

بررسی رابطه علّی بهره‌وری کل عوامل و نرخ بیکاری در اقتصاد ایران

دکتر ابوالفضل شاه‌آبادی^{*}، زهرا خانی^{**}

دربافت: ۱۳۹۰/۱۰/۲۱ پذیرش: ۱۳۹۱/۴/۵

چکیده

کاهش نرخ بیکاری یکی از بارزترین اهداف برنامه‌ریزان و تصمیم‌گیران اقتصادی کشورها محسوب می‌شود و رسیدن به این مهم، سرآغاز از میان بردن بسیاری از مشکلات اقتصادی، اجتماعی خواهد بود. براساس مبانی نظری و مطالعات تجربی بهره‌وری کل عوامل نقش تعیین کننده‌ای بر نرخ بیکاری دارد. لذا هدف مطالعه حاضر بررسی اثر بهره‌وری کل عوامل بر نرخ بیکاری اقتصاد ایران و بررسی جهت علیت بین این دو متغیر طی دوره ۱۳۸۸-۱۳۵۰ می‌باشد. نتایج مطالعه بیانگر اثر منفی و معنی‌دار بهره‌وری کل عوامل بر نرخ بیکاری اقتصاد ایران در کوتاه‌مدت و بلندمدت است. از طرفی انجام آزمون علیت گرنجری نشان داد، هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت شاهد رابطه علیت دو طرفه بین نرخ بیکاری و بهره‌وری کل عوامل اقتصاد ایران می‌باشیم. بنابراین با ارتقاء سطح دانش فنی (تکنولوژی) و افزایش انگیزه نیروی کار و پرهیز از تعیین دستوری دستمزدها، می‌توان در راستای افزایش بهره‌وری کل عوامل و کاهش نرخ بیکاری گام برداشت.

کلمات کلیدی: نرخ بیکاری، بهره‌وری کل عوامل، اقتصاد ایران، رابطه علیت.

طبقه‌بندی JEL: E24, D24, J24

مقدمه

امروزه اکثر کشورهای جهان با مسائل و مشکلات جذب نیروی انسانی آماده کار در بازار کار به صورت یکاری مواجه هستند که علاوه بر اتلاف منابع انسانی، مسائل و مشکلات متعدد اقتصادی و اجتماعی را به همراه دارد. با توجه به اینکه عوامل متعددی بر اشتغال تأثیرگذار هستند، هدف مطالعه حاضر بررسی اثرگذاری بهره‌وری کل عوامل بر نرخ یکاری اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۸۸-۱۳۵۰ می‌باشد. بهبود رشد بهره‌وری کل عوامل به عنوان یکی از کارآمدترین روش‌های افزایش نرخ رشد اقتصادی و کاهش نرخ یکاری مورد توجه بیشتر برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران کشورهای توسعه‌یافته بوده و سرمایه‌گذاری‌های بسیار زیادی را در این خصوص انجام داده‌اند. هم‌چنین روند بلندمدت آمار بین‌المللی نشان می‌دهد همبستگی قوی بین بهره‌وری و سطح اشتغال برقرار است.

بهره‌وری نه تنها بهترین شاخص برای تعیین سرمایه‌گذاری‌ها و ایجاد شغل است، بلکه عامل تأمین منابع مالی برای ایجاد مشاغل جدید و اشتغال مجدد است (شاه آبادی، ۱۳۸۱، ص ۳۸۷). بالا بودن نرخ یکاری یکی از مشکلات عمدۀ پیش روی اقتصاد ایران بوده و در اثر این پدیده زیان‌های اقتصادی و اجتماعی بسیاری بر اقتصاد ایران وارد آمده است. رشد بالای جمعیت، پایین بودن رشد اقتصادی، کمبود تقاضای نیروی کار، شکاف فناوری درونزا با فناوری‌های جهانی، رشد پایین بهره‌وری کل عوامل و... را از عوامل اساسی نرخ بالای یکاری در اقتصاد ایران می‌توان نام برد. از سوی دیگر، در برنامه چهارم و پنجم توسعه اقتصادی، بر ارتقای سطح بهره‌وری تأکید شده ولی مطالعات انجام شده تاکنون به صورت جامع بر تأثیر این مؤلفه بر نرخ یکاری در اقتصاد ایران نپرداخته است. هم‌چنین با توجه به مبانی نظری و مطالعات تجربی تحقیق حاضر، این دو متغیر ارتباط تنگاتنگی با یکدیگر دارند، لذا تعیین جهت علیّت میان آنها ضرورت می‌یابد. بنابراین ضرورت دارد جهت ارائه‌ی توصیه‌های سیاستی مناسب جهت کاهش نرخ یکاری در اقتصاد ایران، به مطالعه در خصوص اثر رشد بهره‌وری کل عوامل بر نرخ یکاری و تعیین جهت علیّت مابین

آنان پرداخت.

ساختار ادامه‌ی مقاله به شرح زیر است. بخش اول و دوم، به مبانی نظری و مطالعات تجربی و بخش سوم به ارائه مدل پرداخته و سپس در بخش چهارم به بررسی نتایج تخمین مدل و در نهایت به نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادات پرداخته می‌شود.

۱. مبانی نظری

بیکاری به عنوان یکی از موانع جدی برای پیشرفت‌های اقتصادی و اجتماعی طبقه‌بندی می‌شود. بنابراین برای جلوگیری از اثرات منفی بیکاری، کاهش نرخ بیکاری را به عنوان یکی از اهداف بر جسته توسعه در کشورهای در حال توسعه باید در نظر گرفت. یکی از مشخصه‌های کشورهای در حال توسعه، پایین بودن نرخ رشد بهره‌وری است. افزایش بهره‌وری در نتیجه کاهش استفاده از منابع، کاهش هزینه، استفاده از روش‌های بهتر تولید یا بهبود توانایی عوامل تولید مخصوصاً "نیروی کار حاصل می‌شود (Okpechi, 1991, p.42).

از دیدگاه بسیاری از اقتصاددانان بین رشد بهره‌وری کل عوامل و نرخ بیکاری ارتباط تنگاتنگی وجود دارد. عده‌ای از اقتصاددانان بیان می‌دارند وقتی فناوری جدید در بنگاهی به کار گرفته می‌شود، بنگاه دو راه در پیش دارد، یا در جهت ارتقای مشاغل موجود بر می‌آید و تعداد کارگران موجود را حفظ می‌کند یا اینکه مجبور به نابودی مشاغل می‌گردد و کارگرانش را از دست می‌دهد. در حالت اول، رشد سریع بهره‌وری منجر به تقاضای بیشتر برای نیروی کار شده و دائماً "کاهش نرخ بیکاری را به دلیل اثرات تبدیل سرمایه در بردارد (Obandan and Odusola, 2000, p.2).

در واقع افزایش رشد بهره‌وری منجر به تبدیل سرمایه و سپس منجر به کاهش هزینه‌های استخدام نیروی کار و در نتیجه افزایش تقاضای نیروی کار می‌گردد. اما اگر بنگاه نتواند فناوری جدید را در مشاغل موجود به کار گیرد، رشد سریع بهره‌وری منجر به تخریب

خلاق^۱ می‌گردد و نرخ بیکاری افزایش می‌یابد(Aghion and Howitt, 1994, p.479). بنابراین اثر رشد بهره‌وری کل عوامل بر نرخ بیکاری مبهم است و بستگی به این دارد که فناوری جدید تا چه حد در مشاغل جدید تجسم می‌یابد. بدین معنی که آیا فناوری جدید را می‌توان در مشاغل موجود به کار گرفت یا نیازمند به کارگیری آن در مشاغل جدید است (Mortensen and Pissarides, 1998, p.736). وقتی فناوری به صورت انباشته باشد (مثل کامپیوتر، ماشین‌آلات)، اثر رشد بهره‌وری کل عوامل بر نرخ بیکاری به صورت معنی‌داری مثبت است. زیرا در این حالت اثر تخریب خلاق قوی‌تر از اثر تبدیل سرمایه است (Pissarides and Vallanti, 2005, p.3).

در حالی که تعدادی از اقتصاددانان مانند آقیون و هویت^۲ (۱۹۹۴) و پیسارید و مرتنسن^۳ (۱۹۹۸) اعتقاد به اثر بهره‌وری کل عوامل بر نرخ بیکاری دارند، اما بعضی از آنها همانند تابلینی و داوری^۴ (۲۰۰۰) و پامنبرگ و برانینگر^۵ (۲۰۰۲) و بین و پیساراید^۶ (۱۹۹۳) و زاگلر^۷ (۱۹۹۹) به بررسی اثر بیکاری بر بهره‌وری پرداخته‌اند. اثر بیکاری روی بهره‌وری به شدت تحت تأثیر سرمایه انسانی^۸ است. افزایش نرخ بیکاری آثار و تبعات اقتصادی زیادی را به همراه دارد. که از آن جمله می‌توان به افزایش سرمایه به ازای هر واحد نیروی کار و کاهش درآمد اشاره داشت. افزایش سرمایه موجب افزایش دستمزد و بهره‌وری کارگران با بهره‌وری بالاتر می‌شود و کاهش درآمد نیز منجر به کاهش پسانداز و مخارج آموزشی می‌گردد. از طرفی کاهش پسانداز و مخارج آموزشی نقش زیادی در کاهش سرمایه

۱. اولین بار جوزف شومپتر (۱۹۴۲) عبارت تنافض آلد تخریب خلاق را به کار برد. واقعیتی است که به طور پیوسته ساختارهای اقتصادی را از درون متحول می‌سازد و ساختار کهنه را نابوده کرده و ساختار جدیدی را به وجود می‌آورد.

2. Aghion and Howitt (1994)

3. Pissarides and Mortensen (1998)

4. Tabellini and Daveri (2000)

5. Pammenberg and Bräuninger (2002)

6. Bean and Pissarides (1993)

7. Zagler (1997)

۸. سرمایه انسانی عبارت است از مجموعه دانش و مهارت‌های جمع شده در نیروی انسانی یک سازمان. سرمایه انسانی مستلزم سرمایه گذاری بر روی نیروهای انسانی یک مجموعه به منظور بالا بردن بازدهی آنهاست.

فیزیکی و انسانی دارند. از آنجایی که سرمایه فیزیکی و انسانی از عوامل اثرگذار در نرخ رشد بهره‌وری کل عوامل می‌باشند، بنابراین با کاهش آنها، بهره‌وری کل عوامل کاهش می‌یابد. در نتیجه افزایش نرخ بیکاری منجر به کاهش بهره‌وری کل عوامل می‌گردد (Brauninger and Pannenberg, 2002, p.107) بهره‌وری کل عوامل بر نرخ بیکاری، بررسی رابطه‌ی علیت بین این دو متغیر نیز ضروری به نظر می‌رسد.

۲. مروری بر مطالعات تجربی

استبان و همکاران (۲۰۱۰)، به بررسی تاثیر رشد بهره‌وری کل عوامل بر نرخ بیکاری اقتصاد ژاپن طی دهه ۱۹۹۰ پرداختند. زیرا اقتصاد ژاپن در دهه فوق الذکر، با بالاترین نرخ بیکاری بعد از جنگ جهانی دوم مواجه بود به نحوی که بیکاری در این دهه نسبت به دوران قبل از جنگ سه برابر شده بود. براساس نتایج بیان می‌دارند رشد پایین بهره‌وری کل عوامل، منجر به کاهش تعداد ساعت کار و افزایش نرخ بیکاری می‌گردد (Esteban et al., 2010, p.50-68).

کیم و همکاران (۲۰۰۸) به بررسی رابطه‌ی بین رشد بهره‌وری و اشتغال در جمهوری کره پرداخته و بیان می‌دارند، شوک مثبت فناوری منجر به افزایش رشد بهره‌وری و افزایش تعداد ساعت کار می‌گردد. ایده‌ی اصلی این مطالعه آن است که شوک مثبت فناوری، هم بهره‌وری و هم تقاضای نیروی کار را افزایش می‌دهد که به نوبه‌ی خود منجر به افزایش اشتغال می‌شود (Kim et al., 2008, p.1-20).

کوگل (۲۰۰۷) به بررسی اثر رشد بهره‌وری کل عوامل روی نرخ بیکاری ۲۰ کشور عضو^۱ OECD در دوره ۱۹۶۱-۲۰۰۰، می‌پردازد. براساس نتایج مطالعه بیان می‌دارد تفاوت تفاوت در نرخ بیکاری کشورها ناشی از تفاوت در نسبت ثابت سرمایه به تولید است و

۱. استرالیا، اتریش، بلژیک، کانادا، دانمارک، هلند، فرانسه، آلمان، ایرلند، ایتالیا، ژاپن، فنلاند، نیوزیلند، نروژ، پرتغال، اسپانیا،

تفاوت در نسبت ثابت سرمایه به تولید با تفاوت در نرخ پیشرفت‌های فنی توضیح داده می‌شود. نتایج مطالعه نشان می‌دهد رشد بهره‌وری کل عوامل، اثر مثبت و معنی‌داری بر نرخ بیکاری، حتی پس از کنترل متغیرهای نهادی بازار کار دارد (Kogel, 2007, p1-20).

لادو (۲۰۰۶) در مطالعه‌ای با استفاده از سیستم معادلات همزمان به برآورد ساختاری مدل مطرح شده در مطالعه‌ی پیساراید و والانتی پرداخت. وی ۱۰۱ ناحیه‌ی اروپایی را در دوره ۱۹۸۱-۱۹۹۵، در نظر گرفته و نتایج متفاوتی در مقایسه با مطالعه‌ی پیساراید و والانتی^۱ به دست آورد. نتایج مطالعه بیانگر آن است که اثر رشد بهره‌وری بر نرخ اشتغال در کوتاه مدت به صورت معنی‌داری منفی است. اما در بلندمدت به دلیل اثرگذاری عواملی غیر از اثر تبدیل سرمایه و تخریب خلاق، رابطه‌ی بین رشد بهره‌وری و نرخ اشتغال مشخص نیست (Ladu, 2006, p.1-38).

پیساراید و والانتی (۲۰۰۵) با استفاده از داده‌های مربوط به کشورهای صنعتی (اتحادیه اروپا (غیر از اسپانیا و یونان) و ایالات متحده و ژاپن) به بررسی اثر رشد بهره‌وری روی پایداری بیکاری^۲ طرح دو دیدگاه مهم مطرح شده در ادبیات اقتصادی مربوط به مکانیزم اثرگذاری رشد بهره‌وری بر بیکاری طی دوره ۱۹۶۵-۱۹۹۵، پرداختند. در دیدگاه نخست که بر روی عرضه‌ی نیروی کار تمرکز کرده است، ادعا می‌شود رشد سریع بهره‌وری، عرضه‌ی نیروی کار را افزایش می‌دهد. دیدگاه دوم اثر رشد بهره‌وری روی تقاضای نیروی کار را بررسی کرده و این نکته را بازگو می‌کند که وقتی فناوری جدید وارد شرکتی می‌شود، شرکت ممکن است قادر به ارتقای مشاغل موجود و حفظ همان تعداد کارگر شود و یا ممکن است مجبور به اخراج کارگران و نابودی مشاغل گردد. در این مطالعه بیان می‌دارند اثر رشد سریع بهره‌وری کل عوامل روی پایداری بیکاری از لحاظ تئوری

۱. پیساراید و والانتی در مطالعه‌ای به این نتیجه رسیدند که اثر رشد بهره‌وری بر نرخ اشتغال در سال اول منفی و پس از آن مثبت می‌گردد.

۲. پایداری یک متغیر اقتصادی به معنای سرعت بازگشت متغیر به سمت مقدار تعادلی خود، پس از وارد شدن یک شوک اقتصادی و فاصله‌گرفتن از روند تعادلی خود است.

می‌تواند مثبت یا منفی باشد. اما به لحاظ تجربی این رابطه به شدت منفی است
. (Pissarides and Vallanti, 2005, p.607-640)

تريهان (۲۰۰۳) به بررسی رابطه علی بین رشد بهره‌وری و نرخ بیکاری می‌پردازد.
دلایل تجربی ارائه شده در این مقاله نشان می‌دهد شوک مثبت فناوری منجر به کاهش نرخ
بیکاری تا چندین سال پس از وقوع شوک، می‌گردد (Trehan, 2003, p.13-27).
رضایی و سملر (۲۰۰۷) به بررسی رابطه کوتاه مدت و بلندمدت نرخ رشد بهره‌وری و
نرخ بیکاری در ایالات متحده طی دوره ۱۸۸۹-۲۰۰۲ می‌پردازند. نتایج تجربی این مطالعه
بیانگر آن است که در کوتاه‌مدت ۱٪ افزایش در نرخ رشد بهره‌وری، نرخ بیکاری را
۲٪ افزایش و در بلندمدت ۱٪ افزایش در نرخ رشد بهره‌وری، ۲.۲٪ نرخ بیکاری را
کاهش می‌دهد. به عبارتی افزایش نرخ رشد بهره‌وری در کوتاه‌مدت منجر به افزایش نرخ
بیکاری به میزان بسیار ناچیز و در بلندمدت منجر به کاهش نرخ بیکاری به صورت
معنی‌داری می‌شود (Rezai and Semmler, 2007, p.1-34).

سلاکالک (۲۰۰۵) در مطالعه‌ای به تخمین شیب منحنی فیلیپس در ایالات متحده
می‌پردازد و به این مطلب اشاره می‌کند که می‌توان برای تخمین شیب منحنی فیلیپس از
بهره‌وری استفاده کرد. نتایج مطالعه بیانگر رابطه‌ای به شدت منفی مابین نرخ طبیعی
بیکاری و رشد بهره‌وری در ایالات متحده است (Slacalek, 2005, p.1-35).

نینگ (۲۰۰۴) در مطالعه‌ای، با استفاده از اطلاعات ۸ کشور عضو^۱ OECD در بازه
زمانی ۱۹۶۶-۱۹۹۵ به تجزیه و تحلیل علی بین رشد بهره‌وری و نرخ بیکاری از طریق
آزمون علیت گرنجر می‌پردازد. براساس نتایج تجربی در حالت تعادلی، ضرایب تخمین
بیانگر رابطه‌ی منفی معنی‌دار بین نرخ بیکاری و رشد بهره‌وری می‌باشد. با انجام آزمون
علیت گرنجر، بیان می‌کند در اکثر کشورهای مورد مطالعه، جهت علیت از رشد بهره‌وری
به بیکاری معنی‌دار، و از بیکاری به رشد بهره‌وری بی‌معنی می‌باشد (Ning, 2004, p.1-28).

اویاندان و اوودوسلا (۲۰۰۰) به تجزیه و تحلیل رشد بهره‌وری و نرخ یکاری در کشور نیجریه پرداختند. آنها معتقد بودند رشد بهره‌وری عامل مهمی در بهبود رفاه مردم و ارتقای پیشرفت اجتماعی می‌باشد و بدون رشد بهره‌وری، درآمد سرانه رشدی نخواهد داشت. آنها بخش‌های مختلف اقتصادی صنعت، کشاورزی و خدمات - را بررسی نموده و یکی از نتایج مهم این مطالعه وجود رابطه‌ی معکوس بین رشد بهره‌وری و نرخ یکاری است (Obandan and Odusola, 2000, p.1-36).

برانینگر و پانترگ (۲۰۰۰) در مطالعه‌ای به این سوال پاسخ می‌دهند که "آیا یکاری در بلندمدت اثری بر بهره‌وری کل عوامل می‌گذارد؟" آنها در پاسخ به این سوال به صورت تجربی رابطه‌ی بین یکاری و بهره‌وری را در چارچوب داده‌های پنل برای ۱۳ کشور عضو OECD، بررسی نموده و به این نتیجه رسیدند یکاری اثر منفی بر رشد بهره‌وری کل عوامل دارد (Brauninger and Pannenberg, 2002, p.105-120).

مطالعه داخلی در خصوص اثر بهره‌وری کل عوامل بر نرخ یکاری و یا رابطه‌ی علی این دو انجام نگرفته است. برخی از محققان در مطالعات خود، به بررسی رابطه برخی متغیرها با متغیر اشتغال یا نرخ یکاری پرداخته‌اند. در ادامه به چند نمونه مطالعه داخلی در خصوص اشتغال و یکاری و عوامل موثر بر آن اشاره می‌شود:

نصاییان (۱۳۸۵) در مطالعه‌ای اثر گذاری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را بر اشتغال در اقتصاد ایران مورد بررسی قرار داده است و از عواملی همچون ارزش افزوده، موجودی سرمایه، دستمزد نیروی کار، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و وقفه‌ی اول اشتغال در تخمین تابع تقاضای نیروی کار استفاده می‌کند. مطابق این مطالعه، ضریب مربوط به ارزش افزوده، مثبت و معنی‌دار است. ضریب متغیر دستمزد منفی و غیرمعنی‌دار است. ضریب موجودی سرمایه مثبت و معنی‌دار است و ضریب وقفه‌ی اول اشتغال مثبت و معنی‌دار است (نصاییان، ۱۳۸۵، ص. ۹۷-۱۲۲).

پژویان و امینی (۱۳۸۰) در مطالعه‌ای به بررسی اثر قانون حداقل دستمزد بر اشتغال

گروه‌های جمعیتی جوان در اقتصاد ایران می‌پردازند. نتیجه‌ی مطالعه این است که افزایش حداقل دستمزد واقعی بر استغال زنان و مردان در گروه‌های سنی ۱۰-۱۴ و ۱۵-۱۹ ساله، تأثیر منفی معنی دارد(پژویان و امینی، ۱۳۸۰، ص. ۷۴-۵۷).

هادیان و رضایی سخا(۱۳۸۸) به بررسی تأثیر شوک‌های کلان اقتصادی بر نرخ بیکاری در اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۴۵-۸۶ می‌پردازند. براساس نتایج این مطالعه، هر یک از شوک‌های مورد بررسی با توجه به ماهیت آنها اثرات متفاوتی دارند. شوک بهره‌وری و شوک تقاضای کل باعث کاهش نرخ بیکاری شده و شوک دستمزد، قیمت و عرضه نیروی کار منجر به افزایش نرخ بیکاری در اقتصاد ایران شده است(هادیان و رضایی سخا، ۱۳۸۸، ص. ۵۰-۲۷).

براساس مطالعات تجربی می‌توان بیان داشت بهره‌وری کل عوامل نقش تعیین‌کننده بر نرخ بیکاری دارد. اما تاکنون مطالعات جامعی در خصوص نقش بهره‌وری کل عوامل بر نرخ بیکاری اقتصاد ایران و رابطه‌ی علی مابین این دو متغیر صورت نگرفته است. لذا تفاوت مطالعه حاضر با سایر مطالعات انجام شده تمرکز بر نقش بهره‌وری کل عوامل بر نرخ بیکاری در اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۵۰-۱۳۸۸، می‌باشد.

۳. ارائه الگو

برای ارزیابی تأثیر رشد بهره‌وری کل عوامل بر نرخ بیکاری، الگوی تجربی به صورت زیر می‌باشد:

$$LU_t = F(LPL_t, LTFP_t, LRW_t, LK_t) \quad (1)$$

LU: لگاریتم نرخ بیکاری

LPL: لگاریتم جمعیت فعال

LTFP: لگاریتم بهره‌وری کل عوامل

LRW: لگاریتم حداقل دستمزد واقعی

LK: لگاریتم موجودی سرمایه فیزیکی

شکل کلی مدل ARDL به صورت زیر است:

$$U_t = \sum_{i=1}^r LTFP_{t-i} + \epsilon_t \quad (2)$$

که در آن U_t متغیر وابسته (نرخ بیکاری)، $LTFP_{t-i}$ بردار متغیر توضیحی (بهره وری کل عوامل) و ϵ_t جمله اخلال است. روش تخمین همجمعی مستلزم این است که متغیرهای لحاظ شده در مدل، دارای ریشه واحد مساوی یعنی یک ریشه واحد باشند، اما یکی از مزیت‌های مدل ARDL این است که این روش مستلزم داشتن این شرط نیست. علاوه بر آن، مدل ARDL به دلیل امکان لحاظ کردن وقفه برای مدل، رویکرد رسیدن از مدل کلی به مدل نهایی را فراهم می‌کند و در نهایت اینکه در این رویکرد، متغیرهای در تفاصیل اول به سادگی در چارچوب مدل تصحیح خطأ، قابل مدل‌سازی هستند. در این مطالعه به منظور بررسی رابطه علیّت گرنجری بین متغیرها، از الگوی تصحیح خطأی برداری (VECM) استفاده می‌کنیم.

شایان ذکر است، داده‌های مربوط به نرخ بیکاری از دفتر نظارت راهبردی ریاست جمهوری و آمار مربوط به جمعیت فعال و موجودی سرمایه مورد استفاده در این مطالعه از اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی و آمار مربوط به حداقل دستمزد واقعی از وزارت کار و امور اجتماعی (شورای عالی کار) تهیه شده است. همچنین آمار مربوط به بهره‌وری کل عوامل توسط محقق محاسبه شده است. داده‌های مربوط به متغیر حداقل دستمزد واقعی و موجودی سرمایه (به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶) در نظر گرفته شده‌اند. موجودی سرمایه بر حسب میلیارد ریال، حداقل دستمزد واقعی به صورت سالانه و بر حسب ریال و جمعیت فعال کشور میلیون نفر در نظر گرفته شده‌اند.

اندازه‌گیری بهره‌وری کل عوامل، محققان را قادر به تعیین سهم عوامل تولید در رشد اقتصادی می‌سازد.تابع تولید با ویژگی تکنولوژی خنثی سولو به صورت زیر می‌باشد:

$$GDP(t) = A(t) * F[K(t), L(t)] \quad (3)$$

که $GDP(t)$ بیانگر تولید ناخالص داخلی، $A(t)$ سطح تکنولوژی، $K(t)$ موجودی سرمایه فیزیکی و $L(t)$ نیروی کار است. معادله (۳) را می‌توان به فرم زیر تبدیل کرد:

$$\frac{\dot{GDP}(t)}{GDP(t)} = \frac{\dot{A}(t)}{A(t)} + a(t) \frac{\dot{K}(t)}{K(t)} + b(t) \frac{\dot{L}(t)}{L(t)} \quad (4)$$

و $a(t)$ به ترتیب سهم سرمایه و نیروی کار از تولید ناخالص داخلی است. به طور کلی $L(t)$ و $K(t)$ و $GDP(t)$ اجزای شناخته شده‌ای هستند. بنابراین تنها جزء ناشناخته در معادله (۴)، $\frac{\dot{A}(t)}{A(t)}$ می‌باشد که به راحتی از جزء پسماند سولو(بهره‌وری کل عوامل) قابل محاسبه است(Ganev, 2005, p.4-7).

$$\frac{\dot{A}(t)}{A(t)} = \frac{\dot{GDP}(t)}{GDP(t)} - a(t) \frac{\dot{K}(t)}{K(t)} - b(t) \frac{\dot{L}(t)}{L(t)} \quad (5)$$

پس از تخمین تابع تولید سهم سرمایه و نیروی کار از تولید ناخالص داخلی در اقتصاد ایران به ترتیب ۰.۵۶ و ۰.۴۴ به دست آمده است. که با جایگذاری در معادله (۵) بهره‌وری کل عوامل در اقتصاد ایران محاسبه شده است. نتایج تخمین تابع تولید در جدول زیر خلاصه شده است.

جدول (۱): نتایج تخمین تابع تولید در اقتصاد ایران

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob |
|-----------|-------------|------------|-------------|--------|
| C | ۳.۷۲ | ۱.۰۱ | ۳.۶۷ | ۰.۰۰۰۶ |
| Log(L) | ۰.۴۴ | ۰.۲۰ | ۲.۱۹ | ۰.۰۳۳۲ |
| Log(K) | ۰.۵۶ | ۰.۱۱ | ۴.۷۹ | ۰.۰۰۰ |
| R-squared | ۰.۹۱ | | | |

مأخذ: محاسبات تحقیق

۴. برآورد مدل و تجزیه و تحلیل نتایج:

همان طوری که نتایج جدول (۲) نشان می‌دهد، در کوتاه مدت رابطه مثبت میان نرخ بیکاری و جمعیت فعال وجود دارد. این رابطه مثبت با اطمینان بالای ۹۵ درصد معنی دار بوده و نشان می‌دهد افزایش جمعیت فعال، با افزایش نرخ بیکاری همراه بوده است. ضریب منفی متغیر *LTFP*، بیانگر ارتباط منفی و کاملاً معنی دار میان رشد بهره‌وری کل عوامل و نرخ بیکاری است. همانطور که انتظار می‌رفت، نرخ رشد بهره‌وری کل عوامل بر روی نرخ بیکاری تأثیر منفی گذاشته است. زیرا با افزایش رشد بهره‌وری کل عوامل و در نتیجه رونق فعالیت‌های اقتصادی، تقاضای نیروی کار افزایش یافته و نرخ بیکاری کاهش می‌یابد. ضریب تخمینی متغیر حداقل دستمزد واقعی مثبت است. زیرا با افزایش دستمزدها، تقاضا برای نیروی کار کاهش و عرضه نیروی کار افزایش می‌یابد. این امر نهایتاً منجر به افزایش نرخ بیکاری می‌شود. همچنین همانطور که انتظار می‌رفت، رابطه‌ی بین موجودی سرمایه فیزیکی و نرخ بیکاری در اقتصاد ایران منفی است. زیرا متناسب با افزایش موجودی سرمایه شاهد افزایش تقاضا برای نیروی کار می‌باشیم.

جدول (۲): نتایج برآورد رابطه کوتاه مدت

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob |
|----------------------|-------------|-----------------------|-------------|-------|
| C | ۳.۸۶ | ۱.۰۴ | ۳.۷۱ | ۰.۰۰۱ |
| LU(-1) | ۰.۶۸ | ۰.۱۱ | ۶.۰۰ | ۰.۰۰۰ |
| LPL | ۳.۴۰ | ۱.۵۰ | ۲.۲۷ | ۰.۰۳۱ |
| LTFP | -۱.۶۶ | ۰.۴۸ | -۳.۵۰ | ۰.۰۰۲ |
| LTFP (-1) | ۱.۳۰ | ۰.۴۵ | ۲.۹۰ | ۰.۰۰۷ |
| LRW | ۰.۰۹ | ۰.۰۴ | ۲.۱۳ | ۰.۰۱۱ |
| LK | -۰.۳۱ | ۰.۱۱ | -۲.۹۲ | ۰.۰۰۷ |
| R-squared | ۰.۷۶ | Mean dependent var | | ۲.۴۸ |
| R-Bar- squared | ۰.۷۰ | S.D. dependent var | | ۰.۱۲ |
| S.E. of regression | ۰.۰۶ | Akaike info criterion | | ۴۶.۳۱ |
| Residual Sum squared | ۰.۱۲ | Schwarz criterion | | ۳۸.۹۴ |
| Log likelihood | ۵۵.۳۱ | F-statistic | | ۱۱.۶۸ |
| DW-Statistic | ۱.۷۴ | Prob(F-statistic) | | ۰.۰۰۰ |

مأخذ: محاسبات تحقیق

۱.۴. نتایج آزمون‌های تشخیص

براساس آزمون‌های تشخیص که در جدول (۳) ارائه شده، در رابطه‌ی کوتاه‌مدت مربوط به معادله (۱) خودهمبستگی سریالی و ناهمسانی واریانس وجود ندارد و فرم تبعی مناسب بوده و توزیع نرمال است.

جدول (۳): نتایج آزمون‌های تشخیص

| فرضیه صفر | معادله (۱) | |
|-----------------------|------------|------------|
| | LM(CHSQ) | سطح احتمال |
| عدم خودهمبستگی سریالی | ۱.۰۸ | ۰.۳۰ |
| وجود فرم تبعی مناسب | ۰.۰۱۳ | ۰.۹۱ |
| وجود توزیع نرمال | ۴.۷۰ | ۰.۱۱ |
| ناهمسانی واریانس | ۱.۴۹ | ۰.۲۲ |

مأخذ: محاسبات تحقیق

۲.۴ نتایج آزمون همانباشتگی ARDL

جهت بررسی وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای نرخ بیکاری، جمعیت فعال، بهره‌وری کل عوامل، نرخ دستمزد واقعی و موجودی سرمایه، باید معادلات خود بازگشته نظری معادله^(۶) که در آن LU لگاریتم نرخ بیکاری، LPL لگاریتم جمعیت فعال، $LTFP$ لگاریتم بهره‌وری کل عوامل، LRW لگاریتم حداقل دستمزد واقعی و LK لگاریتم موجودی سرمایه می‌باشد، تخمین زده شود.

$$\begin{aligned} \Delta LU_t = & \sum_{i=1}^n \Delta LU_{t-i} + \sum_{i=1}^n \Delta LPL_{t-i} + \sum_{i=1}^n \Delta LTFP_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^n \Delta LRW_{t-i} + \sum_{i=1}^n \Delta LK_{t-i} + _1 LU_{t-1} + _2 LPL_{t-1} + _3 LTFP_{t-1} \\ & + _4 LRW_{t-1} + _5 LK_{t-1} + _6 \end{aligned} \quad (6)$$

در معادله^(۶)، که متغیر LU متغیر وابسته است، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها

$$(H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = \alpha_5 = 0)$$

را در برابر فرضیه مخالف

$$(H_1: \alpha_1 \neq \alpha_2 \neq \alpha_3 \neq \alpha_4 \neq \alpha_5 \neq 0)$$

با استفاده از آماره F که آن را $FLU_t (LU_t | LPL_t, LTFP_t, LRW_t, LK_t)$ می‌نامیم، آزمون می‌کنیم. اگر آماره F محاسباتی از حد بالای محدوده مقادیر بحرانی ارائه شده از سوی پسaran و همکاران تجاوز نماید، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها را رد می‌کنیم. اگر آماره F محاسباتی کمتر از حد پایین این محدوده باشد، فرضیه صفر را نمی‌توان رد کرد و چنانچه آماره F محاسباتی، درون محدوده بحرانی قرار گیرد، نتیجه غیرمعین و غیرقابل استنباط خواهد بود. قبل از انجام هم‌جمعی باید از (2) نبودن متغیرها اطمینان یابیم. بدین منظور، آزمون ریشه واحد با استفاده از روش دیکی - فولر تعییم یافته انجام می‌گیرد. نتایج این آزمون در جدول^(۴) آورده شده است.

همانطور که از جدول (۴) پیداست، متغیر لگاریتم نرخ بیکاری و لگاریتم موجودی سرمایه در سطح و بقیه متغیرها ابناسته از درجه یک می‌باشدند. پس جهت بررسی رابطه بلندمدت میان متغیرها می‌توانیم از روش همانباشتگی ARDL استفاده کنیم، هم‌چنین جدول (۵)، آماره F محاسباتی و مقادیر بحرانی ارائه شده توسط پسران و همکاران را نشان می‌دهد.

جدول (۴): نتایج آزمون ریشه واحد Augmented Dickey Fuller Test statistic

| متغیر | طول بهینه | آماره محاسبه شده | جدول (%) ۹۵ | کمیت بحرانی | عرض از مبدأ | رونده | نتیجه |
|-------|-----------|------------------|-------------|-------------|-------------|-------|-------|
| LU | ۰ | -۳.۰۵۶ | -۲.۹۴۱ | دارد | دارد | ندارد | مانا |
| LPL | ۰ | -۰.۴۶۲ | -۲.۹۴۱ | دارد | دارد | ندارد | ناما |
| DLPL | - | -۵.۴۳۳ | -۲.۹۴۳ | دارد | دارد | ندارد | مانا |
| LTFP | ۱ | -۱.۳۵۹ | -۲.۹۴۱ | دارد | دارد | ندارد | ناما |
| DLTFP | - | -۴.۲۸۶ | -۲.۹۴۳ | دارد | دارد | ندارد | مانا |
| LRW | - | -۱.۳۳۱ | -۲.۹۴۱ | دارد | دارد | ندارد | ناما |
| DLRW | - | -۵.۰۶۲ | -۲.۹۴۳ | دارد | دارد | ندارد | مانا |
| LK | - | -۵.۸۹۱ | -۲.۹۴۱ | دارد | دارد | ندارد | مانا |

علامت D، نشان‌دهنده تفاضل مرتبه اول متغیرهاست.

مأخذ: محاسبات تحقیق

همانطور که در جدول (۵) مشاهده می‌کنیم، آماره F محاسباتی در حالت‌های $FLTFP_t(LTFP_t | LPL_t, LU_t, LRW_t, LK_t)$ و $FLU_t(LU_t | LPL_t, LTFF_t, LRW_t, LK_t)$ از حد بالای مقادیر بحرانی در سطح ۹۵٪ تجاوز $FLK_t(LK_t | LPL_t, LTFF_t, LRW_t, LU_t)$ می‌نماید. در نتیجه، یک رابطه بلندمدت بین متغیرها در سطح ۹۵٪ وجود خواهد داشت. اما، گرچه وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها، بیانگر وجود رابطه علیت گرنجری بین متغیرها حداقل در یک جهت خواهد بود، جهت رابطه علیت گرنجری بین متغیرها را نمی‌تواند تعیین کند. از این‌رو، به منظور بررسی رابطه علیت گرنجری بین متغیرها، از الگوی تصحیح خطای برداری (VECM) استفاده می‌کنیم.

جدول (۵): آماره F جهت بررسی رابطه بلندمدت متغیرها

| رابطه میان متغیرها | مقدار آماره F | محدوده مقادیر بحرانی در سطح ۹۰ درصد* | |
|---------------------------------------|---------------|--------------------------------------|----------------|
| | | محدوده مقادیر بحرانی در سطح ۹۵ درصد | |
| | | I(0) | I(1) |
| $FLU_t LPL_t, LTFP_t, LRW_t, LK_t$ | ۵.۰۶ | ۲.۴۲۵ ۲.۸۵ | ۳.۵۷۴ ۴.۰۴۹ |
| $FLTFP_t LTFP_t, LU_t, LRW_t, LK_t$ | ۱۷.۳۲ | ۲.۴۲۵ ۲.۸۵ | ۳.۵۷۴ ۴.۰۴۹ |
| $FLRW_t LPL_t, LTFP_t, LK_t, LU_t$ | ۲.۵۰ | ۲.۴۲۵ ۲.۸۵ | ۳.۵۷۴ ۴.۰۴۹ |
| $FLK_t LPL_t, LTFP_t, LRW_t, LU_t$ | ۹۴.۴۸ | ۲.۴۲۵ ۲.۸۵ | ۳.۵۷۴ ۴.۰۴۹ |

*: مقادیر بحرانی در حالت با عرض از مبدأ و بدون روند

مأخذ: محاسبات تحقیق

۳.۴ نتایج حاصل از برآوردهای تصویح خطای

جدول (۶)، نتایج آزمون علیت گرنجری کوتاهمدت و بلندمدت را با استفاده از یک مدل تصویح خطای شکل معادله (۷) که در آن LU_t متغیر وابسته و $LTFP_t$, LPL_t , LRW_t و LK_t متغیرهای مستقل هستند، نشان می‌دهد. وقته بهینه متغیرها با استفاده از معیار آکائیک شوارتز برابر با (۱۰،۰،۰،۱) تعیین شده است.

$$\begin{aligned}
 DLU_t = &_0 + \sum_{i=1}^n {}_{1i} DLU_{t-i} + \sum_{i=1}^n {}_{2i} DLPL_{t-i} + \sum_{i=1}^n {}_{3i} DLTFP_{t-i} + \sum_{i=1}^n {}_{4i} DLRW_{t-i} \\
 &+ \sum_{i=1}^n {}_{5i} DLK_{t-i} + {}_1 ECM_{t-1} + {}_{1t}
 \end{aligned} \tag{V}$$

جدول (۶): نتایج آزمون علیت گرانجری کوتاه‌مدت و بلندمدت با استفاده از مدل تصحیح خطای

| متغیر وابسته | | آزمون علیت کوتاه‌مدت | آزمون علیت بلندمدت | |
|--------------|---------------|----------------------|--------------------|----------------------|
| | | | ECM | آزمون توام |
| | | $DLTFP_{t-1}$ | ECM_{t-1} | $DLTFP_t, ECM_{t-1}$ |
| DLU_t | $H_0 = 0$ | $= 0$ | $= 0$ | $= 0, = 0$ |
| | ضریب (احتمال) | -1.66 (0.000) | -0.31 (0.009) | 24.65 (0.000) |

۱- آزمون معنی داری ضریب با وقفه متغیر توضیحی با استفاده از آزمون والد

۲- آزمون معنی داری ضریب عبارت تصحیح خطای با وقفه با استفاده از آزمون t

۳- آزمون معنی داری ضریب با وقفه متغیر توضیحی توام با ضریب عبارت تصحیح خطای با وقفه با استفاده از آزمون والد

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول (۷)، نتایج آزمون علیت گرنجری کوتاه‌مدت و بلندمدت را با استفاده از یک مدل تصحیح خطای به شکل معادله (۸) که در آن $LTFP_t$ متغیر وابسته و LPL_t ، LK_t و LRW_t متغیرهای مستقل هستند، نشان می‌دهد. وقفه بهینه متغیرها با استفاده از معیار آکائیک شوارتز برابر با (۱،۰،۰،۱) تعیین شده است.

$$DLTFP_t = H_0 + \sum_{i=1}^n DLTBP_{t-i} + \sum_{i=1}^n DLPL_{t-i} + \sum_{i=1}^n DLU_{t-i} + \sum_{i=1}^n DLRW_{t-i} + \sum_{i=1}^n DLK_{t-i} + ECM_{t-1} + t \quad (8)$$

جدول (۷): نتایج آزمون علیت گرانجری کوتاه‌مدت و بلندمدت با استفاده از مدل تصحیح خطای

| متغیر وابسته | | آزمون علیت کوتاه‌مدت | آزمون علیت بلندمدت | |
|--------------|---------------|----------------------|--------------------|--------------------|
| | | | ECM | آزمون توام |
| | | DLU_{t-1} | ECM_{t-1} | DLU_t, ECM_{t-1} |
| $DLTFP_t$ | H_0 | $= 0$ | $= 0$ | $= 0, = 0$ |
| | ضریب (احتمال) | -0.12 (0.000) | -0.49 (0.000) | 49.13 (0.000) |

مأخذ: محاسبات تحقیق

جداول (۶) و (۷) نشان می‌دهند در کوتاه‌مدت با توجه به معنی دار بودن متغیر $DLTFP$ و DLU ، رابطه‌ای دوطرفه بین بهره‌وری کل عوامل و نرخ یکاری کشور وجود دارد. با توجه به معنی دار بودن ضریب تصحیح خطای ECM_{t-1} در معادلات (۷) و (۸) در بلندمدت رابطه‌ای دوطرفه بین بهره‌وری کل عوامل و نرخ یکاری وجود دارد. این رابطه با استفاده از آزمون توأم و با توجه به معنی داری هم‌مان ضرایب ECM_{t-1} و $DLTFP$ ، ECM_{t-1} و DLU مورد تأیید قرار می‌گیرد. جهت بررسی دقیق تأثیر رشد بهره‌وری کل عوامل بر نرخ یکاری ایران در کوتاه‌مدت و بلندمدت، نتایج برآورد الگوی تصحیح خطای و الگوی بلندمدت مرتبط با معادله (۷) در جداول (۸) و (۹) آمده است.

جدول (۸): نتایج برآورد الگوی تصحیح خطای

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob |
|----------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| DC | ۳.۸۶ | ۱.۰۴ | ۳.۷۱ | ۰.۰۰۱ |
| DLPL | ۳.۴۰ | ۱.۵۰ | ۲.۲۷ | ۰.۰۳۰ |
| DLTFP | -۱.۶۶ | ۰.۴۸ | -۳.۵۰ | ۰.۰۰۱ |
| DLRW | ۰.۰۹ | ۰.۰۴ | ۲.۲۳ | ۰.۰۱۱ |
| DLK | -۰.۳۱ | ۰.۱۱ | -۲.۹۲ | ۰.۰۰۶ |
| ECM (-1) | -۰.۳۱ | ۰.۱۱ | -۲.۸۰ | ۰.۰۰۹ |
| R-squared | ۰.۵۹ | Mean dependent var | | ۰.۰۰۸۵ |
| R-Bar-squared | ۰.۵۵ | S.D. dependent var | | ۰.۰۹ |
| S.E. of regression | ۰.۰۶ | Akaike info criterion | | ۴۶.۳۱ |
| Residual Sum squared | ۰.۱۲ | Schwarz criterion | | ۳۸.۹۴ |
| Log likelihood | ۵۵.۳۱ | F-statistic | | ۸.۵۸ |
| DW-Statistic | ۱.۷۴ | Prob(F-statistic) | | ۰.۰۰۰ |

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول (۹): نتایج برآورد الگوی بلندمدت

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob |
|----------|-------------|------------|-------------|-------|
| C | ۱۲.۱۴ | ۴.۹۴ | ۲.۴۹ | ۰.۰۲۰ |
| LPL | ۱.۲۳ | ۰.۶۲ | ۱.۹۹ | ۰.۰۵۶ |
| LTFP | -۱.۸۹ | ۰.۴۱ | -۲.۳۴ | ۰.۰۱۰ |
| LRW | ۰.۱۲ | ۰.۰۶ | ۲.۱۳ | ۰.۰۹۰ |
| LK | -۰.۹۷ | ۰.۳۴ | -۲.۸۵ | ۰.۰۹۰ |

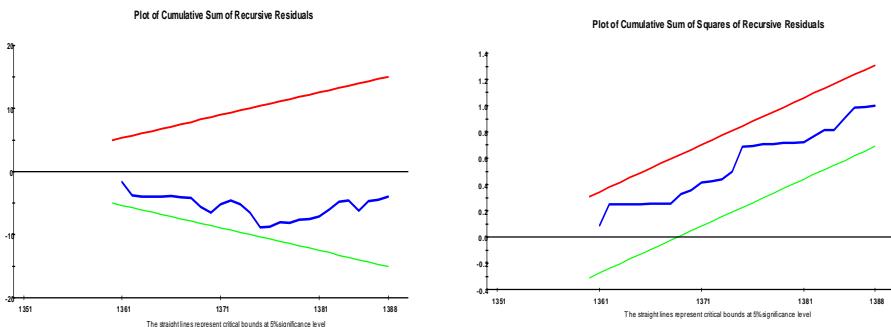
مأخذ: محاسبات تحقیق

با توجه به جدول (۸)، منفی بودن ضریب متغیر $DLTFP$ نشان می‌دهد در کوتاه‌مدت، رشد بهره‌وری کل عوامل باعث کاهش نرخ بیکاری در اقتصاد ایران شده است. نتایج جدول (۹) حاکی از آن است که رشد بهره‌وری کل عوامل در بلندمدت نیز تأثیر منفی و معنی‌داری بر نرخ بیکاری اقتصاد ایران داشته است. همچنین مشاهده می‌گردد ضریب رشد بهره‌وری کل عوامل در بلندمدت بیشتر از کوتاه‌مدت می‌باشد که بیانگر این مطلب است که رشد بهره‌وری کل عوامل در بلندمدت نسبت به دوره زمانی کوتاه‌مدت تأثیر بیشتری بر نرخ بیکاری اقتصاد ایران داشته است. چرا که در بلندمدت و با گذشت زمان و به کارگیری تکنولوژی و اثرات تبدیل سرمایه در ساختارهای اقتصادی، اشتغال افزایش و نرخ بیکاری بیشتر کاهش می‌یابد.

انجام آزمون علیت گرنجری نشان داد در کوتاه‌مدت بهره‌وری کل عوامل علیت گرنجر نرخ بیکاری می‌باشد. همچنین نرخ بیکاری نیز علیت گرنجر رشد بهره‌وری کل عوامل می‌باشد. در بلندمدت نیز رابطه علیت دو طرفه میان نرخ بیکاری و رشد بهره‌وری کل عوامل در اقتصاد ایران وجود دارد. وجود رابطه علیت بلندمدت از نرخ بیکاری به رشد بهره‌وری کل عوامل نشان می‌دهد در بلندمدت تغییر در نرخ بیکاری ایران، تغییر در رشد بهره‌وری کل عوامل را به دنبال داشته است. در واقع، رشد بهره‌وری کل عوامل در بلندمدت به نرخ بیکاری ایران واکنش نشان می‌دهد.

۴.۴. نتایج بررسی استحکام مدل با استفاده از آزمون های $CUSUM$ و $CUSUMSQ$

بر اساس دو آزمون $CUSUM$ و $CUSUMSQ$ و با توجه به اینکه مدل به روش $ARDL$ برآورده شده است، می‌توان گفت مدل برآورده شده از استحکام مناسبی برخوردار است، زیرا آزمون منحنی مورد نظر بین فواصل اطمینان قرار دارد که نتایج آن در نمودارهای زیر مشاهده می‌شود.



نمودار (۱): نتیجه استحکام مدل با استفاده از آزمون $CUSUM$

نمودار (۲): نتیجه استحکام مدل با استفاده از آزمون $CUSUMSQ$

۵. نتیجه گیری و پیشنهادات

بیکاری از جمله مشکلاتی است که اقتصادهای مختلف با آن مواجه هستند و مقابله با آن از اهداف مهم دولت‌ها می‌باشد. از سوی دیگر، لازمه دستیابی به رشد و توسعه مستمر، بهره‌برداری بهینه از منابع تولید می‌باشد. با توجه به اینکه معیار توسعه یافته‌گی هر کشوری به میزان بهره‌گیری مطلوب و بهینه از منابع و امکانات موجود در جهت نیل به اهداف اقتصادی آن بستگی دارد و نیروی کار در این میان از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است، لذا شناسایی منابع عدم تعادل در بازار کار و تجزیه و تحلیل مکانیزم برگشت به تعادل اهمیت زیادی در تصمیمات اقتصادی دارد. مطالعه حاضر، به دلیل اهمیت رشد بهره‌وری کل عوامل به بررسی اثر آن بر نرخ بیکاری اقتصاد ایران و تعیین جهت علیت بین این دو متغیر

پرداخته است.

نتایج مطالعه بیانگر اثر منفی و معنی‌دار بهره‌وری کل عوامل بر نرخ بیکاری اقتصاد ایران در کوتاه‌مدت و بلندمدت است. همچنین رشد بهره‌وری کل عوامل در بلندمدت نسبت به دوره زمانی کوتاه‌مدت تأثیر بیشتری بر نرخ بیکاری اقتصاد ایران دارد. از طرفی انجام آزمون علیّت گرنجری نشان داد، در کوتاه‌مدت بهره‌وری کل عوامل و نرخ بیکاری علیّت گرنجر یکدیگر می‌باشند. همچنین در بلندمدت شاهد رابطه علیّت دوطرفه میان نرخ بیکاری و بهره‌وری کل عوامل اقتصاد ایران می‌باشیم. وجود رابطه‌ی علیّت بلندمدت از نرخ بیکاری به بهره‌وری کل عوامل نشان می‌دهد در بلندمدت تغییر در نرخ بیکاری ایران، تغییر در بهره‌وری کل عوامل را به دنبال داشته است. در واقع، بهره‌وری کل عوامل در بلندمدت به نرخ بیکاری ایران واکنش نشان می‌دهد. به عبارت دیگر، در بلندمدت به دلیل اثرات تبدیل سرمایه و ایجاد مشاغل جدید افزایش نرخ رشد بهره‌وری کل عوامل منجر به کاهش نرخ بیکاری می‌گردد. همچنین با تغییر نرخ بیکاری نیز به دلیل تغییر پس‌انداز و مخارج آموزشی و در نتیجه تغییر سرمایه فیزیکی و انسانی، رشد بهره‌وری کل عوامل تحت تأثیر قرار می‌گیرد.

با توجه به نتایج مطالعه حاضر، جهت ارائه توصیه‌های سیاستی در راستای کاهش نرخ بیکاری پیشنهادات زیر ارائه می‌گردد:

- جهت گیری سیاست‌های افزایش تولید با رویکرد ارتقای بهره‌وری کل عوامل،
- افزایش موجودی سرمایه فیزیکی کارآمد و استفاده بهینه از آن در فرآیند تولید،
- ایجاد انعطاف‌پذیری در قانون کار به منظور دستیابی سریع تر کارفرمایان به ترکیب بهینه نیروی کار،
- ارتقاء سطح دانش فنی (تکنولوژی) و نرخ پیشرفت فنی و کاستن از شکاف سطح آن با سطح جهانی،
- کاهش انحراف موجود در قیمت‌های عوامل تولید و پرهیز از تعیین دستوری دستمزدها و

ایجاد ارتباط بین دستمزدها و بهره‌وری در جهت افزایش انگزه نیروی کار و استفاده بهینه از عوامل تولید.

منابع:

1. Aghion, P. and Howitt, P. (1994), "Growth and Unemployment", *Review of Economic Studies*, 61, pp.477-494.
2. Baseri, B. and Jahangard, E. (2007), "Analysis of the Capacity of Agricultural Employment in Iran", *Agricultural Economics and Development*, 15(59), pp. 119-146.
3. Brauninger, M. and Pannenberg, M. (2002), "Unemployment and Productivity Growth: an Empirical Analysis within an Augmented Solow Model", *Economic Modelling*, 19(1); pp. 105-120.
4. Esteban- Pretel, J. Nakajima, R. and Tanaka, R. (2010), "TFP Growth Slowdown and the Japanese Labor Market in the 1990s", *Journal of the Japanese and International Economies*, 24(1); pp. 50-68.
5. Ganev, K. (2005), "Measuring Total Factor Productivity: Growth Accounting for Bulgaria", *GE, Growth, Math methods from Econ WPA*, No: 0504004, pp. 1-32.
6. Hadian, E. and Rezaei Sakha, Z. (2009), "The Effects of Macroeconomic Shocks on Unemployment in Iran", *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 20(1), pp. 27-50.
7. Kim, S., Lim, H. and Park, D. (2008), "Productivity and Employment in a Developing Country: Evidence from Republic of Korea", *Asian Development Bank*, www.adb.org.
8. Kogel, T. (2007), "Total Factor Productivity Growth and the Long-Run Unemployment Rate", Department of Economics and Management, University of the Azores, Ponta Delgada, Portugal, <http://ssrn.com>.
9. Ladu, M.G. (2006), "Total Factor Productivity Growth and Employment: A Simultaneous Equations Model Estimate", *Working Paper Crenos*, Centre for North-South Economic Research, University of Cagliari and Sassari, Sardinia.
10. Mortensen, D.T. and Pissarides, C.A. (1998), "Technological Progress, Job Creation and Job Destruction", *Review of Economic Dynamics*, 1, pp. 733-753.

11. Nayebi, H.R., Ebrahimi, R. and Azadegan, A.S. (2010), "Measurment and Analysis of Factor Affecting the Growth of TFP in Economy of Iran, Using the Augmented Solow Model", Journal of Economic Research, 37, pp. 121-140.
12. Nessabian, Sh. (2006), "The Role of Foreign Direct Investment on Employment in Iran", Economic Research Review, 22, pp. 97-122.
13. Ning, X. (2004), "Unemployment and Productivity Growth: an Empirical Analysis of Causality", Project Submitted in Partial Fulfillment of the Requirements for the Degree of Master of Arts, in the Department of Economics.
14. Obandan. M.I. and Odusola, A.F. (2000), "Productivity and Unemployment in Nigeria", National Centre for Economic Management and Administration, Ibadan.
15. Okpechi, S.O. (1991), "Private Sector and Productivity Improvement in Nigeria", Productivity for Self-Reliance and Excellence, National Productivity Centre, Lagos.
16. Pazhouyan, J. and Amini, A. (2001), "The Effect of Minimum Wage Law on Employment by Various Young Age Groups", Economic Research Review, 1(2); pp. 57-74.
17. Pissarides, C.A. (2000), "Equilibrium Unemployment Theory", Cambridge Mass: MIT Press.
18. Pissarides, C.A. and Vallanti, G. (2005), "The Impact of TFP Growth on Steady-State Unemployment", International Economic Review, 48(2); pp. 607-640.
19. Rezai, A. and Semmler, W. (2007), "Productivity and Unemployment in the Short and Long Run", Schwartz Center for Economic Policy Analysis.
20. Seddiqi, J.U. (2000), "Demand for Money in Bangladesh: A Cointegration Analysis", Applied Economics, 32, pp. 1977-1984.
21. Slacalek, J. (2005), "Productivity and Natural Rate of Unemployment", Department of Macro Analysis and Forecasting, DIW Berlin.
22. Trehan, B. (2003), "Productivity Shocks and the Unemployment Rate", Economic Review, econpapers.repec.org /article/ fipfedfer
23. www.cbi.ir