فصلنامه مدلسازی اقتصادسنجی –سال سوم، شماره سوم (پیاپی ۱۰)، تابستان ۱۳۹۷ (صفحات ۳۹ تا ۶۲)

تأثیر پویایی مهاجرت از روستا به شهر بر نابرابری درآمدی: مورد مطالعه مناطق روستایی ایران[۱]

حمید ابریشمی (نویسنده مسئول)
استاد اقتصاد، گروه اقتصاد اجتماعی نهادی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران
abrihami@ut.ac.ir
سجاد برخورداری
استادیار اقتصاد، گروه اقتصاد کاربردی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران
barkhordari@ut.ac.ir
علیرضا قباشی
کارشناس ارشد اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران
ghobashi.alireza@ut.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۱۰/۲۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۱/۱۹

چکیده:
امروزه مهاجرت روستایی از طریق کانال‌هایی، به علت کمبود زیرساخت‌های لازم جهت جذب افراد در مناطق شهری، از یک طرف موجب کاهش رفاه افراد مهاجر و ایجاد مشکلات اجتماعی در مناطق شهری شده و همچنین ممکن است موجب تضعیف وضعیت رفاهی ساکنان روستایی شود که نابرابری درآمدی روستایی یکی از نتایج این پدیده به شمار می‌آید. در این مقاله، بر اساس آمار مناطق روستایی ۳۰ استان ایران در دوره ۱۳۹۴-۱۳۸۵، با روش داده‌های ترکیبی (پانل) و با استفاده از مدل اقتصادسنجی گشتاورهای تعمیم یافته (GMM)، میزان اثرگذاری متغیرهای مهم مناطق روستایی ایران، به خصوص متغیر مهاجرت روستایی بر نابرابری درآمدی روستایی، مورد بررسی قرار گرفته است. بر این اساس، نتایج تجربی پژوهش نشان می‌دهد مهاجرت در ابتدای امر موجب افزایش نابرابری درآمدی روستایی شده و در دوره بعد، اثری کاهنده بر شکاف درآمدی روستایی دارد.

طبقه‌بندی JEL: C23, R13, O15
واژگان کلیدی: مهاجرت روستایی، نابرابری درآمدی، داده‌های پانل، روش گشتاورهای تعمیم یافته

---

۱. این مقاله از پایان نامه کارشناسی ارشد استخراج شده است.

۱. مقدمه

مهاجرت و چگونگی توزیع مجدد جمعیت داخلی هر کشور یکی از اساسی‌ترین عواملی است که سیاست‌گذاران اقتصادی - اجتماعی جامعه برای کنترل جمیت و جهت دادن به جابجایی‌های جمعیتی و نیز هدایت جمعیت به سوی قطب‌های اقتصادی به آن توجه دارند. مهاجرت همیشه سمبل و نشانه‌ای از توسعه و توسعه‌یافتگی بوده است، یعنی تفاوت‌های مربوط به اشتغال، سطح زندگی و غیره در مبدا یا محل تولد فرد باعث می‌گردد تا به دنبال یافتن بسیاری از ایده آل‌ها و خواسته‌های خود اقدام به مهاجرت نماید (شیخی،۱۳۷۵). به عبارتی دیگر، مهاجرت داخلی شهری- روستایی به عنوان پاسخی به تفاوت‌های دستمزد در بخش‌های شهری و روستایی شکل گرفته است (ری[1]،۱۹۹۸). در کشور ایران طی سالهای ۱۳۳۵ تا ۱۳۸۵ قسمت عمده‌ای از مهاجرت، از مناطق روستایی به مناطق شهری بوده و نتیجه کلی آن است که در این مدت حدود ۹۰ درصد از حرکات جمعیتی داخل کشور ناشی از مهاجرت‌های روستاییان به شهرها بوده (جهانفر،۱۳۸۸) و از سال۱۳۸۵ این نرخ، روندی کاهنده را در پیش گرفته است. آمارهای مربوط به انتقال جمعیت بین بخش‌های مختلف و حرکت جمعیت از روستاها به شهرها حاکی از آن است که در طول سال های بعد از پیروزی انقلاب اسلامی جمعیت زیادی از روستاها به شهرها مهاجرت کرده اند. یکی از دلایل اصلی مهاجرت روستاییان به شهرها، مسائل اقتصادی و امید به بهبود رفاه مادی از سوی روستاییان بوده است.

در گذشته مهاجرت، وسیله‌ای برای تخصیص بهینه منابع به لحاظ انتقال نیروی انسانی از نواحی کم بازده به نواحی پربازده به شمار می آمد، اما در حال حاضر به دلیل رشد فزاینده شهرنشینی، به پدیده خطرناکی تبدیل شده است که می‌تواند به مشکلات زیست محیطی، ظهور بخش کاذب و غیر رسمی شهرها، رشد حاشیه نشینی شهری، نرخ بالای بیکاری، به خطر افتادن امنیت سیاسی و اقتصادی، کاهش جذب سرمایه‌گذاری، کاهش رشد اقتصادی و انواع ناهنجاری‌های اجتماعی از جمله نابرابری درآمدی دامن یزند.

روند مهاجرت از روستاها به شهرها در ایران با روند آن در کشورهای توسعه‌یافته کنونی کاملاً متفاوت است. در کشورهای توسعه‌یافته، پیشرفت فنی و استفاده از روش‌های فنی نوین تولید، ضمن افزایش بهره‌وری عوامل در بخش کشاورزی، نیروی کار روستایی را جذب بخش‌های صنعتی شهری در حال توسعه می‌کرد، اما در ایران به خاطر ضعف بنیه تولید علمی کشاورزی، نامناسب بودن شبکه توزیع و نبود صنایع تکمیلی و پایین بودن

[1]. Ray

بازدهی و بهره‌وری این بخش، همه تلاش می‌کنند از روستاها به شهرها یا حومه آن‌ها مهاجرت کنند و با وجود محدودیت بازار کار در شهر و حومه مستقر شوند و این امر علاوه بر اینکه موجب یک نوع پیچیدگی در مقوله بیکاری می‌شود (شاکری، ۱۳۹۵)، تعادل شهر و روستا را نیز برهم زده و حتی موجب گسترش آسیب‌های اجتماعی می‌شود که توزیع نابرابر درآمد در بخش روستایی یکی از مصادیق مهم آن به شمار می‌آید.

علیرغم غنی بودن کشور ایران از حیث ثروت و منابع طبیعی خدادادی، نمی‌توان فقر اقشاری از جوامع شهری و روستایی را صرفاً نتیجه کمبود سرمایه و منابع دانست بلکه این نوع محرومیت روستایی کشورمان ازیک‌طرف نتیجه تفاوت‌های آشکار تسهیلات زندگی آنان با شهرنشینان و از طرفی دیگر، زاییده عوامل و سیاست‌هایی است که اختلافات طبقاتی گسترده‌تر را در میان روستاییان در طی سالیان گذشته به وجود آورده است؛ لذا برای مقابله با مشکل توزیع نابرابر درآمد باید عوامل مؤثر بر آن را شناخت و با اتخاذ سیاست‌های مناسب، در راستای بهبود توزیع درآمد اقدام کرد (دهمرده و همکاران، ۱۳۸۹).

با توجه به اهمیت مهاجرت روستایی و نقشی که در توزیع درآمد و فقر روستاها دارد، در این تحقیق سعی بر این است که روند نابرابری درمناطق روستایی ایران به تفکیک استان و همچنین وضعیت مهاجرت روستایی در بازه زمانی ۱۳۸۵-۱۳۹۴ مورد بررسی قرار گیرد. این مقاله، به دنبال پاسخگویی به این سوال است که «آیا مهاجرت روستایی بر توزیع درآمد و نابرابری روستایی در ایران تأثیر دارد»؟ لذا پس از بیان مقدمه، در بخش دوم و سوم به بیان ادبیات موضوع و مطالعات تجربی پرداخته می شود. در بخش چهارم روش تحقیق را به تفصیل تشریح کرده و در بخش پایانی نتایج تحقیق و پیشنهادات ارائه می شود.

۲. مبانی نظری

ادبیات اقتصادی جدید در مورد مهاجرت نیروی کار، نیازمند تمرکز بر موضوع نابرابری درمناطق مهاجرفرست شده است. در دیدگاه اقتصادی، مهاجرت ناشی از تفاوت‌های شغلی- درآمدی و سطوح امنیتی بین مناطق شهری و روستایی است. در واقع موقعیت نسبی خانوارها نسبت به یک گروه مرجع خاص و همچنین درآمد مطلق خانوارها به عنوان انگیزه اصلی برای مهاجرت محسوب می شود (استارک و بلوم[1]،۱۹۸۵؛ استارک و

[1]. Stark and Bloom

تیلور[1]،۱۹۹۱). این نگرش، مهاجرت‌های روستایی را عمدتاً به دلیل نبود فرصت‌های شغلی در روستاها و دسترسی به شغل و درآمدهای انتظاری در شهر و منافع ناشی از آن و در واقع تابعی از عوامل اقتصادی می‌داند. دیدگاه‌های اجتماعی بدون آنکه از نقش عوامل اقتصادی در مهاجرت غفلت کنند، آن را تنها عامل برانگیختن مهاجرت نمی‌دانند. از نظر آنها علاوه بر عامل اراده، انگیزه‌هایی چون تحمل یا عدم تحمل شرایط زیستی، تشکیل خانواده، تحصیل، تمایل به زندگی در نقاط خاص و سایر عوامل فرهنگی را در مهاجرت‌های روستا به شهر دخالت دارند.

همچنین، تحرک نیروی کار اثراتی بر نابرابری درآمدی جوامع مهاجرفرست و مهاجرپذیر ایجاد می کند. به لحاظ مفهومی، این اثر بستگی به عوامل ساختاری جوامع شهری و روستایی دارد که بر توزیع منافع و هزینه های مهاجرت تأثیر می‌گذارد (بلاک[2]،۲۰۰۶). اگر تصمیم به مهاجرت با توجه به محدودیت‌های اعتباری که اغلب در کشورهای در حال توسعه چنین وضعیتی وجود دارد، الزام‌آور باشد، تصمیم به مهاجرت توسط قشر فقیری که در فعالیت‌های غیرمولد چنین جوامعی گرفتار شده‌اند اتخاذ می‌شود.

این نشان می‌دهد که ثروتمندان بیشترین منفعت را از این موضوع خواهند برد. بنابراین مهاجرت به جای محدود کردن شکاف درآمدی در جوامع ارسال‌کننده مهاجر، موجب گسترش آن می‌شود. در مطالعات آدامز[3](۱۹۹۳و۱۹۹۸)، لیپتون[4](۱۹۸۰)، استارک و تیلور و یژاکی[5](۱۹۸۸) به این موضوع اشاره شده است.

تحقیقات اخیر نشان می‌دهد که اگرچه مهاجران پیشگام از خانواده‌های نسبتاً ثروتمند هستند ، و از آنجا که این افراد می‌توانند هزینه مهاجرت را تقبل کنند و اطلاعات بهتری در مورد استخدام خارج از روستا داشته باشند، مهاجرت آن‌ها به احتمال زیاد باعث مهاجرت بیشتر از مردم با وضعیت نامناسب درآمدی می‌شود که این امر دو دلیل عمده دارد (جونز[6]،۱۹۹۸). اول ، افزایش محرومیت نسبی در بین مهاجران باعث افزایش تمایل آن‌ها به مهاجرت می‌شود. دوم ، ایجاد شبکه‌های مهاجر در مناطق مقصد، هزینه و ریسک مهاجرت را کاهش می‌دهد که به نوبه خود امواج بیشتری از مهاجرت فقرا را تسهیل

---

1. Stark and Taylor
2. Black
3. Adams
4. Lipton
5. Stark, Taylor and Yitzhaki
6. Jones

می‌کند. (دی هاس[1]،۲۰۱۰؛ جونز،۲۰۱۳؛ مک کنزی و راپوپورت[2]، ۲۰۰۷؛ راپوپورت و دوکویر[3]،۲۰۰۶؛ استارک ۲۰۰۶). این پدیده اساس نظریه انتشار مهاجرت است که ابتدا توسط استارک، تیلور و ییتزاکی (۱۹۸۶) پیشنهاد شده و توسط جونز (۱۹۹۸) گسترش یافته است.

فقدان داده‌های پانل در سطح جامعه به طور جدی توانایی محققان برای تعیین کمی بعد زمانی مهاجرت و نابرابری را محدود می‌سازد . مک کنزی و راپورپورت (۲۰۰۷) معتقدند که مهاجرت بیشتر باعث کاهش نابرابری در میان جوامعی می شود که نرخ مهاجرت اولیه بالایی دارند. علاوه بر این، مهاجرت اثرات مثبت و جزیی بر نابرابری در جوامعی با شبکه های مهاجرت کوچکتر دارد.

طبق نظریات لوئیس و کوزنتس (۱۹۹۵)، بدلیل رشد روز افزون صنعت و تقاضای فراوان نیروی کار در طی مراحل اولیه توسعه و بالاتر بودن بازده بخش صنعت نسبت به بخش کشاورزی و در نتیجه بالاتر بودن دستمزد بخش صنعت نسبت به کشاورزی، روستاییان تمایل دارند که برای گرفتن دستمزد بالاتر به سمت شهرها که مراکز اصلی بخش صنعت هستند، مهاجرت کنند. در ابتدای امر اکثریت جمعیت کشورهای توسعه یافته که از درآمد پایین یکسانی در بخش کشاورزی برخوردار می‌باشند، نابرابری درآمدی چندان ملموس نمی‌باشد. ولی در مراحل اولیه توسعه و صنعتی شدن تعدادی از جمعیت روستاها به شهرها مهاجرت می‌کنند و از دستمزد بالاتری نسبت به دستمزد بخش روستایی برخوردار می‌شوند و این باعث شدت گرفتن نابرابری بین جمعیت روستاها و شهرها خواهد شد (حنیفی، ۱۳۸۹).

به نظر می‌رسد جز در مورد مهاجرت‌های اجباری که در اثر مسائل سیاسی و یا حوادث طبیعی صورت می‌گیرد، شواهد و مدارک حاکی از آن است که این فقیرترین افراد نیستند که مهاجرت می‌کنند بلکه سطح و دامنه‌ای از فقر وجود دارد که پایین‌تر از آن مهاجرت مقدور نیست (آلاکچی ، ۱۹۸۳). مهاجرت نیاز به امکاناتی دارد که نه‌تنها برای هزینه‌های سفر بلکه جهت حمایت مهاجران در مقصد تا زمانی که کار تمام‌وقت یا پاره‌وقتی پیدا کنند، ضروری می‌باشد. همچنین کسانی که مهاجرت می‌کنند معمولاً از بین افراد تحصیل‌کرده جامعه هستند، یعنی از خانوارهایی که توان صرف‌نظر کردن از نیروی کار خانوادگی فرزند خود را داشته و آن‌ها را به مدرسه می‌فرستند. به‌این‌ترتیب ثروتمندترین‌ها

[1]. De Hass
[2]. McKenzie and Rapoport
[3]. Rapoport and Docquier

در هر جامعه فرزندان خود را به دنبال تحصیل و آموزش می‌فرستند و دقیقاً هم آن‌ها ازجمله اولین کسانی هستند که مهاجرت می‌کنند. افراد باسوادتر موقعیت‌های شغلی را که در دیگر مناطق وجود دارد راحت‌تر شناسایی می‌کنند و نحوه برخورد آن‌ها با موقعیت‌های جدید متفاوت خواهد بود. اولین مهاجران از هر جامعه‌ای به نحو تقریباً تغییرناپذیری از نخبگان آن محل هستند. معمولاً فقیرترین‌ها باید در بین کسانی باشند که مهاجرت نمی‌کنند و در روستا باقی می‌مانند، با این حساب با رفتن افراد فعال‌تر و پرانرژی‌تر روستا، مهاجرت بیش از آنـکه باعـث کاهـش فقـر شود باعث تشدید فقر در روستا می‌شود(اسکلدون،۱۹۸۶). این بحث ممکن است مورد مهمی در برنامه‌های کاهش فقر باشد، به‌این‌ترتیب که با تأکید بر روی ارتقاء وضعیت روستا، مردم دیگر قصد رفتن ازآنجا را نکنند یا اینکه به فکر بهبود وضعیت زندگی مردمی که در روستا باقی مانده‌اند باشد.

با مهاجرت افرادی که در روستا بوده‌اند و برای شغل به شهر رفته‌اند، حواله‌هایی برای خانواده‌شان فرستاده می‌شود که پشتوانه مالی آن‌ها را تقویت می‌کند و از سوی دیگر منجر به افزایش شکاف درآمدی در جامعه روستایی می‌شود. خانواده هایی که مهاجری ندارد که پولی برای آن‌ها بفرستد از دستیابی مستقیم به این ثروت جدید محروم‌اند و در این حالت، مهاجرت افراد در سنوات قبل برای چنین خانوارهایی می‌تواند محرومیت نسبی بیشتری را به همراه داشته باشد (اسکلدون،۱۹۸۶). از سوی دیگر گفته می‌شود که به هر حال تعدادی از کسانی که مهاجرت نکرده‌اند می‌توانند از طریق خدمات‌رسانی به خانوارهایی که مهاجر دارند تا حدی قادر به ارتقاء وضعیت زندگی خود باشند.

به طور خلاصه، می توان اینگونه بیان داشت که عوامل اقتصادی و اجتماعی با شدت های متفاوت می‌توانند بر نابرابری درآمدی روستایی اثر گذار بوده و به عبارتی عامل و یا متاثر از مهاجرت های روستایی بوده باشند.

۳. پیشینه تحقیق

نابرابری درآمدی یکی از موضوعات قابل توجهی است که در تحلیل مسائل کلان هر منطقه و جامعه‌ای از جایگاه بالایی برخوردار است. مطالعات مختلفی در خصوص اثر متغیرهای مهم اقتصادی و اجتماعی بر نابرابری درآمدی صورت گرفته است.

به طور کلی آن گروه از سرمایه‌گذاری‌های دولت که موجب افزایش تولید هستند، از جمله سرمایه‌گذاری در تحقیق و ترویج کشاورزی، آبیاری، آموزش روستایی در جهت سطح

سواد افراد ساکن در روستا و زیرساخت‌ها (شامل جاده، برق و سیستم‌های ارتباط راه دور)، نه تنها به رشد تولیدات روستایی کمک می‌کنند، بلکه فقر روستایی و نابرابری‌های منطقه‌ای را نیز کاهش می‌دهند (فولداوی و لیوون[1]،۲۰۱۱؛ هانجرا[2]و همکاران ۲۰۰۹، فان ،۲۰۰۳؛ باقر زاده ،۱۳۹۱؛ مهربانی ،۱۳۸۷؛ سلامی و همکاران ،۱۳۸۶).

می‌توان انتظار داشت که تغییرات ساختار اقتصادی، ارتباط منفی با نابرابری درآمدی داشته باشد و به بیانی دیگر، تغییرات ساختار اقتصادی، اثر مثبت روی توزیع درآمد دارد (گلد اسمیت و همکاران، ۲۰۰۴؛ فطرس و رسولی، ۱۳۹۵؛ نوفرستی و محمدی، ؛۱۳۸۸؛ سامتی و خوشکار، ۱۳۸۸) سطح بالای تورم از طریق رکود اقتصادی شدید می‌تواند باعث افزایش نابرابری شود. از سوی دیگر سطح پایین تورم همچنین می‌تواند اقتصاد را به سمت رکود ببرد و نابرابری را افزایش دهد که این نابرابری نشان دهنده‌ی توزیع نابرابر در سطح روستا و شهرها می‌باشد (ماسیمیلیانو[3] ۲۰۰۸؛ کمرا و چین، ۲۰۱۱؛ بارو ؛ ۱۹۹۷؛ بلانک و بلیندر،۱۹۸۶؛ بلیندر و ایساکی، ۱۹۷۸؛ اصغر پور، ۱۳۹۰؛ بیات و حکمتی،۱۳۹۰؛ ابونوری و همکاران، ۱۳۸۹)

مهرگان و زمانی (۱۳۹۲) در مقاله‌ای به بررسی اثر مهاجرت روستایی و افزایش شهرنشینی بر توزیع درآمد با تأکید بر نظریه کوزنتس پرداخته‌اند که برای این منظور با استفاده از داده‌های مربوط به سال‌های ۱۳۵۱ الی ۱۳۸۹ و به‌کارگیری روش اقتصادسنجی علاوه بر مورد آزمون قرار دادن نظریه U وارونه کوزنتس در ارتباط با توزیع درآمد، به بررسی اثر شهرنشینی بر توزیع درآمد در کشور پرداخته‌اند.نتایج این مطالعه نشان داد رشد شهرنشینی و افزایش مهاجرت ابتدا باعث کاهش نابرابری اقتصادی شده و پس از یک حد معین، منجر به افزایش نابرابری می‌گردد.

دبرو[4](۲۰۰۴ و ۲۰۰۷) نیز در دو مقاله به بررسی تأثیر مهاجرت فصلی نیروی کار روستایی بر کشاورزی و ارتقای استانداردهای زندگی آن‌ها در ویتنام پرداخته است و نتیجه گرفته است که مهاجرت فصلی، اثر مثبت بر کشاورزی دارد و استانداردهای زندگی از جمله توزیع درآمدی روستائیانی که مهاجرت فصلی دارند را بهبود می بخشد.

ها و همکاران[5](۲۰۱۶) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر مهاجرت روستایی بر ضریب جینی روستاها در چین پرداخته است. این تحقیق که با استفاده از داده‌های پانل و با هدف

[1]. Földvári and Leeuwen
[2]. Hanjra
[3]. Massimiliano
[4]. Debraw
[5]. Ha

تعیین اثر پویای مهاجرت از روستا به شهر و تأثیر آن بر نابرابری روستایی انجام‌شده است، به این نتیجه رسیده است که رابطه پویا بین مهاجرت و درآمد روستایی به‌صورت U معکوس است. به این معنا که مهاجرت معاصر نابرابری روستایی را افزایش داده ولی مهاجرت با وقفه نابرابری را کاهش می‌دهد.

به طور کلی مطالعات داخلی و خارجی عواملی مانند تورم و بیکاری و مخارج دولت در مناطق روستایی، مخارج آموزشی و سطح سواد، متوسط درآمد خانوارهای روستایی و شهری، ساختار سنی جمعیت، درآمد نفتی و دیگر عوامل را مورد بررسی قرار داده و میزان اثرگذاری آن‌ها بر نابرابری درآمدی را نیز با روش‌های مختلف اقتصادسنجی، برای داده‌های سری زمانی و یا پانل برای مناطق روستایی و شهری در کشورهای مختلف اندازه‌گیری کرده‌اند. چنانچه ملاحظه می‌گردد پژوهش‌ها و تحقیقاتی که در داخل کشور صورت گرفته است، عمدتاً بر توزیع درآمد شهری و روستایی متمرکز بوده است و تحقیقی با موضوع تأثیر مهاجرت روستایی بر توزیع درآمد روستایی انجام نشده است. این پژوهش به دنبال میزان اثرگذاری مهاجرت روستایی بر نابرابری درآمدی روستایی بوده که با استفاده از داده‌های مناطق روستایی ایران به تفکیک استان‌ها و با استفاده از مدل گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) انجام می‌شود.

۴. معرفی مدل،داده ها و روش تحقیق

هدف از این بخش بررسی اثرات مهاجرت روستایی بر وضعیت توزیع درآمد روستایی استان‌های کشور طی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۴ می‌باشد. در ابتدای این بخش به بررسی معادله و داده‌های مورداستفاده در تخمین مدل می‌پردازیم و سپس با بررسی آزمون‌های لازم، اثر مهاجرت روستا به شهر، بر نابرابری درآمدی روستایی در بین استان‌های ایران برآورد می‌شود.

با توجه به بررسی مبانی نظری و مطالعات تجربی که اثر متغیرهای مختلف بر توزیع درآمد را ارزیابی کرده‌اند، به منظور بررسی اثر مهاجرت روستایی بر نابرابری درآمدی در ایران از مدل کلی زیر استفاده می‌شود (ها و همکاران، ۲۰۱۶):

$$Ineq_{i.t} = \beta_0 + \beta_1 Ineq_{i.t-1} + \beta_2 Emig_{i.t} + \beta_3 Emig_{i.t-1} + X_{i.t}\beta_4 + \eta_i + v_{it} \qquad (۱)$$

که در آن؛ $Ineq_{i.t}$ ضریب جینی روستایی، به‌عنوان شاخص توزیع درآمد است، متغیر با وقفه آن $Ineq_{i.t-1}$ به‌عنوان متغیر از پیش تعیین‌شده برای بررسی پویایی و همگرایی توزیع درآمد بوده، $Emig_{i.t}$ بیان‌کننده نرخ مهاجرت از روستا به شهر و $Emig_{i.t-1}$ نرخ مهاجرت با وقفه است،که بیانگر اثر دوره گذشته مهاجرت، بر توزیع درآمد می‌باشد. طبق مطالعات صورت گرفته، انتظار بر این است که با افزایش نرخ مهاجرت روستایی، سطح نابرابری در سطح روستایی، حداقل در کوتاه‌مدت افزایش یابد (مک کنزی و راپوپورت،[1] ۲۰۰۷).

در تصریح مدل فوق، X بردار متغیرهای کنترل شامل: تورم روستایی (INF)، نرخ بی‌سوادی روستایی (ILIT)، نرخ بیکاری روستایی (UNEM)، میزان متوسط مخارج سرمایه‌ای تعاونی‌های روستایی (INVR) می‌باشد، η_i بیانگر اثرات مشاهده نشده و v_{it} بیانگر جزء خطای تصادفی است و همچنین t و i به ترتیب دلالت بر زمان و مقطع دارند. در رابطه با اثر تورم بر توزیع درآمد نمی‌توان به‌طورقطع اظهارنظر کرد. برخی اقتصاددانان معتقدند یک تورم ملایم در سیستم اقتصادی آثاری مثبت بر اوضاع اقتصادی دارد و این‌گونه استدلال می‌شود با توجه به اینکه گروه کم‌درآمد جامعه معمولاً بدهی دارند، افزایش تورم به کاهش ارزش واقعی بدهی منجر می‌شود، به‌عبارت‌دیگر، نوعی کمک برای آن‌ها به شمار می‌آید.

آموزش (نرخ باسوادی) یکی از عوامل مؤثر بر چگونگی توزیع درآمد است، لیکن رابطه بین توزیع درآمد و آموزش به لحاظ نظری کاملاً روشن نیست. درعین‌حال که اغلب یک رابطه واضح مثبت بین نابرابری آموزش و نابرابری درآمدی پذیرفته می‌شود، ولی اثر افزایش میانگین سطح سواد بر روی نابرابری درآمد ممکن است مثبت یا منفی باشد (نایت و سبوت،[2] ۱۹۸۳).

اثر نرخ بیکاری بر توزیع درآمد منفی می‌باشد به‌طوری‌که در هر اقتصاد و در هر سطحی از توسعه‌یافتگی، افزایش بیکاری یا اشتغال ناقص از طریق افزایش شمار کم‌درآمدها به تشدید نابرابری درآمدی و کاهش استاندارد زندگی کمک می‌کند (ابونوری و همکاران، ۱۳۸۹).

اثر متوسط مخارج سرمایه‌ای تعاونی‌های روستایی بر توزیع درآمد مثبت می‌باشد به‌گونه‌ای که سرمایه‌گذاری در توسعه و عمران روستایی، جاده‌سازی، تحقیق و ترویج کشاورزی و

---

[1]. McKenzie and Rapoport
[2]. Knight and Sabot

آبیاری، به ترتیب بیشترین تأثیر را بر کاهش فقر روستایی دارد (ترکمانی و جمالی قدم، ۱۳۸۴).

داده‌های مربوط به نابرابری درآمدی(ضریب جینی)، مهاجرت، تورم، بیکاری و بی‌سوادی از منابع آماری مرکز آمار ایران استخراج شده است. در ارتباط با داده‌های ضریب جینی باید به این نکته اشاره داشت که نحوه محاسبه ضریب جینی بر اساس درآمدهای روستایی بوده است. همچنین داده‌های مربوط به میزان متوسط مخارج سرمایه‌ای تعاونی‌های روستایی، از منابع آماری سازمان مرکزی تعاون روستایی ایران استخراج شده است.

وضعیت شاخص‌های مورد بررسی را می‌توان به شرح زیر و جدول ۱ خلاصه نمود:

کمترین آمار ضریب جینی مربوط به استان ایلام (۱۹/۹ درصد) و بیشترین آن نیز مربوط به استان هرمزگان (۴۹/۴ درصد) می‌باشد. میانه و میانگین ضریب جینی استان‌ها در طول ده سال ۳۲/۷ درصد می‌باشد.

کمترین آمار نرخ مهاجرت مربوط به استان خراسان جنوبی (۸/۷- درصد) و بیشترین آن نیز مربوط به استان یزد (۱۶/۴ درصد) می‌باشد که نرخ مهاجرت منفی، نشان دهنده‌ی مهاجرپذیر بودن استان می‌باشد میانه و میانگین نرخ مهاجرت استان‌ها در طول ده سال به ترتیب ۱/۵ و ۱/۷ درصد می‌باشد.

کمترین آمار نرخ تورم، بیکاری، بی‌سوادی و متوسط مخارج سرمایه‌ای تعاونی‌های روستایی مربوط به استان های بوشهر (۷/۵ درصد) ، آذربایجان شرقی (۱/۳ درصد)، بوشهر (۱۲/۳۶ درصد) و قزوین (۲۳۴۳ میلیون ریال) و بیشترین آمار نیز مربوط به استان های قزوین (۳۹/۲ درصد)، ایلام (۱۹ درصد)، سیستان و بلوچستان (۴۰/۱۰ درصد)، مازندران (۳۳۴۷۶۷/۸میلیون ریال) می‌باشد.

جدول ۱. وضعیت متغیرها

متغیر	حداکثر	حداقل	میانگین	میانه
ضریب جینی (درصد)	۴۹/۴	۱۹/۹	۳۲/۷	۳۲/۷
نرخ مهاجرت (درصد)	۱۶/۴	-۸/۷	۱/۷	۱/۵
نرخ تورم (درصد)	۳۹/۲	۷/۵	۱۹/۷	۱۶/۶
نرخ بیکاری (درصد)	۱۹	۱/۳	۷/۹	۷/۴
نرخ بی‌سوادی (درصد)	۴۰/۱	۱۲/۳	۲۳/۶	۲۳/۵
متوسط مخارج سرمایه‌ای (میلیارد ریال)	۳۳۴/۷	۲/۳	۴۶/۴	۲۸/۲

منبع: محاسبات تحقیق

در ادامه با استفاده از روش GMM، تأثیر مهاجرت روستا به شهر، بر نابرابری درآمدی را در مناطق روستایی ایران بررسی می‌کنیم.

یکی از فروض لازم برای تخمین مدل‌های رگرسیونی ترکیبی با روش‌های معمول اثرات ثابت و تصادفی و OLS، تأمین فرض برون‌زا بودن متغیرهای توضیحی می‌باشد که در مدل‌های پویا که وقفه متغیر وابسته به‌عنوان متغیر توضیحی لحاظ می‌گردد (مانند مدل ۱)، این فرض نقض می‌شود و لذا برآوردگرهای OLS تورش دار و ناسازگار می‌شوند(بالتاجی[1]،۲۰۰۵). رویکردی که برای جلوگیری از بروز مشکلات فوق در صورت نقض فرض درون‌زایی مورداستفاده قرار می‌گیرد استفاده از روش های برآورد دو مرحله‌ای (2SLS) یا گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) است که توسط آرلانو و باند[2](۱۹۹۱) و آرلانو و باور[3](۱۹۹۵) و بلاندل و باند[4](۱۹۹۸) معرفی و شهرت یافته است.

ماتیاس و سوستر[5](۱۹۹۱) معتقدند که برآورد 2SLS (روش پیشنهادی اندرسون و هسیائو[6]،۱۹۸۲) ممکن است به دلیل مشکل انتخاب ابزارها، منجر به محاسبه واریانس بزرگ برای ضرایب شده و درنهایت باعث شود که برآوردها ازلحاظ آماری معنادار نباشند. برای حل این مشکل روش GMM توسط آرلانو و باند[7](۱۹۹۱) پیشنهاد شده است. در این مقاله، از روش GMM برای داده‌های پانل استفاده می‌شود.

تخمین آرلانو و باند با تبدیل متغیرهای توضیحی (معمولاً با تفاضل گیری) آغاز می‌گردد و سپس با استفاده از GMM مدل تخمین زده می‌شود. آرلانو- باور، بلاندل- باور این فرض را که تفاضل مرتبه اول متغیرهای ابزاری با اثرات ثابت همبستگی ندارند را به رویکرد آرلانو و باند اضافه کرده‌اند که منجر به معرفی ابزارهای بیشتر گردیده است و کارایی را افزایش داده است.آرلانو و باند معادله تفاضلی زیر را پیشنهاد کرده اند:

$$\Delta \mathrm{Ineq}_{i.t} = \beta_1 \Delta \mathrm{Ineq}_{\mathrm{i.t-1}} + \beta_2 \Delta \mathrm{Emig}_{\mathrm{i.t}} + \beta_3 \Delta \mathrm{Emig}_{\mathrm{i.t-1}} + \beta_4 \Delta \mathrm{X}_{\mathrm{i.t}} + \Delta \mathrm{v}_{\mathrm{i.t}} \qquad (۲)$$

1. Baltaghi
2. Arellano and Bond
3. Arellano and Bover
4. Blundell and Bond
5. Matyas and Sevestre
6. Anderson and Hsiao
7. Arellano and Bond

یعنی با این روش می‌توان اثرات مقاطع (η_i) را از این مدل حذف کردو سپس از باقی مانده پسماندها در مرحله اول، برای متوازن کردن ماتریس واریانس-کوواریانس استفاده می شود. به عبارت دیگر این روش، متغیر ابزاری ایجاد می‌کند تا برآوردهای سازگار و بدون تورش داشته باشیم (بالتاجی[1]،۲۰۰۵).

روش GMM[2] تخمین‌زننده قدرتمندی است که برخلاف روش حداکثر راست نمایی، نیاز به اطلاعات دقیق توزیع جملات اخلال ندارد. روش مزبور که در داده‌های تلفیقی پویا به کار گرفته می‌شود، مبتنی بر این فرض است که جملات اخلال در معادلات با مجموعه متغیرهای ابزاری، غیرهمبسته هستند. فرض مهم برای اعتبار GMM، برون‌زا بودن ابزارها می‌باشد که بدین منظور از آزمون سارگان (آزمون J) برای بررسی فرضیه صفر معتبر بودن قیدها استفاده می‌گردد.

به‌طور خلاصه، از مزایای سیستم GMM استفاده می‌شود تا اثرات مهاجرت بر نابرابری درآمدی در جوامع ارسال‌کننده مهاجر را تخمین بزنند. در این مدل؛ ناهمگونی‌های غیرقابل انطباق اجتماع که ممکن است بر مهاجرت و نابرابری درآمد تأثیر بگذارد، به‌طور مؤثر از بین می‌روند. همچنین، نابرابری عقب‌مانده در معادله رگرسیون کنترل می‌شود.

۴-۱. آزمون مانایی

از جمله موضوعاتی که لازم است قبل از برآورد الگو مورد بررسی قرار گیرد، موضوع مانایی متغیرها است. اگر در تخمین معادلات اقتصادسنجی از داده‌های نامانا که میانگین، کوواریانس و واریانس غیرثابت دارند، استفاده شود، آزمون‌های t و F برای استنتاج آماری معتبر نخواهند بود. برای الگوهای داده‌های تابلویی نیز مسئله رگرسیون کاذب همانند الگوهای سری زمانی مصداق دارد؛ بنابراین، کاربرد آزمون ریشه واحد همگرایی در الگوهای داده‌های تابلویی برای تضمین صحت و اعتبار نتایج لازم و ضروری است. برای داده‌های تابلویی، آزمون ریشه واحد برای تک‌تک متغیرهای وابسته و مستقل ازجمله پسماند صورت می‌گیرد تا از وجود همگرایی اطمینان حاصل شود. در این مطالعه به‌منظور بررسی مانایی متغیرها از آزمون ایم، پسران و شین[3](IPS) (۲۰۰۳) استفاده شده است.

نتایج این آزمون در جدول (۲) آمده است. با توجه به نتایج این جدول و سطوح احتمال محاسبه‌شده، نتیجه مشاهده می‌شود متغیر تورم (INF)، متوسط سرمایه تعاونی‌های

---

[1]. Baltagi
[2]. Generalized Method of Moments
[3]. Im, Pesaran and Shin

روستایی (INVR) و بیکاری (UNEM) در سطح مانا می‌باشند و دیگر متغیرها با یک‌بارتفاضل گیری مانا می‌شوند.

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد تابلویی

متغیر	آزمون IPS در سطح متغیرها		آزمون IPS در تفاضل مرتبه اول متغیرها		درجه مانایی
	مقدار آماره آزمون	سطح احتمال	مقدار آماره آزمون	سطح احتمال	
INEQ	-۰/۵۹	۰/۲۷	-۱۲/۸۴	۰	I(1)
EMIG	-۰/۱۲	۰/۴۵	-۳/۳	۰	I(1)
EMIG(-1)	۲/۷۲	۰/۹۹	-۵/۱۵	۰	I(1)
INF	-۳/۱۳	۰/۰۰	-	-	I(0)
ILIT	-۰/۳	۰/۳۷	-۶/۱۴	۰	I(1)
INVR	-۲/۰	۰/۰۲	-	-	I(0)
UNEM	-۲/۷۲	۰/۰۰	-	-	I(0)

*وقفه انتخابی برای آماره ADF توسط معیار شوارتز انتخاب‌شده است.

منبع: محاسبات تحقیق

۴-۲. آزمون هم انباشتگی

تخمین مدل در حالت نامانا بودن متغیرها باعث ایجاد رگرسیون کاذب در مدل می‌شود. برای جلوگیری از اتکا به رگرسیون کاذب، از روش‌های تفاضل‌گیری و آزمون هم انباشتگی استفاده می‌شود، اما هنگام استفاده از تفاضل متغیرها در برآورد ضرایب الگو، اطلاعات ارزشمندی در رابطه با سطح متغیرها از دست می‌رود. لذا این روش برای جلوگیری از اتکا به رگرسیون کاذب مناسب نیست. می‌توان برای رفع این مشکل از آزمون هم انباشتگی استفاده کرد. مفهوم هم انباشتگی تداعی‌کننده وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت است که سیستم اقتصادی در طول زمان به سمت آن حرکت می‌کند (نوفرستی،۱۳۸۹).

نتایج حاصل از تخمین، زمانی قابل‌اعتماد است که در صورت نامانایی متغیرهای مدل، بین آن‌ها هم انباشتگی وجود داشته باشد. برای بررسی وجود هم انباشتگی داده‌های پانل چندین آزمون مانند آزمون کائو، آزمون پدرونی و آزمون فیشر وجود دارد، برای بررسی آزمون هم‌انباشتگی در این مطالعه از روش کائو[1](۱۹۹۹) استفاده‌شده است، چراکه انجام آزمون پدرونی به دلیل زیاد بودن تعداد متغیرهای مدل و آزمون فیشر به علت ناکافی بودن داده‌ها، امکان‌پذیر نبود. این آزمون با استفاده از آماره آزمون‌های ریشه واحد DF و

[1]. Kao

ADF انجام می‌شود. فرضیه صفر در این آزمون، عدم وجود هم انباشتگی و فرضیه مخالف آن وجود هم انباشتگی بین متغیرهای مدل است. نتیجه آزمون هم انباشتگی کائو در جدول زیر نشان داده‌شده است.

جدول ۳. نتایج آزمون هم انباشتگی

نوع آماره	مقدار و احتمال آماره	نتیجه آزمون
ADF	-۵/۲۴ (۰/۰۰)	فرضیه صفر مبنی بر عدم هم انباشتگی در این مدل رد می‌شود.

*اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده سطح احتمال است.

منبع: محاسبات تحقیق

نتایج فوق نشان‌دهنده این است که در این مدل فرضیه صفر در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد می‌شود، لذا بر اساس آماره ADF آزمون کائو، هم انباشتگی در مدل برقرار است؛ بنابراین بدون نگرانی از وجود ریشه واحد و رگرسیون کاذب مدل موردنظر، به تخمین مدل با استفاده از روش GMM می‌پردازیم.

۴-۳. آزمون چاو[1](F لیمر)

بعد از اطمینان خاطر نسبت به عدم وجود هم انباشتگی، بدون وجود نگرانی از بروز مشکل رگرسیون کاذب، می‌توانیم مدل را برآورد کنیم. قبل از تخمین مدل به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته، به‌منظور اطمینان انتخاب بین روش‌های پانل و داده‌های تلفیقی از آماره F لیمر استفاده می‌شود:

$$F = \frac{(RRSS-URSS)/N-1}{(URSS)/NT-K-N} \qquad (۳)$$

در رابطه فوق RRSS مجموع مربعات باقیمانده مقید حاصل از تخمین مدل پانل به‌دست‌آمده از روش OLS و URSS مجموع مربعات باقیمانده غیرمقید است. فرضیه صفر این آزمون نشان‌دهنده آن است که هر یک از مقاطع عرض از مبدأهای یکسانی دارند (لزوم استفاده از داده‌های تلفیقی) و فرضیه مقابل، اشاره به ناهمسانی عرض از مبدأهای هر یک از مقاطع دارد (لزوم استفاده از داده‌های پانل). بر اساس محاسبات این تحقیق، فرضیه صفر مبنی بر قابلیت تخمین داده‌ها به شیوه تلفیقی رد شده و لازم است این مدل‌ها به روش پانل برآورد شوند.

برای آزمون چاو پس از برآورد مدل با اثرات ثابت باید آماره F لیمر محاسبه شود تا بتوان بین روش اثرات ثابت و حداقل مربعات معمولی قضاوت کرد.

[1]. Chow test

جدول ۴. نتایج آزمون چاو

آماره	مقدار و احتمال آماره	نتیجه آزمون
F لیمر	۸/۸۲ (۰/۰۰)	رد فرضیه صفر مبنی بر عرض از مبدأهای همسان در همه مقاطع

منبع: محاسبات تحقیق

نتایج نشان‌دهنده تائید اثرات ثابت در برابر روش حداقل مربعات تجمیع شده است، به‌عبارت‌دیگر اینگونه استنباط می‌شود که در این مدل فرضیه صفر رد می‌شود و با اطمینان ۹۵ درصد می‌توان اذعان کرد که عرض از مبدأهای هرکدام از مقاطع، ناهمسان هستند؛ بنابراین در این مدل از داده‌های ترکیبی پانل به‌جای داده‌های تلفیقی[1]استفاده می‌شود.

۴-۴. آزمون هاسمن[2]

بعد از انجام آزمون F لیمر (چاو) و انتخاب مدل اثرات ثابت مقطعی برای انتخاب روش آزمون داده‌ها از بین دو روش اثرات ثابت و اثرات تصادفی، از آزمون‌هاسمن استفاده می‌شود. بعد از اینکه مشخص شد ناهمگنی در مقاطع وجود دارد و تفاوت‌های فردی قابل لحاظ کردن است، به‌منظور اینکه مشخص گردد کدام روش (اثرات ثابت یا اثرات تصادفی) جهت برآورد مناسب‌تر است (تشخیص ثابت یا تصادفی بودن تفاوت واحدهای مقطعی)، از آزمون هاسمن استفاده می‌شود. در آزمون هاسمن، فرضیه صفر به معنی این است که ارتباطی بین جزء اخلال مربوط به عرض از مبدأ و متغیرهای توضیحی وجود ندارد و آن‌ها از یکدیگر مستقل هستند، درحالی‌که فرضیه مقابل به این معنی است که بین جزء اخلال مورد نظر و متغیرهای توضیحی همبستگی وجود دارد و در چنین حالتی با مشکل تورش و ناسازگاری مواجه می‌شویم؛ بنابراین در صورت رد شدن فرض صفر از روش اثرات ثابت استفاده کنیم.

جدول ۵. نتایج آزمون هاسمن

آماره	درجه آزادی	مقدار و احتمال آماره	نتیجه آزمون
کای دو(χ^2)	۶	۳۲/۱۶ (۰/۰۰)	رد فرضیه صفر مبنی بر اثرات تصادفی

منبع: محاسبات تحقیق

[1]. Pool
[2]. Husman test

نتایج آزمون هاسمن بیانگر رد فرضیه H_0 است. به عبارتی نتایج بیانگر تایید اثرات ثابت در برابر اثرات تصادفی است؛ بنابراین مدل این مطالعه باید به‌صورت اثرات ثابت تخمین زده شود.

۴-۵. آزمون خودهمبستگی آرلانو و باند[1] و برآورد مدل

برای بررسی همبستگی بین جملات اخلال و این‌که آیا روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) به‌درستی انتخاب‌شده است یا خیر، از آزمون خودهمبستگی آرلانو و باند استفاده می‌شود. شرط آزمون آرلانو و باند این است که اگر از متغیر وابسته تفاضل مرتبه اول گرفته شود، بایستی جمله خطا، خودهمبستگی مرتبه اول داشته باشد تا امکان استفاده از تخمین زننده گشتاور تعمیم‌یافته (GMM) مهیا شود. در جدول زیر نتایج آزمون آورده شده است.

جدول ۶. نتایج آزمون خودهمبستگی آرلانو و باند

آزمون	مرتبه	مقدار آماره t	مقدار احتمال (P-value)
آرلانو و باند	*AR(1)*	-۳/۳۱	۰/۰۰
آرلانو و باند	*AR(2)*	۰/۳۸	۰/۷۰

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج آزمون خودهمبستگی آرلانو و باند، همان‌طور که در جدول مشخص است، همبستگی بین جملات اخلال از مرتبه اول بوده و از مرتبه دوم و بالاتر نمی‌باشد؛ بنابراین روش گشتاور تعمیم‌یافته (GMM) روش مناسبی برای برآورد مدل تجربی تحقیق می‌باشد.

جدول ۷. نتایج برآورد مدل به روش تخمین زننده گشتاور تعمیم‌یافته (GMM)

متغیرها	ضرایب	خطای معیار	نسبت t	احتمال
INEQ(-1)	۰/۲۴	۰/۰۵	۴/۸۵	۰/۰۰
EMIG	۱/۶۲	۰/۲۷	۵/۸۹	۰/۰۰
EMIG(-1)	-۰/۴۵	۰/۲۴	-۱/۸۷	۰/۰۶
INF	۰/۰۴	۰/۰۱	۲/۶۳	۰/۰۰
ILIT	۰/۹۳	۰/۱۷	۵/۴۵	۰/۰۰
INVR	-۰/۰۳	۰/۰۰۶	-۵/۴۱	۰/۰۰
UNEM	۰/۳۶	۰/۰۵	۴/۰۶	۰/۰۰
J-statistic=۲۷/۳۵ (Prob=۰/۱۹) InstrumentRank=30 Total panel (balanced) observations: 240				

منبع: محاسبات تحقیق

[1]. Arellano and Bond

همان‌گونه که از نتایج برآورد مدل در جدول(۷) مشخص است همه متغیرها در سطح ۱۰ درصد، معنادار هستند.

ضریب متغیر وقفه ضریب جینی ((INEQ(-1) برابر با ۰/۲۴ می‌باشد. این ضریب مبین آن است که یک واحد افزایش در ضریب جینی سال گذشته منجر به افزایش ۰/۲۴ واحدی در ضریب جینی امسال می‌گردد و در واقع مبین این است که هرچه خانوار روستایی، سطح توزیع درآمد اولیه نابرابری داشته باشند، منجر به نابرابری بیشتر سطح توزیع درآمد در دوره بعد می‌گردد.

ضریب متغیر مهاجرت (EMIG) مقداری مثبت و برابر با ۱/۶۲ است و نشان می‌دهد با افزایش مهاجرت از روستا به شهر، توزیع درآمد در روستا نابرابرتر می‌گردد و به عبارتی به ازای یک واحد افزایش در متغیر مهاجرت، نابرابری درآمدی روستایی ۱/۶۲افزایش می یابد. این در حالی است که ضریب متغیر مهاجرت با وقفه (۱-)EMIG مقداری منفی و برابر با منفی ۰/۴۵ برآورد شده است که بیانگر این مسئله است که یک واحد افزایش در متغیر مهاجرت دوره فعلی موجب بهبود وضعیت توزیع درآمدی روستایی دوره بعدی به میزان ۰/۴۵ واحد شده است. به عبارتی می‌توان این‌گونه اذعان داشت که پدیده مهاجرت روستایی در ابتدا به علت انتقال درآمد مهاجران از مناطق شهری به روستاها، موجب افزایش نابرابری درآمدی در بین ساکنان روستایی شده و در دوره بعد به علت افزایش درآمد برخی ساکنان روستایی و افزایش صنایع و ایجاد اشتغال برای سایر ساکنان روستا، موجب کاهش نابرابری درآمدی در این مناطق می‌شود.

ضریب متغیر بی‌سوادی (ILIT) نیز مثبت و برابر با مقدار ۰/۹۳ می‌باشد که نشان‌دهنده اثر منفی آن بر توزیع درآمد است. درواقعیک واحد افزایش در متغیر بی‌سوادی روستایی ، میزان ضریب جینی به میزان ۰/۹۳ افزایش می‌یابد و منجر به نابرابری توزیع درآمد روستایی می‌گردد. افزایش یک واحدی در تورم روستایی(INF)، میزان نابرابری درآمدی روستایی را به میزان ۰/۰۴واحد افزایش داده است. افزایش نرخ بیکاری (UNEM) روستایی نیز منجر به افزایش شکاف و نابرابری توزیع درآمد در بین روستاییان می‌گردد. نتایج نشان می‌دهد اثر متوسط سرمایه تعاونی‌های روستایی (INVR) بر توزیع درآمد منفی است و به ازای هر یک میلیارد ریال افزایش سرمایه‌گذاری تعاونی‌های روستایی، ضریب جینی روستایی به میزان ۰/۰۳کاهش می‌یابد. لذا، با افزایش متوسط سرمایه تعاونی‌های روستایی، توزیع درآمد روستاها متعادل‌تر می‌شود.

۵. جمع‌بندی، نتیجه‌گیری و پیشنهادات

مسئله توزیع درآمد و عدالت اقتصادی در گذشته به اندازه زمان حاضر در بعد سیاسی، اقتصادی و اجتماعی از جایگاه و اهمیت بالایی برخوردار نبوده است. امروزه تمامی دولت‌ها به پیامدهای نامطلوب افزایش نابرابری اقتصادی و فاصله طبقاتی از منظر اقتصادی، در بعد اجتماعی و اقتصادی پی برده‌اند و کاهش نابرابری اقتصادی در جامعه یکی از اساسی‌ترین دغدغه‌های دولت‌ها بیان شده است. خانوارهایی که در جوامع روستایی زندگی می‌کنند، عمدتا جزء دهک‌های پایین درآمدی بوده و بیشتر به فعالیت‌های کشاورزی اشتغال دارند. بنابراین توجه به مسائل خانوارهای روستایی و نابرابری های موجود در نواحی روستایی از اهمیت بالایی برخوردار است.

از دیدگاه‌های مختلف می‌توان به بررسی توزیع درآمد پرداخت. مهاجرت بی رویه از روستا به شهر که به دلایل گوناگون صورت می‌پذیرد، تحت شرایطی که صنایع موجود در نقاط شهری، کشش جذب تمام افراد حاضر به کار را نداشته باشد، بیکاری در نقاط شهری که یکی از عوامل ایجاد فقر و نابرابری است، افزایش پیدا می‌کند این مسئله منجر به ایجاد مشاغل کاذب در نقاط شهری می شود. نظام شهرنشینی و روند سریع آن در کشور، سبب هجوم گسترده به شهرها، پیدایش بخش خدمات متورم، بیکاری پنهان، معضل مسکن، مسائل زیست محیطی، گسترش سکونتگاه‌های غیررسمی و مناطق حاشیه‌نشین شده که از عوامل مهم در افزایش نابرابری به شمار می‌آیند، همچنین مهاجرت به شهر، تبعاتی نظیر کاهش تولید و گرانی محصولات کشاورزی، کمبود محصولات اساسی نظیر گندم و تهدید امنیت غذایی و بیکاری، نابسامانی‌های فرهنگی و اجتماعی در جوامع شهری را در پی خواهد داشت.

تحلیل دقیق وضعیت هر کشور نشان می‌دهد که عوامل متعدد و درهم‌تنیده‌ای بر رشد، سطح درآمد و نابرابری درآمدی تأثیر می‌گذارد. به همین جهت نسخه‌ای یگانه برای کاهش نابرابری در همه کشورها وجود ندارد. در این تحقیق موضوع بررسی پویایی مهاجرت از روستا به شهر بر نابرابری درآمدی در مناطق روستایی ایران مورد بررسی قرار گرفت. بر همین اساس مطالعه حاضر میزان اثرگذاری عوامل موثر بر نابرابری روستایی کشور را با تأکید بر میزان مهاجرت های روستایی مورد بررسی قرار داده است. در این راستا متغیرهای کلیدی نظیر نرخ بی‌سوادی، مخارج سرمایه‌گذاری در تعاونی‌های روستایی، تورم و بیکاری از دلایل توضیح‌دهنده نابرابری درآمدی روستایی محسوب می‌شوند، و برای اندازه‌گیری نابرابری درآمدی در این تحقیق از شاخص ضریب جینی استفاده شده است. در این تحقیق

با بهره‌گیری از مبانی نظری به تجزیه و تحلیل ارتباط مذکور در قالب روش اقتصادسنجی گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) برای دوره زمانی ۱۳۸۵-۱۳۹۴ پرداخته شد.

نتایج به‌دست‌آمده حاکی از این است که در سال‌های موردبررسی متغیرهای نابرابری درآمدی با وقفه، مهاجرت،مهاجرت با وقفه، نرخ بی‌سوادی، بیکاری، مخارج سرمایه‌گذاری در تعاونی‌های روستایی با متغیر نابرابری درآمدی (ضریب جینی) رابطه معناداری دارند. ضریب متغیر مهاجرت (EMIG) مقداری مثبت و برابر با ۱/۶۲ است و نشان می‌دهد با افزایش مهاجرت از روستا به شهر نابرابری توزیع درآمد در روستا افزایش می‌یابد. ضریب متغیر مهاجرت با وقفه(EMIG(-1)) مقداری منفی و برابر با منفی۰/۴۵ است که بیانگر این مسئله است که مهاجرت دوره قبل موجب بهبود وضعیت توزیع درآمدی روستایی دوره فعلی می‌شود. به عبارتی علت تفاوت در علامت ضرایب مهاجرت و مهاجرت باوقفه را می‌توان اینگونه بیان کرد که پدیده مهاجرت روستایی در ابتدا به علت انتقال درآمد مهاجران از مناطق شهری به روستاها، موجب افزایش نابرابری درآمدی در بین ساکنان روستایی شده و در دوره بعد به علت افزایش درآمد برخی ساکنان روستایی و افزایش صنایع و ایجاد اشتغال برای سایر ساکنان روستا، موجب کاهش نابرابری درآمدی در این مناطق می‌شود.

ضریب متغیرهای نرخ بی‌سوادی روستایی (ILIT) و نرخ تورم روستایی (INF) و نرخ بیکاری روستایی (UNEM) نیز نشان‌دهنده اثر منفی آن بر توزیع درآمد است. درواقع با افزایش نرخ این متغیرها، توزیع درآمد روستایی به سمت نابرابری مایل می‌شود. همچنین نتایج مدل نشان می‌دهد اثر متوسط سرمایه تعاونی‌های روستایی (INVR) بر توزیع درآمد منفی است، لذا با افزایش متوسط سرمایه تعاونی‌های روستایی نابرابری توزیع درآمدی روستایی کمتر می‌شود.

نتایج این پژوهش می‌تواند زمینه‌ساز سیاست های مهمی برای برداشتن موانع ساختاری در راستای کاهش نابرابری درآمدی روستایی باشد. مهاجرت روستا به شهر، به عنوان پاسخی به تفاوت‌های دستمزد در میان بخش‌های شهری و روستایی شکل گرفته است. با مهاجرت روستاییان به شهرها و عدم توانایی شهرها در جذب این افراد، شغل‌های کاذب و حاشیه‌نشینی گسترش می‌یابد. برای جلوگیری از رشد این آسیب اجتماعی باید مسأله مهاجرت را حل و با ایجاد زمینه‌های رفاهی بیشتر در زندگی روستاها، روستاییان را برای ماندن در روستاها خود ترغیب نمود.

از یک سو، نمی‌توان مهاجرت افراد از روستا به شهر را صرفا به عنوان پدیده‌ای منفی تلقی کرد. مهاجرت از یک جهت و در بعد خرد ممکن است برای فرد مهاجر امری مفید و سودمند به نظر آید، و حتی این امکان وجود دارد که تجربیات زندگی شهری را به روستای مبدأ منتقل کرده و سبک زندگی جدیدی را به ساکنان روستایی ارائه دهد و حتی این فرد می‌تواند با تمکن مالی کافی یا ابراز ایده های جدید، موجب توسعه بخش صنعتی و کشاورزی و همچنین اشتغال‌زایی در جوامع روستایی شوند. از سوی دیگر، با توجه به نتایج تحقیق مشخص شده است که پدیده مهاجرت که خود می‌تواند متأثر از دیگر عوامل اجتماعی و اقتصادی باشد، بر نحوه توزیع درآمد روستایی اثر سوء داشته باشد که صرفا نشان‌دهنده نابرابرشدن نحوه توزیع درآمد در سطح روستا است، اگرچه ممکن است وضعیت زندگی افراد روستایی در مجموع بهبود یافته باشد.

با افزایش بهره‌وری در نقاط روستایی، عزتمندانه زندگی کردن روستاییان و تکریم آن‌ها می‌توان زمینه های جلوگیری از مهاجرت و رشد حاشیه نشینی را ایجاد کرد. برگرداندن دوباره آب به سیستم تولید محصولات کشاورزی، توسعه گلخانه‌ای، مصرف محصولات تولیدی کشاورزان و توجه جدی به آموزش کشاورزان از دیگر راه‌هایی است که می‌تواند از مهاجرت روستاییان به شهرها جلوگیری نماید. با توجه به وضعیت مهاجرت داخلی، می‌توان موارد زیر را به عنوان راهکارهای سیاستی پیشنهادی برای کنترل وضعیت مهاجرت ارائه کرد:

- بهبود وضعیت اقتصادی (در قالب یافتن شغل و بهبود زندگی) مهمترین عامل مهاجرت اختیاری بوده است. اعمال سیاست‌های مناسب اشتغال‌زایی در هر دو منطقه مهاجرپذیر و مهاجرفرست جابجایی‌های جمعیتی را با استراتژی‌های رفاهی فردی و دولتی هماهنگ می‌کند.

- با توجه به اینکه اکثر مهاجران در بازه سنی ۲۰ تا ۴۰ سالگی قرار دارند رفع دغدغه‌های مهم این قشر از افراد (دستیابی به تحصیل، شغل و ازدواج مناسب)، می‌تواند توزیع مناسب جمعیت را تضمین کند.

- کاهش جمعیت روستایی و خروج بسیاری از جمعیت جوان و توانمند، موقعیت اقتصادی و اجتماعی مناطق روستایی را به مخاطره انداخته است. در چنین حالتی، آسیب‌پذیری زنان و سالمندان روستایی بیشتر خواهد بود. لذا راهکارهای حمایتی لازم برای تأمین امنیت غذایی و اجتماعی ساکنان مناطق روستایی به ویژه افراد فوق الذکر ضروری می‌باشد.

- توسعه یافتگی متفاوت مناطق و استان‌ها در ایران عامل عمده مهاجرت داخلی در کشور بوده است. توجه بیشتر به مناطق کمتر توسعه یافته در جهت کاهش نابرابری‌های منطقه‌ای، بازتوزیع و جابجایی های جمعیت را در وضعیت مناسب‌تری قرار می‌دهد. اعمال سیاست‌های مرتبط با بهبود سطح مهارت نیروی کار، تضمین اینکه زیرساخت‌های موجود نیازهای اقتصادی را تامین می‌کنند؛ تشویق نوآوری و استفاده از تکنولوژی پیشرفته در صنایع کشاورزی، پیش‌شرط‌های رشد اقتصادی و تضمین رونقی است که همه مردم شهری و روستایی از آن بهره‌مند خواهند شد.

فهرست منابع:

ابونوری، اسمعیل و اسناوندی، اسماعیل (۱۳۸۴)، برآورد و ارزیابی سازگاری شاخص‌های نابرابری اقتصادی با استفاده از ریزداده‌ها در ایران، مجله تحقیقات اقتصادی، ۴۰(۴): ۱۷۱-۲۱۰.

ابونوری، عباسعلی، مفتح، سمیه و پرهیزی گشتی، هادی (۱۳۸۹)، تجزیه و تحلیل اثر تورم بر توزیع درآمد در ایران (تحلیل مقایسه ای مناطق شهری و روستایی ایران) ، فصلنامه علوم اقتصادی، ۴(۱۳): ۷۷-۹۶.

باقرزاده، علی (۱۳۹۱)، تحلیل عامل های موثر بر کاهش نابرابری درآمدی در مناطق روستایی ایران (آزمون مدل خطی اهلووالیا)، اقتصاد توسعه و برنامه‌ریزی، ۱(۲): ۱-۱۷.

بیات، مرضیه، و حکمتی، محمد (۱۳۹۰)، اندازه گیری نابرابری درامد در مناطق شهری و روستایی استان همدان، فصلنامه علوم اقتصادی، ۵(۱۷): ۲۳-۴۲.

ترکمانی، جواد، و جمالی مقدم، الهام (۱۳۸۴)، اثرات مخارج عمرانی دولت بر فقرزدایی در مناطق روستایی ایران، پژوهش های اقتصادی ایران، ۷(۲۵): ۱۷۴ -۱۵۳.

جهانفر، محمد (۱۳۸۸)، ویژگی های جمعیت شناسی ایران، تهران، دانشگاه پیام نور، چاپ اول.

حنیفی، عادل (۱۳۸۹)، روند نابرابری درآمدی در ایران و تأثیر شهر نشینی بر روی نابرابری درآمدی (دوره بعد از انقلاب)، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تهران.

دهمرده، نظر، صفدری، مهدی و شهیکی تاش، مهدی (۱۳۸۹)، تاثیر شاخص های کلان بر توزیع درآمد در ایران (۱۳۵۳-۱۳۸۶)، پژوهشنامه بازرگانی، ۱۴(۵۴): ۲۵-۵۵.

زنجانی، حبیب الله (۱۳۸۰)، مهاجرت، تهران، سمت، چاپ اول.

سامتی، مرتضی، خانزاده، آزاد و یزدانی، مهدی (۱۳۸۸)، اثرات درآمدهای نفتی و تزریق آن به اقتصاد بر توزیع درآمد: مطالعه موردی کشور ایران، اقتصاد مقداری(بررسی های اقتصادی سابق)، ۶(۴): ۵۱-۷۲.

سلامی، حبیب الله، صالح، ایرج و فهرستی ثانی، مسعود (۱۳۸۶)، بررسی تأثیر سرمایه‌گذاری دولت در امور زیربنایی بر کاهش فقر و بهبود توزیع درآمد در مناطق روستایی ایران، علوم کشاورزی ایران، ۳۸(۱): ۳۴-۲۳.

شاکری،عباس (۱۳۹۵)، مقدمه ای بر اقتصاد ایران، تهران، رافع، چاپ اول.

شیخی، محمدتقی (۱۳۷۵)، جمعیت شناسی اقتصادی و اجتماعی، تهران، شرکت سهامی انتشار،چاپ دوم.

طاهرخانی، مهدی (۱۳۸۰)، تحلیلی بر عوامل موثر در مهاجرت های روستا- شهری، تحقیقات جغرافیایی، ۶۲: ۶۷-۹۳.

فطرس، محمدحسن و رسولی، مرضیه (۱۳۹۵)، اثر تغییرات ساختار اقتصادی بر نابرابری درآمدی در ایران:۱۳۹۳-۱۳۶۰، سیاستگذاری پیشرفت اقتصادی دانشگاه الزهرا(س)، ۴(۱۰): ۹-۴۲.

مهربانی، وحید (۱۳۸۵)، بررسی عوامل غیر اقتصادی موثر بر نابرابری درآمدی: با تاکید بر انفاق و دموکراسی، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تهران.

مهربانی، وحید (۱۳۸۷)، تأثیر آموزش بر فقر و نابرابری درآمدها، تحقیقات اقتصادی، ۴۳(۱):۲۱۱-۲۲۵.

مهرگان، نادر و زمانی، صابر (۱۳۹۲)، بررسی اثر شهرنشینی بر توزیع درآمد در ایران با تأکید بر نظریه کوزنتس، برنامه‌ریزی و بودجه، ۱۸(۳): ۳-۱۹.

نوفرستی، محمد (۱۳۸۹)، ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی، تهران، رسا، چاپ اول.

نوفرستی، محمد و محمدی، فردین (۱۳۸۸)، بررسی اثرات شوک های اقتصاد کلان بر توزیع درآمد در اقتصاد ایران، پژوهش های اقتصادی ایران، ۱۳(۳۸):۳۱-۵۲.

Adams Jr, R. H. (1993), The economic and demographic determinants of international migration in rural Egypt, Journal of Development Studies, 30(1): 146–167.

Adams Jr, R. H. (1998), Remittances, investment, and rural asset accumulation in Pakistan, Economic Development and Cultural Change, 47(1): 155–173.

Anderson, R, (2002),Risk in Rural Development: Challenges for Managers and Policy Makers, Rurul Development Department, World Bank.

Arlacchi, P. (1983), Mafia, Peasants and Great Estates: Society in Traditional Calabria (Cambridgr University Press).

Arellano, M. & Bond, S. (1991), Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations, The Review of Economic Studies, 58(2): 277–297.

Arellano, M. & Bover, O. (1995), Another Look at the Instrumental-Variable Estimation of Error-Components Models, Journal of Econometrics, 68:29–52

Barro, R. J. (1997), Determinant of Economic Growth: A Cross- country Empirical Study, MIT Press, Cambridge.

Black, R., Natali, C. & Skinner, J. (2006), Migration and inequality. Background paper, equity and development, World Development Report.

Blank, R. & Blinder, A. (1986), Macroeconomics, income distribution, and poverty, fighting poverty: What works and what does not, Cambridge: Harvard University Press, 174p.

Blinder, A.S. & Esaki, H.Y. (1978), Macroeconomic Activity and Income Distribution in the Post-War United States, The review of Economics and Statics, 60(4): 604 -609.

Blundell, R. & Bond, S. (1998), Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models, Journal of Econometrics, 87(1): 115−143.

Camera, C. & Chien, Y. (2011), Understanding the Distributional Impact of Long-Run Inflation, Purdue University.

De Haas, H. (2010), Migration and development: A theoretical perspective, International Migration Review, 44(1): 227–264.

Fan, S. (2003), Public investment and poverty reduction. Paper presented for the ADBI conference, Tokyo, June 12-13.

Ha, W., Yi, J., Yuan, Y. & Zhang, J. (2016), The dynamic effect of rural-to-urban migration on inequality in source villages: System GMM estimates from rural China, China Economic Review, 37: 27–39.

Hanjra, M.A., Tadele, F. & Debel Gemechu, G. (2009), Reducing poverty in sub-Saharan Africa through investments in water and other priorities, Journal of Agricultural Water Management, 96(7): 1062−1070.

Jones, R.C. (1998), Remittances and inequality: A question of migration stage and geographic scale, Economic Geography, 74(1): 8–25.

Jones, R.C. (2013), Migration stage and household income inequality: Evidence from the Valle Alto of Bolivia, The Social Science Journal, 50(1): 66–78.

Knight, J.B. & Sabot, R.H. (1983), Educational expansion and the Kuznets effect, The American Economic Review, 73(5): 1132−1136.

Kuznets, S. (1955), Economic growth and income inequality, The American Economic Review, 45: 1–28.

Lipton, M. (1980), Migration from rural areas of poor countries: The impact on rural productivity and income distribution, World Development, 8(1): 1–24.

Massimiliano, C. (2008), Urbanization, inequality and economic growth: Evidence from Indian states and towns, Background note for the World Development Report 2009, World Bank, 476p.

Matyas, L. & Sevestre, P. (1991), proper Econometric Specification of the Gravity Model, The World Economy, 20: 363–369.

Ray, D. (1998), Development economics, Princeton University Press.

Rapoport, H. & Docquier, F. (2006), The economics of migrants remittances, in (S.-C. Kolm and J. Mercier Ythier, eds.), Handbook of the Economics of Giving, Altruism and Reciprocity, Vol 2, pp. 1135–1198, Amsterdam: Elsevier-North Holland.

Skeldon, R. (1986), Migration and the Population census in Asia and the Pacific: issues, questions and debate, International Migration Review 21: 1074–1100.

Stark, O. & Bloom, D.E. (1985), The new economics of labor migration, American Economic Review, 75(2): 173–178.

Stark, O. & Taylor, J.E. (1991), Migration incentives, migration types: The role of relative deprivation, The Economic Journal, 1163–1178.

Stark, O., Taylor, J.E. & Yitzhaki, S. (1988), Migration, remittances and inequality: A sensitivity analysis using the extended Gini index, Journal of Development Economics, 28(3): 309–322.

Todaro, M.P. (1980), Population and Economic Change in Developing Countries, University of Chicago Press.