی ایران را با استفاده از نظام معادلات همزمان برای دورهٔ 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 به‌صورت «از پیش تعیین شده» و «سرانه» موجب ایجاد تورش برآورد خط فقر خانوارهای روستایی می شود. 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 بازده 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 ۹۶-۱۹۶۱پرداختند. 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. راوالیون و همکاران

(Ravallion et al., 2007) فقر مطلق را با استفاده از سری‌های زمانی ۲۰۰۴-۱۹۸۱ 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 تعیین‌کنندهٔ فقر روستایی پاکستان را بررسی کردند. در این بررسی، تعداد افراد دارای درآمد در خانوار، فرزندان در فاصلهٔ 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 رابطهٔ 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 وضعت 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[1] و آزمون کرانه‌ها[2] استفاده شده است. داده‌های لازم از مرکز آمار ایران، بانک مرکزی و نیز از مجموعهٔ اطلاعات وزارت جهاد کشاورزی و مطالعات پیشین به‌دست آمده است.

بررسی رابطه علیت مبتنی بر آزمون علّیت 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 رابطهٔ علیت پیشنهاد دادند که مشکلات یادشده را ندارد. در این روش، ابتدا باید تعداد وقفهٔ بهینهٔ مدل (K) و سپس، درجهٔ ایستایی حداکثر (d_{max}) را تعیین کرد و یک مدلVAR[3] را با تعداد وقفهٔ $k+d_{max}$ تشکیل داد. البته فرآیند انتخاب وقفه، زمانی معتبر خواهد بود که $k \geq d_{max}$ باشد. مدل دومتغیره برای انجام آزمون یادشده با تعداد وقفهٔ ۲= $k+d_{max}$ به‌صورت روابط زیر خواهد بود:

$$\ln m_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{2} \alpha_{1i} \ln m_{t-i} + \sum_{i=1}^{2} \alpha_{2i} \ln p_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (۱)$$

$$\ln p_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{2} \beta_{1i} \ln p_{t-i} + \sum_{i=1}^{2} \beta_{2i} \ln m_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (۲)$$

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 Lnmنیست، محدودیت $\alpha_{21}=\alpha_{22}=0$ آزمون می‌شود. آماره آزمون مورد استفاده، والد[1] بوده که دارای توزیع کی‌دو با درجه آزادی برابر با تعداد محدودیت پارامترهای برابر با صفر است. آمارهٔ آزمون مورد استفاده جدای از اینکه متغیرهای مورد مطالعه ایستا از هر درجه‌ای، غیرهم‌جمع یا هم‌جمع از هر درجه‌ای باشند، معتبر خواهد بود؛ و از این‌رو، محقق از لزوم اطلاع داشتن از ویژگی‌های هم‌انباشتگی نظام بی‌نیاز می‌شود و فقط اطلاع از رتبهٔ الگوی VARو حداکثر درجهٔ 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 اُدهیامبو (Odhiambo, 2009) روابط زیر برآورد می‌شوند:

$$\Delta \ln m_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k} \alpha_{1i} \Delta \ln m_{t-i} + \sum_{i=0}^{k} \alpha_{2i} \Delta \ln p_{t-i} + \alpha_3 \ln m_{t-1} + \alpha_4 \ln p_{t-1} + \varepsilon_t \quad (۳)$$

$$\Delta \ln p_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{k} \beta_{1i} \Delta \ln p_{t-i} + \sum_{i=0}^{k} \beta_{2i} \Delta \ln m_{t-i} + \beta_3 \ln p_{t-1} + \beta_4 \ln m_{t-1} + \varepsilon_t \quad (۴)$$

که در آن، Δ تفاضل مرتبهٔ 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 ایـن ضـرایب آزمـون مـی‌شـود (Tang and Tan, 2014). بنـابراین، در مطالعـهٔ حاضر، فرضیه صفر در روابط (۳) و (۴) به‌ترتیب به‌صورت $\alpha_3 = \alpha_4 = 0$ و $\beta_3 = \beta_4 = 0$ بوده، که بیانگر عدم وجود رابطه هم‌انباشتگی در این دو رابطه است. آماره F محاسباتی، با مقـدار بحرانـی 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 آمـاره F محاسـباتی از کرانه بالایی آماره بحرانی بیشتر باشد، آنگاه فرضیه صفر مبنی بر عدم هم‌انباشتگی رد می‌شـود؛ اگر این آماره کمتر از کرانه پایینی مقدار بحرانی باشد، آنگاه فرضیه صفر را نمی‌توان رد کـرد؛ و در نهایت، اگر این آماره بین کرانه‌های بالایی و پایینی قرار گیرد، تصمیم‌گیری قطعـی نیسـت و در این حالت، مرتبه انباشتگی متغیرهای توضیحی I(d) برای اظهار نظر در مورد وجود یا عدم وجود رابطهٔ بلندمدت باید شناخته شده باشد. در این وضعیت، اگر متغیرها I(0) باشند، بر اساس کرانه پایینی، هم‌انباشته خواهند بود و برعکس (Tang and Tan, 2014). تعداد وقفه‌هـای بهینـه به‌منظور برآورد مدل‌ها به کمک یکی از آماره‌های آکائیک، شوارتز بیـزین و یـا حنـان کـویین مشخص می‌شود (Pesaran et al., 2001). پس از تأیید وجود رابطه هم‌انباشـتگی بـین متغیرهـا، در مرحله دوم، مدل بلندمدت بین متغیرها برآورد شده و در مرحله سـوم، بـرای تعیـین سـمت و سوی علیت کوتاه و بلندمدت بین متغیرها، از الگوی ECM استفاده می‌شود، کـه الگـوی ECM روابط (۳) و (۴) به‌صورت زیر خواهد بود:

$$\Delta \ln m_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k} \alpha_{1i} \Delta lnm_{t-i} + \sum_{i=0}^{k} \alpha_{2i} \Delta lnp_{t-i} + \tau ECM_{t-1} + \varepsilon_t \quad (۵)$$

$$\Delta \ln p_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{k} \beta_{1i} \Delta lnp_{t-i} + \sum_{i=0}^{k} \beta_{2i} \Delta lnm_{t-i} + \varphi ECM_{t-1} + \varepsilon_t \quad (۶)$$

در روابط (۵) و (۶)، ECM_{t-1} وقفهٔ جزء خطای رابطـه بلندمـدت اسـت. طبـق نظـر کومـار نارایـان و اسـمیت (Kumar Narayan and Smyth, 2006) و اُدهیـامبو (Odhiambo, 2009)،

گرچه می‌توان با انجام آزمون کرانه‌ها به وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها پی برد، که نشان‌دهندهٔ حداقل یک رابطه علیت گرنجری یک‌سویه است، اما این آزمون نمی‌تواند جهت علیت زمانی بین متغیرها را مشخص کند. از این‌رو، بدین منظور، از آزمون F و معنی‌داری ضریب با وقفه جزءECM استفاده می‌شود. چنانچه ضریب با وقفهٔ جزء ECM بر اساس آزمون t معنی‌دار باشد، وجود رابطه علی بلندمدت تأیید می‌شود. آزمون F روی متغیرهای توضیحی بیانگر رابطهٔ 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).

محاسبهٔ 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، به‌صورت تغییر جمعیت کل شهری منهای درصدی از جمعیت شهری که در نتیجهٔ رشد طبیعی جمعیت افزایش یافته، محاسبه شده است (Goldsmith et al., 2004).

$$M_t = P_{ut} - (1+g)P_{ut-1} \quad (۷)$$

در رابطه (۷)، M_t میزان مهاجرت از روستا به شهر، P_{ut} جمعیت شهری کشور در سال جاری، P_{ut-1} جمعیت شهری کشور در سال قبل و g نرخ رشد طبیعی جمعیت کشور است.

به‌منظور 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:

$$P = H[I + (1-I)G] \quad (۸)$$

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

حالتی که فرد فقیر در جامعه وجود نداشته باشد) و یک (در حالتی که درآمد کلیه افراد جامعه مساوی صفر باشد) تغییر می‌کند. 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 می‌گیرد (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 تعمیم‌یافته و فیلیپس- پرون در دو حالت «وجود عرض از مبدأ» و «وجود عرض از مبدأ و روند» تعیین می‌شود، که جدول ۱ نتایج را نشان می‌دهد. همان‌گونه که مشاهده می‌شود، 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

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

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج آزمون علیت تودا- یاماموتو

در پژوهش حاضر، از آزمون‌های تودا- یاماموتو 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 مدلVAR شامل دو متغیر مورد مطالعه برآورد و وقفهٔ بهینه با توجه به معیارهای آکائیک (AIC)، شوارتز بیزین (SC) و حنان کوئین (HQ) تعیین می‌شود. نتایج آزمون تعیین وقفهٔ بهینه در جدول ۲ آمده است. همان‌گونه که مشاهده می‌شود، هر سه معیار، وقفه یک را برای الگویVAR پیشنهاد می‌کنند.

جدول ۲- نتایج آزمون تعیین وقفهٔ بهینهٔ الگوی VAR

وقفه	آکائیک (AIC)	شوارتز بیزین (SC)	حنان کوئین (HQ)
۰	۳/۲۱	۳/۳۱	۳/۲۴
۱	*۱/۴۲	*۱/۷۱	*۱/۵۱
۲	۱/۶۰	۲/۰۸	۱/۷۴

* وقفهٔ بهینه

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در گام بعدی، الگویVAR با تعداد دو وقفه (مجموع وقفهٔ بهینه و حداکثر درجه ایستایی متغیرها) برای انجام آزمون علیت تودا- یاماموتو برآورد شده و سپس، آزمون والد برای روابط (۱) و (۲) انجام می شود. نتایج آزمون والد در مورد ضرایب با وقفهٔ متغیرهای به‌کار 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 رابطهٔ علیت گرنجری دوطرفه بین فقر خانوارهای روستایی و مهاجرت از روستا به شهر وجود دارد، که نشان‌دهندهٔ رابطهٔ متقابل و دوسویهٔ مهاجرت و فقر است.

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

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

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج آزمون علیت کرانه‌ها

روش آزمون کرانه‌ها با برآورد روابط (۳) و (۴) آغاز شده و مناسب‌ترین وقفه به‌منظور برآورد مدل با استفاده از معیار شوارتز بیزین وقفهٔ دو است. پس از برآورد روابط پیش‌گفته، آزمون‌های مرتبط با فروض کلاسیک صورت پذیرفته است، که بر پایهٔ نتایج آن، برقراری تمامی فروض کلاسیک (عدم خود همبستگی، شکل تبعی صحیح، نرمال بودن اجزای اخلال و وجود واریانس همسانی) برای هر دو رابطه تأیید می‌شود. سپس، آمارهٔ 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 ارائه‌شده در جدول پسران و همکاران (Pesaran et al., 2001)، در سطح معنی‌داری یک و ده درصد، به‌ترتیب، وجود رابطهٔ بلندمدت در روابط (۳) و (۴) تأیید می‌شود.

جدول ۴- نتایج آزمون کرانه‌ها برای بررسی درجهٔ 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 به‌ترتیب در جداول ۵ و ۶ آمده است. با توجه به نتایج جدول ۶ و معنی‌داری 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 به‌نوعی نتیجه آزمون علیت تودا- یاماموتو پیش‌گفته 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 انجام‌شده 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، درآمد سرانه روستاییان بشتر می‌شود، که

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

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در مطالعهٔ 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، نه‌تنها افراد بلکه پول و کالا نیز جابه‌جا می‌شود. بنا به یافته‌های ماهر (Maher, 1996)، مهاجرت یک فرد به‌منزلهٔ 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،

طـولانی نباشـد)، احتمـال بیشـتری وجـود دارد کـه موجـب تـأثیرات مثبـت از طریـق ارتقـای توانایی‌های فرد مهاجر و آثار تضـریبی آن در خـانواده و اجتمـاع روسـتا شـود. همـان‌گونـه کـه گلداسمیت و همکاران (Goldsmith et al., 2004) نیز یادآور شدند، باعث کاهش فشـار روی زمین شده، در نتیجه، افزایش بهره‌وری و تولیـد را بـه‌همـراه خواهـد داشـت، کـه آن هـم خـود افزایش درآمد و کاهش فقر روستاییان را در پی خواهد داشت.

کنترل مهاجرت به شهرها راه افتادن انواع صنایع «کاربر» را محدود مـی‌کنـد، صـنایعی کـه کشور را در برنامه‌های توسعهٔ سریع توانمند می‌سازد و می‌تواند فقر را در نهایـت کـاهش دهـد؛ بنابراین، سیاست‌هایی که اعمال می‌شـوند، بایـد بـا ایـن واقعیـت مطابقـت داشـته باشـند. در هـر صورت، در کشورهای در حال توسعه از جمله ایـران، مهـاجرت صـورت مـی‌گیـرد. از ایـن‌رو، 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 بـا تقویـت و تعمیـق سیاسـت‌هـای موجود در زمینهٔ توسعهٔ روستایی و تمرکز بر مسائل اجتماعی و اقتصادی در روستاها، نه‌تنها فقـر بلکه رغبت به مهاجرت نیز کاهش خواهد یافت.

فقر چه در شهرها و چه در روسـتاها در نهایـت عملکـرد فقـدان انتخـاب اسـت؛ مهـاجرت همان‌گونه که جمعیت حرکت می‌کند، امکان حرکت کالا، پول و عقاید را بـین شـهر و روسـتا 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 پویـایی احتمـالاً پـس از مدت کوتاهی، چه در مناطق روستایی و چه در شهرها، وضـعیت رفـاهی مـردم را ارتقـا خواهـد داد. مهاجرت یکی از اجزای مکمل توسعه است که در نهایت، به کـاهش فقـر مـی‌انجامـد، امـا تاکنون بدین نقش مثبت و مهم مهاجرت در فرآیند توسعه به‌شدت بی‌توجهی شده است.

منابع

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

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 Haghighat, 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 prople to cities, emphasizing the migration network. *Journal of Studies of Humman Settements 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).