

ارزیابی هزینه‌های کنترل آلاینده‌های آب صنعتی: مطالعه صنعت تولید قند و شکر^۱

مصطفی خواجه حسنی رابری (نویسنده مسئول)

دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه سیستان و بلوچستان

mostafa.khajehhasani@yahoo.com

جواد شهرکی

دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه سیستان و بلوچستان

j.shahraki@eco.usb.ac.ir

محمد نبی شهیکی تاش

دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه سیستان و بلوچستان

mohammad_tash@eco.usb.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۸/۲۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۳/۲۵

چکیده:

صنعت تولید قند و شکر یکی از آب‌برترین صنایع غذایی کشور است و می‌تواند با انتشار فاضلاب با شاخص *BOD* بالا، هزینه‌های جانبی بسیاری را به جامعه تحمیل نماید؛ از این رو این مقاله با استفاده از روش تحلیل پوششی ناپارامتریک تصادفی (*StoNED*) به ارزیابی هزینه‌های نهایی کنترل شاخص *BOD* فاضلاب این صنعت در سال ۱۳۹۶ می‌پردازد. نتایج نشان می‌دهند، این صنعت به‌طور میانگین از لحاظ محیط زیستی ۶/۵ درصد ناکارآمد بوده و میانگین قیمت سایه‌ای هر کیلوگرم *BOD* کارخانه‌های تولیدکننده حدود ۶۱۲/۶ هزار ریال است. با استفاده از قیمت‌های سایه‌ای تخمینی، می‌توان علاوه بر طراحی ابزارهای کنترل آلاینده‌ها، طرح‌های اقتصادی تصفیه فاضلاب را دقیق‌تر ارزیابی نمود. همچنین با توجه به امکان تصفیه فاضلاب به میزان دلخواه توسط سیستم‌های کنونی، می‌توان با اندیشیدن راهکارها و استفاده از ابزارهای مناسب، آثار جانبی ناشی از انتشار آلودگی را داخلی کرد و با تصفیه و استفاده مجدد از آن‌ها، موجب کاهش برداشت از آب‌های زیرزمینی شد.

طبقه‌بندی *JEL*: Q01, P28, H23, C63

کلیدواژه‌ها: قیمت سایه‌ای، *BOD*، صنعت قند و شکر، هزینه کنترل آلاینده‌ها

^۱. این مقاله مستخرج از رساله دکتری است.

۱. مقدمه

صنعت تولید قند و شکر با سهم ۶/۵ در صدی از مصرف آب کل صنعت و سهم ۳۶ در صدی از مصرف آب صنایع آشامیدنی و مواد غذایی یکی از آب‌برترین صنایع غذایی کشور محسوب می‌شود (مرکز آمار ایران، ۱۳۹۲). این صنعت از جمله صنایعی است که حلقه‌های پیشین و پسین بسیاری در زنجیره تولید اقتصاد کشور دارد. مصرف آب در مراحل مختلف تولید کارخانه‌های تولیدکننده قند و شکر بسیار زیاد و پر کاربرد است. با تکنولوژی‌های تولید موجود در این صنعت، ناگزیر به همراه تولید محصول شکر، محصولات ناخواسته و آلاینده نیز تولید می‌شوند.

یکی از مهم‌ترین محصولات ناخواسته تولید شده در این صنعت، فاضلاب آلوده با شاخص نیاز اکسیژن خواهی بیولوژیکی (BOD^1) بالا است که مهم‌ترین عامل آن ضایعات قندی محلول بسیار در فاضلاب تولیدی می‌باشد؛ به طوری که تجزیه مولکول قند در فاضلاب تولید شده، اکسیژن محلول زیادی را به مصرف رسانده و باعث افزایش شاخص BOD می‌شود (دی ولتر^۲، ۱۹۷۲).

شاخص BOD بالا نشان‌دهنده آلودگی فاضلاب به مواد آلی و وجود ارگانیک‌های زیاد در آب است. رها کردن این گونه آلاینده‌ها به محیط زیست و آب‌راه‌ها، می‌تواند دارای اثرات بسیار مهمی بر روی دسترس و کیفیت منابع آبی کشور داشته باشد و باعث محدودیت و کمیابی منابع آبی پاک و قابل استفاده شود. علاوه بر این بر اساس اصل پنجاهم قانون اساسی "در جمهوری اسلامی حفاظت از محیط زیست که نسل امروز و نسل‌های بعد باید از حیات اجتماعی رو به رشدی برخوردار باشند وظیفه عمومی تلقی می‌گردد و از این رو هرگونه فعالیت‌های اقتصادی و غیره که با آلودگی محیط زیست و تخریب غیر قابل جبران آن ملازمه پیدا می‌کند ممنوع است" و تمامی کارخانه‌های تولیدکننده ملزم به اجرای این قوانین می‌باشند. همچنین ارزیابی اقتصادی صنایع تولید قند و شکر بدون لحاظ آثار جانبی، می‌تواند بسیار گمراه‌کننده باشد و ضرورت دارد که برای داخلی‌سازی هزینه‌های خارجی و جبران صدمات ناشی از انتشار فاضلاب‌ها، ارزیابی درستی از این فعالیت به عمل آورد.

به دلیل آنکه هیچ بازاری برای تعیین قیمت آلاینده‌های منتشر شده وجود ندارد به‌منظور طراحی ابزارهای مناسب کنترل آلاینده‌ها، ابتدا لازم است که با تعیین قیمت

¹. Biological Oxygen Demand

². De vletter

سایه‌ای آلاینده، هزینه‌های کنترل آلاینده‌گی برآورد شود. در غیاب به‌کارگیری ابزارهای کارآمد جهت کنترل آلاینده‌گی فرض بر این است که قیمت‌های سایه‌ای آلاینده منتشر شده توسط کارخانه‌ها پراکندگی زیادی از خود نشان دهند.

از آنجایی که امروزه سیستم‌های تصفیه فاضلاب قادر به تصفیه فاضلاب با هر درجه از تصفیه هستند، می‌توان با اندیشیدن راهکارها و استفاده از ابزارهای مناسب، آثار جانبی ناشی از انتشار فاضلاب را داخلی ساخت. در این راستا این پژوهش با ارزیابی و برآورد هزینه‌های کنترل آلاینده‌گی آب ناشی از فعالیت کارخانه‌های قند و شکر، اطلاعات مورد نیاز (قیمت سایه‌ای هر کیلوگرم BOD) را برای طراحی و به‌کارگیری ابزارهای مناسب کنترل آلاینده‌گی فراهم می‌آورد.

۲. پیشینه تحقیق

در سال ۱۹۲۰ پیگو^۱ در کتاب اقتصاد رفاه عنوان کرد که صنایع تولیدکننده تنها به دنبال منفعت شخصی خود هستند و هیچ انگیزه‌ای برای درونی‌سازی هزینه‌های جانبی خود ندارند (پیگو، ۱۹۲۰). در این رابطه بدیهی به نظر می‌رسد که دولت با استفاده از ابزارهای مناسب، اقدامات لازم در جهت کنترل آلاینده‌گی در سطح بهینه مورد نظر را به عمل آورد. یکی از مهم‌ترین اطلاعات رسیدن به این سطح بهینه، آگاهی دقیق از ارزش‌های سایه‌ای و یا هزینه‌های نهایی کنترل آلودگی کارخانه‌های تولیدکننده است. در این راستا پژوهش‌های زیادی در ارتباط با ارزیابی این هزینه‌ها انجام گرفته است که در ادامه به مهم‌ترین این مطالعات پرداخته شده است.

فار^۲ و همکاران در سال ۱۹۹۳ با تخمین تابع فاصله ستانده به مطالعه قیمت سایه‌ای ستانده‌های نامطلوب BOD ^۳، TSS ^۴، $PART$ ^۵، SOX صنعت تولید کاغذ ایالات میسیگان و ویسکانسین^۶ کشور آمریکا پرداختند. نتایج به دست آمده حاکی از آن است که قیمت سایه‌ای محصولات نامطلوب به ترتیب برابر با ۱۰۴۳، ۰، ۲۵۲۷۰، ۳۶۹۶ دلار است.

1. Arthur Cecil Pigou

2. Färe

3. Total Suspended Solids

4. Particulate

5. Sulfur Oxides

6. michigan & Wisconsin

هایلو و ویمن^۱ در سال ۲۰۰۰، با استفاده از رهیافت تابع فاصله نهاده و تخمین قیمت سایه‌ای آلاینده‌های *BOD* و *TSS* به مطالعه و تحلیل محیط زیستی صنعت خمیر چوب و کاغذسازی کشور کانادا پرداختند. نتایج مطالعه آن‌ها گویای آن است که هزینه‌های کنترل آلاینده‌ها در این صنعت افزایشی است.

مورتی^۲ و همکاران نیز در سال ۲۰۰۶ با استفاده از رهیافت تخمین تابع فاصله نهاده به مطالعه کارایی تولید و هزینه‌های کاهش انتشار آلاینده‌های صنعت تولید قند و شکر کشور هندوستان پرداختند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان می‌دهد که قیمت سایه‌ای هر تن آلاینده‌های به ترتیب *BOD*، *COD*^۳ و *TSS* برابر با ۵۶۰۳۸، ۱۲۸۸۴۵ و ۷۱۱۴۶ روپیه است.

ون‌ها^۴ و همکاران در سال ۲۰۰۸ با استفاده از دو رویکرد مرزی قطعی و مرزی تصادفی به تخمین تابع فاصله ستانده و محاسبه قیمت سایه‌ای سه محصول نامطلوب به ترتیب *BOD*، *COD* و *TSS* ۶۳ واحد بازیافت کاغذ کشور ویتنام پرداختند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان می‌دهد که به طور میانگین کارایی محیط زیستی می‌تواند به میزان حدود ۲۸ درصد بهبود یابد. علاوه بر این آن‌ها بیان کردند که قیمت‌های سایه‌ای آلاینده‌ها پراکندگی بالایی از خود نشان می‌دهند و میانگین قیمت‌های سایه‌ای آن‌ها مثبت است. هراندز-سانچو^۵ و همکاران در سال ۲۰۱۰ با استفاده از رویکرد تخمین تابع فاصله ستانده به محاسبه قیمت‌های سایه‌ای آلاینده‌های به ترتیب *N*^۶، *P*^۷، *TSS*، *BOD*، *COD* و ارزش‌گذاری اقتصادی منافع محیط زیستی فرآیند تصفیه فاضلاب چهار منطقه آبریز والنسیا (در سواحل مدیترانه) پرداختند. آن‌ها بیان کردند که نتایج کسب شده در این مطالعه به شدت وابسته به منطقه آبریز است و بیشترین منافع کسب شده مربوط به تخلیه آب‌های تصفیه شده در مناطق مردابی^۸ است؛ زیرا اکوسیستم این مناطق بسیار آلاینده‌ها حساس می‌باشند و جلوگیری از تخلیه فاضلاب‌های تصفیه نشده ارزش بسیار بالایی را با خود به همراه خواهد داشت.

1. Hailu & Veeman.

2. Murty

3. Chemical Oxygen Demand.

4. Van Ha

5. Hernández-Sancho

6. Nitrogen

7. Phosphorus

8. Wetland

خلیل در سال ۲۰۱۲ با استفاده از تخمین تابع فاصله ستانده، قیمت سایه‌ای آلاینده‌های BOD و COD ۴۵ بنگاه اقتصادی فعال در صنعت نساجی کشور پاکستان را مورد ارزیابی قرار داد. نتایج مطالعه او نشان می‌دهد که میانگین قیمت‌های سایه‌ای BOD و COD به ترتیب برابر است با ۶۷۲۴۹ و ۱۲۵۵۴۵ روپیه است.

وانگ^۱ و همکاران در سال ۲۰۱۵ با استفاده از رهیافت SBM^2 به بررسی و ارزیابی کارایی محیط زیستی و قیمت‌های سایه‌ای آلاینده‌های COD و $N-NH_4^3$ سیستم صنایع منطقه‌ای کشور چین پرداختند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهند که به صورت بالقوه می‌توان صرفه‌جویی بسیار زیادی در مصرف آب و در نتیجه کاهش انتشار آلاینده‌های محیط زیستی داشت.

وانگ و همکاران، ۲۰۱۶ در مطالعه خود با استفاده از رهیافت تابع فاصله جهت‌دار و با لحاظ ستانده نامطلوب COD به تخمین قیمت سایه‌ای آب و مطالعه چگونگی اصلاح مصرف آب صنعتی پرداختند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان می‌دهد که قیمت آب تمامی استان‌های مورد مطالعه به صورت چشمگیری کمتر از قیمت سایه‌ای محاسبه شده است و در صورتی که قیمت آب به مقدار مناسبی افزایش یابد این امکان وجود دارد که کارایی مصرف آب صنعتی افزایش یابد.

گواناواردنا^۴ و همکاران در سال ۲۰۱۷ قیمت سایه‌ای محصولات نامطلوب به ترتیب COD ، BOD ، TSS صنایع آلوده کننده آب کلومبو را با رهیافت تکنولوژی تولید ترانسلوگ چند ستاده‌ای، چند نهاده‌ای مورد محاسبه قرار دادند. نتایج این مطالعه نشان دهنده آن است که پراکندگی بسیار زیادی بین هزینه‌های کنترل آلاینده‌گی این صنایع وجود دارد و میزان انتشار فعلی صنایع با میزان انتشار استاندارد در این منطقه تفاوت دارد. علاوه بر این آن‌ها نشان دادند که هزینه‌های کنترل آلاینده‌گی صنایعی که استانداردها را پذیرفتند با سایر صنایع تفاوت معنی داری دارد.

فار و همکاران در سال ۲۰۱۷ با استفاده از تخمین تابع فاصله و با استفاده از رویکرد بردار جهت درونزا و برونزا به تخمین قیمت‌های سایه‌ای آلاینده‌های SO_2^5 ، NO_x^6 و

1. Wang

2. Slack-Based Model

3. Ammonium

4. Gunawardena

5. Sulfur Dioxide

6. Nitrogen Oxides

CO_2 ۱۱۲ نیروگاه برقی که از سوخت ذغال سنگ استفاده می‌کنند پرداختند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان می‌دهد که مقادیر قیمت‌های سایه‌ای به طور قابل توجهی به بردارهای جهت مورد نظر محقق بستگی دارد.

جین و کومار^۲ در سال ۲۰۱۸ با استفاده از رهیافت تابع فاصله ستاده در سه سناریوی برداری، هزینه‌های کنترل آلاینده‌های انتشار دی اکسید کربن ۵۶ نیروگاه تولید برق کشور هند را که در سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۳ از سوخت ذغال سنگ استفاده می‌کردند مورد ارزیابی قرار دادند. نتایج این مطالعه گویای آن است که با توجه به سه سناریوی برداری هزینه‌های تخمینی متوسط کنترل آلاینده‌های انتشار هر تن دی اکسید کربن بین ۱۴/۵۴ تا ۱۸/۶۸ دلار می‌باشد؛ بنابراین مالیات وضع شده ۶/۱۵ و ۳/۸۱ دلاری برای استفاده از به ترتیب هر تن ذغال سنگ و هر تن انتشار گاز دی اکسید کربن در جهت کنترل این آلاینده‌ها کافی و بازدارنده نخواهد بود.

ژانگ و جیانگ^۳ در سال ۲۰۱۹ با ارزیابی رهیافت جدیدی به نام تابع فاصله متافرانته‌تیر به ارزیابی قیمت سایه‌ای آلاینده SO_2 ۹۳ نیروگاهی که از سوخت زغال‌سنگ برای تولید برق استفاده می‌کردند پرداختند. آن‌ها با توجه به اینکه که کشور چین در برخی از مناطق از ابزارهای سیاستی کنترل آلاینده‌ها استفاده می‌کند، بسته به اینکه نیروگاه‌ها در مناطق مورد حفاظت محیط زیستی قرار دارند یا خیر، این نیروگاه‌ها را به دو گروه تقسیم بندی کردند. نتایج بیانگر آن است که قیمت سایه‌ای تولید هر تن SO_2 در مناطق مورد حفاظت محیط زیستی به طور میانگین برابر با ۵۴۱۹ دلار است. علاوه بر این در سایر مناطق میانگین قیمت سایه‌ای برای هر تن انتشار این آلاینده ۱۶۲۸ دلار برآورد شد.

وو^۴ و همکاران در سال ۲۰۲۰ با استفاده از مدل‌های ناپارامتریک به تخمین قیمت‌های سایه‌ای آلاینده‌های هوا که شامل SO_2 و NO_x و ذرات معلق موجود در دود هستند پرداختند. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که در سال‌های اخیر استفاده از ابزارهای کنترل مختص هر منطقه به طور قابل توجه و با نرخی فزاینده، منجر به کاهش انتشار آلاینده‌های هوا در مناطق صنعتی مختلف کشور چین شده است.

1. Carbon Dioxide

2. Jain & Kumar

3. Zhang & Jiang

4. Wu

همانطور که مطالعات فوق نشان می‌دهند پژوهشگران اغلب در تحقیقات خود از یکی از روش‌های مرزی قطعی و یا مرزی تصادفی برای برآورد مرز تکنولوژی تولید و قیمت‌های سایه‌ای استفاده می‌کنند. با استفاده از مدل‌های مرزی تصادفی این احتمال وجود خواهد داشت که با استفاده از فرم نادرست تابع، دچار خطای تصریح مدل شویم. مدل‌های مرزی قطعی نیز علاوه بر این مورد، در برگیرنده جزء تصادفی نمی‌باشند. با توجه به نقایص مدل‌های مرزی قطعی و مدل‌های مرزی تصادفی، مدلی تحت عنوان حداقل مربعات ناپارامتریک محدب (CNLS) توسط کاسمنن و جانسون ارائه شد. آن‌ها نشان دادند که CNLS فرمی از تحلیل پوششی داده‌ها است (DEA) که در این مدل اجزاء انحراف تصادفی لحاظ شده است. برای تجزیه جزء انحراف به نویز آماری تصادفی و ناکارایی برای داده‌های مقطعی، آن‌ها از روشی دو مرحله‌ای که تحلیل پوششی داده‌های ناپارامتریک تصادفی (StoNED) نامیده می‌شود، استفاده کردند (کاسمنن و جانسون، ۲۰۱۰). با توجه به مزایای استفاده از این روش، این مطالعه با استفاده از رویکرد تحلیل پوششی ناپارامتریک تصادفی به تخمین هزینه‌های کنترل آلاینده‌گی ناشی از انتشار فاضلاب صنایع تولید قند و شکر می‌پردازد.

۳. روش تحقیق

۳-۱. مبانی نظری

فرض کنید برای هر کارخانه تولیدکننده $(i = 1, 2, \dots, n)$ بردار $x \in \mathbb{R}_+^M$ بردار نهاده‌های تولید، $y \in \mathbb{R}_+^S$ بردار ستانده‌های مطلوب و $b \in \mathbb{R}_+^J$ بردار ستانده‌های نامطلوب و مجموعه امکانات تولید به صورت $T = \{(x, y, b): x \text{ can produce } (y, b)\}$ با فروض زیر تعریف می‌شود (مکارونریونگ و جانسون، ۲۰۱۲):

(۱) T محدب است. (۲) در این مجموعه فرض بازدهی متغیر نسبت به مقیاس برقرار است. (۳) دفع‌پذیری آزاد نهاده‌های تولید:

$$\text{if } (x, y, b) \in T \ \& \ x' \geq x. \text{ Then } \rightarrow (x', y, b) \in T$$

(۴) دفع‌پذیری آزاد ستانده‌های مطلوب:

$$\text{if } (x, y, b) \in T \ \& \ y' \leq y. \text{ Then } \rightarrow (x, y', b) \in T$$

(۵) دفع‌پذیری ضعیف مابین ستانده‌های مطلوب و نامطلوب:

$$\text{if } (x, y, b) \in T \ \& \ 0 \leq \varphi \leq 1. \text{ Then } \rightarrow (x, \varphi y, \varphi b) \in T$$

با توجه به فروض بالا، مجموعه امکانات تولید با بازدهی متغیر نسبت به مقیاس و با فرض دفع‌پذیری ضعیف به صورت معادله زیر تعریف می‌شود:

$$T = \left\{ (x, y, b) \in \mathfrak{R}_+^{M+S+J} \mid x \geq \sum_{i=1}^n (\lambda_i + \mu_i)x_i; \quad y \leq \sum_{i=1}^n \lambda_i y_i; \right. \\ \left. b \geq \sum_{i=1}^n \lambda_i b_i; \quad \sum_{i=1}^n (\lambda_i + \mu_i) = 1; \quad \lambda_i, \mu_i \geq 0 \right\} \quad (1)$$

در رابطه فوق λ_i ها به ما اجازه تشکیل ترکیبی محدب از بنگاه‌های مشاهده شده را می‌دهد. μ_i ها نیز اجازه می‌دهند که بنگاه اقتصادی بتواند همزمان با ثبات سطح نهاده، تولید کالاهای نامطلوب و مطلوب را کاهش دهد. حال تابع تولیدی را با فرم ضربی^۱ جزء انحراف، مانند رابطه زیر در نظر بگیرید:

$$y_i = f(x_i, b_i) \exp(\varepsilon_i); \quad \forall i = 1, 2, \dots, n. \quad (2)$$

در معادله فوق $f(x_i, b_i)$ تابع تولیدی است که فروض پیوستگی، یکنواختی، تعقر و دفع‌پذیری ضعیف را برآورد می‌کند و ε_i جمله انحراف است. با لگاریتم‌گیری از رابطه ۲ می‌توانیم مدل را به صورت رابطه ۳ بازنویسی کنیم.

$$\varepsilon_i = \ln(y_i) - \ln(f(x_i, b_i)) \quad (3)$$

برای تخمین مرز تولید فوق ما برای حداقل کردن مجموع مربعات انحراف از روش CNLS^۱ استفاده می‌کنیم و این روش بستگی به آن دارد که ما چه فرقی را برای ε_i ها در نظر می‌گیریم (کاسمنن و فوسگرا، ۲۰۰۹).

۲-۳. مدل تجربی

۱-۲-۳. تخمین مرز تولید و مقادیر کارایی فنی با انحرافات قطعی

در این روش فرض می‌شود که هیچ جزء تصادفی در ε_i وجود ندارد. بنابراین هر انحرافی از مرز تولید به صورت رابطه زیر ناشی از عدم کارایی فنی خواهد بود.

$$\varepsilon_i = -u_i. \quad \forall i = 1, 2, \dots, n. \quad (4)$$

^۱. Multiplicative

در رابطه فوق $u_i > 0$ مشخص کننده وضعیت کارایی فنی بنگاه نام است. با توجه به اینکه در روش CNLS، هدف حداقل سازی مجموع مربعات انحراف است هنگامی که تمامی انحرافات، مقید به کمتر و یا برابر با صفر بودن هستند می‌توان به جای مجموع مربعات انحرافات، از مجموع انحرافات در مدل استفاده کرد و مسئله CNLS را می‌توان به صورت زیر بیان کرد.

$$\begin{aligned} \min_{a.w.c.\varepsilon} & - \sum_{i=1}^n \varepsilon_i \\ \text{s.t.} & \varepsilon_i = \ln(y_i) - \ln(\alpha_i + w'_i x_i + c'_i b_i); \quad \forall i = 1.2. \dots n. \quad (5) \\ & \alpha_i + w'_i x_i + c'_i b_i \leq \alpha_h + w'_h x_i + c'_h b_i; \quad \forall i, h = 1.2. \dots n. \\ & \alpha_i + w'_i x_h \geq 0; \quad \forall i, h = 1.2. \dots n. \\ & w_i \cdot c_i \geq 0; \quad \varepsilon_i \geq 0; \quad \forall i, h = 1.2. \dots n. \end{aligned}$$

تابع هدف در مسئله فوق حداکثر کردن مجموع جملات انحراف است. به طور مستقیم مسئله CNLS مرز تولیدی را تخمین می‌زند که در آن تمام بنگاه‌های اقتصادی دنبال فعالیت در بالاترین سطح کارآمدی ممکن هستند. قید تساوی اول رابطه فوق جمله انحراف را تعریف می‌کند. قیود نامساوی دوم بازگوکننده سیستمی از نامساوی‌های افریانت است که قیود اساسی تابع تولید را که پیوستگی و تعقر هستند را به مسئله تحمیل می‌کند (افریانت، ۱۹۷۲). قیود نامساوی سوم نیز تحمیل کننده قابلیت دفع پذیری ضعیف بین محصولات مطلوب و یا خواسته با محصولات برنامه‌ریزی نشده نامطلوب است. آخرین مجموعه قیود هم یکنواختی نهاده‌ها و هزینه‌های اضافه کردن به تولید ستانده بد را به مسئله تحمیل می‌کند. با حل مسئله ۵ تابع تولید مرزی تخمین زده می‌شود. با بدست آوردن انحرافات تخمینی، ما می‌توانیم مقادیر کارایی محیط زیستی را به صورت رابطه شماره ۶ بدست آوریم.

$$\hat{\varepsilon}_i. \quad \forall i \rightarrow TE_i = \exp(\hat{\varepsilon}_i); \quad \forall i = 1.2. \dots n. \quad (6)$$

۳-۲-۲. تخمین مرز تولید و مقادیر کارایی فنی با انحرافات ترکیبی (StoNED)
مانند مدل‌های تحلیل مرزی تصادفی (SFA) که به وسیله آیکنر و همکاران (۱۹۷۷) ارائه شد ما فرض می‌کنیم که انحرافات تخمینی ما شامل نویز تصادفی نیز می‌شود؛ بنابراین هر انحرافی از مرز تولید را می‌توان به صورت رابطه زیر نوشت.

$$\varepsilon_i = v_i - u_i \quad \forall i = 1.2. \dots n. \quad (7)$$

در رابطه فوق v_i جزء نویز تصادفی است.

همانطور که کاسمنن و کورتلینن (۲۰۱۲) بیان کردند جمله ترکیبی انحراف رابطه فوق خصوصیات گوس-مارکوف^۱ $E(\varepsilon_i) = E(-u_i) = -\mu < 0$ را که در آن μ مقدار ناکارایی انتظاری است را نقض می‌کند؛ به همین دلیل ما جمله انحراف ترکیبی رابطه γ را به صورت زیر اصلاح می‌کنیم. بنابراین مدل تولید انحراف ضربی $y_i = f(x_i, b_i)\exp(\varepsilon_i)$ به شکل زیر بازنویسی می‌شود.

$$\ln(y_i) = [\ln(f(x_i, b_i)) - \mu] + [\varepsilon_i + \mu] = \ln(g(x_i, b_i)) + v_i; \quad \forall i = 1, 2, \dots, n. \quad (۸)$$

در رابطه فوق $v_i = \varepsilon_i + \mu$ ، جمله ترکیبی اصلاح شده است. باید توجه داشت که در این رابطه $E(v_i) = E(\varepsilon_i + \mu) = 0$ است. با توجه به اصلاح انجام شده مسئله CNLS به صورت زیر فرموله می‌شود (کشاورزی و کاسمنن، ۲۰۱۳).

$$\begin{aligned} \min_{\alpha, w, c, v} & \sum_{i=1}^n v_i^2 \\ \text{s.t.} & v_i = \ln(y_i) - \ln(\alpha_i + w'_i x_i + c'_i b_i); \quad \forall i = 1, 2, \dots, n. \\ & \alpha_i + w'_i x_i + c'_i b_i \leq \alpha_h + w'_h x_i + c'_h b_i; \quad \forall i, h = 1, 2, \dots, n. \\ & \alpha_i + w'_i x_i \geq 0; \quad \forall i, h = 1, 2, \dots, n. \\ & w_i, c_i \geq 0; \quad \varepsilon_i \geq 0; \quad \forall i, h = 1, 2, \dots, n. \end{aligned} \quad (۹)$$

به علت اینکه CNLS توابع تولیدی که پیوسته، افزایشی یکنواخت، مقعر و برآورده کننده فرض قابلیت دفع‌پذیری ضعیف هستند را برآورد می‌کند، بسیار مهم است که شرط زیر را در مورد تابع هدف مسئله فوق کنترل نماییم. این شرط بیان می‌کند که تابع هدف مسئله CNLS که در رابطه ۹ آمده است تابعی محدب است، اگر و تنها اگر شرط زیر برآورده شود:

$$\frac{y_i}{\alpha_i + w'_i x_i + c'_i b_i} \geq \frac{1}{e}; \quad \forall i = 1, 2, \dots, n. \quad (۱۰)$$

در صورتی مسئله CNLS که در رابطه ۹ بیان شد تابع هدفی محدب داشته باشد، یک بهینه محلی^۲ یک بهینه کلی^۳ نیز هست (لی و همکاران، ۲۰۱۳). مرحله دوم، مرحله

1. Gauss-Markov properties

2. Local Optimum

3. Global Optimum

تجزیه جمله انحراف به دست آمده از مدل ۱۹ است که در آن $(\hat{v}_i \forall i)$ شامل دو جزء نوین آماری تصادفی (ε_i) و ناکارایی انتظاری (μ) می‌باشد. با فرض اینکه جزء ناکارایی محیط زیستی توزیعی یک طرفه نرمال همسان و مستقل^۱ $u_i \sim [N^-(0, \sigma_u^2)] (i.i.d)$ و جمله نوین تصادفی نیز توزیعی نرمال و $v_i \sim [N(0, \sigma_v^2)] i.i.d$ از روش گشتاورها (گشتاور مرتبه دوم و سوم) که به وسیله آیکنر و همکاران (۱۹۷۷) و کاسمنن و کورتلینن (۲۰۱۱) به کار گرفته شد می‌توان برای بدست آوردن انحراف معیار u ($\hat{\sigma}_u$) و v ($\hat{\sigma}_v$) به صورت روابط زیر استفاده کرد (مکارونیونگ و جانسون، ۲۰۱۲).

$$\hat{M}_2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\hat{v}_i - \hat{E}(\hat{v}_i))^2; \hat{M}_3 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\hat{v}_i - \hat{E}(\hat{v}_i))^3 \quad (11)$$

$$\hat{M}_2 = \left[\frac{\pi - 2}{\pi} \right] \sigma_u^2 + \sigma_v^2; \hat{M}_3 = \left(\sqrt{\frac{2}{\pi}} \right) \left[1 - \frac{4}{\pi} \right] \sigma_u^3 \quad (12)$$

$$\hat{\sigma}_u = \sqrt[3]{\frac{\hat{M}_3}{\left(\frac{2}{\pi}\right) \left(1 - \frac{4}{\pi}\right)}}; \hat{\sigma}_v = \sqrt{\hat{M}_2 - \left(\frac{\pi - 2}{\pi}\right) \hat{\sigma}_u^2} \quad (13)$$

بر خلاف مورد انحرافات قطعی، در اینجا پس از حل مسئله ۹ به جای تابع تولید مرزی، تابع تولید متوسط $g(x_i, b_i)$ به دست می‌آید. همانطور که در رابطه ۱۴ نشان داده شده است با ضرب تابع تولید متوسط در کارایی مورد انتظار، مرز تولید مشخص می‌شود.

$$\ln(\hat{g}(x_i, b_i)) = \left[\ln(\hat{f}(x_i, b_i)) - \mu \right] = \ln(\hat{f}(x_i, b_i) \exp(-\hat{\mu})); \quad (14)$$

$$\Rightarrow \hat{f}(x_i, b_i) = \hat{g}(x_i, b_i) \exp(\hat{\mu}); \quad \hat{\mu} = \sigma_u^2 \sqrt{\frac{2}{\pi}}$$

$$\hat{E}(u_i | \hat{\varepsilon}_i) = -\frac{\hat{\varepsilon}_i \hat{\sigma}_u^2}{\hat{\sigma}_u^2 + \hat{\sigma}_v^2} + \frac{\hat{\sigma}_u^2 \hat{\sigma}_v^2}{\hat{\sigma}_u^2 + \hat{\sigma}_v^2} \left[\frac{\phi\left(\frac{\hat{\varepsilon}_i}{\hat{\sigma}_v}\right)}{1 - \Phi\left(\frac{\hat{\varepsilon}_i}{\hat{\sigma}_v}\right)} \right]; \hat{\varepsilon}_i = \hat{v}_i - \hat{\mu} \quad (15)$$

با استفاده از مقادیر $\hat{\sigma}_v$ و $\hat{\sigma}_u$ به دست آمده و به کارگیری روش جاندر و همکاران (۱۹۸۲) می‌توان مقدار ناکارایی فنی را با استفاده از رابطه ۱۵ بدست آورد. در رابطه فوق

^۱ Independent and Identically Distributed (i.i.d.)

$\hat{\mu} - \hat{v}_i = \hat{\varepsilon}_i$ و تابع چگالی توزیع نرمال استاندارد و Φ تابع توزیع تجمعی نرمال استاندارد هستند (رکا و اسکاسنی، ۲۰۱۵).

۳-۲-۳. تخمین مرز تولید و مقادیر کارایی فنی با انحرافات نوین تصادفی

در اینجا تخمین‌زن *CNLS* معادله ۳ مستقیماً برای به‌دست آوردن اجزاء باقی مانده^۱ استفاده می‌شود. با فرض اینکه نوین آماری یا جزء تصادفی توزیعی نرمال استاندارد، هم‌سان و مستقل (*i.i.d.*) به صورت $v_i \sim [N(0, \sigma_v^2)]$ دارد، مرحله دوم *CNLS* تخمین σ_v خواهد بود. به‌طور مشخص گشتاور مرتبه دوم $\hat{M}_2 = \hat{\sigma}_v^2$ خواهد بود و

$$\hat{M}_2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\hat{v}_i - \hat{E}(\hat{v}_i))^2$$

است. باید توجه داشت که انحرافات ترکیبی و انحرافات

تصادفی در شکل انحرافات با هم متفاوت هستند، نوع اریب بودن می‌تواند تعیین‌کننده نوع تابع تولید به شکل مرزی تصادفی (با جزء ناکارایی) و یا نئوکلاسیکی (بدون جزء ناکارایی) باشد. کاسمنن و فوسگرا^۲ (۲۰۰۹) آزمون‌های ارائه کردند که با به‌کارگیری آزمون‌های چولگی (گشتاور مرتبه سوم) و کشیدگی^۳ (گشتاور مرتبه چهارم) می‌توان از میان فرم تابع تولید نئوکلاسیکی و مرزی تصادفی، فرم مناسب را انتخاب نمود. فروض این آزمون به صورت زیر می‌باشند:

فرض صفر: انحرافات دارای توزیع نرمال هستند؛ در مقابل فرض جایگزین: که گویای آن است که انحرافات چولگی منفی دارند. برای این منظور می‌توان از آزمون گشتاور سوم $\sqrt{b_1}$ استفاده کرد.

$$m_j = \frac{\sum_{i=1}^n (v_i - \bar{v})^j}{n}; \quad j = 2, 3.$$

$$\bar{v} = \frac{\sum_{i=1}^n v_i}{n};$$

$$\sqrt{b_1} = \frac{m_3}{(m_2)^{\frac{3}{2}}}$$

(۱۶)

آماره آزمون $\sqrt{b_1}$ ، ثابت در موقعیت و مقیاس است؛ بنابراین مقادیر بحرانی آن تحت فرض صفر می‌توانند توسط شبیه‌سازی مونت کارلو به دست آیند.

¹. Residual.

². Kuosmanen and Fosgerau.

³. Skewness and Kurtosis Tests.

اگرچه آزمون $\sqrt{b_1}$ قدرتمندترین روش شناخته شده برای تشخیص چولگی غیر نرمال است، این آزمون می‌تواند فرضیه صفر را که گویای توزیع نرمال است حتی با وجود کاملاً متقارن بودن توزیع، به دلیل کشیدگی غیر نرمال رد نماید. آزمون استاندارد کشیدگی b_2 ، که بر پایه گشتاور مرکزی مرتبه چهارم توزیع انحراف ترکیبی است می‌تواند مانند آزمون $\sqrt{b_1}$ به کار گرفته شود. آماره آزمون b_2 به صورت زیر مورد محاسبه قرار می‌گیرد.

$$m_j = \frac{\sum_{i=1}^n (v_i - \bar{v})^j}{n}; \quad j = 2, 4.$$

$$\bar{v} = \frac{\sum_{i=1}^n v_i}{n};$$

$$\sqrt{b_1} = \frac{m_4}{(m_2)^2} \quad (17)$$

مقادیر بحرانی این آزمون نیز می‌تواند با شبیه سازی مونت کارلو مورد محاسبه قرار گیرد (کاسمن و فوسگرا، ۲۰۰۹).

۳-۳. نحوه محاسبه قیمت سایه‌ای

در صورتی که بازاری برای ستانده مطلوب وجود داشته باشد و قیمت آن مشخص باشد، قیمت سایه‌ای ستانده نامطلوب می‌تواند با استفاده از رابطه زیر تخمین زده شود.

$$P_{bij} = P_{yi} \cdot \left(\frac{\partial f(x_i, b_i)}{\partial b_{ij}} \right) \quad (18)$$

در معادله فوق P_{yi} قیمت ستانده مطلوب بنگاه اقتصادی i است. با فرض آنکه تمامی انحرافات قطعی هستند، با حل مسئله ۵ به وسیله روش *CNLS*، تابع تولید مرزی با لحاظ فرض قابلیت دفع‌پذیری ضعیف که مستقیماً به صورت $\hat{f}(x_i, b_i)$ تخمین زده می‌شود حاصل می‌شود و می‌توان $\frac{\partial \hat{f}(x_i, b_i)}{\partial b_{ij}}$ را برای هر بنگاه اقتصادی از تخمین متغیرهای $\hat{c}_i = (\hat{c}_{i1}, \hat{c}_{i2}, \dots, \hat{c}_{ij}) \in \hat{c}_{ij}$ به صورت مستقیم به دست آورد. تحت فرض ترکیبی بودن جملات انحراف، با حل مسئله ۹ در مرحله اول با روش *CNLS* ما تابع تولید متوسط را با فرض قابلیت دفع‌پذیری ضعیف $\hat{g}(x_i, b_i)$ تخمین می‌زنیم سپس در مرحله دوم جملات انحراف تخمین زده شده به روش *CNLS* را به دو جزء باقی مانده نوین تصادفی و جزء عدم کارایی انتظاری محاسبه شده $\hat{\mu}$ تجزیه می‌کنیم. حال می‌توان قیمت سایه‌ای آلاینده‌های منتشر شده را با رابطه زیر برای هر بنگاه اقتصادی به دست آورد.

$$\frac{\partial \hat{g}(x_i, b_i)}{\partial b_{ij}} \cdot \exp(\hat{\mu}) = \hat{c}_{ij} \cdot \exp(\hat{\mu}) \quad (19)$$

در رابطه فوق $\hat{c}_i \in \hat{c}_{ij} = (\hat{c}_{i1}, \hat{c}_{i2}, \dots, \hat{c}_{ij})$ با حل مسئله ۹ به صورت مستقیم به دست می‌آید (لی و همکاران، ۲۰۱۳).

۳-۴. معرفی داده‌ها

داده‌های مورد استفاده در این مطالعه که خلاصه آنها در جدول و نمودار شماره ۱ نمایش داده شده‌اند مربوط به اطلاعات ۳۶ کارخانه تولیدکننده قند و شکر از چغندر قند (بهاره) و نیشکر در سال ۱۳۹۶ می‌باشند. این اطلاعات که توسط انجمن صنفی کارخانه‌های تولیدکنندگان قند و شکر ایران و سامانه اصلی اطلاع رسانی ناشران بورس اوراق بهادار ایران جمع‌آوری می‌شوند، شامل (۱) مقدار مصرف مواد اولیه (مقدار چغندر قند و نیشکر)، (۲) تعداد نیروی کار، (۳) مقدار گاز مصرفی (میانگین نیاز مصرفی روزانه گاز \times تعداد روز کار کارخانه)، (۴) مقدار تولید کل قند و شکر، (۵) میزان ضایعات قندی حاصل از روند تولید و (۶) شاخص نیاز اکسیژن خواهی بیولوژیکی فاضلاب (BOD)^۱ هستند. در این مطالعه میزان شاخص BOD بر اساس مطالعه دی ولتر (۱۹۷۲) و با استفاده از رابطه زیر به دست آمده است.

$$1 \text{ g sugar} = 0.75 \text{ g BOD}$$

قائده سرانگشتی فوق بیانگر آن است که هر گرم ضایعات قندی موجود در فاضلاب تولید شده می‌تواند ۰/۷۵ گرم BOD تولید نماید (دی ولتر، ۱۹۷۲).

جدول ۱: خلاصه و توصیف آمار و اطلاعات جمع‌آوری شده برای انجام پژوهش

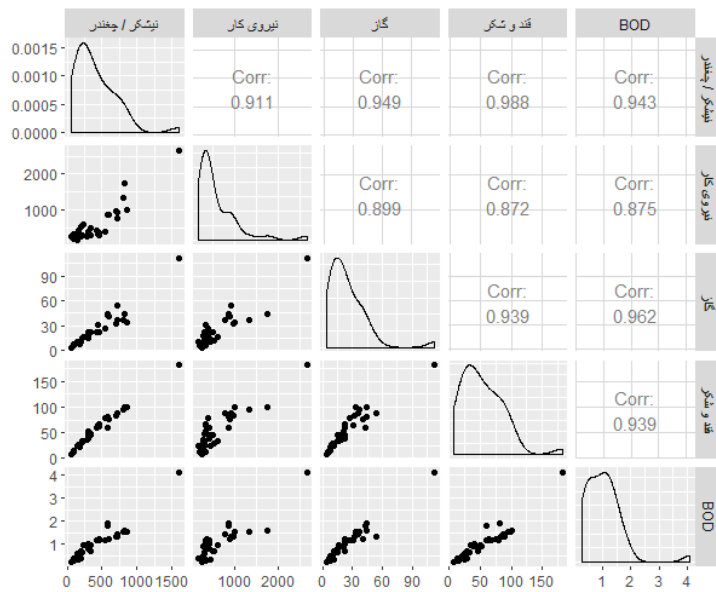
متغیر	واحد	حداقل	حداکثر	میانگین	انحراف معیار	جمع
ماده اولیه	چغندر	۵۶	۵۷۴	۲۶۷	۱۳۸	۷۲۰۱
	نیشکر	۵۷۶	۱۶۰۳	۸۲۴	۲۹۰	۷۴۱۲
نیروی کار	نفر	۱۶۵	۲۶۶۰	۵۷۶	۴۹۴	۲۰۷۴۰
گاز مصرفی	میلیون متر مکعب	۳/۸۸۰	۱۱۲/۰۹۷	۲۴/۴۰۹	۱۹/۶۰۰	۸۷۸/۷۳۶
قند و شکر	هزار تن	۷	۱۸۲	۵۳	۳۵	۱۹۲۲
مقدار ضایعات قندی	هزار تن	۰/۳۱۱	۵/۴۷۴	۱/۳۵۲	۰/۹۲۳	۴۸/۶۸۱
BOD	هزار تن	۰/۲۳۴	۴/۱۰۶	۱/۰۱۴	۰/۶۹۲	۳۶/۵۱۱

مأخذ: انجمن صنفی تولیدکنندگان قند و شکر ایران، سامانه اصلی اطلاع رسانی ناشران بورس اوراق بهادار.

^۱. BOD Load

به علت آنکه مرز کارا می‌تواند از مشاهدات پرت تاثیر زیادی بپذیرند و نتایج مطالعه را تحت تاثیر خود قرار دهد ابتدا باید از عدم وجود مشاهدات پرت اطمینان حاصل کنیم. همانطور که نمودار زیر نشان می‌دهد یکی از ساده‌ترین روش‌های شناسایی داده‌های پرت رسم نمودار دو بعدی و رویت ارتباط بین نهاده‌ها و ستانده‌ها با یکدیگر می‌باشد.

نمودار ۱: مقدار ضریب همبستگی، شکل توزیع متغیرها



مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به نمودار فوق به راحتی می‌توان رویت کرد که فعالیت یکی از کارخانه‌ها به طور بسیار غیر معمولی نسبت به سایرین متفاوت است. به دلیل آنکه مشخصه‌های منحصر به فردی در ترکیب خطی بیش از دو متغیر ظاهر شده است، این روش برای تشخیص داده‌های پرت کارآمد نخواهد بود و به همین دلیل در این مطالعه از آزمون دیگری تحت عنوان ابر داده^۱ (DCM) که در ادامه توضیح داده می‌شود استفاده شده است.

بنگاه‌ها و ستانده‌های K بنگاه تولیدکننده در نظر بگیرید. در این صورت ماتریس ترکیبی $X = (x^1, \dots, x^k)$ و $Y = (y^1, \dots, y^k)$ را به ترتیب ماتریس‌هایی $K \times m$ و $K \times n$ بعد نهاده‌ها و ستانده‌های K بنگاه تولیدکننده در نظر بگیرید. در این صورت ماتریس ترکیبی $[X \ Y]$ تمامی مشاهدات را در بر می‌گیرد. این مشاهدات که در ردیف‌های مختلفی از ماتریس ترکیبی قرار می‌گیرند، می‌توانند به صورت ابری از نقاط مختلف در فضای $\mathbb{R}_+^m \times \mathbb{R}_+^n$ مشاهده شوند به طوری که هر نقطه نشاندهنده یک بنگاه می‌باشد و حجم

^۱. Data cloud method

این ابر داده متناسب با دترمینان ماتریس ترکیبی $[X \ Y]' [X \ Y]$ است (ویلسون، ۱۹۹۳).

$$\text{Volume of data cloud} \simeq D(X.Y) \quad (20)$$

دترمینان تعریف شده فوق می‌تواند به صورت مجموع مربعات خطای تعمیم یافته^۱ مدل خطی Y به شرط X مورد تفسیر واقع شود. یعنی $EV(Y|X) = XB$ و یا به صورت رابطه زیر بازنویسی شود.

$$Y = XB + U \quad (21)$$

در رابطه فوق U جزء نویز تصادفی و B ماتریس $m \times n$ پارامترهای مدل است. در صورتیکه یکی از بنگاه‌ها از مجموع داده‌ها حذف شود، حجم ابر داده می‌تواند کاهش یابد. در صورتی که بنگاه حذف شده در وسط ابر داده قرار داشته باشد، حجم تغییری نخواهد کرد. از طرفی دیگر در صورتیکه بنگاه حذف شده در محدوده خارجی ابر باقی مانده باشد، حجم ابر بسیار کوچک‌تر خواهد شد و این دلالت بر آن دارد که این بنگاه مشاهده‌ای پرت است. بنابراین برای یافتن مشاهدات پرت، ما می‌توانیم بزرگی تغییرات حجم ابر را پس از حذف یک یا چندین بنگاه مورد ارزیابی قرار دهیم. اگر $D^{(i)}$ دترمینان محاسبه شده پس از حذف بنگاه i ام باشد، $R^{(i)}$ به صورت رابطه زیر به دست می‌آید (بوگتوفت و اتو، ۲۰۱۱؛ بوگتوفت، ۲۰۱۵).

$$R^{(i)} = \frac{D^{(i)}}{D} \quad (22)$$

۴. برآورد مدل و آزمون فرضیه‌ها

همانطور که در بخش قبل اشاره شد برای حصول اطمینان از عدم وجود داده پرت، ما در این مطالعه از آزمون ابر داده (DCM) استفاده کردیم. نتایج این آزمون در جدول و نمودار زیر درج شده است.

¹. Generalized sum of the quadratic residuals

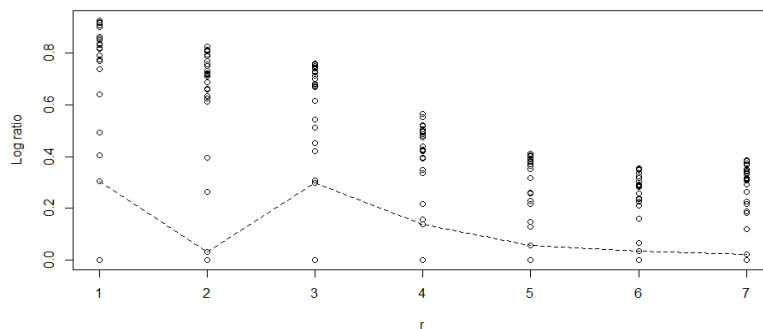
جدول ۲: نتایج آزمون ابر داده برای انتخاب گروه مشاهدات پرت

$R_{min}^{(r)}$	مشاهدات حذف شده (به ترتیب شماره کارخانه)							تعداد حذفیات (r)
۰/۳۷۲۹							۲۹	۱
۰/۱۵۲۹						۲۹	۲۸	۲
۰/۰۶۰۳				۳۲	۲۹	۲۸		۳
۰/۰۳۱۴			۳۲	۳۰	۲۹	۲۸		۴
۰/۰۱۷۵		۳۶	۳۲	۳۰	۲۹	۲۸		۵
۰/۰۰۹۹		۳۴	۳۲	۳۱	۳۰	۲۹	۲۸	۶
۰/۰۰۵۲	۳۵	۳۴	۳۲	۳۱	۳۰	۲۹	۲۸	۷

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

همانطور که جدول فوق نمایش می‌دهد در این مطالعه تا حذف ۷ داده پرت ($r=7$) مورد بررسی قرار گرفته است. هر کدام از ردیف‌های جدول فوق گویای داده‌های پرت پیشنهاد شده حاصل از این آزمون هستند. برای تشخیص آنکه کدام مجموعه داده پرت باید حذف شوند از نمودار زیر استفاده می‌کنیم.

نمودار ۲: نسبت لگاریتمی $R^{(r)}$ به $R_{min}^{(r)}$



مأخذ: یافته‌های تحقیق

در نمودار فوق محور عمودی مشخص کننده مقادیر $\log\left(\frac{R^{(r)}}{R_{min}^{(r)}}\right)$ و محور افقی گویای مجموعه بنگاه‌های پیشنهاد شده برای حذف است. با توجه به اینکه بالاترین $\log\left(\frac{R^{(r)}}{R_{min}^{(r)}}\right)$ در $r=3$ مشاهده می‌شود، سه کارخانه به ترتیب ۲۸، ۲۹ و ۳۲ به عنوان مشاهده پرت شناخته می‌شوند و باید از مجموعه داده‌ها حذف شوند. پس از حذف مشاهدات پرت، در مرحله اول مدل *StoNED*، با استفاده از رابطه شماره ۹ مقادیر v_i

که دارای دو جزء نویز آماری تصادفی (ε_i) و ناکارایی انتظاری محیط زیستی (μ) است، با استفاده از روش *CNLS* مورد تخمین قرار گرفتند. پس از تخمین مرحله اول، شرط تحدب *CNLS* $\left(\frac{y_i}{\alpha_i + w_i'x_i + c_i'b_i} \geq \frac{1}{e} \approx 0.368 \forall i \right)$ که اطمینان دهنده توابع تولیدی پیوسته، افزایشی یکنواخت، مقعر، که فرض قابلیت دفع پذیری ضعیف را نیز برآورده می‌کند، است را مورد آزمون قرار دادیم. نتایج گویای آن است که این شرط برای تمامی کارخانه‌ها برقرار است و می‌توان به نتایج بدست آمده از مدل تحلیل پوششی داده‌های تصادفی (*StoNED*) اطمینان حاصل کرد. در مرحله دوم به تجزیه اجزای تشکیل دهنده، U_i پرداختیم. با محاسبه ε_i ‌های بدست آمده، برای تعیین فرم مناسب تابع تولید از میان فرم تابع نئوکلاسیکی و مرزی تصادفی از آزمون‌های چولگی ($\sqrt{b_1}$) و کشیدگی (b_2) استفاده کردیم. برای انجام این آزمون‌ها، ما ۲۰۰۰ نمونه ساختگی تصادفی، مستقل و دارای توزیعی نرمال با میانگین صفر و انحراف معیار بدست آمده از ε_i ‌های محاسبه شده به وسیله شبیه سازی مونت کارلو تولید کردیم. همانطوری که جدول شماره ۵ نشان می‌دهد، فرض صفر توسط آزمون $\sqrt{b_1}$ ، مبنی بر توزیع نرمال ε_i ‌ها در سطح معنی داری یک درصد رد می‌شود و بنابر آزمون b_2 دلیلی برای رد فرض صفر که گویای وجود کشیدگی نرمال است وجود ندارد. با توجه به نتایج اخذ شده از این آزمون‌ها، استفاده از مدل تابع مرزی که در آن انحرافات ترکیبی هستند مورد حمایت قرار می‌گیرد و دلیلی قوی برای وجود داده‌های پرت و تورش در تصریح وجود ندارد.

جدول ۳: مقادیر تخمین زده شده مراحل اول و دوم مدل *StoNED*

متغیر	مقدار تخمینی	متغیر	مقدار میانگین	انحراف معیار
$\hat{\sigma}_u$	۰/۰۶۸	<i>I</i>	۰/۹۲۲	۹/۷۸۱
$\hat{\sigma}_v$	۰/۰۳۰	<i>MPM</i>	۰/۰۸۵	۰/۰۶۲
$\hat{\sigma}^2 = \hat{\sigma}_u^2 + \hat{\sigma}_v^2$	۰/۰۰۶	<i>MPL</i>	۰/۰۰۵۴	۰/۰۱۴۱
$\sqrt{b_1}$	-۱/۵۵۵	<i>MPG</i>	۰/۳۰۸	۰/۸۴۲
$\sqrt{b_1} - Pvalue$	۰/۰۰۲	<i>MPBOD</i>	۲۱/۳۱۸	۲۶/۱۸۱
b_2	۳/۱۷۲	<i>InEff</i>	۰/۰۶۳	۰/۰۴۶
$b_2 - Pvalue$	۰/۸۰۳	<i>SH_P</i>	۶۱۲۶۳۰	۷۵۲۳۷۰
$\hat{\mu}$	۰/۰۵۴	<i>S_P</i>	۲۷۲۲۰	۰

ماخذ: یافته‌های پژوهش

در جدول فوق علایم *I*، *MPM*، *MPL*، *MPG*، *MPBOD*، *InEff*، *SH_P* و *S_P* به ترتیب نشان دهنده عرض از مبدا، تولید نهایی چغندر/نیشکر (هزار تن)، نیروی کار

(نفر)، گاز طبیعی (میلیون متر مکعب)، نیاز اکسیژن خواهی بیولوژیکی (هزار تن)، قیمت سایه‌ای و قیمت مصوب هر کیلوگرم شکر (ریال) در سال ۱۳۹۶ هستند. همانطور که جدول فوق نشان می‌دهد میانگین مقدار ناکارایی محیط زیستی کارخانه‌ها برابر با ۰/۰۶ است و پراکندگی آن نسبتاً کوچک است. این نتیجه گویای آن است که این صنعت می‌تواند به صورت بالقوه با همین مقدار نهاده تولید مصرفی، به طور میانگین شاخص *BOD* خود را ۶ درصد کاهش دهد. علاوه بر این نتایج درج شده در جدول فوق نشان‌دهنده آن است که هزینه کنترل هر کیلوگرم شاخص *BOD* در این صنعت، با لحاظ قیمت مصوب ۲۷۲۲۰ ریالی برای هر کیلوگرم شکر در سال ۱۳۹۶، به طور میانگین برابر با ۶۱۲۶۳۰ ریال است و این هزینه‌ها پراکندگی بسیار بالایی را در بین کارخانه‌ها از خود نشان می‌دهند. در ادامه مقادیر ناکارایی و هزینه نهایی کنترل آلاینده‌گی (قیمت سایه‌ای) برای هر کارخانه محاسبه و در قالب جداول شماره ۴ و ۵ بر اساس ظرفیت کارخانه‌ها گروه بندی شده‌اند.

جدول ۴: مقادیر قیمت سایه‌ای و میزان ناکارایی کارخانه‌های تولیدکننده شکر

ردیف	گروه	شماره کارخانه در هر گروه	ظرفیت (تن در روز)	مقدار ناکارایی	قیمت سایه ای (هزار ریال/کیلوگرم)
۱	۱	۱	۸۰۰	۰/۰۳	۸۹۲/۸
۲	۱	۲	۱۰۰۰	۰/۰۴	۰
۳	۱	۳	۱۰۰۰	۰/۰۴	۴۷۹/۹
۴	۱	۴	۱۱۰۰	۰/۰۵	۱۴۶۲
۵	۱	۵	۱۵۰۰	۰/۰۵	۰
۶	۱	۶	۱۵۰۰	۰/۰۲	۱۶۲۸
۷	۱	۷	۱۵۰۰	۰/۰۷	۱۹۸۷
۸	۱	۸	۱۵۰۰	۰/۰۳	۲۱۳۱
۹	۱	۹	۱۵۰۰	۰/۰۴	۰
۱۰	۱	۱۰	۱۵۰۰	۰/۰۶	۰
۱۱	۱	۱۱	۱۵۰۰	۰/۱۰	۴۵۱/۵
۱۲	۲	۱	۱۶۵۰	۰/۰۲	۱۰۷۲
۱۳	۲	۲	۱۸۰۰	۰/۰۵	۱۵۹۸
۱۴	۲	۳	۲۰۰۰	۰/۰۴	۲۵۶/۱
۱۵	۲	۴	۲۲۰۰	۰/۱۵	۰
۱۶	۲	۵	۲۵۰۰	۰/۰۵	۰
۱۷	۲	۶	۳۰۰۰	۰/۲۵	۹۳/۴
۱۸	۲	۷	۳۰۰۰	۰/۰۶	۹۳/۴

ردیف	گروه	شماره کارخانه در هر گروه	ظرفیت (تن در روز)	مقدار ناکارایی	قیمت سایه ای (هزار ریال/کیلوگرم)
۱۹	۲	۸	۳۰۰۰	۰/۰۲	۰
۲۰	۲	۹	۳۰۰۰	۰/۰۴	۱۰۴/۵
۲۱	۲	۱۰	۳۰۰۰	۰/۱۶	۰
۲۲	۳	۱	۳۵۰۰	۰/۰۲	۱۰۱
۲۳	۳	۲	۳۵۰۰	۰/۰۸	۰
۲۴	۳	۳	۴۰۰۰	۰/۰۳	۰
۲۵	۳	۴	۴۰۰۰	۰/۰۶	۰
۲۶	۳	۵	۵۰۰۰	۰/۰۵	۰
۲۷	۳	۶	۵۰۰۰	۰/۱۱	۰
۲۸	۴	۱	۱۰۰۰۰	۰/۰۵	۱۵۳۹
۲۹	۴	۲	۱۰۰۰۰	۰/۰۵	۱۵۳۹
۳۰	۴	۳	۱۰۰۰۰	۰/۰۵	۶۵/۳
۳۱	۴	۴	۱۰۰۰۰	۰/۰۴	۱۶۴۵
۳۲	۴	۵	۱۰۰۰۰	۰/۰۷	۱۵۳۹
۳۳	۴	۶	۱۰۰۰۰	۰/۰۷	۱۵۳۹

مأخذ: یافته‌های پژوهش

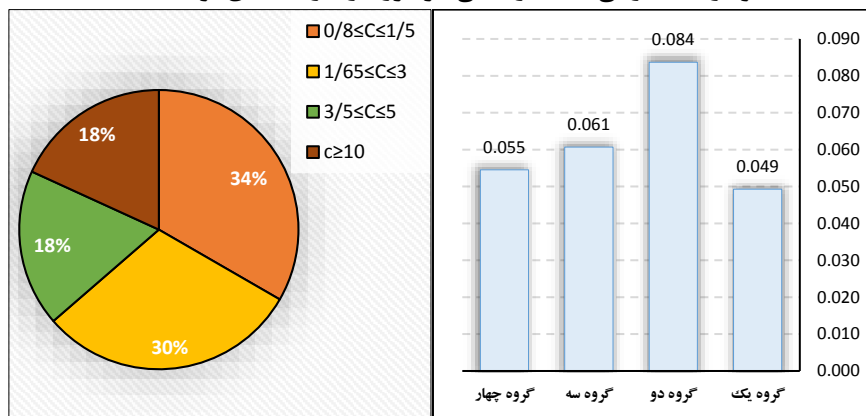
جدول ۵: میانگین مقادیر قیمت سایه‌ای

و میزان ناکارایی گروه‌های تولیدکننده

گروه	میانگین ظرفیت هر گروه	میانگین مقدار ناکارایی	میانگین قیمت سایه‌ای (هزار ریال/کیلوگرم)
گروه یک	۱۳۰۹	۰/۰۴۹	۸۲۱/۱
گروه دو	۲۵۱۵	۰/۰۸	۳۲۱/۷
گروه سه	۴۱۶۷	۰/۰۶	۱۶/۸
گروه چهار	۱۰۰۰۰	۰/۰۵	۱۳۱۱/۱
صنعت	۳۷۷۴	۰/۰۶۳	۶۱۲/۶

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ۳: ناکارایی محیط زیستی هر گروه از کارخانه‌های تولیدکننده



مأخذ: یافته‌های پژوهش

همانطور که نمودارهای فوق نشان می‌دهند کارخانه‌های گروه یک که شامل حدود ۳۴ درصد از کارخانه‌های تولیدکننده قند و شکر هستند با ظرفیت روزانه تولید حدود ۰/۸ تا ۱/۵ هزار تن شکر در روز کمترین میانگین ظرفیت تولید را به خود اختصاص داده‌اند و از کمترین ناکارایی محیط زیستی در میان چهار گروه تولیدکننده برخوردار هستند. کارخانه‌های تولیدکننده در این گروه به صورت پراکنده در کشور به فعالیت می‌پردازند و تمرکز جغرافیایی ویژه‌ای در این گروه ملاحظه نمی‌شود. پس از گروه یک، کارخانه‌های گروه چهار که شامل تولیدکننده‌های نیشگری فعال در استان خوزستان هستند و بالاترین میانگین ظرفیت روزانه اسمی شکر را به خود اختصاص داده‌اند با میانگین ناکارایی محیط زیستی حدود ۵/۵ درصدی، کمترین مقدار ناکارایی محیط زیستی را به خود اختصاص داده‌اند. همانطوری که در جدول شماره ۶ درج شده است این گروه با قیمت سایه‌ای حدود ۱۳۱/۱ هزار ریال، بیشترین میانگین قیمت سایه‌ای را به خود اختصاص داده است.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

این پژوهش با استفاده از داده و اطلاعات کارخانه‌های قند و شکر در سال ۱۳۹۶ و با استفاده از روش دو مرحله‌ای *StoNED* به مطالعه و ارزیابی میزان کارایی محیط زیستی و قیمت‌های سایه‌ای آلاینده‌های فاضلاب صنعت تولید قند و شکر پرداخته است. از مزیت‌های این روش نسبت به روش مرزی تصادفی (*SFA*) می‌تواند عدم در نظر گرفتن تابع تولید خاص و در نتیجه عدم تورش تصریح تابع به علت در نظر گرفتن فرم نامناسب

تابع تولید باشد. در ضمن، استفاده از این روش با در نظر گرفتن جزء تصادفی و تجزیه آن به دو جزء عدم کارایی و نویز آماری نسبت به روش‌های مرزی قطعی مانند روش تحلیل پوششی داده‌ها می‌تواند مطلوب‌تر باشد. بر اساس نتایج این مطالعه می‌توان گفت که کارخانه‌های گروه نیشکری با بیشترین ظرفیت اسمی تولید و گروه اول چغندرقندی با کمترین مقیاس تولید، از کارآمدی محیط زیستی بیشتری نسبت به گروه دوم و سوم برخوردار هستند. علی‌رغم پراکندگی پایین نمرات کارایی، یکی از مهم‌ترین دلایل تفاوت در کارایی محیط زیستی بین کارخانه‌ها و گروه‌ها می‌تواند استفاده بیشتر از فرآیند استفن (قندگیری از ملاس) در کارخانه‌های چغندرقندی با ظرفیت بالاتر باشد. زیرا این فرآیند در صورتی که از تجهیزات مناسب تصفیه آب استفاده نشود می‌تواند بسیار آلاینده باشد و سبب افزایش بسیار زیاد شاخص *BOD* فاضلاب تخلیه شده آن‌ها شود. مهم‌ترین هدف از انجام این مطالعه تخمین قیمت سایه‌ای و یا به تفسیری دیگر تخمین هزینه نهایی کنترل آلاینده‌ها بود. قیمت سایه‌ای شاخص *BOD* مفسر آن است که برای آن که یک کیلوگرم *BOD* کاهش یابد چه مقدار باید از درآمد حاصل از تولید و فروش محصول شکر و در نتیجه سود حاصل شده کارخانه صرف نظر کرد. نتایج تخمین قیمت سایه‌ای کارخانه‌ها بیانگر آن است که هزینه نهایی کنترل هر کیلوگرم شاخص *BOD* در صنعت تولید قند و شکر پراکندگی زیادی از خود نشان می‌دهد. به‌طوریکه حداقل، حداکثر و میانگین آن به ترتیب حدود ۰، ۲۱۳۱ و ۶۱۲/۶ هزار ریال است. پراکندگی بالای هزینه‌های کنترل آلاینده‌ها بین کارخانه‌ها می‌تواند علاوه بر تفاوت در مقیاس فعالیت اقتصادی دلالت بر آن داشته باشد که اثربخشی ابزارهای طراحی شده غیر بازاری کنترل آلودگی همچون کنترل دستوری و التزام به رعایت مقررات چندان چشمگیر نبوده است. با توجه به اینکه امروزه سیستم‌های تصفیه فاضلاب قادر به تصفیه فاضلاب با هر درجه از تصفیه هستند، می‌توان با اندیشیدن راهکارها و استفاده از ابزارهای مناسب، آثار جانبی ناشی از انتشار آلودگی فاضلاب‌ها را داخلی کرده و با تصفیه و استفاده مجدد از فاضلاب‌های تصفیه شده، موجبات کاهش برداشت از آب‌های زیر زمینی را به همراه حفظ منابع محیط زیستی فراهم ساخت. در این زمینه می‌توان با استفاده از قیمت سایه‌ای به‌دست آمده، ارزیابی نسبتاً صحیح‌تری از هزینه‌های واقعی که شامل هزینه‌های کنترل آلاینده‌ها نیز می‌شود بعمل آورد و با استفاده از آن ابزارهایی دقیق‌تر مانند ابزارهای مبتنی بر بازار طراحی نمود. به‌طوریکه با وضع مالیات پیگویی به میزان حداکثر قیمت سایه‌ای برای هر کیلوگرم *BOD* تولیدی می‌توان به

سطحی از کاهش آلودگی دست یافت که در آن هزینه کنترل هر واحد انتشار آلودگی برای تمامی کارخانه‌ها یکسان و برابر با کارآمدترین کارخانه استفاده‌کننده از منابع محیط زیستی شود.

منابع:

- مرکز آمار ایران (۱۳۹۲)، گزارش نتایج طرح آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیش‌تر.
- Afriat, S. N. (1972), Efficiency estimation of production functions, *International Economic Review*, 568–598.
- Aigner, D., Lovell, C. A. K. & Schmidt, P. (1977), Formulation and estimation of stochastic frontier production function models, *Journal of Econometrics*, 6(1): 21–37.
- Bogetoft, P., Maintainer, L. O. & Otto, L. (2015), Package “Benchmarking.” <https://doi.org/10.1007/978-1-4419-7961-2>
- Bogetoft, P. & Otto, L. (2011), *Benchmarking with DEA, SFA, and R* (Vol. 157). Springer Science & Business Media. <https://doi.org/10.1007/978-1-4419-7961-2>
- Cropper, M. L. & Oates, W. E. (1992), Environmental economics: a survey, *Journal of Economic Literature*, 30(2): 675–740.
- De Vletter, R. (1972), Measures against water pollution in beet sugar processing industries, *Pure and Applied Chemistry*, 29(1–3): 113–128.
- Färe, R., Grosskopf, S., Lovell, C. A. K. & Yaisawarng, S. (1993), Derivation of shadow prices for undesirable outputs: a distance function approach, *The Review of Economics and Statistics*, 374–380.
- Färe, R., Pasurka, C. & Vardanyan, M. (2017), On endogenizing direction vectors in parametric directional distance function-based models, *European Journal of Operational Research*, 262(1): 361–369.
- Gunawardena, A., Hailu, A., White, B. & Pandit, R. (2017), Estimating marginal abatement costs for industrial water pollution in Colombo, *Environmental Development*, 21: 26–37.
- Hailu, A. & Veeman, T. S. (2000), Environmentally Sensitive Productivity Analysis of the Canadian Pulp and Paper Industry, 1959-1994: An Input Distance Function Approach, *Journal of Environmental Economics and Management*, 40(3): 251–274. <https://doi.org/10.1006/jeem.2000.1124>
- Hernández-Sancho, F., Molinos-Senante, M. & Sala-Garrido, R. (2010), processes: An empirical approach for Spain, *Science of the Total Environment*, 408(4): 953–957.

- Jain, R. K. & Kumar, S. (2018), Shadow price of CO₂ emissions in Indian thermal power sector, *Environmental Economics and Policy Studies*, 20(4): 879-902.
- Jondrow, J., Lovell, C. A. K., Materov, I. S. & Schmidt, P. (1982), On the estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier production function model, *Journal of Econometrics*, 19(2-3): 233-238.
- Keshvari, A. & Kuosmanen, T. (2013), Stochastic non-convex envelopment of data: Applying isotonic regression to frontier estimation, *European Journal of Operational Research*, 231(2): 481-491.
- KHALIL, S. (2012), Measuring the Cost of Environment-Friendly Textile Processing in Pakistan: A Distance Function Approach, *Bangladesh Development Studies*, XXXV(4): 29-45.
- Kuosmanen, T. & Fosgerau, M. (2009), Neoclassical versus frontier production models? Testing for the skewness of regression residuals, *The Scandinavian Journal of Economics*, 111(2): 351-367.
- Kuosmanen, T. & Johnson, A. L. (2010), Data envelopment analysis as nonparametric least-squares regression. *Operations Research*, 58(1): 149-160.
- Kuosmanen, T. & Kortelainen, M. (2012), Stochastic non-smooth envelopment of data: semi-parametric frontier estimation subject to shape constraints, *Journal of Productivity Analysis*, 38(1): 11-28. <https://doi.org/10.1007/s11123-010-0201-3>
- Lee, C.-Y., Johnson, A. L., Moreno-Centeno, E. & Kuosmanen, T. (2013), A more efficient algorithm for Convex Nonparametric Least Squares, *European Journal of Operational Research*, 227(2): 391-400. <https://doi.org/10.1016/J.EJOR.2012.11.054>
- Mekaroonreung, M., & Johnson, A. L. (2012), Estimating the shadow prices of SO₂ and NO_x for US coal power plants: a convex nonparametric least squares approach, *Energy Economics*, 34(3): 723-732.
- Murty, M. N., Kumar, S. & Paul, M. (2006), Environmental regulation, productive efficiency and cost of pollution abatement: a case study of the sugar industry in India, *Journal of Environmental Management*, 79(1): 1-9.
- Pigou, A. (1920). *The economics of welfare*. Routledge.
- Ray, S. C., Kumbhakar, S. C. & Dua, P. (2015), *Benchmarking for Performance Evaluation*, Springer.
- Rečka, L. & Ščasný, M. (2015), Shadow prices of air pollutants in Czech industries: A convex nonparametric least squares approach, *EcoMod*.
- Van Ha, N., Kant, S. & Maclaren, V. (2008), Shadow prices of environmental outputs and production efficiency of household-level paper recycling units in Vietnam, *Ecological Economics*, 65(1): 98-110.

- Wang, W., Xie, H., Zhang, N. & Xiang, D. (2016), Sustainable water use and water shadow price in China's urban industry, *Resources, Conservation and Recycling*. <https://doi.org/10.1016/j.resconrec.2016.09.005>.
- Wang, Y., Bian, Y. & Xu, H. (2015), Water use efficiency and related pollutants' abatement costs of regional industrial systems in China: a slacks-based measure approach, *Journal of Cleaner Production*, 101: 301–310. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2015.03.092>
- Wilson, P. W. (1993), Detecting outliers in deterministic nonparametric frontier models with multiple outputs, *Journal of Business & Economic Statistics*, 11(3): 319–323.
- Wu, Y., Yu, J., Song, M., Chen, J. & Hou, W. (2020), Shadow prices of industrial air pollutant emissions in China, *Economic Modelling*.
- Zhang, N. & Jiang, X. F. (2019), The effect of environmental policy on Chinese firm's green productivity and shadow price: A metafrontier input distance function approach, *Technological Forecasting and Social Change*, 144(April): 129–136.
- Zhu, J. (2015), *Data envelopment analysis. A handbook of models and methods* (International series in operations research & management science, Vol. 221), New York: Springer.