





دانشکده مهندسی عمران

پایان نامه کارشناسی ارشد مهندسی راه و ترابری

تحلیل حساسیت مدل های ایجاد سفر درون شهری: مطالعه موردی شهر مشهد

نگارنده: رضا جهانشاهی

استاد راهنما

دکتر ایمان آقایان

استاد مشاور

دکتر عبدالاحد چوپانی

شهریور ماه ۱۳۹۸

شماره ۹۸/۳۰
تاریخ ۲۹/۹/۹۹

باسمه تعالی



مدیریت تحصیلات تکمیلی

فرم شماره (۳) صورتجلسه نهایی دفاع از پایان نامه دوره کارشناسی ارشد

با نام و یاد خداوند متعال، ارزیابی جلسه دفاع از پایان نامه کارشناسی ارشد خاتم / آقای رضا جهانشاهی با شماره دانشجویی ۹۴۰۵۳۵۴ رشته عمران گرایش راه و ترابری تحت عنوان تحلیل حساسیت مدل‌های ایجاد سفر درون شهری: مطالعه موردی شهر مشهد که در تاریخ ۱۳۹۸/۰۶/۱۱ با حضور هیأت محترم داوران در دانشگاه صنعتی شاهرود برگزار گردید به شرح ذیل اعلام می‌گردد:

قبول (با درجه: ...): مردود
 نوع تحقیق: نظری عملی

امضاء	مرتبه علمی	نام و نام خانوادگی	عضو هیأت داوران
	استادیار	دکتر ایمان آقاباب	۱- استاد راهنمای اول
			۲- استاد راهنمای دوم
	استادیار	دکتر عبدالاحد چوپانی	۳- استاد مشاور
	استادیار	دکتر مهدی گنی	۴- نماینده تحصیلات تکمیلی
	استادیار	دکتر حسین نسیم زاده طهرانی	۵- استاد منتحن اول
	استادیار	دکتر سید علی حسینی	۶- استاد منتحن دوم

دانشگاه صنعتی شاهرود
 آموزش تحصیلات تکمیلی
 تاریخ و امضاء:

تصوه: در صورتی که کسی مردود شود حداکثر یکبار دیگر (در مدت مجاز) می‌تواند از پایان نامه خود دفاع نماید (دفاع مجدد نباید زودتر از ۴ ماه برگزار شود).

حاصل بهترین سال های زندگیم را تقدیم می کنم به آن ها که برایم بهترین هستند و بهترین ها را برایم خواسته اند:

تقدیم ...

به روح پاک پدر عزیز و بزرگوارم، سنگ صبوری که الفبای زندگی را عاشقانه به من آموخت ...

به نگاه پر مهر و دستان سخاوتمند مادرم که استوارترین تکیه گاه زندگی ام است ...

به خواهران مهربانم، واژه های قشنگ و پر معنای زندگی، که وجودشان کرمایش هستی ام است ...

که هر چه آموختم در مکتب عشق شما آموختم و هر چه بگو شتم قطره ای از دریای بی کران مهربانیان را پاس توانم بگویم.

ره آوردی کران سنگ ترا از این ارزان نداشتم تا به خاک پایتان نثار کنم، باشد که حاصل تلاشم، نسیم گونه خبار حسگیتان را بزوداید.

تقدیر و تشکر

سپاس و ستایش خدای را که مرا هستی بخشید و با لطف و مهر پروراند. پروردگاری بهمانی که مرا به راه کسب دانش هدایت و با عنایت و فضل خود توفیق تدوین این رساله را نصیب نمود. خالصانه در برابر فرزانهان دانشوری که توان و دانش خود را با محبت و اخلاص در اختیارم گذاشتند و انبای آموزش را به من ارزانی داشتند، سرفرومی آورم.

صمیمانه ترین سپاس و تشکر تقدیم به زحمات و محبت های بی شائبه اساتید عزیز و بزرگوارم جناب آقای دکتر ایمان آقاییان و جناب آقای دکتر عبدالاحد چوپانی که با راهنمایی های دلسوزانه و مساعدت همه جانبه خود، بنده را یاری نمودند. بدون شک، تهیه و تدوین این رساله بدون ارائه نظرات ارزنده و پیکسیری مستمر ایشان امکان پذیر نبود. از صمیم قلب برای ایشان سلامتی و طول عمری پر برکت همراه با موفقیت روز افزون آرزو مندم.

از اساتید فریخته و گرامی جناب آقای دکتر حسین قاسم زاده طهرانی و جناب آقای دکتر سید علی حسینی که زحمت بازنگری و داوری پایان نامه را به عهده داشتند، نهایت قدردانی و سپاس را دارم. همچنین از استاد بزرگوار جناب آقای دکتر مهدی گللی که قبول زحمت نموده و مسئولیت نمایندگی محترم تحصیلات تکمیلی جلسه را بر عهده گرفتند، صمیمانه قدردانی می نمایم.

سپاس بی کران به مهربان ترین همراهن نزدیکم، مادر دلسوز و فداکارم و خواهران عزیزتر از جانم تقدیم می کنم که قلمم لبریز از عشق به آنهاست و سعادت و شادکامی شان منتهای آرزویم.

خداوند یاریم کن تا دستی بگیرم و قلبی شاد کنم، یاریم کن تا آنچه از دیده ها و شنیده ها آموخته ام عاشقانه به کار بندم.

تهیه نامه

اینجانب **رضا جهانشاهی** دانشجوی دوره کارشناسی ارشد رشته مهندسی راه و ترابری دانشکده مهندسی عمران دانشگاه صنعتی شاهرود نویسنده پایان نامه **تحلیل حساسیت مدل- های ایجاد سفرهای درون شهری: مطالعه موردی شهر مشهد** تحت راهنمایی **دکتر ایمان آقایان** متعهد می شوم.

- تحقیقات در این پایان نامه توسط اینجانب انجام شده است و از صحت و اصالت برخوردار است .
- در استفاده از نتایج پژوهش های محققان دیگر به مرجع مورد استفاده استناد شده است .
- مطالب مندرج در پایان نامه تاکنون توسط خود یا فرد دیگری برای دریافت هیچ نوع مدرک یا امتیازی در هیچ جا ارائه نشده است .
- کلیه حقوق معنوی این اثر متعلق به دانشگاه صنعتی شاهرود می باشد و مقالات مستخرج با نام « دانشگاه صنعتی شاهرود » و یا « Shahrood University of Technology » به چاپ خواهد رسید .
- حقوق معنوی تمام افرادی که در به دست آمدن نتایج اصلی پایان نامه تأثیرگذار بوده اند در مقالات مستخرج از پایان نامه رعایت می گردد.
- در کلیه مراحل انجام این پایان نامه ، در مواردی که از موجود زنده (یا بافتهای آنها) استفاده شده است ضوابط و اصول اخلاقی رعایت شده است .
- در کلیه مراحل انجام این پایان نامه، در مواردی که به حوزه اطلاعات شخصی افراد دسترسی یافته یا استفاده شده است اصل رازداری ، ضوابط و اصول اخلاق انسانی رعایت شده است.

تاریخ

امضای دانشجو

مالکیت نتایج و حق نشر

کلیه حقوق معنوی این اثر و محصولات آن (مقالات مستخرج ، کتاب ، برنامه های رایانه ای ، نرم افزارها و تجهیزات ساخته شده است) متعلق به دانشگاه صنعتی شاهرود می باشد . این مطلب باید به نحو مقتضی در تولیدات علمی مربوطه ذکر شود . استفاده از اطلاعات و نتایج موجود در پایان نامه بدون ذکر مرجع مجاز نمی باشد.

چکیده

ساخت مدل‌هایی برای پیش‌بینی پدیده‌های متأثر از رفتار انسان‌ها نیازمند استفاده از تدابیر خاصی برای در نظر گرفتن عدم قطعیت‌های تاثیر گذار بر این پدیده‌ها است. تقاضای سفر نیز از جمله این پدیده‌های غیر قطعی بوده و یکی از کاستی‌های رایج در مطالعات این حوزه، انجام نشدن تحلیل حساسیت و بررسی عدم قطعیت این مدل‌ها است. از این رو، همواره تحلیل گران برای ساخت مدل‌های برآورد تقاضای سفر از ابزارهایی که بتواند عدم قطعیت‌ها را در این مدل‌ها در نظر بگیرد استفاده می‌کرده‌اند. به طور کلی داشتن یک بازه از مقادیر محتمل به همراه احتمال رخداد هر یک، در مقایسه با داشتن تنها یک خروجی (نقطه‌ای) با بالاترین احتمال رخداد، از اهمیت بالاتری برخوردار است. این پژوهش با انجام تحلیل حساسیت به دنبال دو هدف اصلی است: ۱- میزان حساسیت مدل‌های تقاضای سفر را به صورت کمی بسنجد؛ و ۲- متغیرهای ورودی که بیشترین نقش را در حساسیت مدل‌ها دارند، رتبه‌بندی کند. معمولاً از روش مونت کارلو که یک روش شبه‌تصادفی (pseudo-random) است، برای بررسی عدم قطعیت استفاده می‌شود. اما در این روش، اعداد تصادفی از یکنواختی کمتری برخوردارند و تعداد تکرار (اجرا) بالاتری مورد نیاز است. برای برطرف ساختن این کاستی، روش نمونه‌گیری ابرمکعب لاتین (Latin Hypercube Sampling (LHS)) و روش‌های تصادفی گون (quasi-random) هالتون (Halton) و سوبول (Sobol) بررسی و عملکرد آنها با روش مونت کارلو مقایسه می‌شود. همچنین از سه توزیع نرمال، لگ نرمال و مثلثی و مقادیر ضریب تغییرات متفاوت در فرآیند شبیه‌سازی عددی استفاده شده است. بررسی عدم قطعیت مدل‌های ایجاد سفر مشهد نشان داد که روش هالتون با وجود یکنواختی بیشتر در فضای واحد، عدم قطعیت یکسانی در مقایسه با سایر روش‌ها در مدل‌ها ایجاد نمود و در واقع روش‌های نمونه‌گیری مختلف تاثیر آنچنانی در نتایج عدم قطعیت ندارند. همچنین عدم قطعیت مدل‌های جذب سفر بیشتر از مدل‌های تولید سفر است. در برخی موارد عدم قطعیت مدل‌های جذب سفر بیشتر از مقادیر اولیه‌ی فرض شده می‌باشد. شاخص‌های تحلیل حساسیت محاسبه شده برای داده‌های نقطه‌ای و شبیه‌سازی شده، رتبه‌بندی تقریباً یکسانی از حساسیت متغیرهای مدل‌های تولید و جذب سفر ارائه می‌دهند و برای رتبه‌بندی متغیرهای حساس نیازی به شبیه‌سازی عددی نمی‌باشد.

کلمات کلیدی: تقاضای سفر، عدم قطعیت و تحلیل حساسیت، شبیه‌سازی مونت کارلو، نمونه‌گیری ابرمکعب لاتین (Latin Hypercube Sampling)، شبیه‌سازی تصادفی گون (quasi-random)

فهرست مطالب

۵	فهرست جداول
۹	فهرست اشکال
۱	فصل ۱ مقدمه و کلیات
۲	۱-۱ مقدمه
۳	۲-۱ بیان مسأله، فرضیه و روش کار
۴	۳-۱ ضرورت انجام تحقیق
۵	۴-۱ ساختار تحقیق
۷	فصل ۲ مروری بر ادبیات موضوع
۸	۱-۲ تعریف عدم قطعیت و تحلیل حساسیت
۱۲	۲-۲ نحوه تحلیل عدم قطعیت (یا تحلیل حساسیت) انواع مدل‌های برآورد تقاضای سفر
۱۳	۱-۲-۲ مدل‌های چهار مرحله‌ای
۱۶	۲-۲-۲ مدل‌های انتخاب گسسته
۲۲	۳-۲-۲ مدل‌های فعالیت مبنا
۲۷	۳-۲ عوامل عدم قطعیت مدل تقاضای سفر
۳۲	۴-۲ روش‌های عددی تحلیل عدم قطعیت و حساسیت مدل‌های تقاضای سفر
۳۲	۱-۴-۲ شبیه‌سازی شبه تصادفی (مونت کارلو)
۳۴	۲-۴-۲ شبیه‌سازی ابرمکعب لاتین
۳۸	۳-۴-۲ شبیه‌سازی تصادفیگون
۴۷	فصل ۳ روش شناسی پژوهش
۴۸	۱-۳ تحلیل عدم قطعیت توابع خطی و شاخص‌های رتبه‌بندی عوامل موثر بر عدم قطعیت

۵۴	۲-۳ عدم قطعیت در مدل‌های تولید و جذب
۵۴	۱-۲-۳ تعیین اهداف سفر برای بررسی عدم قطعیت
۵۵	۲-۲-۳ تعیین و انتخاب عوامل عدم قطعیت
۵۹	۳-۳ بررسی عدم قطعیت مدل‌های تولید و جذب سفر شهر مشهد
۶۱	۱-۳-۳ شبیه‌سازی عددی با فرض توزیع نرمال
۷۲	۲-۳-۳ شبیه‌سازی عددی با فرض توزیع لگ نرمال
۸۱	۳-۳-۳ شبیه‌سازی عددی با فرض توزیع مثلثی
۹۰	۴-۳ تحلیل حساسیت مدل‌های تولید و جذب سفر شهر مشهد
۹۷	فصل ۴ نتیجه‌گیری
۹۸	۱-۴ نتیجه‌گیری
۹۹	۲-۴ پیشنهادات
۱۰۰	پیوست
۱۰۳	مراجع

فهرست جداول

- جدول ۱-۲- طراحی LHS با اندازه‌ی ۴، $N(3,0.2)$ ۳۶
- جدول ۲-۲- نمایش ۱۰ مولفه اول دنباله Halton در پایه ۵ ۳۹
- جدول ۳-۲- نمایش ۱۰ مولفه اول دنباله Scrambled Halton در پایه ۵ ۴۱
- جدول ۴-۲- نمایش ۱۰ مولفه اول دنباله Shuffled Halton در پایه ۵ ۴۲
- جدول ۱-۳- مدل‌های ایجاد سفر شهر مشهد ۵۷
- جدول ۲-۳- متغیرهای مورد استفاده در مدل‌های ایجاد سفر شهر مشهد ۵۸
- جدول ۳-۳- نتایج کلی آزمون کولموگروف-اسمیرنف ۶۰
- جدول ۴-۳- درصد تایید آزمون کولموگروف-اسمیرنف مبنی بر نرمال بودن توزیع خروجی‌ها ۷۱
- جدول ۵-۳- میانگین CV خروجی‌های کل نواحی در شبیه‌سازی مدل‌های تولید و جذب با فرض توزیع نرمال ۷۲
- جدول ۶-۳- درصد تایید آزمون کولموگروف اسمیرنف مبنی بر نرمال بودن توزیع خروجی‌ها ۸۰
- جدول ۷-۳- میانگین CV خروجی‌های کل نواحی در شبیه‌سازی مدل‌های تولید و جذب با فرض توزیع لگ نرمال ۸۱
- جدول ۸-۳- درصد تایید آزمون کولموگروف اسمیرنف مبنی بر مثلثی بودن توزیع خروجی‌ها ۸۹
- جدول ۹-۳- میانگین CV خروجی‌های کل نواحی در شبیه‌سازی مدل‌های تولید و جذب با فرض توزیع مثلثی ۹۰
- جدول ۱۰-۳- جزییات تحلیل حساسیت مدل‌های تولید سفر شهر مشهد ۹۳
- جدول ۱۱-۳- جزییات تحلیل حساسیت مدل‌های جذب سفر شهر مشهد ۹۴
- جدول پ-۱- جایگشت‌های دنباله Scrambled Halton ۱۰۰
- جدول پ-۲- جزییات تحلیل حساسیت مدل‌های تولید سفر شهر مشهد با داده‌های رتبه بندی شده ۱۰۱
- جدول پ-۳- جزییات تحلیل حساسیت مدل‌های جذب سفر شهر مشهد با داده‌های رتبه بندی شده ۱۰۲

فهرست اشکال

- شکل ۱-۲- مفهوم پایه‌ای LHS دو متغیر تصادفی و نمونه‌ی مرتبط به آنها ۳۶
- شکل ۲-۲- طراحی‌های LHS دو بعدی برای چهار نمونه‌ی مرتبط تولید شده ۳۷
- شکل ۱-۳- سهم اهداف مختلف سفر از کل سفرهای تولید شده ۵۵
- شکل ۲-۳- هیستوگرام ضریب تغییرات تولید سفر در شبیه‌سازی با فرض توزیع نرمال و
 $CV=0.1$ ۶۵
- شکل ۳-۳- هیستوگرام ضریب تغییرات جذب سفر در شبیه‌سازی با فرض توزیع نرمال و
 $CV=0.1$ ۶۶
- شکل ۴-۳- هیستوگرام ضریب تغییرات تولید سفر در شبیه‌سازی با فرض توزیع نرمال و
 $CV=0.3$ ۶۷
- شکل ۵-۳- هیستوگرام ضریب تغییرات جذب سفر در شبیه‌سازی با فرض توزیع نرمال و
 $CV=0.3$ ۶۸
- شکل ۶-۳- هیستوگرام ضریب تغییرات تولید سفر در شبیه‌سازی با فرض توزیع نرمال و
 $CV=0.5$ ۶۹
- شکل ۷-۳- هیستوگرام ضریب تغییرات جذب سفر در شبیه‌سازی با فرض توزیع نرمال و
 $CV=0.5$ ۷۰
- شکل ۸-۳- هیستوگرام ضریب تغییرات تولید سفر در شبیه‌سازی با فرض توزیع لگ نرمال و
 $CV=0.1$ ۷۴
- شکل ۹-۳- هیستوگرام ضریب تغییرات جذب سفر در شبیه‌سازی با فرض توزیع لگ نرمال و
 $CV=0.1$ ۷۵
- شکل ۱۰-۳- هیستوگرام ضریب تغییرات تولید سفر در شبیه‌سازی با فرض توزیع لگ نرمال و
 $CV=0.3$ ۷۶
- شکل ۱۱-۳- هیستوگرام ضریب تغییرات جذب سفر در شبیه‌سازی با فرض توزیع لگ نرمال و
 $CV=0.3$ ۷۷
- شکل ۱۲-۳- هیستوگرام ضریب تغییرات تولید سفر در شبیه‌سازی با فرض توزیع لگ نرمال و
 $CV=0.5$ ۷۸
- شکل ۱۳-۳- هیستوگرام ضریب تغییرات جذب سفر در شبیه‌سازی با فرض توزیع لگ نرمال و
 $CV=0.5$ ۷۹
- شکل ۱۴-۳- هیستوگرام ضریب تغییرات تولید سفر در شبیه‌سازی با فرض توزیع مثلثی و
 حدود $\mu \pm 3\sigma$ ۸۳

- شکل ۳-۱۵- هیستوگرام ضریب تغییرات جذب سفر در شبیه سازی با فرض توزیع مثلثی و
 حدود $\mu \pm 30\%$ ۸۴
- شکل ۳-۱۶- هیستوگرام ضریب تغییرات تولید سفر در شبیه سازی با فرض توزیع مثلثی و
 حدود $\mu \pm 60\%$ ۸۵
- شکل ۳-۱۷- هیستوگرام ضریب تغییرات جذب سفر در شبیه سازی با فرض توزیع مثلثی و
 حدود $\mu \pm 60\%$ ۸۶
- شکل ۳-۱۸- هیستوگرام ضریب تغییرات تولید سفر در شبیه سازی با فرض توزیع مثلثی و
 حدود $\mu \pm 90\%$ ۸۷
- شکل ۳-۱۹- هیستوگرام ضریب تغییرات جذب سفر در شبیه سازی با فرض توزیع مثلثی و
 حدود $\mu \pm 90\%$ ۸۸

فصل ۱

مقدمه و کلیات

۱-۱ مقدمه

مشکلات حمل و نقل در کشورهای صنعتی و در حال توسعه روز به روز در حال افزایش بوده و با افزایش جمعیت و تعداد خودروها در شهرهای بزرگ، و به دنبال آن افزایش شدید تقاضای حمل و نقل، به پیچیدگی‌های آن افزوده می‌شود. افزایش در تقاضای حمل و نقل عامل پیدایش تراکم تردد و ترافیک، تاخیر، تصادفات و مشکلات زیست محیطی است. از طرفی مدل‌های حمل و نقلی، از گذشته تا به حال سعی در به حداقل رساندن این مشکلات داشته و در اکثر کشورهای جهان برای تخمین احجام سفر و جریان ترافیک و همچنین برای بررسی تاثیر پروژه‌های زیرساختی (مانند احداث راه، تعریض راه، خطوط آهن جدید و...) و سیاست‌های حمل و نقلی (مانند عوارض جاده‌ای) استفاده شده‌اند.

بررسی‌ها نشان می‌دهد سیستم حمل و نقل به عنوان یکی از ارکان اصلی خدمت رسانی در شهرها از اهمیت ویژه‌ای در مدیریت شهری برخوردار است؛ این در حالی است که محدودیت منابع، مانع توسعه عرضه خدمات حمل و نقل هماهنگ با رشد تقاضا می‌شود و این مساله مشکلات و کاستی‌هایی در ارائه خدمات حمل و نقل در شهرها به وجود آورده است. در این راستا، مدیریت این سیستم به منظور اعمال بهینه هزینه‌ها و نیز بهبود عملکرد سیستم حمل و نقل به اقدامات گوناگونی دست می‌زنند. در این میان با توجه به اینکه مهم‌ترین عامل تاثیرگذار در عملکرد این سیستم، کاربران (یا مسافران) آن سیستم می‌باشند، بسیاری از این اقدامات بر پایه‌ی پیش بینی رفتار ترافیکی کاربران این سیستم است که در قالب مدل‌های مختلف حمل و نقلی صورت می‌گیرد. با توجه به اهمیت کاربرد مدل‌ها در سیستم حمل و نقل، پیشرفت علم و فناوری نیز کمک نموده تا مدیریت این سیستم، نتایج و اثرات تصمیمات خود را پیش از اجرای آنها و با استفاده از ابزار مختلف مورد سنجش قرار دهد.

لازمه برنامه ریزی مناسب و کار آمد برای حمل و نقل، برآورد تقاضا با دقت و حساسیت قابل قبول، نسبت به پارامترهایی که تقاضا از آن متاثر می‌شود، است. استفاده از مدل‌های چهار مرحله‌ای و در رده‌ی سنجش اثرات تصمیم‌های راهبردی بسیار پرکاربرد می‌باشد؛ به گونه‌ای که در اکثر متون برنامه

ریزی حمل و نقل از مدل‌های فوق‌الذکر به عنوان مدل‌های راهبردی^۱ یاد شده است.

از ویژگی‌های مدل‌های چهار مرحله‌ای می‌توان به نکات زیر اشاره کرد:

- این مدل‌ها از نوع همفزون^۲ می‌باشند.
- داده‌های اولیه مورد نیاز برای ساخت این مدل‌ها بسیار پرهزینه و زمان‌بر می‌باشد.
- در این مدل‌ها امکان برآورد تحلیل حساسیت تقاضای سفر از طریق مشتق‌گیری از تابع تقاضا امکان‌پذیر نیست.

همان‌گونه که مشاهده می‌شود، طراحی و استفاده از مدل‌های چهار مرحله‌ای تقاضای سفر، هزینه و زمان زیادی طلب می‌کنند. در خصوص استفاده از این مدل‌ها و به منظور ارزیابی تصمیمات در مرحله‌ی سیاست‌گذاری، باتوجه به سلسله‌مراتبی بودن عمل تصمیم‌گیری و توجه به این نکته که تصمیمات اتخاذ شده در مرحله راهبردی مستلزم تایید تصمیمات اتخاذ شده در مرحله سیاست‌گذاری است، بهبود و به روز رسانی این مدل‌ها به طوری که توانایی سنجش اثرات تصمیمات سیاست‌گذار را داشته باشد کمک می‌کند تا از صرف هزینه و زمان برای اتخاذ تصمیم‌گیری‌ها در مرحله راهبردی اجتناب شده و به تبع آن صرفه‌جویی شایانی در زمان و هزینه اتفاق افتد.

۱-۲ بیان مساله، فرضیه و روش کار

مدل‌های برآورد تقاضای سفر تنوع بسیار بالایی دارند و در چند دهه اخیر بسیاری از مدل‌های جدید نیز که بیشتر به صورت نظری پیشنهاد شده‌اند، بر تنوع آن‌ها افزوده‌اند. مطالعات اخیر نشان می‌دهد که دغدغه‌های ساخت و پرداخت مدل‌های برآورد تقاضای سفر، ایجاد مدل‌ها و ساختارهایی است که

^۱ strategic models

^۲ فلسفه‌ی اصلی ساخت یک مدل همفزون (Aggregate Model) گروه‌بندی کردن و یک کاسه کردن افراد به شکل‌های مختلف است. اما مدل‌های ناهمفزون (Disaggregate Model) بر رفتار افراد تمرکز دارند و اطلاعات مورد نیاز برای هر مسافر به طور جداگانه به دست می‌آید. به طور مثال در بررسی دارندگان اتومبیل در یک ناحیه، افراد یا خانوارهای واقع در ناحیه را کاملاً یکسان فرض کرده و از مقادیر متوسط متغیرها بر روی تمامی افراد یا خانوارهای ناحیه استفاده می‌شود. بدین ترتیب درجه معینی از همفزونی مد نظر قرار گرفته است. لازم به ذکر است حتی مطالعه در سطح خانوار نیز می‌تواند نوعی همفزون کردن تعبیر شود؛ بدین معنا که تمام افراد یک خانوار یکسان فرض شده و از تغییرات درون خانواده چشم‌پوشی شده است.

علاوه بر دقت لازم و نزدیک به واقعیت در پیش بینی‌ها، دارای ساختار انعطاف پذیری باشند، تا تفسیرپذیری مناسبی نیز داشته باشند و اثرات سیاستگذاری‌ها در سطوح مختلف، اعم از مدیریت تقاضا یا مدیریت سیستم‌های عرضه حمل و نقل را بر تقاضا نشان دهند. اما سوالی که در اینجا مطرح است این است که برای نزدیک‌تر کردن مدل‌ها به واقعیت چه باید کرد؟ و این که میزان واقع‌گرایی مدل‌هایی که در حال حاضر به کار برده می‌شوند چقدر است؟

مدل سازی و پیش بینی تصمیم انسان‌ها که نقش اصلی را در شکل‌گیری تقاضای حمل و نقل دارند، به علت ساختار رفتاری پیچیده و متنوع آن‌ها، بسیار دشوار و غیر قطعی است. از سوی دیگر، گردآوری اطلاعات با دقت قابل قبول برای ساخت مدل‌های برآورد تقاضای سفر، بسیار دشوار بوده و معمولاً این اطلاعات نیز بسته به روش گردآوری و نوع اطلاع مورد نظر دارای عدم قطعیت‌هایی هستند. همه این عوامل بر پیچیدگی فرآیند ساخت و پرداخت مدل‌های برآورد تقاضا اثر گذار است.

تلاش‌های زیادی برای در نظر گرفتن ابهامات یا کاهش آن‌ها با افزایش دقت روش‌های گردآوری اطلاعات یا استفاده از روش‌های خاص در ساخت مدل‌ها انجام گرفته است. البته با توجه به نقش انسان‌ها در پیدایش تقاضای حمل و نقل، حذف عدم قطعیت و ایجاد فرآیند قطعی برای ساخت مدل‌ها ممکن به نظر نمی‌رسد. مروری بر ادبیات موضوع نشان می‌دهد استفاده از روش‌هایی که بتواند عدم قطعیت را در مدل‌های پیش بینی در نظر بگیرد بسیار رایج شده، و سمت و سوی بخشی از تحقیقات مدل‌های برآورد تقاضای سفر را هدف قرار داده است. در این تحقیق نیز هدف در نظر گرفتن این عدم قطعیت در مدل‌های برآورد تقاضای سفر است.

۱-۳ ضرورت انجام تحقیق

مروری بر ادبیات برنامه ریزی شهری و حمل و نقل نشان داده است که همواره تفاوت قابل توجهی میان مقادیر مشاهده شده و مقادیر پیش بینی شده توسط مدل‌های حمل و نقلی وجود دارد و با توجه به گستره‌ی تحقیقاتی وسیع پیش بینی تقاضای سفر، مفهوم عدم قطعیت و تحلیل حساسیت کمتر

مورد توجه قرار گرفته است.

برای تصمیم‌گیران حوزه‌های حمل و نقلی و پروژه‌های زیر ساختی، داشتن یک بازه از مقادیر محتمل به همراه احتمال رخداد هریک، در مقایسه با داشتن تنها یک خروجی (نقطه‌ای) با بالاترین احتمال رخداد، از اهمیت بالاتری برخوردار است. در این حوزه‌ها، سرمایه‌گذاری روی پروژه‌هایی که به طور میانگین بازدهی کمتر را داشته اما در عین حال ریسک کمتری را شامل می‌شود، بیشتر مورد توجه می‌باشد. از این رو محاسبه‌ی عدم قطعیت پیش‌بینی‌های مدل‌های تقاضای سفر، به آگاهی بیشتر تصمیم‌گیران منجر شده که باعث تصمیم‌گیری بهتر می‌شود.

یک مدل حمل و نقلی شامل متغیرهای ورودی و ضرایب مدل است که خروجی‌های مدل نظیر تقاضای سفر یا جریان خطوط را ایجاد می‌کند. در این پژوهش از آنجایی که مقادیر آینده‌ی متغیرهای مدل‌های تقاضای سفر نامشخص می‌باشد، پیش‌بینی‌های تقاضای سفرهای غیر قطعی مورد بررسی قرار گرفته است. این متغیرها مقادیر مشخصی به همراه احتمال رخداد مخصوص به خود را اتخاذ می‌کنند.

۴-۱ ساختار تحقیق

در فصل اول کلیات مدل‌های حمل و نقلی و ضرورت استفاده و بروز رسانی آنها به همراه ضرورت انجام تحلیل حساسیت روی این مدل‌ها بیان شده است.

فصل دوم این مطالعه به تعریف مفهوم عدم قطعیت و عوامل شکل‌گیری آن و بررسی مطالعات انجام شده روی عدم قطعیت انواع مختلف مدل‌های حمل و نقلی و همچنین روش‌های مختلف نمونه‌گیری عددی در مطالعات می‌پردازد.

در فصل سوم نحوه شبیه‌سازی متغیرهای مدل‌های حمل و نقلی برای بررسی عدم قطعیت بیان شده و مدل‌های تولید و جذب سفر شهر مشهد از منظر عدم قطعیت و حساسیت متغیرهای ورودی مورد

تحقیق قرار می‌گیرند.

در انتها و در فصل چهارم، نتیجه گیری‌های شبیه‌سازی‌ها ذکر شده و در ادامه پیشنهاداتی برای انجام مطالعات در آینده ارائه شده است.

فصل ۲

مروری بر ادبیات موضوع

۱-۲ تعریف عدم قطعیت و تحلیل حساسیت

شناخت و معرفی مفهوم عدم قطعیت و تحلیل حساسیت بخشی اساسی در آنالیز سیستم‌های پیچیده می‌باشد. مروری بر ادبیات برنامه‌ریزی شهری و حمل و نقل نشان می‌دهد که همواره تفاوت قابل توجهی میان مقادیر مشاهده شده و مقادیر پیش‌بینی شده توسط مدل‌های حمل و نقلی وجود دارد. پیچیدگی سیستم‌های تولید جریان‌های ترافیک منشأ اصلی این عدم دقت است. سیستم‌های پیچیده سیستم‌هایی هستند که مولفه‌های آن به گونه‌ای غیر قابل فهم بر یکدیگر اثر می‌گذارند که باعث می‌شود خروجی آن‌ها غیر قابل پیش‌بینی شود. به عنوان یک نتیجه، هرگاه مدلی جهت بازتولید یک سیستم پیچیده ساخته شود، خروجی‌های آن همواره تحت تأثیر عدم قطعیت قرار می‌گیرند.

آنالیز حساسیت در مدلسازی زمانی اهمیت پیدا می‌کند که محقق نیاز به شناسایی متغیر با اهمیت به منظور تقویت دانش پایه و بالطبع کاهش عدم قطعیت و همچنین شناخت متغیر بی اهمیت به هدف حذف آن از مدل نهایی داشته باشد. همچنین با انجام آنالیز حساسیت می‌توان موثرترین ورودی‌ها بر تغییرات خروجی‌ها و همبستگی بین آنها با خروجی‌ها را تعیین نمود. بدین ترتیب هنگام عملیاتی کردن مدل می‌توان با استفاده از نتایج آنالیز حساسیت نشان داد چه نتیجه‌ای از تغییر یک پارامتر ورودی مفروض حاصل می‌شود. (Hamby, 1994)

به طور کلی برای انجام تحلیل حساسیت می‌بایست: (۱) مدل و متغیرهای وابسته و مستقل آن را تعیین نمود، (۲) به هر پارامتر ورودی یک تابع توزیع احتمال اختصاص داد، (۳) برای هر پارامتر ورودی یک ماتریس به وسیله‌ی یک روش نمونه‌گیری مناسب تولید و بردار خروجی را محاسبه و (۴) تاثیرات و اهمیت نسبی هر زوج ورودی و خروجی را ارزیابی کرد.

طبق تعریف، عدم قطعیت متغیرهای "با اهمیت"^۱ بیشترین مشارکت را در عدم قطعیت نتایج داشته و متغیرهای "حساس"^۲ تاثیر قابل توجهی بر نتایج مدل دارند. این بدین معناست که مدل به دو حالت

^۱ important

^۲ sensitive

نسبت به ورودی‌ها حساس است: (۱) تغییرپذیری یا عدم قطعیت یک ورودی حساس، در مدل انتشار یافته و در قالب بخشی از عدم قطعیت خروجی نمایان می‌شود. (۲) خروجی‌های مدل می‌توانند با یک پارامتر ورودی همبستگی بالایی داشته باشند و به همین دلیل کوچکترین تغییرات در مقادیر ورودی موجب تغییرات چشم‌گیر خروجی شود. تفاوت اصلی متغیرهای با اهمیت و متغیرهای حساس در نوع تحلیلی است که روی آنها صورت می‌گیرد: آنالیز عدم قطعیت (اهمیت متغیر) یا تحلیل حساسیت (حساسیت متغیر). یک متغیر با اهمیت همواره حساس است چرا که تغییر پذیری یک متغیر زمانی در خروجی‌های مدل نمایان می‌شود که مدل به آن متغیر ورودی حساس باشد. با این حال یک متغیر حساس لزوماً با اهمیت نمی‌باشد. زیرا ممکن است دقیق مشخص شده باشد ولی تغییر پذیری اندکی در خروجی‌ها ایجاد کند. (Hamby, 1994)

به طور کلی عدم قطعیت به دو دسته کلی تقسیم بندی می‌شود:

(۱) عدم قطعیت تصادفی^۱

(۲) عدم قطعیت ریشه‌ای^۲

در ساختار مفهومی و محاسباتی یک تحلیل، معمولاً عدم قطعیت‌هایی که منعکس کننده تغییرپذیری یک پدیده تکرار پذیر (عدم قطعیت تصادفی) باشند و عدم قطعیت‌هایی که به دلیل ساده سازی به وجود می‌آیند (عدم قطعیت ریشه‌ای) به طور کلی از یکدیگر متمایز می‌شوند. عدم قطعیت تصادفی وابسته به شانس بوده و از تصادفی بودن ذاتی سیستم مورد مطالعه نشات می‌گیرد. برای مثال تغییرات در آب و هوا و بازی‌های شانسی نمونه‌ای از این نوع عدم قطعیت می‌باشند. از طرفی عدم قطعیت ریشه‌ای به دانش بشری وابسته بوده و نتیجه‌ی شناخت ناکافی از سیستم مورد مطالعه می‌باشد. این نوع عدم قطعیت در طول زمان می‌تواند کاهش بیابد یا معین شود. به طور مثال عدم قطعیت در تخمین سن جهان در این دسته قرار می‌گیرد. بدین ترتیب ممکن است نامگذاری هر عدم قطعیت بر اساس تصادفی

^۱ aleatory uncertainty

^۲ epistemic uncertainty

یا ریشه‌ای بودن، امری بدیهی به نظر برسد، ولی در حقیقت تصادفی یا ریشه‌ای بودن عدم قطعیت، مطلق نمی‌باشد. بلکه بستگی به تعریفی که ما از یک پدیده در زمینه قطعی یا تصادفی بودن ارائه می‌دهیم، دارد. به همان میزان که تعریف ما قطعی یا تصادفی بودن را مشخص می‌کند، شرایط عدم قطعیت نیز تصادفی یا ریشه‌ای هستند. عدم قطعیت‌هایی که بصورت صریح توسط مدل تصادفی^۱ قابل شناسایی هستند، تصادفی نامیده می‌شوند. از سوی دیگر عدم قطعیت‌هایی که مربوط به خود مدل و پارامترهای آن می‌باشد، ریشه‌ای است. بنابراین تقسیم بندی کل عدم قطعیت به تصادفی یا ریشه‌ای، وابسته به مدل مورد استفاده است. (De Jong et al., 2007)

در تحقیق پیش رو عدم قطعیت مورد بررسی به مدل انتخابی و ناقص بودن دانش بشری (عدم قطعیت ریشه‌ای) ارتباط دارد. عدم قطعیت ریشه‌ای زمانی در تحلیل شکل می‌گیرد که به علت نبود آگاهی کامل، به جای در نظر گرفتن یک دامنه برای یک کمیت، مقداری ثابت برای آن کمیت در نظر گرفته شود. بنابراین برآوردهای نقطه‌ای که صورت می‌گیرد و سایر اقداماتی که برپایه آن‌ها انجام می‌شود، تنها یکی از خروجی‌های مدل را عرضه می‌کند.

برای تصمیم‌گیری در مورد پروژه‌های زیرساختی و سیاست‌های حمل و نقلی، بهتر است علاوه بر تخمین محتمل‌ترین خروجی‌ها، بازه‌ای از مقادیر محتمل احجام ترافیک و احتمالات نظیر آن را ارائه دهیم. در واقع تحلیل‌های ناشی از برآوردهای نقطه‌ای همواره نتایج غیر قابل اعتمادی را تولید می‌کند و تصمیماتی که بر اساس آن‌ها اتخاذ می‌شوند، پیامدهای غیرقابل انتظاری دارند. اندازه‌گیری عدم قطعیت در پیش‌بینی‌های ترافیکی باعث دقیق‌تر شدن اطلاعات تصمیم‌گیران و بهتر شدن تصمیم‌گیری می‌شود. (Helton, Johnson, Sallaberry, & Storlie, 2006)

همانطور که پیش‌تر بیان شد، آنالیز عدم قطعیت به تعیین عدم قطعیت نتایج که از عدم قطعیت ورودی‌های تحلیل نشات می‌گیرد، می‌پردازد. حال آنکه تحلیل حساسیت سهم مشارکت هر ورودی غیر قطعی در عدم قطعیت نتایج را به طور مجزا تعیین می‌کند. در واقع در تحلیل حساسیت، تحلیلگر با در

^۱ stochastic model

نظر گرفتن یک طیف برای هر متغیر، میزان اثرگذاری یک متغیر مستقل بر یک متغیر وابسته یا خروجی را مورد مطالعه قرار می‌دهد.

طی تحقیقاتی که تا کنون انجام شده، روش‌های متعددی برای آنالیز عدم قطعیت و تحلیل حساسیت مورد بررسی قرار گرفته است. از جمله این روش‌ها می‌توان به روش تحلیل دیفرانسیل^۱، روش پاسخ سطح^۲، آزمون حساسیت دامنه فوریه^۳ (FAST)، تجزیه واریانس^۴ و انتگرال احتمالی سریع^۵ اشاره کرد. روش تحلیل دیفرانسیل به وسیله‌ی یک سری تیلور مدل را تخمین می‌زند سپس برای دستیابی به نتایج تحلیل عدم قطعیت و آنالیز حساسیت از فرمول‌های توسعه واریانس استفاده می‌کند. روش پاسخ سطح با استفاده از طرح‌های تجربی کلاسیک، نقاط مورد استفاده در ایجاد یک سطح پاسخ جایگزین برای مدل را انتخاب می‌کند. این مدل جایگزین پس از آن در تحلیل عدم قطعیت و آنالیز حساسیتی که بر اساس گسترش واریانس و شبیه سازی مونت کارلو می‌باشد، مورد استفاده قرار می‌گیرد. روش FAST از تکنیک‌های تحلیل فوریه برای تجزیه واریانس پیش‌بینی‌های مدل به اجزای ناشی از ورودی-های مجزای مدل، استفاده می‌کند و شباهت زیادی به سایر روش‌های تجزیه واریانس دارد. در روش FAST و سایر روش‌های تجزیه واریانس، نتایج تحلیل عدم قطعیت و آنالیز حساسیت به واریانس پیش-بینی‌های مدل و سهم هر ورودی مدل به این واریانس وابسته است. انتگرال احتمالی سریع یک روش تجزیه و تحلیل عدم قطعیت می‌باشد که برای تخمین دامنه توزیع‌های به کار رفته در پیش‌بینی عدم قطعیت مدل استفاده می‌شود.

اگرچه روش‌های متعددی برای تحلیل عدم قطعیت و آنالیز حساسیت وجود دارد، اما روش‌های مبتنی بر نمونه‌گیری معمولاً مناسب‌ترین و بهترین روش‌ها را در اختیار ما قرار می‌دهند. دلایلی که برای اثبات این ادعا مطرح می‌شوند عبارتند از:

^۱ differential analysis

^۲ response surface methodology

^۳ fourier amplitude sensitivity test

^۴ variance decomposition

^۵ fast probability integration

۱- سادگی مفهومی و سهولت اعمال کردن (به عنوان مثال برخلاف سایر روش‌ها هیچ الزامی برای تمایز مدل، طرح‌های آزمایشی پیچیده و ساخت سطح مربوط به آن و یا انتگرال‌های با ابعاد بالا وجود ندارد).

۲- طبقه‌بندی متراکم در محدوده هر متغیر نمونه، به خصوص هنگامی که نمونه برداری ابر مکعب لاتین مورد استفاده قرار می‌گیرد.

۳- بوجود آوردن نتایج تحلیل عدم قطعیت به طور مستقیم و بدون استفاده از مدل‌های جایگزین به عنوان تقریبی از مدل اصلی (به عنوان مثال سری‌های تیلور یا سطح پاسخ)

۴- تنوع بالای روش‌های آنالیز حساسیت

۵- کارایی به عنوان یک روش تایید مدل (یعنی بررسی نگاشت ورودی‌های غیر قطعی و نتایج مدل، ابزاری قدرتمند برای شناسایی خطاها در ساختار مدل و آنالیزها فراهم می‌آورد).

نگرانی که معمولاً در مورد تحلیل عدم قطعیت و آنالیز حساسیت بر پایه‌ی نمونه‌گیری مطرح است، تعداد ارزیابی مدل‌های مد نظر می‌باشد که باعث افزایش هزینه تحلیل خواهد شد. در عمل معمولاً این‌گونه نیست. در اکثر تحلیل‌ها، اندازه نمونه کمتر از ۱۰۰۰ برای دستیابی به نتایج تحلیل عدم قطعیت و آنالیز حساسیت کافی می‌باشد. (Helton & Davis, 2002)

۲-۲ نحوه تحلیل عدم قطعیت (یا تحلیل حساسیت) انواع مدل - های برآورد تقاضای سفر

تقسیم بندی‌های مختلفی برای مدل سازی برآورد تقاضای سفر انجام گرفته است. روش‌های مدل سازی متعددی که تا کنون معرفی شده اند عبارتند از: سیستم مدل سازی حمل و نقل شهری، مدل‌های انتخاب گسسته و روش‌های فعالیت مبنا. دسته اول مدل‌ها همان مدل‌های چهار مرحله‌ای هستند که به طور مفصل مورد بحث قرار خواهند گرفت. دسته دوم مدل‌ها مبتنی بر نظریه انتخاب بوده و از روش‌هایی مانند لوجیت برای ساخت مدل‌ها استفاده می‌کنند. دسته سوم نیز مدل‌هایی هستند که سعی

می‌کنند با تمرکز بر فعالیت‌های روزانه گروهی از افراد تقاضای سفر را برآورد کنند. از آنجایی که انواع مدل‌های برآورد تقاضای سفر که در طی سالیان گذشته گسترش یافته‌اند به طور اساسی در طراحی و رویکرد متفاوت‌اند، در نتیجه نحوه تحلیل عدم قطعیت مورد استفاده نیز فرق می‌کند. می‌بایست نحوه تحلیل عدم قطعیت مورد استفاده در کارهای پیشین را بر اساس انواع مختلف مدل‌سازی‌ها دسته‌بندی کرد.

۲-۱-۲ مدل‌های چهار مرحله‌ای

مدل‌های چهار مرحله‌ای تقاضای سفر از چهار مدل کلی وابسته به هم، که به ترتیب تولید سفر، توزیع سفر، انتخاب وسیله و تخصیص سفر را پیش‌بینی می‌کنند، تشکیل شده‌اند. واحد آنالیز این مدل‌ها «سفر» می‌باشد که توسط افراد جامعه بوجود می‌آید. این سفرها به صورت واحدهایی از زمان و فاصله تعریف می‌شوند (همانند سفرهای فردی روزانه به ازای هر خانوار^۱ و یا سفرهای فردی روزانه به ازای هر منطقه^۲). تولید سفر معمولاً توسط آنالیز رگرسیون تخمین زده می‌شود و متغیرهای اقتصادی-اجتماعی و کاربری زمین به عنوان متغیرهای توصیفی^۳ مورد استفاده قرار می‌گیرند. مدل‌های تعامل فضایی^۴، تبادل سفر بین تمامی نقاط یا ناحیه‌های شهر را در قالب ماتریس مربعی توزیع سفر (ماتریس O-D) ارائه می‌دهند. تفکیک وسایل سفر^۵ از طریق تجزیه‌ی ماتریس‌های مبدا - مقصد بدست می‌آید. در سال‌های اولیه این مرحله معمولاً با مرحله‌ی توزیع سفر ترکیب می‌شد؛ به گونه‌ای که توزیع سفر به تفکیک نوع حمل و نقل برای انواع هدف سفر تخمین زده می‌شد. اخیراً این مرحله هرچند در قالبی کلی، اغلب توسط مدل‌های لجیت (آشیانه‌ای) مدل‌سازی می‌شوند. در مرحله‌ی تخصیص سفر، ماتریس O-D بر روی شبکه‌ی حمل و نقل بارگذاری می‌شود و با اعمال تعدادی الگوریتم تخصیص، جریان‌های

^۱ daily person trips per household

^۲ peak-hour person trips per zone

^۳ explanatory variables

^۴ spatial interaction models

^۵ modal split

ترافیک پیش‌بینی می‌شوند. (McNally, 2007)

عملکرد متوالی و وابسته‌ی مدل‌های چهار مرحله‌ای تقاضای سفر باعث می‌شود که نتایج یا تخمین‌های یک مدل به عنوان ورودی مدل‌های بعدی مورد استفاده قرار می‌گیرند. در اغلب این مدل‌ها تنها برآوردهای نقطه‌ای مورد استفاده قرار می‌گیرند و مدلسازی بدین طریق خروجی‌های نهایی را به خروجی‌هایی نقطه‌ای محدود می‌نماید. این در حالیست که برای تصمیم‌گیران حوزه‌های حمل و نقلی، داشتن یک محدوده (بازه) از مقادیر محتمل خروجی، به همراه احتمال رخداد هر یک، در مقایسه با داشتن تنها یک خروجی (نقطه‌ای) با بالاترین احتمال رخداد، از اهمیت بالاتری برخوردار است.

از آنجایی که مدل‌های چهار مرحله‌ای مدل‌هایی به هم پیوسته و قطعی هستند، اصولاً عدم قطعیت ورودی‌ها بیشتر مورد توجه قرار می‌گیرد. همچنین طی تحقیقی که توسط دی جونگ و همکاران^۱ در سال ۲۰۰۷ انجام شد، مشخص شد عدم قطعیت متغیرهای ورودی نظیر سرانه مالکیت خودرو و درآمد خانوار، تا حد زیادی از عدم قطعیت ناشی از ضرایب مدل بیشتر می‌باشد. در ادبیات موضوع بررسی عدم قطعیت مدل، نظیر پارامترهای غیر قطعی کمتر مورد توجه قرار گرفته و تمرکز اصلی محققان بر روی عدم قطعیت ورودی مدل و انتشار خطا^۲ بوده است. در ابتدا آنالیز عدم قطعیت در قالب مدل‌های چهار مرحله‌ای عمومیت نداشت. پس از آن رویکردهای سازمان‌یافته بهتری به کار گرفته شد. معمولاً هیچ تمایزی بین منابع مختلف عدم قطعیت ورودی در نظر گرفته نمی‌شود، بلکه مقادیر نقطه‌ای متغیرهای ورودی با توزیع‌های احتمالاتی (معمولاً توزیع نرمال) دارای انحراف معیاری معادل با مقدار عدم قطعیت، جایگزین می‌شدند. سپس درایه‌های مونت کارلوی این توزیع‌های احتمالاتی، پیکربندی^۳‌های متفاوتی از مقادیر ورودی مورد استفاده در اجراهای مختلف مدل تقاضای سفر را تولید می‌کردند. پس از آن با استفاده از برخی معیارهای تغییرپذیری خروجی‌های مدل به عنوان تابعی از ورودی‌های غیر قطعی مدل درجه‌ی عدم قطعیت خروجی‌ها تعیین می‌شد. (Rasouli & Timmermans, 2012)

^۱ Gerard De Jong et. al

^۲ error propagation

^۳ configuration

به عنوان مثال رودیر و جانستون^۱ (۲۰۰۲) به ارزیابی اثر تغییرات ورودی‌های مدل بر درصد تغییرات برخی متغیرهای خروجی کلیدی مدل SACMET96 پرداختند. در این مطالعه خطاهای محتمل در جمعیت، اشتغال، قیمت سوخت و پیش بینی درآمد از توجه ویژه‌ای برخوردار بودند و با استفاده از مدل‌های تقاضای سفر و انتشار آلاینده‌ی منطقه‌ی Sacramento، اثرات آنها شبیه‌سازی شد. نتایج نشانگر آن بود که دامنه‌ی تغییرات خطاهای قابل قبول در پیش بینی جمعیت و اشتغال، به طور قابل توجهی در پیش‌بینی تقاضای سفر و انتشار آلاینده موثرند. این در حالیست که گستره‌ی خطاهای قابل قبول در درآمد خانوار و قیمت سوخت تاثیر چندانی نداشت. (Rodier & Johnston, 2002)

آرموگام^۲ (۲۰۰۳) روی تقاضای سفر گروه‌های سنی تمرکز کرد و یک مدل چهار مرحله‌ای کامل را مورد بررسی قرار داد؛ او عدم قطعیت داده‌های ورودی و مدل یک مدل تحلیل واریانس ساده برای شهر پاریس را ارزیابی نمود. عدم قطعیت ورودی در قالب خطاهای محتمل در پیش‌بینی جمعیت بدست آمد. در حالی که عدم قطعیت مدل به اینکه تقاضای سفر نسل‌های آتی از چه روندی (یا الگو) پیروی می‌کند، وابسته است. وی از روش جک‌نایف^۳ برای ایجاد نمونه‌های متمایز و تخمین واریانس و بازه‌ی اطمینان پیش‌بینی‌های فراوانی سفر^۴ و مسافت پیموده شده‌ی روزانه^۵ استفاده کرد و عدم قطعیت ورودی را به وسیله‌ی سناریوهای مختلف برای پیش‌بینی جمعیت بدست آورد. نتایج بدست آمده نشان داد که با افزایش افق‌های زمانی، بازه‌ی اطمینان افزایش می‌یابد و مدل کمتر قابل اطمینان است. در مناطق و بخش‌های مختلف، خطاهای فراوانی سفر و مسافت پیموده شده روندی صعودی به ترتیب از ۱۰٪ به ۳۰٪ و از ۳٪ به ۱۰٪ داشتند. تخمین فراوانی سفر بین ۰.۵٪- و ۱۵٪ برای پیش‌بینی جمعیت‌های مختلف تغییر می‌کرد، در حالی که تغییرات در تخمین مسافت پیموده شده، کمتر تحت تاثیر پیش‌بینی‌های غیر قطعی جمعیت بود. (Armoogum, Madre, & Bussiere, 2009)

^۱ Rodier and Johnston

^۲ Armoogum

^۳ jackknife

^۴ trip frequency

^۵ daily distance traveled

اگرچه در بیشتر مطالعات برای متغیرهای ورودی توزیع نرمال تک متغیره فرض شده و همبستگی^۱ بین ورودی‌ها مد نظر قرار نگرفته است، اما برای دستیابی به تخمین‌های واقعی‌تر عدم قطعیت ورودی، می‌بایست همبستگی بین متغیرهای ورودی را نیز در نظر بگیریم. نمونه‌ی مناسبی در این مورد توسط ژائو و کوکلمن^۲ (۲۰۰۲) انجام شده است. آنها با ادعای آنکه تنها برآوردهای نقطه‌ای (نه واریانس و کوواریانس) به طور معمول به مدل‌های تقاضای سفر وارد می‌شوند، به بررسی عدم قطعیت ورودی و انتشار خطای یک مدل چهار مرحله‌ای با ۸۱۸ کمان و ۲۵ ناحیه در منطقه‌ی Dallas-Fort Worth پرداختند. با اعمال ضریب تغییرات^۳ دو ورودی جمعیتی (تعداد خانوار و انواع مشاغل) به ترتیب به اندازه‌ی ۰/۱، ۰/۳ و ۰/۵ عدم قطعیت ورودی بدست آمد و فرض کردند که ورودی‌ها به صورت نرمال دو متغیره با همبستگی ۰/۳ برای همه‌ی متغیرها توزیع شده‌اند. سپس مدل چهار مرحله‌ای ۱۰۰ مرتبه با متغیرهای ورودی متفاوت که به صورت اتفاقی از توزیع دو متغیره بیرون کشیده می‌شدند، اجرا شد. نتایج نشان داد که ضریب تغییرات دو جریان خط از ۰/۳ عدم قطعیت ورودی بزرگ‌تر و تغییرپذیری مسافت پیموده شده^۴ از زمان پیمایش^۵ کمتر بود.

آنها شواهدی یافتند که نشان داد میانگین عدم قطعیت در سه زیر مرحله‌ی اولیه (تولید سفر، توزیع سفر و انتخاب وسیله) تشدید می‌شود و در مرحله پایانی (تخصیص سفر) کاهش می‌یابد. اما مقدار نهایی به مقداری کمتر از عدم قطعیت ورودی نمی‌رسد. (Zhao & Kockelman, 2002)

۲-۲-۲ مدل‌های انتخاب گسسته

تفسیر طبقه بندی مدل‌های انتخاب گسسته کار تقریباً دشواری است. مدل‌های انتخاب گسسته، انتخاب واکنش‌های گسسته (مانند انتخاب وسیله، انتخاب مقصد و ...) را معمولاً بر اساس تئوری

^۱ correlation

^۲ Zhao and Kockelman

^۳ coefficient of variation

^۴ vehicle miles traveled

^۵ vehicle hours traveled

مطلوبیت تصادفی^۱ پیش‌بینی می‌کنند. بر اساس این تئوری یک گزینه‌ی انتخابی در قالب یک تابع مطلوبیت دارای مولفه‌های قطعی و اتفاقی تعریف می‌شود. با فرض رفتار بیشینه سازی مطلوبیت، احتمال انتخاب یک گزینه، به شکل توزیع فرضیات و مولفه‌های تصادفی با توجه به ماتریس واریانس-کوواریانس وابسته است. اکثر مدل‌های عملی و اجرا شده‌ی تقاضای سفر توسط مدل‌های دو متغیره یا لوجیت آشیانه‌ای مدل سازی شده‌اند. مشکل صحیح مشخص کردن کلاسه مدل‌های انتخاب گسسته از حقیقتی قوت می‌گیرد که مدل‌های چهار مرحله‌ای مرسوم گاه‌ها به رویکردهای مطلوبیت مبنا تبدیل می‌شوند (از طریق جایگزینی مدل کلی و یا مدل مقصد با یک مدل انتخاب گسسته). گاهی اوقات این اتفاق با یک تغییر از یک سفر به یک مدل سیاحت مبنا همراه می‌شود که برخی از متخصصان آن را یک مدل فعالیت مبنا می‌نامند. طبقه‌بندی این مدل‌ها موضوعی تقریباً قراردادی و بحث برانگیز بوده که در این مطالعه جایگاهی نداشته و از پرداختن به آن صرف نظر می‌کنیم. (Rasouli & Timmermans, 2012)

از آنجایی که پیاده سازی مدل‌های انتخاب گسسته معمولاً وابسته به استفاده از شبیه سازی میکرو^۲ می‌باشد، هم عدم قطعیت ورودی و هم انواع مختلف عدم قطعیت مدل (از جمله عدم قطعیت مشخصات و پارامترها و خطای تصادفی) اینگونه مدل‌های انتخاب گسسته در کارهای پیشین مورد ارزیابی قرار گرفته است. هوگوسون^۳ (۲۰۰۴) اثر خطای نمونه‌گیری بر عدم قطعیت را بر اساس انواع مد و مقصد انتخابی مدل سوئدی SAMPERS، که یک مدل لوجیت آشیانه متناوب است، بررسی نمود. او مدهای حمل و نقلی از جمله خودروی شخصی، اتوبوس، قطار، قطار پرسرعت و هواپیما را مد نظر قرار داد. مناطق مقصد در قالب ۶۷۰ منطقه ملی تعریف شدند؛ در عین حال تحلیل بر اساس ۲۰ ناحیه مقصد انجام شد. گزینه‌های تناوب، شامل ایجاد یا عدم ایجاد یک سفر بود. از تکنیک Bootstrap برای بررسی اثر نمونه‌گیری بر روی عدم قطعیت خروجی‌های مدل استفاده کرد. این بدین معناست که ۹۹۹ نمونه‌ی مختلف همسان با نمونه‌ی اصلی مورد استفاده در تخمین مدل ساخته شد که قابلیت جایگزینی با مدل

^۱ random utility theory

^۲ micro-simulation

^۳ Beser Hugosson

اصلی را دارا بودند. سپس نمونه‌های Bootstrap برای محاسبه‌ی انحراف معیار و تخمین خطای استاندارد و بازه‌ی اطمینان برای جمعیت، مورد استفاده قرار گرفتند. برای هر نمونه، مدل SAMPERS نتایج را در قالب تقاضای کل، تقاضای مبدا-مقصد و جریان خط ارائه داد. نتایج نشان داد عدم قطعیت تقاضای کل برای وسیله نقلیه شخصی بین $\pm 8/5\%$ و برای قطار بین $\pm 13/3\%$ متغیر است. برای محاسبه‌ی عدم قطعیت ماتریس‌های OD، شش ماتریس OD با احجام ترافیکی مختلف انتخاب شدند. عدم قطعیت این ماتریس‌های OD بین $\pm 6/5\%$ و $\pm 14\%$ متغیر بود. هرچه ماتریس مورد نظر بزرگتر باشد، خطای استاندارد هم بزرگتر می‌شود. دو مسیر با احجام ترافیکی متفاوت (یکی حجم ترافیک زیاد و دیگری حجم ترافیک کم) مورد بررسی قرار گرفتند. نتایج نشان داد که عدم قطعیت برای حجم خط بین $\pm 8/4\%$ و $\pm 10/8\%$ متغیر است. هرچه حجم تردد مسیر بیشتر باشد، خطای استاندارد هم بیشتر است. (Beser Hugosson, 2004)

دی‌جونگ و همکاران^۱ (۲۰۰۵) در تحلیل عدم قطعیت مدل ملی-منطقه‌ای تقاضای سفر Dutch از انحراف معیار و همبستگی میانگین متحرک ۲۰ ساله‌ی داده‌های ورودی برای تعیین مقادیر یک توزیع نرمال دو متغیره استفاده کردند. برای تولید یک توزیع نرمال دو متغیره با همبستگی بر پایه‌ی درایه‌های نرمال ناهمبسته‌ی یک توزیع تک متغیره، روش تجزیه Choleski مورد استفاده قرار گرفته است. برای تخمین ماتریس واریانس-کوواریانس ضرایب فراوانی سفر و تعیین زیر مدل‌های مد-مقصد مدل کلی، از روش Bootstrapping استفاده شده است؛ این در حالیست که تخمین‌های اصلی برای سایر زیر مدل-های مد-مقصد استفاده می‌شوند. در مجموع آنها مدل را ۱۰۰ مرتبه اجرا کردند؛ ۵۰ مرتبه برای سناریوی مبنا و ۵۰ مرتبه برای پروژه‌ی در دست اجرا. در هر کدام از این ۵۰ اجرا، ۲۰ اجرا برای متغیرهای ورودی مختلف، ۲۰ اجرا برای ضرایب مدل مختلف و ۱۰ اجرا ترکیبی از دو حالت قبل در نظر گرفته شد. عدم قطعیت پیش بینی‌های مدل LMS هم در سطح ملی (تعداد سفر و مسافت پیموده شده به تفکیک نوع و هدف سفر) و هم در سطح خط (جریان ترافیک در همسنگ سواری، زمان سفر و زمان

^۱ De Jong et al.

تلف شده بر روی تعدادی از خطوط مشخص) مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشانگر آن بود که انحراف معیار ناشی از عدم قطعیت مدل برای همه مدهای سفر و همه‌ی مدهای یکسو به وضوح از عدم قطعیت ورودی‌ها کمتر می‌باشد. در اکثر موارد انحراف معیار ترکیب ورودی و مدل اندکی از انحراف معیار عدم قطعیت ورودی، به تنهایی، بزرگتر است. آنها نتایج یکسانی برای سناریوی مبنا و پروژه‌ی در دست احداث به دست آوردند. اثرات ازدحام در عدم قطعیت تعداد سفرها تاثیر آنچنانی نداشت. انحراف معیار جریان خطوط برای عدم قطعیت ورودی بین ۰.۴٪ و ۰.۹٪ و برای عدم قطعیت مدل حدود ۰.۱٪ بود. نتایج حاصل برای زمان سفر هم به همین مقدار بود. (De Jong et al., 2007)

کستیگلون و همکاران^۱ (۲۰۰۳) با تمرکز بر روی اثر دانه‌آهای اولیه متفاوت برای تولید اعداد شبه-تصادفی^۳ بر روی استواری^۴ خروجی‌های مدل، خطای اتفاقی^۵ مدل SFCTA شهر سانفرانسیسکو را بررسی نمودند. بدیهی است که مولدهای اعداد تصادفی ممکن است دنباله‌های تکراری ایجاد نمایند. به همین دلیل با تغییر دادن دانه‌ی اولیه‌ی، دنباله‌ها را با یکدیگر متفاوت می‌سازیم. آنها مدل را ۱۰۰ مرتبه اجرا کردند و در هر اجرا از یک دنباله اعداد تصادفی جدید استفاده می‌کردند. میزان تغییر پذیری تصادفی در نتایج مدل ابتدا به صورت تابعی از نوع مدل (در دسترس بودن وسیله، تولید سفر، انتخاب مقصد و انتخاب وسیله) و سطح جزئیات جغرافیایی (ناحیه‌ای (TAZ^۶)، محله‌ای و در سطح شهر) مورد بررسی قرار گرفت. منطقه‌ی مورد مطالعه شامل ۷۶۶ ناحیه در سانفرانسیسکو و ۱۷۴۰ ناحیه در منطقه و همچنین ۲۶ محله می‌باشد. آنها در مناطق با سطح تجمع جغرافیایی پایین‌تر، خروجی‌های پایدارتری بدست آوردند. آنها همچنین دریافتند که نتایج برای مدل‌های متناوب‌تر نظیر انتخاب مقصد، تغییر پذیری تصادفی بیشتری را نسبت به مدل‌های کم تناوب مثل در دسترس بودن وسیله و تولید سفر

^۱ Castiglione et al.

^۲ seed

^۳ pseudo random

^۴ robustness

^۵ stochastic error

^۶ transit at the analysis zone

نشان می‌دهند. (Castiglione, Freedman, & Bradley, 2003)

واکر^۱ (۲۰۰۵) به بررسی خطای شبیه سازی ناشی از اعمال یک مدل شبیه ساز میکروی سفر مبنا، مربوط به نوادای^۲ جنوبی پرداخت. شبیه‌ساز میکرو برای هر اندازه نمونه‌ی مختلف (۵۰۰، ۵۰۰۰، ۵۰۰۰۰ و ۵۰۰۰۰۰)، ۱۰ مرتبه اجرا شد. اثرات این شبیه سازی در غالب تخمینی از انحراف معیار محدوده‌ی مسافت پیموده شده و شاخص‌های سفرهای عبوری مورد مطالعه قرار گرفت. نتایج نشانگر آن بود که با تعداد خانوار ۵۰۰،۰۰۰، مقادیر خطای شبیه سازی بسیار ناچیز می‌باشد. همانطور که انتظار می‌رفت میزان خطای نمونه گیری با معکوس ریشه‌ی دوم اندازه‌ی نمونه متناسب بود. (Walker, 2005)

یکی از بهترین تحقیقات در این زمینه توسط یانگ و چن^۳ (۲۰۱۰-۲۰۱۱) انجام شد. آنها به بررسی عدم قطعیت و انتشار خطا در مدل تقاضای سفر ترکیبی که توسط اوپنهایم^۴ در سال ۱۹۹۵ ارائه شد، پرداختند. از آنجایی که امکان فرموله کردن این مدل به صورت یک مساله غیر خطی وجود داشت و راه حلی یکتا برای حل آن در دسترس می‌باشد، حساسیت متغیرهای خروجی با توجه به اختلالات متغیرهای ورودی و پارامترهای مدل تقاضای سفر ترکیبی بدست آمد. آنها تقاضای سفر چند بعدی، جریان‌های ترافیک و هزینه‌های سفر را به عنوان متغیرهای خروجی در نظر گرفتند. تحلیل عدم قطعیت مدل برای شبکه Sioux Falls که شامل ۲۴ گره و ۷۶ مسیر بود، انجام شد و دو مد سفر (خودروی شخصی و حمل و نقل همگانی) مد نظر قرار گرفت. در این تحقیق عدم قطعیت ورودی، عدم قطعیت پارامترها و ترکیبی از این دو حالت مورد بررسی قرار گرفت. برای عدم قطعیت ورودی، فرض شد ورودی‌ها به صورت مستقل و نرمال توزیع شده اند و ضریب تغییرات (CV) برای تمامی ورودی‌ها ۰/۳ در نظر گرفته شد. نتایج نشان داد که ضریب تغییرات تقاضای سفر و جریان ترافیک برابر با مقدار عدم قطعیت ورودی‌ها بوده است. از طرف دیگر عدم قطعیت جریان ترافیک در مرحله‌ی تخصیص کاهش

^۱ Walker

^۲ Nevada

^۳ Yang and Chen

^۴ Oppenheim

یافت. در مقابل مقدار ضریب تغییرات زمان سفر کل و مسافت پیموده شده کل از مقدار ضریب تغییرات ورودی‌ها کمتر است. برای عدم قطعیت پارامترها، در هر مرحله به جز مرحله‌ی انتخاب سفر، تاثیر عدم قطعیت پارامترها از عدم قطعیت ورودی‌ها بزرگتر گزارش شده است. با در نظر گرفتن ترکیب دو حالت عدم قطعیت، آنها دریافتند که عدم قطعیت در این حالت به مجموع عدم قطعیت ورودی و عدم قطعیت پارامترها، به تنهایی، محدود نمی‌شود. (Yang, Chen, Xu, & Wong, 2013)

شبکه‌ای مشابه تحقیق قبل و مدل لوجیت آشیانه‌ای تودرتو^۱ توسط ژانگ و همکاران^۲ (۲۰۱۱) مورد بررسی قرار گرفت. برای شبیه سازی عدم قطعیت سه سطح مختلف تقاضای سفر و یا ازدحام ترافیک (۰/۵، ۱/۰ و ۱/۵ برابر مقدار میانگین حداکثر تعداد مسافر احتمالی)، سه درجه‌ی مختلف عدم قطعیت (مقادیر ضریب تغییرات ۰/۱، ۰/۲ و ۰/۳) و سه منشا عدم قطعیت (تقاضا، عرضه و عدم قطعیت پارامترها)، از شبیه سازی مونت کارلو استفاده شد. برای هر ترکیب ۳۰۰ شبیه سازی در نظر گرفته شد. عدم قطعیت در قالب انتشار خطا در مراحل مختلف مدلسازی ارزیابی شد. همانند ژائو و کوکلن (۲۰۰۲)، آنها دریافتند که در سه مرحله‌ی اول مدلسازی خطاها افزایش می‌یابند. این درحالیست که مرحله‌ی تخصیص انتشار خطا را کاهش می‌دهد. در هر دو سناریوی عدم قطعیت تقاضا و عرضه، ضریب تغییرات زمان سفر بیش از مسافت سفر گزارش شده است. همچنین برای زوج‌های OD، نتایج نشان داد که برای حداکثر تعداد مسافر احتمالی بیشتر، عدم قطعیت بزرگ‌تری به وجود خواهد آمد؛ این نتیجه به این حقیقت اشاره می‌کند که نرخ سفرها مستقیماً تحت تاثیر عدم قطعیت تقاضا قرار دارد. در انتها نتایج نشان داد توزیع نرخ جریان خطوط پراکندگی شدیدی دارد. با افزایش عدم قطعیت پارامترها، در مقایسه با تولید و نرخ سفرهای مبدا مقصد، واریانس توزیع نرخ جریان خطوط در حدود میانه متمرکز شده بود. (Zhang, Xie, & Waller, 2011)

تحقیق دیگری روی عدم قطعیت توسط براندل^۳ (۱۹۹۷) انجام شد. او بر روی تعریف نادرست مدل،

^۱ embedded nested logit

^۲ Zhang et al.

^۳ Brundell-Freij

تخمین مدل و استفاده از آن برای همبستگی بالا و نوسان پایین در داده‌های معرفی شده، به تحقیق پرداخت. نقطه‌ی شروع او یک مدل لوجیت چند جمله‌ای تخمین زده شده از انتخاب وسیله‌ی سفر بود. برای اندازه نمونه‌های مختلف، مطلوبیت قطعی گزینه‌های انتخابی محاسبه شد، یک ضریب خطا اضافه گردید و بر اساس قاعده حداکثر مطلوبیت، گزینه دارای بیشترین مطلوبیت انتخاب شد. وی در گام بعدی چندین مدل خاص شامل مدل‌هایی که عمده‌اً غلط تعریف شده بودند را ایجاد کرد و مدل‌های لوجیت را تخمین زد. اندازه نمونه‌ها ۸۵، ۲۱۰ و ۸۵۰ بودند. برای هر اندازه نمونه، مدل (ها) ۵۰۰ بار اجرا شدند. نتایج نشانگر آن بود که خصوصاً در اندازه نمونه‌های کوچکتر ممکن است برخی پارامترها به صورت سیستماتیک منحرف شوند: مقدار مطلق همه پارامترها به صورت سیستماتیک زیاد برآورده شده‌اند و طبعاً هرگونه سیاست گذاری بر این اساس، دست بالا پیش بینی شده است، واریانس جانبی^۱ تخمین زده شده در پارامترها به صورت سیستماتیک کم تخمین زده شده است و انحراف معیار با کوچک‌تر شدن اندازه نمونه‌ها، افزایش می‌یابد. (برای $N=85$ مقدار انحراف معیار واقعی به اندازه‌ی ۱۰-٪۱۵ از مقدار تخمین زده شده بیشتر است). در ادامه وی در سال ۲۰۰۰ با استفاده از روش‌های bootstrapping و شبیه سازی مونت کارلو به آنالیز اثرات نمونه گیری مجدد مولفه‌های تصادفی مدل در یک مدل خاص پرداخت تا اثرات این گونه تغییرات بر تخمین خروجی‌ها و انتخاب مدل را بررسی کند. نتایج این تحقیق، ارببی قابل توجه و تغییرپذیری مضاعفی را نشان دادند که در تحقیقات مشابه توضیح داده شده است. (BRUNDELL-FREIJ, 1997)

۲-۲-۳ مدل‌های فعالیت مبنا

مدل‌های فعالیت مبنا تقاضای سفر بر این فرضیه استوارند که سفر از فعالیت نشأت می‌گیرد، لذا باید در قالب مشارکت در فعالیت تعریف شوند. سفر نتیجه‌ی مسیری است که در آن افراد و خانواده‌ها، زمان و فضای زندگی روزمره‌ی خود را شکل می‌دهند. بنابراین تفاوت عمده بین مدل‌های چهار مرحله‌ای

^۱ asymptotic variances

و مدل‌های فعالیت مبنا، در نظر گرفتن مشارکت در فعالیت است. یک مدل کامل فعالیت مبنا، تقاضای سفر با توجه به محدودیت‌های شخصی، خانوادگی، فضایی، زمانی، نهادی و فضا-زمان، پیش‌بینی می‌کند چه فعالیت‌هایی (مشارکت در فعالیت)، در کجا (انتخاب مقصد)، چه زمانی (زمان سنجی)، برای چه مدت (مدت زمان)، درگیر چه نوع زنجیره‌ی حمل و نقل (انتخاب وسیله)، دسته بندی سفر (تنظیم سفر و سهم مشارکت مشترک) و در چه مسیر انتخابی (انتخاب مسیر) انجام شوند. علاوه بر این مدل‌های فعالیت مبنا، پیشرفته، تصمیم‌گیری‌های خانوار (به عنوان مثال تیمرمنز و ژانگ^۱ در سال ۲۰۰۹) و گروهی (شبکه‌های اجتماعی) (به عنوان مثال کووانو، ژانگ و فوجیوارا^۲ در سال ۲۰۱۱) را به عنوان نقطه‌ی مقابل تصمیم‌گیری فردی در نظر می‌گیرند و همچنین ارتباط میان سفر فیزیکی و مجازی را طراحی و مدل می‌کنند. (Timmermans & Zhang, 2009) (Kuwano, Zhang, & Fujiwara, 2011) ادبیات مربوط به تحلیل مدل‌های فعالیت مبنا به مطالعات تحلیلی تقسیم می‌شود که یک یا چند جنبه‌ی انتخابی که در بالا ذکر شد را تجزیه و تحلیل یا مدل کند و یا روی موضوعاتی خاص نظیر زمانبندی رفتار و منشورهای فضا-زمان^۳ و قابلیت دسترسی تمرکز می‌کند. در مقابل مدل‌های جامع فعالیت مبنا، اکثر این جنبه‌های انتخابی را در بر می‌گیرند. مدل‌های جامع فعالیت مبنا بر اساس رویکردهای مختلف مدل سازی تنظیم شده اند. از جمله این مدل‌ها:

۱- زمانبندی فعالیت روزانه. این رویکرد به عنوان یک بسط از مدل لوجیت آشیانه‌ای می‌باشد که دو جنبه انتخابی را به چند جنبه تبدیل می‌کند و به تدریج مدل‌های سفر مبنا را به فعالیت مبنا تبدیل می‌کند. (Vovsha, Donnelly, & Gupta, 2008)

۲- CEMDAP یک مجموعه از مدل‌های اقتصاد سنجی پیشرفته و تا حد زیادی مستقل از انواع مختلف کارکنان و غیرکارکنان و زمان‌های مختلف روز می‌باشد که می‌تواند در چارچوب یک

^۱ Timmermans and Zhang

^۲ Kuwano, Zhang and Fujiwara

^۳ space-time prism

شبیه‌سازی میکرو، الگوهای روزانه‌ی فعالیت-سفر را شبیه‌سازی کند. (Bhat, Guo,)

(Srinivasan, & Sivakumar, 2004)

۳- FAMOS یک شبیه‌سازی میکرو است که مرزهای منشور زمان-فضا را برای افراد تعیین می‌کند و سپس رفتار فعالیت-سفر را با استفاده از یک سری زیر مدل‌های (لوجیت آشیانه‌ای) نوع فعالیت، مدت فعالیت، انتخاب مقصد و انتخاب وسیله شبیه‌سازی می‌کند.

۴- ALBATROSS یک مدل قاعده‌مبنای قدرتمند از تصمیمات فعالیت-سفر افراد و خانوار که برای وزارت حمل و نقل هلند توسعه یافته است که دقت فضایی و زمانی^۱ بالایی را ایجاد می‌کند.

۵- TASHA یک مدل زمانبندی است که در آن وظایف شخصی و خانوادگی مربوط به تحقیقات، بر اساس مجموعه‌ای از قوانین خاص در برنامه‌ی کار زمانبندی می‌شوند و موارد در تضاد باهم، حذف می‌شوند. سایر مولفه‌های مدل مانند تولید فعالیت و انتخاب مکان بر پایه‌ی نمونه‌گیری از توزیع داده‌های مشاهده شده و مدل‌های ساده‌ی انتخاب گسسته می‌باشند.

۶- ADAPTS یک سیستم شبیه‌ساز رویداد گسسته که شباهت زیادی به TASHA، در زمینه‌ی تمرکز به برنامه‌ریزی، زمانبندی و زمانبندی مجدد فعالیت‌ها دارد. تفاوتی که این سیستم با TASHA دارد در آن است که هیچ تقدم و اولویتی در فرآیند زمانبندی فرض نمی‌کند.

به طور کلی مدل‌های فعالیت مبنا بر تصمیمات مربوط به زمانبندی فعالیت‌ها و تولید فعالیت-سفر تمرکز می‌کنند. اگر شبیه‌سازی جریان‌های ترافیکی لازم باشد، جداول مبدا-مقصد وابسته به زمان استخراج، بر روی شبکه بارگذاری شده و از الگوریتم‌های تخصیص متداول استفاده می‌شود. علاوه بر این مدل‌ها، مدل‌های شبیه‌سازی ترافیکی ماکرو و میکروسکوپیکی نظیر TRANSIMS، MATSIM و RAMBLAS گسترش یافته است تا مفاهیم تولید فعالیت-سفر را در بر گیرند. در مقایسه با مدل‌های

^۱ spatial and temporal resolution

فوق، این شبیه‌سازها عمدتاً بر ترافیک تمرکز می‌کنند و به شدت داده محور هستند و نمونه برداری، مستقیماً از توزیع احتمالات مشاهده شده، بدون تلاش عمده‌ای برای تعمیم دادن یا توضیح این توزیعات انجام می‌شود.

در سال‌های اخیر شتاب توسعه‌ی مدل‌های مرحله‌ای فعالیت مبنای تقاضای سفر، کاهش یافته است یا به نظر می‌رسد در برخی موارد متوقف شده است. برنامه تحقیقاتی بین‌المللی، به سمت نسل‌های بعدی مدل‌های فعالیت مبنای، یعنی مدل‌های فعالیت مبنای دینامیک و پویا^۱ حرکت کرده است. (Arentze & Timmermans, 2008)

مدل‌های فعالیت مبنای تقاضای سفر از مدل‌های عامل مبنای^۲ و همچنین شبیه‌سازی میکرو برای اتصال مجموعه‌ای از مدل‌های مستقل یا آزاد در یک چارچوب یکپارچه استفاده می‌کنند. از آنجایی که مدل‌های فعالیت مبنای تقاضای سفر هر دوی این روش‌ها را توأم مورد استفاده قرار می‌دهند، هم به عدم قطعیت ورودی و هم به عدم قطعیت مدل (خطای تصادفی^۳) حساس اند. به همین دلیل عدم قطعیت ورودی در این مدل‌ها هم اهمیت زیادی دارد.

موضوع خطای شبیه‌سازی میکرو اولین بار در قالب مدل‌های کامل شبیه‌سازی میکرو مطرح شد. ولدحسین، تیمرمنز و کاپن^۴ (۲۰۰۰) به بررسی عدم قطعیت مدل Ramblas پرداختند. آنها در این مطالعه اثرات محتمل درایه‌های مونت کارلو در سطوح مختلف را مورد بررسی قرار دادند:

۱- ماتریس‌های مبدا - مقصد در سطح شهری برای کشور هلند به استثنای سفرهای درون شهری و سلول‌های صفر.

۲- ماتریس‌های مبدا - مقصد در سطح نواحی ترافیکی برای منطقه‌ی Eindhoven.

۳- حجم ترافیک برای منطقه Eindhoven در سطح خط.

^۱ dynamic activity based models

^۲ agent-based model

^۳ stochastic error

^۴ Veldhuisen, Timmermans and Kapoen

مقادیر R^2 و ضریب توافق رابینسون^۱ برای جفت‌های ۵ اجرای مدل محاسبه شدند. نتایج نشان داد هر دو جفت اجرا تا حد زیادی با یکدیگر برابر بودند و کمترین مقدار به دست آمده برای ضریب توافق رابینسون خطوط، ۰/۹۶ بوده و در کل مقادیر محاسبه شده بالای ۰/۹۹ بوده‌اند. (Veldhuisen,) (Timmermans, & Kapoen, 2000)

لو و همکاران^۲ (۲۰۰۹) در کاری مشابه، به بررسی برخی از جنبه‌های عدم قطعیت مدل TRANSIMS بخش چیتندن^۳ در کشور آمریکا پرداختند. برای اندازه‌گیری میزان اهمیت دانه‌های اولیه‌ی ایجاد کننده توزیع‌های احتمالاتی مورد استفاده در مدل، روی خروجی‌های مدل TRANSIMS، ۵ اجرای مختلف با دانه‌های اولیه مختلف را در نظر گرفتند و تغییرات احجام ترافیک و سرعت میانگین در طول ۱۰ خط برای یک ساعت روز را مورد تحلیل قرار دادند. نتایج این تحلیل تغییرات کوچک CV، متغیر بین بازه‌ی ۰ و ۲/۵۹٪ را نشان داد. (Lawe, Lobb, Sadek, Huang, & Xie, 2009)

تحلیل عدم قطعیت مدل‌های فعالیت مبنای پیچیده و جامع توسط کولز و همکاران^۴ (۲۰۱۱) انجام شد. او به بررسی عدم قطعیت مدل FEATHERS پرداخت. به منظور تخمین خطای شبیه‌سازی (میکرو)، مدل مورد بررسی ۲۰۰ مرتبه برای ۱۰٪ یکسان جمعیت اجرا شد. عدم قطعیت در قالب ضریب تغییرات (CV) اندازه‌گیری و برای میانگین تعداد سفر روزانه‌ی هر نفر و میانگین مسافت سفر روزانه‌ی هر نفر مورد ارزیابی قرار گرفت. این شاخص‌های عملکردی برای کل نمونه و برای بخش‌هایی که بر اساس انتخاب وسیله، سن و جنس تعریف می‌شوند، محاسبه شدند. ضرایب تغییرات محاسبه شده در ۲۰۰ اجرا با ۱/۲۷٪ نرخ خطای آستانه‌ای ۵ که برابر با حدود اطمینان ۹۵ درصدی می‌باشد، مقایسه شد. نتایج نشان داد که این مقدار آستانه‌ای گاهی برای حمل و نقل همگانی از مقدار فوق تجاوز می‌کند. به

^۱ robinson's agreement

^۲ Lawe et al.

^۳ Chittenden

^۴ Cools et al.

^۵ threshold error

اضافه یک آنالیز رگرسیون خطی برای بررسی سهم متغیرهای تقسیم بندی ۱ و پیچیدگی واریانس نرخ خطای شبیه سازی میکرو به کار گرفته شد. پیچیدگی در قالب تعدادی جدول متقاطع متغیرهای دسته بندی شده محاسبه شد. جنسیت افراد روی نرخ خطای شبیه سازی میکرو تاثیر آنچنانی نداشت. همانطور که انتظار می رفت با بیشتر شدن پیچیدگی، خطای شبیه سازی میکرو افزایش پیدا کرد و سن باعث افزایش یکنوای نرخ خطا شد. (Cools, Kochan, Bellemans, Janssens, & Wets, 2011)

۳-۲ عوامل عدم قطعیت مدل تقاضای سفر

تجزیه و تحلیل عدم قطعیت، مقدار و ماهیت عدم قطعیت خروجی های مدل را بررسی می کند. این مساله نمی بایست با تحقیقات انجام شده در زمینه ی عدم قطعیت رفتار انتخاب و تصمیم گیری اشتباه گرفته شود. عدم قطعیت در پیش بینی ها از دو منبع اصلی نشات می گیرد :

۱- عدم قطعیت ورودی های مدل: چرا که مقادیر آینده ورودی های مدل مشخص نیست.

۲- عدم قطعیت مدل:

- خطای مشخصات معادلات^۲ (حذف برخی متغیرها، فرضیات نامناسب در شکل عملکردی و فرض توزیع های آماری برای مولفه های تصادفی)
- خطای ناشی از استفاده از پارامترهای تخمین زده شده به جای مقادیر حقیقی

اصولاً مدل های چهار مرحله ای مدل هایی غیر احتمالی و قطعی هستند. نتایج تحقیق دی جونگ و همکاران^۳ در سال ۲۰۰۷ نشان داد عدم قطعیت ورودی های مدل نسبت به ضرایب آن، تاثیر بیشتری بر عدم قطعیت خروجی ها دارد. (De Jong et al., 2007) به همین دلیل در ادبیات موضوع بررسی پارامترهای غیر قطعی مدل، کمتر مورد توجه قرار گرفته و تمرکز اصلی محققان بر روی عدم قطعیت ورودی مدل و انتشار خطا^۴ بوده است.

^۱ segmentation variables

^۲ model specification

^۳ Gerard De Jong et. al

^۴ error Propagation

از آنجایی که در پژوهش‌های علمی و پروژه‌های عملی، داده‌ها و اطلاعات مورد استفاده به دلیل اریبی نمونه‌گیری^۱، طراحی برداشت اطلاعات^۲، اشتباهات گزارش نویسی و یا برنامه نویسی و ناقص بودن اطلاعات همواره دارای خطا می‌باشند، در بحث عدم قطعیت ورودی‌ها به این حقیقت مهم پرداخته می‌شود. برای توسعه‌ی مدل‌های تقاضای سفر می‌بایست رابطه‌ی عملکردی بین جوانب خاص شامل الگوهای سفر-فعالیت و متغیرهای اجتماعی-جمعیتی، کاربری زمین و سطح سرویس، تخمین زده شده و بدست آیند. اطلاعات رفتاری و اجتماعی-جمعیتی عموماً از برداشت سفرها^۳ بدست می‌آیند حال آنکه داده‌های کاربری زمین و سطح سرویس معمولاً از آمار عمومی در دسترس و یا برداشت‌های میدانی استخراج می‌شوند. هر دو منبع اطلاعاتی معرفی شده در معرض خطاهای زیادی می‌باشند. در ادامه منابع اصلی خطا در برداشت‌های سفر و آمار کاربری زمین مورد بررسی قرار گرفته است.

برداشت سفرها مستعد اریبی نمونه‌گیری می‌باشد: رفتار سفر گروه‌های غیر پاسخگو^۴ ممکن است به طور قابل توجهی با رفتار گروه‌های پاسخگو^۵ متفاوت باشد. در این شرایط اطلاعات مورد استفاده برای نمایش ارتباط بین متغیرهای اجتماعی-جمعیتی و جنبه‌های خاصی از رفتار سفر، بخش عظیمی از جمعیت را شامل نمی‌شود و ممکن است مدل، ارتباطی اریب ارائه دهد. طراحی برداشت اطلاعات هم گاهی ممکن است منجر به خطاهای سازمان‌یافته متعددی در داده‌ها شود. به عنوان مثال در صورتی که به جای خانوارها، افراد برای برداشت‌ها در نظر گرفته شوند، رفتار گزارش شده، سفر/فعالیت خانوار را به درستی منعکس نمی‌کند. یکی از منابع تولید خطا در اکثر این برداشت‌ها آن است که از پاسخگویان درخواست می‌شود سفر/فعالیت خود را در طول یک شبانه روز گزارش دهند. روایت‌های ارائه شده توسط این افراد، سفر/فعالیت روزمره را نمایش می‌دهند که بسیاری از آنها به صورت تکراری انجام می‌شوند. الگوهای سفر/فعالیت در قالب سیکل‌هایی فهرست‌وار تعریف می‌شوند که به دلیل اتفاقات

^۱ sampling bias

^۲ survey design

^۳ travel survey

^۴ non-response

^۵ respondent

روزمره‌ی بی قاعده دارای نوسان می‌باشند. نمونه‌ی ایده‌آل، یک نمونه‌ی تصادفی از این فرآیندهای مورد بررسی بوده که در آن شرایط اولیه شناخته شده یا اندازه‌گیری شده باشد. اما یک نمونه‌ی تصادفی از افراد یا خانوار الزاما با یک نمونه‌ی تصادفی این فرآیندها یکسان نیست. علاوه بر این تفاوت‌های فردی در جمع‌آوری داده‌ها مورد توجه قرار نمی‌گیرد. گاهی اوقات طرح بررسی محدودیت‌هایی را برای روایات سفر/فعالیت در نظر می‌گیرد که باید گزارش شوند (مثلا سفرهای پیاده کمتر از یک مسافت مشخص نباید در نظر گرفته نمی‌شوند). همچنین پاسخگویان گاهی برای کم کردن بار پاسخگویی یا به دلیل اینکه تصور می‌کنند یک سفر مشخص برای اهداف مطالعه اهمیت چندانی ندارد، آن سفرها را گزارش نمی‌کنند. خطای گزارش^۱ با یک خطای ساده، معمولا در مرحله کدنویسی رخ می‌دهد. به طور مثال از آنجایی که پاسخگویان از القاب و اسامی ذهنی خود برای معرفی مقاصد سفر استفاده می‌کنند، کدنویسی صحیح مقاصد سفر یکی از چالش‌های پیش رو می‌باشد.

تنوع ذاتی^۲ داده‌های کاربری زمین و سطح سرویس، یکی از مشکلات مساله ساز در مطالعات می‌باشد. به عنوان مثال زمان سفر، ازدحام، زمان پیدا کردن جای پارک، جای نشستن در دسترس از جمله مواردی هستند که روز به روز و ساعت به ساعت تغییر می‌کنند. حتی ساعت‌های متفاوت روز، روزهای مختلف هفته، و فصل‌های متفاوت در مدل تقاضای سفر موثر می‌باشند. اطلاعات کاربری زمین و منابع اطلاعات کلی، هم به واسطه خطاهای برنامه نویسی و هم به دلیل اینکه بر اساس یک نمونه به جای کل جمعیت مربوطه تعریف شده اند، دارای خطاهایی می‌باشند. علاوه بر این طبقه بندی داده‌های موجود در پایگاه اطلاعاتی گاهی با طبقه بندی‌های مدنظر برای نوع فعالیت یا هدف سفر متفاوت است. در این شرایط فرد مدلساز می‌بایست اطلاعات مورد استفاده را تعیین کند. همین امر موجب کاهش دقت می‌شود، حتی اگر بهترین و کاملترین داده‌ها در اختیار فرد مدلساز قرار گرفته شود.

این خطاهای محتمل در ورودی‌ها وابسته به داده‌هایی هستند که برای تخمین مدل‌های تقاضای

^۱ reporting error

^۲ inherent variability

سفر مورد استفاده قرار می‌گیرند. اگر این داده‌ها برای تخمین یا ارزیابی‌های اداری^۱ مورد استفاده قرار گیرند، حالت دیگری از عدم قطعیت بوجود می‌آید: سناریوهای اداری می‌بایست در قالب متغیرهای توضیحی و تخمین‌های پارامترهای مدل تقاضای سفر تعریف شوند. در بررسی‌های انجام شده روی سناریوها، همواره انواع مختلف سناریوها از یکدیگر تفکیک شده‌اند، اما این سناریوها جملگی غیرقطعی می‌باشند. مساله‌ی بعدی پیش روی متخصصان، چگونگی تعریف این سناریوهای غیر قطعی بر متغیرهای توضیحی مدل است. معمولاً پارامترهای مدل بدون تغییر باقی می‌ماند چراکه در غیر این صورت مدل هیچ اثری از خود مبنی بر اینکه خصوصیات مدل در باز تولید الگوهای سفر/ فعالیت موفق عمل می‌کنند یا خیر، نشان نمی‌دهد. اما ممکن است حساسیت مسافران به زمان سفر کاهش یابد یا سیاستگذاری‌ها از شرایط موجود فراتر رود و در این حالت به ناچار باید مقادیر پارامترهای مشخصی را تغییر دهیم که این امر منجر به عدم قطعیت می‌شود. علاوه بر این متغیرهایی نظیر قیمت سوخت و درآمد خانوار هم غیرقطعی بوده و تخمین آنها دشوار می‌باشد. اگر مدلی به صورت مستقیم یا غیر مستقیم به این متغیرها وابسته باشد، خطاهای قابل توجهی در تخمین مورد انتظار است. چرا که ورودی‌های پیش‌بینی را نمی‌توان با قطعیت (عدم قطعیت) قابل قبولی برآورد کرد.

همانطور که بحث شد، عدم قطعیت ورودی به بررسی اثرات منابع مختلف خطاهای اندازه‌گیری تصادفی یا سازمان‌یافته یا عدم قطعیت سناریوهای مدل‌های پیش‌بینی می‌پردازد، در حالیکه عدم قطعیت مدل مربوط به دو نوع خطای متفاوت است: خطای خصوصیات^۲ و خطای کالیبراسیون^۳ (خطای تخمین). خطای خصوصیات از عدم شناخت کافی پژوهشگر نسبت به مدل، ساده سازی مدل یا توزیع-های آماری مولفه‌های تصادفی نشأت می‌گیرد. خطای تخمین هم به دلیل خطای پیش‌بینی مقادیر ثابت و پارامترهای مدل به وجود می‌آید. لازم به ذکر است که یک مدل، تعریف پژوهشگر از رابطه‌ی بین ساختارهای تئوری می‌باشد. این روابط اغلب به طور ذاتی احتمالاتی می‌باشند و پژوهشگر از صحیح

^۱ policy assessment

^۲ specification error

^۳ calibration error

بودن روابط اطمینان کامل ندارد. در بعضی موارد از مدل‌های جایگزین استفاده می‌شود اما آزمون نیکویی برآزش، تفاوت این گونه گزینه‌های جایگزین را به طور متقاعد کننده‌ای نشان نمی‌دهد و برخی از پیش-بینی‌ها متفاوت خواهد بود. در تخمین تقاضای سفر، پژوهشگران معمولاً محدود به منابع اطلاعاتی در دسترس هستند و این باعث می‌شود تنها متغیرهایی که داده‌های آنها در دسترس است مورد استفاده قرار گیرند. در نهایت مدلساز باید در مورد محدودیت‌های مدل خود تصمیم‌گیری نماید: تعدادی از فرآیندهای سفر مدلسازی شده، تعدادی نشوند.

معمولاً در مدلسازی، مدل‌ها به دلایل گوناگون ساده‌سازی می‌شوند. ما همیشه بر این باور بوده‌ایم که تحقیقات دانشگاهی باید مدل‌هایی ساده داشته باشند. اگرچه در پیش‌بینی تقاضای سفر کاربردی لزوماً با این اصل موافق نیستیم که رفتار سفر حالتی مفهومی دارد، اما نیاز به پیش‌بینی تاثیر احتمالی سیاست‌هایی خاص، مدلساز را مجبور به استفاده از تعداد زیادی متغیر می‌کند تا سیاست مدنظر کاربردی شود، ولی پژوهشگران گاهی از همه‌ی متغیرهای در دسترس استفاده نموده و مدل‌های ساده‌تر را مورد استفاده قرار می‌دهند. حذف کردن یک یا چند متغیر، عدم قطعیت مدل را از دیدگاه آماری افزایش می‌دهد.

یکی از دیگر مسایل مطرح در پیش‌بینی تقاضای سفر، مفهوم انتشار خطا^۱ است. در شرایطی که پیش‌بینی نهایی مدل به یک سری زیرمدل‌های پشت سر هم وابسته است که خروجی هر زیرمدل به عنوان ورودی زیرمدل بعدی مورد استفاده قرار می‌گیرد، اشتباهات پیش‌بینی باعث بروز خطا در نتایج زیرمدل شده و خطاهای هر زیرمدل ممکن است در زیرمدل بعدی تشدید یا کاهش یابد. در زمینه‌ی پیش‌بینی تقاضای سفر تعداد زیادی از این گونه زنجیره‌های مدل یافت می‌شود. مثلاً روش چهار مرحله-ای مرسوم دارای زنجیره‌ی تولید سفر، انتخاب مقصد، انتخاب نوع وسیله سفر و تخصیص مسیر است. مدل‌های فعالیت مبنا مثل CEMDAP، FAMOS و ... و مدل‌های فعالیت مبنای مورد استفاده در ایالات متحده آمریکا، تولید فعالیت را به زنجیره‌ی مذکور اضافه می‌کنند.

^۱ error propagation

به صورت جمع‌بندی می‌توان بیان کرد که حالت نهایی مدل‌های پیش‌بینی تقاضای سفر به طور ذاتی احتمالاتی اند. انواع عدم قطعیت در پیش‌بینی‌ها ایجاد مشکل می‌کنند و به طور کلی در قالب ابزارهای آمار و احتمالاتی در اختیار تحلیل‌گران حمل و نقلی قرار می‌گیرند.

۲-۴ روش‌های عددی تحلیل عدم قطعیت و حساسیت مدل‌های تقاضای سفر

همانطور که قبلاً مطرح شد روش‌های گوناگونی از جمله تحلیل دیفرانسیل، روش سطح پاسخ، آزمون حساسیت دامنه فوریه (FAST)، تجزیه واریانس، انتگرال احتمالی سریع و روش‌های بر پایه‌ی نمونه-گیری برای تحلیل عدم قطعیت و تحلیل حساسیت مدل‌ها توسعه یافته‌اند. در این مطالعه روش‌های بر پایه‌ی نمونه‌گیری مورد استفاده قرار گرفته و به تفصیل شرح داده می‌شوند.

در تعاریف مطرح شده، دنباله‌های شبه تصادفی^۱ به دنبال شبیه‌سازی «تصادفی بودن» هستند. در حالی که دنباله‌های تصادفی‌گون^۲ به طور قطع تصادفی نیستند. تفاوت این دو دنباله را به این صورت می‌توان بیان کرد که برای یک دنباله شبه تصادفی، هدف شبیه بودن به دنباله‌ای از مفاهیم متغیرهای تصادفی یکنواختی که به طور وابسته و یکسان توزیع شده‌اند، است. اما برای یک دنباله‌ی تصادفی‌گون، هدف اصلی پر کردن حتی الامکان یکنواخت‌هایپرکیوب واحد می‌باشد. (Gentle, 2006) در ادامه روش‌های مورد استفاده در این مطالعه معرفی می‌گردند:

۲-۴-۱ شبیه‌سازی شبه تصادفی (مونت کارلو)^۳

به صورت کلی، شبیه‌سازی مونت کارلو به هر تکنیکی اطلاق می‌شود که از طریق نمونه‌سازی آماری، پاسخ‌های تقریبی برای مسائل کمی فراهم می‌کند. شبیه‌سازی مونت کارلو بیشتر برای توصیف روشی

^۱ pseudo random sequence

^۲ quasi random sequence

^۳ monte carlo sampling (MCS)

جهت انتشار عدم قطعیت‌های موجود در ورودی مدل به عدم قطعیت‌ها در خروجی مدل، به کار می‌رود. بنابراین مونت کارلو، شبیه‌سازی است که صریحاً و به صورت کمی، عدم قطعیت را نمایش می‌دهد. در روش مونت کارلو، اساسی‌ترین مسأله‌ای که با آن مواجه هستیم، پیدا کردن یک راه تولید اعداد تصادفی قابل اعتماد می‌باشد. از آنجایی که محاسبه اعداد کاملاً تصادفی بسیار پیچیده می‌باشد، بیشتر مولدهای اعداد تصادفی، اعداد شبه تصادفی محاسبه می‌کنند. آنها برای این کار رفتار اعداد تصادفی واقعی^۱ که به صورت قطعی و قابل پیش‌بینی تولید شده‌اند را تقلید می‌کنند. اعداد شبه تصادفی می‌بایست به آسانی محاسبه شوند، چرا که در شبیه‌سازی‌های مونت کارلو میلیون‌ها عدد تصادفی مورد استفاده قرار می‌گیرد. در برخی از موارد استفاده لازم است برای تست‌های پارامتری، یک دنباله‌ی یکسان چندین بار تولید شود. در چنین حالتی دوره تناوب^۲ را باید طولانی در نظر بگیریم. یکی از مولدهای اعداد شبه تصادفی، مولد هم‌نهشت خطی بوده که در ادامه به اختصار تشریح گردیده است.

در آغاز دنباله‌ای از اعداد صحیح x_i به وسیله‌ی رابطه‌ی زیر تولید می‌شود:

$$x_i = (ax_{i-1} + b) \bmod M, i = 1, 2, 3, \dots \quad (1-2)$$

در رابطه‌ی فوق پارامترهای a و b و x_0 و M مقادیری نامنفی دارند به طوری که $a, b, x_0 < M$ و $a \neq 0$ می‌باشد. این دنباله با مقدار دهی به دانه‌ی اولیه^۳ (x_0) شروع به کار می‌کند و دو ویژگی اساسی دارد:

$$0 \leq x_i \leq M-1 \quad 1-$$

۲- حداکثر طول دوره تناوب M باشد.

ویژگی اول در واقع از تعریف باقیمانده‌ی تقسیم پیروی می‌کند. در توالی $M+1$ ، حداقل دوتا از x_i ها باید با یکدیگر برابر باشند. برای یک مقدار فرضی p ($p > 0$)، فرض کنید $x_j = x_{j+p}$ باشد. در این حالت دنباله‌ی $x_j, x_{j+1}, \dots, x_{j+p-1}$ با دنباله‌ی $x_{j+p}, \dots, x_{j+2p-1}$ یکسان بوده و دوره‌ی تناوب آن $p \leq M$ (می‌باشد. حد بالای دوره تناوب M باید به اندازه کافی بزرگ در نظر گرفته شود. بهتر است در محاسبات

^۱ true random number

^۲ period

^۳ seed

$a > 0$ و $b \geq 0$ باشند.

پس از محاسبه‌ی x_i ها، مقادیر u_i را به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$u_i = x_i / M \quad (2-2)$$

با انتخاب مناسب پارامترهای a و b و M ، مقادیر u_i تقریباً یکنواختی روی بازه $[0, 1)$ توزیع می‌شوند.

در مطالعات گذشته مقادیر $a = 2^{16} + 3$ ، $b = 0$ و $M = 231$ برای تولید x_i ها مورد استفاده قرار داده‌اند.

(LOTSTEDT)

با در نظر گرفتن مقادیر گذشته‌ی a و b و M و با فرض مقدار $x_0 = 20$ ، مقادیر ۱۰ مولفه اول تولید

شده توسط این روش در ادامه ارائه شده است:

$x_1 = ((2^{16} + 3) \times 20 + 0) \text{Mod } 231 = 86$	$u_1 = 86 / 231 = 0.372$
$x_2 = ((2^{16} + 3) \times 86 + 0) \text{Mod } 231 = 169$	$u_2 = 169 / 231 = 0.732$
$x_3 = ((2^{16} + 3) \times 169 + 0) \text{Mod } 231 = 103$	$u_3 = 103 / 231 = 0.446$
$x_4 = ((2^{16} + 3) \times 103 + 0) \text{Mod } 231 = 146$	$u_4 = 146 / 231 = 0.632$
$x_5 = ((2^{16} + 3) \times 146 + 0) \text{Mod } 231 = 212$	$u_5 = 212 / 231 = 0.918$
$x_6 = ((2^{16} + 3) \times 212 + 0) \text{Mod } 231 = 148$	$u_6 = 148 / 231 = 0.641$
$x_7 = ((2^{16} + 3) \times 148 + 0) \text{Mod } 231 = 82$	$u_7 = 82 / 231 = 0.355$
$x_8 = ((2^{16} + 3) \times 188 + 0) \text{Mod } 231 = 188$	$u_8 = 188 / 231 = 0.814$
$x_9 = ((2^{16} + 3) \times 23 + 0) \text{Mod } 231 = 23$	$u_9 = 23 / 231 = 0.100$
$x_{10} = ((2^{16} + 3) \times 64 + 0) \text{Mod } 231 = 64$	$u_{10} = 64 / 231 = 0.277$

۲-۴-۲ شبیه‌سازی ابرمکعب لاتین^۱

اگر آرایه‌ای از نمادها و عددها وجود داشته باشد به طوری که هر کدام تنها یک بار رخ دهند، در این

صورت آرایه‌ی مذکور یک «لاتین مربع» نامیده می‌شود. عبارت هایپرکیوب در واقع مبین توسعه‌ی این

مفهوم به بعدهای بالاتر جهت بسیاری از متغیرهای طراحی می‌باشد. بنابراین، روش LHS که تحت نام

^۱ latin hypercube sampling (LHS)

رویکرد نمونه برداری لایه‌ای نیز یاد می‌شود، در واقع یک روش نمونه برداری چند متغیره با هدف تضمین دستیابی به طراحی‌های بدون هم پوشانی می‌باشد. روش LHS که جهت تولید نمونه‌های چند متغیره از توزیع‌های آماری با موفقیت مورد استفاده قرار گرفته است، اولین بار توسط McKay و همکارانش معرفی گردید. در روش LHS توزیع مربوط به هر متغیر تصادفی را می‌توان به n بازه یا انبارک احتمالاتی مساوی تقسیم نمود. هر انبارک در برگیرنده‌ی یک نقطه‌ی تحلیل می‌باشد. بر این اساس، تعداد نقطه‌های تحلیل برابر n می‌باشد که به طور تصادفی ترکیب می‌شوند و احتمال هر یک از این n انبارک برابر $1/n$ احتمال توزیع می‌باشد. مرحله‌های اصلی مربوط به روش LHS کلی عبارتند از:

۱- توزیع هر متغیر را به n بازه‌ی بدون هم پوشانی بر مبنای احتمال مساوی تقسیم کنید.

۲- با توجه به چگالی احتمال هر بازه، یک مقدار تصادفی از آن بازه انتخاب کنید.

۳- مرحله ۱ و ۲ را آن قدر تکرار نماید که مقدارهایی تصادفی جهت همه‌ی متغیرهای تصادفی

نظیر X_1, X_2 و X_k انتخاب شده باشد.

۴- n مقدار تصادفی به دست آمده جهت هر X_i را به صورت تصادفی با n مقدار به دست آمده

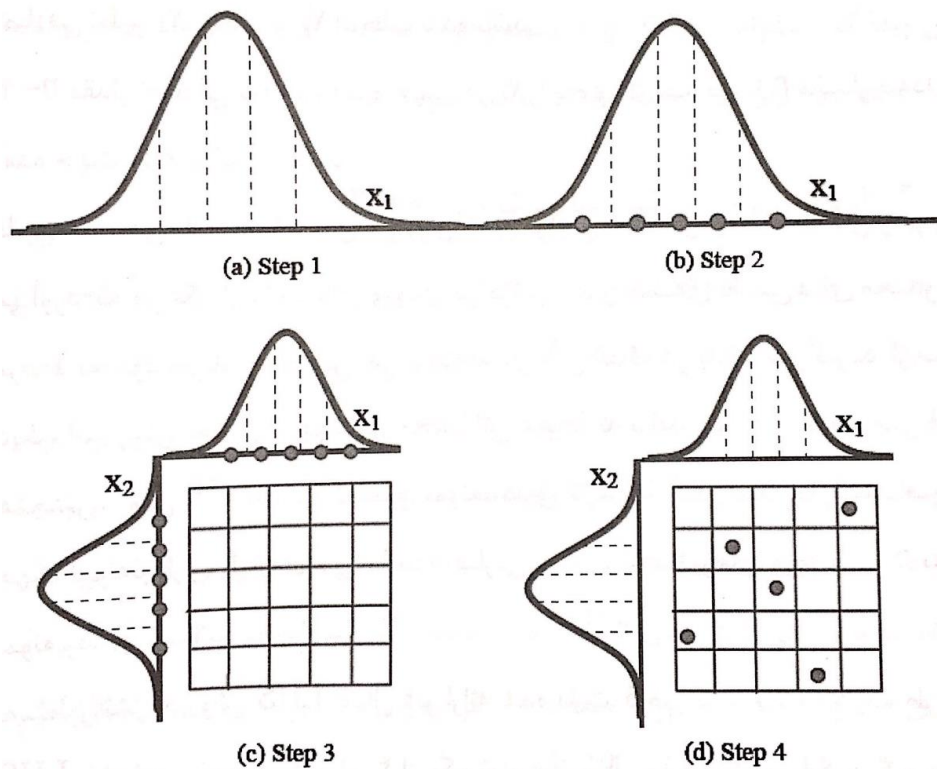
جهت $X_{i \neq j}$ ترکیب نمایید.

قانون مند بودن بازه‌های احتمال بر روی تابع توزیع احتمال این اطمینان را بوجود می‌آورد که هر یک از متغیرهای ورودی در برگیرنده‌ی همه‌ی بخش‌های محدوده‌ی مربوط به خود می‌باشند که این امر منجر به واریانس اندک در پاسخ می‌گردد. از سوی دیگر، این روش تحلیل از جهت بار محاسباتی مربوط به تولید نمونه‌ها مناسب می‌باشد. همچنین، روش LHS ضمن تضمین نمونه برداری لایه‌ای، امکان اندازه‌های انعطاف پذیر جهت نمونه برداری را فراهم می‌نماید، به عبارتی هر یک از متغیرهای ورودی در n سطح نمونه برداری شده اند.

به منظور تشریح روش LHS، مثال زیر ارائه شده است. فرض شده که یک طراحی LHS با اندازه نمونه‌ی $n=4$ از یک توزیع نرمال با مقدار میانگین ۳ و مقدار انحراف معیار 0.2 مورد نظر است. همچنین، فرض می‌گردد U_m ($m=1,2,3,4$) یک عدد تصادفی با توزیع استاندارد یکنواخت (توزیع شده میان ۰ و

(۱) باشد که با روش‌های گوناگون از جمله روش‌های مونت کارلو که در بخش قبل مورد بررسی قرار گرفت به دست می‌آیند. هر یک از عددهای تصادفی U_m به منظور یافتن یک احتمال تجمعی P_m بایستی به گونه‌ی زیر مقیاس بندی شوند:

$$P_m = \left(\frac{1}{n}\right)U_m + \left(\frac{m-1}{n}\right) \quad (3-2)$$

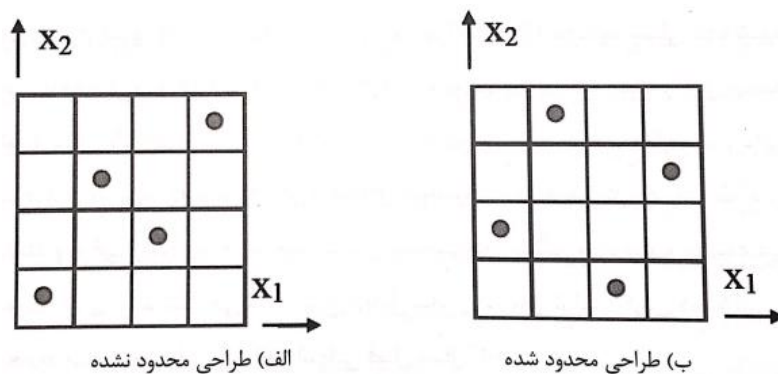


شکل ۳-۲-۱-۲- مفهوم پایه‌ای LHS دو متغیر تصادفی و نمونه‌ی مرتبط به آنها

جدول ۳-۲-۱- طراحی LHS با اندازه‌ی ۴، $N(3,0.2)$

شماره بازه	عدد تصادفی یکنواخت	احتمال مقیاس شده	متغیرهای نرمال استاندارد متناظر	متغیرهای نرمال متناظر $N(3,0.2)$
۱	۰/۲۸۴۴	۰/۰۷۱۱	-۱/۴۶۷۶	۲/۷۶۰۵
۲	۰/۴۶۹۲	۰/۳۶۷۳	-۰/۳۳۹۰	۲/۹۳۲۲
۳	۰/۰۶۴۸	۰/۵۱۶۲	۰/۰۴۰۶	۳/۰۰۸۱
۴	۰/۹۸۸۳	۰/۹۹۷۱	۲/۷۵۷۱	۳/۵۵۱۴

بنابراین هر P_m در بازه‌ی m ام قرار می‌گیرد: P_1, P_2, P_3 و P_4 به ترتیب در چهار بازه‌ی $(0, 0.25)$ ، $(0.25, 0.5)$ ، $(0.5, 0.75)$ و $(0.75, 1)$ واقع شده‌اند. مقادیرهای P_m به منظور به دست آوردن مقادیرهای نرمال استاندارد متناظر (ξ) از تابع توزیع نرمال معکوس استفاده می‌شوند. به عنوان مثال، یک عدد تصادفی یکنواخت با نام $U_m = 0.2844$ تولید می‌شود. سپس $P_1 = 0.0711$ ، $\xi_1 = \Phi^{-1}(P_1) = -1.4676$ و $X_1 = \mu_x + \sigma_x \xi_1$ نتیجه‌های کامل برای چهار بازه به تفصیل در جدول بالا نشان داده شده است.



شکل ۲-۲- طراحی‌های LHS دو بعدی برای چهار نمونه‌ی مرتبط تولید شده

به سرعت می‌توان شیوه‌ی مشابهی را جهت فضای n -بعدی بیان نمود. بر این اساس، همان گونه که پیش از این نیز ذکر گردید روش LHS ضمن تضمین نمونه برداری لایه‌ای، امکان اندازه‌های انعطاف پذیر جهت نمونه برداری را فراهم می‌نماید. به عبارتی هر یک از متغیرهای ورودی در n سطح نمونه برداری شده‌اند. مرحله‌ی باقیمانده از روش LHS مربوط به مرحله‌ی ترکیب نمودن دو به دو متغیرهای n بعدی تولید شده می‌باشد. توجه به این نکته ضروری است که جایگشت تصادفی مربوط به مرحله‌ی ترکیب نمودن دو به دو متغیرهای تصادفی تولید شده (مرحله‌ی ترکیب نمودن دو به دو متغیرهای محدود نشده) با هدف ایجاد مجموعه‌ی نمونه برداری شده n بعدی قابلیت تضمین لایه‌ای بودن طراحی را نخواهد داشت. در شکل ۲-۲- الف نتایج مربوط به ترکیب دو به دو متغیرهای نامحدود جهت طراحی LHS مربوط به دو متغیر تصادفی با چهار تشخیص نشان داده شده است. به عبارتی، $(1, 1)$ ، $(2, 3)$ ، $(3, 2)$ و $(4, 4)$ توسط تولید کننده‌ی اعداد تصادفی یک بسته‌ی نرم افزاری نظیر MATLAB یا Mathematica ایجاد شده‌اند. طراحی نشان داده شده در شکل ۲-۲- الف به شدت همبسته و نیازمند تخمین صحیح

خطا می‌باشد. از سوی دیگر، در شکل ۲-۲-ب یک طراحی LHS محدود نشان داده شده است. به عبارتی، (۱،۲)، (۲،۴)، (۳،۱) و (۴،۳) که توسط یک رویکرد نمونه برداری بهینه تولید نشان داده شده است. رویکرد ترکیب دو به دویی محدود شده نیازمند برپایی ساختاری میباشد که بر مبنای آن نقطه‌های نمونه برداری در عرض کل دامنه ی طراحی باشند و برخی از موقعیت‌ها نیازمند کنترل ساختار همبستگی مربوط به مجموعه ی نمونه برداری تولید شده می‌باشند. (شایانفر، قانونی بقا، و جهانی، ۱۳۹۴)

۲-۴-۳ شبیه‌سازی تصادفی گون

۱-۳-۴-۲ روش شبیه‌سازی هالتون^۱

دنباله‌های هالتون به وسیله ی یک روش قطعی که از یک عدد اول به عنوان مبنای خود استفاده می‌کند، ساخته شده‌اند. دنباله‌ی هالتون یک بعدی بر پایه‌ی عدد اول p (بزرگتر از ۲)، فضای بین ۰ و ۱ را به p قسمت تقسیم بندی می‌کند و فضاهای خالی را به صورت سیستماتیک به وسیله‌ی سیکل‌هایی به طول p ، که در هر فضای خالی یک درایه قرار می‌دهد، پر می‌کند.

طبق تعریف، مولفه‌ی i ام دنباله‌ی هالتون در پایه‌ی p با معکوس کردن ترتیب ارقام عدد صحیح i در مبنای p و نوشتن آن پس از اعشار بدست می‌آید.

$$i = \sum_{l=0}^L b_l(i) p^l \quad (4-2)$$

که در آن $0 \leq b_l(i) \leq p-1$ و مقادیر $b_0(i), \dots, b_l(i)$ که معادله فوق را حل می‌کنند، برای نوشتن عدد i ام دنباله‌ی هالتون در مبنای p ، مورد استفاده قرار می‌گیرد.

$$\varphi_p(i) = 0.b_0(i)b_1(i)..b_L(i) \quad (5-2)$$

یا به روش زیر به صورت اعداد اعشاری بازنویسی شود:

^۱ halton sampling

$$\varphi_p(i) = \sum_{l=0}^L b_l(i) p^{-l-1} \quad (6-2)$$

به عنوان مثال اعداد $i=1,2,3,\dots,10$ دنباله هالتون در پایه 5 ($p=5$) به صورت زیر محاسبه می‌شوند:

جدول ۲-۲- نمایش ۱۰ مولفه اول دنباله Halton در پایه ۵

i	عدد i در مبنای p	عدد نام دنباله هالتون در مبنای p	عدد نام دنباله هالتون
1	01	0.10	0.2
2	02	0.20	0.4
3	03	0.30	0.6
4	04	0.40	0.8
5	10	0.01	0.04
6	11	0.11	0.24
7	12	0.21	0.44
8	13	0.31	0.64
9	14	0.41	0.84
10	20	0.02	0.08

دنباله‌های قطعی هالتون به گونه‌های مختلفی تصادفی سازی می‌شوند. توفین^۱ (۱۹۹۶) و بت^۲ (۱۹۹۹)

حرکت دادن تصادفی را پیشنهاد دادند که به صورت زیر اعمال می‌شود:

۱- یک درایه از یک توزیع یکنواخت بین ۰ و ۱ انتخاب می‌شود.

۲- این درایه به کلیه عناصر دنباله هالتون اضافه می‌شود.

۳- از عناصری که از یک عبور کرده باشند یک واحد کاسته می‌گردد.

این فرآیند تمام دنباله را به اندازه‌ی مقدار درایه تصادفی به بالا حرکت می‌دهد و احتمال دارد

عناصری وجود داشته باشد که از مقدار واحد بیشتر شده باشند که آنها را مجدداً به بازه‌ی بین ۰ و ۱

^۱ Tuffin

^۲ Bhat

باز می‌گردانیم. حذف کردن G عنصر اولیه‌ی دنباله، روشی بود که توسط ونگ و هیکرنل^۱ (۲۰۰۰) پیشنهاد شد که در آن G به صورت تصادفی انتخاب می‌شود. دنباله‌های هالتون چند بعدی از ترکیب چند دنباله تک بعدی که از اعداد اولیه‌ی متفاوتی ساخته شده است، تشکیل می‌شوند. تصادفی سازی دنباله‌های تک بعدی موجب تصادفی سازی دنباله‌های چند بعدی می‌گردد.

مشکل عدیده‌ای که در استفاده از دنباله‌های هالتون به ویژه هنگام اتخاذ اعداد اول بزرگ مطرح است، همبستگی زیاد دنباله‌های اولیه هالتون می‌باشد که باعث توزیع غیر یکنواخت (پوشش ضعیف) درایه‌ها در فضای چند بعدی و به تبع آن شبیه سازی و تخمین ضعیف می‌شود. اگرچه اکثراً این مشکل را به علت استفاده از اعداد اول بزرگ می‌شناسند، اما در واقع این مشکلات زمانی اهمیت پیدا می‌کنند که نسبت دو عدد اول مورد استفاده به عدد صحیح نزدیک باشد. دنباله‌های هالتون به گونه‌ای ساخته شده اند که نشان می‌دهند هنگام استفاده از اعداد اول بزرگ اثرات این گونه همبستگی‌ها در جایی که تعداد سیکل‌های مورد استفاده کم است، بسیار زیاد می‌باشد. برای دنباله‌های بر پایه‌ی انتخاب عدد اول که موجب ایجاد مشکل همبستگی نمی‌شود، دنباله‌های هالتون استاندارد در مقایسه با دنباله‌های تصادفی‌نما باعث بهبود تخمین شده اند و تا کنون در شاخه‌های مختلفی از علوم مانند حمل و نقل به طور موفق مورد استفاده قرار گرفته‌اند.

دو روش اصلی برای کاهش این همبستگی در دنباله‌های هالتون Scrambling و Shuffling نام دارند. روش Scrambling دنباله را با استفاده از جایگشت‌های ضرایب $b_l(i)$ در رابطه (۹) در هم می‌آمیزد. در نتیجه دنباله‌ی هالتون برای عدد اول p به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$\varphi_{sp}(i) = \sum_{l=0}^L \sigma_p(b_l(i)) p^{-l-1} \quad (7-2)$$

که در آن σ_p عامل جایگشت مقادیر ممکن $b_l(i)$ در مبنای p می‌باشد. در واقع در این روش ترتیب ارقام $(0, 1, \dots, p-1)$ در مبنای p به هم می‌ریزد. الگوریتم‌های متعددی برای اعمال جایگشت بر ضرایب

^۱ Wang and Hickernell

b_i در رابطه ۲-۷ معرفی شده اند. براتن و والر^۱ (۱۹۷۹) متداول ترین روش را ارائه کردند که توسط بت^۲ (۲۰۰۳) در حمل و نقل مورد استفاده قرار گرفت. جایگشت‌های ارائه شده توسط این محققان در پیوست برای ۱۰ عدد اول ابتدایی آمده است. برای روشن شدن این موضوع، دنباله‌ی هالتون که در مثال قبل ایجاد شده بود توسط این روش در هم می‌آمیزد. جایگشتی که توسط این محققان برای مبنای ۵ پیشنهاد شد، به جای (۰،۱،۲،۳،۴)، به صورت (۰،۳،۱،۴،۲) بود. بنابراین نمایش اعداد $i=1,2,3,\dots,10$ در دنباله هالتون با اعمال این جایگشت به شکل زیر خواهد بود:

جدول ۲-۳- نمایش ۱۰ مولفه اول دنباله Scrambled Halton در پایه ۵

i	عدد i در مبنای p	عدد i در مبنای p	
		با اعمال جایگشت	در مبنای p
1	01	03	0.6
2	02	01	0.2
3	03	04	0.8
4	04	02	0.4
5	10	30	0.6
6	11	33	0.72
7	12	31	0.64
8	13	34	0.76
9	14	32	0.68
10	20	10	0.04

روش Shuffled توسط موروکوف و کافلش^۳ (۱۹۹۴) معرفی شد. روش کار به گونه‌ای است که عناصر هر دنباله‌ی تک بعدی قبل از آنکه در یک دنباله‌ی چند بعدی با یکدیگر ترکیب شوند، به صورت تصادفی مجدداً مرتب می‌گردند. برای ساخت یک دنباله هالتون Shuffled از یک دنباله‌ی تک‌بعدی استاندارد هالتون با طول N استفاده می‌شود که با عدد اول p تولید شده است:

^۱ Braaten and Weller

^۲ Bhat

^۳ Morokoff and Cafilish

$$H_p = \langle \varphi_p(1), \dots, \varphi_p(N) \rangle \quad (8-2)$$

که در آن $\varphi_p(i)$ و $i=1,2,\dots,N$ قبلاً توضیح داده شده اند. سپس مدل های Shuffle شده ی این دنباله را در اجراهای مختلف استفاده می کنیم. دنباله ی مورد استفاده در زامین اجرا به صورت زیر به دست می آید:

$$H_{p,\sigma(j)} = H(I_j, H_p) \quad (9-2)$$

که در اینجا H تابعی است که دنباله ای با عناصر H_p که بر اساس بردار I_j مرتب شده اند، می سازد. I_j جایگشتی تصادفی از بردار شاخص 1 مدنظر می باشد. (\cdot) یک عملگر جایگشت بوده که جایگشت I_j در بردار شاخص I در زامین اجرا را محدود می کند. استفاده از جایگشت های مختلف بردار شاخص برای ابعاد مختلف، مرتب سازی سیکلی (چرخه ای) را بر هم میزند. از این رو همبستگی بین دنباله های اولیه را کاهش می دهد. به طور مثال دنباله اعداد تولید شده در مثال جدول ۲-۲، به ترتیبی که در جدول ۲-۴ آمده است، در هم آمیخته می شوند:

جدول ۲-۴- نمایش ۱۰ مولفه اول دنباله Shuffled Halton در پایه ۵

Shuffled Halton دنباله	عدد نام دنباله هالتون	عدد نام دنباله هالتون		i
		در مبنای p	مبنای p	
0.04	0.2	0.10	01	1
0.4	0.4	0.20	02	2
0.84	0.6	0.30	03	3
0.44	0.8	0.40	04	4
0.08	0.04	0.01	10	5
0.2	0.24	0.11	11	6
0.6	0.44	0.21	12	7
0.64	0.64	0.31	13	8
0.8	0.84	0.41	14	9
0.24	0.08	0.02	20	10

¹ index vector

اگرچه عملکرد دنباله هالتون Shuffled عملاً به مرتب سازی خاص مورد استفاده در اجرای مورد نظر وابسته است، با این حال دنباله‌ی هالتون Shuffled توانایی کاهش قابل ملاحظه‌ی اثر همبستگی را دارد و می‌تواند عملکرد پایداری را در اجراهای تخمین مدل‌های لوجیت چندگانه‌ی ترکیبی از خود نشان دهد.

همانطور که پیش از این توضیح داده شد، دنباله‌های هالتون چند بعدی از طریق ترکیب دنباله‌های تک بعدی به وجود می‌آیند دنباله‌های شبه تصادفی متعددی ارائه شده اند که به طور مستقیم در فضای چند بعدی ساخته می‌شوند. به طور کلی این دنباله‌ها فواصل بین نقطه‌ای یکنواخت‌تری را در فضای چند بعدی ارائه می‌دهند. این در حالیست که در هر بعد یکنواختی کمتری به چشم می‌خورد.

از جمله روش‌های یاد شده روش نمونه گیری اصولی^۱ است که توسط مک گرث^۲ (۱۹۷۰) مطرح شد. این روش به وسیله‌ی قرعه کشی N/M نقطه در یکی از بخش‌های MK بعدی شبکه و تعریف این نقاط به سایر M-1 سطح شبکه، یک شبکه‌ی یکنواخت K بعدی از N نقطه ایجاد می‌کند. به تناوب مولفه‌ی هر زیر مجموعه از طریق قرعه کشی بدست می‌آید. دقت هر روش، با افزایش M افزایش می‌یابد. پیدا کردن مقدار مناسب M (و N) به طوری که مقدار N/M و $\sqrt[k]{M}$ عدد صحیحی باشد، از جمله مشکلات این روش است. در هر حال، عموماً یکنواختی در هر بعد با روش شبکه بندی، کمتر از روش هالتون یا لاتین هایپرکیوب می‌باشد. (Hess, Train, & Polak, 2006)

۲-۴-۳-۲ روش شبیه‌سازی سوبول^۳

دنباله‌ی Sobol بر اساس یک سری «اعداد جهت^۴»، $(\{v_i\})$ ، شکل می‌گیرد که در آن

^۱ systematic sampling

^۲ McGrath

^۳ sobol sampling

^۴ direction numbers

$$v_i = \frac{m_i}{2^i} \quad (10-2)$$

در رابطه‌ی فوق m_i اعداد فرد مثبت کمتر از 2^i می‌باشند. پس از تعیین v_i ها، تابع مورد نظر با عناصر v_i و c_p بازنویسی می‌گردد:

$$f(z) = z^p + c_1 z^{p-1} + \dots + c_{p-1} z + c_p \quad (11-2)$$

برای $i > p$:

$$v_i = c_1 v_{i-1} \oplus c_2 v_{i-2} \oplus \dots \oplus c_p v_{i-p} \oplus \left\lfloor v_{i-p} / 2^p \right\rfloor \quad (12-2)$$

که \oplus جمع مولفه‌ها در مبنای ۲ را نشان می‌دهد. رابطه‌ی هم ارز برای m_i به صورت زیر است:

$$m_i = 2c_1 m_{i-1} \oplus 2^2 c_2 m_{i-2} \oplus \dots \oplus 2^p c_p m_{i-p} \oplus m_{i-p} \quad (13-2)$$

تأمین عدد در دنباله‌ی Sobol به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$x_i = b_1 v_1 \oplus b_2 v_2 \oplus b_3 v_3 \oplus \dots \quad (14-2)$$

که در آن $b_1 b_2 b_3 \dots$ نمایش عدد i در مبنای ۲ می‌باشد. (Gentle, 2006) به عنوان مثال رابطه‌ی چند جمله‌ای زیر را در نظر بگیرید:

$$x^4 + x + 1$$

تابع بازگشتی متناظر با آن به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$m_i = 8m_{i-3} \oplus 16m_{i-4} \oplus m_{i-4}$$

اگر $m_1=1$ و $m_2=1$ و $m_3=3$ و $m_4=13$ فرض شود:

$$\begin{aligned} m_5 &= 8 \oplus 16 \oplus 1 \\ &= 01000(\text{binary}) \oplus 10000(\text{binary}) \oplus 00001(\text{binary}) \\ &= 11001(\text{binary}) \\ &= 25 \end{aligned}$$

به این ترتیب اعداد جهت زیر به دست می‌آید:

$$\begin{aligned} v_1 &= 0.1 \\ v_2 &= 0.01 \\ v_3 &= 0.011 \\ v_4 &= 0.1101 \\ v_5 &= 0.11001 \end{aligned}$$

طبق رابطه ۲-۱۴، ده مولفه اول دنباله سوپول به صورت زیر حاصل می‌شود:

$0 = (0)_2$	$x_0 = 0$
$1 = (1)_2$	$x_1 = (0.1)_2 = 0.5$
$2 = (10)_2$	$x_2 = (0.01)_2 = 0.25$
$3 = (11)_2$	$x_3 = (0.1)_2 \oplus (0.01)_2 = (0.11)_2 = 0.75$
$4 = (100)_2$	$x_4 = (0.011)_2 = 0.375$
$5 = (101)_2$	$x_5 = (0.1)_2 \oplus (0.011)_2 = (0.111)_2 = 0.875$
$6 = (110)_2$	$x_6 = (0.01)_2 \oplus (0.011)_2 = (0.101)_2 = 0.625$
$7 = (111)_2$	$x_7 = (0.1)_2 \oplus (0.01)_2 \oplus (0.011)_2 = (0.001)_2 = 0.125$
$8 = (1000)_2$	$x_8 = (0.1101)_2 = 0.8125$
$9 = (1001)_2$	$x_9 = (0.1)_2 \oplus (0.1101)_2 = (0.0101)_2 = 0.3125$
$10 = (1010)_2$	$x_{10} = (0.01)_2 \oplus (0.1101)_2 = (0.0001)_2 = 0.0625$

فصل ۳

روش شناسی پژوهش

۳-۱ تحلیل عدم قطعیت توابع خطی و شاخص‌های رتبه‌بندی

عوامل موثر بر عدم قطعیت

در این مطالعه به منظور بررسی عدم قطعیت یا آنالیز حساسیت به عنوان مثال تابع y ، از

روش‌های بر پایه نمونه‌گیری^۱ استفاده شده است. تابع مورد مطالعه به صورت:

$$y = y(x) = f(x) \quad (۳-۱)$$

معرفی می‌شود که در آن ورودی‌های تحلیل $x = [x_1, x_2, \dots, x_{nX}]$ و خروجی‌ها

$y = [y_1, y_2, \dots, y_{nY}]$ می‌باشند. در واقعیت ابعاد nX و nY می‌تواند بزرگ باشد؛ که در این صورت

تابع f پیچیده می‌شود.

در صورتی که مقادیر x به طور دقیق مشخص باشد، مقدار $y(x)$ یک مقدار یکتا و مشخص خواهد

بود. حال آنکه به علت مقادیر مختلفی که x می‌تواند اختیار کند، عدم قطعیت معنی پیدا می‌کند.

عدم قطعیت در x و اثرات آن بر $y(x)$ باعث شکل‌گیری دو سوال می‌شود: (۱) عدم قطعیت

خروجی ($y(x)$) با توجه به عدم قطعیت ورودی (x)، چه مقدار است؟ (آنالیز عدم قطعیت) (۲) هر

ورودی x به چه میزان در عدم قطعیت خروجی $y(x)$ موثر می‌باشد؟ (آنالیز حساسیت)

برای دستیابی به عدم قطعیت $y(x)$ می‌بایست عدم قطعیت عناصر x وابسته به آن مورد بررسی

قرار گیرد. بدین منظور به هر عنصر x_i توزیع مشخص $D = (D_1, D_2, \dots, D_{nX})$ اختصاص داده شده و از

این توزیع برای تخمین مقادیر $y(x)$ استفاده می‌شود که در نتیجه منجر به ایجاد یک توزیع برای y

می‌گردد.

متغیرهای ورودی تابع $y(x)$ به صورت $x_k = [x_{k1}, x_{k2}, \dots, x_{k,nX}]$ ، $k = 1, 2, \dots, nS$ بوده و همانطور

که گفته شد، به گونه‌ای طراحی می‌شوند که از توزیع D پیروی کنند. هنگامی که این ورودی‌ها در

اجرای تابع مورد مطالعه استفاده شوند، نتایج خروجی تابع به صورت بردار

^۱ sampling based method

$$y(x_k) = [y_1(x_k), y_2(x_k), \dots, y_{nY}(x_k)], k = 1, 2, \dots, nS$$

هنگامی که از روش‌های احتمالی نظیر نمونه‌گیری تصادفی^۱ (شبه تصادفی یا تصادفی گون) و یا نمونه‌گیری لاتین هایپرکیوب^۲ برای ایجاد نمونه‌ی $x_k = [x_{k1}, x_{k2}, \dots, x_{k,nX}], k = 1, 2, \dots, nS$ با توزیع D استفاده می‌شود، توزیع بدست آمده برای مقادیر y، عدم قطعیت خروجی تحلیل را نشان می‌دهد. عدم قطعیت مقادیر پیش‌بینی شده معمولاً در قالب واریانس پیش‌بینی‌ها، انحراف معیار آنها، ضریب تغییرات، بازه‌ی اطمینان ۹۵٪ و درصدی از توزیع پیش‌بینی‌ها تعریف می‌شود. به طور کلی برای مقایسه پراکندگی دو گروه داده با واحدهای اندازه‌گیری متفاوت، استفاده از انحراف معیار، واریانس و دامنه تغییرات صحیح نمی‌باشد. چرا که این معیارها با تغییر واحد داده‌ها، تغییر می‌کنند. به همین دلیل در این مطالعه از ضریب تغییرات (CV^۳) استفاده می‌شود. ضریب تغییرات یک معیار بدون بعد بوده و میزان نسبی پراکندگی را نشان می‌دهد. این معیار از تقسیم انحراف معیار بر مقدار میانگین داده‌ها به دست می‌آید:

$$CV = \frac{\sigma}{\mu} \quad (2-3)$$

به منظور تعیین میزان تاثیر هر x روی هر y از تحلیل حساسیت استفاده می‌شود. روش‌های متعددی برای تحلیل نگاشت‌های $[x_k, y(x_k)], k = 1, 2, \dots, nS$ و آنالیز حساسیت به کار می‌رود. از جمله این روش‌ها بررسی نمودارهای پراکنش^۴، ضریب همبستگی (CC^۵)، ضریب همبستگی رتبه-ای (RCC^۶)، ضرایب رگرسیون استاندارد شده (SRC^۷)، ضرایب رگرسیون رتبه‌ای استاندارد

^۱ random sampling

^۲ latin hypercube sampling

^۳ coefficient of variation

^۴ scatter plots

^۵ correlation coefficient

^۶ rank correlation coefficient

^۷ standardized regression coefficient

شده (SRRC)^۱، ضرایب همبستگی جزئی (PCC)^۲، ضرایب همبستگی رتبه‌ای جزئی (PRCC)^۳، ضرایب همبستگی نیمه جزئی (SPCC)^۴، ضرایب همبستگی رتبه‌ای نیمه جزئی (SPRCC)^۵ و آنالیز رگرسیون مرحله به مرحله می‌باشد.

ساده ترین روش برای بررسی نگاشت‌های $(x_k, y_k), k=1,2,\dots,nS$ ، بررسی نمودارهای پراکنشی است که یک محور نشان دهنده‌ی مقادیر نمونه‌گیری شده و محور دیگر مقادیر خروجی تحلیل را نشان می‌دهد.

ضریب همبستگی یک روش ساده و معمول جهت ارزیابی ارتباط بین ورودی و نتایج خروجی یک تحلیل است. برای دنباله‌ای از مشاهدات، ضریب همبستگی پیرسون^۶ (CC) به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$r_{x_i,y} = \frac{\sum_{k=1}^{nS} (x_{ki} - \bar{x}_i)(y_k - \bar{y})}{\left[\sum_{k=1}^{nS} (x_{ki} - \bar{x}_i)^2 \right]^{1/2} \left[\sum_{k=1}^{nS} (y_k - \bar{y})^2 \right]^{1/2}} \quad (3-3)$$

که در آن

$$\bar{y} = \sum_{k=1}^{nS} y_k / nS, \bar{x}_i = \sum_{k=1}^{nS} x_{ki} / nS \quad (4-3)$$

می‌باشد.

ضریب همبستگی همیشه مقادیر بین ۱ و -۱ را اتخاذ کرده و رابطه خطی بین x_i و y (تاثیر یک متغیر روی y) را نشان می‌دهد. برای نشان دادن تاثیر چندین متغیر روی y از آنالیز رگرسیون

^۱ standardized rank regression coefficient

^۲ partial correlation coefficient

^۳ partial rank correlation coefficient

^۴ semipartial correlation coefficient

^۵ semipartial rank correlation coefficient

^۶ stepwise regression analysis

^۷ pearson

استفاده می‌شود.

$$\hat{y} = b_0 + \sum_{i=1}^{nX} b_i x_i \quad (5-3)$$

مثبت یا منفی بودن b_i ها به ترتیب اثر افزایشی یا کاهش‌ی مقادیر x_i روی y را نشان می‌دهد. از طرفی معادله‌ی رگرسیون فوق با مقدار R^2 (ضریب تعیین^۱) ارتباط زیادی دارد و برابر با تقسیم عدم قطعیت بر y است که می‌توان از طریق معادله رگرسیون آن را محاسبه کرد. وقتی متغیرهای x_1, x_2, \dots, x_{nX} مستقل باشند،

$$R^2 = R_1^2 + R_2^2 + \dots + R_{nX}^2 \quad (6-3)$$

خواهد بود.

تأثیر ضرایب b_1, b_2, \dots, b_{nX} در رابطه‌ی (۴) در تحلیل حساسیت، به دلیل وابستگی آن‌ها بر واحد y و x_i ، تا حد زیادی محدود می‌شود. به همین دلیل مدل رگرسیون بالا به شکل نرمال زیر مطرح می‌شود:

$$\frac{(\hat{y} - \bar{y})}{\hat{s}} = \sum (b_i \hat{s}_i / \hat{s})(x_i - \bar{x}_i) / \hat{s}_i \quad (7-3)$$

که در این رابطه:

$$\hat{s} = \left[\sum_{k=1}^{nS} (y_k - \bar{y})^2 / (nS - 1) \right]^{1/2} \quad (8-3)$$

$$\hat{s}_i = \left[\sum_{k=1}^{nS} (x_{ki} - \bar{x}_i)^2 / (nS - 1) \right]^{1/2} \quad (9-3)$$

در این رابطه، ضرایب $b_i \hat{s}_i / \hat{s}$ ، ضرایب رگرسیون استاندارد شده (SRC) می‌باشند. اگر x_i مستقل باشد، می‌توان از مقدار قدر مطلق ضریب رگرسیون استاندارد شده به عنوان معیاری برای تعیین

^۱ coefficient of determination

اهمیت متغیرها استفاده نمود.

ضریب همبستگی $r_{x_i y}$ رابطه خطی بین X_i و Y را نشان می‌دهد. اما هیچگونه اصلاحی در مورد اثرات محتمل سایر متغیرها روی Y انجام نمی‌دهد. ضریب همبستگی جزئی رابطه خطی بین دو متغیر بعد از حذف اثرات خطی سایر متغیرهای آنالیز را ارائه می‌دهد. اگر X_i و Y دو متغیر تصادفی و Z متغیر کنترلی باشد که با متغیرهای X_i و Y وابستگی دارد، آنگاه ضریب همبستگی جزئی (PCC) بین X_i و Y با حذف اثر متغیر کنترلی Z را با $\rho_{xy,z}$ نشان می‌دهند و به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$r_{x_i y, z} = \frac{r_{x_i y} - r_{x_i z} r_{yz}}{(1 - r_{x_i z}^2)^{1/2} (1 - r_{yz}^2)^{1/2}} \quad (10-3)$$

در این رابطه $r_{x_i y}$ همان ضریب همبستگی ساده بین X_i و Y است. دامنه مقادیر این ضریب به مانند ضریب همبستگی ساده در محدوده -1 تا 1 است. به این معنی که هرچه ضریب همبستگی جزئی به 1 یا به -1 نزدیک باشد، شدت رابطه بین دو متغیر با کنترل و حذف اثر متغیرهای دیگر بیشتر است و هرچه این مقدار به صفر نزدیک باشد، بیانگر عدم وابستگی بین آن دو خواهد بود.

ضریب همبستگی نیمه جزئی مشابه ضریب همبستگی جزئی است، با این تفاوت که اثر متغیر کنترلی فقط روی یک متغیر حذف می‌گردد^۱. بنابراین اگر ضریب همبستگی نیمه جزئی (SPCC) بین X_i و Y با کنترل اثر متغیر Z بر Y را به صورت $r_{x_i(y,z)}$ نشان دهیم، به صورت زیر محاسبه خواهد شد:

$$r_{x_i(y,z)} = \frac{r_{x_i y} - r_{x_i z} r_{yz}}{(1 - r_{yz}^2)^{1/2}} \quad (11-3)$$

^۱ فرض کنید می‌خواهیم همبستگی بین تولید سفر با هدف کار و میزان سرانه مالکیت خودرو، تعداد شاغلان و تعداد محصل در ناحیه را مشخص کنیم. با در نظر گرفتن سرانه مالکیت خودرو به عنوان متغیر کنترل کننده‌ی سایر متغیرهای وابسته، همبستگی بین هر متغیر وابسته با تولید سفر با هدف کار، در قالب ضریب همبستگی جزئی تعریف می‌شود. حال اینکه ضریب همبستگی نیمه جزئی، همبستگی بین هر متغیر وابسته و تولید سفر با هدف کاری را در شرایطی نشان می‌دهد که یا تولید سفر و یا یکی از متغیرهای وابسته توسط متغیر سرانه مالکیت خودرو کنترل شود.

بر همین اساس ضریب همبستگی نیمه جزئی بین X و Y به شرط کنترل اثر Z روی X برابر خواهد بود با:

$$r_{y(x_i, z)} = \frac{r_{x_i y} - r_{x_i z} r_{yz}}{(1 - r_{x_i z}^2)^{1/2}} \quad (12-3)$$

همانطور که از روابط می‌توان فهمید، این ضریب همبستگی متقارن نیست. یعنی $r_{x_i(y, z)} \neq r_{y(x_i, z)}$.

از آن جایی که ضریب همبستگی، ضرایب رگرسیون استاندارد شده، ضریب همبستگی جزئی و ضریب همبستگی نیمه جزئی معیارهایی هستند که رابطه خطی بین متغیرهای غیرقطعی و خروجی-ها را نشان می‌دهند، اگر این رابطه غیرخطی باشد، عملکرد ضعیفی از خود نشان می‌دهند. زمانی که ارتباط بین متغیرها و خروجی‌ها غیرخطی و یکنوا باشد، روش تبدیل رتبه^۱ برای خطی‌سازی ارتباط بین متغیرهای محاسبه شده و نمونه‌گیری شده به کار گرفته می‌شود. در این روش، داده‌های ورودی مدل و خروجی‌های آن با رتبه‌ی متناظرشان جایگزین می‌شوند و روال عادی رگرسیون و همبستگی روی این رتبه‌ها اعمال می‌گردد. طبیعتاً کوچکترین متغیر، رتبه‌ی ۱ را به خود اختصاص می‌دهد و متغیر بزرگتر بعدی رتبه ۲ را خواهد داشت و به همین ترتیب تا بزرگترین متغیر که مقدار nS (تعداد کل مشاهدات) را می‌گیرد، پیش خواهد رفت. باید در نظر داشت که متغیرهای مساوی، رتبه‌ی میانگین‌شان را به خود اختصاص می‌دهند. سپس با این رتبه‌ها به عنوان متغیرهای ورودی و خروجی، آنالیز صورت می‌گیرد. خروجی این تحلیل به جای ضریب همبستگی، ضرایب رگرسیون استاندارد شده، ضریب همبستگی جزئی و ضریب همبستگی نیمه جزئی به ترتیب ضریب همبستگی رتبه‌ای، ضرایب رگرسیون رتبه‌ای استاندارد شده، ضریب همبستگی رتبه‌ای جزئی و ضریب همبستگی رتبه‌ای نیمه جزئی خواهد بود. در واقع نتایج بدست آمده هنگام استفاده از رتبه‌های جایگزین داده‌ها، بیشتر بر پایه‌ی روابط یکنوا می‌باشند تا روابط خطی.

^۱ rank transformation

۲-۳ عدم قطعیت در مدل‌های تولید و جذب

همانطور که پیش‌تر بیان شد یکی از بخش‌های اساسی در فرآیند برنامه ریزی کلان و بلند مدت حمل و نقل، برآورد تقاضای سفر آینده است. هسته اصلی این فرآیند را مدل‌های چهار مرحله‌ای برآورد تقاضای سفر تشکیل می‌دهند که اولین گام آن، مدل‌های برآورد تعداد سفرهای ایجاد شده در نواحی ترافیکی شهر است. برای تسهیل در برآورد این مدل، سفرها بر مبنای تعداد سفرهای تولید شده و یا جذب شده به هر ناحیه، مورد مطالعه قرار می‌گیرند. در مدل‌های تولید و جذب سفر، از مشخصات اقتصادی-اجتماعی مسافر و ویژگی‌های محل سفر به عنوان متغیرهای پیش‌بینی کننده‌ی تعداد سفرها استفاده می‌شود. بنابراین لازم است سفرها، بر اساس این ویژگی‌ها طبقه بندی شوند. به طور کلی سفرهای روزانه در مناطق شهری را می‌توان به دو گروه عمده تقسیم نمود:

(۱) سفرهایی که آغاز یا پایان آنها خانه است (سفرهای یک سرخانه).

(۲) سفرهایی که هیچ سر آنها خانه نیست (سفرهای هیچ سرخانه).

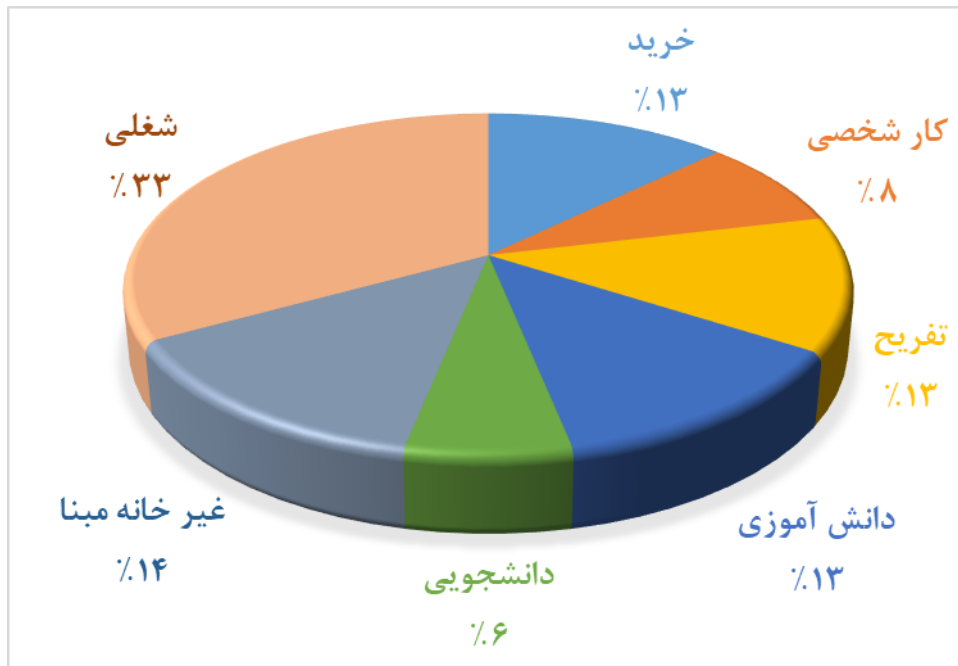
مدل‌های تولید و جذب سفر برای تمام روز ساخته می‌شوند و پس از طی گام‌های توزیع و تفکیک سفر، قبل از تخصیص به شبکه، به کمک ضرایب زمان روز، به تعداد سفر در ساعات مختلف شبانه روز تبدیل خواهند شد.

۱-۲-۳ تعیین اهداف سفر برای بررسی عدم قطعیت

به سبب ماهیت متفاوت سفرهای دارای هدف‌های مختلف، مدل‌های ایجاد سفر به تفکیک هدف سفر برآورد می‌شوند. تفکیک هدف سفر در مورد سفرهای هیچ سر خانه با توجه به تعداد محدود آن (نسبت به سفرهای یک سر خانه) و تنوع مبدا سفر صورت نمی‌گیرد.

همانطور که قبل‌تر هم بیان شد، مدل‌های تولید سفر به دو دسته کلی خانه مبنا (خانه ابتدا یا خانه انتها) و غیرخانه مبنا (هیچ سرخانه) تقسیم و سپس در دسته‌ی یک سر خانه به تفکیک برای

۹ هدف شغلی، تحصیلی (دانش آموزی و دانشجویی)، خرید، کار شخصی (شامل اهداف همراهی دیگران و رساندن، پزشکی، مراجعه به ادارات، و سایر)، تفریح (شامل تفریح و ورزش، دیدار دوستان و نزدیکان) و زیارت برآورد می‌شوند. سهم هر هدف از کل سفرهای تولید شده در شکل (۱-۳) ارائه شده است.



شکل ۱-۳- سهم اهداف مختلف سفر از کل سفرهای تولید شده

۳-۲-۲ تعیین و انتخاب عوامل عدم قطعیت

عوامل تاثیرگذار بر تولید و جذب سفر با توجه به هدف سفر متفاوت است. مروری بر مطالعات برنامه ریزی حمل و نقل در ایران و جهان نشان می‌دهد که دامنه‌ی این عوامل بسیار گسترده است. عواملی چون اشتغال در محل سکونت، جمعیت، درآمد، دارا بودن خودروی شخصی، تعداد محصلان، مساحت و ... از جمله پرکاربردترین متغیرهای مورد استفاده در مدل‌های ایجاد سفر محسوب می‌شوند. روشن است که همه‌ی این متغیرها به سادگی در دسترس نبوده و امکان دسترسی به آنها بستگی زیادی به مکان مورد مطالعه دارد. اما برخی از این متغیرها را می‌توان به کمک سایر داده‌های در دسترس به دست آورد.

در مطالعات پیش رو از اطلاعات مرکز آمار ایران و آمارگیری مبدأ-مقصد ساکنان شهر مشهد در سال ۱۳۸۷ استفاده شده است. دو دسته از متغیرهای مورد استفاده در مدل‌های ایجاد سفر از آمارگیری مبدأ-مقصد ساکنان تأمین می‌شوند. نخست اطلاعاتی که برگرفته از پرسشنامه‌های مبدأ-مقصد بوده و به طور مستقیم از نتایج آمارگیری به دست می‌آید (مانند مالکیت خودرو) و گروه دوم اطلاعاتی است که بر اساس روش کار و فرضیات ویژه‌ای از نتایج آمارگیری برآورد می‌شود (مانند تعداد شاغلان در محل شغل). البته به دلیل حجم زیاد اطلاعات اقتصادی-اجتماعی مربوط به نواحی ترافیکی شهر مشهد که در مدل‌های پیش بینی تولید و جذب این شهر استفاده شده‌اند، ارائه آنها به تفکیک نواحی و مناطق در اینجا امری غیر ممکن می‌باشد.

در این مطالعه عدم قطعیت پیش بینی‌های مدل‌های ایجاد سفر شهر مشهد مورد بررسی قرار گرفته و حساسیت خروجی هر مدل تولید یا جذب، نسبت به متغیرهای تشکیل دهنده‌ی مدل سنجیده شده است. شهر مشهد دارای ۱۵ منطقه و ۲۵۳ ناحیه بوده و بر اساس آمارگیری سال ۱۳۸۵ جمعیت آن ۲,۶۳۱,۶۲۳ می‌باشد. طبق گزارش مطالعات جامع حمل و نقل شهر مشهد، ساختار مدل‌های سفر به تفکیک هدف سفر به صورت زیر می‌باشد:

جدول ۱-۰- مدل‌های ایجاد سفر شهر مشهد

R ²	ساختار مدل	نوع	هدف سفر	ردیف
0.914	$Pw_i = 1.042 \times E_i + 2.765 \times E_i \times CAR_i$	تولید	خانه مبنای	۱
0.877	$Aw_j = 4.378 \times K_j + 2.684 \times VK_j + 9.755 \times VK_j \times b_{CBD} + 0.403 \times W_j$	جذب	شغلی	
0.910	$Pst_i = 0.527 \times ST_i + 1.033 \times P_i \times CAR_i$	تولید	خانه مبنای	۲
0.799	$Ast_j = 2.115 \times UST_j \times b_{st} + 53.371 \times HC_j + 75.552 \times LC_j \times CAR_j$	جذب	تحصیلی	
0.833	$Psh_i = 0.091 \times P_i + 0.635 \times P_i \times CAR_i$	تولید	خانه مبنای	۳
0.704	$Ash_j = 1.999 \times VK_j + 3.168 \times VK_j \times b_{CBD} + 3.335 \times VK_j \times b_{sh4} + 12.425 \times VK_j \times b_{sh5}$	جذب	خرید	
0.814	$Psr_i = 0.104 \times P_i + 0.590 \times P_i \times CAR_i$	تولید	خانه مبنای	۴
0.776	$Asr_j = 0.101 \times P_j + 19.09 \times APARK_j + 10.108 \times VK_j \times CAR_j + 0.009 \times Pb_{sr}$	جذب	تفریحی	
0.875	$Ppb_i = 0.049 \times P_i + 0.534 \times P_i \times CAR_i$	تولید	خانه مبنای	۵
0.871	$Apb_j = 1.079 \times K_j + 428.21 \times CLNC_j + 4.317 \times HB_j + 0.202 \times W_j \times pb_4$	جذب	کار شخصی	
0.840	$Pnhb_i = 1.770 \times K_j + 0.008 \times Pb_1 + 1.719 \times VK_j + 0.214 \times UST_j \times b_{st} + 0.512 \times Hst_j$	تولید	غیر خانه	۶
0.884	$Anhb_j = 1.612 \times K_j + 0.013 \times Pb_1 + 1.503 \times VK_j + 0.135 \times UST_j \times b_{st} + 0.616 \times Hst_j + 2.001 \times VK_j \times b_{CBD}$	جذب	مبنا	

متغیرهای به کار رفته در این مدل‌ها به شرح زیر می‌باشند:

جدول ۲-۰- متغیرهای مورد استفاده در مدل‌های ایجاد سفر شهر مشهد

ردیف	متغیر	نشانه
۱	تعداد شاغلان در ناحیه ترافیکی i	E_i
۲	سرانه مالکیت خودرو در ناحیه ترافیکی i	CAR_i
۳	تعداد محصل (دانش آموز + دانشجو) ساکن در ناحیه ترافیکی i	ST_i
۴	جمعیت ساکن در ناحیه ترافیکی i	P_i
۵	فاصله ناحیه ترافیکی i از حرم مطهر (Km)	$DIST_i$
۶	تعداد واحد کسبی در ناحیه	VK_j
۷	تعداد کارمند شاغل در ناحیه ترافیکی	K_j
۸	جمعیت کل شهر مشهد	P
۹	تعداد دانش آموزان دوره دبیرستان در محل تحصیل در ناحیه	Hst_j
۱۰	تعداد کارمند شاغل در ناحیه ترافیکی j	K_j
۱۱	تعداد شاغلان گروه شغلی فروشنده، کارفرما و استادکار در ناحیه ترافیکی j	Se_j
۱۲	تعداد شاغلان در محل شغل در ناحیه ترافیکی j	W_j
۱۳	تعداد دانشجو در محل تحصیل ناحیه ترافیکی j	UST_j
۱۴	تعداد کلاس‌های دوره‌ی دبیرستان در ناحیه ترافیکی j	HC_j
۱۵	تعداد کلاس‌های دوره‌ی دبستان و راهنمایی در ناحیه ترافیکی j	LC_j
۱۶	مساحت پارک‌ها (هکتار) در ناحیه ترافیکی j	$APARK_j$
۱۷	تعداد تخت بیمارستانی در ناحیه ترافیکی j	HB_j
۱۸	تعداد درمانگاه‌ها در ناحیه ترافیکی j	$CLNC_j$
۱۹	متغیر ۱ برای ناحیه‌ی ۱ (حرم مطهر) و برابر ۰ برای سایر نواحی	b_1
۲۰	متغیر ۱ برای ناحیه‌ی مرکزی شهر (شامل ناحیه‌های ۱ تا ۱۴، ۱۸، ۲۰ تا ۲۷، ۳۷، ۴۲ و ۴۳) و برابر ۰ برای سایر نواحی	b_{CBD}
۲۱	متغیر ۱ برای مناطق ترافیکی ۱ و ۷ و برابر ۰ برای سایر نواحی	b_{17}
۲۲	متغیر ۱ برای ناحیه‌ی ترافیکی ۱۶۱ و برابر ۰ برای سایر نواحی	b_{sr}
۲۳	متغیر ۱ برای ناحیه‌ی ترافیکی ۱۶۰ و ۲۲۹ و برابر ۰ برای سایر نواحی	b_{st}
۲۴	متغیر ۱ برای مناطق ترافیکی ۲، ۴، ۶، ۸، ۹ و ۱۴ و برابر ۰ برای سایر نواحی	b_{sh4}
۲۵	متغیر ۱ برای ناحیه‌ی ترافیکی ۲، ۳، ۹، ۱۰، ۱۱، ۲۱ تا ۲۶ و برابر ۰ برای سایر نواحی	b_{sh5}
۲۶	متغیر ۱ برای نواحی که در مناطق ۲، ۸، ۹ و ۱۴ بوده و شاغل در محل شغل آنها بیش از ۳۰۰۰ نفر است و برابر ۰ برای سایر نواحی	b_{pb4}

لیست متغیرهای مورد استفاده در مدل تولید و جذب سفر شهر مشهد در جدول (۲-۳) آمده

است. البته همانطور که گفته شد، به دلیل حجم زیاد داده‌ها، مقادیر ورودی هر متغیر که در گزارش مطالعات جامع حمل و نقل شهر مشهد برای هر ناحیه به طور مجزا ارائه شده، آورده نشده است.

۳-۳ بررسی عدم قطعیت مدل‌های تولید و جذب سفر شهر مشهد

به منظور اعمال عدم قطعیت در متغیرهای مدل‌های تولید و جذب سفر شهر مشهد از چهار روش نمونه‌گیری عددی MCS، LHS، Halton و Sobol که قبلاً مورد بحث قرار گرفت، برای تولید اعداد تصادفی استفاده شد. لازم به ذکر می‌باشد که هر دو حالت روش Halton (یعنی Shuffled Halton و Scrambled Halton) برای نمونه‌گیری عددی مورد استفاده قرار گرفتند. قبل از انجام شبیه‌سازی، یکنواختی اعداد تصادفی تولید شده توسط چهار روش نمونه‌گیری عددی، با انجام آزمون کولموگروف-اسمیرنف^۱ مورد بررسی قرار گرفت. این آزمون بر روی هر ۱۰۰ عدد تصادفی تولید شده برای هر ناحیه و برای هریک از متغیرهای ورودی انجام شد (یعنی $17 \times 253 = 4031$ تست برای هر یک از چهار روش نمونه‌گیری) و نتایج نشان داد یکنواختی روش نمونه‌گیری Shuffled Halton در ۹۵/۵٪ نمونه‌گیری‌ها توسط آزمون کولموگروف-اسمیرنف تایید می‌شود. این بدان معنی است که مقدار p-value بدست آمده برای نتایج آزمون کولموگروف-اسمیرنف تنها در ۴/۵٪ موارد مقداری کمتر از ۰/۰۵ داشته است. نتایج کلی این آزمون در جدول ۳-۳ ارائه شده است.

^۱ kolmogorov-smirnov test

جدول ۳-۰- نتایج کلی آزمون کولموگروف-اسمیرنف

تایید شده توسط آزمون

روش نمونه‌گیری عددی

کولموگروف-اسمیرنف

۹۴/۶ درصد	Monte Carlo Sampling
۹۴/۷ درصد	Latin Hypercube Sampling
۹۵/۵ درصد	Shuffled Halton Sampling
۸۸/۲ درصد	Scrambled Halton Sampling
۸۵/۱ درصد	Sobol Sampling

لذا می‌توان گفت روش Shuffled Halton نسبت به سایر روش‌ها و حتی نسبت به روش Scrambled Halton اعداد تصادفی یکنواخت‌تری در فضای بین ۰ و ۱ تولید می‌کند. از این رو در این مطالعه بین انواع مطرح شده برای روش Halton، فقط روش Shuffled Halton مورد بررسی قرار گرفت و در ادامه منظور از روش Halton در واقع همان روش Shuffled Halton می‌باشد. پس از انجام نمونه‌گیری عددی، برای محاسبه‌ی عدم قطعیت خروجی هر مدل تولید و جذب شهر مشهد، می‌بایست عدم قطعیت متغیرهای ورودی آن مدل مورد بررسی قرار گیرد. برای این منظور می‌بایست در گام اول برای هر متغیر مدل‌های ایجاد سفر شهر مشهد، توزیع D شبیه‌سازی گردد. در این مطالعه نتایج عدم قطعیت خروجی‌های مدل‌ها، با فرض شبیه‌سازی متغیرها توسط سه توزیع نرمال^۱، لگ نرمال^۲ و مثلثی^۳ با یکدیگر مورد مقایسه قرار گرفته است. هریک از این توزیع‌ها توسط نرم افزار MATLAB و با در نظر گرفتن میانگین و شاخص پراکندگی مربوط به خود ایجاد شدند. این فرآیند برای هر متغیر ورودی یک بردار تولید می‌کند که این بردارها در اجراهای مدل

^۱ normal distribution

^۲ lognormal distribution

^۳ triangular distribution

ایجاد سفر مورد استفاده قرار می‌گیرند. در نتیجه‌ی اجرای هر مدل، خروجی‌ها نیز به صورت بردار به دست می‌آیند. عدم قطعیت خروجی برابر با ضریب تغییرات کل اجراهای ناشی از مقادیر مختلف ورودی می‌باشد. لازم به ذکر است چون متغیرهای W_{jpb4} ، Pb_{sr} ، VK_{jsh5} ، UST_{jbst} ، VK_{jbcBD} و Pb_1 در اطلاعات مطالعات جامع حمل و نقل شهر مشهد به صورت متغیر ظاهری^۱ تعریف شده‌اند (یعنی برای نواحی مختلف، مقادیر صفر یا یک دارند)، در شبیه‌سازی‌ها وارد نشده و به صورت داده‌های نقطه‌ای در مدل‌ها مورد استفاده قرار گرفته‌اند. در ادامه نتایج عدم قطعیت مدل‌های تولید و جذب سفر شهر مشهد به تفکیک توزیع‌های مورد استفاده در شبیه‌سازی‌ها، مورد بررسی قرار می‌گیرند:

۳-۳-۱ شبیه‌سازی عددی با فرض توزیع نرمال

توزیع نرمال یکی از مهم‌ترین و پرکاربردترین توزیع‌های احتمالی پیوسته در نظریه احتمالات است. بسیاری از مقادیر حاصل شده ناشی از نوسان‌های طبیعی و فیزیکی پیرامون یک مقدار ثابت، با مقادیر حاصل از توزیع نرمال هم‌خوانی دارد. در این مطالعه برای ساخت توزیع مورد نظر D و با فرض نرمال بودن، مقادیر نقطه‌ای موجود در گزارشات شهر مشهد برای هر متغیر به عنوان مقدار میانگین توزیع و انحراف معیار آن به اندازه‌ی $0/1$ ، $0/3$ و $0/5$ برابر مقادیر میانگین، فرض شدند. از آنجایی که توزیع نرمال مقادیر بین $-\infty$ تا $+\infty$ را شامل می‌شود، می‌بایست این توزیع به مقادیر بزرگتر از صفر محدود گردد. به همین علت از توزیع نرمال بریده شده^۲ برای شبیه‌سازی‌ها استفاده می‌شود. بردارهای متغیرهای ورودی مدل‌ها، توسط تابع توزیع تجمعی معکوس^۳ توزیع نرمال، با 100 درایه تولید شدند. در واقع تابع توزیع تجمعی معکوس توزیع نرمال، با در نظر گرفتن اعداد

^۱ dummy variable

^۲ truncated normal distribution

^۳ inverse cumulative distribution function

تصادفی تولید شده به وسیله‌ی چهار روش نمونه‌گیری عددی به عنوان احتمال رخداد p ، توزیع مورد نظر D را با میانگین و انحراف معیار فرض شده، تولید می‌کند. پس از شبیه‌سازی ورودی‌های مدل-های تولید و جذب سفر، بردار تشکیل شده برای هر متغیر به این مدل‌ها وارد شده و خروجی‌ها در قالب یک بردار برای هر ناحیه در اختیار قرار می‌گیرد. میانگین مقادیر محاسبه شده برای هر ناحیه در بردار خروجی مدل‌ها به دست آمده، انحراف معیار محاسبه شده و مقادیر ضرایب تغییرات برای هر ناحیه به تفکیک اهداف مختلف سفر محاسبه می‌گردد. نمودار فراوانی^۱ ضرایب تغییرات محاسبه شده در ۲۵۳ ناحیه شهری به ترتیب برای اهداف تولید و جذب سفر شهر مشهد در شکل‌های ۳-۲ و ۳-۳ برای $CV=0/1$ ، در شکل‌های ۳-۴ و ۳-۵ برای $CV=0/3$ و در شکل‌های ۳-۶ و ۳-۷ برای $CV=0/5$ ترسیم شده است.

همانطور که در نمودارها مشاهده می‌شود، فراوانی نسبی ضرایب تغییرات محاسبه شده برای هر هدف سفر در چهار روش مختلف نمونه‌گیری عددی، تا حد زیادی نزدیک به هم می‌باشند. در نمودارهای فراوانی نسبی رسم شده برای اهداف تولید سفر و با ضریب تغییرات فرضی $0/1$ (شکل ۳-۲)، در تمامی اهداف سفر به جز در هدف سفر غیر خانه مبنا، نزدیک به $0/80\%$ ضرایب تغییرات محاسبه شده در بازه $0/06$ تا $0/08$ بوده و تقریباً $0/20\%$ باقیمانده در بازه‌ی $0/08$ تا $0/1$ پراکنده شده اند. در هدف سفر غیر خانه مبنا، الگویی تقریباً متفاوت با سایر اهداف تولید سفر مشاهده شده و فراوانی نسبی ضریب تغییرات پراکنده شده در بازه‌ی $0/06$ تا $0/08$ به حدود $0/65\%$ تقلیل یافته و $0/20\%$ کاهش یافته در بازه‌ی $0/04$ تا $0/06$ توزیع شده اند. بررسی نمودارهای فراوانی نسبی اهداف تولید سفر با ضریب تغییرات اولیه $0/3$ در شکل ۳-۴، فقط در هدف سفر غیر خانه مبنا پراکندگی زیادی برای ضریب تغییرات محاسبه شده نمایش می‌دهد. در این هدف سفر حدود $0/10\%$ ضرایب تغییرات محاسبه شده مقادیری کمتر از $0/18$ دارند، تقریباً $0/70\%$ آنها در بازه‌ی $0/18$ تا $0/24$ و کمتر

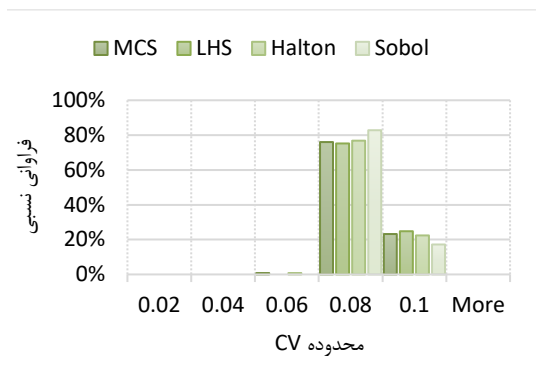
^۱ histogram

از ۲۰٪ مقادیر در محدوده‌ی بین ۰/۲۴ تا ۰/۳ مشاهده می‌شوند. در سایر اهداف تولید سفر، ۸۰٪ تا ۹۰٪ ضرایب تغییرات محاسبه شده بین ۰/۱۸ تا ۰/۲۴ بوده و مابقی با درصد فراوانی نسبی خیلی اندک در بازه‌ی ۰/۲۴ تا ۰/۳ پراکنده شده اند. همچنین در نمودارهای فراوانی نسبی شکل ۳-۶ با فرض مقدار ضریب تغییرات اولیه ۰/۵، الگویی تقریباً مشابه با آنچه که تا کنون گفته شد، مشاهده می‌شود. در نمودار فراوانی نسبی سفرهای تولید شده غیر خانه مبنا، بازهم پراکندگی زیادی مشاهده می‌شود. با این تفاوت که ۳۰٪ تا ۴۰٪ ضرایب تغییرات محاسبه شده در بازه‌ی ۰/۲ تا ۰/۳، حدود ۶۰٪ آنها در بازه‌ی ۰/۳ تا ۰/۴ و مابقی در بازه‌ی ۰/۴ تا ۰/۵ پراکنده شده اند. در سایر اهداف سفر، حدود ۹۰٪ ضرایب تغییرات در بازه‌ی ۰/۳ تا ۰/۴ پراکنده شده و درصد باقیمانده مربوط به مقادیر ضریب تغییرات کمتر از ۰/۳ می‌باشد. لازم به ذکر می‌باشد که در موارد خیلی محدودی ضریب تغییرات از مقدار فرضی اولیه تخطی کرده است که با توجه به کم بودن تعداد آنها، این مقادیر قابل چشم پوشی می‌باشند.

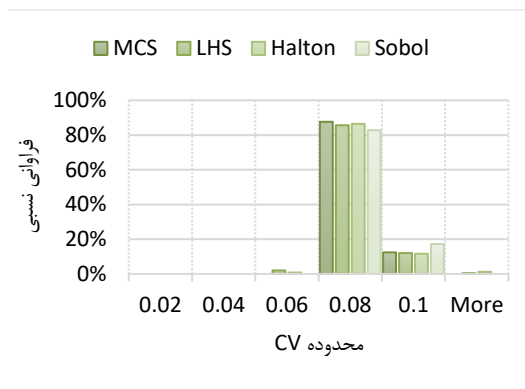
نمودارهای فراوانی نسبی رسم شده برای مدل‌های جذب سفر پراکنده‌تر بوده و مقادیر ضریب تغییرات بالاتری را نمایش می‌دهند. در اهداف سفر تحصیلی، خرید و کار شخصی مقادیر ضریب تغییرات بیشتر از مقدار اولیه فرض شده نیز مشاهده می‌شود. این میزان تخطی در نمودارهای با فرض مقدار ضریب تغییرات اولیه ۰/۱ و ۰/۳ بین ۱۰٪ تا ۲۰٪ بوده و برای نمودارهای با فرض مقدار ضریب تغییرات اولیه ۰/۵ کمتر می‌باشد. نمودارهای فراوانی اهداف جذب سفر ایجاد شده برای مقادیر ضریب تغییرات اولیه، تا حد زیادی شبیه به هم می‌باشند. تنها در دو هدف سفر خرید و کار شخصی، نمودارهای ترسیم شده برای فرض اولیه ضریب تغییرات ۰/۵ با نمودارهای همین اهداف در فرض ضریب تغییرات اولیه متفاوت، الگویی غیر مشابه ایجاد کرده اند.

به طور کلی نمودارها نشان می‌دهند که دو روش LHS و Halton نتایج پایدارتری را ایجاد کرده اند. چرا که نمودار فراوانی این دو روش برخلاف دو روش MCS و Sobol که فراز و فرودهای فراوانی

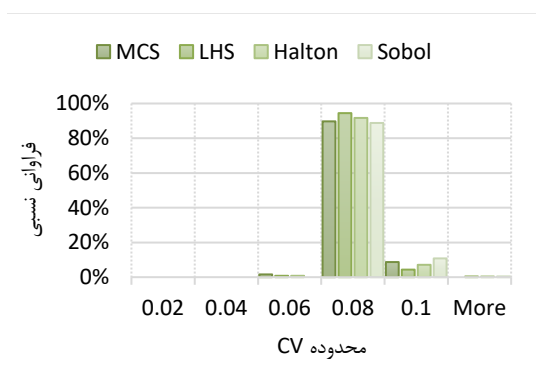
را نشان می‌دهند، در اهداف مختلف سفر نوسان زیادی نداشته و پایدارتر می‌باشند.



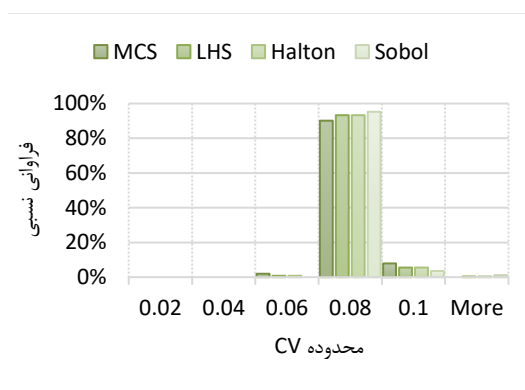
الف) هدف سفر کاری



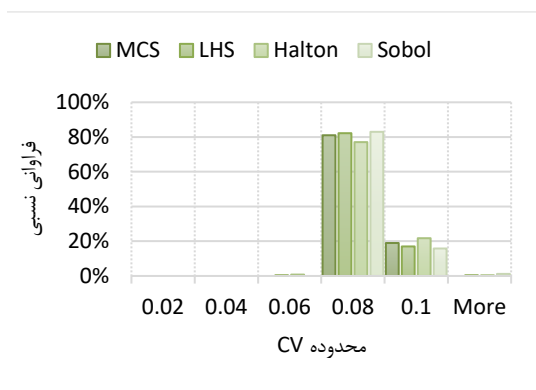
ب) هدف سفر تحصیلی



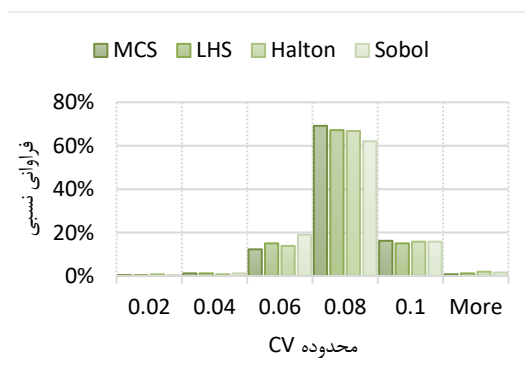
ج) هدف سفر خرید



د) هدف سفر تفریحی

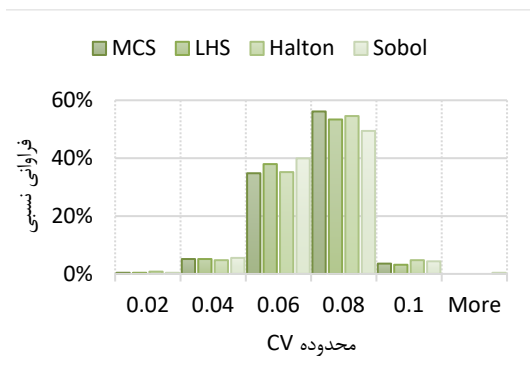


ه) هدف سفر کار شخصی

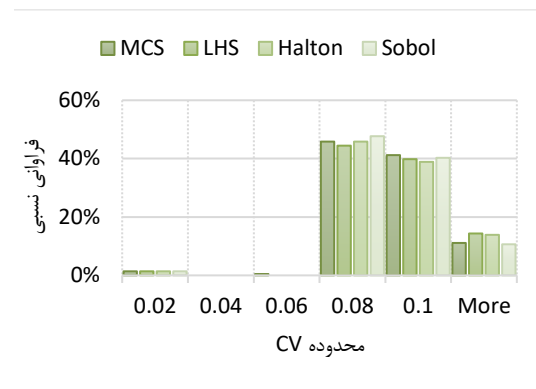


و) سفرهای غیر خانه مبنا

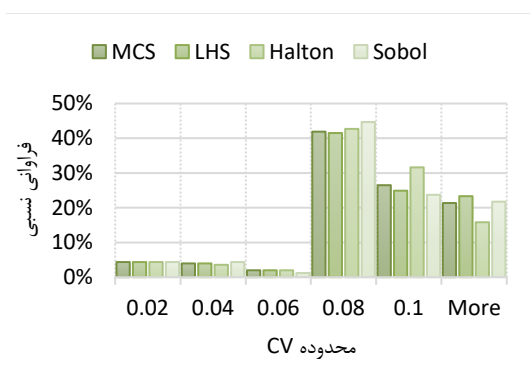
شکل ۲۰-۰- هیستوگرام ضریب تغییرات تولید سفر در شبیه سازی با فرض توزیع نرمال و $CV=0.1$



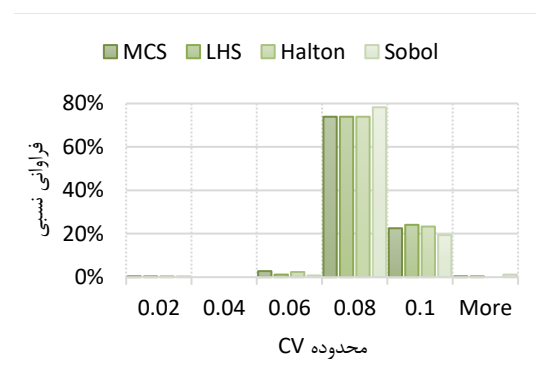
الف) هدف سفر کاری



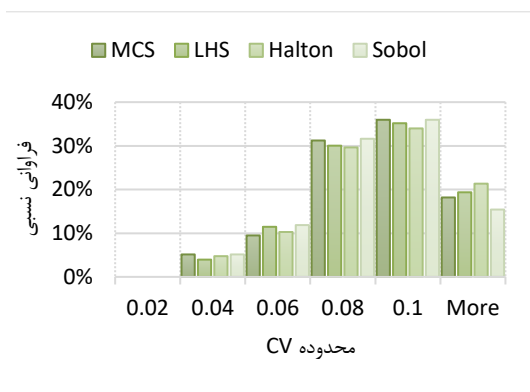
ب) هدف سفر تحصیلی



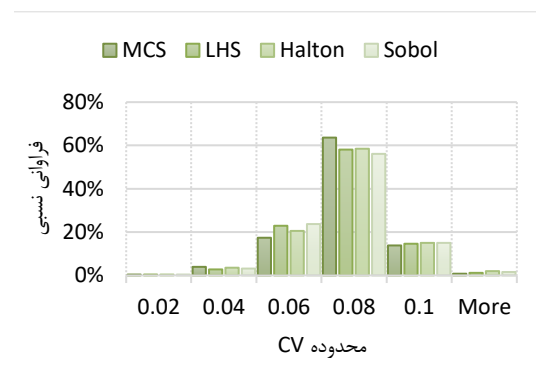
ج) هدف سفر خرید



د) هدف سفر تفریحی

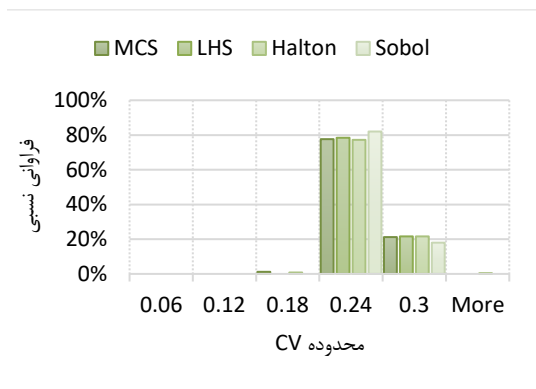


ه) هدف سفر کار شخصی

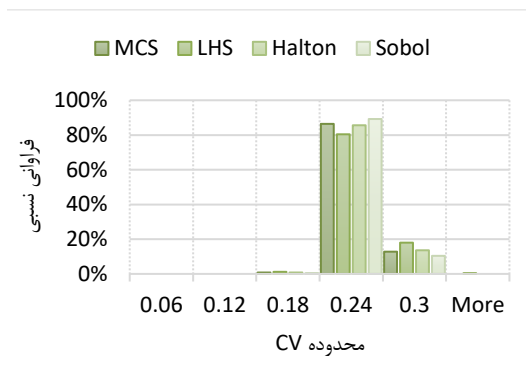


و) سفرهای غیر خانه مبنا

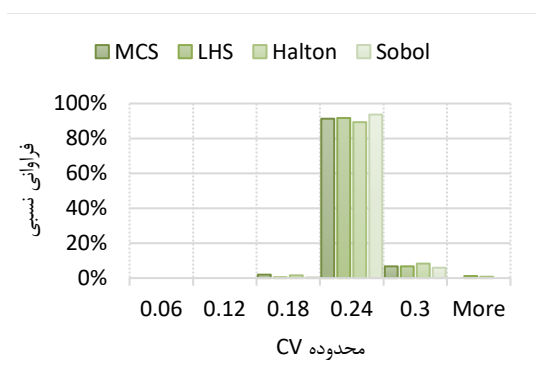
شکل ۳-۰- هیستوگرام ضریب تغییرات جذب سفر در شبیه سازی با فرض توزیع نرمال و $CV=0.1$



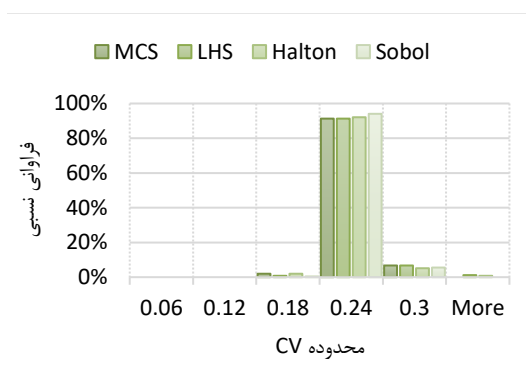
الف) هدف سفر کاری



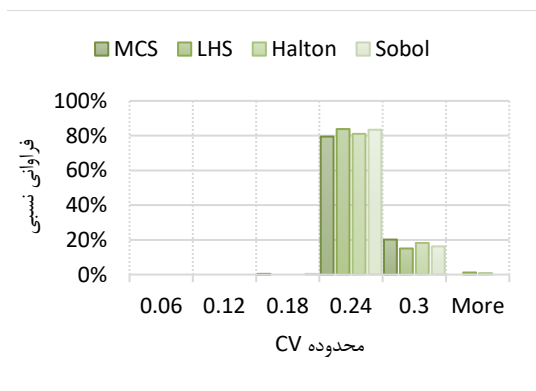
ب) هدف سفر تحصیلی



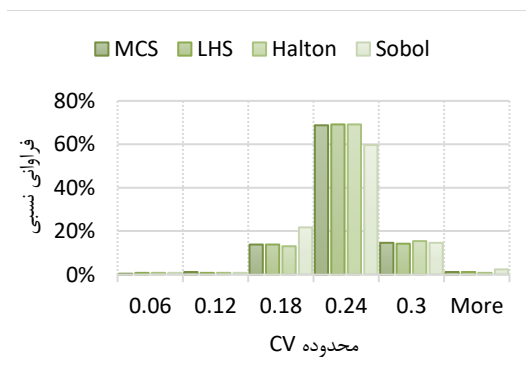
ج) هدف سفر خرید



د) هدف سفر تفریحی

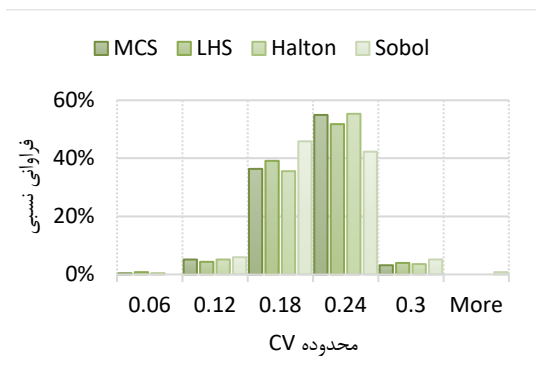


ه) هدف سفر کار شخصی

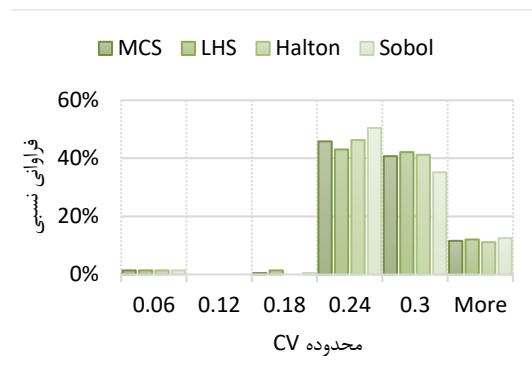


و) سفرهای غیر خانه مینا

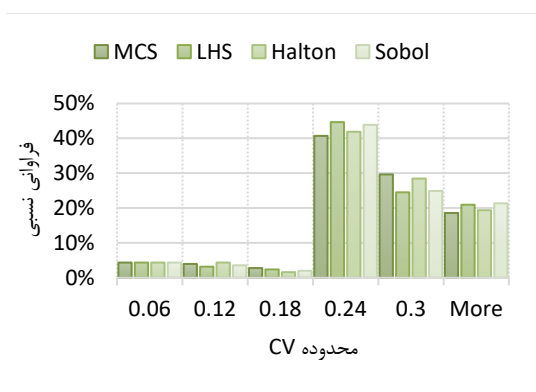
شکل ۰-۴- هیستوگرام ضریب تغییرات تولید سفر در شبیه سازی با فرض توزیع نرمال و $CV=0.3$



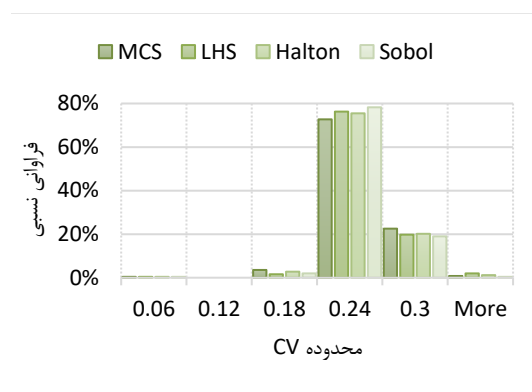
الف) هدف سفر کاری



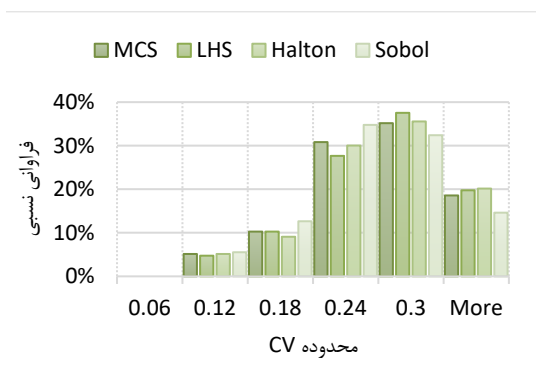
ب) هدف سفر تحصیلی



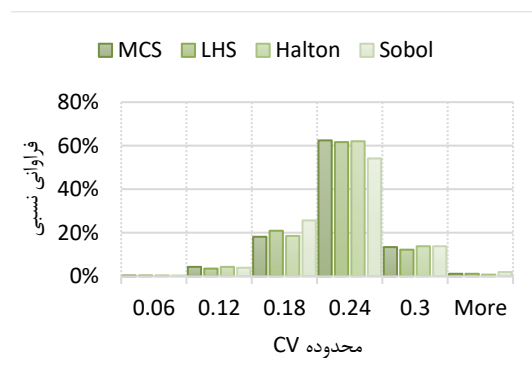
ج) هدف سفر خرید



د) هدف سفر تفریحی

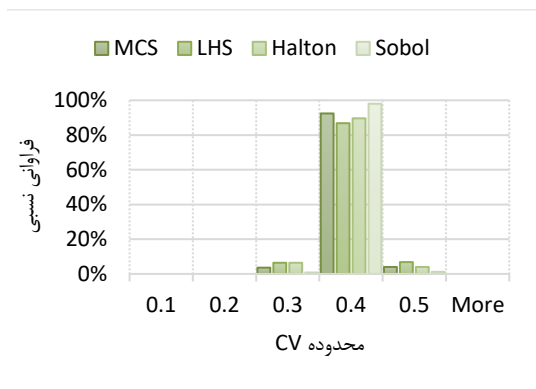


ه) هدف سفر کار شخصی

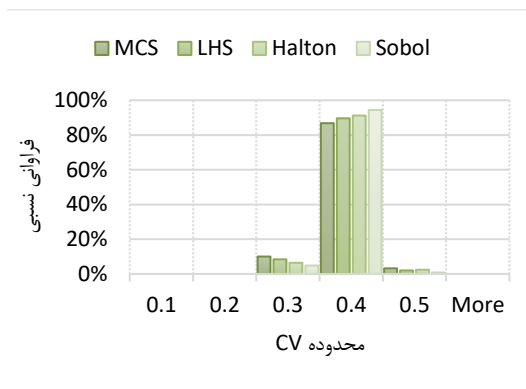


و) سفرهای غیر خانه مبنا

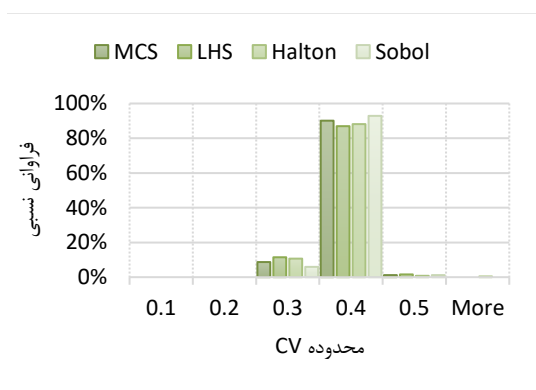
شکل ۵-۰- هیستوگرام ضریب تغییرات جذب سفر در شبیه سازی با فرض توزیع نرمال و $CV=0.3$



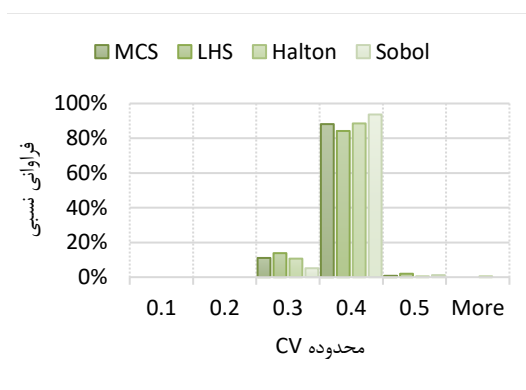
الف) هدف سفر کاری



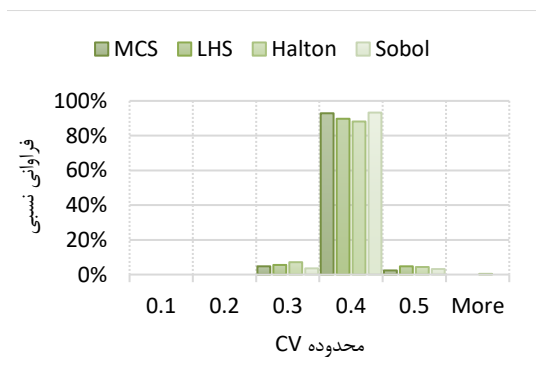
ب) هدف سفر تحصیلی



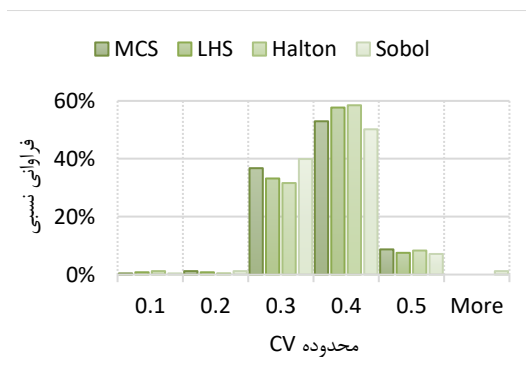
ج) هدف سفر خرید



د) هدف سفر تفریحی

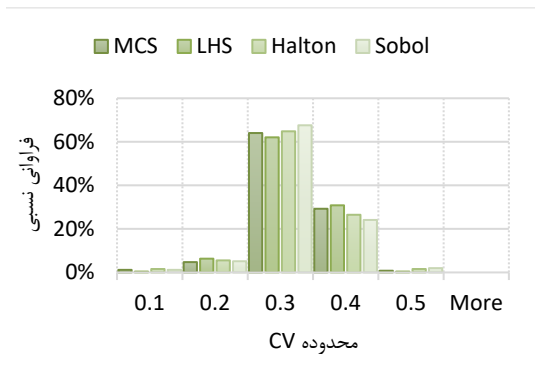


ه) هدف سفر کار شخصی

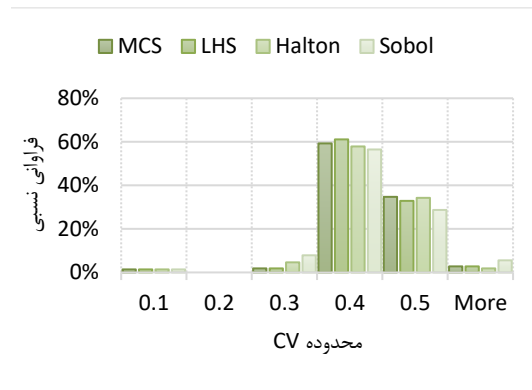


و) سفرهای غیر خانه مینا

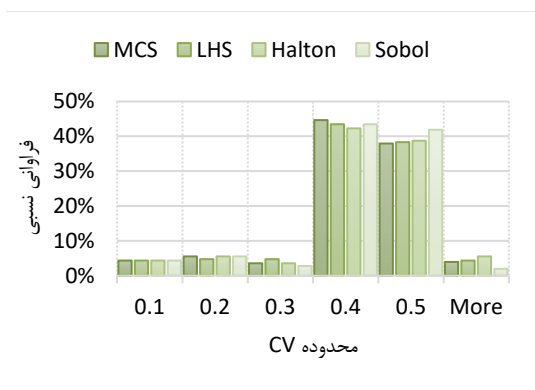
شکل ۶-۰- هیستوگرام ضریب تغییرات تولید سفر در شبیه سازی با فرض توزیع نرمال و $CV=0.5$



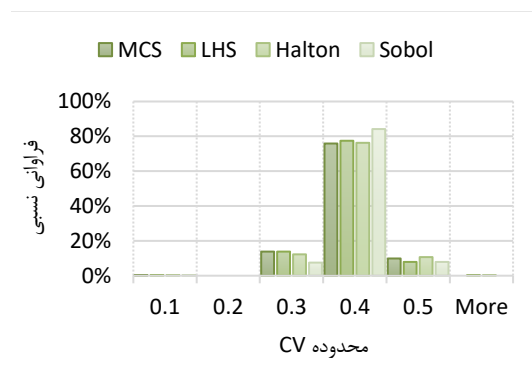
الف) هدف سفر کاری



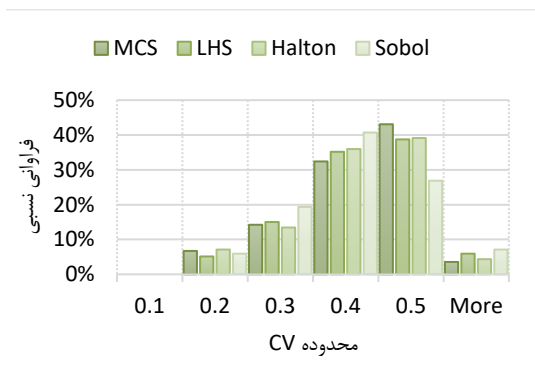
ب) هدف سفر تحصیلی



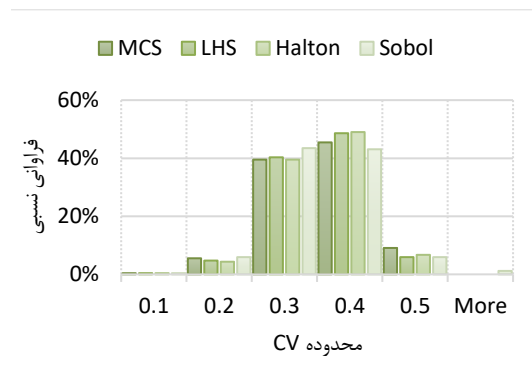
ج) هدف سفر خرید



د) هدف سفر تفریحی



ه) هدف سفر کار شخصی



و) سفرهای غیر خانه مبنا

شکل ۷-۰- هیستوگرام ضریب تغییرات جذب سفر در شبیه سازی با فرض توزیع نرمال و $CV=0.5$

انجام آزمون کولموگروف-اسمیرنوف روی بردارهای خروجی مدل‌های تولید و جذب نشان می‌دهد به جز در خروجی‌های مدل جذب سفر کار شخصی، تقریباً تمام خروجی‌های بقیه اهداف تولید و جذب سفر شهر مشهد پس از شبیه‌سازی با فرض توزیع نرمال، بازهم از توزیع نرمال تبعیت می‌کنند. فقط خروجی‌های مدل جذب سفر کار شخصی شبیه‌سازی شده با روش نمونه‌گیری Sobol، با درصد پایین‌تری مورد تایید آزمون کولموگروف-اسمیرنوف بوده‌اند. نتایج آزمون کولموگروف-اسمیرنوف مبنی بر نرمال بودن یا نبودن خروجی‌های مدل‌ها، در جدول ۳-۴ آمده است. در این جدول درصد تایید شده نتایج آزمون برای نواحی ۲۵۳ گانه شهر مشهد و به تفکیک تولید یا جذب اهداف مختلف سفر نشان داده شده است.

جدول ۴-۰- درصد تایید آزمون کولموگروف-اسمیرنوف مبنی بر نرمال بودن توزیع خروجی‌ها

هدف سفر	MCS	LHS	Halton	Sobol
کاری	تولید	۱۰۰٪	۱۰۰٪	۱۰۰٪
	جذب	۱۰۰٪	۱۰۰٪	۹۹/۶۰٪
تحصیلی	تولید	۱۰۰٪	۱۰۰٪	۱۰۰٪
	جذب	۱۰۰٪	۱۰۰٪	۱۰۰٪
خرید	تولید	۱۰۰٪	۱۰۰٪	۱۰۰٪
	جذب	۱۰۰٪	۱۰۰٪	۱۰۰٪
تفریحی	تولید	۱۰۰٪	۹۹/۶۰٪	۱۰۰٪
	جذب	۱۰۰٪	۱۰۰٪	۱۰۰٪
کار شخصی	تولید	۱۰۰٪	۱۰۰٪	۱۰۰٪
	جذب	۱۰۰٪	۱۰۰٪	۸۳/۷۹٪
غیر خانه مبنا	تولید	۱۰۰٪	۱۰۰٪	۹۸/۸۱٪
	جذب	۱۰۰٪	۱۰۰٪	۹۸/۸۱٪

در نمودارهای فراوانی، ضرایب تغییرات تولید شده در شبیه‌سازی‌های مدل‌های تولید و جذب سفر شهر مشهد به صورتی جزئی‌تر مورد بررسی قرار می‌گیرند. مقایسه کلی‌تر نتایج عدم قطعیت ایجاد شده برای اهداف سفرهای مختلف توسط روش‌های مختلف نمونه‌گیری عددی در جدول ۳-۵ ارائه شده است. در این جدول میانگین ضرایب تغییرات هر هدف سفر در ۲۵۳ ناحیه شهری ارائه شده است. همانطور که در جدول مشاهده می‌شود، مقادیر ضرایب تغییرات محاسبه شده برای هر هدف سفر توسط هر یک از چهار روش مختلف نمونه‌گیری، تا حد زیادی برابر بوده و در واقع می‌توان

ادعا کرد روش منتخبی برای نمونه‌گیری عددی به چشم نمی‌خورد.

بررسی عدم قطعیت (ضریب تغییرات) اهداف مختلف سفر در این حالت و به صورت همفزون تر، مقایسه دقیق‌تری را به محقق ارائه می‌دهد. چرا که این حالت توزیع‌های مدل هر هدف سفر را شامل نمی‌شود. همانطور که مشاهده می‌شود با حذف اثرات توزیع‌های خروجی‌های مدل‌ها، ضریب تغییرات نسبت به مقدار مفروض اولیه، کاهش پیدا کرده است. عدم قطعیت مدل جذب سفر شغلی حدود ۴۰٪ کاهش یافته و بیشترین کاهش عدم قطعیت نسبت به مدل‌های سایر اهداف سفر داشته است. از طرفی مدل جذب سفر تحصیلی، با ۲۰٪ کاهش مقدار ضرایب تغییرات، کمترین میزان کاهش را به خود اختصاص داده است.

جدول ۵-۰- میانگین CV خروجی‌های کل نواحی در شبیه‌سازی مدل‌های تولید و جذب با فرض توزیع نرمال

ضریب تغییرات اولیه CV=۰/۱				ضریب تغییرات اولیه CV=۰/۳				ضریب تغییرات اولیه CV=۰/۵				هدف سفر
مقادیر CV محاسبه شده				مقادیر CV محاسبه شده				مقادیر CV محاسبه شده				
Sobol	Halton	LHS	MCS	Sobol	Halton	LHS	MCS	Sobol	Halton	LHS	MCS	
۰/۰۷۶	۰/۰۷۵	۰/۰۷۶	۰/۰۷۶	۰/۲۲۷	۰/۲۲۶	۰/۲۲۵	۰/۲۲۷	۰/۳۴۸	۰/۳۴۶	۰/۳۴۶	۰/۳۴۷	شغلی
۰/۰۷۴	۰/۰۷۳	۰/۰۷۳	۰/۰۷۳	۰/۲۲۰	۰/۲۲۰	۰/۲۲۱	۰/۲۲۰	۰/۳۳۷	۰/۳۳۷	۰/۳۳۶	۰/۳۳۶	تحصیلی
۰/۰۷۳	۰/۰۷۲	۰/۰۷۲	۰/۰۷۳	۰/۲۱۷	۰/۲۱۷	۰/۲۱۷	۰/۲۱۷	۰/۳۳۲	۰/۳۳۳	۰/۳۳۲	۰/۳۳۲	خرید
۰/۰۷۲	۰/۰۷۲	۰/۰۷۲	۰/۰۷۲	۰/۲۱۶	۰/۲۱۶	۰/۲۱۶	۰/۲۱۶	۰/۳۳۱	۰/۳۳۲	۰/۳۳۰	۰/۳۳۰	تفریحی
۰/۰۷۵	۰/۰۷۵	۰/۰۷۵	۰/۰۷۵	۰/۲۲۵	۰/۲۲۵	۰/۲۲۵	۰/۲۲۵	۰/۳۴۵	۰/۳۴۵	۰/۳۴۴	۰/۳۴۵	کار شخصی
۰/۰۶۹	۰/۰۷۰	۰/۰۷۰	۰/۰۷۰	۰/۲۰۷	۰/۲۰۹	۰/۲۰۸	۰/۲۰۸	۰/۳۱۵	۰/۳۲۱	۰/۳۲۱	۰/۳۱۹	غیرخانه مینا
۰/۰۶۰	۰/۰۶۱	۰/۰۶۱	۰/۰۶۱	۰/۱۸۱	۰/۱۸۳	۰/۱۸۲	۰/۱۸۳	۰/۲۷۶	۰/۲۸۱	۰/۲۸۲	۰/۲۸۱	شغلی
۰/۰۸۲	۰/۰۸۳	۰/۰۸۳	۰/۰۸۲	۰/۲۴۵	۰/۲۴۷	۰/۲۴۷	۰/۲۴۷	۰/۳۷۷	۰/۳۷۷	۰/۳۷۷	۰/۳۷۹	تحصیلی
۰/۰۸۱	۰/۰۸۰	۰/۰۸۰	۰/۰۸۰	۰/۲۴۱	۰/۲۴۱	۰/۲۳۹	۰/۲۳۸	۰/۳۶۸	۰/۳۷۰	۰/۳۶۷	۰/۳۶۶	خرید
۰/۰۷۵	۰/۰۷۴	۰/۰۷۴	۰/۰۷۴	۰/۲۲۳	۰/۲۲۳	۰/۲۲۳	۰/۲۲۲	۰/۳۴۲	۰/۳۴۲	۰/۳۴۱	۰/۳۴۰	تفریحی
۰/۰۸۰	۰/۰۸۲	۰/۰۸۱	۰/۰۸۱	۰/۲۳۶	۰/۲۴۴	۰/۲۴۵	۰/۲۴۲	۰/۳۶۱	۰/۳۷۲	۰/۳۷۴	۰/۳۷۲	کار شخصی
۰/۰۶۷	۰/۰۶۸	۰/۰۶۷	۰/۰۶۷	۰/۲۰۱	۰/۲۰۲	۰/۲۰۱	۰/۲۰۱	۰/۳۰۵	۰/۳۱۱	۰/۳۱۰	۰/۳۰۹	غیرخانه مینا

۳-۲- شبیه‌سازی عددی با فرض توزیع لگ نرمال

در تئوری آمار و احتمال، توزیع لگ نرمال به عنوان یک توزیع پیوسته، برای بیان رفتار بعضی از

پدیده‌های احتمالی، به کار می‌رود. این توزیع دارای تکیه‌گاه مثبت است در نتیجه اگر متغیر تصادفی x دارای توزیع لگ نرمال باشد، اطمینان می‌رود که $x > 0$ است. لگاریتم طبیعی مولفه‌های این توزیع دارای توزیع نرمال با پارامترهای μ و σ می‌باشند. به عبارت دیگر اگر x متغیری دارای توزیع نرمال باشد، توزیع $Y = \exp(x)$ لگ نرمال است.

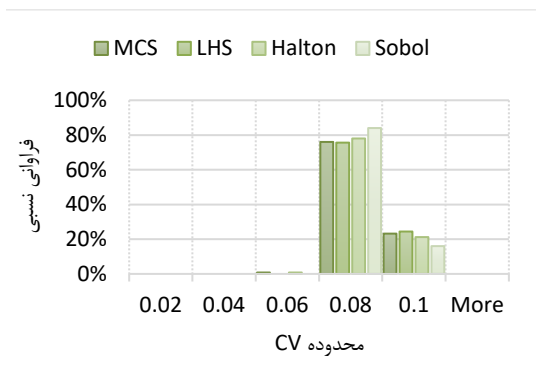
در صورتی که پارامترهای μ و σ یک توزیع نرمال در اختیار باشد، مقادیر میانگین و انحراف معیار مربوط به توزیع لگ نرمال از روابط ۱۳-۳ و ۱۴-۳ محاسبه می‌گردد.

$$Mean = \log(\mu^2 / \sqrt{\sigma^2 + \mu^2}) \quad (13-3)$$

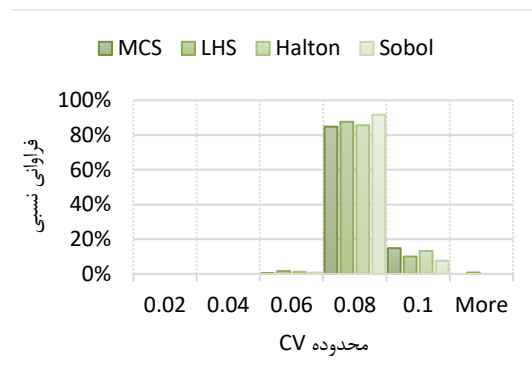
$$St.Dev = \sqrt{\log(\sigma^2 / \mu^2 + 1)} \quad (14-3)$$

برای ساخت توزیع مورد نظر D و با فرض لگ نرمال بودن، مقادیر نقطه‌ای موجود در گزارشات شهر مشهد برای هر متغیر در روابط بالا به عنوان مقدار μ و مقادیر σ به اندازه‌ی 0.1μ و 0.3μ و 0.5μ فرض شدند. سپس به وسیله‌ی تابع توزیع تجمعی معکوس توزیع لگ نرمال، بردارهای مورد نیاز برای شبیه‌سازی‌ها ایجاد گردیده و به مدل‌های ایجاد سفر شهر مشهد وارد شدند. بررسی نمودارهای فراوانی نسبی میانگین مقادیر ضریب تغییرات محاسبه شده در مدل‌های ایجاد سفر برای هر ناحیه نتایجی بسیار نزدیک به آنچه که در نمودارهای فراوانی نسبی مدل‌های ایجاد سفر مربوط به توزیع نرمال به چشم می‌خورد را نشان می‌دهد. تنها در نمودارهای با فرض $\sigma = 0.5\mu$ فراوانی نسبی در بازه 0.4 تا 0.5 نسبت به فراوانی در همین بازه با فرض توزیع نرمال و $\sigma = 0.5\mu$ افزایش پیدا کرده است.

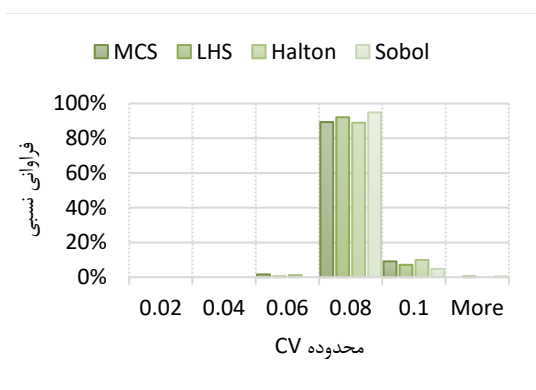
در این نمودارها نیز دو روش LHS و Halton نسبت به سایر روش‌های مورد بررسی، نتایج پایدارتری را نشان می‌دهند و نمودارهای فراوانی نسبی آنها در بازه‌های مختلف فراز و فرود کمتری نسبت به نمودارهای دو روش دیگر دارند.



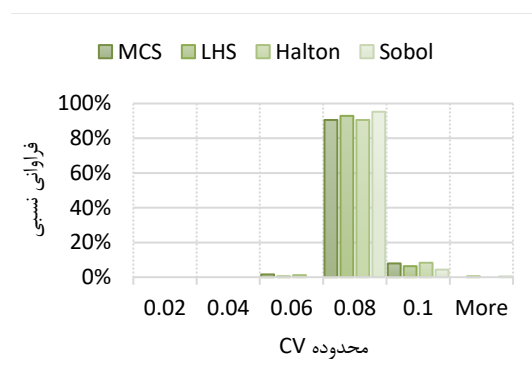
الف) هدف سفر کاری



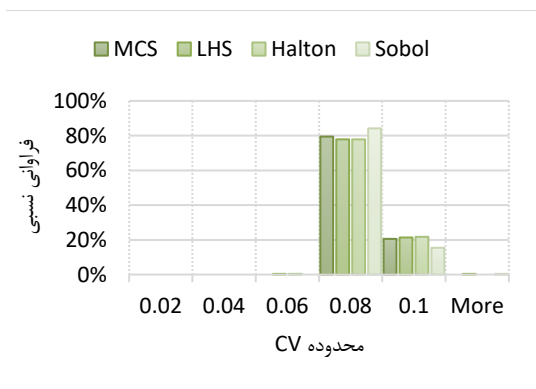
ب) هدف سفر تحصیلی



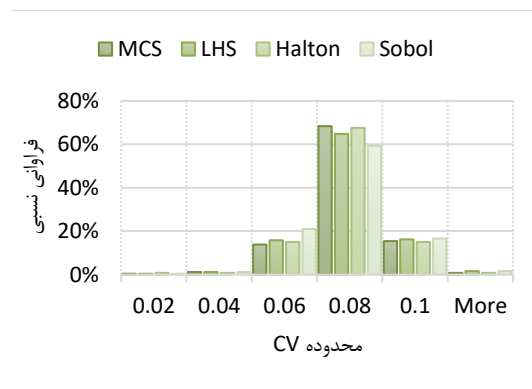
ج) هدف سفر خرید



د) هدف سفر تفریحی

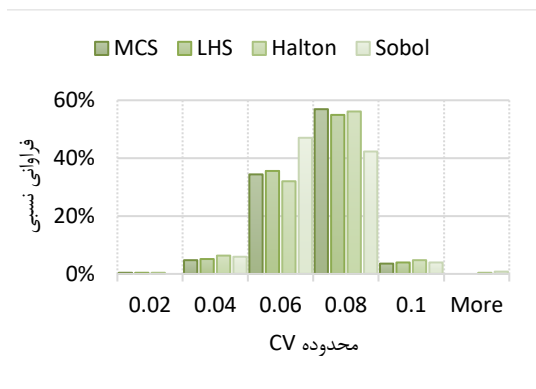


ه) هدف سفر کار شخصی

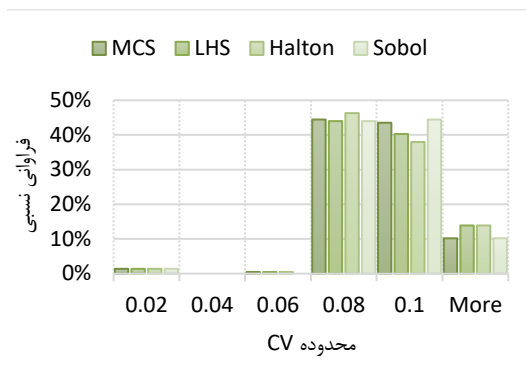


و) سفرهای غیر خانه مینا

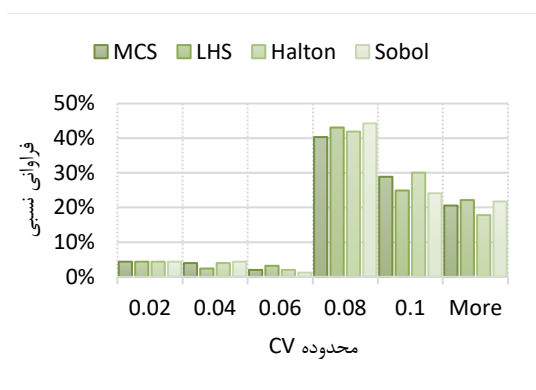
شکل ۸-۰- هیستوگرام ضریب تغییرات تولید سفر در شبیه سازی با فرض توزیع لگ نرمال و $CV=0.1$



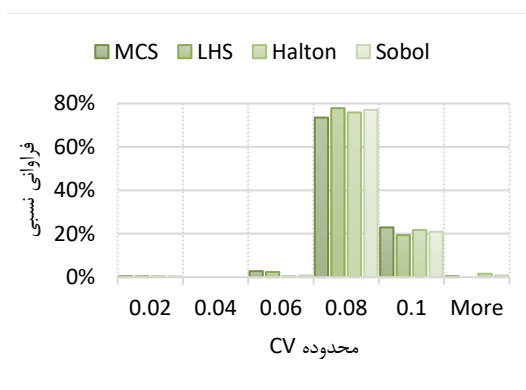
الف) هدف سفر کاری



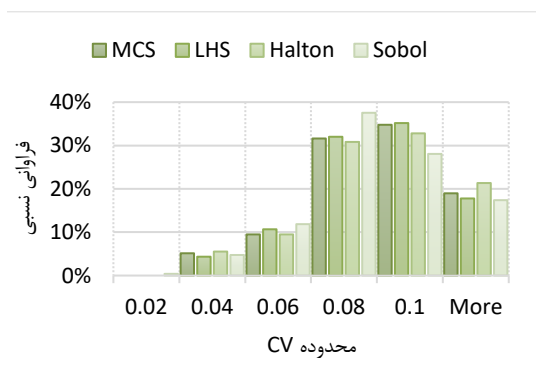
ب) هدف سفر تحصیلی



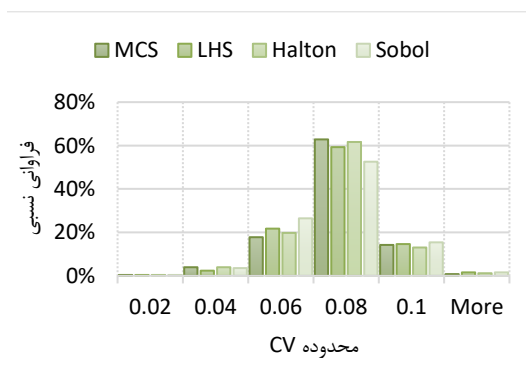
ج) هدف سفر خرید



د) هدف سفر تفریحی

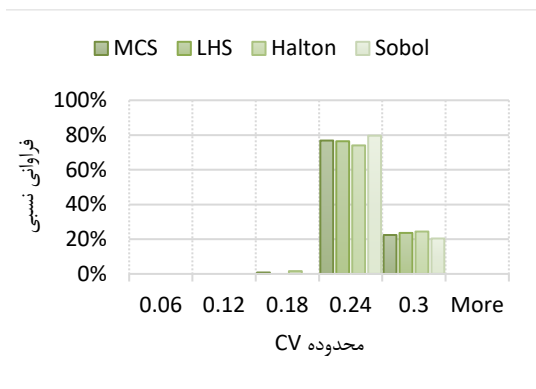


ه) هدف سفر کار شخصی

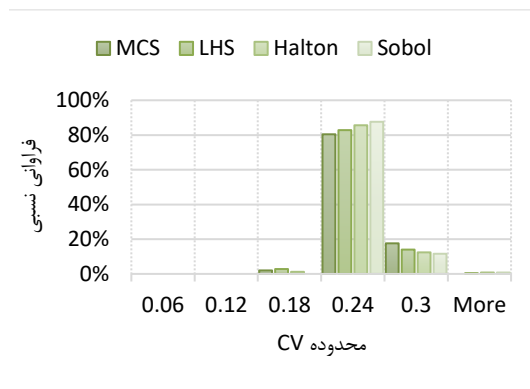


و) سفرهای غیر خانه مینا

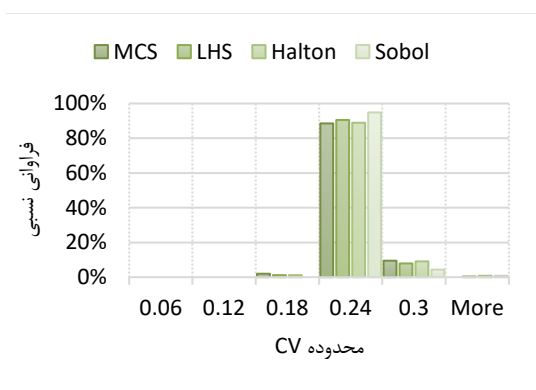
شکل ۹-۰- هیستوگرام ضریب تغییرات جذب سفر در شبیه سازی با فرض توزیع لگ نرمال و $CV=0.1$



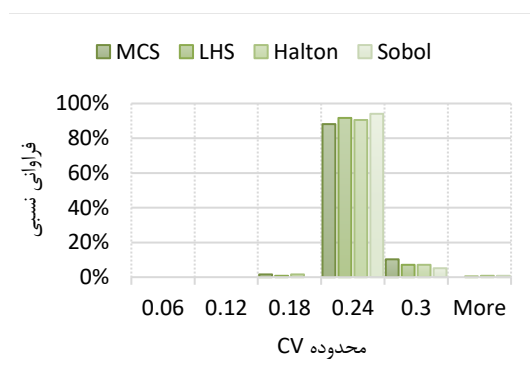
الف) هدف سفر کاری



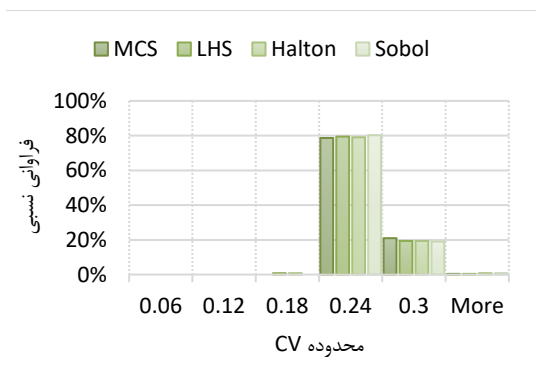
ب) هدف سفر تحصیلی



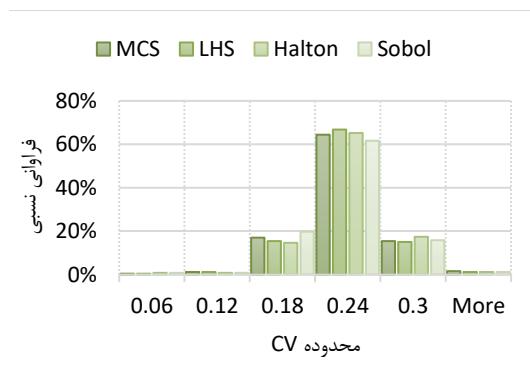
ج) هدف سفر خرید



د) هدف سفر تفریحی

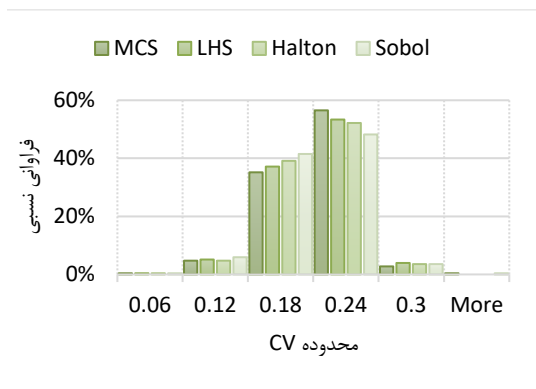


ه) هدف سفر کار شخصی

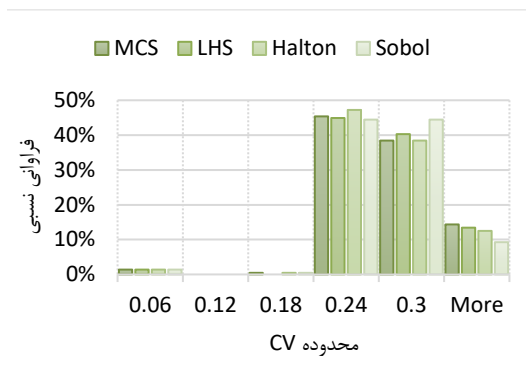


و) سفرهای غیر خانه مینا

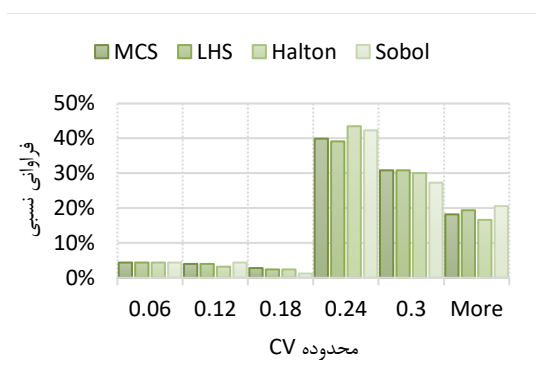
شکل ۱۰-۰- هیستوگرام ضریب تغییرات تولید سفر در شبیه سازی با فرض توزیع لگ نرمال و $CV=0.3$



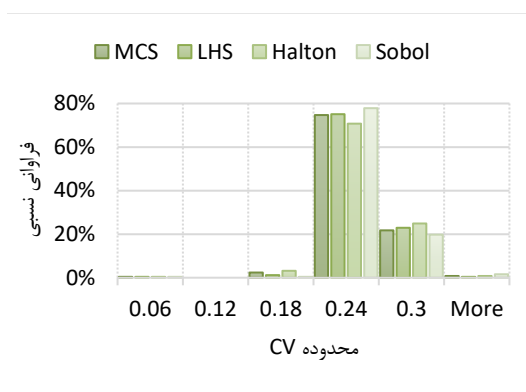
الف) هدف سفر کاری



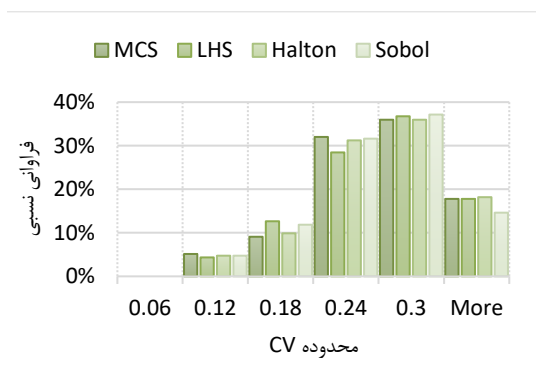
ب) هدف سفر تحصیلی



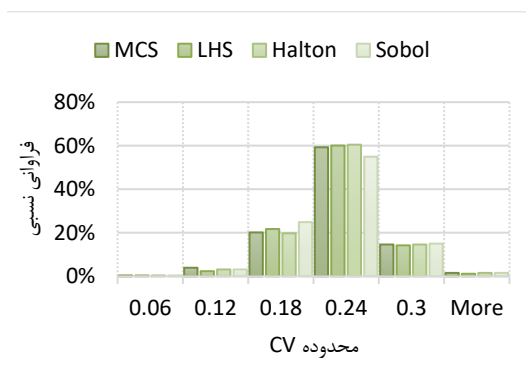
ج) هدف سفر خرید



د) هدف سفر تفریحی

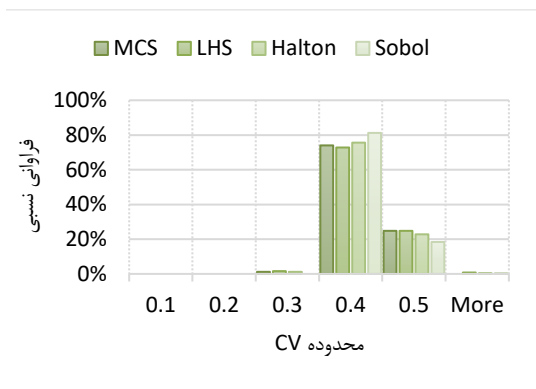


ه) هدف سفر کار شخصی

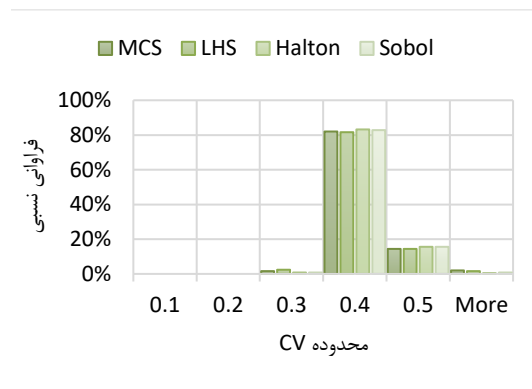


و) سفرهای غیر خانه مینا

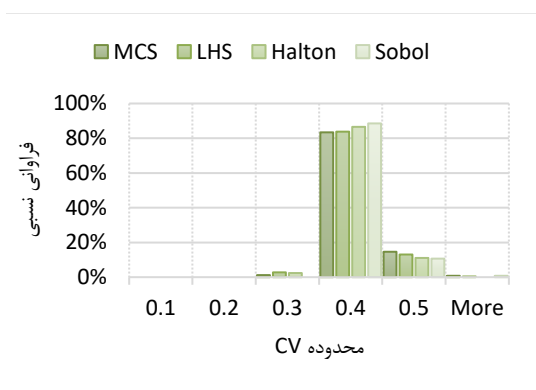
شکل ۱۱-۰- هیستوگرام ضریب تغییرات جذب سفر در شبیه سازی با فرض توزیع لگ نرمال و $CV=0.3$



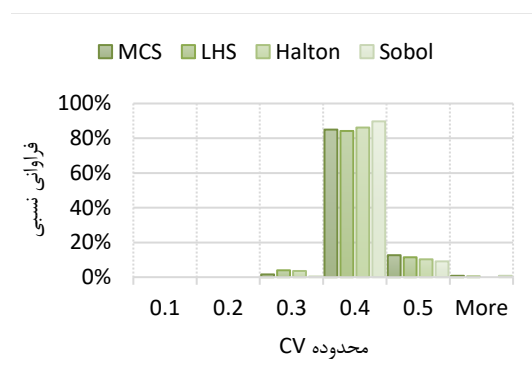
الف) هدف سفر کاری



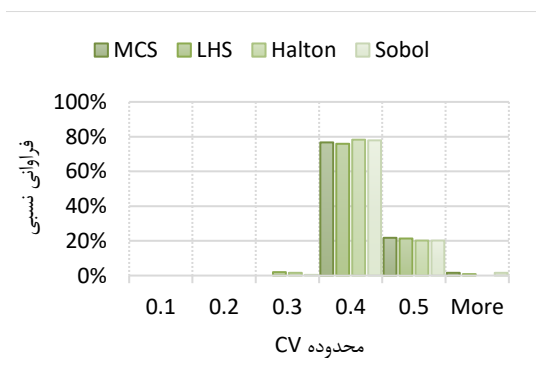
ب) هدف سفر تحصیلی



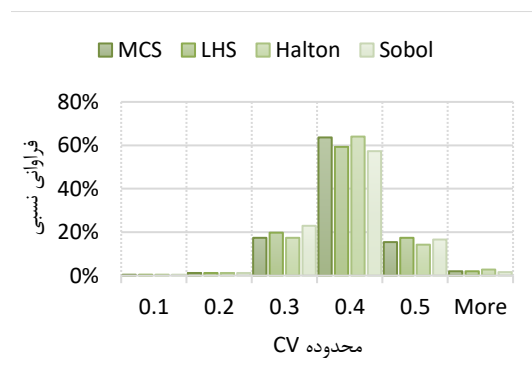
ج) هدف سفر خرید



د) هدف سفر تفریحی

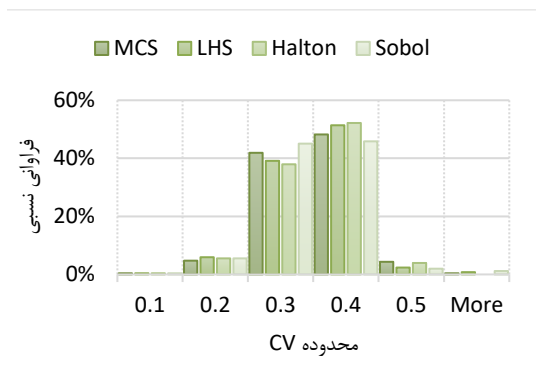


ه) هدف سفر کار شخصی

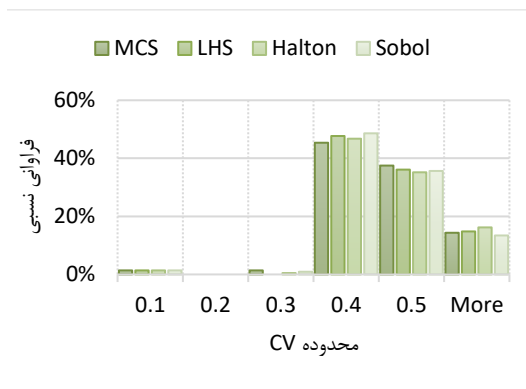


و) سفرهای غیر خانه مبنا

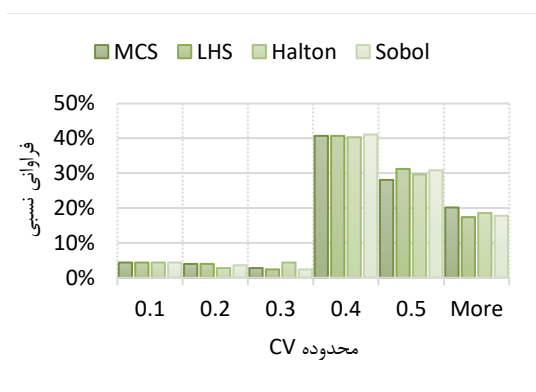
شکل ۱۲-۰- هیستوگرام ضریب تغییرات تولید سفر در شبیه سازی با فرض توزیع لگ نرمال و $CV=0.5$



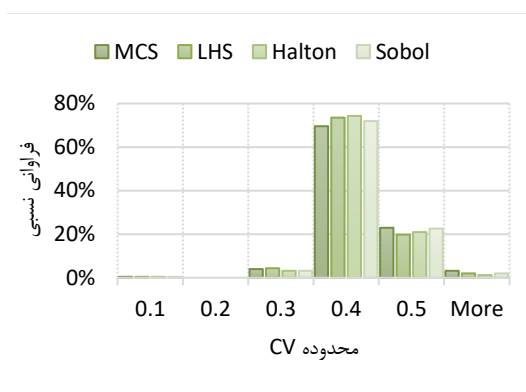
الف) هدف سفر کاری



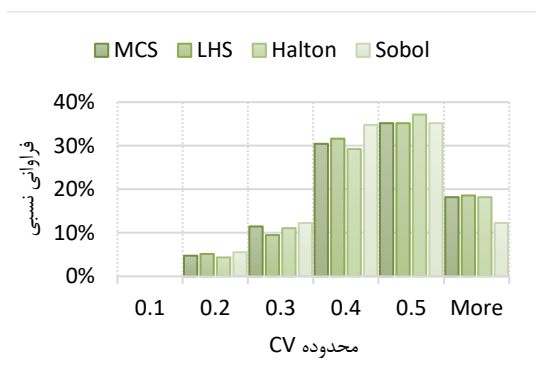
ب) هدف سفر تحصیلی



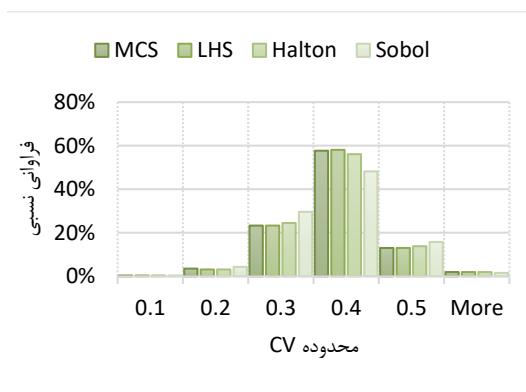
ج) هدف سفر خرید



د) هدف سفر تفریحی



ه) هدف سفر کار شخصی



و) سفرهای غیر خانه مینا

شکل ۱۳-۰- هیستوگرام ضریب تغییرات جذب سفر در شبیه سازی با فرض توزیع لگ نرمال و $CV=0.5$

بررسی توزیع خروجی‌های شبیه‌سازی شده‌ی مدل‌های تولید و جذب، با فرض توزیع لگ نرمال، نشان داد این خروجی‌ها از توزیع مفروض در ابتدا یعنی توزیع لگ نرمال تبعیت نکرده و دارای توزیع نرمال می‌باشند. خروجی‌های این مدل‌ها همانند حالت قبل که فرض توزیع ورودی‌ها نرمال بود، با درصد بالایی (نزدیک به ۱۰۰٪) مورد تایید آزمون کولموگروف-اسمیرنوف بوده و فقط همانطور که در جدول ۳-۶ نیز مشاهده می‌شود، در خروجی‌های مدل جذب سفر کار شخصی که با روش نمونه‌گیری Sobol شبیه‌سازی شده‌اند، این درصد تایید کمتر می‌باشد.

جدول ۶-۰-۰- درصد تایید آزمون کولموگروف اسمیرنوف مبنی بر نرمال بودن توزیع خروجی‌ها

هدف سفر	Sobol	Halton	LHS	MCS	
کاری	۹۹/۲۱٪	۹۷/۶۳٪	۹۹/۲۱٪	۹۸/۰۲٪	تولید
	۹۷/۶۳٪	۹۹/۶۰٪	۹۷/۶۳٪	۹۷/۶۳٪	جذب
تحصیلی	۹۹/۲۱٪	۹۸/۴۲٪	۹۹/۶۰٪	۹۷/۲۳٪	تولید
	۹۵/۶۵٪	۹۸/۴۲٪	۹۶/۸۴٪	۹۵/۲۶٪	جذب
خرید	۱۰۰٪	۹۹/۲۱٪	۹۸/۸۱٪	۹۸/۸۱٪	تولید
	۹۹/۲۱٪	۹۸/۸۱٪	۹۵/۲۶٪	۹۵/۶۵٪	جذب
تفریحی	۱۰۰٪	۹۹/۲۱٪	۹۸/۴۲٪	۹۸/۸۱٪	تولید
	۹۶/۰۵٪	۹۸/۰۲٪	۹۷/۲۳٪	۹۸/۰۲٪	جذب
کار شخصی	۹۹/۶۰٪	۹۸/۸۱٪	۹۹/۶۰٪	۹۸/۰۲٪	تولید
	۷۰/۷۵٪	۹۶/۰۵٪	۹۷/۲۳٪	۹۵/۶۵٪	جذب
غیر خانه مینا	۹۶/۰۵٪	۹۸/۸۱٪	۹۸/۰۲٪	۹۸/۴۲٪	تولید
	۹۶/۰۵٪	۹۸/۸۱٪	۹۸/۰۲٪	۹۸/۰۲٪	جذب

در جدول ۳-۷ میانگین ضرایب تغییرات هر هدف سفر در ۲۵۳ ناحیه شهری ارائه شده است. مقایسه مقادیر عدم قطعیت مدل‌های ایجاد سفر نشان می‌دهد با فرض توزیع لگ نرمال هم نتایج شبیه‌سازی حاصل از روش‌های مختلف نمونه‌گیری عددی، تفاوتی با یکدیگر ندارند. بررسی عدم قطعیت (ضریب تغییرات) اهداف مختلف سفر در این حالت، کاهش مقدار کلی عدم قطعیت خروجی‌های مدل‌های ایجاد سفر را نشان می‌دهد. عدم قطعیت مدل جذب سفر شغلی با میزان ۴۰٪ کاهش، بیشترین کاهش عدم قطعیت و مدل جذب سفر تحصیلی، با ۱۷٪ کاهش مقدار ضرایب تغییرات، کمترین میزان کاهش نسبت به خروجی‌های مدل‌های سایر اهداف سفر را به خود اختصاص داده‌اند.

جدول ۷-۰- میانگین CV خروجی های کل نواحی در شبیه سازی مدل های تولید و جذب با فرض توزیع لگ نرمال

ضریب تغییرات اولیه CV=۰/۱				ضریب تغییرات اولیه CV=۰/۳				ضریب تغییرات اولیه CV=۰/۵				
مقادیر CV محاسبه شده				مقادیر CV محاسبه شده				مقادیر CV محاسبه شده				
هدف سفر	Sobol	Halton	LHS	MCS	Sobol	Halton	LHS	MCS	Sobol	Halton	LHS	MCS
شغلی	۰/۰۷۶	۰/۰۷۵	۰/۰۷۵	۰/۰۷۶	۰/۰۷۶	۰/۰۷۶	۰/۰۷۶	۰/۰۷۶	۰/۰۷۶	۰/۰۷۵	۰/۰۷۵	۰/۰۷۸
تحصیلی	۰/۰۷۴	۰/۰۷۳	۰/۰۷۳	۰/۰۷۳	۰/۰۷۴	۰/۰۷۴	۰/۰۷۴	۰/۰۷۴	۰/۰۷۴	۰/۰۷۳	۰/۰۷۳	۰/۰۷۶
خرید	۰/۰۷۳	۰/۰۷۳	۰/۰۷۲	۰/۰۷۳	۰/۰۷۳	۰/۰۷۳	۰/۰۷۳	۰/۰۷۳	۰/۰۷۳	۰/۰۷۲	۰/۰۷۲	۰/۰۷۳
تفریحی	۰/۰۷۲	۰/۰۷۲	۰/۰۷۲	۰/۰۷۲	۰/۰۷۲	۰/۰۷۲	۰/۰۷۲	۰/۰۷۲	۰/۰۷۲	۰/۰۷۲	۰/۰۷۲	۰/۰۷۲
کار شخصی	۰/۰۷۵	۰/۰۷۵	۰/۰۷۵	۰/۰۷۵	۰/۰۷۵	۰/۰۷۵	۰/۰۷۵	۰/۰۷۵	۰/۰۷۵	۰/۰۷۵	۰/۰۷۵	۰/۰۷۶
غیرخانه مبنا	۰/۰۶۹	۰/۰۷۰	۰/۰۷۱	۰/۰۷۰	۰/۰۶۹	۰/۰۷۰	۰/۰۷۰	۰/۰۷۰	۰/۰۶۹	۰/۰۷۰	۰/۰۷۱	۰/۰۷۰
شغلی	۰/۰۶۰	۰/۰۶۱	۰/۰۶۱	۰/۰۶۱	۰/۰۶۰	۰/۰۶۱	۰/۰۶۱	۰/۰۶۱	۰/۰۶۰	۰/۰۶۱	۰/۰۶۱	۰/۰۶۱
تحصیلی	۰/۰۸۲	۰/۰۸۳	۰/۰۸۳	۰/۰۸۲	۰/۰۸۲	۰/۰۸۳	۰/۰۸۳	۰/۰۸۳	۰/۰۸۲	۰/۰۸۳	۰/۰۸۳	۰/۰۸۲
خرید	۰/۰۸۰	۰/۰۸۰	۰/۰۸۱	۰/۰۸۰	۰/۰۸۰	۰/۰۸۰	۰/۰۸۰	۰/۰۸۰	۰/۰۸۰	۰/۰۸۱	۰/۰۸۱	۰/۰۸۰
تفریحی	۰/۰۷۵	۰/۰۷۵	۰/۰۷۴	۰/۰۷۵	۰/۰۷۵	۰/۰۷۵	۰/۰۷۵	۰/۰۷۵	۰/۰۷۵	۰/۰۷۴	۰/۰۷۴	۰/۰۷۵
کار شخصی	۰/۰۷۹	۰/۰۸۱	۰/۰۸۱	۰/۰۸۱	۰/۰۷۹	۰/۰۸۱	۰/۰۸۱	۰/۰۸۱	۰/۰۷۹	۰/۰۸۱	۰/۰۸۱	۰/۰۸۱
غیرخانه مبنا	۰/۰۶۷	۰/۰۶۷	۰/۰۶۸	۰/۰۶۷	۰/۰۶۷	۰/۰۶۷	۰/۰۶۷	۰/۰۶۷	۰/۰۶۷	۰/۰۶۸	۰/۰۶۸	۰/۰۶۷

۳-۳-۳ شبیه سازی عددی با فرض توزیع مثلثی

توزیع مثلثی از جمله توزیع های احتمالاتی پیوسته می باشد. توزیع مثلثی دارای سه پارامتر a , b و c است. اولین پارامتر آن یعنی a بیانگر کران پایین برای مقدارهای متغیر تصادفی و پارامتر دوم نیز بیانگر کران بالا برای مقادیر متغیر تصادفی x است. بنابراین تکیه گاه آن اعداد حقیقی در فاصله a تا b خواهند بود. از طرفی پارامتر c نمای^۱ توزیع می باشد. در این مطالعه برای ساخت توزیع مورد نظر D و با فرض یک توزیع مثلثی متقارن، مقادیر نقطه ای موجود در گزارشات شهر مشهد برای هر متغیر به عنوان میانگین (پارامتر c) و کران های توزیع در سه محدوده ی $-/+۰.۳$ و $-/+۰.۶$ و $-/+۰.۹$ در نظر گرفته شدند. با در نظر گرفتن این سه محدوده برای کران های توزیع، مقادیر انحراف معیار

^۱ mode

هر بازه با استفاده از رابطه ۳-۱۵ محاسبه شده و ضریب تغییرات متناظر با هر بازه به ترتیب ۰/۱۲۲، ۰/۲۴۵ و ۰/۳۶۷ بدست می‌آیند. بردارهای متغیرهای ورودی مدل‌های ایجاد سفر شهر مشهد با استفاده از تابع توزیع تجمعی معکوس توزیع مثلثی، تولید گردید و خروجی‌های مدل‌ها را در قالب بردار، در اختیار گذاشت.

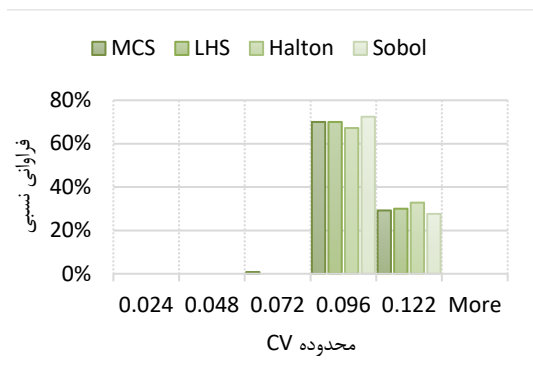
$$\sigma = \sqrt{\frac{a^2 + b^2 + c^2 - ab - ac - bc}{18}} \quad (۱۵-۳)$$

بررسی کلی نمودارهای فراوانی ضرایب تغییرات تولید شده برای خروجی‌های مدل‌های ایجاد سفر با فرض توزیع مثلثی، نشان می‌دهد این نمودارها نیز شباهت زیادی به نمودارهای تولید شده با فرض توزیع نرمال و لگ نرمال دارند. همانطور که در نمودارهای فراوانی نسبی اهداف تولید سفر مشاهده می‌شود، در هر سه حالت مفروض برای کران‌های توزیع (اشکال ۳-۱۴، ۳-۱۶ و ۳-۱۸)، تقریباً ۷۰٪ تا ۹۰٪ ضرایب تغییرات تولید شده، در بازه‌ی ۰/۰۷۲ تا ۰/۰۹۶ قرار گرفته و مابقی ضرایب تغییرات ۰/۰۹۶ تا ۰/۱۲۲ بوده است. فقط در هدف سفر غیرخانه مبنا مقداری کمتر از ۰/۰۷۲ نیز مشاهده می‌گردد.

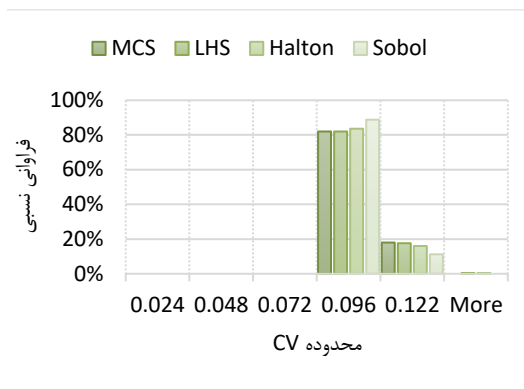
نمودارهای فراوانی نسبی ضرایب تغییرات ایجاد شده در شبیه‌سازی مدل‌های جذب سفر شهر مشهد با فرض تولید مثلثی، پراکندگی بالاتری نسبت به نمودارهای فراوانی نسبی ضرایب تغییرات مدل‌های تولید سفر دارند. با بررسی نمودارهای فراوانی نسبی ضرایب تغییرات خروجی‌های مدل‌های جذب سفر با توزیع کران در بازه‌ی (۰/۷c, ۱/۳c)، برای اهداف سفر تحصیلی، خرید و کار شخصی، مقادیر ضریب تغییرات خروجی‌های مدل در حدود ۲۰٪ موارد از مقدار در هر سه حالت فرض اولیه، فراتر رفته‌اند. در سایر اهداف جذب سفر تخطی از مقدار مفروض اولیه به مقدار ناچیز مشاهده می‌شود که می‌توان از آن چشم‌پوشی کرد.

پایداری بالای دو روش LHS و Halton و عدم نوسان در نتایج خروجی‌های مدل‌های مختلف

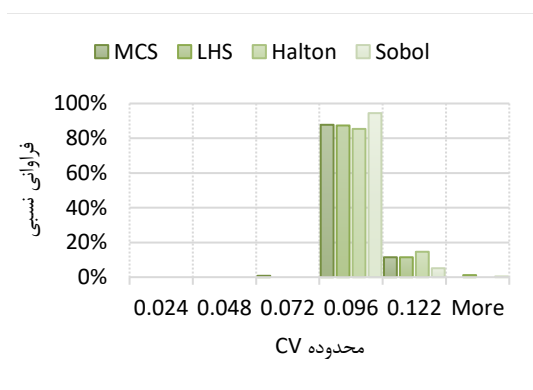
نسبت به سایر روش‌های مورد بررسی در این نمودارها نیز به چشم می‌خورد.



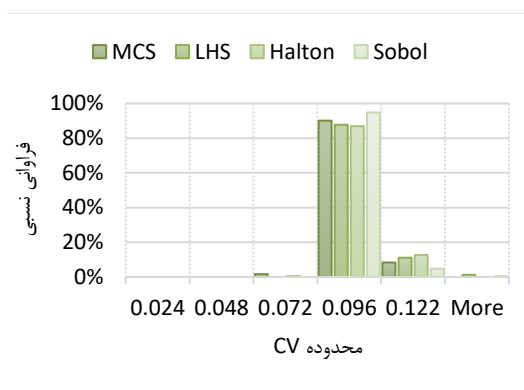
الف) هدف سفر کاری



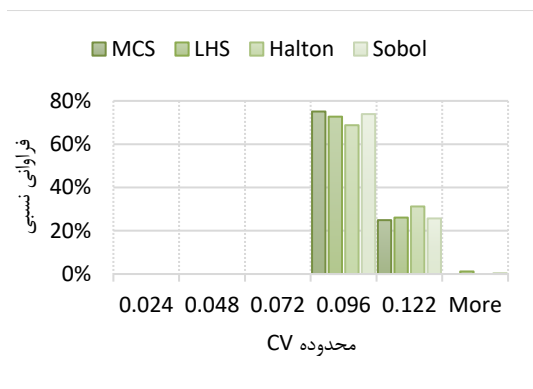
ب) هدف سفر تحصیلی



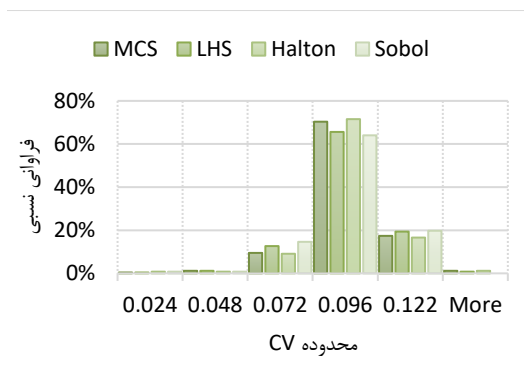
ج) هدف سفر خرید



د) هدف سفر تفریحی

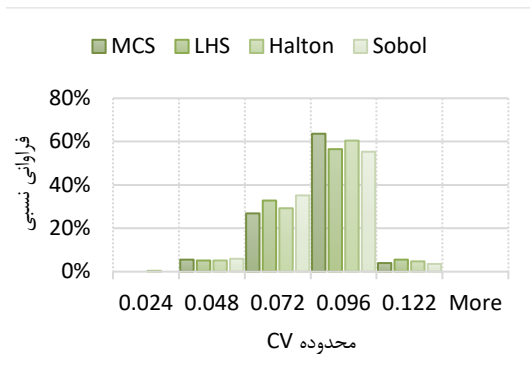


ه) هدف سفر کار شخصی

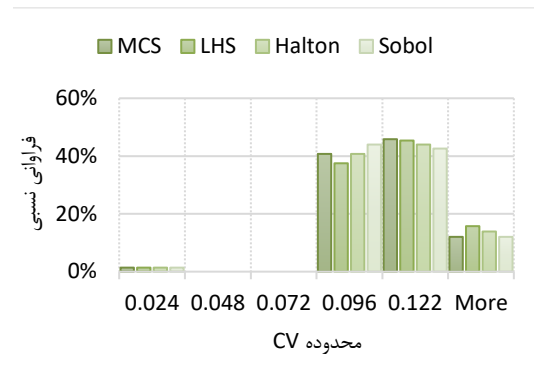


و) سفرهای غیر خانه مینا

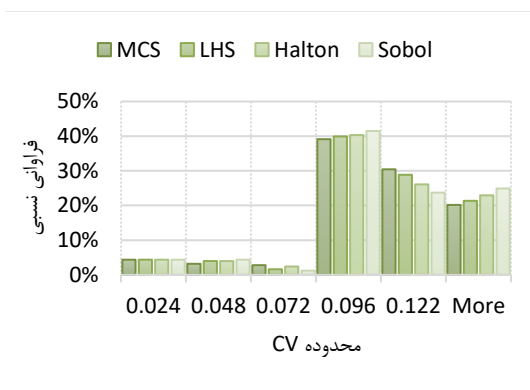
شکل ۱۴-۰- هیستوگرام ضریب تغییرات تولید سفر در شبیه سازی با فرض توزیع مثلثی و حدود $\mu \pm 30\%$ -/+



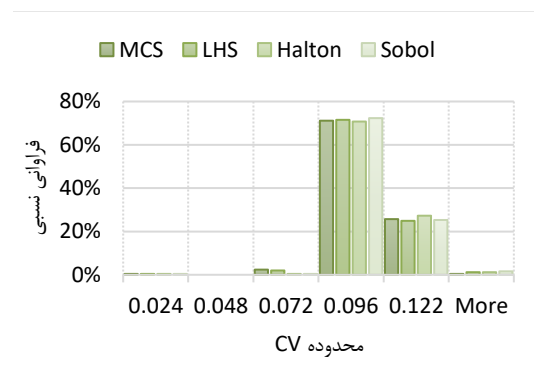
الف) هدف سفر کاری



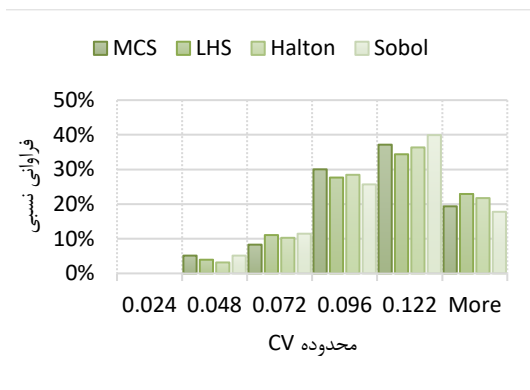
ب) هدف سفر تحصیلی



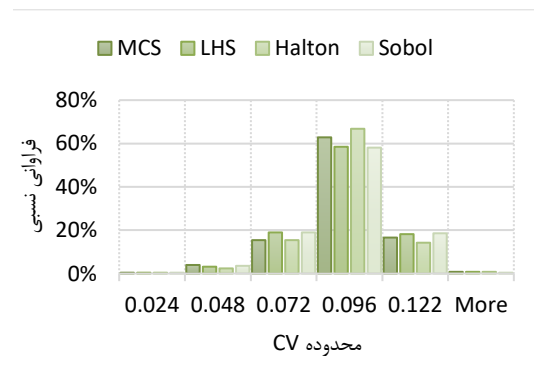
ج) هدف سفر خرید



د) هدف سفر تفریحی

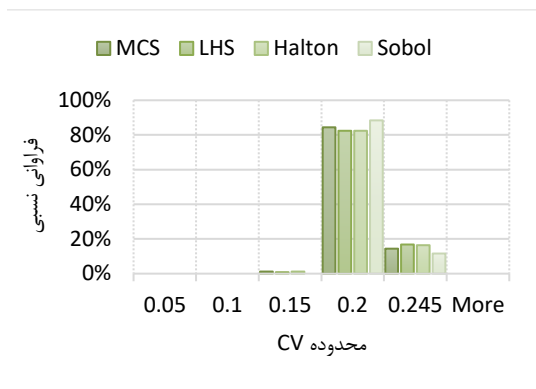


ه) هدف سفر کار شخصی

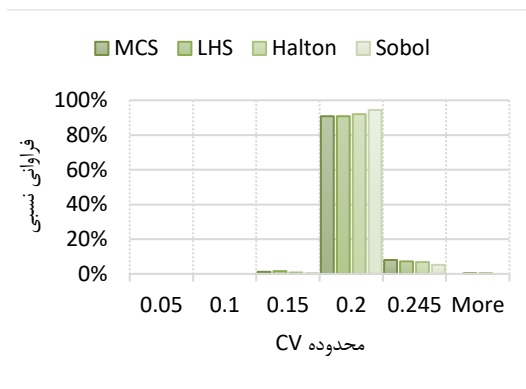


و) سفرهای غیر خانه مبنا

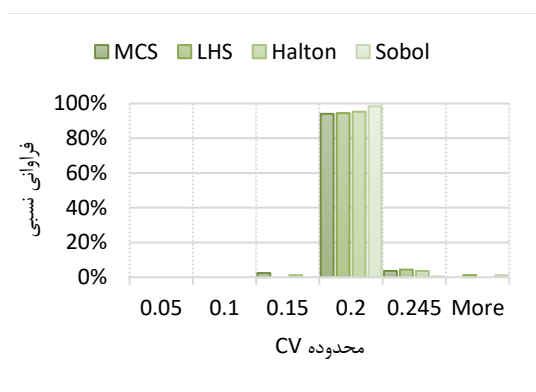
شکل ۱۵-۰- هیستوگرام ضریب تغییرات جذب سفر در شبیه سازی با فرض توزیع مثلثی و حدود $\mu \pm 30\%$ -/+



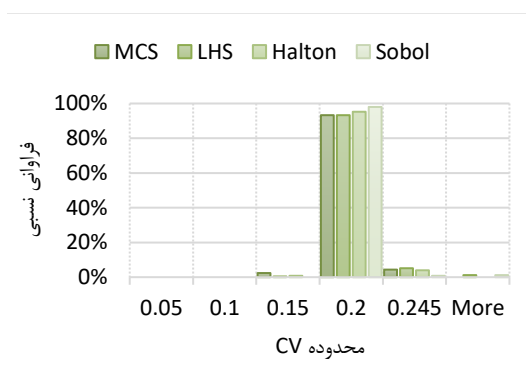
الف) هدف سفر کاری



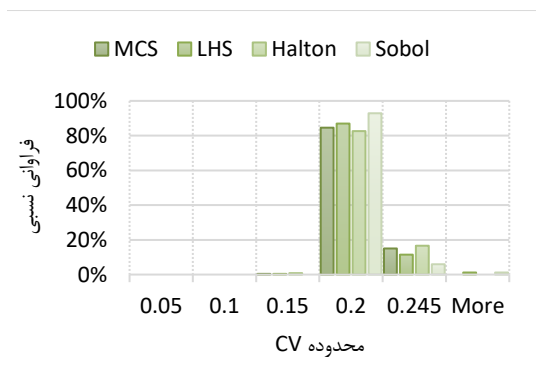
ب) هدف سفر تحصیلی



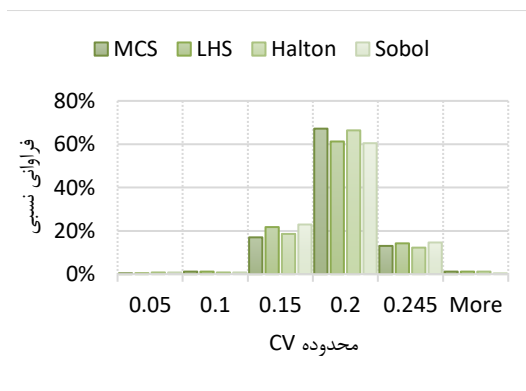
ج) هدف سفر خرید



د) هدف سفر تفریحی

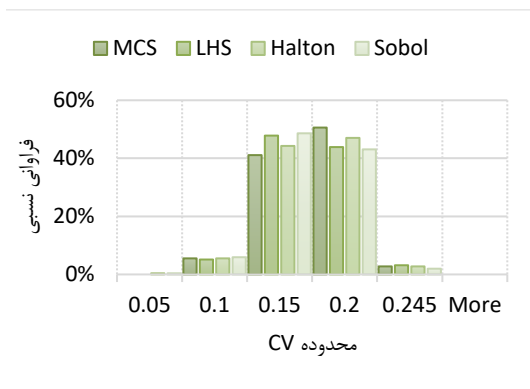


ه) هدف سفر کار شخصی

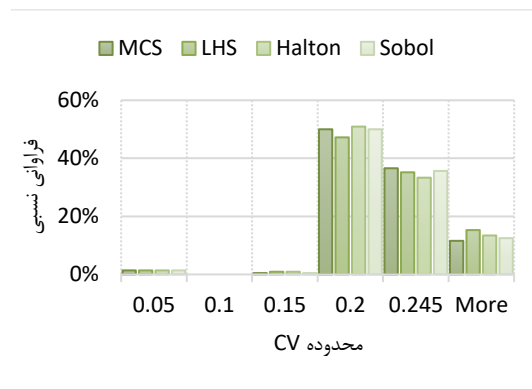


و) سفرهای غیر خانه مینا

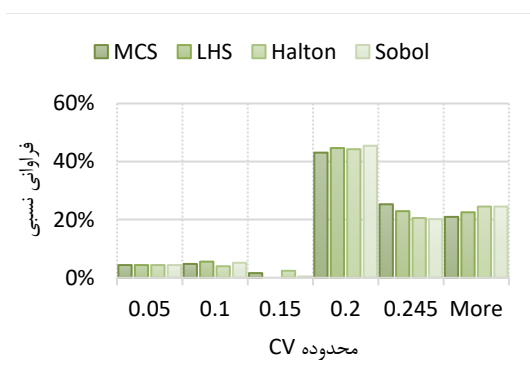
شکل ۱۶-۰- هیستوگرام ضریب تغییرات تولید سفر در شبیه سازی با فرض توزیع مثلثی و حدود $\mu \pm 60\%$ -/+



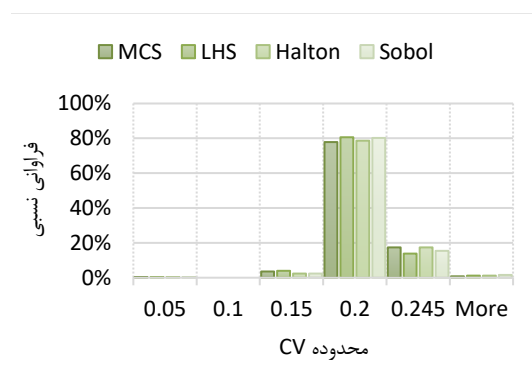
الف) هدف سفر کاری



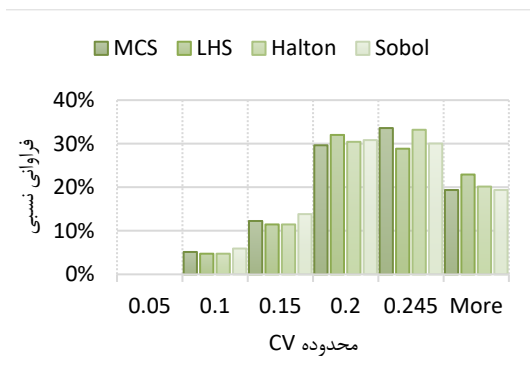
ب) هدف سفر تحصیلی



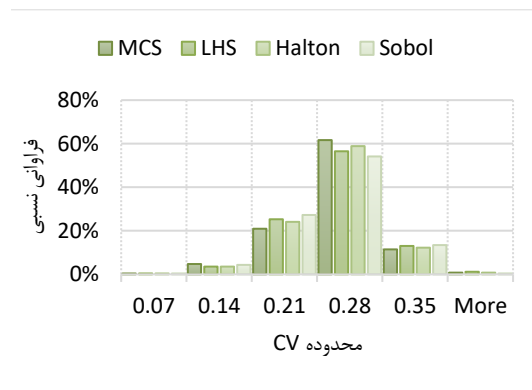
ج) هدف سفر خرید



د) هدف سفر تفریحی

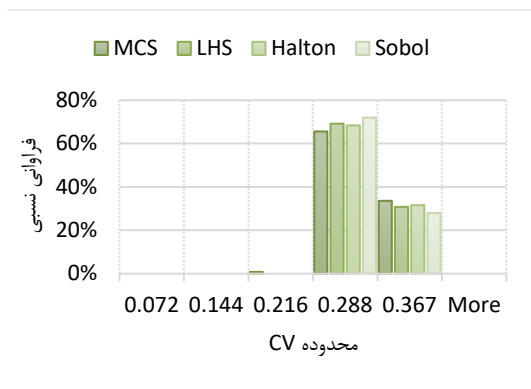


ه) هدف سفر کار شخصی

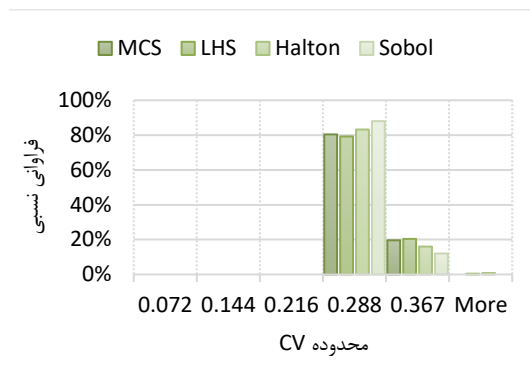


و) سفرهای غیر خانه مبنا

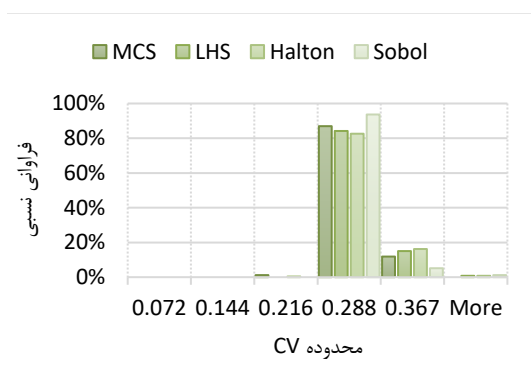
شکل ۰-۱۷- هیستوگرام ضریب تغییرات جذب سفر در شبیه سازی با فرض توزیع مثلثی و حدود $\mu \pm 60\%$ -/+



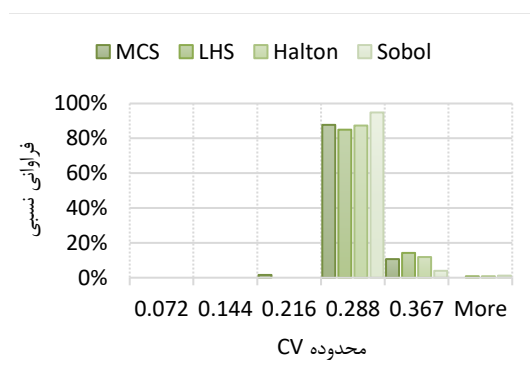
الف) هدف سفر کاری



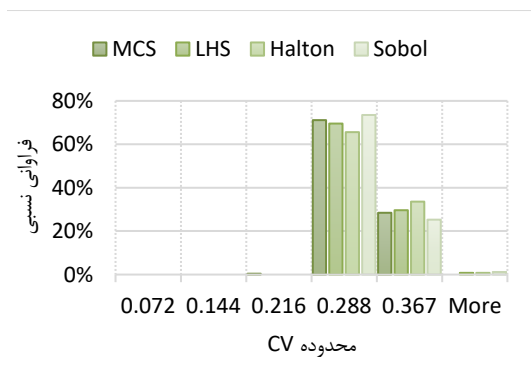
ب) هدف سفر تحصیلی



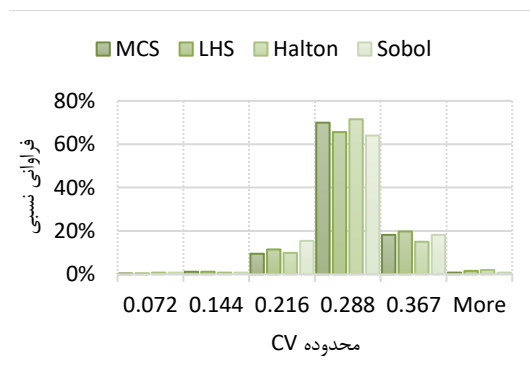
ج) هدف سفر خرید



د) هدف سفر تفریحی

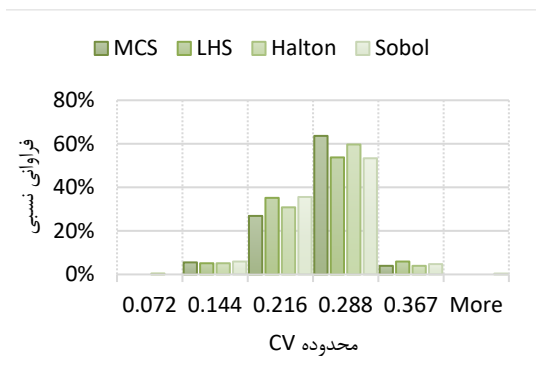


ه) هدف سفر کار شخصی

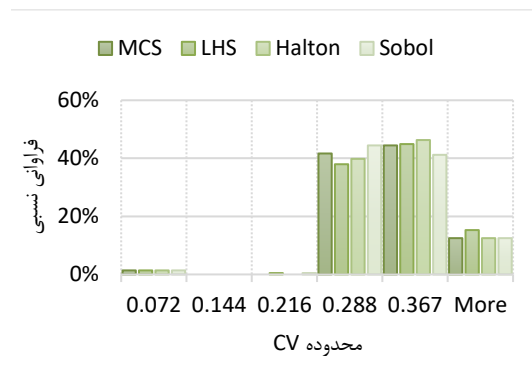


و) سفرهای غیر خانه مینا

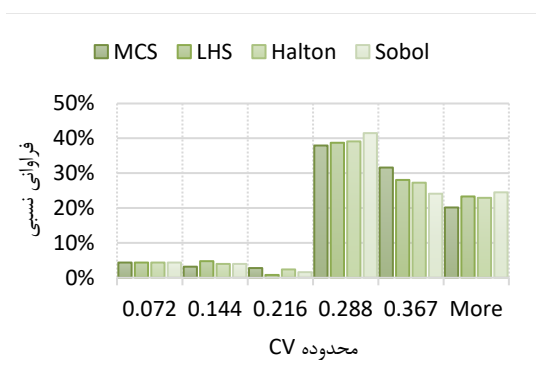
شکل ۱۸-۰- هیستوگرام ضریب تغییرات تولید سفر در شبیه سازی با فرض توزیع مثلثی و حدود $\mu \pm 90\%$ -/+



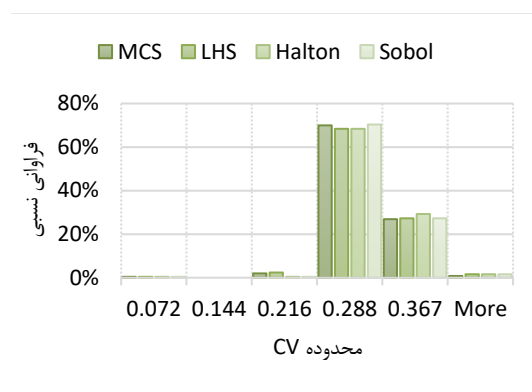
الف) هدف سفر کاری



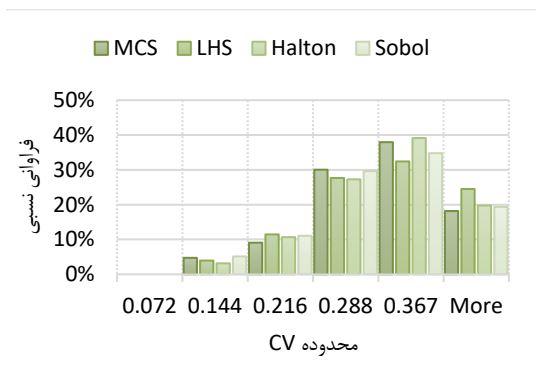
ب) هدف سفر تحصیلی



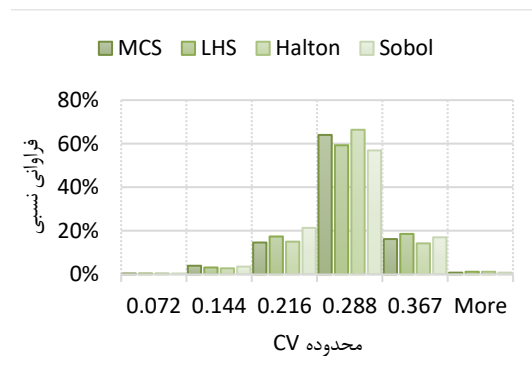
ج) هدف سفر خرید



د) هدف سفر تفریحی



ه) هدف سفر کار شخصی



و) سفرهای غیر خانه مبنا

شکل ۱۹-۰- هیستوگرام ضریب تغییرات جذب سفر در شبیه سازی با فرض توزیع مثلثی و حدود $\mu \pm 90\%$ -/+

با انجام آزمون کولموگروف-اسمیرنف روی خروجی‌های شبیه‌سازی شده هر مدل ایجاد سفر، نشان داده شد خروجی‌های این مدل‌ها در بعضی اهداف تا حدود زیادی از توزیع مثلی تبعیت می‌کنند. با این حال در اهدافی مثل جذب سفر کار شخصی، حدود ۸۰٪ خروجی‌ها توزیع مشخصی ندارند. نتایج تایید آزمون کولموگروف-اسمیرنف مبنی بر دارا بودن توزیع مثلی در جدول ۳-۸ آمده است.

جدول ۳-۸- درصد تایید آزمون کولموگروف اسمیرنف مبنی بر مثلی بودن توزیع خروجی‌ها

هدف سفر	MCS	LHS	Halton	Sobol
کاری	تولید	۸۸/۱۴٪	۸۴/۱۹٪	۹۶/۸۴٪
	جذب	۱۹/۳۷٪	۲۱/۳۴٪	۱۹/۳۷٪
تحصیلی	تولید	۷۳/۹۱٪	۷۷/۴۷٪	۸۵/۳۸٪
	جذب	۹۰/۵۱٪	۹۲/۸۹٪	۹۱/۷۰٪
خرید	تولید	۷۳/۵۲٪	۷۱/۹۴٪	۸۳/۷۹٪
	جذب	۷۷/۴۷٪	۸۰/۲۴٪	۷۹/۸۴٪
تفریحی	تولید	۶۸/۳۸٪	۷۱/۹۴٪	۸۱/۰۳٪
	جذب	۷۳/۱۲٪	۷۷/۴۷٪	۸۱/۰۳٪
کار شخصی	تولید	۸۳/۴۰٪	۸۶/۱۷٪	۸۸/۱۴٪
	جذب	۷۵/۴۹٪	۷۴/۳۱٪	۴۹/۴۱٪
غیر خانه مبنا	تولید	۵۳/۷۵٪	۵۱/۳۸٪	۴۷/۴۳٪
	جذب	۴۸/۲۲٪	۴۴/۶۶٪	۴۱/۱۱٪

بررسی عدم قطعیت ایجاد شده برای هر هدف سفر در جدول ۳-۹، نتایج یکسانی را در فرض روش‌های مختلف نمونه‌گیری عددی نشان می‌دهد. کاهش عدم قطعیت اهداف مختلف سفر در اثر همفزون‌سازی نتایج مدل‌ها در سه حالت مفروض برای کران‌های توزیع مثلی مقادیر ورودی، تقریباً برابر بوده است. کمترین میزان این کاهش با مقدار ۱۷٪ برای مدل جذب سفر با هدف تحصیلی و بیشترین آن در عدم قطعیت خروجی‌های مدل جذب سفر شغلی با ۴۰٪ کاهش مشاهده شده است.

جدول ۹-۰- میانگین CV خروجی‌های کل نواحی در شبیه‌سازی مدل‌های تولید و جذب با فرض توزیع مثلثی

حدود $\pm 0.9\mu$				حدود $\pm 0.6\mu$				حدود $\pm 0.3\mu$				
مقادیر CV محاسبه شده				مقادیر CV محاسبه شده				مقادیر CV محاسبه شده				
Sobol	Halton	LHS	MCS	Sobol	Halton	LHS	MCS	Sobol	Halton	LHS	MCS	هدف سفر
۰/۲۷۹	۰/۲۷۶	۰/۲۷۷	۰/۲۷۹	۰/۱۸۶	۰/۱۸۴	۰/۱۸۵	۰/۱۸۶	۰/۰۹۳	۰/۰۹۲	۰/۰۹۲	۰/۰۹۳	شغلی
۰/۲۷۱	۰/۲۷۱	۰/۲۷۰	۰/۲۷۰	۰/۱۸۱	۰/۱۸۱	۰/۱۸۰	۰/۱۸۰	۰/۰۹۰	۰/۰۹۰	۰/۰۹۰	۰/۰۹۰	تحصیلی
۰/۲۶۷	۰/۲۶۸	۰/۲۶۷	۰/۲۶۶	۰/۱۷۸	۰/۱۷۹	۰/۱۷۸	۰/۱۷۷	۰/۰۸۹	۰/۰۸۹	۰/۰۸۹	۰/۰۸۹	خرید
۰/۲۶۶	۰/۲۶۷	۰/۲۶۶	۰/۲۶۵	۰/۱۷۷	۰/۱۷۸	۰/۱۷۷	۰/۱۷۶	۰/۰۸۸	۰/۰۸۹	۰/۰۸۹	۰/۰۸۸	تفریحی
۰/۲۷۷	۰/۲۷۸	۰/۲۷۷	۰/۲۷۶	۰/۱۸۴	۰/۱۸۵	۰/۱۸۵	۰/۱۸۴	۰/۰۹۲	۰/۰۹۲	۰/۰۹۲	۰/۰۹۲	کار شخصی
۰/۲۵۳	۰/۲۵۶	۰/۲۵۶	۰/۲۵۶	۰/۱۶۹	۰/۱۷۱	۰/۱۷۱	۰/۱۷۰	۰/۰۸۴	۰/۰۸۵	۰/۰۸۵	۰/۰۸۵	غیرخانه مبنا
۰/۲۲۲	۰/۲۲۴	۰/۲۲۴	۰/۲۲۵	۰/۱۴۸	۰/۱۴۹	۰/۱۴۹	۰/۱۵۰	۰/۰۷۴	۰/۰۷۵	۰/۰۷۴	۰/۰۷۵	شغلی
۰/۳۰۳	۰/۳۰۳	۰/۳۰۶	۰/۳۰۴	۰/۲۰۲	۰/۲۰۲	۰/۲۰۴	۰/۲۰۲	۰/۱۰۱	۰/۱۰۱	۰/۱۰۲	۰/۱۰۱	تحصیلی
۰/۲۹۶	۰/۲۹۵	۰/۲۹۶	۰/۲۹۳	۰/۱۹۷	۰/۱۹۶	۰/۱۹۷	۰/۱۹۶	۰/۰۹۹	۰/۰۹۸	۰/۰۹۸	۰/۰۹۸	خرید
۰/۲۷۵	۰/۲۷۵	۰/۲۷۴	۰/۲۷۲	۰/۱۸۳	۰/۱۸۳	۰/۱۸۳	۰/۱۸۲	۰/۰۹۲	۰/۰۹۲	۰/۰۹۱	۰/۰۹۱	تفریحی
۰/۲۹۶	۰/۳۰۱	۰/۲۹۹	۰/۲۹۸	۰/۱۹۷	۰/۲۰۰	۰/۱۹۹	۰/۱۹۹	۰/۰۹۸	۰/۱۰۰	۰/۰۹۹	۰/۰۹۹	کار شخصی
۰/۲۴۵	۰/۲۴۸	۰/۲۴۸	۰/۲۴۸	۰/۱۶۳	۰/۱۶۵	۰/۱۶۵	۰/۱۶۵	۰/۰۸۱	۰/۰۸۳	۰/۰۸۳	۰/۰۸۳	غیرخانه مبنا

سفر

سفر

۳-۴ تحلیل حساسیت مدل‌های تولید و جذب سفر شهر

مشهد

در بخش دیگر این مطالعه با استفاده از معیارهای سنجش حساسیت که پیش‌تر معرفی شدند، میزان تاثیر متغیرهای ورودی بر خروجی‌های مدل‌های تولید و جذب سفر شهر مشهد را به صورت کمی مورد سنجش قرار گرفته و متغیرهای ورودی این مدل‌ها بر اساس حساس‌ترین متغیر، رتبه‌بندی می‌گردند. این امر زمانی اهمیت پیدا می‌کند که به دلایل مختلف محقق نیاز دارد موارد زیر را تعیین کند: (۱) کدام متغیر نیاز به تحقیق بیشتر، برای تقویت دانش پایه و بالطبع کاهش عدم قطعیت دارد؟ (۲) کدام متغیرها بی اهمیت اند و می‌توان آن را از مدل نهایی حذف نمود؟ (۳) کدام ورودی‌ها بیشترین تاثیر را در تغییرات خروجی‌ها دارند؟ (۴) کدام متغیرها بیشترین همبستگی را با خروجی‌ها

دارند؟ ۵) هنگامی که مدل بطور عملیاتی بکار می‌رود، چه نتیجه‌ای از تغییر یک پارامتر ورودی مفروض حاصل می‌شود؟

به منظور بررسی حساسیت متغیرهای ورودی مدل‌های ایجاد سفر شهر مشهد با تخصیص تابع چگالی احتمال متغیرهای هر مدل به صورت نرمال و با تولید بردار ورودی‌ها به وسیله‌ی روش‌های نمونه‌گیری، بردارهای خروجی‌های مدل‌های تولید و جذب سفر بدست می‌آیند. بدین ترتیب می‌توان تاثیر و اهمیت نسبی ورودی و خروجی‌ها را با استفاده از شاخص‌های سنجش حساسیت بررسی نمود. برای دستیابی به این هدف، معیارهای سنجش حساسیت نظیر R^2 ، CC، SRC و ... که برای تعیین میزان اهمیت متغیرها مورد استفاده قرار می‌گیرند، از نرم افزار SPSS استخراج شدند.

هرچه مقدار قدر مطلق CC بیشتر باشد، ارتباط خطی بین مقادیر ورودی و خروجی بیشتر است. باید توجه داشت که معیارهای CC و RCC بین هر دو جفت متغیر اندازه‌گیری می‌شوند، در حالی که SRC و SRRC توسط کلیه متغیرهایی که به مدل رگرسیونی وارد می‌شوند، مورد محاسبه قرار می‌گیرند. اگر بین مقادیر متغیرها هیچ‌گونه همبستگی وجود نداشته باشد، مقادیر CC و SRC مربوط به آنها و به طبع آن RCC و SRRC آنها مقداری یکسان دارند. لذا همانطور که در جداول ۳-۱۳ و ۳-۱۴ نشان داده شده است، چون مقادیر CC و SRC و همچنین RCC و SRRC (جدول پ-۲ و جدول پ-۳) یکسان نیستند، بین متغیرهای نمونه‌گیری شده همبستگی وجود دارد.

با توجه به ماهیت خطی مدل‌های تولید و جذب سفر مشهد، مقدار PCC برابر یک می‌باشد. لذا معیار PCC هیچ‌گونه اطلاعات مقایسه‌ای بین متغیرهای مدل‌های در حال بررسی در اختیار نمی‌گذارد. به همین دلیل این معیار از جداول پیش‌رو حذف شده است. همچنین با دلیلی مشابه، افزایش اندازه‌نمونه‌ی توزیع تولید شده، تاثیری بر اولویت بندی متغیرها ندارد.

برای بررسی حساسیت مدل‌های تولید و جذب سفر می‌توان از ضرایب رگرسیون و همچنین ضرایب رگرسیون استاندارد شده (SRC) استفاده کرد، اما چون ضرایب رگرسیون استاندارد شده

اثرات توزیع هر متغیر را در نظر می‌گیرد و اثرات واحدهای متغیرها را حذف می‌کند، برای این منظور مناسب‌تر می‌باشد.

استفاده از آنالیز رگرسیون مرحله به مرحله در این مطالعه باعث می‌شود اهمیت هر متغیر بر اساس ترتیب ورود آنها به مدل، مقدار و مثبت یا منفی بودن معیارهای SRC، SPCC، SRRC و SPRCC و تغییرات R^2 مورد بررسی قرار بگیرند. هنگامی که بین متغیر تخمین زده شده و متغیرهای ورودی مدل ارتباطی خطی وجود داشته باشد، با بررسی تغییرات مقدار R^2 اهمیت متغیرها را می‌توان تعیین نمود. به دلیل خطی بودن مدل‌های مورد بررسی، روش آنالیز رگرسیون مرحله به مرحله در نهایت منجر به تولید یک مدل رگرسیون با $R^2=1$ می‌شود؛ در واقع آخرین متغیری که به مدل رگرسیونی اضافه می‌شود (مثلاً متغیر Hstj در مدل تولید سفر غیر خانه مبنا)، تاثیر خیلی کمی دارد و فقط مقدار R^2 را از ۰/۹۸۶ به ۱/۰۰۰ می‌رسانند.

در جداول ۳-۱۰ و ۳-۱۱ به ترتیب نتایج تحلیل حساسیت متغیرهای مدل‌های تولید و جذب سفر برای داده‌های نقطه‌ای موجود در گزارش مطالعات جامع حمل و نقل شهر مشهد و سایر روش‌های نمونه‌گیری عددی مورد استفاده در این پژوهش، ارائه شده است. بررسی کلی مقادیر بدست آمده برای هریک از این معیارها و همچنین رتبه بندی‌ای که این معیارها از حساسیت متغیرهای مدل‌های تولید و جذب سفر شهر مشهد ارائه می‌دهند، نشان می‌دهد که تحلیل حساسیت صورت گرفته روی داده‌های نقطه‌ای موجود تفاوت آنچنانی با آنچه که از شبیه‌سازی‌ها بدست می‌آید، ندارد. از این رو می‌توان نتیجه گرفت برای تحلیل حساسیت متغیرهای ورودی مدل‌ها نیازی به شبیه‌سازی عددی نبوده و رتبه بندی، تنها بر اساس داده‌های نقطه‌ای موجود، نتایج مورد نیاز ما را تولید خواهد کرد.

همچنین نتایج تحلیل حساسیت متغیرهای شبیه‌سازی شده و داده‌های نقطه‌ای موجود، در حالتی که رتبه بندی شده اند و مورد آنالیز قرار گرفته اند، برای بررسی و مقایسه بیشتر در پیوست موجود می‌باشد.

جدول ۱۰۰۰- جزئیات تحلیل حساسیت مدل های تولید سفر شهر مشهد

شماره مدل	متغیر مدل	Stepwise Regression																			
		Raw Data				MCS Data				LHS Data				Halton Data				Sobol Data			
		R2	CC	SRC	SPCC	R2	CC	SRC	SPCC	R2	CC	SRC	SPCC	R2	CC	SRC	SPCC	R2	CC	SRC	SPCC
Rank Value	Rank Value	Rank Value	Rank Value	Rank Value	Rank Value	Rank Value	Rank Value	Rank Value	Rank Value	Rank Value	Rank Value	Rank Value	Rank Value	Rank Value	Rank Value	Rank Value	Rank Value	Rank Value	Rank Value		
کاری	Pwi																				
	Ei	1 0.988	1 0.994	1 0.697	1 0.246	1 0.972	1 0.986	1 0.709	1 0.365	1 0.973	1 0.986	1 0.709	1 0.363	1 0.973	1 0.986	1 0.710	1 0.364	1 0.973	1 0.986	1 0.710	1 0.363
	EiCARi	2 1.000	2 0.969	2 0.317	2 0.112	2 1.000	2 0.931	2 0.323	2 0.166	2 1.000	2 0.932	2 0.323	2 0.165	2 1.000	2 0.931	2 0.322	2 0.166	2 1.000	2 0.932	2 0.322	2 0.165
تعمیری	Psti																				
	PiCARi	1 0.983	1 0.991	1 0.599	1 0.189	1 0.955	1 0.977	1 0.609	1 0.305	1 0.958	1 0.979	1 0.612	1 0.299	1 0.959	1 0.979	1 0.608	1 0.291	1 0.957	1 0.978	1 0.610	1 0.301
	Sti	2 1.000	2 0.982	2 0.414	2 0.130	2 1.000	2 0.952	2 0.425	2 0.213	2 1.000	2 0.954	2 0.421	2 0.206	2 1.000	2 0.957	2 0.423	2 0.202	2 1.000	2 0.954	2 0.423	2 0.208
خرید	Pshi																				
	PiCARi	1 0.972	1 0.986	1 0.551	1 0.197	1 0.940	1 0.969	1 0.561	1 0.289	1 0.940	1 0.970	1 0.562	1 0.290	1 0.942	1 0.971	1 0.559	1 0.283	1 0.939	1 0.969	1 0.562	1 0.291
	Pi	2 1.000	2 0.980	2 0.466	2 0.167	2 1.000	2 0.957	2 0.477	2 0.245	2 1.000	2 0.957	2 0.475	2 0.245	2 1.000	2 0.959	2 0.477	2 0.241	2 1.000	2 0.957	2 0.476	2 0.246
تفویضی	Psri																				
	Pi	1 0.968	1 0.984	1 0.519	1 0.186	1 0.932	1 0.965	1 0.530	1 0.273	1 0.931	1 0.965	1 0.529	1 0.273	1 0.935	1 0.967	1 0.530	1 0.268	1 0.931	1 0.965	1 0.530	1 0.274
	PiCARi	2 1.000	2 0.983	2 0.498	2 0.178	2 1.000	2 0.962	2 0.507	2 0.261	2 1.000	2 0.962	2 0.509	2 0.262	2 1.000	2 0.963	2 0.506	2 0.256	2 1.000	2 0.962	2 0.508	2 0.263
کار مشخصی	Ppbi																				
	PiCARi	1 0.984	1 0.992	1 0.659	1 0.236	1 0.965	1 0.982	1 0.670	1 0.345	1 0.965	1 0.982	1 0.671	1 0.346	1 0.966	1 0.983	1 0.668	1 0.338	1 0.965	1 0.982	1 0.671	1 0.347
	Pi	2 1.000	2 0.972	2 0.357	2 0.128	2 1.000	2 0.939	2 0.364	2 0.188	2 1.000	2 0.938	2 0.363	2 0.187	2 1.000	2 0.941	2 0.365	2 0.184	2 1.000	2 0.938	2 0.364	2 0.188
غیر قابل مینا	Pnhbi																				
	Kj	1 0.700	1 0.873	2 0.391	2 0.274	1 0.676	1 0.822	2 0.404	2 0.301	1 0.676	1 0.822	2 0.404	2 0.301	1 0.679	1 0.824	2 0.403	2 0.300	1 0.683	1 0.827	2 0.400	2 0.296
	Pb1	2 0.862	4 0.593	1 0.471	1 0.449	2 0.843	3 0.584	1 0.466	1 0.448	2 0.841	3 0.582	1 0.464	1 0.447	2 0.842	3 0.585	1 0.465	1 0.446	2 0.842	3 0.588	1 0.464	1 0.444
	VKj	3 0.963	2 0.733	3 0.359	3 0.266	3 0.961	2 0.723	3 0.369	3 0.289	3 0.961	2 0.725	3 0.370	3 0.289	3 0.961	2 0.723	3 0.370	3 0.288	3 0.962	2 0.723	3 0.370	3 0.288
	USTjbst	4 0.986	5 0.217	5 0.155	4 0.154	4 0.983	5 0.215	5 0.154	4 0.152	4 0.983	5 0.214	5 0.153	4 0.152	4 0.983	5 0.213	5 0.153	4 0.152	4 0.983	5 0.210	5 0.153	4 0.152
	Hstj	5 1.000	3 0.603	4 0.161	5 0.120	5 1.000	4 0.583	4 0.165	5 0.130	5 1.000	4 0.584	4 0.165	5 0.130	5 1.000	4 0.583	4 0.165	5 0.130	5 1.000	4 0.586	4 0.165	5 0.128

R2: Coefficient of Determination

CC: Correlation Coefficient

SRC: Standardized Regression Coefficient

SPCC: SemiPartial Correlation Coefficient

جدول ۱۱-۰- جزییات تحلیل حساسیت مدل‌های جذب سفر شهر مشهد

متغیر مدل	Stepwise Regression																																							
	Raw Data				MCS Data				LHS Data				Halton Data				Sobol Data																							
	R2	CC	SRC	SPCC	R2	CC	SRC	SPCC	R2	CC	SRC	SPCC	R2	CC	SRC	SPCC	R2	CC	SRC	SPCC																				
کاروان	Awi																																							
Kj	1	0.790	1	0.889	1	0.447	1	0.277	1	0.769	1	0.877	1	0.459	1	0.324	1	0.767	1	0.876	1	0.461	1	0.327	1	0.769	1	0.877	1	0.460	1	0.326	1	0.768	1	0.877	1	0.458	1	0.325
VKj	2	0.943	3	0.854	4	0.259	3	0.105	2	0.932	2	0.827	4	0.265	3	0.145	2	0.933	2	0.829	4	0.267	3	0.147	2	0.932	3	0.828	4	0.267	3	0.146	2	0.932	2	0.829	4	0.267	3	0.146
VKjbcBD	3	0.991	4	0.540	2	0.283	2	0.238	3	0.982	4	0.532	2	0.279	2	0.252	3	0.982	4	0.530	2	0.279	2	0.251	3	0.982	4	0.531	2	0.279	2	0.252	3	0.982	4	0.532	2	0.280	2	0.252
Wj	4	1.000	2	0.863	3	0.265	4	0.092	4	1.000	3	0.839	3	0.273	4	0.135	4	1.000	3	0.837	3	0.272	4	0.135	4	1.000	2	0.837	3	0.272	4	0.135	4	1.000	3	0.837	3	0.273	4	0.135
تحلیل حساسیت	Astj																																							
USTjbst	1	0.699	1	0.836	1	0.805	1	0.803	1	0.690	1	0.831	1	0.800	1	0.797	1	0.690	1	0.831	1	0.800	1	0.797	1	0.687	1	0.829	1	0.799	1	0.796	1	0.688	1	0.830	1	0.798	1	0.795
HCj	2	0.975	2	0.554	2	0.382	2	0.284	2	0.970	2	0.557	2	0.393	2	0.311	2	0.969	2	0.556	2	0.394	2	0.312	2	0.969	2	0.559	2	0.396	2	0.313	2	0.969	2	0.558	2	0.394	2	0.311
LCjCARj	3	1.000	3	0.534	3	0.214	3	0.159	3	1.000	3	0.525	3	0.221	3	0.174	3	1.000	3	0.525	3	0.221	3	0.175	3	1.000	3	0.525	3	0.222	3	0.175	3	1.000	3	0.531	3	0.223	3	0.176
جدول ۱۱-۰	Ashj																																							
VKjbsH5	1	0.568	1	0.754	1	0.532	1	0.359	1	0.554	1	0.744	1	0.526	1	0.355	1	0.555	1	0.745	1	0.525	1	0.355	1	0.554	1	0.745	1	0.526	1	0.355	1	0.554	1	0.744	1	0.525	1	0.355
VKj	2	0.913	2	0.740	2	0.385	2	0.305	2	0.900	2	0.732	2	0.397	2	0.327	2	0.901	2	0.735	2	0.398	2	0.328	2	0.901	2	0.733	2	0.398	2	0.328	2	0.900	2	0.733	2	0.398	2	0.329
VKjbsH4	3	0.986	4	0.546	3	0.341	3	0.283	3	0.986	4	0.547	3	0.353	3	0.304	3	0.986	4	0.544	3	0.351	3	0.303	3	0.986	4	0.546	3	0.352	3	0.303	3	0.986	4	0.546	3	0.353	3	0.304
VKjbcBD	4	1.000	3	0.693	4	0.184	4	0.120	4	1.000	3	0.684	4	0.182	4	0.119	4	1.000	3	0.686	4	0.182	4	0.119	4	1.000	3	0.684	4	0.182	4	0.119	4	1.000	3	0.684	4	0.182	4	0.119
تحلیل حساسیت	Asrj																																							
Pj	1	0.901	1	0.949	1	0.567	1	0.356	1	0.609	1	0.781	2	0.482	2	0.335	1	0.608	1	0.780	2	0.481	2	0.335	1	0.607	1	0.779	2	0.484	2	0.336	1	0.608	1	0.780	2	0.483	2	0.337
Pbsr	2	0.977	2	0.904	2	0.440	2	0.282	2	0.915	3	0.553	1	0.523	1	0.509	2	0.914	3	0.553	1	0.524	1	0.512	2	0.916	3	0.556	1	0.526	1	0.513	2	0.914	3	0.553	1	0.524	1	0.511
VKjCARj	3	1.000	3	0.403	3	0.160	3	0.153	3	0.984	2	0.738	3	0.373	3	0.265	3	0.983	2	0.736	3	0.373	3	0.265	3	0.984	2	0.738	3	0.365	3	0.256	3	0.984	2	0.736	3	0.373	3	0.266
APARKj	4	1.000	4	0.441	4	0.134	4	0.126	4	1.000	4	0.437	4	0.138	4	0.130	4	1.000	4	0.437	4	0.138	4	0.130	4	1.000	4	0.449	4	0.136	4	0.128	4	1.000	4	0.440	4	0.135	4	0.127
جدول ۱۱-۰	Apbj																																							
Kj	1	0.725	1	0.852	2	0.386	2	0.282	1	0.697	1	0.835	2	0.402	2	0.307	1	0.700	1	0.836	2	0.401	2	0.306	1	0.698	1	0.835	2	0.400	2	0.306	1	0.705	1	0.840	2	0.399	2	0.304
CLNCj	2	0.895	2	0.828	1	0.440	1	0.355	2	0.891	2	0.814	1	0.450	1	0.376	2	0.890	2	0.813	1	0.448	1	0.375	2	0.890	2	0.815	1	0.449	1	0.374	2	0.893	2	0.815	1	0.448	1	0.373
HBj	3	0.961	4	0.553	3	0.283	3	0.267	3	0.962	4	0.537	4	0.286	3	0.273	3	0.962	4	0.542	4	0.288	3	0.274	3	0.962	4	0.543	4	0.288	3	0.274	3	0.962	4	0.547	4	0.286	3	0.271
Wjbbp4	4	1.000	3	0.644	4	0.233	4	0.196	4	1.000	3	0.634	3	0.228	4	0.195	4	1.000	3	0.631	3	0.227	4	0.194	4	1.000	3	0.632	3	0.228	4	0.194	4	1.000	3	0.631	3	0.228	4	0.195
جدول ۱۱-۰	Anbj																																							
Pb1	1	0.568	1	0.754	1	0.636	1	0.596	1	0.558	1	0.747	1	0.632	1	0.597	1	0.556	1	0.746	1	0.631	1	0.596	1	0.559	1	0.747	1	0.631	1	0.594	1	0.561	1	0.749	1	0.630	1	0.591
Kj	2	0.905	2	0.746	2	0.296	2	0.205	2	0.892	2	0.732	2	0.307	2	0.226	2	0.890	2	0.731	2	0.308	2	0.227	2	0.891	2	0.735	2	0.306	2	0.226	2	0.891	2	0.740	2	0.305	2	0.223
VKj	3	0.973	3	0.618	3	0.261	3	0.189	3	0.970	3	0.609	3	0.270	3	0.207	3	0.970	3	0.612	3	0.271	3	0.207	3	0.970	3	0.609	3	0.270	3	0.207	3	0.971	3	0.609	3	0.270	3	0.207
Hstj	4	0.985	4	0.502	4	0.161	4	0.120	4	0.985	4	0.490	4	0.166	4	0.131	4	0.985	4	0.492	4	0.166	4	0.130	4	0.985	4	0.491	4	0.166	4	0.130	4	0.985	4	0.492	4	0.165	4	0.129
VKjbcBD	5	0.993	5	0.455	5	0.105	5	0.096	5	0.994	5	0.451	5	0.104	5	0.096	5	0.994	5	0.451	5	0.104	5	0.095	5	0.994	5	0.450	5	0.104	5	0.095	5	0.994	5	0.450	5	0.104	5	0.095
USTjbst	6	1.000	6	0.128	6	0.081	6	0.081	6	1.000	6	0.128	6	0.081	6	0.080	6	1.000	6	0.128	6	0.081	6	0.080	6	1.000	6	0.127	6	0.081	6	0.080	6	1.000	6	0.125	6	0.081	6	0.080

R2: Coefficient of Determination

CC: Correlation Coefficient

SRC: Standardized Regression Coefficient

SPCC: SemiPartial Correlation Coefficient

استفاده از مدل‌های چهارمرحله‌ای علاوه بر هزینه و زمان زیادی که طلب می‌کنند، دارای محدودیت‌هایی نیز می‌باشند. در خصوص استفاده از یک مدل و به منظور ارزیابی تصمیمات در مرحله سیاست گذاری، با توجه به سلسله مراتبی بودن عمل تصمیم گیری و توجه به این نکته که تصمیمات اتخاذ شده در مرحله راهبردی مستلزم تایید تصمیمات اتخاذ شده در مرحله سیاست‌گذاری است، استفاده از نتایج اولویت بندی حساسیت متغیرهای مدل‌های تولید و جذب، به صرفه جویی در زمان و هزینه کمک شایانی می‌نماید.

فصل ۴ نتیجہ گیری

۴-۱ نتیجه گیری

در کلیه مطالعات انجام شده تا کنون، برای اندازه گیری مقدار عدم قطعیت ورودی‌های مدل از شبیه‌سازی‌های تکرار شونده (آزمون حساسیت) استفاده شده است. معمولاً برای متغیرهای ورودی، توزیع‌های آماری فرض شده و پس از آن درایه‌های تصادفی از این توزیع‌ها استخراج می‌گردند. این فرآیند برای هر متغیر تولید یک بردار می‌کند که در اجراهای مدل مورد استفاده قرار می‌گیرند. عدم قطعیت از واریانس کل اجراهای ناشی از مقادیر مختلف ورودی محاسبه می‌شود.

در این مطالعه از چهار روش نمونه‌گیری عددی و با فرض سه توزیع نرمال، لگ نرمال و مثلثی و همچنین ضرایب تغییرات ورودی متفاوت برای شبیه‌سازی مدل‌های تولید و جذب سفر شهر مشهد استفاده شد و نتایج حاصل در قالب عدم قطعیت (ضریب تغییرات) خروجی‌های اهداف مختلف سفر مورد مقایسه و بحث قرار گرفت. با توجه به اینکه روش نمونه‌گیری Halton بیشترین یکنواختی در فضای واحد را ایجاد نموده بود، انتظار می‌رفت کمترین عدم قطعیت را در نتایج ایجاد کند. با این حال عدم قطعیت ایجاد شده توسط چهار روش نمونه‌گیری، تفاوت چشمگیری با یکدیگر نداشته و می‌توان نتیجه گرفت استفاده از روش‌ها نمونه‌گیری عددی متفاوت تأثیری بر نتایج عدم قطعیت خروجی‌های مدل ندارد. با این حال در مقایسه‌ی پایداری روش‌های مختلف نمونه‌گیری مورد بررسی، دو روش LHS و Halton نوسان کمتری را از خود نشان داده و به نسبت دو روش دیگر نتایج پایداری را در اختیار محقق قرار می‌دهند.

نتایج بدست آمده از فرض سه توزیع نرمال، لگ نرمال و مثلثی تقریباً مشابه به هم بوده با این تفاوت که در ضرایب تغییرات بالاتر، توزیع نرمال نسبت به توزیع لگ نرمال عدم قطعیت کمتری ایجاد می‌کند. در مورد مقادیر ضریب تغییرات پایین‌تر، عملکرد شبیه‌سازی این سه توزیع تقریباً یکسان می‌باشد.

در مقایسه‌ی بین عدم قطعیت مدل‌های تولید سفر با مدل‌های جذب سفر، مشاهده شد که در مدل‌های جذب سفر، پراکندگی مقادیر ضریب تغییرات خروجی‌ها نسبت به مدل‌های تولید سفر خیلی بیشتر بوده و از طرفی عدم قطعیت بالاتری در این مدل‌ها مشاهده شد. لذا در بحث بروز رسانی بانک اطلاعاتی متغیرهای مدل‌های ایجاد سفر شهر مشهد، متغیرهای این مدل‌ها از اولویت بالاتری برخوردار هستند.

تحلیل حساسیت انجام شده روی داده‌های شبیه‌سازی شده تا حد زیادی با نتایج تحلیل حساسیت روی داده‌های نقطه‌ای موجود مطابق و مقادیر شاخص‌های مورد بررسی و رتبه بندی‌هایی که ارائه دادند تقریباً یکسان بود. لذا می‌توان نتیجه گرفت انجام تحلیل حساسیت برای شناسایی متغیرهای با اهمیت، بدون انجام شبیه‌سازی‌های عددی هم نتایج مورد نیاز را در اختیار می‌گذارد و برای این هدف عملاً نیازی به شبیه‌سازی مدل‌ها نمی‌باشد.

۲-۴ پیشنهادات

در این پژوهش عدم قطعیت و حساسیت متغیرهای مدل‌های تولید و جذب سفر شهر مشهد مورد بررسی قرار گرفت. از طرفی با توجه به محدودیت دسترسی به نرم افزار VISSUM که چهار مرحله‌ی برنامه ریزی حمل و نقل شهر مشهد توسط آن انجام شده است، امکان بررسی عدم قطعیت و تحلیل حساسیت مدل‌های توزیع سفر، تفکیک سفر و تخصیص سفر نبود. از طرفی بر خلاف مدل‌های تولید و جذب سفر شهر مشهد، مدل‌های توزیع سفر، تفکیک سفر و تخصیص سفر شهر مشهد ساختاری غیر خطی دارند. لذا بررسی چهار مرحله‌ی مدل برنامه ریزی حمل و نقل شهر مشهد پیشنهادی مناسب برای پژوهش‌های آتی می‌باشد.

سوست

جدول پ-۱- جایگشت‌های دنباله Scrambled Halton^۱

عدد اول p	جایگشت ارقام (0 1 2 ... p-1)
2	(0 1)
3	(0 2 1)
5	(0 3 1 4 2)
7	(0 4 2 6 1 5 3)
11	(0 5 8 2 10 3 6 1 9 7 4)
13	(0 6 10 2 8 4 12 1 9 5 11 3 7)
17	(0 8 13 3 11 5 16 1 10 7 14 4 12 2 15 6 9)
19	(0 9 14 3 17 6 11 1 15 7 12 4 18 8 2 16 10 5 13)
23	(0 11 17 4 20 7 13 2 22 9 15 5 18 1 14 10 21 6 16 3 19 8 12)
29	(0 15 7 24 11 20 2 27 9 18 4 22 13 26 5 16 10 23 1 19 28 6 14 17 3 25 12 8 21)

* می‌توان برای هر جایگشت ارائه شده یک جایگشت متفاوت با جایگذاری p-n به جای هر عدد

غیرصفر n ایجاد نمود. به عنوان مثال با این روش برای p=11 جایگشتی متفاوت به صورت (۷ ۲۴

۱۰ ۵ ۸ ۱ ۹ ۳ ۶ ۰) تولید می‌گردد.

^۱ (Braaten & Weller, 1979)

جدول پ-۲- جزییات تحلیل حساسیت مدل‌های تولید سفر شهر مشهد با داده‌های رتبه بندی شده

Rank Transformed Data

متغیر مدل	Raw Data					MCS Data					LHS Data					Halton Data					Sobol Data																				
	R2	RCC	SRRC	PRCC	SPRCC	R2	RCC	SRRC	PRCC	SPRCC	R2	RCC	SRRC	PRCC	SPRCC	R2	RCC	SRRC	PRCC	SPRCC	R2	RCC	SRRC	PRCC	SPRCC																
	Rank Value	Rank Value	Rank Value	Rank Value	Rank Value	Rank Value	Rank Value	Rank Value	Rank Value	Rank Value	Rank Value	Rank Value	Rank Value	Rank Value	Rank Value	Rank Value	Rank Value	Rank Value	Rank Value	Rank Value	Rank Value	Rank Value	Rank Value	Rank Value	Rank Value	Rank Value															
کار	Pwi																																								
	Ei	1	0.994	1	0.997	1	0.753	1	0.984	1	0.197	1	0.986	1	0.993	1	0.716	1	0.979	1	0.255	1	0.986	1	0.993	1	0.715	1	0.979	1	0.256	1	0.986	1	0.993	1	0.717	1	0.979	1	0.256
	EiCARi	2	0.999	2	0.980	2	0.253	2	0.882	2	0.066	2	0.997	2	0.965	2	0.297	2	0.894	2	0.106	2	0.997	2	0.965	2	0.298	2	0.895	2	0.106	2	0.997	2	0.965	2	0.297	2	0.894	2	0.106
تخصص	Psti																																								
	PiCARi	1	0.992	1	0.996	1	0.579	1	0.973	1	0.116	1	0.978	1	0.989	1	0.605	1	0.969	1	0.203	1	0.979	1	0.989	1	0.601	1	0.969	1	0.198	1	0.977	1	0.988	1	0.589	1	0.967	1	0.198
	Sti	2	0.999	2	0.993	2	0.426	2	0.952	2	0.085	2	0.997	2	0.978	2	0.408	2	0.936	2	0.137	2	0.997	2	0.979	2	0.412	2	0.938	2	0.136	2	0.997	2	0.979	2	0.424	2	0.939	2	0.142
شهر	Pshi																																								
	PiCARi	2	0.998	2	0.990	2	0.498	2	0.953	2	0.133	1	0.966	1	0.983	1	0.540	1	0.949	1	0.196	1	0.966	1	0.983	1	0.541	1	0.950	1	0.197	1	0.965	1	0.983	1	0.532	1	0.948	1	0.192
	Pi	1	0.980	2	0.990	1	0.511	1	0.955	1	0.137	2	0.996	2	0.978	2	0.475	2	0.936	2	0.173	2	0.996	2	0.978	2	0.474	2	0.936	2	0.132	2	0.996	2	0.979	2	0.483	2	0.938	2	0.174
تفریح	Psri																																								
	Pi	1	0.984	1	0.992	1	0.563	1	0.963	1	0.151	1	0.965	1	0.982	1	0.531	1	0.948	1	0.193	1	0.965	1	0.982	1	0.530	1	0.948	1	0.193	1	0.966	1	0.983	1	0.538	1	0.950	1	0.194
	PiCARi	2	0.998	2	0.988	2	0.445	2	0.942	2	0.119	2	0.996	2	0.979	2	0.485	2	0.938	2	0.176	2	0.996	2	0.979	2	0.486	2	0.939	2	0.177	2	0.996	2	0.979	2	0.477	2	0.938	2	0.172
کار شخصی	Ppbi																																								
	PiCARi	1	0.987	1	0.994	1	0.614	1	0.971	1	0.164	1	0.979	1	0.990	1	0.655	1	0.969	1	0.238	1	0.979	1	0.990	1	0.656	1	0.970	1	0.239	1	0.979	1	0.989	1	0.647	1	0.968	1	0.234
	Pi	2	0.998	2	0.986	2	0.394	2	0.933	2	0.106	2	0.996	2	0.969	2	0.359	2	0.908	2	0.131	2	0.996	2	0.969	2	0.358	2	0.909	2	0.130	2	0.996	2	0.970	2	0.367	2	0.911	2	0.133
سفر خنده سینا	Pnhbi																																								
	Kj	1	0.864	1	0.929	2	0.530	2	0.834	2	0.249	1	0.855	1	0.925	2	0.538	1	0.822	1	0.257	1	0.856	1	0.925	2	0.537	1	0.824	1	0.257	1	0.865	1	0.925	2	0.537	1	0.823	1	0.256
	Pb1	4	0.970	5	0.870	5	-0.727	5	-0.463	5	-0.086	4	0.965	4	0.868	5	-0.727	5	-0.448	5	-0.087	4	0.966	4	0.868	5	-0.717	5	-0.437	5	-0.086	4	0.965	4	0.868	5	-0.725	5	-0.439	5	-0.078
	VKj	2	0.954	2	0.926	1	0.545	1	0.846	1	0.261	2	0.949	2	0.921	1	0.547	2	0.830	2	0.266	2	0.950	2	0.922	1	0.547	2	0.833	2	0.265	2	0.949	2	0.922	1	0.546	2	0.831	5	0.265
	USTjbst	5	0.973	4	0.872	3	0.464	4	0.327	4	0.057	5	0.968	3	0.869	3	0.460	4	0.305	4	0.057	5	0.969	3	0.869	3	0.450	4	0.303	4	0.056	5	0.969	3	0.869	3	0.459	4	0.306	4	0.057
Hstj	3	0.960	3	0.874	4	0.233	3	0.558	3	0.111	3	0.955	5	0.867	4	0.231	3	0.526	3	0.110	3	0.956	5	0.867	4	0.229	3	0.529	3	0.110	3	0.955	5	0.867	4	0.230	3	0.528	3	0.110	

R2: Coefficient of Determination

RCC: Rank Correlation Coefficient

SRRC: Standardized Rank Regression Coefficient

PRCC: Partial Rank Correlation Coefficient

SPRCC: SemiPartial Rank Correlation Coefficient

مراج

گزارش مدیریتی مطالعات جامع حمل و نقل و ترافیک شهر مشهد، سازمان حمل و نقل و ترافیک
شهر مشهد، بهمن ۱۳۹۳
شاپانفر، م , قانونی بقا، م , و جهانی، الف. (۱۳۹۴). تئوری قابلیت اعتماد سازه‌ها. تهران: انتشارات
دانشگاه علم و صنعت ایران.

- Arentze, T., & Timmermans, H. (2008). *Towards longitudinal activity-based models of travel demand*. Paper presented at the conference; Transportation and Management Science: proceedings of the 13th international conference of Hong Kong Society for Transportation Studies, 13-15 December, 2008 Hong Kong.
- Armoogum, J., Madre, J.-L., & Bussiere, Y. (2009). Measuring uncertainty in long-term travel demand forecasting from demographic modelling: Case study of the Paris and Montreal metropolitan areas. *IATSS research*, 33(2), 9-20 .
- Beser Hugosson, M. (2004). *Quantifying uncertainties in the SAMPERS long distance forecasting system*. Paper presented at the Proceedings of WCTR.
- Bhat, C. R., Guo, J. Y., Srinivasan, S., & Sivakumar, A. (2004). Comprehensive econometric microsimulator for daily activity-travel patterns. *Transportation Research Record*, 1894(1), 57-66 .
- Braaten, E., & Weller, G. (1979). An improved low-discrepancy sequence for multidimensional quasi-Monte Carlo integration. *Journal of Computational Physics*, 33(2), 249-258 .
- BRUNDELL-FREIJ, K. (1997). How good is an estimated logit model? Estimation accuracy analyzed by Monte Carlo simulations. *Transportation planning methods*, 11, 263-276 .
- Castiglione, J., Freedman, J., & Bradley, M. (2003). Systematic investigation of variability due to random simulation error in an activity-based microsimulation forecasting model. *Transportation Research Record: Journal of the Transportation Research Board*(1831), 76-88 .
- Cools, M., Kochan, B., Bellemans, T., Janssens ,D., & Wets, G. (2011). *Assessment of the effect of micro-simulation error on key travel indices: Evidence from the activity-based model feathers*. Paper presented at the Proceedings of the 90th Annual Meeting of the Transportation Research Board (DVD-ROM).
- De Jong, G., Daly, A., Pieters, M., Miller, S., Plasmeijer, R., & Hofman, F. (2007). Uncertainty in traffic forecasts: literature review and new results for The Netherlands. *Transportation*, 34(4), 375-395 .
- Gentle, J. E. (2006). *Random number generation and Monte Carlo methods*: Springer Science & Business Media.

- Hamby, D. (1994). A review of techniques for parameter sensitivity analysis of environmental models. *Environmental monitoring and assessment*, 32(2), 135-154 .
- Helton, J. C., & Davis, F. (2002). Illustration of sampling-based methods for uncertainty and sensitivity analysis. *Risk analysis*, 22(3), 591-622 .
- Helton, J. C., Johnson, J. D., Sallaberry, C. J., & Storlie, C. B. (2006). Survey of sampling-based methods for uncertainty and sensitivity analysis. *Reliability Engineering & System Safety*, 91(10-11), 1175-1209 .
- Hess, S., Train, K. E., & Polak, J. W. (2006). On the use of a modified latin hypercube sampling (MLHS) method in the estimation of a mixed logit model for vehicle choice. *Transportation Research Part B: Methodological*, 40(2), 147-163 .
- Kuwano, M., Zhang, J., & Fujiwara, A. (2011). Dynamic discrete choice model for multiple social interactions. *Transportation Research Record*, 2231(1), 68-75 .
- Lawe, S., Lobb, J., Sadek, A., Huang, S & ,Xie, C. (2009). TRANSIMS Implementation in Chittenden County, Vermont: development, calibration, and preliminary sensitivity analysis. *Transportation Research Record: Journal of the Transportation Research Board*(2132), 113-121 .
- LOTSTEDT, P. RANDOM NUMBERS AND MONTE CARLO METHODS .
- McNally, M. G. (2007). The Four-Step Model *Handbook of Transport Modelling* (pp. 35-53).
- Rasouli, S., & Timmermans, H. (2012). Uncertainty in travel demand forecasting models: literature review and research agenda. *Transportation letters*, 4(1), 55-73 .
- Rodier, C. J., & Johnston, R. A. (2002). Uncertain socioeconomic projections used in travel demand and emissions models: could plausible errors result in air quality nonconformity? *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 36(7), 613-631. doi:[https://doi.org/10.1016/S0965-8564\(01\)00026-X](https://doi.org/10.1016/S0965-8564(01)00026-X)
- Timmermans, H. J., & Zhang, J. (2009). Modeling household activity travel behavior: Examples of state of the art modeling approaches and research agenda. *Transportation Research Part B :Methodological*, 43(2), 187-190 .
- Veldhuisen, J., Timmermans, H., & Kapoen, L. (2000). RAMBLAS: A Regional Planning Model Based on the Microsimulation of Daily Activity Travel Patterns. *Environment and Planning A: Economy and Space*, 32(3), 427-443. doi:10.1080/01916325
- Vovsha, P., Donnelly, R., & Gupta, S. (2008). Network equilibrium with activity-based microsimulation models: the New York experience. *Transportation Research Record*, 2054(1), 102-109 .
- Walker, J. (2005). Making household microsimulation of travel and activities accessible to planners. *Transportation Research Record: Journal of the Transportation Research Board*(1931), 38-48 .
- Yang, C., Chen, A., Xu, X., & Wong, S. (2013). Sensitivity-based uncertainty analysis of a combined travel demand model .*Transportation Research Part B: Methodological*, 57, 225-244 .
- Zhang, T., Xie, C., & Waller, S. (2011). Integrated Equilibrium Travel Demand Model with Nested Logit Structure. *Transportation Research Record: Journal of the Transportation Research Board* . 96-99 , 2204 ,doi:10.3141/2254-09

Zhao, Y., & Kockelman, K. M. (2002). The propagation of uncertainty through travel demand models: an exploratory analysis. *The Annals of regional science*, 36(1), 145-163 .

Abstract

Developing models for predicting phenomena affected by human behaviour requires specific measures for considering the uncertainties affecting these phenomena. Travel demand is also one of these uncertain phenomena and one of the common shortcomings in this field studies is the failure of sensitivity analysis and uncertainty survey of these models. Therefore, to construct the travel demand estimation models, analysts have always used tools that can consider the uncertainties in these models. Generally, having a range of probable values in accompany with the probability of each occurring, is more important compared with having only one output (point estimate) with the highest probability of occurrence.

This study aims to address two main objectives by performing a sensitivity analysis: 1) To quantitatively measure the sensitivity of travel demand models; 2) To rank the input variables which play the most role in model sensitivity. The Monte Carlo simulation method, which is a pseudo-random technique, is commonly used to investigate the uncertainty. But in this method, random numbers are less uniform and a higher number of iterations is needed. The Monte Carlo method, which is a pseudo-random method, is commonly used to investigate uncertainty. But in this method, random numbers have less uniformity and a higher number of repetitions (i.e. runs) is required. To overcome this shortcoming, the Latin Hypercube Sampling (LHS) and quasi-random methods of Halton and Sobol were investigated and their performance is compared with the Monte Carlo method. Furthermore, the normal, log-normal and triangular distributions and different amounts of the variation coefficients were used in the numerical simulation process. Investigation of the uncertainty of Mashhad travel creation models revealed that the Halton method despite the greater uniformity in the single space, produced the same uncertainty compared with other methods in the models and actually the different sampling methods do not have a significant effect on the uncertainty results. Moreover, the uncertainty of travel attraction models is greater than that of the travel production models. In some cases, the uncertainty of travel attraction models is greater than the assumed initial values. The sensitivity analysis indices calculated for the point and simulated data provide almost the same ranking of the sensitivity for the variables of the models of travel production and attraction and no numerical simulation is needed to rank sensitive variables.

Keywords: Travel Demand, Uncertainty and Sensitivity Analysis, Monte Carlo Simulation, Latin Hypercube Sampling, Quasi-Random Simulation



Shahrood University of
Technology

Faculty of Civil Engineering

M.Sc. Thesis in Road and Transport Engineering

Sensitivity Analysis of Interurban Travel Demand Models: a Case Study of Mashhad City

By: Reza Jahanshahi

Supervisor:
Dr. Iman Aghayan

Advisor:
Dr. AbdolAhad Choupani

August, 2019