فصلنامه مدلسازی اقتصادی (سال سیزدهم، شماره ۳ «پیاپی ٤٧» پاییز ۱۳۹۸، صفحه‌های ۱۲۸-۱۰۳)

اثر تغییرات سهم درآمدی سرمایه بر رشد اقتصادی و بهره‌وری کل عوامل تولید در صنایع استان‌های ایران

مهدی فتح‌آبادی *

تاریخ دریافت: ۹٦/۱۱/۱۰ تاریخ پذیرش: ۹۸/۰۳/۲۷

چکیده

در این مقاله، اثر تغییر سهم درآمدی سرمایه بر رشد اقتصادی اندازه‌گیری، سپس به حسابداری رشد اقتصادی و محاسبه بهره‌وری کل عوامل با فرض تغییر سهم درآمدی سرمایه پرداخته شد. در نهایت اثر سهم درآمدی سرمایه و تغییرات آن بر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید برآورد گردید. بدین منظور از داده‌های صنایع تولیدی به تفکیک استان‌های ایران در دوره ۹۳-۱۳۸۳ استفاده شد. یافته‌ها نشان می‌دهد اثر تغییر سهم درآمدی سرمایه بر تولید سرانه صنایع تولیدی استان‌ها سالانه متوسط ۱۱/۵ هزار ریال بوده است. نتایج حسابداری رشد حاکی از آن است سهم نیروی کار و سرمایه از رشد اقتصادی ۵/٦ درصدی صنایع تولیدی استان‌ها به ترتیب ۱۱/٤ و ۲۰۰ درصد بوده است. علاوه بر این، سهم تغییر سهم درآمدی سرمایه از رشد اقتصادی ۳۰ درصد و سهم TFP زولتا نیز منفی ۱٤۱ درصد سالانه می‌باشد. در نهایت، نتایج برآورد حداقل مربعات تلفیقی (PLS) و گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) نشان داد سهم درآمدی و تغییرات آن اثر مثبت و معنادار بر رشد TFP دارد که این اثرگذاری به دلیل تغییر نسبت فراوانی عوامل تولید و تغییرات تکنولوژیکی تورش‌دار صنایع تولیدی استان‌های ایران می‌باشد.

طبقه‌بندی JEL: D33, O40, D24.

واژگان کلیدی: سهم درآمدی، بهره‌وری کل، حسابداری رشد، صنایع تولیدی، استان‌های ایران.

* استادیار گروه اقتصاد، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران (نویسنده مسئول) پست الکترونیکی:
Mehdi_fa88@yahoo.com

۱. مقدمه

بعد از به کارگیری روش «حسابداری رشد» توسط سولو (۱۹۵۷) برای محاسبه سهم انباشت سرمایه فیزیکی، سرمایه انسانی و رشد بهره‌وری کل عوامل از رشد تولید، در ادامه اقتصاددانان بسیاری از این روش در مطالعات خود استفاده کردند و بیش‌تر آنان، سهم درآمدی عوامل تولید را ثابت در نظر گرفتند. در این خصوص می‌توان به «پارادایم کاب- داگلاس- کالدور»[۱] اشاره کرد. کاب و داگلاس (۱۹۲۸) و کالدور (۱۹٦۱) اعتقاد داشتند سهم درآمدی نیروی کار با گذشت زمان و تغییر رشد اقتصادی، ثابت است. بر این اساس، در تابع تولید، اگر سهم درآمدی عوامل تولید ثابت بوده و قیمت عوامل تولید از طریق بهره‌وری نهایی آنها تعیین شود، کشش محصول نسبت به هر یک از عوامل تولید نیز ثابت خواهند بود. به بیان دیگر، ثابت بودن سهم درآمدی عوامل تولید بدان معناست که فناوری کاب- داگلاس تقریب مناسبی برای تابع تولید کل است (گولین[۲]، ۲۰۰۲).

نظر به این پارادایم، تقریبا تمامی ادبیات حوزه حسابداری رشد فرض می‌کنند کشش محصول نسبت به سرمایه و نیروی کار ثابت است و به این جمع‌بندی رسیده‌اند که بخش عمده رشد اقتصادی به وسیله رشد بهره‌وری کل عوامل تولید[۳] (TFP) توضیح داده می‌شود (استرلی و لوین[٤]، ۲۰۰۲؛ سولو[٥]، ۱۹۵۷؛ یانگ[٦]، ۱۹۹۵).

مطالعات تجربی نشان می‌دهد پاردایم کاب- داگلاس- کالدور به وسیله داده‌ها تایید نمی‌شود. تعدادی از مطالعات، سهم درآمدی عوامل تجدیدپذیر (سرمایه فیزیکی و انسانی) و غیرتجدیدپذیر را محاسبه و دریافته‌اند عوامل غیرتجدیدپذیر با سطوح درآمدی مختلف رابطه مثبت دارد (کروگر[۷]، ۱۹۹۹؛ کاسلی و فیرر[۸]، ۲۰۰۷؛ زولتا[۹]، الف: ۲۰۰۸، استورگیل[۱۰]، ۲۰۰۹ و زولتا، ۲۰۱۲).

---

[1] Cobb-Douglas-Kaldor Paradaigm
[2] Gollin
[3] Total Factor Productivity
[4] Easterly and Levine
[5] Solow
[6] Young
[7] Krueger
[8] Caselli and Feyrer
[9] Zuleta
[10] Sturgill

در بیش‌تر مطالعات تجربی داخلی نیز در سطح کلان و خرد، کشش عوامل تولید ثابت در نظر گرفته شده است (محمودزاده، موسوی و پاک‌نهاد، ۱۳۹٤؛ بهبودی و منتظری، ۱۳۹۰؛ محمودزاده و زیتون‌نژاد موسویان، ۱۳۹۱ و کمیجانی و محمودزاده، ۱۳۸٦).

متغیر بودن سهم درآمدی عوامل تولید می‌تواند به وسیله چند پدیده توضیح داده شود. نخست، تغییر در قدرت چانه‌زنی کارگزاران اقتصادی می‌باشد؛ برخی معتقدند کاهش سهم نیروی کار به دلیل کاهش قدرت چانه‌زنی کارگران و اتحادیه‌های کارگری می‌باشد (بنتولیلا و سنت پاول[1]، ۲۰۰۳؛ جیامارولی، مسینا، استینبرگر و استروزی[2]، ۲۰۰۲؛ برتولد، فهن و تود[3]، ۲۰۰۲ و بنتال و دموگین[4]، ۲۰۱۰). دوم، استفاده از توابعی که کشش جانشینی عوامل تولید متفاوت از یک است؛ سوم، افزایش اندازه نسبی بخش‌هایی که سهم عوامل تولید آنها متفاوت از سطح متوسط اقتصاد است و چهارم، تغییرات تکنولوژیکی تورش‌دار از جمله دلایل تغییر سهم عوامل تولید می‌باشد (زیرا[5]، ۱۹۹۸ و ۲۰۰۵؛ سیتر[6]، ۲۰۰۵؛ پرتو و سیتر[7]، ۲۰۱۳ و ۲۰۰٦ ۲۰۰٦ و زولتا، الف: ۲۰۰۸).

این مقاله از چند جنبه دارای نوآوری است؛ نخست، نشان می‌دهد تغییر سهم درآمدی چگونه بر رشد اقتصادی صنایع تولیدی استان‌های ایران اثر می‌گذارد؛ دوم، با تغییر واحد اندازه‌گیری سرمایه سرانه، آیا میزان اثرگذاری سهم درآمدی بر رشد اقتصادی نیز تغییر می‌کند؛ سوم، از طریق محاسبه تغییر سهم درآمدی و با روش حسابداری رشد، سهم عوامل تولید سنتی؛ یعنی، نیروی کار و سرمایه و هم‌چنین بهره‌وری کل عوامل تولید از رشد اقتصادی محاسبه می‌شود؛ در نهایت، نوآوری دیگر مقایسه TFP برآورد شده با پسماند سولو می‌باشد. بدین منظور، از داده‌های صنایع تولیدی ۳۱ استان کشور در دوره ۹۳-۱۳۸۳ بهره گرفته می‌شود.

در ادامه مقاله به صورت زیر سازماندهی شده است. بخش دوم به مرور ادبیات اختصاص دارد. در بخش سوم، روش تحقیق و پس از آن نتایج تجربی بیان می‌شود. در بخش پایانی هم به نتیجه‌گیری و پیشنهادها پرداخته می‌شود.

---

1 Bentolila & Saint-Paul
2 Giammarrioli & Messina & Steinberger & Strozzi
3 Berthold & Fehn & Thode
4 Bental & Demougin
5 Zeira
6 Seater
7 Peretto

۲. مروری بر ادبیات

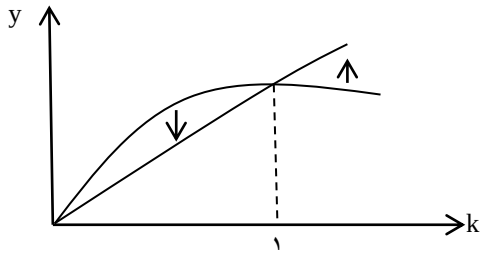
تغییرات سهم عوامل تولید اثرات متفاوتی بر سطح محصول دارد که این اثرات به فراوانی عوامل تولید در اقتصاد بستگی دارد. اگر سهم درآمدی عوامل تولید دارای فراوانی افزایش یابد، اثر این تغییر بر سطح درآمد مثبت است؛ در غیر این صورت، اثر منفی خواهد بود. برای نشان دادن اهمیت اندازه‌گیری درست عوامل تولید، یک تابع کاب – داگلاس ساده با دو عامل تولید نیروی کار و سرمایه را در نظر بگیرید. با فرض بازدهی ثابت و فناوری خنثی هیکس، می‌توان تولید سرانه را تابعی از سرمایه سرانه نوشت؛

$$Y = A\,K^{\alpha}\,L^{1-\alpha} \quad \Rightarrow \quad y = Ak^{\alpha} \quad ; \quad y = \frac{Y}{L} \quad , \quad k = \frac{K}{L} \qquad (۱)$$

حال، فرض کنید سهم سرمایه افزایش یابد. اثر این تغییر بر درآمد سرانه بستگی به فراوانی نسبی سرمایه خواهد داشت؛

$$\frac{\partial y}{\partial \alpha} = Ak^{\alpha}\, lnk \quad , \alpha > 0 \qquad (۲)$$

بنابراین، اگر سرمایه سرانه بزرگ‌تر از یک باشد (k >1)، اثر تغییر سهم بر تولید سرانه مثبت، اگر کوچک‌تر از یک باشد (k <1)، اثر منفی و اگر برابر یک باشد(k =1)، اثر صفر می‌باشد (شکل ۱).



شکل ۱. اثر افزایش تغییر سهم بر تولید سرانه

منبع: زولتا (۲۰۱۲)

به طور کلی، هرگونه تغییر در سهم درآمدی سرمایه، بر تولید سرانه اثر خواهد داشت. به بیان دیگر، کشش محصول نسبت به عوامل تجدیدپذیر (سرمایه انسانی و فیزیکی) با سطوح مختلف درآمد (مراحل توسعه) رابطه مثبت خواهد داشت. در ادبیات نظری، سه دلیل برای این موضوع مطرح شده است. دلیل نخست، «تجارت بین‌الملل» است. هکشر[1] (۱۹۱۹) و اوهلین[2] (۱۹۳۹) بر این باور بودند که مزیت نسبی از تفاوت فراوانی عوامل تولید ناشی می‌شود. بر این اساس، تجارت بین‌الملل و تخصص‌گرایی باید محصول کل را نسبت به عوامل تولید دارای فراوانی افزایش و نسبت به عوامل کمیاب کاهش دهد. پس، اگر سهم درآمدی عوامل تولید برابر با کشش محصول نسبت به عوامل تولید باشد، تجارت بین‌الملل و تخصص‌گرایی باید سهم درآمدی عامل دارای فراوانی را افزایش و سهم عامل کمیاب را کاهش دهد.

دلیل دوم، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی[3] (FDI) می‌باشد. دانینگ[4] (۱۹۹۸) بیان کرد مزایای مکان‌های خاص می‌تواند به توضیح ماهیت و جهت سرمایه‌گذاری خارجی کمک نماید. در حقیقت، در هر کشوری نحوه رفتار سرمایه‌گذاری خارجی سبب گسترش بخش‌هایی می‌شود که از عوامل دارای فراوانی استفاده می‌کنند که نتیجه آن افزایش کشش محصول نسبت به عوامل دارای فراوانی و سهم درآمدی آنها می‌باشد. دلیل سوم، «نوآوری‌های عامل‌اندوز»[5] می‌باشد. مدل‌های رشد اقتصادی با «نوآوری تورش‌دار»[6] توسط زیرا (۱۹۹۸) و زولتا (ب: ۲۰۰۸) ارایه گردید. در این مدل‌ها کمیابی عوامل سبب ایجاد انگیزه برای سرمایه‌گذاری در نوآوری‌های عامل‌اندوز می‌شود؛ یعنی افراد سرمایه‌گذاری می‌کنند تا نیاز به عوامل کمیاب را کاهش داده و استفاده نسبی از عوامل فراوان را افزایش دهند.

اگر قیمت عوامل توسط بهره‌وری نهایی آنها تعیین شود، پس نوآوری‌های کاراندوز باعث کاهش سهم درآمدی کارگران و افزایش سهم درآمدی سرمایه خواهد شد. با توجه به سه دلیل مطرح شده، سهم درآمدی عوامل تولید تجدیدپذیر با سطوح درآمدی مختلف (مراحل توسعه) رابطه مثبت دارد. حال، این پرسش مطرح می‌شود که چگونه می‌توان با مسئله روند زمانی سهم

---

1 Hecksher
2 Ohlin
3 Foreign Direct Investment
4 Dunning
5 Factor Saving Innovations
6 Biased Innovation

درآمدی سرمایه برخورد کرد؟ برای روشن شدن بحث، به عنوان مثال، یک بخش غیرتجاری کاربر را در نظر بگیرید که در آن نوآوری‌های کاراندوز اندک است (مانند بخش خدمات) و فرض کنید این بخش کالای معمولی مانند x تولید می‌کند. در مقابل، بخش دیگر که کالای y تولید می‌کند، تجاری بوده و از عامل سرمایه بیشتر استفاده می‌کند. در این شرایط، افزایش تقاضا برای x و رشد اقتصادی، باعث افزایش استخدام نیروی کار می‌شود.

هم‌چنان که سرمایه افزایش می‌یابد، هزینه نیروی کار نیز بالا می‌رود و لذا قیمت نسبی کالای x نیز افزایش خواهد یافت. اگر افزایش در قیمت‌ها (در بخش تولید x) بر تقاضای کار اثر مثبت داشته باشد، نتیجه افزایش رشد اقتصادی بوده و نیروی کار بیشتری برای تولید کالای x تخصیص می‌یابد. در چنین شرایطی سهم درآمدی نیروی کار با افزایش موجودی سرمایه، بهبود می‌یابد.

گفتنی است این موضوع زمانی رخ می‌دهد که کشش جانشینی دو کالا بسیار پایین باشد. حال این سوال ایجاد می‌شود که چرا سهم درآمدی سرمایه با مراحل توسعه کاهش نمی‌یابد؟ دلیل این است که کشش محصول نسبت به سرمایه در بخش y با مراحل توسعه رابطه مثبت دارد. زولتا (۲۰۰۳) خاطر نشان می‌کند درآمد نیروی کار شامل درآمد نیروی کار ساده و سرمایه انسانی و درآمد سرمایه دربرگیرنده درآمد زمین و سرمایه فیزیکی می‌باشد. وی معتقد است اگر اندازه‌گیری عوامل تولید درست باشد، سهم درآمدی سرمایه فیزیکی و انسانی فقط با سطوح درآمدی رابطه مثبت دارند (کروگر، ۱۹۹۹؛ هانسن و پرسکات[1]، ۲۰۰۲ و کاسلی و فیرر، ۲۰۰۷).

حسابداری رشد از جمله روش‌هایی است که محققان با آن به ارزیابی منابع رشد اقتصادی پرداخته‌اند. آقیون و هوویت[2] (۲۰۰۷) نشان داده‌اند بین ۳۰ تا ۷۰ درصد رشد تولید سرانه کشورهای OECD از طریق انباشت سرمایه فیزیکی حاصل شده است.

شارما، سیلوستر و مارگونو[3] (۲۰۰۷) دریافتند پیشرفت تکنولوژیکی منبع اصلی رشد اقتصادی ٤٨ ایالت آمریکا بوده است. کالیو، موتنیو و اوور[4] (۲۰۱۲) نشان دادند سهم انباشت

---

[1] Hansen & Prescott
[2] Aghion & Howitt
[3] Sharma, Sylwester & Margono
[4] Kalio, Mutenyo & Owuor

سرمایه فیزیکی از رشد اقتصادی کنیا ۷۱ درصد، سهم نیروی کار ۲۵ درصد و سهم TFP برابر ٤ درصد است. باند و جانسون[1] (۱۹۹۵) و کروگر (۱۹۹۹) نشان دادند سهم درآمدی نیروی کار غیرماهر در آمریکا کاهش و از ۰/۱۲ به ۰/۰٦ رسیده؛ اما سهم نیروی کار ماهر افزایش یافته است.

کلارک[2] (۲۰۰۱) دریافته است سهم درآمدی زمین به عنوان عامل تولید در انگلستان در سال ۱٦۰۰ حدود ۲۵ درصد بوده که بار و لوکینا[3] (۲۰۱۰) نشان دادند در سال ۲۰۰۰ این سهم به حدود ۰/۱ درصد رسیده است. کاسلی و فیرر (۲۰۰۷) به این نتیجه رسیدند سهم درآمدی سرمایه تجدیدپذیر (سرمایه فیزیکی) اثر مثبت اما سهم سرمایه طبیعی (منابع طبیعی و زمین) اثر منفی بر رشد داشته‌اند.

زولتا (۲۰۰۸) دریافت همگام با رشد اقتصادی، فناوری‌ها به سمت عوامل تولید تجدیدپذیر سوق یافته‌اند. والنتینی و هرندورف[4] (۲۰۰۸) نشان دادند سهم سرمایه در بخش‌های مختلف متفاوت است؛ به طوری که سهم سرمایه در بخش کشاورزی دو برابر ساختمان و ۵۰ درصد بیشتر از کل اقتصاد می‌باشد؛ آنها دلیل این امر را سهم زیاد زمین دانسته‌اند.

استورگیل (۲۰۱۲) دریافت سهم سرمایه فیزیکی از رشد در کشورهای مختلف بین ۰/٤۱– ۰/۰٤، سهم سرمایه انسانی بین ۵۳–۰/۰۸، سهم سرمایه طبیعی بین ۰/٤۵–۰/۰٦ و سهم نیروی کار غیرماهر بین ۰/٤۹–۰/۱۳ می‌باشد. زولتا (۲۰۱۲) نشان داد سهم عوامل تولید ثابت نیستند و سهم سرمایه طی زمان در حال افزایش می‌باشد.

رائوریش، سالا و سورولا[5] (۲۰۱۲) به این نتیجه رسیدند روند سهم درآمدی نیروی کار در دو کشور آمریکا و اسپانیا نزولی بوده و کشش جانشینی عوامل در اسپانیا بزرگ‌تر از یک و در اسپانیا کم‌تر از یک می‌باشد. زولتا و یانگ (۲۰۱۳) دریافتند سهم نیروی کار در صنایع تولیدی در حال کاهش است. کارابابونیس و نایمن[6] (۲۰۱٤) دریافتند کاهش قیمت‌های نسبی کالاهای سرمایه‌ای عامل اصلی کاهش سهم درآمدی نیروی کار و افزایش سهم درآمدی سرمایه می‌باشد.

---

1 Bound & Johnson
2 Clark
3 Bar & Leukhina
4 Valentinyi & Herrendorf
5 Raurich, Sala & Sorolla
6 Karabarbounis & Neiman

فنگ، وانگ، لیو و هوآنگ[1] (۲۰۱۷) به این نتیجه رسیدند سهم عوامل تولید کلاسیک (نیروی کار و سرمایه) از رشد اقتصادی چین از ۷۰ درصد در سال ۲۰۰۱ به ۹۹ درصد در سال ۲۰۱۰ رسیده است. آلوارزکوادرادو، ونلونگ و پشکه[2] (۲۰۱۷) نشان دادند سهم درآمدی نیروی کار در آمریکا به ویژه، بخش صنایع کارخانه‌ای با کاهش همراه بوده است که تفاوت در میزان تورش تغییرات فنّی سرمایه میان بخش‌ها از دلایل مهم این تغییر می‌باشد.

عیسی‌زاده و صوفی مجیدپور (۱۳۹٦) به حسابداری رشد صنایع تولیدی پرداخته و دریافتند پیشرفت تکنولوژیکی عامل پیشران بهره‌وری کل عوامل تولید می‌باشد. محمودزاده و فتح‌آبادی (۱۳۹۵) دریافتند پیشرفت تکنولوژیکی عامل پیشران بهره‌وری کل بوده است.

میرزایی و بانوئی (۱۳۹٤) از طریق حسابداری رشد در استان‌های ایران در دوره ۹۰-۱۳۷۹ دریافتند نرخ نیروی کار متخصص، سرمایه سرانه و ارزش افزوده صنایع با فناوری بالا و متوسط بیشترین اثر را بر رشد اقتصادی استان‌های کشور داشته‌اند. محمودزاده، موسوی و پاک‌نهاد(۱۳۹٤) با حسابداری رشد ارزش افزوده صنایع تولیدی ایران نشان دادند سرمایه فیزیکی و نیروی کار غیرماهر نقش غالب در رشد داشته‌اند. نتایج حاکی از آن است سهم سرمایه فیزیکی از رشد ۳٦ درصد، سهم نیروی کار ۳٤ درصد، سهم فناوری ۳ درصد و سهم بهره‌وری کل عوامل ۲۷ درصد بوده است.

بهبودی و منتظری (۱۳۹۰) با استفاده از چارجوب حسابداری رشد در دوره ۸۷-۱۳٤۵ دریافتند سهم سرمایه فیزیکی از تولید برابر ٦۲ درصد بوده است. هم‌چنین نرخ رشد TFP ایران در این دوره ۰/۰٤ درصد می‌باشد. کمیجانی و محمودزاده (۱۳۸۷) با رهیافت حسابداری رشد در دوره ۸۲-۱۳۳۸ به این نتیجه رسیدند که سهم سرمایه فیزیکی از رشد اقتصادی ایران ۵۰ درصد، سهم نیروی کار ٤۰ درصد و سهم بهره‌وری کل عوامل تولید ۱۰ درصد می‌باشد.

۳. روش تحقیق

اهداف اصلی مقاله اندازه‌گیری اثر تغییر سهم سرمایه بر رشد اقتصادی، حسابداری رشد اقتصادی صنایع تولیدی استان‌های ایران و برآورد اثر سهم درآمدی سرمایه و تغییرات آن بر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید می‌باشد.

---

[1] Feng, Wang, Liu & Huang
[2] Alvarez-Cuadrado, Van Long & Poschke

۳-۱. اثر تغییر سهم سرمایه بر رشد اقتصادی

برای اندازه‌گیری اثر سهم درآمدی سرمایه بر رشد اقتصادی از تابع تولید کاب– داگلاس استفاده می‌شود که در آن بازدهی مقیاس ثابت و فناوری خنثی از نوع هیکس می‌باشد. اگر تابع به شکل سرانه نوشته شود (معادله ۱) و سهم سرمایه تغییر یابد؛ در این صورت، اثر تغییر سهم سرمایه بر تولید سرانه با توجه به معادله (۲) به صورت زیر می‌باشد؛

$$\frac{\partial y}{\partial \alpha} = Ak^{\alpha}\, lnk \quad \Rightarrow \quad \partial y = A.k^{\alpha}.lnk\,.\partial\alpha \qquad (۳)$$

با توجه به معادله (۳)، اثر تغییر سهم سرمایه بر رشد اقتصادی به صورت محاسبه می‌شود؛

$$\partial y = y\,.lnk\,.\partial\alpha \qquad \Rightarrow \qquad \Delta y = y.lnk.\Delta\alpha \qquad (٤)$$

پیش‌تر بیان شد که مقدار سرمایه سرانه در اثرگذاری سهم سرمایه بر رشد بسیار تعیین‌کننده است، اگر k (سرمایه سرانه) بزرگ‌تر از یک باشد؛ اثر مثبت، اگر برابر یک باشد؛ اثر صفر و اگر کوچک‌تر از یک باشد، اثر منفی خواهد بود. علاوه بر این، واحد اندازه‌گیری سرمایه سرانه هم در میزان اثرگذاری تغییر سهم درآمدی بر تولید سرانه بسیار مهم است.

۳-۲. اثر تغییر سهم سرمایه بر رشد بهره‌وری کل عوامل

۳-۲-۱. تغییر تکنولوژیکی خنثی

تابع تولید با دو نهاده نیروی کار و سرمایه را در نظر بگیرید که در آن تغییرات تکنولوژیکی از نوع خنثی هیکس است. علاوه بر این، تمامی فروض استاندارد یعنی بازدهی مقیاس ثابت و بازدهی نزولی عوامل تولید برقرار است.

$$Y_t = A_t\, F(\emptyset_K K_t\,, \emptyset_L\, L_t) \qquad (۵)$$

که Y تولید یا درآمد کل، K سرمایه فیزیکی، L نیروی کار و A فناوری خنثی هیکس است که از آن به عنوان بهره‌وری کل عوامل تولید یا «پسماند سولو»[1] نیز یاد می‌شود. پیش‌تر گفته شد فراوانی عوامل تولید در اثرگذاری تغییر سهم عوامل بر درآمد موثر هستند. پارامترهای $\emptyset_K$ و $\emptyset_L$ این نقش را بر عهده دارند. اگر $\emptyset_K K_t > \emptyset_L\, L_t$ باشد، اقتصاد از فراوانی عامل سرمایه برخوردار است. با مشتق‌گیری از معادله (۵) داریم؛

[1] Solow Residual

$$\frac{\Delta Y_t}{Y_t} = \left\{\frac{\Delta A_t}{A_t} + \alpha_t \frac{\Delta K_t}{K_t} + (1-\alpha_t)\frac{\Delta L_t}{L_t} + \Delta\alpha_t \,.\, ln\left(\frac{\emptyset_K K_t}{\emptyset_L L_t}\right)\right\} \quad (۶)$$

که α_t و $(1-\alpha_t)$ به ترتیب کشش محصول نسبت به سرمایه و نیروی کار می‌باشند[۱]. با توجه به معادله (۱)، پسماند سولو به شکل زیر محاسبه خواهد شد؛

$$s_t = \frac{\Delta Y_t}{Y_t} - \left(\alpha_t \frac{\Delta K_t}{K_t} + (1-\alpha_t)\frac{\Delta L_t}{L_t}\right) \quad (۷)$$

که s_t پسماند سولو است. با توجه به معادلات (۶) و (۷) می‌توان گفت پسماند سولو نه تنها شامل رشد TFP است، بلکه دربرگیرنده تغییر تکنولوژیکی تورش‌دار نیز می‌باشد. بنابراین؛

$$s_t = \frac{\Delta A_t}{A_t} + \Delta\alpha_t \,.\, ln\left(\frac{\emptyset_K K_t}{\emptyset_L L_t}\right) \quad (۸)$$

حال، متغیر z_t به عنوان رشد بهره‌وری کل عوامل تولید زولتا[۲] (TFPz) به صورت زیر معرفی می‌شود؛

$$z_t = s_t - \Delta\alpha_t \,.\, ln\left(\frac{K_t}{L_t}\right) \quad (۹)$$

با توجه به معادلات (۸) و (۹) داریم؛

$$z_t = \frac{\Delta A_t}{A_t} + \Delta\alpha_t \,.\, ln\left(\frac{\emptyset_K}{\emptyset_L}\right) \quad (۱۰)$$

معادله (۱۰) را می‌توان به صورت مدل اقتصادسنجی زیر تصریح و برآورد نمود؛

$$z_t = C_0 + C_1 \,.\, \Delta\alpha_t + \rho_t \quad (۱۱)$$

که $C_0 + \rho_t$ برابر $\frac{\Delta A_t}{A_t}$ و C_1 نیز $ln\left(\frac{\emptyset_K}{\emptyset_L}\right)$ خواهد بود. با برآورد معادله (۱۱) می‌توان اثر تغییرات سهم درآمدی سرمایه را بر رشد بهره‌وری کل عوامل اندازه‌گیری نمود.

۳-۲-۲. تغییر تکنولوژیکی کارفزا یا سرمایه‌افزا

اگر تغییرات تکنولوژیکی خنثی نباشد و عامل‌افزا (کارافزا یا سرمایه‌افزا) باشد، معادله (۶) به شکل زیر خواهد بود؛

---

[۱] گفتنی است کشش سرمایه دارای اندیس زمان بوده و با گذشت زمان تغییر می‌کند.

[۲] از آنجا که این محاسبات از مقاله زولتا (۲۰۱۲) گرفته شده است؛ بنابراین، بهره وری کل به دست آمده به همین نام یعنی زولتا نوشته می‌شود.

$$\frac{\Delta Y_t}{Y_t} = \left\{\frac{\Delta A_t}{A_t} + \alpha_t \frac{\Delta A_{Kt}}{A_{Kt}} + (1-\alpha_t)\frac{\Delta A_{Lt}}{A_{Lt}} + \alpha_t \frac{\Delta K_t}{K_t} + (1-\alpha_t)\frac{\Delta L_t}{L_t} + \Delta\alpha_t \,.\, ln\left(\frac{\emptyset_K K_t}{\emptyset_L L_t}\right)\right\} \quad (۱۲)$$

که $\frac{\Delta A_{Kt}}{A_{Kt}}$ و $\frac{\Delta A_{Lt}}{A_{Lt}}$ به ترتیب بیانگر تغییرات تکنولوژیکی سرمایه‌افزا و کارافزا می‌باشند. بنابراین معادلات (۸) و (۱۰) به فرم زیر خواهند بود؛

$$s_t = \left\{\frac{\Delta A_t}{A_t} + \alpha_t \frac{\Delta A_{Kt}}{A_{Kt}} + (1-\alpha_t)\frac{\Delta A_{Lt}}{A_{Lt}} + \Delta\alpha_t \,.\, ln\left(\frac{\emptyset_K K_t}{\emptyset_L L_t}\right)\right\} \quad (۱۳)$$

$$z_t = \left\{\frac{\Delta A_t}{A_t} + \frac{\Delta A_{Lt}}{A_{Lt}} + \Delta\alpha_t \,.\, ln\left(\frac{\emptyset_{K,0}}{\emptyset_{L,0}}\left(1 + \frac{\Delta A_{Kt}}{A_{Kt}} - \frac{\Delta A_{Lt}}{A_{Lt}}\right)\right) + \alpha_t\left(\frac{\Delta A_{Kt}}{A_{Kt}} - \frac{\Delta A_{Lt}}{A_{Lt}}\right)\right\} \quad (۱٤)$$

در نهایت، مدل اقتصادسنجی زیر با توجه به معادله (۱٤) تصریح می‌گردد؛

$$z_t = C_0 + C_1 \,.\, \Delta\alpha_t + C_2 \,.\, \alpha_t + \rho_t \quad (۱۵)$$

که C_1 برابر $ln\left(\frac{\emptyset_{K,0}}{\emptyset_{L,0}}\left(1 + \frac{\Delta A_{Kt}}{A_{Kt}} - \frac{\Delta A_{Lt}}{A_{Lt}}\right)\right)$ ، C_2 معادل $\left(\frac{\Delta A_{Kt}}{A_{Kt}} - \frac{\Delta A_{Lt}}{A_{Lt}}\right)$ و $C_0 + \rho_t$ نیز همان $\frac{\Delta A_t}{A_t} + \frac{\Delta A_{Lt}}{A_{Lt}}$ می‌باشد. با تخمین معادله (۱۵) همزمان می‌توان اثرات سهم درآمدی سرمایه و تغییرات آن را بر رشد بهره‌وری کل به دست آورد. در معادله (۱۵) پارامتر C_1 تفاوت بین تغییرات تکنولوژیکی کارافزا و سرمایه‌افزا را نشان می‌دهد.

رویکرد تشریح شده در مقایسه با روش حسابداری رشد سنتی (سولو) از سه ویژگی برخوردار است. نخست اینکه در این رویکرد تغییرپذیری سهم عوامل تولید در نظر گرفته می‌شود. دوم، مسئله خطای اندازه‌گیری است که تا حد زیادی برطرف می‌گردد و سوم اینکه می‌توان اثرات تغییرات سهم عوامل تولید بر محصول کل را ارزیابی نمود.

در این مقاله از اطلاعات صنایع تولیدی ۳۱ استان کشور دوره ۹۳-۱۳۸۳ استفاده می‌شود. گزارشاتی با عنوان طرح آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیش‌تر سالانه توسط مرکز آمار ایران منتشر می‌شود که در آن اطلاعات مربوط این صنایع تولیدی به تفکیک استان‌های کشور موجود است. با تقسیم جبران خدمات نیروی کار بر ارزش افزوده فعالیت‌های صنعتی، سهم درآمدی نیروی کار حاصل می‌شود. با فرض بازدهی مقیاس ثابت، از آنجا که جمع سهم‌ها برابر یک است، سهم سرمایه نیز به دست می‌آید.

۳-۳. برآورد موجودی سرمایه

با توجه به اهداف تحقیق، نیاز به موجودی سرمایه می‌باشد. با توجه به اینکه در گزارشات طرح آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیش‌تر، داده‌های تشکیل سرمایه ثابت موجود است، می‌توان موجودی سرمایه را محاسبه نمود. در این مقاله از «روش موجودی دائمی»[1] (PIM) برای اندازه‌گیری موجودی سرمایه استفاده می‌شود. این روش توسط سازمان ملل متحد ارایه گردید و می‌توان گفت در بیش‌تر مطالعات تجربی از این روش استفاده می‌شود. بانک مرکزی ایران نیز برای محاسبه موجودی سرمایه در ایران این روش را بکار گرفته است (امینی و نشاط، ۱۳۸٤). موجودی سرمایه با روش موجودی دائمی به صورت زیر می‌باشد؛

$$K_t = I_t + (1-\delta).K_{t-1} \quad , \quad K_\circ = \frac{I_\circ}{\delta + \dot{g}_I} \qquad (۱٦)$$

که K_t و I_t به ترتیب موجودی سرمایه و سرمایه‌گذاری در دوره t بوده و δ و $\dot{g}_I$ نیز به ترتیب بیانگر نرخ استهلاک و متوسط رشد سرمایه‌گذاری طی دوره مورد بررسی هستند. برای محاسبه نیاز نرخ استهلاک می‌باشد، که براساس مطالعات تجربی انجام یافته در ایران این نرخ برای صنایع تولیدی معادل ۵ درصد در نظر گرفته می‌شود (محمودزاده و فتح‌آبادی، ۱۳۹۵ و امینی و نشاط، ۱۳۸٤).

٤. نتایج تجربی

در این مقاله سه هدف دنبال می‌شود. هدف نخست، اندازه‌گیری اثر تغییرات سهم درآمدی سرمایه بر تولید سرانه در صنایع تولیدی استان‌های ایران می‌باشد. هدف دوم، حسابداری رشد اقتصادی صنایع تولیدی به تفکیک استان با در نظر گرفتن این موضوع که سهم درآمدی عوامل تولید ثابت نبوده و طی زمان تغییر می‌کند. هدف سوم، برآورد اثر سهم درآمدی سرمایه و تغییرات آن بر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در قالب داده‌های تلفیقی در ۳۱ استان طی دوره ۹۳-۱۳۸۳ می‌باشد.

---

[1] Perpetual Inventory Method

٤-١. نتایج تجربی اثر تغییر سهم درآمدی سرمایه بر تولید سرانه

در این بخش با کمک معادله (٤) اثر تغییر سهم درآمدی سرمایه بر تولید سرانه صنایع تولیدی به تفکیک استان‌ها در دوره ۹۳-۱۳۸۳ اندازه‌گیری شد. بدین منظور از اطلاعات میانگین سرمایه سرانه، میانگین تولید سرانه و تغییرات سهم درآمدی سرمایه استفاده گردید. نتایج این اندازه‌گیری در جدول (۱) ارایه شده است.

جدول ۱. نتایج تجربی اثر تغییرات سهم درآمدی سرمایه بر تولید سرانه صنایع تولیدی استان‌های ایران؛ ۹۳-۱۳۸۳

استان	میانگین تولید سرانه (هزار ریال) (۱)	میانگین تغییر سهم درآمدی سرمایه (۲)	میانگین سرمایه سرانه		اثر بر تولید (مقدار)		اثر بر تولید (درصد)	
			(۳) هزار ریال	(٤) ده هزار ریال	(٥) هزار ریال	(٦) ده‌هزار ریال	(۷) هزار ریال	(۸) ده‌هزار ریال
آذربایجان شرقی	۱۵۲۰/۹	-۰/۰۱	۲۱۵۵/٦	۲۱/٦	-۱۱٦/۹	-٤٦/۸	-۷/۷	-۳/۱
آذربایجان غربی	۱۰۲۲	-۰/۰۰۱	۸۵۲/۸	۸/۵	-۸/۹	-۲/۸	-۰/۹	-۰/۳
اردبیل	۹۹۰/٤	-۰/۰۰٦	٤۵۷/٤	٤/٦	-۳٤	-۸/٤	-۳/٤	-۰/۹
اصفهان	۲۲٤۳	-۰/۰۱۲	۱۰٦۷/٤	۱۰/۷	-۱۹۰/۹	-٦٤/۸	-۸/۵	-۲/۹
البرز	۱۲۱۱/۱	۰/۰۰۳	٤۲۸/۳	٤/۳	۲٤/۲	۵/۸	۲	۰/۵
ایلام	۱٦۳۲/۸	۰/۰۰۹	۱۱٤۲/۸	۱۱/٤	۱۰٦/۲	۳٦/۸	٦/۵	۲/۳
بوشهر	۱۰۵٦۷	۰/۰۰۲	۱۱۲۲٦/۵	۱۱۲/۳	۲۳۳/۵	۱۱۸/۲	۲/۲	۱/۱
تهران	۱٦۹۱/۱	-۰/۰۰۵	۷۳۳/۵	۷/۷	-۵۷/۳	-۱۷/٦	-۳/٤	-۱
چهارمحال و بختیاری	۹۷۷	۰/۰۰۹	۱۲۳٦	۱۲/٤	۵۹/۹	۲۱/۲	٦/۱	۲/۲
خراسان جنوبی	۱۱۰۹/۳	۰/۰۰٤	٦۰۵	٦/۱	۲٦/۸	۷/۵	۲/٤	۰/۷
خراسان رضوی	۹٤٤	۰/۰۰۸	۵۸۸/۸	۵/۹	٤۹/۸	۱۳/۹	۵/۳	۱/۵
خراسان شمالی	۲۱۱٤/۳	-۰/۰۰۸	٦٤۲/۹	٦/٤	-۱۰۷/۷	-۳۱	-۵/۱	-۱/۵
خوزستان	٤۲۵٦/۱	۰/۰۰۱	۳۰٦۲/۷	۳۰/٦	۳۸/۷	۱٦/۵	۰/۹	۰/٤
زنجان	۱٤۱٤/۱	۰/۰۰۷	۸۹۹/۸	۹	٦۸/٦	۲۲/۲	٤/۹	۱/٦
سمنان	۱۰٦۰/٦	-۰/۰۰٤	٤۵٦/٦	٤/٦	-۲۸/۸	-۷/۱	-۲/۷	-۰/۷
سیستان و بلوچستان	۱۲۵۲/٦	۰/۰۰۹	۵٦۱/۷	۵/٦	۷۲/۳	۱۹/۷	۵/۸	۱/٦
فارس	۱٦٤۸	۰/۰۰۳	٦۰٦/۵	٦/۱	۳۵/۱	۹/۹	۲/۱	۰/٦
قزوین	۱۳۸۹/۲	۰/۰۱۳	۸۰۱	۸	۱۲٤/٦	۳۸/۸	۹	۲/۸
قم	۸۵۰/۹	-۰/۰۰٦	٤۳۳/٤	٤/۳	-۲۸/٤	-٦/۹	-۳/۳	-۰/۸
کردستان	۱۰۲۵/۷	-۰/۰۰۵	۸٦۰/۳	۸/٦	-۳۱/۷	-۱۰/۱	-۳/۱	-۱
کرمان	۳۳٦۵/۷	۰/۰۰٦	۱٦۲۰/۱	۱٦/۲	۱٦۰/٦	٦۰/۵	٤/۸	۱/۸

استان	میانگین تولید سرانه (هزار ریال) (۱)	میانگین تغییر سهم درآمدی سرمایه (۲)	میانگین سرمایه سرانه		اثر بر تولید (مقدار)		اثر بر تولید (درصد)	
			(۳) هزار ریال	(٤) ده هزار ریال	(٥) هزار ریال	(٦) ده‌هزار ریال	(۷) هزار ریال	(۸) ده‌هزار ریال
کرمانشاه	۱۹۲۸/٦	۰/۰۰۷	۱۳٥٤/۸	۱۳/٥	۹۸/٤	۳٥/٦	٥/۱	۱/۸
کهگیلویه و بویراحمد	۱۰۲۹	-۰/۰٤٤	۹۸۱/۹	۹/۸	-۳۱۳/۹	-۱۰٤/۱	-۳۰/٥	-۱۰/۱
گلستان	۸۸۲/٤	۰/۰۰٦	٦۱٥/٤	٦/۲	۳٥/۱	۹/۹	٤	۱/۱
گیلان	۹۱۹/۷	۰/۰۱٦	۷٥٦	۷/٦	۹٥	۲۹	۱۰/۳	۳/۲
لرستان	۱۳۲۱/۱	۰/۰۰۲	٦۱۳/٥	٦/۱	۱۹/٥	٥/٥	۱/٥	۰/٤
مازندران	۱۰۲۸/۳	۰/۰۰۳	٥٥۸	٥/٦	۱۷/۷	٤/۸	۱/۷	۰/٥
مرکزی	۱۹٦٥/٤	۰/۰۰۰۱	۸۸٥/۱	۸/۹	-۲/٤	-۰/۸	-۰/۱	۰
هرمزگان	٤٦۹٤/۳	-۰/۰۰٤	۱٦٦۸/٤	۱٦/۷	-۱٤۷/۷	-٥٦	-۳/۱	-۱/۲
همدان	۱۰٤۱	۰/۰۰۲	۸٦۹/۳	۸/۷	۱۳/٥	٤/۳	۱/۳	۰/٤
یزد	۱۳٥٥/۸	۰/۰۱٦	۷۷۱/٦	۷/۷	۱٤٥	٤٤/٥	۱۰/۷	۳/۳
میانگین	۱۸۸٥/٥	۰/۰۰۱	۱۲۷٥/۹	۱۲/۸	۱۱/٥	٤/۸	۰/٥	۰/۱

منبع: مرکز آمار ایران و محاسبات مقاله

در ستون‌های (۱) میانگین تولید سرانه (به قیمت ثابت ۱۳۹۰) به هزار ریال و در ستون (۲) میانگین تغییرات سهم درآمدی سرمایه ارایه شده است. پیش‌تر بیان شد که واحد اندازه‌گیری سرمایه سرانه در میزان اثرگذاری تغییر سهم سرمایه بر تولید سرانه مهم است؛ به همین دلیل در ستون‌های (۳) و (٤) میانگین درآمد سرانه (به قیمت ثابت ۱۳۹۰) به هزار و ده‌هزار ریال مشخص شده است.

در ستون‌های (٥) و (٦) براساس معادله (٤) اثر تغییر سهم درآمدی سرمایه بر تولید سرانه نمایش داده شده است. در نهایت، در ستون‌های (۷) و (۸) اثر این تغییرات به صورت درصدی از تولید سرانه ارایه گردیده است.

نخستین موضوعی که روشن است، تغییر سهم سرمایه بر تولید سرانه صنایع تولیدی استان‌ها اثرگذار بوده است. هر چند این اثر بر همه استان‌ها یکسان نبوده؛ اما در استان‌هایی مانند یزد و قزوین و گیلان حدود ۱۰ درصد تولید سرانه بوده و در استانی مانند کهگیلویه و بویراحمد، تغییر سهم سرمایه اثر منفی بر رشد داشته و ۳۰ درصد تولید سرانه بوده است. موضوع دوم که باید به آن اشاره کرد این است که با اندازه‌گیری سرمایه سرانه به ده هزار ریال،

اندازه اثر نیز تغییر می‌یابد؛ مثلا در استان کهکیلویه و بویراحمد این اختلاف نزدیک به ۲۰ درصد می‌باشد. این نتایج بیانگر آن است که اثر تغییر سهم سرمایه بر اقتصاد غیرقابل چشم‌پوشی است. هم‌چنین واحدهای اندازه‌گیری موجودی سرمایه مورد استفاده، برآورد اثر را تحت تاثیر قرار می‌دهد.

٤-۲. نتایج تجربی حسابداری رشد اقتصادی

هدف دوم مقاله، حسابداری رشد اقتصادی صنایع تولیدی به تفکیک استان‌های ایران در دوره ۹۳-۱۳۸۳ می‌باشد. بدین منظور از رویکرد زولتا (۲۰۱۲) بهره گرفته شد که در آن سهم درآمدی سرمایه متغیر بوده و تغییرات تکنولوژیکی از نوع خنثی هیکس می‌باشد. بدین منظور، نخست با تقسیم جبران خدمات نیروی کار بر ارزش افزوده صنایع، سهم درآمدی نیروی کار محاسبه و به دنبال آن سهم درآمدی موجودی سرمایه به دست آمد. در ادامه به کمک داده‌های تشکیل سرمایه ثابت و با روش موجودی دایمی (PIM) موجودی سرمایه صنایع اندازه‌گیری شد. در نهایت، با محاسبه میانگین رشد ارزش افزوده، نیروی کار و سرمایه فیزیکی، با استفاده از معادلات (۷) تا (۱۰)، سهم عوامل تولید، بهره‌وری کل عوامل تولید و تغییر سهم درآمدی سرمایه از رشد اقتصادی محاسبه گردید، که نتایج در جدول (۲) آورده شده است.

در ستون (۱) متوسط رشد اقتصادی صنایع تولیدی استان‌ها در دوره مورد بررسی ارایه شده که سالانه حدود ٥/٦ درصد می‌باشد. استان بوشهر با متوسط رشد ۲۰/۳ درصد بیش‌ترین و استان آذربایجان شرقی با منفی ۲/۳ درصد کم‌ترین رشد را داشته‌اند. ستون‌های (۲) و (۳) نشان می‌دهند متوسط رشد موجودی سرمایه استان‌ها ۱۸ درصد بوده که استان بوشهر با ۲۰۰ درصد و آذربایجان شرقی با منفی ۱۳/۸ درصد به ترتیب بیش‌ترین و کم‌ترین رشد موجودی سرمایه را تجربه کرده‌اند. هم‌چنین متوسط سهم موجودی سرمایه از رشد اقتصادی ۲۰۰ درصد می‌باشد که استان بوشهر با ۹۳۰ درصد بالاترین سهم را داراست. نتایج ستون‌های (٤) و (٥) بیانگر آن است متوسط رشد نیروی کار و سهم آن از رشد اقتصادی در دوره مورد بررسی به ترتیب ۳/۹ و ۱۱/٤ درصد می‌باشد. استان کرمان با رشد ۱۲/۹ درصدی بیش‌ترین رشد نیروی کار و استان اردبیل با ۸٦ درصد بیش‌ترین سهم نیروی کار از رشد را داشته‌اند. استان

آذربایجان غربی تنها استانی است که رشد منفی در اشتغال را دارا بوده است. اثر تغییر سهم سرمایه بر رشد تولید با معادله (۹) سنجش گردیده و در ستون‌های (٦) و (۷) ارایه شده است. نتایج حکایت از آن دارد متوسط این اثر در استان‌ها طی دوره ۹۳-۱۳۸۳ کمتر از یک درصد بوده، که سهمی برابر ۲۹/٦ درصدی از رشد اقتصادی صنایع تولیدی داشته است. در این میان استان آذربایجان شرقی بیشترین سهم را از این تغییر سهم در رشد اقتصادی خود در بین تمامی استان‌ها با ۳۳۲ درصد داشته است. در ستون‌های (۸) و (۹) نیز رشد بهره‌وری کل عوامل زولتا آمده است که از تفاوت پسماند سولو (ستون ۱۰) و اثر تغییر سهم سرمایه بر رشد (ستون ٦) حاصل شده است. در واقع زولتا (۲۰۱۲) بر این باور است بخشی از رشد اقتصادی مربوط به تغییرات سهم سرمایه در طول زمان می باشد. بنابراین باید این اثر از پسماند سولو کاسته شود و مابقی بهره‌وری کل عوامل خواهد بود. در حقیقت این تغییر سهم به دلیل تغییرات تکنولوژیکی تورش‌دار بوده که با گذر زمان رخ خواهد داد.

جدول ۲. حسابداری رشد اقتصادی صنایع تولیدی استان‌های ایران، ۹۳-۱۳۸۳

استان	رشد اقتصادی	موجودی سرمایه		نیروی کار		اثر تغییر سهم سرمایه بر رشد		TFP زولتا		پسماند سولو
	(۱)	رشد (۲)	سهم از رشد(۳)	رشد (٤)	سهم از رشد(٥)	مقدار (٦)	سهم از رشد(۷)	مقدار (۸)	سهم از رشد(۹)	(۱۰)
آذربایجان شرقی	-۲/۳	-۱۳/۸	٤٥۳/۷	۳/٤	-۳٥/۳	-۷/۷	۳۳۱/۷	۱٥/۱	-٦٥۰	۷/٤
آذربایجان غربی	۰/۳	۱/۲	۲٦۸/۹	-۰/۲	-۱۲/۲	-۰/۹	-۲٦۹/٦	۰/٤	۱۱۲/۹	-۰/٥
اردبیل	۱/۱	۸/۹	٥٦۷/٥	۳/٤	۸٦/۱	-۳/٤	-۳۰٤/۸	-۲/۸	-۲٤۸/۸	-٦/۲
اصفهان	-۱/۱	٥/٦	-۳۹۷	۱/۸	-۲۸/۳	-۸/٥	-۷٤۰/۹	۲/٥	-۲۱٥/٦	-٦
البرز	٥/۹	۲۰/٦	۲٤۷/٥	½	۱۰/۲	۲	۳۳/۹	-۱۱/۳	-۱۹۱/٦	-۹/۳
ایلام	٥/۹	۲۷/۷	۳۷۰/۲	۲/۳	۸/۳	٦/٥	۱۱۰/۷	-۲۲/۹	-۳۸۹/۲	-۱٦/٤
بوشهر	۲۰/۳	۲۰۰/۸	۹۳۰/۷	۱۰	۳	۲/۲	۱۰/۹	-۱۷۱/۱	-۸٤٤/٦	-۱٦۸/۹
تهران	۱/۳	۰/۸	٤۳/٥	۰/۲	٤/٦	-۳/٤	-۲۷۲/۹	٤	۳۲٤/۸	۰/٦
چهارمحال و بختیاری	۱۰/۳	۳۰/٥	۲۱۰/٤	۸/٤	۲۳/۷	٦/۱	٥۹/٦	-۱۹/۹	-۱۹۳/۷	-۱۳/۸
خراسان جنوبی	٤/۷	٤۱/٥	٦۳۹	٥/٦	۳۳/٤	۲/٤	٥۱/٤	-۲۹/۳	-٦۲۳/۷	-۲٦/۹
خراسان رضی	٥/٥	-۱/٦	-۲۰/۳	۱/۱	٦/۲	٥/۳	۹٦/۳	۱	۱۷/۸	٦/۳
خراسان شمالی	٦/٦	٤٥/۲	٥٤۱/٥	۸/٦	۲۸	-٥/۱	-۷۷/٦	-۲٥/۷	-۳۹۱/۹	-۳۰/۸
خوزستان	۸	۱۱/٦	۱۲۱/۹	٥/۳	۱۰/۷	۰/۹	۱۱/۳	-۳/٥	-٤۳/۹	-۲/٦
زنجان	٤	۱/٦	۲۹/۲	۲/۱	۱۳/۳	٤/۹	۱۲۱/۸	-۲/٦	-٦٤/۳	۲/۳

استان	رشد اقتصادی	موجودی سرمایه		نیروی کار		اثر تغییر سهم سرمایه بر رشد		TFP زولتا		پسماند سولو
	(۱)	رشد (۲)	سهم از رشد(۳)	رشد (٤)	سهم از رشد(٥)	مقدار (٦)	سهم از رشد(۷)	مقدار (۸)	سهم از رشد(۹)	(۱۰)
سمنان	۳/۹	۱۰/٦	۲۱٤	۳/۲	۱۷/٥	-۲/۷	-٦۹/۷	-۲/٤	-٦۱/۷	-٥/۱
سیستان و بلوچستان	٥/۲	۳/۲	٤٥/٦	۰/٤	۲/۲	٥/۸	۱۱۰/۱	-۳	-٥۸	۲/۷
فارس	۳/۷	٥/۸	۱۲۰/٤	۰/۹	٥/٥	۲/۱	٥۸/۲	-۳/۱	-۸٤	-۰/۹
قزوین	٦/۲	۸/۲	۹٦/۳	۲/۷	۱۱/۷	۹	۱٤٤/٦	-۹/٥	-۱٥۲/٦	-۰/٥
قم	-۱/٤	٥	-۲٥۱/۲	۱/۷	-۳۲/٤	-۳/۳	۲۳۲/٤	-۲/۲	۱٥۱/۲	-٥/٥
کردستان	۱/۹	٥/۱	۱۹۹/۱	۲/٦	۳٥/۳	-۳/۱	-۱٦۲/٦	۰/٥	۲۸/۱	-۲/٦
کرمان	۱٤/۹	۲۳/۱	۱۲۹/۱	۱۲/۹	۱٤/۳	٤/۸	۳۱/۹	-۱۱/۳	-۷٥/۳	-٦/٥
کرمانشاه	۱۳/۱	۲۲	۱۳٦/٤	٤/۲	٦/۱	٥/۱	۳۹	-۱۰/۷	-۸۱/٥	-٥/٦
کهگیلویه و بویراحمد	۱۰/٤	۲۳/۳	۱٤۰/۸	۱۱/٤	٤۰/٥	-۳۰/٥	-۲۹۳/۲	۲۲	۲۱۱/۸	-۸/٥
گلستان	۸/۲	۷/۷	٦٦/٦	٦/۲	۲۲/۲	٤	٤۸/٦	-۳/۱	-۳۷/٤	۰/۹
گیلان	٥/۱	٥	٦٥/۷	۰/۳	۱/۷	۱۰/۳	۲۰٤/٤	-۸/۷	-۱۷۱/۸	۱/٦
لرستان	-۰/۷	-۱/٥	۱۷۲/۱	۰/٤	-۱٦/۱	۱/٥	-۲۲۳/۹	-۱/۱	۱٦۷/۹	۰/٤
مازندران	٤/٤	٤/۲	٦۷/۷	٤	۲۷/۲	۱/۷	۳۹/۳	-۱/٥	-۳٤/۳	۰/۲
مرکزی	۱/٤	۸/۲	٤٤۸/٥	۱/٤	۱۹/٥	-۰/۱	-۸/٤	-٥/۲	-۳٥۹/٦	-٥/۳
هرمزگان	۱۲	۱۷/۳	۱۲٥/۲	۸/۱	۹/۱	-۳/۱	-۲٦/۳	-۱	-۸	-٤/۱
همدان	۲/۳	۸/٥	۲٦۷/٥	۲/۸	۳۱/۲	۱/۳	٥٥/٦	-٥/۹	-۲٥٤/۲	-٤/٦
یزد	۱۱/۲	۲۰/۹	۱٤٦/۱	۳/۸	۷/۳	۱۰/۷	۹٥/٤	-۱٦/۷	-۱٤۸/۷	-٦
میانگین	٥/٦	۱۸	۱۹۹/۹	۳/۹	۱۱/٤	۰/٥	۲۹/٦	-۱۰/٦	-۱٤۱	-۱۰/۱

منبع: مرکز آمار ایران و محاسبات مقاله

یافته‌ها نشان می‌دهد بهره‌وری کل عوامل متوسط سالانه ۱۰/٦ درصد در صنایع تولیدی کاهش یافته است که استان بوشهر با کاهش ۱۷۱ درصدی بیشترین پسرفت را در زمینه بهره‌وری داشته است. در مقابل، استان‌های کهگیلویه و بویراحمد و آذربایجان شرقی به ترتیب با ۲۲ و ۱۵ درصد رشد مثبت، بهترین عملکرد را از این نظر داشته‌اند.

افزون بر این، متوسط سهم بهره‌وری از رشد اقتصادی صنایع تولیدی در دوره مورد بررسی ۱٤۱ درصد می‌باشد که استان‌های تهران با ۳۲٤ و بوشهر با ۸٤٥- درصد به ترتیب بیش‌ترین و کم‌ترین سهم بهره‌وری را از رشد اقتصادی خود دارا بوده‌اند.

نکته قابل توجه این است که با وجود کاهش سرمایه‌گذاری در سرمایه فیزیکی در استان آذربایجان شرقی و اثر منفی تغییر سهم سرمایه بر رشد اقتصادی این استان، اما بهره‌وری کل عوامل تولید در این استان با رشد مثبت ۱۵ درصدی روبرو بوده است. این نشان از آن دارد که این استان بر رشد بهره‌وری بیش از سرمایه‌گذاری فیزیکی تاکید داشته است. در مقابل، استان بوشهر با وجود سرمایه‌گذاری فیزیکی عظیم (متوسط ۲۰۰ درصد سالانه)، اما بهره‌وری کل عوامل تولید با رشد منفی ۱۷۱ درصدی مواجه بوده است.

در واقع، از ۳۱ استان کشور فقط ۷ استان آذربایجان شرقی، غربی، اصفهان، تهران، خراسان رضوی، کردستان و کهگیلویه و بویراحمد بهبود بهره‌وری را تجربه کرده‌اند. در نهایت، متوسط رشد سالانه پسماند سولو در دوره مورد مطالعه برابر ۱۰/۱- می‌باشد. طبق روال رایج، استان آذربایجان شرقی با رشد ۷/٤ درصدی بهترین وضعیت و استان بوشهر نیز با رشد ١٦٩- درصد ضعیف‌ترین عملکرد را از این نظر در میان صنایع تولیدی استان‌های ایران داشته‌اند.

٤-۳. برآورد اثر سهم درآمدی سرمایه و تغییرات آن بر رشد بهره‌وری کل عوامل

هدف سوم مقاله ارزیابی اثرات سهم درآمدی سرمایه بر رشد بهره‌وری کل عوامل صنایع تولیدی استان‌های ایران است. بدین منظور، بعد از محاسبه رشد بهره‌وری کل عوامل زولتا (TFPz)، از آن به عنوان متغیر وابسته در معادلات (۱۱) و (۱۵) استفاده گردید. در معادله (۱۱) فقط تغییرات سهم درآمدی سرمایه به عنوان متغیر توضیحی در مدل لحاظ شده؛ در حالی که در معادله (۱۵) سهم درآمدی سرمایه نیز اضافه گردیده است.

مدل‌های تصریح شده با استفاده از روش «داده‌های تابلویی» برای صنایع تولیدی ۳۱ استان کشور در دوره ۹۳-۱۳۸۳ برآورد شد. از چالش‌های روش یاد شده، انتخاب روش تخمین مناسب جهت تحلیل نتایج می‌باشد. بدین‌منظور، برای انتخاب بین روش حداقل مربعات تلفیقی[1](PLS) و اثرات ثابت[2](FE) از آزمون[3] و برای انتخاب بین روش اثرات ثابت و اثرات تصادفی[4](RE)، از آزمون «هاسمن»[5] استفاده می‌شود.

---

[1] Pooled Least Squares
[2] Fixed Effects
[3] Leamer F Test
[4] Random Effects
[5] Hausman Test

نتیجه آزمون «F لیمر» نشان می‌دهد که آیا مدل دارای عرض از مبداءهای جداگانه برای مقاطع می‌باشد؟ رد فرضیه صفر در این آزمون بیانگر وجود عرض از مبداء جداگانه برای مقاطع می‌باشد. در این صورت برای انتخاب بین اثرات ثابت و تصادفی، آزمون هاسمن انجام می‌گیرد. رد فرضیه صفر آزمون هاسمن نیز دال بر مناسب بودن روش اثرات ثابت می‌باشد. در واقع، وجود عرض از مبداء جداگانه در مدل برای کنترل اثرات خاص انفرادی غیرقابل مشاهده می‌باشد (بالتاجی[1]، ۲۰۱٤). نتایج آزمون‌ها حاکی از آن است که روش مناسب برای تحلیل اثر سهم درآمدی سرمایه و تغییرات آن بر رشد بهره‌وری کل عوامل، حداقل مربعات تلفیقی (PLS) می‌باشد.

جدول ۳. اثر سهم درآمدی سرمایه و تغییرات آن بر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید

متغیر	مدل اول		مدل دوم	
	(۱)	(۲)	(۳)	(٤)
عرض از مبداء	-۰/۰۲** (۰/۰۱)	-	-۰/۰۸ (۰/۱۵)	-
بهره‌وری کل با یک وقفه	–	۰/۰٤* (۰/۰۰۰۱)	–	۰/۰٤* (۰/۰۰۱)
تغییرات سهم درآمدی سرمایه	۲/٦٤* (۰/۲٦)	۰/۲۳* (۰/۰٤)	۲/٦٦* (۰/۲٦)	۰/۵۹* (۰/۰۹)
سهم درآمدی سرمایه	–	–	۰/۰۸ (۰/۲۱)	۰/۵۷* (۰/۱۱)
ضریب تعیین	۰/۲۵	–	۰/۲۸	-
آماره F لیمر	۱/۰۱	–	۱/۱٦	-
آماره هاسمن	–	–	–	-
آماره سارگان	-	۳۰/۵	-	۲۷/۸
رتبه ابزاری	–	۳۱	–	۳۱
AR(1)	-	-۱/۰۹	-	-۱/۰۸

[1] Baltagi

متغیر	مدل اول		مدل دوم	
	(۱)	(۲)	(۳)	(٤)
AR(2)	-	-۱/۲	-	-۱/۰۲
روش برآورد	حداقل مربعات تلفیقی (PLS)	گشتاورهای تعمیم‌یافته(GMM)	حداقل مربعات تلفیقی (PLS)	گشتاورهای تعمیم‌یافته(GMM)
تعداد استان	۳۱	۳۱	۳۱	۳۱
تعداد مشاهدات	۳۱۰	۲٤۸	۳۱۰	۲٤۸
* و ** به ترتیب معنادار در سطح معنای ۱ و ۵ درصد؛ اعداد داخل پرانتز انحراف معیار هستند.				

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج برآورد PLS مدل (۱۱) در ستون (۱) و مدل (۱۵) در ستون (۳) و نتایج برآوردهای گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) در ستون‌های (۲) و (٤) جدول (۳) ارایه شده است. نتایج آزمون‌های خودهمبستگی مرتبه اول و دوم یعنی AR(1) و AR(2) نشان از عدم وجود خودهمبستگی سریالی اجزاء اخلال است. هم‌چنین نتایج آزمون سارگان حاکی از آن است ابزارهای در نظر گرفته شده معتبر بوده و از این نظر تخمین‌ها دارای تورش بیش برآورد نشده‌اند. به عبارت دیگر، حتی اگر متغیرهای توضیحی درون‌زا باشند، نتایج برآوردها سازگار خواهند بود.

یافته‌ها نشان می‌دهد تغییرات سهم درآمدی سرمایه در هر دو مدل اثر مثبت و معنادار بر رشد بهره‌وری کل عوامل (TFP) دارد. در مقابل، سهم درآمدی اثر مثبت اما غیرمعنادار بر رشد بهره‌وری در صنایع تولیدی استان‌های ایران در دوره ۹۳-۱۳۸۳ دارد. نظر به نتایج، با تغییر سهم درآمدی سرمایه به میزان ۱ درصد، بهره‌وری کل عوامل به میزان ۲/٦ درصد بهبود می‌یابد. در واقع، اثرگذاری تغییر سهم درآمدی از طریق نسبت فراوانی عوامل تولید بر رشد بهروری کل و در نهایت رشد اقتصادی اثر می‌گذارد. این تفسیر زمانی درست است که تغییرات تکنولوژیکی از نوع خنثی هیکس باشد. اما در معادله (۱۵) که تغییرات تکنولوژیکی خنثی نبوده و از نوع عامل‌افزا می‌باشد، علاوه بر فراوانی عوامل تولید، اثرگذاری تغییرات سهم درآمدی سرمایه از طریق تفاوت بین تغییرات تکنولوژیکی کارافزا و سرمایه‌افزا بر رشد بهره‌وری و محصول کل اثر می‌گذارد.

به عبارت دیگر، ضریب برآوردی متغیر تغییر سهم سرمایه(C_1) بیانگر تفاوت بین تغییرات تکنولوژیکی سرمایه‌افزا و کارافزا می‌باشد. اما، ضریب برآوردی سهم سرمایه (C_2) نشان‌دهنده مجموع تغییرات تکنولوژیکی کارافزا و خنثی هیکس می‌باشد. عرض از مبداء ستون (۱) شامل تغییرات تکنولوژیکی خنثی هیکس بوده که در سطح معنای پنج درصد معنادار است؛ در حالی که عرض از مبداء ستون (۲) در برگیرنده مجموع تغییرات تکنولوژیکی کارافزا و خنثی هیکس می‌باشد، اما معنادار نیست.

نتیجه اینکه در دوره مورد بررسی سهم درآمدی اثر معنادار بر رشد بهره‌وری نداشته است؛ اما تغییرات آن بر بهره‌وری و رشد اقتصادی اثر مثبت و معنادار دارد. نتایج برآورد مدل پویا نیز همانند نتایج مدل ایستا می‌باشد. برآوردها نشان می‌دهد بهره‌وری کل با یک وقفه اثر مثبت و معنادار در سطح معنای ۱ درصد بر بهره‌وری کل دارد. علاوه بر این در مدل پویا، اثر متغیر سهم درآمدی سرمایه بر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید بر خلاف مدل ایستا معنادار است. بنابراین، می‌توان بیان داشت، مجموع تغییرات تکنولوژیکی کارافزا و خنثی هیکس سبب افزایش بهره‌وری کل عوامل تولید صنایع کارخانه‌ای استان‌های ایران شده است.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

بیشتر مطالعات تجربی هنگام تحلیل منابع رشد اقتصادی، سهم درآمدی عوامل تولید (نیروی کار و سرمایه) را ثابت در نظر می‌گیرند. براین اساس، پرسش مهم این است در صورت تغییر سهم درآمدی عوامل تولید، اثر این تغییرات بر درآمد سرانه چگونه خواهد بود؟

استفاده از توابع تولید سنتی مانند کاب- داگلاس برای پاسخ به این سوال زمانی مناسب خواهد بود که سهم درآمدی عوامل تولید ثابت بوده و قیمت عوامل تولید نیز از طریق بهره‌وری نهایی هر یک تعیین شود؛ در این صورت، کشش محصول نسبت به هر یک از عوامل تولید نیز ثابت خواهد بود. شواهد آماری نشان می‌دهد سهم عوامل تولید بخصوص عوامل تجدیدپذیر طی زمان ثابت نبوده و دارای روند زمانی است.

این مقاله برای دست‌یابی به سه هدف زیر انجام یافت؛ نخست، اندازه‌گیری اثر تغییر سهم درآمدی سرمایه بر تولید سرانه؛ دوم، حسابداری رشد اقتصادی و محاسبه رشد بهره‌وری کل عوامل تولید با این فرض که سهم درآمدی سرمایه دارای روند زمانی است و در نهایت، هدف

سوم، برآورد اثر سهم درآمدی سرمایه و تغییرات آن بر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید می‌باشد.

برای دست‌یابی به اهداف مقاله، از رویکرد زولتا (۲۰۱۲) استفاده گردید. این رهیافت در مقایسه با روش حسابداری رشد سنتی (سولو) از سه ویژگی برخوردار است. نخست اینکه در مدل‌سازی، تغییرپذیری سهم عوامل تولید در نظر گرفته می‌شود؛ دوم، مسئله خطای اندازه‌گیری تا حد زیادی برطرف می‌گردد و سوم، می‌توان اثرات تغییرات سهم عوامل تولید بر محصول کل را ارزیابی نمود. بدین منظور، داده‌های ارزش افزوده، موجودی سرمایه، نیروی کار و جبران خدمات نیروی کار صنایع تولیدی به تفکیک ۳۱ استان ایران در دوره ۹۳-۱۳۸۳ جمع‌آوری شد.

نتایج تجربی اثر تغییر سهم درآمدی سرمایه بر تولید سرانه نشان داد تغییر سهم سرمایه بر تولید سرانه صنایع تولیدی استان‌ها اثرگذار بوده و متوسط سالانه ۱۱/۵ هزار ریال افزایش داده است. تغییر واحد اندازه‌گیری موجودی سرمایه سرانه بر میزان اثرگذاری سهم سرمایه موثر است؛ مثلا با تغییر واحد از هزار ریال به ده هزار ریال، در استان کهگیلویه و بویراحمد اختلاف اثر نزدیک به ۲۰ درصد می‌باشد.

رشد اقتصادی صنایع تولیدی استان‌ها در دوره مورد بررسی متوسط سالانه ٥/٦ درصد بوده است. نتایج حسابداری رشد حاکی از آن است سهم عوامل تولید کلاسیک (نیروی کار و سرمایه) از رشد اقتصادی به ترتیب ۱۱/٤ و ۲۰۰ درصد بوده است. علاوه بر این، سهم تغییر سهم درآمدی سرمایه از رشد اقتصادی ۳۰ درصد و سهم TFP زولتا نیز منفی ۱٤۱ درصد سالانه می‌باشد.

در نهایت، نتایج برآورد حداقل مربعات تلفیقی (PLS) اثر سهم درآمدی سرمایه و تغییرات آن بر رشد بهره‌وری کل نشان داد تغییرات سهم درآمدی اثر مثبت و معنادار بر رشد TFP دارد؛ سهم درآمدی نیز در دوره مورد مطالعه در مدل ایستا اثر معنادار نداشته؛ اما در مدل پویا اثر معنادار بر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید دارد. با تغییر ۱ درصدی سهم درآمدی، TFP به اندازه ۲/٦ درصد افزایش می‌یابد که این اثرگذاری به دلیل تغییر نسبت فراوانی عوامل تولید و تغییرات تکنولوژیکی در صنایع تولیدی استان‌های ایران می‌باشد.

نتایج این مقاله با دیدگاه عجم اوغلو[1](۲۰۰۳) در خصوص تغییرات تکنولوژیکی تورش‌دار همسو است. وی بر این باور است در بلندمدت تغییرات تکنولوژیکی به سمت افزایش کارایی نیروی کار و کاهش کارایی سرمایه حرکت می‌کند. هم‌چنین او معتقد است اگر کشش جانشینی کمتر از یک باشد، سهم‌های درآمدی در میان‌مدت می‌توانند با نوسان همراه باشند.

شهیکی‌تاش، نوروزی، رحیمی (۱۳۹۲) نشان داده‌اند کشش جانشینی بین سرمایه و نیروی کار صنایع تولیدی ایران کم‌تر از یک است. در ادبیات حسابداری رشد بیان می‌شود آن بخش از تولید که به وسیله عوامل تولید سنتی یعنی نیروی کار و سرمایه توضیح داده نمی‌شود، به عامل بهره‌وری کل منتسب می‌گردد که گاهی از آن به عنوان باقیمانده یاد می‌شود. این باقیمانده‌ها می‌توانند به پیشرفت فناوری که منجر به افزایش بهره‌وری می‌شود، نسبت داده شوند.

فناوری در حسابداری رشد، محدود به ماشین‌آلات نیست، در واقع در برگیرنده نیروی کار سازمان، قوانین دولتی و سطح سواد است. بنابراین، لازم است تصمیم‌گیران علاوه بر بهبود بهره‌وری نیروی کار از طریق انباشت سرمایه انسانی کارآمد و استفاده مناسب از آن و ارتقای کارایی سرمایه از طریق تخصیص بهینه آن با توجه به توجیهات اقتصادی، فنی و مالی، باید به عوامل ارتقای بهره‌وری کل عوامل تولید به عنوان مهم‌ترین عنصر پیشرفت تولید در فرایند رشد اقتصادی صنعت کارخانه‌ای ایران توجه ویژه‌ای نمایند.

منابع

- امینی، علی‌رضا، نشاط، حاجی محمد (۱۳۸٤). برآورد سری زمانی موجودی سرمایه در اقتصاد ایران طی دوره ۸۱-۱۳۳۸، *مجله برنامه و بودجه*، ۹۰: ۸٦-۵۳.
- بهبودی، داود، منتظری شورکچالی، جلال (۱۳۹۰). بررسی بهره‌وری کل عوامل در ایران در چارچوب حسابداری رشد (۸۷-۱۳٤۵). *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۳: ۷۱-٤۹.
- شهیکی تاش، محمدنبی، نوروزی، علی، رحیمی، غلامعلی (۱۳۹۲). صرفه‌های مقیاس، سطح تولید بهینه و کشش جانشینی در صنایع انرژی ایران، *فصلنامه اقتصاد محیط زیست و انرژی*، ۲(٦): ۱۰۵-۷۵.

[1] Acemoglu

- عیسی‌زاده، سعید، صوفی مجیدپور، مسعود (۱۳۹٦). رشد بهره‌وری کل عوامل تولید، پیشرفت تکنولوژیکی، تغییرات کارایی: شواهدی تجربی از صنایع تولیدی ایران، *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، ٤(٤۰): ٤۸-۲۹.

- کمیجانی، اکبر، محمودزاده، محمود (۱۳۸۷). نقش فناوری اطلاعات و ارتباطات در رشد اقتصادی ایران (رهیافت حسابداری رشد)، *پژوهشنامه اقتصادی*، ۲(۲۹): ۱۰۷-۷۵.

- محمودزاده، محمود، فتح‌آبادی، مهدی (۱۳۹۵). عوامل پیشران بهره‌وری کل عوامل تولید در صنایع تولیدی ایران، *فصلنامه تحقیقات مدلسازی*، ۲٦: ۱٦۵-۱٤۱.

- محمودزاده، محمود، موسوی، میرحسین، پاک‌نهاد، فرزاد (۱۳۹٤). حسابداری رشد ارزش افزوده در صنایع تولیدی ایران با تاکید بر فناوری اطلاعات، *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، ٤(۳۲): ٦٤-٤۱.

- مرکز آمار ایران، طرح آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر، سال‌های مختلف.

- Acemoglu, D. (2003). Labor- and capital-augmenting technical change, *Journal of the European Economic Association*, 1*:* 1-37.

- Aghion, Ph., & Howitt, P. (1992). A model of growth through creative destruction. *Econometrica* 60, (2): 323-351.

- Alvarez-Cuadrado, F., & Van Long, N., & Poschke, M. (2017). Capital-Labor substitution, structural change and the labor income share. *Journal of Economic Dynamics & Control*, 87: 206-231.

- Baltagi, B. (2014). Panel data and difference-in-differences estimation, Encyclopedia of Health *Economics*, 2: 425-433.

- Bar, M., & Leukhina, O. (2010). Demographic transition and industrial revolution: a macroeconomic investigation. *Review of Economic Dynamics*, 13: 424–451.

- Bental, Benjamin, Demougin, Dominique. (2010). declining labor shares and bargaining power: an institutional explanation. *Journal of Macroeconomics*, 32 (1): 443–456.

- Bentolila, S., Saint-Paul, G. (2003). Explaining movements in the labor share. *Contributions to Macroeconomics*, 3 (1), Article 9.

- Berthold, N., Fehn, R., Thode, E. (2002). Falling labor share and rising unemployment: long–run consequences of institutional shocks? *German Economic Review* 3: 431–459.

- Bound, J.,& Johnson, G. (1995). What are the causes of rising wage inequality in the United States? *Economic Policy Review*, 9-17.

- Caselli, F., Feyrer, J. (2007). The marginal product of capital. *Quarterly Journal of Economics*, 122 (2): 535–568.
- Clark, G. (2001). The Secret History of the Industrial Revolution. Working Paper, University of California at Davis.
- Cobb, C.W., Douglas, P.H. (1928). A theory of production. *American Economic Review*, 18: 139–165.
- Dunning, J. H. (1998). Explaining International Production London: Unwin Hyman.
- Easterly, W., Levine, R. (2002). What have we learned from a decade of empirical research on growth? It's Not Factor Accumulation: Stylized Facts and Growth Models. The World Bank Economic Review 15 (2): 177–219.
- Feng, CH; Wang, M; Liu, G; Huang, J. (2017). Sources of economic growth in China from 2000–2013 and its further sustainable growth path: A three-hierarchy meta-frontier data envelopment analysis, *Economic Modelling Journal*, 64: 334-348.
- Giammarrioli, N., Messina, J., Steinberger, T., Strozzi, C. (2002). European labor share dynamics: an institutional perspective. EUI Working Paper ECO 13.
- Gollin, D. (2002). Getting Income Shares Right. *Journal of Political Economy*, 110 (2): 458-474.
- Hansen, G., Prescott, E. (2002). From Malthus to Solow, *American Economic Review*, 92 (4): 1205-1217.
- Heckscher, Eli F. (1919). The Effect of Foreign Trade on the Distribution of Income. Ekonomisk Tidskrif,. 497-512.
- Kaldor, N. (1961). Capital accumulation and economic growth. In: Lutz, F.A., Hague, D.C. (Eds.), the Theory of Capital. Martin's Press, New York St., pp. 177–222.
- Kalio, A; Mutenyo, J; Owuor, G. (2012). Analysis of Economic Growth in Kenya: Growth Accounting and Total Factor Productivity, *Applied Economics*, 1(6): 2-22.
- Karabarbounis, L., Neiman, b. (2014). THE GLOBAL DECLINE OF THE LABOR SHARE, *The Quarterly Journal of Economics* : 61–103.
- Krueger, A, (1999). Measuring labor's share. *American Economic Review*, 89 (2): 45–51.
- Ohlin, B, (1993). Interregional and International Trade. Cambridge: Harvard University Press.
- Peretto, P., Seater, J. (2006). Augmentation or elimination? Working Paper, http://ideas.repec.org/p/deg/conpap/c011_060.html.

- Peretto, P., Seater, J. (2013). Factor-eliminating technical change, *Journal of Monetary Economics*, 60: 459–473.
- Raurich, X. Sala, H. Sorolla, V. (2012). Factor shares, the price markup, and the elasticity of substitution between capital and labor, Journal of Macroeconomics 34, 181–198.
- Seater, J. (2005). Share-altering technical progress. In: Finley, L.A. (Ed.), Economic Growth and Productivity. Nova Science Publishers, Hauppage, pp. 59–84.
- Sharma, S; Sylwester, K, Margono, H. (2007). Decomposition of total factor productivity growth in U.S. states, *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 47(2): 215-241.
- Solow, R. (1957). Technical change and the aggregate production function. *The Review of Economics and Statistics*, 39: 312–320.
- Sturgill, B. (2009). Cross-country variation in factor shares and its implications for development accounting. Working Papers 09-07. Department of Economics, Appalachian State University.
- Valentinyi, A. Herrendorf, B. (2008). Measuring factor income shares at the sectoral level, *Review of Economic Dynamics*, 11: 820–835.
- Young, A. (1995). The tyranny of numbers: confronting the statistical realities of the East Asian growth experience. *Quarterly Journal of Economics*, 110: 641–680.
- Zeira, J. (1998). Workers, machines and economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, 113 (4): 1091–1117.
- Zeira, J. (2005). Machines as engines of growth, CEPR Discussion Papers 5429.
- Zuleta, H. (2008a). An empirical note on factor shares. *Journal of International Trade & Economic Development*, 17 (3): 379–390.
- Zuleta, H. (2008b). Factor saving innovations and factors income share. *Review of Economic Dynamics*, 11,: 836–851.
- Zuleta, H. (2012). Variable factor shares, measurement and growth accounting, *Economics Letters*, 114: 91–93.
- Zuleta, H., & Young, A. (2013). Labor shares in a model of induced innovation, *Structural Change and Economic Dynamics*, 24: 112– 122.