فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی شماره ۸۹

سال بیست و هفتم، بهار ۱۳۹۸، صفحه ۱۹۷-۱۶۳

رژیم رشد اقتصادی در ایران مزد محور است یا سودمحور؟

محبوبه فراهتی

استادیار بخش اقتصاد دانشگاه سمنان (نویسنده مسئول)

m.farahati@semnan.ac.ir

اسمعیل ابونوری

استاد اقتصادسنجی و آماراجتماعی، بخش اقتصاد دانشگاه سمنان

esmaiel.abounoori@semnan.ac.ir

در این پژوهش در چارچوب مکتب پساکینزی ارتباط میان توزیع عاملی درآمد و تقاضای کل در ایران با استفاده از داده‌های دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۴۶ ارزیابی شده است. برای این منظور، سهم سود و رشد GDP به ترتیب به عنوان نماینده‌هایی برای توزیع عاملی درآمد و رشد تقاضا در نظر گرفته شده‌اند. نتایج تجزیه و تحلیل هم‌انباشتگی مبتنی بر رویکرد ARDL نشان می‌دهند که سهم سود و رشد اقتصادی در بلندمدت اثرات مثبت و معنی‌داری بر یکدیگر دارند. علاوه بر این، نتایج مبتنی بر مدل تصحیح خطا نشان می‌دهند که در بلندمدت علیت گرنجری دوطرفه بین سهم سود و رشد اقتصادی وجود دارد. با این وجود، در کوتاه‌مدت، علیت گرنجری فقط از سهم سود به رشد اقتصادی برقرار است. مهم‌ترین پیامد چنین نتایجی آن است که در هر دو افق زمانی کوتاه‌مدت و بلندمدت رژیم تقاضا (رشد) در ایران سود محور است. براساس این نتیجه، به‌کارگیری تکنولوژی‌های سرمایه‌بر به جای تکنولوژی‌های کاربر سهم سود را افزایش می‌دهد و در نتیجه منجر به افزایش تقاضای کل و رشد اقتصادی می‌شود. کاربرد سیاستی این یافته این است که دولت بایستی با هدف افزایش درآمد جامعه، سیاست‌های لازم برای تشویق بنگاه‌ها و نیز تسهیل شرایط برای آنها در به‌کارگیری تکنولوژی‌های سرمایه بر را دنبال کند. از طرف دیگر، دولت بایستی سیاست‌های مؤثری را جهت بهبود توزیع درآمد و در نتیجه افزایش رفاه جامعه اتخاذ کند.

طبقه‌بندی JEL: E12، O47، D33، C13، O53

واژگان کلیدی: اقتصاد پساکینزی، رشد اقتصادی، توزیع عاملی درآمد، ARDL

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۵/۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۱۲/۱۱

۱. مقدمه

اصطلاح توزیع درآمد از دیرباز توسط اقتصاددانان سیاسی کلاسیک (حتی قبل از آدام اسمیت) به کار گرفته شده است. با این وجود، معروف‌ترین اظهارنظر در مورد این موضوع به دیوید ریکاردو منتسب می‌شود؛ همان‌طور که وی در مقدمه کتابش تحت عنوان «اصول اقتصاد سیاسی و مالیات» عنوان می‌کند که «وضع مقررات تنظیمی در خصوص توزیع درآمد مسأله اصلی اقتصاد سیاسی تلقی می‌شود».

در واقع تا زمانی‌که سودها منبع اصلی تأمین مالی سرمایه‌گذاری باشند، توزیع درآمد میان طبقات مختلف تأثیرگذار بر فرآیند انباشت و موتور رشد اقتصادی است (مالرو سیمارو[1]، ۲۰۱۱). اقتصاددانان نئوکلاسیک با در نظر گرفتن مزد به عنوان یکی از اقلام هزینه، معتقدند که توزیع درآمد به نفع سرمایه منجر به افزایش رشد و اشتغال می‌شود (استوکهامر و همکاران[2]، ۲۰۰۷). در مقابل، به اعتقاد کینز[3] (۱۹۳۶) مزدها نه تنها یکی از اقلام هزینه بلکه جزئی از تقاضا نیز هستند و کاهش مزد منجر به کاهش مخارج مصرفی می‌شود. در اقتصادکلان پساکینزی نیز کالکی[4] (۱۹۵۴) و کالدور[5] (۱۹۵۶) فرضیه استانداردی مبنی بر آنکه درآمد مزد در مقایسه با درآمد سود با میل به مصرف بالاتری همراه است را مطرح می‌کنند. در مدل کالکین کلاسیک (برای یک اقتصاد بسته) افزایش در سهم مزد همیشه منجر به افزایش تقاضا می‌شود. اما از نظر اقتصاد مارکسیستی[6] اگرچه کاهش مزد منجر به کاهش تقاضا می‌شود، اما نقش مزد به عنوان نوعی هزینه نیز حائز اهمیت است. در واقع، از دیدگاه سیکل تجاری مارکسیستی، همان‌گونه که در مدل گودوین[7]

1. Molero Simarro
2. Stockhamme et al.
3. Keynes
4. Kalecki
5. Kaldor
6. Marxian economics
7. Goodwin

(۱۹۶۷) نشان داده شده است، مزدهای بالاتر که با سود پایین‌تر همراه هستند منجر به کاهش مخارج سرمایه‌گذاری می‌شوند که نتیجه آن افزایش بیکاری و کاهش سهم مزد است. به منظور ترکیب هر دو دیدگاه و در نظر گرفتن واکنش مثبت سرمایه‌گذاری نسبت به هر دو عامل سود و تقاضا، مدل‌های کالکین بار دیگر تعمیم یافته‌اند (اناران و استوکهامر[1]، ۲۰۰۸).

بهادوری و مارگلین (۱۹۹۰) براساس یک مدل کلان کالکین-پساکینزین با محوریت تقاضای مؤثر، مزد را به عنوان مهم‌ترین جزء هزینه تولید و مهم‌ترین تعیین‌کننده تقاضای کل در نظر می‌گیرند و برخلاف کالکی اثر تغییر توزیع درآمد بر اجزاء تقاضا و به دنبال آن رشد اقتصادی را با فرمول‌بندی مجدد منحنی IS و با فرض برون‌زایی تغییر مزد واقعی اندازه‌گیری می‌کنند.

بهادوری و مارگلین (۱۹۹۰) با ارزیابی رابطه میان توزیع درآمد و تقاضای کل، هر دو رژیم سود محور و مزد محور را مورد توجه قرار می‌دهند که این امر امکان بررسی رابطه میان توزیع و رشد را به صورت تجربی فراهم می‌کند. در مدل بهادوری و مارگلین (۱۹۹۰) اثر کل تغییر در سهم سود بر انباشت سرمایه به اندازه نسبی اثرات سودآوری و تقاضا بستگی دارد. همچنین، در این مدل به لحاظ تئوریکی بر نقش مهم انباشت در تعیین سطح بیکاری تأکید می‌شود (راوترون[2]، ۱۹۹۵).

در این پژوهش ارتباط بلندمدت و کوتاه‌مدت میان توزیع عاملی درآمد و تقاضای کل در ایران به لحاظ تجربی ارزیابی می‌شود. به طور کلی، ساختار پژوهش در پنج بخش تنظیم شده است. در بخش دوم، ادبیات نظری و تجربی موجود مرور می‌گردد. بخش سوم به جمع‌آوری و توصیف داده‌ها اختصاص یافته است. در بخش چهارم روش‌شناسی و برآوردهای تجربی ارائه شده است. بخش پنجم به خلاصه، نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی اختصاص یافته است.

۲. مرور ادبیات تحقیق

گودوین(۱۹۶۷) رژیم تقاضا را سود محور و کالکی (۱۹۵۴) آن را مزد محور می‌داند. مدل گودوین که می‌توان آن را تحت عنوان مدل مارکس یا مدل کلاسیک نیز نامگذاری کرد، اثر

1. Onaran & Stockhammer
2. Rowthorn

تغییر توزیع درآمد را بر سرمایه‌گذاری بیشتر از اثر آن بر مصرف می‌داند. در مقابل، مدل کالکی که می‌توان برای آن عنوان پساکینزی را نیز به کار برد، اثر تغییر توزیع درآمد را بر مصرف قوی‌تر از اثر آن بر سرمایه‌گذاری می‌داند. نکته قابل توجه این است که در مدل‌های گودوین و کالکی فرض می‌شود سرمایه‌گذاری به تغییر در سهم سود، و مصرف به تغییر در سهم مزد به صورت مثبت واکنش نشان می‌دهند. همچنین، در این مدل‌ها، اثر تغییر توزیع درآمد بر تقاضای داخلی در نظر گرفته می‌شود، درحالی‌که با تغییر در سهم مزد در سطح ثابتی از بهره‌وری، قیمت‌ها افزایش می‌یابد که نتیجه آن کاهش رقابت‌پذیری بین‌المللی و کاهش خالص صادرات است (بلکر[1]، ۱۹۸۹).

نقطه شروع برای مطالعات تجربی مبتنی بر مدل کالکین، مدل بهادوری و مارگلین (۱۹۹۰) است که یک مدل کلان پساکالکین انعطاف‌پذیر محسوب می‌شود. بهادوری و مارگلین (۱۹۹۰) نشان می‌دهند که دو نوع رژیم رشد (تقاضا) وجود دارد، رژیم مزد محور (رکودگرا) که به موجب آن افزایش در سهم سود (کاهش سهم مزد) منجر به کاهش نرخ رشد تولید می‌شود و رژیم سود محور (رونق‌گرا) که افزایش در سهم سود با افزایش نرخ رشد تولید همراه است. در این مدل، با اجرای سیاست بازتوزیع درآمد میان سود و مزد، تقاضای کل از طریق تغییر در تقاضای داخلی که شامل مصرف و سرمایه‌گذاری است و همچنین تغییر در خالص صادرات تغییر می‌یابد، به گونه‌ای که اگر سهم مزد کاهش یابد با توجه به آنکه میل نهایی به مصرف حاصل از سود کمتر از میل نهایی به مصرف حاصل از مزد است، انتظار بر آن است که مصرف کاهش یابد و در مقابل سودآوری بالاتر سرمایه‌گذاری را افزایش داده و خالص صادرات را با توجه به کاهش هزینه هر واحد نیروی کار که ارتباط تنگاتنگی با سهم مزد دارد به علت افزایش در رقابت‌پذیری بین‌المللی افزایش دهد. بر این اساس، اثر کل کاهش در سهم مزد بر تقاضای کل بستگی به اندازه نسبی اثر تغییر در توزیع درآمد بر مصرف، سرمایه‌گذاری و خالص صادرات دارد، به‌گونه‌ای که اگر اثر کل منفی باشد رژیم رشد مزد محور و در غیر اینصورت رژیم رشد سود محور است.

1. Belecker

براساس مدل بهادوری و مارگلین (۱۹۹۰) و همچنین مدل بلکر(۱۹۸۹) یک اقتصاد باز با تمرکز بر بخش خصوصی و بدون فعالیت اقتصادی دولت در نظر گرفته شده است که تولید در آن مستلزم نهاده‌های وارداتی است و محصول تولید شده در بازارهای بین‌المللی رقابت می‌کند. لذا، این اقتصاد گیرنده‌ی قیمت نهاده‌های وارداتی است و قیمت محصول نهایی قابل رقابت در بازار جهانی نیز به صورت برون‌زا تعیین می‌شود. همچنین، نرخ ارز اسمی که به‌وسیله سیاست‌های پولی و بازارهای مالی بین‌المللی تعیین می‌شود، برون‌زا در نظر گرفته می‌شود.

شرط تعادل در بازار کالا در یک اقتصاد باز بدون فعالیت اقتصادی دولت آنست که پس‌انداز برنامه‌ریزی شده (S) برابر با حاصلجمع سرمایه‌گذاری خالص (I) و خالص صادرات کالا و خدمات (NX) باشد:

$$S = I + NX \qquad (۱)$$

برای ساده‌سازی، معادله (۱) بوسیله موجودی سرمایه واقعی (K) نرمال می‌شود که نتیجه آن رابطه تعادلی در بازار کالا براساس نرخ پس‌انداز ($\sigma = S/K$)، نرخ انباشت ($g = I/K$) و نرخ خالص صادرات ($b = NX/K$) است:

$$\sigma = g + b \qquad (۲)$$

پس‌انداز از بخشی از دستمزد (S_w) و بخشی از سود (S_Π) تشکیل می‌شود. با توجه به آنکه کارگران در مقایسه با سرمایه‌داران درآمد پایین‌تری دارند و سهم بالاتری از درآمدشان را مصرف می‌نمایند، میل به پس‌انداز از دستمزد کوچک‌تر از میل به پس‌انداز از سود در نظر گرفته می‌شود. با در نظر گرفتن سهم سود برابر با نسبت سود به درآمد داخلی که این درآمد برابر با مجموع دستمزد و سود است ($h = \frac{\Pi}{W+\Pi}$)، نرخ استفاده از ظرفیت‌های موجود[1] برابر با نسبت تولید تحقق یافته به تولید بالقوه ($u = \frac{Y}{Y^P}$) و نسبت سرمایه به تولید بالقوه برابر با نسبت موجودی سرمایه به تولید بالقوه ($v = \frac{K}{Y^P}$)، نرخ پس‌انداز به صورت زیر به دست می‌آید:

1. Rate of Capacity Utilization

$$\sigma = \frac{S_\Pi + S_W}{K} = \frac{s_\Pi \Pi + s_w(Y - \Pi)}{K} \quad (۳)$$

یا،

$$\sigma = [s_w + (s_\Pi - s_w)h]\frac{u}{v}\,, \quad 0 \le s_w < s_\Pi \le 1 \quad (۴)$$

در مدل بهادوری و مارگلین انباشت سرمایه تابعی مثبت از نرخ سود است که نرخ سود می‌تواند به سهم سود، نرخ استفاده از ظرفیت‌های موجود و نسبت سرمایه به تولید بالقوه تجزیه شود $(r = hu/v)$. بنابراین، با ثابت در نظر گرفتن تکنولوژی، سرمایه‌گذاری تحت تأثیر مثبت سهم سود و استفاده از ظرفیت‌های موجود قرار دارد.

رقابت‌پذیری بین‌المللی اثر مثبتی بر نرخ خالص صادرات دارد. بر این اساس، می‌توان فرض کرد که شرط مارشال-لرنر[1] برقرار است و قدر مطلق مجموع کشش صادرات و واردات نسبت به نرخ ارز بیشتر از یک است که تحت این شرایط، نرخ ارز واقعی (e_r) اثر مثبتی بر خالص صادرات خواهد داشت. علاوه بر این، خالص صادرات تحت تأثیر رشد نسبی تقاضای داخلی و خارجی نیز است؛ به گونه‌ای که اگر تقاضای داخلی با نرخی بالاتری از تقاضای خارجی رشد کند، خالص صادرات کاهش می‌یابد. بنابراین، نرخ داخلی استفاده از ظرفیت‌های موجود اثر منفی بر خالص صادرات دارد:

$$b = \Psi e_r(h) - \phi u. \qquad \Psi.\phi > 0 \quad (۵)$$

نرخ ارز واقعی (e_r) که به‌وسیله نرخ ارز اسمی (e) و نسبت قیمت‌های خارجی(P_f) به قیمت‌های داخلی(P) تعیین می‌شود $(e_r = eP_f/P)$، تحت تأثیر تغییر در سهم سود قرار دارد. بنابراین،

$$e_r = e_r(h), \ \frac{\partial e_r}{\partial h} > 0 \ \ if \ \ \Delta z > 0.\ \Delta m = 0; \quad \frac{\partial e_r}{\partial h} < 0 \ \ if \ \ \Delta z = 0.\ \Delta m > 0 \quad (۶)$$

1. Marshal-Lerner

فرض شود بنگاه‌ها براساس مارک-آپ روی هزینه متغیر هر واحد محصول (که شامل هزینه مواد وارداتی و هزینه نیروی کار است) محصولات خود را قیمت‌گذاری می‌نمایند. تغییر در سهم سود یا از طریق تغییر در مارک-آپ و یا تغییر در نسبت هزینه هر واحد مواد وارداتی به هزینه هر واحد نیروی کار (Z) ایجاد می‌شود. اگر افزایش در سهم سود به علت افزایش در مارک-آپ باشد، قیمت‌های داخلی افزایش خواهند یافت و نرخ ارز واقعی و در نتیجه آن رقابت‌پذیری بین‌المللی کاهش خواهد یافت. اما اگر با کاهش مزد اسمی و افزایش نسبت هزینه هر واحد مواد وارداتی به هزینه هر واحد نیروی کار سهم سود افزایش یابد، نرخ ارز واقعی و رقابت‌پذیری افزایش خواهد یافت.

اینجا اثر تغییر در توزیع درآمد بر تعادل در بازار کالا و پایداری این تعادل مد نظر است. پایداری تعادل در بازار کالا مستلزم آن است که به ازای تغییر در متغیر برون‌زای نرخ استفاده از ظرفیت‌های موجود، کشش پس‌انداز نسبت به مجموع کشش سرمایه‌گذاری و خالص صادرات بیشتر باشد؛ به‌طوری‌که،

$$\frac{\partial \sigma}{\partial u}-\frac{\partial \mathrm{g}}{\partial u}-\frac{\partial \mathrm{b}}{\partial u}>0 \quad \rightarrow \quad [s_w+(s_\Pi-s_w)h]\frac{1}{v}-\beta+\phi> \tag{۷}$$

در تعادل، نرخ استفاده از ظرفیت‌های موجود طبق رابطه زیر به دست می‌آید:

$$u^*=\frac{\mathrm{a}+\tau h+\Psi e_r(h)}{[s_w+(s_\Pi-s_w)h]\frac{1}{v}-\beta+\phi} \tag{۸}$$

که استفاده از ظرفیت‌های موجود در حالت تعادلی فعالیت تولیدی را با ظرفیت تولید مشخص نشان می‌دهد. اثر تغییر در سهم سود بر نرخ استفاده از ظرفیت‌های موجود با استفاده از معادله (۸a) محاسبه می‌گردد:

$$\frac{\partial \mathrm{u}}{\partial h}=\frac{\tau-(s_\Pi-s_w)\frac{u}{v}+\Psi\frac{\partial e_r}{\partial h}}{[s_w+(s_\Pi-s_w)h]\frac{1}{v}-\beta+\phi} \tag{۹}$$

با در نظر گرفتن صورت کسر در معادله (۸a) مشاهده می‌شود که در تعادل، اثر کل بازتوزیع درآمد بر استفاده از ظرفیت‌های موجود در برگیرنده سه جزء است: نخست، اثر مثبت از طریق تقاضای سرمایه‌گذاری (τ)، دوم، اثر منفی از طریق تقاضای مصرفی $-(s_\Pi-s_w)\frac{u}{v}$ و سوم، اثر

مبهم خالص صادرات $\left(\Psi\frac{\partial e_r}{\partial h}\right)$ که بسته به منبع بازتوزیع می‌تواند جهت آن مثبت یا منفی باشد. بنابراین، در وضعیت تعادل، اثر کل افزایش سهم سود بر استفاده از ظرفیت‌های موجود مبهم است. از طرف دیگر، طبق استدلال کالکی (۱۹۵۴) سهم سود مشروط به ثابت بودن اشتغال، براساس چرخه‌ها[1] تغییر می‌نماید (استوکهامر و اناران، ۲۰۰۴). بر این اساس، می‌توان نتیجه گرفت که سهم سود وابسته به استفاده از ظرفیت‌های موجود که انعکاس دهنده‌ی تقاضای کل است، می‌باشد. بنابراین، سهم سود در طول چرخه‌ها با تغییر در نرخ استفاده از ظرفیت‌های موجود تغییر می‌یابد. یعنی، استفاده از ظرفیت‌های بالاتر (پایین‌تر)، درآمد سود بالاتر (پایین‌تر) را به دنبال دارد.

برخی از مطالعاتی که براساس مدل بهادوری و مارگلین (۱۹۹۰) انجام شده است توابع رفتاری برای مصرف، سرمایه‌گذاری و خالص صادرات را به صورت معادلاتی مجزا یا به روش سیستمی برآورد نموده‌اند که در ادامه به اختصار تشریح می‌شوند.

در اولین مطالعه، باولز و بایر[2](۱۹۹۵) اثرات بازتوزیعی روی تقاضای کل شامل مصرف، سرمایه‌گذاری و خالص صادرات را به‌صورت مجزا برآورد نموده و حاصلجمع اثرات مورد نظر را برای تعیین نوع رژیم رشد مورد توجه قرار داده‌اند. نتایج نشان می‌دهند که تقاضای داخلی در کشورهای آلمان، فرانسه، ایالت متحده و بریتانیا مزد محور است. در حالی‌که با در نظر گرفتن اثرات بازتوزیع روی خالص صادرات این نتیجه حاصل شده است که رژیم تقاضای فرانسه، آلمان و ژاپن سود محور و رژیم تقاضای بریتانیا و ایالت متحده مزد محور است.

گوردون[3] (a۱۹۹۵) در مطالعه خود اثر توزیع درآمد بر مصرف و سرمایه‌گذاری را در یک چارچوب VAR بررسی کرده‌اند. گوردون (b۱۹۹۵) مدل موردنظر را برای اقتصادهای باز گسترش داده و با استفاده از تکنیک VAR واکنش تقاضای کل نسبت به توزیع درآمد را برای ایالت متحده آمریکا بررسی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهند که رژیم رشد در این اقتصاد از نوع سودمحور است.

1. Pro-Cyclical
2. Bowles & Boyer
3. Gordon

استوکهامر و اناران (۲۰۰۴) یک مدل VAR ساختاری با متغیرهای انباشت سرمایه، استفاده از ظرفیت‌های موجود، نرخ بیکاری و رشد بهره‌وری نیروی کار برای فرانسه، ایالات متحده آمریکا و بریتانیا برآورد نموده‌اند. نتایج نشان می‌دهند که بیکاری به‌وسیله بازار کالا تعیین می‌شود و تأثیر توزیع درآمد بر اشتغال و تقاضا بسیار ضعیف است. همچنین، براساس نتایج مربوطه، پیشرفت تکنولوژی توزیع درآمد را به نفع سرمایه تغییر می‌دهد. علاوه بر این، اثر سهم سود بر استفاده از ظرفیت‌های موجود در فرانسه منفی و در ایالات متحده آمریکا مثبت اما از نظر آماری معنادار نیست.

اناران و استوکهامر (۲۰۰۵) به منظور مقایسه رابطه میان توزیع، رشد، انباشت و اشتغال در ترکیه و کره جنوبی، یک مدل VAR ساختاری با متغیرهای انباشت سرمایه، استفاده از ظرفیت‌های موجود، نرخ بیکاری و خالص صادرات به کار گرفته‌اند. نتایج نشان می‌دهند که با فرض باز بودن اقتصاد، رژیم تقاضا در کوتاه‌مدت برای ترکیه و در بلندمدت برای کره جنوبی به صورت مزدمحور است.

ناستپد[1] (۲۰۰۶) و ناستپد و استورم[2] (۲۰۰۷) رژیم رشد را به ترتیب برای هلند و تعدادی از کشورهای عضو OECD از طریق برآورد اثر تغییر در سهم سود بر پس‌انداز، سرمایه‌گذاری و صادرات به صورت معادلات مجزا در طول دوره‌ی زمانی ۲۰۰۰-۱۹۶۰ ارزیابی نموده‌اند. در هر دو مطالعه فرض شده است که واردات به صورت خطی براساس تولید داخلی افزایش می‌یابد و سهم سود هیچ‌گونه اثر مستقیمی بر این متغیر ندارد. با توجه به نتایج گزارش شده، رژیم تقاضای کل برای اقتصادهای فرانسه، آلمان، ایتالیا، هلند، اسپانیا و بریتانیا از نوع مزد محور و برای اقتصادهای ایالات متحده و ژاپن از نوع سود محور است.

ایدرر[3] و استوکهامر (۲۰۰۷) با در نظر گرفتن روش معادله مجزا و برآورد توابع مصرف، سرمایه‌گذاری و خالص صادرات نشان داده‌اند رژیم تقاضای کل در فرانسه در حالت اقتصاد بسته

1. Naastepad
2. Storm
3. Ederer

از نوع مزد محور است در حالی‌که با در نظرگرفتن اثر تجارت خارجی، رژیم تقاضا برای فرانسه سود محور می‌شود.

هین و وگل[1] (۲۰۰۸) با در نظر گرفتن داده‌های سالانه طی دوره ۲۰۰۵-۱۹۶۰ برای شش کشور عضو $OECD$ و روش تک معادله‌ای نشان می‌دهند که رژیم تقاضای داخلی برای کشورهای آلمان، فرانسه، ایالات متحده آمریکا و بریتانیا مزدمحور است. برای اتریش، رژیم تقاضای داخلی به عنوان مزد محور شناسایی شده است؛ اما با در نظر گرفتن اثر توزیع بر تجارت خارجی، رژیم رشد سود محور نتیجه شده است. علاوه بر این، رژیم تقاضای داخلی هلند نیز سود محور شناسایی شده است.

استوکهامر، اناران و ایدرر (۲۰۰۸) با در نظر گرفتن یک مدل کلان پسا-کالکین و برآورد توابع مصرف، سرمایه‌گذاری و خالص‌صادرات نشان می‌دهند که رژیم تقاضای داخلی در اتحادیه اروپا مزد محور است، ولی با در نظر گرفتن اثر توزیع درآمد بر تجارت خارجی، رژیم تقاضا از نوع مزد محور تشخیص داده می‌شود.

هین و اسچودر[2] (۲۰۱۱) در یک مدل ساده رشد و توزیع پساکالکین و براساس مطالعه بهادوری و مارگلین(۱۹۹۰)، لاوویی[3](۱۹۹۵) و هین(۲۰۰۷) اثر تغییر در نرخ بهره را بر نرخ استفاده از ظرفیت‌های موجود، انباشت سرمایه و سود ارزیابی می‌کنند. با برآورد توابع رفتاری برای آلمان و ایالت متحده طی دوره ۲۰۰۷-۱۹۶۰ این نتیجه حاصل شده است که برای هر دو کشور سهم سود تأثیر مثبتی بر انباشت سرمایه دارد. همچنین، نسبت خالص پرداخت‌های بهره به موجودی اسمی سرمایه اثر منفی و معنی‌داری بر نرخ انباشت و اثر مثبت و معنی‌داری بر سهم سود در دو کشور دارد. علاوه بر این، نتایج نشان می‌دهند که تورم اثر منفی و معناداری بر سهم سود در هر دو کشور دارد. اثر بیکاری بر سهم سود برای فرانسه از نظر آماری معنی‌دار است، اما برای آلمان این

1. Vogel
2. Schoder
3. Lavoie

اثر معنی‌دار نیست. همچنین، در بلندمدت تقاضا در دو کشور اثر منفی و معنی‌داری بر سهم سود دارد و رژیم تقاضا در دو کشور مزد محور است.

اناران و گالانیس[1] (۲۰۱۲) با درنظرگرفتن روش تک‌معادله‌ای، رژیم تقاضا را در کشورهای $G20$ ارزیابی نمودند. براساس نتایج، در سطح ملی رژیم تقاضا برای کشورهای آلمان، فرانسه، ایتالیا، بریتانیا، ایالت متحده، ژاپن، ترکیه و کره مزدمحور است در حالی‌که در کشورهای کانادا، استرالیا، آرژانتین، چین، آفریقای جنوبی، مکزیک، آرژانتین و هند سودمحور است. همچنین، براساس نتایج، کاهش در سهم مزد در تمام کشورها منجر به کاهش رشد جهانی می‌شود.

ووجسیک و همکاران[2] (۲۰۱۴) با در نظر گرفتن سهم سود، استفاده از ظرفیت‌های موجود، بهره‌وری نیروی کار، انباشت سرمایه و بیکاری در یک چارچوب $SVAR$ طی دوره ۲۰۱۲-۲۰۰۰ نشان می‌دهند که در کرواسی، افزایش سهم سود منجر به کاهش انباشت سرمایه می‌شود. در مقابل، در کوتاه‌مدت، با افزایش سهم سود استفاده از ظرفیت‌های موجود افزایش می‌یابد. همچنین، افزایش سهم سود موجب افزایش بیکاری می‌شود و از طرفی پیشرفت تکنولوژی بیکاری را کاهش می‌دهد.

مالروسیمارو (۲۰۱۵) با استفاده از روش تک معادله‌ای ارتباط میان توزیع عاملی درآمد و تقاضای کل را در چین طی دوره ۲۰۰۷-۱۹۷۸ ارزیابی نمودند. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که رژیم تقاضای داخلی در چین سود محور است.

جتین و اکین کورت[3] (۲۰۱۶) اثر توزیع عاملی درآمد میان کار و سرمایه بر رشد تایلند را در قالب مدل پساکینزی و براساس توسعه روش استوکهامر و همکاران (۲۰۰۹) بررسی کرده‌اند. نتایج برآورد معادلات مجزا برای مصرف، سرمایه‌گذاری و خالص صادرات با استفاده از داده‌های مربوط به دوره زمانی ۲۰۱۱-۱۹۷۰ نشان می‌دهند که رژیم رشد تایلند طی دوره ۲۰۱۱-۱۹۷۰ سود محور است.

1. Galanis
2. Vujčić et al.
3. Jetin & Ekin Kurt

در رابطه با کشور ایران، ابونوری و فراهتی (۱۳۹۵) براساس تحلیل‌های اقتصاد باز در مدل بهادوری و مارگلین (۱۹۹۰) به بررسی اثر توزیع عاملی درآمد بر تقاضای کل پرداخته‌اند. در این مطالعه، با در نظر گرفتن سهم سود به عنوان نماینده‌ای برای توزیع عاملی درآمد؛ نخست، اثر افزایش سهم سود و به همان میزان کاهش سهم مزد بر سهم مخارج مصرفی خصوصی، سهم مخارج سرمایه‌گذاری و سهم خالص صادرات از GDP در معادلاتی مجزا برآورد شده است. در مرحله بعد، با جمع این اثرات، اثر کل تغییر سهم سود بر تقاضای کل به دست آمده است. با توجه به نتایج، رژیم تقاضای داخلی در ایران سود محور است: با افزایش سهم سود به میزان یک درصد، GDP به میزان ۰/۶۹ درصد افزایش می‌یابد. با توجه به آنکه در شرایط اقتصاد باز، اثر سهم سود بر سهم خالص صادرات از GDP مثبت است، رژیم تقاضای کل نیز سود محور است: با افزایش سهم سود به میزان یک درصد، GDP در شرایط باز بودن اقتصاد به اندازه ۱/۳۱ درصد افزایش می‌یابد.

ابونوری و فراهتی(۱۳۹۵) با در نظر گرفتن سهم سود، استفاده از ظرفیت‌های موجود، انباشت سرمایه و سهم خالص صادارت از تولید ناخالص داخلی طی سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۴۶ ، مسیر رشد اقتصادی در ایران را با مدل خودرگرسیون برداری ساختاری ($SVAR$) و توجه به توابع واکنش آنی تعیین نموده‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهند که افزایش سهم سود موجب افزایش انباشت سرمایه، افزایش سهم خالص صادرات و افزایش تقاضای کل یا رشد اقتصادی می‌شود. بنابراین، رژیم تقاضای کل یا رشد اقتصادی در ایران سود محور تشخیص داده شده است.

ابونوری و فراهتی (۱۳۹۶) با استفاده از داده‌های مربوط به دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۴۶، ارتباط میان بیکاری، توزیع درآمد و تقاضای مؤثر را در یک چارچوب $SVAR$ برای ایران ارزیابی کرده‌اند. نتایج این پژوهش حاکی از آن است که افزایش انباشت سرمایه و افزایش استفاده از ظرفیت‌های موجود (متغیرهای بازار کالا) می‌تواند باعث کاهش معناداری در بیکاری گردد؛ یعنی طبق نظریه پساکینزین‌ها، بیکاری در ایران تقاضا محور است. در مقابل، بازتوزیع درآمد به نفع سود (تغییر مزد واقعی در بازار کار) می‌تواند به‌طور مستقیم (طبق دیدگاه اقتصاددانان نئوکلاسیک)، به علت جانشینی بین کار و سرمایه، یا به طور غیرمستقیم، از مسیر افزایش انباشت سرمایه و یا افزایش

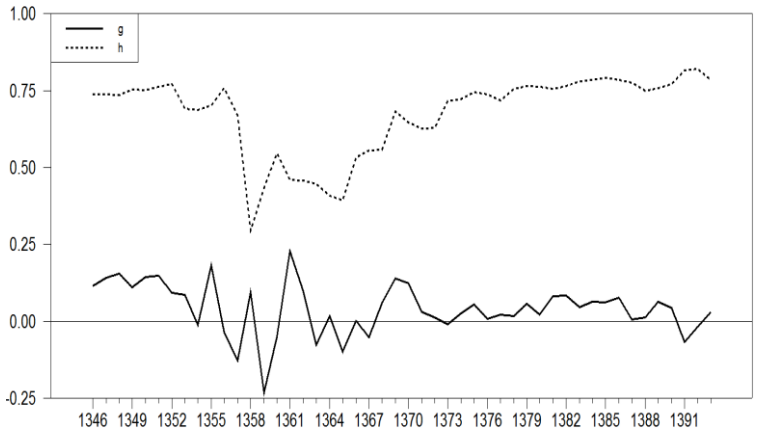
استفاده از ظرفیت‌های موجود، موجب کاهش بیکاری شود. از این رو، مطابق با نتایج این مطالعه، رژیم رشد و رژیم انباشت سرمایه در ایران سود محور هستند.

تاکنون تعداد محدودی مطالعه تجربی، مسأله رژیم رشد را برای اقتصاد ایران مورد مطالعه قرار داده‌اند. این مطالعات با استفاده از مدل‌های $SVAR$ به تجزیه و تحلیل شوک‌ها پرداخته‌اند یا در قالب معادلات مجزا تأثیر سهم سود بر اجزاء تشکیل دهنده تقاضای کل را بررسی نموده‌اند. مطالعه حاضر از چند جهت متمایز از این مطالعات است. اولاً، در این مطالعه ارتباط دوطرفه میان سهم سود و رشد اقتصادی مورد توجه واقع شده است. دوماً، چارچوب اقتصادسنجی متفاوتی به کار گرفته شده است. به طور مشخص، آزمون‌های ریشه واحد آستانه‌ای مورد استفاده قرار گرفته‌اند. این آزمون‌ها به جهت آنکه عدم تقارن در تعدیلات را در نظر می‌گیرند انتظار می‌رود نسبت به آزمون‌های متعارف نتایج قابل اعتمادتری را به دست دهند. همچنین، در این مقاله به تجزیه و تحلیل هم‌انباشتگی و ارتباط علّی میان سهم سود و رشد اقتصادی در هر دو افق کوتاه‌مدت و بلندمدت پرداخته شده است. این گونه بررسی‌ها در دیگر مطالعات مرتبط صورت نگرفته‌اند. علاوه بر این، در پژوهش حاضر، عدم تقارن در روابط هم‌انباشتگی میان متغیرها که به نوبه خود بسیار حائز اهمیت است مورد توجه قرار گرفته است.

۳. معرفی متغیرها و توصیف داده‌ها

هدف این پژوهش ارزیابی ارتباط بلندمدت و کوتاه‌مدت میان توزیع عاملی درآمد و تقاضای کل در ایران طی سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۴۶ است. در مدل بهادوری و مارگلین(۱۹۹۰) تقاضای کل در یک اقتصاد باز بدون فعالیت اقتصادی دولت، حاصل‌جمع مخارج مصرفی، مخارج سرمایه‌گذاری و خالص صادرات می‌باشد که معادل استفاده از ظرفیت‌های موجود در نظر گرفته شده است. در مطالعه صورت گرفته توسط استوکهامر و اناران (۲۰۰۴) برای ایالت متحده امریکا و بریتانیا، استفاده از ظرفیت های موجود برابر با شکاف تولید به صورت درصدی از تولید بالقوه در نظر گرفته شده است. همچنین اناران و استوکهامر (۲۰۰۵) برای ایالت متحده امریکا و بریتانیا و

چاییچی[1] (۲۰۱۲) برای کره جنوبی، هنگ کنگ و بریتانیا متغیر استفاده از ظرفیت‌های موجود را برابر با بهره‌وری سرمایه در نظر گرفته‌اند. در این پژوهش، به پیروی از مطالعه انجام شده توسط اناران و استوکهامر (۲۰۰۵) برای ترکیه و کره جنوبی، ابونوری و فراهتی (۱۳۹۵) و ابونوری و فراهتی (۱۳۹۶) برای ایران، تولید ناخالص داخلی[2] (GDP) به عنوان نماینده استفاده از ظرفیت‌های موجود در نظر گرفته شده است. البته به پیروی از این مطالعات نرخ رشد GDP وارد مدل تجربی شده است. همچنین سهم سود به عنوان نماینده توزیع عاملی درآمد استفاده شده است. به علت آنکه تنها منبع اطلاعات آماری مربوط به جبران خدمات کارکنان[3] و مازاد عملیاتی ناخالص[4] در دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۴۶ داده‌های بخش صنعت است، نسبت مازاد عملیاتی ناخالص به ارزش افزوده بخش صنعت به عنوان نماینده سهم سود در نظر گرفته شده است. منبع آماری مورد استفاده در بخش صنعت ایران، سالنامه‌های آماری مرکز آمار است. روند زمانی متغیرهای نرخ رشد GDP (g) و سهم سود (h) در نمودار (۱) قابل مشاهده است.



نمودار ۱. روند زمانی نرخ رشد GDP و سهم سود

مأخذ: بانک مرکزی و مرکز آمار جمهوری اسلامی ایران

علاوه بر این، برخی از آماره‌های توصیفی مربوط به داده‌ها در جدول (۱) گزارش شده است.

1. Chaiechi
2. Gross Domestic Product
3. Compensation of employees
4. Gross operating surplus

جدول ۱. آماره‌های توصیفی داده‌های مربوط به متغیرها

متغیر	مشاهدات	میانگین	انحراف معیار	کمینه	بیشینه
g	۴۸	۰/۰۴۱۱	۰/۰۸۴۰	-۰/۲۳۲۴	۰/۲۲۷۶
h	۴۸	۰/۶۷۶۹	۰/۱۳۰۸	۰/۲۹۶۰	۰/۸۲۲۴

مأخذ: بانک مرکزی و مرکز آمار جمهوری اسلامی ایران

٤. روش‌شناسی و برآوردهای تجربی

هدف از این پژوهش بررسی ارتباط کوتاه‌مدت و بلندمدت میان سهم سود و رشد GDP با استفاده از تکنیک‌های هم‌انباشتگی[1] و مدل تصحیح خطا[2] (ECM) است. مدل ECM نحوه‌ی تصحیح انحراف از مسیر تعادلی بلندمدت (تعدیلات بلندمدت) و نیز اثرات کوتاه‌مدت را نشان می‌دهد. قبل از تصریح یک مدل تصحیح خطا، لازم است هم‌انباشتگی یا وجود ارتباط بلندمدت میان متغیرها آزمون و بردارهای هم‌انباشتگی استخراج شوند. بنابراین در ادامه، نخست وضعیت مانایی متغیرهای پژوهش بررسی، و سپس رویکردی مناسب برای آزمون هم‌انباشتگی و نیز استخراج بردارهای هم‌انباشتگی به کار گرفته می‌شود. سرانجام، با استفاده از مدل تصحیح خطا، تعدیلات بلندمدت و نیز اثرات کوتاه‌مدت بررسی می‌شود.

٤-١. آزمون ریشه واحد آستانه‌ای

در آزمون‌های ریشه واحد[3] سنتی فرآیند تعدیل به صورت خطی و متقارن[4] صورت می‌گیرد. اندرس و گرنجر[5] (۱۹۹۸) و اندرس (۲۰۰۱) یک چارچوب مناسب برای آزمون ریشه واحد مبتنی بر آزمون دیکی-فولر یا دیکی-فولر تعمیم‌یافته پیشنهاد می‌کنند که اجازه می‌دهد سرعت تعدیل

1. Cointegration
2. Error Correction Model
3. Unit Root
4. Symmetric
5. Enders and Granger

انحرافات مثبت و منفی متفاوت باشد. آنها برای این منظور دو مکانیسم برای تعدیلات نامتقارن معرفی می‌کنند. در هر دو مورد، مدل رگرسیونی پایه به صورت زیر تصریح شود:

$$\Delta Y_t = I_t \rho^{+} Y_{t-1} + (1 - I_t)\rho^{-} Y_{t-1} + u_t \qquad (۱۰)$$

تابع شاخص هیویساید[1] (I_t) می‌تواند به یکی از دو صورت زیر تعریف می‌شود:

$$I_t = \begin{cases} 1 & if \quad Y_{t-1} \geq \tau \\ 0 & if \quad Y_{t-1} < \tau \end{cases} \qquad (۱۱)$$

$$I_t = \begin{cases} 1 & if \quad \Delta Y_{t-1} \geq \tau \\ 0 & if \quad \Delta Y_{t-1} < \tau \end{cases} \qquad (۱۲)$$

اگر اجزای خطا در معادله رگرسیونی (۹) به صورت سریالی همبسته باشند، به جای آن معادله زیر به کار گرفته می‌شود:

$$\Delta Y_t = I_t \rho^{+} Y_{t-1} + (1 - I_t)\rho^{-} Y_{t-1} + \sum_{k=1}^{p} \emptyset_k \Delta Y_{t-k} + u_t \qquad (۱۳)$$

که طول وقفه (p) می‌تواند با استفاده از معیارهای اطلاعاتی[2] استاندارد آکاییک[3] (AIC)، شوارتز – بیزین[4] $(SBIC)$ و حنان کویین[5] $(HQIC)$ تعیین شود.

ترکیب معادلات (۹) یا (۱۲) و (۱۰) مدل خودرگرسیون آستانه‌ای[6] (TAR) و نیز ترکیب معادلات (۹) یا (۱۲) و (۱۱) مدل خودرگرسیون آستانه‌ای گشتاوری[7] $(MTAR)$ را نتیجه می‌دهد. تفاوت این دو مدل در این است که مدل TAR سری زمانی Y_t را به عنوان متغیر آستانه‌ای به کار می‌گیرد؛ در صورتی که در مدل $MTAR$، سری زمانی ΔY_t به عنوان متغیر آستانه‌ای تعیین می‌شود.

1. Heaviside Indicator Function
2. Information Criterion
3. Akaike
4. Schwartz Bayesian
5. Hannan Quinn
6. Threshold Autoregressive
7. Momentum-Threshold Autoregressive

مقدار آستانه‌ای (τ) یا به صورت برون‌زا از قبل مشخص می‌شود و یا اجازه داده می‌شود به صورت درون‌زا توسط داده‌ها تعیین شود. تکنیک‌های مختلفی جهت تعیین درونزای τ پیشنهاد شده است. رایج‌ترین آنها رویکرد چان[1] (۱۹۹۳) است. بر این اساس که نخست، داده‌های مربوط به متغیر آستانه‌ای به صورت صعودی مرتب می‌شود. سپس، ۱۵ درصد کوچکترین و ۱۵ درصد بزرگترین مقادیر داده‌ها حذف و هر یک از مقادیر ۷۰ درصد میانی داده‌ها به τ اختصاص داده می‌شود. مقداری که مجموع مربعات پسماندهای حاصل از برآورد معادله رگرسیونی (۹) یا (۱۲) را حداقل می‌نماید به عنوان یک برآورد سازگار از مقدار آستانه‌ای تعیین می‌شود.

پس از برآورد پارامترهای معادله رگرسیونی (۹) یا (۱۲)، فرضیه صفر وجود ریشه واحد $H_0: \rho^+ = \rho^- = 0$ در مقابل فرضیه جایگزین مانایی $H_1: -2 < (\rho^+, \rho^-) < 0$ آزمون می‌شود. با توجه به اندرس و گرنجر (۱۹۹۸)، برای هر یک از مکانیسم‌های تعدیل نامتقارن TAR و $MTAR$ سه آماره آزمون تعریف می‌شود: دو آماره t مربوط به فرضیه‌های صفر $H_0: \rho^+ = 0$ و $H_0: \rho^- = 0$ که بزرگترین آنها آماره $T-Max$ و کوچکترین آنها آماره $T-Min$ نامیده می‌شود و آماره F مربوط به آزمون فرضیه‌ی مشترک $H_0: \rho^+ = \rho^- = 0$ که با نماد Φ نمایش داده می‌شود. اندرس و گرنجر (۱۹۹۸) نشان می‌دهند که آماره Φ نسبت به آماره‌های $T-Min$ و $T-Max$ از قدرت بیشتری برخوردار است. علاوه بر این، آماره $T-Min$ ضعیف‌تر از آماره $\mathrm{T-Max}$ است.

در صورتی که فرآیند سری زمانی مانا باشد برآوردهای حداقل مربعات معمولی[2] (OLS) برای پارامترهای ρ^+ و ρ^- از توزیع نرمال چندمتغیره حدی تبعیت می‌کنند (تانگ[3]، ۱۹۸۳). با این وجود، تحت فرضیه صفر وجود ریشه واحد، آماره Φ دارای توزیع آماری غیراستاندارد است. از این رو، اندرس و گرنجر (۱۹۹۸) و اندرس (۲۰۰۱) با استفاده از آزمایش‌های مونت کارلو مقادیر بحرانی مربوط به توزیع تجربی آماره Φ جهت آزمون فرضیه $H_0: \rho^+ = \rho^- = 0$ را در هر دو مدل TAR و $MTAR$ محاسبه و گزارش نموده‌اند.

1. Chan
2. Ordinary Least Squares
3. Tong

چنانچه فرضیه صفر وجود ریشه واحد رد شود، در مرحله‌ی بعد، می‌توان با استفاده از آماره F استاندارد، فرضیه صفر تقارن در مکانیسم تعدیل $H_0: \rho^+ = \rho^-$ را در مقابل فرضیه عدم تقارن $H_1: \rho^+ = \rho^-$ آزمون کرد. در شرایطی که فرضیه صفر تقارن در سطح اطمینان قابل قبولی رد نشود، مدل خودرگرسیونی آستانه‌ای و نیز مدل خودرگرسیونی آستانه‌ای گشتاوری به ترتیب با مدل‌های دیکی–فولر و دیکی–فولر تعمیم‌یافته یکسان می‌شوند. در مقابل اگر فرضیه صفر رد شود، عدم‌تقارن در تعدیلات وجود دارد. نتایج آزمون ریشه واحد آستانه‌ای برای متغیرهای پژوهش در جدول (۲) گزارش شده است

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد آستانه‌ای

تصریح	سطح			تفاضل اول
متغیر	g		h	Δh
مدل	TAR	$MTAR$	TAR	$MTAR$	TAR
Q(1)	۰/۳۱۳ (۰/۵۷۵۹)	۲/۲۸۶ (۰/۱۳۰۵)	۰/۱۷۶ (۰/۶۷۴۴)	۱/۰۲۳ (۰/۳۱۱۸)	۰/۲۷۴ (۰/۶۰۰۹)
Q(2)	۱/۵۶۶ (۰/۴۵۷۰)	۳/۲۸۶ (۰/۱۹۳۴)	۷/۱۲۸** (۰/۰۲۸۳)	۷/۹۵۹** (۰/۰۱۸۷)	۰/۳۹۱ (۰/۸۲۲۴)
Q(3)	۸/۶۷۹** (۰/۰۳۳۸)	۳/۳۱۳ (۰/۳۴۵۷)	۸/۵۴۳** (۰/۰۳۶۰)	۹/۰۲۴** (۰/۰۲۹۰)	۷/۴۹۷ (۰/۰۵۷۶)
Q(4)	۱۱/۱۴۶** (۰/۰۲۴۹)	۴/۸۱۵ (۰/۳۰۶۸)	۹/۳۷۳* (۰/۰۵۲۴)	۹/۵۰۱** (۰/۰۵۰۰)	۸/۶۵۰ (۰/۰۷۰۵)
Q(5)	۱۱/۳۹۱** (۰/۰۴۴۱)	۵/۶۵۵ (۰/۳۴۱۲)	۹/۵۷۰* (۰/۰۸۸۴)	۹/۸۰۸* (۰/۰۸۰۹)	۸/۶۵۰ (۰/۱۲۳۸)
وقفه مناسب	**۲**	**۰**	**۲**	**۲**	**۰**
τ	۰/۱۱۰۴	۰/۰۹۳۶	۰/۶۷۰۰	-۰/۰۳۵۵	-۰/۷۳۴۹
$\hat{\rho}^+$	-۰/۲۳۶۰	-۱/۱۱۵۸***	-۰/۰۱۱۷	۰/۰۱۷۳	۰/۰۵۰۸**
$\hat{\rho}^+$	-۰/۸۰۰۴***	-۰۵۳۶۵***	۰/۰۵۴۲	-۰۲۱۴۹***	-۰/۱۴۰۱***
آزمون فرضیه صفر وجود ریشه واحد $(\rho^+ = \rho^- = 0)$					
$T - Max$	-۲/۰۳۴۱**	-۳/۴۷۲۲***	۱/۴۸۵۱	۱/۱۸۹۸	۲/۳۱۹۱**
Φ	۶/۳۴۰۴***	۱۴/۷۳۶۷***	۱/۳۴۷۶	۶/۵۶۸۴***	۱۱/۹۹۹۲***

تفاضل اول	سطـــــــــــــــــــح				تصریح
Δh	h		g		متغیر
TAR	$MTAR$	TAR	$MTAR$	TAR	مدل
	آزمون فرضیه صفر تقارن $(\rho^+ = \rho^-)$				
۲۳/۷۵۶۳***	۱۳/۱۳۶۵***	-	۳/۵۱۹۵**	۴/۶۴۵۵**	F_{equity}

مأخذ: یافته‌های پژوهش. Q مقدار آماره لیانگ-باکس را گزارش می‌دهد. مقادیر داخل پرانتز $\mathrm{p-value}$ را نشان می‌دهند. علائم *، ** و *** به ترتیب بیانگر رد فرضیه صفر ریشه واحد در سطح معنی‌داری آماری ۱۰، ۵ و ۱درصد هستند. تعداد وقفه‌های بهینه براساس معیارهای AIC و $SBIC$ تعیین شده‌اند.

به منظور انتخاب بین مدل‌های رگرسیونی (۹) و (۱۲)، آزمون پیشنهادی لیانگ-باکس[1] به کار گرفته شده است؛ که فرضیه صفر عدم وجود وابستگی پویای خطی در اجزاء خطا را آزمون می‌کند. به‌طوری‌که $Q(m)$ در جدول آماره لیانگ-باکس برای وقفه‌های ۱ تا mام را نشان می‌دهد. این آماره دارای توزیع χ^2 با m درجه آزادی است. مطالعات شبیه‌سازی پیشنهاد می‌کند که $m \approx \ln(T)$ (که تعداد دوره‌های زمانی را نشان می‌دهد) نتایج مناسبی را ارائه می‌کند (تسی[2]، ۲۰۰۵). بر این اساس، در مطالعه حاضر، تعداد وقفه‌های بهینه معادل ۴ است. با این وجود، جهت اطمینان بیشتر از صحت نتایج، در آزمون‌های مختلف مقادیر ۱ تا ۵ به m اختصاص داده شده است. همچنین، در مواردی که این آزمون‌ها پیشنهاد می‌کنند که بایستی وقفه‌هایی به معادله رگرسیونی افزوده شوند (ستون ۱، ۳ و ۴ جدول)، تعداد وقفه‌های مناسب براساس معیارهای AIC و $SBIC$ تعیین و گزارش شده است. مقدار آستانه‌ای نیز با استفاده از رویکرد چان (۱۹۹۳) به صورت درون‌زا تعیین و در جدول ارائه شده است. با توجه به جدول، مقایسه مقادیر آماره‌های Φ و $T-Max$ در هر دو مدل TAR و $MTAR$ با مقادیر بحرانی توزیع تجربی‌شان نشان می‌دهد که فرضیه صفر وجود ریشه واحد برای متغیر g در سطح اطمینان بالایی رد می‌شود. بنابراین، این متغیر مانا یا $\mathrm{I}(0)$ است.

1. Ljung and Box
2. Tsay

در خصوص متغیر h، دو آماره در مدل TAR نشان می‌دهند که فرضیه صفر وجود ریشه واحد نمی‌تواند در سطح اطمینان قابل قبولی رد شود و این متغیر در سطح نامانا است. نتایج حاصل از به‌کارگیری این مدل (ستون آخر جدول) نشان می‌دهند که متغیر h با یک بار تفاضل‌گیری مانا می‌شود. با این وجود، آماره Φ در مدل $MTAR$ بر خلاف آماره $T-Max$ پیشنهاد می‌کند که متغیر مورد نظر مانا است. در مجموع، شواهد تجربی مبنی بر نامانایی متغیر h قوی‌تر است و می‌توان این متغیر را I(1) در نظر گرفت[1]. نتایج آزمون تقارن در سطر آخر جدول نشان می‌دهند که در همه مواردی که فرضیه صفر ریشه واحد رد شده است، فرضیه صفر تقارن نیز به لحاظ آماری در سطوح اطمینان ۹۵ یا ۹۹ درصد رد شده است. این نتایج به‌کارگیری آزمون‌های ریشه واحد نامتقارن در خصوص متغیرهای مورد نظر را الزامی می‌کنند.

٤-۲. رویکرد *ARDL*

در این مطالعه، رویکرد هم‌انباشتگی[2] مبتنی بر مدل خودرگرسیون با وقفه توزیعی[3] *(ARDL)* که توسط پسران و دیگران[4] (۱۹۹۶)، پسران و شین[5] (۱۹۹۸) و پسران و دیگران (۲۰۰۱) پیشنهاد شده است، به منظور آزمون هم‌انباشتگی بین متغیرهای پژوهش و نیز استخراج بردارهای هم‌انباشتگی (در صورت تشخیص) به کار گرفته می‌شود. مسأله درون‌زایی در این رویکرد مطرح نیست و همه متغیرها درون‌زا به حساب می‌آیند و از نظر اواتارا[6] (۲۰۰۴) به‌کارگیری مدل در شرایطی که ترکیبی از متغیرها با درجه‌های انباشتگی صفر و یک مورد مطالعه باشد، معتبر است. از طرفی، این روش برای نمونه‌های کوچک نسبت به سایر روش‌ها نتایج قابل اعتمادتری را به دست می‌دهد.

---

۱. آزمون‌های سنتی ریشه واحد و نیز دیگر فرم‌های آزمون ریشه واحد آستانه‌ای (به عنوان مثال، در موردی که مقدار آستانه‌ای به صورت برون‌زا و معمولاً معادل صفر در نظر گرفته می‌شود.) که نتایج آنها گزارش نشده است همگی دلالت دارند که متغیر P انباشته از درجه ۱ است.

2. Cointegration
3. Autoregressive distributed lag
4. Pesaran, Shin and Smith
5. Pesaran and Shin
6. Ouatara

به منظور به‌کارگیری رویکرد $ARDL$، نخست، بایستی تعداد وقفه‌های بهینه متغیرهای توضیحی در مدل $ARDL(p,q)$ زیر را تعیین کرد.

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{p} \phi_j y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q} \boldsymbol{\theta}_j' \boldsymbol{x}_{t-j} + \varepsilon_t, \qquad (۱۴)$$

که $\boldsymbol{x}_t$ یک بردار $k \times 1$ از رگرسورهای چندگانه است. برای این منظور، می‌توان از معیارهای اطلاعاتی استاندارد AIC و $SBIC$ استفاده کرد. ضمناً، می‌توان اجازه داد رگرسورهای $\boldsymbol{x}_t$ وقفه‌های متفاوتی به خود اختصاص دهند. همچنین، می‌توان بنا بر تشخیص، روند زمانی یا متغیرهای مجازی را به مدل اضافه کرد.

گام بعدی، به‌کارگیری آزمون باند[1] جهت تشخیص وجود یا عدم وجود ارتباط بلندمدت یا هم‌انباشتگی میان متغیرها است. برای این منظور، نخست، مدل رگرسیونی (۱۳) در یک فرم تصحیح خطا[2] به صورت زیر بازنویسی می‌شود:

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= \alpha_0 + \rho y_{t-1} + \boldsymbol{\theta}' \boldsymbol{x}_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \boldsymbol{\varphi}_j' \Delta \boldsymbol{x}_{t-j} + \varepsilon_t \\ &= \rho \xi_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \boldsymbol{\varphi}_j' \Delta \boldsymbol{x}_{t-j} + \varepsilon_t \end{aligned} \qquad (۱۵)$$

که $\rho = \sum_{j=1}^{p} \phi_j - 1$، $\gamma_j = -\sum_{i=j+1}^{p} \phi_i$ برای $j = 1, \dots, p-1$، $\boldsymbol{\theta} = \sum_{j=0}^{q} \boldsymbol{\theta}_j$، $\boldsymbol{\varphi}_0 = \boldsymbol{\theta}_0$، $\boldsymbol{\varphi}_j = -\sum_{i=j+1}^{q} \boldsymbol{\theta}_j$ برای $j = 1, \dots, q-1$. سپس، فرضیه صفر عدم هم‌انباشتگی میان متغیرها آزمون می‌شود. این فرضیه بیان می‌کند که ρ و $\boldsymbol{\theta}$ها به طور همزمان برابر صفر هستند. چنانچه این فرضیه به لحاظ آماری رد شود یک ارتباط هم‌انباشتگی میان متغیرهای مدل وجود دارد. برای بررسی این فرضیه آزمون والد به کار گرفته می‌شود. در این آزمون، جهت تصمیم‌گیری در خصوص رد یا عدم رد فرضیه صفر، مقدار محاسبه شده آماره F با مقادیر بحرانی باند که توسط پسران و دیگران (۲۰۰۱) گزارش شده‌اند، مقایسه می‌شود. چنانچه مقدار آماره آزمون از باند

1. Bound test
2. Error Correction

(مقدار بحرانی) بالا بیشتر باشد، فرضیه صفر عدم هم‌انباشتگی در سطح معنی‌داری مورد نظر رد می‌شود. در این صورت، یک ارتباط هم‌انباشتگی یا بلندمدت میان متغیرهای مورد بررسی وجود دارد. در مرحله بعد، بردار هم‌انباشتگی استخراج می‌شود. در این خصوص، پسران و دیگران (۲۰۰۱) پنج تصریح مختلف در نظر می‌گیرند. تفاوت این تصریح‌ها در حضور یا عدم حضور عرض از مبدأ و روند زمانی در معادله (۱۳) و بردار هم‌انباشتگی است. در مدل (۱۴)، ξ_t عبارت تصحیح خطا[1] (ECT) نامیده می‌شود. این عبارت مقدار انحراف متغیر y از مسیر تعادل بلندمدت خود در دوره زمانی $t-1$ را نشان می‌دهد. ضریب این عبارت (ρ) نیز سرعت تعدیل[2] نامیده می‌شود و بیان می‌کند که در هر دوره زمانی چه میزان از انحراف (مثبت یا منفی) از مسیر تعادلی بلندمدت تصحیح می‌شود. انتظار می‌رود که علامت این ضریب منفی باشد. در این صورت، یک هم‌گرایی به مسیر بلندمدت وجود دارد و هر انحرافی از مسیر تعادلی بلندمدت در طول زمان تصحیح می‌شود.

شین[3] و دیگران (۲۰۱۴) بحث می‌کنند که روابط بسیاری از فرآیندها و متغیرهای کلان اقتصادی نامتقارن است و به‌کارگیری مدل‌های متقارن ممکن است نتایج گمراه‌کننده‌ای به دست دهد. بنابراین، آنها یک نسخه نامتقارن از این مدل تحت عنوان $ARDL$ غیرخطی[4] $(NARDL)$ را ارائه دادند که اجازه می‌دهد مکانیسم اثرگذاری متغیرها در بلندمدت[5] و کوتاه‌مدت[6] نامتقارن باشد. فرض کنید قصد داریم تأثیر متغیر x_t بر متغیر y_t را تجزیه و تحلیل کنیم، نخست متغیر توضیحی به صورت زیر تجزیه می‌شود:

$$x_t = x_0 + x_t^+ + x_t^-$$

1. Error Correction Term (ECT)
2. Speed of Adjustment
3. Shin
4. Nonlinear ARDL
5. Long-run Asymmetry
6. Short-run Asymmetry

که x_0 یک مقدار اولیه است و x_t^+ و x_t^- فرآیندهای مجموع جزئی[1] تغییرات مثبت و منفی در سری زمانی x_t هستند و به صورت زیر ایجاد می‌شوند:

$$x_t^+ = \sum_{j=1}^{t} \Delta x_j^+ = \sum_{j=1}^{t} max(\Delta x_j, 0), \quad x_t^- = \sum_{j=1}^{t} \Delta x_j^- = \sum_{j=1}^{t} min(\Delta x_j, 0) \qquad (۱۶)$$

سپس، مدل $NARDL(p,q)$ به صورت زیر تصریح و تعداد وقفه‌های بهینه برای آن تعیین می‌شود:

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{p} \phi_j y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q} \left(\boldsymbol{\theta}_j^+ \boldsymbol{x}_{t-j}^+ + \boldsymbol{\theta}_j^- \boldsymbol{x}_{t-j}^-\right) + \varepsilon_t \qquad (۱۷)$$

مدل $NARDL(p,q)$ می‌تواند در یک فرم تصحیح خطا به صورت زیر بازنویسی شود:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \rho y_{t-1} + \theta^+ x_{t-1}^+ + \theta^- x_{t-1}^- + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \left(\pi_j^+ \Delta x_{t-j}^+ + \pi_j^- \Delta x_{t-j}^-\right) + e_t \qquad (۱۸)$$

این مدل، مدل تصحیح خطای غیرخطی شرطی نامیده می‌شود. چنانچه قیدهای تقارن بلندمدت و کوتاه‌مدت[2] بر این مدل نامتقارن تحمیل شود مقیدترین مدل که همان مدل $ARDL$ خطی (۱۴) است، به دست می‌آید. مدل‌های سوم و چهارم نیز می‌توانند با تحمیل فقط قید تقارن بلندمدت یا فقط قید تقارن کوتاه‌مدت به دست آیند. به منظور انتخاب مدل مناسب، می‌توان مدل (۱۸) را به روش OLS استاندارد برآورد کرد و سپس با استفاده از آزمون والد استاندارد مبتنی بر توزیع χ^2، فرضیه‌های صفر تقارن بلندمدت و کوتاه‌مدت را آزمون کرد. فرضیه صفر تقارن بلندمدت به صورت $\mathrm{H}_0: \theta^+ = \theta^-$ یا $\mathrm{H}_0: \beta^+ = \beta^-$ تعریف می‌شود. همچنین، فرضیه صفر تقارن کوتاه‌مدت به یکی از دو صورت قید تقارن جفتی[3] $\mathrm{H}_0: \pi_j^+ = \pi_j^-$ برای همه $j = 0,1,\dots,q-1$ و قید تقارن جمعی[4] $\mathrm{H}_0: \sum_{j=1}^{q-1} \pi_j^+ = \sum_{j=1}^{q-1} \pi_j^-$ تعریف می‌شوند.

همان‌طور که قبلاً بحث شده است، هدف این پژوهش بررسی ارتباط دوطرفه میان متغیرهای g_t و h_t با استفاده از رویکرد $ARDL$ است. بنابراین، به منظور انتخاب مدل مناسب، نخست فرضیه‌های تقارن

1. Partial Sum Process
2. Long-run and Short-run Symmetry Restrictions
3. Pair-wise
4. Additive

بلندمدت و کوتاه‌مدت در شرایطی که هر یک از متغیرهای g_t و h_t به عنوان وابسته در نظر گرفته می‌شوند، آزمون می‌شوند. نتایج این آزمون‌ها در جدول (۳) گزارش شده است.

جدول ۳. نتایج آزمون‌های تقارن بلندمدت و کوتاه‌مدت

آزمون تقارن بلندمدت: $H_0: \theta^+ = \theta^-$				
متغیر وابسته	g_t		h_t	
آماره آزمون	مقدار آماره	p-value	مقدار آماره	p-value
F	۰/۵۴۸۴۷	۰/۴۶۴۰	۰/۳۵۹۳۴	۰/۵۵۲۸
χ^2	۰/۵۴۸۴۷	۰/۴۵۸۹	۰/۳۵۹۳۴	۰/۵۴۸۹
آزمون تقارن کوتاه‌مدت: $H_0: \sum_{j=1}^{q-1} \pi_j^+ = \sum_{j=1}^{q-1} \pi_j^-$				
متغیر وابسته	g_t		h_t	
آماره آزمون	مقدار آماره	p-value	مقدار آماره	p-value
F	۱/۶۳۰۵	۰/۲۱۰۳	۰/۸۱۹۲۹	۰/۳۷۱۸
χ^2	۱/۶۳۰۵	۰/۲۰۱۶	۰/۸۱۹۲۹	۰/۳۶۵۴

مأخذ: نتایج تحقیق

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، فرضیه‌های صفر تقارن بلندمدت و تقارن کوتاه‌مدت برای هر دو مدل نمی‌توانند در سطح اطمینان قابل قبولی رد شوند. بنابراین، در هر دو مورد، رویکرد $ARDL$ خطی که هر دو نوع قید تقارن را لحاظ می‌کند، مورد استفاده قرار می‌گیرد. بنابراین، نتایج آزمون هم‌انباشتگی مبتنی بر مدل $ARDL$ خطی که در معادله (۱۳) ارائه شده است در جدول (۴) گزارش شده‌اند.

جدول ۴. نتایج آزمون هم‌انباشتگی

متغیر وابسته: $\boldsymbol{g_t}$				متغیر وابسته: $\boldsymbol{h_t}$			
مناسب مدل $\boldsymbol{ARDL(1,3)}$				مناسب مدل $\boldsymbol{ARDL(3,1)}$			
رگرسور	ضریب	انحراف معیار	p-value	رگرسور	ضریب	انحراف معیار	p-value
α	-۰/۲۶۹۳	۰/۱۳۷۲	۰/۰۵۷۳	α	۰/۳۸۹۷	۰/۰۹۶۶	۰/۰۰۰۳
t	-۰/۰۰۶۴	۰/۰۰۲۶	۰/۰۱۹۵	t	۰/۰۰۸۰	۰/۰۰۱۹	۰/۰۰۰۱
d_t	۰/۱۴۳۴	۰/۰۷۶۰	۰/۰۶۷۲	d_t	-۰/۱۸۹۹	۰/۰۵۵۹	۰/۰۰۱۶
g_{t-1}	۰/۰۰۱۸	۰/۱۶۶۷	۰/۹۹۱۶	h_{t-1}	۰/۵۰۱۹	۰/۱۷۴۹	۰/۰۰۶۷
h_t	۰/۱۶۷۱	۰/۲۰۲۷	۰/۴۱۵۰	h_{t-2}	-۰/۵۴۵۵	۰/۱۷۰۴	۰/۰۰۲۸
h_{t-1}	۰/۶۲۵۱	۰/۲۱۷۵	۰/۰۰۶۷	h_{t-3}	۰/۳۶۶۶	۰/۱۳۳۳	۰/۰۰۹۱
h_{t-2}	۰/۰۶۰۳	۰/۲۳۹۴	۰/۸۰۲۷	g_t	۰/۱۰۷۹	۰/۱۳۰۹	۰/۴۱۵۰

متغیر وابسته: g_t				متغیر وابسته: h_t			
مناسب مدل $ARDL(1,3)$				مناسب مدل $ARDL(3,1)$			
h_{t-3}	-۰/۳۳۳۷	۰/۱۷۳۵	۰/۰۶۲۲	g_{t-1}	۰/۳۶۵۷	۰/۱۱۹۷	۰/۰۰۴۲
آماره F		p-value		آماره F		p-value	
۳/۹۳۷۲		۰/۰۰۲۶		۳۲/۲۲۶۲		۰/۰۰۰۰	
آماره JB		p-value		آماره JB		p-value	
۳/۰۸۱۳		۰/۲۱۴۲		۱/۲۳۲۰		۰/۵۴۰۱	
آزمون باند (تشخیص ارتباط هم‌انباشتگی)				**آزمون باند (تشخیص ارتباط هم‌انباشتگی)**			
آماره آزمون	سطح	مقادیر بحرانی		آماره آزمون	سطح	مقادیر بحرانی	
(F)	معنی‌داری	باند پائین	باند بالا	(F)	معنی‌داری	باند پائین	باند بالا
	٪۱۰	۴/۰۵	۴/۴۹		٪۱۰	۴/۰۵	۴/۴۹
۱۲/۵۸۲۸	٪۵	۴/۶۸	۵/۱۵	۸/۰۰۸۱	٪۵	۴/۶۸	۵/۱۵
	٪۱	۶/۱۰	۶/۷۳		٪۱	۶/۱۰	۶/۷۳
بردار هم‌انباشتگی (ارتباط بلندمدت)				**بردار هم‌انباشتگی (ارتباط بلندمدت)**			
$g_t = -۰/۰۰۶۴*t + ۰/۵۱۹۶*h_t$				$h_t = ۰/۰۱۱۹*t + ۰/۶۹۹۸*g_t$			
(۰/۰۱۸۷) (۰/۰۱۵۸)				(۰/۰۰۰۰) (۰/۰۰۹۴)			

مأخذ: نتایج تحقیق

در این جدول، نخست نتایج مربوط به تصریح و برآورد مدل $ARDL$ با عرض از مبدأ نامقید و روند مقید (که ضریب آنها به لحاظ آماری معنی‌دار است) برای هر یک از متغیرهای g و h به عنوان متغیر وابسته گزارش شده است. تعداد وقفه‌های بهینه با استفاده از معیارهای AIC و $SBIC$ تعیین شده است. یک متغیر دامی نیز به هر دو مدل افزوده شده است که برای سال‌های پس از انقلاب اسلامی (۱۳۵۸ به بعد) عدد یک و برای سال‌های قبل از آن عدد صفر به خود اختصاص می‌دهد. این متغیر در سطح اطمینان قابل قبولی به لحاظ آماری معنی‌دار است. نتایج به‌کارگیری آزمون والد مبنی بر آماره F استاندارد نشان می‌دهد که در هر دو مورد کل مدل به لحاظ آماری معنی‌دار است.

یک مسأله بسیار مهم در خصوص مدل‌های $ARDL$، تصریح دقیق تعداد وقفه‌های متغیر وابسته و سایر متغیرهای توضیحی است. برای این منظور، پس از برآورد ضرایب مدل، نرمال بودن توزیع

پسماندهای مستخرج از آن را آزمون می‌کنند. طبق نتایج در هر دو مورد، براساس آماره جارکو-برا[1] (JB) فرضیه صفر نرمال بودن نمی‌تواند در سطح اطمینان قابل قبولی رد شود.

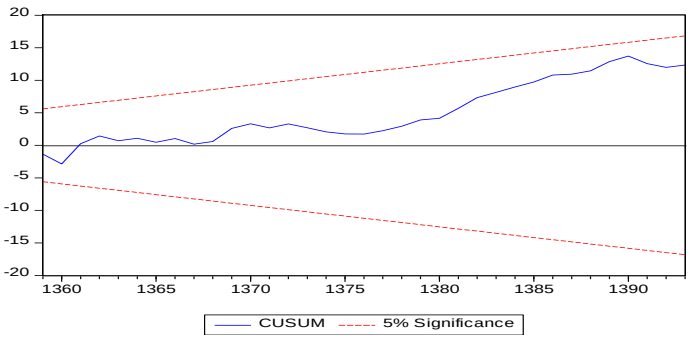
در مرحله بعد، رویکرد باند جهت تشخیص ارتباط هم‌انباشتگی میان متغیرهای پژوهش در دو مدل به کار گرفته شده که نتایج در جدول (۴) ارائه شده است. همان‌طور که جدول نشان می‌دهد، مقدار آماره F برای هر دو مدل بزرگتر از باند (مقدار بحرانی) بالا است. بنابراین، می‌توان با اطمینان ۹۹ درصد فرضیه صفر عدم هم‌انباشتگی میان g و h را رد کرد. به عبارت دیگر، در هر یک از دو مدل، یک ارتباط تعادلی بلند مدت میان متغیرهای پژوهش وجود دارد. زمانی‌که متغیر g به عنوان وابسته در نظر گرفته می‌شود، ضریب متغیر توضیحی h در رابطه بلندمدت معادل ۰/۵۱۹۶ برآورد شده و در سطح اطمینان بالاتر از ۹۵ درصد به لحاظ آماری معنی‌دار است. این نشان می‌دهد که نرخ سود در بلندمدت اثر مثبت و معنی‌داری بر نرخ رشد تقاضای کل دارد. در مقابل، هنگامی‌که متغیر h به عنوان وابسته در نظر گرفته می‌شود، یک بردار هم‌انباشتگی میان متغیرها شناسایی می‌شود که در آن ضریب متغیر h معادل ۰/۶۹۹۸ برآورد و در سطح اطمینان ۹۹درصد معنی‌دار است. بنابراین، رشد تقاضا نیز در بلندمدت اثر مثبت و معنی‌داری بر نرخ سود دارد. در هر دو مدل، جزء روند زمانی نیز به لحاظ آماری معنی‌دار است اما به دلیل نامقید بودن عرض از مبدأ با آنکه این جزء در مدل حضور دارد اما در بردار بلندمدت ظاهر نشده است.

یک موضوع مهم در ارتباط با رویکرد $ARDL$، ثبات و پایداری پارامترهای مدل در طول زمان است. چنانچه پارامترهای مدل در طول دوره مطالعه باثبات نباشند، نتایج برآورد این پارامترها و استنباط‌های آماری در خصوص آنها از اعتبار لازم برخوردار نیستند. بنابراین، در این مطالعه، دو رویکرد رایج حاصل‌جمع تجمعی[2] $(CUSUM)$ و حاصل‌جمع تجمعی مجذورات[3] $(CUSUMSQ)$ که توسط براون[4] و دیگران (۱۹۷۵) پیشنهاد شده‌اند جهت بررسی پایداری مدل‌های برآورد شده

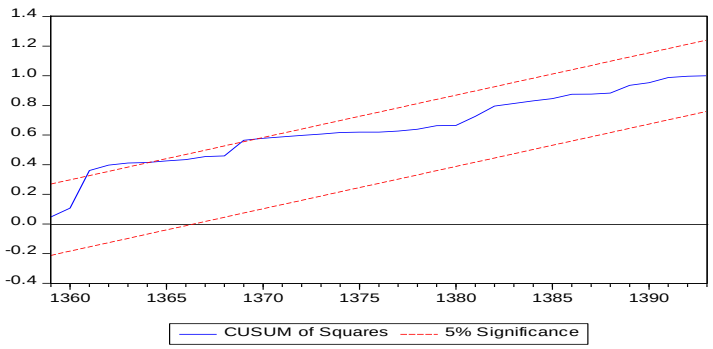
1. Jarque-Bera
2. Cumulative Sum
3. Cumulative Sums of Squares
4. Brown

مورد استفاده قرار می‌گیرند. هر یک از این رویکردها، فرضیه صفر پایداری را در مقابل فرضیه جایگزین عدم پایداری آزمون می‌کند. در این آزمون‌ها، مقادیر بحرانی به صورت دو خط مستقیم در طول زمان ترسیم می‌شوند. سپس، چنانچه آماره آزمون برای دوره‌های مختلف در بین خطوط بحرانی قرار گیرند، فرضیه صفر پایداری مدل نمی‌تواند در سطح معنی‌داری مورد نظر رد شود.

نتایج این آزمون‌ها برای مدل $ARDL$ با متغیر g به عنوان وابسته در نمودارهای (۲) و (۳) مشاهده می‌شوند.



نمودار ۲. آزمون پایداری $CUSUM$ برای مدل g

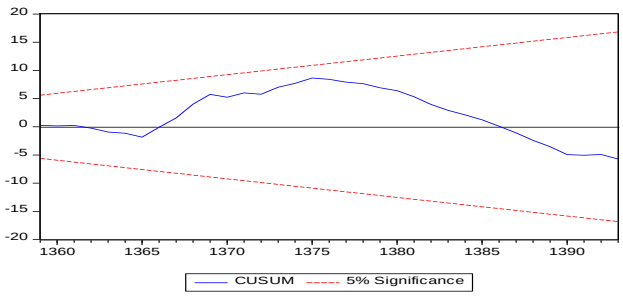


نمودار ۳. آزمون پایداری $CUSUMSQ$ برای مدل g

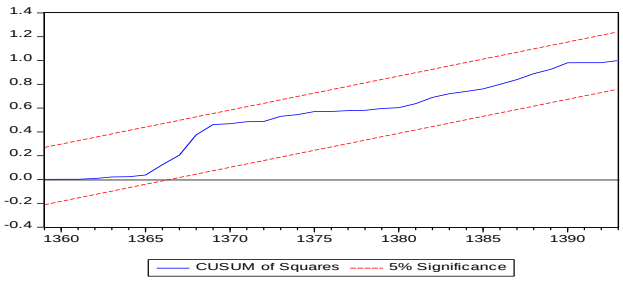
همان‌طور که ملاحظه می‌شود، براساس آزمون $CUSUM$ فرضیه صفر پایداری مدل نمی‌تواند در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد شود و پارامترهای مدل از ثبات لازم برخوردارند. آزمون $CUSUMSQ$ نیز این یافته را تأیید می‌کند. البته در خصوص این آزمون، مقدار آماره آزمون در

اوایل دوره مطالعه از مقدار بحرانی مربوطه تجاوز کرده است اما در دوره‌های بعدی مسأله برطرف شده است. با این حال، در سطح معنی‌داری ۲/۵ درصد آماره آزمون در تمامی نقاط زمانی درون منطقه بحرانی قرار می‌گیرد و فرضیه صفر پایداری مدل نمی‌تواند رد شود.

مقدار آماره و مقادیر بحرانی مربوط به آزمون ثبات پارامترها برای مدلی که در آن متغیر h به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شده‌است، در نمودارهای (۴) و (۵) ترسیم شده‌اند. با توجه به این‌که برای تمامی سال‌ها، مقدار آماره آزمون بین مقادیر بحرانی مربوط به سطح معنی‌داری ۵درصد قرار می‌گیرد، نمی‌توان فرضیه صفر پایداری مدل را در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد کرد. بنابراین، نتایج برآورد مدل‌های $ARDL$ از اعتباز لازم برخوردارند.



نمودار ۴. آزمون پایداری $CUSUM$ برای مدل h



نمودار ۵. آزمون پایداری $CUSUMSQ$ برای مدل h

ازآنجایی‌که آزمون‌های هم‌انباشتگی دلالت بر وجود ارتباط تعادلی بلندمدت میان متغیرها دارند، می‌توان با استفاده از یک مدل تصحیح خطا نحوه تعدیل انحرافات از مسیر بلندمدت و نیز اثرات کوتاه‌مدت را ارزیابی کرد. برای این منظور، با توجه به نتایج آزمون‌های تقارن در جدول (۳)، یک مدل تصحیح خطای متقارن مورد استفاده قرار می‌گیرد.

نتایج برآورد مدل تصحیح خطای متقارن در دو حالت که متغیرهای g و h به عنوان وابسته در نظر گرفته شده‌اند، در جدول (۵) گزارش شده است.

جدول ۵. نتایج برآورد مدل تصحیح خطا

متغیر وابسته							
Δg_t				Δh_t			
رگرسور	ضریب	انحراف معیار	p-value	رگرسور	ضریب	انحراف معیار	p-value
α	−۰/۲۷۵۷	۰/۰۴۳۹	۰/۰۰۰۰	α	۰/۳۶۴۰	۰/۰۷۹۴	۰/۰۰۰۰
d_t	۰/۱۴۳۴	۰/۰۲۹۶	۰/۰۰۰۰	d_t	−۰/۲۰۵۲	۰/۰۴۵۱	۰/۰۰۰۱
Δh_t	۰/۱۶۷۱	۰/۱۷۷۹	۰۳۵۳۷	Δh_{t-1}	۰/۱۸۲۰	۰/۱۱۲۵۷	۰/۵۱۷۹
Δh_{t-1}	۰/۲۷۳۵	۰/۱۴۶۴	۰/۰۶۹۸	Δh_{t-2}	−۰/۳۶۱۹	۰/۱۰۲۶	۰/۰۰۱۱
Δh_{t-2}	۰/۳۳۳۷	۰/۱۶۴۴	۰/۰۴۹۶	Δg_t	۰/۱۴۲۱	۰/۱۰۷۰	۰/۱۹۲۱
ξ_{t-1}	−۰/۹۹۸۲	۰/۱۵۸۳	۰/۰۰۰۰	ξ_{t-1}	−۰/۶۷۶۹	۰/۱۳۴۵	۰/۰۰۰۰
آزمون علیت کوتاه‌مدت				آزمون علیت کوتاه‌مدت			
آماره	مقدار	درجه آزادی	p-value	آماره	مقدار	درجه آزادی	p-value
F	۲/۸۳۶۸	(۳/۳۹)	۰/۰۵۰۵	t	۰/۱۴۲۱	۳۸	۰/۱۹۲۱

مأخذ: نتایج تحقیق

در این جدول، ξ_{t-1} وقفه اول عبارت تصحیح خطا (یا وقفه اول اجزاء خطای مستخرج از رابطه بلندمدت میان متغیرها) است و مقدار انحراف متغیر وابسته از مسیر تعادل بلندمدت خود در دوره زمانی $t-1$ را نشان می‌دهد. ضریب این عبارت نیز سرعت تعدیل نامیده می‌شود و بیان می کند که در هر دوره زمانی چه میزان از انحراف (مثبت یا منفی) از مسیر تعادلی بلندمدت تصحیح می‌شود. انتظار می‌رود که علامت این ضریب منفی باشد؛ در این صورت یک هم‌گرایی به مسیر بلندمدت وجود دارد و هر انحرافی از مسیر تعادلی بلندمدت در طول زمان تصحیح می‌شود. ضرایب Δها نیز بیان‌گر تعدیلات کوتاه‌مدت هستند. به عبارت دیگر، این ضرایب واکنش کوتاه‌مدت متغیرهای وابسته به وقفه‌های خود و دیگر متغیرها را نشان می‌دهند. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، تعداد وقفه‌های بهینه در مدل‌های تصحیح خطا یک واحد کمتر از تعداد وقفه‌های مدل $ARDL$ مربوطه است.

در خصوص مدل اول با Δg_t به عنوان متغیر وابسته، ضریب تعدیل مطابق انتظار دارای علامت منفی بوده و به لحاظ آماری در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنی‌دار است. مقدار این ضریب (۰/۹۹۸۲-) نشان می‌دهد که در هر دوره زمانی ۹۹/۸۲ درصد انحرافات از مسیر تعادلی بلندمدت تعدیل می‌شوند. نتایج مربوط به اثرات کوتاه‌مدت نیز نشان می‌دهند که تغییر در سهم سود (h) در همان دوره تأثیر معنی‌داری بر نرخ رشد تقاضای کل (g) ندارد؛ اما، یک و دو دوره بعد در سطوح اطمینان قابل قبولی منجر به تغییر مثبت نرخ رشد تقاضا می‌شود. نتایج آزمون علیت گرنجری کوتاه‌مدت نیز در بخش پایانی جدول گزارش شده است. با توجه به مقدار آماره F، فرضیه صفری که ضرایب کوتاه‌مدت (ضرایب Δh_t، Δh_{t-1} و Δh_{t-2}) به طور همزمان برابر صفر هستند به لحاظ آماری رد می‌شود. به عبارت دیگر، سهم سود در کوتاه‌مدت علت گرنجری نرخ رشد تقاضای کل است. همچنین، معنی‌داری آماری ضریب تعدیل نشان می‌دهد که یک ارتباط علّی بلندمدت نیز بین متغیرهای مورد نظر برقرار است.

نتایج مربوط به مدل دوم با Δh_t به عنوان متغیر وابسته نیز نشان می‌دهند که سرعت تعدیل معادل ۰/۶۷۶۹- برآورد شده است و در سطح اطمینان ۹۹درصد از نظر آماری معنی‌دار است. این ضریب نشان می‌دهد که اگر یک انحراف از مسیر تعادلی بلندمدت به وجود آید، در هر دوره زمانی ۶۷/۶۹درصد از این انحراف تعدیل می‌شود. تفسیر مرتبط دیگر این است که علیت گرنجری بلندمدت از رشد تقاضای کل (g_t) به سهم سود (h_t) وجود دارد. علاوه بر این، تغییرات کوتاه‌مدت سهم سود در هر دوره (Δh_t) فقط تابعی از تغییرات رشد تقاضا در همان دوره (Δg_t) است که به لحاظ آماری معنی‌دار نیست. به عبارت دیگر، در کوتاه‌مدت، رشد تقاضای کل تأثیری بر سهم سود ندارد. این نتیجه در فرم آزمون علیت گرنجری کوتاه‌مدت در پایان جدول گزارش شده است؛ و بیان می‌کند که رشد تقاضای کل علت کوتاه‌مدت سهم سود نیست.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در ادبیات نظری، ارتباط دوطرفه میان توزیع عاملی درآمد و تقاضای کل وجود دارد. از یک طرف، مدل پساکینزی نشان می‌دهد که مزد هم در هزینه تولید و هم در تقاضای کل نقش دارد. با

افزایش سهم سود (کاهش سهم مزد) انتظار می‌رود مخارج مصرفی کاهش ولی مخارج سرمایه‌گذاری افزایش یابد. در این شرایط، افزایش سهم سود می‌تواند خالص صادرات را نیز با توجه به کاهش هزینه هر واحد نیروی کار (ناشی از کاهش مزد) افزایش دهد. بنابراین، براساس این مدل، دو نوع رژیم رشد (تقاضا) شناسایی می‌شود؛ رژیم مزد-محور (رکودگرا) که افزایش سهم سود تقاضای کل را کاهش می‌دهد و رژیم سود محور (رونق‌گرا) که افزایش سهم سود منجر به افزایش تقاضای کل می‌شود. از طرف دیگر، استفاده از ظرفیت‌های بالاتر درآمد سود بالاتری را به دنبال دارد. ازآنجایی‌که، استفاده از ظرفیت‌ها انعکاس دهنده‌ی تقاضای کل است، می‌توان نتیجه گرفت که رشد تقاضای کل درآمد سود را فزایش می‌دهد.

در این پژوهش، ارتباط بلندمدت و کوتاه‌مدت میان توزیع عاملی درآمد و تقاضای کل با استفاده از داده‌های سری زمانی سالانه سهم سود (به عنوان نماینده توزیع عاملی درآمد) و رشد GDP (به عنوان نماینده رشد تقاضای کل) برای ایران در دوره ۱۳۹۳-۱۳۴۶ ارزیابی شده است. نتایج آزمون‌های ریشه واحد نامتقارن نشان می‌دهد که متغیر رشد اقتصادی مانا و متغیر سهم سود دارای یک ریشه واحد است. همچنین، براساس نتایج آزمون باند مبتنی بر مدل $ARDL$، اگر هر کدام از متغیرها به عنوان متغیر وابسته یا درون‌زا در نظر گرفته شود یک ارتباط تعادلی بلندمدت میان دو متغیر وجود دارد که با توجه به بردارهای هم‌انباشتگی، در بلندمدت، سهم سود و رشد اقتصادی مطابق انتظارات تئوریکی اثرات مثبت و معنی‌داری بر یکدیگر دارند.

به منظور ارزیابی مکانیسم تعدیلات بلندمدت، یک مدل تصحیح خطا به کار گرفته شده است. نتایج نشان می‌دهند که وقتی رشد اقتصادی به عنوان متغیر درون‌زا در نظر گرفته می‌شود در هر دوره زمانی ۹۹/۸۲درصد از انحرافات از تعادل بلندمدت تصحیح می‌شود. این سرعت تعدیل بالا گویای آن است که ارتباط بلندمدت میان متغیرها بسیار قوی است. همچنین، وقتی که متغیر سهم سود به عنوان متغیر درون‌زا وارد مدل می‌شود، سرعت تعدیل انحرافات از مسیر تعادلی بلندمدت ۶۷/۶۹درصد برآورد می‌شود. ازآنجایی‌که در هر دو مدل ضرایب تعدیل به لحاظ آماری معنی‌دار هستند، استدلال می‌شود که در بلندمدت یک ارتباط علّی دوطرفه میان متغیرهای پژوهش وجود دارد. در ارزیابی اثرات کوتاه‌مدت میان متغیرها، نتایج حاصل از برآورد مدل تصحیح خطا

حاکی از آن است که رشد اقتصادی هیچ گونه اثر کوتاه‌مدتی بر سهم سود ندارد. در مقابل، تغییر در سهم سود در همان دوره اثر معنی‌داری بر رشد اقتصادی ندارد ولی در یک و دو دوره بعد منجر به تغییر این متغیر در همان جهت می‌شود. آزمون فرضیه مشترک در خصوص ضرایب کوتاه‌مدت نیز دلالت دارد که سهم سود علت گرنجری رشد اقتصادی است.

در مجموع، یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهند که در بلندمدت ارتباط علّی دوطرفه مثبت میان سهم سود و رشد اقتصادی وجود دارد ولی در کوتاه‌مدت ارتباط علّی یکطرفه مثبت از سهم سود به رشد اقتصادی برقرار است. مهم‌ترین دستاورد پژوهش این است که رژیم تقاضای کل در ایران در هر دو افق زمانی کوتاه‌مدت و بلندمدت سود محور تلقی می‌شود. این دلالت دارد که اثر مثبت افزایش سهم سود بر خالص صادرات و مخارج سرمایه‌گذاری قادر به جبران اثر منفی آن بر مخارج مصرفی است.

یافته‌های این پژوهش دلالت‌های سیاستی بسیار مهمی دارند. اقتصاددانان پساکینزی بیکاری را نتیجه کمبود تقاضا در بازار کالا می‌دانند. با توجه به آنکه اقتصاد ایران در شرایط رکودی به سر می‌برد، افزایش سهم سود و به دنبال آن افزایش تقاضای کل می‌تواند طبق دیدگاه اقتصاددانان پساکینزی موجب افزایش اشتغال و برون‌رفت از رکود شود. بنابراین، به‌کارگیری تکنولوژی‌های سرمایه‌بر به جای تکنولوژی‌های کاربر سهم سود را افزایش می‌دهد و در نتیجه منجر به افزایش تقاضای کل و رشد اقتصادی می‌شود. از طرف دیگر، با توجه به نتایج، افزایش تقاضا شرایط را برای رشد سهم سود فراهم می‌آورد. به عبارت دیگر، سهم سود و تقاضای کل اثر هم‌افزایی بر یکدیگر دارند. چنین مکانیسمی منتج به افزایش هرچه بیشتر سهم سود و رشد اقتصادی می‌شود. مسأله مهم این است که رشد بالای اقتصادی زمانی می‌تواند موجب افزایش رفاه جامعه شود که توزیع درآمد حاصل از آن از نابرابری کمتری برخوردار باشد. در واقع، حمایت دولت از تکنولوژی‌های سرمایه‌بر گرچه منجر به افزایش سهم سود و بنابراین رشد اقتصادی می‌شود، اما می‌تواند درجه نابرابری توزیع درآمد را به نفع سرمایه‌داران و به ضرر نیروی کار افزایش دهد. در این شرایط، دولت می‌تواند با استفاده از سیاست‌های مالی مناسب نابرابری توزیع درآمد را کاهش دهد.

منابع

ابونوری، اسمعیل و محبوبه فراهتی (۱۳۹۵)، "رابطهٔ بین توزیع عاملی درآمد و تقاضای کل در ایران براساس یک مدل پساکینزی"، *مجله تحقیقات اقتصادی*، دوره ۵۱، شماره ۳، صص ۵۳۹-۵۱۷.

ابونوری، اسمعیل و محبوبه فراهتی (۱۳۹۵)،"رشد اقتصادی در ایران؛ دیدگاه پساکینزینها"، *فصلنامه علمی پژوهشی، پژوهشهای رشد و توسعه اقتصادی*، سال ۷، شماره ۲۵، صص ۴۶-۳۳.

ابونوری، اسمعیل؛ سوری، علی و محبوبه فراهتی (۱۳۹۶)، "ارتباط میان بیکاری، توزیع درآمد و تقاضای مؤثر در ایران: رهیافت SVAR پساکینزی"، *فصلنامه علمی پژوهشی، پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، سال ۱۷، شماره ۴، صص ۲۰-۱.

Bhaduri A. and S.A. Marglin (1990), "Unemployment and the Real Wage: the Economic Basis for Contesting Political Ideologies", *Cambridge Journal of Economics*, Vol. 14, No. 4, pp. 375-393.

Blecker R.A. (1989), "International Competition, Income Distribution and Economic Growth", *Cambridge Journal of Economics*, Vol. 13, No. 3, PP. 395-412.

Bowles S. and R. Boyer (1995), "Wages Aggregate Demand and Employment in an Open Economy: an Empirical Investigation in G Epstein and H Gintis (eds): Macroeconomic Policy after the Conservative Era. Studies in Investment, Saving and Finance. (Cambridge: Cambridge University Press), Cambridge, M. A. (1934)", *Harvard University Press. Economics*, No. 29, pp. 213-248.

Brown R.L., Durbin J. and J.M. Evans (1975), "Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over time", *Journal of the Royal Statistical Society, Series B (Methodological)*, Vol. 37, No. 2, PP. 149-192.

Chaiechi T. (2012), "Financial Development Shocks and Contemporaneous Feedback Effect on key Macroeconomic Indicators: A Post Keynesian Time Series Analysis", *Economic Modelling*, Vol. 29, No. 2, PP. 487-501.

Chan K.S. (1993), "Consistency and limiting Distribution of the least Squares Estimator of a Threshold Autoregressive Model", *The annals of statistics*, Vol.21, No. 1, PP. 520-533.

Ederer S. and E. Stockhammer (2007), *Wages and Aggregate Demand in France. An Empirical Investigation, in Hein, E. and Truger, A. (eds), Money, Distribution, and Economic Policy – Alternatives to Orthodox Macroeconomics*. Cheltenham, Edward Elgar, pp. 119–138.

Enders W. (2001). "Improved Critical Values for the Enders-Granger Unit-root Test", *Applied Economics Letters*, Vol. 8, No. 4, PP. 257-261.

Enders W. and S. Dibooglu (2001), "Long-run Purchasing Power Parity with Asymmetric Adjustment", *Southern Economic Journal*, Vol. 68, No. 2, PP. 433-445.

Enders W. and C.W.J. Granger (1998), "Unit-root Tests and Asymmetric Adjustment with an Example Using the Term Structure of Interest Rates", *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 16, No. 3, PP. 304-311.

Enders W. and P.L. Siklos (2001), Cointegration and Threshold Adjustment", *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 19, No. 2, PP. 166-176.

Goodwin R.M. (1967), A Growth Cycle. in: Carl Feinstein, Editor, Socialism, capitalism, and Economic Growth, Cambridge, UK: Cambridge University Press.

Gordon D. (1995a), *Growth Distribution, and the Rules of the Game: Social Structuralist Macro Foundations for a Democratic Economic Policy, in: Epstein, G., Gintis, H. (eds): Macroeconomic Policy After the Conservative Era, Studies in Investment, Saving and Finance*. Cambridge University Press, Cambridge/UK.

Gordon D. (1995b), *Putting the Horse (back) before the Cart: Disentangeling the Macro Relationship between Investment and Saving, in: Epstein, G., Gintis, H. (eds): Macroeconomic Policy After the Conservative Era, Studies in Investment, Saving and Finance*, Cambridge University Press, Cambridge/UK.

Granger C.W. (1981), "Some Properties of Time Series Data and their use in Econometric Model Specification", *Journal of econometrics*, Vol. 16, No, 1, PP. 121-130.

Hein E. (2007), "Interest Rate, Debt, Distribution and Capital Accumulation in a Post-Kaleckian Model", *Metroeconomica*, Vol. *58, No.* 2, PP. 310-339.

Hein E. and C. Schoder (2011), "Interest Rates Distribution and Capital Accumulation–A Post-Kaleckian Perspective on the US and Germany", *International Review of Applied Economics*, Vol. 25, No. 6, PP. 693-723.

Hein E. and L.Vogel (2008), "Distribution and Growth Reconsidered: Empirical Results for six OECD Countries", *Cambridge journal of Economics*, Vol. 32, No. 3, PP. 479-511.

Jetin B. and O.E. Kurt (2016), "Functional Income Distribution and Growth in Thailand: A post Keynesian Econometric Analysis", *Journal of Post Keynesian Economics*, Vol. 39, No. 3, PP. 334-360.

Kalecki M. (1954), *Theory of Economic Dynamics. Reprinted in J. Osiatynski (ed): Collected Works of Michal Kalecki*, Vol. 1, Oxford, Clarendon Press.

Kaldor N. (1956), "Alternative theories of distribution", *Review of Economic Studies*, vol. 23, PP. 83-100.

Keynes John M. (1936), *the General Theory of Employment, Interest, and Money*. London: Macmillan.

Lavoie M. (1995), "Interest Rates in Post-Keynesian Models of Growth and Distribution", *Metroeconomica*, Vol. 46, No. 2, PP. 146-177.

Molero Simarro R. (2011), "Functional Distribution of Income and Economic Growth in the Chinese Economy, 1978-2007", *School of Oriental and African Studies, Department of Economics Working Papers*, No.168.

Molero Simarro R. (2015), "Functional Distribution of Income and Economic Growth in the Chinese Economy, 1978-2007", *International Review of Applied Economics*, Vol. 29, No. 4, PP. 435-454.

Naastepad C.W.M. and S. Storm (2006/7), "OECD Demand Regimes (1960-2000)", *Journal of Post Keynesian Economics*, Vol. 29, No. 2, PP. 211-246.

Naastepad C.W.M. (2006), "Technology Demand and Distribution: a Cumulative Growth Model with an Application to the Dutch Productivity Growth Slowdown", *Cambridge Journal of Economics*, Vol. 30, No. 3, PP. 403-434.

Onaran Ö. and E. Stockhammer (2005), "Do Profits Affect Investment and Employment? An Empirical Test based on the Bhaduri –Marglin Model". *Working Papers Series "Growth and Employment in Europe: Sustainability and Competitiveness*", Vol. 44, No. 1, PP. 65-89.

Onaran, Ö. & E. Stockhammer (2008), "Income distribution, growth, and conflict: The aggregate demand nexus", METU Studies in Development, Vol. 35, No. 1, PP. 209-224.

Onaran, Ö. and G. Galanis (2012), "Is Aggregate Demand Wage-led or Profit-led? National and Global Effects", *ILO Working Papers*, Conditions of Work and Employment Series No. 40, Geneva.

Ouattara, B. (2004), *Foreign Aid and Fiscal Policy in Senegal*, Manchester: Mimeo University of Manchester.

Pesaran M.H. and Y. Shin (1998), "An Autoregressive Distributed-lag Modelling Approach to Cointegration Analysis", *Econometric Society Monographs*, Vol. 31, PP. 371-413.

Pesaran M.H., Shin Y. and R.J. Smith (1996). "Testing for the Existence of a long-run Relationship", (No. 9622). *Faculty of Economics*, University of Cambridge.

Pesaran M.H., Shin Y. and R.J. Smith (2001), "Bounds Testing Approaches to the Analysis of level Relationships", *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 16, No.3, PP. 289-326.

Ricardo D. (1891). "Principles of Political Economy and Taxation", *G. Bell.*

Rowthorn R. (1995), "Capital Formation and Unemployment", *Oxford Review of Economic Policy*, Vol. 11, No. 1, PP. 26-39.

Shin Y., Yu B. and M. Greenwood-Nimmo (2014), "Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework, In Festschrift in Honor of Peter Schmidt", Springer, New York, NY. pp. 281-314.

Stockhammer E. and Ö. Onaran (2004), "Accumulation Distribution and Employment: a Structural VAR Approach to a Post-Keynesian Macro Model", *Structural Change and Economic Dynamics*, Vol. 15, PP. 421-447.

Stockhammer E., Onaran Ö. And S. Ederer (2008), "Functional Income Distribution and Aggregate Demand in the Euro Area", *Cambridge Journal of Economics*, Vol.33, No. 1, PP. 139-159.

Tsay R.S. (2005), *Analysis of Financial Time Series* (Vol. 543), John Wiley & Son.

Vujčić B., Deskar-Škrbić M., Ratkovski Z. and J. Zrnc (2014), "Functional Distribution of Income and Economic Activity in Croatia: Post-Keynesian approach", *Zb. rad. Ekon. fak. Rij*, Vol. 32, No. 1, PP. 53-73.