

یک روش جدید برای حل مدل‌های بهینه‌سازی تصادفی چندهدفی با محدودیت‌های شانس

سید هادی ناصری^۱، سحر چیتگر^{۲*}

۱- دانشیار، دانشگاه مازندران، گروه ریاضی، بابلسر، ایران

۲- دانشجوی دکتری، دانشگاه مازندران، گروه ریاضی، بابلسر، ایران

رسید مقاله: ۱۰ خرداد ۱۳۹۸

پذیرش مقاله: ۲۶ آذر ۱۳۹۸

چکیده

این مقاله به مطالعه مدل‌های بهینه‌سازی چندهدفی تصادفی با محدودیت‌های شانس می‌پردازد. استفاده از متغیرهای تصادفی به عنوان پارامترهای ورودی در مدل‌های ریاضی، یکی از رویکردهای متعارف برای مدل‌سازی مسایل مختلف در شرایط عدم قطعیت است. همچنین، محدودیت‌های شانس این امکان را به تصمیم‌گیرنده می‌دهد که محدودیت مربوطه با احتمال حداکثر یک مقدار مشخص شده رد شود. یکی از چالش‌های این گونه مدل‌ها وجود محدودیت‌های شانس است و حل چنین مدل‌هایی به طور مستقیم امکان‌پذیر نیست و می‌بایست محدودیت داده شده را ابتدا به حالت قطعی تبدیل کرده و سپس با به کارگیری تکنیک‌های موجود، مساله قطعی شده حل شود. از عمده‌ترین روش‌هایی که برای تبدیل محدودیت شانس به حالت قطعی وجود دارد، استفاده از تابع توزیع متغیرهای تصادفی است که می‌بایست در دسترس تصمیم‌گیرندگان باشد؛ اما معمولاً تابع توزیع دقیقی از یک متغیر تصادفی در مسایل واقعی وجود ندارد. به همین دلیل، در این مقاله یک روش مبتنی بر نمونه برای تبدیل محدودیت‌های شانس به حالت قطعی پیشنهاد می‌شود به طوری که محدودیت شانس را با بیشترین احتمال برقرار می‌کند. برای حل مدل چندهدفی قطعی به دست آمده از روش مجموع وزن استفاده می‌شود. سرانجام به منظور بررسی کارایی روش پیشنهاد شده، یک مثال عددی ارائه می‌شود.

کلمات کلیدی: بهینه‌سازی تصادفی، بهینه‌سازی چندهدفی، بهینه‌سازی با محدودیت شانس، روش مبتنی بر نمونه.

۱ مقدمه

اگر زندگی روزمره مورد بررسی قرار گیرد، می‌توان دریافت که بسیاری از مسایل واقعی زندگی نادقیق می‌باشند. در عمل ملاحظه می‌شود که برای اتخاذ تصمیمات مهم در دنیای واقعی با نوعی از عدم قطعیت مواجه هستیم. آنچه در اغلب موارد تصمیمات بشر را دچار اشتباه می‌نماید، عدم اطلاعات کافی و در نتیجه بروز عدم قطعیت در مسایل می‌باشد. انسان به عنوان موجود محدودی که نمی‌تواند تمامی متغیرهای یک مساله و عواقب ناشی از

* عهده‌دار مکاتبات

آدرس الکترونیکی: sahar.chitgar@gmail.com

اتخاذ یک تصمیم را از نظر بگذرانند، همواره در پی کسب تجربه، افزایش آگاهی و از بین بردن ابهامات موجود در سر راه خویش می‌باشد. در راه زدودن ابهامات و کاهش عدم قطعیت، ابتدا باید دانست که عدم قطعیت چیست؟ چرا عدم قطعیت در جهان هستی بروز می‌نماید؟ عدم قطعیت به عنوان یک اصطلاح در میان مردم دارای مفهوم مشخصی می‌باشد که ممکن است این مفهوم در علوم مختلف تعاریف متفاوتی داشته باشد. در هر علم و هر حوزه عدم قطعیت همان ابهامات موجود در آن فضا را در بر می‌گیرد. اما عدم قطعیت به عنوان یک مفهوم عمومی، اصطلاحی است که عدم اطمینان انسان را در مورد برخی اشخاص یا اشیاء نشان می‌دهد و بازه‌ی باز میان اطمینان کامل و عدم اطمینان محض را در بر می‌گیرد. عدم قطعیت را می‌توان به عنوان خاصیتی از سیستم در نظر گرفت که توصیف‌کننده‌ی نقص دانش بشر درباره‌ی یک سیستم و وضعیت پیشرفت آن می‌باشد. همان‌طور که از تعاریف عدم قطعیت بر می‌آید، نبود آگاهی سرچشمه‌ی اصلی حضور در چنین وضعیتی است. زمانی که قرار است یک تصمیم اتخاذ گردد، عدم قطعیت در این است که تصمیم‌گیرنده نمی‌داند کدام موقعیت طبیعی رخ می‌دهد. باید توجه داشت که در مقابل عدم قطعیت‌های متفاوت، اساسی‌ترین مساله یافتن منبع ایجاد این عدم قطعیت است. اصولاً تنها دلیل ایجاد عدم اطمینان در رابطه با یک مورد خاص، عدم آگاهی کافی در آن زمینه است. این عدم آگاهی می‌تواند انواع گوناگونی داشته باشد، اما به طور کلی می‌توان در دو دسته‌ی زیر جای داد [۱]:

- تغییرپذیری طبیعی^۱

- عدم قطعیت دانش^۲

به طور کلی می‌توان گفت تغییرپذیری طبیعی به مشاهدات تصادفی در طبیعت و عدم قطعیت دانش به وضعیت دانش در مورد یک سیستم فیزیکی و توانایی بشر به منظور اندازه‌گیری و مدل نمودن آن بر می‌گردد. اکثر پدیده‌های جهان و یا شاید همه‌ی آن‌ها دچار عدم قطعیت هستند. برخی از این پدیده‌ها قابل آزمایش هستند، از این‌رو به علت تغییرپذیری طبیعت در هر آزمایش ممکن است نتیجه‌ی جدیدی به‌دست آید. نتایج حاصل از پدیده‌های آزمایش‌شدنی معمولاً از روند خاصی پیروی می‌نمایند و می‌توان پس از آزمایش‌های بسیار نتیجه‌ی آزمایش جدید را پیش‌بینی نمود. از این پدیده‌ها به عنوان پدیده‌های تصادفی یاد می‌شود [۲].

یکی از ابزارهای مناسب برای بیان عدم قطعیت در مدل‌های ریاضی، پارامترهای تصادفی هستند. چندین پارامتر از یک مدل بهینه‌سازی را می‌توان به صورت نادقیق در نظر گرفت. به عنوان مثال هزینه تولید و توزیع به طور معمول وابسته به هزینه‌ی سوخت است که یک متغیر تصادفی است. تقاضای آینده از یک محصول وابسته به شرایط اقتصادی نادقیق است. بازده محصولات کشاورزی وابسته به شرایط آب و هوایی نادقیق است. عدم قطعیت نتیجه‌ی یک آزمایش تصادفی است. مدل برنامه‌ریزی تصادفی یک مدل برنامه‌ریزی است که برخی از اطلاعات یا پارامترهای مدل به صورت تصادفی در نظر گرفته می‌شوند. متغیرهای تصادفی را می‌توان به صورت توزیع

¹ Natural Variability

² Knowledge Uncertainty

احتمالی، تابع چگالی و یا به طور کلی با اندازه‌های احتمالی نشان داد. مقادیر این متغیرهای تصادفی تنها پس از انجام آزمایشات تصادفی معلوم می‌شود.

دو رویکرد مهم از مدل‌های برنامه‌ریزی تصادفی به صورت زیر است [۳]:

۱- برنامه‌ریزی تصادفی دو مرحله‌ای^۱

۲- برنامه‌ریزی محدودیت‌های شانس^۲

تکنیک برنامه‌ریزی دو مرحله‌ای توسط دانتریگ^۳ برای حل مدل‌های برنامه‌ریزی تصادفی پیشنهاد شد. این تکنیک مدل برنامه‌ریزی تصادفی را به یک مدل قطعی تبدیل می‌کند [۴]. تکنیک برنامه‌ریزی محدودیت‌های شانس توسط چارنر و کوپر^۴ معرفی شد و برای حل مدل‌های برنامه‌ریزی شامل محدودیت‌های شانس استفاده می‌شود یعنی محدودیت‌هایی که با یک احتمال محدود نقض می‌شوند [۵].

در سال‌های اخیر محققان متعددی را می‌توان یافت که بر روی مدل‌های بهینه‌سازی با محدودیت‌های شانس مطالعه کرده‌اند. در اینجا به برخی از این نمونه‌ها اشاره می‌کنیم. در [۶]، نویسندگان بر روی مدل‌های بهینه‌سازی شامل محدودیت‌های شانس فردی متمرکز شده‌اند، که در آن فقط بردار سمت راست با توزیع محدود تصادفی است. یک کلاس از مدل‌های اخیراً معرفی شده، سطح اطمینان / تحمل ریسک مرتبط با محدودیت‌های شانس را به عنوان متغیرهای تصمیم‌گیری معامله می‌کند و مبلغ واقعی هزینه / بازده را با هزینه‌های سطح اطمینان قابل انتخاب در تابع هدف معامله می‌کند. در [۷]، نویسندگان یک چارچوب مدل‌سازی کمی مقیاس‌پذیر را برای ارزیابی اثرات تغییرپذیری در منابع تجدیدپذیر در عملیات ریزگرد ارایه دادند. مساله به عنوان یک مدل برنامه‌ریزی تصادفی دو مرحله‌ای با محدودیت‌های شانس مدل‌سازی شده است. اسچوتر و همکارانش از روش تقریب میانگین نمونه برای حل یک مدل طراحی زنجیره‌تأمین با محدودیت شانس در شرایط عدم قطعیت استفاده کردند [۸]. هومر دملو و همکارش از روش تقریب میانگین نمونه و برنامه‌ریزی عدد صحیح برای حل مدل برنامه‌ریزی تصادفی با محدودیت‌های شانس مربوط به مساله فروشنده دوره‌گرد استفاده کردند [۹]. برخی نظریه‌ها و کاربردهای روش تقریب میانگین نمونه برای مدل‌های برنامه‌ریزی تصادفی با محدودیت‌های شانس را می‌توان در مراجع [۳]، [۸] و [۹] یافت. سهیلا خویشتن‌دار از روش مبتنی بر نمونه‌گیری برای حل یک مدل با محدودیت‌های شانس برای مساله زنجیره‌تأمین گاز استفاده کردند [۱۰]. ناعمه زرین پور یک مساله چندهدفی مکان‌یابی تسهیلات ظرفیت دار را به صورت یک مدل بهینه‌سازی چندهدفی با محدودیت‌های شانس مدل‌سازی کردند و روش الگوریتم‌های چندهدفی تکاملی را برای حل این مدل به کار بردند [۱۱]. ناصری و باوندی با استفاده از تابع عضویت هذلولوی مدلی را برای حل مسایل برنامه‌ریزی چندهدفی با محدودیت‌های شانس ارایه کردند [۱۲]. بیلسل و همکارش یک مساله انتخاب تأمین‌کننده در شرایط عدم قطعیت را با استفاده از مدل برنامه‌ریزی چندهدفی با محدودیت‌های شانس مدل‌سازی نمودند [۱۳]. فارینا و همکارانش مروری بر مدل‌های

¹ Two Stage Stochastic Programming

² Chance Constrained Programming

³ Dantzig

⁴ Charnes and Cooper

خطی تصادفی کنترل پیش‌بینی با محدودیت‌های شانس در مرجع [۱۴] داشتند. زی و همکارانش مساله‌ی مدیریت کیفیت منابع آب در یک منطقه‌ی جدید در چین را به صورت یک مدل برنامه‌ریزی با محدودیت‌های شانس مدل‌سازی کردند [۱۵]. زی و همکارانش برای مدل‌سازی مساله‌ی مدیریت زباله‌های جامد شهری در شرایط عدم قطعیت از یک مدل برنامه‌ریزی تصادفی با محدودیت‌های شانس استفاده کردند [۱۶]. یکی از چالش‌های این گونه مدل‌ها وجود محدودیت‌های شانس است و حل چنین مدل‌هایی به طور مستقیم امکان‌پذیر نیست و می‌بایست محدودیت داده شده را ابتدا به حالت قطعی تبدیل کرده و سپس با به کارگیری تکنیک‌های موجود مساله قطعی شده حل شود. از عمده‌ترین روش‌هایی که برای تبدیل محدودیت شانس به حالت قطعی وجود دارد، استفاده از تابع توزیع متغیرهای تصادفی است که می‌بایست در دسترس تصمیم‌گیرندگان باشد؛ اما معمولاً تابع توزیع دقیقی از یک متغیر تصادفی در مسایل واقعی وجود ندارد. به همین دلیل، در این مقاله یک روش مبتنی بر نمونه برای تبدیل محدودیت‌های شانس به حالت قطعی پیشنهاد می‌شود به طوری که محدودیت شانس را با بیشترین احتمال برقرار می‌کند. برای حل مدل چندهدفی قطعی به دست آمده از روش مجموع وزین استفاده می‌شود. مباحث ارایه شده در این مطالعه به صورت زیر سازمان‌دهی شده است. در بخش دوم تعاریف و پیش‌نیازها ارایه می‌شود. در بخش سوم روش‌های موجود برای حل مدل برنامه‌ریزی تصادفی چندهدفی با محدودیت‌های شانس بیان می‌شود. بخش چهارم به تشریح روش ارایه شده برای مدل‌های برنامه‌ریزی تصادفی چندهدفی با محدودیت‌های شانس پرداخته است. به منظور بررسی کارایی روش ارایه شده، در بخش پنجم یک مثال عددی آورده شده است. سرانجام برخی نتایج استخراج شده از این پژوهش و پیشنهادهایی برای مطالعات آتی در بخش ششم بیان شده است.

۲ تعاریف و پیش‌نیازها

در این بخش، برخی مفاهیم و تعاریف پایه‌ای از نظریه احتمال بیان خواهد شد که عمدتاً از مراجع [۱۲] و [۱۷] اقتباس شده است.

تعریف ۱-۲. به نتیجه‌ی یک آزمایش تصادفی پیشامد می‌گویند و آن را با نماد ω نشان می‌دهند.

تعریف ۲-۲. مجموعه‌ی تمام نتایج ممکن از یک آزمایش تصادفی را فضای نمونه می‌نامند و آن را با نماد Ω نمایش می‌دهند.

تعریف ۳-۲. چندین نتیجه‌ی تصادفی می‌توانند با هم ترکیب شوند و زیرمجموعه‌ای از Ω به نام اتفاق تصادفی را به وجود آورند. مجموعه‌ی تمام اتفاقات تصادفی را با Σ نمایش می‌دهند. به ازای هر $A \in \Sigma$ یک مقدار $P(A)$ مربوط می‌شود که نشان دهنده احتمال به وقوع پیوستن اتفاق A است.

تعریف ۴-۲. یک فضای احتمال با سه تایی (Ω, Σ, P) تعریف می‌شود.

تعریف ۵-۲. فرض کنید (Ω, Σ, P) یک فضای احتمال باشد. اگر $X: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ تابع حقیقی مقدار با دامنه‌ی عناصر Ω باشد، آن‌گاه X یک متغیر تصادفی نامیده می‌شود.

قضیه ۲-۱. فرض کنید $Z = aX + bY$ یک ترکیب خطی از متغیرهای تصادفی مستقل X و Y باشد که خود نیز یک متغیر تصادفی می باشد. اگر میانگین و واریانس آن به ترتیب به صورت μ_Z و σ_Z^2 تعریف شود، آن گاه نتایج زیر صادق است:

$$\begin{aligned}\mu_Z &= a\mu_X + b\mu_Y \\ \sigma_Z^2 &= a^2\sigma_X^2 + b^2\sigma_Y^2\end{aligned}\quad (1)$$

تعریف ۲-۶. یک مدل برنامه ریزی چندهدفی را در حالت کلی می توان به صورت زیر در نظر گرفت:

$$\begin{aligned}\max \quad & \{F_1(x), F_2(x), \dots, F_K(x)\} \\ \text{s.t.} \quad & G(x) \leq 0\end{aligned}\quad (2)$$

که در یک زمان می بایست همه ی اهداف تا حد امکان برآورده گردد.

تعریف ۲-۷ (نقطه پارتو و جواب پارتو [۱۸]). نقطه ی شدنی x^* را یک نقطه ی پارتو ضعیف برای مساله (۲) می گویند اگر هیچ x شدنی وجود نداشته باشد به طوری که به ازای هر $k=1,2,\dots,K$ ، $F_k(x) > F_k(x^*)$. همچنین، اگر هیچ x شدنی موجود نباشد به طوری که به ازای هر $k=1,2,\dots,K$ ، $F_k(x) \geq F_k(x^*)$ ، آن گاه نقطه x^* را یک نقطه ی پارتو نامند. در واقع، یک نقطه ی شدنی x^* پارتو است، اگر حرکت از نقطه ی x^* به نقطه ی شدنی دیگر x که موجب بهبود یک تابع هدف می شود، باعث بدتر شدن حداقل یک تابع هدف دیگر شود. مجموعه تمام نقاط پارتو یک مساله را جواب پارتو می نامند.

۳ روش های موجود برای حل مدل های برنامه ریزی تصادفی چندهدفی با محدودیت های

شانسی

یک مدل برنامه ریزی تصادفی چندهدفی با محدودیت های شانسی را در حالت کلی می توان به صورت زیر تعریف کرد [۱۷]:

$$\begin{aligned}\max \quad & z^{(k)}(\omega, x) = \sum_{j=1}^n c_j^{s(k)}(\omega) x_j, \quad k=1,2,\dots,K \\ \text{s.t.} \quad & P \left[\sum_{j=1}^n a_{ij}^s(\omega) x_j \leq b_i^s(\omega) \right] \geq \alpha_i, \quad i=1,2,\dots,m, \\ & x_j \geq 0, \quad j=1,2,\dots,n, \\ & \alpha_i \in [0,1], \quad i=1,2,\dots,m,\end{aligned}\quad (3)$$

که در آن $c_j^{s(k)}(\omega)$ ، $a_{ij}^s(\omega)$ و $b_i^s(\omega)$ به ازای هر $k=1,2,\dots,K$ ، $i=1,2,\dots,m$ و $j=1,2,\dots,n$ متغیرهای تصادفی هستند و آن ها را به اختصار به ترتیب به صورت $c_j^{s(k)}$ ، a_{ij}^s و b_i^s می نویسیم. همچنین، $\alpha_i \in [0,1]$ نشان دهنده ی حداقل سطح احتمال قابل قبول برای ارضای محدودیت i است و توسط تصمیم گیرنده به نحوی مشخص می شود که نیازهای ایمنی و امنیتی را برآورده سازد. در واقع، $P \left[\sum_{j=1}^n a_{ij}^s x_j \leq b_i^s \right] \geq \alpha_i$ یک محدودیت شانسی است که با احتمال حداقل α_i می بایست برآورده شود.

مدل‌های برنامه‌ریزی تصادفی با محدودیت‌های شانس به شکل (۳) دارای دو مشکل اساسی هستند [۱۹]:

(۱) در حالت کلی به ازای یک بردار x داده شده، محاسبه‌ی مقدار $P\left[\sum_{j=1}^n a_{ij}^s x_j \leq b_i^s\right]$ مشکل است، یعنی ممکن است شامل انتگرال‌های چندگانه با بعد بالا باشد. در نتیجه، بررسی شرط شدنی بودن یک جواب سخت می‌شود.

(۲) مجموعه‌ی شدنی تعریف شده توسط محدودیت $P\left[\sum_{j=1}^n a_{ij}^s x_j \leq b_i^s\right] \geq \alpha_i$ نامحدوب است.

روش‌های مختلفی برای رفع مشکلات بیان شده پیشنهاد شده است که در ادامه به مرور برخی از این روش‌ها پرداخته می‌شود.

۳-۱ روش مبتنی بر میانگین و واریانس^۱

مساله را برای حالت کلی یعنی زمانی که a_{ij}^s, b_i^s و $c_j^{s(k)}$ به ازای هر $i = 1, 2, \dots, m, k = 1, 2, \dots, K$ و $j = 1, 2, \dots, n$ تصادفی باشند، در نظر می‌گیریم. فرض می‌کنیم $E(a_{ij}^s)$ و $Var(a_{ij}^s)$ به ترتیب نشان دهنده‌ی امید و واریانس متغیر تصادفی a_{ij}^s و $E(b_i^s)$ و $Var(b_i^s)$ به ترتیب نشان دهنده‌ی امید و واریانس متغیر تصادفی b_i^s و $E(c_j^{s(k)})$ و $Var(c_j^{s(k)})$ به ترتیب نشان دهنده‌ی امید و واریانس متغیر تصادفی $c_j^{s(k)}$ باشند. ابتدا مشکل وجود محدودیت‌های شانس در مجموعه محدودیت‌های مدل (۳) را بررسی می‌کنیم. متغیر تصادفی h_i^s به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$h_i^s = \sum_{j=1}^n a_{ij}^s x_j - b_i^s, \quad i = 1, 2, \dots, m \quad (4)$$

امید و واریانس متغیر تصادفی h_i^s به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$E(h_i^s) = E\left(\sum_{j=1}^n a_{ij}^s x_j - b_i^s\right) = \sum_{j=1}^n E(a_{ij}^s) x_j - E(b_i^s), \quad i = 1, 2, \dots, m \quad (5)$$

$$Var(h_i^s) = Var\left(\sum_{j=1}^n a_{ij}^s x_j - b_i^s\right) = Var\left(\sum_{j=1}^n a_{ij}^s x_j\right) + Var(b_i^s) - 2Cov\left(a_{ij}^s, b_i^s\right), \quad i = 1, 2, \dots, m \quad (6)$$

اگر متغیرهای تصادفی a_{ij}^s و b_i^s مستقل از یکدیگر باشند یعنی به ازای هر $i = 1, 2, \dots, m$ و $j = 1, 2, \dots, n$ ، $Cov(a_{ij}^s, b_i^s) = 0$ ، در این صورت واریانس متغیر تصادفی h_i^s به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Var(h_i^s) = Var\left(\sum_{j=1}^n a_{ij}^s x_j - b_i^s\right) = Var\left(\sum_{j=1}^n a_{ij}^s\right) x_j^2 + Var(b_i^s), \quad i = 1, 2, \dots, m \quad (7)$$

در این صورت محدودیت شانس $P\left[\sum_{j=1}^n a_{ij}^s x_j \leq b_i^s\right] \geq \alpha_i$ را به صورت زیر می‌توان بازنویسی کرد:

$$P\left[h_i^s \leq 0\right] \geq \alpha_i \Leftrightarrow P\left[\frac{h_i^s - E(h_i^s)}{\sqrt{Var(h_i^s)}} \leq \frac{-E(h_i^s)}{\sqrt{Var(h_i^s)}}\right] \geq \alpha_i \quad (8)$$

¹ Variance and mean-based method

با تعریف $\Psi = \frac{h_i^s - E(h_i^s)}{\sqrt{\text{Var}(h_i^s)}}$ و فرض این که Ψ_{α_i} نشان دهنده α_i - چندک از Ψ باشد، آن گاه $E(\Psi) = 0$ و

$\text{Var}(\Psi) = 1$ و رابطه ی (۸) با رابطه ی زیر معادل می شود:

$$P[h_i^s \leq 0] \geq \alpha_i \Leftrightarrow \frac{-E(h_i^s)}{\sqrt{\text{Var}(h_i^s)}} \geq \Psi_{\alpha_i} \Leftrightarrow E(h_i^s) + \Psi_{\alpha_i} \sqrt{\text{Var}(h_i^s)} \leq 0 \quad (9)$$

در واقع Ψ_{α_i} نشان دهنده α_i - چندک استاندارد از Ψ می باشد و به عنوان ضریب پایایی محدودیت شانس i - ام تعریف می شود. ضریب پایایی Ψ_{α_i} مربوط به درجه های مختلف α_i برای برخی از توزیع های رایج در مرجع [۲۰] آورده شده است.

با استفاده از روش بیان شده، محدودیت شانس مدل (۳) به یک محدودیت قطعی تبدیل می شود. حال به رفع مشکل وجود متغیرهای تصادفی در ضرایب تابع هدف می پردازیم. در این صورت امید ریاضی و واریانس تابع هدف $z^{(k)}(x)$ به ازای هر $k = 1, 2, \dots, K$ ، به ترتیب به صورت $E(z^{(k)}) = \sum_{j=1}^n E(c_j^{s(k)}) x_j$ و $\text{Var}(z^{(k)}) = X^T C^{(k)} X$ می باشد که در آن ماتریس کوواریانس $C^{(k)}$ به صورت زیر است:

$$C^{(k)} = \begin{bmatrix} \text{Var}(c_1^{s(k)}) & \text{Cov}(c_1^{s(k)}, c_2^{s(k)}) & \dots & \text{Cov}(c_1^{s(k)}, c_n^{s(k)}) \\ \text{Cov}(c_2^{s(k)}, c_1^{s(k)}) & \text{Var}(c_2^{s(k)}) & \dots & \text{Cov}(c_2^{s(k)}, c_n^{s(k)}) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \text{Cov}(c_n^{s(k)}, c_1^{s(k)}) & \text{Cov}(c_n^{s(k)}, c_2^{s(k)}) & \dots & \text{Var}(c_n^{s(k)}) \end{bmatrix} \quad (10)$$

اگر هر یک از ضرایب تابع هدف مستقل از یکدیگر باشند آن گاه $\text{Var}(z^{(k)}) = \sum_{j=1}^n \text{Var}(c_j^{s(k)}) x_j^2$

با این تعاریف، مدل (۳) به صورت زیر بازنویسی می شود:

$$\max f^{(k)}(x) \quad , \quad k = 1, 2, \dots, K$$

$$\text{s.t.} \quad P(z^{(k)}(x) \geq f^{(k)}(x)) \geq \beta^{(k)} \quad , \quad k = 1, 2, \dots, K$$

$$P\left[\sum_{j=1}^n a_{ij}^s x_j \leq b_i^s\right] \geq \alpha_i \quad , \quad i = 1, 2, \dots, m \quad (11)$$

$$x_j \geq 0, \quad j = 1, 2, \dots, n$$

$$\alpha_i \in [0, 1], \quad i = 1, 2, \dots, m$$

$$\beta^{(k)} \in [0, 1], \quad k = 1, 2, \dots, K$$

در این صورت به ازای هر $k = 1, 2, \dots, K$ ، روابط زیر برقرار است:

$$\begin{aligned}
 &P(z^{(k)}(x) \geq f^{(k)}(x)) \geq \beta^{(k)} \\
 \Leftrightarrow &P\left[\frac{z^{(k)}(x) - f^{(k)}(x) - E(z^{(k)}(x)) + f^{(k)}(x)}{\sqrt{X^T C^{(k)} X}} \geq \frac{-E(z^{(k)}(x)) + f^{(k)}(x)}{\sqrt{X^T C^{(k)} X}}\right] \geq \beta^{(k)} \\
 \Leftrightarrow &P\left[\frac{z^{(k)}(x) - E(z^{(k)}(x))}{\sqrt{X^T C^{(k)} X}} \geq \frac{-E(z^{(k)}(x)) + f^{(k)}(x)}{\sqrt{X^T C^{(k)} X}}\right] \geq \beta^{(k)} \\
 \Leftrightarrow &P\left[\frac{z^{(k)}(x) - E(z^{(k)}(x))}{\sqrt{X^T C^{(k)} X}} < \frac{-E(z^{(k)}(x)) + f^{(k)}(x)}{\sqrt{X^T C^{(k)} X}}\right] < 1 - \beta^{(k)}
 \end{aligned} \tag{۱۲}$$

با تعریف $\Lambda = \frac{z^{(k)}(x) - E(z^{(k)}(x))}{\sqrt{X^T C^{(k)} X}}$ و فرض این که $\Lambda_{1-\beta^{(k)}}$ نشان دهنده‌ی $(1 - \beta^{(k)})$ - چن‌دک استاندارد از Λ باشد، آن‌گاه روابط (۱۲) با رابطه‌ی زیر معادل هستند:

$$\frac{-E(z^{(k)}(x)) + f^{(k)}(x)}{\sqrt{X^T C^{(k)} X}} \leq \Lambda_{1-\beta^{(k)}} \Leftrightarrow E(z^{(k)}(x)) + \Lambda_{1-\beta^{(k)}} \sqrt{X^T C^{(k)} X} \geq f^{(k)}(x) \tag{۱۳}$$

از آنجایی که $\Lambda_{1-\beta^{(k)}} = -\Lambda_{\beta^{(k)}}$ رابطه (۱۳) را می‌توان به صورت زیر نیز نوشت:

$$E(z^{(k)}(x)) - \Lambda_{\beta^{(k)}} \sqrt{X^T C^{(k)} X}, \quad k = 1, 2, \dots, K \tag{۱۴}$$

با جایگذاری روابط (۹) و (۱۴) به ترتیب برای محدودیت‌های شانس و ضرایب تصادفی در تابع هدف مدل (۳)، مدل قطعی آن به صورت زیر می‌باشد:

$$\begin{aligned}
 &\max \quad E(z^{(k)}(x)) - \Lambda_{\beta^{(k)}} \sqrt{X^T C^{(k)} X}, \quad k = 1, 2, \dots, K \\
 &s.t. \quad E\left(\sum_{j=1}^n a_{ij}^s x_j - b_i^s\right) + \Psi_{\alpha_i} \sqrt{\text{Var}(a_{ij}^s x_j - b_i^s)} \leq 0, \quad i = 1, 2, \dots, m, \\
 &\quad x_j \geq 0, \quad j = 1, 2, \dots, n, \\
 &\quad \alpha_i \in [0, 1], \quad i = 1, 2, \dots, m, \\
 &\quad \beta^{(k)} \in [0, 1]
 \end{aligned} \tag{۱۵}$$

در روش یاد شده در بالا مدل برنامه‌ریزی تصادفی چندهدفی با محدودیت‌های شانس (۳) به یک مدل برنامه‌ریزی چندهدفی قطعی به شکل (۱۵) تبدیل شده و بدیهی است که با روش‌های کلاسیک قابل حل می‌باشد. برخی از مقالاتی که از این روش برای حل مدل برنامه‌ریزی تصادفی با محدودیت‌های شانس استفاده کردند، عبارتند از: ناصری و همکارش [۱۲]، لین ما و همکارش [۲۱]، کریشندو و همکارانش [۲۲].

۳-۲ روش مبتنی بر نمونه^۱

جیمز و همکارش در سال ۲۰۰۸، روشی برای رفع مشکل اول، روش تقریب نمونه را پیشنهاد کردند که مبتنی بر نمونه مونت کارلو از متغیر تصادفی ω می باشد. روش تقریب نمونه با جایگزینی تابع توزیع تجربی به جای تابع توزیع واقعی از یک نمونه تصادفی به دست می آید [۱۹]. ایشان در این مقاله نشان دادند که چگونه این تقریب می تواند جواب های شدنی و کران های بهینه برای مدل برنامه ریزی تصادفی با محدودیت های شانسی تولید کند. روند کلی این روش ها ساخت یک مساله تقریبی است که به صورت زیر ساخته می شود.

مجموعه $\{z_N^{(k)}(x)\}$ از تقریب های تصادفی تابع $z^{(k)}(x, \omega)$ را در نظر بگیرید. هر $z_N^{(k)}(x)$ به صورت زیر تعریف می شود [۱۹]:

$$z_N^{(k)}(x) = \frac{1}{N} \sum_{l=1}^N z^{(k)}(x, \omega^l) \quad (۱۶)$$

که در آن $\{\omega^1, \omega^2, \dots, \omega^N\}$ یک نمونه از تابع توزیع متغیر تصادفی ω است. زمانی که ω^l ها دو به دو مستقل باشند کمیت $z_N^{(k)}(x)$ را یک برآوردگر مونت کارلو^۲ می نامند. در این صورت هر یک از توابع هدف مدل (۳) با تابع هدف متناظرش در رابطه (۱۶) تقریب زده می شود.

همچنین، هر محدودیت شانسی در مدل (۳)، با محدودیت زیر تقریب زده می شود:

$$\frac{1}{N} \sum_{l=1}^N I\{h_i(x, \omega^l) > 0\} \leq 1 - \gamma_i, i = 1, 2, \dots, m \quad (۱۷)$$

که در آن $h_i(x, \omega^l) = \sum_{j=1}^n a_{ij}^s(\omega^l) x_j - b_i^s(\omega^l)$ و $I\{\cdot\}$ نشان دهنده ی تابع مشخصه ی محدودیت $h_i(x, \omega^l) > 0$ است به طوری که اگر $h_i(x, \omega^l) > 0$ باشد برابر یک و در غیر اینصورت برابر صفر است. به این نکته اشاره می کنیم که در این جا $(1 - \gamma_i)$ به جای α_i در مقدار سمت راست مدل (۳) جایگزین شده است که در آن γ_i یک پارامتر است که می تواند توسط تصمیم گیرنده یا روش دیگری به دست آید. با تعاریف انجام شده مدل تقریبی متناظر با مدل (۳) به صورت زیر تعریف می شود:

$$\begin{aligned} \max \quad & \left\{ z_N^{(k)}(x) = \frac{1}{N} \sum_{l=1}^N z^{(k)}(x, \omega^l), \forall k = 1, 2, \dots, K \right\} \\ \text{s.t.} \quad & \frac{1}{N} \sum_{l=1}^N I\{h_i(x, \omega^l) > 0\} \leq (1 - \gamma_i), i = 1, 2, \dots, m, \\ & x_j \geq 0, \quad j = 1, 2, \dots, n, \end{aligned} \quad (۱۸)$$

همان طور که مشاهده می شود با تغییر γ_i فضای شدنی مساله تغییر خواهد کرد در این صورت بحث شدنی بودن مساله اهمیت می یابد. روش یاد شده را روش تقریب میانگین نمونه^۳ (SAA) می نامند. دو مورد از مهم ترین پرسش هایی که در به کارگیری روش تقریب میانگین نمونه به وجود می آید، انتخاب اندازه نمونه برای شدنی بودن مساله اصلی و همگرایی این روش است که در ادامه به این دو پرسش پاسخ می دهیم.

¹ Sample-based method

² Monte Carlo Estimator

³ Sample Average Approximation

پاگنونسلی و همکارانش در سال ۲۰۰۹ ثابت کرده‌اند که تحت شرایط [۲۳]:

۱. پیوستگی هر یک از توابع $z^{(k)}$ ، $k = 1, 2, \dots, K$ و h_i ، $i = 1, 2, \dots, m$ نسبت به x

۲. فشردگی فضای محدودیت‌های غیرشانسی مساله

۳. وجود جواب بهینه x^* به طوری که به ازای برخی x در همسایگی x^* شرط $P[h_i^s(x, \omega) \leq 0] \geq \alpha_i$ برقرار باشد،

جواب پارتوی به دست آمده از حل مدل (۱۸)، به جواب پارتوی مدل (۳) و مقدار پارتوی به دست آمده از حل مدل (۱۸) به مقدار پارتوی مدل (۳) همگراست.

همچنین، کمپی و همکارانش در سال ۲۰۰۹ ثابت کرده‌اند که به ازای هر $0 < \delta \leq 1$ با انتخاب

$N \geq \frac{2}{1-\alpha} \left(\log \frac{1}{\delta} + d_x \right)$ که در آن d_x بعد متغیر تصادفی x است، جواب پارتوی به دست آمده از حل مدل

(۱۸) با احتمال حداقل $(1-\delta)$ یک جواب شدنی برای مدل اصلی (۳) است [۲۴].

در این جا تمیزی بین دو حالت $\gamma_i = 1$ و $\gamma_i < 1$ قرار دارد. زمانی که $\gamma_i = 1$ باشد، مدل (۱۸) معادل مدل زیر است:

$$\begin{aligned} \max \quad & \left\{ z_N^{(k)}(x) = \frac{1}{N} \sum_{l=1}^N z^{(k)}(x, \omega^l) \right\} \\ \text{s.t.} \quad & h_i(x, \omega^l) \leq 0, l = 1, 2, \dots, N \\ & x_j \geq 0, j = 1, 2, \dots, n \end{aligned} \quad (19)$$

که در این صورت مدل (۱۹) یک مساله برنامه‌ریزی معمولی است که با روش‌های موجود قابل حل می‌باشد. در حالتی که $\gamma_i < 1$ باشد، به علت وجود تابع مشخصه در مدل (۱۸) خاصیت محدب بودن مدل از دست می‌رود. به منظور رفع این مشکل، جیمز و همکارانش روش برنامه‌ریزی عدد صحیح را ارایه کردند [۲۵]. با به کارگیری روش ارایه شده توسط ایشان، مدل (۱۸) به صورت یک مساله برنامه‌ریزی عدد صحیح مختلط به شکل زیر بازنویسی می‌شود:

$$\begin{aligned} \max \quad & \left\{ z_N^{(k)}(x) = \frac{1}{N} \sum_{l=1}^N z^{(k)}(x, \omega^l), \forall k = 1, 2, \dots, K \right\} \\ \text{s.t.} \quad & h_i(x, \omega^l) \leq M \times y_i^l, \forall i = 1, 2, \dots, m, l = 1, 2, \dots, N \\ & \sum_{l=1}^N y_i^l \leq N(1-\gamma_i), \forall i = 1, 2, \dots, m, \\ & x_j \geq 0, j = 1, 2, \dots, n, \\ & y_i^l \in \{0, 1\}, i = 1, 2, \dots, m, l = 1, 2, \dots, N \end{aligned} \quad (20)$$

که در آن y_i^l نشان‌دهنده‌ی متغیرهای دودویی محدودیت i -ام و نمونه‌ی l -ام و $M = \max_{\substack{i=1,2 \\ l=1,2,\dots,N}} \{b_i^s(\omega^l)\}$

است. در واقع زمانی که $y_i^l = 0$ باشد، یعنی شرط $h_i(x, \omega^l) \leq 0$ برقرار است. با به کارگیری این روش، مدل

برنامه‌ریزی تصادفی با محدودیت‌های شانسی (۳) به یک مدل برنامه‌ریزی عدد صحیح مختلط تقریبی به صورت (۲۰) تبدیل می‌شود که با روش‌های موجود در ادبیات موضوع قابل حل است.

در اینجا بر اساس نتایج ارائه شده در [۱۱] قضیه زیر آورده شده است.

قضیه ۳-۱. مجموعه جواب مدل‌های (۲۰) و (۱۸) معادل هستند. یعنی هر جواب شدنی از یکی از این مدل‌ها، یک جواب شدنی برای مدل دیگر نیز هست.

اثبات. فرض می‌کنیم $(x, y_1^1, \dots, y_m^N)$ یک جواب شدنی از مدل (۲۰) باشد. در این صورت طبق محدودیت اول مدل (۲۰) به ازای هر $i = 1, 2, \dots, m$ و $l = 1, 2, \dots, N$ داریم: $y_i^l \geq I\{h_i(x, \omega^l) > 0\}$. با توجه به محدودیت دوم مدل (۲۰) به ازای هر $i = 1, 2, \dots, m$ داریم: $\sum_{l=1}^N y_i^l \leq N(1 - \gamma_i)$. در این صورت به ازای هر $i = 1, 2, \dots, m$:

$$(1 - \gamma_i) \geq (N^{-1}) \sum_{l=1}^N y_i^l \geq (N^{-1}) \sum_{l=1}^N I\{h_i(x, \omega^l) > 0\} \quad (21)$$

در این صورت x یک جواب شدنی برای مدل (۱۸) است. برعکس، فرض کنیم x یک جواب شدنی برای مدل (۱۸) باشد. به ازای هر $i = 1, 2, \dots, m$ و $l = 1, 2, \dots, N$ تعریف می‌کنیم: $y_i^l = I\{h_i(x, \omega^l) > 0\}$. در این صورت x یک جواب شدنی برای مدل (۲۰) نیز می‌شود. ■

۴ روش پیشنهادی

همان‌طور که در بخش ۳-۲ بیان کردیم، پارامتر γ_i در مدل (۱۸) می‌تواند توسط تصمیم‌گیرنده طبق اطلاعات و سوابق گذشته داده شود که لزوماً این مقدار داده شده برای γ_i بهترین مقدار آن نخواهد بود. در واقع یکی از چالش‌های روش تقریب میانگین نمونه، انتخاب مقدار مناسب از γ_i است به طوری که شدنی بودن مساله نیز حفظ شود. روش‌های مختلفی برای دستیابی به مقدار مناسبی از γ_i در ادبیات موضوع موجود است که می‌توان به مراجع [۳]، [۲۳]، [۲۵] و [۲۶] اشاره کرد. در واقع با افزایش مقدار γ_i یعنی کاهش مقدار $(1 - \gamma_i)$ ، احتمال برقراری محدودیت $h_i(x, \omega^l) > 0$ کاهش و در نتیجه احتمال برقراری محدودیت اصلی مدل یعنی $h_i(x, \omega^l) \leq 0$ افزایش می‌یابد. از آنجایی که همواره به دنبال افزایش احتمال برقراری محدودیت $h_i(x, \omega^l) \leq 0$ هستیم بنابراین، مایلیم هم زمان با برآورد اهداف مدل، مقدار پارامتر γ_i نیز افزایش یابد. بدین منظور یک تابع هدف جدید به صورت $\max \sum_{i=1}^m \gamma_i$ به اهداف مساله اضافه می‌کنیم. در این صورت یک تابع هدف به مدل (۲۰) اضافه می‌شود. در واقع تعداد اهداف مساله $K + 1$ می‌شود. همچنین، به منظور حذف مقادیر پایین γ_i ، یک کران پایین برای γ_i در نظر می‌گیریم و آن را γ_i^L می‌نامیم. بنابراین به ازای هر $i = 1, 2, \dots, m$ ، محدودیت $\gamma_i \geq \gamma_i^L$ نیز به مجموعه قیود مدل اضافه می‌شود. برای حل مدل برنامه‌ریزی چندهدفی به دست آمده از روش کلاسیک مجموع وزین استفاده می‌کنیم. برای مطالعه روش مجموع وزین برای حل مدل‌های برنامه‌ریزی چندهدفی به مرجع [۲۷] مراجعه نمایید.

۴-۱ الگوریتم روش پیشنهادی

در این بخش، گام‌های الگوریتم پیشنهادی برای حل یک مدل بهینه‌سازی چندهدفی تصادفی با محدودیت‌های شانس را بیان می‌کنیم.

گام ۱. ابتدا مدل برنامه‌ریزی تصادفی چند هدفی با محدودیت‌های شانس را با استفاده از روش تقریب میانگین نمونه و برنامه‌ریزی عدد صحیح به یک مدل برنامه‌ریزی چندهدفی قطعی به شکل (۲۰) تبدیل می‌کنیم.

گام ۲. هدف $\max \sum_{i=1}^m \gamma_i$ را به توابع هدف مساله اضافه می‌کنیم.

گام ۳. به ازای هر $i = 1, 2, \dots, m$ ، یک کران پایین برای γ_i انتخاب می‌کنیم و آن را γ_i^L می‌نامیم. سپس، محدودیت $\gamma_i \geq \gamma_i^L$ را به مدل اضافه می‌کنیم.

گام ۴. به ازای هر $k = 1, 2, \dots, K+1$ ، وزن w_k را برای هر یک از توابع هدف تعیین می‌کنیم.

گام ۵. مدل برنامه‌ریزی چند هدفی عدد صحیح مختلط به دست آمده را با استفاده از روش مجموع وزین حل می‌کنیم و یک جواب پارتو برای آن به دست می‌آوریم.

تذکره ۱-۴: با توجه به مطالبی که در مورد همگرایی روش تقریب میانگین نمونه در زیر بخش ۳-۲ یاد شده است، همگرایی الگوریتم پیشنهادی نیز ثابت می‌شود.

الگوریتم اخیر قادر است مساله برنامه‌ریزی چندهدفی تصادفی با محدودیت شانس را در یک مرحله بدون نیاز به تابع توزیع دقیق از پارامترهای تصادفی مساله حل نماید. همچنین، مقدار حداقل احتمال برآورده شدن محدودیت‌های شانس را بدون دخالت تصمیم‌گیرنده و به عنوان یک پارامتر توسط خود مدل محاسبه نماید. بخش بعد به توصیف عددی رویکرد ارایه شده اختصاص دارد.

۵ مثال عددی

در این بخش به منظور بررسی کارایی روش ارایه شده در بخش ۴، یک مثال از برنامه‌ریزی تصادفی چندهدفی با محدودیت‌های شانس به صورت مدل (۲۲) را در نظر بگیرید:

$$\begin{aligned} \max \quad & z^{(1)} = c_1^{s(1)}x_1 + c_2^{s(1)}x_2 + c_3^{s(1)}x_3 \\ \max \quad & z^{(2)} = c_1^{s(2)}x_1 + c_2^{s(2)}x_2 + c_3^{s(2)}x_3 \\ \max \quad & z^{(3)} = c_1^{s(3)}x_1 + c_2^{s(3)}x_2 + c_3^{s(3)}x_3 \\ \text{s.t.} \quad & P(a_{11}^s x_1 + a_{12}^s x_2 + a_{13}^s x_3 \leq b_1^s) \geq 0.95 \\ & P(a_{21}^s x_1 + a_{22}^s x_2 + a_{23}^s x_3 \leq b_2^s) \geq 0.10 \\ & x_j \geq 0, j = 1, 2, 3 \end{aligned} \quad (22)$$

که در آن به ازای هر $i = 1, 2, 3$ ، $j = 1, 2, 3$ و $k = 1, 2, 3$ ، a_{ij}^s و b_i^s متغیرهای تصادفی نرمال مستقل هستند که مقادیر میانگین و واریانس آن‌ها در جدول ۱ آورده شده است.

جدول ۱. مقادیر میانگین و واریانس a_{ij}^s ، b_i^s و $c_j^{s(k)}$

$c_1^{s(1)}$	$c_2^{s(1)}$	$c_3^{s(1)}$	$c_1^{s(2)}$	$c_2^{s(2)}$	$c_3^{s(2)}$	$c_1^{s(3)}$	$c_2^{s(3)}$	$c_3^{s(3)}$	b_1^s	b_2^s	a_{11}^s	a_{12}^s	a_{13}^s	a_{21}^s	a_{22}^s	a_{23}^s
۵	۶	۳	۷	۲	۴	۲	۳	۸	۷	۸	۶	۱	۵	۹	۳	۱
۹	۱	۴	۱	۴	۱	۱	۴	۱	۹	۱۶	۱	۴	۹	۴	۱۶	۲۵

حال گام‌های الگوریتم پیشنهادی را برای حل مدل (۲۲) و با انتخاب $N = ۱۰۰$ به کار می‌بریم.

گام ۱. با به کارگیری روش تقریب میانگین نمونه و برنامه‌ریزی عدد صحیح، مدل برنامه‌ریزی چندهدفی قطعی معادل با مدل (۲۲) به صورت زیر به دست می‌آید.

$$\begin{aligned}
 \max \quad & z^{(1)} = 5x_1 + 6x_2 + 3x_3 \\
 \max \quad & z^{(2)} = 7x_1 + 2x_2 + 4x_3 \\
 \max \quad & z^{(3)} = 8x_1 + 3x_2 + 2x_3 \\
 \text{s.t.} \quad & a_{11}^s(\omega_1^l)x_1 + a_{12}^s(\omega_2^l)x_2 + a_{13}^s(\omega_3^l)x_3 - b_1^s(\omega_1^l) \leq M \times y_1^l, \forall l = 1, 2, \dots, 100 \\
 & a_{21}^s(\omega_1^l)x_1 + a_{22}^s(\omega_2^l)x_2 + a_{23}^s(\omega_3^l)x_3 - b_2^s(\omega_2^l) \leq M \times y_2^l, \forall l = 1, 2, \dots, 100 \\
 & \sum_{l=1}^{100} y_1^l \leq 100 \times \gamma_1 \\
 & \sum_{l=1}^{100} y_2^l \leq 100 \times \gamma_2 \\
 & x_j \geq 0, j = 1, 2, 3, \quad y_1^l, y_2^l \in \{0, 1\}, \forall l = 1, 2, \dots, 100
 \end{aligned} \tag{23}$$

گام ۲. تابع هدف $\max \sum_{i=1}^3 \gamma_i$ را به مجموعه توابع هدف مدل (۲۳) اضافه می‌کنیم.

گام ۳. کران پایین γ_i^L را برای هر γ_i مشخص می‌کنیم. فرض می‌کنیم که $\gamma_1^L = 0/8$ و $\gamma_2^L = 0/65$ باشد.

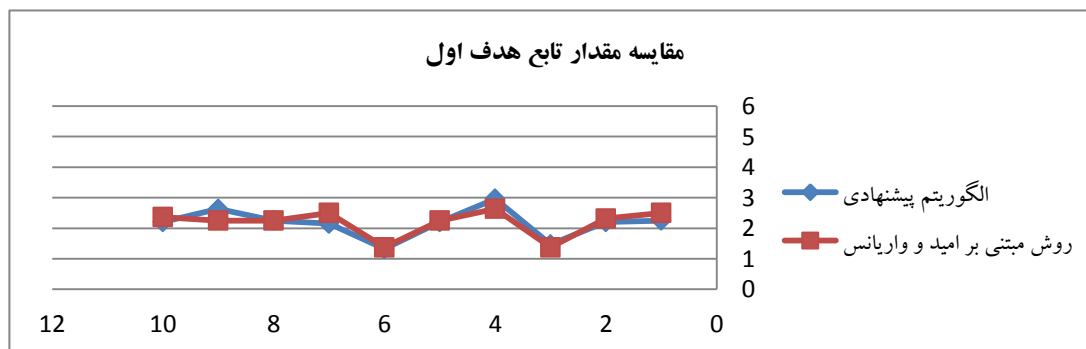
گام ۴. به منظور دستیابی به چندین جواب پارتو، مدل (۲۳) را به ازای ۱۰ وزن مختلف حل می‌کنیم. واضح است که به ازای هر وزن، یک جواب پارتو از مدل (۲۳) به دست می‌آید که لزوماً متمایز از جواب‌های پارتوی دیگر نیستند.

گام ۵. مدل برنامه‌ریزی چندهدفی عدد صحیح مختلط را با استفاده از روش مجموع وزین در نرم افزار Lingo حل می‌کنیم. نتایج به دست آمده از حل مدل در جدول ۲ آورده شده است.

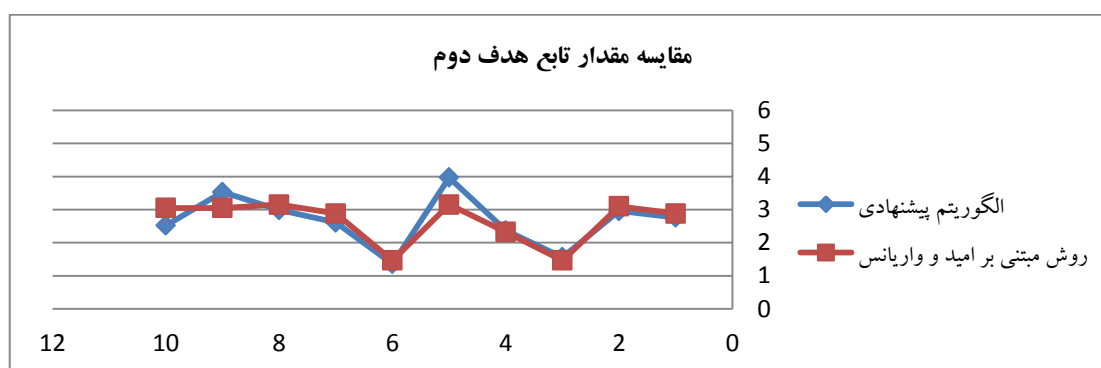
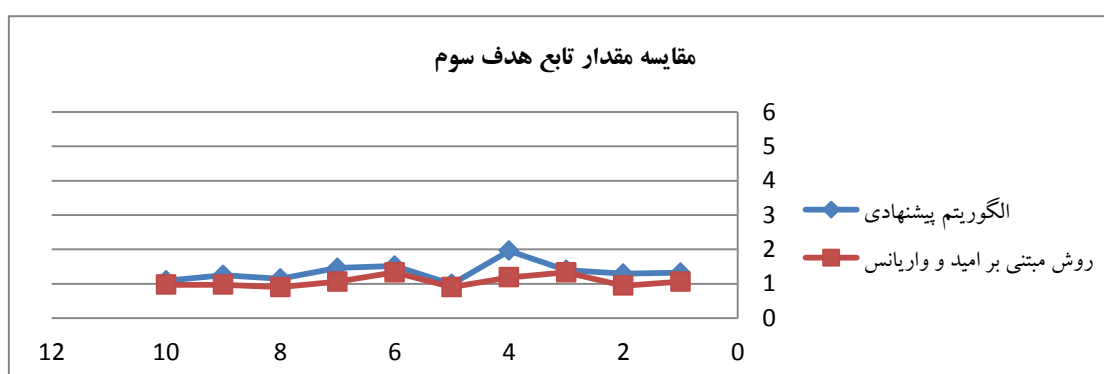
جدول ۲. نتایج به دست آمده از حل مدل به ازای ۱۰ وزن مختلف

$\sum_{i=1}^r \gamma_i$	$z^{(3)}$	$z^{(2)}$	$z^{(1)}$	(w_1, w_2, w_3, w_4)
۱/۹۴	۱/۳۲	۲/۷۶	۲/۲۵	(۰/۱, ۰/۱, ۰/۱, ۰/۷)
۱/۵۱	۱/۲۹	۲/۹۶	۲/۲۰	(۰/۱, ۰/۴, ۰/۴, ۰/۱)
۱/۸۱	۱/۴	۱/۵۶	۱/۴۷	(۰, ۰, ۰/۵, ۰/۵)
۱/۴۵	۱/۹۶	۲/۳۷	۲/۹۶	(۱, ۰, ۰, ۰)
۱/۴۵	۰/۹۹	۳/۹۷	۲/۲۰	(۰, ۱, ۰, ۰)
۱/۴۵	۱/۵۲	۱/۳۶	۱/۳۲	(۰, ۰, ۱, ۰)
۱/۹۹	۱/۴۶	۲/۶۱	۲/۱۵	(۰, ۰, ۰, ۱)
۱/۷	۱/۱۵	۲/۹۹	۲/۲۵	(۰/۲۵, ۰/۲۵, ۰/۲۵, ۰/۲۵)
۱/۵۲	۱/۲۵	۳/۵۳	۲/۶۳	(۰, ۰/۵, ۰, ۰/۵)
۱/۷	۱/۰۹	۲/۵۲	۲/۲۰	(۰/۵, ۰/۵, ۰, ۰)

زمانی که تابع توزیع دقیقی از متغیرهای تصادفی مدل در دست باشد، استفاده از روش مبتنی بر امید و واریانس یک جواب دقیق از مدل را نتیجه می‌دهد. همان‌طور که قبلاً بیان کردیم، استفاده از روش تقریب میانگین نمونه یک روش مبتنی بر نمونه است و زمانی که تابع توزیع دقیقی از متغیرهای تصادفی مساله در دست نباشد، برای حل مدل تصادفی با محدودیت‌های شانس به کار می‌آید. در واقع به جای استفاده از تابع توزیع دقیق از متغیرهای تصادفی، یک تابع توزیع تجربی براساس نمونه‌های به دست آمده از متغیرهای تصادفی مساله را در نظر می‌گیرد. بنابراین، الگوریتم پیشنهادی باید به گونه‌ای باشد که جواب به دست آمده از آن به جواب دقیق مساله نزدیک باشد. در اینجا، به منظور بررسی میزان نزدیکی بودن جواب به دست آمده از الگوریتم پیشنهادی به مقدار دقیق آن، مدل (۱۵) به دست آمده از روش مبتنی بر امید و واریانس را به ازای همان ۱۰ وزن آورده شده در جدول ۲ و با روش مجموع وزین حل می‌کنیم. شکل‌های ۱ الی ۳ مقادیر پارتوی به دست آمده به ترتیب برای تابع هدف $z^{(1)}$ ، $z^{(2)}$ و $z^{(3)}$ را به دو روش الگوریتم پیشنهادی و روش مبتنی بر امید و واریانس مقایسه می‌کند.



شکل ۱. مقایسه مقادیر پارتوی تابع هدف $z^{(1)}$

شکل ۲. مقایسه مقادیر پارتوی تابع هدف $Z^{(2)}$ شکل ۳. مقایسه مقادیر پارتوی تابع هدف $Z^{(3)}$

همان‌طور که از شکل ۱ الی شکل ۳ مشاهده می‌شود، مقادیر به‌دست آمده به ازای هر سه تابع هدف بر اساس الگوریتم پیشنهادی نزدیک به جواب دقیق به‌دست آمده با استفاده از روش مبتنی بر امید و واریانس است. از آنجایی که در بسیاری از مسایل واقعی، تابع توزیع متغیرهای تصادفی در دسترس نیست بنابراین، روش پیشنهادی می‌تواند راه حل خوبی برای این گونه مسایل باشد چون به یک جواب نزدیک به جواب قطعی دست می‌یابد.

۶ نتیجه‌گیری و پیشنهادات مطالعات آتی

این مطالعه به مدل‌های برنامه‌ریزی چندهدفی تصادفی با محدودیت‌های شانس متمرکز شد و بر اساس مباحث نظری ارائه‌شده یک رویکرد جدید برای حل این گونه مدل‌ها مبتنی بر روش تقریب میانگین نمونه ارائه شد به طوری که ابتدا با استفاده از نمونه‌گیری، مدل برنامه‌ریزی تصادفی خطی چندهدفی با محدودیت‌های شانس به یک مدل برنامه‌ریزی چندهدفی قطعی غیرخطی تبدیل شده و سپس با استفاده از تکنیک برنامه‌ریزی عدد صحیح این مدل خطی‌سازی شده است. در روش پیشنهادی، به منظور افزایش احتمال برآورده شدن محدودیت‌های شانس و در عین حال بهینه‌شدن اهداف مساله یک تابع هدف جدید به صورت $\max \sum_i \gamma_i$ برای بهینه‌سازی حداقل مقدار احتمال برآورده شدن هر محدودیت شانس یعنی γ_i به مجموعه اهداف مساله اضافه کردیم. همچنین، برای حذف مقادیر پایین γ_i ، کران پایین γ_i^L را برای هر γ_i مشخص کردیم. به منظور حل مدل

چندهدفی به دست آمده از روش کلاسیک مجموع وزین استفاده کردیم و جواب‌های پارتوی مدل را به ازای ۱۰ وزن مختلف به دست آوردیم. لازم به یادآوری است که روش‌های کلاسیک از جمله روش مجموع وزین برای حل مدل‌های چندهدفی همواره جواب دقیق مدل را به دست می‌دهند اما زمانی که ابعاد مساله بزرگ باشد استفاده از روش‌های کلاسیک مقرون به صرفه نیست و حتی ممکن است بعد از گذشت مدت زمان زیاد از اجرای مدل، جواب دقیق مساله را نتیجه ندهد. در این صورت، استفاده از روش‌های فراابتکاری مانند NSGA-II و MOPSO برای حل مدل چندهدفی قطعی به دست آمده پیشنهاد می‌شود که یک جواب تقریبی نزدیک به جواب دقیق مساله را به دست می‌دهند. همچنین، روش ارایه شده برای متغیرهای تصادفی با هر توزیع احتمالی قابل حل است. علاوه بر این، در صورتی که توزیع احتمال دقیقی در دسترس نباشد، با استفاده از نمونه‌های در دسترس از متغیر تصادفی می‌توان از این روش برای حل مدل استفاده کرد.

قدردانی

نویسندگان مقاله مراتب سپاس و قدردانی خود را از بیان نقطه نظرات اصلاحی داوران محترم اعلام می‌دارند. بی‌شک پیشنهادهای ارزشمند ایشان نقش به‌سزایی در بهبود کیفیت این تحقیق داشته است.

منابع

- [۱۱] زرین پور، ن.، (۱۳۹۷). مساله چندهدفه مکان‌یابی تسهیلات ظرفیت دار با محدودیت شانس و ترجیحات مشتری و حل آن با الگوریتم‌های چند هدفه تکاملی. تحقیق در عملیات در کاربردهای آن، ۵۹ (۴)، ۳۷-۶۰.
- [۱۲] ناصری، س. ه. و باوندی، س.، (۱۳۹۶). ارایه مدلی برای حل مسایل برنامه ریزی تصادفی چندهدفه با استفاده از تابع عضویت هذلولوی. تحقیق در عملیات در کاربردهای آن، ۵۵ (۴)، ۲۱-۳۳.
- [1] G. Klir and Y. Bo, (1995). Fuzzy Sets and Fuzzy Logic: Theory and Applications, 4.
- [2] K. Peter and Stein W. Wallace, (2003). Stochastic Programming.
- [3] A. Shabbir and A. Shapiro, (2008). Solving chance-constrained stochastic programs via sampling and integer programming, Tutorials in Operations Research, 10, 261-270.
- [4] N. S. Kambo, (1984). Mathematical Programming Technique.
- [5] A. Charnes and W. Cooper, (1959). Chance constrained programming, Management Science, 6, 73-79.
- [6] O. Elci, N. Noyan, and K. Bulbul, (2018). Chance-constrained stochastic programming under variable reliability levels with an application to humanitarian relief network design, Computers and operations research, 96, 91-107.
- [7] C. Marino, M. Quddus, M. Marufuzzaman, M. Cowan, and A. E. Bednar, (2018). A chance-constrained two-stage stochastic programming model for reliable microgrid operations under power demand uncertainty, Sustainable Energy, Grids and Networks, 13, 66-77.
- [8] P. Schütz, A. Tomasgard, and S. Ahmed, (2009). Supply chain design under uncertainty using sample average approximation and dual decomposition, European Journal of Operational Research, 409-419.
- [9] T. Homem-de-Mello and B. Guzin, (2014). Monte Carlo Sampling-Based Methods for Stochastic Optimization, Surveys in Operations Research and Management Science, 19(1), 56-85.
- [10] S. Khishtandar, (2019). Simulation based evolutionary algorithms for fuzzy chance-constrained biogas supply chain design, Applied Energy, 236, 183-195.
- [13] R. Bilsel and A. Ravindran, (2011). A multiobjective chance constrained programming model for supplier selection under uncertainty, Transportation Research Part B: Methodological, 45(8), 1284-1300.

- [14] M. Farina, L. Giulioni, and R. Scattolini, (2016). Stochastic linear Model Predictive Control with chance constraints – A review, *Journal of Process Control*, 44, 53–67.
- [15] Y. Xie, Y. Li, G. . Huang, Y. Li, and L. Chen, (2011). An inexact chance-constrained programming model for water quality management in Binhai New Area of Tianjin, China, *Science of The Total Environment*, 409(10), 1757–1773.
- [16] Y. Xu, G. Huang, X. Qin, and M. Cao, (2009). A stochastic robust chance-constrained programming model for municipal solid waste management under uncertainty,” *Resources, Conservation and Recycling*, 53(6), 352–363.
- [17] J. Birge and F. Louveaux, (2011). *Introduction to Stochastic Programming*.
- [18] M. Ehrgott and M. M. Wiecek, (2005). Multiobjective programming, in *Multiple criteria Decision Analysis: State of the art surveys*, Springer, 667–708.
- [19] L. James and A. Shabbir, (2008). A Sample Approximation Approach for Optimization with Probabilistic Constraints, *SIAM Journal on Optimization*, 19(2), 674–699.
- [20] S. Hulsurkar, M. P. Biswal, and S. B. Sinha, (1997). Fuzzy programming approach to multi-objective stochastic linear programming problems, *Fuzzy Sets and Systems*, 88(2), 173–181.
- [21] L. Ma and L. Ying, (2017). A Stochastic Chance Constrained Closed-Loop Supply Chain Network Design Model with VaR Criterion, *Journal of Uncertain Systems*, 11(4), 306–320.
- [22] S. Krishnendu, I. Mohd, R. Shankar, and S. Y. Surendra, (2016). Low carbon chance constrained supply chain network design problem: A benders decomposition based approach, *Computers & Industrial Engineering*.
- [23] B. . Pagnoncelli, S. Shapiro, and A. A, (2009). Sample Average Approximation Method for Chance Constrained Programming: Theory and Applications, *Journal of Optimization Theory and Applications*, 142, 399–416.
- [24] M. C. Campi, S. Garatti, and M. Prandini, (2009). The scenario approach for systems and control design, *Annual Reviews in Control*, 33(2), 149–157.
- [25] L. James, A. Shabbir, and N. George, (2010). An integer programming approach for linear programs with probabilistic constraints, *Mathematical programming*, 122(2), 247–272.
- [26] T. Homem-de-Mello and G. Bayraksan, (2014). Monte Carlo Sampling-Based Methods for Stochastic Optimization, *Surveys in Operations Research and Management Science*, 19(1), 56–85.
- [27] I. P. Stanimirovic, M. L. Zlatanovic, and M. D. Petkovic, (2011). On the linear weighted sum method for multi-objective optimization, *Facta Acta Universitatis*, 26, 49–63.