

ارزیابی مقایسه‌ای کارایی فنی در صنعت سیمان ایران (رهیافت مدل‌های مرزی تصادفی)

علیمراد شریفی

استادیار گروه اقتصاد، دانشکده‌ی علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان

رحمان خوش اخلاق

استاد گروه اقتصاد، دانشکده‌ی علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان

کیومرث آقائی

استادیار گروه اقتصاد، دانشکده‌ی علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان

بیژن خیامباشی

دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده‌ی علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان

تاریخ دریافت: ۸۷/۹/۱۶ تاریخ پذیرش: ۸۸/۷/۷

چکیده

در سال‌های اخیر مدل‌هایی برای تخمین کارایی فنی تغییر پذیر در زمان پیشنهاد گردیده است. این مدل‌ها از نظر ویژگی و نتایج با یکدیگر تفاوت داشته و هر یک دارای خصوصیت‌های مربوط به خود می‌باشد. این مطالعه در فضای تولید مرزی به مقایسه و بررسی دو مدل "کارایی فنی متغیر در طول زمان" مطرح شده در ادبیات مرزی تصادفی، یعنی مدل کورنول، اشمیت، و سیکلز (۱۹۹۰، CSS) و مدل لی و اشمیت (۱۹۹۳، LS) می‌پردازد. سپس به منظور گسترش مدل LS و آزاد سازی فرض یکسان بودن روند زمانی برای تمامی واحدها، با معرفی مدل روندهای زمانی با ویژگی گروهی واحدها (GS، ۲۰۰۶)، و با در نظر گیری فرم تابعی پارامتریک برای رفتار زمانی گروه‌ها در این مدل به تخمین پارامترهای اصلی مدل و پارامترهای اثر گذار هر گروه پرداخته می‌شود. مشاهدات مورد استفاده در این مطالعه درباره تمامی کارخانه‌های فعال سیمان در ایران (۳۳ کارخانه) برای دوره‌ی زمانی ۸۴-۱۳۷۵ می‌باشد.

نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که برخلاف مشابهت‌ها تفاوت‌های اساسی میان مدل‌ها وجود دارد. در مجموع مدل GS به دلیل در نظر گیری تفکیک ویژگی‌های مشترک واحدها به همراه روند زمانی خاص برای هر گروه نتایج دقیق‌تری را نسبت به سایر مدل‌ها به خود اختصاص داده است. این آزمون در زمینه ویژگی مقیاس ظرفیت واحدها و طبقه‌بندی در سه گروه واحدهای تولید بالای ۳۰۰۰ تن، بین ۱۰۰۰-۳۰۰۰ تن، و زیر ۱۰۰۰ تن انجام گرفته است که متوسط کارایی برای گروه‌های اول، دوم، و سوم به ترتیب ۰/۸۱، ۰/۹۳ و ۰/۷۵ را به همراه داشته است. چنین نتیجه‌ای برای دو مدل LS و CSS تنها به صورت جمعی برای تمامی واحدها قابل دستیابی است، که به ترتیب ارقام متوسط ۰/۸۴ و ۰/۷۶ را ارائه می‌دهند. این یافته مهم را می‌توان برای کشش نهاده‌ها و کشش مقیاس به تفکیک گروه‌ها و یا تک تک واحدها نیز مشاهده نمود، که در انجام سیاست گذاری‌های تعرفه‌ای نهاده‌ها درباره هر گروه اهمیت دارد.

طبقه‌بندی JEL: C23, C51, D21, L61

کلید واژه: تحلیل مرزی تصادفی، داده‌های تابلویی با اثرات ثابت، کارایی فنی متغیر در طول زمان، ویژگی گروهی، صنعت سیمان، ایران.

۱- مقدمه

در جوامع پیشرفته صنایع بزرگ تولیدی با توجه به اثرات همه جانبه‌ای که از خود به جای می‌گذارند دارای اهمیت ویژه بوده و زیر بنای توسعه را در کشور تشکیل می‌دهند. ایجاد انواع مشاغل فرودست به‌طور مستقیم و غیرمستقیم و اختصاص بخشی مهمی از تولید ناخالص ملی کشور و به‌دنبال آن تامین و ارتقاء رفاه افراد جامعه امروز و تکمیل زیربنا و بنیان‌ها برای فزونی بخشیدن به ظرفیت‌های تولیدی نسل‌های آینده بر اهمیت نگرش خاص علمی در این صنایع و صنایع وابسته می‌افزاید. بدین منظور مطالعه عملکرد واحدهای صنایع بزرگ تولید کننده‌ی سیمان در ایران با حجم ظرفیت تقریبی تولید ۵۰ میلیون تن در سال دارای اهمیت ویژه‌ای می‌باشد. حجم عظیم تجهیزات سرمایه‌ای و استفاده بسیار زیاد از نهاده انرژی در صنعت سیمان، لزوم استفاده هرچه بهتر و کارا تر از واحدهای تولیدی آن‌را را ایجاب می‌نماید.

عموماً هدف اولیه تولیدکنندگان واحدها می‌تواند توسط جستجو برای اجتناب از هدر دادن منابع به‌وسیله حداکثر کردن ستاده از یک بردار نهاده معین و یا به‌وسیله حداقل نمودن نهاده‌های مورد استفاده در تولید برای رسیدن به یک سطح مشخص ستاده حاصل گردد. در این صورت مفهوم کارایی فنی مطرح می‌شود. در حقیقت هدف، اجتناب از به هدر دادن منابع توسط تولیدکنندگان و رسیدن به بالاترین میزان کارایی فنی است و هرگاه این مفهوم در مسیر زمان دیده شود نتایج مطلوب‌تری را به همراه خواهد داشت.

هدف اصلی این مقاله، مطالعه کارایی فنی متغیر در طول زمان^۱ واحدهای صنعت سیمان ایران در فضای تحلیل مرزی تصادفی^۲ می‌باشد. روشی که در آن برای تشخیص ناکارایی فنی شوک‌های تصادفی از تغییر کارایی جدا می‌شود. در مدل مرزی تصادفی با کارایی متغیر در طول زمان همواره ساختار تکنولوژی تولید طی زمان ثابت نبوده و رویکردهای متعددی برای جمله پسماند وجود دارد، که با به‌کارگیری داده‌ها به صورت تابلویی^۳ در برآزش روابط مرزی تولید، ناهماهنگی میان واحدهای تولیدی و کنترل موارد نادیده توسط عرض از مبدأ مشخص در نظر گرفته خواهد شد. بنابراین یکی از هدف‌های اصلی این مطالعه انجام مقایسه میان رویکردهای مختلف کارایی فنی متغیر در طول

1- Time – Varying.

2- Stochastic Frontier Analysis (SFA).

3- Panel Data .

زمان و مشاهده این مسئله که آیا تفاوت قابل توجهی مابین تحلیل کارایی مدل‌های مختلف این پدیده وجود دارد یا خیر؟

ادامه مطالب این مطالعه به صورت زیر سازمان یافته است. در بخش بعدی ضمن معرفی پیشینه تحقیق به تعدادی از مطالعات مهم در رابطه با موضوع پرداخته می‌شود. در بخش سوم مدل‌های متداول کارایی متغیر در طول زمان و ویژگی‌های هر یک معرفی خواهند شد. بخش چهارم به ساختار داده‌های مورد استفاده اختصاص یافته سپس نتایج تجربی مطالعه در بخش پنجم ارائه می‌گردد، و بخش انتهایی نیز به نتیجه‌گیری از مطالعه اختصاص می‌یابد.

۲- پیشینه موضوع و مطالعات انجام شده

بعد از گذشت نیم قرن از انتشار مقاله بنیادین فارل^۱ (۱۹۵۷) و بعد از آن مقاله مهم ایگنروچو^۲ (۱۹۶۸) به‌عنوان مبدأ تاریخی نظریه تحلیل مرزی، پیشرفت‌های زیادی در ادبیات این موضوع در دو دهه‌ی اخیر انجام گرفته است. در یک طبقه‌بندی عمومی توابع مرزی را می‌توان به دو دسته پارامتری و ناپارامتری تقسیم نمود. در گروه اول جزء ناکارایی تولید توسط یک تابع توزیع احتمال مشخص بیان می‌شود، در حالی که در گروه دوم این جزء بدون در نظر گرفتن یک تابع توزیع آماری مورد توجه قرار می‌گیرد. بررسی کامل و خصوصیات این موارد را می‌توان در آثار لاول^۳ (۱۹۹۳) و گرین^۴ (۱۹۹۳) مشاهده نمود.

در نگاه جزئی‌تر به موضوع مدل‌های مرزی پارامتری نیز بنوبه خود شامل دو مجموعه مدل‌های تحلیل مرزی معین (DFA)^۵ و تحلیل مرزی تصادفی (SFA) می‌گردد. مدل‌های مجموعه اول توسط زلنر و ریوانکار^۶ (۱۹۶۹) و مدل‌های مجموعه‌ی دوم برای اولین بار توسط ایگنر، لاول و اشمیت^۷ (۱۹۷۷)، باتیسی و کورا^۸ (۱۹۷۷) و سپس گرین (b) (۱۹۸۰) و لی و اشمیت^۹ (۱۹۹۳) بسط و توسعه یافته‌اند. در مجموعه

-
- 1- Farrell.
 - 2- Aigner and Chu.
 - 3- Lovell.
 - 4- Green.
 - 5- Deterministic Frontier Analysis.
 - 6- Zellener and Revankar.
 - 7- Aigner, et al.
 - 8- Battese and Corra.
 - 9- Lee and Schmite.

مدل‌های ناپارامتری می‌توان به مدل‌های تحلیل فراگیر داده‌ها^۱ (DEA) که در حقیقت یک روش برنامه‌ریزی ریاضی بوده اشاره نمود. تکنیک‌های مرسوم در این مدل‌ها که بهترین عملکرد از تمامی مشاهدات را ارائه می‌کند، تمام انحرافات را به عدم کارایی ربط می‌دهند، سیفورد^۲ (۱۹۹۴)، کوپر و همکاران^۳ (۲۰۰۴). بدین ترتیب بیش‌تر به‌عنوان یک ابزار عمومی و مدیریتی در تحلیل‌های تجربی مورد استفاده قرار می‌گیرند.

هر دو روش تحلیل فراگیر داده‌ها (DEA) و تحلیل مرزی معین (DFA) مستلزم هیچ‌یک از فروض توزیع احتمال درباره کارایی نبوده و به‌دلیل این‌که هیچ ویژگی احتمالی در آن‌ها اعمال نمی‌گردد، در این صورت تمامی تغییرات مابین واحدهای تصمیم‌گیرنده (DMUs)^۴ به عنوان عدم کارایی تفسیر می‌شود، یالمارشون و همکاران^۵ (۱۹۹۶). جذابیت اصلی مدل‌های تحلیل مرزی تصادفی (SFA) که به مدل‌های جزء خطا^۶ نیز معروفیت داشته، جداسازی اثرات تصادفی از اثرات مربوط به ناکارایی واحدهای تصمیم‌گیرنده است، ضمن این‌که با در نظر گرفتن داده‌های تابلویی در این مدل‌ها، منجر به حذف برخی فروض قوی شده و بنابراین در مجموع برآورد مناسب‌تری از روندهای زمانی در ناکارایی فنی واحدها به‌دست می‌آید، کوئیلی و همکاران^۷ (۱۹۹۸).

از دیدگاه روندهای زمانی^۸ کارایی فنی در مدل‌های SFA دو نگرش اصلی بسط و توسعه یافته است. در نگرش اول فرض می‌شود که ساختار تکنولوژی در طول زمان ثابت و هیچ تغییر فنی رخ نمی‌دهد. به‌عبارت دیگر طرفداران این ایده کارایی فنی را در طول زمان تغییر ناپذیر^۹ می‌دانند، و یا این‌که جزء ناکارایی معادله‌ی اصلی به‌عنوان یک پارامتر ثابت در نظر گرفته می‌شود. آثار پیت ولی^{۱۰} (۱۹۸۱)، اشمیت و سیکلز^{۱۱} (۱۹۸۴)، باتیسی و کوئیلی^{۱۲} (۱۹۹۲) بر این نگرش استوار است. در مقابل در نگرش گروه دوم که مطالعات آن‌ها تا به امروز ادامه دارد، فرض می‌شود ساختار تکنولوژی طی زمان تغییرپذیر باشد، به‌عبارت دیگر جزء ناکارایی به‌عنوان تابعی از زمان تعریف می‌شود. در

1- Data Envelopment Analysis.

2- Seiford.

3- Cooper, et al.

4- Decision Making Units.

5- Hjalmarsson, et al.

6- Error Component Model.

7- Coelli, et al.

8- Temporal Patterns.

9- Time – Invariant.

10- Pitt and Lee.

11- Schmidt and Sickles.

12- Battese and Coelli.

زمینه کارهای تجربی انجام گرفته در این مورد می‌توان آثار کورنول و همکاران^۱ (۱۹۹۰)، کامبکار^۲ (۱۹۹۰)، باتیسی و کوئیلی (۱۹۹۲)، یالمارشون و همکاران (۱۹۹۶)، کوتفاس^۳ (۲۰۰۰)، هان و همکاران^۴ (۲۰۰۵) و لی^۵ (۲۰۰۶) را معرفی نمود. در ادامه به چند مطالعه انجام شده مرتبط با موضوع اشاره می‌شود.

یالمارشون، کامبکار و حشمتی (۱۹۹۶) در مطالعه‌ای به مقایسه و تحلیل مابین روش‌های DEA، DFA و SFA بر پایه مشاهدات مربوط به ۱۵ کارخانه سیمان کشور کلمبیا پرداخته‌اند. سؤال اصلی مطالعه این است که آیا اختلاف کلی در تخمین‌های کارایی ما بین این سه رویکرد وجود دارد؟ نتایج به‌دست آمده در هر مورد متفاوت است. رویکرد DEA دامنه‌ی بزرگی از سطوح مقیاس بهینه و DFA یک سطح ثابت از مقیاس بهینه را ایجاد می‌نماید، و در نهایت مدل SFA دلالت بر بازده ثابت به مقیاس دارد. به طور کلی رتبه‌های کارایی و روند زمانی کارایی در بین مدل‌های متفاوت تغییر می‌نماید. هم‌چنین تمامی مدل‌ها یک روند کاهنده و ملایم را برای کارایی در طول زمان به‌دست می‌دهند.

کوتفاس (۲۰۰۰) در رساله‌ی دوره‌ی دکتری خود، کارایی فنی دینامیکی و تغییر بهره‌وری تحت برنامه‌ریزی مرکزی در صنعت سیمان رومانی را برای ده واحد تولیدی مورد بررسی قرار داده است. تحلیل او بر پایه استفاده از نگرش گونه‌های متفاوتی از مدل‌های مرزی تصادفی است. نتایج کلی به‌دست آمده تفاوت اساسی رتبه‌های کارایی، روند زمانی کارایی و پیشرفت فنی را در میان مدل‌های مختلف مشخص می‌نماید. بر اساس نتایج تجربی به‌دست آمده به طور کلی در تمامی مدل‌های مورد بررسی بازده فزاینده به مقیاس برای تمامی سال‌ها مشاهده گردیده ولی این بازده در بین مدل‌ها با تغییرات اساسی همراه است. مهم‌ترین دستاورد این مطالعه حاکی از آن است که صنعت سیمان رومانی قبل از انقلاب سال ۱۹۸۹، دارای نرخ پائین پیشرفت فنی و کارایی فنی زیر اندازه بهینه بوده است.

لی (۲۰۰۶)، به منظور تعمیم مطالعه قبلی خود، یعنی لی و اشمیت (۱۹۹۳) که در آن یک روند زمانی یکسانی از ناکارایی فنی بر روی تمامی بنگاه‌ها مورد نظر بوده است، برای توسعه یک مدل مرزی تولید تصادفی اقدام به حذف فرض روندهای زمانی یکسان

1- Cornwell, et al.

2- Kumbhakar.

3- Cotfas.

4- Han, et al.

5- Lee.

و محدودیت فرم‌های خاص روند زمانی، بدون تحمیل سایر محدودیت‌ها نموده است. نتایج آزمون تجربی مدل که در مورد مزارع برنج دهکده‌های مختلف کشور اندونزی است نشان می‌دهد که وقتی گروه‌های متفاوت از نمونه مزارع معرفی گردد، نتیجه مناسب‌تری را نسبت به وضعیت بدون در نظرگیری گروه‌بندی حاصل نموده و انعطاف پذیری مدل را به اثبات می‌رساند.

۳- توصیف مدل‌ها

در ادبیات تولید مرزی تصادفی از دیدگاه روندهای زمانی برای محاسبه کارایی واحدهای تصمیم‌گیرنده دو نگرش اصلی مطرح شده است. در این بخش در ابتدا به معرفی مدل پایه مرزی تصادفی پرداخته می‌شود، سپس به کمک نگرش گروه دوم یعنی دیدگاهی که کارایی فنی واحدها در طول زمان تغییرپذیر بوده به معرفی مدل‌های مرتبط با جزء ناکارایی پرداخته خواهد شد.

یک مدل پایه تولید مرزی با در نظرگیری داده‌های تابلویی به فرم عمومی زیر بیان می‌شود:

$$Y_{it} = f(X_{it}; \beta) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$Y_{it} = \beta_0 + X'_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad \text{و یا} \quad (2)$$

که در آن Y_{it} معرف میزان ستاده یا محصول بنگاه i ام ($i = 1, 2, \dots, N$) در زمان t ام ($t = 1, 2, \dots, T_i$); $f(\cdot)$ بیان گر تکنولوژی تولید؛ X_{it} نشان گر ماتریس متجانس از K نهاده، و β نیز بردار نامعلوم $1 \times K$ از ضرائب است که بایستی برآورد شود. در فرم تابع (۲) جمله خطا ε_{it} به صورت زیر معرفی می‌شود:

$$\varepsilon_{it} = v_{it} - u_{it} \quad (3)$$

در این عبارت v_{it} معرف اخلاص آماری است، و آنگونه که باتیسی و کوئیلی (۱۹۹۲) عنوان می‌کنند، فرض می‌شود $v_{it} \sim iid(0, \sigma_v^2)$ و بیان‌کننده آن اثراتی است که خارج از کنترل بنگاه باشد. نظیر دسترسی به مواد اولیه، قوانین و تمایلات بازار نیروی انسانی، مقررات تجاری و بازرگانی، میزان خطا در متغیرهای مستقل و متغیرهای توضیحی به جا مانده، همچنین $u_{it} \geq 0$ بیان‌کننده‌ی میزان ناکارایی فنی و یا اثرات خاص مربوط به هر بنگاه است. به عبارت دیگر مجموعه عواملی است که از جانب بنگاه قابل کنترل بوده

و توسط اختلاف ما بین تولید واقعی و تولید بالقوه یک بنگاه تعریف می‌شود. بنابراین با جایگذاری عبارت (۳) در معادله‌ی (۲) می‌توان نوشت:

$$Y_{it} = \alpha_{it} + X'_{it}\beta + v_{it} \quad (۴)$$

$$\alpha_{it} = \beta_0 - u_{it} \quad (۵)$$

بدیهی است β_0 عرض از مبدأ مشترک تولیدکنندگان و α_{it} عرض از مبدأ تولیدکننده‌ی i ام در دوره‌ی t می‌باشد. به پیروی از مطالعه اشمیت و سیکلز (۱۹۸۴) عرض از مبدأ مرزی^۱ در زمان t ، یعنی α_t و میزان مشخص کارایی فنی برای بنگاه i ام در زمان t ، یعنی u_{it} به ترتیب زیر برآورد می‌شود.

$$\hat{\alpha}_t = \text{Max}_i(\hat{\alpha}_{it}) \quad (t = 1, 2, \dots, T_i) \quad \text{برای هر } t \quad (۶)$$

$$\hat{u}_{it} = \hat{\alpha}_t - \hat{\alpha}_{it} \quad (۷)$$

$$TE_{it} = \exp(-\hat{u}_{it}) \quad (۸)$$

در ادبیات کارایی متغیر در طول زمان دیدگاه‌های متفاوتی برای α_{it} قابل طرح می‌باشد. این موضوع از نگاه واحدهای تولیدی در دو گروه قابل بررسی است.

۳-۱- مدل‌های روند زمانی متغیر با مشخصه یکسان برای واحدها

در مدل‌های مربوط به این گروه برای هر واحد تولیدی در هر دوره از زمان یک اثر مشخص تعیین گردیده و با توجه به فرم تابعی خاص برای α_{it} به تعیین این اثر و به تبع آن تعیین میزان کارایی فنی بنگاه‌ها و دیگر معیارهای اقتصادی پرداخته می‌شود. باید توجه داشت که در این گروه برای تمامی واحدها همواره محدودیت یکسان بودن الگوی روند زمانی مؤثر خواهد بود. مدل‌های کاربردی معروفی در دو دهه‌ی اخیر در این مورد بسط و توسعه یافته است که ادبیات کامل آن‌ها را می‌توان در کامباکار و لاول^۲ (۲۰۰۰) مطالعه نمود، در این مطالعه مدل‌های با ویژگی اثرات ثابت معرفی و مورد استفاده قرار می‌گیرند.

1- Frontier intercept.

2- Kumbhaker and Lovell.

۳-۱-۱- مدل کورنول، اشمیت و سیکلز^۱ (CSS)

کورنول و همکاران او (۱۹۹۰) در مطالعه خود اثرات خاص واحدهای تولید کننده را در طول زمان به صورت تغییرپذیر در نظر گرفتند و این کار را با جایگزینی α_{it} به عنوان یک تابع درجه‌ی دوم از زمان انجام دادند. بنابراین الگوی زمانی کارایی که به صورت انعطاف پذیر بوده توسط آنان به فرم زیر ارائه می‌گردد.

$$\alpha_{it} = \theta_{i1} + \theta_{i2}t + \theta_{i3}t^2 \quad (9)$$

در این فرم تابعی $\theta_{i1}, \theta_{i2}, \theta_{i3}$ پارامترهای ناشناخته هستند که می‌بایستی مورد تخمین قرار گیرند. بنابراین اولین هدف برآورد پارامترهای تابع تکنولوژی تولید است و سپس هدف دوم به دست آوردن تخمین زنده کارایی فنی ناشی از اثرات بنگاه‌های مختلف که با پیروی از معادلات ۶ تا ۸، تخمین کارایی فنی واحدها به دست خواهد آمد. پارامترهای تابع تولید یعنی ضرایب β را می‌توان توسط روش‌های حداقل مربعات تعمیم یافته^۲ (GLS) و یا حداکثر درست نمائی^۳ (ML) برآورد نمود.

۳-۱-۲- مدل لی و اشمیت (LS) و مدل آهن، لی و اشمیت^۴ (ALS)

ایده اصلی این نگرش توسط کيفر^۵ (۱۹۸۰) بنا نهاده شد، و متعاقب آن در مسائل تابع تولید مرزی توسط لی و اشمیت (۱۹۹۳) به کار گرفته شد و سپس توسط آهن و همکاران (۲۰۰۱)، هان و همکاران^۶ (۲۰۰۵) مورد تجزیه و تحلیل بیش تر قرار گرفت. در این دسته مدل‌ها روند زمانی نا کارایی که به صورت غیر خطی است، با فرم مشخصه‌ای به صورت زیر معرفی می‌گردد:

$$\alpha_{it} = \theta_t \cdot \delta_i \quad (10)$$

که در آن $\delta_i \geq 0$ یک اسکالر و θ_t پارامترهای نامعلوم و به عبارت دیگر مجموعه‌ای از متغیرهای مجازی زمانی هستند که بایستی برآورد شوند. این مدل که یادآور فرمول بندی تغییر تکنیکی^۷ بالتاجی و گریفین^۸ (۱۹۸۸) می‌باشد، قدری معنی دارتر و قابل انعطاف تر از مدل CSS می‌باشد، چرا که در آن جمله α_{it} و به دنبال آن جمله کارایی u_{it} از دیدگاه روند زمانی به یک فرم خاص پارامتری محدود نمی‌شود، هم چنین

3- Cornwell et al.
1- Generalized Least Squares.
3- Maximum Likelihood.
4- Ahn et al.
5- Kiefer.
6- Han et, al.
8- Technical Change.
9- Baltttagi and Griffin.

الگوی زمانی کارایی برای تمامی واحدهای تولید کننده یکسان در نظر گرفته می‌شود. این مدل به‌طور عمده برای داده‌های سری زمانی کوتاه مناسب است، زیرا به برآورد $T-1$ پارامتر اضافی نیازمند می‌باشد. با قدری دقت متوجه خواهیم شد که اگر تمامی $\theta_t = 1$ باشد، در این صورت مدل به حالت کارایی ثابت نسبت به زمان تبدیل خواهد شد. برای تخمین ضرائب، با در نظر گرفتن فروض توزیعی درباره کارایی فنی، به کار بردن روش حداکثر درست نمایی در برآورد ضرائب مدل امکان پذیر خواهد بود. هم‌چنین لی و اشمیت (۱۹۹۳) روش گشتاور تعمیم یافته^۱ (GMM) را برای برآورد ضرائب مدل پیشنهاد می‌نمایند.

۳-۲- مدل‌های روند زمانی با مشخصه گروهی واحدها (GS)

در دیدگاه الگوی مشخصه گروهی واحدها این ایده مطرح می‌باشد که گروه‌های متفاوت (که در بردارنده واحدهای تصمیم‌گیرنده هستند) مجاز به داشتن رفتارهای زمانی مختلف هستند، اما روند زمانی کارایی فنی در هر گروه تعیین کننده رفتار مجموعه (واحدهای تصمیم‌گیرنده) می‌باشد و به عبارت روشن‌تر رفتار زمانی در درون هر مجموعه از واحدها مشابه ولیکن ما بین مجموعه‌ها متفاوت از یکدیگر خواهد بود. بدین ترتیب در این مدل حذف فرض روندهای زمانی منفرد برای هر واحد بدون داشتن هیچ فرض اضافی خاصی نسبت به روند زمانی مطرح خواهد بود. در حقیقت در این مدل لی (۲۰۰۶) به بسط و تکمیل مدل لی و اشمیت (۱۹۹۳) می‌پردازد، لذا پارامتر θ_t مدل LS به θ_{gt} تبدیل می‌گردد، که g نماد گروه‌ها ($g=1,2,\dots,G$) است، به نوعی که هر گروه دارای رفتار زمانی متفاوتی نسبت به گروه دیگر می‌باشد. مسئله مهم در این دیدگاه، داشتن برخی اطلاعات قبلی درباره واحدها به منظور مرتب کردن و چیدمان صحیح واحدها در داخل گروه‌هاست. بدین ترتیب یک مدل مرزی تصادفی با g گروه به صورت زیر معرفی می‌شود.

$$Y_{it} = X'_{it}\beta + \theta_{gt}\alpha_i + v_{it} \quad i \in \text{Group } g \quad (g = 1, 2, \dots, G) \quad (11)$$

که در این مدل گروه g شامل تعداد G_g واحد می‌باشد، به صورتی که $N = \sum_{g=1}^G G_g$ است، و در این صورت ضرائب متناسب با الگوی زمانی کارایی به تعداد $G(T-1)$ خواهد بود.

1- Generalized Method of Moment.

برای حل مسئله فوق با در نظرگیری فرض اثرات ثابت^۱ (FE) موضوع مهم تعداد پارامترهای مورد نظر در تخمین است که بستگی به اندازه نمونه دارد (مشکل پارامترهای مشابه^۲). بنابراین کاملاً نمی‌توان نتایج اصلی (نرمالیتی مجانبی و سازگاری^۳) را برای تخمین زنده‌های حداقل مربعات و یا حداکثر درست نمایی ارزیابی نمود. پیشنهاد لی (۱۹۹۱ و ۲۰۰۶) به کارگیری تخمین زنده حداقل مربعات متمرکز^۴ (CLS) برای حل مسئله مقادیر ویژه^۵ است. در این روش خواص مجانبی نیز نشان داده می‌شود. به هر حال روش GMM و روش ALS تعمیم یافته نیز در حل مسئله GS قابل استفاده می‌باشد (آهن و همکاران، ۲۰۰۱؛ هان و همکاران، ۲۰۰۵).

تخمین پارامترهای اصلی مسئله و پارامترهای θ_{it} در مدل GS مواقعی که سری زمانی برای واحدها کوچک و تعداد واحد زیاد و تعداد گروه‌ها محدود بوده امکان پذیر است، اما زمانی که تنوع گروه‌ها زیاد بوده، با اضافه شدن تعداد گروه‌ها مشکل تعداد پارامترها بروز نموده و تخمین پارامترها را مشکل می‌سازد. در این رابطه ایده ایجاد و به کارگیری تابع پارامتریک متغیر در طول زمان در مدل‌های گروهی مطرح می‌شود. این ایده توسط افرادی چون کامباکار (۱۹۹۰)، باتیسی و کوئیلی (۱۹۹۲) معرفی گردید، سپس هان، اورا و اشمیت (۲۰۰۵) آن را توسعه دادند. فرم عمومی مدل مرزی تصادفی با توابع پارامتریک خاص عبارت است از:

$$Y_{it} = X'_{it}\beta + \theta_t(\eta)\alpha_i + v_{it} \quad i = 1, 2, \dots, N \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (12)$$

که در این تابع، شکل مشخص ارتباط متقابل مابین تابع پارامتریک متغیر در طول زمان $\theta_t(\eta)$ و اثر خاص بنگاه، α_i دیده می‌شود. اما با به کارگیری فرم‌های خاص توابع پارامتریک برای مشخصه گروهی تغییرات زمانی در کارائی مدل به صورت زیر خواهد شد.

$$Y_{it} = X'_{it}\beta + \theta_t(\eta_g)\alpha_i + v_{it} \quad i = 1, 2, \dots, N \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (13)$$

1- Fixed Effect .
1- Incidental Parameters Problem.
2- Consistency and Asymptotic Normality.
3- Concentrated Least Squares.
4- Eigen Value Problem.

نکته‌ی شایان ذکر آن‌که در این مدل توابع پارامتریک خاص معرفی شده توسط کامباکار و باتیسی و کوئیلی و یا فرم ساختاری کورنول و همکاران او را می‌توان در رابطه‌ی (۱۳) مورد استفاده قرار داد.

۴ - ساختار داده‌ها

در ادبیات این موضوع، بیش‌تر مطالعات تجربی مربوط به کارایی و بهره‌وری بر پایه داده‌های سری زمانی شکل گرفته است، با این وجود به‌کارگیری داده‌های تابلویی این امکان را فراهم می‌سازد تا بتوان ارزیابی جزئی تری را از عملکرد نسبی تک تک واحدهای خود داشته و ارتباط بین اندازه کارایی واحدها را نیز مورد مطالعه قرار داد. به‌کارگیری داده‌های تابلویی در برآزش روابط تولید دست کم در تاریخ به موندلاک^۱ (۱۹۶۱) بر می‌گردد، اما اولین پیوند مابین استفاده از ادبیات مرزی و داده‌های تابلویی بر اساس یک اسلوب معین توسط پیت و لی (۱۹۸۱) و بعد از آن اشمیت و سیکلز (۱۹۸۴) انجام گرفت.

داده‌های مورد استفاده در این مطالعه به صورت تابلویی سازمان یافته است. این داده‌ها شامل تمامی واحدهای فعال تولیدی صنعت سیمان ایران (که ۳۳ واحد بوده)، می‌باشد و مقطع زمانی ۸۴-۱۳۷۵ را در بر می‌گیرد. چهار عامل مهم شامل انرژی، نیروی انسانی، مواد اولیه و موجودی سرمایه در هزینه‌ها و تولید سیمان نقش اساسی دارند. صنعت سیمان یکی از صنایع پرمصرف از نظر انرژی است، میزان متوسط مصرف انرژی فسیلی در صنایع سیمان ایران در حدود 950 kcal/kg برای هر تن کلینگر در سال ۱۳۸۳ بوده است، در حالی که این میزان در سطح بین‌المللی در حدود 750 kcal/kg است. برق نیز به‌عنوان یکی دیگر از نهاده‌های پرمصرف انرژی در صنایع سیمان نیازمند مدیریت مصرف است. متوسط مصرف برق برای تولید هر تن سیمان ایران 105 kWh می‌باشد، در حالی که استاندارد جهانی آن در حدود $70-75 \text{ kWh}$ است.^۲

ستاده واحدهای تولید کننده در صنعت سیمان به‌صورت یک محصول کاملاً همگن به نام سیمان پرتلند می‌باشد که با فرایند روش معمول "خشک" و در مواردی روش "تر" به‌دست می‌آید. مسلماً فرایند تولید به روش "تر" ضرائب نهاده انرژی بالاتری

1- Mundlak.

۲- ترازنامه‌ی انرژی کشور (۱۳۸۳).

نسبت به روش "خشک" دارد، به همین دلیل در بسیاری از کشورها و لزوماً ایران نسبت به جایگزینی روش "خشک" اقدامات وسیعی انجام گرفته است. فرآیند تولید این محصول با استخراج سنگ آهک به عنوان مواد اولیه از معادن و انجام مراحل متعدد شامل آسیاب سنگ آهک، پخت، مخلوط، تهیه ماده آهکی مانند به نام کلینگر و سرانجام تهیه محصول همگن سیمان انجام می‌گیرد.

داده‌های مورد استفاده عبارتند از مقادیر محصول یا تولید واقعی (Y) شامل مقادیر تولید مشاهده شده سیمان پرتلند که به صورت سالیانه بوده و برحسب تن اندازه‌گیری می‌شود. ظرفیت (C) هر کارخانه که به صورت سالیانه و برحسب تن اندازه‌گیری می‌شود و به عنوان حداکثر ظرفیت فنی قابل استفاده برای تولید تعریف می‌گردد. معیار بهره‌برداری از ظرفیت^۱ (CU) نیز به عنوان نسبت تولید واقعی مشاهده شده به ظرفیت هر کارخانه تعریف می‌شود. متغیر نهاده نیروی انسانی (L) شامل کارکنان تولیدی و غیرتولیدی می‌باشد که برحسب نفر-ساعت و به صورت سالانه مورد نظر قرار می‌گیرد. انرژی مصرفی (E) در دو دسته انرژی فسیلی (E_f) (شامل مازوت یا نفت کوره، گاز طبیعی، گازوئیل، گاز مایع، بنزین و نفت سفید) که عمدتاً به منظور پخت مواد خام و تولید کلینگر و دیگر مصارف جانبی به کار می‌رود و انرژی الکتریکی (E_e) شامل برق مصرفی کارخانه که نقش عمده‌ی آن برای آسیاب‌های مواد خام و کلینگر و محرکه کوره‌ها می‌باشد. شایان ذکر است متغیر نهاده انرژی با در نظر گرفتن واحدهای معادل حرارتی آن‌ها همسنگ و سپس تمامی اجزاء انرژی‌های فسیلی و الکتریکی با یکدیگر مجموع و برحسب مگاژول استفاده می‌گردد. متغیر مواد خام مصرفی (M) سنگ آهک و گچ مورد نیاز بوده که از معادن اطراف واحدهای تولیدی به دست می‌آید. این متغیر نیز برحسب تن و به صورت سالانه در محاسبات در نظر گرفته می‌شود.

برای تهیه داده‌های مورد نیاز، به جز مقادیر ظرفیت تولید و میزان تولید واقعی واحدها و اطلاعات عمومی و جزئی کارخانه‌ها که از اداره‌ی صنایع کانی غیرفلزی وزارت صنایع (۱۳۸۵-۱۳۷۵) به دست آمده است، تمامی آمار و اطلاعات پایه تک تک واحدهای تولید کننده شامل اطلاعات مربوط به تمامی حامل‌های انرژی مصرفی واحدها، تعداد افراد شاغل نیروی انسانی و میزان مواد خام مصرفی برای طول دوره‌ی

1- Capacity Utilization

(ظرفیت برای دوره ۳۱۰ روزه کارخانه‌ها تعریف می‌شود، بنابراین ممکن است این معیار در بعضی سال‌ها از ۱۰۰٪ بیش‌تر شود.)

مطالعه با استفاده از دو روش گردآوری شده است: (۱) مراجعه مستقیم به محل کارخانه‌ها و یا دفاتر نمایندگی آن‌ها در تهران و تکمیل پرسشنامه آماری تنظیم شده (۲) استفاده از پرسشنامه‌های طرح آمارهای کارگاه‌های صنعتی کشور بخش صنعت سیمان که به صورت سالانه (۱۳۸۵-۱۳۷۵) توسط مرکز آمار ایران با کد شناسایی تهیه گردیده است. بنابراین تمامی اطلاعات ستاده و نهاده‌ها به صورت یک ماتریس داده تابلویی با ابعاد (۵ × ۳۳۰) تهیه و تنظیم شده است. در جدول (۱) خلاصه اطلاعات جمع‌آوری شده مشاهده می‌گردد.

جدول ۱- خلاصه اطلاعات واحدهای تولیدکننده سیمان ایران (۱۳۸۴-۱۳۷۵)

متغیر	مقیاس متغیر	N (تعداد مشاهده)	Mean	STD	Minimum	Maximum
تولید (Y)	هزار تن	۳۳۰	۷۵۶/۴۶۲	۶۱۸/۷۰۷	۲۰	۲۷۵۶/۰۰۶
ظرفیت (C)	هزار تن	۳۳۰	۸۷۵/۶۱۳	۶۴۱/۷۶۲	۱۰۲/۹۶۰	۳۰۴۲
نیروی انسانی (L)	نفر	۳۳۰	۵۳۵/۷۷	۴۲۷/۹۶	۵۰	۲۵۸۷
انرژی (E)	تراژول	۳۳۰	۳۲۴۸/۶۴	۲۵۱۸/۵۳	۸۶	۱۲۷۸۷/۴۵
مواد اولیه (M)	هزار تن	۳۳۰	۸۶۵/۹۸۰	۷۲۶/۱۷۴	۲۲	۴۴۰۷/۱۳۷
بهره برداری از ظرفیت (CU)	در صد	۳۳۰	۸۳/۶۵	۲۶/۳۱	۲۹/۴	۱۳۹

۵- نتایج تجربی

۵-۱- تخمین پارامترها

در این بخش با استفاده از مدل پایه تولید مرزی و دیگر مدل‌های رویکردی که در بخش دوم بیان گردید تخمین کارائی فنی متغیر در طول زمان برای مشاهدات تمامی واحدهای تولیدی سیمان ایران در طول دوره مطالعه انجام می‌پذیرد. هدف اصلی به دست آوردن اطلاعات کافی به منظور توسعه نتایج به دست آمده از اثر سه گونه مدل رویکردی در تابع تولید مرزی و طرح این سؤال که بین نتایج به دست آمده از دو مدل LS, CSS چه تشابهی وجود دارد؟ در مرحله‌ی بعد با استفاده از مدل تعمیم یافته GS, می‌خواهیم بدانیم که اثر گروهی و دسته‌بندی واحدها با اعمال ساختار تابعی برای گروه‌ها چه تأثیری در نتایج حاصله ایجاد خواهد نمود؟

۱- یک تراژول (Terajoule) که با نماد اختصاری TJ بیان می‌شود برابر با 10^{12} ژول می‌باشد، و یک مگاژول (Megajoule) که با نماد MJ بیان می‌شود برابر با 10^6 ژول می‌باشد.

برای بیان نوع ساختار تکنولوژی مورد نظر در مدل اصلی این مطالعه و به منظور اجتناب از محدودیت‌های خاص، فرم تابعی انعطاف پذیر ترانسلوگ که توانایی در نظر گرفتن تراکنش نهاده‌ها و ارتباط نهاده‌ها با عامل زمان را دارد، انتخاب گردیده است. بنابراین فرض می‌شود که تابع تکنولوژی تولید صنایع سیمان در ایران به صورت زیر بیان گردد:

$$Y_{it} = \beta_0 + \sum_j \beta_j X_{jit} + \beta_t t + \frac{1}{\gamma} \left(\sum_j \sum_k \beta_{jk} X_{jit} X_{kit} + \beta_{tt} t^2 \right) + \sum_j \beta_{jt} X_{jit} t + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

که در آن Y_{it} مشخصه لگاریتم ستاده واحد تولید کننده‌ی i ام در زمان t ام، X_{jit} مشخصه برداری از لگاریتم K نهاده که برای تمامی واحدها و در طول زمان تغییر می‌نماید و β نیز برداری است از تمامی پارامترهای ناشناخته که بایستی مورد تخمین قرار گیرد. t مشخصه روند زمانی است که بیان کننده نرخ تغییر فنی و یا حرکت تابع تولید در طول زمان می‌باشد. ε_{it} جزء خطا بوده که در معادله‌ی (۳) معرفی گردیده است.

برآورد ضرایب مدل مرزی با به‌کارگیری مدل‌های LS، CSS و با فرض وجود اثرات ثابت^۱ به ترتیب با استفاده از روش Within و روش OLS خطی با انجام تکرارهای عددی^۲ لازم انجام گرفته است. در برآورد نتایج مدل GS نیز از تخمین زنده CLS به عنوان راه حلی مناسب برای مسئله مقادیر ویژه استفاده گردیده است.

شرایط محاسباتی طولانی ایجاد می‌نمود تا برای برآوردها در هر سه حالت برنامه‌های محاسباتی جداگانه طراحی شود، بدین ترتیب با استفاده از زبان برنامه‌نویسی پیشرفته GAUSS^۳ این برنامه‌ها تهیه و برای تخمین‌ها مورد استفاده قرار گرفته است.

در این مطالعه در مدل GS برای مسئله تغییرپذیری زمانی در گروه‌ها، در نظرگیری توابع پارامتریک به‌عنوان ساختار رفتار زمانی در مدل‌های اصلی مطابق با کاری که هان، اورا و اشمیت (۲۰۰۵) انجام دادند، ابتدا برای فرم تابع پارامتریک $\theta_t(\eta_g) = \exp(\eta_g(t-1))$ که فرم تعدیل یافته مدل باتیسی، کوئیلی (۱۹۹۲) است،

۱- دلیل به‌کارگیری مدل اثرات ثابت برای این منظور بوده که انتظار می‌رود متغیرهای توضیحی و اجزاء اختلال مستقل از یکدیگر بوده و معمولاً این نوع تصریح زمانی متناسب است که مجموعه‌ای از واحدهای مورد بررسی دارای همگنی باشند، (بالتاجی، ۲۰۰۵) و این موضوعی است که در مورد واحدهای تولید سیمان صادق است.

2- Numeral Iteration.

3- GAUSS (Aptech, 2005, ver 9.0).

و سپس برای مدل کامباکار (۱۹۹۰) با تابع پارامتریک به فرم $\theta_t(\eta_g) = [1 + \exp(\eta_{1g}t + \eta_{2g}t^2)]^{-1}$ مورد استفاده قرار گرفت. یافته‌ها حاکی از آن است که نتیجه مربوط به ضرائب اصلی مدل مرزی برای اکثر متغیرها قابل قبول، اما ضرائب مربوط به η_g ها که در اجرای اثر گروه‌ها نقش اساسی داشته، معنی‌دار نمی‌باشند. لذا این توابع پارامتریک به دلیل دارا بودن ماهیت اثرات تصادفی در داخل ساختار خود نتایج مطمئن و قابل قبولی را ایجاد ننموده و مناسبت چندانی برای کاربرد در این مطالعه ندارند. بدین ترتیب از فرم تابع پارامتریک کورنول و همکاران (۱۹۹۲) در انجام نقش ساختار گروهی در مدل اصلی با در نظر گرفتن فرض اثرات ثابت استفاده گردیده است. یاد آور می‌شود که می‌توان با عمل نرمالیزه کردن در تابع CSS برای هر گروه تعداد ضرائب پارامترهای تابع را به دو ضریب کاهش داد و لذا مدل ساختاری CSS به صورت $\theta_t(\eta_g) = 1 + \eta_{g1}t + \eta_{g2}t^2$ در تابع مرزی به کار برده شود.

با توجه به خلاصه نتایج ضرایب به دست آمده از اجرای سه مدل CSS، LS و GS (با ساختار تابع پارامتریک CSS) در جدول (۱) پیوست، در هر سه مدل ارزش‌های مربوط به \bar{R}^2 مقادیر مطلوبی را نشان می‌دهد. اما حداقل میانگین مجذور خطاها (MSE) در مدل CSS تقریباً ۳۵٪ کمتر از مدل LS می‌باشد، زیرا تعداد پارامتر اضافی تخمین زده شده در مدل CSS (با تعداد $3 \times 33 = 99$) بیش‌تر از پارامترهای مدل LS (با تعداد $33 + 1 = 43$) می‌باشد. در هر صورت به جز دو ضریب β_{kl} و β_{kk} در CSS، β_{kl} و β_{le} در LS، β_{kl} و β_{ee} در GS) در بقیه موارد پارامترهای تخمین زده شده در هر سه مدل در سطح اطمینان ۹۵٪ معنی‌دار هستند. اگرچه از نظر تعداد و در برخی موارد حتی علامت ممکن است با یکدیگر تفاوت داشته باشند، که البته این تفاوت‌ها دور از انتظار نیست، چرا که ماهیت تابع ترانسلوگ اینگونه حکم می‌کند که ضرائب آن به صورت مستقیم دارای تفسیر خاصی نمی‌باشد. به همین علت است که در این موارد از کشش‌های محصول نسبت به نهاده برای تحلیل‌های اقتصادی استفاده می‌شود.

باید توجه داشت که نتایج مدل GS از بسیاری جهات تشابه زیادی با مدل LS دارد. اما اختلاف اساسی بین این دو مدل در تعداد پارامترهای آن‌ها می‌باشد. در حقیقت با اضافه شدن دوره‌ی زمانی در مدل GS پارامتر اضافی نخواهیم داشت، ولی با اضافه شدن هر گروه تنها دو پارامتر به سیستم متغیرهای خاص گروهی (η_g ها) افزوده می‌شود. مزیت استفاده از مدل GS در بخش ۴-۵ بیان خواهد شد.

۵-۲- کشش نهاده‌ها و بازده به مقیاس

از آن جایی که برای تفسیر نتایج مدل‌های فوق نمی‌توان مستقیماً از ضرائب توابع انعطاف‌پذیر ترانسلوگ استفاده نمود، بنابراین کشش‌های محصول نسبت به هر یک از نهاده‌ها (E_j) که جایگزین مناسبی برای تحلیل‌ها بوده توسط عبارت زیر مورد محاسبه قرار می‌گیرند.

$$E_j = \frac{\partial Y}{\partial X_j} = \beta_j + \sum \beta_{jk} X_{kit} + \beta_{jt} \quad j=k, l, e, m \quad (16)$$

این کشش‌ها هم در طول زمان و هم بین واحدهای مختلف تغییر می‌کنند. در همین راستا بازده به مقیاس (RTS) یا کشش مقیاس نیز از حاصل جمع مجموع کشش نهاده‌ها قابل محاسبه می‌باشد.

$$RTS = \sum_j E_j \quad (17)$$

نتایج کشش نهاده‌ها و بازده به مقیاس که به صورت متوسط داده‌ها برای دوره‌ی مورد مطالعه ارزیابی گردیده، در جدول (۲) ارائه شده است، و از آن جایی که E_j یک تابع خطی از X_k و t می‌باشد، بنابراین کشش‌های ارزیابی شده به صورت متوسط، همان متوسط کشش‌ها می‌باشند.

همان گونه که از انحراف معیارها مشاهده می‌گردد تغییرات ما بین مشاهدات بسیار کم می‌باشد، لذا متوسط کشش‌های ستاده نسبت به نهاده سرمایه (E_k)، نیروی انسانی (E_l)، انرژی (E_e) و مواد اولیه (E_m) در بین تمامی مدل‌ها دارای اختلاف جزئی با یکدیگر می‌باشند. از جانب دیگر رشد زمانی این کشش‌ها نیز در بین مدل‌های مختلف یکسان می‌باشد. چنانچه دیده می‌شود ارزش‌های مشخص شده برای کشش‌ها منعکس کننده اهمیت نسبی بالائی برای نهاده انرژی (بین ۰/۵ تا ۰/۱۶)، اهمیت نسبی بسیار کمی برای نهاده‌های نیروی انسانی (بین ۰/۰۵ تا ۰/۱۲) و بعد از آن سرمایه (بین ۰/۱۱ تا ۰/۱۸) می‌باشد، و البته نهاده مواد اولیه دارای اهمیت نسبی متعادلی است. ارزش پائین کشش سرمایه‌ی منعکس کننده‌ی این نکته است که ستاده تولیدی هیچ محدودیتی از ناحیه کمبود ظرفیت ندارد، به عبارت دیگر هیچ فشاری را از ناحیه ظرفیت تولیدی متحمل نمی‌شود، و ارزش بسیار پائین کشش نیروی انسانی نشان دهنده‌ی کم اهمیت بودن نقش نهاده نیروی انسانی نسبت به میزان ستاده واحدهای تولیدی برای صنعت سیمان در ایران است. از ناحیه‌ی بازده به مقیاس برای صنعت سیمان معمولاً بازده فرآیندها به مقیاس در این صنعت مورد انتظار است، در حالی که در مدل CSS ارزش

متوسط کشش مقیاس (RTS) حدوداً ۱ و در مدل LS و GS این مقدار کمی بیش از ۱ است و در مجموع اشاره به این مطلب دارد که صنعت سیمان در ایران از نظر مدل‌های CSS، LS و GS از یک تکنولوژی با بازده ثابت به مقیاس (CRS) استفاده می‌نماید.

۵-۳- تحلیل کارایی فنی

متوسط رتبه‌ی کارایی که بر اساس مدل‌های مورد نظر به دست آمده ابتدا بر حسب روند سال و سپس بر حسب واحدها به ترتیب در جداول (۳) و (۴) مشاهده می‌شود، هم‌چنین روند تغییرات زمانی آن‌ها نیز در شکل (۱) ترسیم گردیده است.

جدول ۲- متوسط کشش نهاده‌ها و کشش مقیاس (RTS) (انحراف معیار داخل پراتنز)

مدل کشش ↓	مدل CSS	مدل LS	مدل GS
Elas k	۰.۱۱۳۶ (۰.۱۱۸)	۰.۱۷۶ (۰.۲۱۴)	۰.۱۴۸ (۰.۱۷۷)
Elas L	۰.۰۵۹۷ (۰.۱۱۱)	۰.۰۷۴ (۰.۰۹۵)	۰.۱۲ (۰.۱)
Elas e	۰.۵۰۲۲ (۰.۱۵۵)	۰.۶۰۴ (۰.۰۸۲)	۰.۵۸۷ (۰.۰۸۱)
Elas m	۰.۲۹۸۵ (۰.۱۸۵)	۰.۲۵۴ (۰.۰۹۲)	۰.۲۶ (۰.۰۸۴)
RTS	۰.۹۷۴ (۰.۰۴۱)	۱.۱۰۸ (۰.۱۸۵)	۱.۱۱۵ (۰.۱۴۹)

جدول ۳ - متوسط رتبه‌ی کارایی بر حسب سال

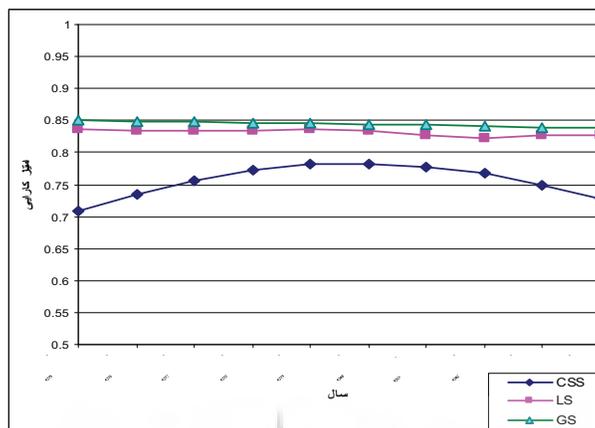
مدل سال ↓	مدل CSS	مدل LS	مدل GS
۱۳۷۵	۰.۷۰۸۶	۰.۸۴۵۲	۰.۸۵۰۱
۱۳۷۶	۰.۷۳۴۹	۰.۸۳۹۷	۰.۸۴۹۲
۱۳۷۷	۰.۷۵۶۳	۰.۸۳۹۱	۰.۸۴۷۹
۱۳۷۸	۰.۷۷۱۸	۰.۸۳۹۷	۰.۸۴۶۹
۱۳۷۹	۰.۷۸۰۹	۰.۸۴۱۶	۰.۸۴۵۷
۱۳۸۰	۰.۷۸۳۱	۰.۸۳۷۸	۰.۸۴۴۲
۱۳۸۱	۰.۷۷۸۴	۰.۸۳۵۶	۰.۸۴۲۸
۱۳۸۲	۰.۷۶۵۰	۰.۸۳۳۶	۰.۸۴۱۳
۱۳۸۳	۰.۷۴۹۵	۰.۸۳۴۳	۰.۸۳۹۷
۱۳۸۴	۰.۷۲۶۸	۰.۸۳۴۳	۰.۸۳۷۹
میانگین کل کارایی	۰/۷۵۵۷	۰/۸۳۸۱	۰/۸۴۴۶
میانگین وزنی کارایی	۰/۷۹۲۵	۰/۸۲	۰/۸۲۶۹

نگاه کلی به ارزش‌های متوسط رتبه‌ی کارایی برای دوره‌ی مورد نظر، دامنه اختلاف نسبتاً کوچکی برای مدل‌ها از ۰/۷۵۵ تا ۰/۸۴۴ مشاهده می‌گردد. مدل LS و مدل تعدیل یافته آن یعنی GS، نسبت به مدل CSS معیار بالاتری را برای این شاخص نشان می‌دهند، که علت این مسئله ناشی از تفاوت‌های ساختاری است که در مدل‌های LS و

GS نسبت به مدل CSS وجود دارد. هر دو مدل دارای انعطاف‌پذیری زیادی هستند، ولی شبیه به هم عمل نمی‌کنند و در الگوی زمانی آن‌ها اختلاف‌هایی مشاهده می‌شود.

جدول ۴- متوسط رتبه‌ی کارایی برحسب واحدها

→ مدل واحد تولیدی ↓	مدل CSS	مدل LS	مدل GS
۱	۰.۷۸۸۲	۰.۹۴۴۲	۰.۹۳۸۱
۲	۰.۵۶۳۹	۰.۶۴۰۹	۰.۶۶۹۱
۳	۰.۸۰۳۱	۰.۹۵۰۴	۰.۹۳۶۷
۴	۰.۷۳۴۶	۰.۷۲۱۵	۰.۷۲۲۹
۵	۰.۸۶۸۱	۱	۱
۶	۰.۷۵۶۰	۰.۸۹۵	۰.۸۸۳۸
۷	۰.۷۶۲۲	۰.۸۶۱۴	۰.۸۵۴۵
۸	۰.۷۰۸۳	۰.۸۳۹۲	۰.۸۶۰۳
۹	۰.۸۴۱۰	۰.۹۴۶۴	۰.۹۳۵
۱۰	۰.۸۲۴۱	۰.۸۶۵۳	۰.۸۵۳۵
۱۱	۰.۷۳۹۱	۰.۸۰۲۱	۰.۸۰۱۴
۱۲	۱	۰.۸۹۹۳	۰.۹۱۶۲
۱۳	۰.۸۲۶۲	۰.۹۹۴	۰.۹۹۲۴
۱۴	۰.۷۸۴۵	۰.۹۲۰۶	۰.۹۲۵۴
۱۵	۰.۶۷۲۶	۰.۶۸۲۳	۰.۶۸۱۵
۱۶	۰.۷۵۴۸	۰.۸۴۷	۰.۸۳۳۸
۱۷	۰.۷۳۷۱	۰.۵۴۳۱	۰.۵۵۵۷
۱۸	۰.۸۶۳۰	۰.۷۳۶۳	۰.۷۷۹۲
۱۹	۰.۸۱۴۲	۰.۹۶۱۱	۰.۹۶۵۶
۲۰	۰.۸۲۵۴	۰.۸۸۰۴	۰.۸۸۳۶
۲۱	۰.۸۴۸۰	۰.۹۸۴۸	۰.۹۷۳۸
۲۲	۰.۷۱۴۹	۰.۸۳۶۱	۰.۸۶۵۸
۲۳	۰.۸۴۴۳	۰.۹۴۱۷	۰.۹۴۰۴
۲۴	۰.۸۰۲۹	۰.۷۷۱۵	۰.۸۰۶۹
۲۵	۰.۸۴۲۱	۰.۹۹۴	۰.۹۹۶۲
۲۶	۰.۷۲۱۶	۰.۸۷۱	۰.۸۸۱۷
۲۷	۰.۷۱۵۷	۰.۸۶۴۳	۰.۸۵۶۴
۲۸	۰.۷۷۳۸	۰.۹۰۳۹	۰.۹۱۱
۲۹	۰.۷۴۰۹	۰.۸۹۳۶	۰.۸۹۷
۳۰	۰.۷۴۸۸	۰.۸۷۲۸	۰.۹۳۸۴
۳۱	۰.۶۶۸۹	۰.۸۰۴۲	۰.۸۰۰۴
۳۲	۰.۴۲۹۵	۰.۵۰۳۶	۰.۵۱۰۳
۳۳	۰.۴۲۲۶	۰.۴۸۴۹	۰.۴۹۶۷
میانگین کل کارایی	۰/۷۵۵۷	۰/۸۳۸۱	۰/۸۴۴۶
میانگین وزنی کارایی	۰/۷۵۶۴	۰/۸۳۷۷	۰/۸۴۴۰



شکل ۱- فرآیند رشد متوسط کارایی فنی در مدل‌ها

مدل‌های LS و GS با سطح میانگین بالاتر برای رتبه‌ی کارایی در تمامی دوره‌ی مطالعه نوسانات کم‌تری را با خود به همراه داشته و رشد قابل توجهی برای این مقادیر در این مدل‌ها ملاحظه نمی‌گردد. در مقابل مدل CSS سطح پائین‌تری برای تمامی دوره ولی با روند فزاینده برای شش سال اول و از سال ششم به بعد یک حرکت ملایم کاهنده تا انتهای دوره را نشان می‌دهد. بدین ترتیب روند رشد در این مدل برای معیار کارایی چیزی شبیه یک منحنی U شکل وارونه می‌باشد.

ذکر این نکته لازم است که رتبه‌های میانگین کلی کارایی^۱ محاسبه شده در روش‌های فوق در جداول (۳) و (۴) به نوعی خود یک میانگین فراگیری از تمامی رتبه‌های کارایی ۳۳۰ مشاهده واحدهای تولیدی بوده که اوزان چهار نهاده مؤثر را در درون محاسبه خود وارد می‌کنند، و این ویژگی همواره در مبانی نظری هر سه مدل وجود دارد. بنابراین میانگین کلی کارایی خود به نوعی میانگین‌های وزنی کلی است. در حالی که اگر میانگین فوق تنها با ضرایب وزنی ظرفیت‌های تولید (که دارای اهمیت زیادی در فرآیند تولید بوده) محاسبه شود و سپس میانگین کلی گرفته شود، نتایج رتبه‌ی کارایی بسیار نزدیک به موارد فوق به دست خواهد آمد که در بیش‌تر موارد مشابه و یا دارای اختلاف بسیار جزئی هستند. رتبه‌های میانگین کلی وزنی کارایی با ضریب وزنی ظرفیت تولید را می‌توان در سطر آخر این جداول مشاهده نمود.

1- Overall Mean Efficiency Scores.

اگر به نحوه‌ی تغییرات نتایج شاخص بهره برداری از ظرفیت (CU) طی این سال‌ها همراه با تغییرات نتایج سه مدل توجه کنیم، مشاهده می‌گردد که افزایش سریع میزان بهره برداری از ظرفیت به خصوص از سال ۷۹ به بعد به عنوان نشانه بهبود بهره برداری از ظرفیت تولید در این صنعت است. نتایج مدل CSS نیز تا این سال درباره رشد کارایی این مورد را همراهی کرده ولی از این سال به بعد به یکباره رشد فزاینده CU و کاهش تدریجی نتایج در مدل CSS باعث ایجاد یک شکاف شدید بین آن‌ها شده است. به عبارت دیگر به موازات بهره برداری بیش‌تر از ظرفیت تولید، میزان کارایی تولید با کاهش چشمگیر مواجه شده است. در مقابل آن نتایج کارایی فنی در مدل‌های LS و GS که با یک ثبات نسبی همراه بوده است، چندان اثر بهره برداری از ظرفیت بیش‌تر تولید را در روند نتایج کارایی دخالت نمی‌دهد.

در تحلیل شاخص کارایی واحدهای کارخانه‌ای با توجه به جدول (۴) در هر دو مدل LS و GS حداکثر امتیاز کارایی برای تمامی دوره‌ی مربوط به واحد ۵ و در مدل CSS مربوط به واحد شماره ۱۲ می‌باشد. با توجه به این که از عمر فعالیت این دو واحد زمان زیادی نمی‌گذرد و هر دو از تکنولوژی تولید جدید استفاده می‌کنند، برای واحد شماره ۵ میزان بهره برداری از ظرفیت $CU = 1/110$ و برای واحد شماره ۱۲ این میزان $CU = 1/078$ است. معیار متوسط برق مصرفی واحد شماره ۵ برای هر تن سیمان برابر 115 kWh ، و این عدد برای واحد شماره ۱۲ برابر با 113 kWh بوده، سایر حامل‌های انرژی مصرفی واحد شماره ۵ برای هر تن سیمان تولید شده برابر با 3958 GJ و برای واحد شماره ۱۲ برابر با 3512 GJ می‌باشد. ضمن این که به ازاء هر نفر پرسنل برای واحد شماره ۵ به طور متوسط سالیانه $1921/5$ تن سیمان و برای واحد شماره ۱۲ به میزان $1834/9$ تن سیمان تولید شده است. بنابراین می‌توان نتیجه‌گیری نمود که هر دو این واحدها با توجه به بهره برداری بیش از حد ظرفیت خود برای تولید و رعایت استفاده از انرژی و نیروی انسانی در حد استانداردهای معمول، حداکثر کارایی فنی را نسبت به بقیه واحدها دارا بوده و هر دو آن‌ها بر روی حداکثر مرز تولید قرار دارند. این دو واحد در هر سه روش به عنوان کارآترین واحدها عمل نموده و سایر واحدهای تولیدی نسبت به آن‌ها سنجش و رتبه آن‌ها معین می‌گردد. در مقابل ناکارآترین واحدها را نیز می‌توان معین نمود. همان‌گونه که از جدول (۴) مشاهده می‌شود واحد شماره ۳۳ در هر سه مدل کم‌ترین میزان رتبه‌ی کارایی را نسبت به رویه مرز تولید دارد. شایان ذکر است که در واحد مذکور، متوسط میزان بهره برداری از ظرفیت، $CU = 0/606$.

متوسط برق مصرفی برای هر تن سیمان برابر ۱۹۷ kWh، و شدت انرژی مصرفی این واحد برابر با ۷۴۶۰ GJ می‌باشد. وضعیت رتبه‌ای این واحدها برای مدل‌های سه گانه در جدول (۵) تعیین گردیده است.

جدول ۵- وضعیت رتبه‌ای واحدهای کارا و ناکارا در مدل‌ها

وضعیت رتبه‌ی کارایی	واحد تولیدی	متوسط رتبه‌ی کارایی	حداقل رتبه‌ی کارایی	حداکثر رتبه‌ی کارایی
مدل CSS - بیش‌ترین رتبه‌ی کارایی	۱۲	۰.۸۶۸۱	۰.۷۸۷۸	۰.۹۰۱۵
مدل CSS - دومین رتبه‌ی کارایی	۵	۰.۴۲۲۶	۰.۳۸	۰.۴۴۲۹
مدل CSS - کم‌ترین رتبه‌ی کارایی	۳۳	۰.۹۹۴	۰.۹۹۴	۰.۹۹۴
مدل LS - بیش‌ترین رتبه‌ی کارایی	۵	۰.۴۸۴۹	۰.۴۷۳	۰.۵۰۳
مدل LS - دومین رتبه‌ی کارایی	۲۵	۰.۹۹۶	۰.۹۹۶	۰.۹۹۶
مدل LS - کم‌ترین رتبه‌ی کارایی	۳۳	۰.۴۹۶۷	۰.۴۶۵	۰.۵۲۹
مدل GS - بیش‌ترین رتبه‌ی کارایی	۵	۰.۹۹۶	۰.۹۹۶	۰.۹۹۶
مدل GS - دومین رتبه‌ی کارایی	۲۵	۰.۹۹۶	۰.۹۹۶	۰.۹۹۶
مدل GS - کم‌ترین رتبه‌ی کارایی	۳۳	۰.۹۹۶	۰.۹۹۶	۰.۹۹۶

۴-۵- اهمیت و نقش استفاده از مدل طبقه‌بندی گروهی (GS)

نتایج مدل GS به صورت کلی با مدل‌های LS و CSS در بخش‌های قبلی مورد بررسی قرار گرفت، اما اهمیت و کاربرد استفاده از این مدل زمانی آشکار می‌شود که موارد قبل را بار دیگر با نگاه دسته‌بندی گروهی بررسی نمائیم. درباره تشخیص و انتخاب صحیح گروه‌ها دو مسئله مهم را بایستی در نظر داشت. اولاً با دانستن اطلاعات قبلی یک معیار منطقی و صحیح بر نوع گروه‌بندی حاکم باشد و ثانیاً از طریق بررسی یافته‌های آماری در این حالت بتوان نکات قابل توجه و نتایج کامل‌تری را حاصل نمود.

در صنعت سیمان ایران با داشتن اطلاعات مناسب، موارد ویژه‌ای را می‌توان به عنوان معیار گروهی تعیین و مورد استفاده قرار داد. با توجه به اطلاعات و شناخت قبلی نسبت به واحدهای این صنعت، یکی از معیارهای مهم در تحول و روند رشد تولید، میزان ظرفیت و مقیاس تولید واحدهای تولیدی معرفی می‌گردد. بنابراین در این مطالعه معیار ظرفیت تولید برای طبقه‌بندی گروهی واحدها انتخاب و در مدل GS در نظر گرفته می‌شود. بدین ترتیب با در نظر گرفتن سه گروه ظرفیتی، ابتدا اندازه مقیاس و ظرفیت

بهره برداری تمامی ۳۳ کارخانه در سه گروه مشخص شده، سپس به ترتیب گروه ظرفیتی G1 با واحدهای مقیاس بالای ۳۰۰۰ تن، شامل واحدهای ۲۰، ۲۱، ۱۸، ۱۷، ۱۵، ۱۲، ۳۱، ۲۴، ۹، ۴، ۱۱، ۱۰، گروه ظرفیتی G2 با واحدهای مقیاس بین ۱۰۰۰-۳۰۰۰ تن، شامل واحدهای ۱، ۵، ۳، ۲۹، ۲۸، ۲۷، ۲۵، ۲۱، ۱۹، ۱۶، ۱۴، ۱۳، ۷، ۶، و گروه ظرفیتی G3 با مقیاس زیر ۱۰۰۰ تن ظرفیت شامل واحدهای ۳۳، ۳۲، ۲۲، ۲۶، ۳۰، ۲۸، معرفی گردید.

باید توجه داشت که در مدل گروهی فرضیه‌هایی درباره θ_g ها می‌تواند مفید و مورد آزمون قرار گیرد. بدیهی‌ترین آن‌ها فرضیه‌ی برابری تمامی θ_g ها با یکدیگر می‌باشد، در این صورت مدل گروهی با تغییرات زمانی برای هر گروه به مدل ساده با یک ساختار زمانی (به مانند مدل LS) تبدیل می‌شود. به پیروی از لی و اشمیت (۱۹۹۳)، لی (۲۰۰۶) و گالانت (۱۹۸۵) آماره درست نمایی تعمیم یافته^۲ (LR) برای آزمون این فرضیه می‌تواند مورد استفاده قرار گیرد.

$$LR = \frac{SSE_R - SSE_U}{\hat{\sigma}^2} \quad (15)$$

که در آن مجموع مربعات خطاها) SSE_U (در شرایطی که تخمین بر اساس مدل گروهی و مجموع مربعات خطاها) SSE_R (برای وضعیتی است که تخمین بر اساس محدودیت $\theta_1 = \theta_2 = \dots = \theta_G$ (یعنی تمامی گروه‌ها دارای تغییرات زمانی یکسان) انجام پذیرد. آماره‌ی مذکور دارای توزیع مجانبی از نوع χ^2 (با درجه‌ی آزادی $G-1$) می‌باشد.

در همین رابطه‌ی فرضیه H_0 (که تمامی بنگاه‌ها در سه گروه مورد نظر دارای تغییرات زمانی یکسانی در کارائی فنی واحدهای خود هستند)، در مقابل فرضیه H_1 ، (یعنی متفاوت بودن ساختار زمانی گروه‌ها) توسط آماره‌ی LR مورد آزمون قرار گرفته است. نتیجه این آزمون با $LR = 15/43$ مبنی بر رد این فرضیه در سطح اطمینان ۹۵٪ می‌باشد، و در نتیجه منطقی بودن مدل گروهی بندی GS با معیار انتخاب میزان ظرفیت و مقیاس تولید تائید می‌گردد.

مدل GS توسط برنامه نوشته شده به زبان GAUSS اجرا گردیده و نتایج مربوط به کارائی فنی به تفکیک گروه‌ها، کشش نهاده‌ها و کشش مقیاس (RTS) برای هر سه

1- Gallant.

2- Likelihood Ratio Statistic (LR).

گروه به صورت مجزا استخراج شده است. خلاصه این نتایج به ترتیب در جداول (۶) و (۷) مشاهده می‌شود. یافته‌های حاصل شده نتایج قابل توجهی را نسبت به دو مدل قبل آشکار می‌نماید، در حقیقت مقایسه خطای معیار (SD)، ضرایب کشش، و کشش مقیاس نسبت به حالات قبل دلیل انتخاب مناسب گروه‌ها و کسب نتایج مورد انتظار می‌باشد. در شکل (۲) نیز نمودارهای تفکیک شده متوسط کارایی بر اساس طبقه‌بندی ظرفیت‌ها برای سه گروه فوق مشاهده می‌گردد. در حقیقت این شکل دقت و توانمندی مدل GS را نسبت به دو مدل دیگر نشان می‌دهد. همان‌گونه که مشخص است متوسط رتبه‌ی کارایی فنی گروه G۲ با مقیاس تولید بین ۱۰۰۰ تا ۳۰۰۰ تن بیش‌تر از سایر گروه‌ها و حدوداً برابر ۰/۹۲ می‌باشد که با روند زمانی ثابت برای سطح کارایی همراه است. رتبه‌ی کارایی گروه G۳ برای واحدهای با مقیاس زیر ۱۰۰۰ تن پائین‌تر از بقیه واحدها بوده (با متوسط ۰/۷۴) که با روند زمانی کاهنده برای کارایی نیز همراه است و با گذر زمان به تدریج اختلاف سطح کارایی بین این گروه و گروه G۱ بیش‌تر می‌شود. گروه G۱ که مربوط به واحدهای سنگین بالای ۳۰۰۰ تن بوده، در وضعیت متعادلی قرار داشته (با متوسط ۰/۸۱) و در طی زمان با روند فزاینده کارایی خود را بهتر نموده است. این نتیجه قابل توجه برای متوسط کشش نهاده‌ها و کشش مقیاس به تفکیک گروه‌ها نیز قابل بررسی است، به نحوی که مقدار $RTS_{G1} = 1/25$ گویای فزآیندگی به مقیاس گروه اول (G۱) نسبت به گروه سوم (G۳) با $RTS_{G3} = 0/88$ می‌باشد.

برای مشاهده بهتر و جزئی‌تر تفاوت نتایج ما بین دو الگوی روند زمانی LS و الگوی روند زمانی با طبقه‌بندی گروهی و مشاهده اهمیت بیش‌تر مدل GS لازم است نتایج مربوط به تک تک واحدهای تولیدی نیز باز بینی گردد. در همین ارتباط نتیجه روند تغییرات کارایی به عنوان نمونه برای تعدادی از واحدها (که از هر گروه یک واحد انتخاب شده است)، و برای هر دو مدل در شکل (۳) مشاهده می‌گردد. همان‌گونه که انتظار می‌رود ساختار تغییرات زمانی برای مدل LS در هر سه واحد ۲۸،۱۴،۲ از گروه‌های سه گانه کاملاً یکسان و رفتار مشابهی را نشان می‌دهند، حال آن‌که این نتایج در مدل طبقه‌بندی گروهی تفاوت معنی‌داری را برای هر سه واحد در گروه‌های سه گانه آشکار می‌نماید.

جدول ۶- تخمین متوسط کشش نهاده‌ها و کشش مقیاس بر اساس طبقه‌بندی ظرفیت واحدها (انحراف معیار داخل پراگتت)

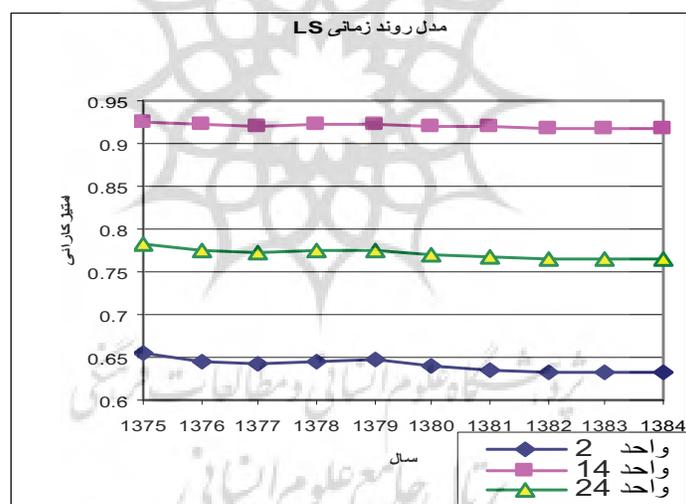
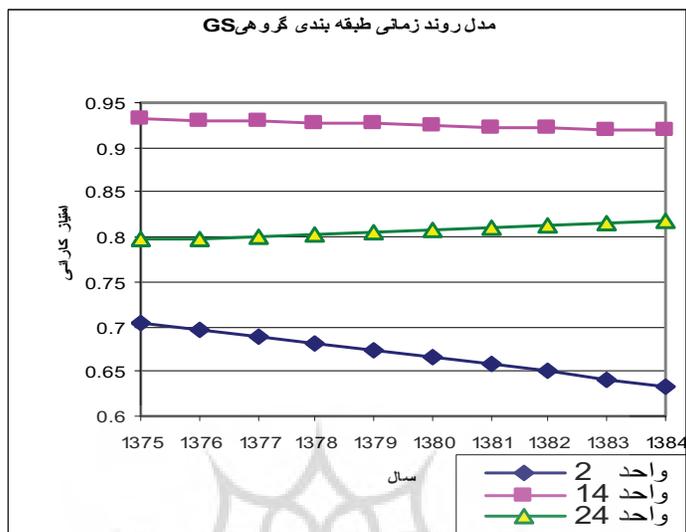
→ ظرفیت ↓ کشش	گروه (۱) - G ₁ بالای ۳۰۰۰ تن	گروه (۲) - G ₂ بین ۱۰۰۰-۳۰۰۰ تن	گروه (۳) - G ₃ زیر ۱۰۰۰ تن
Elas k	۰.۲۷۸۳ (۰.۱۱۷۲)	۰.۱۷۹۴ (۰.۰۴۱۹)	-۰.۱۴۰۵ (۰.۰۶۶۴)
Elas l	۰.۱۸۵۴ (۰.۱۱۵۲)	۰.۰۸۱۶ (۰.۰۷۱۳)	۰.۰۸۵۰ (۰.۰۶۷۹)
Elas e	۰.۵۰۴۰ (۰.۰۳۴۲)	۰.۵۹۹۰ (۰.۰۲۴۶)	۰.۷۰۴۰ (۰.۰۴)
Elas m	۰.۲۸۵۶ (۰.۰۹۲۱)	۰.۲۵۱۴ (۰.۰۵۵۸)	۰.۲۳۲۲ (۰.۱۱۴۴)
RTS	۱/۲۵۳۳	۱/۱۱۱	۰/۸۸۰

جدول ۷- رتبه‌های کلی کارائی فنی به تفکیک گروه‌ها برحسب سال

→ گروه	گروه اول G ₁	گروه دوم G ₂	گروه سوم G ₃	گس کلی مدل
سال ۱۳۷۵	۰.۷۹۵	۰.۹۳۳۶	۰.۷۷۹۶	۰.۸۵۰۱
۱۳۷۶	۰.۷۹۷۵	۰.۹۳۱۱	۰.۷۷۳۹	۰.۸۴۹۲
۱۳۷۷	۰.۸۰	۰.۹۲۹۵	۰.۷۶۷۱	۰.۸۴۸۰
۱۳۷۸	۰.۸۰۲۳	۰.۹۲۸۳	۰.۷۶۰۶	۰.۸۴۶۹
۱۳۷۹	۰.۸۰۵	۰.۹۲۶۷	۰.۷۵۳۱	۰.۸۴۵۶
۱۳۸۰	۰.۸۰۷۶	۰.۹۲۵۳	۰.۷۴۵	۰.۸۴۴۲
۱۳۸۱	۰.۸۱۰۲	۰.۹۲۳۸	۰.۷۳۶۷	۰.۸۴۲۸
۱۳۸۲	۰.۸۱۲۸	۰.۹۲۲۶	۰.۷۲۷۷	۰.۸۴۱۳
۱۳۸۳	۰.۸۱۵۵	۰.۹۲۱۱	۰.۷۱۸۳	۰.۸۳۹۷
۱۳۸۴	۰.۸۱۸۱	۰.۹۱۹۶	۰.۷۰۸۴	۰.۸۳۷۹
میانگین کل کارایی	۰/۸۰۶۴	۰/۹۲۶۱	۰/۷۴۷۰	۰/۸۴۴۶



شکل ۲- الگوی زمانی متوسط کارایی بر اساس طبقه‌بندی ظرفیت واحدها



۶- خلاصه و نتیجه گیری

محور اصلی این مطالعه معرفی و مقایسه الگوهای روند زمانی کارایی با رویکرد مرزی تصادفی در صنایع سیمان ایران می‌باشد، بدین ترتیب بعد از معرفی مبانی نظری مدل پایه مرزی تصادفی و اصول نظری برآورد کارایی فنی بنگاه‌ها در فضای داده‌های تابلویی

به پیروی از اشمیت و سیکلز (۱۹۸۴). ابتدا دو مدل ساختاری (۱۹۹۰) CSS و (۱۹۹۳) LS که خصوصیت یکسان بودن روند را برای تمامی بنگاه‌ها در مدل پایه در نظر می‌گیرد، شناسایی و مورد ارزیابی قرار گرفت. سپس در تکمیل و تعمیم مدل LS، مدل روندهای زمانی با طبقه‌بندی گروهی (GS) که هدف آن در نظر گیری ساختار زمانی متفاوت برای گروه‌ها بود، معرفی و مورد استفاده قرار گرفت. بدین ترتیب براساس داده‌های پایه تولید تمامی ۳۳ واحد فعال کارخانه‌ای سیمان برای طول دوره‌ی مطالعه ۸۴-۱۳۷۵ برآورد ضرایب تابع تولید ترانسلوگ انجام پذیرفت. نتایج تجربی مطالعه نشان می‌دهد که:

۱- در مجموع در دو مدل CSS و LS نتایج ضرایب معنی‌دار بوده، ولی حداقل میانگین مجذور خطاها در مدل CSS کم‌تر از مدل LS می‌باشد و این مسئله به دلیل تعداد پارامتر اضافی موجود در مدل CSS نسبت به مدل LS (۹۹ در مقابل ۴۳ متغیر اضافی) می‌باشد. نتایج دو مدل گرچه اختلاف‌هایی با یکدیگر دارند اما هر دو قابل اطمینان هستند.

۲- بر اساس نتایج به دست آمده در تمامی مدل‌های CSS و LS و GS کلی، بازه ثابت به مقیاس برای صنعت سیمان ایران البته با تفاوت جزئی در بین مدل‌ها به چشم می‌خورد. این مسئله نشان می‌دهد که صنعت سیمان در ایران با استفاده از نهاده‌های در دسترس و ارزان قیمت انرژی، مواد اولیه، و نیروی انسانی در یک سطح نسبی بهینه، پایداری خود را حفظ نموده است. نتایج به دست آمده در مورد کشش نهاده‌ها نیز منعکس کننده‌ی اهمیت نسبی بالا برای نهاده انرژی و اهمیت نسبی بسیار کم به ترتیب برای نیروی انسانی، سرمایه و مواد اولیه در این صنعت می‌باشد.

۳- نتایج مربوط به رتبه‌های کارایی در مدل‌ها در برخی موارد تا حدودی با یکدیگر متفاوت بوده، به گونه‌ای که اگر با روند زمان به این نتایج بنگریم، مدل‌های LS و GS کل با نتایج تقریباً مشابه یک ثبات نسبی را برای رتبه‌های کارایی بیان می‌نماید، در حالی که این پدیده برای مدل CSS مشابه با یک منحنی U شکل وارونه خود نمایی می‌کند. به طور متوسط، میانگین کلی کارائی طی دوره‌ی مطالعه در صنعت سیمان برای مدل CSS عدد ۰/۷۶ و برای دو مدل دیگر عدد ۰/۸۴ پیشنهاد می‌گردد. هرگاه نتایج کارائی فنی را برحسب واحدها مطالعه نمائیم، برای مدل‌های LS و GS کل تقریباً مشابه بوده ولی با نتایج مدل CSS کمی تفاوت دارد. در مجموع این گونه می‌توان اظهار داشت که در مدل CSS بالاترین رتبه‌ی کارائی برای واحدهای شماره‌ی ۱۲ و ۵

به ترتیب برابر با ۱ و ۰/۸۶۸۱ می‌باشد، در حالی که در دو مدل LS و GS بالاترین رتبه‌ی کارایی برای واحدهای شماره ۵ و ۲۵ معرفی می‌شود. با توجه به این که از عمر فعالیت واحدهای مذکور زمان زیادی نمی‌گذرد، هر سه از تکنولوژی تولید جدید استفاده می‌کنند و بهره‌برداری از انرژی و نیروی انسانی آن‌ها در حد استانداردهای معمول انجام می‌پذیرد، می‌توان این چنین نتیجه‌ای را انتظار داشت، و همان‌گونه که مشاهده گردید در هر سه مدل کم‌ترین رتبه‌ی کارایی نسبت به واحدهای مرزی مربوط واحد شماره ۳۳ می‌باشد. شایان ذکر است که مفهوم کارایی، مفهومی نسبی است و نوع توصیف مدل نیز نقش بسزایی در تعیین رتبه‌ی کارایی ایفاء می‌کند.

۴- از طرف دیگر نتایج مدل طبقه‌بندی گروهی (GS) که هدف و نقش اصلی استفاده از آن را مشخص می‌کند، نشان می‌دهد که در این مدل می‌توان بدون آن که شکل کلی مدل LS را تغییر دهیم، نسبت به دسته‌بندی نمودن واحدها با استفاده از شناخت اطلاعات قبلی و ایجاد ساختارهای پارامتریک الگوی زمانی برای هر گروه نتایج جزئی‌تر و قابل استفاده‌تری را به‌وجود آورد. براساس تصمیمات خاص نوع معیار مورد استفاده در صنعت مشخص و عمل دسته‌بندی گروه‌ها انجام می‌پذیرد. در این مطالعه گروه‌بندی کارخانه‌های سیمان بر اساس معیار مقیاس ظرفیت تولیدی واحدها و در سه دسته انجام یافته است. تمامی نتایج به‌دست آمده در مدل‌های قبل را به تفکیک گروه‌ها در این مدل مشاهده می‌نمائیم، به‌طوری که بازده به مقیاس برای گروه‌های G₁، G₂ و G₃ به ترتیب فزاینده، تقریباً ثابت و کاهنده می‌باشد. مشابه این نتیجه برای رتبه‌های کارایی نشان می‌دهد که گروه دوم با رتبه‌ی ۰/۹۲ بالاترین و گروه سوم با رتبه‌ی ۰/۷۵ کم‌ترین متوسط سطح کارایی را در بین گروه‌ها به خود اختصاص می‌دهند. و به همین ترتیب می‌توان موارد دیگر مانند کشش نهاده‌ها و کشش مقیاس را نیز به تفکیک به‌دست آورد، در این صورت اهمیت نقش مصرف انرژی به ترتیب در گروه سوم ($E_e = 0.7$)، دوم ($E_e = 0.6$) و اول ($E_e = 0.5$) ظاهر می‌شود. در طبقه‌بندی گروه‌ها بیش‌ترین رتبه‌های کارایی به ترتیب برای واحدهای ۵ (از گروه دوم)، ۲۳ (از گروه اول) و ۳۰ (از گروه سوم) و کم‌ترین رتبه‌های کارایی به ترتیب برای واحدهای ۱۶ (از گروه دوم)، ۱۷ (از گروه اول) و ۳۳ (از گروه سوم) ثبت گردیده است.

بدین ترتیب گرچه استفاده از مدل‌های CSS و LS در یک دهه‌ی قبل برای تحلیل‌های مرزی تولید رایج بوده است، امروزه انتخاب و استفاده از مدل تعمیم یافته گروهی (GS) نسبت به مدل‌های قبلی به عنوان راه حل مناسب در تصمیم‌گیری‌های

کلیدی برای صنعت سیمان و نحوه برخورد با گروه‌های مختلف درباره مصرف نهاده‌هایی مانند انرژی الکتریکی، انرژی فسیلی، و اجرای سیاست‌گذاری‌های خاص تعرفه‌ای در ارتباط با قیمت‌گذاری نهاده‌ها و اصلاح مدیریت مصرف انرژی برای هر گروه بسیار مهم خواهد بود. نتیجه آخر این مطالعه می‌تواند برای دیگر صنایع بزرگ (مانند صنایع شیمیایی، نساجی، و نظامی) و مطالعه‌های مشابه کاربردهای فراوانی داشته باشد.

فهرست منابع

- ۱- اولین راهنمای صنعت سیمان ایران، (۱۳۸۳)، انجمن صنفی کارفرمایان صنعت سیمان، چاپ اول، ناشر علوی، ۲۵-۲.
- ۲- بصیری، محمد حسین، (۱۳۸۶)، گزارش تولید سیمان ایران و افزایش ظرفیت‌های جدید، کنفرانس سیمان خاورمیانه-۲۰۰۷، نشریه سیمان، شماره ۱۱۸، مرداد ماه ۸۶، ۹-۲.
- ۳- ترازنامه‌ی انرژی کشور، (۱۳۸۳)، دفتر برنامه‌ریزی کلان برق و انرژی، وزارت نیرو.
- ۴- ریز داده‌های طرح آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی کشور، پرسشنامه‌های تفصیلی کارگاه‌های صنعتی، (۱۳۷۵ الی ۱۳۸۵)، سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور، مرکز آمار ایران.
- ۵- ریز داده‌های گزارش تولید و تحویل کارخانه‌های سیمان کشور، (۱۳۷۵ الی ۱۳۸۵)، وزارت صنایع و معادن، دفتر صنایع معدنی.
- ۶- گزارش نهائی پروژه تعیین معیار مصرف انرژی در فرآیند تولید سیمان، (۱۳۸۳)، وزارت نیرو، معاونت امور انرژی، دفتر بهینه‌سازی مصرف انرژی، سازمان بهره‌وری انرژی، ۱۰۱-۲.
- 7- Ahn, S. C., Y. H. Lee, and P. Schmidt. (2001), "GMM Estimation of Linear Panel Data Models with Time-varying Individual Effects," *Journal of Econometrics*, 101, 219-255.
- 8- Aigner, R. J., and S. F. Chu. (1968), "On Estimating the Industry production Function," *American Economic Review*, 58:4, 226-239.
- 9- Aigner, D. J., C. A. K. Lovell, and P. Schmidt. (1977), "Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models," *Journal of Econometrics*, 58, 226-239.
- 10- Aptech Systems, Inc. (2005), "*Gauss Reference Guide*," www.aptech.com, Kent, Washington.
- 11- Baltagi, B. H, and J. M. Griffin. (1988b), "A General Index of Technical Change," *Journal of Political Economy*, 96, 20-41.

- 12- Baltagi, B.H. (2005), "*Econometric Analysis of Panel Data*," (Second Edition), John Wiley & Sons, Chichester, U.K
- 13- Battese, G. E, and T. J. Coelli (1992), "Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data with Application to Paddy Farmers in India," *Journal of Productivity Analysis*, 3, 153-169.
- 14- Battese, G. E, and G. S. Corra. (1977), "Estimation of a production Frontier Model: with Application to the pastoral zone off Eastern Australia," *Australian journal of Agricultural Economics*, 21:3, 169-79.
- 15- Coelli, T., D. S. Prasada Rao, and G. E. Battese. (1998), "*An Introduction to Efficiency and productivity Analysis*," Boston: Kluwer Academic publishers
- 16- Cooper, W. W., L. M. Seiford, and J. Zhu. (2004), "*Handbook on Data Envelopment Analysis*", Kluwer Academic Publishers, Boston.
- 17- Cornwell, C., P. Schmidt, and R. Sickles. (1990), "Production Frontiers with cross-sectional and Time-Series variation in Efficiency Levels," *Journal of Econometrics*, 46, 185-200.
- 18- Cornwell, C, and P. Schmidt. (2008), "Stochastic Frontier Analysis and Efficiency Estimation," in: matyas, L., Sevetre, P. (Eds.), *The Econometric of Panel Data: Fundamental and Recent Developments in Theory and Practice*. Third Edition, Springer - Verlag Berlin Heidelberg.
- 19- Cotfas, M. (2000), "Dynamics of Technical Efficiency and Technical Change in the Romanian Cement Industry," ph.D.Thesis, Department of Economics, Goteborg University, Sweden.
- 20- Farrell, M. J. (1957), "The Measurement of Productive Efficiency," *Journal of the Royal Statistical Society, Series A, General*, vol. 120, 253-282.
- 21- Gallant, R. (1985), "*Nonlinear Statistical Models*," John Wiley & Sons, New York.
- 22- Greene, W. H. (1980b), "On the Estimation of a Flexible Frontier Production Model," *Journal of Econometrics*, 13, 101-116.
- 23- Greene, W. H. (1993), "the Econometric Approach to Efficiency Analysis," in H. O. Fried, C. A. K. Lovell and S. S. Schmidt, eds., *the Measurement of productive Efficiency: Techniques and Applications*. New York: Oxford University press.
- 24- Han, C., Orea, L, and P. Schmidt. (2005), "Estimation of a Panel Data Model with Parametric Temporal Variation in Individual Effects," *Journal of Econometrics*, 126, 241-267.
- 25- Hjalmarsson, L., S. C. Kumbhakar, and A.Heshmati. (1996), "DEA, DFA and SFA: A Comparison," *Journal of productivity Analysis*, 7:2/3, 303-27.
- 26- Kumbhakar. S. C. (1990), "Production Frontiers Panel Data, and Time-Varying Technical Inefficiency," *Journal of Econometrics*, 46, 201-211.

- 27- Kumbhakar, S. C, A. Heshmati, and L. Hjalmarsson., (1997), "Temporal Patterns of Technical Efficiency, Results from Competing Models," *International Journal of Industrial Organization*, 15(5), 597-616.
- 28- Kumbhakar, S. C, and C. A. K. Lovell. (2000), "*Stochastic Frontier Analysis*," Cambridge University Press, Cambridge, UK.
- 29- Lee, Y. H. (1991), "*Panel Data Models with Multiplicative Individual and Time Effects: Application to compensation and frontier production functions*," unpublished PhD dissertation, Michigan State University.
- 30- Lee, Y. H. (2006), "A Stochastic Production Frontier Model with Group-Specific Temporal Variation in Technical Efficiency," *European Journal of Operational Research*, 174, 1616-1630.
- 31- Lee, Y. H., and P. Schmidt. (1993), "A Production Frontier Model with Flexible Temporal Variation in Technical Inefficiency," In: Fried, H., Lovell, C. A. K., Schmidt, P. (Eds.), *The Measurement of Productive Efficiency: Techniques and Applications*, Oxford University Press, Oxford
- 32- Mundlak, Y. (1961), "Empirical Production Function free of Management Bias," *Journal of Farm Economics*, 43, 44-56.
- 33- Pitt, M, and L. F. Lee. (1981), "The Measurement of Sources of Technical Inefficiency in the Indonesian Weaving Industry," *Journal of Development Economics*, 9, 43-64.
- 34- Lovell, C. A. K. (1993), "Production Frontiers and Productive Efficiency," in: H.O Fried, C. A. K.Lovell, and S. S. Schmidt, eds., *The Measurement of productive Efficiency: Techniques and Application*, New York: Oxford University Press, 3-67.
- 35- Schmidt, P, and R. C. Sickles. (1984), "Production Frontier Panel Data," *Journal of Business and Economic Statistics* 2, 367-374.
- 36- Seiford, L. M. (1994), "A DEA Bibliography (1978-1992)," in a. Charnes, W.W. Cooper, A.Y. Lewin, and L.M.Seiford eds., *Data Envelopment Analysis: Theory, Methodology, and Application*. Boston: Kluwer.
- 37- Zellner, A, and N. Revankar. (1969), "Generalized Production Functions," *Review of Economic Studies*, 36, 241-250.

پیوست

جدول ۱- نتایج تخمین پارامترهای سه مدل

مدل →	مدل CSS			مدل LS			مدل GS		
	Estimate	Standard Error	t-value	Estimate	Standard Error	t-value	Estimate	Standard Error	t-value
β_k	۲.۴۲۶۷۹	۰.۳۶۵۶۲	۶.۶۳۷۵۵	-۱.۸۴۴۰۲	۰.۴۶۹۱۱	-۳.۹۳۰۹۱	-۱.۳۱۴۲۴	۰.۴۷۹۴۶	-۲.۷۴۰۹۹
β_l	-۱.۴۲۹۴	۰.۴۸۸۰۰	-۲.۹۴۹۶	۱.۲۸۶۰۱	۰.۶۰۸۳۴	۲.۱۱۳۹۶	۱.۸۶۲۲۹	۰.۶۲۵۹۴	۲.۹۷۵۲۰
β_e	۸.۵۸۸۷۱	۰.۳۴۲۲۵	۲۵.۰۸۷۵	۲.۷۰۷۴	۰.۳۷۸۲۱	۷.۱۵۸۶۵	۲.۰۴۲۷۰	۰.۳۹۵۰	۵.۱۷۲۰۴
β_m	-۸.۰۳۹۳	۰.۵۱۸۴۸	-۱۵.۵۰۵	-۲.۷۹۹۸۴	۰.۶۴۶۲۰	-۴.۳۳۲۷۸	-۲.۳۵۸۶۲	۰.۶۶۸۱۱	-۳.۵۳۰۳۰
β_{kk}	-۰.۰۰۹۹	۰.۰۳۲۲۶	-۰.۳۰۶۶	-۰.۱۶۳۵۷	۰.۰۴۲۶۹	-۳.۸۳۱۹۳	۰.۱۳۰۵۸	۰.۰۴۳۲۱	۳.۰۲۱۹۱
β_{ll}	۰.۳۴۸۸۳	۰.۰۶۳۲۰	۵.۵۱۹۷	۰.۴۰۷۲۱	۰.۰۸۱۱۵	۵.۰۲۰۰۹	۰.۴۳۷۶۲	۰.۰۸۲۵۴	۵.۳۰۲۲۱
β_{ee}	-۰.۵۶۹۸	۰.۰۵۶۶۹	-۱.۰۰۵۱	-۰.۰۸۳۶۵	۰.۰۷۱۲۵	-۱.۱۷۴۱	-۰.۰۵۱۰۳	۰.۰۷۳۳۳	-۰.۶۹۵۹۳
β_{mm}	-۰.۶۴۳۵	۰.۰۷۳۲۷	-۸.۷۷۰۸	-۰.۲۰۹۳۱	۰.۰۹۲۷۷	-۲.۲۵۶۳	-۰.۳۴۵۰۲	۰.۰۹۵۲۶	-۲.۵۷۲۱۱
β_{kl}	-۰.۰۰۲۷	۰.۰۳۴۹۵	-۰.۰۷۷۰	-۰.۰۲۹۷۲	۰.۰۴۴۵۵	-۰.۶۶۷۲	-۰.۰۱۸۴۵	۰.۰۴۵۶۶	-۰.۴۰۴۰۵
β_{ke}	-۰.۴۳۴۴	۰.۰۳۵۴۶	-۱۲.۲۵۰	-۰.۱۸۳۸۲	۰.۰۴۳۰۶	-۴.۲۶۸۸	-۰.۱۶۸۱۶	۰.۰۴۳۵۱	-۳.۸۶۴۵۸
β_{km}	۰.۵۴۱۳۶	۰.۰۳۶۹۰	۱۴.۶۷۰۳	۰.۲۹۸۴۷	۰.۰۴۵۴۰	۶.۵۷۴۷	۰.۲۵۹۳۴	۰.۰۴۶۲۵	۵.۶۰۷۴۲
β_{le}	۰.۳۲۴۱۲	۰.۰۴۴۱۶	۷.۳۳۸۹۹	۰.۰۰۹۶۵۰	۰.۰۵۴۱۷	۰.۱۷۸۱۳	-۰.۰۶۱۵۶	۰.۰۵۵۲۹	-۱.۱۱۳۴۷
β_{lm}	-۰.۵۶۸۳۵	۰.۰۴۵۹۱	-۱۲.۳۸۱	-۰.۲۶۱۸۶	۰.۰۵۶۶۴	-۴.۶۲۲۹	-۰.۲۱۱۶۱	۰.۰۵۷۵۷	-۳.۶۷۵۹۱
β_{em}	۰.۶۰۶۲۹	۰.۰۶۳۷۷	۹.۵۰۷۷۷	۰.۱۵۸۴۴	۰.۰۸۰۶۷	۱.۹۶۴۰۸	۰.۱۷۰۷۷	۰.۰۸۳۱۷	۲.۰۵۳۳۹
θ_1				۱	۰.۰۲۲۴۴	۳۰.۸۲۶۰۵			
θ_2				۱.۰۴۱۹۳	۰.۰۳۲۴۰	۳۲.۱۵۷۴۷			
θ_3				۱.۰۴۵۶۱	۰.۰۳۲۷۲	۳۱.۹۵۷۵۴			
θ_4				۱.۰۴۱۷۸	۰.۰۳۲۵۳	۳۲.۰۲۸۷۲			
θ_5				۱.۰۲۶۸۲	۰.۰۳۲۶۰	۳۱.۴۹۶۹۲			
θ_6				۱.۰۵۶۴۸	۰.۰۳۲۹۰۳	۳۲.۱۰۸۹۰			
θ_7				۱.۰۷۲۷۱	۰.۰۳۳۰۷۹	۳۲.۴۲۹۲۵			
θ_8				۱.۰۸۹۲۸	۰.۰۳۳۱۹۳	۳۲.۸۱۶۴۴			
θ_9				۱.۰۸۴۱۷	۰.۰۳۳۲۲۵	۳۲.۶۳۰۹۳			
θ_{10}				۱.۸۴۲۱۰	۰.۰۳۳۴۱۷	۳۲.۴۴۴۴۳			
η_{12}							۰.۰۳۶۹	۰.۰۱۵۶۳	۲.۳۶۱۱۴
η_{13}							۰.۰۰۰۶۶	۰.۰۰۱۵۹	۰.۴۱۱۸۵
η_{22}							۰.۰۲۱۷۵	۰.۰۱۲۵۵	۱.۷۳۳۷۰
η_{23}							۰.۰۰۰۰۲	۰.۰۰۱۱۸۰	۰.۰۰۱۸۷
η_{32}							۰.۰۳۷۰۲	۰.۰۱۸۰۲	۲.۰۵۴۵۱
η_{33}							-۰.۰۰۲۹	۰.۰۰۱۹۵	-۱.۴۹۵۲۷



پښتونستان ښار
پښتونستان ښار
پښتونستان ښار