

## کاربرد مدل‌های لوگ-خطی در تحلیل انتقال طبقات خشکسالی شاخص بارندگی استاندارد (SPI) در ایستگاه‌های هواشناسی قدیمی ایران طی قرن بیستم

جواد بذرافشان<sup>۱\*</sup>

### چکیده

مدیریت مؤثر منابع آب در شرایط خشکسالی نیازمند درک فرایندها و علل حاکم بر پدیده خشکسالی است. در این مطالعه، بر مبنای سری‌های زمانی شاخص بارندگی استاندارد (SPI) چهار ایستگاه قدیمی هواشناسی ایران (تهران، مشهد، اصفهان و بوشهر) فراوانی انتقال طبقات مختلف شدت خشکسالی در نیمه اول قرن بیستم با نیمه دوم آن مقایسه شد. از یک پنجره زمانی ۱۲ ماهه برای محاسبه SPI استفاده شد. برای تحلیل فراوانی انتقال طبقات خشکسالی SPI از مدل‌های سه بعدی لوگ-خطی استفاده شد. برازش مدل‌های لوگ-خطی بر ماتریس فراوانی‌های انتقال از یک طبقه شدت خشکسالی به هر طبقه دیگر با استفاده از آزمون آماری نسبت درست‌نمایی کای مربع ارزیابی شد. برای تصمیم‌گیری در مورد تغییر فراوانی‌های انتقال طبقات شدت خشکسالی در نیمه دوم نسبت به نیمه اول قرن بیستم، شاخص نسبت بخت‌ها (Odds ratio) و فاصله اطمینان مربوطه در هر یک از ایستگاه‌ها محاسبه شد. نتایج به‌دست آمده در همه ایستگاه‌ها حاکی از برازش مطلوب مدل‌های لوگ-خطی بر ماتریس فراوانی‌های انتقال در سطح اعتماد ۵ درصد است. همچنین، مشخص شد که به جز ایستگاه تهران، فراوانی انتقال طبقات متوسط و شدید خشکسالی در مابقی ایستگاه‌ها طی نیمه دوم قرن بیستم افزایش معنی‌دار یافته است. فراوانی غیرشرطی طبقات متوسط و شدید خشکسالی در برخی از ایستگاه‌های مطالعاتی در نیمه دوم قرن بیستم تا ۳ برابر نسبت به نیمه اول افزایش یافته است.

**واژه‌های کلیدی:** خشکسالی، فراوانی انتقال، مدل‌های لوگ-خطی و ایستگاه‌های قدیمی ایران.

**ارجاع:** بذرافشان ج. ۱۳۸۹. کاربرد مدل‌های لوگ-خطی در تحلیل انتقال طبقات خشکسالی شاخص بارندگی استاندارد (SPI) در ایستگاه‌های هواشناسی قدیمی ایران طی قرن بیستم. مجله پژوهش آب ایران. ۴(۷):۱۰۹-۱۱۸.

۱- استادیار، گروه مهندسی آبیاری و آبادانی، دانشکده مهندس آب و خاک، پردیس کشاورزی و منابع طبیعی، دانشگاه تهران.

\* نویسنده مسئول: [jbazr@ut.ac.ir](mailto:jbazr@ut.ac.ir)

تاریخ دریافت: ۱۳۸۹/۷/۲۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۸۹/۱۰/۲۲

## مقدمه

با توجه به هشدارهای مرکز بین‌المللی تغییر اقلیم (IPCC) در مورد گرمایش جهانی اقلیم و تأثیر آن بر وقوع خشکسالی‌ها، تعیین روند زمانی فراوانی وقوع خشکسالی در دوره‌های مختلف اهمیت زیادی دارد (IPCC، ۲۰۰۱). در طی دو دهه اخیر، گزارش‌های زیادی مبنی بر رخداد خشکسالی‌های مخرب در بخش‌های مختلف ایران ارائه شده است، آنچنان که به‌نظر می‌رسد فراوانی وقوع خشکسالی‌ها و شدت آنها در کشور در حال افزایش است. در یک مطالعه انجام شده در زمینه شدت و وسعت خشکسالی‌های ایران طی دوره آماری ۴۰ ساله مختوم به سال ۲۰۰۳ مشخص شده است که در سال آبی ۲۰۰۰-۱۹۹۹ بیش از ۹۶ درصد گستره ایران در سیطره خشکسالی قرار داشته است. این خشکسالی فراگیر و شدید در دل یک دوره خشک سه ساله ۹۹-۱۹۹۸ تا ۲۰۰۰-۰۱ قرار گرفته است. گفتنی است که پیش از آن دو خشکسالی گستره در سال‌های ۷۱-۱۹۷۰ و ۸۹-۱۹۸۸ اتفاق افتاده است که به‌ترتیب ۸۲/۲۱ و ۹۲/۰۵ درصد مساحت کشور را دربر گرفته است (خلیلی و بذرافشان، ۱۳۸۸).

مدیریت مؤثر منابع آب در شرایط خشکسالی نیازمند درک فرایندها و علل حاکم بر پدیده خشکسالی است. تعاریف مختلفی از خشکسالی وجود دارد که ناشی از تفاوت دیدگاه کاربران و مدیران منابع آب است (NDMC، ۲۰۰۵). خشکسالی یک خطر طبیعی تدریجی است که اساساً ناشی از کمبود بارندگی نسبت به نرمال در یک دوره زمانی بوده، آنچنان که تکافوی نیاز فعالیت‌های انسانی و محیط را ننماید (ویل‌هایت و بوچان-اسمیت، ۲۰۰۵). هر پدیده خشکسالی با مشخصه‌های مختلفی از قبیل شدت، مدت، وسعت و فراوانی وقوع شناخته می‌شود.

شاخص‌های متعددی برای پایش و هشدار خشکسالی‌های هواشناسی وجود دارد که از مشهورترین آن‌ها می‌توان به شاخص بارندگی استاندارد<sup>۱</sup> (SPI) اشاره کرد. پس از گذشت تقریباً دو دهه از ارائه شاخص بارندگی استاندارد توسط مک‌کی و همکاران (۲۰۰۳)، در کاربردهای زیادی از آن به‌عنوان شاخص پایه برای شناسایی دوره‌های خشکسالی استفاده شده است. یکی از این کاربردها، تحلیل فراوانی

انتقال شدت‌های مختلف خشکسالی با استفاده از مدل‌های لوگ-خطی<sup>۲</sup> است. اولین بار پائولو و همکاران (۲۰۰۵) از مدل‌های لوگ-خطی دو بعدی برای پیش‌بینی احتمال انتقال از یک کلاس شدت خشکسالی به کلاس دیگر شدت خشکسالی استفاده کردند. در مطالعه دیگر موریرا و همکاران (۲۰۰۶) از مدل‌های لوگ-خطی سه بعدی به‌طور مؤثر برای تحلیل انتقال کلاس‌های شدت خشکسالی و بررسی تأثیر تغییر اقلیم بر فراوانی و شدت خشکسالی استفاده کردند. موریرا و همکاران (۲۰۰۸) امکان استفاده از مدل‌های لوگ-خطی سه بعدی برای پیش‌بینی طبقات مختلف شدت خشکسالی را در ایستگاه‌های باران‌سنجی کشور پرتغال بررسی کردند. نتایج نشان داد که این مدل‌ها کارایی مناسبی برای پیش‌بینی خشکسالی‌ها در افق‌های زمانی کوتاه مدت یک و دو ماهه را دارند.

از آنجا که خشکسالی جزو رخداد‌های نادر قلمداد می‌شود بنابراین، بررسی تغییر فراوانی وقوع آن در یک منطقه نیازمند آمار طولانی‌مدت است. اطلاع از تشدید یا تضعیف فراوانی وقوع خشکسالی‌های ایران طی قرن بیستم اهمیت زیادی در برنامه‌ریزی برای تعدیل یا مقابله با خشکسالی دارد.

هدف از این پژوهش، بررسی احتمال افزایش شدت خشکسالی در نیمه دوم قرن بیستم در مقایسه با نیمه اول آن در ایستگاه‌های هواشناسی قدیمی ایران است.

## مواد و روش‌ها

## داده‌های مورد استفاده

در این مطالعه، از آمار بارندگی ماهانه قرن بیستم در چهار ایستگاه قدیمی ایران استفاده شد. مشخصات آماری و اقلیمی ایستگاه‌های مورد بررسی در جدول ۱ منعکس شده است. این داده‌ها تا سال ۱۹۵۶ از World Weather Records (۱۹۶۰) و مابقی از سازمان هواشناسی کشور تهیه شده است. بررسی‌های مقدماتی داده‌ها نشان داد که در برخی از سال‌ها به‌ویژه در خلال جنگ جهانی اول و دوم آمار ثبت نشده است. خلاصه‌های آماری با استفاده از روش خودهمبستگی بازسازی شد و همگنی داده‌های بارندگی

<sup>۲</sup> -Log-linear models<sup>۱</sup> -Standardized precipitation index

سپس، احتمال عدم تجاوز مقادیر بارندگی از روی تابع توزیع تجمعی مناسب (مثلاً توزیع گاما) تعیین و احتمال به دست آمده از این طریق به متغیر تصادفی نرمال استاندارد (یعنی، SPI) تبدیل می‌شود. بذرافشان (۱۳۸۱) بر مبنای هفت توزیع احتمال شامل نرمال، لوگ نرمال ۲ پارامتری، لوگ نرمال ۳ پارامتری، گاما ۲ پارامتری، پیرسون نوع III، لوگ پیرسون نوع III و گامبل در اقلیم‌های مختلف ایران به این نتیجه رسید که در چهار پنجره زمانی مختلف، توزیع گاما نسبت به سایر توزیع‌ها برازش مناسب‌تری بر داده‌های بارندگی دارد. در این مطالعه، از توزیع گاما در پنجره زمانی متحرک ۱۲ ماهه استفاده شد. در پنجره اخیر، در انتهای هر ماه سال از وضعیت خشکی یک دوره ۱۲ ماهه قبل اطلاع می‌یابیم. طبقات خشکسالی SPI در جدول ۲ تعریف شده است (تعدیل شده طبقه‌بندی مک‌کی و همکاران، ۱۹۹۳). پس از محاسبه SPI در هر یک از ایستگاه‌ها، بر مبنای جدول مذکور، وضعیت خشکسالی هر ماه از سال در طی دوره آماری تعیین شد.

جدول ۲- طبقه‌بندی کلاس‌های خشکسالی شاخص بارندگی استاندارد (SPI) (تعدیل شده طبقه‌بندی مک‌کی و همکاران، ۱۹۹۳)

کد	کلاس‌های خشکسالی	مقادیر SPI
۱	غیرخشکسالی	$SPI \geq 0$
۲	خشکسالی خفیف	$-1 \leq SPI < 0$
۳	خشکسالی متوسط	$-1/5 \leq SPI < -1$
۴	خشکسالی شدید	$SPI < -1/5$

#### مدل سه بعدی لوگ-خطی

مدل‌های لوگ-خطی ابزار مناسبی برای آنالیز داده‌های رسته‌ای هستند. تأکید اصلی در این مدل‌ها، درک الگوهای وابستگی در بین متغیرهای رسته‌ای است (افیفی و همکاران، ۲۰۰۴). فرایند مدل‌سازی روی مقادیر فراوانی مندرج در یک جدول توافقی اجرا می‌شود. جدول توافقی مورد بررسی (جدول ۳) دارای سه متغیر A، B و C به ترتیب با سطوح  $i=1, 2, 3, 4$ ،  $j=1, 2, 3, 4$  و  $k=1, 2$  است. متغیر A به کلاس خشکسالی در زمان t و متغیر B به کلاس خشکسالی در زمان t+1 اشاره دارد. سطوح ۱، ۲، ۳ و ۴ به ترتیب نماینده طبقات غیر خشکسالی، خشکسالی خفیف،

سالانه آزمون دنباله<sup>۱</sup> ارزیابی و تأیید شد (خلیلی، ۱۹۹۶). با توجه به جدول ۱ ملاحظه می‌شود که میانگین مقدار بارندگی در ایستگاه‌های مورد بررسی بین ۱۱۵/۴ میلی‌متر (ایستگاه اصفهان) و ۲۵۶/۹ میلی‌متر (ایستگاه بوشهر) نوسان می‌کند. ایستگاه‌های بوشهر (با متوسط سالانه دمای ۲۴/۶ درجه سانتیگراد و دمای حداقل سالانه در سردترین ماه سال ۱۰/۲ درجه سانتیگراد) و مشهد (با متوسط سالانه دمای ۱۴/۰ درجه سانتیگراد و دمای حداقل سالانه در سردترین ماه سال ۳/۸- درجه سانتیگراد) به ترتیب گرمترین و سردترین ایستگاه‌ها در بین ایستگاه‌های مورد بررسی می‌باشند. با محاسبه ضریب خشکی دومارتن گسترش یافته (خلیلی و همکاران، ۱۳۵۲) مشخص شد که ایستگاه‌های مورد بررسی، یعنی تهران، مشهد، اصفهان و بوشهر به ترتیب در اقلیم‌های خشک-سرد، نیمه‌خشک-سرد، فراخشک-سرد، و خشک-گرم قرار دارند.

جدول ۱- مشخصات اقلیمی ایستگاه‌های مورد بررسی در دوره اقلیمی ۱۹۰۱-۲۰۰۰ میلادی

ایستگاه	متوسط بارندگی سالانه (میلی‌متر)	متوسط سالانه میانگین روزانه دما (سانتیگراد)	حداقل‌های روزانه دما سردترین ماه سال (سانتیگراد)	ضریب خشکی دومارتن
بوشهر	۲۵۶/۹	۲۴/۶	۱۰/۲	۷/۴ خشک-گرم
اصفهان	۱۱۵/۴	۱۶/۲	-۲/۵	۴/۴ فراخشک-سرد
مشهد	۲۵۳/۹	۱۴/۰	-۳/۸	۱۰/۶ نیمه‌خشک-سرد
تهران	۲۳۲/۷	۱۷/۲	-۰/۴	۸/۵ خشک-سرد

#### شاخص بارندگی استاندارد

اساس شاخص بارندگی استاندارد (SPI)، برازش یک توزیع احتمال مناسب بر سری مجموع بارندگی‌های ماهانه در پنجره زمانی معین است (مک‌کی و همکاران، ۱۹۹۳).

<sup>۱</sup>-Run test

تعداد موارد انتقال از کلاس  $i$  در ماه  $t$  به کلاس  $j$  در ماه  $t+1$  طی دوره زمانی  $k$  است. برای مثال،  $O_{121}$  نشان دهنده فراوانی های انتقال از کلاس ۱ (غیر خشکسالی) به کلاس ۲ (خشکسالی خفیف) در نیمه اول قرن بیستم است.

خشکسالی متوسط، و خشکسالی شدید هستند. متغیر  $C$  به دوره های زمانی مورد بررسی اشاره دارد و سطوح ۱ و ۲ به ترتیب نماینده نیمه اول و نیمه دوم قرن بیستم می باشند. بر طبق جدول ۳، فراوانی های مشاهده شده ( $O_{ijk}$ ) حاکی از

جدول ۳- جدول توافقی سه بعدی فراوانی مشاهده شده انتقال بین کلاس های خشکسالی

کلاس		دوره اول (نیمه اول قرن بیستم)				دوره دوم (نیمه دوم قرن بیستم)			
فراوانی	خشکسالی	کلاس خشکسالی در زمان $t+1$		کلاس خشکسالی در زمان $t+1$		کلاس خشکسالی در زمان $t$		کلاس خشکسالی در زمان $t$	
		۴	۳	۲	۱	۴	۳	۲	۱
مشاهده های	۱	$O_{142}$	$O_{132}$	$O_{122}$	$O_{112}$	$O_{141}$	$O_{131}$	$O_{121}$	$O_{111}$
	۲	$O_{242}$	$O_{232}$	$O_{222}$	$O_{212}$	$O_{241}$	$O_{231}$	$O_{221}$	$O_{211}$
	۳	$O_{342}$	$O_{332}$	$O_{322}$	$O_{312}$	$O_{341}$	$O_{331}$	$O_{321}$	$O_{311}$
	۴	$O_{442}$	$O_{432}$	$O_{422}$	$O_{412}$	$O_{441}$	$O_{431}$	$O_{421}$	$O_{411}$
مورد انتظار	۱	$E_{142}$	$E_{132}$	$E_{122}$	$E_{112}$	$E_{141}$	$E_{131}$	$E_{121}$	$E_{111}$
	۲	$E_{242}$	$E_{232}$	$E_{222}$	$E_{212}$	$E_{241}$	$E_{231}$	$E_{221}$	$E_{211}$
	۳	$E_{342}$	$E_{332}$	$E_{322}$	$E_{312}$	$E_{341}$	$E_{331}$	$E_{321}$	$E_{311}$
	۴	$E_{442}$	$E_{432}$	$E_{422}$	$E_{412}$	$E_{441}$	$E_{431}$	$E_{421}$	$E_{411}$

مورد بررسی قرار می دهد). همچنین، فرض شد که مانده ها از توزیع پواسون تبعیت می کنند. با برازش مدل بر جدول توافقی فراوانی های مشاهده ای، معنی دار بودن اثر متقابل متغیرها در سطح احتمال معین (در اینجا، سطح ۵ درصد) با استفاده از روش حذف پس رو آزمون می شود. در صورت عدم معنی داری وابستگی دو متغیر رسته ای، مؤلفه اثر متقابل از معادله ۱ حذف می شود. چنانچه هیچ یک از مؤلفه های اثر متقابل در مدل نهایی ابقا نشد، نتیجه گرفته می شود که هیچ گونه وابستگی بین متغیرهای رسته ای وجود ندارد. پس از تعیین فرم بهینه مدل لوگ-خطی در هر یک از ایستگاه ها، فراوانی مورد انتظار متناظر با هر یک از خانه های جدول توافقی مشاهده ای (جدول ۳) محاسبه می شود. از جمله معیارهای تعیین مدل بهینه لوگ-خطی، می توان به معیار نسبت درست نمایی کای مربع ( $G^2$ ) اشاره کرد. این معیار با توجه به سطوح متغیرها در این مطالعه، به صورت زیر تعریف شد (آگوستی، ۱۹۹۰):

$$G^2 = 2 \sum_{i=1}^4 \sum_{j=1}^4 \sum_{k=1}^2 (O_{ijk}) \text{Log}(O_{ijk}/E_{ijk}) \quad (2)$$

با فرض تبعیت  $G^2$  از آزمون کای-مربع، P-value متناظر با مقدار معین  $G^2$  را تعیین کرده و با سطح معنی داری  $\alpha$

ابعاد جدول توافقی در واقع، تعیین کننده ابعاد مدل لوگ-خطی است. با برازش مدل های لوگ-خطی بر جدول توافقی فراوانی های مشاهده شده انتقال طبقات خشکسالی ( $O_{ijk}$ ) می توان فراوانی های مورد انتظار ( $E_{ijk}$ ) متناظر با هر یک از عناصر جدول توافقی مشاهده شده را محاسبه و وابستگی یا استقلال متغیرهای مورد نظر را آزمون. در این تحقیق، از یک مدل لوگ-خطی سه بعدی همگن به صورت زیر استفاده شد (آگوستی، ۱۹۹۰):

$$\text{Log } E_{ijk} = \lambda + \lambda_i^A + \lambda_j^B + \lambda_k^C + \lambda_{ij}^{AB} + \lambda_{ik}^{AC} + \lambda_{jk}^{BC} \quad (1)$$

که در آن:  $\lambda$  ثابت،  $\lambda_i^A$  پارامتر مربوط به سطح  $i$  ام متغیر  $A$ ،  $\lambda_j^B$  پارامتر مربوط به سطح  $j$  ام متغیر  $B$ ،  $\lambda_k^C$  پارامتر مربوط به سطح  $k$  ام متغیر  $C$ ،  $\lambda_{ij}^{AB}$  پارامتر مربوط به اثر متقابل سطح  $i$  ام متغیر  $A$  و سطح  $j$  ام متغیر  $B$ ،  $\lambda_{ik}^{AC}$  پارامتر مربوط به اثر متقابل سطح  $i$  ام متغیر  $A$  و سطح  $k$  ام متغیر  $C$ ، و  $\lambda_{jk}^{BC}$  پارامتر مربوط به اثر متقابل سطح  $j$  ام متغیر  $B$  و سطح  $k$  ام متغیر  $C$  است.

معادله ۱، فرم کلی مدل مورد استفاده در این تحقیق را نشان می دهد. برآورد پارامترهای مدل با استفاده از روش بیشینه درست نمایی اجرا شد (برای درک بهتر خوانندگان، ضمیمه الف روش برازش مدل را بر یک جدول توافقی  $2 \times 2$

<sup>1</sup> Likelihood ratio chi-square

نحوه انتخاب مدل مناسب را در ایستگاه مشهد تشریح کرده است). علاوه بر این، پارامترهایی نظیر درجه آزادی (df)، نسبت درست‌نمایی کای-مربع ( $G^2$ )، و p-value مدل‌ها در جدول مذکور آورده شده است. فرضیه  $H_0$  دال بر برازش مناسب مدل لوگ-خطی بر داده‌ها و فرضیه  $H_1$  مخالف آن است. براساس مقادیر آماره  $G^2$  و p-value متناظر، برازش مدل‌ها در سطح اعتماد ۵ درصد پذیرفته شد. با توجه به جدول ۵ مشاهده می‌شود که وابستگی شدت خشکسالی در زمان t با شدت خشکسالی در زمان t+1 در همه ایستگاه‌ها ابقا شده است. در ایستگاه‌های مشهد و تهران از نظر فرم مدل لوگ-خطی نتایج یکسانی بدست آمده است. در این دو ایستگاه، دوره زمانی (متغیر C) تنها با شدت خشکسالی در زمان t وابستگی معنی‌دار داشته است. متقابلاً، در ایستگاه اصفهان دوره زمانی با شدت خشکسالی در زمان t+1 وابستگی معنی‌دار نشان می‌دهد. در ایستگاه بوشهر، دوره زمانی، هم با شدت خشکسالی در زمان t و هم با شدت خشکسالی در زمان t+1 وابستگی معنی‌دار داشته است.

پس از تعیین مدل‌های مناسب، فراوانی‌های مورد انتظار در هر یک از ایستگاه‌ها برآورد شد. جدول ۵ به‌عنوان نمونه، فراوانی‌های مورد انتظار و مشاهده‌ای را در ایستگاه مشهد نشان می‌دهد. با برآورد فراوانی‌های مورد انتظار در هر دو دوره زمانی (نیمه اول و دوم قرن بیستم) می‌توان نسبت بخت‌ها و فاصله اطمینان مربوطه را محاسبه کرد (جدول ۶). نتایج نشان می‌دهد که در ایستگاه بوشهر، فراوانی انتقال از طبقه خشکسالی متوسط به خشکسالی شدید و بالعکس، در نیمه دوم قرن افزایش یافته است. علاوه بر این، تداوم خشکسالی در طبقه متوسط در نیمه دوم قرن بیستم افزایش نشان می‌دهد. در ایستگاه اصفهان در نیمه دوم قرن بیستم، فراوانی‌های انتقال از طبقه خشکسالی متوسط به تمام طبقات دیگر، افزایش مضاعف و معنی‌دار یافته است. عکس وضعیت فوق در ایستگاه مشهد اتفاق افتاده است. در این ایستگاه فراوانی انتقال از همه طبقات به طبقه متوسط خشکسالی افزایش یافته است. در ایستگاه تهران، هیچ‌گونه افزایش یا کاهش معنی‌دار آماری شدت خشکسالی در نیمه دوم قرن بیستم نسبت به نیمه اول آن به‌دست نیامد.

مقایسه می‌کنیم. چنانچه شرط  $p\text{-value} > \alpha$  برقرار باشد، فرضیه  $H_0$  (مدل برازش خوبی بر داده‌ها دارد) رد نخواهد شد.

### نسبت بخت‌ها و فاصله اطمینان آن

نسبت بخت‌ها، در اینجا، به‌صورت نسبت فراوانی‌های مورد انتظار انتقال از یک طبقه خشکسالی (در زمان t) به طبقه دیگر خشکسالی (در زمان t+1) در نیمه اول قرن بیستم ( $E_{ij1}$ ) به نیمه دوم قرن بیستم ( $E_{ij2}$ ) تعریف شده است (آگوستی، ۱۹۹۰):

$$\Omega_{12|ij} = E_{ij1} / E_{ij2} \quad (۳)$$

که در آن:  $\Omega_{12|ij}$  نسبت بخت‌ها است. با لگاریتم‌گیری از طرفین معادله ۳ می‌توان فرم دیگری برای نسبت بخت‌ها براساس معادله ۱ نوشت:

$$\text{Log}\Omega_{12|ij} = \text{Log}E_{ij1} - \text{Log}E_{ij2} = \lambda_1^C + \lambda_{i1}^{AC} + \lambda_{j1}^{BC} - \lambda_2^C - \lambda_{i2}^{AC} - \lambda_{j2}^{BC} \quad (۴)$$

فاصله اطمینان  $100 - \alpha / 2$  درصد این نسبت با آنتی‌لگاریتم‌گیری از حد بالا و پایین بازه زیر به‌دست می‌آید:

$$\left[ \text{Log}\Omega_{12|ij} - Z_{100-\alpha/2} \sqrt{\text{Var}(\text{Log}\Omega_{12|ij})}, \text{Log}\Omega_{12|ij} + Z_{100-\alpha/2} \sqrt{\text{Var}(\text{Log}\Omega_{12|ij})} \right] \quad (۵)$$

که در آن:  $Z_{100-\alpha/2}$  چندک  $100 - \alpha / 2$  متغیر تصادفی نرمال استاندارد و  $\alpha$  سطح معنی‌داری است. اگر عدد ۱ در فاصله اطمینان فوق قرار گیرد به این معنا است که بین نیمه اول و نیمه دوم قرن بیستم از نظر فراوانی انتقال از کلاس i به کلاس j اختلاف معنی‌داری وجود ندارد. چنانچه، عدد ۱ در فاصله اطمینان مذکور قرار نگیرد به این معنا است که فراوانی انتقال در دوره نخست کمتر از دوره دوم است (اگر حد بالای فاصله اطمینان کمتر از یک باشد) یا فراوانی انتقال در دوره نخست بیشتر از دوره دوم است (اگر حد پایین فاصله اطمینان بزرگتر از یک باشد).

### نتایج و بحث

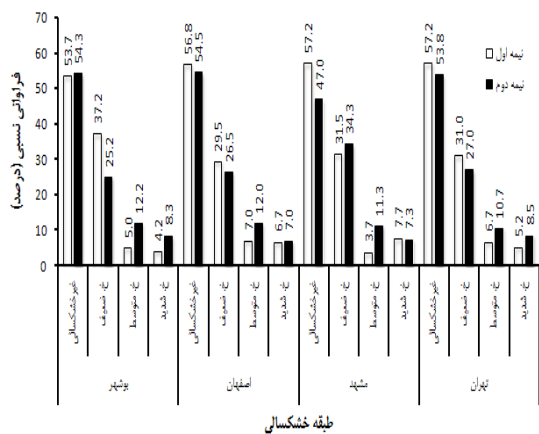
برای تعیین مدل مناسب لوگ-خطی در هر یک از ایستگاه‌های مورد بررسی، روش حذف پس‌رو بر فراوانی‌های انتقال مشاهده شده اعمال شد. جدول ۴ مدل‌های لوگ-خطی بهینه قابل برازش بر فراوانی‌های انتقال طبقات خشکسالی SPI را در ایستگاه‌های مورد بررسی نشان می‌دهد (ضمیمه ب، مراحل اجرای روش حذف پس‌رو و

جدول ۴- آزمون آماری مدل های لوگ-خطی در ایستگاه های مورد بررسی

ایستگاه	مدل	df	G <sup>2</sup>	p-value
بوشهر	$Log E_{ijk} = \lambda + \lambda_i^A + \lambda_j^B + \lambda_k^C + \lambda_{ij}^{AB} + \lambda_{ik}^{AC} + \lambda_{jk}^{BC}$	۹	۱۱/۷	۰/۲۲
اصفهان	$Log E_{ijk} = \lambda + \lambda_i^A + \lambda_j^B + \lambda_k^C + \lambda_{ij}^{AB} + \lambda_{jk}^{BC}$	۱۲	۷/۲	۰/۸۴
مشهد	$Log E_{ijk} = \lambda + \lambda_i^A + \lambda_j^B + \lambda_k^C + \lambda_{ij}^{AB} + \lambda_{ik}^{AC}$	۱۲	۱۵/۹	۰/۱۹
تهران	$Log E_{ijk} = \lambda + \lambda_i^A + \lambda_j^B + \lambda_k^C + \lambda_{ij}^{AB} + \lambda_{ik}^{AC}$	۱۲	۱۴/۱	۰/۲۸

جدول ۵- فراوانی های مشاهده شده و مورد انتظار انتقال کلاس خشکسالی از زمان t به زمان t+1 در ایستگاه مشهد

کلاس خشکسالی در زمان t	دوره اول				دوره دوم			
	کلاس خشکسالی در زمان t+1				کلاس خشکسالی در زمان t+1			
	۴	۳	۲	۱	۴	۳	۲	۱
فراوانی های مشاهده شده								
۱	۳۲۳	۱۹	۱	۰	۲۵۶	۲۶	۰	۰
۲	۱۹	۱۶۰	۶	۴	۱۶۰	۱۷	۳	۳
۳	۱	۷	۱۰	۴	۱۴	۴۳	۱۰	۱۰
۴	۰	۲	۵	۳۹	۶	۸	۳۰	۳۰
فراوانی های مورد انتظار								
۱	۳۱۸/۱۲	۲۱/۹۶	۰/۵۱	۰/۵۲	۲۶۱/۸۸	۲۴/۰۴	۱/۴۹	۰/۴۸
۲	۲۵/۲۳	۱۵۳/۲۴	۶/۱۳	۴/۱۷	۲۰/۷۷	۱۶۷/۷۶	۱۷/۸۷	۲/۸۳
۳	۱/۱۰	۱۰/۵۰	۱۳/۷۹	۷/۸۲	۰/۹۰	۱۱/۵۰	۴۰/۲۱	۷/۱۸
۴	۰/۵۵	۴/۳۰	۳/۵۷	۳۶/۴۹	۰/۴۵	۴/۷۰	۱۰/۴۳	۳۳/۵۱



شکل ۱- مقایسه فراوانی نسبی (غیر شرطی) طبقات خشکسالی در ایستگاه های مطالعاتی طی نیمه اول و دوم قرن بیستم

علاوه بر فراوانی های انتقال (یا شرطی)، فراوانی های غیر شرطی طبقات مختلف خشکسالی در نیمه دوم قرن بیستم با نیمه اول آن مقایسه شد. نتایج در شکل ۱ آورده شده است. بررسی شکل مذکور حاکی از افزایش فراوانی های نسبی طبقات خشکسالی متوسط و شدید در نیمه دوم نسبت به نیمه اول قرن بیستم است. در ایستگاه های مطالعاتی، فراوانی نسبی خشکسالی های متوسط در نیمه اول قرن بیستم، بین ۳/۷ تا ۷ درصد و در نیمه دوم بین ۱۰/۷ تا ۱۲/۲ درصد تغییر کرده است. همچنین، دامنه تغییرات فراوانی نسبی خشکسالی های شدید در نیمه اول بین ۴/۲ تا ۷/۷ درصد و در نیمه دوم بین ۷ تا ۸/۵ درصد است. نتایج تحلیل های آماری طبقات خشکسالی، تشدید خشکسالی ها در نیمه دوم قرن بیستم را نشان می دهد و احتمال وقوع تغییر اقلیم در مناطق تحت مطالعه را طی نیمه دوم قرن بیستم تقویت می کند.

جدول ۶ - نسبت بخت‌ها و فاصله اطمینان آن برای مقایسه دو دوره آماری منتخب از نظر انتقال از یک کلاس خشکسالی در زمان t به کلاس معین خشکسالی در زمان t+1 در ایستگاه‌های مورد بررسی.

کلاس خشکسالی در زمان t+1							
کلاس خشکسالی در زمان t							
۱	۲	۳	۴	۱	۲	۳	۴
بوشهر							
۰/۹۷۵	۱/۳۰۸	۰/۶۲۳	۰/۷۳۹	۰/۹۷۵	۱/۳۰۸	۰/۶۲۳	۰/۷۳۹
۰/۴۱۹	۲/۲۶۷	۰/۵۶۳	۳/۰۴۲	۰/۴۱۹	۲/۲۶۷	۰/۵۶۳	۳/۰۴۲
*۱/۱۹۷		۰/۷۶۵	۰/۹۰۷	*۱/۱۹۷		۰/۷۶۵	۰/۹۰۷
۰/۵۱۵	۲/۷۸۲	۰/۶۹۱	۳/۷۳۳	۰/۵۱۵	۲/۷۸۲	۰/۶۹۱	۳/۷۳۳
۰/۵۴۹	۰/۷۳۷	۰/۳۵۱	۰/۴۱۶	۰/۵۴۹	۰/۷۳۷	۰/۳۵۱	۰/۴۱۶
۰/۲۳۶	۱/۲۷۶	۰/۳۱۷	۱/۷۱۳	۰/۲۳۶	۱/۲۷۶	۰/۳۱۷	۱/۷۱۳
۰/۶۶۴	۰/۸۹۱	۰/۴۲۴	۰/۵۰۳	۰/۶۶۴	۰/۸۹۱	۰/۴۲۴	۰/۵۰۳
۰/۲۸۶	۱/۵۴۳	۰/۳۸۳	۲/۰۷۱	۰/۲۸۶	۱/۵۴۳	۰/۳۸۳	۲/۰۷۱
اصفهان							
۱/۰۴۳	۱/۰۴۳	۱/۰۴۳	۱/۰۴۳	۱/۰۴۳	۱/۰۴۳	۱/۰۴۳	۱/۰۴۳
۰/۶۳۲	۱/۷۱۹	۰/۶۳۲	۱/۷۱۹	۰/۶۳۲	۱/۷۱۹	۰/۶۳۲	۱/۷۱۹
۱/۱۱۹	۱/۱۱۹	۱/۱۱۹	۱/۱۱۹	۱/۱۱۹	۱/۱۱۹	۱/۱۱۹	۱/۱۱۹
۰/۶۷۸	۱/۸۴۵	۰/۶۷۸	۱/۸۴۵	۰/۶۷۸	۱/۸۴۵	۰/۶۷۸	۱/۸۴۵
۰/۵۹۵	۰/۵۹۵	۰/۵۹۵	۰/۵۹۵	۰/۵۹۵	۰/۵۹۵	۰/۵۹۵	۰/۵۹۵
۰/۳۶۱	۰/۹۸۱	۰/۳۶۱	۰/۹۸۱	۰/۳۶۱	۰/۹۸۱	۰/۳۶۱	۰/۹۸۱
۰/۹۵۵	۰/۹۵۵	۰/۹۵۵	۰/۹۵۵	۰/۹۵۵	۰/۹۵۵	۰/۹۵۵	۰/۹۵۵
۰/۵۷۹	۱/۵۴۷	۰/۵۷۹	۱/۵۴۷	۰/۵۷۹	۱/۵۴۷	۰/۵۷۹	۱/۵۴۷
مشهد							
۱/۲۱۵	۰/۹۱۳	۰/۳۴۳	۱/۰۸۹	۱/۲۱۵	۰/۹۱۳	۰/۳۴۳	۱/۰۸۹
۰/۴۴۰	۳/۳۵۱	۰/۳۳۱	۲/۵۲۰	۰/۴۴۰	۳/۳۵۱	۰/۳۳۱	۲/۵۲۰
۱/۲۱۵	۰/۹۱۳	*۰/۳۴۳	۱/۰۸۹	۱/۲۱۵	۰/۹۱۳	*۰/۳۴۳	۱/۰۸۹
۰/۴۴۰	۳/۳۵۱	۰/۳۳۱	۲/۵۲۰	۰/۴۴۰	۳/۳۵۱	۰/۳۳۱	۲/۵۲۰
۱/۲۱۵	۰/۹۱۳	۰/۳۴۳	۱/۰۸۹	۱/۲۱۵	۰/۹۱۳	۰/۳۴۳	۱/۰۸۹
۰/۴۴۰	۳/۳۵۱	۰/۳۳۱	۲/۵۲۰	۰/۴۴۰	۳/۳۵۱	۰/۳۳۱	۲/۵۲۰
۱/۲۱۵	۰/۹۱۳	۰/۳۴۳	۱/۰۸۹	۱/۲۱۵	۰/۹۱۳	۰/۳۴۳	۱/۰۸۹
۰/۴۴۰	۳/۳۵۱	۰/۳۳۱	۲/۵۲۰	۰/۴۴۰	۳/۳۵۱	۰/۳۳۱	۲/۵۲۰
تهران							
۱/۰۶۲	۱/۱۶۰	۰/۶۲۱	۰/۶۲۳	۱/۰۶۲	۱/۱۶۰	۰/۶۲۱	۰/۶۲۳
۰/۵۸۹	۱/۹۱۴	۰/۶۴۳	۲/۰۹۰	۰/۵۸۹	۱/۹۱۴	۰/۶۴۳	۲/۰۹۰
۱/۰۶۲	۱/۱۶۰	۰/۶۲۱	۰/۶۲۳	۱/۰۶۲	۱/۱۶۰	۰/۶۲۱	۰/۶۲۳
۰/۵۸۹	۱/۹۱۴	۰/۶۴۳	۲/۰۹۰	۰/۵۸۹	۱/۹۱۴	۰/۶۴۳	۲/۰۹۰
۱/۰۶۲	۱/۱۶۰	۰/۶۲۱	۰/۶۲۳	۱/۰۶۲	۱/۱۶۰	۰/۶۲۱	۰/۶۲۳
۰/۵۸۹	۱/۹۱۴	۰/۶۴۳	۲/۰۹۰	۰/۵۸۹	۱/۹۱۴	۰/۶۴۳	۲/۰۹۰
۱/۰۶۲	۱/۱۶۰	۰/۶۲۱	۰/۶۲۳	۱/۰۶۲	۱/۱۶۰	۰/۶۲۱	۰/۶۲۳
۰/۵۸۹	۱/۹۱۴	۰/۶۴۳	۲/۰۹۰	۰/۵۸۹	۱/۹۱۴	۰/۶۴۳	۲/۰۹۰

\* در هر خانه جدول، عدد بالایی معرف نسبت بخت‌ها و دو عدد زیرین نشان‌دهنده فاصله اطمینان ۹۵ درصدی نسبت بخت‌ها است.  
\*\* اعداد پر رنگ حاکی از تشدید انتقال از یک کلاس خشکسالی در زمان t به کلاس معین خشکسالی در زمان t+1 است.

### نتیجه‌گیری

لازم برای شبیه‌سازی الگوی وابستگی بین متغیرهای مورد بررسی (یعنی، طبقه خشکسالی در زمان t، طبقه خشکسالی در زمان t+1 و دوره زمانی) را دارند. با محاسبه نسبت بخت‌ها

نتایج به‌دست آمده در ایستگاه‌های مطالعاتی (بوشهر، اصفهان، مشهد و تهران) نشان داد که مدل‌های لوگ-خطی توان آماری

جدول ۱- الف: جدول توافقی ۲×۲ فراوانی‌های انتقال متغیرهای

Y و X		متغیر Y		مجموع
		حالت ۱	حالت ۲	
متغیر X	حالت ۱	O <sub>11</sub>	O <sub>12</sub>	O <sub>1+</sub>
	حالت ۲	O <sub>21</sub>	O <sub>22</sub>	O <sub>2+</sub>
مجموع		O <sub>+1</sub>	O <sub>+2</sub>	O <sub>++</sub>

با ضرب فراوانی کل داده‌ها (n) در طرفین معادله (۱-الف)، فراوانی‌های مورد انتظار برای هر یک از خانه‌های جدول (۱-الف) به دست می‌آید:

$$E_{ij} = n.P_{ij} = n.P_{i+}.P_{+j} \quad (۲-الف)$$

با لگاریتم‌گیری از طرفین معادله (۲-الف) خواهیم داشت:

$$\text{Log} E_{ij} = \text{Log} n + \text{Log} P_{i+} + \text{Log} P_{+j} \quad (۳-الف)$$

معادله (۳) که مدل لوگ-خطی در حالت استقلال دو متغیر X و Y است به فرم زیر نیز نوشته می‌شود:

$$\text{Log} E_{ij} = \lambda + \lambda_i^X + \lambda_j^Y \quad (۴-الف)$$

در صورتی که فرضیه صفر صحیح نباشد، مدل لوگ-خطی باید تکمیل شود. به عبارت دیگر، لازم است پارامتر چهارمی که وابستگی بین متغیرهای سطر و ستون ( $\lambda_{ij}^{XY}$ ) را نشان می‌دهد به معادله (۴-الف) اضافه شود. مدل جدید، مدل وابستگی لوگ-خطی نامیده شده و به صورت زیر است:

$$\text{Log} E_{ij} = \lambda + \lambda_i^X + \lambda_j^Y + \lambda_{ij}^{XY} \quad (۵-الف)$$

برای محاسبه پارامترهای مدل لوگ-خطی، لازم است ابتدا از مقادیر  $O_{ij}$  جدول (۱-الف)، لگاریتم‌گیری کرد و در جدول جدید (جدول ۲-الف)، متوسط حاشیه‌ای روی ردیف‌ها و ستون‌ها را محاسبه کرد. سپس، بر مبنای روش بیشینه درست‌نمایی، پارامترهای معادله (۵-الف) را طبق معادلات زیر تعیین کرد:

$$\lambda = \bar{L}_{++}, \quad \lambda_i^X = \bar{L}_{i+} - \bar{L}_{++}, \quad \lambda_j^Y = \bar{L}_{+j} - \bar{L}_{++} \quad (۶-الف)$$

$$\lambda_{ij}^{XY} = L_{ij} - (\lambda + \lambda_i^X + \lambda_j^Y)$$

با جایگذاری معادلات (۶-الف) در معادله (۵-الف) می‌توان لگاریتم فراوانی مورد انتظار را برای هر یک از خانه‌های جدول توافقی به دست آورد. سپس، با آنتی لگاریتم‌گیری، فراوانی مورد انتظار برای هر یک از خانه‌های جدول ۲×۲ را تعیین کرد.

مشخص شد که فراوانی انتقال طبقات خشکسالی متوسط و شدید در سه ایستگاه بوشهر، اصفهان، مشهد در نیمه دوم قرن بیستم تشدید شده است. این در حالی است که شواهد آماری کافی برای تشدید خشکسالی در ایستگاه تهران به دست نیامد. ارزیابی فراوانی‌های غیر شرطی طبقات خشکسالی نشان داد که فراوانی نسبی طبقات متوسط و شدید خشکسالی در همه ایستگاه‌ها افزایش یافته است. میانگین فراوانی نسبی خشکسالی‌های متوسط و شدید در نیمه دوم قرن بیستم به ترتیب به مقدار ۶ و ۲ درصد در مقایسه با نیمه اول قرن بیستم افزایش نشان می‌دهد. مطالعات پائولو و همکاران (۲۰۰۵)، موریرا و همکاران (۲۰۰۶) و موریرا و همکاران (۲۰۰۸) نیز مناسب بودن مدل‌های لوگ-خطی برای درک الگوی وابستگی رخداد‌های خشکسالی را تأیید می‌کند. به‌ویژه در مطالعه موریرا و همکاران (۲۰۰۶) مشخص شده است که فراوانی انتقال در کلاس‌های متوسط و شدید خشکسالی در کشور پرتغال در دو دهه آخر قرن بیستم افزایش معنی‌دار یافته است.

## ضمائم

### ضمیمه الف: برآورد پارامترهای مدل لوگ-خطی دو بعدی

جدول توافقی ۲×۲ زیر را در نظر بگیرید (جدول ۱-الف). در هر خانه این جدول، فراوانی مشاهده‌ای انتقال از یک حالت متغیر توصیفی X به حالت معینی از متغیر توصیفی Y درج شده است. با توجه به جدول مذکور،  $O_{ij}$  فراوانی انتقال از حالت i متغیر X به حالت j متغیر Y،  $O_{i+}$  جمع حاشیه‌ای روی ردیف i،  $O_{+j}$  جمع حاشیه‌ای روی ستون j و  $O_{++}$  فراوانی کل است.

می‌خواهیم بر مبنای جدول فراوانی مشاهده شده، وابستگی بین دو متغیر X و Y را بیازماییم. فرضیه صفر ( $H_0$ ) آزمون دال بر استقلال متغیرهای X و Y و فرضیه مقابل ( $H_1$ ) حاکی از وابستگی متغیرهای X و Y است. برای آزمون فرضیه‌ها لازم است فراوانی‌های مورد انتظار تحت فرضیه صفر را متناظر با هر یک از فراوانی‌های مشاهده شده در جدول (۱-الف) به دست آورد. مطابق فرضیه صفر، اگر دو متغیر مستقل باشند احتمال وقوع همزمان آن‌ها برابر است با حاصل ضرب احتمالات منفرد آن‌ها، یعنی:

$$\Pr(X_i \cap Y_j) = \Pr(X_i) \cap \Pr(Y_j) \text{ or } P_{ij} = P_{i+}.P_{+j} \quad (الف-۱)$$



جدول ۲- الف: جدول توافقی ۲×۲ لگاریتم فراوانی‌های انتقال متغیرهای X و Y

متغیر X	متغیر Y		متوسط
	حالت ۱	حالت ۲	
حالت ۱	$L_{11}=\text{Log}O_{11}$	$L_{12}=\text{Log}O_{12}$	$\bar{L}_{1+} = (L_{11} + L_{12})/2$
حالت ۲	$L_{21}=\text{Log}O_{21}$	$L_{22}=\text{Log}O_{22}$	$\bar{L}_{2+} = (L_{21} + L_{22})/2$
متوسط	$\bar{L}_{+1} = (L_{11} + L_{21})/2$	$\bar{L}_{+2} = (L_{12} + L_{22})/2$	$\bar{L}_{++} = (\bar{L}_{1+} + \bar{L}_{2+})/2 = (\bar{L}_{+1} + \bar{L}_{+2})/2$

آزادی را قبل ( $G^2_1$  و  $df_1$ ) و بعد از حذف ( $G^2_2$  و  $df_2$ ) یک پارامتر معین وابستگی، تفاضل  $G^2$  و تفاضل  $df$  در دو حالت و  $p$ -value متناظر با مقادیر  $G^2$  و  $df$  تفاضل را نشان می‌دهد.

## ضمیمه ب: روش حذف پس‌رو

مدل کامل لوگ-خطی (معادله ۱) را در نظر بگیرید. می‌خواهیم با روش حذف پس‌رو، معنی‌دار بودن یا نبودن تأثیر حذف هر یک از پارامترهای وابستگی را از مدل کامل به‌عنوان نمونه در ایستگاه مشهد بررسی کنیم. جدول (۱-ب) مقادیر نسبت حداکثر درست‌نمایی کای مربع و درجه

جدول ۱-ب: اثر حذف هر یک از پارامترهای وابستگی بر میزان برازش مدل لوگ-خطی بر داده‌ها (گام نخست)

پارامتر حذف شده	$G^2_2$	$df_2$	$G^2_1$	$df_1$	$G^2_2 - G^2_1$	$df_2 - df_1$	p-value
$\lambda_{ij}^{AB}$	۱۴۲۰/۸۰	۱۸	۹/۰۴	۹	۱۴۱۱/۷۶	۹	۰/۰۰
$\lambda_{ik}^{AC}$	۱۶/۹۳	۱۲	۹/۰۴	۹	۷/۸۹	۳	۰/۰۴
$\lambda_{ik}^{BC}$	۱۵/۹۲	۱۲	۹/۰۴	۹	۶/۸۸	۳	۰/۰۷

در گام بعد، اثر حذف پارامترهای وابستگی مدل جدید (معادله ۱-ب) را از نظر برازش مدل بر داده‌ها بررسی می‌کنیم. جدول (۲-ب) نتیجه آنالیز را نشان می‌دهد. با توجه به جدول مذکور، مشاهده می‌شود که حذف هر کدام از پارامترها تأثیر معنی‌دار بر نتایج مدل لوگ-خطی جدید خواهد داشت. در نتیجه، هر دو پارامتر  $\lambda_{ij}^{AB}$  و  $\lambda_{ik}^{AC}$  در مدل نهایی ابقا شده و فرم نهایی مدل لوگ-خطی به‌صورت معادله (۱-ب) خواهد بود.

با توجه به جدول (۱-ب)، مشاهده می‌شود که حذف هر یک از پارامترهای  $\lambda_{ij}^{AB}$  و  $\lambda_{ik}^{AC}$  تأثیر معنی‌داری بر نتایج برازش مدل لوگ-خطی دارد اما چون  $p$ -value مدل جدید با حذف پارامتر  $\lambda_{ik}^{BC}$  بزرگتر از ۰/۰۵ است بنابراین، تأثیر معنی‌داری بر نتایج برازش مدل نخواهد داشت. با حذف پارامتر اخیر، فرم جدید مدل وابستگی در ایستگاه مشهد به‌صورت زیر خواهد شد:

$$\text{Log } E_{ijk} = \lambda + \lambda_i^A + \lambda_j^B + \lambda_k^C + \lambda_{ij}^{AB} + \lambda_{ik}^{AC} \quad (۱-ب)$$

جدول ۲-ب: اثر حذف هر یک از پارامترهای وابستگی بر برازش مدل لوگ-خطی جدید (معادله ۱-ب) بر داده‌ها (گام دوم)

پارامتر حذف شده	$G^2_2$	$df_2$	$G^2_1$	$df_1$	$G^2_2 - G^2_1$	$df_2 - df_1$	p-value
$\lambda_{ij}^{AB}$	۲۱۴۱/۰۰	۱۸	۱۵/۹۲	۱۲	۲۱۲۵/۰۸	۱۲	۰/۰۰
$\lambda_{ik}^{AC}$	۴۶/۳۴	۱۲	۱۵/۹۲	۱۲	۳۰/۴۲	۴	۰/۰۰

۱- بذرافشان ج. ۱۳۸۱. مطالعه تطبیقی برخی شاخص‌های خشکسالی هواشناسی در چند نمونه اقلیمی ایران،

منابع

- پایان‌نامه کارشناسی ارشد هواشناسی کشاورزی، دانشگاه تهران، کرج.
- ۲- خلیلی ع. و بذرافشان، ج. ۱۳۸۸. تحلیل شدت و گستره خشکسالی‌های ایران در دوره اقلیمی ۲۰۰۳-۱۹۶۵، کنفرانس ملی بحران آب در کشاورزی و منابع طبیعی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد شهر ری، تهران.
- ۳- خلیلی ع. حجام س. و ایران‌نژاد پ. ۱۳۵۲. شناخت اقلیمی ایران. وزارت نیرو، جاماب، تهران.
- 4- Afifi A. Clark V.A. and May S. 2004. Computer-aided multivariate analysis (Fourth edition). Chapman and Hall/CRC Press, USA.
- 5- Agresti A. 1990. Categorical Data Analysis. John Wiley & Sons, New York.
- 6- IPCC. 2001. Climate Change: the Scientific Basis. Contributions of Working Group I to the Third Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change. JT Houghton, Y Ding, DJ Griggs, M Noguer, PJ van de Linden, X Dai, K Maskell, CA Johnson, eds. U.K. and New York: Cambridge University Press.
- 7- Khalili A. 1996. Statistical evaluation of climate change based on secular data in five Iranian old stations. Proc. of First Regional Conference on Climate Change, Tehran, Iran, 14-25.
- 8- McKee T.B. Doesken N.J. and Kleist J. 1993. The relationship of drought frequency and duration to time scales. Proceedings of the Eighth Conference on applied Climatology. American Meteorological Society, Boston, pp. 179-184.
- 9- Moreira E.E. Paulo A.A. Coelho C.A. Pereira L.S. and Mexia J.T. 2008. SPI-based drought category prediction using log-linear models. Journal of Hydrology, 354: 116-130.
- 10- Moreira E.E. Paulo A.A. Pereira L.S. and Mexia J.T. 2006. Analysis of SPI drought class transitions using loglinear models. Journal of Hydrology, 331: 349-359.
- 11- National Drought Mitigation Center (NDMC). 2006. What is drought? National Drought Mitigation Center. <http://drought.unl.edu/whatis/what.htm>.
- 12- Paulo A.A. Ferreira E. Coelho C. and Pereira L.S. 2005. Drought class transition analysis through Markov and Log-linear models, an approach to early warning. Agricultural Water Management, 77: 59-81.
- 13- Wilhite D.A. and Buchanan-Smith M. 2005. Drought as hazard: understanding the natural and social context. In: Drought and water crisis: science, technology, and management issues (Editor: D.A. Wilhite), CRC Press, USA.
- 14- World Weather Records. 1960. Smithsonian Miscellaneous Collections, Whole Vol. I-IV, Washington D.C.