

بررسی اثر مخارج عمرانی دولت بر توزیع درآمد در مناطق روستایی

ایران: کاربرد مدل FAVAR**

سعید ابراهیمی^{۱*}، سیدکمال صادقی^۲، محمدباقر بهشتی^۳ و رضا رنج‌پور^۲

تاریخ پذیرش: ۹۶/۳/۸

تاریخ دریافت: ۹۵/۱۱/۲

چکیده

نقش روستا در تامین امنیت غذایی، صادرات غیرنفتی، تولید ناخالص داخلی، ایجاد اشتغال و درآمد باعث شده است که برنامه‌هایی جهت تقویت زیرساخت‌های اقتصادی و اجتماعی در راستای کاهش نابرابری و بهبود توزیع درآمد مناطق روستایی، طرح‌ریزی و اجرا شود. از جمله سازوکارهای مناسب برای توسعه پایدار مناطق روستایی با هدف ارتقای درآمد و توزیع برابر آن، سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های عمرانی است. با توجه به اهمیت و نقش کلیدی سرمایه‌گذاری دولت در برنامه‌های کاهش نابرابری، در این مطالعه با استفاده از داده‌های سری زمانی فصلی در طول دوره ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۳ برای ۹۹ متغیر اقتصاد کلان، اثر سرمایه‌گذاری‌های عمرانی دولت بر توزیع درآمد روستایی ایران، با بکارگیری روش خودرگرسیون برداری عامل افزوده (FAVAR) مورد بررسی قرار گرفته است. توابع واکنش آنی حاصل از برآورد مدل نشان می‌دهد که یک شوک مثبت به اندازه یک انحراف معیار در مخارج عمرانی دولت، پس از هفت فصل، منجر به کاهش ضریب جینی و بهبود توزیع درآمد در مناطق روستایی می‌شود. همچنین، نتایج تجزیه واریانس نشان می‌دهد که شوک مخارج عمرانی بعد از فصل چهارم بیش‌ترین سهم از تغییرات مربوط به ضریب جینی مناطق روستایی را به خود اختصاص داده است که این امر اهمیت موضوع هزینه‌های عمرانی در توزیع درآمد را نشان می‌دهد.

طبقه‌بندی JEL: I38, H53, H54

واژه‌های کلیدی: مخارج عمرانی دولت، توزیع درآمد روستایی، مدل FAVAR، تابع واکنش آنی.

^۱ - دانش‌آموخته دکتری اقتصاد دانشکده اقتصاد، مدیریت و بازرگانی دانشگاه تبریز.

^۲ - دانشیار دانشکده اقتصاد، مدیریت و بازرگانی دانشگاه تبریز.

^۳ - استاد دانشکده اقتصاد، مدیریت و بازرگانی دانشگاه تبریز.

*- نویسنده مسئول مقاله: ebrahimi.ut@gmail.com

** - این مقاله از رساله دکتری سعید ابراهیمی به راهنمایی دکتر سید کمال صادقی استخراج شده است.

پیشگفتار

در چند دهه اخیر جوامع مختلف شاهد تحولات بسیاری در زمینه‌های اجتماعی، اقتصادی و فرهنگی بوده‌اند که فعالیت دولت را امری اجتناب ناپذیر کرده است. در سال‌های اخیر در کشورهای ثروتمند حوزه OECD مخارج عمومی دولت ۴۵ درصد از تولید ناخالص داخلی کشورها را به خود اختصاص داده است (چویک و کورا کارو^۱، ۲۰۱۵) که این مسئله اهمیت روزافزون نقش دولت‌ها در رفاه اجتماعی را نمایان می‌سازد. مخارج عمومی دولت‌ها عمدتاً شامل مخارج آموزشی، مخارج بهداشتی و مخارج صرف شده روی تامین امنیت و رفاه اقتصادی بوده و می‌تواند از راه فراهم کردن زیرساخت‌های اقتصادی و ارتقای کارایی و بهره‌وری، ارتقای کیفیت زندگی را به همراه داشته باشد (صادقی، ۱۳۹۳).

از آن‌جا که مقدار درآمد و توزیع مناسب آن یکی از شاخص‌های مهم تعیین کننده رفاه اجتماعی خانوارها است، لذا توزیع عادلانه درآمد یکی از اهداف مهم برنامه‌ریزی‌های اقتصادی کشورها - صرف نظر از جهت‌گیری کلی نظام اقتصادی - بشمار می‌رود (دی ملو و تیانگسون^۲، ۲۰۰۳). نابرابری در توزیع درآمد بین اقشار گوناگون جامعه به معنی محرومیت نسبی قشرهایی از مردم در مقایسه با دیگر اقشار جامعه می‌باشد. شکاف درآمدی میان آحاد جامعه می‌تواند محیطی مساعد برای رشد اختلاف‌ها و تنش‌های اقتصادی، اجتماعی و حتی سیاسی ایجاد کرده و نسبت به کارآمدی و اجرای هدفمند برنامه‌ریزی‌ها تردید ایجاد کند. لذا سیاست‌های کاهش شکاف درآمدی و بهبود توزیع درآمد از اهمیت فراوانی نزد حاکمیت هر کشور برخوردار است.

در تعریف آموزه‌های اسلامی نیز پیشرفت و توسعه اقتصادی در جهت تحقق عدالت تعریف می‌شود. اسلام به برقراری عدالت در مراحل مختلف تولید اعم از توزیع قبل از تولید، رعایت اصول عدالت در حین تولید و نحوه سهم‌بری عوامل تولید از تولید توجهی ویژه داشته است (صدر، ۱۳۵۷). خداوند در آیاتی از جمله آیه ۷ سوره حشر ثروت را زمانی مشروع می‌داند که در جامعه جریان داشته باشد و همه مردمان بویژه مستمندان از منافع آن بهره‌مند شوند^۳.

هریک از مناطق شهری و روستایی کشور بخشی از جمعیت را در بردارد که چگونگی توزیع درآمد بین این مناطق و تغییرات آن تا حدود زیادی وضع کلی توزیع درآمد را مشخص می‌کند.

^۱ - Cevik and Correa-Caro

^۲ - De Mello and Tiongson

^۳ - ما أفاء الله على رسوله من أهل القرى فليله وللرسول ولذي القربى واليتامى والمساكين وابن السبيل كي لا يكون دولة بين الأغنياء منكم وما آتاكم الرسول فخذوه وما نهاكم عنه فانتهوا واتقوا الله إن الله شديد العقاب (سوره حشر، آیه ۷).

شرایط و مقتضیات حاکم بر زندگی روستایی، این مناطق را از مناطق شهری بویژه از دیدگاه اقتصادی متمایز می‌سازد. روستاها به‌عنوان متولی بخش کشاورزی در کشورهای در حال توسعه نظیر ایران، دارای جایگاهی ویژه در ادبیات توسعه اقتصادی می‌باشند. مناطق روستایی می‌توانند با فراهم آوردن محیط‌زیست سالم و پایدار، نقشی مهم در توسعه ملی بر عهده داشته باشند. نقش روستا در تامین امنیت غذایی، مواد اولیه بخش صنعت، صادرات غیرنفتی، تولید ناخالص داخلی، ایجاد اشتغال و درآمد (سپهردوست و زمانی‌شبخانه، ۱۳۹۲) باعث شده است که برنامه‌هایی جهت تقویت زیرساخت‌های اقتصادی و اجتماعی^۱ جهت کاهش نابرابری و بهبود توزیع درآمد مناطق روستایی، طرح‌ریزی و اجرا شود. روستاییان عمدتاً به فعالیت‌های کشاورزی و دامپروری اشتغال دارند، لذا دارای درآمدهای بی‌ثبات و پرنوسان هستند و لذا دخالت دولت در توسعه مناطق روستایی امری است که توسط اکثریت صاحب‌نظران پذیرفته شده است (صامتی و کرمی، ۱۳۸۳).

توسعه روستایی و ارتقای سطح رفاه زندگی روستاییان از اهداف اصلی اجرای برنامه‌های توسعه در طول دهه‌های گذشته - بویژه پس از پیروزی انقلاب اسلامی - در ایران بوده است. با این وجود اغلب مناطق روستایی از این برنامه‌ها بهره‌چندانی نبرده‌اند و همچنان درصد قابل‌توجهی از روستاییان از فقر رنج می‌برند. موفقیت نبودن برنامه‌های توسعه روستایی، با تشدید آهنگ مهاجرت از روستاهای فقیر به مناطق شهری، در عمل بسیاری از روستاها را از جمعیت مولد و خلاق تخلیه کرده است و این امر ممکن است در آینده از یک طرف امنیت غذایی کشور و تولید کشاورزی را به خطر اندازد و از سوی دیگر، موجبات بروز مشکلات اجتماعی، سیاسی، فرهنگی عدیدهای شود. مجموعه این شرایط نشانگر آن است که در چگونگی طراحی و اجرای برنامه‌های توسعه روستایی باید تجدید نظر اساسی صورت پذیرد. بهبود الگوی توزیع درآمد در مناطق روستایی با ایجاد زیرساخت‌هایی همچون راه، تاسیسات آب و برق، امکانات بهداشتی، آموزشی و حتی مخابراتی، ارتقای توانمندی کشاورزان و ... امکان‌پذیر است که این خود مستلزم سرمایه‌گذاری‌های عمرانی است.

با وجود سابقه‌ای دست‌کم چهل‌ساله در اقدام‌های مربوط به تامین اجتماعی و حمایت از فقرا و آسیب‌پذیران روستایی، دستاوردهای برنامه‌ها از حیث کاهش فقر و آسیب‌پذیری درآمدی در نقاط روستایی کشور در خور توجه نیست (زاهدی‌مازندرانی، ۱۳۸۴). به دلیل مشکلات ساختاری و عدم اجرای درست برنامه‌های راهبردی، شاخص‌های رشد و توسعه کمی و کیفی در این مناطق نه‌تنها به

^۱ - فعالیت‌های مختلفی مانند کنترل قیمت‌ها، خرید تضمینی محصولات کشاورزی، پرداخت یارانه انرژی، ایجاد زیرساخت‌های بهداشتی، آموزشی و حمل و نقل، آموزش روستاییان برای کشاورزی علمی، پرداخت تسهیلاتی برای خرید ماشین‌آلات کشاورزی و ... انجام شده است.

اهداف پیش‌بینی شده در برنامه نزدیک نشده‌اند، حتی نسبت به گذشته و نیز نسبت به مناطق شهری، وضعیت نامطلوبی را شاهد هستند (فاضل‌بیگی و یآوری، ۱۳۸۸). یکی از ابزارهای متعارف برای بررسی توزیع امکانات معیشتی بین گروه‌های گوناگون جامعه، بررسی سهم این گروه‌ها از هزینه‌ها یا درآمد‌هاست. شکل ۱ روند نسبت هزینه دهک بالا (ثروتمندترین) به دهک پایین (فقیرترین) را طول دوره ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۳ نشان می‌دهد^۱. هر چه این نسبت بالاتر باشد نشان‌دهنده نابرابری بیش‌تر است.

مشاهده می‌شود که نسبت دهک دهم به دهک نخست در مناطق شهری و روستایی با وجود نوسان‌هایی، روند کاهشی داشته است. به گونه‌ای که در مناطق شهری از ۱۵/۴۹ در سال ۱۳۸۰ به ۱۰/۳۷ در سال ۱۳۹۳ رسیده است. در مناطق روستایی نیز از ۱۲/۶۸ در سال ۱۳۸۰ به ۹/۷۲ در سال ۱۳۹۳ رسیده است. که این کاهش خود توضیحی برای کاهش نابرابری است. با وجود این‌که در دوره مدنظر همواره نابرابری در مناطق شهری بیش‌تر از مناطق روستایی است، ولی روند کاهشی نابرابری در مناطق شهری ملموس‌تر از مناطق روستایی بوده است. به گونه‌ای که این نسبت در مناطق شهری حدود ۳۳ درصد و در مناطق روستایی حدود ۲۳ درصد کاهش داشته است که نشان می‌دهد در دوره مورد نظر موفقیت‌های سیاست‌های بهبود توزیع درآمد در مناطق روستایی به اندازه شهری نبوده است.

از آن‌جا که دهک‌های نخست و دهم حالت‌های حدی هستند، شاخص دیگری که می‌تواند برای مقایسه بکار رود نسبت سهم بیست درصد ثروتمندترین به بیست درصد فقیرترین جمعیت از هزینه‌های کل است. شکل ۲ این شاخص را طی دوره ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۳ برای مناطق شهری و روستایی نشان می‌دهد. مشاهده می‌شود که این نسبت نیز طی دوره موردنظر، در مناطق شهری و روستایی روند کاهشی دارد. به گونه‌ای که در مناطق شهری از ۸/۹۳ در سال ۱۳۸۰ به ۶/۳۹ در سال ۱۳۹۳ و در مناطق روستایی از مقدار ۷/۴۸ به ۵/۹۸ رسیده است. هم‌چنین، روند شاخص جینی که متداول‌ترین شاخص توزیع درآمد است برای سال‌های ۱۳۸۰-۱۳۹۳ در مناطق شهری و روستایی در شکل ۳ ارایه شده است.

ضریب جینی در دوره زمانی مذکور در مناطق شهری و روستایی نوسان‌هایی داشته است، ولی کاهش آن در طول دوره موردنظر کاملاً ملموس است. در مناطق روستایی بالاترین مقدار مربوط به سال ۱۳۸۵ با مقدار ۰/۳۹۹۷ و در مناطق شهری مربوط به سال ۱۳۸۰ با مقدار ۰/۴۱۹۹ است. مقدار ضریب جینی از سال ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۲ با روندی آرام کاهش یافته است به گونه‌ای که کم‌ترین

^۱ - در بسیاری از بررسی‌های توزیع درآمد در کشورهای در حال توسعه، بدلیل تورش‌دار بودن آمار مربوط به درآمد، از آمار هزینه استفاده می‌شود (کفائی و نصیری، ۱۳۸۸).

مقدار ضریب جینی در هر دو حوزه مربوط به سال ۱۳۹۲ به ترتیب با مقدار ۰/۳۵۱۲ برای مناطق شهری و ۰/۳۲۴۳ برای مناطق روستایی است.^۱ داده‌ها نشان می‌دهد که در هر دو منطقه شهری و روستایی ضریب جینی سال ۱۳۹۳ افزایش داشته است. افزایش ضریب جینی در سال ۱۳۹۳ می‌تواند یکی از پیامدهای تورم بالا، رکود عمیق و افزایش نرخ ارز و تحریم‌های ظالمانه علیه کشور که از سال‌های پیش آغاز شده بود، باشد. داده‌های مربوط به ضریب جینی، نتایج بدست آمده از تحلیل نسبت دهک‌ها را تایید می‌کند.

با وجود بهبود شاخص‌ها، به نظر می‌رسد همچنان توزیع درآمد از وضعیت مطلوبی برخوردار نیست و فاصله طبقاتی زیادی بین گروه‌های مختلف مردم در مناطق شهری و روستایی وجود دارد که نیازمند سیاست‌گذاری مناسب برای رفع آن است. پس از پیروزی انقلاب اسلامی، اقدام‌های دولت در دوره‌های گوناگون به شکل‌های گوناگون در راستای کاستن از فقر و محرومیت و ایجاد زیربناها سامان یافته است.^۲ توسعه خدمات زیربنایی در روستاها از جمله تامین آب آشامیدنی، توسعه بهداشت، برق‌رسانی، توسعه پوشش‌های بیمه‌ای از مصادیق بارز این خدمات بشمار می‌رود. با وجود همه این تلاش‌ها، بازهم به نظر می‌رسد که پدیده فقر و نابرابری درآمدی به صورت یک معضل همچنان به حیات خود ادامه می‌دهد.

پیش‌شرط اساسی توفیق در برنامه‌های کاهش نابرابری و در پی آن کاهش فقر، انجام مطالعات علمی و روشمند برای شناخت و تحلیل درست از عوامل بوجود آورنده نابرابری و نیز راهکارهای بهبود آن است و از آنجایی که بخش بیش‌تر فقرا در نواحی روستایی ساکن هستند (وار،^۳ ۲۰۱۰؛ مومنی و همکاران، ۱۳۸۹؛ نجفی و شوشتریان، ۱۳۸۶؛ خلج و یوسفی، ۱۳۹۳) لذا، اهمیت این مطالعات برای بخش روستایی در درجه بالاتری قرار دارد.^۴ از جمله سازوکارهای مناسب برای توسعه پایدار مناطق روستایی با هدف ارتقای درآمد و توزیع برابر آن، سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های عمرانی است. با توجه به اهمیت و نقش کلیدی سرمایه‌گذاری دولت در برنامه‌های کاهش نابرابری، در این مطالعه سعی می‌شود با استفاده از داده‌های سری زمانی فصلی در دوره

^۱ - البته یکی از دلایل کاهش ضریب جینی می‌تواند فقیرتر شدن طبقه متوسط و ملحق شدن این طبقه به گروه‌های با درآمد پایین و لذا کاهش فاصله طبقاتی باشد. چون ضریب جینی صرفاً توزیع درآمد را اندازه می‌گیرد نه مقدار درآمد و رفاه جوامع را و بنابراین پایین بودن این شاخص الزاماً دلیل افزایش رفاه جامعه نیست.

^۲ - توجه به عدالت اجتماعی و اقتصادی در اصول مختلف قانون اساسی مانند اصول سوم، بیست‌ونهم، چهل‌وسوم و چهل‌وهشتم مورد تاکید قرار گرفته است.

^۳ - Warr

^۴ - نتیجه یک مطالعه در سازمان خواربار جهانی (FAO, 2001) در ۶۴ کشور در حال توسعه، نشان می‌دهد که از ۱/۴ میلیارد نفر جمعیت روستایی این کشورها قریب به ۷۵ درصد آن‌ها در زیر خط فقر بسر می‌برند.

۱۳۶۹ تا ۱۳۹۳ اثر سرمایه‌گذاری‌های عمرانی دولت بر توزیع درآمد روستایی ایران، به گونه تجربی و با بکارگیری روش خودرگرسیون برداری عامل افزوده^۱ (FAVAR) مورد بررسی قرار گیرد. در ادامه این مقاله به صورت زیر سازماندهی می‌شود. در بخش دوم مبانی نظری پژوهش بیان و به برخی از مطالعات تجربی در این مورد اشاره می‌شود. در بخش بعدی روش مورد استفاده در این مقاله توضیح داده می‌شود. در بخش چهارم نتایج بدست آمده از برآورد مدل ذکر شده و در نهایت نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی ارائه می‌شود.

مبانی نظری

با الزاماتی که از سوی نهادهای بین‌المللی در راستای فقرزدایی و توسعه انسانی پیش‌روی دولت‌ها وجود دارد،^۲ ایجاد یک سیستم مناسب و توسعه سازوکارهای اقتصادی و اجتماعی برای بهبود توزیع درآمد و کاهش فقر و نابرابری حیاتی است (خداپرست و داودی، ۱۳۹۲). بطور کلی رشد اقتصادی زمانی می‌تواند منجر به کاهش فقر شود که نابرابری کاهش یابد (آدامز،^۳ ۲۰۰۴). این امر مستلزم سرمایه‌گذاری در امور زیربنایی اقتصادی و اجتماعی و بهبود خدمات اساسی است که به صورت جامع توسط دولت پیگیری می‌شود. شواهد نشان می‌دهند که با افزایش سطح توسعه‌یافتگی کشورها، مقدار مخارج عمومی دولت‌ها نیز افزایش می‌یابد. لذا، قانون واگنر برای جوامع توسعه یافته صادق است^۴ و دولت‌ها در کشورهای صنعتی در اجرای سیاست‌های بازتوزیعی معمولاً موفق عمل کرده‌اند در حالی که در کشورهای در حال توسعه، دولت‌ها خود بخشی از مشکل هستند تا بخشی از راه‌حل آن (گونی و همکاران^۵، ۲۰۱۱). مبانی نظری و شواهد تجربی کشورهای گوناگون در زمینه نابرابری توزیع درآمد نشان می‌دهد که عوامل گوناگونی نابرابری توزیع درآمد و تشدید آن در جوامع روستایی را موجب می‌شود. از جمله این عوامل می‌توان به شرایط بد کسب و کار، نبود شغل مناسب، نبود تنوع درآمدی، مناسب نبودن شرایط توسعه اقتصادی، قابل اجرا نبودن سیاست‌های اقتصادی، شرایط نامساعد خانوادگی و ... اشاره کرد (کیمنجو و شیرلی^۶، ۲۰۰۸).

^۱ - Factor-Augmented Vector Auto Regression (FAVAR)

^۲ - مانند برنامه اهداف هزاره سازمان ملل متحد.

^۳ - Adams

^۴ - طبق قانون واگنر همزمان با رشد تولید سرانه، اندازه بخش عمومی اقتصاد هم افزایش می‌یابد. به بیان دیگر، مخارج دولتی در زمینه رفاه اجتماعی در کشورهای ثروتمند، بیش‌تر از کشورهای فقیر است (Baer and Fialho, Galvão, 2008: 345).

^۵ - Goni et al

^۶ - Kimenju and Tschirley

روستانشینی همواره یکی از جلوه‌های مهم بافت جمعیتی ایران بوده است. در نخستین سرشماری عمومی نفوس و مسکن (سال ۱۳۳۵)، از ۱۹ میلیون جمعیت کشور حدود ۸۵ درصد جمعیت روستایی بوده است، اما با بروز تغییرات اقتصادی و اجتماعی، از اواخر دهه ۵۰ شمسی بتدریج سهم شهرنشینی در ترکیب جمعیتی کشور افزایش یافت. به گونه‌ای که در سرشماری سال ۱۳۹۰ حدود ۷۰ درصد جمعیت کشور در شهرها و حدود ۳۰ درصد در روستاها زندگی می‌کردند. مشاهده می‌شود که جمعیت روستایی همچنان بخش مهمی از بافت جمعیتی کشور را تشکیل می‌دهد و ظرفیت بالایی برای تاثیرگذاری بر مولفه‌های اقتصادی و اجتماعی کشور دارد، لذا سامان‌دهی زندگی روستایی در تمام ابعاد آن باید یکی از اولویت‌های دولت باشد.

در سال‌های پس از پیروزی انقلاب اسلامی، برای جلوگیری از مهاجرت بی‌رویه روستاییان به شهرها^۱ و کاهش فقر و بهبود توزیع درآمد در جوامع روستایی، با ایجاد نهادهایی مانند جهاد سازندگی و بنیاد مسکن انقلاب اسلامی فعالیت‌های عمران و توسعه روستایی در کانون توجه دولت‌ها و برنامه‌ریزان قرار گرفت. چنانچه در برنامه‌های پنج‌ساله توسعه، بهبود زندگی روستاییان در همه زمینه‌ها همواره مورد تاکید بوده است. با این وجود تاکنون روستاهای ایران تا به امروز بیش‌تر در حکم منبع تولید مواد مورد نیاز شهری و بویژه کالاهای خوراکی تلقی شده‌اند، در حالی که خود از منابع ملی کمتر بهره‌مند بوده‌اند (ترکمانی و جمالی‌مقدم، ۱۳۸۷). آمارهای مرکز آمار ایران نشان می‌دهد که در سال ۱۳۹۳ میانگین هزینه کل خانوار روستایی کشور در دهک نخست و دوم به ترتیب ۴۴۷۷۴ و ۷۵۱۰۳ هزار ریال و در دهک نهم و دهم به ترتیب ۲۰۶۹۹۹ و ۲۷۵۴۱۹ هزار ریال است. فاصله زیاد دهک‌های پایین و بالای درآمدی نشان می‌دهد که در بحث توزیع درآمد، وضعیت جوامع روستایی کشور مطلوب نیست. این امر همراه با اثرات حوادث طبیعی مانند خشکسالی و نیز جاذبه‌های شهری، منجر به تخلیه تدریجی روستاها و در نتیجه تشدید فقر و پدیده توسعه نیافتگی شده است. البته، باید گفت که علت اصلی ناکامی در کاهش محرومیت مناطق روستایی، همواره زاییده عدم فعالیت و بی‌اعتنایی دولت‌ها نیست، بلکه این ناکامی‌ها در بسیاری موارد از سیاست‌های غیر اصولی و غیر بهینه، درک محدود از اثرات مستقیم و غیرمستقیم سیاست‌های اجرا شده و نیز ساختارهای ضعیف اقتصادی نشأت می‌گیرد (صالح و همکاران، ۱۳۸۶).

به نظر می‌رسد درمان این مشکل در گرو توجه ویژه دولت‌ها به مناطق روستایی برای توسعه آن‌هاست. توزیع دوباره درآمد به نفع گروه‌های کم‌درآمد جامعه بویژه روستاییان، ترکیب تقاضای جامعه را به سمت کالاهای ضروری تغییر داده و موجب افزایش سهم آن‌ها از الگوی مصرف جامعه

^۱ - مهاجرت بی‌رویه روستاییان به شهرها آسیب‌های جدی مانند به‌خطر افتادن امنیت غذایی کشور، گسترش حاشیه‌نشینی، معضلات اجتماعی و ناامنی، گسترش فقر شهری، افزایش بیکاری و ... را به همراه دارد.

می‌شود (بافرزاده، ۱۳۹۳). هان‌گونه که در شکل ۴ مشاهده می‌شود، مخارج دولتی و سرمایه‌گذاری عمومی از راههایی گوناگون می‌تواند بر درآمد و توزیع آن در مناطق روستایی موثر باشد. از یک سو با توسعه زیرساخت‌های اقتصادی، اجتماعی و فناوری، بهره‌وری بخش کشاورزی را افزایش می‌دهد که این امر بواسطه افزایش کمیت و کیفیت تولیدات کشاورزی، موجب بهبود درآمد روستاییان می‌شود. هم‌چنین، با ایجاد فرصت‌های شغلی جدید در زمینه‌هایی مانند صنایع تبدیلی کشاورزی و دامپروری و گردشگری، درآمدهای جدیدی برای روستاییان ایجاد و موجب کاهش دامنه فقر می‌شود. این امر می‌تواند با کاهش مهاجرت روستاییان به شهرها و مهاجرت معکوس به روستاها، حتی موجب کاهش دامنه فقر و بهبود توزیع درآمد در مناطق شهری نیز شود. فرانتی و همکاران^۱ (۲۰۰۴) و کالدرون و سرون^۲ (۲۰۰۴) دریافتند که سرمایه‌گذاری زیربنایی در جاده‌ها، سدها و ارتباطات موجب بهبود توزیع درآمد در چین و آمریکای لاتین می‌شود. هم‌چنین، بانرجی و سوماناتان^۳ (۲۰۰۷) مشاهده کردند که دسترسی به زیرساخت‌ها و خدمات حیاتی رابطه‌ای مثبت با توزیع درآمد در نواحی روستایی هند دارد. سادولت^۴ (۲۰۰۶) نشان می‌دهد که در فرآیند برنامه‌های فقرزدایی در کشورهای در حال توسعه، با توجه به اشتغال حجم عظیمی از جمعیت روستایی در بخش کشاورزی، سرمایه‌گذاری در ساختارهای پایه‌ای مانند تاسیسات برق‌رسانی، سوادآموزی و سرمایه‌گذاری در پژوهش و توسعه کشاورزی، می‌تواند تحول اساسی در زندگی و اقتصاد روستاییان ایجاد کند.

پایین بودن نسبت سرمایه‌گذاری عمرانی در مناطق روستایی به تولید ناخالص داخلی، نامناسب بودن زیرساخت‌های اقتصادی و اجتماعی مانند حمل‌ونقل، ارتباطات، آبیاری، آموزش و بهداشت، هدف‌دار نبودن برنامه‌های مربوط به کاهش فقر را می‌توان از دلایل توسعه‌نیافتگی روستاها برشمرد (زاهدی مازندرانی، ۱۳۸۴). از این رو، توانمندسازی روستاییان از طریق افزایش ظرفیت‌ها و قابلیت‌های آنان که به‌واسطه توسعه زیرساخت‌های اجتماعی و اقتصادی محقق می‌شود، باید در کانون توجهات دولت‌ها قرار گیرد (سازمان ملل، ۲۰۰۵). زانگ و وان^۵ (۲۰۰۶) دریافتند که رشد مبتنی بر کشاورزی در مناطق روستایی، درآمد روستاییان را افزایش و موجب بهبود توزیع درآمد و کاهش فقر در مناطق روستایی می‌شود. لذا دولت‌ها در تصمیم‌گیری برای تخصیص منابع، می-

^۱ - Ferranti, et al

^۲ - Calderon and Serven

^۳ - Banerjee and Somanathan

^۴ - Sadoullet

^۵ - Zhang and Wan

بایستی با در نظر گرفتن اثربخشی هزینه‌کرد منابع در زمینه‌های گوناگون، کارآمدترین سیاست را برای رسیدن به اهداف مدنظر، انتخاب کنند. البته، باید خاطر نشان کرد که در برنامه‌ریزی و تخصیص بودجه دولت باید افزون بر توجه به سطح کمی، باید سطح کیفی سرمایه‌گذاری‌ها نیز مورد تاکید قرار گیرد. برای نمونه لافگرن و رابینسون^۱ (۲۰۰۴) نتیجه می‌گیرند که توسعه زیرساخت‌های بهداشتی بیش‌ترین کارایی را در فقر زدایی دارا بوده است. از سوی دیگر، مطالعه وار (۲۰۰۳) بیانگر این است که افزایش هزینه‌های دولت در بهداشت، آموزش و کشاورزی فقر را کاهش و افزایش هزینه‌های دولتی در بخش حمل و نقل نابرابری را افزایش می‌دهد.

هزینه‌های دولت و روش تخصیص بهینه و تعیین اولویت سرمایه‌گذاری در بخش‌های گوناگون، یک ابزار کلیدی برای دولت برای کاهش فقر و نابرابری در هر کشوری است (بانک جهانی، ۲۰۰۰). از این رو، سرمایه‌گذاری‌های عمرانی یکی از ابزارهای دولت برای توسعه مناطق روستایی است. هر سرمایه‌گذاری در مناطق روستایی با هدف حل معضلات و تنگناهای موجود در سکونت‌گاههای روستایی و در نهایت بهبود شرایط زیستی این مناطق انجام می‌گیرد. برطرف نشدن مشکلات روستایی حکایت از آن دارد که مکانیسم‌های عملکرد سرمایه‌گذاری‌های عمرانی کم‌تر مورد توجه بوده و بر همین مبنا، با وجود اجرای چندین برنامه، توسعه در نواحی روستایی، به اهداف تعیین شده نرسیده است. بنابراین، ضروری است تأثیرات سرمایه‌گذاری عمرانی در نواحی روستایی بررسی شود تا با شناسایی نارسایی‌ها، بتوان بسترهای لازم برای توسعه روستایی را فراهم ساخت (شاطریان، ۱۳۸۹).

مطالعات تجربی

نتایج مطالعات نزدیک به موضوع مقاله نشان می‌دهد که مخارج دولت در زمینه‌های گوناگون عمرانی در مناطق روستایی موجب بهبود توزیع درآمد در این مناطق می‌شود. برای نمونه مطالعه سپهردوست و زمانی (۱۳۹۳) سرمایه‌گذاری دولت در توسعه فناوری اطلاعات و ارتباطات، بنی‌اسدی و محسنی (۱۳۹۳)؛ زانگ و فان^۲ (۲۰۰۴) و فان و همکاران^۳ (۲۰۰۰) سرمایه‌گذاری در بخش پژوهش و توسعه کشاورزی، هانجرا و همکاران^۴ (۲۰۰۹) و صادقی و داودی (۱۳۹۰)

^۱ - Lofgren and Robinson

^۲ - Zhang and Fan

^۳ - Fan et al

^۴ - Hanjra et al

سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های بخش آب و بهداشت، چارلری و همکاران^۱ (۲۰۱۶)؛ وار (۲۰۱۰) و خاندکر و همکاران^۲ (۲۰۰۶) بهبود راه‌های دسترسی روستایی، مومنی و همکاران (۱۳۸۹) و ترکمانی و جمالی مقدم (۱۳۸۷) اثر دستمزد واقعی در بخش کشاورزی و افزایش بهره‌وری نیروی انسانی را عاملی موثر بر بهبود توزیع درآمد روستایی می‌دانند.

مواد و روش پژوهش

یکی از اصلی‌ترین نقاط ضعف مدل‌های خودرگرسیون برداری (VAR) این است که نمی‌توان تعداد زیادی از متغیرها را در آن به کار گرفت. زیرا افزایش تعداد متغیرها در این الگو به سرعت از درجه آزادی آن می‌کاهد [برنانکه و همکاران^۳ (۲۰۰۵)؛ بلیز^۴ (۲۰۰۹)]. تعداد کم متغیرها در الگوی VAR پژوهش‌گر را به سمت گزینش از بین متغیرهای گوناگون سوق می‌دهد که پیامد آن، استفاده ناکارآمد از داده‌های موجود در آمارهای اقتصادی است. ضمن این‌که استفاده گزینشی و محدود از متغیرها، ارزیابی جامع و کاملی از اثر شوک‌ها بر اقتصاد بدست نمی‌دهد. از سوی دیگر، انتخاب متغیرها بر اساس سلیقه و گزینش پژوهشگران انجام می‌گیرد. نداشتن دقت کافی و گاهی بدست دادن نتایج متناقض اثر شوک‌های اقتصادی در مدل‌های سنتی VAR، بدلیل تورش ناشی از حذف متغیر مهم، توجه پژوهشگران را برای ابداع روش‌هایی که ساختار و محتوای آن‌ها دربرگیرنده داده‌هایی گسترده از شرایط اقتصادی باشد معطوف داشت.

این فرایند از راه تکامل و توسعه مدل‌های سنتی VAR و با استفاده از یک یا چند عامل که داده‌های متغیرهای سری‌زمانی متعددی را به‌طور بهینه در خود جای داده‌اند و معرفی مدل خود رگرسیونی برداری عامل افزوده^۵ (FAVAR) که به وسیله برنانکه و همکاران (۲۰۰۵) ارائه شده، امکان‌پذیر شده است. ایشان بر اساس کاربرد الگوهای عامل پویا در اقتصاد، به ارائه یک روش اقتصادسنجی برای رفع کاستی‌های الگوی VAR در این زمینه پرداختند. الگوی FAVAR این امکان را فراهم می‌آورد تا همه سری‌های زمانی اقتصاد کلان مرتبط، در الگو وارد شوند. هدف استفاده از این روش ایجاد تطابق میان مجموعه داده‌های بکار رفته در تحلیل‌های تجربی و

^۱ Charlery et al

^۲ Khandker et al

^۳ Bernanke, et al

^۴ Blaes

^۵ -Factor

^۶ -Factor-Augmented VAR

داده‌های در دسترس سیاست‌گذاران اقتصادی است. افزون بر آن مشکل انتخاب این که چه متغیری بایستی در الگو لحاظ شود را مرتفع می‌کند.

فرض می‌شود که Y_t یک بردار $M \times 1$ از متغیرهای ایستای مشاهده شده‌ای^۱ است که تاثیری فراگیر بر شرایط اقتصادی دارند، که می‌تواند شامل ابزارهای سیاست مالی نیز باشد. بر خلاف مدل‌های سنتی VAR که داده‌های اضافی را وارد مدل نمی‌کنند، در این الگو یک بردار $K \times 1$ از عامل‌های مشاهده نشده^۲، F_t ، وارد مدل می‌شود که K کوچک است. این عامل‌های مشاهده نشده، شرایط عمومی اقتصادی را منعکس می‌کنند که به راحتی به وسیله یک یا دو سری زمانی قابل ارایه نیست، ولی می‌تواند توسط طیف وسیعی از متغیرهای اقتصادی توضیح داده شود. پویایی‌های میان $(F_t$ و $Y_t)$ بوسیله رابطه ۱ بیان می‌شود:

$$\begin{bmatrix} F_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \phi(L) \begin{bmatrix} F_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + \theta_t \quad (1)$$

که در آن $\phi(L)$ عمل‌گر وقفه^۳ با مرتبه محدود است. جزء خطا θ_t نوفه سفید با میانگین صفر و ماتریس کوواریانس Ω است. اگر هیچ عاملی در الگو نباشد یا به عبارتی اگر همه اجزای $\phi(L)$ که Y_t را به F_{t-1} مرتبط می‌سازند، صفر باشد، الگوی تصریح شده به مدل VAR سنتی که صرفاً شامل متغیرهای مشاهده شده است تبدیل می‌شود. حال اگر مدل صحیح FAVAR باشد، ولی الگو اقتصادی به روش VAR سنتی و صرفاً مبتنی بر Y_t برآورد شود، نتایج بدست آمده به دلیل حذف داده‌ها دچار تورش شده و اتکاپذیر نخواهد بود.

اگر X_t یک بردار $N \times 1$ از سری‌های زمانی ایستای مشاهده شده که حاوی داده است^۴، در حالی که N بزرگ است ($N \gg K+M$) باشد و داده‌های موجود در X_t بتواند به صورت موثری در تعداد اندکی عوامل غیرقابل مشاهده خلاصه شود، رابطه میان X_t و بردارهای Y_t و F_t به صورت رابطه ۲ تصریح می‌شود:

$$X_t = \Lambda^F F_t + \Lambda^Y Y_t + e_t \quad (2)$$

^۱ - Observable Variables

^۲ - Unobserved Factors

^۳ - Lag Operator

^۴ - Y زیر مجموعه‌ای از X است.

در این رابطه Δ^f یک بردار $N \times K$ و Δ^y یک بردار $N \times M$ از بارهای عاملی^۱ و ϵ_t بردار $N \times 1$ جزء خطا با نوفه سفید می‌باشد. معادله ۱ به‌عنوان الگوی FAVAR معرفی می‌شود. به‌دلیل این‌که F_t قابل مشاهده نیست، لذا برآورد معادله ۱ به‌طور مستقیم غیرممکن است. از این رو برای برآورد مدل FAVAR از یک رویکرد ناپارامتریک دو مرحله‌ای تحلیل عامل اصلی^۲ (PCA) استفاده می‌شود.

تحلیل عامل اصلی یکی از انواع روش‌های تحلیل داده‌های چند متغیره است که برای ترکیب متغیرهای با همبستگی بالا به‌کار می‌رود و هدف اصلی آن کاهش بعد مسئله مورد مطالعه است. با استفاده از تحلیل عامل اصلی می‌توان تعداد زیادی متغیر توضیحی (متغیر مستقل) همبسته را با تعداد محدودی متغیر توضیحی نو که مولفه‌های اصلی نامیده می‌شوند و ناهمبسته‌اند، جایگزین کرد. بدین ترتیب نه تنها بعد مسئله کاهش می‌یابد بلکه مسئله چند هم‌خطی نیز پیش نمی‌آید. از کاربردهای مهم تحلیل عامل اصلی استفاده در مدل‌های رگرسیونی چندگانه برای برطرف کردن مسئله هم‌خطی و نیز کاربرد آن در تحلیل عاملی و معادلات ساختاری است. الگوهای عامل می‌توانند از عهده پوشش بسیاری از متغیرها برآیند بدون آن‌که خود دچار مشکل درجه آزادی اندک که بیش‌تر در تحلیل‌های رگرسیون رخ می‌دهد، شوند. بکارگرفتن داده‌های بسیار می‌تواند به پیش‌بینی‌ها و تحلیل‌های کلان دقیق‌تری بیانجامد.

داده‌های بکار رفته در این پژوهش در ۷ گروه طبقه‌بندی می‌شوند. گروه‌ها شامل وضعیت مالی دولت؛ انرژی؛ تولید و صنعت؛ بخش خارجی؛ امور اجتماعی و خانوار؛ شاخص‌های قیمت؛ متغیرهای پولی و اعتباری می‌باشد. هر گروه خود شامل چندین سری زمانی است^۳ که از بانک داده‌های بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، مرکز آمار ایران و سایر بانک‌های داده‌ای برای دوره فصل نخست ۱۳۶۹ تا فصل آخر ۱۳۹۳^۴ استخراج می‌شوند. این متغیرها حاوی داده‌های مفیدی در رابطه با وضعیت اقتصاد هستند و پژوهشگران را در تشخیص بهتر اثر شوک‌های مالی یاری می‌کنند. برای اندازه‌گیری توزیع درآمد روستایی نیز شاخص ضریب جینی روستایی استفاده

۱- Factor Loadings

بار عاملی بیان‌گر میزان همبستگی بین متغیرهای مشاهده شده و عامل هاست. به عبارت دیگر، بار عاملی ترکیب وزن یافته متغیرهایی است که به بهترین صورت واریانس را تبیین می‌کند. بنابراین، هر بار عاملی در یک متغیر نشان می‌دهد که آن متغیر چقدر با عامل مربوطه همبستگی دارد.

۲- Principal Component Analysis

^۳- بدلیل حجم زیاد داده‌ها (۹۹ متغیر بصورت فصلی) از گزارش اسامی آن‌ها خودداری شده است. بدیهی است در صورت درخواست قابل ارایه است.

^۴- دوره زمانی بر اساس در دسترس بودن بیشینه داده‌ها انتخاب شده است.

می‌شود. در صورت وجود حق انتخاب بین درآمد کنونی و هر درآمد دیگر، تمام افراد جامعه درآمدی را انتخاب می‌کنند که مقدار آن بیش‌تر است. یعنی، اگر درآمد فعلی فرد از درآمد دیگری که حق انتخاب آن را دارد کم‌تر باشد، فرد درآمد دیگر را انتخاب می‌کند (و برعکس) و از این حق انتخاب منفعتی کسب می‌کند. پس ضریب جینی عبارت است از میانگین منفعت مورد انتظار کسب‌شده به‌وسیله هر یک از افراد جامعه بر اثر داشتن حق انتخاب قرار گرفتن به جای هر فرد دیگر جامعه، تقسیم بر میانگین درآمد جامعه (بیش‌ترین اندازه این منفعت) (کفایی و نصیری، ۱۳۸۷). شاخص ضریب جینی بر اساس اصول حاکم بر شاخص‌های نابرابری، دارای ویژگی‌هایی چون رعایت اصل سهولت محاسبه، اصل استقلال و اصل تقارن می‌باشد. ضریب جینی بین محدود (۰ و ۱) قرار دارد، بگونه‌ای که صفر بیانگر برابری کامل و یک نشان‌دهنده نابرابری کامل در توزیع درآمد است. ضریب جینی یک عدد مطلق است و در مقایسه با سایر سال‌ها، امکان بررسی آن وجود دارد. پس از گردآوری داده‌ها با بکارگیری روش FAVAR تاثیر مالیات‌های مستقیم بر توزیع درآمد در اقتصاد ایران با کمک نرم‌افزارهای اقتصادی بررسی خواهد شد. گفتنی است که مزیت این پژوهش، بکارگیری روش نوین خودرگرسیون برداری عامل‌افزوده و امکان استفاده از طیفی گسترده از داده‌ها برای دستیابی به نتایجی معتبرتر از روابط میان متغیرهای اقتصادی است.

نتایج و بحث

با توجه به در دسترس نبودن داده‌های فصلی برای همه متغیرهای سری‌زمانی، از روش دنتون تناسبی^۱ برای تبدیل داده‌های سالانه به داده‌های فصلی استفاده می‌شود. از سوی دیگر، لازمه تخمین عوامل با استفاده از مولفه‌های اصلی، ایستا بودن متغیرهاست، لذا پس از تعدیل فصلی سری‌های زمانی^۲ و انجام آزمون ریشه‌واحد^۳، در صورت لزوم تعدیلاتی مانند تفاضل‌گیری یا تبدیل لگاریتمی برای ایستایی متغیرها انجام می‌گیرد. از آنجایی که تحلیل مولفه‌های اصلی به مقیاس متغیرها حساس است، لذا برای حل موضوع متفاوت بودن مقیاس متغیرهای استفاده شده، همه متغیرها به‌فرم استاندارد با میانگین صفر و واریانس یک تبدیل می‌شوند. در ادامه با استفاده از تحلیل مولفه اصلی عامل‌های مشترک (F_t) استخراج و در مرحله بعدی این عوامل درالگوی VAR استاندارد وارد شده و سپس اثر مخارج عمرانی دولت بر توزیع درآمد مناطق روستایی ایران توسط

^۱ Proportional Denton

^۲ - برای تعدیل فصلی از روش ARIMA X-12 استفاده شده است.

^۳ - از آزمون‌های دیکی-فولر و آزمون ریشه واحد با لحاظ شکست ساختاری استفاده شده است. بدلیل حجم زیاد داده‌ها از ارائه گزارش نتایج مربوط به آزمون ریشه واحد خودداری می‌شود.

توابع واکنش آنی^۱ بررسی می‌شود. بکارگیری این روش فروض توزیعی کمی در پی دارد و اجازه درجه همبستگی مقطعی در جمله اخلاص^۲ را می‌دهد.

با توجه به مطالب گفته شده تعداد ۹۹ متغیر اقتصادی مانای استاندارد شده برای تحلیل عاملی و محاسبه عوامل بکارگرفته می‌شود. با توجه به مقدار آماره آزمون بارتلت^۳ (با توزیع کای دو) که برابر (۰.۰۰۰) ۷۵۹۲/۲۶۱ و معنی‌دار است، فرض صفر مبنی بر برابری ماتریس همبستگی (که زیربنای تحلیل عاملی قرار می‌گیرد) با ماتریس واحد، رد شده و می‌توان انتظار داشت که با استفاده از تحلیل عاملی به ترکیب مناسبی از عوامل دست یافت. برای آن که یک الگوی تحلیل عاملی مفید و دارای معنا باشد، لازم است متغیرها همبسته باشند. در غیر این صورت دلیلی برای تحلیل عاملی وجود ندارد. آزمون بارتلت این فرضیه را که ماتریس همبستگی متعلق به جامعه‌ای با متغیرهای ناهمبسته است، می‌آزماید. این آزمون با توزیع کای دو قضاوت می‌شود.

در جدول ۱ تعداد ۱۰ مولفه اصلی با مقادیر ویژه^۴ بزرگ‌تر از یک، به همراه درصدی از واریانس کل به وسیله این مولفه‌ها توضیح داده می‌شود آورده شده است. مشاهده می‌شود که عامل نخست بیش از ۱۳ درصد از کل واریانس مربوط به متغیرها را توضیح می‌دهد. همچنین، ۱۰ مولفه نخست بیش از ۶۲ درصد از کل واریانس مربوط به متغیرها را توضیح می‌دهد. گفتنی است که در تحلیل‌های اقتصادی بدلیل تعداد زیاد متغیرهای مورد استفاده، درصدی از واریانس کل که به وسیله عامل‌ها توضیح داده می‌شود به مراتب کم‌تر از سایر علوم است و به گونه معمول توضیح ۴۰ درصد از واریانس کل به وسیله عامل‌ها به‌عنوان یک برآزش قابل قبول در نظر گرفته می‌شود (بریتانگ و ایکمیر^۴، ۲۰۰۵). یکی از سوالات مهم جهت برآورد مدل، تعیین تعداد عامل‌های مورد نیاز است. هرچند افرادی مانند بای و انجی^۵ (۲۰۰۲) معیارهایی را برای تعیین تعداد عامل‌ها از متغیرهای X_t پیشنهاد داده‌اند، ولی این معیارها، پاسخ دقیقی برای این پرسش که چه تعداد عامل باید وارد سیستم VAR شوند، ارائه نمی‌کنند (برنانکه و همکاران، ۲۰۰۵)، از این رو با توجه به جدول ۱ ابتدا چهار عامل جهت برآورد مدل FAVAR انتخاب می‌شود و سپس با افزودن عامل‌های بعدی و بررسی نتایج، در مورد تعداد عامل‌ها تصمیم‌گیری خواهد شد.

^۱ - Impulse Response Function (IRF)

^۲ - Bartlett's Test

^۳ - مقدار ویژه (Eigenvalue) اندازه‌ای است که تعیین می‌کند چه مقدار واریانس در کل داده‌ها به وسیله یک عامل تبیین می‌شود. براساس معیار Kaiser (1960) تنها عامل‌های دارای مقدار ویژه بیش‌تر از ۱ از اهمیت آماری برخوردارند.

^۴ - Breitung and Eickmeier

^۵ - Bai and Ng

عامل‌های استخراج شده^۱، به همراه متغیرهای بردار Y_t شامل متغیرهای درآمدهای نفتی (oil)، هزینه‌های عمرانی دولت (gov)^۲، تولید ناخالص داخلی (gdp)^۳، شاخص قیمت کالا و خدمات مصرفی در مناطق روستایی (p) و ضریب جینی در مناطق روستایی (gini)، مدل FAVAR مورد نظر این مقاله را تشکیل می‌دهند^۴. این متغیرها بصورت مانا وارد مدل FAVAR می‌شوند تا با استفاده از توابع واکنش آنی تاثیر مخارج عمرانی دولت بر توزیع درآمد روستایی بررسی شود. البته، لازم به توضیح است که یک متغیر موهومی برای افزایش مخارج دولت از ابتدای سال ۱۳۸۵ نیز وارد مدل می‌شود که تاثیری معنادار بر ضریب جینی روستایی بر جا می‌گذارد.

گام بعدی تعیین وقفه بهینه برای مدل FAVAR است. بر اساس معیار شوارتز^۵ دو وقفه، به عنوان وقفه بهینه برای مدل انتخاب می‌شود^۶. بمنظور اطمینان از وجود ثبات در معادله برآوردی، باید ریشه‌های مشخصه چندجمله‌ای وقفه در معادله VAR کوچک‌تر از واحد و در داخل دایره‌ای به شعاع یک واقع شود. در غیراین صورت معادله برآوردی شرایط ثبات را نخواهد داشت و نتایج واکنش تکانه خطای استاندارد ارزشی نخواهد داشت (پیش‌بهار و همکاران، ۱۳۹۴). بر اساس شکل ۵ تمامی ریشه‌های مشخصه داخل دایره واحد قرار گرفته‌اند که نشان از ثبات سیستم برآوردی دارد و می‌توان به نتایج ناشی از واکنش تکانه‌ها اعتماد کرد.

برای تحلیل آثار مخارج عمرانی دولت بر ضریب جینی و توزیع درآمد مناطق روستایی، از توابع واکنش آنی حاصل از مدل برآوردی استفاده می‌شود. توابع واکنش آنی رفتار پویای متغیرهای دستگاه را در طول زمان به‌هنگام بروز یک شوک به اندازه یک انحراف معیار نشان می‌دهد. لازم به توضیح است که در این مقاله از توابع واکنش عمومی پسران و شین^۷ (۱۹۹۸) برای تصریح توابع واکنش استفاده می‌شود. نتایج روش یاد شده به ترتیب متغیرها حساسیت ندارد (حیدری، ۱۳۹۰). این روش جهت تصریح شوک مربوط به معادله Z_t ام، در راستای تعامل با شوک‌های ناشی از سایر

^۱ - افزودن عامل‌های بعدی تغییری در نتایج ایجاد نکرد و لذا تعداد عوامل موثر در مدل همان ۴ عامل در نظر گرفته می‌شود.

^۲ - به دلیل نبود آمار مورد اطمینان در بخش عمران روستایی، لذا از داده‌های مربوط به کل مخارج عمرانی دولت استفاده شده است.

^۳ - این متغیرها توسط شاخص ضمنی تولید ناخالص داخلی به مقادیر واقعی محاسبه شده‌اند.

^۴ - متغیرهای مورد نظر بر اساس مبانی نظری و مطالعات پیشین و نیز فراگیر بودن تاثیر آن‌ها انتخاب شده‌اند.

^۵ (Ivanov and Kilian (2005) نشان می‌دهند که برای الگوهای VAR فصلی با حجم نمونه کمتر از ۱۲۰ مناسب‌ترین معیار انتخاب وقفه بهینه، معیار اطلاعات شوارتز (SIC) است.

^۶ - با توجه به فصلی بودن داده‌ها حداکثر وقفه ۴ انتخاب می‌شود.

^۷ - Pesaran and Shin

معادله‌ها، از عامل تجزیه چولسکی برای آن معادله استفاده می‌شود (پیش‌بهار و همکاران، ۱۳۹۲). محورهای عمودی در نمودارهای موجود در این بخش نشان‌دهنده مقدار واکنش متغیر شاخص جینی روستایی نسبت به شوک ناشی از مخارج عمرانی دولت و محور افقی نشان‌دهنده تعداد فصولی است که طی می‌شود تا تاثیر شوک وارده بر ضریب جینی اعمال شود. همان گونه که در شکل ۶ مشاهده می‌شود شوک مثبت به اندازه یک انحراف معیار در هزینه‌های عمرانی دولت ضریب جینی روستایی را ابتدا برای ۷ دوره افزایش می‌دهد که بیش‌ترین این تاثیر در دوره سوم اتفاق می‌افتد. سپس اثرات منفی افزایش مخارج عمرانی بر توزیع درآمد روستایی به تدریج تضعیف شده و از دوره هفتم به بعد ضریب جینی کاهش و توزیع درآمد در مناطق روستایی بهبود می‌یابد. پس از حدود ۱۲ دوره (۳ سال) اثرات شوک از بین می‌رود و ضریب جینی به مقدار بلندمدت خود تمایل پیدا می‌کند. در توجیه این رفتار ضریب جینی می‌توان به چند مورد اشاره کرد: ۱- با افزایش پروژه‌های عمرانی در مناطق شهری، برخی روستاییان با بدست آوردن موقعیت شغلی جدید، در این پروژه‌ها مشغول کار شده و لذا درآمد بیش‌تری نسبت به سایر ساکنین روستا بدست می‌آورند و الگوی توزیع درآمد میان آن‌ها بدتر می‌شود. ولی با اصابت هزینه‌های عمرانی به مناطق روستایی و افزایش درآمد سایر روستانشینان، این فاصله درآمدی بتدریج کاهش می‌یابد. ۲- از آنجایی که در این مقاله کل هزینه‌های عمرانی دولت مدنظر بوده، لذا اثرات افزایش هزینه‌های دولت ابتدا به گونه طبیعی در شهرها نمایان خواهد شد و سوق یافتن امکانات و بودجه به سوی شهرها و کم توجهی به مناطق روستایی، موجب بدتر شدن توزیع درآمد در آن مناطق خواهد شد، اما از فصل سوم به بعد با تخصیص بودجه به مناطق روستایی برای عمران این مناطق (جاده‌سازی، تاسیسات آبرسانی، گازرسانی، بهبود اصول کشاورزی و ...) و افزایش درآمد روستاییان، توزیع درآمد بهبود خواهد یافت. تاثیر منفی هزینه‌های عمرانی دولت بر توزیع درآمد با نتایج مطالع برنانکه و همکاران (۲۰۰۲) و تاثیر مثبت آن بر بهبود توزیع درآمد با مطالعاتی نظیر صادقی و داودی (۱۳۹۰) و هانجرا و همکاران (۲۰۰۹) مطابقت دارد. با توجه به این مسئله انتظار می‌رود که دولت در سیاست‌گذاری خود در مورد تخصیص هزینه‌های عمرانی، افزون بر سطح کمی سرمایه‌گذاری‌ها، بر ارتقای سطح کیفی این گونه هزینه‌کردها نیز تاکید نماید تا به سمت تقسیم عادلانه‌تر درآمدهای ایجاد شده در جامعه روستایی حرکت کند و از تخصیص غیربهبینه منابع جلوگیری کند. دولت باید به‌نحوی سیاست‌گذاری نماید تا از یک طرف اثرات منفی مخارج عمرانی بر توزیع درآمد روستایی را تا حد امکان کاهش دهد و از سوی دیگر، مقدار و مدت اثرگذاری این مخارج بر بهبود توزیع درآمد را افزایش دهد تا بتواند به اهداف رونق دوباره زندگی روستایی دست یابد و از خطرات خالی شدن روستاها اجتناب کند.

در حالی که توابع واکنش آنی اثر تکانه وارد بر یک متغیر درون‌زا را روی دیگر متغیرهای مدل نشان می‌دهد، تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی^۱، سهم تکانه‌های وارد شده بر متغیرهای مختلف الگو در واریانس خطای پیش‌بینی یک متغیر را در طول زمان مشخص می‌کند. به بیان دیگر، با تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی، می‌توان بررسی کرد که تغییرات یک متغیر تا چه اندازه متأثر از اجزای اخلاص خود متغیر و تا چه اندازه متأثر از اجزای اخلاص دیگر متغیرهای دورن مدل است. لذا، برای تعیین اهمیت هر یک از متغیرهای مدل بر شاخص ضریب جینی از تجزیه واریانس استفاده می‌شود. در این روش، واریانس خطای پیش‌بینی، به عناصری که شوک‌های هر یک از متغیرها را در بردارند تجزیه می‌شود. نتایج تجزیه واریانس برای شاخص ضریب جینی در جدول ۲ مشاهده می‌شود.

همان‌گونه که مشاهده می‌شود در دوره نخست شاخص ضریب جینی روستایی حدود ۷۲ درصد از تغییرات خود را توضیح می‌دهد که این مقدار پس از بیست دوره کاهش و به حدود ۵۱ درصد می‌رسد. افزون بر متغیر شاخص جینی که بیش‌ترین تغییرات مربوط به خودش را توضیح می‌دهد، سهم مخارج عمرانی دولت از توضیح تغییرات شاخص جینی در طول زمان افزایشی بوده و از ۰/۳۹ درصد به حدود ۱۳ درصد در پایان دوره بیستم رسیده است. شوک‌های هزینه‌های عمرانی دولت پس از دوره چهارم (پایان سال اول) بیش‌ترین سهم از تغییرات مربوط به ضریب جینی روستایی را به خود اختصاص داده است که اهمیت تاثیرگذاری مخارج عمرانی دولت بر توزیع درآمد مناطق روستایی را نشان می‌دهد.

در گام بعدی برای بررسی دقیق‌تر موضوع از شاخص دیگر توزیع درآمد یعنی نسبت بیست درصد جمعیت ثروتمند به جمعیت فقیر روستایی (P20) استفاده می‌شود. افزایش این شاخص نشان‌دهنده افزایش شکاف طبقاتی و لذا بدتر شدن توزیع درآمد در مناطق روستایی است. البته، به دلیل در دسترس نبودن داده برای این شاخص، دوره زمانی به فصل نخست ۱۳۷۶ تا فصل آخر ۱۳۹۳ تغییر پیدا می‌کند.

همان‌گونه که در شکل ۷ مشاهده می‌شود، مقدار ماندگاری اثرات شوک مخارج عمرانی - هم افزایش نابرابری در مرحله اول و سپس کاهش آن در دوره‌های بعدی - بیش‌تر از مدل پیشین است. این مسئله نشان می‌دهد که بیست درصد بالای جمعیت ثروتمند روستایی، از مواهب اثرهای مثبت هزینه‌کرد عمرانی دولت انتفاع بیش‌تری در دوره زمانی بلندمدت‌تری می‌برند. لذا دولت می‌بایستی با بررسی اثرات سیاسی و نهادی سرمایه‌گذاری‌های عمومی، شرایط مطلوب‌تری برای

¹ Forecast Error Variance Decomposition

تاثیرگذاری این سرمایه‌گذاری‌ها و تامین کالا و خدمات عمومی فراهم کند و با ایجاد ساز و کارهایی منابع مورد نیاز برای توسعه روستاها را به گونه اصولی به این مناطق هدایت کند.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

با توجه به نقش مخارج عمرانی در بهبود توزیع درآمد در مناطق روستایی، در این مقاله با بکارگیری داده‌های طیف وسیعی از متغیرهای اقتصاد کلان (۹۹ متغیر) برای فصل نخست سال ۱۳۶۹ تا فصل آخر ۱۳۹۳ و نیز روش نوین خودرگرسیون برداری عامل افزوده (FAVAR) به بررسی تاثیر مخارج عمرانی دولت بر متغیر ضریب جینی روستایی پرداخته شده است.

نتایج توابع واکنش آنی نشان می‌دهد که شوک مثبت به اندازه یک انحراف معیار در مخارج عمرانی دولت ضریب جینی روستایی را ابتدا افزایش و سپس کاهش می‌دهد. با توجه به این مسئله انتظار می‌رود که دولت در سیاست‌گذاری خود در مورد تخصیص هزینه‌های عمرانی، افزون بر سطح کمی سرمایه‌گذاری‌ها، بر ارتقای سطح کیفی این گونه هزینه‌کردها نیز تاکید نماید تا به سمت تقسیم عادلانه‌تر درآمدهای ایجاد شده در جامعه روستایی حرکت کند و از تخصیص نابهینه منابع جلوگیری کند تا بتواند به اهداف رونق دوباره زندگی روستایی دست یابد و از خطرات خالی شدن روستاها اجتناب کند. نتایج تجزیه واریانس نیز نشان می‌دهد که جدا از شاخص ضریب جینی که بیش‌ترین تغییرات خود را توضیح می‌دهد، سهم مخارج عمرانی، در توضیح تغییرات ضریب جینی در طول زمان افزایش می‌یابد که این مسئله اهمیت این متغیر در تعیین چگونگی توزیع درآمد روستایی را به خوبی نشان می‌دهد. با توجه به نتایج مطالعه پیشنهادهای زیر برای بهبود توزیع درآمد در مناطق روستایی ارائه می‌شود:

- هزینه‌های دولت در مورد فراهم نمودن بسترهای ساختاری توسعه نظیر راه، برق، فناوری اطلاعات و ارتباطات، زیرساخت‌های بهداشتی و آموزشی و ترویج الگوهای بهینه کشاورزی، هرچه بیش‌تر افزایش یابد تا از طریق گسترش بهره‌وری عوامل تولید در بخش روستایی، شاهد ارتقای سطح درآمد و ترمیم شکاف درآمدی در این مناطق باشیم.
- زمینه‌سازی برای اشتغال و درآمد بیش‌تر روستاییان با حمایت و تشویق سرمایه‌گذاری و توسعه فعالیت‌های اشتغال‌زا مانند صنایع تبدیلی کشاورزی و دامداری.
- سرمایه‌گذاری برای تبدیل روستاهای مستعد به پایگاههای گردشگری بمنظور ایجاد اشتغال و افزایش سطح درآمد روستاییان.

- پرداخت تسهیلات با نرخ‌های منطقی به روستاییان جهت بهبود امور کشاورزی و دامپروری مانند خرید ماشین‌آلات کشاورزی با کارآمدی بالا و زیرکشت بردن زمین‌های بلااستفاده. برای ارتقای سطح تولید و درآمد روستاها و حمایت از تشکیل تعاونی‌های تولید و توزیع محصولات تولیدی روستاییان.
- بیمه محصولات کشاورزی جهت کاهش خسارات ناشی از مخاطرات طبیعی جهت اطمینان‌دهی به روستاییان و سرمایه‌گذاران.

در نهایت، این اصل باید مدنظر برنامه‌ریزان قرار گیرد که هیچ پروژه‌ای را نمی‌توان بدون مشارکت مردم ذی‌نفع، به‌صورت بهینه اجرا کرد. ساکنان روستاها خود عامل اصلی توسعه روستایی هستند، به همین جهت پروژه‌های عمرانی باید با مشارکت سازمان‌های مردم‌نهاد مانند شوراهای روستایی طراحی شوند تا نیازهای واقعی مردم را برآورده سازند و مردم را به حضور فعال در فرایند اجرا و نظارت ترغیب کنند. با اجرای مشارکتی طرح‌های عمرانی، مردم در حفظ و نگهداری تجهیزات و زیرساخت‌های تعبیه شده حساسیت بیش‌تری خواهند داشت و این امر در موفقیت سیاست‌های دولت در جهت بهبود زندگی روستایی تأثیر شایانی به‌جا خواهد گذاشت.

منابع

- باقرزاده، ع. (۱۳۹۳). آزمون الگوی اهل‌ووالیا-آسافو در شناسایی عوامل موثر بر نابرابری درآمدی بخش روستایی ایران. - مطالعات و سیاست‌های اقتصادی. جلد ۱۰. شماره ۲. صص ۱۳۷-۱۵۲.
- بانک جهانی. (۱۳۸۱). گزارش توسعه جهانی سال. (۲۰۰۰-۲۰۰۱) (مبارزه با فقر). تهران. انتشارات سازمان مدیریت و برنامه ریزی.
- بنی‌اسدی، م. و محسنی، ر. (۱۳۹۳). بررسی اثر سرمایه‌گذاری بخش کشاورزی بر فقر، توزیع درآمد و مهاجرت روستایی. مجله پژوهش‌های اقتصاد و روستا. سال اول. شماره ۱. صص ۷۵-۸۷.
- پیش‌بهار، ا. قهرمان‌زاده، م. فرهادی، ع. (۱۳۹۴). بررسی اثرات تورم بر تولید و رشد بخش‌های اقتصاد ایران با تأکید بر بخش کشاورزی. اقتصاد کشاورزی. جلد نهم. شماره ۱. صص ۱۹-۴۱.
- پیش‌بهار، ا. قهرمان‌زاده، م. جعفری‌ثانی، م. (۱۳۹۲). تأثیر شوک‌های نقدینگی بر قیمت مواد غذایی در ایران: رهیافت مدل خودرگرسیون برداری عامل افزوده. اقتصاد توسعه و کشاورزی. جلد ۲۷. شماره ۴. صص ۳۱۹-۳۲۷.

- ترکمانی، ج. جمالی مقدم، ا. (۱۳۸۷). بررسی اثرات مستقیم و غیرمستقیم سرمایه‌گذاری‌های عمرانی دولت بر رشد بهره‌وری کل و فقرزدایی در مناطق روستایی ایران. فصلنامه روستا و توسعه. سال ۱۱. شماره ۴. صص ۱-۲۴.
- حیدری، ح. (۱۳۹۰). ارزیابی تاثیر شوک‌های پولی بر قیمت و سطح فعالیت‌ها در بخش مسکن با استفاده از یک الگوی FAVAR. فصلنامه پژوهشات مدل‌سازی اقتصادی. شماره ۶. صص ۱۲۹-۱۵۳.
- خداپرست، م. داودی، آ. (۱۳۹۲). هزینه‌های دولت و کاهش فقر و نابرابری. فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان، سال اول. شماره ۴. صص ۳۷-۵۰.
- خلیج، س، یوسفی، ع. (۱۳۹۳). پهنه‌بندی توزیع و شدت فقر چندبعدی در مناطق شهری و روستایی ایران، فصلنامه برنامه‌ریزی و آمایش فضا، دوره ۱۸، شماره ۴، صص ۴۹-۷۹.
- زاهدی مازندرانی، م.ج. (۱۳۸۴). فقر روستایی، روند و اندازه‌گیری آن در ایران: تبیین روش‌ها و نقد رویکردها. رفاه اجتماعی. دوره ۴. شماره ۱۷. صص ۱-۴۱.
- سپهردوست، ح. زمانی‌شیخانه، ص. (۱۳۹۳). بررسی عوامل موثر بر توزیع درآمد مناطق روستایی با تاکید بر فناوری اطلاعات و ارتباطات. فصلنامه راهبردهای توسعه روستایی. جلد اول. شماره ۱، صص ۲۹-۳۹.
- سپهردوست، ح. زمانی‌شیخانه، ص. (۱۳۹۲). نقش سرمایه اجتماعی در توزیع درآمد در مناطق روستایی کشور. فصلنامه روستا و توسعه. سال ۱۶. شماره ۱. صص ۱۲۹-۱۴۸.
- شاطریان، م. گنجی‌پور، م. (۱۳۸۹). تاثیرات سرمایه‌گذاری‌های عمرانی در توانمندسازی روستاها (مطالعه موردی: روستاهای بخش ابوزیدآباد - شهرستان کاشان). پژوهش‌های روستایی. دوره اول. شماره ۳. صص ۱۳۱-۱۵۲.
- صادقی، س. ک. (۱۳۹۳). بررسی رابطه بلندمدت بین مخارج آموزشی، بهداشتی، امنیت و رفاه اجتماعی و رشد اقتصادی در کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی (رهیافت حداقل مربعات پویا). فصلنامه مجلس و راهبرد. سال ۲۱. شماره ۸۰. صص ۱۱۳-۱۳۶.
- صادقی، ح. داودی، آ. (۱۳۹۰). آثار مخارج دولت بر نرخ فقر روستایی در ایران، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی. سال نوزدهم. شماره ۵۸. صص ۱۰۷-۱۲۶.

- صالح، ایرج، فهرستی ثانی، مسعود و حبیب‌اله سلامی. (۱۳۸۶). بررسی تاثیر سرمایه‌گذاری دولت در امور زیربنایی بر کاهش فقر و بهبود توزیع درآمد در مناطق روستایی ایران. مجله علوم کشاورزی ایران. دوره ۳۸-۲. شماره ۱. صص ۲۳-۳۴.
- صامتی، مجید، کرمی، علیرضا. (۱۳۸۳). بررسی تاثیر هزینه‌های دولت در بخش کشاورزی بر کاهش فقر روستایی در کشور. مجله پژوهشات اقتصادی. شماره ۶۷. صص ۱۸۶-۲۰۷.
- صدر، م.ب. (۱۳۵۷). اقتصاد ما یا بررسی‌هایی درباره مکتب اقتصادی اسلام. جلد دوم. ترجمه علی اسپهبدی. موسسه انتشارات اسلامی. تهران.
- فاضل‌بیگی، م.م. یاوری، غ.ر. (۱۳۸۸). تعاون روستایی سرآغازی برای توسعه کارآفرینی، مجله تعاون. سال ۲۰. شماره ۲۰۴ و ۲۰۵. صص ۴۱-۶۲.
- کفایی، س.م.ع. نصیری، ح. (۱۳۸۷). اصول حاکم بر شاخص‌های نابرابری درآمدی و بررسی آنها از نظر اسلام. - فصلنامه علمی پژوهشی اقتصاد اسلامی. سال ۸. شماره ۳۲. صص ۹۳-۱۲۲.
- مومنی، ف. یوسفی، م.ق. و مبارک، ا. (۱۳۸۹). بررسی عوامل تعیین‌کننده رشد بهره‌وری و فقر در مناطق روستایی ایران. پژوهش‌های روستایی. سال اول. شماره ۱. صص ۹۹-۱۲۰.
- نجفی، ب. شوشتریان، آ. (۱۳۸۶). برآورد خط فقر، اندازه فقر و بررسی تعیین‌کننده‌های آن در خانوارهای روستایی و شهری ایران. اقتصاد کشاورزی و توسعه. سال پانزدهم. شماره ۵۹. صص ۱-۲۴.

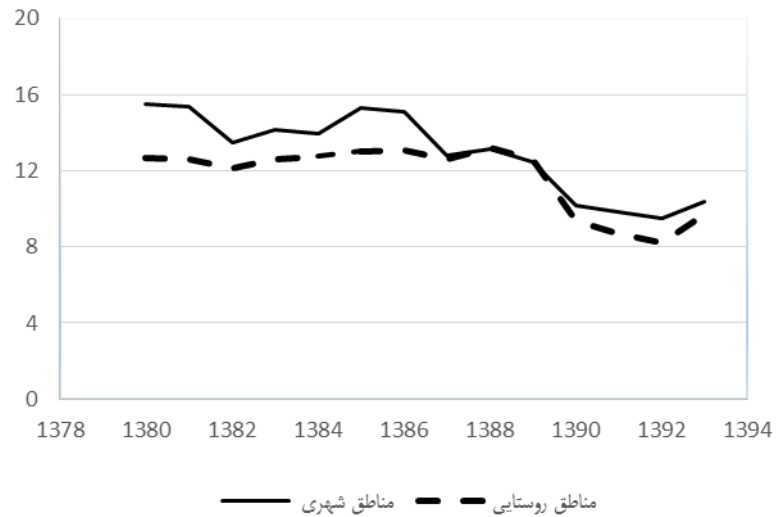
References

- Adams, R.H. (2004). Economic growth, inequality and poverty: Estimating the growth elasticity of poverty. *World development*. Vol. 32. No. 12. pp. 1989-2014.
- Baer, W., & Fialho, A. (2008). Tax burden, government expenditures and income distribution in Brazil. *The Quarterly Review of Economics and Finance*. Vol. 48. No. 2. pp. 345-358.
- Bai, J., & Ng, S (2002). Determining the number of factor in approximate factor models. *Economica*. Vol. 70. No. 1. pp. 191-221.
- Banerjee, A., & Somanathan. R. (2007). The political economy of public goods: Some evidence from India. *Journal of Development Economics*. Vol. 82. 287-314.
- Bernanke, B., Boivin, J., & Elias, P. (2005). Measuring the effects of monetary policy: A Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) approach. *The Quarterly Journal of Economics*. Vol. 120. No. 1. pp. 387-422.

- Blaes, B. (2009). Money and monetary policy transmission in the Euro Area: Evidence from FAVAR and VAR approaches. Deutsche Bundesbank Discussion Paper. No. 18.
- Brakman, S., Garretsen, H., & Van Marrewijk, C. (2002). Locational competition and agglomeration: The role of government spending. CESifo Working Paper. No. 775.
- Breitung, J., Eickmeier, S. (2005). Dynamic factor model. Deutsche Bundesbank Discussion paper. Economic Studies. No 38..
- Calderon, C., & Serven, L. (2004). The effects of infrastructure development on growth and income distribution. World Bank Policy Research Paper. No. 3400.
- Cevik, S., & Correa-Caro, C. (2015). Growing (un)equal: fiscal policy and income inequality in China and BRIC+. IMF Working Paper. No. 15/68.
- Charlery, L., Qaim, M., & Carsten, S. (2016). Impact of infrastructure on rural household income and inequality in Nepal. Journal of Development Effectiveness. Vol. 8. No. 2. pp. 266-286.
- De Mello, L., & Tiongson, E. (2003). Income inequality and redistributive government spending. IMF Working Paper. No. 03/14.
- Fan, S., Hazell, P., & Thorat, S. (2000). Government spending growth and poverty in rural India. American journal of Agricultural Economics. Vol. 82. No. 4. pp. 1038-1051.
- Ferranti, D., Perry, G., Ferreira, F & Walton, M. (2004). Inequality in Latin America: breaking with history?. The World Bank. World Bank Latin American and Caribbean Studies. Washington DC.
- Goni, E., Lopez, J.H., & Serven, L. (2011). Fiscal redistribution and income inequality in Latin America. World Development. Vol. 39. No. 9. pp. 1558-1569.
- 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. Vol. 96. No. 7. pp. 1062-107.
- Ivanov, V., & Kilian, L. (2005). A Practitioner's Guide to Lag Order Selection for VAR Impulse Response Analysis. Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics. Vol. 9. No.1. pp. 1-34
- Kaiser, H.F. (1960). The application of electronic computers to factor analysis. Educational and Psychological Measurement. Vol. 20. pp. 141-151.
- Kimenju, S.C., & Tschirley, D. (2008). Agricultural and livelihood diversification in Kenyan rural households. Tegemeo Institute Working Paper Series. No. 29.
- Khandker, S.R., Bakht, Z., & Koolwal, G.B. (2006). The poverty impact of rural roads: evidence from Bangladesh. World Bank Policy Research Working Paper. No. 3875.

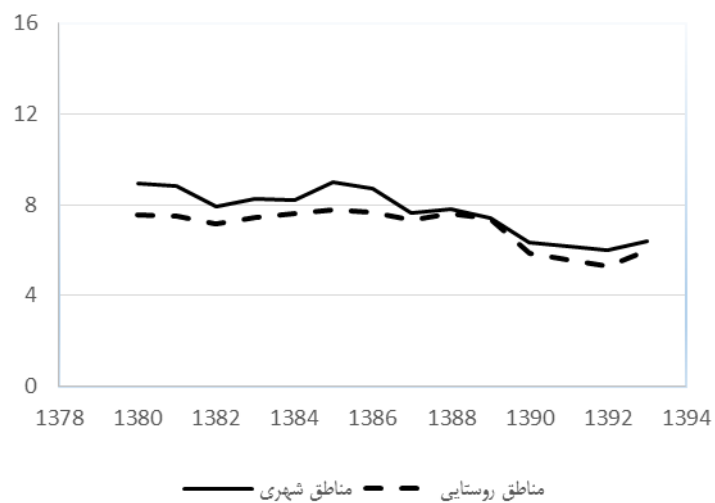
- Lofgren, H., & Robinson, S. (2004). Public spending, growth and poverty alleviation in sub-Saharan Africa: A dynamic general equilibrium analysis. The seventh Annual Conference on Global Economic Analysis. World Bank. Washington. D.C.
- Pesaran, M. H., Shin, Y. (1998). Impulse response analysis in linear multivariate models. *Economics Letters*. Vol. 58. pp. 17-29.
- Sadoullet, G. (2006). Index of inequality in economics. *Journal of Rural Economy*. Vol. 13. pp. 201-251
- Warr, P. (2003). Fiscal policies and poverty incidence: The case of Thailand. *Asian economic journal*. Vol. 17. No. 1. pp. 27-44.
- Warr, P. (2010). Roads and poverty in rural LAOS: An econometric analysis. *Pacific Economic Review*. Vol. 15. No. 1. pp. 152-169.
- UN Millennium Project. (2005). Investing in development: A practical plan to achieve the Millennium Development Goals. London: Earthscan.
- Zhang, Y., & Wan, G. (2006). The impact of growth and inequality on rural poverty in China. *Journal of Comparative Economics*. Vol. 34. No. 4. pp. 694-712.
- Zhang, X., & Fan, S. (2004). Public investment and regional inequality

پیوست‌ها



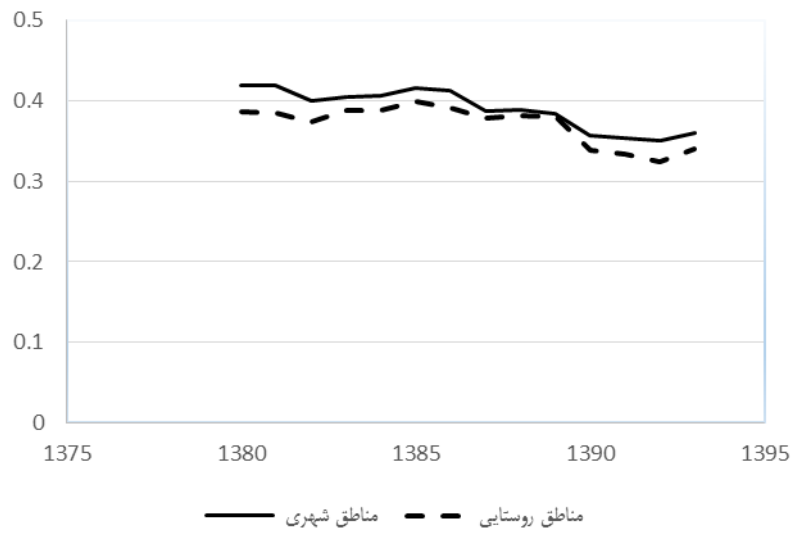
شکل ۱- سهم ده درصد ثروتمند به ده درصد فقیر جمعیت.

منبع: مرکز آمار ایران



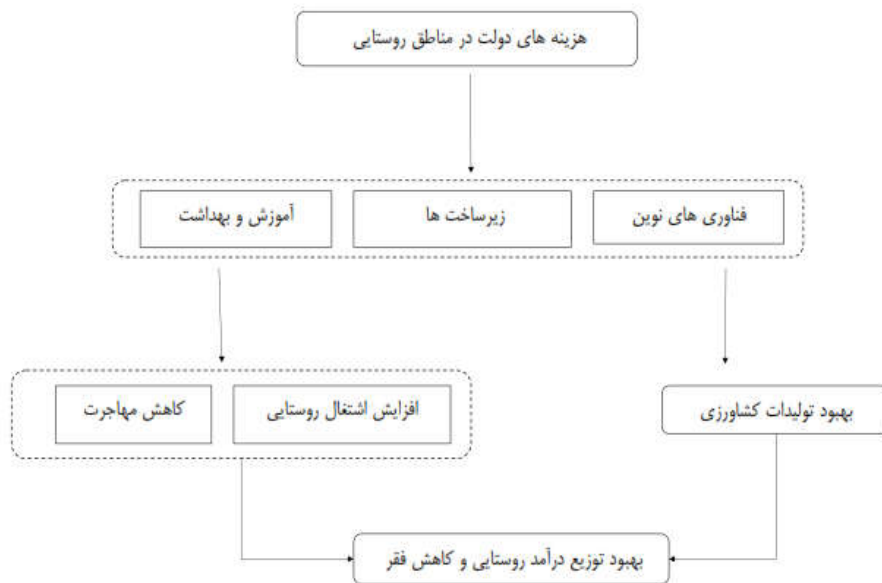
شکل ۲- سهم بیست درصد ثروتمند به بیست درصد فقیر جمعیت.

منبع: مرکز آمار ایران



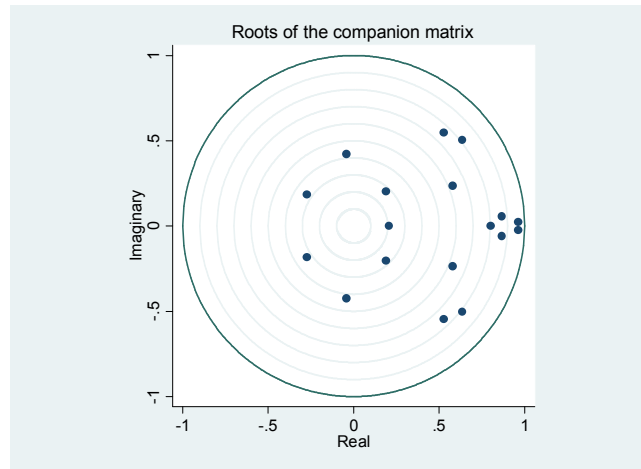
شکل ۳- ضریب جینی.

منبع : مرکز آمار ایران



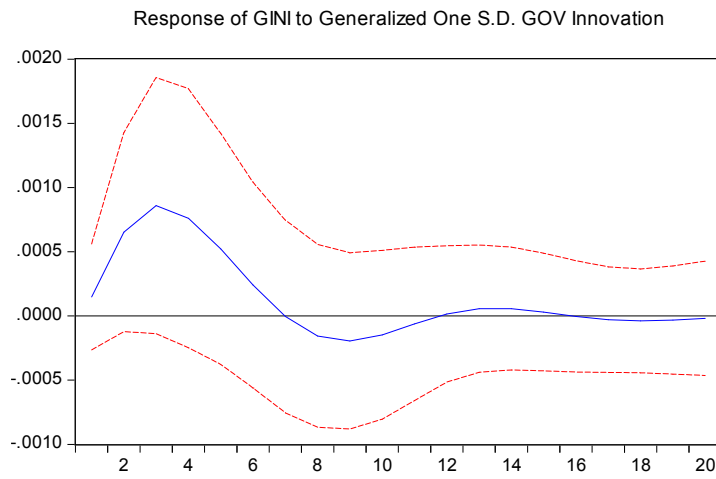
شکل ۴- اثر هزینه های دولت بر توزیع درآمد روستایی.

منبع : پژوهش



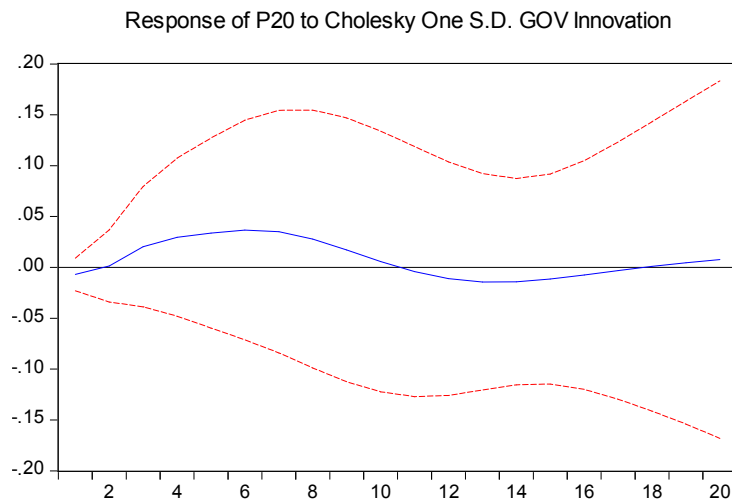
شکل ۵- قدر مطلق ریشه‌های مشخصه.

منبع: محاسبات پژوهش



شکل ۶- تابع واکنش آنی بدست آمده از مدل FAVAR.

منبع: محاسبات پژوهش



شکل ۷- تابع واکنش آنی بدست آمده از مدل FAVAR.

منبع: محاسبات پژوهش

جدول ۱ - درصد واریانس توضیح داده شده به وسیله عامل‌ها.

عاملها	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰
درصد واریان										
س	۰/۴۲	۰/۶۱	۸/۸۵	۵/۵۶	۴/۹۵	۴/۱۳	۳/۷۶	۳/۴۵	۲/۸۷	۲/۸۴
متناظر	۱۳	۱۲								
با هر عامل										
درصد										
تجمعی	۰/۴۲	۰/۱۰۴	۰/۱۸۹	۰/۲۴۵	۰/۳۴۱	۰/۴۵۴	۰/۵۳۱	۰/۶۰۷	۰/۶۶۳	۰/۷۴۷
واریان	۱۳	۲۶	۳۵	۴۰	۴۵	۴۹	۵۳	۵۶	۵۹	۶۲
س										

منبع: محاسبات پژوهش

¹ -Component

جدول ۲ - تجزیه واریانس شاخص ضریب جینی روستایی.

متغیر دوره	oil	gov	gdp	p	Pc ₁	Pc ₂	Pc ₃	Pc ₄	gini
۱	۰/۶۲	۰/۳۹	۱/۵۶	۵/۰۱	۱/۱۳	۷/۵۶	۱/۰۴	۱۰/۵۹	۷۲/۰۵
۴	۰/۸۸	۱۲/۷۷	۰/۸۹	۹/۱۰	۴/۵۳	۲/۹۲	۰/۶۸	۴/۳۸	۶۳/۷۹
۸	۱/۲۱	۱۲/۷۲	۱/۳۸	۸/۶۸	۳/۷۲	۱۰/۶۴	۲/۱۲	۶/۵۸	۵۲/۹۲
۱۲	۱/۲۲	۱۲/۴۸	۱/۷۵	۸/۴۲	۴/۴۹	۱۱/۱۵	۲/۷۶	۶/۵۵	۵۱/۱۶
۱۶	۱/۳۱	۱۲/۴۷	۱/۷۴	۸/۵۱	۴/۵۲	۱۱/۱۶	۲/۸۲	۶/۵۴	۵۰/۸۹
۲۰	۱/۳۲	۱۲/۴۶	۱/۷۶	۸/۴۹	۴/۵۳	۱۱/۲۶	۲/۸۳	۶/۵۲	۵۰/۸۱

منبع: محاسبات پژوهش