

تخمین و تحلیل تابع تولید در صنعت ایران

نصرت‌الله نفر^(۱)

چکیده

هدف از نگارش این مقاله، تخمین تابع تولید به منظور محاسبه بازده به مقیاس^(۲) و تحولات فنی تولید^(۳) برای سالهای ۱۳۷۲-۱۳۵۰، با استفاده از آمار سری زمانی - مقطعی^(۴) است. برای این منظور از دو مدل روند زمانی مجرد و متعدد استفاده می‌شود.^(۵) که به نحو واضح و آشکار بیان‌کننده تحولات فنی تولید هستند، سپس هر دو مدل با توجه به فروض ثابت و متغیر به مقیاس^(۶) تخمین زده می‌شود. تابع تولید ترانس لوگ^(۷) که یک حالت کلی و عمومی است و از محدودیت کمتری نسبت به توابع دیگر برخوردار است، استفاده شده است. در طراحی مدل، از مدل آثار تصادفی^(۸) استفاده شده و فرض می‌شود که در مدل مذکور واریانس ناهمسانی بین بخشهای مختلف و همچنین خود همبستگی در جملات اختلال مدل وجود دارد. روش تخمین *GLS* است. نتایج تخمین گواه روند زمانی متفاوتی در تحولات فنی تولید است. مدل *STT* یک روند صعودی بسیار کند را در بهبود تکنولوژی تولید برای زمان مورد مطالعه نشان می‌دهد. ولی مدل *MTT* نشانگر کاهش بسیار شدیدی در این روند برای سال ۱۳۵۷ است. همچنین نتایج نشان‌دهنده بازدهی کاهنده به مقیاس در صنعت ایران است. واژگان کلیدی: آمار سری زمانی - مقطعی، خود همبستگی، واریانس ناهمسانی، تحولات فنی تولید.

۱. مقدمه

در دو دهه اخیر، تخمین توابع هزینه و تولید به منظور محاسبه تحولات فنی تولید، رشد

۱- عضو هیأت علمی دانشگاه علامه طباطبائی.

2- Returns to scale

3- Technical change

4- Panel data

5- Single and multiple time trends , (STT, MTT)

6- Constant and variable returns to scale

7- Translog Production function.

8- Random effects

چشمگیری داشته و هر محقق با توجه به فروض مدل، محدودیتهای موجود در زمینه آمار و ارقام و همچنین هدف مطالعه، روش خاصی را برای محاسبه ابداع یا انتخاب کرده است. دیورت^(۱) (۱۹۸۱) این روشها را به چهارگروه اصلی تقسیم می‌کند.

- ۱ - روش اقتصادسنجی^(۲)،
- ۲ - روش برنامه ریزی خطی^(۳)،
- ۳ - شاخصهای دی ویزا^(۴)،
- ۴ - شاخصهای عددی دقیق^(۵).

به کارگیری متغیر روند زمانی برای محاسبه رشد فنی تولید که اولین بار توسط تینبرگن^(۶) (۱۹۴۲) مطرح شد، از جذابیت و اولویت خاصی، به خصوص در صنعت برخوردار است؛ زیرا در بخش صنعت، اغلب رشد فنی بلندمدت تولید توسط تجهیزات سرمایه‌ای و تغییرات کوتاه‌مدت توسط بهره‌وری عوامل تولید قابل توجیه و توضیح است.

اغلب در روش اقتصادسنجی برای محاسبه رشد فنی تولید از مدل روند زمانی مجرد *STT* استفاده می‌شود (لحاظ کردن روند زمانی به عنوان یک متغیر مستقل در مدل برای اندازه‌گیری تحولات فنی). در مقابل، روش *MTT* بناکننده روند زمانی مطالعه به دو زمان مجزا است و هر فاصله زمانی بیانکننده ساختار خاصی در جامعه مورد مطالعه است. این مدلها ابتدا خطی بودند. اولین بار، کریستنسن^(۷)، یورگنسون^(۸) و لائو^(۹) (۱۹۷۳) از روشهای غیرخطی استفاده کردند تا ریشه و منابع رشد فنی تولید را دقیقتر ارزیابی و تحلیل کنند. از آن زمان به بعد، مدلهای بسیار دیگری برای تخمین تحولات فنی تولید، برای صنایعی که از ریسک و باثباتی بالایی برخوردارند، طراحی شدند که مهمترین آنها مدل شاخص عمومی^(۱۰) است که در سال ۱۹۸۸ توسط بالتاگی^(۱۱) و گریفین^(۱۲) ارائه شد. در این روش، رشد فنی تولید توسط مجموعه‌ای از متغیرهای مجازی زمان و حاصل ضرب آنها بانهادهای تولید معرفی می‌شود. اگر متغیرهای مجازی مذکور حداقل به دو قسمت متفاوت تقسیم شوند، مدل جدیدی به نام روند زمانی متعدد به دست می‌آید. این نگرش به تابع تولید در برگرفته دو روند زمانی متفاوت است که تغییرات ساختاری در تابع تولید را توضیح می‌دهند. این مدل از مدل *STT*

- | | |
|------------------------------|-----------------------|
| 1. Diewert | 2. Econometric method |
| 3. Linear programming method | 4. Divisia indexes |
| 5. Exact index numbers | 6. Tinbergen |
| 7. Christensen | 8. Jorgenson |
| 9. Lau | 10. General index |
| 11. Baltagi | 12. Griffin |

انعطاف پذیرتر و در مقایسه با شاخص عمومی از پارامترهای کمتری برخوردار است، ولی شاخص عمومی برای صنایعی که از نوسانات شدید در زمینه تولید، ظرفیت استفاده عوامل تولیدی و بی ثباتی در سیاستهای تولیدی برخوردارند، بهتر و کارا تر عمل می کند. مطالعه حاضر به نوعی تخمین تابع تولید برای ۹ بخش کلی صنعت ایران به منظور محاسبه بازده به مقیاس و تحولات فنی تولید با به کارگیری دو مدل STT و MTT است. به این منظور از ترکیب همزمان داده های سری زمانی و مقطعی بین سالهای ۱۳۷۲-۱۳۵۰ استفاده می شود. مدل های فوق با دو فرض ثابت و متغیر به مقیاس تخمین زده می شوند. از آنجا که از ترکیب همزمان سری زمانی و مقطعی استفاده می شود، فرض واریانس ناهمسانی را در آثار خاص بخشی^۸ و همچنین خود همبستگی مرتبه اول بین جملات اخلال برقرار می کنیم و از روش GLS آنها را تخمین می زنیم. در اینجا تلویحاً فرض می شود که رشد فنی تولید در طول زمان و بین بخشهای مختلف صنعتی متفاوت است.

۲. مدل

هر بنگاه تولیدی با ترکیب داده ها، کالا تولید می کند که مبین ارتباط بین داده ها و ستانده است این فرایند را می توان به این صورت زیر نوشت:

$$F(y, x) = 0 \quad (1)$$

که در آن x, y به ترتیب بردار غیر منفی داده ها و ستانده هستند. این ارتباط را می توان به صورت تابع تولید نیز مطرح کرد که نشان دهنده ارتباط میان حداکثر میزان ستانده با توجه به مقدار معینی از داده ها است. در این خصوص، امکان هیچ گونه عدم کارایی فنی تولید وجود ندارد. نکته مهم در ارتباط بین داده ها و ستانده، بازده به مقیاس است. اگر این ارتباط به صورت $F(tx) = tf(x)$ باشد (داده ها به یک نسبت تغییر کنند، ستانده نیز به همان نسبت تغییر خواهد کرد) تکنولوژی تولید، بازده ثابت به مقیاس خواهد داشت و در غیر این صورت بازده متغیر به مقیاس است. رابطه ۱ بیان کننده ارتباط بین داده ها و ستانده، بدون بُعد زمانی است و زمان هیچ نقشی در درجه این ارتباط ندارد. در دنیای واقعی، زمان، عامل مهمی در شدت و ضعف این ارتباط است. مثلاً رشد تکنولوژی یا کارایی بهتر نیروی کار براساس تجربه در طول زمان، از عوامل مهمی هستند که درجه ارتباط بین داده ها و ستانده را تغییر می دهند. بنابراین رابطه ۱ با توجه به نقش زمان در فرایند ارتباطی میان داده ها و ستانده به صورت رابطه ۲ خواهد بود. از آنجا که تحولات فنی تولید، بیان کننده درجه ارتباط بین نهادهای تولید و محصول در طول زمان هستند می توان از متغیر زمان (t) به عنوان پارامتری برای محاسبه رشد فنی تولید استفاده کرد.

$$y = f(x, t) \quad (2)$$

بر اساس تعریف، رشد فنی تولید عبارت است از: درصد تغییرات در میزان ستانده، در طول

زمان، باتوجه به ثابت بودن عوامل تولید. تحولات فنی را به صورت رابطه ۳ می توان نوشت:

$$T_c = (x, t) = d \ln f(x, t) / dt \quad (3)$$

۳. تخمین

در این بخش به جنبه های کاربردی تخمین تابع تولید می پردازیم. فرض کنیم که فرم ماتریسی تابع تولید به علاوه جمله خطا را برای صنعت - باتوجه به ترکیب همزمان داده های زمانی و مقطعی - به صورت زیر بنویسیم:

$$Y_{it} = X'_{it} B + e_{it} \quad e_{it} = V_i + U_{it} \quad (4)$$

که در آن Y_{it} و X'_{it} به ترتیب ارزش افزوده و بردار متغیرهای توضیحی (کار و سرمایه) برای بخش i در زمان t هستند. B بردار پارامترهای مجهول قابل تخمین و e_{it} جمله خطا محسوب می شود که از دو جزء مشخصه بخشی $(V_i)^{(1)}$ و اخلاص $(U_{it})^{(2)}$ تشکیل شده است.

تخمین مدل های اقتصادی در متون اقتصادسنجی (ترکیب همزمان داده های زمانی و مقطعی) به دو گروه «مدل آثار ثابت»^(۳) که در آن V_i ثابت فرض می شود و «مدل آثار تصادفی»^(۴) که در آن V_i تصادفی فرض می شود. به عبارت بهتر، در مدل اول V_i با متغیرهای توضیحی ارتباط دارد، یعنی رابطه $E(V_i / X_{it}) \neq 0$ برقرار است؛ اما در مدل دوم هیچ ارتباطی با متغیرهای توضیحی ندارد، یعنی $E(V_i / X_{it}) = 0$ است.

باتوجه به عدم ثبات و اطمینان در صنعت ایران و فقدان اطمینان کافی و دقیق به آمار و اطلاعات مورد استفاده - بخصوص در زمینه سرمایه - در این مقاله از مدل آثار تصادفی استفاده می شود. برای به دست آوردن یک فرم خاص قابل تخمین، رابطه ۴ به صورت بسط لگاریتم تقریبی مرتبه دوم سری تیلور برای حالت STT و MTT به صورت زیر می نویسیم:

در حالت STT مدل

$$y_{it} = \beta_0 + \sum_j \beta_j X_{jit} + \beta_{it} + \frac{1}{2} \{ \sum_j \sum_k \beta_{jk} X_{jit} X_{kit} + \beta_{it} t^2 \} + \sum_j \beta_{ij} X_{jit} t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

برای MTT مدل

$$y_{it} = \beta_0 + \sum_j \beta_j X_{jit} + \sum_s \beta_s t_s + \frac{1}{2} \{ \sum_j \sum_k \beta_{jk} X_{jit} X_{kit} + \sum_s \beta_{ss} t_s^2 \} + \sum_j \sum_s \beta_{js} X_{jit} t_s + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

1. Sector - specific effects

2. statistical noise

3. Fixed effects model

4. Random effects model

t و ts به ترتیب روند زمانی ($t = 1, 2, \dots, T$) و اجزای روند زمانهای متفاوت ($ts = D_s.t$) است. D_s متغیر مجازی برای فاصله زمانی معینی است که دوره مطالعه را به قسمت‌های متفاوت (قبل و بعد از انقلاب اسلامی) تقسیم می‌کند.

رشد فنی تولید که از مشتق لگاریتمی معادلات ۵ و ۶ نسبت به زمان به دست می‌آید، به صورت زیر است:

$$TCit = \frac{\partial y_{it}}{\partial t} = \beta_t + \beta_{tt} t + \sum_j \beta_{jt} X_{jit} \quad (\text{V}) \text{ درحالت } STT$$

$$TCit = \frac{\partial y_{it}}{\partial t} = \sum_s \beta_s + \sum_s \beta_{ss} ts + \sum_j \sum_s \beta_{js} X_{jit} \quad (\text{A}) \text{ درحالت } MTT$$

اجزای تشکیل دهنده رشد فنی تولید، دو عنصر مهم تحولات فنی خالص^(۱) و تحولات فنی غیرخنثی^(۲) هستند که به ترتیب، تغییر در عرض از مبدأ (انتقال) و تغییر در شیب تابع تولید را بیان می‌کنند. این عناصر برای هر دو مدل در جدول زیر گنجانده شده‌اند.

اجزای تشکیل دهنده رشد فنی تولید

	تحولات فنی خالص	تحولات فنی غیرخنثی
STT	$B_t + B_{tt} t$	$\sum_j \beta_{jt} X_{jit}$
MTT	$\sum_s B_s + \sum_s B_{ss} ts$	$\sum_j \sum_s \beta_{js} X_{jit}$

نکته مهم دیگری که می‌توان بدان اشاره کرد، بازده به مقیاس است که به صورت درصد تغییرات در ستانده در ازای درصد تغییرات یکسان و متناسب در همه عوامل تولید تعریف می‌شود. از نقطه نظر محاسباتی، بازده به مقیاس، برابر مجموع کشش‌های ستانده به عوامل تولید است:

$$RTS = \sum_j E_j \quad (9)$$

در رابطه فوق E_j همان کشش ستانده به عامل تولیدی j ام است. باتوجه به رابطه ۵ و ۶، E_j به صورت زیر محاسبه می‌شود:

1. Pure Technical change.

2. Non - neutral Technical change.

$$E_j = \frac{\partial y}{\partial X_{jit}} = B_j + \frac{1}{2} \sum_j B_{ik} X_{kit} B_{it} \quad (10) \quad \text{در حالت STT}$$

$$E_j = \frac{\partial y}{\partial X_{jit}} = B_j + \frac{1}{2} \sum_j B_{jk} X_{kit} + B_{jst} \quad (11) \quad \text{در حالت MTT}$$

فروض زیر را در خصوص جمله خطا که از دو جزء مشخصه بخشی V_i و جمله اختلال U_{it} تشکیل شده است داریم:

$$1) V_i \sim i.i.d.N(0, \sigma^2 V_i)$$

$$2) U_{it} \sim i.i.d.N(0, \sigma^2 U)$$

$$3) U_{it} = \rho_i U_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

$$4) E(V_{it} U_{it}) = 0$$

$$5) Cov(V_i, X_{it}) = Cov(U_{it}, X_{it}) = 0$$

اگر چه استفاده از ترکیب همزمان داده‌های زمانی - مقطعی دارای مزیت (درجه آزادی) است، ولی دارای دو مشکل عمده خود همبستگی و واریانس ناهمسانی است که اولی به داده‌های سری زمانی مربوط می‌شود که مبین ارتباط جملات اختلال در بخشهای مختلف در طول زمان است و دومی مربوط به داده‌های مقطعی که مبین غیرثابت بودن واریانس جملات اختلال بین بخش‌های مختلفند، می‌شود. لذا برای تخمین کارایی مدل باید این دو مشکل به نحوی برطرف شود. برای حل مشکل خود همبستگی جملات اختلال، ابتدا:

۱ - معادله ۵ و ۶ را با استفاده از حداقل مربعات معمولی با لحاظ کردن متغیرهای مجازی در آنها تخمین می‌زنیم.

۲ - ضریب خود همبستگی را از طریق بند سوم فرض جمله خطا برآورد می‌کنیم.

۳ - اطلاعات و آمار مورد نیاز را با توجه به روابط $Prais - Winston(PW)$ که به صورت زیر

است تغییر می‌دهیم:

$$y_{it}^* = (\sqrt{1 - \rho_i^2}) y_{it} \quad X_{it}^* = (\sqrt{1 - \rho_i^2}) X_{it} \quad T = 1 \quad (12)$$

$$y_{it}^* = y_{it} - \rho_i y_{it-1} \quad X_{it}^* = x_{it} - \rho_i x_{it-1} \quad T = 2, 3, \dots, T \quad (13)$$

که در آن ρ همان ضریب خود همبستگی مرتبه اول است. با تبدیل فوق، جملات اختلال، دیگر حالت خود همبستگی ندارند. بعد از این مرحله، به سراغ همسان کردن واریانسها می

رویم. اگر فرم ماتریس معادله ۵ و ۶ را که در آن دیگر خود همبستگی وجود ندارد به صورت زیر بنویسیم:

$$y_{it}^* = z_{it}^* B + \varepsilon_{it}^* \quad (14)$$

z^* شامل تمام متغیرهای توضیحی و B ماتریس پارامترهای مجهول هستند که باید تخمین زده شوند.

اگر مدل رابطه ۱۲ را به صورت زیر بنویسیم، در واقع مدل را از واریانس ناهمسانی به واریانس همسانی تبدیل کرده ایم.

$$\begin{aligned} y_{it}^{**} &= y_{it}^* - \alpha_i (1/T \sum_t y_{it}^*) \\ Z_{jit}^{**} &= Z_{jit}^* - \alpha_i (1/T \sum_t z_{jit}^*) \\ \varepsilon_{it}^{**} &= \varepsilon_{it}^* - \alpha_i (1/T \sum_t \varepsilon_{it}^*) \\ \alpha_i &= 1 - \sigma_u / \sqrt{T\sigma_{vi}^2 + \sigma_u^2} \end{aligned} \quad (15)$$

α_i یک پارامتر کلیدی برای همسان کردن واریانس است. برای محاسبه و تخمین پارامترهای مؤثر در جهت واریانس همسانی مراحل زیر ضروری است:

۱ - تخمین مدل ۵ و ۶ از طریق حداقل مربعات با استفاده از متغیرهای مجازی به منظور محاسبه پسماندها U_{it} .

۲ - تخمین σ_u^2 از طریق میانگین مجذور خطا.

۳ - تخمین مدل ۵ و ۶ بدون در نظر گرفتن واریانس ناهمسانی از طریق حداقل

مربعات معمولی برای محاسبه جملات پسماند e_{it} و سپس محاسبه، در رابطه فوق $Var(\varepsilon_{it}) = \lambda_i^2 = \sigma_{vi}^2 + \sigma_u^2$ که در آن $\lambda_i^2 = \varepsilon_i^2 / (t-k)$ زمان مورد مطالعه و k و تعداد پارامترهای تخمین زده شده است.

۴ - محاسبه σ_{vi}^2 و σ_{ei}^2 با استفاده از روابط $\sigma_{vi}^2 = \lambda_i^2 - \sigma_u^2$ و $\sigma_{ei}^2 = T\sigma_{vi}^2 + \sigma_u^2$.

۵ - محاسبه پارامتر کلیدی α که برای هر بخش صنعتی متفاوت است.

$$\alpha_i = 1 - \sigma_u / \sqrt{T(\sigma_{vi}^2 + \sigma_u^2)}$$

تذکر: ممکن است مقدار تخمین σ_{vi}^2 منفی شود و از آنجا که واریانس منفی بی معنا است، در این صورت a_i را برابر صفر خواهیم گرفت، یعنی:

$$\text{If } \sigma_{vi}^2 < 0 \Rightarrow a_i = 0$$

۶- تبدیل و یا محاسبه مقادیر جدید متغیرهای موردنظر با استفاده از روابط ۱۵. و سرانجام تخمین مدل از طریق حداقل مربعات معمولی با استفاده از مقادیر جدید متغیرها.

۴. توضیح داده‌ها

در این تحقیق، از آمار کل صنعت ایران به قرار زیر برای سالهای ۱۳۷۲-۱۳۵۰ استفاده شده است:

- (۱) ۳۱۰- صنایع مواد غذایی، آشامیدنیها و دخانیات،
- (۲) ۳۲۰- صنایع نساجی، پوشاک و چرم،
- (۳) ۳۳۰- صنایع چوب و محصولات چوبی،
- (۴) ۳۴۰- صنایع کاغذ، مقوا و چاپ و انتشار،
- (۵) ۳۵۰- صنایع شیمیایی، نفت، زغال سنگ و لاستیک و پلاستیک،
- (۶) ۳۶۰- صنایع کانی غیر فلزی،
- (۷) ۳۷۰- صنایع تولید فلزات اساسی،
- (۸) ۳۸۰- صنایع ماشین‌آلات، تجهیزات، ابزار و محصولات فلزی،
- (۹) ۳۹۰- صنایع منفرد.

مجموعه آماری شامل تولید، ارزش افزوده، هزینه نیروی کار و سرمایه است. اطلاعاتی در زمینه سرمایه مستقیماً وجود ندارد و برای محاسبه سرمایه از مدل *Perpetual inventory* استفاده شده است.

در واقع باتوجه به تخمین سرمایه برای کل صنعت ایران، فرض کرده ایم که برای سالهای ۱۳۵۰-۱۳۵۳ صنایع ایران در تعادل بلندمدت بوده‌اند و سود اقتصادی صفر هستند و سهم سرمایه هر بخش از صنعت متناسب با بازده متوسط سرمایه در آن صنعت برای سالهای مذکور

بوده است. تمام متغیرها به قیمت سال ۱۳۵۳ هستند. علاوه بر اطلاعات فوق در متغیر مجازی زمان T در مدل روند زمانی یکنواخت و Ts در مدل روند زمانی شکسته استفاده شده است. در مدل دوم، دوره مطالعه را به دو دوره قبل از انقلاب (۱۳۵۷-۱۳۵۰) و دوره بعد از انقلاب (۱۳۷۲-۱۳۵۸) تقسیم کرده ایم. خلاصه‌ای از آمار و ارقام در جدول ۱ گنجانده شده است.

۵. روند زمانی بهره وری عوامل تولید

بهره وری عوامل تولید در واقع بیان‌کننده طرز استفاده از عوامل تولید است. در این قسمت روند زمانی ارزش افزوده نسبت به تک‌تک عوامل تولید بررسی خواهد شد.

۵-۱. بهره وری نیروی کار

همان‌طور که در جدول ۲ مشخص است، نسبت $\frac{V}{L}$ برای دوره‌های سالهای ۱۳۵۳-۱۳۵۰ کاهش یافته که عمدتاً به دلیل جذب نیروی کار فراوان از بخش کشاورزی بوده است. در واقع، افزایش L به مراتب بیش از افزایش تولید بوده است. این نسبت برای سالهای ۱۳۵۶-۱۳۵۳ حالت صعودی داشته و دوره‌ای را شامل می‌شود که دولت به دلیل افزایش درآمدهای نفتی، سرمایه‌گذاری زیادی در بخش صنعت انجام داده است. این سرمایه‌گذاری باعث افزایش ظرفیتهای تولیدی و به تبع آن افزایش تولید شد.

در این سالها بخصوص بعد از ۱۳۵۴ ساختار روند زمانی $\frac{V}{L}$ در بخش صنعت، به ویژه صنایع زیربنایی، تغییرات فراوان کرد.

در این سالها ایران از یک ثبات سیاسی-اقتصادی برخوردار بود روابط بین بخش خصوصی و دولتی حالت حمایتی داشت. به عبارت دیگر، دولت سعی کرد شرایطی را فراهم آورد تا جذب سرمایه داخلی و خارجی در صنعت آسانتر صورت بگیرد. در این دوره که مصادف است با اجرای برنامه پنجم توسعه، بر استراتژی صنعتی شدن از طریق استراتژی جانشینی واردات تأکید شد. ۱۶/۶ درصد از کل مخارج سرمایه‌گذاری به بخش صنعت اختصاص یافت و بخش خصوصی سهم عمده این سرمایه‌گذاری‌ها را انجام داد. مهمترین دستاورد این دوره، افزایش ارزش افزوده تولید، ظرفیت تولیدی صنایع، تأسیس صنایع جدید، گسترش صنایع موجود و گسترش صنایع صادراتی به عنوان منبع اساسی درآمدهای ارز خارجی بود.

روند کاردهی سرانه از سال ۱۳۵۶ رو به کاهش گذاشت و تا سال ۱۳۶۱ ادامه یافت. تولید صنعتی به طور متوسط در دو سال اول انقلاب حدود ۱۲/۵ درصد کاهش یافت که عمدتاً به دلیل رها کردن واحدهای صنعتی توسط مالکان یا مدیران بخش خصوصی بود. فقدان اطمینانی که در اقتصاد ایران به دلیل تغییرات و تحولات سیاسی-اجتماعی ناشی از انقلاب اسلامی به

وجود آمده بود باعث شد که صنعت ایران با فرار سرمایه، فقدان نیروی کار ماهر و کمبود منابع ارزی برای واردات مواد اولیه مواجه شود. آثار مخرب این عوامل بر بخش صنعت به مراتب بیشتر از سایر بخشهای دیگر اقتصاد بود.

کاردهی سرانه بین سالهای ۱۳۶۳-۱۳۶۱ افزایش یافت که عمدتاً به دلیل بهبود وضعیت درآمدهای دولت و افزایش واردات مواد اولیه و در حقیقت، افزایش درآمدهای نفتی و واردات کالای واسطه‌ای بود که باعث شد تولیدات بخش صنعت ۲۰ درصد افزایش یابد. بین سالهای ۱۳۶۳-۱۳۶۷ تولیدات به طور متوسط ۴/۲ درصد کاهش داشت که در اثر کاهش قیمت نفت، پیامد آن کاهش درآمدهای نفتی و به تبع آن، آثار معکوس روی ظرفیتهای تولیدی بود. این کاهش در زیربخشهای صنعت به شکل شدیدتر احساس شد. مثلاً صنعت شیمیایی، فلزات اساسی و صنایع کاغذسازی وضعیت بدتری پیدا کردند.

بعد از پایان جنگ از سال ۱۳۶۷ صنعت شروع به رشد کرد. در واقع به دلیل پایان جنگ، شروع برنامه ۵ ساله، استفاده از ظرفیتهای راکد تولیدی، و میدان دادن به بخش خصوصی اقتصاد ایران بین سالهای ۱۳۶۷-۱۳۷۱ به رشد متوسط ۱۲/۸ درصدی در صنعت دست یافت.

بهره‌وری سرمایه

روند زمانی بهره‌وری سرمایه نوسانات کمتری نسبت به بهره‌وری نیروی کار در طول زمان مورد مطالعه نشان می‌دهد. نسبت $\frac{V}{K}$ بین سالهای ۱۳۵۸-۱۳۵۰ کاهش یافت. به نظر می‌رسد افزایش سرمایه‌گذاری در بخش صنعت بخصوص بعد از افزایش قیمت نفت در سال ۱۳۵۳، تأثیرات آنی و مؤثری در تولیدات نداشته و در واقع، درصد افزایش در سرمایه به مراتب بیشتر از درصد افزایش در تولید بوده است. اگرچه ظرفیت تولیدی در صنعت ایران بعد از سال ۱۳۵۲ به دلیل افزایش سرمایه‌گذاری در این بخش افزایش یافت، ولی صنعت ایران به دلیل محدودیتهایی از قبیل کمبود نیروی کار ماهر و عدم آشنایی به تکنولوژی وارداتی، نتوانست از تمام ظرفیتهای ایجاد شده به نحو مؤثر استفاده کند. از طرف دیگر، مدیریت که خود به عنوان جزء مهمی از تکنولوژی است نتوانست قابلیت‌هایش را در جهت افزایش بهره‌وری سرمایه نشان دهد. مشاهده اطلاعات موجود در این سالها، بیانگر آن است که در کشور ما، جزء مدیریتی تکنولوژی از اجزای دیگر آن مثل ماشین‌آلات، تجهیزات یا دانش و مهارتهای فنی عقب‌تر بوده است. عقب بودن بخش مدیریت، امکان بهره‌گیری از اجزای دیگر و نیز رشد و توسعه تکنولوژی را در جهت افزایش تولیدات کاهش داده است.

نسبت $\frac{V}{K}$ بین سالهای ۱۳۶۳-۱۳۵۸ افزایش یافت. این رشد عموماً به دلیل افزایش درآمدهای نفتی دولت بود که باعث افزایش واردات مواد اولیه مورد نیاز صنعت و در نتیجه

افزایش تولیدات شد. بین سالهای ۱۳۶۸-۱۳۶۴ این نسبت کاهش یافت. دلیل این کاهش را می‌توان در صدمات شدید صنعت نفت به دلیل جنگ و کاهش صادرات نفت جستجو کرد که هم باعث کاهش سرمایه‌گذاری و هم کاهش تولید شد. در سالهای نزدیک به پایان جنگ، طبق گزارشهای اقتصادی برای بعضی از صنایع، ظرفیت تولیدی به ۳۰ درصد ظرفیتهای واقعی رسید. بعد از اتمام جنگ، وضعیت تولیدی و سرمایه‌گذاری تا حدودی بهبود یافت و رشد تولید صنایع حالت صعودی پیدا کرد؛ اما این رشد در سال ۷۱ به دلایل متعددی از جمله مشکلات بین‌المللی و سرمایه‌گذاری کاهش یافت. با مشاهده جدول ۲، بالاترین نسبت $\frac{V}{L}$ و $\frac{V}{K}$ به ترتیب برابر ۷/۰۸۷ و ۱/۶۳۷ در سال ۵۰ است. نسبت $\frac{V}{L}$ از سال ۶۸ شروع به رشد کرده، ولی هرگز به حداکثر مقدار خود در سال ۵۰ نرسیده است. کاملاً واضح است که بهره‌وری عوامل تولید ($\frac{V}{K}$ و $\frac{V}{L}$) برای سالهای ۱۳۶۷-۱۳۵۸ از میانگین کل زمان مورد مطالعه کمتر بوده است. این امر نشان می‌دهد که بهره‌وری سرمایه و نیروی کار در طول این ۱۰ سال وضعیت بد و نامطلوبی داشته است.

بالاترین بهره‌وری نیروی کار و سرمایه در طول مدت مطالعه به ترتیب متعلق به صنایع غذایی و صنایع فلزی و برابر با ۹/۲۵ و ۱/۰۵۰ است. با توجه به نوسانات در بهره‌وری عوامل تولیدی ($\frac{V}{L}$) و ($\frac{V}{K}$) ملاحظه می‌شود که این روند کاملاً بی‌ثبات است. میانگین این تغییرات در طول ۲۳ سال برای سرمایه برابر سه صدم با واریانس یازده درصد و برای نیروی کار چهار درصد با واریانس ۱۵ درصد است. به طور کلی، عوامل زیادی در ایجاد نوسانات بهره‌وری سرمایه و نیروی کار موثر بوده‌اند که از جمله می‌توان به وابستگی تولید به بازارهای بین‌المللی (واردات مواد اولیه و درآمدهای نفتی)، کمبود نیروی کار ماهر و مدیریت کارا، فقدان استراتژی مشخص صنعتی، و عدم اطمینان به سیاستهای آینده اقتصادی کشور اشاره کرد.

۱-۶. شناسایی مدل و تخمین آن

همان‌طور که اشاره شد، تابع تولید ۵ و ۶ با توجه به فروض بازده ثابت و متغیر به مقیاس تخمین زده شده‌اند. در این معادلات Y لگاریتم ارزش افزوده و L و K لگاریتم هزینه نیروی کار و سرمایه‌اند. در این دو مدل از متغیر زمان به عنوان پارامتری برای اندازه‌گیری تحولات فنی تولید استفاده می‌شود.

از آنجاکه از اطلاعات مقطعی - زمانی استفاده شد، دو مشکل همبستگی پیاپی و واریانس ناهمسانی در تخمین مدل‌های مذکور وجود داشت. برای حل مشکل همبستگی پیاپی بین بخشهای مختلف صنعتی در طول زمان، توابع مزبور با روش حداقل مربعات معمولی با لحاظ

کردن متغیرهای مجازی، تخمین زده شدند. سپس پسماندهای تخمینی به دست آمدند و از طریق رابطه زیر، ضرایب همبستگی بخشهای مختلف صنعتی محاسبه شدند:

$$U_{it} = \varphi_i U_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

تخمین φ برای بخشهای مختلف صنعت با استفاده از دو مدل مذکور در جدول ۳ نمایش داده شده است.

ضرایب به دست آمده بین ۰/۴۰ و ۰/۹۶ در نوسانند و غالباً در سطح ۵ درصد معنادار هستند که همبستگی پیاپی در هر دو مدل را تأیید می کنند. برای برطرف کردن این نقیصه، آمار و اطلاعات را با استفاده از معادلات ۱۲ و ۱۳ تغییر می دهیم.

بعد از برطرف کردن همبستگی پیاپی، مسأله واریانس ناهمسانی مورد توجه قرار می گیرد. در این مرحله، ابتدا آزمون واریانس ناهمسانی انجام می شود.

$$H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \dots = \sigma_N^2$$

H_1 : فرضیه صفر صحیح نیست

در اینجا N برابر با تعداد بخشهای مختلف صنعتی است.

برای انجام این آزمون از روش بارتلت استفاده می شود. مقادیر محاسبه شده برای انجام دادن این آزمون در STT برای حالتهای متغیر و ثابت به مقیاس به ترتیب برابر با ۲۴۱ و ۲۵۹ و در مدل MTT برابر ۲۸۲ و ۲۷۰ و مقادیر بحرانی برابر $\chi^2_{(8)} = 20.1$ هستند. از آنجا که در هر ۴ مورد، مقادیر محاسبه شده بزرگتر از مقادیر بحرانی اند، فرضیه صفر در سطح ۱ درصد رد می شود؛ یعنی با ۹۹ درصد اطمینان می توان گفت که واریانسهای مشخصه بخشی در زیربخشهای مختلف صنعتی با هم متفاوتند. برای برطرف کردن این مشکل نیز از رابطه ۱۵ استفاده می گردد. سپس برای تخمین پارامترهای نهایی مدل از روش حداقل مربعات معمولی استفاده می شود. پارامترهای تخمین در هر دو حالت STT و MTT با توجه به فروض بازده ثابت و متغیر به مقیاس در جدول ۴ نمایش داده شده اند.

مقادیر R^2 تعدیل شده با فرض تکنولوژی متغیر به مقیاس به ترتیب برای STT و MTT برابر با ۰/۹۷ و ۰/۹۵ هستند. به علاوه تمام پارامترهای تخمینی دارای علائم مورد انتظارند و اکثرشان در سطح ۹۵ درصد معنادار هستند. مقدار R^2 تعدیل شده با فرض تکنولوژی ثابت به مقیاس در حالت STT برابر ۰/۳۱ و در حالت MTT برابر ۰/۲۵ است. در واقع با ایجاد محدودیت و قید بازدهی به مقیاس ثابت، قدرت توضیحی مدل کاهش یافته است. به نظر می رسد بهتر است متغیرهای توضیحی دیگری از قبیل انرژی و مواد اولیه در مدل لحاظ گردند و سپس قید بازدهی ثابت به مقیاس در مدل به کار رود تا قدرت توضیحی مدل بالا برود.

۲-۶. اجزای واریانس

یکی از مهمترین ویژگیهای مدل ارائه شده در این مطالعه، بیان ناهمگنی زیربخشهای مختلف صنعت در تابع تولید است. این امر توسط متغیری به نام α_i که بین صفر و یک در نوسان است، بیان می شود.

طول زمانی مشاهدات، خصوصیات زیربخشهای مختلف صنعت، و واریانس جمله اخلاص، اندازه α_i را تعیین می کنند. نتایج تخمین α برای هر دو حالت بازده متغیر و ثابت به مقیاس در جدول ۵ گنجانده شده است.

با فرض بازدهی متغیر به مقیاس در حالت STT ، میزان α_i بین $0/500$ و $0/848$ (به غیر از زیربخش صنایع نساجی که برابر صفر است) و برابر MTT بین $0/678$ و $0/875$ در نوسان است.

همان طور که در جدول ۵ مشخص است، مقدار محاسبه شده واریانس مشخصه بخشی (σ_{vi}^2) برای زیربخش نساجی و منسوجات منفی است که در آن، به جای عدد منفی، مقدار صفر جانشین و در نهایت هیچ گونه تعدیل و نوسازی آماری در این بخش صورت نگرفته است. واریانس جمله اخلاص در حالت STT برابر $0/031$ و در حالت MTT برابر $0/030$ است. با فرض بازدهی ثابت به مقیاس، میزان این واریانس در حالت STT و MTT به ترتیب برابر $0/036$ و $0/037$ است.

سرانجام اینکه واریانس کل بین $0/372$ و $1/351$ برای STT و $0/357$ و $2/367$ برای MTT در نوسان است. در حالت بازدهی متغیر به مقیاس این نوسانات بین $0/122$ به $1/255$ در حالت STT و بین $0/124$ و $2/088$ در مورد MTT هستند.

بالاترین میزان واریانس مشخصه بخش برای زیربخش صنایع متفرقه در تمام مدلها به دست آمده و در مقابل، کمترین مقدار در حالت MTT با دو فرض ثابت و متغیر به مقیاس برای صنعت نساجی محاسبه شده است.

میزان واریانس بالا نشان دهنده تغییرات زیاد در تولیدات صنعتی در طول زمان است که خود می تواند ناشی از عدم ثبات در سیاستهای اقتصادی و صنعتی باشد. بنابراین، مقادیر این واریانسها می توانند شاخصی برای اندازه گیری آثار بی اعتمادی و عدم اطمینان و پیامد آن در تولیدات صنعتی باشند. این عدم اطمینان دلایل گوناگونی دارد، از جمله: تغییرات مداوم در مدیریت، فقدان استراتژی مشخص صنعتی، و وابستگی شدید تولیدات به درآمدهای نفتی.

۳-۶. کششهای تولیدی و بازدهی به مقیاس

میانگین کششهای تولیدی و بازدهی نسبت به مقیاس با فرض بازدهی متغیر و ثابت به

مقیاس به ترتیب در جدول ۶ و ۷ نشان داده شده است. قبل از تحلیل نتایج به دست آمده لازم است ذکر شود که فرض بازدهی ثابت به مقیاس در صنعت ایران با استفاده از آزمون F آزمایش شده است.^(۱)

نتایج آزمون F فرض ثابت بودن به مقیاس برای صنعت ایران را به نفع متغیر به مقیاس رد کرد. بنابراین هم به دلیل نتایج آزمون F و هم به دلیل عدم قدرت کافی در توضیح دهندگی مدل نسبت به بازدهی متغیر به مقیاس، تحلیل بر اساس بازدهی متغیر به مقیاس انجام می شود؛ ولی به خاطر مقایسه و شناخت بیشتر نتایج تحقیق، نتایج هر دو در جدول ۶ و ۷ گنجانده شده است. همان طور که مشخص است، کشش تولیدی سرمایه در طول زمان برای هر دو حالت STT و MTT کاهش یافته و در مقابل، کشش تولیدی نهاده نیروی کار در طول زمان افزایش یافته است. بالاترین میانگین کشش نیروی کار و سرمایه در حالت STT برابر $۰/۶۴$ و $۰/۵۵۴$ است که به صنایع متفرقه و فلزات اساسی تعلق دارد. در حالت MTT بالاترین مقدار به صنایع متفرقه و صنعت نساجی مربوط می شود که برابر با $۰/۶۲۵$ و $۰/۷۰۵$ است.

بازدهی به مقیاس، بیان کننده تغییرات در سطح ارزش افزوده به ازای تغییرات توأم نیروی کار و سرمایه است. مقدار بازده به مقیاس برای صنعت ایران در هر دو مورد STT و MTT در طول زمان مورد مطالعه ($۱۳۷۲-۱۳۵۰$) کوچکتر از یک است که نشان از بازدهی کاهنده به مقیاس دارد. بالاترین بازدهی به مقیاس متعلق به زیربخش صنایع متفرقه است.

تحولات فنی تولید:

تحولات فنی تولید، بیان کننده درصد تغییرات در محصول به ازای یک درصد تغییرات در زمانند. به عبارت دیگر، تحولات فنی تولید بیان کننده تأثیر زمان بر استفاده مطلوبتر و بهتر عوامل تولید - با فرض ثابت بودن همه عوامل تولید - هستند. مقادیر محاسبه شده تحولات فنی برای هر دو مدل در جدول ۷ نشان داده شده است.

در حالت STT ، میزان تحولات فنی تولید $۱/۳$ درصد است که نشان می دهد صنعت ایران در طول زمان مورد مطالعه، در خصوص بهبود استفاده از عوامل تولید، به طور متوسط سالانه حدود یک درصد افزایش داشته است. تحولات فنی تولید از $۰/۵$ درصد در سال ۱۳۵۰ به $۲/۲$ درصد در سال ۱۳۷۲ افزایش یافته است. همان طور که قبلاً اشاره شد، تحولات فنی تولید، از

۱- بن آزمون مبتنی بر مجموع مربعات پسماندهای تخمین زده شده از روش LS. استوار است

تحولات خالص فنی تولید، و تحولات غیرخنثای فنی تولید تشکیل شده‌اند. این دو عنصر توأماً هرگونه تغییر و انتقال در تابع تولید یا شیب آن را توضیح می‌دهند. تحولات خالص فنی تولید دائم در حال افزایشند، به طوری که از $1/6$ درصد به $0/2$ درصد افزایش یافته‌اند. همچنین است وضعیت تحولات غیرخنثای فنی تولید که از 2 درصد به $2/5$ درصد افزایش یافته است.

سهم تحولات غیر خنثای فنی تولید در توضیح روند زمانی تحولات فنی تولید بسیار زیاد است که خود بیانگر افزایش در سطح فنی تولید، عمدتاً به دلیل افزایش در ظرفیتهای تولیدی بوده است. روند زمانی تحولات فنی تولید همراه با عناصر تشکیل دهنده آن در شکل ۲ نشان داده شده است. سهم و اندازه تحولات غیرخنثای فنی تولید زیاد و مثبت است، در حالی که سهم و اندازه تحولات خالص فنی تولید بسیار کم و منفی است.

اگر تغییرات فنی تولید در صنعت ایران به رشد بهره‌وری تفسیر شود، عناصر آن نشان می‌دهند که عامل اصلی افزایش و رشد بهره‌وری، افزایش ظرفیتهای تولیدی بوده، نه استفاده بهتر و کاراتر از نهاده‌های تولید، بخصوص نیروی کار یا حتی سرمایه. در واقع کارایی و بهره‌وری عوامل تولید از یک طرف تحت تأثیر عواملی مانند حفظ و نگهداری، تکنولوژی، توسعه محصول، و مهمتر از همه، مقیاس و ظرفیتهای تولیدی است و از طرف دیگر تواناییهای مدیریتی، سازماندهی و کیفیت محصولات بر آن تأثیر گذارند. نتایج به دست آمده نشان می‌دهند که عوامل دسته اول بر کارایی و بهره‌وری تأثیر بیشتری داشته‌اند.

میانگین تغییرات فنی تولید در طول زمان مورد مطالعه در حالت *MTT* که شامل دو فاصله زمانی قبل و بعد از انقلاب می‌شود، برابر 3 درصد است؛ یعنی اقتصاد ایران، سالانه به طور متوسط شاهد بهبود 3 درصدی در استفاده از عوامل تولید بوده است. سهم تغییرات خالص فنی تولید $0/08$ درصد و سهم تغییرات غیرخنثای تولید $2/3$ درصد بوده است. نتایج گواه آن است که نرخ رشد تغییرات فنی تولید یا نرخ رشد بهبود استفاده از عوامل تولید برای سالهای قبل از انقلاب به مراتب بهتر و بیشتر از بعد انقلاب است، که علت آن عمدتاً فضای نامناسب و ناسالم برای فعالیتهای تولیدی است. بعد از پیروزی انقلاب اسلامی، صنعت ایران شاهد تغییر دائم سیاستها مخصوصاً در خصوص ارز، تأخیر در تصویب تعرفه‌های گمرکی و ارقام پایین آن در برخی موارد، معافیت برخی دستگاهها و مناطق از پرداخت تعرفه‌های گمرکی، کمبود ارز و بوروکراسی حاکم بر آن، عدم تحرک نقدینگی، عدم امنیت اقتصادی، کاهش قدرت خرید مردم، و مشکلات تکنولوژیک بوده است.

باتوجه به شکل ۳ می‌توان به وجود یک سقوط شدید در نرخ رشد تغییرات فنی تولید در سال 1357 پی برد؛ به طوری که این نرخ رشد از 6 درصد به 2 درصد کاهش یافته است. این

کاهش می‌تواند در اثر فقدان اطمینان به آینده در اثر بروز انقلاب اسلامی و به تبع آن، فرار سرمایه‌ها باشد. در این حالت نیز مثل حالت *STT*، سهم و اندازه تغییرات غیرخنثای فنی تولید بسیار بیشتر از تغییرات خالص فنی تولید است.

در خاتمه باید ذکر شود که هر دو روش *STT* و *MTT* تقریباً نتایج یکسانی را در زمینه محاسبه تغییرات فنی تولید ارائه داده‌اند؛ با این تفاوت که روش *STT* یک روند ثابت و بدون نوسان شدید را نشان می‌دهد، در حالی که *MTT* آثار اقتصادی انقلاب در سال ۱۳۵۷ را دقیقاً بیان می‌کند که از نظر اقتصادی مبنای بهتری برای تحلیل وضعیت تولیدی صنعت ایران به دست می‌دهد.

خلاصه و نتیجه‌گیری

در این مقاله، با توجه به ساختار صنعت ایران، مدل تابع تولید ترانسلوگ طراحی گردید و سپس با استفاده از *Panel data*، دو مدل *STT* و *MTT* به منظور محاسبه تحولات فنی تولید برای سالهای ۱۳۵۰-۱۳۷۲ تخمین زده شدند. در فرایند تخمین، به بررسی مشکلات واریانس ناهمسانی و همچنین خودهمبستگی پیاپی پرداختیم. سپس به نحو مقتضی این مشکلات را برطرف کردیم تا برآوردی کارا از تابع تولید داشته باشیم. نتایج به دست آمده، حاکی از نوسانات شدید در تولیدات صنعتی در تولید زمان است. نتایج همچنین نشان از بازده کاهنده به مقیاس دارند و مشخص می‌سازند که کشش تولیدی سرمایه در طول زمان بیشتر از نیروی کار است. تحولات فنی تولید که بیان‌کننده تأثیر زمان بر روی استفاده مطلوبتر از عوامل تولید هستند، مثبت بوده‌اند که نشانگر بهبود استفاده از نهاده‌های تولیدند. اما عامل اصلی مثبت بودن تحولات فنی، در روند زمانی، افزایش ظرفیتهای تولیدی بوده است.

جدول ۱: تعریف آماری متغیرها

حد اکثر	حداقل	انحراف معیار	میانگین	تعریف
۷۱۹۷۰۰	۱۵۰۰	۱۹۱۷۲۶	۲۲۶۷۱۹	تولید <i>Y</i>
۳۱۴۴۰۰	۶۰۰	۷۷۶۰۹	۹۰۵۵۵	ارزش افزوده <i>V</i>
۱۲۶۶۲۴	۲۴۱	۳۵۸۲۷	۴۴۳۶۶	هزینه نیروی کار <i>L</i>
۶۲۹۲۱۰	۲۱۹۷	۱۶۶۳۲۴	۱۹۷۳۵۶	سرمایه <i>K</i>

تمام متغیرها به قیمت ثابت ۱۳۶۳ و واحد آنها میلیارد ریال است. تعداد مشاهدات ۲۰۷ است.

جدول ۲: میانگین بهره‌وری جزئی عوامل تولید بر حسب سال و زیربخش

Year	ارزش تولید				ارزش افزوده							
	V/L	V/K	V/L	V/K	$\Delta(V/K)$	$\Delta(V/K)$	V/L	V/K	V/L	V/K	$\Delta(V/K)$	$\Delta(V/K)$
۱۳۵۰	۷/۰۸۷	۱/۶۳۸	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۱/۵۷۲	۰/۳۷۳	۱۰۰/۰	۱۰۰/۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
۱۳۵۱	۶/۷۴۶	۱/۵۵۸	۹۵/۲	۹۵/۲	-۰/۰۴۸	-۰/۰۴۹	۱/۶۳۵	۰/۳۸۵	۱۰۴/۰	۱۰۳/۱	۰/۰۴۰	۰/۰۳۱
۱۳۵۲	۶/۰۹۴	۱/۴۳۹	۹۶/۰	۸۷/۹	-۰/۰۹۷	-۰/۰۷۶	۱/۶۴۳	۰/۴۰۱	۱۰۴/۵	۱۰۷/۵	۰/۰۰۵	۰/۰۴۳
۱۳۵۳	۵/۲۶۶	۱/۳۲۶	۷۲/۳	۸۱/۰	-۰/۱۳۶	-۰/۰۷۹	۱/۷۸۸	۰/۴۶۹	۱۱۳/۸	۱۲۵/۷	۰/۰۸۹	۰/۱۶۷
۱۳۵۴	۵/۱۶۸	۱/۱۷۶	۷۲/۹	۷۱/۸	-۰/۰۱۹	-۰/۱۱۳	۱/۷۹۰	۰/۴۲۶	۱۱۳/۹	۱۱۴/۱	۰/۰۰۱	-۰/۰۹۲
۱۳۵۵	۵/۷۹۷	۱/۱۵۳	۸۱/۸	۷۰/۴	۰/۱۲۲	-۰/۰۱۹	۲/۱۷۶	۰/۴۵۶	۱۳۸/۴	۱۲۲/۲	۰/۲۱۵	۰/۰۷۰
۱۳۵۶	۶/۸۸۱	۰/۰۹۹	۹۷/۱	۶۷/۲	۰/۱۸۷	-۰/۰۴۶	۲/۵۶۲	۰/۴۲۵	۱۶۳/۰	۱۱۳/۸	۰/۱۷۸	-۰/۰۶۸
۱۳۵۷	۶/۰۲۹	۰/۰۹۰	۸۵/۴	۵۵/۵	-۰/۱۲۱	-۰/۱۷۴	۲/۳۷۸	۰/۳۵۴	۱۴۴/۹	۹۴/۸	-۰/۱۱۱	-۰/۱۶۷
۱۳۵۸	۴/۸۰۸	۰/۸۱۲	۶۷/۸	۴۹/۶	-۰/۲۰۵	-۰/۱۰۶	۱/۸۱۴	۰/۳۲۵	۱۱۵/۴	۸۷/۲	-۰/۲۰۴	-۰/۰۸۰
۱۳۵۹	۴/۰۴۹	۰/۸۶۱	۶۲/۲	۵۲/۵	-۰/۰۸۳	۰/۰۵۹	۱/۹۸۱	۰/۳۹۳	۱۲۶/۰	۱۰۵/۳	۰/۰۹۲	۰/۲۰۷
۱۳۶۰	۴/۷۴۰	۰/۹۵۶	۶۶/۹	۵۸/۴	۰/۰۷۵	۰/۱۱۱	۱/۹۸۹	۰/۴۱۹	۱۲۶/۵	۱۱۲/۳	۰/۰۰۴	۰/۰۶۷
۱۳۶۱	۴/۲۲۵	۱/۱۱۶	۵۹/۶	۶۸/۲	-۰/۱۰۹	۰/۱۶۷	۱/۸۰۱	۰/۴۹۰	۱۱۴/۶	۱۳۱/۴	-۰/۰۹۴	۰/۱۷۰
۱۳۶۲	۴/۶۰۵	۱/۱۹۵	۶۵/۰	۷۳/۰	۰/۰۹۰	۰/۰۷۱	۲/۰۴۱	۰/۵۳۶	۱۲۹/۸	۱۴۳/۸	۰/۱۳۳	۰/۰۹۴
۱۳۶۳	۴/۸۸۰	۱/۲۶۸	۶۸/۹	۷۷/۴	۰/۰۶۰	۰/۰۶۱	۲/۲۲۳	۰/۵۷۸	۱۴۱/۴	۱۵۴/۹	۰/۰۸۹	۰/۰۷۸
۱۳۶۴	۴/۸۰۳	۱/۱۷۸	۶۷/۸	۷۱/۹	-۰/۰۱۶	-۰/۰۷۱	۲/۲۰۸	۰/۵۴۲	۱۴۰/۵	۱۴۵/۴	-۰/۰۰۷	-۰/۰۶۲
۱۳۶۵	۴/۲۳۵	۰/۹۴۰	۵۹/۸	۵۷/۴	-۰/۱۱۸	-۰/۲۰۲	۱/۹۴۶	۰/۴۲۸	۱۲۳/۸	۱۱۴/۷	-۰/۱۱۹	-۰/۲۱۱
۱۳۶۶	۴/۴۹۵	۰/۹۶۴	۶۳/۴	۵۸/۹	۰/۰۶۱	۰/۰۲۶	۲/۰۲۶	۰/۴۴۱	۱۲۸/۹	۱۱۸/۲	۰/۰۴۱	۰/۰۳۱
۱۳۶۷	۳/۹۹۶	۰/۸۵۹	۵۶/۴	۵۲/۴	-۰/۱۱۱	-۰/۱۰۹	۱/۸۵۵	۰/۴۱۳	۱۱۸/۰	۱۱۰/۸	-۰/۰۸۴	-۰/۰۶۲
۱۳۶۸	۴/۰۰۶	۰/۹۰۶	۵۶/۵	۵۵/۳	۰/۰۰۳	۰/۰۵۵	۱/۸۷۲	۰/۴۴۲	۱۱۹/۱	۱۱۸/۴	۰/۰۱۰	۰/۰۶۸
۱۳۶۹	۴/۷۹۰	۱/۱۴۲	۶۷/۶	۶۹/۷	۰/۱۹۶	۰/۲۶۱	۲/۲۴۷	۰/۵۸۰	۱۴۳/۰	۱۵۵/۵	۰/۲۰۰	۰/۳۱۳
۱۳۷۰	۵/۵۳۳	۱/۵۶۰	۷۸/۱	۹۵/۳	۰/۱۵۵	۰/۳۶۶	۲/۶۵۵	۰/۷۸۸	۱۶۸/۹	۲۱۱/۲	۰/۱۸۲	۰/۳۵۸
۱۳۷۱	۶/۳۲۵	۱/۹۳۷	۸۹/۶	۱۱۸/۲	۰/۱۴۸	۰/۲۴۲	۲/۷۴۲	۰/۸۴۹	۱۷۴/۴	۲۲۷/۵	۰/۰۳۳	۰/۰۷۸
۱۳۷۲	۵/۹۴۴	۱/۶۳۰	۸۳/۹	۹۹/۵	-۰/۰۶۴	-۰/۱۵۹	۲/۷۰۵	۰/۷۵۳	۱۷۲/۱	۲۰۱/۹	-۰/۰۱۳	-۰/۱۱۲
۳۱۰	۹/۲۴۷	۱/۵۰۶	-	-	-	-	۲/۴۸۹	۰/۴۰۳	-	-	-	-
۳۲۰	۳/۸۶۷	۱/۰۵۹	-	-	-	-	۱/۶۶۷	۰/۴۵۴	-	-	-	-
۳۳۰	۴/۳۷۳	۰/۹۹۷	-	-	-	-	۱/۷۱۰	۰/۵۱۰	-	-	-	-
۳۴۰	۴/۱۱۰	۰/۸۷۸	-	-	-	-	۱/۷۹۵	۰/۳۷۶	-	-	-	-
۳۵۰	۷/۲۳۸	۱/۱۳۷	-	-	-	-	۲/۴۶۷	۰/۳۷۶	-	-	-	-
۳۶۰	۳/۱۸۸	۰/۸۷۷	-	-	-	-	۱/۸۵۷	۰/۵۱۲	-	-	-	-
۳۷۰	۵/۷۱۰	۲/۰۱۷	-	-	-	-	۲/۱۳۰	۰/۸۲۲	-	-	-	-
۳۸۰	۴/۸۸۲	۱/۲۸۵	-	-	-	-	۱/۹۰۵	۰/۴۸۷	-	-	-	-
۳۹۰	۵/۶۹۷	۱/۰۵۲	-	-	-	-	۲/۵۸۵	۰/۴۶۶	-	-	-	-
میانگین	۵/۲۵۷	۱/۲۰۱	-	-	-۰/۰۲۱	۰/۰۱۰	۲/۰۶۷	۰/۴۹۰	-	-	۰/۰۳۱	۰/۰۴۲
انحراف معیار	۲/۲۵۹	۰/۵۸۷	-	-	۰/۱۱۸	۰/۱۴۹	۰/۷۵۹	۰/۲۷۴	-	-	۰/۱۱۱	۰/۱۴۵

جدول ۳: تخمین ضریب همبستگی در زیربخشهای صنعت

(VRS) بازدهی متغیر به مقیاس				(CRS) بازدهی ثابت به مقیاس				
STT		MTT		STT		MTT		
φ	STD.E	φ	STD.E	φ	STD.E	φ	STD.E	
۳۱.	۰/۵۱۱*	۰/۱۱۲	۰/۳۱۱*	۰/۱۹۲	۰/۵۹۹*	۰/۱۱۹	۰/۵۵۶*	۰/۱۱۴
۳۲.	۰/۱۳۵*	۰/۱۴۹	۰/۱۳۵*	۰/۱۴۰	۰/۸۶۰*	۰/۱۴۸	۰/۱۶۳*	۰/۱۴۱
۳۳.	۰/۶۹۱*	۰/۱۹۱	۰/۶۹۲*	۰/۱۹۲	۰/۶۶۶*	۰/۱۹۹	۰/۶۲۶*	۰/۱۹۱
۳۴.	۰/۹۶۱*	۰/۱۳۴	۰/۹۵۱*	۰/۱۳۳	۰/۹۶۱*	۰/۱۳۴	۰/۹۶۰*	۰/۱۳۱
۳۵.	۰/۱۶۰*	۰/۱۵۹	۰/۶۹۵*	۰/۱۱۰	۰/۱۵۳*	۰/۱۵۹	۰/۱۳۱*	۰/۱۱۱
۳۶.	۰/۳۸۱*	۰/۱۹۱	۰/۳۸۳*	۰/۱۹۵	۰/۳۸۹*	۰/۱۹۰	۰/۴۴۲*	۰/۱۱۸
۳۷.	۰/۹۲۰*	۰/۱۷۱	۰/۹۰۱*	۰/۱۷۶	۰/۹۶۱*	۰/۱۷۱	۰/۹۹۳*	۰/۱۶۳
۳۸.	۰/۵۶۱*	۰/۱۱۱	۰/۵۱۵*	۰/۱۱۹	۰/۶۱۶*	۰/۱۱۶	۰/۶۱۳*	۰/۱۱۶
۳۹.	۰/۶۳۵*	۰/۱۱۳	۰/۶۰۱*	۰/۱۱۵	۰/۶۱۰*	۰/۱۱۹	۰/۶۲۹*	۰/۱۱۶

* معادله در سطح ۱ درصد

جدول ۴: تخمین پارامترهای مدل از روش GLS با فرض متغیر به مقیاس

روند مجرد زمانی (STT)			روند متعدد زمانی (MTT)		
پارامتر	تخمین	انحراف معیار خطا	پارامتر	تخمین	انحراف معیار خطا
β_O	۰/۰۱۱۴	۰/۰۱۷۶	β_O	۰/۰۰۴۰	۰/۰۱۷۱
β_k	۰/۵۲۳۳	۰/۱۵۳۴	β_k	۰/۴۰۰۰*	۰/۱۵۷۹
β_L	۰/۴۸۰۲	۰/۱۷۸۸	β_L	۰/۵۹۵۷	۰/۱۸۶۴
β_l	-۰/۰۱۶۳	۰/۰۸۲	β_{ll}	-۰/۰۰۹۲	۰/۰۳۳۳
β_{kK}	-۰/۰۱۶۰۱	۰/۱۷۵۶	β_{l2}	-۰/۰۰۳۰	۰/۰۱۳۲
β_{ll}	-۰/۲۲۲۴	۰/۲۴۸۲	β_{kK}	-۰/۱۶۷۶	۰/۲۰۸۹
β_{ll}	۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۰۳	β_{ll}	-۰/۲۷۸۷	۰/۲۸۱۲
β_{kl}	۰/۱۸۴۷	۰/۲۰۷۴	β_{ll1}	۰/۰۰۶۹	۰/۰۰۹۵
β_{kt}	-۰/۰۰۳۹	۰/۰۰۸۵	β_{ll2}	۰/۰۰۰۷	۰/۰۰۱۵
β_{ll}	۰/۰۰۶۷	۰/۰۰۹۷	β_{kl}	۰/۲۱۶۱	۰/۲۴۰۲
			β_{kl1}	-۰/۰۰۶۵	۰/۰۲۳۳
			β_{kl2}	-۰/۰۰۲۳	۰/۰۱۲۶
			β_{ll1}	۰/۰۰۹۵	۰/۰۲۶۳
			β_{ll2}	۰/۰۰۷۴	۰/۰۱۴۵
Adj-R ²	۰/۹۷۰۰		Adj-R ²	۰/۹۵۰۰	
RMSE	۰/۰۳۲۳		RMSE	۰/۰۳۲۳	
β_O	۰/۰۱۹۱	۰/۰۱۹۲	β_O	۰/۰۰۴۶	۰/۰۱۸۰
β_k	۰/۵۹۳۹	۰/۱۱۷۴	β_k	۰/۵۱۷۵*	۰/۱۳۳۸
β_l	-۰/۰۲۳۱	۰/۰۰۷۰	β_{ll}	-۰/۰۰۸۳	۰/۰۳۵۰
β_{kK}	-۰/۰۱۰۸۸	۰/۱۵۸۵	β_{l2}	-۰/۰۱۹۰	۰/۰۱۴۳
β_{ll}	-۰/۰۰۱۱	۰/۰۰۰۳	β_{kK}	-۰/۰۰۶۱۸	۰/۲۲۳۸
β_{kt}	۰/۰۰۱۲	۰/۰۰۵۳	β_{ll1}	۰/۰۰۱۴	۰/۰۱۰۲
			β_{ll2}	۰/۰۰۳۰	۰/۰۰۱۶
			β_{kl1}	۰/۰۰۶۸	۰/۲۵۱
			β_{kl2}	-۰/۰۰۳۹	۰/۰۰۹۲
Adj-R ²	۰/۳۱۰۰		Adj-R ²	۰/۲۵۰۰	
RMSE	۰/۰۳۷۳		RMSE	۰/۰۳۸۵	

* معنادار در سطح درصد

جدول ۵: عناصر واریانس ناهمسانی مدل

روند مجرد زمانی						روند زمانی متعدد				
SNI	α	λ^2	σ^2_{vi}	σ^2_u	σ^2_{ei}	α	λ^2	σ^2_{vi}	σ^2_u	σ^2_{ei}
بازدهی متغیر به مقیاس										
۳۱۰	۰/۷۷۱	۰/۰۵۵	۰/۰۲۴	۰/۰۳۱	۰/۰۵۸۴	۰/۸۳۰	۰/۰۷۴	۰/۰۴۴	۰/۰۳۰	۱/۰۳۹
۳۲۰	۰/۰۰۰	۰/۰۲۲	۰/۰۰۰	۰/۰۳۱	۰/۰۳۱	۰/۵۰۷	۰/۰۳۴	۰/۰۰۴	۰/۰۳۰	۱/۰۲۴
۳۳۰	۰/۷۴۸	۰/۰۵۰	۰/۰۲۰	۰/۰۳۱	۰/۰۴۸۱	۰/۸۳۴	۰/۰۷۶	۰/۰۴۶	۰/۰۳۰	۱/۰۸۴
۳۴۰	۰/۷۹۶	۰/۰۶۱	۰/۰۳۱	۰/۰۳۱	۰/۰۷۳۴	۰/۸۵۹	۰/۰۹۳	۰/۰۶۴	۰/۰۳۰	۱/۰۴۹۹
۳۵۰	۰/۷۸۵	۰/۰۵۸	۰/۰۲۷	۰/۰۳۱	۰/۰۶۵۹	۰/۸۳۳	۰/۰۷۶	۰/۰۴۶	۰/۰۳۰	۱/۰۸۱
۳۶۰	۰/۵۰۰	۰/۰۳۵	۰/۰۰۴	۰/۰۳۱	۰/۰۲۲	۰/۷۸۲	۰/۰۵۶	۰/۰۲۶	۰/۰۳۰	۰/۶۳۴
۳۷۰	۰/۷۸۷	۰/۰۵۹	۰/۰۲۸	۰/۰۳۱	۰/۰۶۷۶	۰/۸۴۱	۰/۰۸۱	۰/۰۵۱	۰/۰۳۰	۱/۰۹۳
۳۸۰	۰/۸۴۴	۰/۰۸۴	۰/۰۵۳	۰/۰۳۱	۱/۰۲۵۵	۰/۸۷۱	۰/۰۰۷	۰/۰۷۷	۰/۰۳۰	۱/۰۷۹۹
بازدهی ثابت به مقیاس										
۳۱۰	۳۱۰	۰/۶۹۱	۰/۰۱۰	۰/۰۱۵	۰/۰۳۶	۳۷۲	۰/۷۷۴	۰/۰۶۷	۰/۰۳۶	۰/۷۲۵
۳۲۰	۰/۰۰۰	۰/۰۳۳	۰/۰۰۰	۰/۰۳۶	۰/۰۳۶	۰/۶۷۸	۰/۰۵۱	۰/۰۰۴	۰/۰۳۶	۰/۳۵۶
۳۳۰	۰/۷۵۵	۰/۰۶۰	۰/۰۲۴	۰/۰۳۶	۰/۰۵۹۲	۰/۸۳۶	۰/۰۹۵	۰/۰۵۸	۰/۰۳۶	۱/۰۳۶۲
۳۴۰	۰/۸۲۴	۰/۰۸۴	۰/۰۴۹	۰/۰۳۶	۱/۰۱۵۳	۰/۸۷۱	۰/۰۳۱	۰/۰۹۴	۰/۰۳۶	۲/۰۰۲
۳۵۰	۰/۷۶۵	۰/۰۶۲	۰/۰۲۶	۰/۰۳۶	۰/۰۶۹۱	۰/۸۰۷	۰/۰۷۸	۰/۰۴۱	۰/۰۳۶	۱/۰۹۹
۳۶۰	۰/۷۷۸	۰/۰۶۶	۰/۰۳۰	۰/۰۳۶	۰/۰۷۲۵	۰/۸۴۶	۰/۰۰۳	۰/۰۶۶	۰/۰۳۶	۱/۰۵۵۹
۳۷۰	۰/۸۲۵	۰/۰۸۴	۰/۰۴۹	۰/۰۳۶	۱/۰۱۵۵	۰/۸۶۵	۰/۰۲۳	۰/۰۸۶	۰/۰۳۶	۲/۰۲۲
۳۸۰	۰/۸۳۸	۰/۰۹۳	۰/۰۵۷	۰/۰۳۶	۱/۰۳۵۱	۰/۸۷۵	۰/۰۳۸	۰/۰۰۱	۰/۰۳۶	۲/۰۳۶۷

جدول ۶: میانگین کششهای نهاده (Ej)، بازدهی به مقیاس (RTS) و تحولات فنی تولید (TC) به تفکیک سال و زیربخش، با فرض بازدهی متغیر به مقیاس (VRS)

Year	روند زمانی مجرد						روند زمانی متعدد					
	E_K	E_L	RTS	TC	Pure	Nonn	E_K	E_L	RTS	TC	Pure	Nonn
۱۳۵۰	۰/۵۳۵	۰/۳۸۱	۰/۹۱۶	۰/۰۰۵	-۰/۰۱۶	۰/۰۲۱	۰/۶۲۶	۰/۳۰۴	۰/۹۳۱	۰/۰۱۷	-۰/۰۰۲	۰/۰۱۹
۱۳۵۱	۰/۵۲۷	۰/۳۹۲	۰/۹۱۹	۰/۰۰۶	-۰/۰۱۵	۰/۰۲۱	۰/۶۱۶	۰/۳۱۸	۰/۹۳۲	۰/۰۲۴	۰/۰۰۵	۰/۰۱۹
۱۳۵۲	۰/۵۳۰	۰/۳۹۰	۰/۹۲۰	۰/۰۰۷	-۰/۰۱۴	۰/۰۲۱	۰/۶۱۹	۰/۳۱۵	۰/۹۳۲	۰/۰۳۱	۰/۰۱۲	۰/۰۱۹
۱۳۵۳	۰/۵۴۰	۰/۳۸۰	۰/۹۱۹	۰/۰۰۸	-۰/۰۱۴	۰/۰۲۲	۰/۶۲۹	۰/۳۰	۰/۹۳۳	۰/۰۳۹	۰/۰۱۹	۰/۰۲۱
۱۳۵۴	۰/۵۲۱	۰/۴۰۳	۰/۹۲۴	۰/۰۰۹	-۰/۰۱۳	۰/۰۲۲	۰/۶۰۹	۰/۳۳۱	۰/۹۳۴	۰/۰۲۶	۰/۰۲۶	۰/۰۲۰
۱۳۵۵	۰/۴۹۵	۰/۴۳۵	۰/۹۳۰	۰/۰۰۹	-۰/۰۱۳	۰/۰۲۱	۰/۵۷۹	۰/۳۷۰	۰/۹۲۹	۰/۰۵۲	۰/۰۳۳	۰/۰۱۹
۱۳۵۶	۰/۴۵۰	۰/۴۹۰	۰/۹۲۰	۰/۰۰۸	-۰/۰۱۲	۰/۰۲۰	۰/۵۲۸	۰/۴۳۸	۰/۹۶۵	۰/۰۵۷	۰/۰۳۹	۰/۰۱۷
۱۳۵۷	۰/۴۳۳	۰/۵۱۳	۰/۹۲۵	۰/۰۰۸	-۰/۰۰۱	۰/۰۲۰	۰/۵۵۵	۰/۳۹۸	۰/۹۵۲	۰/۰۲۰	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۲
۱۳۵۸	۰/۴۵۲	۰/۴۹۱	۰/۹۲۳	۰/۰۱۰	-۰/۰۱۱	۰/۰۲۰	۰/۵۷۷	۰/۳۷۳	۰/۹۴۷	۰/۰۲۱	-۰/۰۰۲	۰/۰۲۳
۱۳۵۹	۰/۴۷۲	۰/۴۶۹	۰/۹۴۱	۰/۰۱۱	-۰/۰۱۰	۰/۰۲۱	۰/۶۰۱	۰/۳۴۲	۰/۹۴۲	۰/۰۲۳	-۰/۰۰۱	۰/۰۲۴
۱۳۶۰	۰/۴۷۳	۰/۴۷۰	۰/۹۴۳	۰/۰۱۲	-۰/۰۰۹	۰/۰۲۱	۰/۶۰۲	۰/۳۴۲	۰/۹۴۴	۰/۰۲۴	۰/۰۰۰	۰/۰۲۴
۱۳۶۱	۰/۵۱۴	۰/۴۲۲	۰/۹۳۸	۰/۰۱۴	-۰/۰۰۹	۰/۰۲۳	۰/۶۴۷	۰/۲۸۵	۰/۹۳۳	۰/۰۲۶	۰/۰۰۱	۰/۰۲۶
۱۳۶۲	۰/۵۱۲	۰/۴۲۸	۰/۹۴۰	۰/۰۱۵	-۰/۰۰۸	۰/۰۲۳	۰/۶۴۷	۰/۲۸۷	۰/۹۳۴	۰/۰۲۷	۰/۰۰۲	۰/۰۲۶
۱۳۶۳	۰/۵۰۶	۰/۴۳۷	۰/۹۴۲	۰/۰۱۶	-۰/۰۰۸	۰/۰۲۳	۰/۶۴۲	۰/۲۹۶	۰/۹۳۸	۰/۰۲۸	۰/۰۰۲	۰/۰۲۶
۱۳۶۴	۰/۴۹۳	۰/۴۵۴	۰/۹۴۶	۰/۰۱۶	-۰/۰۰۷	۰/۰۲۳	۰/۶۲۷	۰/۳۱۶	۰/۹۴۴	۰/۰۲۹	۰/۰۰۳	۰/۰۲۶
۱۳۶۵	۰/۴۶۹	۰/۴۸۳	۰/۹۵۲	۰/۰۱۶	-۰/۰۰۶	۰/۰۲۲	۰/۶۰۲	۰/۳۵۰	۰/۹۵۳	۰/۰۲۹	۰/۰۰۴	۰/۰۲۵
۱۳۶۶	۰/۴۶۸	۰/۴۸۶	۰/۹۵۴	۰/۰۱۷	-۰/۰۰۶	۰/۰۲۳	۰/۶۰۳	۰/۳۵۲	۰/۹۵۴	۰/۰۳۰	۰/۰۰۵	۰/۰۲۵
۱۳۶۷	۰/۴۶۴	۰/۴۹۲	۰/۹۵۶	۰/۰۱۸	-۰/۰۰۵	۰/۰۲۳	۰/۵۹۹	۰/۳۵۸	۰/۹۵۷	۰/۰۳۱	۰/۰۰۵	۰/۰۲۵
۱۳۶۸	۰/۴۶۷	۰/۴۹۱	۰/۹۵۸	۰/۰۱۸	-۰/۰۰۴	۰/۰۲۳	۰/۶۰۳	۰/۳۵۵	۰/۹۵۸	۰/۰۳۲	۰/۰۰۶	۰/۰۲۶
۱۳۶۹	۰/۴۵۹	۰/۵۰۲	۰/۹۶۱	۰/۰۱۹	-۰/۰۰۴	۰/۰۲۳	۰/۵۹۵	۰/۳۶۷	۰/۹۶۲	۰/۰۳۲	۰/۰۰۷	۰/۰۲۵
۱۳۷۰	۰/۴۹۲	۰/۴۶۶	۰/۹۵۸	۰/۰۲۱	-۰/۰۰۳	۰/۰۲۴	۰/۶۲۹	۰/۳۲۵	۰/۹۵۴	۰/۰۳۲	۰/۰۰۸	۰/۰۲۷
۱۳۷۱	۰/۴۹۱	۰/۴۷۰	۰/۹۶۰	۰/۰۲۱	-۰/۰۰۳	۰/۰۲۴	۰/۶۲۸	۰/۳۲۹	۰/۹۵۶	۰/۰۳۵	۰/۰۰۸	۰/۰۲۷
۱۳۷۲	۰/۴۷۶	۰/۴۸۹	۰/۹۶۵	۰/۰۲۲	-۰/۰۰۲	۰/۰۲۴	۰/۶۱۲	۰/۳۵۱	۰/۹۶۲	۰/۰۳۶	۰/۰۰۹	۰/۰۲۶
۳۱۰	۰/۴۵۷	۰/۳۸۲	۰/۹۳۹	۰/۰۱۴	-۰/۰۰۹	۰/۰۲۳	۰/۵۹۶	۰/۳۵۵	۰/۹۵۰	۰/۰۳۲	۰/۰۰۸	۰/۰۲۴
۳۲۰	۰/۵۴۸	۰/۳۷۲	۰/۹۲۰	۰/۰۱۸	-۰/۰۰۹	۰/۰۲۷	۰/۷۰۲	۰/۲۱۷	۰/۹۲۰	۰/۰۳۶	۰/۰۰۸	۰/۰۲۸
۳۳۰	۰/۵۰۱	۰/۴۵۰	۰/۹۵۱	۰/۰۱۱	-۰/۰۰۹	۰/۰۲۰	۰/۵۹۶	۰/۳۵۵	۰/۹۵۱	۰/۰۲۹	۰/۰۰۸	۰/۰۲۱
۳۴۰	۰/۴۶۲	۰/۴۹۰	۰/۹۵۲	۰/۰۱۱	-۰/۰۰۹	۰/۰۲۰	۰/۵۶۶	۰/۳۹۳	۰/۹۵۹	۰/۰۲۹	۰/۰۰۸	۰/۰۲۱
۳۵۰	۰/۴۳۷	۰/۵۰۷	۰/۹۴۴	۰/۰۱۳	-۰/۰۰۹	۰/۰۲۲	۰/۵۶۹	۰/۳۸۹	۰/۹۵۸	۰/۰۳۱	۰/۰۰۸	۰/۰۲۳
۳۶۰	۰/۵۴۸	۰/۳۷۷	۰/۹۲۵	۰/۰۱۷	-۰/۰۰۹	۰/۰۲۵	۰/۶۹۰	۰/۲۳۳	۰/۹۲۳	۰/۰۳۶	۰/۰۰۸	۰/۰۲۷
۳۷۰	۰/۵۵۴	۰/۳۷۷	۰/۹۳۱	۰/۰۱۵	-۰/۰۰۹	۰/۰۲۴	۰/۶۸۰	۰/۲۴۶	۰/۹۲۶	۰/۰۳۴	۰/۰۰۸	۰/۰۲۶
۳۸۰	۰/۵۳۴	۰/۳۸۹	۰/۹۲۳	۰/۰۱۷	-۰/۰۰۹	۰/۰۲۶	۰/۶۸۵	۰/۲۳۹	۰/۹۲۴	۰/۰۳۶	۰/۰۰۸	۰/۰۲۸
۳۹۰	۰/۳۵۶	۰/۶۴۰	۰/۹۹۶	۰/۰۰۲	-۰/۰۰۹	۰/۰۱۱	۰/۳۸۶	۰/۶۲۵	۱/۰۱۱	۰/۰۱۹	۰/۰۰۸	۰/۰۱۱
Mean	۰/۴۸۹	۰/۴۵۴	۰/۹۴۲	۰/۰۱۳	-۰/۰۰۹	۰/۰۲۲	۰/۶۰۷	۰/۳۳۹	۰/۹۴۷	۰/۰۳۱	۰/۰۰۸	۰/۰۲۳
Std	۰/۰۸۱	۰/۱۰۵	۰/۰۲۸	۰/۰۰۷	۰/۰۰۴	۰/۰۰۵	۰/۱۰۹	۰/۱۴۰	۰/۰۳۲	۰/۰۱۱	۰/۰۱۱	۰/۰۰۶

جدول ۷: میانگین کَششهای نهاده (E)، و تغییرات فنی تولید (TC)،
با فرض بازدهی ثابت به مقیاس

روند مجرد زمانی						روند زمانی متعدد				
Year	E_K	E_L	TC	Pure	Nonn	E_K	E_L	TC	Pure	Nonn
۱۳۵۰	۰/۴۴۹	۰/۵۵۴	-۰/۰۲۰	-۰/۰۲۲	۰/۰۰۲	۰/۴۳۹	۰/۵۶۱	۰/۰۰۲	-۰/۰۰۷	۰/۰۰۹
۱۳۵۱	۰/۴۴۴	۰/۵۵۶	-۰/۰۱۹	-۰/۰۲۱	۰/۰۰۲	۰/۴۴۴	۰/۵۵۶	۰/۰۰۴	-۰/۰۰۶	۰/۰۱۰
۱۳۵۲	۰/۴۴۸	۰/۵۵۲	-۰/۰۱۸	-۰/۰۲۰	۰/۰۰۲	۰/۴۵۳	۰/۵۶۷	۰/۰۰۵	-۰/۰۰۴	۰/۰۰۹
۱۳۵۳	۰/۴۵۷	۰/۵۴۳	-۰/۰۱۷	-۰/۰۱۹	۰/۰۰۲	۰/۴۵۴	۰/۵۳۶	۰/۰۰۶	-۰/۰۰۳	۰/۰۰۹
۱۳۵۴	۰/۴۴۸	۰/۵۵۳	-۰/۰۱۶	-۰/۰۱۸	۰/۰۰۲	۰/۴۶۵	۰/۵۳۵	۰/۰۰۸	-۰/۰۰۱	۰/۰۱۰
۱۳۵۵	۰/۴۳۳	۰/۵۶۷	-۰/۰۱۵	-۰/۰۱۷	۰/۰۰۲	۰/۴۵۳	۰/۵۳۷	۰/۰۱۱	-۰/۰۰۰	۰/۰۱۰
۱۳۵۶	۰/۴۰۸	۰/۵۹۲	-۰/۰۱۳	-۰/۰۱۶	۰/۰۰۲	۰/۴۵۴	۰/۵۴۶	۰/۰۱۴	-۰/۰۰۲	۰/۰۱۲
۱۳۵۷	۰/۴۰۱	۰/۵۹۹	-۰/۰۱۲	-۰/۰۱۴	۰/۰۰۲	۰/۴۰۶	۰/۵۹۴	-۰/۰۰۹	-۰/۰۱۶	۰/۰۰۷
۱۳۵۸	۰/۴۱۶	۰/۵۸۴	-۰/۰۱۱	-۰/۰۱۳	۰/۰۰۲	۰/۴۱۸	۰/۵۸۲	-۰/۰۰۶	-۰/۰۱۳	۰/۰۰۷
۱۳۵۹	۰/۴۳۲	۰/۵۶۸	-۰/۰۱۰	-۰/۰۱۲	۰/۰۰۲	۰/۴۳۰	۰/۵۷۰	-۰/۰۰۴	-۰/۰۱۰	۰/۰۰۶
۱۳۶۰	۰/۴۳۵	۰/۵۶۵	-۰/۰۰۹	-۰/۰۱۱	۰/۰۰۲	۰/۴۳۶	۰/۵۶۴	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۷	۰/۰۰۶
۱۳۶۱	۰/۴۶۵	۰/۵۳۵	-۰/۰۰۸	-۰/۰۱۰	۰/۰۰۲	۰/۴۵۶	۰/۵۶۴	۰/۰۰۱	-۰/۰۰۴	۰/۰۰۵
۱۳۶۲	۰/۴۶۶	۰/۵۳۴	-۰/۰۰۷	-۰/۰۰۹	۰/۰۰۲	۰/۴۶۰	۰/۵۴۰	۰/۰۰۴	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۵
۱۳۶۳	۰/۴۶۵	۰/۵۳۴	-۰/۰۰۶	-۰/۰۰۸	۰/۰۰۲	۰/۴۶۲	۰/۵۳۸	۰/۰۰۷	۰/۰۰۲	۰/۰۰۵
۱۳۶۴	۰/۴۶۰	۰/۵۴۰	-۰/۰۰۵	-۰/۰۰۷	۰/۰۰۲	۰/۴۶۳	۰/۵۳۸	۰/۰۱۰	۰/۰۰۵	۰/۰۰۶
۱۳۶۵	۰/۴۴۹	۰/۵۵۱	-۰/۰۰۴	-۰/۰۰۷	۰/۰۰۲	۰/۴۶۰	۰/۵۴۰	۰/۰۱۴	۰/۰۰۸	۰/۰۰۶
۱۳۶۶	۰/۴۵۱	۰/۵۴۹	-۰/۰۰۳	-۰/۰۰۵	۰/۰۰۲	۰/۴۶۴	۰/۵۳۶	۰/۰۱۶	۰/۰۱۱	۰/۰۰۶
۱۳۶۷	۰/۴۵۱	۰/۵۴۹	-۰/۰۰۲	-۰/۰۰۴	۰/۰۰۲	۰/۴۶۷	۰/۵۳۳	۰/۰۱۹	۰/۰۱۲	۰/۰۰۶
۱۳۶۸	۰/۴۵۵	۰/۵۴۵	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۳	۰/۰۰۲	۰/۴۷۳	۰/۵۲۷	۰/۰۲۲	۰/۰۱۷	۰/۰۰۶
۱۳۶۹	۰/۴۵۴	۰/۵۴۶	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۲	۰/۴۷۶	۰/۵۲۴	۰/۰۲۵	۰/۰۱۹	۰/۰۰۶
۱۳۷۰	۰/۴۸۰	۰/۵۲۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۲	۰/۴۹۴	۰/۵۰۶	۰/۰۲۷	۰/۰۲۲	۰/۰۰۵
۱۳۷۱	۰/۴۸۳	۰/۵۱۷	۰/۰۰۲	۰/۰۰۱	۰/۰۰۲	۰/۴۹۹	۰/۵۰۱	۰/۰۳۰	۰/۰۲۵	۰/۰۰۵
۱۳۷۲	۰/۴۷۸	۰/۵۲۲	۰/۰۰۳	۰/۰۰۲	۰/۰۰۲	۰/۴۹۹	۰/۵۰۱	۰/۰۳۳	۰/۰۲۸	۰/۰۰۵
۳۱۰	۰/۴۱۲	۰/۵۸۸	-۰/۰۰۸	-۰/۰۱۰	۰/۰۰۲	۰/۴۳۸	۰/۵۵۳	۰/۰۱۲	۰/۰۰۳	۰/۰۰۹
۳۲۰	۰/۴۶۶	۰/۵۳۴	-۰/۰۰۹	-۰/۰۱۰	۰/۰۰۲	۰/۴۶۸	۰/۵۳۲	۰/۰۱۰	۰/۰۰۳	۰/۰۰۶
۳۳۰	۰/۴۷۴	۰/۵۳۴	-۰/۰۰۹	-۰/۰۱۰	۰/۰۰۱	۰/۴۷۴	۰/۵۳۷	۰/۰۰۹	۰/۰۰۳	۰/۰۰۶
۳۴۰	۰/۴۴۲	۰/۵۵۸	-۰/۰۰۸	-۰/۰۱۰	۰/۰۰۲	۰/۴۵۴	۰/۵۴۶	۰/۰۱۱	۰/۰۰۳	۰/۰۰۷
۳۵۰	۰/۴۰۳	۰/۵۹۸	-۰/۰۰۸	-۰/۰۱۰	۰/۰۰۲	۰/۴۳۲	۰/۵۶۸	۰/۰۱۲	۰/۰۰۳	۰/۰۰۹
۳۶۰	۰/۴۷۲	۰/۵۲۶	-۰/۰۰۹	-۰/۰۱۰	۰/۰۰۱	۰/۴۳۷	۰/۵۲۷	۰/۰۰۹	۰/۰۰۳	۰/۰۰۶
۳۷۰	۰/۴۹۰	۰/۵۱۰	-۰/۰۰۹	-۰/۰۱۰	۰/۰۰۱	۰/۴۸۲	۰/۵۱۸	۰/۰۰۹	۰/۰۰۳	۰/۰۰۵
۳۸۰	۰/۴۵۸	۰/۵۴۲	-۰/۰۰۹	-۰/۰۱۰	۰/۰۰۲	۰/۴۵۴	۰/۵۳۶	۰/۰۱۰	۰/۰۰۳	۰/۰۰۶
۳۹۰	۰/۴۲۰	۰/۵۸۰	-۰/۰۰۸	-۰/۰۱۰	۰/۰۰۲	۰/۴۴۲	۰/۵۵۸	۰/۰۱۲	۰/۰۰۳	۰/۰۰۸
Mean	۰/۴۴۹	۰/۵۵۱	-۰/۰۰۸	-۰/۰۱۰	۰/۰۰۲	۰/۴۵۸	۰/۵۴۲	۰/۰۱۰	۰/۰۰۳	۰/۰۰۷
Std	۰/۰۴۵	۰/۰۴۵	۰/۰۰۷	۰/۰۰۷	۰/۰۰۱	۰/۰۳۲	۰/۰۳۲	۰/۰۰۲	۰/۰۱۲	۰/۰۰۳

References

- 1- Amuzegar, J. (1991). *The Dynamics of the Iranian Revolution*. Albany, Suny Press.
- 2- Baltagi, B. H. (1995). *Econometric Analysis of Panel Data*. John Wiley & Sons.
- 3- Baltagi, B. H. and Griffin J. M. (1988a). A General Index of Technical Change. *Journal of Political Economy* 96, 20-41.
- 5- Baltagi, B. H. and Griffin J. M. (1988b). A Generalized Error Component Model with Hetero - scedastic Disturbances. *International Economic Review* 29, 745-753.
- 6- Bank Markazi (Central Bank of Iran). *Annual Report and Balance sheet, Various Issues*.
- 7- Chambers, R. G. (1988). *Applied Production Analysis: A Dual Approach*. Cambridge Univer - sity Press.
- 8- Christensen, L. R., Jorgenson D. W. and Lau L. J. (1973). Transcendental Logarithmic Pto duction Frontiers. *The Review of Economics and Statistics* 55, 28-45.
- 9- Diewert, W. E. (1981). The Theory of Total Factor Productivity Measurement in Regulated Industries, in *Productivity Measurement in Regulated Industries*, Eds, T. G. Cowing and R. E. Stevenson, New York, Academic press.
- 10- Greene, W. H. (1993). *Econometric Analysis*. Second Edition, Macmillan Publishing Co.
- 11- Heshmati, A. (1994). Estimating Random Effects Production Function Models with Selectivity Bias: An Application to Swedish Crop Producers. *Agricultural Economics* 11, 171-189.
- 12- Heshmati, A. (1996). On the Single and Multiple Time Trends Representations of Technical Change. *Applied Economics Letters* 3, 495-499.

- 13- Hicks, J. R. (1963). *The Theory of Wages*. Second Edition, Macmillan.
 - 14- Hsiao, C. (1986). *Analysis of Panel Data*. Cambridge University Press.
 - 15- Iranian National Bureau of Statistics (1990). *Iran in the Mirror of Statistics*. Tehran.
 - 16- Karshenas, M. (1990). *Oil, State, and Industrialization in Iran*. Cambridge University Press.
 - 17- Khazai, A. (1982). *Production Resources and Industrial Employment: The Causes of Low Capacity Utilization of Production Resources in Manufacturing Industries 1979-1981*. Plan and Budget Organization in Iran. Tehran (in Persian).
 - 18- Kumbhakar, S. C., and Heshmati A. (1996). *Technical Change and Total Factor Productivity Growth in Swedish Manufacturing Industries*. *Econometric Reviews* 15, 275-298.
 - 19- Kumbhakar, S. C., and Hjalmarsson L. (1995). *Decomposing Technical Change with Panel Data: An Application to Swedish Public Administration*. *Scandinavian Journal of Economics* 97, 309-323.
 - 20- Tinbergen, J. (1942). *Zur theorie der langfristigen Wirtschaftsentwicklung*. *Weltwirtschaftliches Archiv* 55, 511-49.
- Varian, H. R. (1992). *Microeconomic Analysis*. W.W. Norton & Company, Inc.