[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.6.0]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.183]

تخمین همزمان مارک ـ آپ و بازدهی نسبت به مقیاس در صنایع کارخانه‌ای ایران*

سمیه اعظمی[1]، ساجده جلیلیان[2] و مریم احمدی[3]

تاریخ دریافت: ۹٤/۰٦/۰۷ تاریخ پذیرش: ۹۵/۰۸/۱۷

چکیده

در این مقاله مارک آپ و بازدهی نسبت به مقیاس ۱۹ صنعت کارخانه‌ای ایران در کد دو رقمی ISIC به طور همزمان در طی سال‌های ۸۶-۱۳۷۴ مطابق با دو رهیافت پسماند سولو و ساختاری برآورد می‌شود. بر اساس رهیافت پسماند سولو فرض نئوکلاسیکی بازدهی ثابت نسبت به مقیاس در ۹۵ درصد صنایع کارخانه‌ای تأیید می‌شود ضمن اینکه در ۸۴ درصد صنایع کارخانه‌ای قیمت به طور معنی داری بیش از هزینه نهایی است. بر اساس رهیافت ساختاری ۵۳ درصد صنایع کارخانه‌ای ایران به طور معنی داری بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس را تجربه می‌کنند ضمن اینکه در ۷۹ درصد صنایع قیمت بیش از هزینه نهایی است. مطابق با معیار سهم هزینه نهاده‌ها در درآمد به عنوان معیار تئوریکی نسبت

---

* این مقاله برگرفته از پایان نامه های کارشناسی ارشد ساجده جلیلیان و مریم احمدی به راهنمایی دکتر سمیه اعظمی در دانشکده علوم اجتماعی دانشگاه رازی است.

۱. استادیار، دانشگاه رازی، دانشکده علوم اجتماعی و تربیتی، گروه اقتصاد(نویسنده مسئول) sazami_econ@yahoo.com

۲. کارشناس ارشد، دانشگاه رازی، دانشکده علوم اجتماعی و تربیتی، گروه اقتصاد Sajedejalilian1368@gmail.com

۳. کارشناس ارشد، دانشگاه رازی، دانشکده علوم اجتماعی و تربیتی، گروه اقتصاد ahmadi.1988m@gmail.com

بازدهی نسبت به مقیاس به مارک آپ، رهیافت ساختاری این نسبت را در ۵۳ درصد موارد نزدیکتر به واقعیت برآورد می‌کند.

واژه‌های کلیدی: رهیافت پسماند سولو، رهیافت ساختاری، صنایع کارخانه ای، مارک آپ، بازدهی نسبت به مقیاس.

طبقه‌بندی JEL : L_{60}: L_{13}: L_{11}: L_{00}: D_{24}

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.6.0]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.183]

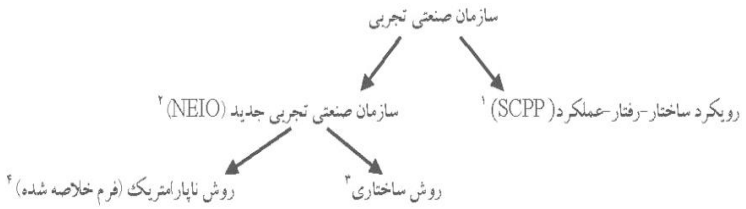
[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.6.0]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.183]

۱. مقدمه

مارک ـ آپ[1] و بازدهی نسبت به مقیاس[2] به عنوان دو پارامتر مهم و تأثیرگذار در سودآوری صنایع همواره مورد توجه اقتصاددانان صنعتی بوده است ($\frac{P-AC}{P}=1-\frac{\frac{AC}{MC}}{\frac{P}{MC}}$). بازدهی نسبت به مقیاس و یا عکس کشش هزینه‌ای تولید به این مفهوم است که هر یک درصد افزایش در مخارج منجر به چند درصد افزایش در تولید می‌شود. مارک ـ آپ و یا نسبت قیمت به هزینه نهایی از معیارهای مهم سنجش قدرت بازاری در صنایع است. عمده نتایج مهم تئوری تولید نئوکلاسیکی تحت فروض برابری قیمت با هزینه نهایی و بازدهی ثابت نسبت به مقیاس استخراج شده‌اند. بهرحال، با فاصله گرفتن از فروض استاندارد، اعتبار نتایج نئوکلاسیکی مورد تردید است. اساساً چگونه می‌توان دو فرض بازدهی ثابت نسبت به مقیاس و مارک ـ آپ برابر یک را مورد آزمون قرار داد؟ در میان اولین مقالاتی که فروض استاندارد نئوکلاسیکی را به چالش کشید می‌توان به مقاله مشهور هال (۱۹۸۸)[3] اشاره نمود. با مقالات هال (۱۹۹۰ و ۱۹۸۸)، ادبیات جدید و گسترده‌ای به تشخیص تجربی قدرت بازاری و وجود بازدهی غیر ثابت نسبت به مقیاس اختصاص یافت. مدل هال یک مدل فرم خلاصه شده است که مبتنی بر پسماند سولو و استخراج شده از تابع تولید در ساختار رقابت ناقص و تابع هزینه است.



نمودار ۱. تقسیم‌بندی مدل‌های سازمان صنعتی تجربی (چچ و ور[4]، ۲۰۰۰)

1. Mark-up
2. Returns-to-Scale (RTS)
3. Hall
4. Church and Ware

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.6.0]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.183]

دیگر مدل که به بررسی وجود قدرت بازاری در صنایع می‌پردازد مدل ساختاری است. مطابق با نمودار (۱) رهیافت ساختاری و ناپارامتریک دو رهیافت در زیر مجموعه سازمان صنعتی تجربی جدید است. رویکرد ساختار-رفتار- عملکرد و سازمان صنعتی تجربی جدید هر کدام به نوعی در صدد پاسخگویی به این سوال بودند آیا در صنایع و بازارها قدرت بازاری وجود دارد. سازمان صنعتی تجربی جدید در حقیقت جوابی به انتقادهای وارده به رویکرد ساختار-رفتار- عملکرد بود. در این مقاله با استفاده از دو رهیافت ناپارامتریک و ساختاری به طور همزمان مارک آپ و بازدهی نسبت به مقیاس را برای ۱۹ صنعت کارخانه‌ای ایران در طول دوره ۸۶-۱۳۷۴ برآورد می‌کنیم. در رهیافت ناپارامتریک از روش پسماند سولو[1] استفاده می‌شود. در رهیافت پسماند سولو مطابق با مدل کی[2] (۲۰۰۲) معادلات پسماند اولیه و دوگانه سولو همزمان با توجه به داده‌های پانل و روش سیستم معادلات به ظاهر نامرتبط (SURE)[3] برآورد می‌شود. در رهیافت ساختاری مطابق با مدل لوپز و همکاران[4] (۲۰۰۲) معادلات تقاضای محصول، قیمت (عرضه) و تقاضای نهاده در قالب یک سیستم معادلات همزمان، با توجه به داده‌های پانل و روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM)[5] غیرخطی برآورد می‌شود. سه ویژگی برجسته این تحقیق در مقایسه با مطالعات انجام شده در ایران در زمینه برآورد مارک آپ و بازدهی نسبت به مقیاس تخمین همزمان این دو پارامتر و محاسبه خطای معیار و بنابراین معنی‌داری آماری این دو پارامتر است. همینطور بر اساس محاسبه سهم عوامل از درآمد دو روش پسماند سولو و ساختاری مقایسه می‌شوند. به لحاظ تئوریک یک منهای نسبت بازدهی نسبت به مقیاس به مارک آپ میزان سودآوری را سنجش می‌کند و این نسبت بیانگر سهم عوامل از درآمد است. این مقاله به ترتیب زیر سازمان‌دهی می‌شود. بخش دوم به مبانی نظری این دو رهیافت و بخش سوم به پیشینه تحقیق اختصاص دارد. مدل تحقیق و روش برآورد در

1. Solow Residual Approach
2. Kee
3. Seemingly Unrelated Regression Equations
4. Lopez et al.
5. Generalized Method of Moments

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.6.0]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.183]

بخش چهارم و داده‌ها و نتایج در بخش پنجم مطرح می‌شود. بخش ششم به بیان نتیجه‌گیری می‌پردازد.

۲. مبانی نظری

۲- ۱- رهیافت پسماند سولو

در این قسمت به منظور تخمین همزمان مارک آپ و بازدهی نسبت به مقیاس از مدل کی (۲۰۰۲) استفاده می‌شود. مزیت این مدل در مقایسه با سایر مدل‌های مطرح در رهیافت پسماند سولو این است که کی (۲۰۰۲) اختلاف بین نرخ رشد بهره‌وری کل عوامل(TFP) اولیه[1] و دوگانه[2] را با نظر گرفتن *بازدهی غیر ثابت* و *رقابت ناقص* بدست می‌آورد. این مدل مانند سایر مدل‌ها در رهیافت پسماند سولو از تابع تولید و هزینه استفاده می‌کند. از تابع تولید در تصریح پسماند اولیه سولو و از تابع هزینه در تصریح پسماند دوگانه سولو استفاده می‌شود. با در نظر گرفتن تابع تولیدی $Q_t = A(t)F(K_t, L_t)$ و لگاریتم و سپس دیفرانسیل گرفتن از آن نسبت به زمان داریم:

$$\frac{\Delta Q_t}{Q_t} = \frac{\Delta A_t}{A_t} + \alpha_L \frac{\Delta L_t}{L_t} + \alpha_K \frac{\Delta K_t}{K_t} \qquad (۱)$$

α_K, α_L کشش تولید نسبت به نهاده L_t K_t، است. فرض می‌شود که تابع تولید F همگن از درجه S است. اندازه S بازدهی نسبت به مقیاس را سنجش می‌کند. با استفاده از قضیه اویلر برای توابع همگن ($\alpha_L + \alpha_K = S$)، تعریف مارک آپ به صورت قیمت به هزینه نهایی ($\mu = \frac{P_t}{MC_t}$) و در نظر گرفتن $\alpha_L = \mu\theta_L$ به عنوان یکی از شروط بهینه یابی داریم:

$$\frac{\Delta(Q_t / K_t)}{Q_t / K_t} = \frac{\Delta A_t}{A_t} + \mu\theta_L \frac{\Delta(L_t / K_t)}{L_t / K_t} + (S - ۱)\frac{\Delta K_t}{K_t} \qquad (۲)$$

1. Primal Total Factor Productivity
2. Dual Total Factor Productivity

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.6.0]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.183]

که θ_L سهم نیروی کار در درآمد است. رابطه (۲) معادل رابطه معروف سولو $\frac{\Delta(Q_t / K_t)}{Q_t / K_t} = \frac{\Delta A_t}{A_t} + \theta_L \frac{\Delta(L_t / K_t)}{L_t / K_t}$ اما با نظر گرفتن بازدهی غیر ثابت و رقابت ناقص است. برای رسیدن به یک رابطه دوگانه، تابع هزینه عمومی به شکل $C(w_t, r_t, F(L_t, K_t)$ را در نظر گرفته می شود:

$$C(w_t, r_t, F(L_t, K_t)) = w_t L_t + r_t K_t \tag{۳}$$

آشکار است که هزینه نسبت به K_t و L_t همگن از درجه یک است. چون تابع تولید $F(K_t, L_t)$ همگن از درجه S است، تابع هزینه C همگن از درجه $\frac{۱}{S}$ نسبت به $F(K_t, L_t)$ است. با توجه به همگنی C تابع هزینه ساده‌تر می‌شود:

$$\begin{aligned} C(w_t, r_t, F(L_t, K_t) &= (F(L_t, K_t))^{\frac{۱}{S}} G(w_t, r_t) \\ &= (\frac{Q_t}{A_t})^{\frac{۱}{S}} G(w_t, r_t) \end{aligned} \tag{۴}$$

مشتق رابطه (۴) نسبت به Q تابع هزینه نهایی (MC_t) را بدست می دهد. با لگاریتم‌گیری از تابع هزینه نهایی و سپس مشتق‌گیری از آن می توان نوشت:

$$\begin{aligned} \frac{\Delta MC_t}{MC_t} &= (\frac{۱}{S} - ۱)\frac{\Delta Y_t}{Y_t} - \frac{۱}{S}\frac{\Delta A_t}{A_t} + \frac{w_t}{G_t} \cdot \frac{\partial G}{\partial w_t}\frac{\Delta w_t}{w_t} + \frac{r_t}{G_t} \cdot \frac{\partial G}{\partial r_t}\frac{\Delta r_t}{r_t} \\ &= (\frac{۱}{S} - ۱)\frac{Y_t^{\circ}}{Y_t} - \frac{۱}{S}\frac{A_t^{\circ}}{A_t} + \frac{w_t L_t}{C_t} \cdot \frac{w_t^{\circ}}{w_t} + \frac{r_t K_t}{C_t}\frac{r_t^{\circ}}{r_t} \end{aligned} \tag{۵}$$

که $\frac{\partial G_t}{\partial w_t} \cdot \frac{w_t}{G_t} = \frac{w_t L_t}{G_t}(\frac{A_t}{Y_t})^{\frac{۱}{S}} = \frac{w_t L_t}{C_t}$ از تعریف $G(w_t, r_t)$ استخراج شده است. با استفاده از تابع هزینه نهایی و رابطه (۵) داریم:

$$\frac{\Delta(\frac{MC_t}{r_t})}{(\frac{MC_t}{r_t})} = (\frac{۱}{S} - ۱)\frac{\Delta Y_t}{Y_t} - \frac{۱}{S}\frac{\Delta A_t}{A_t} + \frac{w_t L_t}{C_L}\frac{\Delta(\frac{w_t}{r_t})}{\frac{w_t}{r_t}} \tag{۶}$$

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.6.0]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.183]

با استفاده از تعریف $C_{Lt} = \frac{w_t L_t}{C_t}$ به عنوان سهم پرداختی نهاده L در کل هزینه، فرض ثابت بودن ضریب مارک آپ μ در طول زمان ($\frac{\Delta P_t}{P_t} = \frac{\Delta MC_t}{MC_t}$) و ضرب کردن هر دو طرف رابطه (۶) در $-S$ و مرتب کردن داریم:

$$\frac{\Delta(\frac{r_t}{P_t})}{(\frac{r_t}{P_t})} = \frac{\Delta A_t}{A_t} - SC_{Lt}\frac{\Delta(\frac{w_t}{r_t})}{(\frac{w_t}{r_t})} + (S-1)\frac{\Delta(\frac{P_t Q_t}{r_t})}{(\frac{P_t Q_t}{r_t})} \qquad (۷)$$

با استفاده از رابطه $SC_L = \mu\theta_L$ به عنوان یکی از شروط بهینه‌یابی می توان نوشت:

$$\frac{\Delta(\frac{r_t}{P_t})}{(\frac{r_t}{P_t})} = \frac{\Delta A_t}{A_t} + \mu\theta_{Lt}\frac{\Delta(\frac{r_t}{w_t})}{(\frac{r_t}{w_t})} + (S-1)\frac{\Delta(\frac{P_t Q_t}{{}_t r})}{(\frac{P_t Q_t}{r_t})} \qquad (۸)$$

رابطه (۲) معادله اولیه و رابطه (۸) معادله دوگانه سولو را نتیجه می‌دهد. با در نظر گرفتن همزمان روابط (۲) و (۸) و برابری ضرایب دو بدو معادلات، مارک آپ و بازدهی نسبت به مقیاس برآورد می‌شود.

۲-۲. رهیافت ساختاری

رهیافت ساختاری با ماکزیمم کردن سود بنگاه و استخراج معادله عرضه شروع می‌شود. در این بخش از مدل لوپز و همکاران (۲۰۰۲) استفاده می‌شود. صنعتی با N بنگاه در نظر گرفته می شود که محصولات همگن Q را با استفاده از نهاده $X_r r = (1,...,k)$ تولید می کند. تابع تقاضا برای محصول Q $Q = f(P, Z)$ است. Z بردار عوامل جابجا کننده تقاضا و P قیمت محصول است. سود بنگاه نمونه j را به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\pi_j = P q_j - C_j(q_j, \boldsymbol{w}, t) \qquad (۹)$$

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.6.0]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.183]

که π_j سود بنگاه نمونه j، C_j تابع هزینه بنگاه نمونه j و w بردار قیمت نهاده‌ها، q_j تولید بنگاه نمونه j و t موقعیت تکنولوژی است. با ماکزیمم نمودن سود بنگاه نمونه j، شرط مرتبه اول عبارتست از:

$$P=-\frac{S_j}{\eta}(1+\phi_j)+\frac{\partial C_j(q_j,\boldsymbol{w},t)}{\partial q_j} \qquad (10)$$

که $S_j=\frac{q_j}{Q}$ سهم بازاری بنگاه نمونه j، $\eta=\frac{\partial Q}{\partial P}\cdot\frac{1}{Q}$ شبه کشش قیمتی تقاضا ($\eta<0$) و $\phi_j=\frac{d\sum_{i\neq j}q_i}{dq_j}$ تغییر حدسی بنگاه نمونه j است. با در نظر گرفتن تابع هزینه لئون تیف تعمیم یافته به شکل $C_j(q_j,\boldsymbol{w})=q_j\sum_r\sum_s\alpha_{rs}w_r^{\frac{1}{2}}w_s^{\frac{1}{2}}+q_jt\sum_r\gamma_rw_r+q_j^2\sum\beta_rw_r$ و ضرب کردن رابطه (۱۰) در S_j داریم:

$$P\cdot S_j=-\frac{S_j^2}{\eta}(1+\phi_j)+S_j\sum_r\sum_s\alpha_{rs}w_r^{\frac{1}{2}}w_s^{\frac{1}{2}}+S_jt\sum\gamma_rw_r+2S_jq_j\sum\beta_rw_r \qquad (11)$$

رابطه (۱۱) برای N بنگاه صنعت جمع بسته می شود و آخرین جمله سمت راست در Q ضرب و تقسیم می‌شود:

$$P=-\frac{H(1+\Phi)}{\eta}+\sum_r\sum_s\alpha_{rs}w_r^{\frac{1}{2}}w_s^{\frac{1}{2}}+t\sum\gamma_rw_r+2HQ\sum\beta_rw_r \qquad (12)$$

که $H=\sum_j^N S_j^2$ شاخص هرفیندال ـ هیرشمن تمرکز و $\Phi=\frac{\sum_j^N q_j^2\phi_j}{\sum_j^N q_j^2}$ تغییر حدسی وزنی صنعت است. رابطه (۱۲) معادله عرضه صنعت است. با استفاده از قضیه شفارد، تقاضای اشتقاقی بنگاه نمونه j از عامل r عبارتست از:

$$X_{rj}=\frac{\partial C_j(q_j,\boldsymbol{w},t)}{\partial w_j} \qquad r=1,2,\ldots,k \qquad (13)$$

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.6.0]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.183]

با در نظر گرفتن تابع هزینه لئون تیف تعمیم یافته و تعریف $X_r = \sum_j X_{rj}$ به عنوان کل تقاضای صنعت از نهاده r معادله تقاضای نهاده به صورت رابطه (۱۴) استخراج می شود:

$$\frac{X_r}{Q} = \sum_s \alpha_{rs} \left(\frac{w_s}{w_r}\right)^{۱/۲} + t\gamma_r + \beta_r QH \qquad (۱۴)$$

معادله تقاضای محصول به شکل شبه لگاریتمی و توسط رابطه (۱۵) تصریح می‌شود:

$$LnQ = \gamma_۰ + \eta P + \sum_m \gamma_m Z_m \qquad (۱۵)$$

که $\gamma_۰, \gamma_m$ و پارامتر هستند و η شبه کشش قیمتی تقاضاست. با تخمین همزمان معادلات (۱۲)، (۱۴) و (۱۵) پارامترهای سیستم قابل برآورد هستند. با توجه به رابطه (۱۲) و بر اساس تعریف شاخص لرنر $\frac{P - MC}{P}$، مارک آپ بر حسب شاخص لرنر به شکل زیر محاسبه می گردد:

$$M = \frac{۱}{۱ - L} \qquad (۱۶)$$

M مارک ـ آپ و L شاخص لرنر است. شاخص لرنر با استفاده از رابطه $L = -\frac{(۱+\Phi)H}{\eta P}$ محاسبه می شود. بازدهی نسبت به مقیاس نسبت هزینه متوسط به هزینه نهایی است. بنابراین:

$$RTS = \frac{A + HQB}{A + ۲HQB} \qquad (۱۷)$$

RTS بازدهی نسبت به مقیاس، $A = \sum_r \sum_s \alpha_{rs} w_r^{\frac{۱}{۲}} w_s^{\frac{۱}{۲}} + t \sum \gamma_r w_r$ و $B = \sum_r \beta_r w_r$ است.

۳. پیشینه تحقیق

سولو[1] (۱۹۵۷) با در نظر گرفتن تابع تولیدی $Q_t = A(t)F(K_t, L_t)$ و فروض بازدهی ثابت نسبت به مقیاس و رقابت کامل نشان داد:

1. Solow

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.6.0]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.183]

$$\frac{\Delta(Q_t / K_t)}{Q_t / K_t} - \theta_L \frac{\Delta(L_t / K_t)}{L_t / K_t} = \frac{\Delta A_t}{A_t} \qquad (۱۸)$$

Q تولید، K سرمایه، L نیروی کار، A تکنولوژی و α_L سهم نسبی نیروی کار است. وی سمت چپ رابطه (۱۸) را به منظور اندازه‌گیری نرخ رشد بهره‌وری کل عوامل توصیه کرد. نرخ رشد بهره‌وری کل عوامل اولیه که در ادبیات اقتصاد به باقیمانده سولو معروف است نرخ رشد تولید منهای متوسط نرخ رشد نهاده‌های وزن داده شده با درآمد است. هال (۱۹۹۰ و ۱۹۸۸) نشان داد که اگر فرض رقابت کامل نقض شود نرخ رشد بهره‌وری کل عوامل (TFP) اولیه عبارت است از:

$$\frac{\Delta Q_t}{Q_t} - (۱-\alpha_L)\frac{\Delta K_t}{K_t} - \alpha_L \frac{\Delta L_t}{L_t} = (\mu - ۱)(\frac{\Delta L_t}{L_t} - \frac{\Delta K_t}{K_t}) + \frac{\Delta A_t}{A_t} \qquad (۱۹)$$

راجر[1] (۱۹۹۵) با تمرکز بر جنبه قیمت ـ هزینه تئوری تولید و به کار بردن تابع هزینه به عنوان معادل دوگانه تابع تولید نشان داد که وجود قدرت بازاری نه تنها نرخ رشد بهره‌وری عوامل دوگانه را برای تخمین رشد بهره‌وری واقعی ایجاد می‌کند، همچنین فاصله میان نرخ رشد بهره‌وری عوامل اولیه و دوگانه را توضیح می دهد. نرخ رشد بهره‌وری عوامل دوگانه به صورت متوسط وزنی نرخ رشد قیمت‌های نهاده (وزن داده شده با سهم درآمد) منهای نرخ رشد قیمت محصول تعریف می‌شود. به عبارت دیگر، در حالی که فرض بازدهی ثابت نسبت به مقیاس باقی است راجر فرض رقابت کامل را کنار می‌گذارد و نشان می‌دهد که مارک ـ آپ بزرگتر از یک می‌تواند اختلاف میان معیارهای اولیه و دوگانه را توضیح دهد:

$$\alpha_L \frac{\Delta w_t}{w_t} + (۱-\alpha_L)\frac{\Delta r_t}{r_t} - \frac{\Delta P_t}{P_t} = -(۱-\frac{۱}{\mu})(\frac{\Delta P_t}{P_t} - \frac{\Delta r_t}{r_t}) + (\frac{۱}{\mu})\frac{\Delta A_t}{A_t} \qquad (۲۰)$$

باسیو و فرنالد[2] (۱۹۹۷) با استفاده از تکنیک هال و بسط مدل هال، مدلی را برای برآورد بازدهی نسبت به مقیاس ارایه می‌دهند. آنها با استفاده از داده‌های ۳۴ صنعت

1. Roeger
2. Basu & Fernald

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.6.0]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.183]

امریکا نشان می‌دهند که یک صنعت نوعی (متوسط صنعت) بازدهی ثابت نسبت به مقیاس و یا حتی بازدهی کاهنده نسبت به مقیاس دارند. بر اساس این مطالعه، در صنایع کارخانه‌ای با دوام شواهدی از بازدهی‌های فزاینده و در صنایع کارخانه‌ای بی‌دوام شواهدی از بازدهی‌های کاهنده وجود دارد. بارتلزمن[1] (۱۹۹۵) اختلاف نتایج دو مدل هال (۱۹۹۰ و ۱۹۸۸) و باسیو و فرنالد (۱۹۹۷) را این گونه بیان می‌کند که هال بر اساس رگرسیون معکوس، ابتدا معکوس بازدهی نسبت به مقیاس و بعد خود بازدهی نسبت به مقیاس را بدست می‌آورد که اساساً رگرسیون‌های معکوس قابل اعتماد نیستند و حتی استفاده از متغیرهای ابزاری ضرورتاً تورش را برطرف نمی‌کنند. کی (۲۰۰۲) روش دوگانه هال (۱۹۸۸) را استخراج می‌کند. برخلاف راجر (۱۹۹۵)، وی نشان می‌دهد که اگر سهم‌های عامل ثابت باقی بماند، رقابت ناقص به تنهایی اختلافات میان رشد بهره‌وری کل عوامل اولیه و دوگانه را توضیح نمی‌دهد. بازدهی ثابت نسبت به مقیاس دیگر عامل تو.ضیح دهنده این اختلاف است. وی که بر روی داده‌های ۳۱ صنعت با کد سه رقمی بخش کارخانه‌ای سنگاپور در فاصله زمانی ۱۹۹۲-۱۹۷۵ کار می‌کند نتیجه‌گیری می‌کند که بیشتر صنایع کارخانه‌ای سنگاپور مارک آپ بزرگتر از یک و بازدهی نسبت به مقیاس کاهنده دارند. دوبرینسکی و همکاران[2] (۲۰۰۴) با در نظر گرفتن مدل راجر (۱۹۹۵) مارک ـ آپ و بازدهی نسبت به مقیاس را برای ۲۲ صنعت کارخانه‌ای با کد دو رقمی بلغارستان و لهستان را در فاصله زمانی ۲۰۰۱-۱۹۹۴ برآورد می‌کنند. ابتدا با استفاده از تابع تولید کاب داگلاس بازدهی نسبت به مقیاس را تخمین می‌زنند، سپس با استفاده از مدل راجر (۱۹۹۵) مارک آپ را برآورد می‌کنند. یکی از پیامدهای تجربی مهم این مطالعه این است که بنگاههای کوچک در اغلب بخش‌های کارخانه‌ای به طور متوسط تمایل به نمایش بازدهی‌های کاهنده نسبت به مقیاس دارند. بنگاههای کارخانه‌ای بزرگ و متوسط در نزدیکی بازدهی کاهنده نسبت به مقیاس عمل می‌کنند. مارک ـ آپ

1. Bartelsman
2. Dobrinsky et al.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.6.0]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.183]

صنایع در هر دو کشور بزرگتر از یک برآورد شده است. آنها نشان می‌دهند همبستگی مثبت قوی میان بازدهی تولید نسبت به مقیاس و مارک آپ وجود دارد. رزیتیس و کالانتزی[1] (۲۰۱۱) مارک آپ صنعت مواد غذایی و آشامیدنی یونان را در فاصله زمانی ۲۰۰۷-۱۹۸۴ را در سطح کدهای سه رقمی برآورد می‌کنند. بنابر روش هال ـ راجر، سه مدل برای بررسی شرایط رقابتی در این صنعت بکار برده می‌شود. اولین مدل (مدل هال ـ راجر) مارک ـ آپ را در کل صنعت در طول دوره ۲۰۰۷-۱۹۸۴ برآورد می‌کند. دومین مدل (مدل داده‌های مقطعی هال ـ راجر) مارک ـ آپ را برای هر کدام از ۹ بخش در این صنعت در طول دوره ۲۰۰۷-۱۹۸۴ آزمون می‌کند. سومین مدل (مدل داده‌های سری زمانی هال ـ راجر) مارک ـ آپ را برای کل صنعت در هر دوره برآورد می‌کند. نتایج تجربی اشاره می‌کنند که کل صنعت مواد غذایی و آشامیدنی یونان مانند هر بخش این صنعت در فاصله زمانی ۲۰۰۷-۱۹۸۴ در شرایط غیر رقابتی عمل می‌کند. پولیمس[2] (۲۰۱۴) مارک ـ آپ صنعت کارخانه‌ای و خدماتی یونان با کد دو رقمی را در فاصله زمانی ۲۰۰۷-۱۹۷۰ بر اساس مدل راجر (۱۹۹۵) برآورد می‌کنند. هر دو صنعت کارخانه‌ای و خدماتی در شرایط غیر رقابتی عمل می‌کنند.

پژویان و همکارن(۱۳۹۰) با استفاده از متدلوژی هال و راجر، با فرض بازدهی ثابت نسبت به مقیاس شاخص مارک آپ را برای ۱۳۱ صنعت فعال در کد چهارم ISIC[3] محاسبه می‌کنند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که در تمامی صنایع ایران قیمت بیش از هزینه نهایی بوده است. اما در برخی این نسبت بسیار بالا و در برخی اندک است. مقایسه نسبت‌های لرنر و شاخص مارک آپ در صنایع مختلف نشان می‌دهد که بر مبنای شاخص لرنر، در حدود ۵۰ درصد صنایع، شرایط انحصاری حاکم بوده و صنایع توانسته‌اند شکاف

1. Rezitis & Kalantzi
2. Polemis
3. International Standard Industrial Classification

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.6.0]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.183]

معنی دار بین قیمت و هزینه نهایی ایجاد نمایند. در این مطالعه معنی‌داری آماری مارک آپ بررسی نشده است.

اما برآورد مارک آپ و بازدهی نسبت به مقیاس بر اساس روش ساختاری ریشه در موضوع تأثیر تمرکز صنعت بر سوددهی صنعت در اقتصاد صنعتی دارد. مقاله معروف بن[1] (۱۹۵۱) نقطه شروع مطالعات تأثیر تمرکز بر سوددهی است. بن عنوان نمود که بین تمرکز و سودآوری همبستگی مثبت وجود دارد. دمستز[2] (۱۹۷۳) بیان کرد که همبستگی مثبت سودآوری و تمرکز به خاطر وجود بنگاههای برتر با داشتن بیشترین کارایی در تولید است. زیرا بنگاههای برتر با داشتن کمترین هزینه متوسط تولید، بیشترین سهم فروش را داشته و در نتیجه بیشترین سهم را در تعیین شاخص تمرکز دارند و از این طریق می‌توانند در عملکرد اقتصادی صنعت اثر مثبتی داشته باشند. کولینگ[3] (۱۹۷۶)، کولینگ و واترسون[4] (۱۹۷۶) و کلارک و دیویس[5] (۱۹۸۲) به بررسی تئوریک ارتباط تمرکز (ساختار)، رفتار و سوددهی (عملکرد) پرداختند و بدین ترتیب یک چارچوب تئوری برای پارادایم ساختار- رفتار- عملکرد مطرح نمودند. با چالشی که دمستز (۱۹۷۳) مطرح نمود مطالعات زیادی در تلاش برای جدایی اثر قدرت بازاری[6] از اثر کارایی هزینه[7] تمرکز بودند (پلتزمن[8] (۱۹۷۷)، روزنبام[9] (۱۹۹۴)). اثر قدرت بازاری بر این بحث استوار است که تمرکز بالاتر منجر به قیمت‌های بالاتر می‌شود چون با افزایش تمرکز رقابت کاهش پیدا می‌کند (تمرکز بالاتر تبانی قیمت را میان اعضای صنعت راحتر می‌کند)، در حالی که اثر کارایی با این بحث مرتبط است که تمرکز بالاتر به خاطر صرفه‌های حاصل از مقیاس منجر به

1. Bain
2. Demsetz
3. Cowling
4. Cowling &Waterson
5. Clark & Davies
6. Market Power Effect
7. Cost-Efficiency Effect
8. Peltzman
9. Rosenbaum

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.6.0]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.183]

کاهش هزینه نهایی می‌شود. لوپز[1] (۱۹۸۴) و روزنبام (۱۹۹۴) به بررسی ارتباط تمرکز با رفتار و دیکسون[2] (۱۹۹۴) به بررسی ارتباط تمرکز (شاخص تمرکز هیرفیندال ـ هیرشمن) با هزینه پرداختند. تا اینکه آزام [3] (۱۹۹۷) با مطالعه در بازار انحصار چند جانبه خرید اثر قدرت بازاری تمرکز و اثر کارایی ـ هزینه تمرکز را بر حاشیه سود تعیین می کند. اما ایده و چارچوب فکری آزام در این تفکیک از اپلبام[4] (۱۹۸۲) گرفته شده است. اپلبام در یک سیر مطالعاتی قرار می گیرد که از ایواتا[5] (۱۹۷۴) شروع شده و مفهوم تغییرات حدسی را مطرح می کند. اپلبام (۱۹۸۲) با در نظر گرفتن معادلات تقاضای محصول، قیمت و تقاضای نهاده به سنجش درجه قدرت بازاری در بازار انحصار چند جانبه فروش می‌پردازد. در این مسیر ما می‌توانیم به مطالعات برسناهان[6] (۱۹۸۲،۱۹۸۹) اشاره کنیم که مطرح کننده روش سازمان صنعتی تجربی جدید در اقتصاد صنعتی تجربی است. در حقیقت دو روش مطالعاتی در سازمان صنعتی تجربی رویکرد ساختار ـ ساختار ـ عملکرد و روش سازمان صنعتی تجربی جدید است که روش سازمان صنعتی تجربی جدید در حقیقت جوابی به انتقادهای وارده به SCPP بود. بهر حال، لوپز و همکاران (۲۰۰۲) با استفاده از الگوی انحصار چند جانبه فروش اثر قدرت بازاری تمرکز و اثر کارایی ـ هزینه تمرکز را بر قیمت فروش تعیین می کنند. مدل به گونه ای طراحی شده است که کشش هزینه‌ای تولید و شاخص لرنر در سطح صنعت محاسبه می شوند.

خدادادکاشی و همکاران(۱۳۹۳) به ارزیابی قدرت انحصاری بر اساس رویکرد تغییرات حدسی در ۱۳۱ صنعت فعال در کد چهار رقمی ISIC در طی سالهای ۹۰-۱۳۷۴ می‌پردازد. در این تحقیق از الگوی تعمیم یافته آزام و لوپز(۲۰۰۲) استفاده شده و معادلات عرضه و تقاضا با توجه به داده‌های پانل و روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای با اثرات ثابت برآورد

1. Lopez
2. Dickson
3. Azzam
4. Appelbaum
5. Iwata
6. Bresnahan

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.6.0]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.183]

شده است. نتایج پژوهش دلالت بر آن دارد که در ۸۸/۴ درصد صنایع، قیمت بیش از هزینه نهایی بوده است . شهیکی تاش و حجتی(۱۳۹۲) با انتخاب ۱۰ صنعت کارخانه‌ای ایران در کد چهار رقمی ISIC قدرت بازاری و کشش تغییرات حدسی در چهارچوب داده‌های تلفیقی مورد بررسی قرار گرفته‌اند. نتایج بدست آمده حاکی از آن است صنایع مواد شیمیایی و فولاد دارای بیشترین قدرت بازاری و صنایع سیمان و مواد آشامیدنی دارای کمترین قدرت بازاری در میان ده صنعت بررسی شده می‌باشند. در هر دو مطالعه ذکر شده معنی‌داری آماری مارک آپ بررسی نشده است.

٤. مدل تحقیق و روش برآورد

مارک آپ و بازدهی نسبت به مقیاس در رهیافت باقیمانده سولو مطابق با رابطه (۲۱) برآورد می شود:

$$\frac{\Delta(Q_{it}/K_{it})}{Q_{it}/K_{it}} = \alpha_1 + \alpha_2\theta_{it}L\frac{\Delta(L_{it}/K_{it})}{L_{it}/K_{it}} + \alpha_3\frac{\Delta K_{it}}{K_{it}} + u_{1t}$$

$$\frac{\Delta(\frac{r_{it}}{P_{it}})}{(\frac{r_{it}}{P_{it}})} = \beta_1 + \beta_2\theta_{it}L\frac{\Delta(\frac{r_{it}}{w_{it}})}{(\frac{r_{it}}{w_{it}})} + \beta_3\frac{\Delta(\frac{P_{it}Q_{it}}{r_{it}})}{(\frac{P_{it}Q_{it}}{r_{it}})} + u_{2t} \qquad (۲۱)$$

در رابطه بالا اندیس i بیانگر صنعت مورد نظر و اندیس t زمان را نشان می‌دهد. در این معادله Q_{it} تولید، K_{it} سرمایه، L_{it} نیروی کار، P_{it} قیمت ستاده واحد فروش، r_{it} قیمت اجاره‌ای سرمایه، w_{it} دستمزد نیروی کار، θ_{it} سهم نیروی کار در درآمد است. β_2 (یا α_2) مارک آپ و β_3+1 (یا α_3+1) بازدهی نسبت به مقیاس است. داده‌های مربوط به تمامی متغیرهای معرفی شده از آمار و اطلاعات مربوط به کارگاههای صنعتی ده نفر کارکن و بیشتر طی دوره زمانی ۱۳۷۴ تا ۱۳۸۶ در قالب سومین ویرایش طبقه‌بندی استاندارد بین‌المللی فعالیت‌های صنعتی (I.S.I.C, Rev.3) استخراج شده است. موجودی سرمایه بر اساس روش نهایی محاسبه می شود. در این

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.6.0]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.183]

روش ابتدا مقدار موجودی سرمایه سال پایه بدست می آید و سپس با استفاده از رابطه کلاین مقدار موجودی سرمایه در سال های بعد بدست می آید. قیمت اجاره ای سرمایه با استفاده از شاخص بهره وری سرمایه محاسبه می شود . برای محاسبه بهره وری سرمایه ابتدا سود بنگاه را بدست آورده و سپس با تقسیم سود بر فروش نرخ بازدهی سرمایه محاسبه می شود. در این پژوهش به منظور برآورد الگو، از روش تلفیقی اطلاعات مقطعی و سری زمانی استفاده شده است. در ادامه به منظور جلوگیری از تخمین رگرسیون ساختگی به دلیل غیر واقعی بودن نتایج این رگرسیون‌ها، لازم است آزمون‌های ریشه واحد متغیرها در معادلات رگرسیونی انجام شود. نتایج آزمون ایستایی متغیرها با استفاده از آزمون فیشر (Fisher) نشان می‌دهد که متغیرها در سطح ایستا هستند (نتایج آزمون ریشه واحد در پیوست و توسط جدول (۱- پ) گزارش شده است). در رابطه (۲۱) که برگرفته از مدل پسماند سولو است و بر اساس آن مارک آپ و بازدهی نسبت به مقیاس مدل پسماند سولو برآورد می شود، ضرایب دو بدو با یکدیگر برابر هستند. دو روش برای برآورد پارامترهای رابطه (۲۱) وجود دارد. یک روش آن است که چون ضرایب دو بدو با هم برابر هستند دو معادله را روی هم ریخت[1] و بعد ضرایب را برآورد کرد. روش دیگر آن است که هر دو معادله را یک سیستم معادلات در نظر گرفت و بصورت مقید آن را برآورد کرد. از آنجا که متغیرهای وابسته در سمت راست ظاهر نمی شوند می توان آن را یک سیستم به ظاهر نامرتبط در نظر گرفت. بنابراین دو معادله رابطه (۲۱) در قالب روش SUREو بصورت مقید برآورد می شود. به منظور بررسی اینکه آیا روش SURE برای تخمین رابطه (۲۱) کارایی دارد از آزمون استقلال جملات پسماند استفاده می شود. براش ـ پاگان (۱۹۸۰) آزمونی را برای بررسی اینکه آیا ماتریس کوواریانس پسماندها قطری است یا خیر مطرح کردند. فرضیه صفر این آزمون قطری بودن ماتریس کوواریانس پسماندها (عدم وجود همبستگی جملات پسماند) است. در

1. Stacking Equations

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.6.0]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.183]

صورت پذیرش فرضیه مقابل، روش تک معادله ای (OLS) برای برآورد پارامترهای رابطه (۲۱) کارایی ندارد و باید از روش SURE برای برآورد پارامترهای رابطه (۲۱) استفاده نمود . نتایج آزمون براش ـ پاگان (۱۹۸۰) در پیوست و توسط جدول (۲-پ) گزارش شده است. مقادیر احتمال دلالت بر آن دارد که فرضیه صفر مبنی بر استقلال جملات پسماند معادلات مدل رد می‌شود، لذا روش سیستم معادلات به ظاهر نامرتبط برای برآورد ضرایب مدل کارایی دارد.

مدلی را که در رهیافت ساختاری برآورد می شود عبارتست از:

$$
\begin{aligned}
P &= -\frac{(1+\Phi)}{\eta}H + \alpha_{11}w_1 + \alpha_{21}w_2 + \alpha_{31}w_3 + \alpha_{12}2(w_1w_2)^{1/2} + \alpha_{13}2(w_1w_3)^{1/2} + \alpha_{23}2(w_2w_3)^{1/2} \\
&\quad + \beta_1 2\,QHw_1 + \beta_2 2\,QHw_2 + \beta_3 2\,QHw_3 + u_1 \\
\frac{X_1}{Q} &= \alpha_{11} + \alpha_{12}\left(\frac{w_2}{w_1}\right)^{1/2} + \alpha_{13}\left(\frac{w_3}{w_1}\right)^{1/2} + \beta QH + u_2 \\
\frac{X_2}{Q} &= \alpha_{22} + \alpha_{12}\left(\frac{w_1}{w_2}\right)^{1/2} + \alpha_{23}\left(\frac{w_3}{w_2}\right)^{1/2} + \beta_2 QH + u_3 \qquad (۲۲) \\
\frac{X_3}{Q} &= \alpha_{33} + \alpha_{13}\left(\frac{w_1}{w_3}\right)^{1/2} + \alpha_{23}\left(\frac{w_2}{w_3}\right)^{1/2} + \beta_3 QH + u_4 \\
\ln Q &= \delta_0 + \eta P + \delta_1 GNP + u_5
\end{aligned}
$$

P قیمت محصول، H شاخص هرفیندال ـ هیرشمن تمرکز، w_1 دستمزد، w_2 قیمت انرژی، w_3 قیمت مواد اولیه، Q تولید، X_1 تقاضای نیروی کار، X_2 تقاضای انرژی و X_3 تقاضای مواد خام و GNP تولید ناخالص داخلی است. η شبه کشش قیمتی تقاضا، Φ بیانگر رفتار بازار (تغییر حدسی وزنی صنعت) است. مقادیر قیمت و GNP با شاخص قیمت مصرف کننده(CPI) تعدیل شده اند. داده‌های مربوط به تمامی متغیرهای معرفی شده از آمار و اطلاعات مربوط به کارگاههای صنعتی ده نفر کارکن و بیشتر طی دوره زمانی ۱۳۷۴ تا ۱۳۸۶ در قالب سومین ویرایش طبقه‌بندی استاندارد بین‌المللی فعالیت‌های صنعتی (I.S.I.C, Rev.3) استخراج شده است. ۵ معادله داریم که چون معادله قیمت نسبت به η غیرخطی است، سیستم را به روش غیرخطی تخمین می‌زنیم. با داشتن سیستم معادلات و برآورد نیز غیرخطی سه

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.6.0]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.183]

روش حداقل مربعات سه مرحله‌ای غیرخطی(NL3SLS)[1]، حداکثر درست نمایی با اطلاعات کامل (FIML)[2] و گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) قابلیت استفاده را دارند که در این مقاله از روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) استفاده می شود. با استفاده از نرم‌افزار SHAZAM پارامترهای مدل (۲۲) را به روش غیرخطی برآورد می‌کنیم. قبل از برآورد مدل لازم است که آزمون پایایی بر روی متغیرها انجام گیرد (نتایج این آزمون در پیوست و توسط جدول (۳- پ) گزارش شده است). مقادیر احتمال بیانگر بنابراین همه متغیرها در سطح مانا هستند. نتایج آزمون براش ـ پاگان (۱۹۸۰) دلالت بر آن دارد که تخمین سیستمی برای برآورد ضرایب مدل کارایی دارد (مقادیر احتمال این آزمون در پیوست و توسط جدول (۴- پ) گزارش شده است).

۵. داده ها و نتایج تجربی

ابتدا مطابق با متدولوژی پسماند سولو مارک آپ و بازدهی نسبت به مقیاس ۱۹ صنعت کارخانه‌ای ایران در کد دو رقمی ISIC در طی سال‌های ۸۶-۱۳۷۴ بر اساس رابطه (۲۱) و با توجه به داده‌های پانل و روش رگرسیون به ظاهر نامرتبط (SURE) و لحاظ سه محدودیت خطی برابری دو به دو ضرایب دو معادله اولیه و دوگانه($\alpha_1 = \beta_1$، $\alpha_2 = \beta_2$ و $\alpha_3 = \beta_3$) برآورد می‌شود. نتایج این برآورد در پیوست و توسط جدول (۵- پ) گزارش شده است.

1. Non-Linear Three Stage Least Square
2. Full Information Maximum Likelihood

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.6.0]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.183]

جدول ۱. تخمین همزمان مارک آپ و بازدهی نسبت به مقیاس صنایع کارخانه‌ای ایران: روش پسماند سولو (مدل کی (۲۰۰۲))

خطای معیار	مارک آپ	خطای معیار	بازدهی نسبت به مقیاس	گروه صنایع	کد دو رقمی
۰/۷۰۱۷	٤/۰٥	۰/۰٥۲۹	۰/٤۷	صنایع مواد غذایی و آشامیدنی	۱٥
۰/۲۲۷٦	٥/٦٤	۰/۰۳۳۳	۰/۹۹۹٦۲	تولید منسوجات	۱۷
۰/٤۲۱۱	۲/۹٥	۰/۰۹٤٥	۱/۰۰۲	دباغی و عمل آوردن چرم و ساخت کیف و چمدان و زین و یراق و تولید کفش	۱۹
۰/٤۰٦۰	۱۰/۱۹	۰/۰۳۱۲	۱/۰۰۰٦	تولید چوب و محصولات چوبی و چوب پنبه ـ غیر از مبلمان ـ ساخت کالا از نی و مواد حصیری	۲۰
۰/۱۷۸۷	۱۱	۰/۰۱۲٦	۱/۰۰۰۰٦	تولید کاغذ و محصولات کاغذی	۲۱
۰/۳۳۷۹	۱/۹٤	۰/۲۸۰٥	۱/۰۰۹	انتشار و چاپ و تکثیر رسانه‌های چاپ شده	۲۲
۰/۰۰۱	۳/۷۳	۰/۰۰۰۳	۰/۹۹۹۹	صنایع تولید زغال کک ـ پالایشگاه‌های نفت و سوخت‌های هسته‌ای	۲۳
۰/۲۰۰۲	۳/۲۱	۰/۰۳٦۳	۰/۹۹۹۹	صنایع تولید مواد و محصولات شیمیایی	۲٤
۰/٤۳۲۱	۲/۹۷	۰/۰۹٦۳	۱/۰۰۱	تولید محصولات لاستیکی و پلاستیکی	۲٥
۱۱/٤٦	۲/٥۷	۰/۱۹۲	۰/۹۸٥۷	تولید سایر محصولات کانی غیر فلزی	۲٦
۰/۱۰٥۱	۷/۷٤	۰/۰۰۳۳	۰/۹۹۹٥	تولید فلزات اساسی	۲۷
۰/۲۳۱۸	۲/۸٥	۰/۰٤٦	۰/۹۹۹	تولید محصولات فلزی فابریکی بجز ماشین آلات و تجهیزات	۲۸
۰/۲۱۷۰	۲/٥۱	۰/۰۲۷۳	۰/۹۹۹۹	تولید ماشین آلات و تجهیزات طبقه‌بندی نشده در جای دیگر	۲۹
۰/۷۸۳۸	٤/٥	۰/۰۹۲۱	۰/۹٥٤	تولید ماشین آلات و دستگاه های برقی طبقه‌بندی نشده جای دیگر	۳۱
۰/۹٥٦٥	۱/۸۷	۰/٤۸٦۰	۱/۰۲	تولید رادیو و تلویزیون و دستگاهها و وسایل ارتباطی	۳۲
۰/۰۲۳۳	۳/۷٦	۰/۰۰۷۲	۱/۰۰۰۲	تولید ابزار پزشکی و ابزار اپتیکی و ابزار دقیق و ساعت‌های مچی و انواع دیگر ساعت	۳۳
۰/۰٦	۲/٤۳	۰/۰۲۷	۰/۹۹٥	تولید وسایل نقلیه موتوری و تریلر و نیم تریلر	۳٤
۰/۱٥۱	۱٥/٥٤	۱/۸۷	۰/۹٤	تولید سایر تجهیزات حمل و نقل	۳٥
۱/٦۷٤	۱/٥۳	۰/۰۱۸۸	۰/۹۹۳	تولید مبلمان و مصنوعات طبقه بندی نشده در جای دیگر	۳٦

مأخذ: محاسبات تحقیق

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.6.0]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.183]

بازدهی نسبت به مقیاس، خطای معیار بازدهی نسبت به مقیاس، مارک آپ و خطای معیار مارک آپ به ترتیب در ستون سوم، چهارم، پنجم و ششم جدول (۱) گزارش شده است. مطابق با مقادیر بازدهی نسبت به مقیاس و خطای معیار آن همه صنایع کارخانه ای ایران به جز صنعت مواد غذایی و آشامیدنی بطور معنی‌داری بازدهی ثابت نسبت به مقیاس را تجربه می‌کنند. بنابراین، بر اساس رهیافت پسماند سولو فرض نئو کلاسیکی بازدهی ثابت نسبت به مقیاس در ۹۵ درصد صنایع کارخانه ای ایران صادق است و تنها صنعت مواد غذایی و آشامیدنی بطور معنی‌داری بازدهی کاهنده نسبت به مقیاس دارد. به عبارت دیگر، بر اساس این رهیافت، کشش هزینه ای صنایع کارخانه ای ایران نزدیک به یک است و این بدان مفهوم است که هر یک درصد افزایش در مخارج صنایع کارخانه ای ایران منجر به افزایش تقریباً یک درصدی در تولید می‌شود. مطابق با مقادیر مارک آپ و خطای معیار آن در همه صنایع کارخانه‌ای ایران به جز سه صنعت "تولید سایر محصولات کانی غیر فلزی"، "تولید مبلمان و مصنوعات طبقه‌بندی نشده در جای دیگر"و "تولید رادیو و تلویزیون و دستگاهها و وسایل ارتباطی" قیمت بطور معنی‌داری بیش از هزینه نهایی است. بنابراین در ۸۴ درصد صنایع کارخانه ای ایران شکاف بین قیمت و هزینه نهایی اهمیت آماری دارد. دومین روش برای برآورد بازدهی نسبت به مقیاس و مارک آپ رهیافت ساختاری است که در این روش با در نظر گرفتن رابطه (۲۲) پارامترهای سیستم غیرخطی (NL) با روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) برآورد می‌شود. (نتایج برآورد غیر خطی رابطه (۲۲) در پیوست و توسط جدول (۵- پ) گزارش شده است). بازدهی نسبت به مقیاس و مارک آپ به ترتیب با روبط (۱۶) و (۱۷) محاسبه می‌شوند. خطای معیار بازدهی نسبت به مقیاس و مارک آپ بر اساس روش دلتا[1] محاسبه شده‌اند. روش دلتا تکنیکی برای تقریب گشتاورهای توابع متغیرهای تصادفی است. این روش در اقتصادسنجی برای تخمین خطای استاندارد پارامترهای تبدیل شده بکار می‌رود. در پیوست در ارتباط با شیوه محاسبه خطای معیار پارامترهای تبدیل شده بر اساس تکنیک دلتا توضیح داده می شود.

1. Delta Method

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.6.0]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.183]

جدول ۲. تخمین همزمان مارک آپ و بازدهی نسبت به مقیاس صنایع کارخانه‌ای ایران: روش ساختاری

کد دو رقمی	گروه صنایع	بازدهی نسبت به مقیاس	خطای معیار	مارک- آپ	خطای معیار
۱۵	صنایع مواد غذایی و آشامیدنی	۰/۴۹	۰/۰۵۳	۱/۰۰۴	۰/۰۲۱۶
۱۷	تولید منسوجات	۱/۲۳	۰/۰۴۴	۱/۰۱	۰/۰۰۱۱
۱۹	دباغی و عمل آوردن چرم و ساخت کیف و چمدان و زین و یراق و تولید کفش	۲/۵۳	۰/۰۰۰۰۵۹	۱/۰۲۲	۰/۰۱۱
۲۰	تولید چوب و محصولات چوبی و چوب پنبه ـ غیر از مبلمان ـ ساخت کالا از نی و مواد حصیری	۱/۰۱۷	۰/۱۵۶	۱/۰۱	۰/۰۰۰۴
۲۱	تولید کاغذ و محصولات کاغذی	۱/۷۳	۰/۰۰۰۰۰۵	۲/۱۰	۰/۴۲
۲۲	انتشار و چاپ و تکثیر رسانه‌های چاپ شده	۰/۶۳	۰/۰۰۴۴	۶/۰۸	۰/۲۳
۲۳	صنایع تولید زغال کک ـ پالایشگاه‌های نفت و سوخت‌های هسته‌ای	۱/۳۵	۰/۰۵۲	۱/۱	۰/۰۰۲
۲۴	صنایع تولید مواد و محصولات شیمیایی	۱/۳۰	۰/۰۰۰۲۸	۱/۰۹	۰/۰۲۴
۲۵	تولید محصولات لاستیکی و پلاستیکی	۱/۱۹	۰/۰۰۰۰۰۴۲	۲/۲	۰/۰۰۸
۲۶	تولید سایر محصولات کانی غیر فلزی	۱/۷۵	۰/۰۰۰۰۶۳	۱/۰۴۲	۰/۰۲
۲۷	تولید فلزات اساسی	۱/۰۱	۰/۶۹	۱/۶۱	۰/۱۰۹
۲۸	تولید محصولات فلزی فابریکی بجز ماشین آلات و تجهیزات	۱/۵۹	۰/۰۰۰۰۰۱۴	۱/۰۸	۰/۰۱۱
۲۹	تولید ماشین آلات و تجهیزات طبقه‌بندی نشده در جای دیگر	-۰/۴۷	۰/۱۵۴	۱/۰۲	۰/۰۰۰۰۴۵
۳۱	تولید ماشین آلات و دستگاه‌های برقی طبقه‌بندی نشده جای دیگر	۲/۳۷	۰/۰۰۰۰۱	۱/۰۱	۰/۰۰۲۵
۳۲	تولید رادیو و تلویزیون و دستگاهها و وسایل ارتباطی	۵/۸	۱۰/۵	۱/۰۰۱	۰/۰۱۱
۳۳	تولید ابزار پزشکی و ابزار اپتیکی و ابزار دقیق و ساعت‌های مچی و انواع دیگر ساعت	۱/۱۳	۴۱/۴	۱/۰۰۱	۰/۰۰۵۳
۳۴	تولید وسایل نقلیه موتوری و تریلر و نیم تریلر	۱/۱	۲۱/۲	۱/۰۰۶	۰/۰۰۰۳
۳۵	تولید سایر تجهیزات حمل و نقل	-۰/۰۳	۰/۱۲۹	۱/۱	۰/۰۰۱۲
۳۶	تولید مبلمان و مصنوعات طبقه بندی نشده در جای دیگر	۳/۶	۰/۲۳۷	۱/۲۷	۰/۰۰۲

منبع: محاسبات تحقیق

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.6.0]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.183]

مطابق با مقادیر بازدهی نسبت به مقیاس و خطای معیار آن در ۱۵ صنعت از ۱۹ صنعت مورد بررسی یعنی ۷۹ درصد صنایع کارخانه‌ای ایران بطور معنی‌داری بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس وجود دارد (مطالعات عبادی و موسوی (۲۰۰۶) و دشتی، یاوری و صباغ (۱۳۸۸) با استفاده از تابع هزینه ترانسلوگ وجود صرفه‌های حاصل از مقیاس در صنایع ایران را تأیید کرده‌اند) که از این تعداد در ۵ صنعت" تولید چوب و محصولات چوبی و چوب پنبه ـ غیر از مبلمان ـ ساخت کالا از نی و مواد حصیری "، " تولید فلزات اساسی "، " تولید رادیو و تلویزیون و دستگاهها و وسایل ارتباطی "،" تولید ابزار پزشکی و ابزار اپتیکی و ابزار دقیق و ساعت‌های مچی و انواع دیگر ساعت " و " تولید وسایل نقلیه موتوری و تریلر و نیم تریلر " بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس اهمیت آماری ندارد. دو صنعت "مواد غذایی و آشامیدنی" و "انتشار و چاپ و تکثیر رسانه‌های چاپ شده" بطور معنی‌داری بازدهی کاهنده نسبت به مقیاس را تجربه می‌کنند. مقادیر بازدهی نسبت به مقیاس برای دو صنعت "تولید ماشین آلات و تجهیزات طبقه‌بندی نشده در جای دیگر"و "تولید سایر تجهیزات حمل و نقل" منفی برآورد شده است. به عبارت دیگر، بر اساس این رهیافت، کشش هزینه ای ۵۳ درصد از صنایع کارخانه ای ایران بطور معنی داری از یک کوچکتر است و این بدان مفهوم است که هر یک درصد افزایش در مخارج این صنایع منجر به افزایش بیش از یک درصدی در تولید می‌شود. همچنین در ۱۵ صنعت از ۱۹ صنعت یعنی ۷۹ درصد صنایع کارخانه‌ای ایران بطور معنی‌داری قیمت بیش از هزینه نهایی است. در صنایع "مواد غذایی و آشامیدنی"، " تولید رادیو و تلویزیون و دستگاهها و وسایل ارتباطی"، "تولید ابزار پزشکی و ابزار اپتیکی و ابزار دقیق و ساعت‌های مچی و انواع دیگر ساعت" و "تولید وسایل نقلیه موتوری و تریلر و نیم تریلر" اختلاف قیمت و هزینه نهایی معنی‌داری آماری ندارد. به منظور مقایسه نتایج تجربی هر دو روش از معیار نسبت بازدهی نسبت به مقیاس به مارک آپ استفاده می‌شود. این معیار به لحاظ تئوریکی معادل مجموع سهم عوامل از درآمد است.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.6.0]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.183]

جدول ۳. مقایسه بازدهی نسبت به مقیاس / مارک آپ در دو روش پسماند سولو (مدل کی (۲۰۰۲)) و روش ساختاری

کد دو رقمی	گروه صنایع	بازدهی نسبت به مقیاس / مارک آپ مدل پسماند سولو(۱)	بازدهی نسبت به مقیاس / مارک آپ مدل ساختاری(۲)	بازدهی نسبت به مقیاس / مارک آپ واقعی(۳)	(۱) - (۳)	(۲) - (۳)
۱۵	صنایع مواد غذایی و آشامیدنی	۰/۱۱۶۰	۰/۴۸۸	۰/۹۴۷	۰/۸۳۱	۰/۴۵۹
۱۷	تولید منسوجات	۰/۱۷۷	۱/۲۱۷	۰/۷۴۱	۰/۵۶۴	-۰/۴۶۹
۱۹	دباغی و عمل آوردن چرم و ساخت کیف و چمدان و زین و یراق و تولید کفش	۰/۳۳۹	۲/۴۷	۰/۵۵۷	۰/۲۱۸	-۱/۹۱۳
۲۰	تولید چوب و محصولات چوبی و چوب پنبه ـ غیر از مبلمان ـ ساخت کالا از نی و مواد حصیری	۰/۱۰	۱/۰۰۶	۰/۶۳۷	۰/۵۳۷	-۰/۳۶۹
۲۱	تولید کاغذ و محصولات کاغذی	۰/۰۹	۰/۸۲۳	۰/۷۸۲	۰/۷۴	-۰/۰۴۱
۲۲	انتشار و چاپ و تکثیر رسانه‌های چاپ شده	۰/۵۲	۰/۱۰۴	۲/۳۶۶	۱/۸۴۶	۲/۲۶۶
۲۳	صنایع تولید زغال کک ـ پالایشگاه‌های نفت و سوخت‌های هسته‌ای	۰/۲۶۸	۱/۲۳	۱/۶۶۴	۱/۳۹۶	۰/۴۳۴
۲۴	صنایع تولید مواد و محصولات شیمیایی	۰/۳۱۱	۱/۱۹	۰/۲۷۵	-۰/۰۳۶	-۰/۹۱۵
۲۵	تولید محصولات لاستیکی و پلاستیکی	۰/۳۳۷	۰/۵۴	۱/۰۰۷	۰/۶۷	۰/۴۶۷
۲۶	تولید سایر محصولات کانی غیر فلزی	۰/۳۸۳	۱/۶۸	۰/۴۲۶	۰/۰۴۳	-۱/۲۵۴
۲۷	تولید فلزات اساسی	۰/۱۲۹	۰/۶۲۷	۰/۷۳۵	۰/۶۰۶	۰/۱۰۸
۲۸	تولید محصولات فلزی فابریکی بجز ماشین آلات و تجهیزات	۰/۳۵۰	۱/۴۷۲	۱/۰۹۳	۰/۷۴۳	-۰/۳۷۹
۲۹	تولید ماشین آلات و تجهیزات طبقه‌بندی نشده در جای دیگر	۰/۳۹۸	-۰/۴۶	۰/۴۶۶	۰/۰۶۸	_
۳۱	تولید ماشین آلات و دستگاه‌های برقی طبقه‌بندی نشده جای دیگر	۰/۲۱۲	۲/۳۴۶	۰/۶۳۸	۰/۴۲۶	-۱/۷۰۸
۳۲	تولید رادیو و تلویزیون و دستگاهها و وسایل ارتباطی	۰/۵۴۵	۵/۷۹	۰/۴۲۹	-۰/۱۱۶	-۵/۳۶۱
۳۳	تولید ابزار پزشکی و ابزار اپتیکی و ابزار دقیق و ساعت‌های مچی و انواع دیگر ساعت	۰/۲۶۶	۱/۱۲۸	۰/۷۴۳	۰/۴۷۷	-۰/۳۸۵
۳۴	تولید وسایل نقلیه موتوری و تریلر و نیم تریلر	۰/۴۰۹	۱/۰۹۳	۰/۴۴۷	۰/۰۳۸	-۰/۶۴۶
۳۵	تولید سایر تجهیزات حمل و نقل	۰/۰۶	-۰/۰۲۷	۰/۳۵۱	-۰/۲۹۱	_
۳۶	تولید مبلمان و مصنوعات طبقه‌بندی نشده در جای دیگر	۰/۶۴۹	۲/۸۳	۱/۴۸۵	۰/۸۳۶	-۱/۳۴۵

منبع: محاسبات تحقیق

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.6.0]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.183]

مطابق با ستون ششم و هفتم جدول (۳) [بدون در نظر گرفتن دو کد ۲۹ و ۳۵ که بازدهی منفی برآورد شده] روش ساختاری در ۵۳ درصد موارد و روش پسماند سولو در ۴۷ درصد موارد نسبت بازدهی نسبت به مقیاس به مارک آپ را نزدیک به واقعیت برآورد می‌کنند. همچنین بر اساس ستون ششم و هفتم جدول (۳) که به ترتیب مقادیر عمدتاً مثبت و منفی است روش باقیمانده سولو مارک آپ را بیش از حد و روش ساختاری کمتر از حد تخمین می‌زند.

٦. نتیجه‌گیری

در این مقاله مارک آپ و بازدهی نسبت به مقیاس برای ۱۹ صنعت کارخانه‌ای ایران در کد دو رقمی ISIC در طی سال‌های ۸۶-۱۳۷۴ مطابق با دو متدولوژی برآورد می‌شود. در روش پسماند سولو فرض نئوکلاسیکی بازدهی ثابت نسبت به مقیاس در ۹۵ درصد صنایع کارخانه ایران پذیرفته می‌شود. همچنین در ۸۴ درصد صنایع کارخانه‌ای ایران شکاف بین قیمت و هزینه نهایی اهمیت آماری دارد. در روش ساختاری مطابق با مدل لوپز و همکاران (۲۰۰۲) ۵۳ درصد صنایع کارخانه‌ای ایران بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس را تجربه می‌کنند، همچنین در ۷۹ درصد صنایع کارخانه‌ای ایران قیمت بطور معنی داری بیش از هزینه نهایی است. به منظور مقایسه نتایج تجربی هر دو روش از معیار نسبت بازدهی نسبت به مقیاس به مارک آپ استفاده می‌شود. این نسبت به لحاظ تئوریکی معادل مجموع سهم عوامل از درآمد است. روش ساختاری در ۵۳ درصد موارد و روش پسماند سولو در ۴۷ درصد موارد نسبت بازدهی نسبت به مقیاس به مارک آپ را نزدیک به واقعیت برآورد می‌کنند. مطابق با معیار نسبت بازدهی نسبت به مقیاس روش باقیمانده سولو مارک آپ را بیش از حد و روش ساختاری کمتر از حد تخمین می‌زند.

توجه به این نکته حایز اهمیت است که وجود شکاف بین قیمت و هزینه نهایی در صنایع ایران لزوماً دلالت بر اتخاذ سیاستها ضد تراست از سوی شورای رقابت ندارد. بهرحال، اگر وجود قدرت بازاری در صنایع ایران مبتنی بر کارایی برتر آنها (فرضیه کارایی دمستز) و موانع طبیعی موجود در بازار باشد و منشا دولتی نداشته باشد می‌توان بر مقررات و

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.6.0]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.183]

سیاست‌های رقابتی افزایش اندازه بازارها و رفع موانع ورود مصنوعی تأکید داشت و بر حذف امتیازهای ویژه‌ای که گروههای صنعتی از آنها برخوردار هستند کوشش شود. از طرفی دیگر، یافته‌های تحقیق دلالت بر وجود بازدهی صعودی در صنایع ایران دارد. به این ترتیب افزایش متناسب به کارگیری همه عوامل تولید، موجب می‌شود تولید به میزانی بیشتر از تغییر منابع تولید و صرفه اقتصادی فرایند تولید خواهد بود. لذا اتخاذ راهکارهایی که امکان افزایش اندازه واحدهای تولیدی را فراهم سازد توصیه می‌شود.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.6.0]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.183]

منابع و مآخذ

- Abayasiri-Silva, Kadura. (1999). Market Power in Australian Manufacturing Industry: A Confirmation of Hall's approach. General Paper, No. G. 132.
- Appelbaum, E., (1982).The Estimation of the Degree of Oligopoly Power. Journal of Econometrics,19(2-3), 287-299.
- Azzam, A. M., (1997). Measuring Market Power and Cost-Efficiency Effects of Industrial Concentration.The Journal of Industrial Economics,45(4), 377-386.
- Bartelsman, Eric. J., (1995). Of Empety Boxes: Returns to scale Revisited. Econ. Letters, 49, 59-67.
- Basu, S., J. G. Fernald. (1997). Returns to scale in U.S. Production: Estimates and Implications. Journal of Political Economy, 105(2), 249-283.
- Bresnahan, T., (1989). Empirical Studies of Industries with Market Power. In: R. Schmalensee and R. Willig (eds.), Handbook of Industrial Organization. North Holland, Amsterdam.
- Church, jefrrey and Roger Ware(2000). Industrial Organization: A Strategic Approach. McGraw-Hill, 423-451.
- Clarke, R., and Davies, S. W. (1982).Market Structure and Price-Cost Margins. Economica,49, 277-287.
- Clowing, K. (1976).On the Theoretical Specification of Industrial Structure-Performance Relationships. European Economic Review, 8, 1-14.
- Cowling, K., and Waterson, M. (1976). "Price-Cost Margins and Market Structure". Economica,43, 267-274.
- Dashti, N., Yavari, K., and sabagh, M.(2009). Decomposing Total Factor Productivity Growth in Iran's Industrial Sector: an Econometric Approach. Quarterly journal of Quantitative Economics, 6(1), 101-128.(in Farsi).
- Demsetz, H. (1973). Industry Structure, Market Rivalry, and Public Policy. Journal of Law & Economics,16, 1-9.
- Dickson, V. A. (1994). Aggregate Industry Cost Functions and the Herfindahl Index. Southern Economic Journal, 61, 445-452.
- Diewert, W. Ervin, Kevin, Fox. (2004). On the Estimation of returns to scale, technical progress and monopolistic markups. Researsh working paper.
- Dobrinsky, Rumen, Gabor, Korosi, Nikolay, Markov & Laszlo, Halpern. (2004). Firms' Price Markups and Returns to scale in Imperfect markets: Bulgaria and Hungary. Research working paper.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.6.0]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.183]

- Ebadi, J and Mosavi, S. (2006). Economies of Scale in Iranian Manufacturing Establishment. Iranian Economic Review,15,11,143-170.
- Hall, Robert, E., (1988). The Relation between price and marginal cost in U.S. industry. Journal of political Economy, 96, 921-947.
- Hall, Robert, E., (1990). Invariance Properties of solow's productivity Residual. In Growth/ Productivity/ unemployment. Edited by Peter Diamond. Cambridge, mass: MIT Press.
- Kee, Hiau Looi. (2002). Mark ups, returns to scale, and productivity: A case study of Singapore's manufacturing sector. Policy research working paper No. 2857. The world Bank, Washington D.C.
- khodadad kasha, F., Shahyaki Tash, M., and Noraniazad S.(2015). Evaluation of Mark-up, Market power and Cost efficiency in Iran's Manufacturing Industries. Quarterly Journal of Applied Economics studies in Iran, 3(12), 59-90. (in Farsi).
- Lopez, R. A., A. M. Azzam and C. Lirón-España, (2002). Market Power and/or Efficiency: A Structural Approach. Review of Industrial Organization,20(2): 115-126.
- Martins, J. O., Scar Petta & D. Pilat. (1996). Mark up ratios in manufacturing Industries, working Papers, No. 162, OECD.
- Oehlert, G. W.,(1922). A Note on the Delta Method. American Statistician,46(1), 27-29.
- Olson, D. O. and Y. –N. Shieh, 19889. Estimating Functional Forms in Cost-Prices. European Economic Review, 33(7), 1445-1461.
- Pajoyan, J., Khodadad Kashi, F., & Shahiki Tash, M. (2012). Assess the Gap between Price and Marginal Cost in the Industry of Iran (Cournot Approach). Quarterly journal of Quantitative Economics, 8(2), 95-121.(in Farsi).
- Peltzman, S. (1977).The Gains and Losses from Industrial Concentration. Journal of Law & Economics, 20, 229-263.
- -Polemis, M. L.,(2014). Panel Data Estimation Techniques and Mark Up Ratios. European Research Studies, XVII(1), 69-84
- Rezitis, A. N., M. A., Kalantzi,(2011).Investigating Market Structure of the Greek Food and Beverages Manufacturing Industry: a Hall-Roeger Approach. Working Paper.
- Roeger, W., (1995). Can Imperfect competition Explain the Difference between Primal and Dual Productivity Measures? Estimates for U.S. Manufacturing. Journal of Political Economy, 103(2), 316-330.
- Rosenbaum, D. (1994). Efficiency v. Collusion: Evidence Cast in Cement. Review of Industrial Organization, 9, 379-392.
- Solow, R. M., (1957). Technical change and the Aggregate Production Function. Review of Economics & Statistics, 39, 312-320.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.6.0]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.183]

پیوست

الف)جداول

جدول (۱- پ): نتایج آزمون ریشه واحد متغیرهای رهیافت پسماند سولو

کد	$\frac{(Y_{it}/K_{it})^{\circ}}{Y_{it}/K_{it}}$	$\frac{(r_{it}/P_{it})^{\circ}}{r_{it}/P_{it}}$	$\frac{(L_{it}/K_{it})^{\circ}}{L_{it}/K_{it}}$	$\frac{(r_{it}/w_{it})^{\circ}}{r_{it}/w_{t}}$	$\frac{K_{it}^{\circ}}{K_{it}}$	$\frac{(P_{it}Y_{it}/r_{it})^{\circ}}{P_{it}Y_{it}/r_{it}}$
۱۵	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
۱۷	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
۱۹	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
۲۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
۲۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
۲۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۲	۰/۰۰
۲۳	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۸
۲۴	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
۲۵	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
۲۶	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
۲۷	۰/۰۹۱	۰/۰۴	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰۹	۰/۰۱۶
۲۸	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
۲۹	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
۳۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
۳۲	۰/۰۱۱	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰۲
۳۳	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱۶
۳۴	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱۹	۰/۰۰۰
۳۵	۰/۰۰۰	۰/۰۱۲۵	۰/۰۰۰	۰/۰۰۹۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
۳۶	۰/۰۰۰۰	۰/۰۱	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۴	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۱۹

منبع: محاسبات تحقیق

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.6.0]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.183]

جدول (۲- پ): نتایج آزمون استقلال جملات پسماند در معادلات رهیافت باقیمانده سولو

کد	Lagrange Multiplier test	P-value > Chi2	کد	Lagrange Multiplier test	P-value > Chi2
۱۵	۲۵۶/۴	۰/۰۰۰	۲۷	۴۰/۸۰	۰/۰۰۰
۱۷	۹۹/۸۳	۰/۰۰۰	۲۸	۵/۳۶	۰/۰۲
۱۹	۲۸/۰۳	۰/۰۰۰	۲۹	۱۳۸/۲۴	۰/۰۰۰
۲۰	۴۴/۱۷	۰/۰۰۰	۳۱	۶۳/۶۳	۰/۰۰۰
۲۱	۲۶/۸۳	۰/۰۰۰	۳۲	۵/۶۲	۰/۰۱۷
۲۲	۱۵/۳	۰/۰۰۰	۳۳	۱۱/۹	۰/۰۰۰۵۴
۲۳	۹/۶۷	۰/۰۰۱	۳۴	۲۳/۰۵	۰/۰۰۰
۲۴	۳۳/۸	۰/۰۴۸	۳۵	۴۳/۰۱	۰/۰۰۰
۲۵	۹/۸	۰/۰۰۱۶	۳۶	۲/۹	۰/۰۸۸
۲۶	۱۱۶/۲۸	۰/۰۰۰			

منبع: محاسبات تحقیق

جدول (۳- پ): نتایج آزمون ریشه واحد متغیرهای رهیافت ساختاری

کد دو رقمی	H	w_1	w_2	w_3	P	Q
۱۵	۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۴	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
۱۷	۰/۰۰۰۲	۰/۰۲۷۴	۰/۰۷۵۸	۰/۰۰۰۳	۰/۰۴۰۳	۰/۰۱۰۷
۱۹	۰/۰۰۰	۰/۰۱۸۹	۰/۰۳۰۷	۰/۰۰۱۵	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
۲۰	۰/۰۱۷۴	۰/۰۰۹۱	۰/۰۵۱۴	۰/۰۰۴۳	۰/۰۸۷۱	۰/۰۰۰۵
۲۱	۰/۰۰۰۴	۰/۰۷۵۰	۰/۰۰۳۱	۰/۰۶۲۰	۰/۰۰۰	۰/۰۱۱۸
۲۲	۰/۰۳۷۱	۰/۰۰۵۸	۰/۰۰۱۲	۰/۰۰۷۷	۰/۰۳۰۸	۰/۰۱۵۰
۲۳	۰/۰۰۵۵	۰/۰۹۸۵	۰/۰۸۶۷	۰/۰۳۵۳	۰/۰۹۱۷	۰/۰۰۰
۲۴	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۲۲	۰/۰۴۷۹	۰/۰۰۰۱	۰/۰۱۵۹	۰/۰۰۱۴
۲۵	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰۱	۰/۰۴۵۶	۰/۰۳۷۵	۰/۰۰۸۴	۰/۰۶۶۹
۲۶	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۲۲۹	۰/۰۸۸۷	۰/۰۰۰۱	۰/۰۳۸۹
۲۷	۰/۰۰۴۲	۰/۰۰۳۹	۰/۰۶۱۷	۰/۰۱۱۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
۲۸	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۱۱	۰/۰۰۳۹	۰/۰۰۷۰	۰/۰۰۳۷	۰/۰۰۰
۲۹	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۲۶	۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۵۶	۰/۰۰۰
۳۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۱۱۳	۰/۰۰۰	۰/۰۴۲۷	۰/۰۸۴۲
۳۲	۰/۰۲۲۳	۰/۰۰۰	۰/۰۴۸۹	۰/۰۰۰۲	۰/۰۳۴۷	۰/۰۰۷۸
۳۳	۰/۰۴۰۴	۰/۰۱۶۵	۰/۰۵۲۹	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۱۵۰
۳۴	۰/۰۱۳۷	۰/۰۰۲۱	۰/۰۱۰۳	۰/۰۶۳۱	۰/۰۷۹۰	۰/۰۸۵۴
۳۵	۰/۰۰۰	۰/۰۱۳۷	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۳۷
۳۶	۰/۰۰۵۳	۰/۰۳۲۴	۰/۰۰۰	۰/۰۱۰۶	۰/۰۰۰	۰/۰۴۸۵

منبع: محاسبات تحقیق

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.6.0]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.183]

جدول (٤- پ): نتایج آزمون استقلال جملات پسماند در معادلات رهیافت ساختاری

کد	Lagrange Multiplier test	P-value > Chi2	کد	Lagrange Multiplier test	P-value > Chi2
۱۵	۱۹۵/۸	۰/۰۰۰	۲۷	۴/۱۵۰	۰/۰۴۱۶۳
۱۷	۱۳/۷	۰/۰۰۰۲۱	۲۸	۴/۹۰۷	۰/۰۲۶۷۴
۱۹	۶/۳۱	۰/۰۱۲	۲۹	۷۷/۹۱	۰/۰۰۰
۲۰	۸/۴۱	۰/۰۰۳۷۲	۳۱	۲۱/۳۶	۰/۰۰۰
۲۱	۱۱/۴۳	۰/۰۰۰۷۲	۳۲	۴/۳۳	۰/۰۳۷۴۰
۲۲	۳۹/۷۶	۰/۰۰۰	۳۳	۲/۹۱۰	۰/۰۸۷۹۹
۲۳	۱۴۲/۳۲	۰/۰۰۰	۳۴	۷/۵۷	۰/۰۰۵۹۱
۲۴	۴/۱۸	۰/۰۴۰۷۶	۳۵	۲۹/۰۹	۰/۰۰۰
۲۵	۶/۶۶	۰/۰۰۹۸۵	۳۶	۴/۴۱	۰/۰۳۵۷۱
۲۶	۷۲/۸۲	۰/۰۰۰			

منبع: محاسبات تحقیق

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.183] [DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.6.0] [Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

جدول ۵- پ): تخمین غیر خطی پارامترهای معادله (۳۳) به روش گشتاورهای تعمیم یافته

	۱۵	۱۷	۱۹	۲۰	۲۱	۲۲	۲۳	۲٤	۲۵	۲٦
Φ	−۰/۹۸ ۰/۰۳۱	−۰/۹۷۰۳۰ (۰/۰۰۵۹۴۹)	−۰/۵۹۶۳۸ (۰/۱۸۲۹۸)	−۰/۸۶۱۳۵ (۱/۱۱۲۳)	۴/۳۶۵۰ (۱/۰۷۱۶)	۰/۰۰۰۵۱۲۶۶ (۳۵/۸۶۰)	۱۰/۵۴۱ (۵۴/۵۹۷)	۱/۱۹۱۲ (۲/۱۸۳۲)	−۰/۹۱۱۵۸ (۰/۵۸۱۵۲)	−۰/۸۳۹۷۷ (۰/۰۹۳۵۸۴)
η	−۰/۰۰۱۴ ۰/۰۰۱	−۰/۰۰۰۷۲۴۳ (۰۰۰۱۱۹۵۳)	−۰/۰۱۲۵۱۷ (۰/۰۰۱۳۳۰۹)	−۰/۰۰۸۲۵۰۸ (۰/۰۱۴۷۵۹)	−۰/۰۰۴۴۳۶۴ (۰/۰۰۲۵۶۷۶)	−۰/۰۱۲۷۵۱ (۰/۰۸۶۸۰۵)	−۰/۰۳۳۲۱۶ (۰/۰۹۹۹۸۰)	−۰/۱۲۳۶۳ (۰/۱۱۹۰۱)	−۰/۰۰۰۰۱۸۵۶۵۰ (۰/۰۰۰۱۲۵۳۱)	−۰/۰۰۳۳۸۰۷ (۰/۰۰۰۹۴۴۱۸)
α_{11}	−۱۶ ۳/۲	۱۹/۱۵۱ (۳/۰۸۵۷)	حذف شده	حذف شده	حذف شده	حذف شده	۱/۵۷۲۲ (۴/۰۶۹۵)	−۶/۶۹۹۲ (۱/۳۳۰۵)	حذف شده	۱۹۴/۳۰ (۱۲/۹۶۸)
α_{22}	−۰/۱۵ ۰/۱۶	۱۳/۵۰۰ (۰/۷۳۲۲۷)	۷/۵۱۷۵ (۱/۸۳۳۵)	۵/۸۷۱۰ (۵۷/۷۲۴)	−۱۰/۶۷۴ (۲/۳۷۵۵)	۰/۲۶۸۳۶ (۴۰۱/۷۵)	حذف شده	۸/۰۰۰۳ (۱/۰۵۲۰)	۲۲۹/۰۲ (۱۰۵/۹۰)	۲۰۲/۷۰ (۱۲/۹۴۱)
α_{33}	−۷/۱ ۱/۶	۲۷/۵۷۷ (۲/۸۵۱۰)	−۲۲/۵۲۳ (۳/۲۳۱۰)	۶/۰۶۱۹ (۵۸/۴۲۲)	−۵۴/۹۵۳ (۱۴/۲۹۶)	۰/۲۴۹۵۸ (۳۹۹/۰۶)	۳۷/۲۳۰ (۲۰/۴۳۸)	۱۳/۸۷۱ (۱/۵۲۲۲)	−۲۵۳/۴۳ (۳۷/۶۰۷)	حذف شده
α_{12}	۰/۲۰ ۰/۲۴	حذف شده	حذف شده	حذف شده	حذف شده	حذف شده	حذف شده	حذف شده	حذف شده	۰/۱۸۰۴۶ (۰/۰۰۶۹۲۹۸)
α_{13}	۱۱/۵ ۲/۱	−۱۴/۸۰۲ (۲/۸۰۲۶)	حذف شده	حذف شده	حذف شده	حذف شده	−۹/۷۰۷۵ (۳/۱۰۰۵)	۵/۷۹۷۰ (۰/۷۱۹۷۳)	حذف شده	حذف شده
α_{23}	۰/۳۸ ۰/۰۸۹	۰/۰۱۵۴۳۶ (۰/۰۰۰۵۰۴۵۴)	۰/۰۰۰۴۰۶۹۹ (۰/۰۰۰۰۹۲۸۵۵)	۰/۰۲۰۱۳۶ (۰/۰۱۰۸۸۳)	۰/۰۰۰۶۷۹۱۱ (۰/۰۰۰۱۳۳۸۴)	۰/۰۸۸۴۴۶ (۰/۰۱۸۶۳۹)	حذف شده	۰/۰۰۲۷۲۹۴ (۰/۰۰۰۳۰۹۰۷)	−۰/۰۰۰۲۲۱۶۵ (۰/۰۰۰۰۷۱۲۸۳)	حذف شده
β_1	۰/۱۵ ۰/۰۹۸	−۱/۲۱۱۹ (۰/۰۸۵۳۸۱)	−۰/۰۰۵۰۳۵۷ (۰/۰۰۱۲۶۹۳)	۰/۶۳۱۸۸ (۰/۲۴۵۳۴)	−۰/۰۰۷۶۹۳۴ (۰/۰۰۱۴۱۰۸)	−۰/۱۴۶۷۹ (۱۸۶/۲۳)	۰/۲۸۳۶۷ (۰/۲۵۱۲)	−۰/۴۶۵۱۱ (۰/۰۶۳۶۵۷)	۰/۰۰۴۷۳۴۷ (۰/۰۰۱۶۸۶۰)	−۴۸/۲۵۵ (۳/۵۱۶۳)
β_2	−۰/۰۱۸ ۰/۰۰۵۹	−۱/۰۴۸۲ (۰/۰۵۲۵۰۳)	۲/۹۰۳۵ (۰/۷۰۶۸۴)	−۰/۲۵۴۹۱ (۱/۹۳۶۷)	۸/۸۱۵۲ (۱/۶۲۹۶)	۰/۰۲۷۸۵۱ (۲۲/۰۵۰)	۰/۰۰۷۶۴۵۰ (۰/۰۰۷۷۴۹۳)	−۰/۳۲۱۹۷ (۰/۰۵۲۵۰۷)	−۱۹/۸۱۹ (۸/۴۶۹۲)	−۴۸/۱۸۵ (۳/۵۱۵۱)
β_3	−۰/۱۵ ۰/۰۳۲	−۰/۸۷۳۴۷۴ (۰/۰۸۰۸۰)	۴/۸۲۳۹ (۰/۹۶۹۷۴)	−۰/۱۴۰۲۴ (۱/۹۹۴۳)	۱۱/۵۶۵ (۲/۳۵۵۳)	۰/۶۸۳۲۳ (۳۰/۴۵۶)	−۱/۳۴۱۰ (۱/۲۰۹۸)	−۱/۲۷۷۵ (۰/۰۹۹۱۳۰)	۱۹/۱۵۸ (۳/۰۸۶۷)	۰/۰۸۲۱۹۲ (۰/۰۰۹۶۹۷۹)
γ_1	حذف شده	۰/۱۴۱۹۷ (۰/۰۲۰۱۶۶)	۰/۰۰۱۹۵۲۴۰ (۰/۰۰۰۵۹۳۳۳)	۰/۱۷۴۰۶ (۰/۳۹۲۵۷)	−۰/۰۰۱۶۰۵۳ (۰/۰۰۰۴۷۶۴۳)	۰/۸۸۵۸۸ (۰/۱۷۴۶۷)	حذف شده	−۰/۰۰۱۶۸۳۷ (۰/۰۱۴۵۷۳)	−۰/۰۰۱۲۵۸۰ (۰/۰۰۲۵۹۱۵)	حذف شده
γ_2	حذف شده	۰/۶۹۱۴۹ (۰/۰۶۰۸۲۹)	−۰/۲۱۶۳۸ (۰/۱۳۰۴۲)	۱/۹۴۵۶ (۵/۷۱۶۶)	۰/۲۴۴۶۶ (۰/۲۹۵۵۰)	۰/۲۴۵۳۴ (۰/۰۰۴۹۹۴۰)	حذف شده	−۰/۱۸۲۹۹ (۰/۰۸۲۸۷۱)	۷/۳۷۷۶ (۲/۶۴۹۳)	حذف شده
γ_3	حذف شده	۰/۷۵۸۲۸ (۰/۰۷۰۶۸۱)	۰/۰۱۵۵۷۶ (۰/۲۱۱۵۱)	۲/۰۰۶۳ (۵/۸۶۱۹)	۰/۳۲۵۲۰ (۰/۲۶۷۷۲)	−۰/۰۰۲۴۵۳۴ (۰/۰۰۶۹۹۱۱)	حذف شده	−۰/۲۰۵۷۰ (۰/۰۸۷۲۹۴)	−۳/۳۰۴۲ (۱/۲۱۴۷)	حذف شده
δ_0	۳۰ ۳/۶	۱۵/۷۲۲ (۰/۶۹۵۵۲)	۲۱/۶۵۲ (۰/۷۰۴۸۰)	۲۳/۱۱۳ (۸۹/۲۴۹)	۱۸/۱۳۶ (۰/۲۴۷۲۳)	۰/۶۰۰۰۴ (۵۹۹/۴۶)	۱۸۷/۸۴ (۲۵۹۴/۰)	۳۰/۸۷۵ (۷/۳۲۰۵)	۲۲/۸۶۰ (۱/۲۱۵۱)	۱۸/۳۷۷ (۰/۵۵۳۵۸)
δ_1	۰/۰۰۰۸۴ ۰/۰۰۱۶	۰/۰۰۱۱۴۰۸ (۰/۰۰۰۳۸۰۶۱)	۰/۰۰۱۴۴۶۵ (۰/۰۰۰۲۲۱۱۹)	۰/۰۰۲۲۲۹۳ (۰/۰۰۳۵۷۲۷۱)	۰/۰۰۰۳۸۵۷۵ (۰/۰۰۰۱۰۸۸۸)	۰/۰۰۶۷۸۵۱ (۰/۰۰۲۷۵۵۳)	−۰/۰۲۷۴۸۴ (۰/۴۳۶۹۸)	۰/۰۰۰۵۰۶۲۰ (۰/۰۰۱۸۶۲۲)	۰/۰۰۲۳۴۷۲ (۰/۰۰۰۵۱۷۴۱)	۰/۰۰۰۲۵۱۲۳ (۰/۰۰۰۰۸۹۶۱۷)
δ_2	حذف شده	−۴/۵۹۴۹ (۱/۳۹۶۲)	حذف شده	حذف شده	۱/۰۳۰۴ (۰/۵۳۸۳۶)	۰/۲۰۴۹۹ (۰/۳۲۱۵۲)	−۰/۱۰۴۵۰ (۶۹۵۷/۳)	حذف شده	حذف شده	حذف شده
δ_3	حذف شده	۰/۲۳۰۵۲ (۰/۰۰۰۷۵۴۵۳)	حذف شده	۰/۰۳۰۱۴۱ (۰/۰۱۶۳۳۵)	حذف شده	۰/۱۳۲۵۸ (۰/۲۷۹۵۴)	۰/۰۰۰۲۶۳۹۵ (۰/۰۲۹۷۰۱)	۰/۰۰۴۰۳۲۶ (۰/۰۰۰۴۵۵۷۶)	حذف شده	حذف شده
δ_4	حذف شده	۱/۵۳۳۴ (۰/۱۸۲۶۱)	۰/۳۸۹۲۵ (۰/۰۸۲۳۹۸)	۳/۹۹۴۳ (۹/۳۸۳۸)	−۰/۱۱۸۵۵ (۰/۰۴۷۷۴۷)	۰/۰۱۳۸۳۷ (۰/۳۱۰۸۱)	حذف شده	−۰/۹۱۸۰۴ (۰/۸۷۵۶۲)	۰/۹۵۰۷۵ (۰/۲۱۵۱۵)	حذف شده

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.183] [DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.6.0] [Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

ادامه جدول (۵- پ)

	۲۷	۲۸	۲۹	۳۱	۳۲	۳۳	۳٤	۳۵	۳٦
Φ	−۰/۵۶۴۸۵ (۳/۰۷۷۶)	−۰/۳۷۹۹۵ (۰/۱۲۰۵۸)	−۰/۹۹۹۹۹ (۰/۰۰۰۰۱۶۵۸۷)	−۰/۹۸۰۱۸ (۰/۰۰۶۱۲۴۸)	−۰/۹۹۱۷۵ (۰/۰۶۳۹۳۹)	−۰/۹۹۹۰۱ (۰/۰۲۰۷۶۸)	−۰/۹۹۸۵۳ (۰/۰۰۲۷۵۴۷)	−۱/۰۰۰۰ (۰/۰۰۲۵۱۶۴)	۱۱۴/۳۷ (۱۰۳۷۴)
η	−۰/۰۰۴۹۶۹۳ (۰/۰۰۸۴۴۶۲)	−۰/۰۱۵۲۶۴ (۰/۰۰۲۰۷۶۴)	−۰/۰۰۰۰۰۱۷۷۳۱۳ (۰/۰۰۰۰۰۲۹۱۶۳)	−۰/۰۰۰۲۵۷۸۵ (۰/۰۰۰۰۴۶۶۵۳)	−۰/۰۰۰۲۹۷۹۶ (۰/۰۰۱۰۰۱۸)	−۰/۰۰۰۰۱۷۰۹۸ (۰/۰۰۰۳۴۷۱۳)	−۰/۰۰۰۰۰۲۵۵۶۶ (۰/۰۰۰۰۰۴۹۴۵۳)	−۰/۰۰۰۰۰۰۰۵۳۶۸ (۰/۰۰۰۰۰۳۸۱۷۶)	−۰/۰۱۸۴۰۰ (۰/۰۰۹۸۵۵۱)
α_{11}	۱۴۶/۵۹ (۱۰۸/۵۸)	حذف شده	۳/۵۴۶۴ (۱/۷۵۲۸)	حذف شده	−۴/۸۵۸۵ (۱۸/۵۶۹)	−۵/۵۲۶۴ (۹/۲۳۱۴)	−۵۷/۵۲۴ (۱۰۹/۴۴)	۲۲۴/۵۷ (۱۱/۴۹۸)	−۵/۵۷۰۴ (۸/۸۹۳۵)
α_{22}	۱۸۰/۸۲ (۱۲۰/۵۱)	۱۷/۵۸۶ (۱/۶۵۱۲)	۱۱/۷۰۳ (۱/۹۳۰۷)	−۲/۵۲۳۴ (۳/۸۱۳۷)	۴۲/۹۸۲ (۵۶/۷۴۵)	۶/۲۰۰۸ (۴۲/۴۵۳)	۵۸/۳۱۲ (۱۷۸/۷۹)	۲۳۹/۷۷ (۱۱/۳۹۴)	۹۲۰/۹۱ (۲۵۴۶/۸)
α_{33}	۳/۴۲۳۸ (۱۲۰/۵۱)	۵۱/۶۴۵ (۴/۰۶۸۷)	۱۱/۲۷۲ (۰/۴۹۹۴۶)	۵۱/۳۹۹ (۷/۷۷۸۱)	۵/۹۳۸۲ (۵۶/۷۶۱)	−۸/۲۵۶۷ (۴۴/۰۰۹)	−۳۵/۵۲۹ (۲۰۸/۱۵)	−۱/۱۱۱۴ (۰/۸۵۸۰۰)	−۷۹۷/۸۲ (۱۸۰۲/۶)
α_{12}	۰/۰۱۵۲۸۴ (۰/۰۰۰۱۰۷۲۵)	حذف شده	−۰/۰۰۷۸۸۰۰ (۰/۰۰۰۷۵۰۵۱)	حذف شده	۷/۹۸۳۷ (۵/۳۴۳۱)	حذف شده	−۰/۰۱۰۵۴۵ (۰/۰۰۲۶۱۹۷)	۰/۱۰۳۴۴ (۰/۰۰۱۱۲۶۳)	حذف شده
α_{13}	۱۳/۵۸۶ (۱/۴۴۱۲)	حذف شده	حذف شده	حذف شده	حذف شده	۸/۱۸۷۸ (۴/۴۲۱۷)	حذف شده	۹/۱۱۳۲ (۰/۶۷۵۵۹)	۵/۲۵۱۱ (۱۰/۵۹۱۱)
α_{23}	۰/۰۰۰۱۶۴۸۴ (۰/۰۰۰۱۱۴۱۳)	۰/۰۰۶۸۶۱۶ (۰/۰۰۰۶۲۹۶۲)	−۰/۰۰۰۷۹۹۸۴ (۰/۰۰۰۰۷۸۷۵۲)	۰/۰۰۰۰۲۷۸۰۰ (۰/۰۰۰۰۲۴۷۵۲)	۰/۰۱۲۵۱۲ (۰/۰۱۴۷۱۱)	۰/۰۰۵۷۶۹۳ (۰/۰۱۴۱۳۴)	−۰/۰۰۳۲۱۰۳ (۰/۰۰۴۹۱۷۶)	حذف شده	۰/۰۰۰۰۹۴۹۰۴ (۰/۰۱۷۸۳۵)
β_1	−۳/۷۲۴۰ (۹/۸۷۷۸)	−۰/۰۰۰۹۲۷۹۶ (۰/۰۰۰۳۹۴۷۰)	−۲/۵۷۸۸ (۰/۵۴۳۳۷)	۰/۰۰۰۷۸۹۱۸ (۰/۰۰۰۲۷۲۶۵)	−۰/۶۲۵۴۰ (۱/۷۶۷۹)	۰/۵۷۰۸۲ (۰/۷۰۳۶۱)	−۱۰۳/۴۴ (۲۰/۴۵۸)	−۹۵/۸۲۳ (۴/۷۵۳۹)	۰/۱۴۸۸۴ (۰/۲۴۵۹۷)
β_2	−۳/۹۶۰۰ (۱۰/۹۳۹)	−۵/۳۶۵۸ (۰/۵۷۱۰۸)	−۲/۷۲۰۴ (۰/۵۹۹۷۵)	−۲/۵۵۹۳ (۰/۶۱۴۵۲)	−۵/۵۷۴۱ (۸/۲۲۸۴)	۰/۰۶۱۷۶۰ (۶/۴۳۶۸)	−۱۲/۶۱۸ (۱۰/۷۸۳)	۹۵/۸۷۹ (۴/۷۴۶۱)	۶۶/۸۱۷ (۲۲۹/۷۲)
β_3	۰/۶۷۴۱۱ (۱/۰۲۷۱)	−۶/۸۷۵۳ (۰/۶۳۲۵۰)	−۰/۸۳۴۶۱ (۰/۰۸۳۶۲۵)	−۶/۳۴۲۳ (۱/۰۳۲۴)	−۳/۲۳۱۴ (۸/۱۶۱۴)	۰/۱۷۹۹۹ (۶/۲۲۰۰)	۱۴۶/۴۵ (۲۸/۱۳۲)	−۰/۸۱۸۰۰ (۰/۰۳۴۵۲۲)	۷۹/۳۳۳ (۱۶۰/۳۹)
γ_1	۶۱/۰۵۱ (۹/۴۸۴۷)	۰/۰۱۹۶۰۲ (۰/۰۰۱۸۹۲۷)	حذف شده	۰/۰۰۳۹۵۷۵ (۰/۰۰۰۸۶۳۳۹)	۰/۱۵۵۵۹ (۰/۴۵۸۰۵)	۰/۱۱۵۶۴ (۰/۴۱۳۶۳)	۱۸/۵۲۴ (۱۱/۶۰۹)	حذف شده	حذف شده
γ_2	۶۷/۶۵۸ (۱۰/۴۷۴)	−۱/۵۲۱۸ (۰/۱۴۸۲۵)	حذف شده	−۰/۰۶۸۸۶۶ (۰/۲۲۳۲۷)	۰/۰۵۵۷۵۱ (۳/۹۹۶۱)	۰/۵۶۰۰۹ (۴/۴۰۷۰)	−۶/۵۹۹۳ (۱۳/۴۳۴)	حذف شده	حذف شده
γ_3	۶/۴۲۷۳ (۱/۰۱۳۲)	۰/۸۸۸۸۵ (۰/۱۷۷۵۷)	حذف شده	−۰/۰۹۲۳۷۸ (۰/۲۳۸۱۸)	−۰/۰۳۵۹۵۵ (۴/۲۶۵۱)	۰/۶۶۱۱۳ (۴/۶۴۱۸)	−۳۴/۹۱۰ (۲۳/۱۶۳)	−۸۳/۴۷۰ (۵۸/۸۳۳)	۴۰۶/۷۷ (۸۱۰/۳۵)
δ_0	۱۸/۱۴۱ (۱/۱۹۴۴)	۱۸/۰۱۴ (۰/۷۰۶۴۳)	۳/۳۰۹۱ (۲/۹۲۷۸)	۱۶/۹۳۳ (۰/۵۳۲۶۶)	−۱۱/۶۳۷ (۱۲۷/۵۹)	۸/۷۶۰۱ (۱۱۶/۲۵)	۱۲/۹۵۶ (۶/۵۱۰۶)	−۸۳/۴۷۰ (۵۸/۸۳۳)	۴۰۶/۷۷ (۸۱۰/۳۵)
δ_1	۰/۰۰۰۲۱۹۴۸ (۰/۰۰۰۰۵۴۲۰۵)	۰/۰۰۰۰۹۱۶۷۰ (۰/۰۰۰۰۴۲۷۱۷)	۰/۰۰۱۸۱۶۸ (۰/۰۰۰۴۲۹۲۰)	۰/۰۰۰۱۴۰۵۲ (۰/۰۰۰۳۳۲۷۱)	−۰/۰۰۲۰۲۹۰ (۰/۰۱۷۴۵۷)	۰/۰۰۴۹۰۰۱ (۰/۰۴۲۱۱۹)	۰/۰۱۹۸۷۱ (۰/۰۰۴۹۶۱۰)	۰/۰۳۷۹۶۴ (۰/۰۱۱۴۰۱)	۰/۰۹۸۷۸۵ (۰/۰۸۱۵۱۴)
δ_2	حذف شده	۱/۳۵۱۲ (۲/۰۰۰۷)	۳/۳۰۹۱ (۴/۷۷۸۸)	۰/۷۱۲۹۹ (۱/۹۴۵۸)	−۳/۰۲۰۳ (۵۶/۰۲۲)	+۵۵+۰۶ ۲۱۱/۵۷)	حذف شده	−۱۳۴/۴۲ (۱۰۵/۷۹)	حذف شده
δ_3	حذف شده	حذف شده	−۰/۰۰۲۱۱۲۹ (۰/۰۰۰۱۹۷۳۵)	حذف شده	۰/۰۱۸۷۷۵ (۰/۰۲۲۰۷۲)	۰/۰۰۸۹۳۷۰ (۰/۰۲۱۱۶۲)	حذف شده	حذف شده	۰/۰۰۰۶۰۴۶۴ (۰/۰۲۶۳۹۲)
δ_4	−۰/۰۷۰۴۱۹ (۰/۲۰۹۱۷)	۰/۱۳۶۷۶ (۰/۲۰۴۴۲)	حذف شده	۰/۰۶۱۴۵۰ (۰/۱۶۱۰۶)	۰/۶۸۳۳۷ (۱۰/۸۳۷)	−۰/۵۸۷۶۰ (۲۱/۰۶۳)	−۱۰/۳۰۴ (۲/۳۰۷۵)	حذف شده	حذف شده

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1395.7.25.6.0]

[DOI: 10.18869/acadpub.jemr.7.25.183]

ب) تکنیک دلتا

روش دلتا تکنیکی برای تقریب گشتاورهای توابع متغیرهـای تصـادفی اسـت. ایـن روش در اقتصادسنجی برای تخمین خطای استاندارد پارامترهـای تبـدیل شـده بکـار مـی‌رود. ایـن تکنیک یک تابع از متغیر تصادفی را در حدود متوسط اش بسـط مـی دهدکـه معمـولاً ایـن بسط با تقریب یک مرحله ای تیلور انجام مـی پـذیرد و سـپس واریـانس آن را محاسـبه مـی کند.

$$G(x) \cong G(mu) - (x - m)\acute{G}(mu)$$

X متغیر تصادفی با میانگین mu است. $\acute{G}(.) = \frac{dG}{dX}$ است.

$$Var\big(G(X)\big) \cong Var(X) * [\acute{G}(mu)]^2$$

اگر با برداری از متغیرها سر و کار داشته باشیم:

$$Var\big(G(X)\big) \cong \acute{G}(mu)Var(X)[\acute{G}(mu)]^{\mathrm{T}}$$

که T عملگر ترانسپوز اسـت. بطـور مثـال خطـای معیـار شـاخص لرنـر بـه صـورت زیـر محاسبه می شود. ابتدا فرمول شاخص لرنر را می نویسیم:

$$L = -(1 + \Phi)\mathrm{H}/\eta\mathrm{P}$$

سپس با استفاده از فرمول $Var\big(\boldsymbol{G}(\boldsymbol{X})\big)$ واریانس شاخص لرنر را محاسبه می کنیم:

$$\mathrm{Var(L)} = [-\overline{H}/\hat{\eta}\overline{P} \quad (1 + \hat{\Phi})\overline{H}/(\hat{\eta}^2\,\overline{P})\ ] \begin{bmatrix} var(\hat{\Phi}) & \mathrm{cov}(\hat{\Phi},\hat{\eta}) \\ \mathrm{cov}(\hat{\eta},\hat{\Phi}) & var(\hat{\eta}) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} -\overline{H}/\hat{\eta}\overline{P} \\ \frac{(1+\hat{\Phi})\overline{H}}{\hat{\eta}^2\overline{P}} \end{bmatrix}$$

خطای معیار شاخص لرنر جـذر Var(L) اسـت. بـا توجـه بـه فرمـول $M = \frac{۱}{۱-L}$ بـین خطای معیار شـاخص لرنـر و مـارک آپ رابطـه وجـود دارد. بـا همـین روش خطـای معیـار بازدهی نسبت به مقیاس را بدست می آوریم. ابتدا فرمول محاسباتی آن را بـر اسـاس رابطـه (۱۷) می نویسیم، سپس از آن نسبت بـه پارامترهـای موجـود در رابطـه مشـتق مـی گیـریم و رابطه فوق را تشکیل می دهیم. واریانس ضرایب و کوواریـانس میـان ضـرایب در خروجـی نرم افزار قابل محاسبه است.