تخمین کشش جانشینی سرمایه و نیروی کار صنایع ایران

دکتر رضا اکبریان و حمید رفیعی*

تاریخ وصول: 85/6/1 تاریخ پذیرش: 85/10/14

چکیده:

یکی از عوامل کلیدی که اثر توزیعی تغییرات سیاست اقتصادی در مدل‌های تعادل عمومی را تعیین می‌کند، کشش جانشینی سرمایه و نیروی کار است. این ضریب می‌تواند در تحلیل مدل‌های حساسیت و شبیه‌سازی، برای پژوهشگران مفید واقع شود. علاوه بر اهمیت این کشش در مدل‌های کاربردی، نقش آن در سیاست‌گذاری‌های کلان اقتصادی نیز قابل ملاحظه است. در این مقاله، کشش جانشینی عوامل تولید کوتاه‌مدت و بلندمدت، برای صنایع کارخانه‌ای ایران در سطح کلی طی سال‌های 84- 1358 با استفاده از تابع تولید با کشش جانشینی ثابت محاسبه شده است. پس از انجام آزمون ریشه‌ی واحد دیکی- فولر و آزمون شکست ساختاری پرون، از مدل تصحیح خطا برای برآورد استفاده شده است. نتایج این برآورد حاکی از آن است که بین سرمایه و نیروی کار جانشینی ضعیفی وجود دارد و کشش جانشینی این عوامل در بلندمدت بزرگتر از کوتاه‌مدت است. همچنین، با توجه به مقدار این ضریب، مناسب‌ترین فرم تابع تولید برای صنایع کارخانه‌ای ایران در سطح کلی، تابع تولید کاب -داگلاس تشخیص داده شده است.

طبقه بندی JEL : C13 ،M21 ،L70 ،L11 ،L10

واژه‌های کلیدی: *کشش جانشینی عوامل تولید، صنایع ایران، مدل تصحیح خطا، آزمون شکست ساختاری پرون*

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

* به ترتیب، استادیار و دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد- دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اجتماعی دانشگاه شیراز (rakbarian@rose.shirazu.ac.ir)

1- مقدمه

کشش جانشینی[1] سرمایه و نیروی کار، یکی از عوامل کلیدی تعیین کننده‌ی اثر توزیعی تغییرات سیاست اقتصادی در مدل‌های تعادل عمومی است. با فرض ثبات محصول تولید شده، کشش جانشینی عوامل تولید نشان می‌دهد که تولیدکننده تا چه حدی عوامل تولید را پس از تغییر در قیمت نسبی آنها، جانشین یکدیگر می‌کند. این پارامتر به میزان سهولت در عمل جانشینی از لحاظ فیزیکی، بستگی دارد. هم‌چنین جابجایی نیروی کار بین بخش‌های اقتصادی نیز به کشش جانشینی عوامل بستگی دارد (بالستریری[2] و همکاران، 2003).

ارزیابی میزان تغییرات در سهم نسبی هر عامل از کل تولید به هنگام تغییر در قیمت آنها، نقش تعیین کننده‌ای در تجزیه و تحلیل‌های اقتصادی دارد. پس از انقلاب صنعتی چگونگی اثر گذاری روز افزون از سرمایه در جریان تولید بر توزیع درآمد بین سرمایه و نیروی کار مورد پرسش بوده است. به عبارتی دیگر، نوع تغییر سهم عوامل تولید با تغییر نسبت عوامل از پرسش‌های اساسی بوده است. برای پاسخ به این سؤالات بررسی کشش جانشینی عوامل تولید لازم است (عبادی، 1379، ص 179).

در این تحقیق کشش جانشینی سرمایه و نیروی کار برای صنایع کارخانه‌ای ایران در سطح کلی طی دوره‌ی 84-1358 برآورد می‌شود. هدف این تحقیق، محاسبه کشش جانشینی سرمایه و نیروی کار در کوتاه مدت و بلندمدت برای صنایع کارخانه‌ای ایران است. تمایز بین کوتاه‌مدت و بلندمدت به دلیل کاربرد بهتر کشش جانشینی بلندمدت برای تحلیل‌های شبیه‌سازی است. همچنین، تعیین فرم مناسب تابع تولید برای صنایع کارخانه‌ای، با آزمون کشش‌های استخراج شده، از دیگر اهداف این تحقیق است.

2- مبانی نظری

کشش جانشینی مطابق با رابطه‌ی (1)، واکنش نسبی مقدار دو عامل تولید نسبت به تغییرات نسبی در نسبت قیمت آن‌ها با ثابت نگه داشتن تولید را اندازه‌گیری می‌کند. از طرفی دیگر، این مقدار با درصد تغییر در نسبت سهم دو عامل

---

[1] Elasticity of Substitution
[2] Balistreri

از تولید برابر است. هرقدر جانشینی بین عوامل تولید آسان‌تر (سخت تـر) باشـد، اثـر جانشینی پس از تغییر در قیمت یک عامل، بیشتر (کمتر) است (فرگوسون،[3] 1969).

کشش جانشینی عوامل تولید نمایانگر تحدب منحنی تولید یکسان نـسبت بـه مبدأ مختصات است. کشش جانشینی بیشتر نشانگر جانشینی بهتـر عوامـل تولیـد و گرایش به خطی بودن منحنی تولید است. برعکس، هر چه جانشینی عوامل، سخت‌تر باشد، منحنی تولید به حالت قائم الزاویه نزدیک‌تر است.

$$\sigma = \frac{\Delta(\frac{K}{L})}{\Delta(\frac{w}{r})} \cdot \frac{\frac{w}{r}}{\frac{K}{L}} = \frac{\%\ \Delta S_k}{\%\ \Delta S_l} \qquad (1)$$

در رابطه‌ی فوق، K نشانگر مقدار سرمایه، L تعداد نیروی کار، r قیمت سـرمایه، w قیمت نیروی کار، S_K سهم عامل سرمایه و S_L سهم نیروی کار از تولید است.

ارتباط بین کشش جانشینی و سهم عوامل تولید نـشان مـی‌دهـد کـه اگـر نـرخ دستمزد نسبی افزایش یابد و کشش جانشینی عوامل بزرگتر از یک باشد، سهم نسبی سرمایه نسبت به نیروی کار افزایش می‌یابد و بالعکس (عبـادی، 1379، ص 80). بـا استفاده از این کشش می‌توان دریافت که با فرض ثبـات سـایر شـرایط، در اثـر تغییـر نسبت پرداختی سرمایه به دستمزد، چه تأثیری در توزیع درآمد میان طبقـه کـارگر و سرمایه‌دار ایجاد خواهد شد. هنگامی که دولت نـسبت قیمـت عامـل کـار بـه قیمـت عامل سرمایه را کاهش دهد، اگر کشش جانشینی میان عوامـل تولیـد بزرگتـر از یـک باشد، این سیاست به نفع کارگران خواهد بود و سهم درآمد کل آنها را از درآمـد ملـی افزایش می‌دهد.

در بعضی از موارد دولـت بـرای حمایـت از بخـش‌هـای خاصـی از صـنایع، نـرخ تسهیلات آن بخش را کاهش می‌دهد، در نتیجه نرخ پرداختی عامـل سـرمایه کـاهش می‌یابد. با استفاده از کشش جانشینی سرمایه و نیروی کار، می‌توان اثر ایـن سیاسـت را روی نسبت ترکیب عوامل تولید بیان نمود. هم‌چنین می‌توان اثر ایـن کـاهش نـرخ تسهیلات را بر سهم نسبی عوامل تولید بررسی کرد (کمفرت،[4] 1998).

[3] Ferguson
[4] Kemfert

در مورد تعیین نوع تابع تولید، لازم به ذکر است که تابع تولید کاب- داگلاس،[5] فرض کشش جانشینی یک را برای نهاده‌ها تحمیل می‌کند. بنابراین، اگر این نوع تابع تولید تخمین زده شود، به عنوان یکی از فروض تحقیق، کشش جانشینی بین عوامل باید یک در نظر گرفته شود. این مشکل، مورد توجه گسترده محققان قرار گرفته است. به طوری که در مطالعات ارو[6] و همکاران (1961)، تابع تولید با کشش ثابت، برای محاسبه جانشینی بین نیروی کار و سرمایه معرفی گردیده است.

تابع تولید با کشش جانشینی ثابت دارای این مزیت است که در آن کشش جانشینی عوامل تولید بین صفر و یک قرار می‌گیرد. همچنین، کشش جانشینی در هر نقطه بر روی منحنی هم‌مقداری تولید، علی رغم نسبت استفاده نهاده، در آن نقطه یکسان است (دبرتین،[7] 1376، ص 267).

3- جمع آوری داده‌ها

برای تخمین کشش جانشینی در این تحقیق به آمارهای تعداد نیروی کار، میزان سرمایه‌ی پرداختی به هر واحد نیروی کار و پرداختی به هر واحد عامل سرمایه، نیاز بوده است. آمار تعداد نیروی کار (L)، تحت عنوان تعداد شاغلان یا متوسط مزد و حقوق بگیران در سالنامه‌ی آماری موجود است. همچنین آمار مربوط به پرداختی نیروی کار تحت عنوان جبران خدمات کارکنان برای کل کارکنان در هر سال در سالنامه‌ی آماری منتشر شده و موجود است. این آمار شامل کلیه‌ی حقوق و مزایای کارکنان است و با تقسیم آن بر تعداد کارکنان در هر سال، نرخ دستمزد (w) به‌صورت سالانه به‌دست می‌آید.

متأسفانه در ایران آماری تحت عنوان پرداختی به عامل سرمایه در سالنامه‌ی آماری کشور وجود ندارد. به همین دلیل، از نرخ سپرده‌های بلندمدت، به عنوان جانشین برای پرداختی به هر واحد عامل سرمایه (r) استفاده شده است.

آمار مربوط به موجودی سرمایه (K) نیز در ایران در دسترس نیست، ولی با کمک آمار سرمایه گذاری ناخالص، که تحت عنوان تغییر اموال سرمایه‌ای در سالنامه‌ی آماری کشور منتشر شده است، می‌توان موجودی سرمایه را برآورد نمود.

---

[5] Cobb-Douglas
[6] Arrow
[7] Debertin

3-1- برآورد موجودی سرمایه

ابتدا فرض می‌شود که سرمایه گذاری مطابق با رابطه‌ی (2) با نرخ ثابتی در طول زمان افزایش می‌یابد.

$$I_t = I.e^{\lambda t} \qquad (2)$$

در رابطه‌ی فوق I_t سرمایه گذاری در سال (1384)، I سرمایه گذاری در سال پایه (1358) و λ رشد ثابت سرمایه گذاری است. همچنین، تغییرات سرمایه گذاری با استفاده از روابط (3) محاسبه شده است.

$$I_t = \frac{dK}{dt} \Rightarrow K_t = \int_{-\infty}^{t} I_t.d(t) \Rightarrow K_0 = \int_{-\infty}^{0} I_t.d(t) = \int_{-\infty}^{0} I.e^{\lambda t} = \frac{I}{\lambda}.[e^{\lambda t}]_{-\infty}^{0} = \frac{I}{\lambda}[e^0 - e^{-\infty}] = \frac{I}{\lambda} \qquad (3)$$

بنابراین، با تخمین رابطه‌ی (4) برای کل صنعت به روش OLS،[8] مقدار λ قابل محاسبه است.

$$I_t = I.e^{\lambda t} \Rightarrow lnI_t = lnI + \lambda t \qquad (4)$$

همچنین، با تقسیم I در سال اول (1358) بر λ، مقدار K_0 قابل محاسبه است. با مشخص شدن مقدار K_0، با استفاده از رابطه‌ی (5)، مقدار K_t قابل محاسبه است.

$$K_t = I_t + (1-\delta).K_{t-1} \qquad (5)$$

برخی از مشکلات در ارتباط با جمع آوری اطلاعات وجود دارد. یکی از این مشکلات در دسترس نبودن آمار مربوط به موجودی سرمایه است که باید برآورد شود. مشکل دیگر نبود آمار پرداختی به عامل سرمایه است که محقق مجبور به تعیین جانشین برای آن است. عدم انتشار آمارهای حقوق کارکنان و سرمایه‌گذاری

[8] Ordinary Least Squares (OLS)

ناخالص به قیمت ثابت از دیگر مشکلات است. برای محاسبه‌ی ارزش ثابت آن بر مبنای سال پایه 1369، از شاخص قیمت مصرف کننده[9] استفاده می‌شود. آمار سال‌های مختلف برحسب کارگاه‌های مشمول با یکدیگر تطابق ندارد؛ زیرا آمار برخی سال‌ها برای کارگاه‌های 50 نفر کارکن و بیشتر، برخی از سال‌ها برای کارگاه‌های 10 نفر کارکن و بیشتر و بعضی از سال‌ها برای کل کارگاه‌ها منتشر شده است. در این تحقیق از آمار کارگاه‌های صنعتی ده نفر کارکن و بیشتر برای این منظور استفاده شده است. مشکل دیگر، تغییر طبقه‌بندی استاندارد بین‌المللی صنایع[10] طی دوره‌ی زمانی تحقیق است. طبقه‌بندی صنایع تا سال 1372 برحسب نسخه دوم یعنی 9 بخش با کد دو رقمی و از سال 1373 به بعد بر حسب نسخه سوم یعنی 23 بخش با کد دو رقمی صورت گرفته است. برای رفع این مشکل، آمار سال‌های بعد از 1373 به نسخه‌ی قدیمی تبدیل شده است.

4- مروری بر مطالعات انجام شده

4-1- مطالعات انجام شده در خارج از کشور

کمفرت (1998) کشش جانشینی سرمایه، انرژی و نیروی کار را با استفاده از تابع تولید با کشش جانشینی ثابت برای کشور آلمان غربی طی دوره‌ی 93-1960 برآورد کرد. این تحقیق سه حالت مختلف را با ثابت گرفتن یک عامل در هر حالت و تعیین کشش جانشینی بین دو عامل دیگر، بررسی نموده است. در این تحقیق به اهمیت استفاده از تابع تولید با کشش جانشینی ثابت به علت کاربرد بیشتر مدل‌های عمومی قابل محاسبه،[11] اشاره شده است.

فلیسیگ[12] (1997) کشش جانشینی میان کالاهای کم دوام و بی دوام در ایالات متحده امریکا را با استفاده از سیستم پویای لارنت،[13] به‌طور پیوسته جریان کالاها از کالاهای بادوام و بی دوام را برآورد کرد. در این تحقیق از داده‌های فصلی دوره‌ی 1991-1960 استفاده شده است. یکی از نتایج معنادار این تحقیق عدم ثبات

---

[9] Consumer Price Index (CPI)
[10] International Standard Industrial Classification (ISIC)
[11] Computable General Equilibrium (CGE)
[12] Fleissig
[13] Dynamic Laurnt System

نرخ جانشینی در طول زمان بود که نشان دهنده‌ی ضعف عملکرد استفاده از فرم تابع تولید کشش جانشینی ثابت در این مورد است.

بالستریری و همکاران (2003) برای تخمین کشش‌های جانشینی سرمایه و نیروی کار در سطح صنایع امریکا، از داده‌های اداره‌ی تحلیل اقتصادی امریکا،[14] برای 28 صنعت (در برگیرنده‌ی تمامی صنایع کارخانه‌ای) استفاده نموده‌اند. در این مقاله با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی، پس از انجام آزمون‌های ایستایی و تعیین همجمعی متغیرها، کشش جانشینی سرمایه و نیروی کار در کوتاه‌مدت و بلندمدت تخمین زده شده است. نتایج آزمون‌های فرضیه ضرایب فرم کاب- داگلاس را برای 20 صنعت از این 28 صنایع کارخانه‌ای تایید کرد.

میاگیوا و پاپاجرجیو[15] (2007) در تحقیقی در مورد کشش جانشینی کل درونزا، فرضیه‌ی ارو مبنی بر تغییرات کشش جانشینی کل درون‌زا در طول زمان و با فرآیند توسعه را اثبات کرده است. در این مقاله، این فرضیه با استفاده از یک مدل رشد چند بخشی پویا و کشش جانشینی کل عوامل درون‌زا مورد ارزیابی قرار گرفته است. نتایج نشان داد که کشش جانشینی کل عوامل در ارتباط مثبت با توسعه‌ی اقتصادی قرار دارد و این نتایج مطابق با یافته‌های تجربی اخیر است.

۲-۴- مطالعات انجام شده در داخل کشور

زارع (1373) در تحقیقی با عنوان "برآورد کشش‌های قیمتی و جانشینی نهاده‌های تولید در بخش ساختمان ایران،" کشش‌های قیمتی و جانشینی نهاده‌های تولید به روش هزینه را با استفاده از تابع ترانسلاگ و رگرسیون ظاهراً نامرتبط[16] در بخش ساختمان ایران برآورد کرد. نتایج حاصل از این تحقیق نشان داد که کشش‌های جانشینی و قیمتی عوامل تولید در بخش ساختمان نسبتاً پایین هستند و در ساختمان‌سازی، سیمان و فولاد و همچنین نیروی کار و سرمایه مکمل یکدیگر هستند.

رحمانی (1373) توابع تقاضای مشتقه نهاده‌های تولید چغندر قند را با استفاده از روش تابع هزینه برای استان خراسان برآورد کرد. برای این منظور تابع هزینه‌ی

[14] Bureau of Economic Analysis (BEA)
[15] Miyagiwa and Papageorgiou
[16] Simmingly Unrelated Regression (SUR)

ترانسلاگ که بیانگر تکنولوژی تولید چغندرقند است، به روش رگرسیون‌های ظاهراً نامرتبط برآورد شد. نتایج نشان داد که هرچند عامل کار، ماشین‌آلات، زمین و آب جانشین هم هستند، ولی درجه‌ی جانشینی میان آنها ضعیف است.

نهاوندی (1373) به برآورد توابع تقاضای مشتقه نهاده‌های تولید گندم با استفاده از روش تابع هزینه پرداخت. در این تحقیق تابع تقاضا برای گندم نیز با روش رگرسیون‌های ظاهراً نامرتبط برای استان فارس برآورد و کشش‌های جانشینی و قیمتی استخراج شده است. نتایج این تحقیق نیز مشابه تحقیق قبلی است.

5- ساختار الگو

فرم تابع تولید صنعت در این تخمین، به صورت تابع با کشش جانشینی ثابت[17] با دو عامل تولید سرمایه و نیروی کار به شکل رابطه‌ی (6) در نظر گرفته شده است (بالستریری و همکاران، 2003).

$$Y = [\alpha K^{(\sigma-1)/\sigma} + (1-\alpha)L^{(\sigma-1)/\sigma}]^{\sigma/(\sigma-1)} \qquad (6)$$

در رابطه‌ی فوق، σ کشش جانشینی ثابت میان سرمایه و نیروی کار است و α پارامتر توزیعی است. هنگامی که σ به سمت یک میل کند، منحنی تولید یکسان آن به فرم کاب- داگلاس تبدیل شده و هنگامی که σ به سمت صفر میل کند، منحنی تولید یکسان آن به فرم لئونتیف[18] تبدیل می‌شود.

اگر از تابع تولید بالا لگاریتم گرفته و نسبت به قید $Y = w.L + r.K$ بهینه سازی انجام شود، رابطه‌ی (7) به دست می‌آید.

$$ln\frac{K}{L} = \sigma.ln\frac{\alpha}{1-\alpha} + \beta_1.ln\frac{w}{r} \qquad (7)$$

در این معادله، w دستمزد و r نرخ اجاره‌ی سرمایه (نرخ بهره) است. فرم خطی استاندارد این تابع به شکل زیر است.

[17] Costant Elasticity of Substitution (CES)
[18] Leontief

$$lny = \beta_0 + \beta_1.lnx \qquad (8)$$

در رابطه‌ی فوق y نسبت سرمایه به نیروی کار و x نسبت دستمزد به نرخ بهره است. ε نیز جمله اختلال با توزیع یکسان و مستقل[19] است. کشش جانشینی میان عوامل تولید در این تابع، β_1 است.

به منظور بررسی وجود یا عدم وجود رابطه‌ی بلندمدت میان متغیرها (پایا بودن یا عدم پایایی متغیرها)، آزمون ریشه‌ی واحد دیکی- فولر[20] و آزمون شکست ساختاری پرون[21] برای دو متغیر x و y انجام شده است. سپس با توجه به درجه‌ی جمعی سری‌های زمانی در صنعت، مدل مناسب برای تخمین کشش جانشینی سرمایه و نیروی کار استخراج می‌شود.

اگر بین جملات اختلال خودهبستگی مرتبه‌ی اول وجود داشته باشد، از فرم معادله‌ی (9) برای تشخیص الگو استفاده می‌شود (مدل خودتوضیحی مرتبه‌ی اول[22]).

$$lny_t = \alpha_0 + \beta_1.lnx_t + \beta_2 lny_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (9)$$

در رابطه‌ی فوق، β_1 نشانگر کشش جانشینی کوتاه مدت و $\frac{\beta_1}{1-\beta_2}$، کشش جانشینی بلندمدت به شرط $0 < \beta_2 < 1$ است.

اگر سری داده‌ها همگی $I(1)$ و غیر همجمع باشند، می‌توان بر مبنای تفاضل اول متغیرهای مستقل و وابسته از رابطه‌ی (10) استفاده کرد.

$$\Delta lny_t = \alpha_0 + \beta_1 \Delta lnx_t + \varepsilon_t \qquad (10)$$

در رابطه‌ی فوق، β_1 بیانگر کشش جانشینی کوتاه مدت است و رابطه‌ی تعادلی بلندمدت در این حالت وجود ندارد. چنانچه سری داده‌ها همگی $I(1)$ و همجمع

[19] Independent and identically distributed (i.i.d)
[20] Dickey-Fuller test
[21] Perron
[22] Auto Regressive (AR (1))

باشد، می‌توان از مدل تصحیح خطای تک معادله‌ای به صورت رابطه‌ی (11) استفاده کرد.

آخرین تشخیص، مدل تصحیح خطای[23] تک معادله‌ای است و این هنگامی مورد استفاده قرار می‌گیرد که سری داده‌های ما همگی $I(1)$ و همجمع نیز باشند.

$$\Delta lny_t = \alpha_0 + \beta_1 \Delta lnx_t + \beta_2\, lny_{t-1} + \beta_3\, lnx_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (11)$$

در رابطه‌ی فوق، β_1 نشانگر کشش جانشینی کوتاه مدت و $(\frac{\beta_3}{\beta_2})-$ کشش جانشینی بلند مدت است. این معادله، همان فرم تعمیم یافته‌ی مدل تصحیح خطای معمولی است (بالستریری، 2003).

6- برآورد الگو

با استفاده از تکنیک‌های سری‌های زمانی مناسب، کشش جانشینی عوامل تولید مورد استفاده در مدل‌های تعادل عمومی قابل محاسبه برآورد می‌شود.[24]

برای تشخیص مدل و برآورد معادله‌ی (8) ابتدا باید پایا بودن متغیرها بررسی شود. نتایج بررسی در مورد پایایی متغیر x و y در جدول (1) نشان داده شده است. با توجه به نتایج آزمون ریشه‌ی واحد دیکی- فولر، هیچ یک از این متغیرها در سطح 5 درصد $I(0)$ و پایا نیستند؛ به عبارتی دیگر، ناپایایی سری‌های زمانی را در سطح اطمینان 95 درصد نمی‌توان رد کرد.

---

[23] Error Correction Model

[24] دوره‌ی زمانی برآورد، شامل دوره‌ی جنگ و دوره‌ی تعدیلات اقتصادی است. برای منظور کردن اثرات شوک‌های تأثیرگذار بر اقتصاد، از متغیر مجازی جنگ برای سال‌های ۱۳٦۷-۱۳۵۹ و متغیر مجازی تعدیلات برای سال‌های ۱۳۷۳-۱۳٦۸ استفاده شده است. ولی با توجه به عدم معنی داری این متغیرها در مدل و همچنین پایین آمدن سطح معنی‌داری متغیر توضیحی در مدل، از وارد کردن این متغیرهای مجازی در مدل صرف نظر شده است.

همچنین، با توجه به تفاوت صنایع مختلف، کشش جانشینی عوامل تولید در هر یک از صنایع *ISIC* در سطح کدهای دورقمی تخمین زده شد. ولی با توجه به ساختار صنعت ایران (تفاوت شدید در درجه‌ی حساسیت بین نسبت سرمایه به کار و نسبت دستمزد به نرخ اجاره سرمایه) نتایج بسیار متفاوت و با سطوح متفاوت معنی‌داری حاصل شد. بنابراین، در این تحقیق فقط کشش جانشینی در سطح کل صنایع محاسبه شد.

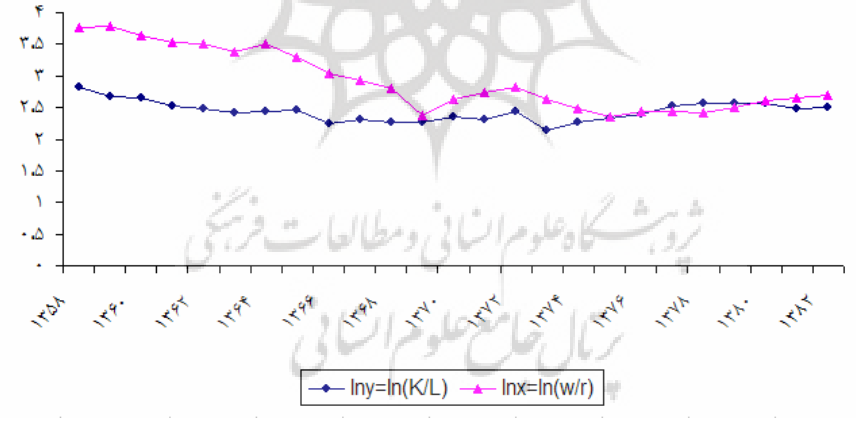
جدول1: آزمون ریشه‌ی واحد دیکی- فولر برای متغیرهای x و y

حالت‌های رگرسیون	سطح صفر			سطح یک		
	آماره‌ی محاسباتی x	آماره‌ی محاسباتی y	کمیت بحرانی (%5)	آماره‌ی محاسباتی x	آماره‌ی محاسباتی y	کمیت بحرانی (%5)
بدون عرض از مبدأ و روند	-1/704	-0/785	-1/955	-6/249	-4/080	-1/956
با عرض از مبدأ	-1/760	-2/501	-2/991	-5/47	-3/042	-3/003
با عرض از مبدأ و روند	-0/835	-2/883	-3/612	-4/96	-3/348	-3/633
نتیجه	x و y در سطح ناپایا هستند.			x و y با تفاضل مرتبه اول پایا هستند.		

ماخذ: محاسبات تحقیق

در نمودار (1) نسبت مقدار و قیمت دو عامل به صورت لگاریتمی نشان داده شده است. روند تغییرات با توجه به متغیرها در این نمودار، تغییرات ساختاری در نتیجه‌ی اجرای برنامه‌های تعدیل اقتصادی بعد از سال 1372 را نشان می‌دهد. این امر می‌تواند از دلایل ناپایایی این سری‌های زمانی تلقی شود. به همین دلیل، آزمون شکست ساختاری هر دو متغیر در این سال، انجام شده است.

نمودار 1: رابطه‌ی بین لگاریتم نسبت ترکیب عوامل و نسبت قیمت آن



در جدول (2) نتایج حاصل از آزمون ریشه‌ی واحد پرون نشان داده شده است. علی‌رغم آنکه به نظر می‌رسد از سال 1372 به بعد، در روند نسبت قیمت عوامل شکست ایجاد شده باشد، ولی بر اساس آزمون انجام شده، متغیر دارای ریشه‌ی واحد است. بنابراین، نوسانات آن حول روند زمانی پایا نیست (نوفرستی، 1378، صص 85-67).

جدول 2: آزمون ریشه‌ی واحد پرون برای شکست ساختاری متغیرها ($\lambda = 0.6$ و سطح 5%)

متغیر y			متغیر x			شرح
پذیرش یا رد فرضیه صفر	کمیت بحرانی	آماره‌ی محاسباتی τ	پذیرش یا رد فرضیه صفر	کمیت بحرانی	آماره‌ی محاسباتی τ	
پذیرش	-3/76	-2/56	پذیرش	-3/76	-3/28	تغییر در عرض از مبدا
پذیرش	-3/95	-3/15	پذیرش	-3/95	-2/92	تغییر در شیب
پذیرش	-4/24	-2/87	پذیرش	-4/24	-3/14	تغییر در عرض از مبدا و شیب

ماخذ: محاسبات محقق

پس از اثبات $I(1)$ بودن دو متغیر در کل صنایع، برای بررسی رابطه‌ی همجمعی میان این دو متغیر، از روش انگل-گرنجر[25] استفاده شده است. ابتدا با استفاده از معادله‌ی (8) رگرسیون حداقل مربعات معمولی انجام شده است؛ سپس پایا بودن جملات خطا (پسماند) به روش دیکی- فولر[26] بررسی شده است. جدول (3) نتایج این آزمون را نشان می‌دهد. نتایج نشان دهنده‌ی پایا بودن جملات پسماند و همجمع بودن دو متغیر است.

جدول 3: آزمون ریشه‌ی واحد دیکی- فولر برای جملات پسماند

نتیجه پایایی	با عرض از مبدأ و روند زمانی	با عرض از مبدأ	بدون عرض از مبدأ	شرح
جملات پسماند در	-3/995	-3/368	-2/401	آماره‌ی آزمون
سطح پایاست	-3/612	-2/991	-1/955	کمیت بحرانی (5%)

ماخذ: محاسبات محقق

پرتال جامع علوم انسانی

[25] Engle-Granger
[26] Dickey-Fuller

در نتیجه، با وجود ناپایا بودن متغیرها در صنایع ایران به صورت کلی در سطح، تفاضل مرتبه‌ی اول آنها پایا و در بلندمدت از هم دور نمی‌شوند و دارای رابطه‌ی تعادلی بلندمدت هستند. بنابراین، الگوی تصحیح خطای تک‌معادله‌ای در این حالت تشخیص داده می‌شود و می‌تواند روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت را برآورد کند.

جدول 4: نتایج برآورد مدل برای کل صنایع به روش تصحیح خطا (ECM)

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معنی داری
C	0/921	0/135	3/268	0/003
D(lnx)	0/278	0/140	2/059	0/0527
lny(-1)	-0/372	0/048	-2/640	0/0157
lnx(-1)	0/153	0/282	3/186	0/008

ماخذ: محاسبات محقق

نتایج حاصل از این مدل نشان دهنده‌ی ضریب تشخیص تعدیل شده 94 درصد است؛ یعنی متغیرهای توضیحی در این مدل بیش از 0/94 تغییرات تولید را توضیح می‌دهند. همه‌ی ضرایب برآوردی نیز در سطح معنی داری 5 درصد واقع شده‌اند. همچنین بالا بودن مقدار ضریب آماره‌ی F، معنی دار بودن کل رگرسیون را تأیید می‌کند. از آنجا که در مدل مورد نظر، وقفه‌ی متغیرها ظاهر شده است، بنابراین برای بررسی وجود یا عدم وجود خودهمبستگی میان جملات اختلال به جای آماره‌ی دوربین- واتسون[27] از آماره‌ی h دوربین استفاده شده است. مقدار این آماره، دلالت بر عدم وجود خودهمبستگی مثبت یا منفی بین جملات اختلال دارد.

با توجه به نتایج برآوردی، کشش جانشینی کوتاه‌مدت در کل صنایع ایران 0/278 و کشش جانشینی بلندمدت 0/411 است.

برای تشخیص نوع تابع تولید در صنایع کارخانه‌ای می‌توان با آزمون‌های فرضیه‌ی متداول، فرضیه‌ی صفر یا یک بودن این پارامتر را بررسی کرد. در جدول(5) نتایج این آزمون‌ها برای کوتاه مدت و بلندمدت نشان داده شده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

[27] Durbin-Watson

جدول 5: آزمون ضرایب

آزمون ضرایب	$\beta_1 = 0$	$\beta_1 = 1$	$-\frac{\beta_3}{\beta_2} = 0$	$-\frac{\beta_3}{\beta_2} = 1$
سطح معنی‌داری آماره F	0/072	0/004	0/076	0/046
سطح معنی‌داری آماره χ^2	0/068	0/001	0/757	0/033

ماخذ: محاسبات محقق

مقادیر ارائه شده در جدول نشان دهنده‌ی پذیرش فرضیه‌ی برابر با یک بودن کشش کوتاه‌مدت و بلندمدت است. بنابراین، با توجه به توضیحات ارائه شده در بخش‌های قبل، نوع تشخیص تابع تولید برای کل صنایع ایران، تابع کاب-داگلاس است.

7- نتایج و پیشنهادها

در این مقاله، کشش جانشینی عوامل تولید کوتاه‌مدت و بلندمدت برای صنایع کارخانه‌ای ایران به روش تصحیح خطا برآورده شد که می‌تواند مورد استفاده محققان و پژوهشگران در مدل‌های تعادل عمومی و مدل‌های حساسیت قرار گیرد. کشش جانشینی، نشان دهنده‌ی درصد جانشینی یک نهاده به جای نهاده دیگر بر روی یک منحنی هم مقداری تولید است. از تابع با کشش جانشینی ثابت، به عنوان ابزاری برای نشان دادن تغییر شکل منحنی هم‌مقداری تولید در اثر تغییر ترکیب نهاده‌ها استفاده می‌شود. همچنین جابه‌جایی نیروی کار بین بخش‌های اقتصادی نیز به کشش جانشینی عوامل بستگی دارد.

نتایج نشان می‌دهد که اگر نسبت دستمزد به نرخ بهره در بخش صنعت، به اندازه‌ی یک درصد افزایش یابد، نسبت مقدار عوامل تولید در کوتاه مدت به میزان 0/278 درصد و نسبت مقدار عوامل تولید در بلندمدت به میزان 0/411 درصد افزایش می‌یابد. مثبت بودن ضرایب در این معادله‌ی تخمین زده شده، نشان دهنده‌ی جانشین بودن عوامل تولید و کوچک بودن آن نشان دهنده‌ی جانشینی ضعیف میان آن‌ها در سطح کل صنایع ایران است. تفاوت این ضریب در کوتاه‌مدت و بلندمدت به دلیل ثابت بودن بعضی از عوامل تولید و کاهش قدرت جانشینی عوامل در کوتاه‌مدت نسبت به بلندمدت است. ولی در بلندمدت کلیه‌ی عوامل متغیرند و جانشین‌های مناسب‌تری برای عوامل تولید می‌باشند.

با فرض ثبات سایر شرایط و برقراری فروض مدل، هنگامی که دولت برای حمایت از بخش‌های خاصی از اقتصاد مثل بخش صنایع، نرخ تسهیلات را کاهش می‌دهد، نرخ پرداختی به عامل سرمایه کاهش می‌یابد؛ حال با توجه به کشش جانشینی ضعیف میان سرمایه و نیروی کار محاسبه شده، این سیاست به نفع سرمایه‌گذاران صنعتی است و سهم درآمد کل آنها را از درآمد ملی افزایش می‌دهد؛ یعنی این عمل به زیان طبقه کارگران در بخش صنایع کارخانه‌ای است. بنابراین، با وجود کشش جانشینی ضعیف میان سرمایه و نیروی کار، به منظور افزایش سهم نیروی کار از درآمد ملی و حمایت از قشر کارگر، سیاست افزایش دستمزد منجر به نتیجه‌ی عکس (کاهش سهم نیروی کار از درآمد ملی) نمی‌شود و سهم نیروی کار را افزایش می‌دهد. به علاوه، از آنجا که برای استفاده از سرمایه در تولید و صنعت نیاز به انرژی وجود دارد، سرمایه و انرژی مکمل یکدیگرند. بنابراین، با افزایش قیمت انرژی، مصرف انرژی کم می‌شود و به دنبال آن، میزان استفاده از سرمایه نیز کاهش می‌یابد و در نتیجه صنایع کار بر افزایش می‌یابند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

فهرست منابع:

دبرتین، دیوید ال.، اقتصاد تولید کشاورزی، ترجمه‌ی محمد قلی موسی نژاد و رضا نجارزاده، تهران، مؤسسه تحقیقات دانشگاه تربیت مدرس، 1376.

رحمانی، یدالله، برآورد توابع تقاضای مشتق نهاده‌های تولید چغندر قند با استفاده از روش تابع هزینه (استان خراسان)، تهران، پایان نامه کارشناسی ارشد دانشگاه شهید بهشتی، 1373.

زارع، مهدی، برآورد کششهای قیمتی و جانشینی نهاده‌های تولید در بخش ساختمان ایران، تهران، پایان نامه کارشناسی ارشد دانشگاه شهید بهشتی، تهران، 1373.

عبادی، جعفر، اقتصاد خرد، تهران، انتشارات سمت، 1379.

مرکز آمار ایران، سالنامه آماری، مرکز آمار ایران، تهران، سال‌های مختلف.

نهاوندی، محمد، برآورد توابع تقاضای مشتق نهاده‌های تولید گندم با استفاده از روش تابع هزینه و محاسبه کشش‌ها (استان فارس)، تهران، پایان نامه کارشناسی ارشد دانشگاه شهید بهشتی، 1373.

نوفرستی، محمد، ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی، تهران، موسسه خدمات فرهنگی رسا، چاپ اول، 1378.

Arrow, K.J., Chenery, H.B., Minhas, B.S., and Solow, R.M., "Capital-Labor Substitution and Economic Efficiency," Review of Economics and Statistics, Vol. 43, 1961, pp. 225-250.

Balistreri, E.J., Christine, A.M.D., and Eina, V.W., "An Estimation of U.S. Industry-Level Capital-Labor Substitution Elasticities: Cobb-Douglas as a Reasonable Starting Point?," The North American Journal of Economic and Finance, Vol. 14, 2003, pp. 343-356.

Ferguson, C.E, The Neoclassical Theory of Production and Distribution, Cambridge, University Press, 1969.

Fleissig, A.R., "Semi-non-parametrric Estimates of Substitution for Canadian Monetary Assets," Canadian Journal of Economics, Vol. 35, No. 1, 2002.

Fleissig, A.R., "Substitution Elasticities Between Durable and Nondurable Goods in the United States: New Evidence from the Dynamic Laurent System," Empirical Economics, Vol. 22, No. 1, 1997, pp. 1-13.

Kemfert, C., "Estimated Substitution Elasticities of a Nested CES Production Function Approach for Germany," Energy Economics, Vol. 20, 1998, pp. 249-264.

Miyagiwa, K. and Papageorgiou, C., "Endogenous Aggregate Elasticity of Substitution," Journal of Economic Dynamics and Control, Vol. 31, 2007, pp. 2899-2919.

An Estimation of Capital-Labor Substitution Elasticity: a Case of Iran Manufacturing

Reza Akbarian (Ph.D.) and Hamid Rafiee (Ms.c.)*

Abstract:

A key parameter that determines the distribution impacts of a policy shift in General Equilibrium Models (GEM) is the elasticity of substitution between capital and labor. This parameter can be useful for researchers conducting simulation and sensitive analyses. Besides the importance of this parameter in applied modeling, its role is notable in the macroeconomic policy-making. In this study the long- run and short-run production factor elasticity of substitution in the aggregate level of Iran manufacturing during 1979-2005 has been investigated using Constant Elasticity Substitution (CES) production function. For this purpose, Error Correction Model (ECM) was used after performing D.F. unit root test and Peron`s structural change. Results showed that there is a weak substitution relation between capital and labor. Moreover, the long-run elasticity of substitution is greater than its short-run. Considering the value of this parameter, Cobb-Douglas form is specified to be the most appropriate for production function of Iran manufacturing.

JEL classification**:** ***L10, L11, L70, M21, C13***

Keywords: Production factor elasticity of substitution, Iran manufacturing, Error Correction Models (ECM), Peron`s structural change

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

*Assistant professor and graduate student of economics, respectively- Shiraz University, Iran