

## رابطه بین توزیع عاملی درآمد و تقاضای کل در ایران بر اساس یک مدل پساکینزی<sup>۱</sup>

اسمعیل ابونوری<sup>۲\*</sup>، محبوبه فراهتی<sup>۳</sup>

۲. استاد اقتصادسنجی و آمار اجتماعی، بخش اقتصاد دانشگاه سمنان،

Esmail.abounoori@gmail.com

۳. دانشجوی دکترای علوم اقتصادی، بخش اقتصاد دانشگاه سمنان، m.farahati@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۰۶/۳۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۱۱/۲۵

### چکیده

هدف اصلی این پژوهش تعیین رژیم رشد در ایران بر اساس تحلیل‌های اقتصاد باز در مدل بهادوری و مارگلین (۱۹۹۰) بوده است. این مدل که به صورت گسترده در اقتصاد پساکینزی مورد استفاده قرار گرفته است، یک مدل کلان کالکین - پساکینزین می‌باشد که بر محور تقاضای مؤثر قرار دارد. بهادوری و مارگلین (۱۹۹۰)، با در نظر گرفتن مزد به‌عنوان یکی از اقلام هزینه و نیز جزئی از تقاضای کل، هر دو رژیم سود محور و مزد محور را در نظر گرفته و به بررسی اثر توزیع عاملی درآمد بر تقاضای کل پرداخته‌اند. با در نظر گرفتن مازاد عملیاتی ناخالص، جبران خدمات کارکنان، مخارج مصرفی، مخارج سرمایه‌گذاری، استفاده از ظرفیت‌های موجود، سهم سود، نرخ ارز اسمی و خالص صادرات، نخست اثر تغییر سهم سود بر سهم مخارج مصرفی، سهم مخارج سرمایه‌گذاری و سهم خالص صادرات از GDP طی سال‌های ۱۳۵۸-۱۳۹۲ در معادلاتی مجزا ارزیابی شده است. سپس اثر سهم سود بر تقاضای کل، با جمع اثرات جزئی برآورد شده است. نتایج نشان داده است که توزیع دوباره درآمد به نفع سود، منجر به کاهش سهم مخارج مصرفی، افزایش سهم مخارج سرمایه‌گذاری و همچنین افزایش سهم خالص صادرات از GDP می‌شود. بر اساس نتایج حاصل، رژیم تقاضای داخلی در ایران سود محور می‌باشد و با توجه به اثر مثبت سهم سود بر رقابت‌پذیری بین‌المللی، رژیم تقاضای کل نیز سود محور است.

طبقه‌بندی JEL: E12, E20, E22, E25

واژه‌های کلیدی: اقتصاد پساکینزی، رشد، توزیع درآمد، مصرف، سرمایه‌گذاری، خالص

صادرات

۱. این مقاله از پایان نامه دکترای محبوبه فراهتی با عنوان «ارتباط میان اشتغال، توزیع درآمد و تقاضای مؤثر در ایران: رهیافت PSVAR پساکینزی»، تحت راهنمایی اسمعیل ابونوری در دانشگاه سمنان استخراج شده است.

\* نویسنده مسئول، ۰۹۱۱۱۱۲۱۷۶

## ۱. مقدمه

طبق دیدگاه اقتصاددانان پساکینزی، توزیع درآمد عواملی تعیین کننده سیکل های تجاری و مکانیزم رشد می باشد. برخی از مدل های پساکینزی همانند مدل بهادوری و مارگلین<sup>۱</sup> (۱۹۹۰)، رابطه میان توزیع درآمد و تقاضای کل را ارزیابی کرده و نشان داده اند که دو نوع رژیم رشد<sup>۲</sup> (تقاضا) وجود دارد؛ رژیم مزد-محور<sup>۳</sup> (رکودگرا<sup>۴</sup>) که افزایش در سهم سود (کاهش سهم مزد) تقاضای کل را کاهش می دهد و رژیم سود محور<sup>۵</sup> (رونق گرا<sup>۶</sup>) که افزایش در سهم سود، با افزایش تقاضای کل همراه است. بهادوری و مارگلین بر اساس یک مدل کلان کالکین-پساکینزین<sup>۷</sup> که بر محور تقاضای مؤثر<sup>۸</sup> قرار دارد، مزد را به عنوان مهم ترین جزء هزینه تولید و مهم ترین تعیین کننده تقاضای کل در نظر گرفته و اثر تغییر توزیع درآمد بر اجزاء تقاضا و به دنبال آن تقاضای کل را با فرمول بندی مجدد منحنی IS و برونزا فرض کردن تغییر مزد واقعی اندازه گیری کرده اند.

در مدل های کالکین کلاسیک، کاهش مزد برای یک اقتصاد بسته منجر به کاهش تقاضا می شود و رژیم رشد مزد محور می باشد (کالکی ۱۹۵۴ و بلکر<sup>۹</sup> ۱۹۹۹). در مدل بهادوری و مارگلین که یک مدل پساکالکین تلقی می شود، اثر سهم سود بر سرمایه گذاری و در اقتصاد باز اثر آن بر خالص صادرات نیز در نظر گرفته شده و هر دو رژیم رشد مزد محور و سود محور را در بر می گیرد. در این مدل با اجرای سیاست بازتوزیع درآمد بین سود و مزد، تقاضای کل می تواند از طریق تغییر در تقاضای داخلی (شامل مخارج مصرفی و مخارج سرمایه گذاری) و همچنین تغییر در خالص صادرات تغییر کند، اگر سهم سود افزایش یابد (با توجه به کم تر بودن میل نهایی به مصرف سودبگیران)، انتظار می رود مخارج مصرفی کاهش یابد در مقابل سودآوری بالاتر، مخارج سرمایه گذاری را افزایش دهد. خالص صادرات نیز می تواند با توجه به کاهش هزینه هر واحد نیروی کار ناشی از کاهش مزد، افزایش یابد. اگر در اثر افزایش سهم سود تقاضای

- 
1. Bhaduri & Marglin
  2. Growth regime
  3. Wage-led
  4. Stagnationist
  5. Profit-led
  6. Exhilarationist
  7. Kaleckian-Post-Keynesian
  8. Effective Demand
  9. Blecker

کل افزایش یابد، رشد اقتصادی سود محور تلقی می‌شود. در مقابل، چنانچه افزایش سهم مزد سبب افزایش تقاضای کل شود، رشد اقتصادی مزد محور محسوب می‌گردد. در این پژوهش اثرات اقتصادی تغییر در توزیع عاملی درآمد (بین مزد و سود) در ایران به صورت تجربی ارزیابی می‌شود. برای این منظور، این مقاله در پنج بخش تدوین شده است. در بخش دوم، ادبیات موجود در زمینه مدل بهادوری و مارگالین در تعیین رژیم تقاضا مرور شده و بخش سوم، به تصریح مدل، جمع‌آوری و توصیف داده‌ها اختصاص یافته است. در بخش چهارم، اثر تغییر توزیع درآمد میان مزد و سود بر اجزای تقاضای کل ارزیابی و تفسیر شده است. سرانجام در بخش پنجم نتیجه‌گیری و پیشنهادات ارائه شده است.

## ۲. مرور ادبیات تحقیق

پایه نظری اقتصاد پساکینزی تقاضای مؤثر می‌باشد. کالکی از اقتصاددانان پساکینزی میان تئوری تقاضای مؤثر و توزیع درآمد ارتباط برقرار کرده و بازتوزیع درآمد بین کارگران و سرمایه‌داران را بر سطح تولید مؤثر دانسته با این دیدگاه که، میل نهایی به مصرف از مزد و سود متفاوت است. این ایده توسط کالدور و رابینسون<sup>۱</sup> تأیید شده و مبنایی برای مدل ارائه شده توسط بهادوری و مارگالین (۱۹۹۰) قرار گرفته است. مدل نظری در این پژوهش بر اساس تحلیل‌های اقتصاد باز در مدل بهادوری و مارگالین (۱۹۹۰) و همچنین مدل بلکر (۱۹۸۹) است. در این مدل‌ها یک اقتصاد باز بدون فعالیت اقتصادی دولت در نظر گرفته شده است که برای تولید نیازمند نهاده‌های وارداتی است و محصول تولید شده نیز در بازارهای بین‌المللی رقابت می‌کند. بنابراین، این اقتصاد قیمت‌پذیر نهاده‌های وارداتی است و قیمت محصول نهایی قابل رقابت در بازار جهانی نیز به صورت برون‌زا تعیین می‌گردد. نرخ ارز اسمی نیز که به وسیله سیاست‌های پولی و بازارهای مالی بین‌المللی تعیین می‌گردد، به صورت برون‌زا در نظر گرفته می‌شود.

به منظور ارزیابی اثر تغییر در توزیع درآمد بر فعالیت‌های اقتصادی و انباشت سرمایه، شرط تعادل در بازار کالا در یک اقتصاد باز بدون فعالیت اقتصادی دولت در شرایط واقعی در نظر گرفته می‌شود که پس‌انداز برنامه‌ریزی شده (S) باید برابر با حاصلجمع سرمایه‌گذاری خالص (I) و خالص صادرات (NX) کالا و خدمات باشد:

$$S = I + NX \quad (1)$$

1. Kaldor & Robinson

برای سادگی معادله (۱) به وسیله موجودی سرمایه واقعی (K) نرمال می‌شود که نتیجه آن رابطه تعادلی در بازار کالا بر اساس نرخ پس‌انداز ( $\sigma = S/K$ )، نرخ انباشت ( $g = I/K$ ) و نرخ خالص صادرات ( $b = NX/K$ ) می‌باشد:

$$\sigma = g + b \quad (2)$$

پس‌انداز قسمتی از مزد ( $S_w$ ) و سود ( $S_\pi$ ) می‌باشد. با توجه به آنکه کارگران در مقایسه با سرمایه‌داران درآمد پایین‌تری دارند و سهم بالاتری از درآمدشان را مصرف می‌کنند، میل به پس‌انداز از مزد 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 مزد و سود می‌باشد ( $h = \frac{\Pi}{W + \Pi}$ )، نرخ استفاده از ظرفیت‌های موجود ۱ برابر با نسبت تولید 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 طبق رابطه (۳) حاصل می‌شود:

$$\sigma = \frac{S_\pi + S_w}{K} = \frac{s_\pi \Pi + s_w (Y - \Pi)}{K}$$

$$\sigma = [s_w + (s_\pi - s_w)h] \frac{u}{v}, \quad 0 \leq s_w < s_\pi \leq 1 \quad (3)$$

سرمایه‌گذاری براساس مدل بهادوری و مارگالین مدل‌سازی می‌شود. در مدل بهادوری و مارگالین 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. افزایش هر واحد سود و در نتیجه آن افزایش سهم سود منجر به افزایش سرمایه‌گذاری می‌شود: از نظر کالکی سودآوری بالاتر که به معنای افزایش سود مورد انتظار می‌باشد، منجر به افزایش سرمایه‌گذاری می‌شود. با این دیدگاه با افزایش سودآوری، بنگاه‌ها می‌توانند از طریق وجوه داخلی بخش بزرگی از سرمایه‌گذاری را تأمین مالی نمایند و دسترسی به بازارهای سرمایه آسان می‌گردد. همچنین اثر استفاده از ظرفیت‌های بالاتر بر سرمایه‌گذاری مثبت است به این دلیل که بنگاه‌ها تمایل دارند ظرفیت اضافی را به منظور مواجه شدن با افزایش غیرمنتظره در تقاضا نگه‌داری کنند، بنابراین افزایش در استفاده از ظرفیت‌ها

منجر به انباشت سرمایه می‌شود (استیندل<sup>۱</sup>، ۱۹۵۲). مثبت بودن انباشت سرمایه داخلی مشروط به آن است که، نرخ سود مورد انتظار بزرگ‌تر از حداقل نرخ باشد که به وسیله نرخ سود خارجی یا نرخ بهره بازارهای مالی تعیین می‌شود؛ در هر دو حالت، این حداقل نرخ برون‌زا در نظر گرفته می‌شود:

$$g = \alpha + \beta u + \tau h, \quad \alpha, \beta, \tau > 0, \quad g > 0 \text{ only if } r \geq r_{\min} \quad (۴)$$

نرخ خالص صادرات به صورت مثبت تحت تأثیر رقابت‌پذیری بین‌المللی قرار دارد، بر این اساس می‌توان فرض کرد که شرط مارشال-لرنر<sup>۲</sup> برقرار است و قدر مطلق مجموع کشش صادرات و واردات نسبت به نرخ ارز بیشتر از یک می‌باشد: تحت این شرایط نرخ ارز واقعی ( $e_r$ ) اثر مثبت بر خالص صادرات خواهد داشت. علاوه بر این، خالص صادرات وابسته به رشد نسبی تقاضای داخلی و خارجی نیز می‌باشد، به گونه‌ای که اگر تقاضای داخلی با نرخ سریع‌تر از تقاضای خارجی رشد کنند، خالص صادرات کاهش می‌یابد. بنابراین، نرخ داخلی استفاده از ظرفیت‌های موجود اثر منفی بر خالص صادرات دارد:

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

نرخ ارز واقعی ( $e_r$ ) که به وسیله 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 خواهد داشت.

$$E_r = e_r(h), \quad \frac{\partial e_r}{\partial h} > 0 \text{ if } \Delta z > 0, \Delta m = 0$$

$$\frac{\partial e_r}{\partial h} < 0 \text{ if } \Delta z = 0, \Delta m > 0$$

بنگاه‌ها بر اساس مارک-آپ روی هزینه متغیر هر واحد که شامل هزینه مواد وارداتی و هزینه نیروی کار می‌باشد، می‌توانند محصولات خود را قیمت‌گذاری کنند. 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 خواهد یافت و نرخ ارز واقعی و در نتیجه آن رقابت‌پذیری بین‌المللی کاهش خواهد یافت، اما اگر با کاهش مزد

1. Steindl

2. Marshal-Lerner

اسمی و افزایش نسبت هزینه هر واحد مواد وارداتی به هزینه هر واحد نیروی کار سهم سود افزایش یابد، نرخ ارز واقعی و رقابت پذیری افزایش خواهد داشت. اثر تغییر توزیع درآمد بر تعادل در بازار کالا و پایداری این تعادل مد نظر می باشد. پایداری تعادل در بازار کالا مستلزم آنست که، به ازای تغییر در متغیر برونزای نرخ استفاده از ظرفیت های موجود، کشش پس انداز نسبت به مجموع کشش سرمایه گذاری و خالص صادرات بیشتر باشد:

$$\frac{\partial \sigma}{\partial u} - \frac{\partial g}{\partial u} - \frac{\partial b}{\partial u} > 0 \longrightarrow [s_w + (s_{\pi} - s_w)h] \frac{1}{v} - \beta + \phi > 0 \quad (7)$$

در تعادل نرخ استفاده از ظرفیت های موجود و همچنین نرخ انباشت سرمایه طبق روابط زیر حاصل می شود:

$$u^* = \frac{a + \tau h + \Psi e_r(h)}{[s_w + (s_{\pi} - s_w)h] \frac{1}{v} - \beta + \phi} \quad (8)$$

$$g^* = a + \frac{\beta [a + \tau h + \Psi e_r(h)]}{[s_w + (s_{\pi} - s_w)h] \frac{1}{v} - \beta + \phi} + \tau h \quad (9)$$

که استفاده از ظرفیت های موجود در حالت تعادلی فعالیت تولیدی را با ظرفیت تولید مشخص نشان می دهد و انباشت سرمایه تعادلی توسعه ظرفیت تولید یا تولید بالقوه را تعیین می کند. اثر تغییر در سهم سود بر نرخ استفاده از ظرفیت های موجود و انباشت سرمایه با استفاده از معادلات (۸a) و (۹a) محاسبه می شود:

$$\frac{\partial u}{\partial h} = \frac{\tau - (s_{\pi} - s_w) \frac{u}{v} + \Psi \frac{\partial e_r}{\partial h}}{[s_w + (s_{\pi} - s_w)h] \frac{1}{v} - \beta + \phi} \quad (8a)$$

$$\frac{\partial g}{\partial h} = \frac{\tau \left( \frac{s_w}{v} + \phi \right) + (s_{\pi} - s_w) \left( \tau \frac{h}{v} - \beta \frac{u}{v} \right) + \beta \Psi \frac{\partial e_r}{\partial h}}{[s_w + (s_{\pi} - s_w)h] \frac{1}{v} - \beta + \phi} \quad (9a)$$

با توجه به صورت کسر در معادله ۸a مشاهده می شود که در تعادل، اثر کل بازتوزیع درآمد بر استفاده از ظرفیت های موجود شامل سه اثر می باشد: نخست اثر مثبت از طریق تقاضای سرمایه گذاری ( $\tau$ )، دوم اثر منفی از طریق تقاضای مصرفی  $(- (s_{\pi} - s_w) \frac{u}{v})$  و سوم اثر نامعین خالص صادرات  $(\Psi \frac{\partial e_r}{\partial h})$  که جهت آن بسته به منبع بازتوزیع می تواند مثبت یا منفی باشد. برای انباشت سرمایه تعادلی نیز نتیجه ای مشابه حاصل می شود. همان طور که از معادله ۹a مشاهده می شود، در صورت کسر با افزایش هر واحد سود ابتدا یک اثر مثبت  $(\tau (\frac{s_w}{v} + \phi))$  خواهیم داشت، سپس یک اثر نامستقیم از طریق تقاضای مصرفی و استفاده از ظرفیت های موجود  $((s_{\pi} - s_w) (\tau \frac{h}{v} - \beta \frac{u}{v}))$  و در نهایت اثر نامستقیم از طریق خالص صادرات

$(\beta\Psi \frac{\partial e_r}{\partial h})$ ، که این دو اثر می‌تواند مثبت یا منفی باشد، بنابراین در تعادل، اثر کل افزایش سهم سود بر استفاده از ظرفیت‌های موجود و انباشت سرمایه یک جهت نمی‌باشد.

در مدل مارگلین-بهادوری (۱۹۹۰) که به صورت گسترده در اقتصاد پساکینزی استفاده شده است، افزایش مزد به عنوان جزئی از تقاضای کل، افزایش مصرف را به دنبال دارد، در حالی که به علت افزایش هزینه تولید، سرمایه‌گذاری و صادرات را کاهش می‌دهد. پرسشی که مطرح می‌شود آنست که، آیا اثر مثبت افزایش سهم مزد بر مصرف داخلی، غالب بر اثر منفی آن بر سرمایه‌گذاری و صادرات است؟ که پاسخ این پرسش تعیین‌کننده نوع رژیم تقاضا می‌باشد.

در ادامه مطالعات انجام شده بر مبنای مدل بهادوری و مارگلین به اختصار بیان می‌شود. در اولین مطالعه، بولز و بایر<sup>۱</sup> (۱۹۹۵)، اثرات بازتوزیعی روی تقاضای کل شامل مصرف، سرمایه‌گذاری و خالص صادرات را به صورت مجزا برآورد کرده و حاصلجمع اثرات جزیی را به منظور تعیین نوع رژیم رشد مورد توجه قرار داده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که تقاضای داخلی در کشورهای آلمان، فرانسه، ایالت متحده و بریتانیا مزد محور است، در حالی که 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<sup>۲</sup> (۱۹۹۵a)، مصرف و سرمایه‌گذاری را تابعی از توزیع درآمد در نظر گرفته و با استفاده از مدل VAR اثرات آنها را برآورد نمود. گوردون (b) (۱۹۹۵)، مدل مورد نظر را برای اقتصادی باز مانند آمریکا گسترش داده و واکنش تقاضای کل را نسبت به توزیع درآمد بر اساس تحلیل VAR بررسی کرده است؛ نتایج نشان می‌دهد که رژیم رشد در آمریکا از نوع سود محور می‌باشد. هین و کرامر<sup>۳</sup> (۱۹۹۷)، همچون هین و اچسن<sup>۴</sup> (۲۰۰۳)، مدلی را بر اساس بهادوری و مارگلین (۱۹۹۰) برای اقتصاد بسته مورد استفاده قرار داده‌اند. در مطالعه هین و کرامر، توزیع، انباشت و رشد به صورتی نظری تحلیل شده است، در حالی که در مطالعه هین و اچسن، با در نظر گرفتن نرخ بهره به عنوان یک متغیر برون‌زا، مدل گسترش یافته است و رژیم‌های مختلف انباشت، وابسته به حساسیت تابع پس‌انداز و تابع سرمایه‌گذاری نسبت

1. Bowles & Boyer  
2. Gordon  
3. Hein & Krämer  
4. Ochsens

به توزیع درآمد با جزئیات شرح داده شده است. ینتورک<sup>۱</sup> و اناران (۲۰۰۱)، واکنش سرمایه‌گذاری را نسبت به تقاضا و سهم سود برای ۲۶ صنعت در دوره ۱۹۷۵-۱۹۹۵ در ترکیه مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان می‌دهد که الگوی انباشت در ترکیه مزد محور می‌باشد. استوکهامر و اناران<sup>۲</sup> (۲۰۰۴)، یک مدل VAR ساختاری را شامل انباشت سرمایه، استفاده از ظرفیت‌های موجود، نرخ بیکاری و رشد بهره‌وری نیروی کار برای فرانسه، ایالت متحده آمریکا و بریتانیا برآورد کرده‌اند. نتایج نشان داده است بیکاری به وسیله بازار کالا تعیین می‌شود و تأثیر توزیع درآمد بر اشتغال و تقاضا بسیار ضعیف می‌باشد. اناران و استوکهامر (۲۰۰۵)، با استفاده از یک مدل VAR ساختاری شامل انباشت سرمایه، استفاده از ظرفیت‌های موجود، نرخ بیکاری و خالص صادرات نشان داده‌اند در حالت اقتصاد باز رژیم تقاضا در کوتاه‌مدت برای ترکیه و در بلندمدت برای کره جنوبی به صورت مزد محور می‌باشد. ناستپد<sup>۳</sup> (۲۰۰۶)، توابع مربوط به پس‌انداز، سرمایه‌گذاری و صادرات را در قالب معادلات مجزا برآورد کرده است. بر اساس نتایج حاصل، رژیم تقاضا در هلند در طول دوره ۱۹۶۰-۲۰۰۰ به صورت مزد محور تلقی شده است. همچنین استورم<sup>۴</sup> و ناستپد (۲۰۰۶/۲۰۰۷)، رژیم تقاضای کل برای فرانسه، آلمان، ایتالیا، هلند، اسپانیا و بریتانیا را مزد محور و برای ایالات متحده و ژاپن را از نوع سود محور نتیجه گرفته‌اند. در هر دو مطالعه فرض شده است واردات به صورت خطی بر اساس تولید داخلی افزایش می‌یابد و سهم سود هیچ اثر مستقیمی بر این متغیر ندارد. ایدرر<sup>۵</sup> و استوکهامر (۲۰۰۷)، با در نظر گرفتن روش معادله مجزا و برآورد توابع مصرف، سرمایه‌گذاری و صادرات نشان داده‌اند رژیم تقاضای کل در فرانسه در حالت اقتصاد بسته از نوع مزد محور و در اقتصاد باز از نوع سود محور می‌باشد. هین و وگل<sup>۶</sup> (۲۰۰۸)، با در نظر گرفتن داده‌های سالانه طی دوره ۱۹۶۰-۲۰۰۵ برای شش کشور عضو OECD نشان داده‌اند رژیم تقاضای داخلی در کشورهای آلمان، فرانسه، ایالات متحده آمریکا و بریتانیا مزد محور و در کشورهای هلند و اتریش سود محور است. در استرالیا رژیم تقاضای داخلی مزد محور می‌باشد، در حالی که با در نظر گرفتن اثر توزیع بر تجارت خارجی رژیم رشد سود محور خواهد بود. استوکهامر، اناران و ایدرر (۲۰۰۹)، با

1. Yentürk
2. Stockhammer & Onaran
3. Naastepad
4. Storm
5. Ederer
6. Vogel



در نظر گرفتن یک مدل کلان پسا-کالکین و برآورد توابع مصرف، سرمایه‌گذاری و خالص‌صادرات نشان داده‌اند که رژیم تقاضای داخلی در اتحادیه اروپا مزد محور می‌باشد و با در نظر گرفتن اثر توزیع درآمد بر تجارت خارجی نیز رژیم تقاضا مزد محور خواهد بود. در ارتباط با کشورهای در حال توسعه، مالرو سیمارو<sup>۱</sup> (۲۰۱۱) در چین و جتین و کورت<sup>۲</sup> (۲۰۱۱) در تایلند نشان داده‌اند رژیم تقاضا به صورت سود محور می‌باشد. اناران و گالانیس<sup>۳</sup> (۲۰۱۲) با در نظر گرفتن روش معادله مجزا نشان داده‌اند که رژیم تقاضا در دو کشور ترکیه و ژاپن در سطح ملی به صورت مزد محور می‌باشد و رژیم تقاضا برای کشورهای چین، آفریقای جنوبی، مکزیک، آرژانتین و هند در سطح ملی به صورت سود محور است.

### ۳. روش تحقیق

متغیرهای مورد استفاده در این پژوهش استفاده از ظرفیت‌های موجود، درآمد حاصل از مزد، درآمد حاصل از سود، هزینه مصرفی خصوصی، هزینه سرمایه‌گذاری، خالص صادرات و سهم سود طی سال‌های ۱۳۵۸-۱۳۹۲ می‌باشد. به پیروی از مطالعه انجام شده توسط استوکهامر و اناران (۲۰۰۴) شکاف تولید به صورت درصدی از GDP بالقوه به عنوان نماینده استفاده از ظرفیت‌های موجود در نظر گرفته شده است که برای به دست آوردن GDP بالقوه از فیلترینگ هادریک-پرسکات استفاده شده است. این روش یک روش تک معادله‌ای است که در سال ۱۹۹۷ توسط هادریک و پرسکات معرفی شده است. منطق استفاده از این روش آن است که می‌توان تکانه‌ها را به اجزای دائمی و موقتی تفکیک کرد. فیلتر هادریک پرسکات با حداقل کردن مجموع مجذور انحراف متغیر Y از روند آن  $Y_t^*$ ، به دست می‌آید. در حقیقت مقادیر روند مذکور مقادیری هستند که رابطه زیر را حداقل می‌کنند:

$$\text{Min } \sum_{t=1}^T (y_t - y_t^*)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(y_{t+1}^* - y_t^*) - (y_t^* - y_{t-1}^*)]^2$$

که در آن T، تعداد مشاهدات و پارامتر  $\lambda$  عامل یکنواخت کننده است که میزان هموار بودن روند را تعیین می‌کند.  $\lambda=100$  در داده‌های سالانه و  $\lambda=1600$  برای داده‌های فصلی به کار گرفته می‌شود. این فیلتر متقارن بوده که مشکل تغییر فاز دوره را

1. Molero Simarro

2. Jetin & Kurt

3. Galanis

از بین می‌برد. هر چه مقدار  $\lambda$  بیشتر انتخاب شود، متغیر بیشتر هموار می‌شود (هاروی و تریمبور<sup>۱</sup> ۲۰۰۸).

اطلاعات متغیرهای مخارج مصرفی خصوصی، مخارج سرمایه‌گذاری و خالص صادرات از داده‌های سریهای زمانی حساب‌های ملی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استخراج شده که بر اساس قیمت ثابت ۱۳۸۳ است. درآمد حاصل از مزد و درآمد حاصل از سود به ترتیب معادل جبران خدمات کارکنان<sup>۲</sup> و مازاد عملیاتی ناخالص<sup>۳</sup> در نظر گرفته شده است. تنها منبع این اطلاعات آماری در دوره زمانی ۱۳۵۸-۱۳۹۲ داده‌های بخش صنعت است: سهم سود نسبت مازاد عملیاتی ناخالص به ارزش افزوده بخش صنعت ایران می‌باشد؛ منبع آماری مورد استفاده در بخش صنعت ایران، نتایج طرح سرشماری کارگاه‌های صنعتی با ده نفر کارکن و بیشتر می‌باشد که از سالنامه‌های آماری مرکز آمار استخراج شده است. شاخص‌های آماری متغیرهای مورد مطالعه در جدول (۱) قابل مشاهده است.

جدول ۱. شاخص‌های آماری متغیرها (۱۳۵۸-۱۳۹۲)

متغیر شاخص	مخارج مصرفی (میلیون ریال)	مخارج سرمایه‌گذاری (میلیون ریال)	نرخ ارز (میلیون ریال)	سهم سود	سهم خالص صادرات	استفاده از ظرفیت‌ها (سهم)	جبران خدمات (میلیون ریال)
میانگین	۶۶۱۴۶۹۱	۳/۶۷E+۰۸	۰/۰۰۴۱۴۰	۰/۶۵۵۵۰۸	-۰/۰۰۷۴۱۵	-۱/۵۹۲۳۰۳	۳۶۳۹۷۱۰۸
بیشینه	۱۰۰۵۹۷۶۵	۶/۹۹E+۰۸	۰/۰۲۱۲۵۳	۰/۸۱۶۸۵۸	۰/۱۹۶۱۲۲	۹/۰۶۲۵۶۱	۵۲۷۱۵۳۵۸
کمینه	۴۲۶۰۵۲۸	۱/۸۱E+۰۸	۶/۶۹E-۰۵	۰/۲۹۵۹۵۲	-۰/۳۱۹۳۱۹	-۲۳/۸۴۲۷۹	۲۵۹۳۸۴۱۶
انحراف معیار	۱۵۱۶۹۶۱	۱/۵۳E+۰۸	۰/۰۰۵۱۷۰	۰/۱۴۶۴۵۰	۰/۱۱۲۱۷۴	۷/۳۷۷۰۵۵	۷۱۸۱۷۴۷
چولگی	۰/۹۲۹۲۳۱	۰/۷۷۴۲۱۴	۱/۳۰۵۱۸۸	-۰/۸۵۸۶۸۸	-۰/۹۱۹۲۶۶	-۱/۲۶۸۸۹۷	۰/۶۳۸۵۹۲
کشیدگی	۳/۰۳۰۸۲۳	۲/۳۰۶۶۸۶	۴/۳۴۳۲۰۱	۲/۴۴۲۱۳۹	۴/۳۹۲۲۷۶	۴/۹۶۹۴۵۴	۲/۶۸۸۸۹۶
جارك-برا	۵/۰۳۸۲۹۸	۴/۱۹۷۵۳۹	۱۲/۵۶۸۲۸	۴/۷۵۵۰۲۵	۷/۷۵۶۳۴۳	۱۵/۰۴۸۷۵	۲/۵۱۹۹۷۵
سطح معنا	۰/۰۸۰۵۲۸	۰/۱۲۲۶۰۷	۰/۰۰۱۸۶۶	۰/۰۹۲۷۸۱	۰/۰۲۰۶۸۹	۰/۰۰۰۵۴۰	۰/۲۸۳۶۵۸
مشاهدات	۳۵	۳۵	۳۵	۳۵	۳۵	۳۵	۳۵

منبع: بانک مرکزی و مرکز آمار جمهوری اسلامی ایران

1. Harvey & Trimbur
2. Compensation of employees
3. Gross operating surplus

در این پژوهش توزیع عاملی درآمد برون‌زا در نظر گرفته شده است. به منظور ارزیابی اثر تغییر در توزیع درآمد بر تقاضای کل روش معادلات مجزا به کار گرفته شده که به صورت گسترده در ادبیات تحقیق نیز استفاده شده است. در این روش با وجود آنکه واکنش میان اجزای تقاضا در نظر گرفته نمی‌شود، اما نتایج حاصل از آن در مقایسه با روش دستگاه معادلاتی مانند VAR که توسط استوکهامر و اناران (۲۰۰۴) و اناران و استوکهامر (۲۰۰۵) به کار گرفته شده است، به راحتی قابل تفسیر می‌باشد. همچنین در روش دستگاهی امکان نشان دادن روابط دقیق اقتصادی که منجر به تغییر تقاضا در واکنش به تغییر توزیع درآمد می‌شود، وجود ندارد (اناران و گلانیس، ۲۰۱۲، ص ۷). بر این اساس در این پژوهش نخست در معادلاتی مجزا اثر تغییر در سهم سود بر سهم مخارج مصرفی، سهم مخارج سرمایه‌گذاری و سهم خالص صادرات از GDP ارزیابی می‌شود و سپس برای به دست آوردن اثر تغییر در سهم سود بر تقاضای کل، اثرات جزئی با یکدیگر جمع می‌شود؛ به منظور اطمینان از اینکه اثر کل از حاصلجمع این اثرات حاصل می‌شود، مازاد عملیاتی به صورت ناخالص در نظر گرفته شده است. چون تمرکز این مقاله بر واکنش بخش خصوصی نسبت به تغییر در توزیع عاملی درآمد است، واکنش مخارج دولت نسبت به تغییر در توزیع درآمد نادیده گرفته شده است.

#### ۴. برآورد مدل و تفسیر داده‌ها

در قسمت تجربی اثر تغییر در توزیع درآمد بر اجزاء تقاضای کل و در نتیجه بر GDP ارزیابی شده است. بر اساس دلایل ذکر شده در قسمت نظری، انتظار می‌رود با افزایش سهم سود، سهم مخارج مصرفی از GDP کاهش و در مقابل سهم مخارج سرمایه‌گذاری از GDP افزایش یابد، در حالی که جهت تغییر در سهم خالص صادرات نامعین می‌باشد. بر این اساس با تغییر در سهم سود جهت تغییر در GDP مشخص نمی‌باشد.

##### ۴.۱. تابع مصرف

برای بررسی اثر تغییر در توزیع درآمد بر مخارج مصرفی، درآمد را به دو قسمت سود و مزد تفکیک کرده و مخارج مصرفی را تابعی از هر دو نوع درآمد برآورد می‌کنیم:

$$\ln C = \alpha_0 + \alpha_1 \ln \Pi + \alpha_2 \ln W \quad (11)$$

که در آن  $C$ ،  $\Pi$  و  $W$  به ترتیب مخارج مصرف خصوصی، درآمد سود و درآمد مزد هستند: در بخش تجربی درآمد حاصل از مزد و سود به ترتیب برابر با جبران خدمات کارکنان و مازاد عملیاتی ناخالص در بخش صنعت در نظر گرفته شده است. این متغیرها با شاخص تورمزدایی GDP تورمزدایی شده‌اند. چون متغیرها در تابع مصرف به صورت لگاریتمی هستند، ضرایب برآوردی معرف کشش می‌باشند. با ضرب کردن  $\alpha_1$  و  $\alpha_2$  به ترتیب در  $C/\Pi$  و  $C/W$ ، کشش‌ها به اثرات نهایی تبدیل می‌شوند. با توجه به آنکه مخارج مصرفی برابر با حاصلجمع مصرف حاصل از سود ( $C_\Pi$ ) و مصرف حاصل از مزد ( $C_W$ ) می‌باشد، می‌توان نوشت:

$$C = C_\Pi + C_W = c_\Pi \Pi + c_W(Y - \Pi) = c_W Y + (c_\Pi - c_W)hY \quad (12)$$

که در آن  $Y$  تولید ناخالص داخلی،  $h$  سهم سود و  $c_\Pi$  و  $c_W$  به ترتیب میل نهایی به مصرف از سود و مزد می‌باشد. با فرض آنکه واکنشی میان اجزای تقاضا وجود ندارد، طبق رابطه (۱۲) نتیجه زیر حاصل می‌شود:

$$\frac{\partial c}{\partial h} = c_\Pi - c_W \quad (13)$$

بر این اساس، تفاوت میل نهایی به مصرف از سود و مزد، اثر حاصل از تغییر در سهم سود را نشان می‌دهد؛ مطابق با مدل رشد کالکین انتظار داریم میل نهایی به مصرف مزد بیشتر از میل نهایی به مصرف سود باشد.

برای برآورد اثر تغییر در سهم سود بر سهم مخارج مصرفی خصوصی از GDP نخست لازم است وضعیت ایستایی یا مانایی<sup>۱</sup> داده‌های سری‌های زمانی مورد بررسی قرار گیرد. برای این منظور از آزمون فیلیپس و پرون<sup>۲</sup> استفاده می‌شود. نتایج حاصل از این آزمون با در نظر گرفتن عرض از مبدا و روند برای سه متغیر در جدول (۲) نشان داده شده است. طبق جدول (۲)، مخارج مصرفی خصوصی، مازاد عملیاتی ناخالص، جبران خدمات کارکنان و مازاد عملیاتی ناخالص در سطح معنای ۵ درصد با یک تفاضل مانا می‌باشند که بر این اساس دارای یک ریشه واحد هستند.

1. Stationary  
2. Phillips-Perron tests

جدول ۲. نتایج آزمون مانایی (فیلپس و پرون) متغیرها

متغیر	آماره PP	سطح معنی دار ۵٪	متغیر	آماره PP	سطح معنی دار ۵٪
LC	-۲/۰۶۰۲۸۰		DL(C)	-۵/۰۹۷۶۰۰	
LW	-۲/۵۹۱۲۲۵		DL(W)	-۶/۳۵۳۳۹۵	
LPI	-۳/۴۸۱۳۴۳		DL(PI)	-۷/۲۰۹۹۶۷	

منبع: نتایج آزمون‌های ریشه واحد

برای آزمون همجمعی از روش آزمون کرانه‌ها که توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) ارائه گردیده، استفاده شده است. از این رو یک مدل ECM با عرض از مبدا و بدون روند به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$d(C) = c + a_1 C(-1) + a_2 W(-1) + a_3 \Pi(-1) + \sum_{i=0}^n b_i d(C_{t-i}) + \sum_{i=0}^n d_i d(W_{t-i}) + \sum_{i=0}^n e_i d(\Pi_{t-i}) \quad (14)$$

پس از برآورد مدل (۱۴)، از طریق روش حداقل مربعات معمولی، رابطه بلندمدت میان متغیرها از طریق آزمون معنای ضرایب سطوح باوقفه متغیرها از طریق آماره F ارزیابی می‌شود. مقادیر بحرانی توسط پسران و همکاران متناظر با تعداد رگرورها ارائه شده است. اگر آماره محاسباتی بالاتر از مقدار بحرانی کرانه بالا باشد، می‌توان بدون توجه به درجه همجمعی متغیرها فرض صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت را رد کرد و اگر پایین‌تر از مقدار بحرانی کرانه پایین باشد، فرض صفر را نمی‌توان رد نمود. همچنین اگر آماره آزمون میان کرانه‌های بالا و پایین قرار بگیرد، نتیجه آزمون نامشخص است.

طول وقفه بهینه برای انجام این آزمون بر اساس معیارهای شوارتز - بی‌زین<sup>۱</sup> (SC)، آکائیک<sup>۲</sup> (AIC) و حنان کویین<sup>۳</sup> (HQ) برابر با دو انتخاب شده است. نتایج آزمون کرانه‌ها بر اساس طول وقفه بهینه، در جدول (۳) به‌طور خلاصه آمده است:

جدول ۳. نتایج آزمون والد

احتمال	آماره آزمون	فرضیه صفر
۰/۰۱۴۳	۴/۴۰۲۲۸۱	$a_1 = a_2 = a_3 = 0$

منبع: نتایج تحقیق

\*مقادیر بحرانی کرانه بالای آزمون F در سطوح معنای ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ به ترتیب برابر با ۴/۱۲۶، ۴/۸۵۵ و ۶/۳۰۹ می‌باشد.

- Schwarz-Bayesian
- Akaike
- Hannan-Quinn

از این رو مدل (۱۴) بر اساس طول وقفه بهینه برآورد شد و جزء ثابت با توجه به عدم معناداری از مدل حذف شده است. نتایج در جدول (۳) آمده است:

جدول ۴. نتایج حاصل از برآورد مدل (۲)

متغیر	ضریب	انحراف معیار	Prob
Ln C(-1)	-۰/۳۰۷۴۹۹	۰/۰۹۲۵۰۷	۰/۰۰۳۰
Ln W(-1)	۰/۲۳۵۳۱۸	۰/۰۸۰۸۹۰	۰/۰۰۷۹
Ln Π(-1)	۰/۰۴۰۷۶۲	۰/۰۱۶۸۷۹	۰/۰۲۴۱
R <sup>2</sup>	۰/۶۰۷۳۹۸		

منبع: نتایج حاصل از برآورد مدل

به منظور ارزیابی اعتبار آماری نتایج حاصل از برآورد مدل، آزمون‌های تشخیص انجام شده است. بر اساس نتایج جدول (۵)، خودهمبستگی پیاپی و ناهمسانی واریانس وجود ندارد و فرم تبعی مناسب و توزیع جملات پسماند نیز نرمال می‌باشد.

جدول ۵. نتایج آزمون‌های تشخیص مدل

فرضیه صفر	آزمون	آماره آزمون	Prob
عدم وجود خودهمبستگی پیاپی	LM Test	۰/۶۱۷۰۹۱	۰/۵۴۹۰
درست بودن فرم تابعی	Ramsey Reset Test	۰/۴۸۱۰۵۳	۰/۴۹۵۲
نرمال بودن توزیع جمله خطا	Jarque –Bera	۰/۲۶۳۶۵۶	۰/۸۷۶۴۹۲
همسانی واریانس	Breusch-Pagan-Godfrey	۰/۹۴۴۵۶۲	۰/۵۰۸۳

منبع: یافته‌های تحقیق

با در نظر گرفتن میل نهایی به مصرف از سود،  $\frac{a_3}{-a_1} \frac{C}{\Pi}$  و میل نهایی به مصرف از مزد،  $\frac{a_2}{-a_1} \frac{C}{W}$ ، که مقادیر متوسط  $\frac{C}{\Pi}$  و  $\frac{C}{W}$  در کل دوره مورد بررسی در نظر گرفته شده است، اثر جزئی تغییر در سهم سود بر سهم مخارج مصرفی از GDP به صورت خلاصه در جدول (۶) ارائه شده است. نتایج آزمون والد در جدول (۷) تأیید کننده معناداری نسبت  $\frac{a_2}{a_1}$  و همچنین معناداری نسبت  $\frac{a_3}{a_1}$  می‌باشد:

جدول ۶. اثر تغییر یک واحد سهم سود بر سهم مخارج مصرفی از GDP

$$(\partial C/Y)/\partial h = \frac{a_2}{-a_1} \frac{C}{W} - \frac{a_3}{-a_1} \frac{C}{\Pi}$$

$\frac{C}{\Pi}$	$\frac{C}{W}$	$\frac{a_3}{-a_1} \frac{C}{\Pi}$	$\frac{a_2}{-a_1} \frac{C}{W}$	$(\partial C/Y)/\partial h$
۰/۱۱	۰/۱۸	۰/۰۱۴	۰/۱۴۲	-۰/۱۲۸

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۷. نتایج آزمون والد

فرضیه صفر	آماره آزمون	احتمال
$a_2/a_1 = 0$	۱۵۴/۴۶۴۰	۰/۰۰۰۰
$a_3/a_1 = 0$	۴/۹۸۰۸۶۹	۰/۰۳۵۷

منبع: نتایج تحقیق

همان‌طور که مشاهده می‌شود، مخارج مصرفی با افزایش درآمد مزد و درآمد سود افزایش می‌یابد. میل نهایی به مصرف برای کارگران برابر با ۰.۱۴۲ می‌باشد که بیشتر از میل نهایی به مصرف سرمایه‌داران که برابر ۰.۰۱۴ است، می‌باشد. این موضوع از آن جهت قابل توجیه است که کارگران با توجه به آنکه در مقایسه با سرمایه‌داران درآمد پایین‌تری دارند سهم بالاتری از درآمدشان را مصرف می‌کنند. از این رو، افزایش سهم سود به اندازه یک درصد، منجر به کاهش سهم مخارج مصرفی از GDP به اندازه ۰.۱۲۸ درصد می‌شود.

#### ۲.۴. تابع سرمایه‌گذاری

براساس مدل نظری، انباشت سرمایه تابعی از استفاده از ظرفیت‌های موجود (که نشان‌دهنده اثر شتابنده می‌باشد) و همچنین تابعی از سهم سود (که به‌عنوان نماینده‌ای از سودآوری مورد انتظار و در دسترس بودن منابع مالی داخلی است). انتظار بر آن است که اثر سودآوری و استفاده از ظرفیت‌های موجود بر انباشت سرمایه مثبت باشد. در بخش تجربی لگاریتم مازاد عملیاتی ناخالص در بخش صنعت به‌عنوان نماینده‌ای از سودآوری و شکاف تولید به صورت درصدی از GDP بالقوه به‌عنوان نماینده استفاده از ظرفیت‌های موجود در نظر گرفته شده و لگاریتم مخارج سرمایه‌گذاری تابعی از این دو متغیر برآورد شده است:

$$\text{LnI} = f(Y, \text{Ln}\Pi)$$

که در آن Ln I لگاریتم مخارج سرمایه‌گذاری، Ln II لگاریتم درآمد سود و Y استفاده از ظرفیت‌های موجود می‌باشد. نتایج حاصل از آزمون فیلیپس و پرون، در سطح با در نظر گرفتن عرض از مبدا و روند برای سه متغیر در جدول (۸) نشان داده شده است:

جدول ۸. نتایج آزمون مانایی (فیلیپس و پرون) متغیرها

سطح معنی‌دار ۵٪	آماره PP	متغیر	سطح معنی‌دار ۵٪	آماره PP	متغیر
-۳/۵۵۲۹۷۳	-۴/۶۱۸۰۳۰	Dln(I)	-۳/۵۴۸۴۹۰	-۱/۹۹۲۱۹۲	Ln I
	-۶/۳۳۰۴۰۰	D(h)		-۳/۱۰۱۴۹۳	h
	-۶/۰۳۰۸۱۴	D(Y)		-۲/۵۰۴۶۲۷	Y

منبع: نتایج آزمون‌های ریشه واحد

همانگونه که مشاهده می‌شود، استفاده از ظرفیت‌های موجود، لگاریتم مخارج سرمایه‌گذاری و لگاریتم مازاد عملیاتی ناخالص در سطح معنای ۵ درصد با یک تفاضل مانا می‌شوند. برای آزمون وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها، از روش آزمون کرانه‌های ECM با عرض از مبدا استفاده شده است:

$$d(\text{LnI}) = c + a_1 \text{LnI}(-1) + a_2 h(-1) + a_3 Y(-1) + \sum_{i=0}^n b_i d(\text{LnI}(-1)) + \sum_{i=0}^n d_i d(h(-1)) + \sum_{i=0}^n e_i d(Y(-1)) \quad (15)$$

وقفه بهینه برای انجام این آزمون بر اساس معیارهای شوارتز - بی‌زین، آکائیک و حنان کویینبرابر چهار انتخاب شده است. نتایج آزمون کرانه‌ها با در نظر گرفتن طول وقفه بهینه در جدول (۹) تأییدکننده رابطه همجمعی میان متغیرها می‌باشد:

جدول ۹. نتایج آزمون والد

احتمال	آماره آزمون	فرضیه صفر
۰/۰۰۰۳	۱۲/۴۳۶۱۷	$a_1 = a_2 = a_3 = 0$

منبع: نتایج تحقیق

\*مقادیر بحرانی کرانه بالای آزمون F در سطوح معنای ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ به ترتیب برابر با ۴/۸۵۵، ۴/۱۲۶ و ۶/۳۰۹ می‌باشد.



با توجه به وجود رابطه همجمعی میان متغیرها، مدل (۱۵) برآورد شده که نتایج آن در جدول (۱۰) خلاصه شده است. نتایج حاصل از آزمون‌های تشخیص در جدول (۱۰) اعتبار آماری نتایج حاصل از برآورد مدل را منعکس می‌کند:

جدول ۱۰. نتایج حاصل از برآورد مدل

$\alpha_1$ (P-Value)	$\alpha_2$ (P-Value)	$\alpha_3$ (P-Value)	$R^2$	RESET (P-Value)	LM (P-Value)	Breusch- Pagan- Godfrey (P-Value)	JB (P-Value)
-۰/۲۹۳۴۲۰ (۰/۰۰۶۷)	۰/۸۳۴۷۱۶ (۰/۰۰۰۱)	-۰/۰۱۲۹۴۱ (۰/۰۰۰۱)	۰/۸۸۳۰۶۴	۰/۵۹۱۷۴۲ (۰/۴۵۵۵)	۰/۶۹۱۵۹۷ (۰/۵۱۹۷)	۰/۷۳۷۰۸۸ (۰/۷۱۷۹)	۴/۷۲۷۰۰۷ (۰/۹۴۰۹۰)

منبع: یافته‌های تحقیق

به منظور به دست آوردن اثر تغییر در سهم سود بر سهم مخارج سرمایه‌گذاری از GDP، طبق هین و وگل (۲۰۰۸ و ۴۹۵)، کشش بلندمدت سرمایه‌گذاری نسبت به سهم سود باید در متوسط سهم سرمایه‌گذاری از GDP در طول دوره مورد بررسی ضرب شود. نتایج حاصل در جدول (۱۱) ارائه شده است:

جدول ۱۱. اثر تغییر در سهم سود بر سهم مخارج سرمایه‌گذاری از رشد GDP

$(\partial I/Y)/\partial h = (a_2/-a_1) \frac{I}{Y}$		
I/Y	$(a_2/-a_1)$	$(\partial I/Y)/\partial h$
۰/۲۹	۲/۸۴	۰/۸۲

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج آزمون والد در جدول (۱۲)، تأییدکننده معناداری نسبت  $\frac{a_2}{a_1}$  می‌باشد:

جدول ۱۲. نتایج آزمون والد

فرضیه صفر	آماره آزمون	احتمال
$a_2/a_1 = 0$	۲۵/۷۹۷۸۶	۰/۰۰۰۲

منبع: نتایج تحقیق

بر اساس نتایج، با افزایش یک درصدی سهم سود، سهم مخارج سرمایه‌گذاری از GDP به اندازه ۰.۸۲ درصد افزایش می‌یابد. کالکی (۱۹۷۱) و کینز (۱۹۳۶) معتقد

می‌باشند بنگاه‌های بزرگ با وجود محدودیت‌های بیرونی در بازارهای مالی، با در اختیار داشتن وجوه داخلی کافی قادر به سرمایه‌گذاری هستند و بر این اساس برای سود به عنوان منبع مهم تأمین مالی داخلی، اثر مثبت بر مخارج سرمایه‌گذاری در نظر می‌گیرند که با عنوان اثر سودآوری شناخته می‌شود، بنابراین سود انگیزه اصلی برای رفتار سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها محسوب می‌شود و با افزایش سودآوری، سرمایه‌گذاری افزایش می‌یابد.

#### ۳.۴. تابع خالص صادرات

سهم خالص صادرات از تولید ناخالص داخلی به پیروی از مطالعه انجام شده توسط استوکهامر و اناران (۲۰۰۴)، تابعی از سهم سود و استفاده از ظرفیت‌های موجود در نظر گرفته شده است. همچنین طبق مطالعه انجام شده توسط استوکهامر، اناران و ایدرر (۲۰۰۷)، لگاریتم نرخ ارز اسمی نیز در تابع خالص صادرات وارد شده است:

$$NX/Y = nx = f(h, Y, lne)$$

که در آن،  $nx$  سهم خالص صادرات از تولید ناخالص داخلی،  $h$  سهم سود،  $Y$  استفاده از ظرفیت‌های موجود و  $\ln e$  لگاریتم نرخ ارز اسمی است. با فرض آنکه کاهش سهم مزد و نه مارک-آپ منجر به افزایش سهم سود می‌شود، سهم سود اثر مثبت بر خالص صادرات دارد و با توجه به آنکه واردات تابع مثبتی از تقاضای داخلی است، استفاده از ظرفیت‌های موجود اثر منفی بر سهم خالص صادرات دارد. برای بررسی مانایی متغیرها آزمون فیلیپس و پرون با در نظر گرفتن عرض از مبدا و روند انجام شده و نتایج حاصل در جدول (۱۳) خلاصه شده است:

جدول ۱۳. نتایج آزمون مانایی (فیلیپس و پرون) متغیرها

متغیر	آماره PP	سطح معنی دار ۵٪	آماره PP	سطح معنی دار ۵٪
$nx$	-۲/۶۴۱۲۵۸		$D(nx)$	
$Y$	-۲/۵۰۴۶۲۷		$D(Y)$	
$h$	-۳/۱۰۱۴۹۳		$D(Lne)$	-۳/۵۴۸۴۹۰
$\ln(e)$	-۲/۵۰۱۴۶۹		$D(h)$	
				-۳/۵۵۲۹۷۳

منبع: نتایج حاصل از آزمون‌های مانایی

همان‌طور که مشاهده می‌شود سهم سود، سهم خالص صادرات، لگاریتم نرخ ارز اسمی و استفاده از ظرفیت‌های موجود در سطح معنای ۵ درصد دارای یک ریشه واحد می‌باشند. برای بررسی رابطه بلندمدت میان متغیرها، از روش آزمون کرانه‌ها بر اساس مدل ECM با عرض از مبدا استفاده شده است:

$$nx = c + a_1 nx(-1) + a_2 h(-1) + a_3 Y(-1) + \sum_{i=0}^n b_i d(nx(-1)) + \sum_{i=0}^n d_i d(h(-1)) + \sum_{i=0}^n e_i d(Y(-1)) \quad (16)$$

نتایج آزمون کرانه‌ها بر اساس طول وقفه بهینه پنج، در جدول (۱۴) خلاصه شده است. این نتایج حاکی از عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها می‌باشد:

جدول ۱۴. نتایج آزمون والد

احتمال	آماره آزمون	فرضیه صفر
۰/۱۷۹۶	۲/۷۰۰۶۴۱	$a_1 = a_2 = a_3 = 0$

منبع: نتایج تحقیق

\*مقادیر بحرانی کرانه پایین آزمون F در سطوح معنای ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ به ترتیب برابر با ۲/۷۱۱، ۲/۲۱۹ و ۴/۳۸۵ می‌باشد.

اگرچه سهم خالص صادرات و سهم سود دارای ریشه واحد بوده‌اند، طبق مطالعه هین و وگل (۲۰۰۸ و ۴۹۹)، بر حسب دلایل نظری مطرح، به صورت تفاضل مرتبه اول وارد نشده‌اند. به جای آن برای به حساب آوردن خودهمبستگی مرتبه اول، وقفه متغیرها در مدل قرار داده شده‌اند. از این رو، تابع سهم خالص صادرات با عرض از مبدا و روند به صورت زیر برآورد شده و نتایج حاصل در جدول (۱۵) آمده است:

$$nx = c + a_1 nx(-1) + a_2 h + a_3 h(-1) + a_4 t + a_5 d(y) + a_6 d(e) \quad (3)$$

جدول ۱۵. نتایج حاصل از برآورد مدل

$a_1$ (P-Value)	$a_2$ (P-Value)	$a_3$ (P-Value)	$R^2$	RESET (P-Value)	LM (P-Value)	Breusch- Pagan- Godfrey (P-Value)	JB (P-Value)
-۱/۲۲۴۸۷۰ (۰/۰۱۸۸)	۱/۶۶۰۲۷۵ (۰/۰۰۴۰)	-۰/۲۷۲۸۷۸ (۰/۲۳۶۰)	۰/۸۹۰۳۱۶	۲/۴۷۳۱۰۲ (۰/۱۵۹۸)	۰/۴۹۳۸۹۳ (۰/۶۳۳۰)	۰/۷۴۲۵۴۳ (۰/۶۳۱۵)	۲/۵۷۷۰۳۵ (۰/۲۷۵۶۷۹)

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج آزمون‌های تشخیص که در جدول (۱۵) تقدیم شده است، اعتبار آماری نتایج حاصل از برآورد مدل را تأیید می‌کند. اثر سهم سود بر سهم خالص صادرات برابر با  $\frac{a_2+a_3}{1-a_1}$  و طبق آزمون والد در جدول (۱۶) معنادار است.

جدول ۱۶. نتایج آزمون والد

فرضیه صفر	آماره آزمون	احتمال
$(a_2 + a_3)/(1 - a_1) = 0$	۱۳/۰۹۰۰۱	۰/۰۰۶۸

منبع. نتایج تحقیق

بر اساس نتایج، با افزایش سهم سود و ثابت ماندن استفاده از ظرفیت‌های موجود و نرخ ارز، سهم خالص صادرات از تولید ناخالص داخلی افزایش می‌یابد، بنابراین در اقتصاد ایران افزایش سهم سود که همراه با کاهش هزینه هر واحد نیروی کار و افزایش نسبت هزینه هر واحد مواد وارداتی به هزینه هر واحد نیروی کار می‌باشد، قیمت‌های داخلی را کاهش می‌دهد و با ارزان‌تر شدن پول داخلی (گران‌تر شدن پول خارجی) در بازار ارز، ارزش پول ملی کاهش یافته و کالای تولیدی کشور در خارج ارزان‌تر می‌شود؛ در این شرایط تولیدکنندگان داخلی می‌توانند کالای خود را به خارج بفروشند، بنابراین، رقابت‌پذیری بین‌المللی افزایش یافته و منجر به افزایش خالص صادرات می‌شود. در نتیجه، افزایش سهم سود به میزان یک درصد منجر به افزایش سهم خالص صادرات از GDP به میزان ۰.۶۲ درصد می‌شود.

##### ۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

در این مقاله رابطه بین توزیع عاملی درآمد و تقاضای کل در ایران بر اساس تحلیل‌های اقتصاد باز در مدل بهادوری و مارگالین (۱۹۹۰) طی سال‌های ۱۳۵۸-۱۳۹۲ ارزیابی شد. در مدل بهادوری و مارگالین دو رژیم سود محور و مزد محور در نظر گرفته شده است: در این مدل افزایش مزد افزایش مصرف را در پی دارد، در حالی که به‌علت افزایش هزینه تولید ناشی از آن، سرمایه‌گذاری و خالص صادرات کاهش می‌یابد. اگر اثر مثبت مزد بر مصرف خصوصی، بر آثار منفی آن بر سرمایه‌گذاری و خالص صادرات غالب شود، رژیم رشد مزد محور نامیده می‌شود و در غیراین صورت رژیم رشد سود محور خواهد بود. با در نظر گرفتن سهم سود به عنوان نماینده‌ای از 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. نتایج حاصل حاکی از آن است که سهم مخارج مصرفی خصوصی از GDP با افزایش سهم سود کاهش می‌یابد. این نتیجه مطابق با فرضیه استاندارد کالکی و کالدور است مبنی بر آنکه درآمد مزد در مقایسه با درآمد سود با میل به مصرف بالاتری همراه می‌باشد. در مقابل، سهم سرمایه‌گذاری از GDP با افزایش سهم سود افزایش می‌یابد چون سودآوری بالاتر بر جریان نقدینگی بنگاه‌ها اثرگذار می‌باشد و بنگاه‌ها را قادر می‌کند تا بخش بزرگی از سرمایه‌گذاری را با استفاده از وجوه داخلی تأمین مالی کنند که این امر سبب افزایش سرمایه‌گذاری می‌شود. سهم خالص صادرات از GDP نیز با افزایش سهم سود، افزایش می‌یابد. با توجه به اثر معنادار و مثبت سهم سود بر سهم خالص صادرات این نتیجه حاصل می‌شود که تغییر در توزیع درآمد بر رقابت‌پذیری بین‌المللی اثرگذار است: اجرای سیاست بازتوزیع درآمد به نفع سرمایه که با کاهش هزینه هر واحد نیروی کار و به دنبال آن کاهش قیمت‌های داخلی همراه می‌باشد، موجب افزایش نرخ ارز اسمی (ریال بر حسب دلار) می‌شود که می‌تواند موجب افزایش رقابت‌پذیری بین‌المللی شود.

چون با افزایش سهم سود، سهم مخارج سرمایه‌گذاری در مقایسه با سهم مخارج مصرفی واکنش بیشتری نشان داده است، رژیم تقاضای داخلی در ایران سود محور می‌باشد: با افزایش سهم سود به میزان یک درصد، GDP به میزان ۰/۶۹ درصد افزایش یافته است. با توجه به آنکه در حالت اقتصاد باز، اثر سهم سود بر سهم خالص صادرات مثبت می‌باشد، رژیم تقاضای کل نیز سود محور است: با در نظر گرفتن اقتصاد باز، یک درصد افزایش سهم سود موجب ۱/۳۱ درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی ایران می‌شود. با توجه به آنکه افزایش تقاضای کل شرط لازم برای افزایش اشتغال می‌باشد، افزایش سهم سود در ایران ممکن است بتواند منجر به افزایش اشتغال و کاهش بیکاری شود.

بنابراین، رژیم تقاضای کل در ایران سود محور است. این نتیجه در شرایطی حاصل شد که فتآوری ثابت، توزیع درآمد برون‌زا و اثرگذار بر متغیر درون‌زای رشد فرض شده است؛ اثر بازخوردی از انباشت سرمایه یا رشد بر توزیع درآمد وجود ندارد.

## منابع

1. Bhaduri, A., & Marglin, S. A. (1990). Unemployment and the Real Wage: the Economic Basis for Contesting Political Ideologies, *Cambridge Journal of Economics*, 14 (4): 375-393.
2. Blecker, R. (1989). International Competition, Income Distribution and Economic Growth, *Cambridge Journal of Economics*, 13: 395-412.
3. Blecker, R. (1999). Kaleckian macromodels for open economies, In *Foundations of international economics: Post Keynesian perspectives*, ed. J. Deprez and J. Harvey. London and New York: Routledge.
4. Bowles, S., & Boyer, R. (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, 29: 213-248.
5. Ederer, S., & Stockhammer, E. (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, 138–140.
6. 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.
7. Gordon, D. (1995b). Putting the horse (back) before the cart: disentangling 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.
8. Harvey, A., & Trimbur, T. (2008). Trend estimation and the Hodrik-Prescott Filter. *J. Japan Statist. Soc.* 38(1): 41-49.
9. Hein, E., & Ochs, C. (2003). Regimes of interest rates, income shares, savings, and investment: a Kaleckian model and empirical estimations for some advanced OECD-economies, *Metroeconomica*, 54: 404-433.
10. Hein, E., & Krämer, H. (1997). Income shares and capital formation: patterns of recent developments, *Journal of Income Distribution*, 7(1): 5-28.
11. Hein, E., & Vogel, L. (2008). Distribution and Growth Reconsidered: Empirical Results for Six OECD Countries, *Cambridge Journal of Economics*, 32: 479-511.
12. Jetin, B., & Kurt, O. (2011). Functional Income Distribution and Growth in Thailand: Single Equation Estimations Based on

- Bhaduri/Marglin Model, Annual Conference of the Research Network Macroeconomics and Macroeconomic Policies, October 28-29, Berlin.
13. Kalecki, M. (1954). *Theory of Economic Dynamics*, Allen and Unwin, London.
  14. Kalecki, M. (1971). *Selected Essays on the Dynamics of the Capitalist Economy 1933-70*. Cambridge: Cambridge University Press.
  15. Keynes, J. M. (1973). *The General Theory of Employment, Interest, and Money*, Reprint, London-Basingstoke, Macmillan.
  16. 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.
  17. Naastepad, C.W.M., & Storm, S. (2006/7). OECD demand regimes (1960-2000), *Journal of Post-Keynesian*, 29(2): 211-246.
  18. Naastepad, R. (2006). Technology, demand and distribution: a cumulative growth model with an application to the Dutch productivity slowdown, *Cambridge Journal of Economics*, 30(3): 403-434.
  19. Onaran, Ö., & Stockhammer, E. (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", 44.
  20. Onaran, Ö., & Galanis, G. (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.
  21. Steindl, J. (1952). *Maturity and Stagnation in American Capitalism*, Basil Blackwell, Oxford.
  22. Stockhammer, E., & Onaran, Ö. (2004). Accumulation, distribution and employment: a structural VAR approach to a post-Keynesian macro model, *Structural Change and Economic Dynamics*, 15: 421-447.
  23. Stockhammer, E., Onaran, Ö., & Ederer, S. (2007). Functional Income Distribution and Aggregate Demand in the Euro Area, Working Paper No. 102, Feb. 2007, Vienna University of Economics and B.A.
  24. Stockhammer, E., Onaran, O., & Ederer, S. (2009). Functional income distribution and aggregate demand in the Euro area, *Cambridge Journal of Economics*, 33(1): 139-159.
  25. Yentürk, N., & Onaran, Ö. (2001). Do Low Wages Stimulate Investments? An Analysis of the Relationship between Wages and Investments in Turkish Manufacturing Industry, *International Review of Applied Economics*, forthcoming.