

## تحلیل عامل‌های موثر بر کاهش نابرابری درآمدی در مناطق روستایی ایران (آزمون مدل خطی اهلوالیا)

علی باقرزاده<sup>\*1</sup>

چکیده

بر اساس فرضیه اهلوالیا (1995)، رشد بهره‌وری عوامل تولید در کنار سرمایه‌گذاری‌های ساختاری دولتها سبب کاهش نابرابری درآمدی در مناطق روستایی کشورها می‌شود. لذا هدف کلی مطالعه حاضر، بررسی اثرات سرمایه‌گذاری‌های زیربنایی و ساختاری دولت بر نابرابری درآمدی در مناطق روستایی ایران بر طبق مدل خطی اهلوالیا است. برای این منظور با استفاده از مدل‌های رگرسیونی با وقفه‌های گسترده (ARDL) و به کمک داده‌های سری زمانی سالهای 1388-1358 به بررسی تأثیر عوامل ساختاری و هزینه‌های عمرانی دولت در کنار بهره‌وری کل عوامل تولید کشاورزی بر کاهش نابرابری درآمدی در بین روستائیان کشور پرداخته شد. نتایج مطالعه نشان داد که انواع سرمایه‌گذاری‌های زیربنایی نظیر نرخ باسوادی روستایی، مخارج تحقیق و ترویج کشاورزی، سرمایه‌گذاری در تأسیسات آبیاری، مخارج دولت بر روی جاده‌های روستایی و هزینه‌های برق رسانی در این مناطق، دارای تأثیر معنی‌دار بر کاهش نابرابری درآمدی در بخش روستایی می‌باشند. علاوه بر آن مدل خطی اهلوالیا مبتنی بر رابطه بین بهره‌وری کل عوامل تولید کشاورزی و نابرابری درآمدی در مناطق روستایی کشور قابل ابطال نیست.

واژه‌های کلیدی: مدل خطی اهلوالیا، سرمایه‌گذاری ساختاری، نابرابری درآمدی، بهره‌وری کل عوامل تولید.

طبقه‌بندی JEL: Q12، Q21 .

1- استادیار بخش اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد خوی

\* نویسنده مسئول: [bagherzadeh@iaukhoy.ac.ir](mailto:bagherzadeh@iaukhoy.ac.ir)

## مقدمه

از دیر باز در ادبیات توسعه اقتصادی رابطه رشد بهره‌وری و توزیع درآمد بسیار چالش برانگیز بوده است (قره باغیان، 1375). توزیع درآمد همراه با رشد اقتصادی در وضعیت کنونی جهان یکی از دغدغه‌های اقتصادی دولت‌ها است. در سالهای گذشته نابرابری درآمدی در کشورهای مختلف به‌طورنسبی افزایش یافته است، این مسأله به دلایل اقتصادی و اجتماعی مختلفی روی داده است.

بر اساس دیدگاه محققین توسعه مسأله نابرابری درآمدی از یک طرف به رشد بهره‌وری و از طرف دیگر به درجه عدم تعادل در الگوی توزیع درآمد مربوط می‌شود (عظیمی، 1371). بدیهی است که اگر بخواهیم رفاه جامعه را افزایش دهیم و از شدت نابرابری بکاهیم، باید بر رشد بهره‌وری همت گماریم، این مسأله بدین معنی نیست که رشد بهره‌وری موجب بهبود وضعیت اقتصادی همه افراد جامعه می‌شود. واقعیات برخی کشورهای در حال توسعه نشان می‌دهد که در شرایط رشد بهره‌وری بالا، ممکن است میزان نابرابری بیش‌تر هم شده باشد (امینی، 1386). مسأله مهم آن است که مسیری برای رشد بهره‌وری انتخاب شود که هم زمان توزیع مناسب درآمد را هم به ارمغان آورد.

بنابراین بر طبق رهیافت اهلوالیا (1995)، در فرایند برنامه‌های نابرابری زدایی در کشورها، با توجه به اشتغال حجم عظیمی از جمعیت روستایی در بخش کشاورزی، رسیدگی به ساختارهای پایه‌ای این بخش از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. لذا ایجاد تحول اساسی در افزایش پایدار محصولات تولید شده در روستاها از جمله محصولات دامی و صنایع دستی مستلزم بهبود زیرساخت‌ها از قبیل سرمایه‌گذاری در تأسیسات برق‌رسانی، گسترش نرخ سواد و سرمایه‌گذاری در تحقیق و ترویج کشاورزی در این مناطق است (سادولت، 2006).

در کشور ما عدم برخورداری جامعه روستایی از امکانات و شکاف شدید ایجاد شده بین مناطق شهری و روستایی طی اجرای پنج برنامه پیش از انقلاب، برنامه‌ریزان دوره ششم (1357-1361) را بر آن داشت تا با بازنگری در نظام برنامه‌ریزی بخشی و الگو قرار دادن برنامه‌های منطقه‌ای، آمایش سرزمین را مورد توجه قرار دهند و در این راستا، در قالب یک برنامه جامع منطقه‌ای یکپارچه‌سازی همه فعالیت‌های مربوط به بخش کشاورزی و توسعه روستایی را مطرح کنند. اما پس از پیروزی انقلاب اسلامی نهادهایی چون جهاد سازندگی، بنیاد مسکن انقلاب اسلامی و مرکز خدمات کشاورزی هر کدام به بخشی از توسعه و عمران روستایی پرداختند. با آغاز برنامه چهارم توسعه نگرشی نسبتاً گسترده در زمینه عمران و توسعه روستایی و کشاورزی پدید آمد و اهداف و راهکارهای اجرایی مرتبط در حالت کلان شامل تسریع در توسعه و عمران روستاها، توجه ویژه به معیشت روستاییان، زمینه‌سازی برای اشتغال و درآمد

بیشتر کشاورزان، حمایت و تشویق سرمایه‌گذاری و توسعه فعالیت‌های اشتغال‌زا به ویژه در زمینه‌های کشاورزی و صنایع تبدیلی مشخص شد. در این راستا با توجه به هدف برنامه چهارم برای رشد 8 درصدی در اقتصاد کلان می‌بایستی رشد بهره‌وری در بخش کشاورزی و روستایی به‌طور متوسط سالیانه 2/5 درصد بوده باشد تا این رشد تحقق یابد. دولت برای رسیدن به چنین رقم رشد بهره‌وری بایستی دست به یک سری اقدامات زیر بنایی بزند. اقداماتی که سبب گسترش بهره‌وری عوامل تولید در بخش روستایی شده و اساساً از این رهگذر بتواند با افزایش بهره‌وری در بخش روستایی شکاف نابرابری را در این بخش کاهش دهد.

پارک و برات<sup>1</sup> (1998)، جز اولین اقتصاددانانی بودند که در مقاله‌ای به مطالعه عوامل مؤثر بر نابرابری اقتصادی در 54 کشور جهان پرداختند. مطالعه آنها تحت عنوان «تحلیل فرضیه اهلوالیا در حالت جهانی» نشان داد که در کنار رشد اقتصادی یکی از متغیرهای اصلی مؤثر بر مساله نابرابری درآمدی، هزینه‌های تحقیق و ترویج است. هر واحد تغییر در هزینه‌های تحقیق و ترویج در الگوی آنها سبب تغییر 0/042 واحد در کاهش نابرابری جهانی خواهد شد. به‌طور کلی برات و پارک نشان می‌دهند که در حضور مخارج تحقیق و ترویج فرضیه اهلوالیا در کل جهان قابل ابطال نیست. از آنجا که تحقیق و ترویج موجب گسترش کیفیت نهاده‌های تولیدی در بخش کشاورزی می‌شود بنابراین با افزایش تولید، درآمد تولیدکنندگان زیاد شده و این مساله نهایتاً نابرابری درآمدی در مناطق روستایی را کمتر می‌کند. براساس دیدگاه آندرسون و لوی (2003)<sup>2</sup> فرایند تحقیق و ترویج به دلیل وقفه دار بودن آن در اثرگذاری و نیز به دلیل هزینه‌های زیاد آن در ابتدا آثار خود را کمتر نشان می‌دهد، اما با سپری کردن وقفه‌های لازم در نهایت سبب گسترش تولید بنگاه‌های کوچک اقتصادی می‌شود که این مساله به دلیل استفاده آسان از پی آمدهای تحقیقات کشاورزی نظیر ایجاد تکنولوژی‌های نوین، سبب کاهش نابرابری درآمدی خواهد شد.

در مطالعات اقتصاددانان از جمله زانگ و فان (2007)<sup>3</sup> نشان داده می‌شود که در کشورهای آسیای شرقی نظیر چین و کره جنوبی سرمایه‌گذاری‌ها در تحقیق و ترویج کشاورزی و عناصر زیر ساختاری نظیر تأسیسات آبیاری، بعد از مدتی موجب استفاده قشرهای کم درآمد کشاورزان از منافع این هزینه‌ها شده و این موضوع سبب افزایش درآمد برای آنها می‌شود که این مساله سبب کاهش نابرابری درآمدی در بین روستائیان می‌شود.

1- Park & Brat

2- Anderson & Levy

3- Zhang & Fan

سلامی و همکاران (1386)، در مقاله‌ای به بررسی توزیع درآمد در مناطق روستایی ایران با تأکید بر سرمایه‌گذاری در بخش‌های عمرانی می‌پردازند. در این مطالعه با بهره‌گیری از روش پارامتریک سهم سرمایه‌گذاری‌های عمده زیر بنایی در مناطق روستایی ایران بر توزیع درآمد روستائیان با استفاده از آمار دوره 1381-1361 برآورد گردید. بر اساس نتایج این مطالعه میزان نابرابری در طی دوره مورد مطالعه کاهش یافته است. سرمایه‌گذاری‌های بهداشتی، توسعه شبکه‌های آبیاری و زهکشی در مناطق روستایی سبب بهبود توزیع درآمد گردیده است. این محققین در نهایت توصیه می‌کنند که جهت دستیابی به بازده مطلوب در این نوع سرمایه‌گذاری‌ها دولت همزمان با انجام این کار به بررسی اثرات مختلف این نوع از سرمایه‌گذاری‌ها پرداخته تا با رفع موانع مربوطه شرایط و اوضاع مطلوب تری برای رشد آنها در مناطق روستایی فراهم شود.

ترکمانی و جمالی مقدم (1387)، در پژوهشی به بررسی اهمیت سرمایه‌گذاری دولت در زمینه نابرابری زدایی پرداختند. بدین منظور آنها از یک سیستم معادلاتی شامل متغیرهای مؤثر بر فقر و نابرابری و رشد بهره‌وری استفاده کردند. بر اساس نتایج به دست آمده از این تحقیق، کسش‌های نابرابری روستایی نسبت به سرمایه‌گذاری در توسعه و عمران روستایی بیش از سایر سرمایه‌گذاری‌های دولت در امور روستایی بوده است.

با توجه به مطالب ارائه شده هدف اصلی پژوهش حاضر آزمون فرضیه اهلوالیا در قالب رابطه بین رشد بهره‌وری کشاورزی با نابرابری درآمدی در حضور سرمایه‌گذاری‌های عمرانی و پایه‌ای برای مناطق روستایی کشور است.

#### روش پژوهش

بر اساس دیدگاه اقتصاددانان کلاسیکی، اغلب تحقیقات درباره موضوع توزیع درآمد بر اساس قانون پارتو<sup>1</sup> (1897) شکل می‌گیرد. پارتو معتقد است که در همه زمان‌ها و مکان‌ها توزیع درآمد ثابت می‌ماند. او معتقد بود که تغییرات ساختاری و مالیات‌های تساوی‌گرایانه و یا هزینه‌های دولت نمی‌تواند این ثابت اساسی را در علوم اجتماعی تغییر دهد. اما امروزه مطالعات اقتصاددانانی نظیر آلستون (1999) و اهلوالیا (1995) نشان می‌دهد که نه تنها توزیع درآمد در طول زمان ثابت نبوده بلکه تحت تأثیر بهره‌وری، رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری عمرانی و ساختاری دولت‌ها قرار دارد.

بر این اساس اهلوالیا معتقد است که در حضور مخارج سرمایه‌گذاری ساختاری دولت‌ها در مناطق روستایی، یک رابطه خطی بین رشد بهره‌وری و نابرابری درآمدی وجود دارد به طوری که با افزایش میزان بهره‌وری، حجم نابرابری درآمدی کاهش می‌یابد.

بنابراین فرم ریاضی تابع اهلوالیا به منظور بررسی رابطه توزیع درآمد (نابرابری درآمدی) با متغیرهای مخارج سرمایه‌گذاری زیر بنایی در مناطق روستایی و بهره‌وری (جز باقیمانده رشد اقتصادی) به فرم رابطه شماره (1) ارائه می‌شود.

$$In = a - \gamma P - \sum \beta_i x_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

در رابطه بالا متغیر  $x_i$ ، نشان دهنده انواع مخارج سرمایه‌گذاری در زیربنای مناطق روستایی  $P$ ، نمایشگر بهره‌وری بخش کشاورزی و  $In$ ، در برگیرنده شاخص نابرابری درآمدی است. برای اندازه‌گیری شاخص نابرابری درآمدی در مناطق روستایی از متغیرهای متعددی استفاده می‌شود. یکی از شاخص‌های سنجش نابرابری درآمدی جوامع، ضریب جینی است. ضریب جینی کمیتی بین صفر و یک بوده که در آن عدد صفر به معنی توزیع کاملاً برابر درآمد یا ثروت و یک به معنای نابرابری مطلق در توزیع است. در بین محققین روشهای مختلفی برای محاسبه این شاخص وجود دارد. عمده‌ترین آنها دو نوع روش با گروه‌بندی و بدون گروه‌بندی می‌باشد.

اول: روش محاسبه ضریب جینی بدون گروه‌بندی، که فرمول محاسبه آن به شکل زیر است.

$$Gini = 2 \frac{Cov(mi, fi)}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n mi} \quad (2)$$

در رابطه شماره (2)،  $f_i$  رتبه خانوار  $i$  ام است که برای خانوارهای فقیر صفر و برای خانوارهای غنی یک در نظر گرفته می‌شود.

دوم: محاسبه ضریب جینی با گروه‌بندی، در این روش بعد از مرتب کردن صعودی درآمد سرانه خانوارها داده‌ها را به گروه‌های مساوی تقسیم کرده و سپس تعیین می‌شود که هر یک از گروه‌های مورد نظر چه درصد از درآمد جامعه را به خود اختصاص داده است. ضریب جینی با گروه‌بندی از فرمول زیر به دست می‌آید.

$$Gini = 1 - \frac{1}{n} \sum_{i=0}^k (y_{i+1} - y_i) \quad (3)$$

در رابطه بالا  $\frac{1}{n}$ ، نسبت گروه بندی‌ها است. شاخص ضریب جینی با توجه به آمار و اطلاعات موجود و اصول حاکم بر انواع شاخص‌ها، دارای ویژگی‌هایی چون رعایت اصل سهولت محاسبه، اصل استقلال، اصل تقارن، اصل جمعیت می‌باشد (کفایی، 1388). به‌علاوه مفهوم ضریب جینی به راحتی قابل فهم بوده و در اکثر مطالعات تجربی مستقیماً از آن استفاده شده است.<sup>1</sup> بر این اساس در پژوهش حاضر از شاخص ضریب جینی به‌عنوان متغیر اندازه‌گیری نابرابری درآمدی استفاده می‌شود. اکنون با توجه به مدل خطی ارائه شده توسط اهلوالیا (رابطه شماره (1)) و با استناد به مطالعات تجربی انجام گرفته درباره فرضیه توزیع درآمد در بخش‌های قبلی تحقیق، مهمترین متغیرهای تأثیرگذار بر متغیر وابسته این تحقیق (نابرابری درآمدی) به شکل مدل ریاضی زیر ارائه می‌شود.

(4)

$$\text{LogGINI} = \beta_1 + \beta_2 \text{LogTFP} + \beta_3 \text{LogIRE} + \beta_4 \text{LogROAD} + \beta_5 \text{LogLI} \\ + \beta_6 \text{LogR \& E} + \beta_7 \text{LogEDU} + ut$$

در رابطه شماره (4)، در کنار بهره‌وری کل عوامل تولید کشاورزی که انتظار می‌رود بر کاهش نابرابری درآمدی تأثیر مثبت داشته باشد، متغیرهای سرمایه‌گذاری زیربنایی دولت نیز وارد شده است. در این مدل عبارت *GINI*، نشان دهنده ضریب جینی مناطق روستایی کشور است. متغیر *TFP*، نیز در ادبیات اقتصاد کلان، شامل آن بخش از رشد تولید است که مربوط به رشد کمی نیروی کار و سرمایه نیست و تحت عنوان بهره‌وری کل عوامل تولید از آن نام برده می‌شود (دنيسون، 2001). شاخص *TFP* (بهره‌وری کل عوامل تولید) را از طریق محاسبه مانده سولو برای بخش کشاورزی محاسبه می‌کنیم.

$$\text{TFP}g = \frac{Y}{K^\alpha \cdot L^\beta \cdot E^\delta} \quad (5)$$

در رابطه شماره (5)، *TFP*g همان بهره‌وری کل عوامل تولید کشاورزی است که از طریق شاخص مانده سولو محاسبه می‌شود. با لگاریتم‌گیری از طرفین رابطه شماره (5)، می‌توان نوشت:

$$\text{LnTFP} = \text{Ln}y - \alpha \text{Ln}k - \beta \text{Ln}l - \delta \text{Ln}E \quad (6)$$

که در آن *Y* ارزش افزوده بخش کشاورزی (برحسب میلیارد ریال)، *k* موجودی سرمایه بخش کشاورزی (بر حسب میلیارد ریال)، *l* نیروی کار و شاغلان بخش و *E* مقدار انرژی مصرفی در بخش

برحسب مگا ژول است. داده‌های ارزش افزوده از حسابهای ملی ایران به قیمت جاری، سرمایه فیزیکی از تهامی پور و خلیلیان، نیروی کار از جهاد کشاورزی و بانک مرکزی و انرژی از طریق ترازنامه انرژی و ترکمانی استخراج شده است. ضرایب  $\delta, \beta$  و  $\alpha$  نماینده کشفهای تولید نسبت به نهاده‌های نیروی کار، انرژی و موجودی سرمایه در این بخش می باشد.

علاوه بر این در مدل متغیر *IRE* نشان دهنده سرمایه گذاری در تأسیسات آبیاری، *EDU* نماد نرخ باسوادی جمعیت روستایی، *ROAD* متغیر سرمایه گذاری در جاده‌های روستایی، *LI* متغیر مخارج سرمایه گذاری در برق رسانی به روستاها و در نهایت اینکه *R&E* بیانگر هزینه‌های تحقیق و ترویج در بخش کشاورزی است.

برای داده‌های مربوط به متغیرهای ضریب جینی در مناطق روستایی از منابع مرکز آمار، متغیرهای نرخ باسوادی در مناطق روستایی و مخارج سرمایه گذاری در تأسیسات آبیاری، برق رسانی و جاده سازی از منابع آمار موسسه پژوهش و توسعه (*PDS*)، متغیرهای مربوط به مخارج تحقیق و ترویج کشاورزی از اطلاعات مؤسسه تکنولوژی و تحقیقات غذایی سازمان فائو (*ASTI*) استفاده شده است. در مدل خطی اهلوالیا انتظار بر این است که تحقیق و ترویج کشاورزی به دلیل ایجاد نوآوری و بالا بردن مهارت کشاورزان و روستاییان دارای رابطه منفی با نابرابری درآمدی باشد (فان و هیزل، 2005). همچنین انتظار می رود سرمایه گذاری در تأسیسات آبیاری، برق رسانی و جاده سازی روستایی به عنوان نمادی از سرمایه گذاری‌های عمرانی و زیر بنایی دولت، دارای رابطه منفی با نابرابری درآمدی باشد (ترکمانی، 1387).

در مورد ارتباط تحصیلات (نرخ باسوادی روستایی) به عنوان نمادی از سرمایه انسانی و اثر آن بر توزیع مناسب درآمدها نیز نظریات متعددی وجود دارد. اعتقاد بر این است سرمایه انسانی و تحصیلات باعث افزایش مهارت نیروی کار در بخش کشاورزی شده و این مسأله به بهبود توزیع درآمد در مناطق روستایی کمک شایانی می کند (آلستون، 2006). علاوه بر این به منظور صحت فرضیه اهلوالیا علامت ضریب متغیر *TFP* بایستی منفی باشد. در ضمن دوره زمانی تحقیق نیز یک بازه سی ساله برای سالهای 1387-1358 در نظر گرفته شده است.

برای ارزیابی مدل تصریحی ارائه شده در این تحقیق از روش تخمینی تحلیل‌های رگرسیونی تاخیری با وقفه‌های گسترده (*ARDL*) استفاده می کنیم.

از آنجا که استفاده از روش *OLS* در اقتصاد سنجی سنتی بر این فرض استوار است که متغیرهای سری زمانی مورد استفاده پایا باشند (ناپایا بودن یک متغیر، بدان معنی است که میانگین، واریانس و

کوواریانس آن طی زمان ثابت نبوده و در جهت خاصی تغییر می‌کنند). در صورتی که متغیرهای الگو ناپایا باشند، ممکن است پارامترهای برآورد شده از روش حداقل مربعات معمولی دارای آماره  $t$  معنی داری باشند و نیز آماره  $F$  و ضریب تعیین بالایی داشته باشند، اما به دلیل آن که برآورد حداقل مربعات از توزیع نرمال تبعیت نمی‌کند، استنباط آماری بر اساس آماره‌های معمول نادرست خواهد بود. فیلیس و لورتان<sup>1</sup> (1992) در مطالعه خود نشان دادند که در صورت ناپایا بودن متغیرهای الگو، برآوردکننده‌های حداقل مربعات ناسازگار خواهد بود و ممکن است نتیجه به یک رگرسیون کاذب بینجامد. روش سنتی برای اجتناب از رگرسیون کاذب استفاده از متغیر روند زمانی ( $T$ ) در بین متغیرهای مستقل الگو است. توجه داریم که این روش زمانی می‌تواند صحیح باشد که روند زمانی متغیرها از نوع روند قطعی باشد و نه دارای روند تصادفی باشد. در این جا به یک مفهوم خاص اشاره می‌شود که نام آن هم جمعی<sup>2</sup> است. مفهوم اقتصادی هم جمعی آن است که وقتی دو یا چند متغیر سری زمانی بر اساس مبانی نظری با یکدیگر ارتباط داده شوند تا یک رابطه اقتصادی دراز مدت را شکل دهند، هر چند ممکن است خود این سری‌های زمانی دارای روند تصادفی باشند، اما در طول زمان یکدیگر را به خوبی دنبال می‌کنند، به گونه‌ای که تفاضل بین آن‌ها باثبات است. برای به دست آوردن رابطه دراز مدت یا هم جمعی می‌توان به روش انگل - گرنجر<sup>3</sup> اشاره کرد که ابتدا در رگرسیون‌های بیش از دو متغیره به دلیل نقاط ضعفی که دارد لزوماً توصیه نمی‌شود. روش دیگر روش حداکثر درست‌نمایی جوهانسن - جوسیلیوس<sup>4</sup> است که به شرط همجمع بودن از درجه مشابه یا یکسان که در اکثر موارد کاربردی به همجمع بودن از درجه یک یعنی  $I(1)$  منجر می‌شود، متکی است. با توجه به این که توان آزمون‌های ریشه واحد<sup>5</sup> برای تعیین درجه همجمعی و پایایی پایین بوده و در بسیاری از موارد قادر به تشخیص پایایی و ناپایایی متغیرها نیست و از طرف دیگر در این روش مسئله انتخاب یک بردار از بین بردارهای همجمع مبتنی بر نظریه‌های اقتصادی و پیش داوری محقق است، لذا برخی مطالعات کوشیده‌اند تا با غلبه بر نواقص روش‌های فوق در صدد دستیابی به رهیافتی بهتر برای تحلیل روابط دراز مدت و کوتاه مدت بین متغیرها برآیند که از آن جمله می‌توان به مطالعه پسران و شین<sup>6</sup> (1998) اشاره کرد. رهیافت ارائه شده توسط این دو محقق موسوم به روش خود توضیح با وقفه‌های گسترده ( $ARDL$ ) است. در روش  $ARDL$  توجه به درجه همجمعی متغیرها اهمیتی

1- Phillips & Lortan

2- Cointegration

3- Engle - Granger

4- Johanson - Joselius

5- Unit - Root Test

6- Pesaran, and, Shin



ندارد و تنها با تعیین تعداد وقفه‌های مناسب برای متغیرها می‌توان بردار منحصر به فردی را که رابطه بلند مدت را ایجاد می‌کند، به دست آورد. این روش روابط دراز مدت و کوتاه مدت بین متغیر وابسته و سایر متغیرهای توضیحی الگو را به طور همزمان تخمین می‌زند. این روش همچنین قادر به رفع مشکلات مربوط به حذف متغیر و خود همبستگی است و در ضمن به دلیل اینکه این مدلها عموماً عاری از مشکلاتی همچون خود هم بستگی سریالی و درون زائی هستند، تخمین‌های به دست آمده از آنها ناریب و کارا خواهد بود (نوفرستی، 1384). در روش *ARDL* برای تخمین رابطه دراز مدت می‌توان از روش دو مرحله‌ای به نحو زیر استفاده کرد.

در مرحله اول وجود ارتباط درازمدت بین متغیرهای تحت بررسی آزمون می‌گردد. برای این منظور مدل پویای *ARDL* تخمین زده می‌شود. در این مدل اگر مجموع ضرایب برآورد شده با وقفه‌های متغیر وابسته کوچکتر از یک باشد، الگوی پویا به سمت تعادل دراز مدت گرایش دارد. لذا برای تست همگرایی لازم است آزمون فرضیه زیر را انجام گیرد (لیارد، 2003).

$$H_0: \sum_{i=1}^m B_i - 1 \geq 0 \quad (7)$$

$$H_1: \sum_{i=1}^m B_i - 1 < 0$$

کمیت آماره  $t$  مورد نیاز برای انجام آزمون فوق به صورت زیر محاسبه می‌شود.

$$t = \frac{\sum_{i=1}^m B_i - 1}{\sum_{i=1}^m S_{B_i}} \quad (8)$$

حال با مقایسه کمیت آماره  $t$  محاسباتی و کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر<sup>1</sup> در سطح اطمینان مورد نظر، می‌توان به وجود یا نبود رابطه تعادلی دراز مدت بین متغیرهای الگو پی برد. فرم کلی رابطه *ARDL* به صورت زیر است.

$$y_t = B_0 + \sum_{i=1}^m B_i y_{t-1} + \sum_{i=0}^{k_1} \alpha_{i1} x_{t-i} + \sum_{i=0}^{k_2} \alpha_{i2} z_{t-i} + \dots + u_t \quad (9)$$

که در آن  $\sum B_i y_{t-1}$  مجموعه‌ای از متغیرهای وابسته با وقفه،  $\alpha_{i1} x_{t-i}$  و  $\alpha_{i2} z_{t-i}$  مجموعه‌ای از متغیرهای مستقل با وقفه و  $B_0, B_i, \alpha_{i1}, \alpha_{i2}$  ضرایب جملات معادله رگرسیون (پارامترهای مورد برآورد مدل) هستند. در روش *ARDL* حداکثر تعداد وقفه‌های متغیر توسط پژوهشگر با توجه به تعدد مشاهدات و ماهیت الگو تعیین می‌شود. سپس بر اساس یکی از چهار ضابطه

آکائیک، شوارتز-بیزین<sup>1</sup>، حنان کوئین<sup>2</sup> و  $R^2$  یک از رگرسیون‌های برآورد شده انتخاب می‌شود. سپس همان‌طور که اشاره کردیم به تشریح هم‌جمعی بین متغیرهای تابع مورد آزمون می‌پردازیم و نهایتاً به برآورد رابطه تعادلی بلندمدت می‌رسیم (با فرض داشتن همگرایی و هم‌جمعی متغیرها). برتری روش  $ARDL$  آن است که علاوه بر روابط بلندمدت، می‌تواند الگوی تصحیح خطای کوتاه مدت ( $ECM$ ) را نیز ارائه کند.

### نتایج و بحث

#### برآورد مدل پویا و بلندمدت

مطابق با مباحث اقتصادسنجی در مورد مانایی متغیرها و برای جلوگیری از شکل‌گیری رگرسیون کاذب بین متغیرهای الگو ابتدا ایستایی متغیرها مورد بررسی قرار می‌گیرد، برای این منظور از آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته (گسترش یافته) استفاده می‌کنیم. نتایج به دست آمده از این آزمون در جدول 1 خلاصه شده است.

جدول 1- خلاصه محاسبات ریشه واحد سری‌ها به کمک نرم‌افزار *Eviews 6*

نام متغیر	وضعیت سری	مقادیر مک کینون			آماره $ADF$	اندازه جبری	اندازه وقفه
		%10	%5	%1			
$\Delta LR \& E$	مانا $I(1)$	-2/6	-2/9	-3/6	-4/64	2	عرض از مبدأ
$LIRE$	مانا $I(0)$	-3/22	-3/57	-4/30	-5/61	2	عرض از مبدأ و روند
$LLI$	مانا $I(1)$	-3/22	-3/57	-4/33	-5/29	2	عرض از مبدأ
$LINEQ$	مانا $I(0)$	-2/62	-2/97	-3/67	-5/79	2	عرض از مبدأ
$\Delta LTFP$	مانا $I(1)$	-2/62	-2/98	-3/69	-4/54	2	عرض از مبدأ
$\Delta LEDU$	مانا $I(1)$	-2/44	-2/78	-3/76	-5/55	1	عرض از مبدأ
$LROAD$	مانا $I(0)$	-2/67	-2/87	-3/65	-4/56	1	عرض از مبدأ

ماخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که در جدول 1 ملاحظه می‌کنیم متغیرهای لگاریتم تحقیق و ترویج، لگاریتم سرمایه‌گذاری در برق روستایی، لگاریتم بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی و نرخ باسوادی روستایی با یک بار تفاضل‌گیری مانا شده‌اند، به بیان دیگر در واحد سطح متغیرهای اشاره شده ایستا نیستند،

2- Akaike & Schwarts – Bayesian

3- Hannan - Quinn

ولیکن متغیرهای لگاریتم نابرابری (ضریب جینی)، لگاریتم سرمایه‌گذاری در جاده سازی و لگاریتم مخارج سرمایه‌گذاری در تأسیسات آبیاری در واحد سطح مانا می‌باشند.

اکنون بعد از اطمینان از مانایی متغیرها نوبت به برآورد مدل پویای خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده از طریق ضابطه شوارتز - بیزین می‌رسد.

نتایج تجربی حاصل از تخمین مدل در جدول 2 گزارش شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود ضرایب مدل تخمینی در سطح 10% معنی دار می‌باشند. تابع دارای ضریب تعیین 98% است که نشان از توضیح مناسب متغیرهای مدل برای تبیین نابرابری درآمدی بخش روستایی و کشاورزی دارد. در این تابع آزمون واریانس ناهمسانی به شیوه آزمونی LM و توسط نرم‌افزار *Microfit4* انجام شده است و فرضیه واریانس ناهمسانی در مدل مورد ابطال واقع شده است. مقدار آماره کای دو در این روش 0/92 است که این میزان فرضیه صفر مثبتی بر واریانس همسانی را رد نمی‌کند.

مدل دارای آماره دوربین - واتسن 2/05 است که نشان می‌دهد در الگو مشکل خود همبستگی نداریم. همچنین فرضیه تصریح صحیح مدل (فرم تبعی مناسب) توسط آزمون رمزی مورد بررسی قرار گرفت و فرضیه تصریح مناسب تابع مورد ابطال واقع نشد. آزمون نرمالیتی هم در الگو نشان داد که جملات پسماند مدل به شکل نرمال توزیع شده‌اند. وجود همخطی نیز در این مدل رد شده است، زیرا که تک تک درایه‌های ماتریس همبستگی بین متغیرها از جذر ضریب تعیین (0/98) کوچکتر می‌باشند.

جدول 2- نتایج حاصل از مدل پویای (0 و 2 و 2 و 0 و 0 و 1) ARDL

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t
LINEQ (-1)	0/29	0/13	2/23
LTFP	-1/31	0/59	-2/26
LROAD	-0/07	0/032	-2/34
LR&E	-0/12	0/037	-3 /21
LLI	-0/036	0/021	-1/46
LLI (-1)	-0/022	0/012	-1/79
LLI (-2)	0/074	0/026	-2/19
LIRE	-0/023	0/011	-2/09
LIRE (-1)	-0/034	0/014	-2/46
LIRE (-2)	-0/041	0/015	-2/54
LEDU	-0/13	0/049	-2/11
C	-3/43	1/97	-1/75
T	0/006	0/004	1/55

$$R^2 = 0/98$$

$$DW = 2/05$$

$$F(8,12) = 11/32$$

مأخذ: یافته‌های تحقیق

حال با استفاده از ضریب متغیر باوقفه ارزش افزوده در مدل کوتاه مدت می‌توان فرضیه وجود رابطه بلند مدت (عدم ریشه واحد) بین متغیرهای الگو را مورد بررسی قرار داد، لذا داریم.

$$t = \frac{0,29-1}{0,13} = -5,46 \quad (10)$$

با محاسبه آماره  $t$  و مقایسه آن با کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولاو و مستر در سطح 95% یعنی مقدار  $-3/91$ ، فرضیه صفر رد و وجود یک رابطه تابعی بلند مدت برای مدل نابرابری درآمدی بخش روستایی تأیید می‌شود. نتایج حاصل از رابطه بلند مدت برای مدل خطی اهلوالیا به شکل جدول شماره 3 است.

جدول 3- نتایج حاصل از برآورد رابطه بلند مدت  $ARDL(1, 0, 0, 2, 2, 0)$

نام متغیر	ضرایب	خطای معیار	آماره $t$
<i>LTFP</i>	-0/86	0/35	-2/45
<i>LLI</i>	-0/052	0/021	-2/47
<i>LR&amp;E</i>	-0/091	0/027	-3/82
<i>LIRE</i>	-0/081	0/021	-3/83
<i>LROAD</i>	-0/073	0/015	-5/82
<i>LEDU</i>	-0/121	0/055	-2/04
<i>C</i>	-2/58	1/87	-1/40
<i>T</i>	0/005	0/0023	2/19

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در این تابع ضرایب مدل همگی در سطح 5% معنی‌دار ولیکن ضریب عرض از مبدأ در سطح 10% معنی‌دار است. بنابراین معادله منحنی اهلوالیا برای مناطق روستایی کشور به فرم زیر خلاصه‌بندی می‌شود.

$$LGINI = -2,58 - 0,86LTFP - 0,052LLI - 0,09LR \& E - 0,08LIRE - 0,07LROAD - 0,12LEDU + 0,004T \quad (11)$$

همان‌طور که قبلاً اشاره شد برای صحت مدل خطی اهلوالیا بایستی ضریب بهره‌وری کل در تابع دارای علامت منفی و معنی‌دار باشد. در این تابع ضریب بهره‌وری کل عوامل تولید منفی و معنی‌دار بوده و اندازه آن  $(-0/86)$  می‌باشد. علاوه بر آن ضرایب بقیه متغیرها نیز منفی به‌دست آمده است که نشان دهنده تأثیر مثبت آنها در کاهش نابرابری درآمدی در بخش روستایی ایران است. در این مدل

علاوه بر صحت فرضیه اهلوالیاء نشان داده می‌شود که هم انباشت سرمایه گذاری در تحقیق و ترویج کشاورزی و هم سرمایه‌گذاری در جاده‌سازی هر دو به‌طور تقریبی (0/09 و 0/07) دارای آثار مثبت در کاهش نابرابری درآمدی در مناطق روستایی ایران است، به طوری‌که هر یک درصد سرمایه‌گذاری در تحقیقات کشاورزی سبب 0/09 درصد کاهش نابرابری درآمدی می‌شود. این مسأله به دلیل تأثیر تحقیق و ترویج در ایجاد نوآوری و کسب تخصص برای تولید محصولات با کیفیت توسط کشاورزان خرده پا می‌باشد.

نرخ باسوادی (تحصیلات)، به‌عنوان یک متغیر اصلی در الگو دارای ضریب معنی‌دار (0/12-) بر کاهش نابرابری درآمدی در مناطق روستایی کشور است. به‌طوری‌که هر یک درصد افزایش در نرخ باسوادی (گسترش سرمایه‌انسانی به شکل تحصیلات) سبب کاهش 0/12 درصدی در نابرابری درآمدی خواهد شد.

برقرسانی در مناطق روستایی نیز یکی از متغیرهای معنی‌دار بر نابرابری درآمدی در مناطق روستایی کشور است، به‌طوری‌که هر یک درصد تغییر در مخارج سرمایه‌گذاری سبب کاهش نابرابری درآمدی به میزان 0/052 واحد می‌شود. علاوه بر این هر یک واحد پولی سرمایه‌گذاری در تأسیسات آبیاری نیز باعث کاهش 0/07 درصدی نابرابری درآمدی در مناطق روستایی کشور می‌شود. متغیر روند نیز در تابع نماینده سایر متغیرهای مؤثر بر کاهش نابرابری درآمدی نظیر جمعیت روستایی و قیمت جهانی محصولات کشاورزی است که به دلیل مشکلات اقتصادسنجی در مدل وارد نشده است.

#### برآورد مدل تصحیح خطای پژوهش (ECM)

در روش شناسی اقتصادسنجی الگوی تصحیح خطا ابتدا توسط سارگان (1964)<sup>1</sup> معرفی شد و سپس توسط انگل - گرنجر (1987) به شهرت رسید. بر این اساس وجود همگرایی در بین متغیرهای اقتصادی مبنای استفاده از مدل های تصحیح خطا را فراهم می‌آورد. الگوی تصحیح خطا در واقع نوسانهای کوتاه مدت متغیرها را به مقادیر دراز مدت آنها ارتباط می‌دهد. به منظور بررسی روابط کوتاه‌مدت بین نابرابری روستایی و سایر متغیرهای مورد مطالعه از مدل تصحیح خطا استفاده گردیده است که نتایج آن در جدول 4 آورده می‌شود.

جدول 4- نتایج برآورد مدل تصحیح خطای فرضیه اهلوالیا

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار
<i>dLTFP</i>	1/31	0/59
<i>dLLI</i>	-0/065	-0/032
<i>dLR&amp;E</i>	-0/10	-0/033
<i>dLIRE</i>	-0/033	-0/015
<i>dLIRE1</i>	0/042	0/016
<i>dLROAD</i>	-0/034	-0/025
<i>dLROAD1</i>	0/07	0/026
<i>dLEDU</i>	-0/08	-0/021
<i>dC</i>	-3/61	-2/59
<i>dT</i>	0/007	0/005
<i>Ecm(-1)</i>	-0/77	-0/21
$R^2 = 0/78$	$DW = 2/1$	$F = 8/7$

ماخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که در جدول ملاحظه می‌شود نابرابری درآمدی بخش روستایی با تفاضل تمامی متغیرها به‌غیر از تفاضل عرض از مبدأ در سطح 5% رابطه معنی‌داری دارد. علامت ضرایب برآورد شده نیز مطابق با مبانی نظری است. ضریب جمله تصحیح خطا ( $ECM(-1)$ ) معنی‌دار و علامت آن مورد انتظار و منفی است.

مقدار این ضریب برابر با  $-0/77$  بوده و بدین معنی است که حدود 77 درصد از انحرافات متغیر نابرابری درآمدی بخش روستایی از مقدار تعادلی دراز مدت پس از گذشت یک دوره تعدیل می‌شود. بنابراین نشان داده شد که سرعت تعدیل در مدل فوق بالا است و می‌توان به اثرگذاری سیاست‌ها در کوتاه مدت امیدوار بود. این سرعت مطلوب برای تعدیل، زمینه‌های مساعدی را برای اجرای سیاست‌های کاهش نابرابری درآمدی (کاهش ضریب جینی روستایی) از جمله سیاست افزایش مخارج زیر بنایی توسط دولت به‌وجود می‌آورد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

نتایج این پژوهش نشان داد که یک رابطه منطقی بین بهره‌وری و نابرابری درآمدی در مناطق روستایی و کشاورزی ایران وجود دارد. در این راستا متغیرهای کلیدی نظیر نرخ باسوادی، مخارج سرمایه‌گذاری در تأسیسات آبیاری، مخارج تحقیق و ترویج و سرمایه‌گذاری در برق‌رسانی روستایی به همراه بهره‌وری کل عوامل تولید کشاورزی می‌توانند از دلایل توزیع دهنده مدل خطی اهلوالیا در مناطق روستایی ایران محسوب شوند.

از نتایج اصلی این تحقیق آن است که سرمایه‌گذاری در نرخ باسوادی در روستاهای کشور به دلیل بالا بودن ضریب کشش (حساسیت) آن در بلند مدت دارای بیشترین تاثیر در میان هزینه‌های عمرانی و ساختاری دولت بر کاهش نابرابری درآمدی است.

با توجه به نتایج به دست آمده از یافته‌های این پژوهش به نظر می‌رسد که برای کاهش نابرابری درآمدی در مناطق روستایی کشور توصیه‌های زیر لازم و ضروری است.

1- با توجه به اینکه نابرابری درآمدی در مناطق روستایی در ابتدا به کشاورزی و فعالیت‌های مرتبط با کشاورزی برای امرار معاش و تهیه غذا وابسته است، تحقیق و ترویج کشاورزی یکی از راههای کارا در بهبود بهره‌وری کشاورزی می‌باشد. در واقع سرمایه‌گذاری در تحقیق و ترویج کشاورزی نه تنها باعث رشد تولید می‌شود بلکه به کاهش نابرابری درآمدی کمک می‌کند. بنابر این توصیه می‌شود دولت به سرمایه‌گذاری بیشتر در امر تحقیقات کشاورزی اقدام نماید و در این راستا از فعالیت‌های بخش خصوصی نیز حمایت لازم را به عمل آورد.

2- سرمایه‌گذاری در تحصیلات (سواد) در قالب سرمایه انسانی بایستی توسط دولت و نهادهای مردم نهاد گسترش یابد تا از این طریق شاهد کاهش نابرابری در بخش روستایی کشورمان باشیم، چرا که بر اساس نتایج این مطالعه تأثیر نرخ باسوادی در ارتقای مهارت و کارایی نیروی کار و در نهایت کاهش نابرابری بسیار معنی دار است.

4- براساس نتایج این مطالعه سرمایه‌گذاری‌های عمرانی و زیر بنایی در امر آبیاری باعث کاهش نابرابری روستایی می‌شود، لذا توجه بیشتر دولت به این نوع از سرمایه‌گذاری‌ها و فراهم کردن امکانات لازم جهت توسعه سیستم‌های نوین آبیاری، نابرابری روستایی را کاهش می‌دهد.

5- براساس نتایج این مطالعه ایجاد راه مناسب برای مناطق روستایی کشور از دلایل اساسی افزایش درآمد کشاورزان از طریق داد و ستد آسان با شهرها و روستاهای اطراف بوده و پیامد این مساله کاهش نابرابری درآمدی در این مناطق است. بر این اساس توصیه می‌شود که حجم سرمایه‌گذاری در راههای روستایی کشور افزایش یابد.

## منابع

- امینی، علی رضا، 1388، ارزیابی بهره‌وری کل عوامل تولید در اقتصاد ایران، مجله مدل‌سازی اقتصادی، جلد اول، شماره 8، ص 12-30.
- باقرزاده، علی و کمیجانی، اکبر، 1389، تحلیل مساله نابرابری بر اساس فرضیه کوزنتس در ایران، فصلنامه مدل‌سازی اقتصاد، شماره 11، ص 43-57.
- ترکمانی، جواد، 1387، اثرات مخارج عمرانی دولت بر فقر زدایی در مناطق روستایی، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، دوره 5، شماره 25، ص 45-67.
- ذوالنور، بهروز، 1389، ارتباط فقر و نابرابری با سیاست‌های اقتصادی دولت، مجموعه مقالات فقر در ایران، دانشگاه علوم بهزیستی و توانبخشی ایران، تهران، ص 43-54، ص 18-26.
- صدر، سعید، 1386، کاهش فقر، کارایی و نابرابری در ایران، پایان‌نامه دکتری دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران، ص 189.
- عظیمی، حسین، 1387، مدارهای توسعه نیافتگی، تهران، نشر نی، چاپ دوم، ص 236.
- کفایی، محمد علی و نصیری، حسین، 1387، شاخص‌های نابرابری در اقتصاد. فصلنامه اقتصاد اسلامی، دوره 4، شماره 32، ص 121-145.
- نوفرستی، محمد، 1389، ریشه واحد در اقتصادسنجی، تهران: نشر رسا، چاپ اول، ص 267.
- Ahluwalia M. 1995. Inequality and Poverty. *Journal of Development Economics*, 6: 1-32
- Alston S. 1999. The Kuznets Process and the Inequality Relationship. *Journal of Development Economics*, 40: 43-67
- Anderson L. 2003. R&D and Inequality. Case of Developing Countries. *Journal of Agricultural Economics*, 12: 54-69
- Brut W. 1998. Growth and Inequality. Washington DC. World Bank.
- Denison B. 2003. The Survey of Growth Models. *Journal of Macroeconomics*, 4: 143-161



- Fan S. 2007. Agricultural Research and Rural Poverty in India , International Food Policy Research Institute. Washington. 11: 132-154
- Fan S Zhang L. 2007. Growth and Poverty in Rural China, The Role of Public Investment, International Food Policy Research Report 125:122-151.
- Leyard M. 2003. The Role of Rural Education on Inequality. Studies in South Asia. Journal of Asian Economics . 2 : 320- 343
- Pesaran B. 1999. Unit Root and Econometric Methods . Journal of Econometrics ,4: 21- 41
- Sadoullet G. 2006. Index of Inequality in Economics. Journal of Rural Economy ,13: 201-251
- Park W. 1998. Impact of Public Investment on Rural Income Inequality. American-Euroasian , Agri & Environment , 20: 12- 34.
- Pareto W. 1897. Innovation and Technological Spillovers, NBER Working Paper, 4 : 423-453.