

بررسی سهم درآمدی نیروی کار، مارک آب قیمت و کشش جانشینی سرمایه و نیروی کار (مطالعه صنایع کارخانه ای)

محمدنی شهیکی تاش^۱

محمد شریف کریمی^۲

الهام رضائی^۳

عبدالرضا کرانی^۴

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۹/۲۸

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۴/۳

چکیده

سهم درآمد نیروی کار تحت فروض وجود تابع تولید کاب- داگلاس و رقابت کامل، ثابت است. مقاله حاضر با تعدیل این فروض، چگونگی رفتار واقعی و غیر ثابت سهم درآمدی نیروی کار را در صنایع کارخانه ای ایران با تخمین کشش جانشینی بین نیروی کار و سرمایه محاسبه مارک آب قیمت، مورد بررسی قرار می دهد. این مقاله کشش جانشینی بین نیروی کار و سرمایه را با استفاده از تابع تولید CES تحت رقابت ناقص و رقابت کامل در بازار تولید مورد تخمین قرار می دهد. درجه رقابت ناقص از طریق محاسبات مارک آب قیمت با پیروی از رویکرد راجر اندازه گرفته شده است. این پویایی در سهم درآمدی نیروی کار را می توان به دو دلیل کشش جانشینی غیر واحد بین نیروی کار و سرمایه، و رقابت ناقص در بازار تولید، نسبت داد. نتایج نشان می دهد که در صنایع کارخانه ای ایران طی سال های مورد مطالعه، کشش جانشینی تحت رقابت کامل (بدون حضور مارک آب) ۰/۷۵ و کشش جانشینی تحت رقابت ناقص ۰/۶۵ است. یعنی با حضور مارک آب قیمتی (وجود رقابت ناقص)، کشش جانشینی کوچکتر می شود و با افزایش شدت سرمایه، سهم درآمدی نیروی کار به نسبت بیشتری افزایش می یابد.

واژگان کلیدی: سهم درآمدی نیروی کار، کشش جانشینی بین سرمایه و نیروی کار، تابع تولید CES، مارک آب قیمت

طبقه بندی JEL: J23, J30, I22, I13, C3: JEL

۱. mohammad_tash@eco.usb.ac.ir

۱. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان

sharifkarimi@yahoo.com

۲. استادیار گروه اقتصاد دانشگاه رازی، کرمانشاه

elhamrezaei130@gmail.com

۳. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه رازی، کرمانشاه

abdolreza_korani@yahoo.com

۴. کارشناس بررسی های اقتصادی شرکت توزیع نیروی برق استان کرمانشاه

۱. مقدمه

با توجه به محدودیت عوامل تولید، یکی از راه‌های توسعه پایدار، مدیریت این نهاده‌ها می‌باشد. در این راستا، لازم است که کشش‌های جانشینی و همچنین مقدار تولید نهایی نهاده‌ها مورد بررسی قرار گیرد (اسلاموئیان و استاذزاده، ۱۳۹۳). نیروی کار و سرمایه فیزیکی از جمله عوامل حائز اهمیت هستند که از زمانهای گذشته در فرایند تولید کالاها و خدمات مورد استفاده قرار می‌گرفتند. نوسانات قیمتی و میزان عرضه آنها ظرفیت‌های تولید بخش‌های مختلف اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد (سبحانی ثابت، ۱۳۹۲). بنابراین تحلیل رابطه بین نیروی کار و سرمایه، تحلیل نیروها یا متغیرهای تأثیرگذار بر تقاضا و تخمین صحیح از اثر کمی آنها بر کشش برای واحدهای تولیدی و سیاستگذاران اقتصادی مهم است، زیرا در این صورت می‌توانند بهترین تصمیمات و استراتژی‌ها را در کوتاه‌مدت اتخاذ و برنامه رشد بلندمدت را تنظیم کنند. اگر مقدار کشش جانشینی بین نیروی کار و سرمایه، مثبت (منفی) شود، نهاده‌های مورد نظر جانشین (مکمل) یکدیگرند. در واقع، از مقدار کشش جانشینی به عنوان معیاری برای چگونگی تأثیر انباشت سرمایه بر روی سهم درآمدی نیروی کار استفاده می‌شود. کشش جانشینی بین سرمایه و نیروی کار با ارزیابی میزان تغییرات در سهم نسبی هر عامل از کل تولید به هنگام تغییر در قیمت آنها، نقش تعیین‌کننده‌ای در تجزیه و تحلیل‌های اقتصادی دارد. در تابع تولید کل کاب-داگلاس^۱ با فرض رقابت کامل و سایر فروض استاندارد، بیان می‌شود که سهم درآمدی نیروی کار^۲، طی سال‌های مختلف ثابت است. اگرچه از این فروض به طور گسترده در مطالعات تجربی استفاده می‌شود، اما به دلیل برقرار نبودن فروض بازار رقابت کامل در دنیای واقع، مشاهدات تجربی نشان می‌دهد که سهم درآمدی نیروی کار در طول زمان و در بیشتر کشورها تغییر می‌کند^۳.

نمودار ۱ نوسانات سهم درآمدی نیروی کار را برای صنایع کارخانه‌ای ایران طی دوره سال‌های ۹۰-۱۳۷۵ نشان می‌دهد، که طی دوره زمانی مورد بررسی، سهم درآمدی نیروی کار ثابت نبوده و با نوسان همراه است. همچنین نتایج مطالعه روریچ و همکاران (Raurich, Sala, Sorolla, 2010)، بیانگر پویایی‌های سهم درآمدی نیروی کار در ایالات متحده آمریکا و اسپانیا است. با توجه به این

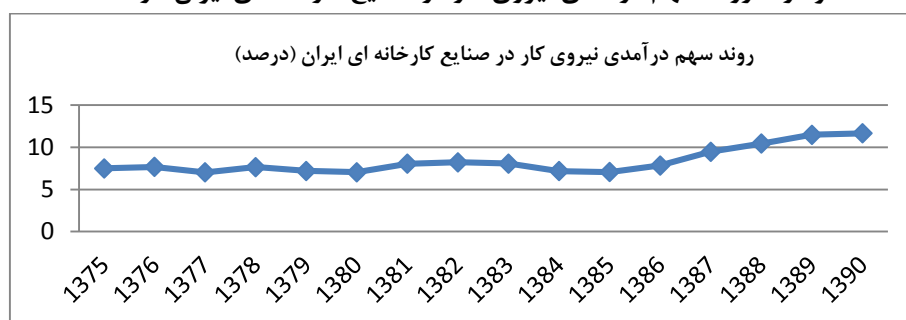
1. Cobb-Douglas Aggregate Production Function
2. Labor Income Share

۳. اقتصاددانان تحقق ساختار بازار رقابتی را در گرو تحقق چهار شرط همگن بودن محصولات بنگاه‌ها و فروشندگان، کوچک بودن خریداران و فروشندگان نسبت به کل بازار، انتقال پذیر بودن منابع و ورود و خروج آزاد به بازار، وجود اطلاعات اقتصادی کامل برای عوامل اقتصادی می‌دانند. در واقعیت همه این فروض به طور یکجا برقرار نمی‌شود، اما به میزانی که این فروض برقرار نباشد، ساختار بازار از رقابت کامل فاصله می‌گیرد و می‌توان با توجه به ویژگی‌های ساختاری، رفتاری و عملکردی بازار، نوع بازار را از نظر ساختار تعیین کرد.

مشاهدات گسترده مبنی بر عدم ثبات سهم درآمدی نیروی کار، می‌باید فروض وجود تابع تولید کل کاب- داگلاس و وجود رقابت کامل را با توجه به شواهد تجربی تعدیل کرد. در این مطالعه، تلاش می‌شود به منظور بررسی تغییرات سهم درآمدی نیروی کار و عوامل تعیین کننده آن، به برآورد کشش جانشینی بین سرمایه و نیروی کار و محاسبه مارک آپ قیمت تحت شرایط بازار رقابت ناقص، در صنایع کارخانه‌ای ایران پرداخته شود.

حوزه مورد مطالعه در این تحقیق ۱۳۱ صنعت کارخانه‌ای کد چهار ISIC است، و با توجه به گستردگی صنایع در سطح کدهای چهار رقمی، مارک آپ قیمت برای هر یک از ۲۳ صنعت کارخانه‌ای در سطح کدهای دو رقمی ISIC به طور مجزا محاسبه شده است. برای این منظور، مطالعه حاضر با استفاده از تابع تولید با کشش جانشینی ثابت، ^{1}CES به محاسبه کشش جانشینی بین نیروی کار و سرمایه می‌پردازد و با توجه به کشش حاصل از تخمین، چگونگی تغییرات سهم درآمدی نیروی کار مورد بررسی قرار می‌گیرد.^۲ بدین منظور، مارک آپ قیمت نیز به عنوان شاخص درجه رقابت ناقص، با استفاده از رویکرد تعمیم یافته راجر محاسبه می‌گردد.^۳

نمودار ۱. روند سهم درآمدی نیروی کار در صنایع کارخانه‌ای ایران (درصد)^۴



مأخذ: طرح سرشماری از کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفرکارکن و بیشتر

1. Constant Elasticity Of Substitution Production Function

۲. ارتباط بین کشش جانشینی و سهم عوامل تولید نشان می‌دهد که اگر نرخ دستمزد نسبی افزایش یابد و کشش جانشینی عوامل بزرگتر از یک باشد، سهم نسبی سرمایه نسبت به نیروی کار افزایش می‌یابد و بالعکس (عبادی، ۱۳۷۹: ۸۰).

۳. محاسبات مربوط به این قسمت در ادامه ارائه می‌شود.

۴. اطلاعات مربوط به داده‌های این نمودار در جدول (ب) ضمیمه ارائه شده است.

می توان گفت که رفتار غیر ثابت سهم درآمدی نیروی کار ناشی از رد یکی از دو فرض استاندارد وجود تابع کاب- داگلاس و رقابت کامل و یا رد هر دو فرض است. با بررسی مطالعات مختلف، یکی از پر کاربردترین توابع تولید میان اقتصاددانان، تابع تولید با کشش جانشینی ثابت است و نیز تابع تولید CES روش کارآمدی برای توصیف رفتار اقتصادی می باشد. همچنین این تابع تولید در اقتصاد کلان و همچنین اقتصاد صنعتی بسیار استفاده شده است (اسلاموئیان و استادزاده، ۱۳۹۳). به عنوان مثال در مطالعه درایور و باگرین (Driver and Muñoz-Bugarín, 2009) و آرپی (Arpaia, Pérez and Pichelmann, 2009)، مفهوم پویایی های سهم درآمدی نیروی کار با استفاده از کشش جانشینی ثابت تابع تولید CES نشان داده شده است.

همچنین استردا (Estrada, and López-Salido, 2005)، به بررسی پویایی های سهم درآمدی نیروی کار هنگامی که مارک آپ غیر ثابت است، پرداخت. مطالعه حاضر با استفاده از تابع تولید CES و ساختار رقابت ناقص در بازار محصول به تخمین کمی عوامل تعیین کننده سهم درآمدی نیروی کار طی سال های ۱۳۷۴ تا ۱۳۹۰ می پردازد و در راستای بررسی تغییرات سهم درآمدی نیروی کار و تعدیل فروض وجود تابع تولید کاب- داگلاس و رقابت کامل، در پی پاسخگویی به این سؤالات است: هنگام فاصله گرفتن از چارچوب تابع تولید کاب- داگلاس، آیا سهم درآمدی نیروی کار دارای کشش جانشینی غیر واحد است؟ آیا چگونگی تأثیر انباشت سرمایه بر سهم درآمدی نیروی کار با اندازه کشش جانشینی سرمایه و کار مرتبط است؟ پیامدهای فاصله گرفتن از ساختار بازار رقابت کامل چیست؟ و یا شاخص جایگزین درجه رقابت ناقص چیست و چگونه محاسبه می شود؟ جامعه آماری تحقیق، صنایع کارخانه ای ایران در سطح کدهای ISIC چهار رقمی می باشد. شایان ذکر است که داده های متغیرهای مطالعه حاضر، شامل داده های آماری مربوط به اشتغال، دستمزد، سرمایه، نهاده های واسطه ای، تولید و قیمت است که از نتایج طرح آمارگیری از کارگاه های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر مرکز آمار ایران طی سال های ۱۳۷۴ تا ۱۳۹۰ جمع آوری شده است. داده های مورد استفاده در این تحقیق به وسیله شاخص های قیمت سال ۱۳۸۳ که توسط بانک مرکزی ارائه شده، به قیمت های ثابت تبدیل، و به تفکیک کدهای ISIC ارائه و با کاربرد روش های اقتصادسنجی و استفاده از مدل داده های تلفیقی برای صنایع، از نرم افزار STATA استفاده شده است. چارچوب مطالعه حاضر به این صورت است که، پس از بررسی مبانی نظری پیرامون سهم درآمدی نیروی کار و مارک آپ قیمت، به بررسی پیشینه موضوع پرداخته می شود. در بخش چهارم مدل تجربی برآورد شده و در بخش پایانی، نتیجه گیری و توصیه های سیاستی ارائه می گردد.

۲. مبانی نظری

۲-۱. سهم درآمدی نیروی کار

در این بخش برای بررسی تغییرات و پویایی های سهم درآمدی نیروی کار در شرایط رقابت ناقص، با کاربرد تابع تولید CES، معادله سهم درآمدی نیروی کار با وجود ساختار بازار رقابت ناقص حاصل می شود، به طوری که تابع تولید CES به صورت زیر مشخص شده است:

$$Y_t = F(K_t, L_t) = \left\{ \alpha (K_t)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1-\alpha)(A_t)(L_t)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right\}^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (1)$$

در این رابطه، Y_t برابر با GDP، K_t برابر با مجموع موجودی سرمایه، L_t اشتغال، A_t تکنولوژی به کار گرفته شده در تولید، $\sigma > 0$ کشش جانشینی بین سرمایه و بهره وری نیروی کار است. با فرض رقابت ناقص در بازار کالا، حداکثرسازی سود به صورت زیر تعریف می شود^۱:

$$m_t w_t = F_L(K_t, L_t) \\ = (1-\alpha) \left\{ \alpha (K_t)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1-\alpha)(A_t L_t)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right\}^{\frac{\sigma}{\sigma-1}-1} (A_t L_t)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}-1} A_t \quad (2)$$

در اینجا m_t مارک آپ را اندازه می گیرد، w_t دستمزد هر واحد نیروی کار و F_L تولید نهایی نیروی کار است. با ترکیب معادله ۱ و ۲، عبارت زیر برای سهم درآمدی نیروی کار به دست می آید:

$$\psi_t = \frac{w_t L_t}{Y_t} = \frac{(1-\alpha)}{m_t} \left(\frac{Y_t}{A_t L_t} \right)^{\frac{1-\sigma}{\sigma}} \quad (3)$$

این معادله نشان می دهد که سهم درآمدی نیروی کار وابسته است به: ۱. مارک آپ قیمت ۲. متوسط بهره وری نیروی کار هنگامی که $\sigma \neq 1$ است. با استفاده از معادله ۱ متوسط بهره وری را می توان به صورت زیر نوشت:

$$\left(\frac{Y_t}{A_t L_t} \right)^{\frac{1-\sigma}{\sigma}} = \frac{1}{\alpha \left(\frac{K_t}{A_t L_t} \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1-\alpha)}$$

بنابراین:

$$\psi_t = \left(\frac{1}{m_t} \right) \left(\frac{1-\alpha}{\alpha \left(\frac{K_t}{A_t L_t} \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1-\alpha)} \right) \quad (4)$$

باید توجه کرد که متوسط بهره وری به افزایش شدت سرمایه وابسته بوده و معادله ۴ نشان می دهد که رابطه بین سهم درآمدی نیروی کار و افزایش شدت سرمایه، به مقدار σ وابسته است. اگر کشش جانشینی بزرگتر از یک باشد، افزایش شدت سرمایه، سهم درآمدی نیروی کار را کاهش می دهد، و اگر کوچکتر از یک باشد، افزایش شدت سرمایه، سهم درآمدی نیروی کار را افزایش

۱. این معادله در مقاله گالی (Galí, 1996) ارائه شده و با فرض رقابت انحصاری با n بخش همگن حاصل گردیده، و در این مقاله $m = \frac{\epsilon}{\epsilon - 1}$ بوده، به طوری که ϵ بیانگر کشش جانشینی تقاضا است.

می دهد. از طرفی، بیلز (Bils, 1987) و گالی (Galí, 1995) فرض می کنند که $\sigma = 1$ است (فرض وجود تابع تولید کاب-داگلاس)، بنابراین پویایی ها و تغییرات سهم درآمدی نیروی کار می تواند فقط از طریق مارک آپ افزایش یابد. از طرف دیگر فرض $m = 1$ (فرض وجود بازار رقابت کامل)، اثر مارک آپ قیمت از بین می رود و پویایی های سهم درآمدی نیروی کار فقط توسط افزایش شدت سرمایه شرح داده می شود. بعد از مطالعات بیلز و گالی، این مطالعات توسط انتراس (Antràs, 2004)، دنبال شد، او بازار رقابت کامل را فرض کرد و از داده های سهم درآمدی نیروی کار برای تخمین تابع تولید ایالات متحده استفاده نمود.

با توجه به مطالعات تجربی انجام شده در این حوزه و ثابت نبودن سهم درآمدی نیروی کار در واقعیت و برقرار نبودن ساختار بازار رقابت کامل در دنیای واقع، مطالعه حاضر، پویایی های سهم درآمدی نیروی کار را تحت فروض ($\sigma \neq 1$ و $m > 1$) مورد تجزیه و تحلیل قرار می دهد. در واقع مطالعه حاضر، پویایی های سهم درآمدی نیروی کار را ضمن آزمون این فروض در صنایع کارخانه ای ایران، بررسی می کند. مساله مهم این مطالعه محاسبه مربوط به مارک آپ قیمت است که در بخش بعدی نتایج آن ارائه شده است.

۲-۲. مارک آپ قیمت^۱

برای الگوسازی مارک آپ و اهمیت این شاخص، در این مطالعه با توجه به محدودیت های آماری در ایران، بهترین روش، استفاده از رویکرد هال-راجر^۲ می باشد. در این مطالعه، از رویکرد تعمیم یافته راجر برای بررسی شکاف بین قیمت و هزینه نهایی و ارزیابی قدرت انحصاری صنایع استفاده شده است. این رویکرد برای اولین بار در سال ۱۹۸۸ توسط هال مطرح شد و توسط راجر (Roeger, 1995) و مارتینز (Martinez, 1999) کامل گردید. متدولوژی هال با اضافه کردن نهاده های واسطه ای به تابع تولید، اندازه گیری مارک آپ و صرفه های مقیاس در یک معادله، توسعه پیدا کرد. هال در مقاله خود فرض نمود که بنگاه ها دارای تابع تولید به صورت زیر هستند:

$$Q_t = F(K_t, L_t, I_t, A_t) \quad (5)$$

که در آن، Q_t مقدار محصول تولید شده توسط موجودی سرمایه، K_t نیروی کار، L_t نهاده های واسطه ای I_t در سطح تکنولوژی تولید A_t است. با توجه به تعریف تولید نهایی عامل تولید، تولید نهایی هر عامل تولید برابر است با تغییر تولید کل به ازای تغییر در یک واحد عامل تولید (نسبت

۱. برگرفته از مقاله شهیکی تاش و همکاران (۱۳۹۳) با عنوان "ارزیابی اثر جهانی شدن اقتصاد و سیکل های تجاری بر مارک آپ در بخش صنعت ایران" است. برای دستیابی به جزئیات بیشتر به مقاله مراجعه شود.

2. Hall and Roeger

هزینه اضافه کردن یک واحد به هزینه نهایی). با دیفرانسیل گیری کلی از رابطه ۵ و تقسیم آن بر تولید (q)، می توان نوشت:

$$\Delta q_t = \eta_{At} \Delta a_t + \gamma_t (s_{Kt} \Delta k_t + s_{Lt} \Delta l_t + s_{It} \Delta i_t) \quad (۶)$$

در این رابطه، Δa_t نرخ نسبی تغییر در سطح تکنولوژی تولید، Δq_t نرخ نسبی تغییر در تولید، Δk_t نرخ نسبی تغییر در سرمایه، Δl_t نرخ نسبی تغییر در نیروی کار و Δi_t نرخ نسبی تغییر در نهاده واسطه ای است. η_{At} ، γ_t ، s_{Kt} ، s_{Lt} و s_{It} به ترتیب، کشش تولید نسبت به تکنولوژی تولید، بازده نسبت به مقیاس، سهم سرمایه در هزینه کل، سهم نیروی کار در هزینه کل و سهم نهاده ها در هزینه کل است. لازم به ذکر می باشد که بازدهی نسبت به مقیاس در سهم عامل تولید ضرب شده که معادل است با کل هزینه های آن عامل تقسیم بر هزینه نهایی تولید. سهم تغییر فنی به رشد تولید توسط $\eta_{At} \Delta a_t$ در رابطه (۶) نشان داده شده است. در اکثر مطالعات فرض شده که A_t عامل اصلی قابل تفکیک در تابع تولید است (پیشرفت فنی خنثی هیکس). در این مورد η_{At} معادل با یک است. با این حال، اگر A_t در نهاده عامل در تابع تولید ضرب شود، سپس η_{At} تابعی از سطح آن عامل خواهد بود. همچنین Δa_t زمانی ثابت خواهد بود که $A_t = e^{at}$ به طوری که a ثابت، و t زمان است. از این رو، این امکان وجود خواهد داشت که $\eta_{At} \Delta a_t$ در مقاطع زمانی تغییر کند، زیرا جمع سهم هر عامل تولید نسبت به کل هزینه باید برابر با یک شود. سهم سرمایه نسبت به کل هزینه می تواند به صورت $(s_{kt} = 1 - s_{lt} - s_{it})$ نوشته شود. با این فرض معادله ۶، به صورت زیر بازنویسی می گردد:

$$\Delta q_t = \eta_{At} \Delta a_t + \gamma_t \Delta k_t + \gamma_t (s_{Lt} (\Delta l_t - \Delta k_t) + s_{It} (\Delta I_t - \Delta k_t)) \quad (۷)$$

علاوه بر این، می توان بیان کرد که حاصل ضرب بازده نسبت به مقیاس، سهم عامل تولید و هزینه های کل، معادل است با مارک آپ ضرب در سهم عامل درآمد کل.

$$\gamma_t s_{It} = \left(\frac{AC}{MC}\right)_t \left(\frac{WL}{ACQ}\right)_t = \left(\frac{P}{MC}\right)_t \left(\frac{WL}{PQ}\right)_t = m_t \left(\frac{WL}{PQ}\right)_t \quad (۸)$$

$$\gamma_t s_{Lt} = \left(\frac{AC}{MC}\right)_t \left(\frac{\omega l}{ACQ}\right)_t = \left(\frac{P}{MC}\right)_t \left(\frac{\omega l}{PQ}\right)_t = m_t \left(\frac{\omega l}{PQ}\right)_t$$

که در آن، w هزینه دستمزد نیروی کار، ω هزینه یک واحد اضافی از کالاهای واسطه ای، p قیمت ستاده، AC هزینه متوسط و MC هزینه نهایی است. همچنین $\frac{WL}{PQ}$ ، $\frac{\omega l}{PQ}$ برابر با سهم نیروی کار و سهم کالای واسطه ای نسبت به درآمد و m_t ، مارک آپ و $Y=PQ$ است.^۱ با جایگزینی رابطه ۸ در رابطه ۷ به رابطه ۹ دست می یابیم:

۱. شاخص لرنر (L)، شاخصی است که شکاف میان قیمت ها (P) و هزینه های نهایی (MC) را اندازه گیری می کند. ارزش این شاخص بین ۰ و ۱ و یا برابر با این مقادیر می تواند باشد. در حالت رقابت کامل، این شاخص برابر با صفر

$$\Delta q_t = \eta_{At} \Delta a_t + \gamma_t \Delta k_t + m_t \left(\frac{wL}{PQ} \right)_t (\Delta l_t - \Delta k_t) + \left(\frac{\omega l}{PQ} \right)_t (\Delta i_t - \Delta k_t) \quad (9)$$

۳. پیشینه تحقیق

با دقت در مطالعات انجام شده پیرامون سهم درآمدی نیروی کار، مارک آپ و کشش جانشینی نیروی کار و سرمایه و مرور آنها، متوجه می شویم که طی دهه گذشته مطالعاتی پیرامون این موضوع در خارج و داخل کشور انجام شده است. در ادامه به خلاصه مهم ترین مطالعات انجام شده در این زمینه اشاره می شود.

بالستری (Balistrieri, Christine, Eina 2003)، در مطالعه ای تجربی به تخمین کشش جانشینی کوتاه مدت و بلند مدت نیروی کار - سرمایه ۲۸ صنعت کارخانه ای ایالات متحده آمریکا با استفاده از روش OLS، پرداخت. نتایج نشان داد که فرم تابع کاب- داگلاس تنها برای ۸ صنعت کارخانه ای قابل توصیف نیست.

آنتراس (Antràs, 2004)، طی مقاله ای به بررسی این مساله که آیا تابع تولید کل ایالات متحده آمریکا کاب- داگلاس است یا خیر، به تخمین کشش جانشینی بین نیروی کار و سرمایه بخش خصوصی اقتصاد ایالات متحده طی دوره زمانی ۹۸-۱۹۴۸، پرداخت. یافته ها حاکی از آن است که کشش جانشینی معنادار نیست و متفاوت از یک است. این یافته نشان می دهد که اقتصاد ایالات متحده قابل توصیف با تابع تولید کاب- داگلاس نیست.

دراپور و باگرین (Driver, and Muñoz-Bugarín 2009)، طی مقاله ای با عنوان "سرمایه گذاری و بیکاری"، به بررسی تأثیر سرمایه گذاری بر سهم نیروی کار با استفاده از تابع تولید CES در انگلستان و تعدادی از کشورهای اروپایی به طور جداگانه پرداختند؛ به طوری که تابع تولید CES ارتباط منفی را بین سرمایه گذاری و بیکاری تعادلی شرح می دهد و لذا باید با افزایش سرمایه گذاری، سهم کار افزایش یابد. نتایج برای انگلستان نشان می دهد که سهم نیروی کار با افزایش سرمایه گذاری، کاهش داشته، همچنین این نتایج نیز برای کشورهای اروپایی صادق بوده است. روریچ (Raurich, Sala & Sorolla 2010)، در مطالعه ای تجربی به بررسی پویایی سهم درآمدی نیروی کار در اسپانیا و ایالات متحده آمریکا پرداخت. برای تخمین کشش جانشینی بین نیروی کار و سرمایه از تابع تولید CES استفاده شد. نتایج حاکی از آن است که کشش در ایالات

است زیرا بنگاه هیچ قدرت بازاری نخواهد داشت. زمانی که قیمت ها نسبت به هزینه نهایی بیشتر شود، شاخص لرنر مثبت خواهد بود ($L \in [0, 1]$)، به طوری که درجه ای مشخص از رقابت قیمتی را نشان می دهد. از این رو، لازم است ارتباط میان شاخص لرنر و نسبت مارکاپ ($m = P/MC$) بررسی شود؛ به طوری که: $L = P - MC/P = 1 - 1/\mu$.

متحده کوچک تر، و در اسپانیا بزرگ تر از یک است. علاوه بر این، آنها کشش را با وجود مارک آپ قیمت تخمین زدند. نتایج نشان داد که با در نظر گرفتن مارک آپ قیمت، کشش جانشینی نیروی کار و سرمایه در هر دو کشور، تمایل به فاصله گرفتن از یک دارد.

کویسلر (Koesler and Schymura, 2012). در مقاله ای کشش های جانشینی ۳۵ بخش اقتصادی را در چارچوب تولید CES، به صورت خطی و غیر خطی مورد تخمین قرار دادند. یافته ها حاکی از آن است که نتایج حاصل از تخمین کشش در تکنیک غیر خطی نسبت به تخمین خطی، از معناداری بهتری برخوردار است. همچنین نتایج مبتنی بر رد استفاده از توابع تولید کاب-داگلاس و لتوتیف در مدل های اقتصادی برای بیشتر بخش ها است.

اکبریان (۱۳۸۵)، در مقاله ای با عنوان "تخمین کشش جانشینی سرمایه و نیروی کار صنایع ایران"، به بررسی کشش جانشینی کوتاه مدت و بلندمدت عوامل تولید، در صنایع کارخانه ای ایران طی سال های ۸۴-۱۳۵۸ با استفاده از تابع تولید با کشش جانشینی ثابت پرداخت. در این مقاله، پس از انجام آزمون ریشه واحد دیکی- فولر و آزمون شکست ساختاری پرون، از مدل تصحیح خطا برای برآورد استفاده شده است. نتایج حاکی از آن است که بین سرمایه و نیروی کار، جانشینی ضعیفی وجود دارد و کشش جانشینی این عوامل در بلند مدت بزرگ تر از کوتاه مدت بوده، همچنین، با توجه به مقدار این ضریب، مناسب ترین فرم تابع تولید برای صنایع کارخانه ای ایران در سطح کلی، تابع تولید کاب-داگلاس تشخیص داده شده است.

سهیلی (۱۳۹۰)، در مقاله خود با عنوان "برآورد کشش های قیمتی و تولیدی تقاضای نهاده انرژی در بخش کشاورزی با استفاده از الگوی فرم تصحیح خطای خودتوضیح با وقفه توزیعی" با هدف تعیین میزان تأثیر متغیرهای قیمت و سطح فعالیت های اقتصادی در تقاضای حامل های انرژی در بخش کشاورزی در کوتاه مدت و بلندمدت، یک الگوی پویای فرم تصحیح خطای خودتوضیح با وقفه توزیعی طراحی کرده است. مدل ها نشان داد که کشش قیمتی کوتاه مدت و بلندمدت تقاضای برق، نفت و گاز در بخش کشاورزی پایین است. پایین بودن این کشش ها حاکی از آن است که نمی توان صرفاً با بهره گیری از اهرم قیمتگذاری، رشد بالای مصرف این حامل ها را در این بخش کنترل کرد. به همین دلیل، استفاده از سایر ابزارهای مؤثر بر کنترل رشد مصرف این حامل ها در بخش کشاورزی در کنار اهرم قیمتگذاری توصیه می شود.

کاشی (۱۳۹۰)، در مقاله "بررسی پویای رفتار تولیدکنندگان در استفاده از نهاده ها بر مبنای تابع تولید دو مرحله ای CES، با تأکید بر اصلاح الگوی مصرف انرژی در تولید و ارتقای اشتغال" تابع تولید با کشش جانشینی ثابت دو مرحله ای پویا را برای کارگاه های بزرگ صنعتی با استفاده از مشاهدات دوره ۸۶-۱۳۴۶ برآورد کرد. این برآوردها نشان می دهد که سرمایه و انرژی، رابطه مکملی

و نیروی کار، رابطه جانشینی با هر دو عامل تولید (سرمایه و انرژی) دارد، همچنین سرعت جایگزینی نیروی کار به انرژی (۰/۵۴) نسبت به سرعت جایگزینی نیروی کار به سرمایه (۰/۴۲) بالا است. سبحانی و منظور (۱۳۹۳)، در مقاله ای با عنوان "برآورد کشش جانشینی سرمایه و انرژی در بخش صنایع شیمیایی کشور" با استفاده از تابع هزینه ترانسلوگ ۴ نهاده‌ای (سرمایه، نیروی کار، انرژی الکتریکی و سایر حامل‌های انرژی) و برای داده‌های سری زمانی ۸۶-۱۳۷۷، به برآورد سهم‌های هزینه‌ای نهاده‌های تولید، و با استفاده از این برآورد، به محاسبه کشش‌های جانشینی قیمتی و متقاطع آلن و موریشما پرداختند. براساس نتایج به دست آمده از برآوردهای این پژوهش، مقدار کشش قیمتی موریشما برای سرمایه و انرژی الکتریکی ۱/۵۸۸ و کشش‌های قیمتی آلن برای دیگر حامل‌های انرژی برابر ۰/۶۹۸ بوده که هر دو بیانگر جانشین بودن نهاده سرمایه و انرژی در دوره مورد مطالعه است. انرژی الکتریکی نیز برابر (۱/۳۶۳-) بوده است که نشان می‌دهد این دو نهاده در دوره مورد بررسی، مکمل بوده اند.

اسلاملوئیان و استاذزاده (۱۳۹۳)، در مقاله "برآورد کشش جانشینی میان انرژی و سایر نهاده‌ها در ایران" با استفاده از تابع تولید CES چند مرحله ای و کاربرد الگوریتم ژنتیک و تابع تولید غیرخطی، به برآورد کشش جانشینی میان انرژی و سایر نهاده‌های تولید در ایران پرداخته اند. نتایج به دست آمده از محاسبه کشش‌های جانشینی، بیانگر این است که با افزایش یک درصد نیروی کار، ۰/۵۶ درصد صرفه جویی در انرژی خواهیم داشت. همچنین افزایش یک درصدی سرمایه باعث صرفه جویی ۰/۵۹ درصدی و به همین صورت، افزایش یک درصدی در سرمایه گذاری در بخش تحقیق و توسعه، موجب صرفه جویی ۰/۴۶ درصدی در مصرف انرژی می‌گردد. توجیه این نتیجه گیری برای اقتصاد ایران آن است که با افزایش سرمایه گذاری در تحقیق و توسعه که منجر به توسعه و کاربرد روش‌های تولید فناورانه شود، می‌تواند در صرفه جویی انرژی مؤثر باشد. علاوه بر این، نتایج حاصل از محاسبه تولید نهایی طی سال‌های مختلف نشان دهنده افزایش تولید نهایی نیروی انسانی بعد از سال‌های جنگ تحمیلی بوده، و همچنین تولید نهایی انرژی بعد از سال ۱۳۷۴ افزایش یافته است که می‌تواند به علت اجرای سیاست‌های ناشی از صرفه جویی در مصرف انرژی باشد. همان گونه که ملاحظه می‌شود، در رابطه با موضوع تحقیق حاضر، تعداد محدودی از مطالعات گذشته، به تأثیر مارک آپ قیمت در تخمین کشش توجه نموده اند. بنابراین در مطالعه حاضر سعی شده که تأثیر مارک آپ قیمت در تخمین سهم درآمدی نیروی کار و محاسبه کشش بررسی گردد.

۴. مدل تجربی

۴-۱. برآورد مدل اقتصادسنجی محاسبه مارک آپ

در این تحقیق برای سنجش مارک آپ (شکاف بین قیمت و هزینه نهایی) درباره ۱۳۱ صنعت از ۱۴۰ صنعت کد چهار رقمی ISIC، از رویکرد تعمیم یافته راجر در رابطه (۹) استفاده می شود^۱:
 برای گزینش اینکه کدامیک از مدل های پولینگ یا پانل برای آزمون فرضیه های پژوهش و تخمین مدل، مناسب تر است، از آزمون F لیمر استفاده شده است. نتایج آزمون لیمر مؤید مناسب بودن مدل پانل می باشد. همچنین از آزمون هاسمن برای شناسایی اثرات تصادفی (RE)^۲ و اثرات ثابت (FE)^۳ استفاده شده است. بر اساس مقدار احتمال به دست آمده برای آزمون هاسمن، در می یابیم که باید از روش اثرات ثابت برای تخمین مدل استفاده کرد.

جدول ۱. آزمون وجود اثرات ثابت فردی برای مدل

معنی داری	احتمال	آماره F	فرض صفر: مدل ترکیبی
رد فرضیه H_0	۰.۰۰۰	۱۲.۰۴	فرض مقابل: مدل حداقل مربعات با متغیر موهومی

مأخذ: یافته های تحقیق

جدول ۲. نتایج آزمون هاسمن برای ثابت یا تصادفی بودن مدل

معنی داری	احتمال	درجه آزادی	آماره کای دو	فرض صفر؛ مدل با اثرات تصادفی
رد فرضیه H_0	۰.۰۰۰۱	۵	۲۱.۸	فرض مقابل؛ مدل با اثرات ثابت

مأخذ: یافته های تحقیق

از این رو در جدول ۳ با توجه به رویکرد راجر، شاخص لرنر و مارک آپ در صنایع کد چهار رقمی ISIC ایران به وسیله مدل پانل با اثرات ثابت برآورد شده و با برآورد این مدل، مشاهده می شود که در تمامی صنایع ایران $P > MC$ بوده، اما در برخی از صنایع این نسبت بسیار بالا و در برخی اندک بوده است. نتایج این بررسی نشان می دهد که از ۱۳۱ صنعت بررسی شده، در ۲۵ صنعت شاخص

۱. فعالیت نه صنعت دیگر در ایران یا از نظر قانونی مجاز نبوده و یا بنگاهی در آن حوزه فعالیت نداشته است.

2. Random Effect
 3. Fixed Effect

لرنر و شاخص مارک آپ، به ترتیب، کمتر از ۸ و $1/10$ درصد بوده و همچنین در ۳۸ صنعت، شاخص لرنر بین $0.08 < L < 0.16$ و مارک آپ بین $1.10 < m < 1.20$ بوده است. مقایسه نسبت‌های لرنر و شاخص مارک آپ در صنایع مختلف نشان می‌دهد که بیش از ۵۰ درصد صنایع، دارای قدرت انحصاری بوده و توانسته‌اند شکاف معنی‌دار بین قیمت و هزینه نهایی ایجاد کنند.

جدول ۳. فراوانی توزیع صنایع در دامنه‌های مختلف شاخص مارک آپ

دامنه شاخص مارک آپ	تعداد صنایع	فراوانی نسبی صنایع (درصد)	فراوانی تجمعی نسبی صنایع (درصد)
$1 \leq m < 1.10$	۲۵	۱۹	۱۹
$1.10 \leq m < 1.20$	۳۸	۲۹	۴۸
$1.20 \leq m < 1.30$	۳۴	۲۶	۷۴
$1.30 \leq m < 1.40$	۱۷	۱۳	۸۷
$m \geq 1.40$	۱۷	۱۳	۱۰۰

مأخذ: محاسبات تحقیق

با توجه به گسترده بودن اطلاعات در کد چهار رقمی ISIC، در جدول (۴) متوسط اطلاعات شاخص لرنر و مارک آپ در چارچوب کد دو رقمی ISIC گزارش شده است. با توجه به اطلاعات جدول (۴) می‌توان نتیجه گرفت که در کد دو رقمی ISIC، صنایع "سایر محصولات کانی غیرفلزی"، "ساخت فلزات اساسی"، "ماشین آلات اداری و حسابداری"، "ساخت مواد و محصولات شیمیایی"، "محصولات از لاستیک و پلاستیک" و "انتشار و چاپ و تکثیر رسانه‌های ضبط شده"، بالاترین قدرت انحصاری را داشته و توانسته‌اند شکاف معنی‌دار بین قیمت و هزینه نهایی اعمال کنند.

جدول ۴. سنجش متوسط مارک آپ و شاخص لرنر در صنایع کارخانه ای ایران (ISIC2)

کد	صنایع	متوسط مارک آپ	متوسط شاخص لرنر
۱۵	صنایع مواد غذایی و آشامیدنی	۱/۱۴۷	۰/۱۲
۱۶	محصولات از توتون و تنباکو	۱/۰۳۴	۰/۰۳
۱۷	ساخت منسوجات	۱/۱۲	۰/۱۱
۱۸	تولید پوشاک و عمل آوردن و رنگ کردن پوست خردار	۱/۱۷	۰/۱۴
۱۹	دباغی و عمل آوردن چرم و ساخت کیف و چمدان و زین و یراق و تولید کفش	۱/۰۸	۰/۰۷
۲۰	تولید چوب و محصولات چوبی و چوب پنبه بجز مبلمان - ساخت کالا از نی و مواد حصیری	۱/۰۷	۰/۰۶
۲۱	ساخت کاغذ و محصولات کاغذی	۱/۲۰	۰/۱۶
۲۲	انتشار و چاپ و تکثیر رسانه‌های ضبط شده	۱/۲۵	۰/۲۰
۲۳	تولید کک و فرآورده‌های حاصل از نفت و سوخت‌های هسته‌ای	۱/۱۲	۰/۱۱
۲۴	ساخت مواد و محصولات شیمیایی	۱/۲۵	۰/۲۰
۲۵	محصولات از لاستیک و پلاستیک	۱/۲۵	۰/۲۰
۲۶	سایر محصولات کانی غیرفلزی	۱/۵۵	۰/۳۵
۲۷	ساخت فلزات اساسی	۱/۳۵	۰/۲۶
۲۸	محصولات فلزی فابریکی بجز ماشین آلات و تجهیزات	۱/۱۷	۰/۱۴
۲۹	ساخت ماشین آلات و تجهیزات طبقه‌بندی نشده در جاهای دیگر	۱/۱۸	۰/۱۵
۳۰	ماشین آلات اداری و حسابداری	۱/۳۲	۰/۲۴
۳۱	ماشین آلات و دستگاه‌های برقی طبقه‌بندی نشده در جای دیگر	۱/۱۳	۰/۱۲
۳۲	تولید رادیو، تلویزیون و وسایل ارتباطی و آپارات	۱/۱۵	۰/۱۳
۳۳	ابزار پزشکی، اپتیکی، ابزار دقیق، ساعت‌های مچی و انواع دیگر ساعت	۱/۰۶	۰/۰۶
۳۴	وسایل نقلیه موتوری و تریلر و نیم تریلر	۱/۱۳	۰/۱۱
۳۵	تولید سایر تجهیزات حمل و نقل	۱/۱۷	۰/۱۵
۳۶	تولید مبلمان و مصنوعات طبقه‌بندی نشده در جای دیگر	۱/۱۶	۰/۱۴۸
۳۷	بازیافت	۱/۱۳	۰/۱۱

مأخذ: شهیکی تاش و همکاران (۱۳۹۳)

۲-۴. تابع تقاضای نیروی کار، مارک آپ و کشش جانشینی بین نیروی کار و سرمایه

در این بخش با تخمین تابع تولید CES، کشش جانشینی نیروی کار و سرمایه به دست می آید. در این مطالعه از متدولوژی آنتراس (Antràs, 2004) پیروی می شود. اما مطالعه حاضر از یک جنبه مهم با کار آنتراس متفاوت است و آن این است که به جای در نظر گرفتن فرض رقابت کامل، با در نظر گرفتن مارک آپ قیمت به عنوان شاخص برای رقابت ناقص و عامل تعیین کننده تغییرات سهم درآمدی نیروی کار، به محاسبه تخمین های جدیدی از کشش جانشینی بین نیروی کار و سرمایه می پردازد. با توجه به شرط مرتبه اول مساله حداکثرسازی بنگاه، تقاضای کار به صورت ذیل تعریف می شود^۱:

$$m_t w_t = (1 - \alpha) \left(\frac{Y_t}{L_t} \right)^{\frac{1}{\alpha}} (A_t)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \quad (10)$$

که با لگاریتم گیری می تواند به صورت زیر نوشته شود:

$$\ln(m_t w_t) = \beta_0 + \frac{1}{\sigma} \ln \left(\frac{Y_t}{L_t} \right) - \left(\frac{\sigma-1}{\sigma} \right) \ln A_t \quad (11)$$

معادله ۱۱ دلالت بر تابع تقاضای نیروی کار دارد و β_1 مقدار ثابتی است.

داده های مورد استفاده در تخمین تابع تقاضای نیروی کار، دستمزد (W)، تعداد نیروی کار (L)، میزان تولید (Y) صنایع کارخانه ای ایران (کدهای چهار رقمی ISIC) طی سال های ۱۳۷۴ تا ۱۳۹۰ می باشد. m بیانگر مارک آپ قیمت است که از مقادیر محاسبه شده مارک آپ در بخش قبل به دست می آید. همه داده های استفاده شده بر اساس سال پایه ۱۳۸۳ واقعی هستند. برای تخمین کشش جانشینی بین نیروی کار و سرمایه، نخست لازم است تابع تقاضای نیروی کار مورد تخمین قرار گیرد و سپس با استفاده از نتایج تخمین، کشش محاسبه گردد. از این رو، برای پاسخ به این سؤال که آیا فرض رقابت ناقص (حضور مارک آپ) بر میزان کشش جانشینی مؤثر است، تابع تقاضای نیروی کار در دو سناریو مجزا تحت فرض رقابت کامل، همانند آنتراس (Antràs, 2004)، و تحت فرض رقابت ناقص با در نظر گرفتن مارک آپ قیمت محاسبه شده در بخش قبلی، مورد برآورد قرار می گیرد.

سناریوی اول (E1)، مربوط به تخمین تابع تقاضای کار بدون در نظر گرفتن مارک آپ (فرض رقابت کامل) و سناریو دو (E1')، مربوط به نتایج تخمین تابع تقاضای نیروی کار با در نظر گرفتن مارک آپ (فرض رقابت ناقص) است.

۱. فرض بر آن است که کارآیی نیروی کار در نرخ رشد ثابت افزایش می یابد. به عبارتی: $A_t = A_0 e^{\lambda t}$ ، در اینجا λ معرف نرخ تغییرات رشد تکنولوژیکی بوده و مراحل تخمین نرخ رشد تکنولوژی (λ_{it})، برای هر یک از کدهای ISIC چهار رقمی، در ضمیمه ارائه شده است.

سناریو اول (E1):

$$\ln(w_{it}) = \gamma_0 + \gamma_1 \ln\left(\frac{Y_{it}}{L_{it}}\right) + \tau \ln A_{it}$$

سناریوی دوم (E1')

$$\ln(m_{it}w_{it}) = \gamma'_0 + \gamma'_1 \ln\left(\frac{Y_{it}}{L_{it}}\right) + \tau' \ln A_{it}$$

قابل ذکر است در معادلات بالا، $\ln A_{it}$ بیانگر ضریب تکنولوژی می باشد که در ضمیمه مقاله مورد برآورد قرار گرفته است. قبل از تخمین دو سناریو، لازم است مشخص شود که آیا داده‌های جمع آوری شده بر حسب مقاطع گوناگون، دارای یک عرض از مبدأ مشترک برای تمامی واحدهای مورد مطالعه هستند^۱ یا اینکه هر مقطع می‌تواند دارای عرض از مبدأ جداگانه^۲ باشد. به عبارتی دو فرض وجود دارد، با فرض H_0 داده‌ها از نوع Pooling، و با فرض H_1 داده‌ها از نوع panel هستند. برای آزمون تشخیص این دو نوع داده از آماره F استفاده می‌شود. نتایج جدول (۵) نشان می‌دهد که در هر دو سناریو فرضیه صفر رد شده و داده‌ها از نوع پانل است.

جدول ۵. آزمون اثرات ثابت فردی

سناریو	آماره	احتمال	نتیجه
E1	۳۳,۴۶	۰,۰۰۰	رد فرضیه H_0
E1'	۳۶,۲۵	۰,۰۰۰	رد فرضیه H_0

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بعد از تعیین روش داده‌های تابلویی، آزمون هاسمن بر پایه وجود یا عدم وجود ارتباط بین خطای رگرسیون و متغیرهای مستقل انجام می‌گیرد. اگر چنین ارتباطی وجود نداشته باشد، فرض H_0 (مدل اثر تصادفی) برقرار است. براساس نتایج جدول (۶) فرض وجود اثرات تصادفی برای هر دو سناریو قابل قبول است.

1. Pooling Data Model
2. Panel Data Model

جدول ۶. نتایج آزمون هاسمن (آزمون اثرات ثابت در مقابل اثرات تصادفی)

سناریو	آماره چی دو	احتمال	نتیجه
E1	۲۶,۱۷	۰,۱۰۸	قبول فرضیه H_0
E1'	۵۴,۳۲	۰,۱۲۱	قبول فرضیه H_0

مأخذ: یافته های تحقیق

نتایج حاصل از آزمون ناهمسانی واریانس (LR)^۱ در جدول (۷) نشان می دهد که سناریو اول، دارای ناهمسانی واریانس و سناریو دوم، دارای همسانی واریانس است.

جدول ۷. آزمون واریانس ناهمسانی (LR)

سناریو	آماره چی دو	احتمال	نتیجه
E1	۱۹۴۳,۹۴	۰,۰۰۰	رد فرضیه H_0
E1'	۱۵۰۲,۰۱	۰,۱۲۱	قبول فرضیه H_0

مأخذ: یافته های تحقیق

لازم است فرض وجود یا عدم وجود خودهمبستگی برای هر دو سناریو مورد آزمون قرار گیرد. در این آزمون، فرض صفر بیانگر عدم وجود خودهمبستگی بوده، چنانچه که جدول (۸) بیانگر وجود خودهمبستگی در هر دو سناریو است.

جدول ۸. آزمون ولدریج^۲

سناریو	آماره چی دو	احتمال	نتیجه
E1	۲۶,۴	۰,۰۰۰	قبول فرضیه H_0
E1'	۴۳,۹	۰,۰۰۰	قبول فرضیه H_0

مأخذ: یافته های تحقیق

۱. فرض صفر این آزمون بیانگر وجود همسانی واریانس است.

2. Wooldridge

بعد از ارائه نتایج آزمون های روش داده های تابلویی، تخمین نهایی دو سناریو به صورت زیر خواهد بود؛ به طوری که جدول (۹) نتایج حاصل از برآورد با استفاده از روش GLS را با رفع خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس نشان می دهد.

سناریو اول (E1): بدون حضور مارک آپ

$$\ln(w_{it}) = \gamma_0 + \gamma_1 \ln\left(\frac{Y_{it}}{L_{it}}\right) + \gamma_2 \ln(w_{i,t-1}) + \tau \ln A_{it}$$

سناریو دوم (E1'): با حضور مارک آپ

$$\ln(m_{it}w_{it}) = \gamma'_0 + \gamma'_1 \ln\left(\frac{Y_{it}}{L_{it}}\right) + \gamma'_2 \ln(m_{i,t-1} * w_{i,t-1}) + \tau' \ln A_{it}$$

جدول ۹. نتایج تخمین تابع تقاضای نیروی کار

متغیر وابسته	عرض از مبدا	$\ln(m_{i,t-1}w_{i,t-1})$	$\ln\left(\frac{Y_{it}}{L_{it}}\right)$	$\ln(w_{i,t-1})$	$\ln A_{it}$	
E1	$\ln(w_{it})$	۰,۰۸۸ (۰,۰۱۳)* (۰,۵۸)**	۰,۵۶۱ (۰,۰۲۰) (۰,۰۰۰)	۰,۵۷۶ (۰,۰۱۳) (۰,۰۰۰)	۰,۱۳ (۰,۰۲۵) (۰,۰۰۰)
E1'	$\ln(m_{it}w_{it})$	-۰,۵۵ (۰,۲۱۳) (۰,۰۱۷)	۰,۶۳۷ (۰,۰۱۴) (۰,۰۰۰)	۰,۵۵۱ (۰,۰۲۶) (۰,۰۰۰)	۰,۱۵ (۰,۰۳۱) (۰,۰۰۰)

مأخذ: یافته های تحقیق * بیانگر انحراف معیار می باشد (Std- Error). ** بیانگر Prob-Value است.

۳-۴. محاسبه کشش جانشینی بین نیروی کار و سرمایه و تحلیل نتایج

در مطالعه حاضر برای تخمین کشش جانشینی بین نیروی کار و سرمایه، از تابع تولید CES استفاده شده است؛ به طوری که استفاده از این تابع، با دو متدولوژی ممکن روبرو است. از یک سو بین نیروی کار و سرمایه، کشش می تواند مستقیماً با اضافه کردن متدهای غیرخطی مانند کار دافی (Duffy and Papageorgiou, 2000) و ویلمن (Klump, McAdam and Willman 2007) بدست آید و از سوی دیگر می تواند مانند کار انتراس (Antràs, 2004)، از طریق یک تابع تقاضای نیروی کار، با اضافه کردن متدهای خطی- لگاریتم گیری- به دست آید. مقاله حاضر، رویکرد دوم را به کار می گیرد و به توسعه کار انتراس با توجه به ساختار رقابت ناقص و تکمیل تخمین تقاضای عوامل تولید و همچنین استفاده از محاسبات مارک آپ به عنوان پراکسی تغییر درجه رقابت ناقص بازار،

می پردازد. برای محاسبه کشش جانشینی میان نیروی کار و سرمایه، لازم است ابتدا کشش بلند مدت و کشش کوتاه مدت متغیر Y/L نسبت به متغیر وابسته برآورد گردد. با توجه به مدل های نهایی در دو سناریو γ_1, γ_1' بیانگر کشش های کوتاه مدت Y/L نسبت به متغیر وابسته هستند و نسبت $\gamma_1'/1 - \gamma_2'$ و $\gamma_1/1 - \gamma_2$ کشش های بلندمدت Y/L نسبت به متغیر وابسته می باشند. با توجه به این دو نوع کشش و نتایج جدول (۹)، کشش جانشینی بین نیروی کار و سرمایه در هر دو سناریو عبارت است از: نسبت یک بر کشش بلند مدت متغیر وابسته نسبت به Y/L .

جدول ۱۰. نحوه محاسبه کشش بلندمدت متغیرهای وابسته نسبت به Y/L .

حضور مارک آپ (E1')		عدم حضور مارک آپ (E1)	
$\sigma_L' = \gamma_1'/1 - \gamma_2'$	کشش جانشینی بلندمدت $m w$ نسبت به Y/L	$\sigma_L = \gamma_1/1 - \gamma_2$	کشش جانشینی بلندمدت w نسبت به Y/L

مأخذ: یافته های تحقیق

جدول ۱۱. محاسبه کشش جانشینی بین نیروی کار و سرمایه

حضور مارک آپ (E1')			عدم حضور مارک آپ (E1)		
۰,۶۵۸	$\sigma' = 1/\sigma_L'$	کشش جانشینی بین نیروی کار و سرمایه ^۲	۰,۷۵۵	$\sigma = 1/\sigma_L$	کشش جانشینی بین نیروی کار و سرمایه ^۲

مأخذ: یافته های تحقیق

با توجه به نتایج جدول بالا، این رویکرد اقتصادسنجی می تواند دو یافته مهم نیز داشته باشد. یافته اول بیانگر این است که کشش جانشینی برای سناریو اول زمانی که مارک آپ برابر با یک است

۱. برای مطالعه بیشتر به مقاله رفیعی و اکبری (۱۳۷۵) مراجعه نمایید.

۲. ابتدا با تقسیم کشش کوتاه مدت یعنی ضریب $(\ln(\frac{Y_t}{L_t}))$ بر تفاضل یک از ضریب $\ln(w_{t-1})$ کشش بلند مدت w_{it} نسبت به $\frac{Y_{it}}{L_{it}}$ حاصل می شود و در نهایت کشش جانشینی σ ، از تقسیم ۱ بر پاسخ مرحله اول به دست می آید.

۳. در ابتدا با تقسیم ضریب $(\ln(\frac{Y_t}{L_t}))$ بر تفاضل یک از ضریب $\ln(m_{t-1}w_{t-1})$ کشش بلند مدت $m_{it}w_{it}$ نسبت به $\frac{Y_{it}}{L_{it}}$ حاصل می شود و در نهایت کشش جانشینی σ ، از تقسیم ۱ بر پاسخ مرحله اول به دست می آید.

(با وجود بازار رقابت کامل) برابر با (۰/۷۵) است، همچنین کشش جانشینی برای سناریو دوم زمانی که مارک آپ مخالف یک است (با وجود بازار رقابت ناقص) برابر با (۰/۶۵) است که می‌تواند دلیل بر رد فرض وجود تابع تولید کاب- داگلاس در تخمین سهم درآمدی نیروی کار است. چنانچه که نتایج مطالعه آنتراس (۲۰۰۴) چنین پیامدی را تأیید می‌کند. همچنین مقایسه نتایج، گویای آن است که اندازه کشش با فرض وجود مارک آپ و رقابت ناقص نسبت به فرض عدم وجود مارک آپ و رقابت کامل، کمتر خواهد بود. به طوری که این نتایج با واقعیات موجود همخوانی دارد. دوم اینکه، کشش جانشینی معیاری برای چگونگی تأثیر انباشت سرمایه بر روی سهم درآمدی نیروی کار است. با توجه به نتایج معادله (۴)، نتایج هر دو سناریو حاکی از آن است که در صورتی که همراه با افزایش دستمزد، نسبت سرمایه به GDP در حال افزایش باشد، به دلیل اینکه کشش جانشینی کمتر از یک شده است، سهم درآمدی نیروی کار افزایش می‌یابد. البته قابل ذکر است که چون به دلیل فرض وجود مارک آپ (رقابت ناقص) کشش مقدار کمتری را اتخاذ می‌کند، افزایش در سهم درآمدی نیروی کار به دلیل افزایش شدت سرمایه بیشتر خواهد بود؛ زیرا کشش جانشینی بالاتر بیانگر آن است که در دستمزدهای بالاتر به علت واکنش و پاسخ سریع تر و بیشتر بنگاه، جانشینی بیشتری بین نیروی کار و سرمایه رخ می‌دهد که این منجر به روند کاهشی سهم درآمدی نیروی کار خواهد شد. از طرفی، در کشش جانشینی پایین، واکنش بنگاه نسبت به دستمزدهای بالاتر ضعیف خواهد بود، و سهم درآمدی نیروی کار را افزایش خواهد داد، چنانچه نتایج مطالعه روریچ و همکاران (۲۰۱۰)، یافته‌های مطالعه حاضر را مورد تأیید قرار می‌دهند.

۵. نتیجه گیری و پیشنهاد

نرخ رشد سهم درآمدی نیروی کار تحت تأثیر دو عامل شدت سرمایه (تفاوت نرخ رشد سرمایه و تولید ناخالص داخلی) و نرخ رشد مارک آپ قرار می‌گیرد، به طوری که اثر شدت سرمایه بر سهم درآمدی نیروی کار به کشش جانشینی بین سرمایه و نیروی کار بستگی دارد. بنابراین می‌توان پویایی‌های سهم درآمدی نیروی کار را با توجه به دو دلیل کشش جانشینی غیر واحد بین نیروی کار و سرمایه، و رقابت ناقص در بازار تولید، شرح داد. هدف این مطالعه، بررسی پویایی‌های سهم درآمدی نیروی کار صنایع کارخانه‌ای ایران (کد ۴ رقمی ISIC) از طریق برآورد کشش جانشینی بین سرمایه و نیروی کار تحت رقابت ناقص طی سال‌های ۹۰-۱۳۷۵ بوده است.^۱

۱. برای مقادیر مربوط به مارک آپ طی سال‌های ۹۰-۱۳۸۹ از میانگین داده‌های موجود برای هر کد استفاده شده است.

از تجزیه و تحلیل تجربی، دو نتیجه مهم به دست می‌آید: اول اینکه، کشش جانشینی بین سرمایه فیزیکی و نیروی کار برای صنایع کارخانه‌ای ایران مثبت و کمتر از یک است که این نتیجه بیانگر تأثیر مثبت شدت سرمایه بر سهم درآمدی نیروی کار در صنایع کارخانه‌ای ایران طی سال‌های مورد مطالعه بوده است. نتایج حاصل می‌تواند در تحلیل مدل‌های کاربردی حساسیت و شبیه‌سازی و سیاستگذاری‌های کلان اقتصادی، توسط محققان و سیاستگذاران مورد استفاده قرار گیرد. با وجود کشش جانشینی مثبت و بالاتر (بیشتر از یک)، اگر دولت جهت حمایت از قشر کارگر، دستمزدها را افزایش دهد، سهم درآمدی نیروی کار کاهش خواهد یافت که این سیاست، به ضرر کارگران خواهد بود؛ ولی اگر کشش مثبت و پایین (کمتر از یک) باشد، افزایش دستمزدها جهت حمایت از قشر کارگر، به کاهش سهم درآمدی نیروی کار منجر خواهد شد و نتیجه عکس خواهد داشت.

پیشنهاد می‌شود به منظور حمایت از قشر کارگر، از آنجا که در این حالت با افزایش دستمزد به منظور حمایت از قشر کارگر، سهم درآمدی نیروی کار کاهش نخواهد یافت، دستمزد نیروی کار افزایش یابد. دوم اینکه، در نظر گرفتن مارک آپ قیمت در حالت وجود رقابت ناقص در بازار، باعث می‌شود نتایج حاصل از محاسبه کشش، غیر واحد باشد (۰/۶۵) و فاصله اش از یک بیشتر شود. این پدیده به واقعیت نزدیکتر خواهد بود. با توجه به کشش جانشینی مثبت و کمتر از یک کار و سرمایه، در مورد تأثیر سرمایه‌گذاری بر ایجاد اشتغال، می‌توان بیان کرد که در هر یک از زیر بخش‌های صنعت، هر اندازه کشش جانشینی بین نهاده‌های کار و سرمایه کمتر باشد، افزایش سرمایه‌گذاری می‌تواند منجر به افزایش اشتغال گردد. این نکته می‌تواند یک توصیه سیاستی مهم برای سیاستگذاران حوزه کار و سرمایه‌گذاری باشد که می‌توان از طریق شناسایی و اولویت بندی صنایعی که کشش بین نهاده کار و سرمایه در آن کمتر است، به هدایت و تشویق سرمایه‌گذاری در آن صنایع به منظور افزایش اشتغال، پرداخت. بنابراین تعیین کشش جانشینی بین عوامل و عوامل مؤثر بر آن می‌تواند در تصمیم‌گیری‌های درست اقتصادی نقش بسزایی داشته باشد و این تحقیق می‌تواند آغازی برای اهداف تحقیقاتی آتی محسوب گردد.

منابع و مأخذ

- اسلاملوئیان، کریم و استادزاده، علی حسین (۱۳۹۳)، "برآورد کشش جانشینی میان انرژی و سایر نهاده‌ها با استفاده از تابع تولید CES چند مرحله‌ای"؛ فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، سال سوم، شماره ۹، بهار: ۲۶-۴۷.
- اکبریان، رضا و حمید رفیعی (۱۳۸۵)، "تخمین کشش جانشینی سرمایه و نیروی کار صنایع ایران"؛ فصلنامه بررسی‌های اقتصادی، سال ۳، شماره ۴: ۵-۲۲.
- پژویان، جمشید؛ خداداد کاشی، فرهاد و شهیکی تاش، محمد نبی (۱۳۹۰)، "ارزیابی ناپارامتریک شکاف بین قیمت و هزینه نهایی در صنایع ایران در قالب یک مدل کورنویی"؛ فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، دوره ۸، شماره ۲: ۹۵-۱۲۱.
- جلایی سیدعبدالمجید؛ صادقی، زین العابدین و اعمی بنده قرایی، حسن (۱۳۸۷)، "بررسی کشش بین واردات کالای واسطه‌ای، نیروی کار و سرمایه در ایران: رهیافت تابع هزینه ترانسلوگ"؛ تحقیقات اقتصادی، دوره ۴۳، شماره ۸۲: ۵۳-۶۸.
- خدادادکاشی فرهاد و جانی، سیاوش (۱۳۹۰)، "بررسی پویای رفتار تولیدکنندگان در استفاده از نهاده‌ها بر مبنای تابع تولید دو مرحله‌ای CES، با تأکید بر اصلاح الگوی مصرف انرژی در تولید و ارتقای اشتغال"؛ فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، دوره ۸، شماره ۳۰: ۹۴-۱۲۴.
- سبحانی ثابت، سید علی و داود منظور (۱۳۹۳)، "برآورد کشش جانشینی سرمایه و انرژی در بخش صنایع شیمیایی کشور"؛ پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، شماره ۷۱: ۱۷۲-۱۵۷.
- سهیلی، کیومرث (۱۳۹۱)، "برآورد کشش‌های قیمتی و تولیدی تقاضای نهاده انرژی در بخش کشاورزی با استفاده از الگوی فرم تصحیح خطای خودتوضیح با وقفه توزیعی"؛ نشریه اقتصادکشاورزی و توسعه، سال بیستم، شماره ۷۸.
- شهیکی تاش، محمد نبی؛ کرانی، عبدالرضا و رضائی، الهام (۱۳۹۳)، "ارزیابی اثر جهانی شدن اقتصاد و سیکل‌های تجاری بر مارک آپ در بخش صنعت ایران"؛ فصلنامه مطالعات راهبردی جهانی شدن، سال پنجم، شماره ۱۳: ۱۸۷-۱۶۳.
- Antràs, P. (2004) "Is the U.S. Aggregate Production Function Cobb-Douglas? New estimates of the Elasticity of Substitution", *Contributions to Macroeconomics*, Vol. 4 (1), Article 4.
- Arpaia, A.; E. Pérez and K. Pichelmann (2009) "Understanding Labour Income Share Dynamics in Europe", *European Economy Economic Papers*, No. 379, European Commission, Brussels.
- Balistreri J. Edward, Christine A. McDaniel and Eina Vivian Wong (2003) An Estimation of US Industry-Level Capital-Labor Substitution Elasticities:

- Support for Cobb–Douglas, *The North American Journal of Economics and Finance*, Vol. 14, 3, 343-356
- Bils (1987) “The Cyclical Behavior of Marginal Cost and Price”, *The American Economic Review*, Vol. 77 (5): 838-855.
- Driver, C. and J. Muñoz-Bugarín (2009) “Capital Investment and Unemployment in Europe: Neutrality or Not?”, *Journal Macroeconomics*, Vol. 32: 492-496.
- Duffy, J. and C. Papageorgiu (2000) “A Cross-Country Empirical Investigation of the Aggregate Production Function Specification”, *Journal of Economic Growth*, Vol. 5: 87-120.
- Estrada, Á. and J.D. López-Salido (2005) “Sectoral Mark-ups Dynamics in Spain”, Documentos de Trabajo del Banco de España, No. 0503, Bank of Spain, Madrid.
- Galí, J. (1995) “Product Diversity, Endogenous Markups, and Development Traps”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 36: 39-63.
- Galí, J. (1996) “Multiple Equilibria in a Growth Model with Monopolistic Competition”, *Economic Theory*, Vol. 8: 251-266.
- Hsieh, C.T. (1999) “Productivity Growth and Factor Prices in East Asia”, *The American Economic Review: Papers and Proceedings*, Vol. 89 (2): 133-138.
- Klump, R., P. McAdam, and A. Willman (2007) “Factor Substitution and Factoraugmenting Technical Progress in the United States: A Normalized Supply-Side System Approach”, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 89 (1): 183-192.
- Roeger, Werner (1995) “Can Imperfect Competition Explain the Difference between Primal and Dual Productivity Measures? Estimates for U.S. Manufacturing”, *The Journal of Political Economy*, Vol. 103 (2): 316-330.
- Rotemberg, J.J. and M. Woodford (1999) “The Cyclical Behavior of Prices and Costs”, in J.B. Taylor and M. Woodford (eds.), *Handbook of Macroeconomics*, Vol. 1B, pp. 1051-1135.
- Raurich Xavier; Hector Sala, & Valeri Sorolla (2010) “Factor Shares, the Price Markup, and the Elasticity of Substitution Between Capital and Labor”, Visiting Fellow Working Papers, International Programs: 1-30.
- Koesler, Simon and Schymura, Michael, (2012), Substitution Elasticities for CGE Models, No 4010, EcoMod2012, EcoMod, <http://EconPapers.repec.org/RePEc:ekd:002672:4010>

ضمیمه

برای به دست آوردن داده های مربوط به نرخ رشد تکنولوژی در صنایع کارخانه ای لازم است، در مرحله اول تابع تولید کاب- داگلاس، با استفاده از نرم افزار STATA تخمین زده شود تا ضرائب α و β یعنی حساسیت نیروی کار و سرمایه فیزیکی نسبت به تولید به دست آید. طبق نتایج تخمین در جدول (الف) ضمیمه ضریب α برابر با ۰,۵۲ و ضریب β برابر با ۰,۳۹ است. در مرحله پایانی برای برآورد نرخ رشد تکنولوژی (λ_{it})، لازم است نتایج مرحله قبل و میزان ارزش افزوده صنعت i (y_{it}) در معادله $\lambda_{it} = y_{it} / K_{it}^{\alpha} L_{it}^{\beta}$ جایگزین گردد.

جدول الف. نتایج تخمین تابع تولید کاب- داگلاس

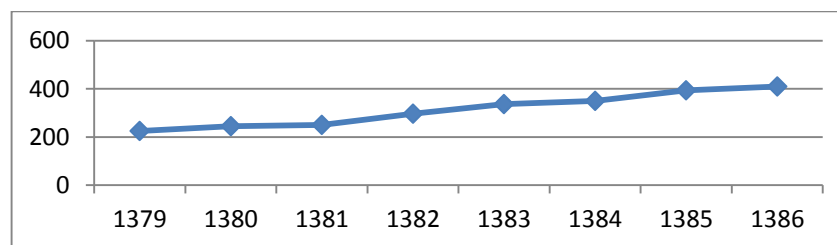
متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
C	۵/۶۷۶	۱/۳۳۳	۴/۲۵۶	۰,۰۰۰
Log(K)	۰/۵۲	۰/۱۰۵	۴/۵۱۴	۰,۰۰۰
Log(L)	۰/۳۹	۰/۰۸۵	۲/۶۷۸	۰,۰۰۸
$R^2 = .۹۹$ ؛ $\bar{R}^2 = ۰/۹۹$				

مأخذ: یافته های تحقیق

نمودار (الف) ضمیمه، روند صعودی نرخ رشد تکنولوژی هر یک از صنایع کارخانه ای ایران را طی دوره مورد مطالعه این پژوهش نشان می دهد، به طوری که متوسط سالانه λ_{it} از دوره ۸۶-۱۳۷۹ به دوره ۸۶-۱۳۸۳ افزایش یافته است.

نمودار الف. نرخ رشد تکنولوژی صنایع کارخانه ای ایران (۸۶-۱۳۷۹) به قیمت ثابت سال

۱۳۸۳



مأخذ: یافته های تحقیق

جدول ب. سهم درآمدی نیروی کار صنایع کارخانه ای طی سال های ۸۷-۱۳۷۵

سال	سهم درآمدی نیروی کار (درصد)
۱۳۷۵	۷.۴۹۵۲۲۳۰۲
۱۳۷۶	۷.۶۷۲۶۹۳۵۸۸
۱۳۷۷	۷.۰۲۳۶۵۸۴۴۹
۱۳۷۸	۷.۶۵۵۱۶۶۱۱۳
۱۳۷۹	۷.۱۹۸۰۳۹۰۳۹
۱۳۸۰	۷.۰۴۹۹۸۴۸۴۴
۱۳۸۱	۸.۰۵۲۳۳۰۹۸۴
۱۳۸۲	۸.۲۲۲۹۸۲۶۸۶
۱۳۸۳	۸.۰۶۸۵۴۶۵۳۵
۱۳۸۴	۷.۱۷۱۱۱۸۵۳۲
۱۳۸۵	۷.۰۶۵۲۲۷۶۴۳
۱۳۸۶	۷.۸۵۰۴۳۶۴۶
۱۳۸۷	۹.۴۷۴۵۹۲۱۰۸
۱۳۸۸	۱۰,۳۸۵۴۶۸۰۱۵
۱۳۸۹	۱۰.۸۳۴۲۷۵۱۲۶
۱۳۹۰	۱۰.۹۵۱۲۵۶۶۸۲