

ارتباط میان بیکاری، توزیع درآمد و تقاضای مؤثر در ایران: رهیافت SVAR پس‌اکینزی^۱

اسماعیل ابونوری^۲

علی سوری^۳

محبوبه فراهتی^۴

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۹/۲۸

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۱۱/۶

چکیده

هدف اصلی در این پژوهش، پاسخ به این پرسش است که آیا اشتغال در ایران بر اساس نظریه پس‌اکینزین‌ها تحت تأثیر بازار کالا است یا بر مبنای نظریه نئوکلاسیک‌ها تحت تأثیر بازار کار؟ در این مقاله با استفاده از داده‌های سری زمانی مانند سهم سود، انباشت سرمایه، ترخ بیکاری و استفاده از طرفیت‌های موجود در یک مدل خودرگرسیون برداری ساختاری طی سالهای ۹۲–۱۳۴۶ ارتباط میان بیکاری، توزیع درآمد و تقاضای مؤثر در ایران ارزیابی شده است. نتایج حاصل حاکی از آن است که افزایش انباشت سرمایه و افزایش استفاده از طرفیت‌های موجود (متغیرهای بازار کالا) می‌تواند باعث کاهش معنادار 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 به طور مستقیم (طبق دیدگاه اقتصاددانان نئوکلاسیک)، به علت جانشینی بین کار و سرمایه یا به صورت نامستقیم، از مسیر افزایش انباشت سرمایه و یا افزایش استفاده از طرفیت‌های موجود، موجب کاهش بیکاری گردد. از این رو، برای خروج از رکود (و افزایش اشتغال) می‌توان بر سیاستگذاری در بازار کالا (افزایش سرمایه‌گذاری) و همچنین بازتوزیع درآمد به نفع سود تمرکز نمود.

واژگان کلیدی: اقتصاد پس‌اکینزی، اشتغال، انباشت سرمایه، توزیع درآمد، ایران

طبقه‌بندی JEL: C32, E25, E24, E12

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

۲. استاد اقتصاد سنجی و آمار اجتماعی، بخش اقتصاد دانشگاه سمنان (عهده دار مکاتبات) Esmaiel.abounoori@semnan.ac.ir

Alisouri@ut.ac.ir

m.farahati@semnan.ac.ir

۳. دانشیار اقتصاد، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران

۴. دانشجوی دکترای علوم اقتصادی، بخش اقتصاد دانشگاه سمنان

۱. مقدمه

اقتصاددانان پساکینزی، بیکاری را نتیجه کمبود تقاضای مؤثر در بازار کالا می‌دانند. تقاضای مؤثر از مفاهیم اولیه کینز به شمار می‌رود. نظریه عمومی کینز بر اساس تحلیل توابع عرضه و تقاضای کل ارائه شد تا به موضوع تقاضای مؤثر دست یابد. به اعتقاد کینز، میزان استغلال در نقطه تلاقی توابع عرضه و تقاضای کل تعیین می‌گردد که در این نقطه، انتظارات عاملان اقتصادی از سود، حداقل می‌باشد. مقدار تقاضا در این نقطه، تقاضای مؤثر نامیده می‌شود (Keynes, 1973, 25). اقتصاددانان نئوکلاسیک بر اساس رفتار بنگاه‌های رقباتی که بر اساس حداقل کردن سود می‌باشد، بیکاری را نتیجه بالا بودن مزد واقعی در بازار کار می‌دانند؛ تغییر مزد و جانشینی میان کار و سرمایه نیز بر میزان بیکاری اثرگذار است.

در اقتصاد کلان پساکینزی، کالکی^۱ برای توجه به ارتباط بین نظریه تقاضای مؤثر و توزیع درآمد، فرضیه استانداردی را مطرح نمود، مبنی بر آنکه میل نهایی به مصرف درآمد مزد بیشتر از میل نهایی به مصرف درآمد سود است. در مدل کالکی کلاسیک، مزد جزئی از عامل تقاضا است، پس افزایش در سهم مزد همراه با افزایش تقاضا می‌باشد. در مدل اقتصاددانان نئوکلاسیک، مزد یکی از اقلام هزینه در نظر گرفته شد که در آن با توزیع درآمد به نفع سرمایه (کاهش مزد یا هزینه تولید) تقاضا را افزایش می‌دهد. بهادری و مارگلین با ترکیب هر دو دیدگاه و بر اساس یک مدل کلان کالکی-پساکینزین که بر محور تقاضای مؤثر قرار دارد، به بررسی تغییر توزیع عاملی درآمد بر تقاضای کل پرداخته و نشان دادند دو نوع رژیم رشد^۲(تقاضا) وجود دارد؛ رژیم مزد-محور^۳ (رکودگرا^۴) که افزایش در سهم سود (کاهش سهم مزد) تقاضای کل را کاهش می‌دهد و رژیم سود محور^۵ (رونق‌گرا^۶) که افزایش در سهم سود، با افزایش تقاضای کل همراه است.

هدف این پژوهش با استفاده از مدل بهادری و مارگلین، آن است که تعیین گردد، آیا بیکاری در ایران بر اساس نظریه پساکینزین تحت تأثیر تقاضای مؤثر قرار دارد یا بر مبنای نظریات استاندارد نئوکلاسیک‌ها، رفتار بازار کار بر بیکاری مؤثر می‌باشد. در این راستا، این مقاله شامل پنج بخش می‌باشد. پس از مقدمه، در بخش دوم، ادبیات موجود در زمینه مدل بهادری و مارگلین مرور می‌گردد. بخش سوم به تصریح مدل و جمع‌آوری داده‌ها اختصاص یافته، در بخش چهارم، رابطه میان بیکاری،

1. Kalecki

2. Growth Regime

3. Wage-led

4. Stagnationist

5. Profit-led

6. Exhilarationist

توزیع درآمد و تقاضای مؤثر با استفاده از تحلیل توابع واکنش آنی ارزیابی و تفسیر، و سرانجام در بخش پنجم، نتیجه‌گیری و پیشنهادات ارائه شده است.

۲. ادبیات تحقیق

مدل نظری در این پژوهش، یک مدل کلان پس‌اکالکی می‌باشد که به صورت گستردۀ در اقتصاد پس‌اکینزی مورد استفاده قرار گرفته است. این مدل در سال ۱۹۹۰ توسط بهادری و مارگلین با در نظر گرفتن سه تابع سرمایه‌گذاری، پسانداز و خالص صادرات ارائه و در سال ۲۰۰۱، توسط اناران و استوکهامر با در نظر گرفتن توابع توزیع درآمد و اشتغال توسعه یافت.

در مدل اولیه کالکی در یک اقتصاد بسته و بدون حضور دولت، سرمایه‌گذاری تابعی از استفاده از ظرفیت‌های موجود و نرخ سود در نظر گرفته شده است که در این مدل، شرط ثبات کینزیانی مبنی بر واکنش بیشتر پسانداز در مقایسه با سرمایه‌گذاری نسبت به تغییر در استفاده از ظرفیت‌های موجود، دلالت بر رژیم رشد مزد محور دارد (Skott, 2008). بهادری و مارگلین (۱۹۹۰) مدل کالکی را تعمیم دادند. در مدل بهادری و مارگلین، انباشت سرمایه تابعی مثبت از نرخ سود می‌باشد که نرخ سود می‌تواند به سهم سود (h)، نرخ استفاده از ظرفیت‌های موجود (Z) و بهره‌وری سرمایه فنی (۷) تجزیه شود. در این مدل، بهره‌وری سرمایه فنی ثابت در نظر گرفته شده است. بر این اساس، سودآوری مورد انتظار یا به عبارتی نرخ سود مورد انتظار، تابعی از سطوح انتظاری سهم سود و استفاده از ظرفیت‌های موجود است. فرض می‌شود انتظارات بر اساس مقادیر گذشته متغیرهای مورد نظر شکل می‌گیرد. با خطی سازی، رابطه زیر برای انباشت سرمایه حاصل می‌شود که برای سادگی، سرمایه‌گذاری به وسیله موجودی سرمایه نرمال شده است:

$$g_t^I = \frac{I_t}{K_t} = a_0 + a_1 Z_{t-1} + a_2 h_{t-1} \quad (1)$$

که در آن، Z استفاده از ظرفیت‌های موجود و h سهم سود می‌باشد. بنابراین سرمایه‌گذاری با یک وقفه زمانی به تغییر در استفاده از ظرفیت‌های موجود و همچنین تغییر در سودآوری واکنش نشان می‌دهد. این تابع سرمایه‌گذاری منطبق با نظریه کینز می‌باشد. طبق این نظریه، با توجه به آنکه مخارج سرمایه‌گذاری امروز، بر اساس تصمیمات سرمایه‌گذاری دیروز می‌باشد، در کوتاه‌مدت سرمایه‌گذاری ثابت است (Stockhammer & Onaran, 2001).

نظریه‌های رشد پس‌اکینزی می‌توانند به اینکه میل نهایی به پسانداز کارگران و سرمایه‌داران متفاوت است، توزیع درآمد را بر پسانداز اثرگذار می‌دانند (Marglin, 1984 & Lavoie, 1992). 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 می‌نمایند (Stockhammer, 1999).

به پیروی ازتابع پسانداز کمبریج، فرض می‌شود میزان پسانداز کارگران صفر و میزان پسانداز سرمایه‌داران یک نسبت ثابتی (s) از سودهای حاصل می‌باشد.

$$S = s\Pi \rightarrow \frac{S}{K} = s \frac{\Pi}{K}, \quad (0 < s < 1)$$

با تجزیه نرخ سود و خطی‌سازی، تابع پسانداز بر اساس معادله (۲) بیان می‌شود:

$$g_t^S = \frac{S}{K} = b_1 Z_t + b_2 h_t \quad (2)$$

بنابراین، پسانداز تحت تأثیر استفاده از ظرفیت‌های موجود و سهم سود قرار دارد.

خالص صادرات (که با استفاده از موجودی سرمایه نرمال شده است)، به صورت مثبت تحت تأثیر رقابت پذیری بین‌المللی قرار دارد و بر این اساس، می‌توان فرض نمود شرط مارشال-لرنر^۱ برقرار است که تحت این شرایط، نرخ ارز واقعی (e_r) اثر مثبت بر خالص صادرات خواهد داشت. 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 دارد.

فرض می‌کنیم بنگاه‌ها بر اساس مارک-آپ روی هزینه متغیر هر واحد که شامل هزینه مواد وارداتی و هزینه نیروی کار می‌باشد، محصولات خود را قیمت‌گذاری می‌نمایند. اگر افزایش در سهم سود به علت افزایش در مارک-آپ باشد، قیمت‌های داخلی افزایش خواهد یافت و نرخ ارز واقعی و در نتیجه، رقابت‌پذیری بین‌المللی کاهش خواهد یافت. اما اگر با کاهش دستمزد 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.

با فرض آنکه کاهش سهم دستمزد و نه مارک-آپ منجر به افزایش سهم سود می‌گردد، خالص صادرات، تابعی مثبت از سهم سود می‌باشد. علاوه بر این، خالص صادرات وابسته به رشد نسبی تقاضای داخلی و خارجی نیز می‌باشد و بنابراین، استفاده از ظرفیت‌های موجود، اثر منفی بر خالص صادرات دارد:

$$nx_t = \phi_1 h - \phi_2 Z, \quad \phi_1, \phi_2 > 0 \quad (3)$$

شرط تعادل در یک اقتصاد باز بدون فعالیت اقتصادی دولت، آن است که پسانداز برابر با حاصل جمع سرمایه‌گذاری و خالص صادرات باشد. بر این اساس، استفاده از ظرفیت‌های موجود از شرط تعادل بازار کالا، به صورت زیر بیان می‌شود:

$$Z_t^{ls} = \frac{1}{b_1 + \phi_1} [g_t + (\phi_2 - b_2) h_t] \quad (4)$$

1. Marshal-Lerner

همان‌طور که مشاهده می‌شود، اثر تغییر در سهم سود بر استفاده از ظرفیت‌های موجود شامل اثر منفی از طریق تقاضای مصرفی $b_2(1/b_1 + \phi_1)$ و اثر مثبت از طریق خالص صادرات $(1/b_1 + \phi_2)$ می‌باشد. بنابراین، اثر افزایش سهم سود بر استفاده از ظرفیت‌های موجود یعنی علامت $\frac{\partial Z}{\partial h}(\phi_1)$ می‌باشد. نامشخص می‌باشد؛ به گونه‌ای که اگر $\frac{\partial Z}{\partial h} > 0$ باشد، رژیم رشد رونق‌گرا و اگر $\frac{\partial Z}{\partial h} < 0$ باشد، رژیم رکودی نامیده می‌شود (Bhaduri and Marglin, 1990). زمانی که در بلندمدت، اثرات با وقه سهم سود بر سرمایه‌گذاری نیز در نظر گرفته می‌شود، اثر سهم سود وابسته به اندازه نسبی اثر مستقیم و مثبت سرمایه‌گذاری، اثر مثبت تقاضای بین‌المللی و اثر منفی مصرف داخلی می‌باشد (Onaran and Stockhammer, 2005).

کالکی (Kalecki, 1954) تأکید نموده است که سهم سود مشروطه به ثابت بودن اشتغال، بر اساس چرخه‌ها^۱ تغییر می‌نماید (Stockhammer and Onaran, 2004). بنابراین، بخشی از توزیع وابسته به موقعیت چانه‌زنی نیروی کار می‌باشد و بخشی از آن، نتیجه فعالیت‌های اقتصادی است. بهادری و مارگلین (Bhaduri and Marglin, 1990)، راوترن (Rowthorn, 1981)، رولز و بایر (Bowles and Boyer, 1995) فرض کرداند که اشتغال و استفاده از ظرفیت‌های موجود در یک راستا حرکت می‌نمایند. در تابع توزیع این پژوهش به پیروی از اناران و استوکهامر (۲۰۰۴) اثر استفاده از ظرفیت‌ها از اثر بیکاری جدا شده است:

$$\Pi_t = d_0 + d_1 Z_t + d_2 u_{t-1} \quad (5)$$

در این معادله d_1 نشان می‌دهد مارک آپ در طول چرخه‌ها با تغییر در نرخ استفاده از ظرفیت‌های موجود تغییر می‌یابد. یعنی استفاده از ظرفیت‌های بالاتر (پایین‌تر)، سهم سود بالاتر (پایین‌تر) را به دنبال دارد. همچنین d_2 نشان‌دهنده اثر ارتش ذخیره کار^۲ می‌باشد. اثر ارتش ذخیره کار، اصلاح به کار رفته توسط مارکس می‌باشد که نشان‌دهنده قدرت چانه‌زنی کارگران است. مارکسیست‌ها و نظریه‌پردازان چانه‌زنی اخیر (همانند نظریه‌های دستمزد کار) معتقدند میان بیکاری و دستمزد واقعی، رابطه معکوس برقرار است؛ با این دیدگاه که افزایش بیکاری منجر به کاهش قدرت چانه‌زنی نیروی کار می‌گردد که نتیجه آن، کاهش دستمزد واقعی می‌باشد (اولین تحقیق در این زمینه توسط بلانچفلور و اوسوالد (Blanchflower and Oswald, 1994) انجام شده است). بنابراین، انتظار می‌رود d_2 علامت مثبت داشته باشد.

تئوری اقتصاددانان پساکینزی از اشتغال بر اساس نظریه عمومی کیزز می‌باشد. کالکی و دیگر اقتصاددانان پساکینزی اشتغال را وابسته به تولیدی می‌دانند که از طریق تقاضای مؤثر ایجاد می‌گردد. کالکی و اغلب اقتصاددانان پساکینزی به ندرت تقاضای مؤثر را بطور صریح در مدل خود وارد نموده‌اند. بهادری و مارگلین

1. Pro-Cyclical

2. The Reserve Army Effect

بر اساس دیدگاهی کوتاهمدت، سرمایه‌گذاری را تابعی از استفاده از ظرفیت‌های موجود در نظر گرفته‌اند؛ اما پسکینزین‌ها به صورت نظری و تجربی اشاره به نقش مهم انباشت در تعیین سطح بیکاری داشته‌اند (Rowthorn, 1995; Davidson, 1998; Glyn, 1998 and Dumenil & Levy, 1999). بر این اساس، معادله بیکاری به پیروی از استوکهامر و اناران (Stockhammer and Onaran, 2004; Chaiechi, 2012) و چاییچی (Stockhammer and Onaran, 2005) می‌شود:

$$U_t = e_0 - e_1 g_t - e_2 \Delta u_t + e_3 U_{t-1} \quad (6)$$

که در آن، U_t نرخ بیکاری است. بر اساس معادله (6) بیکاری تحت تأثیر انباشت سرمایه، استفاده از ظرفیت‌های موجود و بیکاری گذشته قرار دارد که دو متغیر اول، اثر متغیرهای بازار کالا را بر بیکاری اندازه‌گیری می‌کند؛ در حالی که متغیر سوم، نشان‌دهنده تداوم بیکاری است. همچنین e_0 نیز نشان‌دهنده شوک‌های طرف عرضه می‌باشد.

با فرض $1 = e_3$ معادله (6) بیان‌گر قانون اوکان خواهد بود؛ اما به جای آنکه طبق قانون اوکان تغییر در نرخ بیکاری تابعی از تغییر در رشد (تقاضا) در نظر گرفته شود، با تفکیک اثر انباشت و اثر استفاده از ظرفیت‌های موجود، تغییر در نرخ بیکاری، تابعی از تغییر در استفاده از ظرفیت‌های موجود و تغییر در موجودی سرمایه می‌باشد:

$$\Delta(U_t) = e_0 - e_1 g_t - e_2 \Delta u_t \quad (7)$$

مطالعاتی که بر اساس مدل بهادری و مارگلین انجام شده است، در ادامه به اختصار بیان می‌گردد:

با استفاده از روش معادلات مجزا، باولز و بایر (Bowles & Boyer, 1995) نشان داده‌اند رژیم تقاضای داخلی در کشورهای آلمان، فرانسه، ایالات متحده آمریکا و بریتانیا، مزد محور می‌باشد و با در نظر گرفتن اثرات بازتوزیع روی خالص صادرات، رژیم تقاضای فرانسه، آلمان و ژاپن سود محور و رژیم تقاضای بریتانیا و ایالات متحده، مزد محور است.

ناستپ (Naastepad, 2006) و ناستپ و استورم (Naastepad & Storm, 2007) رژیم رشد را برای هلند در اولین مقاله و در دومین مقاله برای تعدادی از کشورهای عضو OECD در طول دوره ۱۹۶۰-۲۰۰۰ ارزیابی نموده و نشان داده‌اند که رژیم تقاضای کل در فرانسه، آلمان، ایتالیا، هلند، اسپانیا و بریتانیا، مزد محور و برای ایالات متحده و ژاپن، سود محور می‌باشد.

ایدرر و استوکهامر (Ederer & Stockhammer, 2007) رژیم تقاضای کل در فرانسه در حالت اقتصاد بسته را از نوع مزد محور و برای اقتصاد باز را سود محور ارزیابی نمودند.

هین و وگل (Hein & Vogel, 2008) 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

متوجهه 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 ایدر (Stockhammer, Onaran & Ederer, 2009) نشان دادند رژیم تقاضای داخلی در اتحادیه اروپا، مزد محور است و با در نظر گرفتن اثر توزیع درآمد بر تجارت خارجی نیز رژیم تقاضاً، مزد محور خواهد بود.

مالرو سیمارو (Molero & Simarro, 2011) نشان دادند رژیم تقاضای داخلی در چین طی دوره ۱۹۷۸-۲۰۰۷ سود محور است.

اناران و گالانیس (Onaran & Galanis, 2012) در سطح ملی، رژیم تقاضاً برای کشورهای آلمان، فرانسه، ایتالیا، بریتانیا، ایالات متحده، ژاپن، ترکیه و کره را مزد محور و کشورهای کانادا، استرالیا، آرژانتین، چین، آفریقای جنوبی، مکزیک، آرژانتین و هند را سود محور گزارش دادند. هین و اسچودر (2011) در یک مدل ساده رشد و توزیع پسالکالکی و بر اساس مطالعه بهادری و مارگلین (Bhaduri and Marglin, 1990) اثربخشی این مدل را بر اساس تحلیل VAR، لاووی (Lavoie, 1995) و هین (Hein, 2007) اثربخشی این مدل را بر اساس توزیع درآمد بر اساس مطالعه بهادری و سود ارزیابی نمودند. همچنین به روش سیستمی، گوردون (Gordon, 1995a)، در مطالعه‌ای مصرف و سرمایه‌گذاری را تابعی از توزیع درآمد در نظر گرفته و با استفاده از مدل VAR برآورد نموده است. گوردون (Gordon, 1995b) مدل مورد نظر را برای اقتصاد باز گسترش داد و واکنش تقاضای کل را نسبت به توزیع درآمد بر اساس تحلیل VAR، برای ایالات متحده آمریکا بررسی نمود که نتایج نشان‌دهنده رژیم رشد از نوع سود محور می‌باشد.

استوکهامر و اناران (Stockhammer & Onaran, 2004) یک مدل VAR ساختاری شامل انباشت سرمایه، استفاده از ظرفیت‌های موجود، نرخ بیکاری و رشد بهره‌وری نیروی کار را برای فرانسه، ایالات متحده آمریکا و بریتانیا برآورد نموده‌اند. نتایج نشان داد بیکاری به وسیله بازار کالا تعیین می‌شود و تأثیر توزیع درآمد بر اشتغال و تقاضاً بسیار ضعیف می‌باشد.

اناران و استوکهامر (Onaran & Stockhammer, 2005) در مطالعه دیگری با استفاده از یک مدل VAR ساختاری شامل انباشت سرمایه، استفاده از ظرفیت‌های موجود، نرخ بیکاری و خالص صادرات، نشان دادند در حالت اقتصاد باز، رژیم تقاضاً در کوتاه‌مدت برای ترکیه و در بلندمدت برای کره جنوبی مزد محور می‌باشد.

چاییچی (Chaiechi, 2012) در مدلی مشابه مدل استوکهامر و اناران در سال ۲۰۰۴، نقش سیستم بانکی، بازار اعتبار و بازار سهام را در تحریک تقاضای کل در سه کشور هنگ کنگ، کره جنوبی و بریتانیا با استفاده از روش SVAR ارزیابی نموده است.

در کشورمان ابونوری و گرمابی (۱۳۹۵) با تمرکز بر موضوع کشش جانشینی عوامل تولید کار و سرمایه، به توضیح یکی از مسیرهای اثر سهم عوامل تولید بر رشد اقتصادی پرداخته‌اند. در این مطالعه، به صورت نظری و با استفاده ازتابع تولید کشش جانشینی ثابت (CES) نشان داده شده افزایش سهم عامل سرمایه در تولید، همزمان با افزایش کشش جانشینی بین عوامل تولید از رشد اقتصادی می‌کاهد. از طرفی، کاهش سهم عامل کار در تولید و افزایش نرخ بهره می‌تواند با کاهش نرخ پس‌انداز در جامعه، نرخ رشد اقتصادی را کاهش دهد. به صورت تحریبی نیز با استفاده ازداده‌های سالانه تولید ناخالص ملی ایران، رشد اقتصادی در دوره زمانی ۱۳۷۰-۹۰ محاسبه و با استفاده از مدل VAR و بر اساس آزمون علیت گرنجر بین رشد اقتصادی و سهم عامل نیروی کار، فرضیه «رشد عامل گرنجری سهم کار نیست» پذیرفته شده، در حالی‌که فرضیه «سهم کار عامل گرنجری رشد نیست»، در سطح معناداری ۲ درصد، رد شده است. نتایج آزمون جوهانسون نیز نشان داده، افزایش سهم عامل کار در تولید با دو وقفه زمانی، اثری مثبت بر رشد اقتصادی دارد.

۳. روش تحقیق

۱-۳. تصریح مدل

در این پژوهش به منظور تعیین رابطه میان استغال، توزیع درآمد و تقاضای مؤثر (انباست سرمایه و استفاده از ظرفیت‌های موجود) در ایران، از روش خودرگرسیون برداری ساختاری (SVAR)^۱ و از تحلیل توابع واکنش آنی تجمعی استفاده شده است. در یک مدل n متغیره، برای شناسایی توابع واکنش آنی و تجزیه واریانس، شوک‌های ساختاری (ε_t) باید از باقیمانده‌های فرم کاهش یافته (e_t) طبق رابطه $Ae_t = Be_t$ به دست آیند. با توجه به آنکه شوک‌های ساختاری ناهمبسته سریالی می‌باشند، ماتریس واریانس کواریانس اجزاء خطای ساختاری ماتریسی قطری می‌باشد. جهت سادگی واریانس تمام شوک‌های ساختاری را می‌توان به یک، نرمال نمود که در این حالت، ماتریس B به صورت ماتریس واحد در نظر گرفته شده و لازم است حداقل $\frac{n(n-1)}{2}$ محدودیت بر روایت همزمان میان متغیرها یعنی ضرایب ماتریس A اعمال شود.

1. Structural Vector Auto Regression

الگوی SVAR برخلاف مدل VAR اولیه، دارای منطق اقتصادی مبتنی بر تئوری‌های اقتصادی برای اعمال قیود و محدودیت‌ها است. در این الگو پس از اعمال محدودیت‌ها، با استفاده از روش حداقل درست‌نمایی^۱، ضرایب ماتریس A از ضرایب و باقیماندهای برآورد شده در هر یک از معادلات فرم کاهش یافته به دست می‌آید. سپس شوک‌های ساختاری به منظور ایجاد توابع واکنش آنی شناسایی می‌گردد.

در این پژوهش، محدودیت بر روابط همزمان میان متغیرها بر اساس مدل بهادری و مارگلین و طبق معادلات (۱)، (۴)، (۵) و (۶) اعمال می‌شود. با توجه به درونزا بودن سهم سود، تنها اثر همزمان از طرف متغیر استفاده از ظرفیت‌های موجود به سمت سهم سود در نظر گرفته شده است. دو ماتریس A و B به صورت زیر می‌باشد:

$$A = \begin{pmatrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 \\ b_{21} & b_{22} & 0 & 0 \\ 0 & b_{32} & b_{33} & 0 \\ b_{41} & b_{42} & 0 & b_{43} \end{pmatrix} \quad B = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$$

۲-۳. جمع آوری و سازمان‌دهی داده‌ها

فرم کاهش یافته مدل VAR به صورت زیر است:

$$\begin{aligned} I_t &= \alpha_1 + \beta_1 I_{t-1} + \beta_2 Z_{t-1} + \beta_3 h_{t-1} + \beta_4 u_{t-1} + dum_{1t} + e_{1t} \\ Z_t &= \alpha_2 + \mu_1 I_{t-1} + \mu_2 Z_{t-1} + \mu_3 h_{t-1} + \mu_4 u_{t-1} + dum_{2t} + e_{2t} \\ h_t &= \alpha_3 + \Omega_1 I_{t-1} + \Omega_2 Z_{t-1} + \Omega_3 h_{t-1} + \Omega_4 u_{t-1} + dum_{3t} + e_{3t} \\ u_t &= \alpha_5 + \eta_1 I_{t-1} + \eta_2 Z_{t-1} + \eta_3 h_{t-1} + \eta_4 u_{t-1} + dum_{4t} + e_{5t} \end{aligned} \quad (8)$$

که در آن، I انباست سرمایه، Z استفاده از ظرفیت‌های موجود، h سهم سود، u نرخ بیکاری و dum نشان‌دهنده اثر انقلاب می‌باشد.

با توجه به آنکه تمرکز این مقاله بر واکنش بخش خصوصی نسبت به تغییر در توزیع عاملی درآمد می‌باشد، واکنش مخارج دولت نسبت به تغییر در توزیع درآمد نادیده گرفته شده است. متغیرهای مورد استفاده در این پژوهش طی سالهای ۹۲-۱۳۴۶ می‌باشد. به پیروی از مطالعه انجام شده توسط اثاران و استوکهامر در سال ۲۰۰۵ برای ترکیه و کره جنوبی، نرخ رشد GDP و نسبت سرمایه‌گذاری به GDP به ترتیب، به عنوان نماینده‌هایی برای استفاده از ظرفیت‌های موجود و انباست سرمایه در نظر گرفته شد. منبع آماری مورد استفاده برای متغیرهای مورد نظر، داده‌های سری زمانی حساب‌های

1. Maximum Likelihood Estimator

ملی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، و بر اساس قیمت ثابت ۱۳۸۳ است. سهم سود از تقسیم مازاد عملیاتی ناخالص به تولید ناخالص داخلی (حاصل جمع جبران خدمات کارکنان^۱ و مازاد عملیاتی ناخالص^۲) به دست آمده است. از آنجایی که تنها منبع اطلاعات آماری مربوط به جبران خدمات کارکنان و مازاد عملیاتی ناخالص در دوره زمانی ۹۲-۱۳۴۶ داده‌های بخش صنعت، و سهم سود نسبت مازاد عملیاتی ناخالص به ارزش افروده بخش صنعت ایران می‌باشد، منبع آماری مورد استفاده در بخش صنعت ایران، سالنامه‌های آماری مرکز آمار است. نرخ بیکاری برابر با نسبت جمعیت بیکار به جمعیت فعال (حاصل جمع جمعیت بیکار و جمعیت شاغل) می‌باشد. داده‌های مربوط به جمعیت شاغل و جمعیت بیکار از دفتر اقتصاد کلان سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی، نتایج طرح آمارگیری نیروی کار و طرح آمارگیری از معادن در حال بهره‌برداری مرکز آمار ایران گردآوری شده است. اگرچه طی سالهای ۹۲-۱۳۴۶ شکست‌های ساختاری متعددی وجود داشته، اما از آنجایی که تنها اثر انقلاب از معناداری برخوردار بوده، متغیر مجازی مربوط به انقلاب در مدل وارد شده است.

۴. برآورد مدل و تفسیر داده‌ها

به منظور برآورد مدل، ابتدا لازم است وضعیت مانایی سری‌های زمانی مورد بررسی قرار گیرد که به این منظور از آزمون فیلیپس و پرون^۳ استفاده می‌شود. نتایج این آزمون در جدول (۱) نشان داده شده، که بر اساس نتایج نرخ رشد GDP و نرخ بیکاری در سطح مانا می‌باشند؛ درحالی که نسبت سرمایه‌گذاری به GDP و سهم سود با یک بار تفاضل گیری مانا می‌باشد. نتایج در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد برای متغیرهای مدل

متغیر	آماره PP	متغیر	آماره PP	متغیر
I	-۲/۲۴۷۷۵۵	u	-۲/۷۸۲۵۶۲	-۲/۹۲۶۶۲۲
	-۱/۸۴۰۹۵۱	z	-۴/۲۱۳۵۷۵	
DI	-۴/۸۶۱۱۹۷	Dh	-۷/۱۵۵۵۶۹	-۲/۹۲۸۱۴۲

مأخذ: نتایج حاصل از آزمون‌های مانایی

-
1. Compensation of employees
 2. Gross operating surplus
 3. Phillips-Perron tests

برای آزمون همگمی از روش جوهانسن و جوسیلیوس^۱ یعنی آزمون اثر^۲ و آزمون حداکثر مقدار ویژه^۳ استفاده می‌شود. وقفه بهینه برای انجام این آزمون، همان وقفه بهینه مدل VAR^۴ می‌باشد و بر اساس معیارهای شوارتز-بیزین^۵ (SC)، آکائیک^۶ (AIC) و حنان کوین^۷ (HQ) تعیین می‌گردد که در این پژوهش، طول وقفه بهینه برابر یک انتخاب شد. نتایج آزمون اثر و آزمون حداکثر مقدار ویژه برای مدل بدون عرض از مبدأ و روند در جدول (۲) خلاصه شده است.

جدول ۲. نتایج حاصل از آزمون جوهانسن – جوسیلیوس

P-VALUE	آزمون حداکثر مقدار ویژه	آزمون اثر		آزمون
		آماره آزمون	P-VALUE	
۰/۰۰۲	۴۰/۰۷۹۷۸	۰/۰۰۰۱	۶۰/۹۷۴۶۸	صف بردار همگمی
۰/۱۵۱۹	۱۴/۳۸۰۱۰	۰/۱۲۵۹	۲۰/۸۹۴۹۰	حداکثر یک بردار همگمی
۰/۳۸۴۴	۵/۷۰۵۳۲۲	۰/۳۷۶۱	۶/۵۱۴۸۰۳	حداکثر دو بردار همگمی
۰/۴۲۴۵	۰/۸۰۹۴۸۲	۰/۴۲۴۵	۰/۸۰۹۴۸۲	حداکثر سه بردار همگمی

مأخذ: نتایج حاصل از آزمون جوهانسن – جوسیلیوس

بر اساس آزمون اثر و آزمون حداکثر مقدار ویژه، وجود یک بردار همگمی میان متغیرها تأیید می‌شود. از این رو، با در نظر گرفتن حداکثر یک بردار همگمی، متغیرها همانباشته و دارای رابطه بلندمدت می‌باشند.

۴-۱. نتایج حاصل از برآورد مدل

با توجه به وجود رابطه همانباشتگی بین متغیرها، از سطح متغیرها در برآورد مدل VAR استفاده شد و این مدل بر اساس معیار شوارتز بیزین، با یک وقفه برآورد گردید. نتایج در جدول (۳) ارائه شده است.

1. Johansen & Juselius Approach
2. Trace Statistic
3. Maximun Eigenvalue
4. Vector Autoregression
5. Schwarz-Bayesian
6. Akaike
7. Hannan-Quinn

جدول ۳. نتایج حاصل از برآورد فرم کاهش یافته VAR

	I	Z	h	u
I(-1) (t-Statistic)	۰/۹۱۸۶۶۴ (۱۶/۰۴۴۸)	۰/۱۶۴۶۱۹ (-۲/۵۰۸۵۸)	۰/۰۳۶۹۳۴ (۰/۵۹۹۲۶)	۰/۰۰۳۵۰۰ (-۱/۰۱۸۵۰)
Z(-1) (t-Statistic)	۰/۲۵۱۸۳۵ (۱/۹۴۹۶۲)	۰/۱۷۱۹۱۱ (۱/۱۶۱۲۰)	۰/۰۶۶۴۸۳ (۰/۴۷۸۱۴)	۰/۰۱۲۹۵۹ (۱/۶۷۱۳۳)
h(-1) (t-Statistic)	۰/۰۵۵۶۱۲ (۰/۶۱۹۴۱)	۰/۲۱۳۸۰۹ (۲/۰۷۷۸۴)	۰/۰۷۰۲۶۴۵ (۷/۲۷۰۴۱)	-۰/۰۱۲۴۳۳ (-۲/۳۰۷۰۹)
u(-1) (t-Statistic)	۰/۵۸۸۸۳۳ (۰/۹۱۳۱۸)	۰/۹۶۷۳۲۷ (۱/۳۰۸۹۰)	۲/۲۶۱۲۱۲ (۳/۲۵۷۷۲)	۰/۸۷۱۰۵۶ (۲۲/۵۰۴۴)
C (t-Statistic)	۰/۰۵۶۹۲۴ (۰/۱۱۵۶۰)	۰/۱۸۹۹۰۷ (۰/۳۳۶۴۸)	-۱/۳۷۷۹۹۶ (-۲/۵۹۹۵۹)	۰/۱۰۸۴۲۱ (۴/۶۶۷۹۳)
Dum ^{۵۷} (t-Statistic)	۰/۰۳۸۸۲۰ (-۰/۷۸۰۳۶)	-۰/۰۵۱۶۳۴ (-۰/۹۰۵۶۳)	-۰/۱۴۲۴۷۸ (-۲/۶۶۰۷۰)	۰/۰۰۶۰۴۱ (۲/۰۲۲۹۷)

مأخذ: نتایج تحقیق با استفاده از نرم افزار Eviews 8

با توجه به آنکه در برآورد دستگاه معادلات، ضرایب متغیرها اهمیت روش‌های تک معادله را ندارند، نمی‌توان نتایج را با اطمینان بالایی تحلیل نمود. از این رو، برای تفسیر نتایج از تحلیل توابع واکنش آنی و تجزیه واریانس استفاده می‌شود.

در صورتی که مدل با ثبات بوده، یعنی اثر شوک وارد به جمله اختلال در یکی از معادلات در طول زمان به صورت میرا باشد، می‌توان توابع واکنش آنی را محاسبه نمود. جدول (۴) معکوس ریشه‌های معادله مشخصه چندجمله‌ای خود توضیحی را نشان می‌دهد.

جدول ۴. معکوس ریشه‌های معادله مشخصه چندجمله‌ای خود توضیحی

ماژول (واحد)	مقادیر ویژه	
	موهومی	حقيقی
۰/۸۹۲۰	-۰/۱۴۳۴	۰/۸۸۰۴
۰/۸۹۲۰	۰/۱۴۳۴	۰/۸۸۰۴
۰/۲۰۳۷	.	۰/۲۰۳۷
۰/۶۹۹۸	.	۰/۶۹۹۸

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که مشاهده می‌شود، معکوس تمام ریشه‌های مشخصه، درون دایره واحد قرار دارند که تأیید‌کننده ثبات مدل می‌باشد.

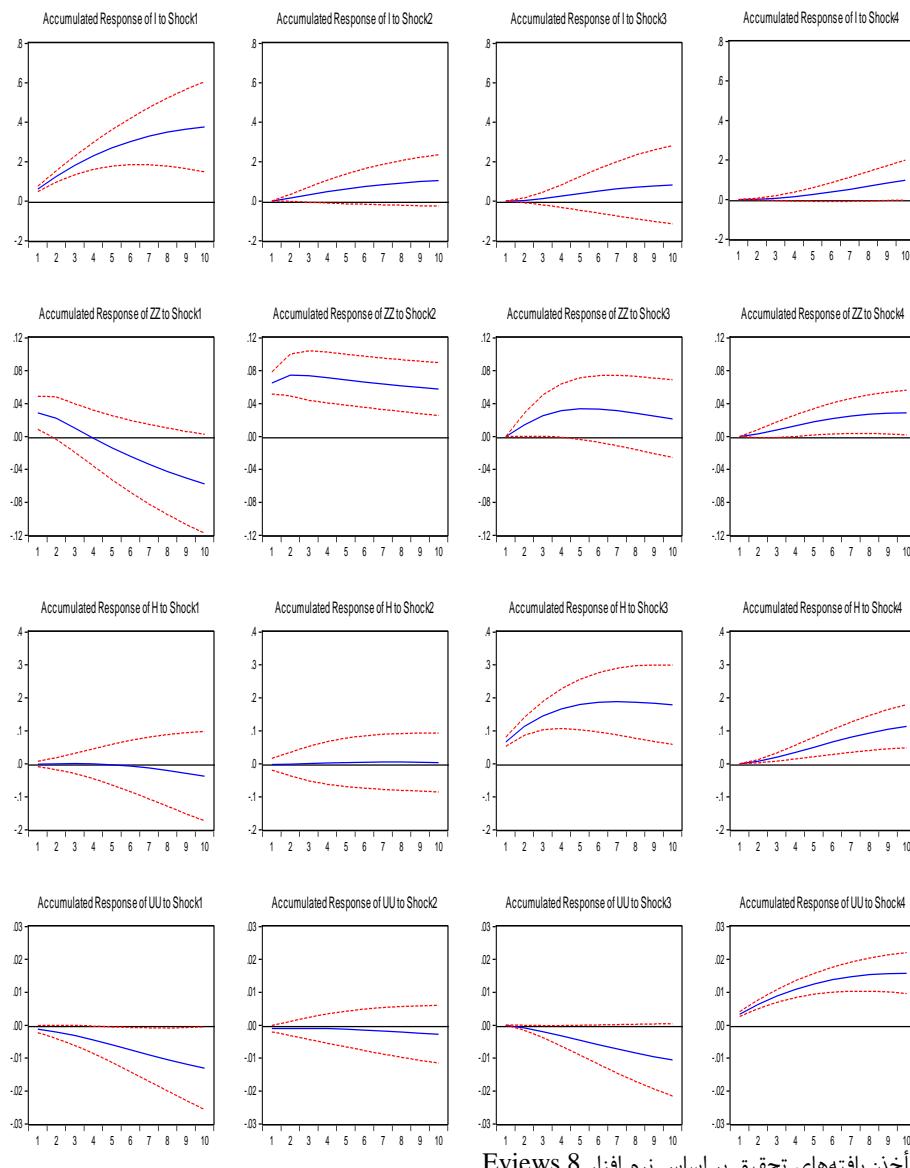
۴-۲. تحلیل توابع واکنش آنی

پس از اعمال قیود مورد نظر بر ماتریس A، مدل SVAR توسط برآوردهای حداکثر درست‌نمایی برآورد شد. با اعمال ۸ قید بر روابط همزمان میان متغیرها، سیستم فراشناس می‌باشد که ارزش احتمال مربوط به آزمون نسبت درست‌نمایی^۱ برابر با $0/62$ ، معتبر بودن قیود در مدل SVAR را تأیید می‌نماید. با استفاده از مقادیر ماتریس A و جملات پسماند فرم کاهش یافته VAR، شوک‌های ساختاری استخراج شد و اثر این شوک‌ها بر متغیرها با استفاده از توابع واکنش آنی تجمعی ارزیابی گردید. نتایج در نمودار ۱ ارائه شده است.

1. Likelihood Ratio Test

نمودار ۱. توابع واکنش آنی تجمعی متغیرهای پژوهش

Accumulated Response to Structural One S.D. Innovations ± 2 S.E.



مأخذ: یافته‌های تحقیق بر اساس نرم افزار Eviews 8

همان‌گونه که مشاهده می‌شود، وقوع شوک مثبت در سهم سود (شوک ۴) به اندازه یک انحراف معیار، به افزایش انباشت سرمایه از سال دوم منجر می‌گردد، ولی اثر این شوک در هیچ یک از سالها از لحاظ آماری معنادار نمی‌باشد. همچنین این شوک منجر به افزایش استفاده از ظرفیت‌های موجود از سال دوم می‌شود که اثر این شوک از سال دوم تا سال چهارم از لحاظ آماری معنادار می‌باشد. از این‌رو، رژیم رشد در ایران سود محور است و با توزیع درآمد به نفع سرمایه می‌تواند به افزایش تقاضای کل منجر گردد.

به دنبال یک شوک مثبت به اندازه یک انحراف معیار در انباشت سرمایه (شوک ۱)، نرخ اشتغال از سال اول به بعد به طور معناداری کاهش یافته است. در مقابل، وقوع یک شوک مثبت در استفاده از ظرفیت‌های موجود (شوک ۲) بر نرخ بیکاری در کل دوره اثر منفی دارد؛ ولی اثر این شوک تنها در سال اول از لحاظ آماری معنادار باشد. طبق مطالعه استوکهامر و انلاران در سال ۲۰۰۴، درصورتی که افزایش انباشت سرمایه و یا افزایش استفاده از ظرفیت‌های موجود به کاهش بیکاری منجر گردد، نظریه اقتصاددانان پساکینزی در ارتباط با بیکاری تأیید می‌شود. از این‌رو، بیکاری در ایران طبق دیدگاه پساکینزین‌ها، نتیجه کمبود تقاضا در بازار کالا می‌باشد و بازار کار تقاضا محور است. نتایج نشان می‌دهد، شوک مثبت در سهم سود به اندازه یک انحراف معیار، به کاهش نرخ بیکاری از سال اول تا سال دهم منجر می‌گردد و اثر این شوک از سال اول تا سال هفتم از لحاظ آماری معنادار می‌باشد. بنابراین، نظریه اقتصاددانان نئوکلاسیک نیز در ارتباط با بیکاری در ایران تأیید می‌شود.

بر اساس نتایج، وقوع یک انحراف معیار شوک مثبت در انباشت سرمایه، استفاده از ظرفیت‌های موجود را به طور معناداری پس از یک سال افزایش می‌دهد. همچنین به دنبال شوک مثبت در نرخ بیکاری، سهم سود از سال دوم تا سال دهم به طور معناداری افزایش یافته است. از این‌رو، اثر ارتش ذخیره کار در ایران وجود دارد و افزایش بیکاری به طور معناداری منجر به کاهش قدرت چانه زنی نیروی کار و به دنبال آن، افزایش سهم سود می‌شود.

۳-۴. تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی

برای بررسی سهم بی‌ثباتی متغیرها در توجیه نوسانات متغیر خاص، باید از تجزیه واریانس کمک گرفت. در این روش، می‌توان تعیین نمود چند درصد واریانس خطای پیش‌بینی به وسیله خود متغیر و چند درصد به وسیله سایر متغیرهای درون سیستم توضیح داده می‌شود. در این پژوهش، این روش به منظور تعیین و ارزیابی سهم هر یک از متغیرهای نرخ اشتغال، انباشت سرمایه، استفاده از ظرفیت‌های موجود و سهم سود در توضیح نوسانات متغیر نرخ اشتغال مورد توجه قرار گرفت که نتایج حاصل

در جدول (۵) ارائه شده است. ستون‌های جدول مورد نظر، درصد واریانس ناشی از شوک مشخص و یا تغییر ناگهانی را نشان می‌دهد.

جدول ۵. تجزیه واریانس نرخ بیکاری

دوره	نرخ بیکاری	انباشت سرمایه	استفاده از ظرفیت‌های موجود	تکانه سهم سود
۱	۸۲/۰۲	۱۰/۴۶	۷/۵۲	۰/۰۰
۲	۸۳/۴۷	۹/۳۰	۴/۳۵	۲/۸۷
۳	۸۰/۳۳	۱۰/۴۳	۳/۲۰	۶/۰۴
۴	۷۵/۷۵	۱۲/۷۱	۲/۶۰	۸/۹۴
۵	۷۰/۸۲	۱۵/۴۳	۲/۲۸	۱۱/۴۸
۶	۶۶/۱۰	۱۸/۱۴	۲/۱۴	۱۳/۶۲
۷	۶۱/۹۰	۲۰/۶۲	۲/۱۰	۱۵/۳۷
۸	۵۸/۳۶	۲۲/۷۵	۲/۱۴	۱۶/۷۵
۹	۵۵/۵۲	۲۴/۴۷	۲/۲۱	۱۷/۸۰
۱۰	۵۳/۳۳	۲۵/۸۱	۲/۲۹	۱۸/۵۷

مأخذ: یافته‌های تحقیق بر اساس نرم افزار Eviews 8

مطابق نتایج به دست آمده، در دوره اول (کوتاه مدت) ۸۲ درصد از واریانس خطای نرخ بیکاری توسط همین متغیر، ۱۰/۵ درصد توسط انباشت سرمایه و ۷/۵ درصد توسط استفاده از ظرفیت‌های موجود توجیه می‌شود. از این رو، در این دوره بیشترین توضیح‌دهنده‌گی تغییرات نرخ بیکاری در ایران توسط نرخ بیکاری می‌باشد. با گذشت یک دوره توضیح‌دهنده‌گی تغییرات نرخ بیکاری توسط تکانه‌های استفاده از ظرفیت‌های موجود و انباشت سرمایه نسبت به دوره اول کاهش یافته و در مقابل، تکانه نرخ بیکاری و تکانه سهم سود، قدرت توضیح‌دهنده‌گی بیشتری برای تغییرات نرخ بیکاری در مقایسه با دوره اول دارد. از دوره سوم تا دوره دهم، دو متغیر نرخ بیکاری و انباشت سرمایه، بیشترین سهم در توضیح تغییرات نرخ بیکاری را به عهده دارند. در دوره دهم(بلندمدت) ۵۳/۳۳ درصد از واریانس خطای نرخ بیکاری توسط خود متغیر، ۲/۲۹ درصد توسط استفاده از ظرفیت‌های موجود، ۲۵/۸۱ درصد توسط انباشت سرمایه و ۱۸/۵۷ درصد توسط سهم سود توجیه می‌شود.

بر این اساس، در بلندمدت متغیرهای نرخ بیکاری، انباشت سرمایه، سهم سود و استفاده از ظرفیت‌های موجود، به ترتیب، بیشترین تأثیر را بر نرخ بیکاری در ایران دارند. همان‌گونه که مشاهده می‌شود، با گذشت زمان به میزان تأثیرگذاری انباشت سرمایه (متغیر بازار کالا) و سهم سود بر نرخ

بیکاری در ایران افزوده شده و از تأثیر متغیر استفاده از ظرفیت‌های موجود (متغیر بازار کالا) و نرخ بیکاری کاسته شده است. همچنین متغیر انباشت سرمایه در مقایسه با متغیر استفاده از ظرفیت‌های موجود و متغیر سهم سود، قدرت توضیح دهنده‌گی بیشتری برای تغییرات نرخ بیکاری در کل دوره دارد.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

در این مقاله، با استفاده از متغیرهای سهم سود، انباشت سرمایه، نرخ بیکاری و استفاده از ظرفیت‌های موجود در یک مدل خودرگرسیون برداری ساختاری طی سالهای ۹۲-۱۳۴۶ ارتباط میان اشتغال، توزیع درآمد و تقاضای مؤثر (انباشت سرمایه و استفاده از ظرفیت‌های موجود) در ایران ارزیابی شده است. نتایج نشان داده که افزایش انباشت سرمایه (در بازار کالا) و استفاده از ظرفیت‌های موجود (در بازار کالا)، می‌تواند باعث کاهش معنادار در نرخ بیکاری گردد؛ یعنی طبق نظریه پس‌اکینزین‌ها بیکاری در ایران تقاضا محور بوده است. در مقابل، بازتوزیع درآمد به نفع سود (تغییر مزد واقعی در بازار کار) به‌طور مستقیم توانسته است موجب کاهش معنادار در نرخ بیکاری گردد و از طرفی، به‌طور غیرمستقیم نیز افزایش سهم سود یا کاهش سهم مزد با افزایش استفاده از ظرفیت‌های موجود و افزایش انباشت سرمایه (متغیرهای بازار کالا) موجب کاهش بیکاری می‌شود. بنابراین، در مجموع بازتوزیع درآمد مستقیماً از مسیر بازار کار و به‌طور غیرمستقیم، از مسیر متغیرهای بازار کالا موجب کاهش بیکاری می‌شود. نتایج نشان داده است انباشت سرمایه در مقایسه با دو متغیر سهم سود و استفاده از ظرفیت‌های موجود، سهم بیشتری در توضیح نوسانات نرخ بیکاری در دو دوره کوتاه‌مدت و بلندمدت دارد. از طرفی افزایش انباشت سرمایه می‌تواند موجب افزایش معنادار استفاده از ظرفیت‌های موجود گردد.

بنابراین، طبق نتایج حاصل برای خروج از رکود (و افزایش اشتغال) می‌توان بر سیاستگذاری در بازار کالا تمرکز نمود. برای اجرای این هدف، می‌توان افزایش سرمایه گذاری خارجی و داخلی را تشویق نمود. افزایش سرمایه گذاری خارجی با اجرای برجام و تعامل سازنده مقدور خواهد بود. با کاهش قیمت سرمایه (نرخ سود بانکی) و تقویت ثبات اقتصادی و قوانین، احتمال افزایش سرمایه گذاری داخلی افزایش خواهد یافت.

منابع و مأخذ

- Bhaduri, A. and S. A. Marglin (1990). Unemployment and the Real Wage: the Economic Basis for Contesting Political Ideologies. *Cambridge Journal of Economics*, 14 (4): 375-393.
- Blanchflower, D. and A. Oswald (1994). *The Wage Curve*. MIT Press, Cambridge, MA.
- 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*, 29: 213-248.
- Chaiiechi, T. (2012). Financial development shocks and contemporaneous feedback effect on key macroeconomic indicators: A post Keynesian time series analysis. *Economic Modelling*, 29: 487-501.
- Davidson, P. (1998). Post Keynesian employment analysis and the macroeconomics of OECD unemployment. *Economic Journal*, 108: 817-831.
- Duménil, G. and D. Lévy (1999). *Being Keynesian in the short term and classical in the long term: the traverse to classical long-term equilibrium*. The Manchester School, 67: 684-716.
- 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: 138-140.
- Glyn, A. (1998). *Low pay and employment performance*. Discussion Paper Series No. 26, Oxford Institute of Statistics.
- 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: 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.
- Hein, E. and C. Ochsen (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.
- Hein, E. and H. Krämer (1997). Income shares and capital formation: patterns of recent developments. *Journal of Income Distribution*, 7(1): 5-28.
- Hein, E. and L. Vogel (2008). Distribution and Growth Reconsidered: Empirical Results for Six OECD Countries. *Cambridge Journal of Economics*, 32: 479-511.

- Kalecki, M. (1954). *Theory of Economic Dynamics*. London: Allen and Unwin.
- Kalecki, M. (1971). *Selected Essays on the Dynamics of the Capitalist Economy 1933-70*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Keynes, J. M. (1973). *The General Theory of Employment, Interest, and Money*. Reprint, London-Basingstoke, Macmillan.
- Keynes, John M. (1936). *the General Theory of Employment, Interest, and Money*; London: Macmillan.
- Lavoie, M. (1992). *Foundations of Post-Keynesian Economic Analysis*. Edward Elgar, Aldershot.
- Marglin, S. (1984). *Growth, Distribution, and Prices*. Harvard University Press, Cambridge, MA.
- Molero Simarro, R. (2011). Functional Distribution of Income and Economic Growth in the Chinese Economy, 1978-2007. *International Review of Applied Economics*, 29(4): 435-454.
- Naastepad, C.W.M. and S. Storm (2006/7). OECD demand regimes (1960-2000). *Journal of Post-Keynesian*, 29(2): 211-246.
- 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.
- 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", 44.
- Onaran, Ö. and E. Stockhammer (2001). *The effect of distribution on accumulation, capacity utilization and employment: testing the wage-led hypothesis for Turkey*. Discussion Papers of the Istanbul Technical University 01/1.
- 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.
- Rowthorn, R. (1981). *Demand, real wages and economic growth*. Thames Papers in Political Economy, Autumn 1-39, reprinted in Studi Economici 1982, 18: 3-54.
- Rowthorn, R. (1995). Capital Formation and Unemployment. *Oxford Review of Economic Policy*, 11(1): 26-39.
- Seguino, S. (1999). The Investment Function Revisited: Disciplining Capital in South Korea. *Journal of Post-Keynesian Economics*, 22 (2), 313-38.
- Skott, P. (2008b). *Theoretical and empirical shortcomings of the Kaleckian investment function*. Working paper, University of Massachusetts, Amherst.
- Stockhammer, E. (1999). *Robinsonian and Kaleckian Growth: an Update on Post-Keynesian Growth Theories*. Working paper of the Department of Economics of the University of Economics and Business Administration No. 67.

-
- Stockhammer, E. (2000a) Explaining European Unemployment: Testing the NAIRU Theory and a Keynesian Approach, Vienna University of Economics and Business Administration, Working Papers no. 68, February2000.
- Stockhammer, E. (2000b) Is there an Equilibrium Rate of Unemployment in the Long Run?, Vienna University of Economics & B.A, Working Papers in Growth and Employment in Europe: Sustainability and Competitiveness, no. 10, February 2000.
- Stockhammer, E. and Ö. Onaran (2001) A Post-Keynesian Model for Analyzing the Ralationship between Distribution and Growth, prepared for the Conference on "Old and New Growth Theories: An Assessment", October 5-7, 2001. Pisa, Italy.
- 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*, 15: 421-447.
- Stockhammer, E., Hein, E. and G. Lucas (2011), Globalization and the effects of changes in functional income distribution on aggregate demand in Germany, *International review of applied economics*, 25: 1-24.
- Stockhammer, E., Onaran, Ö. and S. Ederer (2007)"Functional Income Distribution and Aggregate Demand in the Euro Area", Working Paper No. 102, Feb. 2007, Vienna University of Economics and B.A.