[Downloaded from qjfep.ir on 2025-11-29]

سال هشتم، شماره ۳۲، زمستان ۱۳۹۹، صفحات ۱۰۱–۷۳

رابطه شدت عوامل تولید، رشد اقتصادی دستمزدمحور و نابرابری درآمدی در اقتصاد ایران

رقیه حبیبی
کارشناس ارشد دانشگاه یزد، یزد، ایران
rh732018@gmail.com

مهدی حاج‌امینی
استادیار دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دانشگاه یزد، یزد، ایران (نویسنده مسئول)
hajamini.mehdi@yazd.ac.ir

کاظم یاوری
استاد دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دانشگاه یزد، یزد، ایران
kyavari@yazd.ac.ir

رشد اقتصادی از مهم‌ترین اهداف سیاست‌گذاری اقتصادی است؛ اما منافع آن لزوماً به طور متناسب به دهک‌های پایین جمعیت که متکی بر درآمد نیروی کار هستند نمی‌رسد. بر این اساس، پژوهش حاضر دستمزدمحوری طرف عرضه اقتصاد ایران را با استفاده از داده‌های سری زمانی ۱۳۴۳-۱۳۹۶ بررسی می‌کند. یافته‌ها نشان داد که رشد سرانه جبران خدمات نیروی کار تأثیر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی دارد. به‌علاوه، آزمون‌های علیت تأیید می‌کنند که اگر تولید به سمت کاربرتر شدن (افزایش سهم نیروی کار) پیش رود، منافع رشد اقتصادی مستقیماً به طبقات پایین اصابت کرده و ضریب جینی کاهش می‌یابد. بنابراین استراتژی رشد پایدار دستمزدمحور برای اهداف دوگانه افزایش سطح درآمد و کاهش نابرابری درآمد مطلوب است. بدین منظور ساختار تولیدی متکی بر فراوانی نسبی نیروی کار و بخش‌های کاربر دارای مزیت نسبی کمک خواهد کرد که بخش خارجی اقتصاد، دستمزدمحور شود و بتواند چرخه تقاضای دستمزدمحور- عرضه دستمزدمحور ایجاد کند.

طبقه‌بندی JEL: D31، D33، E25، O47

واژگان کلیدی: رشد اقتصادی، دستمزدمحوری، سودمحوری، نابرابری درآمدی

* تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۵/۱۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۱۱/۲۷

[DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.3.5]
[DOI: 10.52547/qjfep.8.32.73]

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-11-29]

[DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.3.5]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.32.73]

۱. مقدمه

فقر و نابرابری درآمدی از مهم‌ترین معضلات کشورهای توسعه‌نیافته و درحال‌توسعه هستند. اغلب پژوهش‌ها به رشد اقتصادی به عنوان راهکار اصلی کاهش فقر و دستیابی به توزیع درآمد منصفانه‌تر تأکید دارند. به هر حال همیشه رشد اقتصادی با کاهش نابرابری و رفع فقر همراه نیست و گاهی طبقات پایین از منافع رشد اقتصادی محروم می‌مانند. به عبارت دیگر، از هر دو حیث نظری و تجربی ممکن است که موفقیت نسبی در دستیابی به رشد اقتصادی بالا حاصل شود، اما وضعیت در زمینه فقر و توزیع درآمد بهبود پیدا نکند.

شواهد در مورد اقتصاد ایران حاکی از آن است که طی برنامه‌های توسعه ایران- به‌جز برنامه سوم توسعه- رشد اقتصادی سهم ناچیزی در کاهش فقر داشته است (داوودی و براتی، ۱۳۸۶؛ جابری خسروشاهی و همکاران، ۱۳۹۱). بر اساس توضیحات بالا، این سؤال مطرح می‌شود که چه نوع رشد اقتصادی برای کشور درحال‌توسعه مانند ایران مفید است؟ به عبارت دقیق‌تر، در چه شرایطی منافع رشد اقتصادی ایران در جهت کاهش فقر و بهبود وضعیت توزیع درآمد عمل می‌کند؟ کلید پاسخ به این سؤالات، توزیع درآمد بین نیروی کار و سرمایه است که به آن «توزیع عاملی درآمد[1]» گفته می‌شود.

مطالعات قبلی نشان دادند که روابط میان توزیع عاملی درآمد، رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی تحت تأثیر شرایط است و بنابراین در هر کشوری به بررسی تجربی جداگانه نیاز دارد. در ایران تنها چند پژوهش محدود (و با تأکید بر طرف تقاضای اقتصاد کلان) انجام گرفته که در آن‌ها تغییرات و نقش رژیم رشد اقتصادی در نابرابری درآمد مورد توجه نبوده است. به همین دلیل، پژوهش حاضر به بررسی نقش توزیع عاملی درآمد در رشد اقتصادی و همچنین ارتباط این نقش با نابرابری درآمدی در اقتصاد ایران می‌پردازد. مطالعه در این زمینه برای سیاست‌گذاری در زمینه رشد اقتصادی نکات قابل تأملی را به همراه خواهد داشت.

1. Functional income distribution

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-11-29]

[DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.3.5]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.32.73]

این پژوهش شامل چهار بخش دیگر است. بخش دوم شامل مبانی نظری و پیشینه پژوهش است. داده‌ها و روش پژوهش در بخش سوم توضیح داده می‌شوند. بخش چهارم به گزارش و تحلیل یافته‌ها اختصاص دارد. سرانجام نتیجه‌گیری مقاله ارائه می‌شود.

۲. ادبیات موضوع

۲-۱. مبانی نظری

سابقه بحث از ارتباط فقر و نابرابری با رشد و توسعه اقتصادی به آدام اسمیت[1] برمی‌گردد. وی معتقد بود برقراری شرایطی از قبیل بازار رقابت کامل، آزادی کسب‌وکار و عدم دخالت دولت در اقتصاد به پیشرفت فنی و افزایش سرمایه‌گذاری و متعاقباً افزایش تولید خواهد انجامید. با افزایش تولید طی زمان سطح دستمزد از دستمزد معیشتی فاصله گرفته و در نتیجه وضعیت دهک‌های پایین درآمدی بهبود می‌یابد. در ادامه بیان ساده‌ای از این شرح ارائه می‌شود. سهم سود به صورت ساده زیر قابل تعریف است:

$$\alpha \equiv r\beta, \qquad (۱)$$

که در آن r نرخ متوسط بازده سرمایه و β نسبت ثروت به تولید و یا نسبت سرمایه به تولید است. با فرض اینکه نرخ متوسط بازده سرمایه ثابت باشد، α کشش تولیدی سرمایه و همچنین سهم سود خواهد بود. طبق این برابری، افزایش در β با افزایش سهم سود همراه می‌شود. نرخ رشد اقتصادی در حالت ساده شبیه مدل هارود-دومار[2] به صورت زیر تعیین می‌شود:

$$g = s/\beta. \qquad (۲)$$

در معادله بالا s تمایل به پس‌انداز است که برون‌زا در نظر گرفته می‌شود و g معرف نرخ رشد اقتصادی است (فزاری و همکاران[3]، ۲۰۱۳). فرض کنید g در طرف عرضه اقتصاد بر اساس نرخ رشد بهره‌وری و نیروی کار تعیین شده باشد. پس با سطح ثابت و برون‌زای نرخ پس‌انداز، کاهش

1. Adam Smith
2. Harrod-Domar
3. Fazzari et al.

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-11-29]

[DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.3.5]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.32.73]

رشد اقتصادی (رکود اقتصادی) موجب افزایش β شده که به معنای افزایش سهم سود و نابرابری خواهد بود یعنی $g \downarrow \rightarrow \beta \uparrow \rightarrow \alpha \uparrow$. بالعکس با رشد اقتصادی سریع، سهم سود و در نتیجه نابرابری درآمدی کاهش می‌یابد (فری و همکاران[1]، ۲۰۱۶).

البته روابط میان رشد اقتصادی، توزیع عاملی درآمد و نابرابری درآمد به این سادگی نیست. از یک طرف، برخی استدلال می‌کنند که رشد دستمزدهای واقعی و افزایش سهم کارگران می‌تواند تأثیر مثبتی بر رشد بهره‌وری داشته باشد؛ چراکه وضعیت سلامت و غذایی کارگران (به‌ویژه در کشورهای درحال‌توسعه) را بهبود می‌بخشد. در ادبیات اقتصاد کلان، این بحث به عنوان فرضیه دستمزد کارا یا اثر وب[2] شناخته می‌شود. سیدنی وب[3] (۱۹۱۲) یکی از بنیان‌گذاران مکتب اقتصاد لندن بیان می‌کند که رابطه علّی مثبتی از سمت دستمزد به بهره‌وری وجود دارد. بر این اساس ادعا می‌شود که رشد بالاتر دستمزد واقعی و یا سهم بالاتر دستمزد موجب رشد سریع‌تر بهره‌وری می‌شود؛ یعنی عرضه کل اقتصاد دستمزدمحور است (به نقل از لاووی و استاکمر، ۲۰۱۳: ۲۷).

از طرف دیگر، برخی معتقدند که افزایش در دستمزدها می‌تواند موجب کاهش انگیزه برای سرمایه‌گذاری فیزیکی شود. پس سطح بهره‌وری نیروی کار کاهش می‌یابد، زیرا پیشرفت تکنولوژی نیاز به سرمایه فیزیکی دارد. در این حالت گفته می‌شود که بهره‌وری و عرضه کل اقتصاد سودمحور است، به این معنی که افزایش سهم سود به رشد اقتصادی کمک می‌کند.

بنابراین تا اینجا مشخص می‌شود که دو نوع رژیم دستمزدمحور و سودمحور برای بهره‌وری و عرضه اقتصاد قابل تصور است؛ که البته احتمال اینکه اقتصاد در رژیم بهره‌وری دستمزدمحور باشد، بیشتر است. افزایش دستمزدها، شرکت‌ها را مجبور به سرمایه‌گذاری در جهت افزایش تولید با ثابت ماندن ساعات کاری و یا جایگزینی بلندمدت سرمایه-نیروی کار می‌کند. این

1. Ferri et al.
2. Webb Effect
3. Sidney Webb

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-11-29]

[DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.3.5]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.32.73]

سرمایه‌گذاری‌های فیزیکی طبق توابع تولید استاندارد نئوکلاسیک موجب افزایش بهره‌وری نیروی کار می‌شود (لاووی و استاکمر[1]، ۲۰۱۳).

تأثیر دستمزد بر بهره‌وری دارای اثر غیرمستقیم نیز هست که توسط اقتصاددانان پساکینزی شاخه کالدوری[2] مطرح شده است. اقتصاد پساکینزی بر «تقاضای مؤثر» تمرکز دارد. در این رویکرد، رشد طرف عرضه درون‌زا است که مبین قانون کالدور-وردون[3] است. این قانون بر اساس پیشرفت فنی کالدور[4] (۱۹۵۷) ادعا می‌کند رابطه علّی مثبتی بین نرخ رشد اقتصادی و نرخ رشد بهره‌وری نیروی کار (و حتی نرخ رشد نیروی کار) وجود دارد و رشد تقاضا بر رشد مؤلفه‌های عرضه تأثیر خواهد گذاشت (لئون-لیدسما و تیرو[5]، ۲۰۰۲؛ درای و تیرول[6]، ۲۰۱۱؛ هین و تاراسو[7]، ۲۰۱۰).

بنابراین اگر افزایش سهم دستمزدها به طور مستقیم بر رشد بهره‌وری تأثیر مثبت بگذارد، اثر غیرمستقیم کالدور-وردون این تأثیر مثبت را تقویت می‌کند و در نتیجه اثر کل مثبت و رژیم بهره‌وری دستمزدمحور خواهد بود. اما اگر رژیم تقاضا سودمحور باشد، افزایش سهم دستمزد یا افزایش در رشد دستمزدها، نرخ رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد. بنابراین نتیجه نهایی با برآیند آثار مستقیم و غیرمستقیم تعیین می‌شود (جدول ۱). البته همچنان محتمل‌ترین حالت این است که همراه با افزایش سهم دستمزد یا نرخ رشد در دستمزدهای واقعی، عرضه اقتصاد نیز افزایش یابد، یعنی رشد اقتصادی دستمزدمحور باشد.

1. Lavoie & Stockhammer
2. Kaldorian Branch
3. Kaldor–Verdoorn
4. Kaldor’s
5. Léon-Ledesma & Thirwall
6. Dray & Thirwall
7. Hein & Tarassow

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-11-29]

[DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.3.5]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.32.73]

جدول ۱. بررسی رژیم‌های بهره‌وری و تقاضا

رژیم تقاضا	اثر مستقیم بهره‌وری	اثر غیرمستقیم بهره‌وری (اثر کالدور-وردون)	اثر کل بهره‌وری (مجموع اثرات مستقیم و غیرمستقیم)
سودمحور	مثبت	منفی	مثبت یا منفی
دستمزدمحور	مثبت	مثبت	مثبت

مأخذ: لاووی و استاکمر (۲۰۱۳)

پس به طور خلاصه در این بخش نقش دوگانه دستمزد بر رشد اقتصادی تبیین شد. در حالی که افزایش دستمزد می‌تواند از دریچه بهره‌وری و دستمزد-کارا موجب رشد اقتصادی شود (دستمزدمحوری)؛ ممکن است با فشار هزینه، کاهش قدرت رقابت‌پذیری و حتی به طور غیرمستقیم از دریچه کاهش تقاضا شرایط افول رشد اقتصادی را ایجاد کند (سودمحوری). بنابراین رشد اقتصادی هر کشور در یک دوره زمانی ممکن است سودمحور یا دستمزدمحور باشد که نیازمند مطالعه تجربی است. بر این اساس در بخش سوم و چهارم تأثیر رشد دستمزد بر رشد اقتصادی برآورد و تحلیل می‌شود.

۲-۲. پیشینه پژوهش

سابقه بحث نظری پیرامون روابط توزیع عاملی درآمد، رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی به مدل‌های رشد نئوکینزین و رویکرد پساکینزین‌ها برمی‌گردد؛ اما رشد اقتصادی دستمزدمحور و سودمحور به طور تجربی از دهه اول قرن بیست و یکم مورد توجه قرار گرفته و در نتیجه پژوهش‌ها در این زمینه نسبتاً محدود است. برخی از این پژوهش‌های مرور می‌شوند.

استاکهامر و اناران[1] (۲۰۰۶) با استفاده از یک مدل SVAR سودمحور یا دستمزدمحور بودن اقتصاد را در چندین کشور منتخب بررسی کردند. نتایج آن‌ها نشان داد که تأثیر سهم سود بر سرمایه گذاری و رشد اقتصادی در آمریکا، بریتانیا، فرانسه، ترکیه و کره جنوبی اندک است.

1. Stochammer & Onaran

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-11-29]

[DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.3.5]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.32.73]

همچنین مشخص شد که رژیم تقاضا برای ترکیه در کوتاه‌مدت و برای کره جنوبی در بلندمدت دستمزدمحور است.

جیسوز و همکاران[1] (۲۰۱۸) رابطه توزیع عاملی درآمد با رشد اقتصادی را در برزیل طی دوره ۱۹۷۰-۲۰۰۸ با روش VAR و آزمون علیت گرنجری بررسی کردند. این مطالعه نتیجه گرفت که با شوک مثبت سهم سود، رشد اقتصادی افزایش می‌یابد و در نتیجه اقتصاد برزیل سودمحور است. البته رابطه علّی از سهم سود به رشد اقتصادی تأیید نمی‌شود.

آلوارز و همکاران[2] (۲۰۱۹) بر اساس مدل بهادوری-مارگلین به ارزیابی دستمزدمحوری یا سودمحوری اسپانیا طی دوره ۱۹۹۵-۲۰۱۶ پرداختند. یافته‌ها نشان می‌دهد اقتصاد اسپانیا دستمزدمحور است.

آورام و همکاران[3] (۲۰۲۰) آثار سیاست‌های توزیع مجدد به نفع نیروی کار را که از ژانویه ۲۰۱۷ در رومانی پیاده شده، با مدل VAR بررسی کردند. نتایج نشان داد که این سیاست‌ها تأثیر مثبتی بر تعداد کارکنان و تورم و تأثیر منفی بر بهره‌وری داشته است.

ابریشمی و همکاران (۱۳۸۴) رابطه رشد و توزیع درآمد را در ایران طی دوره ۱۳۵۰-۱۳۸۱ بررسی کردند. طبق آزمون علیت گرنجر و مدل همگرایی یوهانسن- یوسیلیوس[4]، اولاً رابطه علّی یک‌طرفه‌ای از نابرابری به رشد اقتصادی تأیید شد و ثانیاً مشخص شد که افزایش نابرابری در بلندمدت سبب کاهش رشد اقتصادی می‌شود.

مهرگان و همکاران (۱۳۸۸) رابطه حداقل دستمزد با توزیع درآمد را در ایران طی دوره ۱۳۴۸-۱۳۸۴ بررسی کردند. آن‌ها با استفاده از فرضیه کوزنتس و داده‌های ضریب جینی، درآمد سرانه و حداقل دستمزد به این نتیجه رسیدند که افزایش حداقل دستمزد حقیقی، نابرابری‌های درآمدی را به طور معنی‌داری کاهش می‌دهد.

1. Jesus et al.
2. Alvarez et al.
3. Avram et al.
4. Johansen-Jusilius

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-11-29]

[DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.3.5]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.32.73]

حیدری و حسن‌زاده (۱۳۹۵) تأثیر نابرابری درآمد بر رشد اقتصادی ایران را طی دوره ۱۳۴۸-۱۳۹۱ با استفاده از رگرسیون غیرخطی انتقال ملایم بررسی کردند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که ارتباط میان دو متغیر نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی دارای ساختار دو رژیمی است. در رژیم اول تأثیر نابرابری درآمد بر رشد، منفی و در رژیم دوم این تأثیر مثبت است.

ابونوری و فراهتی (۱۳۹۵a) بر اساس مدل بهادوری-مارگلین و با روش ARDL به تعیین دستمزدمحور یا سودمحور بودن تقاضای ایران طی دوره ۱۳۵۸-۱۳۹۲ پرداختند. طبق یافته‌های این پژوهش، رژیم تقاضای داخلی ایران سودمحور بوده و با توجه به اثر مثبت سهم سود بر رقابت‌پذیری بین‌المللی، رژیم تقاضای کل نیز سودمحور است.

ابونوری و فراهتی (۱۳۹۵b) در چارچوب پساکینزین رژیم رشد اقتصادی ایران را طی دوره ۱۳۴۶-۱۳۹۲ با مدل SVAR بررسی کردند. آن‌ها نتیجه گرفتند که افزایش سهم سود موجب افزایش انباشت سرمایه، افزایش سهم خالص صادرات و افزایش تقاضای کل می‌شود. بنابراین رشد اقتصادی در ایران سودمحور است.

فراهتی و ابونوری (۱۳۹۸) به ارزیابی ارتباط توزیع عاملی درآمد و تقاضای کل در ایران طی سال‌های ۱۳۴۶-۱۳۹۳ پرداختند. نتایج روش ARDL نشان داد که سهم سود و رشد در بلندمدت ارتباط مثبت و معنی‌داری با یکدیگر دارند. به‌علاوه، در بلندمدت علیت گرنجری دوطرفه تأیید شده؛ اما در کوتاه‌مدت علیت فقط از سهم سود به رشد اقتصادی است.

زمردیان و همکاران (۱۳۹۹) با استفاده از روش VAR به بررسی روابط متقابل نابرابری درآمد، اشتغال و رشد اقتصادی ایران طی دوره ۱۳۶۸-۱۳۹۵ پرداختند. آن‌ها نتیجه می‌گیرند که بین نابرابری درآمد و رشد اقتصادی رابطه مثبتی وجود دارد. همچنین بین اشتغال و رشد اقتصادی رابطه معنی‌داری مشاهده نشده که احتمالاً به دلیل پدیده رکود تورمی است.

با مرور مطالعه‌های پیشین مشخص شد که در ایران تنها چند پژوهش محدود در این زمینه انجام گرفته که اولاً رابطه بین توزیع عاملی درآمد و شدت دستمزدمحوری رشد اقتصادی و نقشی که در نابرابری درآمد داشتند مورد توجه نبوده است؛ و ثانیاً صرفاً به طرف تقاضای اقتصاد و

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-11-29]

[DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.3.5]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.32.73]

رویکرد پساکینزین‌ها –و نه عرضه اقتصاد– متمرکز بودند. بنابراین پژوهش حاضر به بررسی نقش توزیع عاملی درآمد در رشد اقتصادی و همچنین ارتباط این نقش با نابرابری درآمدی در اقتصاد ایران می‌پردازد که آن را از مطالعه‌های قبلی متمایز می‌کند.

۳. روش پژوهش

۳-۱. داده‌های پژوهش

داده‌های مورد نیاز پژوهش برای دوره زمانی ۱۳۴۳ تا ۱۳۹۶ طبق جدول ۲ تعریف و محاسبه شدند.

جدول ۲. محاسبه داده‌های پژوهش

نماد	متغیر	روش محاسبه	منبع داده‌های خام
GYN	نرخ رشد اقتصادی بدون نفت	نرخ رشد تولید ناخالص داخلی بدون نفت به قیمت عوامل (پایه ۱۳۸۳)	بانک مرکزی ایران
L	نرخ رشد شاغلان	نرخ رشد کل اشتغال	بانک مرکزی ایران
IY	نسبت سرمایه‌گذاری به تولید	تشکیل سرمایه ثابت ناخالص / تولید ناخالص داخلی به قیمت عوامل (پایه ۱۳۸۳)	بانک مرکزی ایران
O	درجه باز بودن تجاری	مجموع صادرات و واردات کالا و خدمات / تولید ناخالص داخلی به قیمت عوامل (پایه ۱۳۸۳)	بانک مرکزی ایران
GS	نسبت مخارج دولت به تولید (اندازه دولت)	مخارج مصرفی دولتی / تولید ناخالص داخلی به قیمت عوامل (پایه ۱۳۸۳)	بانک مرکزی ایران
GWP	رشد سرانه‌ی جبران خدمات نیروی کار	نرخ رشد سرانه‌ی جبران خدمات شاغلان (اسمی) – نرخ رشد شاخص قیمت مصرف‌کننده	مرکز آمار ایران بانک مرکزی ایران
DW	تغییرات سهم دستمزد	سهم دستمزد سال جاری – سهم دستمزد سال گذشته	مرکز آمار ایران
$GINI$	ضریب جینی	ضریب جینی	بانک مرکزی ایران

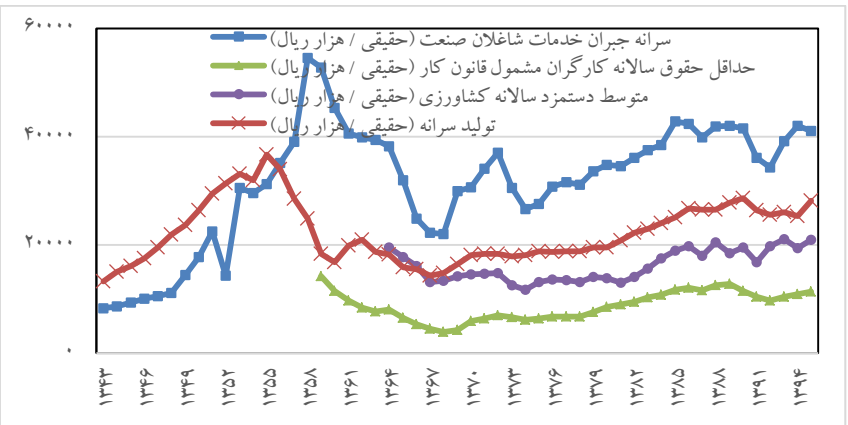
مأخذ: درگاه بانک مرکزی ایران، مرکز آمار ایران و محاسبات پژوهش

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-11-29]

[DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.3.5]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.32.73]

برای محاسبه سهم نیروی کار در تولید داده‌های مختلفی در دسترس است که مهم‌ترین آن‌ها عبارتند از: جبران خدمات شاغلان صنایع کارخانه‌ای از طرح آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی دارای ۱۰ نفر کارکن و بیشتر (از سال ۱۳۴۳)، حداقل دستمزد (از سال ۱۳۵۹)، دستمزد روزانه کارگران کشاورزی در روستاها (از سال ۱۳۶۴) و دستمزد ساعتی کارگران در طرح‌های عمرانی (از سال ۱۳۷۴). همان‌طور که در نمودار ۱ مشاهده می‌شود، شاخص‌های به‌دست‌آمده از این داده‌ها، با یکدیگر و همچنین با درآمد سرانه کشور هم‌روند و هم‌جهت هستند. بنابراین در این پژوهش همانند مطالعات پیشین داخلی و خارجی از سهم جبران خدمات شاغلان بخش صنعت استفاده می‌شود که اولاً دقیق‌تر است و ثانیاً دوره زمانی طولانی‌مدتی را برای برآورد مطلوب مدل فراهم می‌کند.



نمودار ۱. شاخص‌های پرداختی به نیروی کار (قیمت‌های ثابت ۱۳۸۳)

توضیح: دستمزدهای روزانه با تقریب ۲۹۰ روز کاری تبدیل به سالانه شدند. البته لحاظ سایر روزهای کاری صرفاً نمودار را جابه‌جا خواهد کرد.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-11-29]

[DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.3.5]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.32.73]

۳-۲. مدل

بر اساس مدل‌های رشد سولو[1] (۱۹۵۶، ۱۹۵۷) و منکیو و همکاران[2] (۱۹۹۲) برای متغیرهای استاندارد رشد جمعیت و رشد سرمایه فیزیکی، بارو[3] (۱۹۹۱a، ۱۹۹۱b) برای متغیر اندازه دولت و هریسون[4] (۱۹۹۶) برای درجه باز بودن اقتصاد، تصریح زیر برای رشد اقتصادی در نظر گرفته می‌شود:

$$GYN_t = \beta_0 + \beta_1 L_t + \beta_2 IY_t + \beta_3 GS_t + \beta_4 O_t + \beta_5 GWP_t + u_t. \qquad (۳)$$

بر این اساس، رشد اقتصادی تابعی از متغیرهای اصلی بیان‌شده در نظریه‌های رشد (مدل پایه) به‌علاوه شاخص تغییرات توزیع عاملی درآمد است. GWP نرخ رشد سرانه‌ی جبران خدمات نیروی کار است که طبق مبانی نظری بخش دوم متناسب با فرضیه دستمزد کارا و کانال بهره‌وری وارد معادله شده است.

یکی از مسائل مهم بررسی تغییرات پارامترهای مدل رشد است. با بروز تحولات سیاسی و اقتصادی و همچنین اعمال سیاست‌ها، پارامترها دچار تغییر می‌شوند. به همین دلیل نیاز به بررسی تغییر پارامترها در طول زمان غیرقابل چشم‌پوشی است. براون و همکاران[5] (۱۹۷۵) بر اساس رگرسیون بازگشتی[6] دو آزمون مجموع تجمعی خطاها[7] (CUSUM) و مجموع تجمعی مربع خطاها[8] (CUSUMQ) را برای بررسی ثبات پارامترها معرفی کردند (گرین[9]، ۲۰۰۳: ۱۳۵-۱۳۶).

به‌علاوه، می‌توان با به‌کارگیری رگرسیون غلتان[10] تغییرات میزان دستمزدمحوری اقتصاد ایران طی زمان را به دست آورد. ابتدا معادله رگرسیونی با k مشاهده اول برآورد می‌شود (k طوری

1. Solow
2. Mankiw et al.
3. Barro
4. Harrison
5. Brown et al.
6. Recursive regression
7. Cumulated sum of the residuals
8. Cumulated sum of the residuals squares
9. Greene
10. Rolling regression

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-11-29]

[DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.3.5]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.32.73]

انتخاب می‌شود که برآوردگر، توزیع آماری استاندارد داشته باشند). در گام بعدی مشاهده اول کنار گذاشته شده و مشاهده $k+1$ام به دوره اضافه و معادله مجدداً برآورد می‌شود. به همین ترتیب در هر گام یک مشاهده از ابتدای دوره حذف و مشاهده‌ای به انتهای دوره قبلی اضافه می‌شود تا جایی که مدل نهایی با مشاهدات T-k تا T برآورد خواهد شد. بنابراین دنباله ضرایب به صورت $\{b_k, b_{k+1}, b_{k+2}, \dots, b_T\}$ به دست می‌آید.

پس از اینکه سری زمانی پارامتر دستمزدمحوری به شیوه بالا تعیین شد، بحث علیت میان توزیع عاملی درآمد، رژیم دستمزدمحور (سودمحور) و نابرابری درآمدی مطرح می‌شود. همبستگی دو متغیر تأیید رابطه علّی-معلولی میان آن‌ها نیست؛ زیرا همبستگی می‌تواند نشان‌دهنده هم‌زمانی تأثیرپذیری این دو متغیر از متغیر سوم باشد. حتی اگر در واقعیت رابطه علّی- معلولی هم وجود داشته باشد، ضریب همبستگی جهت علیت را مشخص نمی‌کند. بر این اساس، گرنجر[1] (۱۹۶۹) روشی را برای بررسی علیت آماری میان متغیرها ارائه کرده است.

گرنجر (۱۹۶۹) با استفاده از این واقعیت که آینده نمی‌تواند علت حال یا گذشته باشد، بیان می‌کند که چنانچه مقادیر جاری متغیری مانند y با استفاده از مقادیر گذشته متغیر دیگری مانند x با دقت بیشتری پیش‌بینی شود، در این صورت متغیر x علت گرنجری y خواهد بود. روش ساده برای بررسی این علیت آماری استفاده از مدل VAR و اعمال محدودیت بر ضرایب آن است. در ادامه، تودا و یاماموتو[2] (۱۹۹۵) روش علیت گرنجر را برای حالتی که برخی متغیرهای مورد بررسی ناپایا ناپایا هستند تعمیم می‌دهند. روش آن‌ها دو مزیت مهم دارد. اول آنکه ناپایایی و هم‌جمعی میان متغیرها را لحاظ می‌کند. دوم آنکه صرف‌نظر از درجه ناپایایی و هم‌جمعی متغیرها قابل استفاده است.

1. Granger
2. Todaand & Yamamoto

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-11-29]

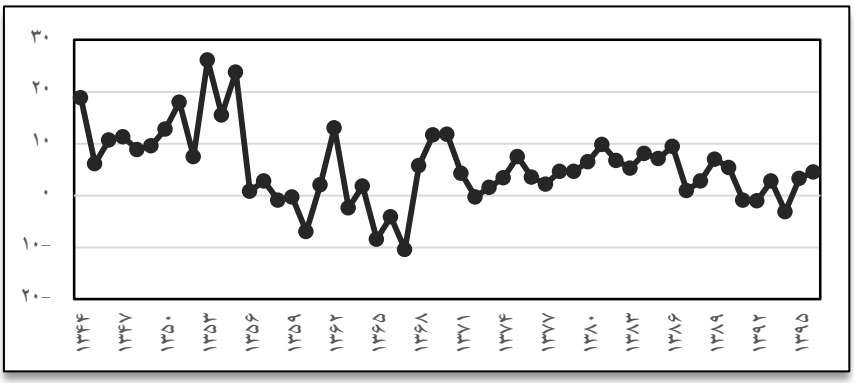
[DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.3.5]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.32.73]

٤. تحلیل یافته‌های تجربی

٤-١. حقایق آشکارشده

ابتدا حقایق آشکارشده‌ای از تغییرات متغیرهای اصلی پژوهش (سهم دستمزد، رشد اقتصادی بدون نفت و ضریب جینی) طی دوره مورد مطالعه مرور می‌شوند. نمودار ۲ روند رشد اقتصادی بدون نفت را نشان می‌دهد. اقتصاد ایران در دهه ۱۳۴۰ و تا سال ۱۳۵۶ عمدتاً رشد اقتصادی ۱۰ الی ۱۵ درصد را تجربه کرده؛ اما از ۱۳۵۶ تا ۱۳۶۹ که مقارن با دوران انقلاب و جنگ است، تولید نوسانات زیادی داشته و نرخ رشد اقتصادی به طور میانگین کاهش یافته است. بیشترین تغییرات با ۳۵ درصد مربوط به همین دهه‌های ۱۳۵۰ و ۱۳۶۰ بوده و همچنین بیشینه و کمینه رشد اقتصادی در همین دو دهه اتفاق افتاده است. رشد اقتصادی در دو دهه ۱۳۷۰ و ۱۳۸۰ حول ۵ درصد تثبیت شده، اما در دهه ۹۰ مجدداً به سمت مقادیر منفی پیش رفته و در سال‌های اخیر به طور میانگین حول صفر نوسان کرده است. بنابراین می‌توان ادعا کرد که رشد اقتصادی از دهه ۱۳۴۰ تا سال‌های اخیر افت حداقل ۱۰ درصدی را داشته است.



نمودار ۲. نرخ رشد اقتصادی بدون نفت طی دوره ۱۳۴۴-۱۳۹۶ (مأخذ: بانک مرکزی)

نمودار ۳ تغییرات ضریب جینی را نشان می‌دهد که طبق آن، نابرابری درآمدی در سال‌های ابتدایی دوره با روند افزایشی روبه‌رو شده به طوری که در اوایل دهه ۱۳۵۰ به بیشترین مقدار خود

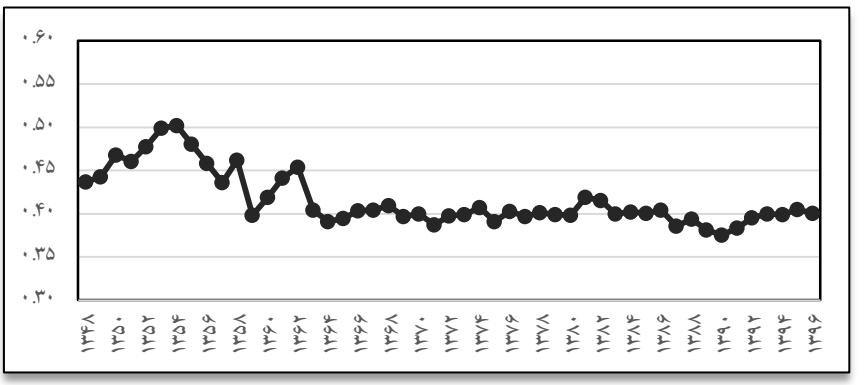
[Downloaded from qjfep.ir on 2025-11-29]

[DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.3.5]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.32.73]

رسیده است. این شاخص سپس روند کاهشی پیدا کرده و در سال ۱۳۶۴ به حدود ۰/۴ رسیده و از آن پس حول همین مقدار نوسان داشته است.

همان‌طور که قبلاً بیان شد، از آنجایی که اطلاعات سهم دستمزد و سود در سطح کلان و برای کلیه فعالیت‌های اقتصادی وجود ندارد، این سهم‌ها برای بخش صنعت محاسبه و به عنوان شاخصی از وضعیت توزیع درآمد در کل اقتصاد استفاده می‌شوند. سهم دستمزد بر اساس تقسیم جبران خدمات کارکنان[1] بر ارزش افزوده بخش صنعت محاسبه می‌شود. به همین ترتیب، متغیر سهم سود از تقسیم مازاد عملیاتی ناخالص[2] به ارزش افزوده بخش صنعت به دست می‌آید.



نمودار ۳. ضریب جینی طی دوره ۱۳۴۸-۱۳۹۶ (مأخذ: بانک مرکزی ایران)

سری زمانی این شاخص در نمودار ۴ قابل مشاهده است. بررسی متغیر سهم دستمزد در طول دوره زمانی مورد نظر نشان می‌دهد این متغیر دارای روند افزایشی یا کاهشی دائمی مداوم نیست. دامنه تغییرات این متغیر بیش از ۴۰ درصد است. در دوره ۱۳۴۳ تا ۱۳۴۸ حول مقدار ۳۰ درصد نوسان جزئی داشته، سپس تا ۱۳۵۲ افت کرده و بعد از آن روند افزایشی به خود گرفته و تا شروع انقلاب دو برابر (رشد ۱۰۰ درصد) شده است. از ۱۳۵۸ روند کاهشی پیدا کرده و به کمتر از ۲۰

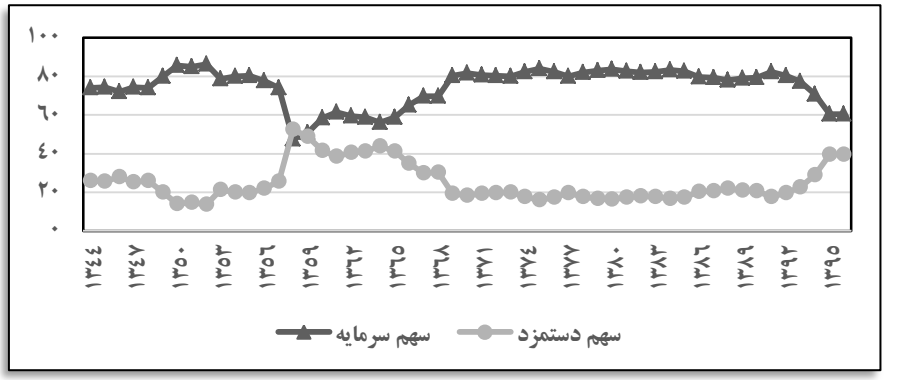
1. Compensation of employees
2. Gross operating surplus

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-11-29]

[DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.3.5]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.32.73]

درصد در ۱۳۷۰ رسیده است. در دهه‌های ۱۳۷۰ و ۱۳۸۰ حول ۲۰ درصد نوسان جزئی داشته تا اینکه در دهه ۱۳۹۰ طی یک روند افزایشی به ۴۰ درصد رسیده است.



نمودار ۴. سهم عوامل تولید طی دوره ۱۳۴۴-۱۳۹۶

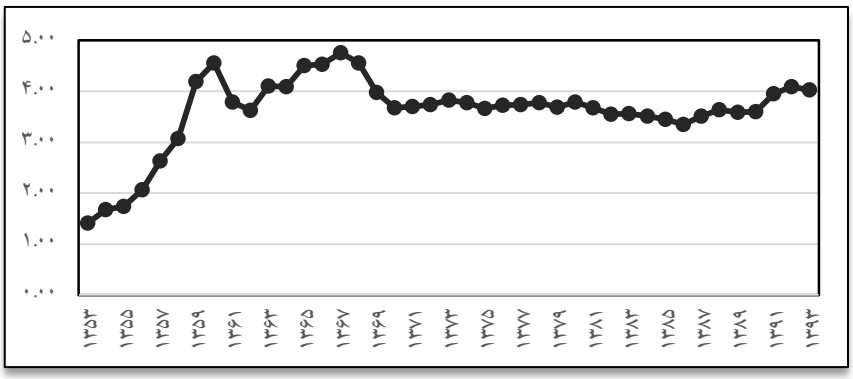
مأخذ: بانک مرکزی ایران، مرکز آمار ایران و محاسبات پژوهش

پس در سال های ابتدایی دوره، سهم سرمایه و سهم دستمزد در حال فاصله گرفتن از هم هستند، اما با گذشت زمان به هم نزدیک می‌شوند و حتی در سال‌های میانی دهه ۱۳۵۰ سهم دستمزد از سهم سرمایه پیشی می گیرد. البته پس از آن با کاهش سهم دستمزد و افزایش دوباره سهم سود، مجدداً از یکدیگر فاصله قابل توجهی می گیرند تا اینکه در دهه ۱۳۹۰ مجدداً سهم دستمزد و سرمایه به هم نزدیک می‌شوند. اگرچه هنوز اختلاف ۲۰ درصدی دارند. متناسب این فراز و نشیب‌ها، روند متغیر نسبت سرمایه به تولید نیز قابل تحلیل است (نمودار ۵).

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-11-29]

[DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.3.5]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.32.73]



نمودار ۵. نسبت سرمایه به تولید طی دوره ۱۳۵۳-۱۳۹۳ (مأخذ: بانک مرکزی ایران)

برای تحلیل این تغییرات مفید است که بر پدیده «رشد بدون اشتغال» و آثار آن متمرکز شد. از منظر اقتصادی رشد اقتصادی همراه با ایجاد اشتغال است. به زبان ساده رشد اقتصادی حاکی از افزایش ظرفیت‌های تولیدی کشور و افزایش تولید در اقتصاد است. برای آنکه افزایش تولید رخ دهد باید از نیروی کار بیشتری استفاده کرد؛ بنابراین با افزایش رشد اقتصادی به طور طبیعی بایستی اشتغال افزایش و بیکاری کاهش یابد. اما باید توجه کرد که این روند در شرایط نرمال و ثبات اقتصادی محقق می‌شود و در همه شرایط حکم‌فرما نیست. روند اقتصاد ایران به گونه‌ای بوده که رابطه اشتغال و رشد اقتصادی کمرنگ شده است. در واقع، کمرنگ شدن این رابطه چندان غیرطبیعی نیست و با بررسی وضعیت اقتصاد کلان کشور و روندهای آن می‌توان به عامل مؤثر بر این موضوع پی برد.

برای تحلیل دقیق‌تر بر دهه ۱۳۹۰ اقتصاد ایران تمرکز می‌شود. در این دهه، از یک سو در مقایسه با دهه‌های قبل تعداد بسیار بیشتری از افراد به بازار کار وارد شدند و از سوی دیگر در دهه ۱۳۸۰ اشتغال‌زایی مناسبی صورت نگرفته و بیکاری انباشته شده است. بازار کار از اواخر دهه ۱۳۸۰ دچار عارضه رشد بدون اشتغال شده که این پدیده در دهه ۱۳۹۰ پررنگ‌تر شده به طوری که می‌توان گفت ارتباط بین رشد اقتصادی و میزان اشتغال‌زایی تقریباً قطع شده است. در

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-11-29]

[DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.3.5]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.32.73]

دهه جاری در سال‌هایی که رشد اقتصادی منفی بوده طبیعتاً اشتغال کاهش پیدا کرده و در سال‌هایی هم که رشد اقتصادی بالا بوده، اشتغال متناسباً افزایش پیدا نکرده است.

برخی مطالعات اخیر بر گفته‌های بالا صحه گذاشتند. مثلاً در گزارش سازمان برنامه و بودجه کشور (۱۳۹۶) بیان شده که کاهش بنگاه‌های کوچک و تکیه رشد اقتصادی به رشد ارزش‌افزوده حاصل از بنگاه‌های بزرگ موجب پدیده رشد بدون اشتغال در دوره ۱۳۸۴-۱۳۹۰ شده است. سرتیپ‌نیا (۱۳۹۷) نیز نشان داده که این پدیده در بخش کشاورزی حاصل جایگزینی سرمایه با نیروی کار کارکنان فامیلی بدون مزد و حقوق است و در صنعت کاهش اشتغال عمدتاً به افول صنعت نساجی برمی‌گردد که به دلیل افزایش واردات محصول نهایی اتفاق افتاده است.

متوسط رشد اقتصادی سالانه طی برنامه چهارم توسعه (۱۳۸۴-۱۳۸۹) تقریباً سه برابر متوسط رشد سالانه برنامه پنجم (۱۳۹۰-۱۳۹۵) بوده است (۴/۸ در مقابل ۱/۷ درصد). اما طی برنامه چهارم توسعه، اشتغال به طور خالص سالانه ۴۰ هزار نفر افزایش پیدا کرده، در حالی که افزایش اشتغال طی برنامه پنجم توسعه به ۲ میلیون نفر می‌رسد (حاج‌امینی، ۱۳۹۸؛ حاج‌امینی و کفیری، ۱۳۹۷). پس به نظر می‌رسد بر خلاف باور رایج که بیان می‌شود رشد اقتصادی راه درمان بیکاری است، اقتصاد ایران در حال تجربه پدیده رشد بدون اشتغال است. درآمدها و رشد اقتصادی افزایش می‌یابد، ولی نمی‌تواند با ایجاد فرصت‌های شغلی جدید از نرخ بیکاری بکاهد.

البته این روند در سال‌های دهه ۹۰ همچنان ادامه یافته و نه تنها رشد بدون اشتغال مشاهده شد؛ بلکه اشتغال بدون رشد نیز رخ داد. به عنوان مثال در سال ۱۳۹۱ در حالی که رشد اقتصادی کشور منفی ۱/۶ درصد بود، رکود اقتصادی موجب کاهش تعداد شاغلان نشد و حدود ۳۶۰ هزار نفر نیز به تعداد شاغلان افزوده شد. در مقابل، در سال ۱۳۹۵ رشد اقتصادی ۱۲/۱ درصدی به ثبت رسید، اما تنها ۶۱۵ هزار شغل جدید ایجاد شد که منعکس‌کننده رشد اشتغال به میزان تقریباً ۲/۵ درصد است.

در مجموع، ناپایداری و نوسان رشد اقتصادی، وجود ظرفیت‌های خالی فراوان در بنگاه‌ها، کیفیت رشد اقتصادی (سهم بالای نفت و صنایع وابسته در نوسانات رشد اقتصادی)، افول صنایع

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-11-29]

[DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.3.5]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.32.73]

کاربر مانند نساجی، وابستگی رشد به بنگاه‌های بزرگی همچون خودروسازی، فولاد و ...، سرمایه‌بر بودن صنایع تازه تأسیس و وابستگی کم آن‌ها به نیروی کار از جمله مهم‌ترین عوامل کمرنگ شدن رابطه رشد اقتصادی و اشتغال‌زایی هستند. مسئله‌ای که ارتباط شدت دستمزدمحوری رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی را در بخش‌های بعدی به‌خوبی توضیح می‌دهد.

٤-۲. رشد اقتصادی و توزیع عاملی درآمد

ابتدا پایایی متغیرها به روش‌های دیکی و فولر[1] (۱۹۷۹) و الیوت و همکاران[2] (۱۹۹۶) بررسی شد که نتایج در جدول ۳ گزارش شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، همه متغیرها در سطح پایا هستند.

جدول ۳. آزمون ریشه واحد متغیرهای رگرسیون رشد

متغیر	آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته		آزمون الیوت، روتنبرگ و استاک	
	عرض از مبدأ	عرض از مبدأ و روند	عرض از مبدأ	عرض از مبدأ و روند
نرخ رشد اقتصادی	-۳/۱۲***	-۳/۳۵*	۳/۵۳**	۵/۲۳*
نرخ رشد شاغلان	-۵/۸۳***	-۵/۷۶***	۱/۲۶	۳/۸۸
انباشت سرمایه به تولید	-۲/۳۰	-۲/۱۰	۴/۷۹***	۱۲/۲۹***
صادرات و واردات به تولید	-۱/۸۹	-۳/۸۳**	۱۱/۰۷***	۲/۰۷
نسبت مخارج دولت به تولید	-۲/۶۵*	-۳/۵۴**	۱۸/۴۵***	۴۹/۸۴***
رشد سرانه جبران خدمات	-۸/۲۳***	-۸/۶۲***	۰/۹۳	۳/۶۳

توضیح: آکائیک به عنوان معیار تعیین وقفه در آزمون دیکی-فولر استفاده شده است. ***، ** و * به ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری آماری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد هستند.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با اطمینان پیدا کردن از پایایی متغیرها، رگرسیون رشد اقتصادی با روش حداقل مربعات معمولی (OLS) و همچنین حداقل مربعات دومرحله‌ای (2SLS) برآورد می‌شود که نتایج در

1. Dickey and Fuller
2. Elliot et al.

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-11-29]

[DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.3.5]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.32.73]

جدول ۴ گزارش شده است[1]. آزمون‌ها نشان می‌دهند که طبق هر دو روش فروض کلاسیک برقرار است. جملات اخلال دارای واریانس همسان، غیر خودهمبسته و توزیع احتمال نرمال هستند. همچنین رگرسیون برآوردی طبق آزمون رمزی خطای تصریح ندارد. ضریب تعیین مدل گویای آن است که تقریباً ۵۰ درصد تغییرات رشد اقتصادی توسط متغیرهای مدل توضیح داده شده است.

دو متغیر اصلی ادبیات رشد یعنی نرخ رشد شاغلان و نرخ سرمایه‌گذاری بر رشد اقتصادی تأثیر معنی‌دار و مثبتی داشتند. همچنین تأثیر درجه باز بودن اقتصادی معنی‌دار و مثبت به دست آمده است. این نتایج با مطالعه‌های کلاسیک بیان شده در بخش سوم یعنی سولو (۱۹۵۶، ۱۹۵۷) و منکیو و همکاران (۱۹۹۲) برای متغیرهای استاندارد رشد جمعیت و رشد سرمایه فیزیکی و هریسون (۱۹۹۶) برای درجه باز بودن اقتصاد سازگار هستند. تأثیر نسبت مخارج دولت به تولید بر رشد اقتصادی معنی‌دار و منفی است و می‌تواند نشان‌دهنده این باشد که اقتصاد ایران در قسمت کاهشی منحنی U وارون بارو (۱۹۹۱a، ۱۹۹۱b) قرار دارد. به‌علاوه، ضرایب معادله رشد با مطالعه‌های شاه‌آبادی (۱۳۸۶)، دژپسند و گودرزی (۱۳۸۹)، امام‌وردی و شریفی (۱۳۸۹) و خداویسی و شورگلی (۱۳۹۷) برای تعیین‌کننده‌های رشد اقتصادی سازگار هستند.

جدول ۴. برآورد معادله رگرسیون رشد اقتصادی ایران

متغیر	روش OLS	روش 2SLS (ابزار وقفه اول)	روش 2SLS (ابزار دو وقفه اول)
نرخ رشد شاغلان	۱/۱۴*** (۰/۳۸)	۰/۸۶* (۰/۴۴)	۰/۹۹** (۰/۴۰)
انباشت سرمایه به تولید	۰/۲۸* (۰/۱۴)	-۰/۲۲ (۰/۲۶)	۰/۰۳ (۰/۲۱)
درجه باز بودن تجاری	۰/۱۹*** (۰/۰۴)	۰/۱۶*** (۰/۰۵)	۰/۱۹*** (۰/۰۴)
اندازه دولت	-۰/۸۵*** (۰/۲۰)	-۰/۳۶ (۰/۳۲)	-۰/۶۶** (۰/۲۷)
رشد سرانه جبران خدمات	۰/۰۹** (۰/۰۴)	۰/۱۰** (۰/۰۴)	۰/۰۹** (۰/۰۴)
عرض از مبدأ	-۵/۸۸ (۳/۹۳)	-۳/۴۸ (۵/۸۹)	-۱/۲۴ (۵/۰۴)
ضریب تعیین	۰/۶۲	۰/۴۹	۰/۵۸

۱. برای متغیرهای ابزاری در روش 2SLS از مطالعه‌های آجل و همکاران (۲۰۰۶)، باند و همکاران (۲۰۰۴) و ادوارد (۱۹۹۸) استفاده شده است.

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-11-29]

[DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.3.5]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.32.73]

ادامه جدول ۴. برآورد معادله رگرسیون رشد اقتصادی ایران

متغیر	روش OLS	روش 2SLS (ابزار وقفه اول)	روش 2SLS (ابزار دو وقفه اول)
ضریب تعیین تعدیل‌شده	۰/۵۷	۰/۴۴	۰/۵۴
آماره F	۱۵/۰۳***	۸/۹۵***	۱۲/۶۸***
آماره دوربین-واتسون	۱/۸۱	۱/۶۰	۱/۷۶
آزمون ناهمسانی واریانس	۰/۲۵	۰/۰۰	۰/۰۳
آزمون خودهمبستگی	۰/۳۲	۱/۹۱	۰/۶۵
آزمون نرمال بودن خطاها	۰/۹۴	۱/۱۴	۰/۹۰
آزمون خطای تصریح رمزی	۲/۰۵	۱/۶۰	۳/۳۵*

توضیح: ***، ** و * به ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری آماری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد هستند. اعداد در پرانتز انحراف معیار ضرایب هستند.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

طبق جدول ۴، تغییرات سرانه جبران خدمات نیروی کار تأثیر مثبت و معنی‌دار بر رشد اقتصادی داشته است. با توجه به فاصله اطمینان برای ضریب این متغیر می‌توان بیان کرد که اگر تغییرات سرانه جبران خدمات نیروی کار به میزان ده درصد افزایش یابد، رشد اقتصادی افزایش ۱ تا ۱/۷ درصدی را تجربه خواهد کرد. این یافته نشان می‌دهد که رشد اقتصادی دستمزدمحور است و سیاست افزایش سهم دستمزد از تولید طی فرآیند رشد اقتصادی اگر با افزایش سطح پرداختی به نیروی کار همراه باشد، از طریق سازوکارهایی مانند فرضیه دستمزد کارایی و بهره‌وری موجب رشد اقتصادی بیشتر می‌شود.

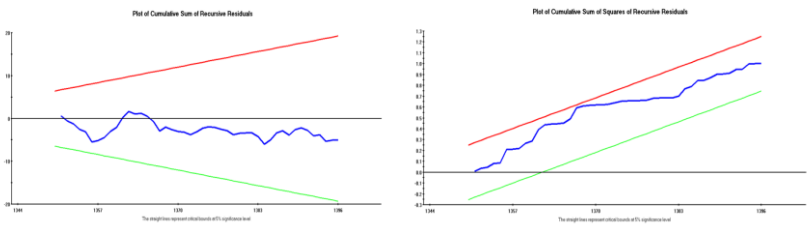
دستمزدها نقش دوگانه‌ای ایفا می‌کنند. از یک طرف هزینه تولید و از طرف دیگر منبع تقاضا و بهره‌وری (طبق نظریه دستمزد کارا) هستند؛ اما برآوردها نشان می‌دهد که تأثیر دستمزدمحوری بر تقاضا و بهره‌وری بزرگ‌تر از تأثیر آن بر هزینه تولید و کاهش رقابت‌پذیری است. پس با اینکه در مورد دستمزدمحور یا سودمحور بودن طرف عرضه (بهره‌وری) پژوهش‌های کمتری انجام شده، اما برآوردهای پژوهش بر این شواهد صحه گذاشت که تأثیر بلندمدت سهم دستمزد در چارچوب رشد دستمزدمحور مطلوب است.

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-11-29]

[DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.3.5]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.32.73]

در ادامه، ثبات ضرایب برآوردی رگرسیون با دو آزمون مجموع تجمعی خطاها و مجموع تجمعی مربع خطاها بررسی و نتایج در نمودار ۶ گزارش شده است. هر دو آماره در فاصله اطمینان ۹۵ درصد قرار می‌گیرند و در نتیجه فرضیه صفر که مبنی بر ثبات ضرایب (عدم وجود شکست ساختاری) است، رد نمی‌شود.



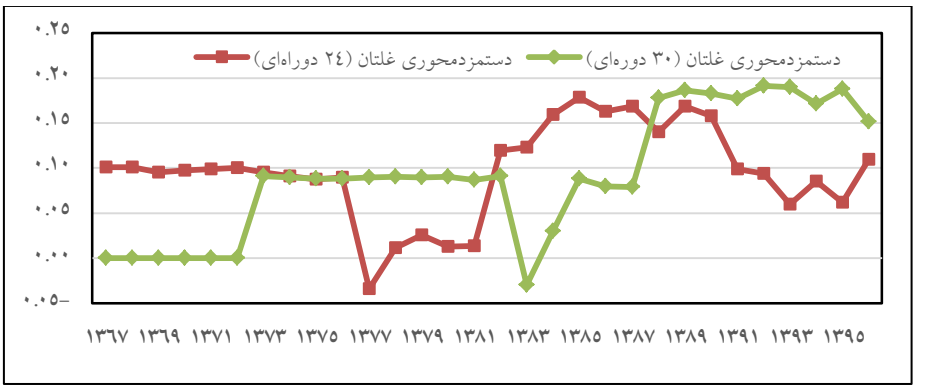
نمودار ۶: آزمون‌های CUSUM و CUSUMQ (مأخذ: یافته‌های پژوهش)

اکنون که صحت مدل از حیث فروض کلاسیک و ثبات پارامترها مشخص شد، برای بررسی تغییر شدت دستمزدمحوری رشد اقتصادی ایران از رگرسیون غلتان استفاده می‌شود. این ضریب برای نمونه‌های ۲۴ و ۳۰ دوره‌ای به دست آمده که در نمودار ۷ قابل مشاهده است. با توجه به اینکه فرضیه نرمال بودن خطا طبق جدول ۴ رد نشده، هر دو از نظر آماری قابل اطمینان هستند. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، پارامتر دستمزدمحوری ابتدا بدون روند و نزدیک ۰/۱ درصد نوسان داشته است. پس از یک کاهش شدید، روند افزایشی آن شروع شده و به بیشترین مقدار حول ۰/۱۵ درصد رسیده و در آن سطح باقی مانده است. در ادامه، مجدداً روند کاهشی آن شروع شده و برای سال‌های ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۶ به ۰/۱ درصد بازگشته است.

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-11-29]

[DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.3.5]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.32.73]



نمودار ۷: پارامتر دستمزدمحوری رشد اقتصادی (مأخذ: یافته‌های پژوهش)

٤-۳. روابط علّی میان توزیع عاملی درآمد، دستمزدمحوری و نابرابری درآمدی

ابتدا پایایی متغیرها به روش دیکی و فولر (۱۹۷۹) تعمیم‌یافته بررسی شد که نتایج در جدول ۵ گزارش شده است.

جدول ۵. آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته

متغیر	آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته		تفاضل	
	عرض از مبدأ	عرض از مبدأ و روند	عرض از مبدأ	عرض از مبدأ و روند
رشد سرانه جبران خدمات	-۸/۲۳***	-۸/۶۲***		
تغییرات سهم دستمزد	-۶/۱۰***	-۶/۰۹***		
ضریب جینی	-۲/۸۶	-۱/۹۴	-۵/۳۴***	-۵/۳۵***
دستمزدمحوری-غلتان ۲۴ دوره	-۲/۶۱*	-۲/۵۴	-۴/۰۵***	-۴/۰۱**
دستمزدمحوری-غلتان ۳۰ دوره	-۱/۵۸	-۲/۲۷	-۵/۱۴***	-۵/۰۰***

توضیح: آکائیک به عنوان معیار تعیین وقفه در آزمون دیکی-فولر استفاده شده است. ***، **و * به ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری آماری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد هستند.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بر این اساس مشخص شد که تغییرات سرانه جبران خدمات نیروی کار و سهم دستمزد پایا و متغیرهای ضریب جینی و دستمزدمحوری ناپایا هستند که با یک بار تفاضل‌گیری پایا می‌شوند.

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-11-29]

[DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.3.5]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.32.73]

بنابراین بر اساس متغیرهای مورد نظر از دو روش گرنجر و تودا-یاماموتو استفاده شده که نتایج در جدول ۶ قابل مشاهده است.

طبق این جدول، رابطه علی از سهم دستمزد به ضریب جینی تأیید می‌شود و بنابراین توزیع عاملی درآمد در توضیح نابرابری درآمدی در ایران نقش تعیین‌کننده‌ای دارد. همچنین یافته‌ها تأیید می‌کند که ضریب جینی علت دستمزدمحوری رشد اقتصادی است. پس در مجموع شاخص توزیع عاملی درآمد (سهم دستمزد) عامل مهمی در نابرابری درآمدی است که نابرابری درآمدی نیز خود از طریق دستمزدمحوری بر رشد اقتصادی تأثیر می‌گذارد. در واقع، نابرابری توجیه‌کننده لزوم دستمزدمحوری در رشد اقتصادی ایران است. این یافته‌ها رابطه چرخه‌ای میان توزیع عاملی درآمد، نابرابری و رشد اقتصادی را تأیید می‌کند.

جدول ۶: آزمون‌های علیت گرنجر و تودا-یاماموتو

فرضیه صفر	وقفه بهینه	وقفه اضافه	آزمون والد	نتیجه
تغییرات سهم دستمزد↛ تغییرات جینی	۱	-	۱۴/۵۱***	تأیید علیت
دستمزدمحوری (غلتان ۲۴ دوره‌ای)↛ جینی	۱	۱	۲/۵۰	عدم علیت
دستمزدمحوری (غلتان ۳۰ دوره‌ای)↛ جینی	۱	۱	۰/۹۱	عدم علیت
تغییرات سرانه جبران خدمات ↛ جینی	۱	۱	۰/۰۴	عدم علیت
تغییرات جینی↛ تغییرات سهم دستمزد	۱	-	۰/۵۹	عدم علیت
جینی↛ دستمزدمحوری (غلتان ۲۴ دوره‌ای)	۱	۱	۲/۰۸	عدم علیت
جینی↛ دستمزدمحوری (غلتان ۳۰ دوره‌ای)	۱	۱	۵/۳۹**	تأیید علیت
جینی↛ تغییرات سرانه جبران خدمات	۱	۱	۴/۱۶**	تأیید علیت

توضیح: ***، ** و * به ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری آماری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد هستند. علامت ↛ نشان‌دهنده علت نبودن است.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی

رشد اقتصادی بالا و کاهش نابرابری درآمدی از اهداف سیاستی مهم کشورهای درحال‌توسعه هستند که در جهت رفع فقر به کار گرفته می‌شوند. البته همواره این دغدغه وجود دارد که رشد اقتصادی سریع ممکن است با کاهش نابرابری همراه نباشد و طبقات پایین از منافع رشد اقتصادی

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-11-29]

[DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.3.5]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.32.73]

محروم بمانند. پس این سؤال مطرح می‌شود که چه نوع رشد اقتصادی برای طبقات پایین مفید است و در چه شرایطی رشد اقتصادی موجب کاهش نابرابری درآمدی می‌شود؟ پژوهش حاضر برای پاسخ به این سؤال‌ها به بررسی نقش توزیع عاملی درآمد در رشد اقتصادی و همچنین ارتباط این نقش با نابرابری درآمدی در اقتصاد ایران می‌پردازد.

برآوردها نشان داد که رشد سرانه جبران خدمات نیروی کار تأثیر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی دارد. دستمزدها از یک طرف هزینه تولید و از طرف دیگر منبع تقاضا و بهره‌وری (طبق نظریه دستمزد کارا) هستند. بنابراین به نظر می‌رسد که تأثیر مثبت دستمزد بر بهره‌وری و تقاضا بزرگ‌تر از تأثیر منفی آن بر هزینه تولید و کاهش رقابت‌پذیری بوده و در نتیجه رشد اقتصادی دستمزدمحور است. به‌علاوه، آزمون‌های علیت تأیید می‌کنند که اگر تولید به سمت کاربرتر شدن پیش رود، همراه با افزایش سهم نیروی کار، منافع رشد اقتصادی بیشتر به طبقات پایین اصابت کرده و ضریب جینی کاهش می‌یابد.

مسائلی مانند اشتغال، توزیع درآمد و به تبع آن‌ها فقر مطلق ایجاب می‌کند به نوع رشد اقتصادی در ایران بیشتر توجه شود. در دوره‌هایی رشد اقتصادی بالا در ایران مشاهده شده، اما تحول جدی در نرخ‌های بیکاری و وضعیت توزیع درآمد اتفاق نیفتاده است. بر اساس پژوهش‌های مختلف (گزارش سازمان برنامه و بودجه کشور، ۱۳۹۶؛ سرتیپ‌نیا، ۱۳۹۷؛ حاج‌امینی و کفیری، ۱۳۹۷؛ حاج‌امینی، ۱۳۹۸)، اقتصاد ایران از نیمه دوم دهه ۱۳۸۰ دچار عارضه رشد بدون اشتغال شده است. در سال‌هایی که رشد اقتصادی افول کرده یا منفی شده، اشتغال از دست رفته؛ اما با رشد اقتصادی مثبت متناسباً اشتغال افزایش نیافته و عواید آن به نیروی کار نرسیده است. بنابراین حرکت به سمت دستمزدمحوری می‌تواند استراتژی پایداری برای رشد اقتصادی باشد که هم‌زمان بهبود توزیع درآمد را نیز به همراه خواهد داشت.

سؤال مهم این است که این استراتژی چگونه قابل تحقق است. ایران یکی از کشورهای پرجمعیت جهان به شمار می‌رود که در چند دهه پیش رو با توجه به هرم سنی جمعیت، پتانسیل استفاده از نیروی کار جوان به‌ویژه نیروی کار متخصص را دارد. بنابراین اگر به دلیل فراوانی نسبی

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-11-29]

[DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.3.5]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.32.73]

نیروی کار به سمت توسعه‌ی تولید محصولات کاربر برود، سهم بیشتری از تولید، عاید نیروی کار می‌شود و نابرابری درآمدی نیز کاهش می‌یابد. در این صورت، سیاست‌های تجاری نیز موجب افزایش تقاضای کل می‌شوند. این استراتژی کاملاً شدنی است و اقتصادهای باز بزرگ و در کل اقتصادهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه معمولاً دستمزدمحور هستند.

پس اولین نتیجه و پیشنهاد مهم این پژوهش آن است که سیاست‌گذاری در برنامه‌های توسعه در سطح ملی و منطقه‌ای نبایستی صرفاً بر کمیت رشد اقتصادی تأکید داشته باشد. چگونگی تحقق رشد اقتصادی و اینکه چه بخش‌هایی در این رشد سهیم خواهند بود، نقش مهمی در توزیع درآمد آینده خواهد داشت. به همین دلیل توجه به پتانسیل‌های جمعیتی و بازار کار ایران اهمیت رشد اقتصادی دستمزدمحور و کاربر را نمایان می‌کند. همچنین این مسئله اهمیت دارد زیرا اگر بدون توجه به دستمزدمحوری رشد اقتصادی، سیاست‌های صنعتی، تجاری، پولی و ... افزایش سهم سود در تولید را رقم زنند، عایدات ناشی از رشد اقتصادی به ثروتمندان اختصاص یافته و هدف کاهش فقر تحقق نمی‌یابد.

دومین نتیجه و توصیه کلان این است که پیگیری استراتژی رشد پایدار از نوع دستمزدمحور برای اهداف دوگانه بهبود سطح درآمد و کاهش نابرابری درآمد در ایران راهگشاست. در این چارچوب بایستی تولید مبتنی بر اقتصاد جهانی با تکیه بر بخش‌های کاربر پیش رود تا بخش خارجی تقاضا، دستمزدمحور شود و بتواند چرخه تقاضای دستمزدمحور-عرضه‌ی دستمزدمحور ایجاد کند. در کشورهای درحال‌توسعه این مسئله با تکیه بر سیاست تجاری صحیح و مبتنی بر صادرات کاربر و جذب سرمایه‌گذاری خارجی پیش خواهد رفت[1].

---

۱. البته بهبود سیستم تأمین اجتماعی به ایجاد شرایط ساختاری برای رژیم دستمزدمحور کمک می‌کند؛ اما این سیاست‌ها بیشتر جنبه کمکی داشته و در اولویت‌های بعدی قرار می‌گیرند. همچنین در کشورهای توسعه‌یافته که آزادی تجاری و جذب سرمایه‌گذاری خارجی به طور پیش‌فرض برقرار بوده و سطح درآمدی بالایی دارند، تغییر قوانین اتحادیه‌های کارگری در جهت تقویت قدرت چانه‌زنی جمعی و تنظیم مقررات مالی اهمیت دارد.

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-11-29]

[DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.3.5]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.32.73]

منابع

ابریشمی، حمید، مهرآرا، محسن، خطابخش، پریسا. (۱۳۸۴). بررسی رابطه رشد و توزیع درآمد در ایران. *پژوهشنامه علوم انسانی و اجتماعی*، ۵(۱۷)، ۵۲-۱۳.

ابونوری، اسمعیل، فراهتی، محبوبه. (۱۳۹۵a). رابطه بین توزیع عاملی درآمد و تقاضای کل در ایران بر اساس یک مدل پساکینزی. *تحقیقات اقتصادی*، ۵۱(۳)، ۵۳۹-۵۱۷.

ابونوری، اسمعیل، فراهتی، محبوبه. (۱۳۹۵b). رشد اقتصادی در ایران: دیدگاه پساکینزین‌ها. *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۷(۲۵)، ۵۰-۳۷.

امام وردی، قدرت اله، شریفی، امید. (۱۳۸۹). بررسی رابطه تجارت خارجی و باز بودن اقتصاد بر رشد اقتصادی ایران (۱۳۸۶-۱۳۵۳). *اقتصاد مالی (اقتصاد مالی و توسعه)*، ۵(۱۳)، ۱۵۶-۱۳۷.

جابری خسروشاهی، نسیم و محمدوند ناهیدی، محمدرضا، نوروزی، داود. (۱۳۹۱). تأثیر توسعه‌ی مالی بر نابرابری درآمد در ایران. *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۲(۶)، ۱۷۳-۲۰۸.

حاج امینی، مهدی، کفیری، علیرضا. (۱۳۹۷). ارزیابی تغییرات اشتغال و بیکاری طی برنامه‌های چهارم و پنجم توسعه ایران: رویکرد تجزیه کامل دیویژیا. *بررسی مسائل اقتصاد ایران*، ۵(۲)، ۵۲-۲۹.

حاج امینی، مهدی. (۱۳۹۸). ارزیابی وضعیت اشتغال‌زایی در برنامه‌های چهارم و پنجم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی. *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۷(۹۲)، ۴۳-۷.

حیدری، حسن، حسن‌زاده، اکبر. (۱۳۹۵). رابطه نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی در ایران. *رفاه اجتماعی*، ۱۶(۶۳)، ۱۲۵-۸۹.

خداویسی، حسن، عزتی شورگلی، احمد. (۱۳۹۷). بررسی رابطه اندازه دولت و رشد اقتصادی: کاربردی از مدل‌های حالت-فضا و خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی. *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۸(۳۱)، ۱۷۰-۱۵۳.

داوودی، پرویز، براتی، محمدعلی. (۱۳۸۶). بررسی آثار سیاست‌های اقتصادی بر توزیع درآمد در ایران. *پژوهشنامه بازرگانی*، ۴۳، ۳۲۲-۲۸۳.

دژپسند، فرهاد، گودرزی، حسین. (۱۳۸۹). اندازه دولت و رشد اقتصادی در ایران؛ روش رگرسیون آستانه‌ای. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۱۴(۴۲)، ۲۰۷-۱۸۹.

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-11-29]

[DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.3.5]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.32.73]

زمردیان، غلامرضا، کریمخانی، مسعود، رادفر، محمدرضا. (۱۳۹۹). بررسی اثرات متقابل نابرابری درآمد، اشتغال و رشد اقتصادی. *دانش سرمایه‌گذاری*، ۹(۳۳)، ۲۹۹-۲۸۳.

سازمان برنامه و بودجه کشور، معاونت امور اقتصاد و هماهنگی برنامه و بودجه (۱۳۹۶). *راهبرد رشد تولید توأم با اشتغال: در بخش صنعت ایران*. گزارش ۱۲۴-۸.

سرتیپ‌نیا، ابوذر. (۱۳۹۷). *بررسی چگونگی و چرایی رشد بدون اشتغال در اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۳۸۴-۱۳۹۰*. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه صنعتی شریف.

شاه‌آبادی، ابوالفضل (۱۳۸۶). بررسی اثر فعالیت‌ها و سیاست‌های اقتصادی دولت بر رشد تولید ناخالص داخلی غیرنفتی (مطالعه موردی اقتصاد ایران). *پژوهشنامه اقتصادی*، ۷(۳)، ۲۱۱-۱۸۱.

فراهتی، محبوبه، ابونوری، اسمعیل، (۱۳۹۸). رژیم رشد اقتصادی در ایران مزدمحور است یا سودمحور؟ *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۷(۸۹)، ۱۹۷-۱۶۳.

مهرگان نادر، اصغرپور، حسین، صمدی، رؤیا، پورعبادالهان، محسن. (۱۳۸۸). رابطه حداقل دستمزد با توزیع درآمد در ایران. *رفاه اجتماعی*، ۹(۳۳)، ۶۴-۴۵.

Agell, J., Ohlsson, H., & Thoursie, P.S. (2006). Growth effects of government expenditure and taxation in rich countries: A comment. *European Economic Review*, 50(1), 211-218.

Álvarez, I., Uxó, J., & Febrero, E. (2019). Internal devaluation in a wage-led economy: the case of Spain. *Cambridge Journal of Economics*, 43(2), 335-360.

Avram, A., Barna, F.M., Năchescu, M.L., Avram, C.D., & Avram, R.L. (2020). Responsible governance and the sustainability of populist public policies. The implications of wage-led growth strategy in Romania. *Sustainability*, 12(7), 2975.

Barro, R.J. (1991a). A cross-country study of growth, saving, and government. In *National Saving and Economic Performance* (pp. 271-304). University of Chicago Press.

Barro, R.J. (1991b). Economic growth in a cross section of countries. *The Quarterly Journal of Economics*, 106(2), 407-443.

Bond, S., Leblebicioglu, A., & Schiantarelli, F. (2004). Capital accumulation and growth: A new look at the empirical evidence (Economics Papers No. 2004-W08). Economics Group, Nuffield College, University of Oxford.

Brown, R.L., Durbin, J., & Evans, J.M. (1975). Techniques for testing the constancy of regression relationships over time. *Journal of the Royal Statistical Society*: Series B (Methodological), 37(2), 149-163.

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-11-29]

[DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.3.5]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.32.73]

de Jesus, C.S., Araujo, R.A., & Drumond, C.E. (2018). An empirical test of the Post-Keynesian growth model applied to functional income distribution and the growth regime in Brazil. *International Review of Applied Economics*, 32(4), 428-449.

Dickey, D.A., & Fuller, W.A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366a), 427-431.

Dray, M., & Thirlwall, A.P. (2011). The endogeneity of the natural rate of growth for a selection of Asian countries. *Journal of Post Keynesian Economics*, 33(3), 451-468.

Edwards, S. (1998). Openness, productivity and growth: what do we really know? *The Economic Journal*, 108(447), 383-398.

Elliot, B.E., Rothenberg, T.J., & Stock, J.H. (1996). Efficient tests of the unit root hypothesis. *Econometrica*, 64(8), 13-36.

Fazzari, S.M., Ferri, P.E., Greenberg, E.G., & Variato, A.M. (2013). Aggregate demand, instability, and growth. *Review of Keynesian Economics*, 1(1), 1-21.

Ferri, P., Cristini, A., & Variato, A. M. (2016). Income shares, wealth and growth. *Economia*, 17(3), 254-264.

Granger, C.W. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 424-438.

Greene, W. (2002). *Econometric analysis*. Fifth Edition, Prentice Hall.

Harrison, A. (1996). Openness and growth: A time-series, cross-country analysis for developing countries. *Journal of Development Economics*, 48(2), 419-447.

Hein, E., & Tarassow, A. (2010). Distribution, aggregate demand and productivity growth: theory and empirical results for six OECD countries based on a post-Kaleckian model. *Cambridge Journal of Economics*, 34(4), 727-754.

Kaldor, N. (1957). A model of economic growth. *The Economic Journal*, 67(268), 591-624.

Lavoie, M., & Stockhammer, E. (2013). Wage-led growth: Concept, theories and policies. In *Wage-led Growth* (pp. 13-39). Palgrave Macmillan, London.

León-Ledesma, M.A., & Thirlwall, A.P. (2002). The endogeneity of the natural rate of growth. *Cambridge journal of Economics*, 26(4), 441-459.

Mankiw, N.G., Romer, D., & Weil, D.N. (1992). A contribution to the empirics of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 107(2), 407-437.

Onaran, Ö. & Stockhammer, E. (2006). Do profits affect investment and employment? An empirical test based on the Bhaduri-Marglin model. In *Wages, Employment, Distribution and Growth* (pp. 206-222). Palgrave Macmillan, London.

Solow, R.M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65-94.

Solow, R.M. (1957). Technical change and the aggregate production function. *The Review of Economics and Statistics*, 312-320.

Toda, H.Y., & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, 66(1-2), 225-250.

Webb, S. (1912). The economic theory of a legal minimum wage. *Journal of Political Economy*, 20(10), 973-998.

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-11-29]

[DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.3.5]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.32.73]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.32.73] [DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.3.5] [Downloaded from qjfep.ir on 2025-11-29]

[Downloaded from qjfep.ir on 2025-11-29]

[DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.3.5]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.32.73]