

رابطه بهره‌وری کل عوامل تولید و بهره‌وری نیروی کار در ایران

محمد رضا محمدوند ناهیدی؛ نسیم جابری خسروشاهی؛^N

تاریخ دریافت: ۹۰/۰۳/۰۵ تاریخ پذیرش: ۹۰/۱۰/۰۵

چکیده

در این مطالعه با استفاده از الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) و با روش آزمون رویکرد کرانه‌ها، رابطه بلندمدت بین بهره‌وری کل عوامل تولید و بهره‌وری نیروی کار را طی سالهای ۱۳۸۶-۱۳۴۹ در ایران ارزیابی می‌شود. نتایج مقاله نشان می‌دهد که رابطه بلندمدت دوطرفه بین بهره‌وری کل عوامل تولید و بهره‌وری نیروی کار وجود دارد و بهره‌وری کل عوامل تولید و بهره‌وری نیروی کار بر همدیگر اثر مثبت و معناداری دارند.

طبقه بندی JEL: C20; D24

واژگان کلیدی: بهره‌وری کل عوامل تولید؛ بهره‌وری نیروی کار؛ آزمون رویکرد کرانه‌ها.

* استادیار دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تبریز، گروه اقتصاد، تبریز، ایران (نویسنده مسئول)، پست الکترونیکی:

nahidi@iaut.ac.ir

nasimjaberi@ymail.com

** کارشناس ارشد اقتصاد، پست الکترونیکی:

* عضو هیات علمی موسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی [نویسنده مسئول]، پست الکترونیکی:

mrasti20@yahoo.com

۱- مقدمه

میان نیازهای بشری به کالاها، خدمات و قابلیت دسترسی به منابعی که در تولید آنها به کار می‌رود محدودیت وجود دارد. از یک سو افزایش جمعیت موجب افزایش تقاضا و مصرف می‌شود و از سوی دیگر به پیشرفت استانداردهای زندگی بر گستره نیازهای مصرفی در سطح وسیعی می‌افزاید، درحالی‌که منابع موجود محدود می‌باشند، به همین دلیل در اکثر کشورهای در حال توسعه اهمیت ارتقاء بهره‌وری به عنوان یکی از مهمترین عوامل توسعه مطرح می‌شود. در کشور ما نیز با توجه به ترکیب سنی جمعیت (جوان بودن جمعیت)، وجود نرخ بیکاری نسبتاً بالا، کم کاری و بیکاری پنهان، عدم استفاده از ظرفیت‌های کامل واحدهای تولید، عدم وجود ساختارهای مناسب در اکثر بخش‌های اقتصادی و موارد دیگر توجه به بهره‌وری و ارتقاء آن به عنوان زمینه‌ساز توسعه و پیشرفت اقتصادی مطرح می‌گردد (جابری، ۱۳۸۹، ص ۹۰).

بر اساس نظریه‌های اقتصادی و مدل‌های رشد نئوکلاسیک و همچنین مطالعات انجام گرفته، بهره‌وری نیروی کار در کنار انباشت سرمایه عامل مؤثر بر بهره‌وری کل عوامل تولید محسوب می‌شود (برنارد و جونز^۱، ۱۹۹۶، ص ۴). از سویی دیگر طبق مدل رشد سولو^۲، بهره‌وری کل عوامل تولید بر بهره‌وری نیروی کار تأثیر می‌گذارد. بنابراین بر اساس مبانی نظری و مشاهدات تجربی، بهره‌وری کل عوامل تولید و بهره‌وری نیروی کار دارای اثرات متقابل هستند و بررسی تأثیر هر یک از این دو متغیر بر دیگری بدون در نظر گرفتن اثر متقابل آنها از لحاظ اقتصادسنجی چندان معتبر نخواهد بود. لذا هدف این مقاله بررسی رابطه بین بهره‌وری کل عوامل تولید و بهره‌وری نیروی کار در اقتصاد ایران می‌باشد؛ لذا فرضیه‌های مقاله برای اقتصاد ایران به صورت زیر مطرح می‌شوند: بهره‌وری نیروی کار در بلندمدت اثر مثبت روی بهره‌وری کل عوامل تولید دارد. بهره‌وری کل عوامل تولید در بلندمدت اثر مثبت روی بهره‌وری نیروی کار دارد.

برای آزمون فرضیات از الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده و آزمون رویکرد کرانه‌ها برای تخمین و بررسی رابطه بلندمدت بین این دو متغیر استفاده شده است. سازماندهی این مقاله به شرح زیر است: پس از مقدمه، در بخش دوم مقاله ادبیات موضوع مربوط به ارتباط بهره‌وری نیروی کار و بهره‌وری کل عوامل تولید و نیز مروری بر

^۱- Bernard&Jones(1996)

^۲- Solow(1956)

مطالعات پیشین بیان می‌شود. بخش سوم به الگوی مورد نظر اختصاص دارد و در بخش چهارم یافته‌های تحقیق ارائه می‌شود. بخش آخر نیز به نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی اختصاص دارد.

۲- مرور ادبیات موضوع

در مطالعات تجربی سارگنت و ردیگسویز (۲۰۰۰)، پیو (۲۰۰۶)، امینی و حجازی آزاد (۱۳۸۷)، عابدی (۱۳۸۴) و صلاح‌منش و چهارم‌حالی (۱۳۸۴) ارتباط بین بهره‌وری نیروی کار و بهره‌وری کل عوامل تولید با استفاده از مدل حسابداری رشد و مدل رشد نئوکلاسیک توضیح داده شده که هر یک به اختصار توضیح داده می‌شود.

- مدل حسابداری رشد

روش حسابداری رشد به گونه‌ای است که می‌توان رشد تولید را بین رشد نهاده‌های مختلف (عموماً نیروی کار و سرمایه) و تغییرات در بهره‌وری کل عوامل تولید تجزیه کرد. در این روش تابع تولید کاب داگلاس و با فرض بازدهی ثابت نسبت به مقیاس تولید در نظر گرفته می‌شود و ارتباط بین بهره‌وری نیروی کار و بهره‌وری کل عوامل تولید با دیفرانسیل‌گیری از تابع تولید کاب داگلاس و تقسیم آن به نیروی کار به صورت زیر بیان می‌شود:

$$\frac{\Delta y / L}{Y / L} = \frac{\Delta A}{A} + (1 - \alpha) \frac{\Delta (K / L)}{K / L} \quad (1)$$

با توجه به رابطه (۱)، نرخ رشد بهره‌وری نیروی کار به وسیله دو جزء رشد بهره‌وری کل عوامل تولید و رشد نسبت سرمایه به نیروی کار توضیح داده می‌شود. به عبارت دیگر بهره‌وری کل عوامل تولید یکی از منابع رشد بهره‌وری نیروی کار می‌باشد (عابدی، ۱۳۸۴، ۳۸۵ و ۳۹۴)، (صلاح‌منش و چهارم‌حالی، ۱۳۸۴، ۵۹۶).

- مدل رشد نئوکلاسیک

یکی از مشهورترین مدل‌های رشد برونزا، مدل رشد نئوکلاسیکی است که بر اساس تابع

تولید کاب- داگلاس^۳ می باشد و شکل عمومی آن به صورت زیر است:

$$Y = AK^r L^{1-r}, 0 < r < 1 \quad (۲)$$

که Y تولید، K نهاده سرمایه، L نهاده نیروی کار و A بهره‌وری کل عوامل تولید و پارامتر ارتباط بین نهاده‌های نیروی کار و سرمایه با تولید می باشد. بهره‌وری کل عوامل تولید به طور معمول با سطح تکنولوژی شناخته می شود ولی در واقع از ترکیب عوامل متعددی بوجود می آید.

با تقسیم رابطه (۲) به نهاده نیروی کار (L) عبارت زیر حاصل می شود:

$$y^* = A^* + rk^* \quad (۳)$$

که حروف کوچک نشانگر مقادیر، به ازای هر واحد از نهاده نیروی کار می باشد، یعنی y بیانگر بهره‌وری نیروی کار یا تولید به ازای یک واحد نهاده نیروکار و k بیانگر سطح شدت سرمایه یا نسبت سرمایه به نیروی کار می باشد. علامت‌های نقطه نشان دهنده ی نرخ تغییر هر متغیر است.

معادله (۳) نشان می دهد که نرخ رشد بهره‌وری نیروی کار (y) برابر است با نرخ رشد بهره‌وری کل عوامل تولید (A) به اضافه دفعه نرخ رشد شدت سرمایه. زمانی که از چارچوب نئوکلاسیکی استفاده می کنیم، باید در نظر داشته باشیم که سرمایه از عوامل برونزای رشد نمی باشد؛ بلکه یک متغیر درونزاست که به رشد بهره‌وری کل عوامل تولید وابسته است. در وضعیت پایدار بلندمدت- حالتی که تمام متغیرهای سرانه با نرخ رشد ثابت حرکت می کنند- می توان نشان داد که رشد شدت سرمایه برابر نرخ رشد بهره‌وری نیروی کار است، یعنی:

$$k^* = y^* = \frac{A^*}{1-r} \quad (۴)$$

عبارت سمت راست به نرخ تنظیمی رشد بهره‌وری کل عوامل تولید اشاره دارد. معادله (۴) بیانگر این است که در بلندمدت، رشد بهره‌وری نیروی کار در نتیجه رشد بهره‌وری کل عوامل تولید است. به عبارت دیگر، در بلندمدت اگر بهره‌وری کل عوامل تولید رشد نداشته باشد، شدت سرمایه نیز رشد نخواهد داشت؛ و رشد بیشتر بهره‌وری نیروی کار و در نتیجه پیشرفت بیشتر در استانداردهای زندگی نیز وجود نخواهد داشت.

³- Cobb-Douglas production function

چه چیزی منجر به این نتیجه می‌شود؟ بازدهی نزولی سرمایه عامل آن است. با فرض ثابت بودن بازده سرمایه ($\alpha = 1$)، نرخ رشد شدت سرمایه به میزان سرمایه (K) بستگی نخواهد داشت و می‌تواند بدون اینکه بهره‌وری کل عوامل تولید رشد کند مدام افزایش یابد (رشد A). در حالی که، با فرض بازدهی نزولی سرمایه، نرخ رشد شدت سرمایه به میزان سرمایه بستگی خواهد داشت. هر واحد اضافی سرمایه مقدار کمتری به تولید اضافه می‌کند بنابراین تنها راه برای جلوگیری از این جریان در بلندمدت رشد بهره‌وری کل عوامل تولید است که منجر به افزایش بهره‌وری سرمایه در طول زمان می‌شود.

پذیرش دیدگاه نئوکلاسیک در واقع پذیرش موارد زیر را نیز شامل می‌شود: (۱) محاسبه اهمیت نسبی سرمایه در توصیف رشد بهره‌وری نیروی کار؛ (۲) قبول یک تئوری رشد؛ (۳) رابطه علت و معلولی از سمت رشد بهره‌وری کل عوامل تولید به سمت رشد میزان سرمایه است. این موارد برای معیار رشد بهره‌وری مناسب‌تر است، زیرا بدین معنی است که، در بلندمدت، رشد میزان سرمایه تنها از رشد بهره‌وری کل عوامل تولید تبعیت می‌کند نه چیز دیگر.

برای مثال، اگر رشد بهره‌وری نیروی کار بیشتر از رشد بهره‌وری کل عوامل تولید تعدیل یافته باشد، مدل نئوکلاسیکی نتیجه می‌گیرد که سرمایه بیش از نرخ مورد انتظار بلندمدتش رشد کرده است، بنابراین اگر بهره‌وری کل عوامل تولید افزایش نیابد، رشد بهره‌وری نیروی کار کمتر می‌شود. در این حالت، در مدل نئوکلاسیکی رشد بهره‌وری کل عوامل تولید، نه رشد بهره‌وری نیروی کار، عامل پیش‌بینی‌کننده بهتری برای روند بهره‌وری در آینده خواهد بود.

راه‌های زیادی برای تخمین رشد بهره‌وری وجود دارد. معادله (۳) معمول‌ترین روش برای محاسبه بهره‌وری کل عوامل تولید توسط اقتصاددانان و موسسات آماری است. رشد بهره‌وری کل عوامل تولید از تفاضل رشد بهره‌وری نیروی کار و رشد نسبت سرمایه به نیروی کار بدست می‌آید. برای این کار، نیازمند تخمین هستیم که بهره‌وری نهایی سرمایه است. تحت شرایط رقابت کامل و بازدهی ثابت نسبت به مقیاس، این پارامتر برابر با سهم سرمایه‌دهنده تولید است و با α نشان داده می‌شود. بهره‌وری کل عوامل تولید را می‌توان از فرمول زیر محاسبه کرد که در آن LP بهره‌وری نیروی کار است:

$$TFP = LP - \alpha \cdot \dot{k} \quad (5)$$

در کوتاه‌مدت، بدین معنی است که انباشت سرمایه در عمل یک نقش مستقل در محاسبه رشد بهره‌وری کل عوامل تولید دارد.

در بلندمدت، مدل نئوکلاسیکی بیان می‌کند که رشد بهره‌وری کل عوامل تولید هم رشد بهره‌وری نیروی کار و هم رشد شدت سرمایه را پوشش می‌دهد. همچنین هر دو نرخ رشد باید برابر با نرخ رشد بهره‌وری کل عوامل تولید تعدیل یافته باشند (سارگنت و ردیگویز، ۲۰۰۰، ۴-۳).

رشد بهره‌وری نیروی کار دو عامل رشد بهره‌وری کل عوامل تولید را در بر می‌گیرد که حاصل هر نوع بهبود کیفیت و آموزش نیروی کار، بهبود تکنولوژی تولید و ... که منجر به انتقال تابع تولید می‌شود و رشد حاصل از رشد تعمیق سرمایه که منظور استفاده هر واحد نیروی کار از سرمایه بیشتر در فرایند تولید است و منجر به بهبود بهره‌وری نیروی کار می‌شود (عابدی، ۱۳۸۴، ۳۸۹). بنابراین طبق مدل رشد نئوکلاسیکی سولو، بهره‌وری کل عوامل تولید بدون تغییر در سرمایه فیزیکی و از طریق تغییر در سرمایه انسانی و بهره‌وری نیروی کار تأثیر می‌گذارد. این تأثیر از دو طریق حاصل می‌شود: ۱- افراد تحصیل کرده (سرمایه انسانی) دارای دانش و مهارت بیشتری هستند، لذا قادر به اختراع و نوآوری بیشتری نیز می‌باشند و این امر باعث بالا رفتن بهره‌وری آنان می‌شود (انگلندر و گورنی، ۱۹۹۴، ص ۶۰) زیرا افزایش بهره‌وری نیروی کار نیازمند پیشرفت در دانش فنی و علمی است (کالابرس و همکاران، ۲۰۰۲، ص ۲۱۰)؛ ۲- افراد تحصیل کرده به دلیل داشتن دانش و مهارت بیشتر، دستمزد بالاتری خواهند داشت، لذا انگیزه بیشتری برای کار داشته و بهره‌وریشان نیز بالاتر است (انگلندر و گورنی، ۱۹۹۴، ص ۵۷).

از طرف دیگر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید نتیجه رشد عمقی سرمایه و افزایش سرمایه انسانی است. زیرا شدت سرمایه معرف تغییرات فنی در اقتصاد است؛ و تغییرات فنی نیز رابطه بسیار نزدیکی با بهره‌وری دارد. با افزایش سرمایه فیزیکی و به کار بردن تکنولوژی‌های بالاتر، سرمایه انسانی نیز در اقتصاد به تدریج افزایش می‌یابد و از این طریق باعث بالا رفتن بهره‌وری نیروی کار می‌شود. افزایش بهره‌وری نیروی کار نیز افزایش عمقی سرمایه را به دنبال خواهد داشت و بهره‌وری کل عوامل تولید نیز که کارآیی همه نهاده‌ها از جمله سرمایه را شامل می‌شود در نتیجه افزایش عمقی سرمایه افزایش می‌یابد (کهلی^۶،

^۴ - Englander & Gurney(1994)

^۵ - Calabrese and et al.(2002)

^۶ -Kohli

۲۰۰۴، ۳)، (هالتین^۷، ۲۰۰۰، ۲). همچنین افزایش بهره‌وری نیروی کار می‌تواند افزایش سرمایه انسانی را در پی داشته باشد و از این راه موجب افزایش بهره‌وری کل عوامل تولید گردد (پیو^۸، ۲۰۰۶، ۵۶).

از موارد ذکر شده در بالا می‌توان بدین نتیجه رسید که سرمایه انسانی و افزایش عمقی سرمایه عوامل موثری هستند که از طریق آنها بهره‌وری نیروی کار و بهره‌وری کل عوامل تولید بر همدیگر اثر گذاشته و باعث تغییر در یکدیگر می‌شوند. لذا از این طریق ارتباط بهره‌وری نیروی کار و بهره‌وری کل عوامل تولید اثبات می‌شود.

حال به برخی از مطالعات انجام شده در این زمینه اشاره می‌شود:

استال و بروگارد^۹ (۲۰۱۱) در مقاله "پیشرفت بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کارخانه‌ای دنیش"^{۱۰} با استفاده از داده‌های سطح بنگاهی پیشرفت بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کارخانه‌ای دنیش را بین سال‌های ۲۰۰۴-۱۹۹۷ بررسی کرده‌اند. نتایج تحقیقات آنها نشان می‌دهد که پیشرفت بهره‌وری کل عوامل تولید در ۶ صنعت کارخانه‌ای دنیش کاهش یافته است و علت این کاهش ناشی از کاهش پیشرفت بهره‌وری نیروی کار و ارتباط ضعیف و بی‌معنی ساختار سرمایه با بهره‌وری کل عوامل تولید در دوره مورد بررسی می‌باشد.

اکونومی^{۱۱} (۲۰۱۰) در مقاله "چارچوبی ارائه می‌دهد و نشان می‌دهد که بهره‌وری نیروی کار موجب رشد بهره‌وری کل عوامل تولید، افزایش کیفیت نیروی کار و عمق سرمایه می‌شود. به عبارت دیگر، با فرض ثابت نگه داشتن سطح سرمایه و کیفیت نیروی کار، از طریق افزایش سطح بهره‌وری، کل عوامل تولید رشد اقتصادی را می‌توان افزایش داد.

ماهادوان و سوردی^{۱۲} (۲۰۱۰) در مقاله "اثرات پویایی‌های نامطمئن روی صادرات، واردات و رشد بهره‌وری" رابطه رشد بهره‌وری تجاری را با ترکیب نوساناتش و با استفاده از مدل VECM-GARCH در سنگاپور بررسی کرده‌اند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که در صورت کنترل نااطمینانی‌ها نیز واردات عامل تأثیرگذاری بر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید و بهره‌وری نیروی کار می‌باشد. اختلاف نتایج آزمون علیت برای رشد بهره‌وری کل عوامل تولید، بهره‌وری نیروی کار و تجارت با در نظر گرفتن نااطمینانی‌ها و بدون در نظر گرفتن

⁷- Hulten

⁸- Pyo

⁹- Staal & Brogaard

¹⁰- Danish

¹¹- Dansk Økonomi

¹²- Mahadevan & Suardi

آن حاکی از اهمیت یکی شدن نااطمینانی در ایجاد استنباط قوی درباره ارتباط علی بین آنها می‌باشد.

کت و همکاران^{۱۳} (۲۰۰۹) در مقاله‌ای تحت عنوان "سطوح و رشد بهره‌وری در کشورهای فرانسه، ژاپن، انگلیس و ایالات متحده در قرن ۲۱" بهره‌وری کار و بهره‌وری کل عوامل تولید را در کشورهای فرانسه، ژاپن، انگلیس و ایالات متحده در دو دوره بلندمدت (از سال ۱۸۹۰) و میان (از سال ۱۹۸۰) مقایسه کرده‌اند. و نتایج زیر حاصل شده است:

۱- هر چهار کشور در دوره‌های مورد مطالعه رشد بهره‌وری و رشد اقتصادی بالایی داشته‌اند.

۲- در کشور فرانسه، انگلیس و ایالات متحده، بهره‌وری کل عوامل تولید در افزایش بهره‌وری نیروی کار نسبت به افزایش عمقی سرمایه نقش بیشتری داشته است، ولی در ژاپن این چنین نبوده است.

۳- در مقایسه کشورها با هم سطوح بهره‌وری نیروی کار با سطوح بهره‌وری کل عوامل تولید هماهنگ و هم سو نبوده‌اند.

کرار^{۱۴} (۲۰۰۹) در مقاله‌ای تحت عنوان "ترتیب علی بین تورم و بهره‌وری نیروی کار و سرمایه" در دوره زمانی ۲۰۰۷-۱۹۶۰ رابطه علی بین تورم و بهره‌وری نیروی کار و سرمایه را با استفاده از روش VAR در پاکستان بررسی کرده است. نتایج حاکی از آن است که رابطه علی یک‌سویه از تورم به بهره‌وری نیروی کار از طریق نسبت سرمایه به نیروی کار وجود دارد. همچنین رابطه علی دوسویه بین تورم به بهره‌وری سرمایه از طریق نسبت سرمایه به نیروی کار وجود دارد. همچنین حدود ۱۵ ماه طول می‌کشد تا تورم بر بهره‌وری نیروی کار و سرمایه اثر بگذارد.

لیاو و لیو^{۱۵} (۲۰۰۷) در مقاله "پیوند رشد صادرات و بهره‌وری کل عوامل تولید در اقتصاد کشورهای آسیای شرقی" با استفاده از آزمون رویکرد کرانه‌ها و آزمون والد رابطه بین تجارت و بهره‌وری را در کشورهای آسیای شرقی می‌سنجد. نتایج آزمون حاکی از وجود رابطه دوسویه بین این دو متغیر در کشورهای کره، سنگاپور و تایوان و وجود رابطه یک‌سویه از سمت بهره‌وری کل عوامل تولید به صادرات در کشورهای چین، هنگ‌کنگ،

¹³- Cette and et al.(2009)

¹⁴- Karrar

¹⁵- Liao & Liu

اندونزی، مالزی و فیلیپین می‌باشد.

پیو و همکاران (۲۰۰۶) در مقاله "تخمین بهره‌وری نیروی کار و بهره‌وری کل عوامل تولید ۷۲ صنعت در کره (۲۰۰۳-۱۹۷۰)" علاوه بر اینکه بهره‌وری نیروی کار و بهره‌وری کل عوامل تولید ۷۲ صنعت در کشور کره را طی دوره ۱۹۷۰-۲۰۰۳ بررسی کرده‌اند، ارتباط بین بهره‌وری نیروی کار و بهره‌وری کل عوامل تولید را نیز تخمین زده‌اند و بدین نتیجه رسیده‌اند که رشد بهره‌وری کل عوامل تولید به‌طور مثبت متأثر از بهره‌وری نیروی کار می‌باشد.

قمز- سالوادور و همکاران (۲۰۰۶) در مقاله "توسعه بهره‌وری نیروی کار در اتحادیه اروپا" اثر برخی از عوامل مؤثر در توسعه بهره‌وری نیروی کار، در کشورهای اتحادیه اروپا را طی سال‌های ۱۹۹۰-۲۰۰۵ سنجیده‌اند. همچنین در این دوره بهره‌وری نیروی کار در اتحادیه اروپا را با بهره‌وری نیروی کار در آمریکا مقایسه کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهند که بهره‌وری نیروی کار در اتحادیه اروپا طی دوره مورد مطالعه کاهش یافته و نیز از بهره‌وری نیروی کار در آمریکا پایین‌تر می‌باشد؛ آنها علت کاهش رشد بهره‌وری نیروی کار را ناشی از کاهش رشد بهره‌وری کل عوامل تولید و کاهش رشد افزایش عمقی سرمایه در دوره مورد مطالعه می‌دانند.

هندرسون و دیگران^{۱۶} (۲۰۰۵) در مقاله‌ای تحت عنوان "سرمایه انسانی و همگرایی: دیدگاه مرز تولید" با استفاده از تحلیل پوشش داده به مطالعه منابع رشد اقتصادی چین بین سال‌های ۱۹۷۸-۲۰۰۰ پرداخته است. آنها بدین نتیجه رسیده‌اند که افزایش ناگهانی بهره‌وری نیروی کار چین به دلیل تغییرات تکنولوژیکی به میزان ۵.۵٪ و پیشرفت کارآیی به میزان ۱۹.۷٪، به اضافه افزایش در انباشت سرمایه فیزیکی می‌باشد.

کهلی (۲۰۰۴) در مقاله‌ای تحت عنوان "بهره‌وری نیروی کار در مقابل بهره‌وری کل عوامل تولید" رابطه بین بهره‌وری نیروی کار و بهره‌وری کل عوامل تولید را آزمون کرده و نشان داده است که بهره‌وری کل عوامل تولید مولفه اصلی تأثیرگذار بر بهره‌وری نیروی کار است. بهره‌وری نیروی کار هم چنین از شدت سرمایه، و در اقتصادهای باز از تجارت و نرخ واقعی ارز نیز تأثیرپذیر است. بررسی کامل بهره‌وری در سوئیس برای دوره ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۲ با استفاده از تابع تولید نشان می‌دهد که عمق سرمایه نقش بیشتری در توصیف رشد بهره‌وری نیروی کار در این کشور داشته است.

16- Henderson et al

کالابرس و همکاران (۲۰۰۲) در مقاله‌ای تحت عنوان "تغییر بهره‌وری در صنایع مخابراتی ۱۳ کشور عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه"^{۱۷} "وجود همگرایی بین بهره‌وری نیروی کار و بهره‌وری کل عوامل تولید را برای ۱۳ کشور عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه طی سال‌های ۱۹۷۹-۱۹۹۸ با استفاده از روش سری زمانی-مقطعی سنجیده‌اند. نتایج تحقیق نشان می‌دهند که همگرایی زیادی بین بهره‌وری نیروی کار و بهره‌وری کل عوامل تولید در این صنایع وجود ندارد و افزایش بهره‌وری این صنایع تأثیر کمی بر رشد اقتصادی دارد.

ازان^{۱۸} (۲۰۰۱) در مقاله‌ای تحت عنوان "عوامل موثر بر بهره‌وری کل عوامل تولید" با استفاده از داده‌های سری زمانی و هم‌چنین داده‌های مقطعی عوامل موثر روی بهره‌وری کل عوامل تولید را در ۴ کشور مالزی، سنگاپور، کره جنوبی و تایلند بررسی کرده است. نتایج آزمون با داده‌های سری زمانی نشان می‌دهد که رابطه علی بین بهره‌وری کل عوامل تولید و درجه بازبودن اقتصاد، سرمایه انسانی و مخارج دولت وجود دارد. همچنین نتایج آزمون با داده‌های مقطعی نشان می‌دهد که با اثرات ثابت کشورها، رابطه بلندمدت بین بهره‌وری کل عوامل تولید و عوامل موثر بر آن وجود دارد.

برنارد و جونز (۱۹۹۶) در مقاله‌ای تحت عنوان "همگرایی و میزان بهره‌وری در صنایع و کشورهای مختلف" برای ۱۴ کشور عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه، طی سال‌های ۱۹۸۶-۱۹۷۰، نقش بخش‌های مختلف را در همگرایی کل سنجیده‌اند؛ و نتیجه گرفته‌اند که در صنایع کارخانه‌ای همگرایی بهره‌وری نیروی کار با بهره‌وری کل عوامل تولید کم می‌باشد و در بخش خدمات زیاد است.

امینی و حجازی آزاد (۱۳۸۷) در مقاله‌ای تحت عنوان "تحلیل نقش سرمایه انسانی و تحقیق و توسعه در ارتقای بهره‌وری کل عوامل در اقتصاد ایران" عوامل موثر بر بهره‌وری کل عوامل در اقتصاد ایران را با تأکید بر سرمایه انسانی، سرمایه تحقیق و توسعه دولتی، نسبت تولید بالفعل به بالقوه، به عنوان شاخص میزان استفاده از ظرفیت‌ها مورد بررسی قرار داده است. نتایج برآوردالگو با استفاده از داده‌های آماری سری زمانی سال‌های ۱۳۸۳-۱۳۴۷ به روش مدل خود رگرسیون با وقفه‌های گسترده (ARDL) نشان می‌دهد در بلندمدت سرمایه انسانی، تحقیق، توسعه و نرخ بهره‌برداری از ظرفیت اثرات مثبت و معنی‌داری بر

¹⁷- Organization of Economic Cooperation and development(OECD)

¹⁸- Ozanne

بهره‌وری داشته است.

زراء و قنادی (۱۳۸۴)، در مقاله‌ای تحت عنوان « تخمین تابع بهره‌وری نیروی کار در بخش صنایع استان خوزستان» با استفاده از مدل کاب- داگلاس تعمیم یافته، تابع بهره‌وری نیروی کار در صنایع استان خوزستان را بین سال‌های ۱۳۸۰-۱۳۵۰ بررسی کرده‌اند و از متغیرهای مستقلی چون شدت سرمایه، شکاف بین تولید بالقوه و بالفعل، هزینه‌های تحقیق و توسعه استفاده کرده‌اند. نتایج حاکی از وجود رابطه مستقیم بهره‌وری نیروی کار با شدت سرمایه و هزینه‌های تحقیق، توسعه و رابطه معکوس با تولید بالقوه است.

کریمی و پیراسته (۱۳۸۳)، در مقاله « ارزیابی و تحلیل تأثیرات متقابل بهره‌وری نیروی- انسانی، هزینه‌های تولید و صادرات کالاهای صنعتی در ایران» میزان تأثیرپذیری هزینه‌های تولید و صادرات کالاهای صنعتی را از بهره‌وری نیروی انسانی در بخش صنعت کشور بین سال‌های ۱۳۷۸ - ۱۳۷۳ با استفاده از سیستم معادلات هم زمان تعیین کرده‌اند. نتایج حاصل از تخمین سیستم به روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای تکراری (I2SLS) حاکی از آن است که آموزش و مهارت نیروی انسانی و شدت صادرات و شدت سرمایه تأثیر مثبت و معنی داری بر افزایش بهره‌وری نیروی کار طی دوره مورد مطالعه داشته است.

توکلی (۱۳۷۴)، در مطالعه‌ای تحت عنوان « بررسی نقش تحصیلات بر بهره‌وری نیروی- کار در صنایع ایران» به بررسی نقش تحصیلات عالی بر بهره‌وری نیروی انسانی در صنایع نه‌گانه (طبقه‌بندی ISIC) با استفاده از روش گرنجر پرداخته است و به کمک مدل‌های اقتصادسنجی نشان داده است که رابطه‌ی علیت از سمت تحصیلات عالی بر بهره‌وری نیروی کار به شکل یک‌سویه است. بنابراین در مقاطع تحصیلات عالی، نیروی کار از میزان تحصیلات تأثیرپذیر است و از این طریق می‌توان با گسترش این دوره‌ها بر بهره‌وری نهایی و متوسط نیروی کار تأثیر مشهودی گذاشت.

۳- تصریح مدل

در این مقاله رابطه بین بهره‌وری کل عوامل تولید و بهره‌وری نیروی کار در اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۴۹ مورد مطالعه قرار گرفته است و برای تخمین اثر بهره‌وری کل عوامل تولید و بهره‌وری نیروی کار از مدل پیو (۲۰۰۶) استفاده شده است که به صورت زیر می‌باشد:

$$\log (TFP_t) = + \log (LP_t) + \quad (6)$$

که در آن TFP بهره‌وری کل عوامل تولید، LP بهره‌وری نیروی کار، جمله خطای تصادفی و log لگاریتم طبیعی را نشان می‌دهد.

در مدل تحقیق حاضر بهره‌وری نیروی کار به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶ است که از نسبت تولید ناخالص داخلی (GDP) به جمعیت شاغل بدست می‌آید. بهره‌وری کل عوامل تولید نیز به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶ می‌باشد و آمار آن به همراه آمار جمعیت شاغل از دفتر اقتصاد کلان سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی (سابق) گرفته شده است.

با توجه به مبانی نظری تحقیق، سرمایه انسانی و افزایش عمقی سرمایه، عوامل موثر بر بهره‌وری نیروی کار و بهره‌وری کل عوامل تولید می‌باشند؛ ولی به دلیل عدم معنی‌داری به مدل اضافه نشدند.

برای بررسی رابطه بلندمدت بین بهره‌وری کل عوامل تولید و بهره‌وری نیروی کار و اثرات متقابل آن‌ها از آزمون رویکرد کرانه‌ها^{۱۹} (یا الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده) که توسط پسران و همکاران (۱۹۹۹)^{۲۰} ارائه شده، استفاده شده است. این روش نسبت به سایر روش‌ها دارای سه مزیت است. (۱) روش آزمون کرانه‌ها روشی ساده است. زیرا برخلاف تکنیک‌های همگرایی چند متغیری مثل تکنیک جوهانسون و جوسیلیوس (۱۹۹۰)^{۲۱} ارتباط همگرایی بین متغیرها را با روش حداقل مربعات معمولی^{۲۲} تخمین می‌زند، (۲) روش آزمون کرانه‌ها برخلاف سایر تکنیک‌ها مثل تکنیک جوهانسون نیازی به آزمون قبل از تحلیل درجه انباشتگی متغیرها ندارد؛ ولی متغیرها باید انباشته از مرتبه صفر یا یک باشند، (۳) این آزمون برای نمونه‌ها با داده‌های متناهی و کوچک مثل مطالعه حاضر مناسب و کارا است.

برای آشنایی بیشتر با فرآیند آزمون همگرایی در این روش الگوی VAR(p) زیر را در نظر بگیرید:

$$Z_t = c + bT + \sum_{i=1}^p \Phi_i Z_{t-i} + v_t \quad (7)$$

در رابطه فوق Z_t نشانگر بردار مشتمل بر متغیرهای مورد نظر که همگی انباشته از درجه صفر یا یک هستند، T روند زمانی، b و c بردارهایی شامل پارامترهای الگو، Φ_i ماتریس ضرایب و ε_t جزء خطا است.

¹⁹- Bounds Tests
²⁰- pesaran & shin & smith(1999)
²¹- Johansen and Juselius(1990)
²²- Ordinary Least Square(OLS)

با کمی تغییر، الگوی فوق را می‌توان به صورت معادله تصحیح خطای^{۳۳} زیر نوشت:

$$\Delta Z_t = c + bT + \Pi z_{t-1} \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Z_{t-i} + v_t \quad (۸)$$

$$\Pi = -(I_{k+1} - \sum_{i=1}^p \Phi_i)$$

$$\Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p \Phi_j \quad i = 1, \dots, p-1$$

در روابط فوق Π و Γ دو ماتریس $(k+1) \times (k+1)$ از ضرایب بلندمدت و ضرایب پویای کوتاه مدت هستند. فرض کنیم که بردار Z_t تنها شامل دو متغیر x و y باشد، در این حالت ماتریس‌های Γ, Π و همچنین بردارهای b و c به صورت زیر خواهند بود.

$$\Pi = \begin{bmatrix} f_{11} & f_{12} \\ f_{21} & f_{22} \end{bmatrix} \quad \text{و} \quad b = \begin{bmatrix} b_1 \\ b_2 \end{bmatrix} \quad c = \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \end{bmatrix} \quad \Gamma_i = \begin{bmatrix} x_{11,i} & x_{12,i} \\ x_{21,i} & x_{22,i} \end{bmatrix}$$

الگوی تصحیح خطا را برای دو متغیر x و y می‌توان به شکل زیر نوشت:

$$\Delta y_t = c_1 + b_1 T + f_{11} y_{t-1} + f_{12} x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_{11,i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{p-1} \Gamma_{12,i} \Delta x_{t-i} + v_{1t} \quad (۹)$$

$$\Delta x_t = c_2 + b_2 T + f_{21} y_{t-1} + f_{22} x_{t-1} + \sum_{i=0}^{p-1} \Gamma_{21,i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_{22,i} \Delta x_{t-i} + v_{2t} \quad (۱۰)$$

قدم اول در روش آزمون کرانه‌ها تخمین معادلات (۹) و (۱۰) با روش حداقل مربعات معمولی برای آزمون وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها و به کار بردن آزمون F برای معنی‌داری هم‌زمان ضرایب با وقفه متغیرها می‌باشد.

برای آزمون فرضیه ی وجود رابطه بلندمدت از x به y داریم:

$$\begin{cases} H_0 : \pi_{11} = \pi_{12} = 0 \\ H_1 : \pi_{11} \neq \pi_{12} \neq 0 \end{cases}$$

و برای آزمون وجود رابطه بلندمدت از y به x داریم:

$$\begin{cases} H_0 : \pi_{21} = \pi_{22} = 0 \\ H_1 : \pi_{21} \neq \pi_{22} \neq 0 \end{cases}$$

براساس روش پسران و همکاران (۱۹۹۹) اگر در معادله (۹) ضرایب π_{11} و π_{12} به طور هم زمان مخالف صفر شوند، می توان نتیجه گرفت که در بلندمدت x بر y تأثیر گذار است و مقدار این اثر به صورت زیر قابل محاسبه است:

$$y_t = -\frac{c_1}{f_{11}} - \frac{b_1}{f_{11}} - \frac{f_{12}}{f_{11}} x_t$$

بنابراین برای بررسی عدم وجود رابطه بلندمدت از x به y آزمون فرضیه $\pi_{11} = \pi_{12} = 0$ کافی است. در صورتی که این فرضیه رد شود، می توان نتیجه گرفت که در بلندمدت x بر y تأثیر گذار است. بر همین اساس، اگر در معادله (۱۰) ضرایب π_{21} و π_{22} هم زمان مخالف صفر شوند، می توان نتیجه گرفت که در بلندمدت y متقابلاً بر x تأثیر می گذارد و به اصطلاح x برونزای قوی است و مقدار این اثر به صورت زیر قابل محاسبه است:

$$x_t = -\frac{c_2}{f_{22}} - \frac{b_2}{f_{22}} - \frac{f_{21}}{f_{22}} y_t$$

ولی اگر y متقابلاً بر x تأثیر نگذارد، نتیجه می گیریم که x برونزای ضعیف است. در این روش دو مجموعه از مقادیر بحرانی برای آماره F توسط پسران و همکاران (۱۹۹۹) گزارش شده است. این دو مجموعه به ترتیب با فرض این که همه متغیرهای دخیل در الگو دارای درجه انباشتگی از صفر و یا یک هستند، برای سطوح اطمینان مختلف محاسبه شده اند. اگر آماره F محاسباتی خارج از محدوده مقادیر بحرانی قرار گیرد، بدون دانستن اینکه متغیرهای مورد مطالعه دارای درجه انباشتگی صفر یا یک هستند قادر به قضاوت خواهیم بود. اگر آماره F محاسباتی بین مقادیر بحرانی بالا و پایین قرار گیرد، نیاز است تا درجه انباشتگی متغیرهای مورد مطالعه تعیین شود تا بتوان در مورد ارتباط بلندمدت متغیرها اظهار نظر کرد. در صورتی که آماره F محاسبه شده به زیر مقدار

بحرانی پایین $I(0)$ سقوط کند، فرضیه صفر عدم وجود هم انباشتگی پذیرفته شده و هیچ رابطه بلندمدتی بین متغیرهای تحت بررسی وجود نخواهد داشت.

از مدل‌های تصحیح خطای ارائه شده در معادلات (۹) و (۱۰) می‌توان کشش‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت متغیرها را نیز بدست آورد. کشش بلندمدت در مدل‌های تصحیح خطا، عبارت است از: منفی نسبت ضریب تخمین زده شده یک متغیر توضیحی با تأخیر به ضریب تخمین زده شده یک متغیر وابسته تأخیری؛ که برای معادله (۹) برابر $(\frac{f_{12}}{f_{11}}) -$ و برای معادله (۱۰) برابر $(\frac{f_{21}}{f_{22}}) -$ می‌باشد. کشش کوتاه‌مدت نیز، ضریب تخمین زده شده متغیر تفاضلی مرتبه اول در مدل‌های تصحیح خطا را شامل می‌شود.

۴- یافته‌های تحقیق

قبل از تخمین الگو باید از عدم وجود متغیرهایی با درجه انباشتگی ۲ و بالاتر مطمئن شویم، زیرا وجود متغیرهایی با درجه انباشتگی ۲ و بالاتر باعث می‌شوند که آماره F محاسباتی ارزش چندانی نداشته باشد (پسران و همکاران، ۲۰۰۱). بدین منظور در جدول (۱) آزمون پایایی متغیرها به روش تعمیم یافته دیکی-فولر^{۲۴} (ADF) آورده شده است.

جدول ۱: خلاصه نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم یافته

نتیجه	مقدار بحرانی مکینون	ADF محاسبه شده	وقفه	عرض از مبدأ	متغیر	
پایا	* -۲/۶۱۱۵۳۱	-۲/۶۶۹۰۷۸	۱	c	LLP	LEVEL
ناپایا	** -۲/۶۳۰۷۶۲	۰/۱۴۴۷۶۴	۱	—	LTFP	
پایا	** -۲/۶۳۲۶۸۸	-۳/۶۴۹۹۵	۱	—	DLTFP	1 st difference

* مقدار بحرانی در سطح ۱۰٪ ** مقدار بحرانی در سطح ۵٪

نتایج آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته نشان می‌دهد که متغیر بهره‌وری نیروی کار انباشته از درجه صفر و متغیر بهره‌وری کل عوامل تولید انباشته از درجه یک است. براساس معادلات (۹) و (۱۰) الگوهای تصحیح خطای متغیرهای بهره‌وری کل عوامل تولید و بهره‌وری نیروی کار به صورت زیر هستند که برای بررسی رابطه بین این دو متغیر مورد استفاده قرار می‌گیرند:

²⁴- Augmented Dickey-Fuller

$$\Delta LLP_t = r_0 + T + r_1 LLP_{t-1} + r_2 LTFP_{t-1} + \sum_{i=1}^p x_i \Delta LLP_{t-i} + \sum_{i=0}^p u_i \Delta LTFP_{t-i} \quad (11)$$

$$\Delta LTFP_t = s_0 + T + s_1 LLP_{t-1} + s_2 LTFP_{t-1} + \sum_{i=0}^p \beta_i \Delta LLP_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta LTFP_{t-i} \quad (12)$$

در قدم اول آزمون کرانه‌ها، وجود روابط بلندمدت در معادلات (۱۱) و (۱۲) را می-سنجیم. نتیجه آزمون فرضیه‌ی عدم وجود رابطه بلندمدت در معادله (۱۱)، $[\alpha = \beta = 0]$ با طول وقفه ۱ و ۲ و ۳ در جدول (۲) آمده است.

جدول ۲: نتیجه آزمون فرضیه $\alpha = \beta = 0$ برای $p=1, 2, 3$ زمانی که LLP متغیر وابسته است

طول وقفه	معیار شوارز-بیزین	معیار آکایک
$p=1$	* ۴۷/۸۹۵	* ۵۱/۱۱۶۹
$p=2$	۴۶/۲۵۵۷	۵۱/۰۸۸۵
$p=3$	۴۴/۱۵۳۸	۵۰/۵۹۷۵

همان طور که مشاهده می‌شود براساس معیار شوارز-بیزین^{۲۵} و آکایک^{۲۶} وقفه ۱ مناسب‌تر است. بنابراین مقدار آماره F مربوط به این وقفه را که برابر (۰.۰۰۰) $12/9418$ است با مقادیر کرانه‌ای مقایسه می‌کنیم. آماره F محاسباتی در سطح اطمینان ۹۹ درصد (جدول مقادیر بحرانی پسران و همکاران، ۱۹۹۹) از کرانه بالا (۹/۷۸۶) بزرگتر است. بنابراین فرضیه صفر رد شده و وجود رابطه بلندمدت از بهره‌وری کل عوامل تولید به بهره‌وری نیروی کار تأیید می‌شود.

بررسی وجود رابطه بلندمدت از بهره‌وری نیروی کار به بهره‌وری کل عوامل تولید با استفاده از معادله (۱۲) با آزمون فرضیه $\alpha = \beta = 0$ قابل انجام است. نتیجه این آزمون برای تعداد وقفه ۱، ۲ و ۳ در جدول (۳) آمده است.

جدول ۳: نتیجه آزمون فرضیه $\alpha = \beta = 0$ برای $p=1, 2, 3$ زمانی که $LTFP$ متغیر وابسته است

طول وقفه	معیار شوارز-بیزین	معیار آکایک
$p=1$	* ۴۸/۲۴۷۳	* ۵۱/۵۶۹۱
$p=2$	۴۶/۷۰۵۹	۵۱/۵۳۸۷
$p=3$	۴۴/۷۰۳۸	۵۱/۱۴۷۴

²⁵- Schwarz Bayesian Criterion

²⁶- Akaike Bayesian Criterion

بر اساس معیار شوارز- بیزین و آکاییک وقفه بهینه است و مقدار آماره F در این وقفه برابر (0.000) $14/4297$ می باشد که از مقدار بحرانی کرانه بالا $(9/786)$ در سطح اطمینان 99 درصد بزرگتر است. لذا فرضیه صفر رد شده و وجود رابطه بلندمدت از بهره وری نیروی کار به بهره وری کل عوامل تولید تأیید می شود.

با توجه به نتایج فوق می توان نتیجه گرفت که در اقتصاد ایران بهره وری نیروی کار و بهره وری کل عوامل تولید اثرات متقابل و معنی داری بر یکدیگر داشته و از عوامل مهم مؤثر بر یکدیگر محسوب می شوند.

قدم دوم ارائه مدل بلندمدت برای معادلات (۱۱) و (۱۲) با استفاده از الگوی خودتوضیح با وقفه های توزیعی است و معادلات زیر را تخمین می زند:

$$LLP_t = r_0 + T + \sum_{i=1}^p r_1 LLP_{t-i} + \sum_{i=0}^p r_2 LTFP_{t-i} \quad (13)$$

$$LTFP_t = s_0 + T + \sum_{i=1}^p s_1 LTFP_{t-i} + \sum_{i=0}^p s_2 LLP_{t-i} \quad (14)$$

بر اساس معادله (۱۳) تخمین صورت گرفته به صورت جدول (۴) می باشد.

جدول ۴: نتایج بدست آمده از برآورد الگوی بلندمدت معادله (۱۳): $LLP(ARDL(1,1))$ متغیر وابسته

متغیر	ضرایب	انحراف معیار	(احتمال) آماره t
LTFP	۲/۲۴۲۶	۰/۴۳۸۴۶	۵/۱۱۴۸ (۰.۰۰۰)
C	۲/۸۵۵۸	۱/۳۵۲۹	۲/۱۱۰۹ (۰.۰۴۳)
T	۰/۰۰۵۴۲۱۹	۰/۰۰۱۵۷۸	۳/۴۳۵۹ (۰.۰۰۲)

همان طوری که مشاهده می شود اثر بهره وری کل عوامل تولید بر بهره وری نیروی کار مثبت و معنادار است و مقدار آن بسیار قابل توجه است. به گونه ای که یک درصد افزایش در بهره وری کل عوامل تولید باعث افزایش ۲/۲۴ درصدی بهره وری نیروی کار می شود. ضریب متغیر LTFP بیانگر کشش بلندمدت بهره وری کل عوامل تولید به بهره وری نیروی کار می باشد و برابر ۲/۲۴ تخمین زده شده است. قدم سوم و آخر، بدست آوردن پارامترهای پویای کوتاه مدت با تخمین الگوی تصحیح خطایی است که با الگوی بلندمدت در ارتباط است. نتایج تخمین الگوی تصحیح خطا برای رابطه بلندمدت فوق در جدول (۵) نشان داده شده است.

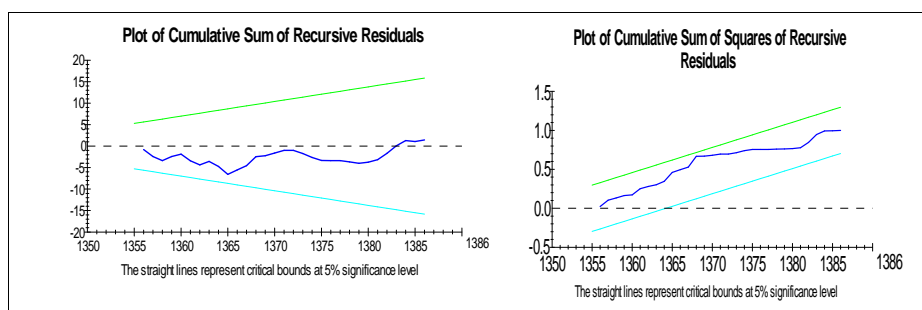
جدول ۵: نتایج حاصل از برآورد الگوی تصحیح خطا LLP متغیر وابسته

متغیر	ضرایب	انحراف معیار	(احتمال) آماره t
dLTFP	۱/۰۴۵	۰/۰۲۵۵۴۷	۴۰/۹۰۵۴ (۰.۰۰۰)
dC	۰/۲۴۰۳۲	۰/۰۴۶۵۷۴	۵/۱۶ (۰.۰۰۰)
dT	۰/۴۵۶۳E-3	۰/۱۶۸۷E-3	۲/۷۰۵۱ (۰.۰۱۱)
Ecm(-1)	-۰/۰۸۴۱۵۱	۰/۰۲۵۶۶۴	-۳/۲۷۹ (۰.۰۰۲)
$R^2=۰/۹۸۹۱۱$	$R^2=۰/۹۸۷۷۵$	$F(۳,۳۳)=۹۶۸/۷۱۹۵ (۰.۰۰۰)$	$DW=۱/۹۳۷۵$

ملاحظه می گردد که ضریب تصحیح خطای مدل کوچکتر از یک و از نظر آماری معنی دار می باشد. منفی بودن آن حاکی از این است که هر عدم تعادلی در الگو در بلندمدت به سمت تعادل حرکت می کند. ضریب تصحیح خطای مدل که برابر $-۰/۰۸۴۱۵۱$ می باشد، نشان می دهد که در هر دوره حدود ۸٪ از عدم تعادل های بهره وری نیروی کار برطرف می شود؛ لذا حدود ۱۲/۵ دوره لازم است تا خطای تعادل کوتاه مدت تصحیح گردد و مدل به تعادل بلندمدت بازگردد.

مقدار آماره دورین- واتسون برابر $1/9375$ است و حاکی از عدم وجود خودهمبستگی سریالی در بین اجزای مدل می باشد. ضریب متغیر dTFP بیانگر کشش کوتاه مدت بهره‌وری کل عوامل تولید به بهره‌وری نیروی کار می باشد و برابر $1/05$ تخمین زده شده است. آزمون‌های ثبات پسماند تجمعی^{۲۷} و مجذور پسماند تجمعی^{۲۸} که منعکس کننده ثبات در ضرایب تخمینی در طول دوره مورد بررسی هستند در نمودار(۱) و جداول(۶) و(۷) نشان داده شده‌اند.

نمودار ۱: آزمون‌های ثبات پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی (LLP متغیر وابسته)



نمودار (۱) و همچنین جداول(۶) و(۷) نشان می دهند که نمودار پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی در بین کرانه‌های بالا و پایین قرار گرفته‌اند، لذا فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود شکست ساختاری پذیرفته می شود و وجود ثبات ساختاری تأیید می شود. بر اساس معادله(۱۴) تخمین صورت گرفته به صورت جدول(۸) می باشد.

²⁷- Cumulative Sum of Residuals(CUSUM)

²⁸- Cumulative Sum of Squared Residuals(CUSUMSQ)

جدول ۸: نتایج بدست آمده از برآورد الگوی بلندمدت معادله (۱۴): $ARDL(1,1)$ متغیر $LTFP$ وابسته

متغیر	ضرایب	انحراف معیار	t(احتمال) آماره
LLP	۰/۴۰۱۰۸	۰/۰۹۷۵۹	۴/۱۰۹۹ (۰.۰۰۰)
C	-۱/۴۵۶۳	۰/۳۹۷۵۳	-۳/۶۶۳۳ (۰.۰۰۱)
T	-۰/۰۰۲۲۷۱۹	۰/۷۵۱۴E-3	-۳/۰۲۳۶ (۰.۰۰۵)

همان طوری که مشاهده می شود اثر بهره وری نیروی کار بر بهره وری کل عوامل تولید مثبت و معنادار است. به گونه ای که یک درصد افزایش در بهره وری نیروی کار باعث افزایش ۰/۴ درصدی بهره وری کل عوامل تولید می شود. ضریب متغیر LLP بیانگر کشش بلندمدت بهره وری نیروی کار به بهره وری کل عوامل تولید می باشد و برابر ۰/۴ تخمین زده شده است. نتایج تخمین الگوی تصحیح خطا برای رابطه بلندمدت فوق در جدول (۹) نشان داده شده است.

جدول ۹: نتایج حاصل از برآورد الگوی تصحیح خطا $LTFP$ متغیر وابسته

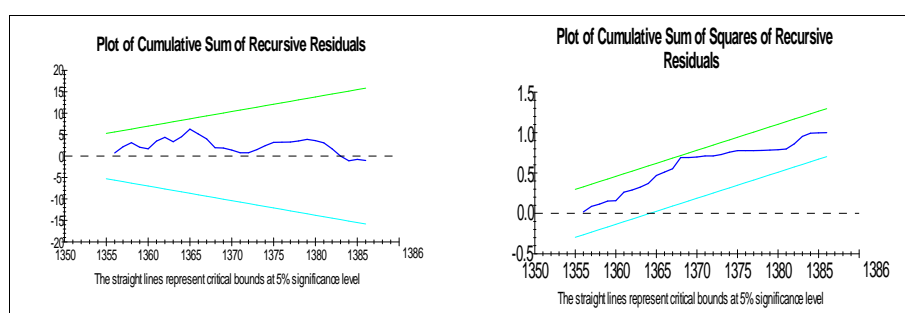
متغیر	ضرایب	انحراف معیار	t(احتمال) آماره
dLLP	۰/۹۳۸۹۷	۰/۰۲۲۹۵۵	۴۰/۹۰۵۴ (۰.۰۰۰)
dC	-۰/۲۴۵۶	۰/۰۴۱۰۵۹	-۵/۹۸۱۵ (۰.۰۰۰)
dT	-۰/۳۸۳۱E-3	۰/۱۶۳۸E-3	-۵/۳۳۹۶ (۰.۰۲۶)
Ecm(-1)	-۰/۱۶۸۶۵	۰/۰۲۵۱۶۹	-۶/۷۰۰۷ (۰.۰۰۰)
$R^2=۰/۹۸۸۶۴$	$R^2=۰/۹۸۷۲۱$	$F(۳,۳۳)=۹۲۷/۹۱۵۵ (۰.۰۰۰)$	DW=۱/۹۸۱۹

ملاحظه می گردد که ضریب تصحیح خطای مدل کوچکتر از یک و از نظر آماری معنی دار می باشد. منفی بودن آن حاکی از این است که هر عدم تعادلی در الگو در بلندمدت به سمت تعادل حرکت می کند. ضریب تصحیح خطای مدل که برابر $-۰/۱۶۸۶۵$ می باشد، نشان می دهد که در هر دوره حدود ۱۷٪ از عدم تعادل های بهره وری کل عوامل تولید برطرف می شود؛ لذا حدود ۶ دوره لازم است تا خطای تعادل کوتاه مدت تصحیح گردد و مدل به تعادل بلندمدت میل می کند. مقدار آماره دوربین- واتسون برابر $۱/۹۸۱۹$ است و حاکی از عدم وجود خودهمبستگی سریالی در بین اجزاء می باشد. ضریب متغیر dLLP

بیانگر کشش کوتاه مدت بهره‌وری نیروی کار به بهره‌وری کل عوامل تولید می‌باشد و برابر ۰/۹۴ تخمین زده شده است.

آزمون‌های ثبات پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی که منعکس کننده ثبات در ضرایب تخمینی در طول دوره مورد بررسی هستند در نمودار (۲) و جداول (۱۰) و (۱۱) آورده شده‌اند.

نمودار ۲: آزمون‌های ثبات پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی (LTFP متغیر وابسته)



نمودار (۲) و همچنین جداول (۱۰) و (۱۱) نشان می‌دهند که نمودار پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی در بین کرانه‌های بالا و پایین قرار گرفته‌اند، لذا فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود شکست ساختاری پذیرفته می‌شود و وجود ثبات ساختاری تأیید می‌شود.

۵- نتیجه‌گیری

بر اساس نظریه‌های اقتصادی و مطالعات انجام گرفته، بهره‌وری کل عوامل تولید و بهره‌وری نیروی کار دارای اثرات متقابل هستند و بررسی تأثیر هر یک از این دو متغیر بر دیگری بدون در نظر گرفتن اثر متقابل آنها از لحاظ اقتصادسنجی چندان معتبر نخواهد بود. لذا هدف این مقاله بررسی رابطه متقابل بهره‌وری کل عوامل تولید با بهره‌وری نیروی کار در اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۴۹ می‌باشد. نتایج آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته نشان می‌دهد که متغیر بهره‌وری نیروی کار انباشته از درجه صفر و متغیر بهره‌وری کل عوامل تولید انباشته از درجه یک است، لذا برای بررسی رابطه بلندمدت بین بهره‌وری کل عوامل تولید و بهره‌وری نیروی کار و همچنین اثر متقابل آنها از الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده و روش آزمون رویکرد کرانه‌ها استفاده شده است و نتایج زیر حاصل شده است. در اقتصاد ایران بهره‌وری نیروی کار و بهره‌وری کل عوامل تولید اثرات متقابل و

معنادار بر یکدیگر داشته و از عوامل مهم مؤثر روی یکدیگر محسوب می‌شوند. اثر بهره‌وری کل عوامل تولید بر بهره‌وری نیروی کار مثبت و معنی‌دار است و کشش بهره‌وری کل عوامل به بهره‌وری نیروی کار در بلندمدت برابر $2/2426$ و در کوتاه‌مدت برابر $1/045$ می‌باشد. اثر بهره‌وری نیروی کار بر بهره‌وری کل عوامل مثبت و معنادار است و کشش بهره‌وری نیروی کار به بهره‌وری کل عوامل تولید در بلندمدت برابر 0.4 و در کوتاه‌مدت برابر $0/94$ می‌باشد.

فهرست منابع:

- Amini, A.R. & Hejazi, A. (2008). Analyze the role of human capital and R&D on TFP growth in Iran, J. Iranion Economic Research, summer, 10(35):1-30
- Bernard, A.B. & C.I., Jones.(1996). Comparing apples to orange: productivity convergence and measurement across industries and countries. Journal of American Economic Review, 86(5):1216-1238
- Calabrese, A., D.Campisi & P.Mancuso. (2002). Productivity change in the telecommunications industries of 13 OECD countries. International Journal of Business and Economics, 1(3):209-223
- Cette, G.,Y .Kocoglu & J.Mairesse. (2009). Productivity growth and levels in France, Japan, the united kingdom and the united states in the twentieth century. Journal of NBER Working Paper series, 15577:1-39
- Dansk Økonomi. (2010). Dansk Økonomi, efterår 2010, kapitel 2: Produktivitetsudviklingen. Copenhagen: De Økonomiske Råd (Danish Economic Councils).
- Englander, A.S. & A.Gurney.(1994). Medium-Term Determinants of OECD Productivity, OECD Economic Studies, 22:49-109
- Gomez-Salvador, R. & A.Musso & M.Stocker. (2006). Labour Productivity Developments in the Euro Area, European Central Bank, Occasional paper series, 53:1-33
- Henderson, D. J., & Robert R. R. (2005). "Human capital and convergence: A production -frontier approach." International Economic Review 46, no. (4): 1167-1205.
- Karimi, F. & Pyrasteh, H. (2004). Analysis of the interaction effects of labor productivity, production costs and export of industrial goods in Iran. J. TAHHIGHAT - E- EGHTEŠADI, summer, (65): 33-75
- Karrar,H. (2009). " Causal Ordering between Inflation and Productivity of Labor and Capital: An Empirical Approach for Pakistan", CID Graduate Student Working Paper Series No(39):1-33
- Kohli, Ulrich.(2004). Labor Productivity vs.Total Factor Productivity, annual Irving Fisher Committee Conference, Bank for International Settlements, Basel, pp.1-21
- Liao, Hailin and Liu, X.(2007). Export-Total Factor Productivity Growth Nexus in East Asian Economies. Journal of Discussion Paper Series, (23):1-31
- Mahadevan, R., & Suardi, S. (2011). The effects of uncertainty dynamics on exports, imports and productivity growth. Journal of Asian Economics, 22 (2): 174-188

- Mehrara, M., & Ahmadzadeh, E. (2009). Investigate the role of TFP on production growth of major economic sectors in Iran. J. Tahghighat -E- Eghtesadi, 44(87):209-232
- Mohammadvand Nahidi, M. R. and Jaber, N. (2010). Surveying the effect of openness, practitioner population, human capital and capital intensity on the labor productivity management in Iran. J. Industrial Management. 5(12):89-106
- Ozanne, A.L. (2001). The determinants of total factor productivity: the high-performing Asian economies revisited, <http://hdl.handle.net/10523/1475>, pp.1-302
- Pesaran, M.H. & Y.Shin & R.J. Smith.(1999). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Long Run Relationships, Cambridge University, PP.1-41
- Pesaran, M.H. & Y.Shin & R.J. Smith.(2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of level Relationships. Journal of Applied Econometrics, 16:289-326
- Pyo, Hak K. & Keun Hee Rhee & Bongchan H. (2006). "Estimates of Labor and Total Factor Productivity by 72 industries in Korea (1970-2003)", Oecd Workshop on Productivity Analysis and Measurement, October. p.1-138
- Sargent, T.C. & Rodriguez, E.R. (2000). Labour or Total Factor Productivity: Do We Need to Choose?, Department of Finance Working Paper 2001-04, Department of Finance, Canada, Vol.1, fall, pp. 1-13
- Sobhani, H& Aziz Mohammadlu, H. (2008). A comparative analysis of TFP in sub sectors of Iran's major industries, J. Tahghighat -E- Eghtesadi, spring:78-119
- Staal, S. & Brogaard, M. (2011). Developments in Total Factor Productivity within the Danish Manufacturing Sector, ASB. Department of Business Studies. pp.1-111
- Tavakoli, A. (1995). Investigate the role of education on labour productivity in Iran industries. Islamic Azad Univ. of Najafabad branch
- Zaranegad, M., & Gannadi, B. (2007). Estimate the labour productivity function in Khoozestan manufacturies. J. Iranion Economic Research. 9(31):127-150

پیوست

جدول ۶: اعداد و ارقام مربوط به آزمون پسماند تجمعی (LLP متغیر وابسته)

سال	۱۳۵۰	۱۳۵۱	۱۳۵۲	۱۳۵۳	۱۳۵۴	۱۳۵۵	۱۳۵۶	۱۳۵۷
مقداربرازش شده	۸۹۳۴۵۶۷	۸۹۳۴۵۶۷	۸۹۳۴۵۶۷	۸۹۳۴۵۶۷	۸۹۳۴۵۶۷	۸۹۳۴۵۶۷	-۰.۸۱۷۴۸	-۲.۴۱
مقدار کرانه بالا	۸۹۳۴۵۶۷	۸۹۳۴۵۶۷	۸۹۳۴۵۶۷	۸۹۳۴۵۶۷	۸۹۳۴۵۶۷	۵.۲۷۸۲۴	۵.۶۱۸۷۷	۵.۹۵۹۳
مقدار کرانه پایین	۸۹۳۴۵۶۷	۸۹۳۴۵۶۷	۸۹۳۴۵۶۷	۸۹۳۴۵۶۷	۸۹۳۴۵۶۷	-۵.۲۷۸۲۴	-۵.۶۱۸۷۷	-۵.۹۵۹۳
سال	۱۳۵۸	۱۳۵۹	۱۳۶۰	۱۳۶۱	۱۳۶۲	۱۳۶۳	۱۳۶۴	۱۳۶۵
مقداربرازش شده	-۳.۳۶۵۷۸	-۲.۴۲۱۲۱	-۱.۸۵۸۱۹	-۳.۴۰۹۹۳	-۴.۳۵۷۰۲	-۳.۵۴۳۲	-۴.۷۱۸۲۷	-۶.۵۸۵۶۳
مقدار کرانه بالا	۶.۲۹۹۸۴	۶.۶۴۰۳۷	۶.۹۸۰۹	۷.۳۲۱۴۳	۷.۶۶۱۹۶	۸.۰۰۲۴۹	۸.۳۴۳۰۳	۸.۶۸۳۵۶
مقدار کرانه پایین	-۶.۲۹۹۸۴	-۶.۶۴۰۳۷	-۶.۹۸۰۹	-۷.۳۲۱۴۳	-۷.۶۶۱۹۶	-۸.۰۰۲۴۹	-۸.۳۴۳۰۳	-۸.۶۸۳۵۶

سال	۱۳۶۶	۱۳۶۷	۱۳۶۸	۱۳۶۹	۱۳۷۰	۱۳۷۱	۱۳۷۲	۱۳۷۳
مقداربرازش شده	-۵.۵۴۹۰۷	-۴.۵۳۸۹۳	-۲.۴۶۴۵۵	-۲.۲۲۰۶۴	-۱.۶۲۸۶۱	-۰.۹۸۲۵۹	-۰.۹۸۷۲	-۱.۷۲۱۸۹
مقدار کرانه بالا	۹.۰۲۴۰۹	۹.۳۶۴۶۲	۹.۷۰۵۱۵	۱۰.۰۴۵۶۸	۱۰.۳۸۶۲۲	۱۰.۷۲۶۷۵	۱۱.۰۶۷۲۸	۱۱.۴۰۷۸۱
مقدار کرانه پایین	-۹.۰۲۴۰۹	-۹.۳۶۴۶۲	-۹.۷۰۵۱۵	-۱۰.۰۴۵۶۸	-۱۰.۳۸۶۲۲	-۱۰.۷۲۶۷۵	-۱۱.۰۶۷۲۸	-۱۱.۴۰۷۸۱
سال	۱۳۷۴	۱۳۷۵	۱۳۷۶	۱۳۷۷	۱۳۷۸	۱۳۷۹	۱۳۸۰	۱۳۸۱
مقداربرازش شده	-۲.۶۳۱۴۵	-۳.۳۵۴۱۷	-۳.۳۷۳۷۵	-۳.۳۸۷۱۹	-۳.۶۷۳۸۸	-۴.۰۱۳۹	-۳.۷۳۳۶۵	-۳.۱۵۲۲۷
مقدار کرانه بالا	۱۱.۷۴۸۳۴	۱۲.۰۸۸۸۷	۱۲.۴۲۹۴	۱۲.۷۶۹۹۴	۱۳.۱۱۰۵	۱۳.۴۵۱	۱۳.۷۹۱۳	۱۴.۱۳۲۰۶
مقدار کرانه پایین	-۱۱.۷۴۸۳۴	-۱۲.۰۸۸۸۷	-۱۲.۴۲۹۴	-۱۲.۷۶۹۹۴	-۱۳.۱۱۰۵	-۱۳.۴۵۱	-۱۳.۷۹۱۳	-۱۴.۱۳۲۰۶
سال	۱۳۸۲	۱۳۸۳	۱۳۸۴	۱۳۸۵	۱۳۸۶			
مقداربرازش شده	-۱.۶۸۵۹۱	۰.۰۶۵۱۸	۱.۲۷۷۸۵	۱.۰۵۱۵۴	۱.۴۵۰۱۴			
مقدار کرانه بالا	۱۴.۴۷۲۶	۱۴.۸۱۳۱۳	۱۵.۱۵۳۶۶	۱۵.۴۹۴۲	۱۵.۸۳۴۷			
مقدار کرانه پایین	-۱۴.۴۷۲۶	-۱۴.۸۱۳۱۳	-۱۵.۱۵۳۶۶	-۱۵.۴۹۴۲	-۱۵.۸۳۴۷			

منبع: محاسبات تحقیق

جدول ۷: اعداد و ارقام مربوط به آزمون مجذور پسماند تجمعی (LLP متغیر وابسته)

سال	۱۳۵۰	۱۳۵۱	۱۳۵۲	۱۳۵۳	۱۳۵۴	۱۳۵۵	۱۳۵۶	۱۳۵۷
مقداربرازش شده	۸۹۳۴۵۶۷	۸۹۳۴۵۶۷	۸۹۳۴۵۶۷	۸۹۳۴۵۶۷	۸۹۳۴۵۶۷	۸۹۳۴۵۶۷	۰.۰۲۱۷	۰.۱۰۴۰۸
مقدار کرانه بالا	۸۹۳۴۵۶۷	۸۹۳۴۵۶۷	۸۹۳۴۵۶۷	۸۹۳۴۵۶۷	۸۹۳۴۵۶۷	۰.۲۹۶۹	۰.۳۲۹۱۶	۰.۳۶۱۴۲
مقدار کرانه پایین	۸۹۳۴۵۶۷	۸۹۳۴۵۶۷	۸۹۳۴۵۶۷	۸۹۳۴۵۶۷	۸۹۳۴۵۶۷	-۰.۲۹۶۹	-۰.۲۶۴۶۴	-۰.۲۳۲۳۸
سال	۱۳۵۸	۱۳۵۹	۱۳۶۰	۱۳۶۱	۱۳۶۲	۱۳۶۳	۱۳۶۴	۱۳۶۵
مقداربرازش شده	۰.۱۳۳۷۵	۰.۱۶۲۷۳	۰.۱۷۳۰۲	۰.۲۵۱۲۳	۰.۲۸۰۳۶	۰.۳۰۱۸۷	۰.۳۴۶۷۲	۰.۴۵۹۹۷
مقدار کرانه بالا	۰.۳۹۳۶۷	۰.۴۲۵۹۳	۰.۴۵۸۱۹	۰.۴۹۰۴۵	۰.۵۲۲۷۱	۰.۵۵۴۹۶	۰.۵۸۷۲۲	۰.۶۱۹۴۸
مقدار کرانه پایین	-۰.۲۰۰۱۳	-۰.۱۶۷۸۷	-۰.۱۳۵۶۱	-۰.۱۰۳۳۵	-۰.۰۷۱۰۹	-۰.۰۳۸۸۴	-۰.۰۰۶۵۸	۰.۰۲۵۶۸
سال	۱۳۶۶	۱۳۶۷	۱۳۶۸	۱۳۶۹	۱۳۷۰	۱۳۷۱	۱۳۷۲	۱۳۷۳
مقداربرازش شده	۰.۴۹۴۸۷	۰.۵۲۸۰۱	۰.۶۶۷۷۷	۰.۶۶۹۷۱	۰.۶۸۱۰۹	۰.۶۹۴۶۵	۰.۶۹۴۶۵	۰.۷۱۲۱۸
مقدار کرانه بالا	۰.۶۵۱۷۴	۰.۶۸۴	۰.۷۱۶۲۵	۰.۷۴۸۵۱	۰.۷۸۰۷۷	۰.۸۱۳۰۳	۰.۸۴۵۲۹	۰.۸۷۷۵۵
مقدار کرانه پایین	۰.۰۵۷۹۴	۰.۰۹۰۲	۰.۱۲۲۴۵	۰.۱۵۴۷۱	۰.۱۸۶۹۷	۰.۲۱۹۲۳	۰.۲۵۱۴۹	۰.۲۸۳۷۵
سال	۱۳۷۴	۱۳۷۵	۱۳۷۶	۱۳۷۷	۱۳۷۸	۱۳۷۹	۱۳۸۰	۱۳۸۱
مقداربرازش شده	۰.۷۳۹۰۵	۰.۷۵۶۰۱	۰.۷۵۶۰۲	۰.۷۵۶۰۳	۰.۷۵۸۷	۰.۷۶۲۴۵	۰.۷۶۵۰۱	۰.۷۷۵۹۸
مقدار کرانه بالا	۰.۹۰۹۸	۰.۹۴۲۰۶	۰.۹۷۴۳۲	۱.۰۰۶۵۸	۱.۰۳۸۸۴	۱.۰۷۱۰۹	۱.۱۰۳۳۵	۱.۱۳۵۶۱
مقدار کرانه پایین	۰.۳۱۶	۰.۳۴۸۲۶	۰.۳۸۰۵۲	۰.۴۱۲۷۸	۰.۴۴۵۰۴	۰.۴۷۷۲۹	۰.۵۰۹۵۵	۰.۵۴۱۸۱
سال	۱۳۸۲	۱۳۸۳	۱۳۸۴	۱۳۸۵	۱۳۸۶			
مقداربرازش شده	۰.۸۴۵۸۲	۰.۹۴۵۴۱	۰.۹۹۳۱۸	۰.۹۹۴۸۴	۱			
مقدار کرانه بالا	۱.۱۶۷۸۷	۱.۲۰۰۱۳	۱.۲۳۲۳۸	۱.۲۶۴۶۴	۱.۲۹۶۹			
مقدار کرانه پایین	۰.۵۷۴۰۷	۰.۶۰۶۳۳	۰.۶۳۸۵۸	۰.۶۷۰۸۴	۰.۷۰۳۱			

منبع: محاسبات تحقیق

جدول ۱۰: اعداد و ارقام مربوط به آزمون پسماند تجمعی (LTFP) متغیر وابسته

سال	۱۳۵۰	۱۳۵۱	۱۳۵۲	۱۳۵۳	۱۳۵۴	۱۳۵۵	۱۳۵۶	۱۳۵۷
مقداربرازش شده	۸۹۳۴۵۶۷	۸۹۳۴۵۶۷	۸۹۳۴۵۶۷	۸۹۳۴۵۶۷	۸۹۳۴۵۶۷	۸۹۳۴۵۶۷	۰.۷۴۲۷۶	۲.۱۸۰۹۷
مقدار کرانه بالا	۸۹۳۴۵۶۷	۸۹۳۴۵۶۷	۸۹۳۴۵۶۷	۸۹۳۴۵۶۷	۸۹۳۴۵۶۷	۵.۲۷۸۲۴	۵.۶۱۸۷۷	۵.۹۵۹۳
مقدار کرانه پایین	۸۹۳۴۵۶۷	۸۹۳۴۵۶۷	۸۹۳۴۵۶۷	۸۹۳۴۵۶۷	۸۹۳۴۵۶۷	-۵.۲۷۸۲۴	-۵.۶۱۸۷۷	-۵.۹۵۹۳
سال	۱۳۵۸	۱۳۵۹	۱۳۶۰	۱۳۶۱	۱۳۶۲	۱۳۶۳	۱۳۶۴	۱۳۶۵
مقداربرازش شده	۳.۱۲۵۹۴	۲.۰۷۳۶۷	۱.۷۰۵۸۶	۳.۴۹۹	۴.۳۹۲۲۶	۳.۳۵۲۰۷	۴.۵۳۰۹۷	۶.۲۷۰۰۳
مقدار کرانه بالا	۶.۲۹۹۸۴	۶.۶۴۰۳۷	۶.۹۸۰۹	۷.۳۲۱۴۳	۷.۶۶۱۹۶	۸.۰۰۲۴۹	۸.۳۴۳۰۳	۸.۶۸۳۵۶
مقدار کرانه پایین	-۶.۲۹۹۸۴	-۶.۶۴۰۳۷	-۶.۹۸۰۹	-۷.۳۲۱۴۳	-۷.۶۶۱۹۶	-۸.۰۰۲۴۹	-۸.۳۴۳۰۳	-۸.۶۸۳۵۶
سال	۱۳۶۶	۱۳۶۷	۱۳۶۸	۱۳۶۹	۱۳۷۰	۱۳۷۱	۱۳۷۲	۱۳۷۳
مقداربرازش شده	۵.۱۵۲۰۹	۴.۰۰۲۳۲	۱.۹۵۸۹۹	۱.۸۹۲۷۵	۱.۴۱۱۱۶	۰.۷۷۷۶۵	۰.۷۷۷۶۲	۱.۴۹۷۳
مقدار کرانه بالا	۹.۰۲۴۰۹	۹.۳۶۴۶۲	۹.۷۰۵۱۵	۱۰.۰۴۵۶۸	۱۰.۳۸۶۲۲	۱۰.۷۲۶۷۵	۱۱.۰۶۷۲۸	۱۱.۴۰۷۸۱
مقدار کرانه پایین	-۹.۰۲۴۰۹	-۹.۳۶۴۶۲	-۹.۷۰۵۱۵	-۱۰.۰۴۵۶۸	-۱۰.۳۸۶۲۲	-۱۰.۷۲۶۷۵	-۱۱.۰۶۷۲۸	-۱۱.۴۰۷۸۱
سال	۱۳۷۴	۱۳۷۵	۱۳۷۶	۱۳۷۷	۱۳۷۸	۱۳۷۹	۱۳۸۰	۱۳۸۱
مقداربرازش شده	۲.۴۳۳۱۳	۳.۲۱۶۵۷	۳.۲۳۶۶۷	۳.۲۵۷۳۵	۳.۵۱۴۱۴	۳.۸۸۳۸۵	۳.۵۹۷۰۶	۳.۰۷۵۹۹
مقدار کرانه بالا	۱۱.۷۴۸۳۴	۱۲.۰۸۸۸۷	۱۲.۴۲۹۴۱	۱۲.۷۶۹۹۴	۱۳.۱۱۰۴۷	۱۳.۴۵۱	۱۳.۷۹۱۵۳	۱۴.۱۳۲۰۶
مقدار کرانه پایین	-۱۱.۷۴۸۳۴	-۱۲.۰۸۸۸۷	-۱۲.۴۲۹۴۱	-۱۲.۷۶۹۹۴	-۱۳.۱۱۰۴۷	-۱۳.۴۵۱	-۱۳.۷۹۱۵۳	-۱۴.۱۳۲۰۶
سال	۱۳۸۲	۱۳۸۳	۱۳۸۴	۱۳۸۵	۱۳۸۶			
مقداربرازش شده	۱.۶۸۴۱۶	-۰.۰۰۷۲۸	-۱.۱۰۳۷۱	-۰.۷۵	-۱.۰۳۵۶۲			
مقدار کرانه بالا	۱۴.۴۷۲۶	۱۴.۸۱۳۱۳	۱۵.۱۵۳۶۶	۱۵.۴۹۴۱۹	۱۵.۸۳۴۷۲			
مقدار کرانه پایین	-۱۴.۴۷۲۶	-۱۴.۸۱۳۱۳	-۱۵.۱۵۳۶۶	-۱۵.۴۹۴۱۹	-۱۵.۸۳۴۷۲			

منبع: محاسبات تحقیق

جدول ۱۱: اعداد و ارقام مربوط به آزمون مجذور پسماند تجمعی (LTFP) متغیر وابسته

سال	۱۳۵۰	۱۳۵۱	۱۳۵۲	۱۳۵۳	۱۳۵۴	۱۳۵۵	۱۳۵۶	۱۳۵۷
مقداربرازش شده	۸۹۳۴۵۶۷	۸۹۳۴۵۶۷	۸۹۳۴۵۶۷	۸۹۳۴۵۶۷	۸۹۳۴۵۶۷	۸۹۳۴۵۶۷	۸۹۳۴۵۶۷	۰.۰۱۸۱۴
مقدار کرانه بالا	۸۹۳۴۵۶۷	۸۹۳۴۵۶۷	۸۹۳۴۵۶۷	۸۹۳۴۵۶۷	۸۹۳۴۵۶۷	۸۹۳۴۵۶۷	۰.۲۹۶۹	۰.۳۶۱۴۲
مقدار کرانه پایین	۸۹۳۴۵۶۷	۸۹۳۴۵۶۷	۸۹۳۴۵۶۷	۸۹۳۴۵۶۷	۸۹۳۴۵۶۷	۸۹۳۴۵۶۷	-۰.۲۹۶۹	-۰.۲۳۲۳۸
سال	۱۳۵۸	۱۳۵۹	۱۳۶۰	۱۳۶۱	۱۳۶۲	۱۳۶۳	۱۳۶۴	۱۳۶۵
مقداربرازش شده	۰.۱۱۵۴۸	۰.۱۵۱۸۸	۰.۱۵۶۳۳	۰.۲۶۲۰۲	۰.۲۸۸۲۵	۰.۳۲۳۸۲	۰.۳۶۹۵	۰.۴۶۸۹۲
مقدار کرانه بالا	۰.۳۹۳۶۷	۰.۴۲۵۹۳	۰.۴۵۸۱۹	۰.۴۹۰۴۵	۰.۵۲۲۷۱	۰.۵۵۴۹۶	۰.۵۸۷۲۲	۰.۶۱۹۴۸
مقدار کرانه پایین	-۰.۲۰۰۱۳	-۰.۱۶۷۸۷	-۰.۱۳۵۶۱	-۰.۱۰۳۳۵	-۰.۰۷۱۰۹	-۰.۰۳۸۸۴	-۰.۰۰۶۵۸	۰.۰۲۵۶۸
سال	۱۳۶۶	۱۳۶۷	۱۳۶۸	۱۳۶۹	۱۳۷۰	۱۳۷۱	۱۳۷۲	۱۳۷۳
مقداربرازش شده	۰.۵۱	۰.۵۵۳۴۵	۰.۶۹۰۷	۰.۶۹۰۸۴	۰.۶۹۸۴۷	۰.۷۱۱۶۶	۰.۷۱۱۶۶	۰.۷۲۸۶۹
مقدار کرانه بالا	۰.۶۵۱۷۴	۰.۶۸۴	۰.۷۱۶۲۵	۰.۷۴۸۵۱	۰.۷۸۰۷۷	۰.۸۱۳۰۳	۰.۸۴۵۲۹	۰.۸۷۷۵۵
مقدار کرانه پایین	۰.۰۵۷۹۴	۰.۰۹۰۲	۰.۱۲۲۴۵	۰.۱۵۴۷۱	۰.۱۸۶۹۷	۰.۲۱۹۲۳	۰.۲۵۱۴۹	۰.۲۸۳۷۵
سال	۱۳۷۴	۱۳۷۵	۱۳۷۶	۱۳۷۷	۱۳۷۸	۱۳۷۹	۱۳۸۰	۱۳۸۱
مقداربرازش شده	۰.۷۵۷۴۷	۰.۷۷۷۶۵	۰.۷۷۷۶۶	۰.۷۷۷۶۸	۰.۷۷۹۸۴	۰.۷۸۴۳۴	۰.۷۸۷۰۴	۰.۷۹۵۹۷
مقدار کرانه بالا	۰.۹۰۹۸	۰.۹۴۲۰۶	۰.۹۷۴۳۲	۱.۰۰۶۵۸	۱.۰۳۸۸۴	۱.۰۷۱۰۹	۱.۱۰۳۳۵	۱.۱۳۵۶۱
مقدار کرانه پایین	۰.۳۱۶	۰.۳۴۸۲۶	۰.۳۸۰۵۲	۰.۴۱۲۷۸	۰.۴۴۵۰۴	۰.۴۷۷۲۹	۰.۵۰۹۵۵	۰.۵۴۱۸۱
سال	۱۳۸۲	۱۳۸۳	۱۳۸۴	۱۳۸۵	۱۳۸۶			
مقداربرازش شده	۰.۸۵۹۶۴	۰.۹۵۳۶۹	۰.۹۹۳۲۱	۰.۹۹۷۳۲	۱			
مقدار کرانه بالا	۱.۱۶۷۸۷	۱.۲۰۰۱۳	۱.۲۳۲۳۸	۱.۲۶۴۶۴	۱.۲۹۶۹			
مقدار کرانه پایین	۰.۵۷۴۰۷	۰.۶۰۶۳۳	۰.۶۳۸۵۸	۰.۶۷۰۸۴	۰.۷۰۳۱			

منبع: محاسبات تحقیق