



پایان نامه جهت دریافت درجه کارشناسی ارشد
رشته مهندسی عمران - گرایش سازه

عنوان :

تعیین قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده
بر مبنای آئین نامه های آبا و ACI 318-05 و مقایسه آنها

استاد راهنما :

دکتر وحید رضا کلات جاری

دانشجو :

محسن دزیانی

تابستان ۱۳۸۶

تقدیم به :

پدر عزیز و مادر مهربانم

که زحمات وجود مرا سالهاست به جان خریده اند

و

خاطره پوریا امینیان ، خواهرزاده عزیزم

که تا اندکی پیش همراهم بود و نماند تا امروز را ببیند

از استاد عزیز ، آقای دکتر کلات جاری ، به خاطر حمایت و راهنماییهای بی دریغشان صمیمانه سپاسگزارم . بدون شک ، به پایان رساندن کار دشوار این پایان نامه بدون مساعدت و همکاری ایشان میسر نمی گردید . کار کردن با ایشان تجربه منحصر به فردی بود که نمی توان از به پایان رسیدن آن افسوس نخورد . امیدوارم در برابر آنچه به من آموختند ، شاگرد خوبی برای ایشان بوده باشم .

همچنین از زحمات و مساعدتهای برادرانه آقای مهندس مزینانیا در این مدت قدردانی می نمایم .

و در پایان تشکر ویژه ای دارم از خواهر دلسوز و مهربانم به همراه داماد گرامی آقای پرویز امینیان ، که در طول مدت تحصیل در دوره کارشناسی ارشد مرا در جمع گرم خویش پذیرا بودند و از هیچ کوششی در جهت موفقیت بنده فروگذار نکردند . امیدوارم دوباره لبخند میهمان خانه شان شود .

چکیده

در این پایان نامه تحقیقی در مورد قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح انجام گرفته است. قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح در خروج از مرکزیت ثابت e ، با استفاده از روشهای راکویترز فیسلسر، مقدار میانگین و مونت کارلو مورد ارزیابی قرار گرفته است. با استفاده از روش مرکب که ترکیبی از شبیه سازی مونت کارلو و روش تعیین قابلیت اعتماد مرتبه اول- لنگر دوم است، قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر مبنای آئین نامه های آبا و ACI تحت ترکیب بار $D+L$ و در شرایط عملی یکسان، تعیین و با هم مقایسه شدند. این مقایسه با استفاده از روش هاسوفر و لیند برای ترکیب بار $D+L+W$ نیز انجام گرفت. در این مورد از ترکیبات بار مطابق با قاعده تارکسترا استفاده شد.

تاثیرات ناشی از مقدار تنش تسلیم فولاد و مقاومت فشاری بتن، درصد فولاد تسلیح، نسبت بار زنده به مرده و ابعاد مقطع بر قابلیت اعتماد ستونها بررسی شده است. همچنین قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر مبنای آئین نامه آبا در شرایط کارگاهی ایران برای انواع کنترل کیفیت و فولاد و بتن تعیین شده است.

ستونهای بتن مسلح اغلب مطابق با این فرض که بارهای محوری و لنگرهای خمشی بطور همزمان اعمال می شوند یا کاملاً همبسته اند طراحی و ارزیابی می شوند. به هر حال، بارها می توانند بصورت جداگانه و با درجات متفاوت همبستگی مابین آنها اعمال شوند. این تحقیق مبنایی را برای توسعه روشهای طراحی و ارزیابی ستونهای بتن مسلح تحت بارهای تصادفی فراهم می آورد.

تخمین قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح کوتاه تحت بارهای تصادفی با استفاده از روشی بر پایه شبیه سازی مونت کارلو انجام گرفته است. با استفاده از این روش، قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر مبنای آئین نامه های آبا و ACI 318-05 برای درجات مختلف همبستگی بین بارها تعیین و مقایسه شده اند. نشان داده شده است که همبستگی بارها می تواند تاثیری اساسی بر قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح داشته باشد و با چشمپوشی از همبستگی بین بار محوری و لنگر خمشی یا عدم قطعیت در خروج از مرکزیت بار، طراحی بر طبق این آئین نامه ها می تواند با مبنای قابلیت اعتماد سازگار نباشد.

کلمات کلیدی: قابلیت اعتماد، احتمال خرابی، عدم قطعیت، ستونهای بتن مسلح، بارهای تصادفی، همبستگی، آبا، ACI.

فهرست عنوانها

صفحه	عنوان
۱	فصل اول : مقدمه
۲	۱-۱ مقدمه
۴	۲-۱ تحلیل احتمالاتی سازه ها
۶	۳-۱ تحلیل قابلیت اعتماد سازه ها
۷	۴-۱ حالات حدی
۸	۱-۴-۱ حالات حدی نهایی
۸	۲-۴-۱ حالات حدی شرطی
۹	۳-۴-۱ حالات حدی خدمت پذیری
۹	۵-۱ عدم قطعیتها در تحلیل قابلیت اعتماد
۱۱	۶-۱ سطوح تعیین قابلیت اعتماد
۱۲	۷-۱ مبانی طراحی
۱۴	۱-۷-۱ روشهای طراحی
۱۴	۸-۱ مروری بر مطالعات انجام گرفته در زمینه ارزیابی قابلیت اعتماد ستونها
۱۸	۹-۱ مروری بر مطالب پایان نامه
۲۰	فصل دوم : روشهای تعیین شاخص قابلیت اعتماد
۲۱	۱-۲ مقدمه
۲۲	۲-۲ حالت بنیادی
۲۵	۳-۲ متغیرهای اصلی سطح خرابی
۲۸	۴-۲ روشهای مرتبه اول - لنگر دوم
۲۱	۱-۴-۲ شاخص قابلیت اعتماد
۳۰	۲-۴-۲ روش مقدار میانگین
۳۰	۱-۲-۴-۲ توابع حالت حدی خطی
۳۱	۲-۲-۴-۲ توابع حالت حدی غیر خطی
۳۲	۳-۲-۴-۲ مزیتهای روش مقدار میانگین
۳۳	۴-۲-۴-۲ معایب روش مقدار میانگین
۳۴	۳-۴-۲ روش هاسوفر و لیند
۳۴	۱-۳-۴-۲ متغیرهای کاهش یافته

صفحه	عنوان
۳۶	۲-۳-۴-۲ تعیین شاخص قابلیت اعتماد
۳۹	۳-۳-۴-۲ روش معادله همزمان
۴۰	۴-۳-۴-۲ روش ماتریس
۴۱	۴-۴-۲ روش راکویتز فیسلر
۴۴	۵-۴-۲ تعیین شاخص قابلیت اعتماد متغیرهای همبسته
۴۶	۵-۲ تکنیکهای شبیه سازی
۴۶	۱-۵-۲ روشهای مونت کارلو
۴۸	۱-۱-۵-۲ روند کلی تولید اعداد تصادفی
۴۹	۲-۱-۵-۲ دقت تخمینهای احتمالاتی
۵۲	فصل سوم : مشخصات آماری متغیرهای اصلی مقاومت و بارها
۵۲	۱-۳ مقدمه
۵۳	۲-۳ متغیرهای مقاومت
۵۳	۱-۲-۳ کلیات
۵۴	۲-۲-۳ روشهای تحلیل
۵۵	۱-۲-۲-۳ تحلیل لنگر دوم
۵۶	۳-۲-۳ مشخصات آماری بتن
۶۳	۴-۲-۳ مشخصات آماری تنش تسلیم فولاد
۶۵	۵-۲-۳ عدم قطعیت در سطح مقطع آرماتورها
۶۶	۶-۲-۳ عدم قطعیت مربوط به طراح
۶۸	۷-۲-۳ عدم قطعیت در ابعاد مقاطع
۶۹	۳-۳ متغیرهای بار
۶۹	۱-۳-۳ کلیات
۷۰	۲-۳-۳ انواع بارها
۷۰	۳-۳-۳ بار مرده
۷۱	۴-۳-۳ بار زنده
۷۱	۱-۴-۳-۳ بار زنده دائمی
۷۳	۲-۴-۳-۳ بار زنده گذرا
۷۴	۳-۴-۳-۳ بار زنده ماکزیمم
۷۵	۵-۳-۳ بار باد

صفحه	عنوان
۷۹	فصل چهارم : روابط طراحی ستونهای بتن آرمه بر اساس آئین نامه های آبا و ACI
۸۰	۱-۴ مقدمه
۸۲	۲-۴ ضوابط و محدودیتهای فولادگذاری ستون
۸۲	۱-۲-۴ حداقل فولاد طولی
۸۳	۲-۲-۴ حداکثر فولاد طولی
۸۳	۳-۲-۴ حداقل تعداد میلگرد طولی
۸۴	۴-۲-۴ حداقل فاصله بین میلگردهای طولی
۸۴	۵-۲-۴ محدودیت ابعاد مقطع
۸۴	۳-۴ مدل‌های طراحی
۸۸	۴-۴ اعضاء فشاری تحت بار محوری خالص
۹۰	۵-۴ اعضاء فشاری تحت بار محوری و لنگر خمشی
۹۱	۱-۵-۴ حالت‌های شکست یک ستون بتن آرمه
۹۴	۲-۵-۴ منحنی اثر متقابل بار محوری و لنگر خمشی
۹۵	۳-۵-۴ ضرایب کاهش مقاومت
۹۶	۶-۴ بررسی ستون بتن آرمه مستطیلی با فولادگذاری در دو وجه موازی محور خمش
۹۷	۱-۶-۴ وضعیت متوازن
۹۸	۲-۶-۴ شکست کششی
۹۸	۳-۶-۴ شکست فشاری
۱۰۰	۷-۴ ضریب مدلسازی خطا
۱۰۴	۸-۴ ترکیبات بار آئین نامه ها
۱۰۷	فصل پنجم : ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05
۱۰۸	۱-۵ مقدمه
۱۰۹	۲-۵ یافتن معیار خرابی
۱۱۳	۳-۵ حالت حدی برای e ثابت
۱۱۴	۴-۵ تطابق با حالت حدی
۱۱۵	۵-۵ مطالعه آماری مقاومت ستون
۱۱۵	۱-۵-۵ پارامترهای آماری مورد استفاده
۱۱۷	۲-۵-۵ تعیین مشخصات آماری مقاومت
۱۲۷	۳-۵-۵ تابع توزیع مقاومت

صفحه	عنوان
۱۳۳	۶-۵ تعیین شاخص قابلیت اعتماد برای حالت e ثابت
۱۳۳	۱-۶-۵ روند تعیین شاخص قابلیت اعتماد
۱۳۷	۲-۶-۵ مقایسه β بدست آمده از روشهای مقدار میانگین ، راکویترز فیسلر و مونت کارلو
۱۴۲	۳-۶-۵ تعیین تعداد شبیه سازیها
۱۴۳	۴-۶-۵ مقایسه شاخص قابلیت اعتماد ستونهای طراحی شده بر اساس آبا و ACI
۱۵۹	۵-۶-۵ تاثیر نوع فولاد و بتن بر شاخص قابلیت اعتماد
۱۵۹	۱-۵-۶-۵ تاثیر مقاومت فشاری اسمی بتن
۱۶۳	۲-۵-۶-۵ تاثیر تنش تسلیم فولاد
۱۶۳	۶-۶-۵ تاثیر مقدار فولاد بر شاخص قابلیت اعتماد
۱۶۴	۷-۶-۵ تاثیر نسبت بار بر شاخص قابلیت اعتماد
۱۶۶	۸-۶-۵ تاثیر ابعاد هندسی مقطع ستون بر شاخص قابلیت اعتماد
۱۶۶	۹-۶-۵ مقایسه با شاخصهای قابلیت اعتماد نگارشهای قبلی آئین نامه ACI
۱۷۳	۱۰-۶-۵ تعیین شاخص قابلیت اعتماد در شرایط آماری ایران
۱۸۵	۱۱-۶-۵ تعیین شاخص قابلیت اعتماد تحت ترکیب بار D+L+W
فصل ششم : تعیین شاخص قابلیت ستونهای بتن آرمه با در نظر گرفتن اثر همبستگی بارها	
۱۹۶	۱-۶ مقدمه
۱۹۸	۲-۶ ضریب همبستگی
۲۰۰	۳-۶ عدم قطعیت در خروج از مرکزیت بار
۲۰۲	۴-۶ حالت حدی برای "همبستگی غیر کامل بین P و M"
۲۰۷	۵-۶ شبیه سازی متغیرهای تصادفی همبسته
۲۰۷	۱-۵-۶ شبیه سازی متغیرهای تصادفی نرمال همبسته
۲۰۸	۲-۵-۶ شبیه سازی متغیرهای غیر نرمال همبسته
۲۰۹	۱-۲-۵-۶ تبدیل ناتاف
۲۱۱	۶-۶ تعیین شاخص قابلیت اعتماد
۲۱۳	۷-۶ مقایسه شاخص قابلیت اعتماد آبا و ACI 318-05
۲۱۸	فصل هفتم: نتایج و پیشنهادات
۲۱۹	۱-۷ نتایج
۲۲۵	۲-۷ پیشنهادات

صفحه	عنوان
۲۲۶	فهرست مراجع
۲۳۱	پیوست "الف"
۲۳۳	پیوست "ب"
۲۵۷	پیوست "پ"
۲۶۲	پیوست ت

فهرست جدولها

صفحه	جدول
۵	جدول ۱-۱ آمار برخی از مخاطرات جامعه
۵۶	جدول ۱-۳ آمار مدلسازی (ضریب حرفه ای P)
۵۷	جدول ۲-۳ ضرایب پراکندگی مقاومت فشاری بر اساس آزمایشات متعدد برای انواع کنترل کیفیت
۵۷	جدول ۳-۳ ضرایب پراکندگی مقاومت بتن براساس ACI-214 برای انواع کنترل کیفیت
۶۰	جدول ۴-۳ مشخصات آماری انواع بتن با عیارها و کنترل کیفیتهای متفاوت در شرایط ایران
۶۱	جدول ۵-۳ حداقل مقاومت مجاز طبق نشریه ۱۰۱
۶۱	جدول ۶-۳ تعیین کنترل کیفیت
۶۴	جدول ۷-۳ مشخصات آماری تنش تسلیم میلگرد در ایران
۶۶	جدول ۸-۳ ضرایب پراکندگی As برای میلگردهای مختلف
۷۳	جدول ۹-۳ برخی از مشخصات آماری نمونه بار
۷۵	جدول ۱۰-۳ ضرایب پراکندگی بار زنده ماکزیمم طی ۵۰ سال
۸۷	جدول ۱-۴ مدل‌های بلوک تنش
۱۰۵	جدول ۲-۴ ترکیبات بارگذاری آئین نامه ACI 318-99
۱۰۵	جدول ۳-۴ ترکیبات بارگذاری آئین نامه ACI 318-05
۱۰۶	جدول ۴-۴ ترکیبات بارگذاری آئین نامه آبا
۱۱۶	جدول ۱-۵ خلاصه مشخصات آماری پارامترهای موثر در مقاطع بتن آرمه (شرایط آمریکا)
۱۲۱	جدول ۲-۵ مقادیر میانگین R/R_n ستونهای بتن مسلح برای انواع فولاد و بتن در شرایط آماری آمریکا
۱۲۱	جدول ۳-۵ مقادیر ضریب پراکندگی R/R_n ستونهای بتن مسلح برای انواع فولاد و بتن در شرایط آماری آمریکا
۱۲۲	جدول ۴-۵ مقادیر میانگین R/R_n ستونهای بتن مسلح برای انواع فولاد و بتن در شرایط آماری ایران
۱۲۳	جدول ۵-۵ مقادیر ضرایب پراکندگی R/R_n ستونهای بتن مسلح برای انواع فولاد و بتن در شرایط آماری ایران

۱۲۶	جدول ۵-۶ پارامترهای آماری ستونهای بتن آرمه
۱۷۵	جدول ۵-۷ مقادیر بتا برای شرایط ایران تحت کنترل کیفیت متوسط
۱۷۵	جدول ۵-۸ مقادیر بتا برای شرایط ایران تحت کنترل کیفیت متوسط +
۱۷۶	جدول ۵-۹ مقادیر بتا برای شرایط ایران تحت کنترل کیفیت ضعیف
۱۷۶	جدول ۵-۱۰ مقادیر بتا برای شرایط ایران تحت کنترل کیفیت متوسط -
۱۷۷	جدول ۵-۱۱ مقادیر بتا برای شرایط ایران تحت کنترل کیفیت متوسط
۱۷۷	جدول ۵-۱۲ مقادیر بتا برای شرایط ایران تحت کنترل کیفیت متوسط +
۱۷۸	جدول ۵-۱۳ مقادیر بتا برای شرایط ایران تحت کنترل کیفیت ضعیف
۱۷۸	جدول ۵-۱۴ مقادیر بتا برای شرایط ایران تحت کنترل کیفیت متوسط +
۱۷۹	جدول ۵-۱۵ مقادیر بتا برای شرایط ایران تحت کنترل کیفیت متوسط
۱۷۹	جدول ۵-۱۶ مقادیر بتا برای شرایط ایران تحت کنترل کیفیت متوسط +
۱۸۰	جدول ۵-۱۷ مقادیر بتا برای شرایط ایران تحت کنترل کیفیت ضعیف
۱۸۰	جدول ۵-۱۸ مقادیر بتا برای شرایط ایران تحت کنترل کیفیت متوسط -
۱۸۱	جدول ۵-۱۹ مقادیر بتا برای شرایط ایران تحت کنترل کیفیت متوسط
۱۸۱	جدول ۵-۲۰ مقادیر بتا برای شرایط ایران تحت کنترل کیفیت متوسط +
۱۸۲	جدول ۵-۲۱ مقادیر بتا برای شرایط ایران تحت کنترل کیفیت ضعیف
۱۸۲	جدول ۵-۲۲ مقادیر بتا برای شرایط ایران تحت کنترل کیفیت متوسط +
۱۸۷	جدول ۵-۲۳- داده های آماری بارها در ساختمانها

فهرست شکلها

صفحه	شکل
۲۳	شکل ۱-۲ تعیین احتمال خرابی برای بار یقین اندیشانه
۲۴	شکل ۲-۲ احتمال خرابی برای پراکندگی تصادفی R و S
۲۵	شکل ۳-۲ تعیین قابلیت اعتماد
۲۷	شکل ۴-۲ سطح حالت حدی
۲۹	شکل ۵-۲ شاخص قابلیت اعتماد β
۳۴	شکل ۶-۲ تبدیل متغیرها به متغیرهای کاهش یافته
۳۵	شکل ۷-۲ نمایش هندسی شاخص قابلیت اعتماد
۳۷	شکل ۸-۲ شاخص قابلیت اعتماد در سیستم مختصات Z
۶۷	شکل ۱-۳ تاثیر ابعاد میلگردهای انتخابی بر مقاومت عملی ستونهای بتن مسلح
۷۱	شکل ۲-۳ تغییرات بار مرده با زمان
۷۲	شکل ۳-۳ تغییرات بار زنده دائمی با زمان
۷۴	شکل ۴-۳ تغییرات بار زنده گذرا با زمان
۷۵	شکل ۵-۳ میانگین بار زنده ماکزیمم طی ۵۰ سال به صورت تابعی از سطح تاثیر
۷۷	شکل ۶-۳ تغییرات بار باد با زمان
۸۵	شکل ۱-۴ منحنی هاگنستاد و هاگنستاد اصلاح شده
۸۶	شکل ۲-۴ الف) مقطع بتن آرمه؛ ب) نمودار توزیع کرنش؛ ج) نمودار توزیع تنش واقعی با رفتار تقریباً سهمی؛ د) نمودار توزیع تنش مستطیلی معادل (ویتنی)
۹۰	شکل ۳-۴ نمایش بار محوری و لنگر خمشی وارد بر یک ستون با بار محوری در یک خروج از مرکزیت e
۹۲	شکل ۴-۴ رفتار یک ستون بتن آرمه و نمودارهای توزیع کرنش و توزیع تنش در مقطع در ترکیبات مختلف بار محوری اسمی و لنگر خمشی
۹۴	شکل ۵-۴ نمونه ای از منحنی اثر متقابل بار محوری اسمی و لنگر خمشی اسمی در ستون بتن آرمه
۹۷	شکل ۶-۴ نمایش وضعیت متوازن یک ستون با مقطع مستطیلی؛ الف) نمایش متغیرهای مقطع؛ ب) نمودار کرنش ها؛ ج) نمودار تنش ها؛ د) نمایش نیروهای وارد بر مقطع

صفحه	شکل
۱۱۱	شکل ۵-۱ معیارهای خرابی ستون
۱۱۴	شکل ۵-۲ حالت حدی برای e ثابت
۱۱۸	شکل ۵-۳ مقطع نمونه
۱۳۰	شکل ۵-۴ هیستوگرام داده های منتهی از شبیه سازی برای شرایط آبا
۱۳۰	شکل ۵-۵ هیستوگرام مقاومت ستون حاصل از شبیه سازی ، توزیع نرمال و توزیع لگ نرمال
۱۳۱	شکل ۵-۶ هیستوگرام داده های منتهی از شبیه سازی برای شرایط Aci (کنترل فشار)
۱۳۱	شکل ۵-۷ هیستوگرام مقاومت ستون حاصل از شبیه سازی ، توزیع نرمال و توزیع لگ نرمال
۱۳۲	شکل ۵-۸ هیستوگرام داده های منتهی از شبیه سازی برای شرایط Aci (ناحیه کنترل کشش)
۱۳۲	شکل ۵-۹ هیستوگرام مقاومت ستون حاصل از شبیه سازی،توزیع نرمال و توزیع لگ نرمال
۱۳۹	شکل ۵-۱۰ برای β $F_c=21$ $f_y=300$ $\alpha=1\%$ $l/d=0.45$ $eb=153$ mm $n=1000$ کنترل کیفیت : متوسط + آبا
۱۴۰	شکل ۵-۱۱ برای β $F_c=21$ $f_y=300$ $\alpha=1\%$ $l/d=0.45$ $eb=153$ mm $n=100000$ کنترل کیفیت : متوسط + آبا
۱۴۰	شکل ۵-۱۲ برای β $F_c=21$ $f_y=300$ $\alpha=1\%$ $l/d=0.45$ $eb=153$ mm $n=500000$ کنترل کیفیت : متوسط + آبا
۱۴۱	شکل ۵-۱۳ برای β $F_c=21$ $f_y=300$ $\alpha=1\%$ $l/d=0.45$ $eb=153$ mm $n=1000000$ کنترل کیفیت : متوسط + آبا
۱۴۱	شکل ۵-۱۴ برای β $F_c=21$ $f_y=300$ $\alpha=1\%$ $eb=153$ mm $l/d=0.45$ $n=100000$ ACI 318-05
۱۴۱	شکل ۵-۱۵ برای β $F_c=35$ $f_y=300$ $\alpha=3\%$ $eb=202$ mm $l/d=0.45$ $n=100000$ ACI 318-05
۱۴۳	شکل ۵-۱۶ تغییرات β با افزایش تعداد شبیه سازها
۱۴۵	شکل ۵-۱۷-۱ با خروج از مرکزیت برای $\rho = 0.01$ $eb=153$ mm
۱۴۵	شکل ۵-۱۷-۲ تغییرات β با خروج از مرکزیت برای $\rho = 0.02$ $eb=203$ mm
۱۴۶	شکل ۵-۱۷-۳ تغییرات β با خروج از مرکزیت برای $\rho = 0.03$ $eb=254$ mm
۱۴۶	شکل ۵-۱۷-۴ تغییرات β با خروج از مرکزیت برای $\rho = 0.04$ $eb=307$ mm
۱۴۷	شکل ۵-۱۸-۱ تغییرات β با خروج از مرکزیت برای $\rho = 0.01$ $eb=140$ mm
۱۴۷	شکل ۵-۱۸-۲ تغییرات β با خروج از مرکزیت برای $\rho = 0.02$ $eb=178$ mm

۱۴۸	شکل ۵-۱۸-۳ تغییرات β با خروج از مرکزیت برای $\rho = 0.03$ eb=217 mm
۱۴۸	شکل ۵-۱۸-۴ تغییرات β با خروج از مرکزیت برای $\rho = 0.04$ eb=256 mm
۱۴۹	شکل ۵-۱۹-۱ تغییرات β با خروج از مرکزیت برای $\rho = 0.01$ eb=139 mm
۱۴۹	شکل ۵-۱۹-۲ تغییرات β با خروج از مرکزیت برای $\rho = 0.02$ eb=171 mm
۱۵۰	شکل ۵-۱۹-۳ تغییرات β با خروج از مرکزیت برای $\rho = 0.03$ eb=203 mm
۱۵۰	شکل ۵-۱۹-۴ تغییرات β با خروج از مرکزیت برای $\rho = 0.04$ eb=236 mm
۱۵۱	شکل ۵-۲۰-۱ تغییرات β با خروج از مرکزیت برای $\rho = 0.01$ eb=193 mm
۱۵۱	شکل ۵-۲۰-۲ تغییرات β با خروج از مرکزیت برای $\rho = 0.02$ eb=273 mm
۱۵۲	شکل ۵-۲۰-۳ تغییرات β با خروج از مرکزیت برای $\rho = 0.03$ eb=356 mm
۱۵۲	شکل ۵-۲۰-۴ تغییرات β با خروج از مرکزیت برای $\rho = 0.04$ eb=440 mm
۱۵۳	شکل ۵-۲۱-۱ تغییرات β با خروج از مرکزیت برای $\rho = 0.01$ eb=173 mm
۱۵۳	شکل ۵-۲۱-۲ تغییرات β با خروج از مرکزیت برای $\rho = 0.02$ eb=234 mm
۱۵۴	شکل ۵-۲۱-۳ تغییرات β با خروج از مرکزیت برای $\rho = 0.03$ eb=295 mm
۱۵۴	شکل ۵-۲۱-۴ تغییرات β با خروج از مرکزیت برای $\rho = 0.04$ eb=359 mm
۱۵۵	شکل ۵-۲۲-۱ تغییرات β با خروج از مرکزیت برای $\rho = 0.01$ eb=167 mm
۱۵۵	شکل ۵-۲۲-۲ تغییرات β با خروج از مرکزیت برای $\rho = 0.02$ eb=218 mm
۱۵۶	شکل ۵-۲۲-۳ تغییرات β با خروج از مرکزیت برای $\rho = 0.03$ eb=270 mm
۱۵۶	شکل ۵-۲۲-۴ تغییرات β با خروج از مرکزیت برای $\rho = 0.04$ eb=324 mm
۱۵۸	شکل ۵-۲۳ تغییرات ضریب پراکندگی مقاومت مقطع نمونه با $\rho = 0.01$ Fc=21 fy=300 l/d=0.45
۱۶۰	شکل ۵-۲۴ تغییرات β با تغییر مقاومت فشاری اسمی بتن برای آئین نامه ACI (fy=300 N/mm ² $\rho = 0.01$)
۱۶۱	شکل ۵-۲۵ تغییرات β با تغییر مقاومت فشاری اسمی بتن برای آئین نامه ACI (fy=300 N/mm ² $\rho = 0.02$)
۱۶۱	شکل ۵-۲۶ تغییرات β با تغییر مقاومت فشاری اسمی بتن برای آئین نامه ACI (fy=300 N/mm ² $\rho = 0.03$)
۱۶۲	شکل ۵-۲۷ تغییرات β با تغییر مقاومت فشاری اسمی بتن برای آئین نامه Aci (fy=300 N/mm ² $\rho = 0.04$)
۱۶۲	شکل ۵-۲۸ تغییرات β با تغییر مقاومت فشاری اسمی بتن برای آئین نامه Aci (fy=300 N/mm ² $\rho = 0.01$)
۱۶۳	شکل ۵-۲۹ تغییرات β با تغییر تنش تسلیم فولاد برای آئین نامه ACI (fy=300 N/mm ² $\rho = 0.01$)
۱۶۵	شکل ۵-۳۰ تاثیر نسبت بار بر روی β برای l/d=0.25,0.5,0.75

صفحه	شکل
۱۶۵	شکل ۳۱-۵ تاثیر نسبت بار بر روی β برای $l/d=0.75,1,1.5,2$
۱۶۶	شکل ۳۲-۵ اثر سطح مقطع ستون بر روی شاخص قابلیت اعتماد
۱۶۸	شکل ۳۳-۵ مقایسه β بدست آمده از آئین نامه های ACI 318-99 ، ACI 318-05 و آبا ($\rho = 0.01$)
۱۶۸	شکل ۳۴-۵ مقایسه β بدست آمده از آئین نامه های ACI 318-99 ، ACI 318-05 و آبا ($\rho = 0.02$)
۱۶۹	شکل ۳۵-۵ مقایسه β بدست آمده از آئین نامه های ACI 318-99 ، ACI 318-05 و آبا ($\rho = 0.03$)
۱۶۹	شکل ۳۶-۵ مقایسه β بدست آمده از آئین نامه های ACI 318-99 ، ACI 318-05 و آبا ($\rho = 0.04$)
۱۷۰	شکل ۳۷-۵ مقایسه β بدست آمده از آئین نامه های ACI 318-99 ، ACI 318-05 و ترکیبی از آنها ($\rho = 0.02$)
۱۷۱	شکل ۳۸-۵ تغییرات مقاومت‌های محوری اسمی و طراحی ستون برای آئین نامه های ACI 318-99 ، ACI 318-05 و آبا در طول منحنی اندرکنش
۱۷۲	شکل ۳۹-۵ ضرایب کاهش مقاومت ستون آئین نامه های ACI 318-99 ، ACI 318-05 و آبا در طول منحنی اندرکنش
۱۷۲	شکل ۴۰-۵ بارمرده اسمی بدست آمده از آئین نامه های ACI 318-99 ، ACI 318-05 و آبا در طول منحنی اندرکنش
۱۷۳	شکل ۴۱-۵ بارزنده اسمی بدست آمده از آئین نامه های ACI 318-99 ، ACI 318-05 و آبا در طول منحنی اندرکنش
۱۸۴	شکل ۴۲-۵ تغییرات β با خروج از مرکزیت تحت آئین نامه های ACI-318 05 و آبا با پارامترهای آماری آمریکا و تحت آئین نامه ایران با پارامترهای آماری ایران از نوع کنترل کیفیت ضعیف ($\rho = 0.02$)
۱۸۵	شکل ۴۳-۵ تغییرات β با خروج از مرکزیت تحت آئین نامه های ACI-318 05 و آبا با پارامترهای آماری آمریکا و تحت آئین نامه ایران با پارامترهای آماری ایران از نوع کنترل کیفیت متوسط و متوسط به بالا ($\rho = 0.01$)
۱۸۹	شکل ۴۴-۵ شاخص قابلیت اعتماد ستون با $\rho = 0.02$ ، $f_c = 21 \text{ N/mm}^2$ و $f_y = 300 \text{ N/mm}^2$ تحت ترکیب بار $D+L+W$ با $w/d=0.5$ و $l/d=0.5$
۱۸۹	شکل ۴۵-۵ شاخص قابلیت اعتماد ستون با $\rho = 0.03$ ، $f_c = 21 \text{ N/mm}^2$ و $f_y = 300 \text{ N/mm}^2$ تحت ترکیب بار $D+L+W$ با $w/d=0.5$ و $l/d=0.5$

صفحه	شکل
۱۹۰	شکل ۴۶-۵ شاخص قابلیت اعتماد ستون با $f_c=21 N/mm^2$, $\rho=0.03$ و $f_y=300 N/mm^2$ تحت ترکیب بار $D+L+W$ با $l/d=0.5$ $w/d=1$
۱۹۰	شکل ۴۷-۵ شاخص قابلیت اعتماد ستون با $f_c=21 N/mm^2$, $\rho=0.03$ و $f_y=300 N/mm^2$ تحت ترکیب بار $D+L+W$ با $l/d=1$ $w/d=0.5$
۱۹۱	شکل ۴۸-۵ شاخص قابلیت اعتماد ستون با $f_c=21 N/mm^2$, $\rho=0.03$ و $f_y=300 N/mm^2$ تحت ترکیب بار $D+L+W$ با $l/d=1$ $w/d=1$
۱۹۱	شکل ۴۹-۵ شاخص قابلیت اعتماد ستون با $f_c=21 N/mm^2$, $\rho=0.03$ و $f_y=420 N/mm^2$ تحت ترکیب بار $D+L+W$ با $l/d=0.5$ $w/d=0.5$
۱۹۲	شکل ۵۰-۵ شاخص قابلیت اعتماد ستون با $f_c=28 N/mm^2$, $\rho=0.03$ و $f_y=300 N/mm^2$ تحت ترکیب بار $D+L+W$ با $l/d=0.5$ $w/d=0.5$
۱۹۲	شکل ۵۱-۵ شاخص قابلیت اعتماد ستون با $f_c=35 N/mm^2$, $\rho=0.03$ و $f_y=300 N/mm^2$ تحت ترکیب بار $D+L+W$ با $l/d=0.5$ $w/d=0.5$
۱۹۷	شکل ۱-۶ منحنی اثر متقابل ستون : وابستگی ایمنی ستون به تاریخچه بارگذاری
۲۰۰	شکل ۲-۶ ضریب همبستگی و ارتباط خطی میان X و Y
۲۰۴	شکل ۳-۶ خطی سازی منحنی اندرکنش
۲۰۴	شکل ۴-۶ مدل توصیف مقاومت ستون با تقسیم بندی مقطع به رشته ها
۲۱۳	شکل ۵-۶ تغییرات شاخص قابلیت اعتماد ستونهای طراحی شده بر مبنای آئین نامه ACI با تغییر ضرایب همبستگی بارها ($F_c=21$ $f_y=300$ $l/d=0.45$) $A_s/bd=0.02$
۲۱۴	شکل ۶-۶ تغییرات شاخص قابلیت اعتماد ستونهای طراحی شده بر مبنای آئین نامه آبا با تغییر ضرایب همبستگی بارها ($F_c=21$ $f_y=300$ $A_s/bd=0.02$ $l/d=0.45$)
۲۱۴	شکل ۷-۶ مقایسه شاخص قابلیت اعتماد ستونهای طراحی شده بر مبنای آئین نامه آبا و Aci در ضرایب همبستگی 0 و 0.25 و 0.5 بین بار محوری و لنگر زنده و مرده ($F_c=21$ $f_y=300$ $A_s/bd=0.02$ $l/d=0.45$)
۲۱۵	شکل ۸-۶ مقایسه شاخص قابلیت اعتماد ستونهای طراحی شده بر مبنای آئین نامه آبا و Aci در ضرایب همبستگی 0.75 و 1 بین بار محوری و لنگر زنده و مرده ($F_c=21$ $f_y=300$ $A_s/bd=0.02$ $l/d=0.45$)
۲۱۵	شکل ۹-۶ مقایسه شاخص قابلیت اعتماد ستونهای طراحی شده بر مبنای آئین نامه آبا و Aci با ضریب همبستگی 0.5 در شرایط آماری ایران (کنترل کیفیت متوسط و متوسط+) و شرایط آماری آمریکا ($F_c=21$ $f_y=300$ $l/d=0.45$)

مقدمه

فصل

۱

۱-۱ مقدمه

مطالعه آئین نامه های طراحی سازه ها ، می تواند خواننده پژوهشگر را با پرسشهایی مواجه سازد ؛ پرسشهایی از این قبیل :

- ضریبی که در آئین نامه ها مورد استفاده قرار می گیرند ، چگونه بدست آمده اند ؟
- آئین نامه ها تا چه حد قابل اعتمادند و چرا بایستی همگان ملتزم به رعایت آنها باشند ؟
- ایمنی سازه های طراحی شده بر مبنای آئین نامه ها ، چگونه سنجیده می شود ؟
- مولفان کدها و آئین نامه ها چه کسانی هستند؟ آیا آنها افرادی باتجربه اند که آئین نامه ها حاصل عمر کاری و قضاوت مهندسی آنهاست ؟
- چرا تا سالیانی پیش از این ، آئین نامه های طراحی سازه ها در ایران وجود نداشتند و آیا آئین نامه های موجود ، به راستی منشاء و کارکردی بومی دارند ؟

کوشش به منظور یافتن پاسخ این پرسشها ، زمینه آشنایی با دانش قابلیت اعتماد سازه ها^۱ که کاربرد روشهای احتمال اندیشانه در ارزیابی ایمنی سازه هاست را فراهم می آورد .

موضوع بررسی قابلیت اعتماد و ایمنی سازه ها^۲ هر چند به دلیل غفلت و بی توجهی نسبت به آن در ایران موضوعی بدیع و نو جلوه می کند اما زمینه ای است که در کشورهای اروپایی و آمریکا پس از تدوین آئین نامه های اولیه و همچنین مطرح شدن مفهوم تئوری ایمنی در دهه هفتاد ، بسیار به آن توجه شده و کارهای تحقیقاتی گسترده و مهمی در این زمینه در آن کشورها انجام

گرفته است . Freudenthal (1947) با انتشار مقاله "ایمنی سازه ها" ، در زمره نخستین کسانی است که در جهت توسعه دانش قابلیت اعتماد سازه ها کوشش نمودند . کوشش او در زمینه تئوری کلاسیک قابلیت اعتماد سازه ها به روشی جامع خلاصه شد که تحت عنوان "تحلیل ایمنی سازه " توسط او و همکارانش در سال 1966 انتشار یافت .

در ایران ، تحقیقات اندکی در زمینه بررسی قابلیت اعتماد سازه ها موجود است . از این تعداد اندک نیز تنها معدودی به بررسی قابلیت اعتماد سازه ها در شرایط کارگاهی ایران اختصاص یافته اند .

اهمیت انجام مطالعات در زمینه قابلیت اعتماد سازه ها در ایران ، زمانی بیشتر مشخص می شود که بدانیم بدون انجام گرفتن مطالعات جامع و قابل استنادی در زمینه قابلیت اعتماد اعضا و سیستمهای سازه ای در شرایط کارگاهی و اقلیمی ایران ، آئین نامه هایی برای طراحی سازه های فولادی و بتن آرمه تدوین شده اند ؛ حال آنکه اینگونه مطالعات مبنای تدوین آئین نامه های معتبر طراحی سازه ها در سرتاسر دنیا هستند . انجام چنین مطالعاتی ، پیش از هر چیز نیازمند وجود یک جامعه آماری دقیق و جامع از مشخصات آماری پارامترهای اصلی مقاومت اعضا و همچنین بارهای وارد بر سازه در ایران است که ایجاد آن عزمی جدی و همه جانبه را می طلبد .

در پایان نامه حاضر تلاش شده تا با بررسی قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر مبنای آئین نامه های آبا و ACI و مقایسه سطح ایمنی این دو آئین نامه ، گوشه ای از کمبود مطالعات قابلیت اعتماد در شرایط ایران جبران گردد .

در ادامه این فصل ، مفاهیم اصلی تئوری قابلیت اعتماد و مطالب مطرح شده در فصلهای دیگر این پایان نامه مرور می شوند .

۲-۱ تحلیل احتمالاتی سازه ها^۱

تحلیل احتمالاتی سازه ای ، هنر تنظیم یک مدل ریاضی است ، که مطابق آن شخص می تواند به این پرسش پاسخ دهد : " احتمال رفتار سازه به سبک مشخص ، وقتی یک یا تعداد بیشتری از مشخصات مواد تشکیل دهنده ، ابعاد و مشخصات هندسی سازه و یا بارها و اثرات روی آن طبیعت تصادفی یا ناشناخته ای دارند ، چقدر است ؟ "

تحلیل احتمالاتی سازه ای بسط تحلیل یقین اندیشانه سازه ای^۲ است . تحلیل یقین اندیشانه سازه ای ، هنر تنظیم کردن یک مدل ریاضی است که مطابق آن شخص می تواند به این پرسش پاسخ دهد : " رفتار سازه ، وقتی مشخصات مواد ، مشخصات هندسی و بارها همه به صورت قطعی داده شده اند ، چگونه است ؟ "

تحلیل احتمالاتی بسط تحلیل یقین اندیشانه است ؛ زیرا مقادیر یقین اندیشانه می توانند به عنوان متغیرهای تصادفی با ویژگی خاص (عدم پراکندگی) معرفی شوند . اگر یک مدل یقین اندیشانه به مانند یک مدل احتمالاتی رفتار کند ، با احتمالات ۰ یا ۱ سروکار خواهیم داشت . اگر مقدار احتمال ۱ باشد ، رفتار مشخص در پیش ، تنها پاسخ به سؤال مطرح شده در مدل یقین اندیشانه است . از آنجا که رخدادهایی با احتمال صفر مورد تمایل نیستند ، افراد در جستجوی رفتارهایی هستند که احتمال رخداد یک دارند . این معادل مسئله تحلیل یقین اندیشانه است : " ابعاد یک سازه چقدر باشد تا تحت اثر بار وارده ، رفتار مشخصی مطابق با مدل کلی داشته باشد ؟ "

طراحی سازه ای احتمال اندیشانه یک مسئله تصمیم گیری است که به تحلیل سازه ای احتمال اندیشانه اضافه می شود . اکنون پرسش می تواند بدین طریق مطرح شود : " چه ابعادی بایستی به سازه اختصاص یابد تا خواص بهینه ای همجهت با احتمالات مدل احتمال اندیشانه داشته

باشد ؟ ". این پرسش به شکل دیگری نیز می تواند بیان شود : " احتمال وقوع رفتار مشخصی که سازه نسبت به آن بصورت بهینه طراحی شده باشد چقدر است ؟ " [1996, Madsen و Ditlevsen]

نهایتاً با بهره گیری از قضاوت مهندسی¹ ، نتایج بدست آمده از مدل‌های تحلیل یا طراحی سازه ای مورد بررسی قرار می گیرند تا مبنای استفاده عملی واقع شوند .

از یک سازه انتظار می رود که در طول عمر مورد انتظارش ، کارکرد رضایت بخشی داشته باشد . به عنوان نمونه ، فرو نریزد یا نامطمئن نشود و نیازمندیهای عملکردی معین را برآورده سازد . به طور کلی در سیستمهای سازه ای احتمال بسیار کمی وجود دارد که این سیستمها مطابق انتظار ما عمل نکنند . جدول زیر نشان دهنده این موضوع است :

جدول ۱-۱ آمار برخی از مخاطرات جامعه [1999, Melchers]

فعالیت	میزان مرگ تقریبی برای یک میلیارد نفر (تعداد \ ساعات در معرض خطر قرار گرفتن)	در معرض خطر قرار گرفتن (ساعت \ سال)	خطر مرگ برای یک میلیون نفر (تعداد \ سال)
کوهنوردی	30000 - 40000	50	1500 - 2000
قایقرانی	1500	80	120
شنا	3500	50	170
کشیدن سیگار	2500	400	1000
سفر با هواپیما	1200	20	24
سفر با ماشین	700	300	200
سفر با قطار	80	200	15
استخراج معدن زغال سنگ	210	1500	300
کار ساختمانی	70 - 200	2200	150 - 440
صنعت	20	2000	40
آتش سوزی ساختمانها	1-3	8000	8 - 24
خرابیهای سازه	0.02	6000	0.1

۳-۱ تحلیل قابلیت اعتماد سازه ها

قابلیت اعتماد سیستمهای سازه ای را می توان تحت عنوان احتمال اینکه سازه مورد نظر عملکرد صحیحی در طول عمرش داشته باشد ، تعریف کرد . روشهای قابلیت اعتماد برای تخمین احتمال خرابی^۱ مورد استفاده قرار می گیرند . دانسته ها در مورد مدلهایی که تحلیلهای قابلیت اعتماد بر پایه آنها هستند ناکامل است . بنابراین ، قابلیت اعتماد تخمین زده شده بایستی مقدار اسمی قابلیت اعتماد و نه مقدار مطلق آن در نظر گرفته شود . به هر حال ، اگر قابلیت اعتماد با سطحی همسان از اطلاعات و مدلهای محاسباتی برای تعدادی از سازه ها تخمین زده شود ، مقایسه ای مفید میان سطح قابلیت اعتماد این سازه ها می تواند انجام گیرد .

برای تخمین قابلیت اعتماد با استفاده از اصول احتمال اندیشانه ، لازم است متغیرهای تصادفی و یا فرایندهای تصادفی معرفی و رفتار خرابی و عدم خرابی سازه مورد نظر تعریف شوند . اصولاً گامهای اصلی زیر در تحلیل قابلیت اعتماد مورد استفاده قرار می گیرند :

۱ . انتخاب یک سطح قابلیت اعتماد هدف^۲

۲ . شناسایی مدهای خرابی^۳ مهم سازه

۳ . تجزیه مدهای خرابی در سیستمهای سری یا سیستمهای موازی به مؤلفه های مجزا (تنها زمانی مورد نیاز است که مدهای خرابی ، شامل بیش از یک مؤلفه باشد) . مدهای خرابی نمونه که در تحلیل قابلیت اعتماد سیستمهای سازه ای بایستی مدنظر قرار گیرند ، تسلیم (محلی و کلی) ، خستگی و تغییر شکل بیش از حد هستند .

۴ . فرمولبندی توابع خرابی (توابع حالت حدی) هر عضو در مدهای خرابی .

1. Probability of Failure
2. Target Reliability Level
3. Failure modes

۵. تعیین متغیرهای تصادفی و پارامترهای یقین اندیشانه در توابع خرابی . غالباً توزیعها و پارامترهای آماری متغیرهای تصادفی و وابستگی بین آنها مشخص می شود .
۶. تخمین قابلیت اعتماد هر مد خرابی .
۷. مقایسه قابلیت اعتماد سازه با قابلیت اعتماد هدف .
۸. ارزیابی نتیجه قابلیت اعتماد بوسیله تحلیل حساسیت^۱ [Sorensen، 2004] .

۱-۴ حالات حدی^۲

چنانچه قابل انتظار است ، اصطلاح " خرابی " معانی مختلفی را به ذهن افراد متبادر می کند . به عنوان مثال می توان گفت : یک ساختمان خراب می شود ، اگر نتواند وظیفه مورد نظر ما را به اجرا برساند . این تعریف دارای ابهام است زیرا ما باید نوع وظیفه سازه را مشخص نماییم . مفهوم " حالت حدی " برای کمک به تعریف خرابی در زمینه تحلیل قابلیت اعتماد سازه ای مورد استفاده قرار می گیرد . یک حالت حدی ، مرز مابین عملکرد مطلوب و نامطلوب سازه است . این مرز اغلب به صورت ریاضی بوسیله یک تابع حالت حدی یا تابع عملکرد نشان داده می شود . به عنوان نمونه ، خرابی سازه پل می تواند به عنوان ناتوانی در حمل ترافیک تعریف شود . این عملکرد نامطلوب می تواند بوسیله مدهای زیادی از خرابی رخ دهد : ترک برداشتن ، خوردگی ، تغییر مکان زیاد ، تجاوز از ظرفیت حمل بار برای برش یا لنگر خمشی و کماتش محلی یا کلی . برخی اعضا ممکن است در حالت شکننده خراب شوند ، در صورتیکه بقیه آنها می توانند به گونه ای شکل پذیر خراب شوند . در روش سنتی ، هر مد خرابی به صورت جداگانه در نظر گرفته شده است و هر مد می تواند با استفاده از مفهوم حالت حدی خود تعریف شود . مدهای خرابی (حالات حدی) به طور کلی به صورت زیر دسته بندی می شوند :

1. Sensitivity Analysis
2. Limit States

۱-۴-۱ حالات حدی نهایی

با ظرفیت تحمل بار ماکزیمم مطابقت دارد که می تواند بطور نمونه به تشکیل مکانیسم در سازه ، پلاستیسیته بیش از اندازه ، گسیختگی ناشی از خستگی و ناپایداری (کمانش) مربوط باشد.

نمونه هایی از مدهای خرابی در این ناحیه عبارتند از :

- تجاوز از ظرفیت لنگر قابل حمل

- تشکیل مفصل پلاستیک

- خرابی برشی جان در تیر فولادی

- کمانش بال

- کمانش جان

- خرد شدن بتن در فشار

- از دست دادن پایداری نهایی

- خرابی جوش

۲-۴-۱ حالات حدی شرطی

اگر یک بخش موضعی از سازه خراب شده باشد ، با ظرفیت تحمل بار مطابقت دارد . خرابی موضعی می تواند تحت بارهای غیرمترقبه یا بوسیله آتش ایجاد گردد . حالات حدی شرطی می تواند به عنوان مثال با تشکیل مکانیسم در سازه و تجاوز از مقاومت مصالح یا ناپایداری (کمانش) مرتبط باشد .

۱-۴-۳ حالات حدی خدمت پذیری

به استفاده معمول از سازه مربوط است. به عنوان نمونه می توان از تغییرشکلهای بیش از اندازه، خرابی موضعی و لرزشهای زیاد نام برد.

۱-۵ عدم قطعیتها در تحلیل قابلیت اعتماد

کمیات پایه ای که رفتار سازه را مشخص می کنند، متغیرهای اساسی نامیده و بشکل $X = (X_1, \dots, X_n)$ نشان داده می شوند. n تعداد متغیرهای اساسی است. بارها، مقاومتها، ابعاد و خصوصیات مصالح، نمونه هایی از این متغیرهای اساسی می باشند. متغیرهای اساسی می توانند وابسته یا مستقل باشند. همچنین، دارای عدم قطعیتهایی هستند که به عدم قطعیت رفتار سازه منجر می شود.

عدم قطعیتهای معرفی شده در بخشهای قبلی، بار روی عضو سازه ای و مقاومت آن بودند. محدوده وسیعتری از عدم قطعیتها از جمله خطاهای ناشی از شرایط محیطی، خطای ساخت و خطای انسانی می توانند مورد توجه قرار گیرند.

شناسایی عدم قطعیتهای سیستمهای پیچیده می تواند دشوار باشد. معمولاً استفاده از یک طرح قاعده مند برای کمک به احتساب همه موقعیتهای عملی بارگذاری مفید است و کلیه ترکیبات محتمل خطا یا نقص را در نظر می گیرد. چنین طرحی "تحلیل رویداد - شاخه"^۱ نامیده می شود [Stewart و Melchers، 1997؛ Henley و Kumamoto، 1981]. بطور نظیر، بسط اصولی تمامی اشکال محتمل خطر "تحلیل سناریوی خطر"^۲ نامیده می شود [Schneider، 1981]. در شکل کلی تر، تکنیکهایی از قبیل "سیال سازی ذهن"^۳ می تواند مورد استفاده قرار گیرد [Osborne، 1957].

1. event-tree
2. hazard scenario
3. brain storming

راههای گوناگونی وجود دارد که بوسیله آنها می توان انواع عدم قطعیتها را طبقه بندی کرد .
عدم قطعیتهای مدل شده بوسیله متغیرهای تصادفی را می توان به دسته های زیر تقسیم کرد :

- عدم قطعیت فیزیکی یا عدم قطعیت ذاتی : مربوط به طبیعت تصادفی کمیتها می باشد ،
مثالی در این زمینه عدم قطعیت در تنش تسلیم ، ناشی از تغییر پذیری در ساخت فولاد
است .
- عدم قطعیت اندازه گیری : این عدم قطعیت از اندازه گیریهای ناصحیح ، بطور نمونه مقدار
هندسی ناشی می شود .
- عدم قطعیت آماری : ناشی از تعداد محدود نمونه های آماری است .
- عدم قطعیت مدل : عدم قطعیت مربوط به دانش ناقص یا ایده آلی ما در تعریف مدل‌های
ریاضی و یا انتخاب نوع توزیعات احتمال برای متغیرهای تصادفی است .

با این عدم قطعیتها در روشهای قابلیت اعتماد که در بخشهای بعدی مورد بررسی قرار
خواهند گرفت ، سروکار خواهیم داشت . نوع دیگری از عدم قطعیتها که در این دسته بندیها لحاظ
نشده ، خطای انسانی است . این نوع خطاها می توانند انحراف یک رخداد یا فرایند از چارچوب
تجربه مهندسی مورد قبول ، تعریف شوند [Sorensen، 2004] .

با وجود عدم قطعیتها ، یافتن ایمنی مطلق برای یک ساختمان به دلایل زیر غیر ممکن
است :

- ۱ . عدم پیشبینی دقیق موارد زیر :

الف - بارهای وارد بر ساختمان در طول عمر آن

ب - مقاومت‌های مواد در حین اجرا

ج - خطاهای انسانی

- ۲ . مدل‌های ایده آل ریاضی برای ساختمان به منظور پیشبینی پاسخ یا رفتار آن

• ۳. محدودیتها در روشهای عددی

۱-۶ سطوح تعیین قابلیت اعتماد

به طور کلی روشهای اندازه گیری قابلیت اعتماد سیستم های سازه ای میتوانند به چهار

گروه زیر تقسیم شوند :

روشهای تراز ۱:

تنها یک مقدار مشخصه از هر پارامتر غیر قطعی (معمولاً میانگین) مورد استفاده قرار می گیرد . در این روشها ، حاشیه ایمنی توسط ضرایب ایمنی مرکزی (نسبت مقاومت به بار) و یا ضرایب ایمنی جزئی (ضرایب بار و مقاومت) تامین می شود . به عنوان مثال ، کدهای مبتنی بر مفهوم ضریب ایمنی جزئی از این دسته اند .

روشهای تراز ۲ :

دو مقدار مشخصه از هر پارامتر غیر قطعی (معمولاً میانگین و واریانس) به اضافه مقدار همبستگی مابین آنها (معمولاً کواریانس) مورد استفاده قرار می گیرند . متغیرهای تصادفی معمولاً دارای توزیع نرمال فرض می شوند . روشهای تعیین شاخص قابلیت اعتماد از این دسته اند .

روشهای تراز ۳ :

روشهایی از تئوری ایمنی که احتمال خرابی را به عنوان یک مقیاس مورد استفاده قرار داده و بنابراین نیازمند توزیع مشترک کلیه پارامترهای غیر قطعی هستند .

روشهای تراز ۴ :

این روشها کلیه شرایط احتمالی را طبق اصول اقتصاد مهندسی در ساخت ، نگهداری ، تعمیر ، پیامدهای خرابی و غیره مورد بررسی قرار می دهند . در این روشها ، پیامدهای (هزینه های) خرابی مورد توجه قرار گرفته و خطر به عنوان معیار قابلیت اعتماد مورد استفاده می گیرد . در این

روشها ، طراحیهای متفاوت می توانند بر اساس مبانی اقتصادی از نظر عدم قطعیت ، هزینه ها و سودمندی مورد مقایسه قرار گیرند . تحقیقات در مورد سازه های با اهمیت بالا با استفاده از این روشها انجام می گیرند .

روشهای تراز ۱ با استفاده از روشهای تراز ۲ ، روشهای تراز ۲ با استفاده از روشهای تراز ۳ و روشهای تراز ۳ با استفاده از روشهای تراز ۴ کالیبره می شوند .

روشهای تراز ۲ و ۳ با استفاده از تکنیکهایی بشرح ذیل می توانند برای تخمین سطح قابلیت اعتماد مورد استفاده قرار گیرند :

۱ . **تکنیکهای شبیه سازی** : نمونه هایی از متغیرهای تصادفی بصورت تصادفی تولید می شود و تعداد نمونه هایی که به خرابی منجر می شود ، برای تخمین احتمال خرابی مورد استفاده قرار می گیرد . تکنیکهای شبیه سازی در روش تولید نمونه ها باهم متفاوتند .

۲ . **تکنیکهای FORM** : در روشهای قابلیت اعتماد مرتبه اول ، تابع حالت حدی (تابع خرابی) خطی شده و قابلیت اعتماد با استفاده از روشهای سطح ۲ و ۳ تخمین زده می شود .

۳ . **تکنیکهای SORM** : در روشهای قابلیت اعتماد مرتبه دوم ، یک تقریب درجه دوم برای تابع خرابی تعیین شده و احتمال خرابی برای سطح خرابی درجه دوم تخمین زده می شود .

۷-۱ مبانی طراحی

طراحی مهندسی شامل دو مرحله است :

- تحلیل سازه ها ، به منظور تعیین پاسخ سازه به بارهای وارده .
- تعیین ظرفیت مقطع ، به منظور بررسی اینکه آیا مصالح تاب تحمل پاسخهای سازه ای را دارند ؛ به طور مثال ، این مورد می تواند شامل مقایسه تنشها (الاستیک) با مقاومت مصالح باشد .

در عمل این دو گام به طور معمول قابل تفکیک نیستند . طرح اولیه بایستی انجام شود تا مشخصات مقطع برای تعیین نیروهای سازه ای و تنشها بدست آید . حال تنشها محاسبه شده و بر اساس آن مشخصات مقطع طراحی می گردد .

تکنیک های طراحی و روش بررسی آنها بشکل پیوسته گسترش یافته است . گسترش تاریخی روشهای طراحی نوین از دهه پنجاه آغاز گشته است و می توان آنرا بصورت زیر خلاصه کرد :

۱۹۵۰- ۱۹۷۰ : گسترش مفاهیم ایمنی سازه ای

۱۹۷۰- ۱۹۸۵ : گسترش تئوری قابلیت اعتماد و روشهای محاسباتی

۱۹۷۵ به بعد : کالیبراسیون ضرایب ایمنی جزئی برپایه قابلیت اعتماد و کاربرد کدهای حالت حدی

۱۹۸۵ به بعد : تحلیل ریسک و قابلیت اعتماد ، برای سازه های موجود

در ابتدا طراحی سازه بر اساس عرف و تجربه انجام می گرفت که بخش اعظم آن متکی بر سعی و خطا بود . با افزایش دانش بشر در ریاضیات و مکانیک ، این امکان مهیا شد که بتوان تاثیرات بارها بر روی سازه را محاسبه و نسبت به رفتار مصالح و اجزای آن از طریق آزمایشات ، شناخت پیدا کرد . به این ترتیب یک روش مدون که تنشهای هر جزء را به حدود از پیش تعیین شده محدود می کرد بسط یافت . علیرغم کاربرد آسان این روش به نام روش تنش مجاز ، مضرات و ایراداتی از جمله منافات با سطوح ایمنی داشت . بر اساس این روش ، طراحی سیستمهای سازه ای طی سالهای متمادی با در نظر گرفتن اینکه همه بارها و مقاومتها یقین اندیشانه هستند انجام می شد . مقاومت یک المان به طریقی تعیین می شد که از آثار بار ، با یک حاشیه معین ، بیشتر باشد . نسبت ما بین این مقاومت و آثار بار به نام ضریب ایمنی مرکزی نامگذاری می شود . این عدد به عنوان مقدار قابلیت اعتماد سازه در نظر گرفته می شد . در کدهای تجربی مرتبط با سیستمهای سازه ای ، مقادیری برای بارها ، مقاومتها و ضرایب ایمنی پیش بینی شده است .

در کدهای جدید ، ضرایب ایمنی جزئی مورد استفاده قرار می گیرند . بر این اساس ، با دانستن مقادیر مشخصه بارها و مقاومتها ، ضرایب ایمنی جزئی جهت اطمینان از اینکه سازه به حد کافی ایمن است ، به آنها اعمال می شوند . ضرایب ایمنی جزئی بر پایه تجربه یا کالیبره شدن کدهای موجود و یا شاخصهای قابلیت اعتماد بدست آمده توسط تکنیکهای احتمالاتی حاصل می شوند .

۱-۷-۱ روشهای طراحی

روشهای طراحی یقین اندیشانه شامل موارد زیر هستند :

- طراحی بوسیله نسبت هندسی
- طراحی ضریب بار
- طراحی تنش مجاز
- طراحی حالت حدی

۸-۱ مروری بر مطالعات انجام گرفته در زمینه ارزیابی قابلیت اعتماد ستونها

مطالعات متعددی در زمینه ارزیابی قابلیت اعتماد ستونها انجام گرفته است . در این بخش برای آشنایی خوانندگان با اینگونه تحقیقات ، تنها شرحی کوتاه از هر کدام ارائه می شود . در فصلهای ۵ و ۶ جزئیات و روشهای کار در پیش گرفته شده در این تحقیقات بررسی شده اند .

Vorlicek و Tichy (1962) نشان دادند که ایمنی ستون به چگونگی تعریف معیار خرابی بستگی دارد و یک مسئله وابسته به مسیر بار است .

Ellingwood (1977) تابع حالت حدی را برای تحلیل قابلیت اعتماد ستونهای بتن آرمه در خروج از مرکزیت ثابت بار ارائه نمود .

Mirza ، Lee و Morgan (1987) و Mirza (1987) ضرایب مقاومت ACI 318-83 در مورد ستونهای لاغر را مورد بررسی قرار دادند و مقداری برای کاربرد اداری طراحی پیشنهاد کردند . این مقدار برای محاسبه تشدید لنگر ستونهای بتن مسلح لاغر به کار می رود .

Floris و Mazzucchelli (1991) قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح کوتاه تحت بارهای متغیر را مورد ارزیابی قرار دادند . بار محوری N و لنگر خمشی M در این تحلیل ، تنشی دویعدی را در مقطع ایجاد می کرد . شبیه سازی مونت کارلو برای حل مسئله در نظر گرفته شد . با استفاده از آنالیز مونت کارلو نمونه های متعددی برای کمترین فاصله نقطه نشاندهنده بار (M و N) از حدود مقاومت مقطع تولید و این فاصله به عنوان میزان قابلیت اعتماد در نظر گرفته شد . بارهای مرده ، باد و برف با توزیع احتمال نرمال بارهای مورد نظر بودند .

Dupart ، Pinglot و Lorrain (1994) قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح را با استفاده از تکنیک شبیه سازی مونت کارلو و با معیار تجاوز از حالت حدی نهایی کمانش ارزیابی کردند . مدل مکانیکی در نظر گرفته شده ، آنالیز مرتبه دوم و رفتار غیر خطی مصالح را لحاظ می کرد .

Li و Melchers (1995) تکنیکی را برای محاسبه احتمال خرابی متغیر با زمان ستونهای بتن مسلح تحت اثر لنگر خمشی و بار محوری ، در صورتیکه بارهای اعمال شده ثابت یا غیر ثابت باشند ارائه کردند . فرمولاسیون نرخ پیوند در این محاسبات بکار گرفته شد . سطح حالت حدی سازه غیر خطی در نظر گرفته شد . تکنیک ارائه شده روشی ساده و مناسب برای کنترل قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح است . این روش از استفاده از انتگرال گیری چند بعدی در محاسبات نرخ پیوند جلوگیری می کند ؛ این امر با خطی سازی قطعه ای سطح حالت حدی و استفاده از متغیرهای نرمال امکان پذیر شد .

Mirza (1996) تحقیقی در این زمینه در دانشگاه Lakehead انجام داد و نتایج مربوط به طراحی احتمال اندیشانه ستونهای بتن مسلح را در قالب مقاله ای ارائه کرد . وی بر پایه تغییرات

مقاومت بتن ، تنش فولاد تسلیح و مشخصات هندسی مقطع ، تغییرات مقاومت ستونهای بتن مسلح را تخمین زد . این داده ها به علاوه مشخصات آماری بارها در تحلیل احتمالاتی مرتبه اول - لنگر دوم برای محاسبه ضرایب مقاومت مورد استفاده قرار گرفتند . دو مجموعه از ضرایب در این مقاله بررسی شدند : (الف) ضرایب مقاومت بر طبق ضرایب بار ACI که در بخش 9.2 آئین نامه ACI 318-95 مشخص شده اند (ب) ضرایب مقاومت بر طبق ضمیمه C آئین نامه ASCE 7-88(ANSI A58) . او بدین وسیله مقایسه ای بین دو مجموعه از ضرایب بار و مقاومت که بخشی از معیارهای ایمنی آئین نامه ACI 318 هستند انجام داد .

Iwaki و Spacone ، Yutaka ، Frangopol (1996) تحقیقی بر روی قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح انجام دادند . برای ستونهای کوتاه ، مدل رشته ای به منظور تولید سطوح خرابی و تعیین تنش و کرنش رشته های فولاد و بتن تحت بارگذاری جداگانه و متناسب (e ثابت) توسط آنها مورد استفاده قرار گرفت . دو معیار خرابی ، یکی بر پایه مجموعه نقاط بار حداکثر و دیگری بر پایه کرنشهای حداکثر از پیش تعیین شده بتن استفاده شدند . برای ستونهای لاغر ، سطوح خرابی با استفاده از روشی که توسط Bazant (1991) مطرح شده بود مشخص شدند . تخمین قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح کوتاه و لاغر تحت بارهای تصادفی بوسیله آنالیز مونت کارلو انجام شد . در این فضا ، منحنیهای با قابلیت اعتماد یکسان برای ستونها با ابعاد یقین اندیشانه و غیر یقین اندیشانه تحت مسیرهای بار و ضرایب همبستگی مختلف ترسیم شدند . آنها نشان دادند که این عوامل تاثیرات قابل توجهی بر قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح دارند .

Frangopol و Diniz (1997) نیازمندیهای اساسی برای تحلیل قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح HSC را در قالب مقاله ای ارائه کردند . معیار خرابی و روشی برای محاسبه تاثیرات بار روی ستونهای لاغر یافته شد و توصیف احتمالاتی بار و مقاومت مورد بررسی قرار گرفت .

Tabsh (1997) سطح ایمنی اعضای بتن مسلح طراحی شده بر مبنای آئین نامه ACI 318-95 با استفاده از ضرایب کاهش مقاومت و ترکیبات بار فصل ۹ و ضمیمه C این آئین نامه را بررسی نمود. ایمنی با استفاده از شاخص قابلیت اعتماد ارزیابی شد، زیرا بار و مقاومت متغیرهای تصادفی در نظر گرفته شدند. حالات حدی مقاومت در این مطالعه شامل خمش، برش و ترکیب بار محوری و لنگر خمشی بودند. برای ستونها تحت بار محوری و لنگر خمشی، خرابی کششی و برشی مورد توجه قرار گرفت. متغیرهای بار در حالات حدی این تحقیق شامل بار مرده، زنده و باد بودند. نتایج این تحقیق نشان می دهد که طراحیهای انجام گرفته بر پایه ضمیمه C دارای ایمنی با یکنواختی بیشتری نسبت به طراحیهای انجام گرفته بر پایه فصل ۹ هستند. به علاوه ایمنی سازه ای طراحیها بر مبنای ضمیمه C با طراحیها بر مبنای فصل ۹ همخوانی دارد و اغلب اندکی بیشتر است.

Diniz و Frangopol (1998) قابلیت اعتماد ستونهای کوتاه و لاغر HSC را با استفاده از روش تحلیلی دو گانه مورد بررسی قرار دادند. این روش شبیه سازی مونت کارلو را با روش تعیین قابلیت اعتماد مرتبه اول ترکیب می کند. قابلیت اعتماد ۴۸ ستون تعیین شدند. تاثیر مقاومت فشاری بتن، مقدار فولاد دورگیر، مقدار فولاد طولی، لاغری و نسبت بار زنده به مرده آزموده شدند. نمونه های محاسباتی نشان دادند که قابلیت اعتماد ستونهای کوتاه HSC از ستونهای بتنی با مقاومت عادی کمتر است. مقادیر بیشتر فولاد طولی تاثیر سودمندی بر قابلیت اعتماد ستونها به ویژه در مورد ستونهای لاغر داشت. به علاوه، در خروج از مرکزیتهای کوچک، قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح HSC لاغر بالاتر از ستونهای کوتاه مشابه بود. در نهایت نشان داده شد که برای خروج از مرکزیتهای زیاد، سطوح قابلیت اعتماد بسیار کمی می تواند برای ترکیب مقاومت فشاری بتن بالا، مقدار کمینه فولاد طولی و نسبت لاغری بالا نتیجه شود.

Attard و Stewart (1999) قابلیت اعتماد ستونهای کوتاه بتن مسلح HSC و NSC را بر طبق مدل‌های طراحی بلوک تنش مستطیلی محاسبه نمودند. آنها نتیجه گرفتند که قابلیت اعتماد ستونهای کوتاه بتن مسلح HSC و NSC طراحی شده بر پایه آئین نامه ACI 318-95 نسبتاً یکسانند. Zhou (2000) روشهایی را برای تحلیل قابلیت اعتماد وابسته به زمان و مستقل از زمان ستونهای بتن مسلح با در نظر گرفتن همبستگی بین بار محوری و لنگر خمشی یا عدم قطعیت در خروج از مرکزیت بار ارائه کرد. وی مقایسه ای بین قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح کوتاه و لاغر طراحی شده بر مبنای آئین نامه CSA A23.3-94 انجام داد و نشان داد که تمهیدات طراحی این آئین نامه برای ستونهای لاغر مناسب نیست و بایستی کدهای طراحی این بخش بازبینی شوند. Frangopol و Spacone، Milner (2001). تاثیرات مسیر و همبستگی بارها را بررسی کردند. توابع حالت حدی بر پایه مقاومت مقطع و بر پایه رشته ها مورد استفاده قرار گرفتند.

۹-۱ مروری بر مطالب پایان نامه

اصولاً مفهوم قابلیت اعتماد با آنچه معمولاً تصور می شود تفاوتی دارد. این مسئله به نوع نگاه شخص و کارکردی که برای سازه متصور است بر می گردد. در فصل اول که از نظر گذشت تلاش شد تا با استناد به تعاریف مراجع مختلف، تعریفی قابل قبول از مفاهیمی مانند قابلیت اعتماد و ایمنی نتیجه شود. در ادامه به بررسی حالات حدی و تعیین حدود مرزی مابین عملکرد مطلوب و نامطلوب سازه ها پرداخته شد. انواع عدم قطعیت‌های موجود در زمینه تحلیل قابلیت اعتماد مورد بررسی قرار گرفت. ترازها و تکنیکهای متداول تحلیل قابلیت اعتماد به اختصار معرفی شدند و در خاتمه، فلسفه موجود در کدهای طراحی گذشته و سیر تکاملی آن بررسی شد.

در فصل ۲ روشهای گوناگون تحلیل قابلیت اعتماد سازه ها به شکل مبسوط تشریح شده است. این روشها که بیشتر آنها در فصلهای پایانی مورد استفاده قرار گرفته اند، تکنیکهای متداول

تحلیل قابلیت اعتماد هستند . تلاش شده است دلایل استفاده و یا عدم استفاده از آنها برای تعیین قابلیت اعتماد ستونها شرح داده شود .

توصیف آماری عدم قطعیت‌های موجود در اعضای بتن مسلح ، موضوع فصل سوم را به خود اختصاص داده است . این توصیفات که شامل میانگین و انحراف معیار یا ضریب پراکندگی هر متغیر به علاوه نوع تابع توزیع احتمال آن است ، با استفاده از آزمایشات و نمونه های جمع آوری شده در مراجع مختلف داخلی و خارجی گردآوری شده است .

در فصل ۴ روابط طراحی ستونهای بتن مسلح بر اساس آئین نامه های آبا و ACI مورد توجه قرار گرفته است . در این فصل فرمولهای طراحی و ضریب مدلسازی خطای آنها توصیف شده است تا در فصول بعدی بتوان تفسیر لازم بر روی نتایج شاخصهای قابلیت اعتماد بدست آمده توسط هر آئین نامه را انجام داد .

فصل ۵ به تعیین شاخص قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح در خروج از مرکزیت ثابت یا همبستگی کامل بین بار محوری و لنگر خمشی اختصاص یافته است . از آنجا که در ایران در این مورد تحقیقی انجام نشده است ، تلاش شد تا به شکلی مبسوط کلیه مباحث مربوطه از جمله چگونگی توزیع متغیر مقاومت و توصیف آماری آن با استفاده از نتایج فصل ۳ برای تمامی شرایط ایران و آمریکا (ACI) گرد آوری شود . شاخص قابلیت اعتماد ستونهای بتن آرمه به روشهای گوناگون تعیین و نتایج حاصل از آنها با هم مقایسه شد . آنالیز حساسیت با بررسی اثر تغییرات پارامترهای مورد نظر بر روی شاخص قابلیت اعتماد انجام گرفت . شاخص قابلیت اعتماد ستونها در شرایط کارگاهی ایران و همچنین تحت ترکیبات بار شامل بار باد تعیین شد .

در فصل ۶ به بررسی حالت کلی همبستگی در مورد تعیین قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح پرداخته شده است . در این راستا برای ضرایب همبستگی گوناگون بین بار محوری و لنگر خمشی ، با استفاده از روش مونت کارلو قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح تعیین شده است .

روشهای تعیین

شاخص قابلیت اعتماد

فصل

۲

۱-۲ مقدمه

مفهوم قابلیت اعتماد در زمینه های متعدد و با روشهای مختلف تفسیر شده است . عمومی ترین تعریف قابل قبول از قابلیت اعتماد ، بیانگر احتمال انجام وظیفه موردنظر توسط یک آیتم در طول یک دوره زمانی مشخص و تحت شرایط کارکرد بوجود آمده می باشد . تعریف فوق بر چهار اصل مهم زیر تاکید دارد:

الف: احتمالات

ب: وظیفه در نظر گرفته شده

ج: زمان

د: شرایط کارکرد^۱

در فصل ۱ اشاره شد که قابلیت اعتماد مقوله ای احتمالاتی است . وظیفه موردنظر ، مشخص می کند که قابلیت اعتماد ، یک مشخصه اجرایی و عملکردی دارد . یک سازه قابل اعتماد باید وظیفه خاص یا وظیفه مطلوبی که برای آن طراحی شده است را به انجام رساند ، مانند ایمنی در مقابل برش ، خمش ، پیچش و غیره . قابلیت اعتماد همیشه به زمان بستگی دارد . در مورد یک سازه ، زمان به عمر مفید آن مربوط می شود . در طول این عمر ، سازه باید وظایف تعیین شده را به نحو مطلوب انجام دهد . آخرین نکته ؛ شرایط کارکرد است . شرایط کارکرد در مورد یک سازه ، آثار بار یا تنشهایی است که در آن ایجاد می شود . این شرایط ممکن است در اثر بار ، درجه حرارت ،

ضربه ، ارتعاشات ، خوردگی و غیره ایجاد شود . میزان قابلیت اعتماد همچنین بسته به کنترل کیفیت ، مهارت ، روش ساخت و غیره تغییر می کند .

در فصل پیش مبانی تئوریک قابلیت اعتماد سازه ها شرح داده شد . در این فصل ، روشهای عملی تحلیل قابلیت اعتماد سازه ها مطرح شده اند . از این روشها می توان به منظور ارزیابی قابلیت اعتماد سازه های موجود استفاده نمود .

۲-۲ حالت بنیادی

همانطور که اشاره شد ، قابلیت اعتماد به عنوان احتمالی تعریف شده است که در آن یک سازه به هیچیک از حدود مشخص شده (معیار خمش یا برش یا پیچش یا تغییر شکل) طی دوره مبنای مشخص شده (عمر مفید ساختمان) نرسد . قابلیت اعتماد R_0 بر حسب احتمال خرابی P_f ، بصورت رابطه زیر تعریف می شود [Ranganathan, 1990] :

$$R_0 = 1 - P_f \quad (1-2)$$

یک سازه ساده تک عضوی در نظر گرفته می شود . اگر R ، مقاومت (ظرفیت) سازه و S عامل (بار یا اثر بار ، یعنی لنگر خمشی ، نیروی برشی و غیره) وارده بر سازه باشد ؛ سازه خراب می شود ، اگر مقاومت آن کمتر از بار وارده باشد . در اینصورت :

$$P_f = p(R < S) = p(R - S < 0) \quad (2-2)$$

$$P_f = p\left(\frac{R}{S} < 1\right) \quad (3-2)$$

که در آن P_f احتمال خرابی سازه است . اگر $f_R(r)$ تابع چگالی احتمال R و اگر S یقین اندیشانه فرض شده باشد ، قسمت هاشور خورده در شکل (۱-۲) احتمال خرابی را بدست می دهد و چنین بیان می شود :

وقتی S مقدار s را می گیرد ، قابلیت اعتماد حاصلضرب این دو احتمال می باشد یعنی :

$$dR_0 = f_s(s) ds \int_s^{\infty} f_R(r) dr \quad (7-2)$$

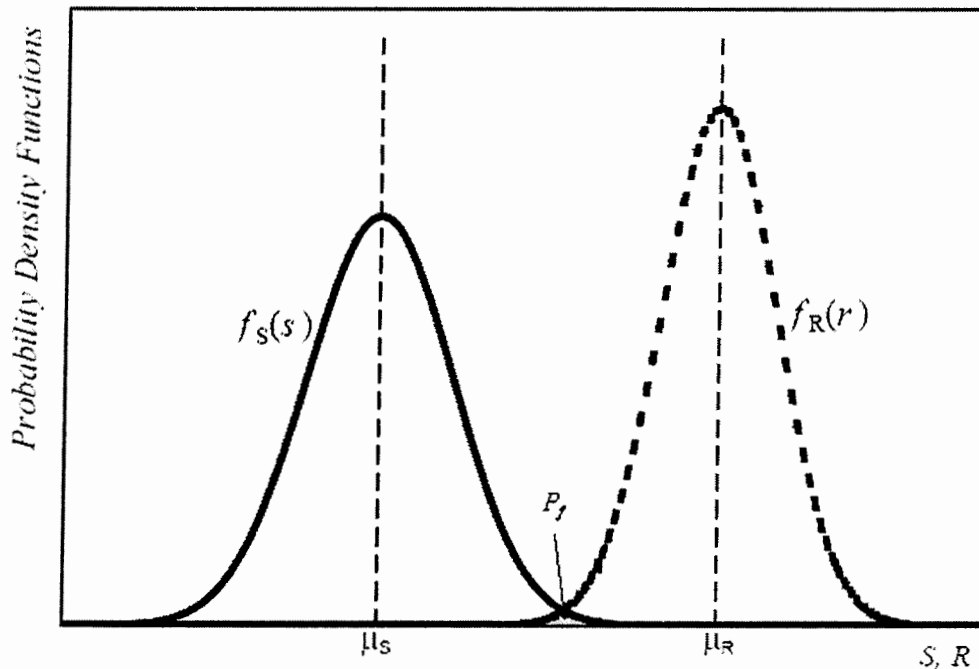
قابلیت اعتماد سازه ، R_0 ، عبارت است از احتمال R که بزرگتر از تمامی مقادیر ممکن S

باشد :

$$R_0 = \int dR_0 = \int_{-\infty}^{+\infty} f_s(s) \left[\int_s^{\infty} f_R(r) dr \right] ds \quad -\infty \leq s \leq \infty \quad (8-2)$$

بنابراین احتمال خرابی عبارت است از:

$$P_f = 1 - R_0 = 1 - \int_{-\infty}^{\infty} f_s(s) [1 - F_R(s)] ds = \int_{-\infty}^{\infty} f_s(s) F_R(s) ds \quad (9-2)$$



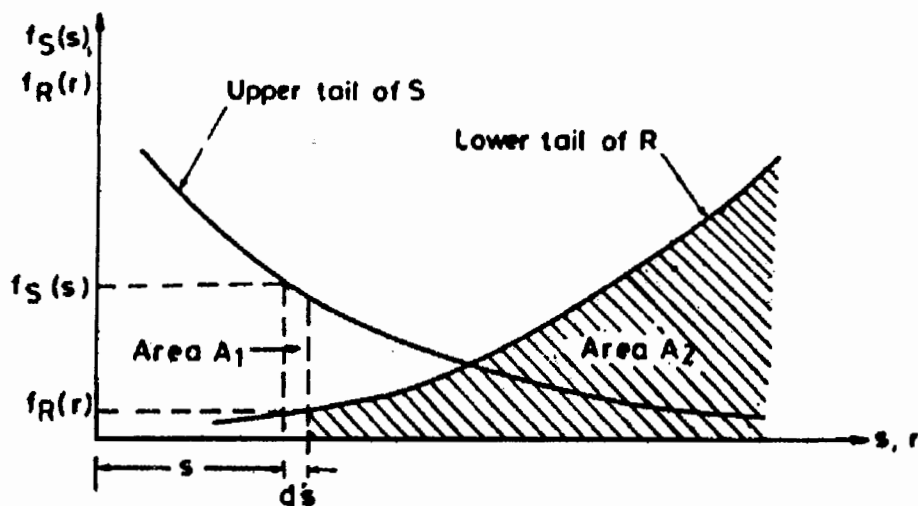
شکل ۲-۲ احتمال خرابی برای پراکندگی تصادفی S و R

قابلیت اعتماد را می توان با در نظر گرفتن اینکه بارهای وارد بر سازه در مقداری کمتر از مقدار مقاومت تعیین شده باقی بمانند نیز بدست آورد . به دنبال همان روش که در بالا آمد ، P_f, R_0 می توانند توسط روابط زیر بیان شوند :

$$R_0 = \int_{-\infty}^{\infty} f_R(r) \left[\int_{-\infty}^r f_S(s) ds \right] dr \quad (10-2)$$

$$P_f = 1 - \int_{-\infty}^{\infty} f_R(r) F_S(r) dr \quad (11-2)$$

این انتگرالها بایستی با استفاده از روشهای عددی محاسبه شوند . جز برای چند حالت خاص ، راه حلهای بسته قابل استفاده نمی باشند . این حالتها خاص برای ارزیابی احتمال خرابی وقتی R و S هر دو نرمال یا لگ نرمال باشند به کار می روند [1990، Ranganathan] .



شکل ۳-۲ تعیین قابلیت اعتماد [1990، Ranganathan]

۳-۲ متغیرهای اصلی سطح خرابی

در هر مسئله مهندسی ، تعدادی متغیر تصادفی بکار گرفته می شوند . در مسائل مهندسی سازه ، پارامترهای هندسی مقاطع (متغیرهای ابعادی) ، خواص فیزیکی مصالح (مقاومت مکعب بتن

، مقاومت تسلیم فولاد ، مدول یانگ بتن و فولاد و غیره) و بارها (بار زنده روی کفها ، باد و غیره) که روی ساختمانها وارد می شوند ، متغیرهای تصادفی می باشند . اگر ضریب پراکندگی متغیرها خیلی کوچک باشد (تغییرات ابعادی در بسیاری حالات) ، ممکن است از تغییرات صرفنظر نموده و متغیر ، یقین اندیشانه در نظر گرفته شود . بنابر این در هر مسئله مهندسی ، پارامترهایی که باید به عنوان متغیرهای تصادفی محسوب شوند ، شناسایی و با عنوان متغیرهای اصلی خوانده می شوند . اگر این متغیرهای اصلی با X_1, X_2, \dots, X_n نشان داده شوند ، معادله هر حالت حدی خاص (وضعیت خرابی) وابسته به این متغیرهای اصلی است . اگر این تابع چنین تعریف شود :

$$g(X_1, X_2, \dots, X_n) \quad (2-12)$$

به نام تابع خرابی نامیده می شود . این تابع متناظر با بیان حاشیه ایمنی M می باشد :

$$M = R - S \quad (2-13)$$

مقاومت R و عامل S می توانند بر حسب متغیرهای اصلی X_1, X_2, \dots, X_n بیان شوند . بنابراین :

$$M = g(X_1, X_2, \dots, X_n) \quad (2-14)$$

وقتی تابع خرابی مساوی صفر قرار داده شود :

$$g(X_1, X_2, \dots, X_n) = 0 \quad (2-15)$$

معادله سطح خرابی (سطح حالت حدی) حاصل می شود .

برای استفاده از روشهای FORM ، SORM و شبیه سازی که متعاقباً شرح داده می شوند نیاز است مشخص شود که سازه در ناحیه ایمن یا خرابی واقع است . بنابراین ، فضای متغیرهای اصلی به دو ناحیه ایمن w_s و ناحیه خرابی w_f تقسیم می شود . این دو ناحیه همانگونه که در شکل (2-4) مشاهده می شود ، بوسیله سطح خرابی (سطح حالت حدی) از هم جدا شده اند .

ایمنی با مشخص کردن یک مقدار کوچک برای احتمال رسیدن به یک سطح حدی مشخص تضمین می شود . مقدار مقرر شده ، به قابلیت استفاده نتایج رسیدن به سطح حدی مشخص بستگی

فصل دوم ----- روشهای تعیین شاخص قابلیت اعتماد

دارد . اگر $f_X(X)$ تابع چگالی احتمال متغیرهای همبسته X_1, X_2, \dots, X_n باشد ، احتمال خرابی (احتمال رسیدن به سطح حدی) برابر است با :

$$P_f = \int \int_{g < 0} \dots \int f_X(X) dX \quad (16-2)$$

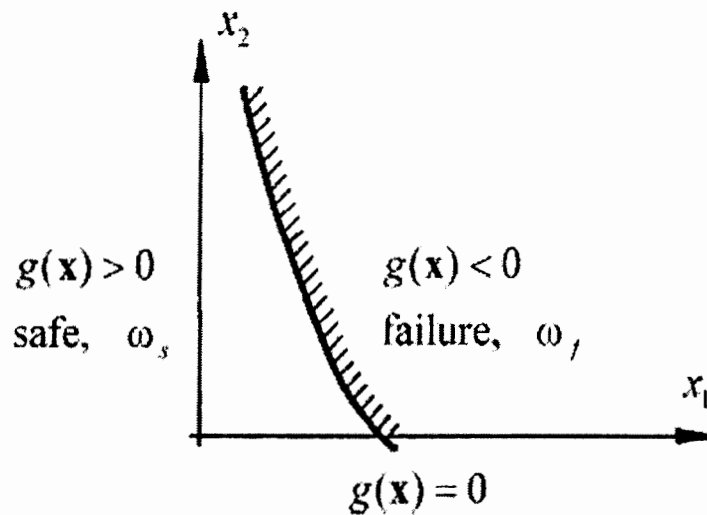
که در آن :

$$X = (X_1, X_2, X_3, \dots, X_n)$$

$$x = (x_1, x_2, x_3, \dots, x_n)$$

$$dX = (dX_1, dX_2, dX_3, \dots, dX_n)$$

انتگرال چندگانه بایستی روی ناحیه $g < 0$ ارزیابی شود .



شکل ۴-۲ سطح حالت حدی

مشخصه های آماری (میانگین و واریانس) متغیرهای همبسته بدین صورت هستند :

$$\mu_i = E[X_i] \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (17-2)$$

$$C_{ij} = Cov[X_i, X_j] \quad i, j = 1, 2, \dots, n \quad (18-2)$$

انحراف معیار X_i با σ_i و واریانس X_i با $\sigma_i^2 = C_{ii}$ مشخص می شود . ضریب همبستگی مابین

X_i و X_j بدین گونه تعریف می شود :

$$\rho_{ij} = \frac{C_{ij}}{\sigma_i \sigma_j} \quad i, j = 1, \dots, n \quad (19-2)$$

بدیهی است $-1 \leq \rho_{ij} \leq 1$ [2004, Sorensen].

احتمال خرابی، مبنایی برای تعیین قابلیت اعتماد سازه است. تمام عدم قطعیتها در قانون احتمال مشترک همه متغیرهای آماری (در حالت بنیادی R و S) باید معلوم باشند. در عمل این قوانین احتمال بدلیل عدم وجود اطلاعات کافی به ندرت دقیقاً معلوم هستند. در مواردی، مشخصه های آماری هر کدام از متغیرهای اصلی مشخص نیست و پیدا کردن آن نیز ممکن است دشوار باشد. معمولاً بدست آوردن توزیع مشترک تمام متغیرهای اصلی در یک حوزه واقعی غیر ممکن می باشد. در برخی حالات تنها ممانهای مرتبه اول و دوم (به عنوان نمونه، میانگین و واریانس) می توانند با اطمینان زیادی تعیین شوند. اگر تابع خرابی به مقدار زیادی غیر خطی باشد، ارزیابی عددی انتگرال رابطه ای نظیر رابطه (2-16) حتی با معلوم بودن توزیعات حاشیه ای متغیرها، ممکن است دشوار و غیر عملی باشد. اینگونه مشکلات موجب ارائه روشهای تقریبی برای محاسبه قابلیت اعتماد سازه ای شده است که در ادامه برخی از آنها بررسی شده اند.

۴-۲ روشهای مرتبه اول - لنگر دوم^۱

۱-۴-۲ شاخص قابلیت اعتماد^۲

دشواریهای ذکر شده در بالا موجب توسعه روشهای تقریبی تحلیل قابلیت اعتماد مرتبه اول - لنگر دوم گردید. در این روشها، متغیرهای تصادفی تنها به وسیله دو ممان ابتدایی آنها توصیف می شوند و تابع حالت حدی برای محاسبه شاخص قابلیت اعتماد، خطی سازی می شود. در ارزیابی لنگرهای اول و دوم تابع خرابی (میانگین و واریانس M که یک تابع غیر خطی از متغیرهای اصلی

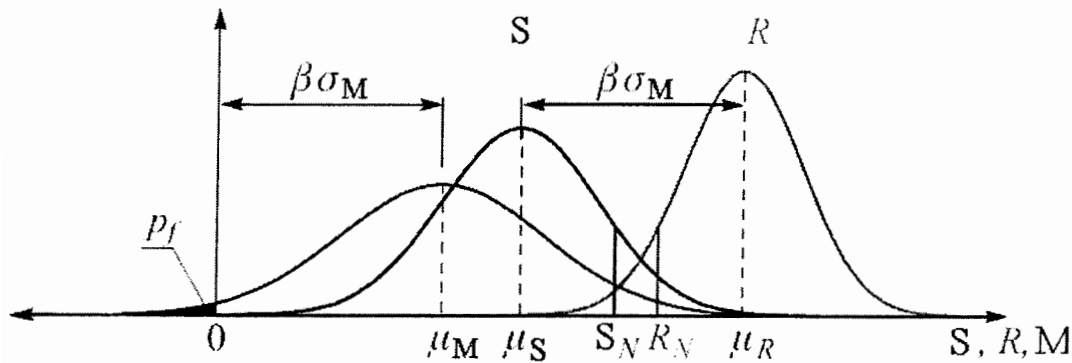
1. First-Order Second-Moment Methods
2. Reliability index

است) ، تقریب مرتبه اول بکار می رود . در حالتی که تابع خرابی غیر خطی باشد ، از بسط سری تیلور برای خطی کردن آن استفاده می شود [1990, Ranganathan] .

به تابع حاشیه حدی و معادله سطح خرابی برای متغیرهای اصلی S , R در بخش پیش اشاره شد . کرنل در سال 1969 ، با فرض pdf نرمال برای تابع حالت حدی ، شاخص قابلیت اعتماد یا شاخص ایمنی را بصورت زیر تعریف کرد :

$$\beta = \frac{\mu_M}{\sigma_M} \quad (20-2)$$

که در آن μ_M و σ_M میانگین و انحراف معیار M می باشند . β ، معکوس ضریب پراکندگی M است . β همان گونه که در شکل (2-5) نشان داده شده است ، فاصله از مبدا ($M=0$) تا میانگین حاشیه حدی ($\mu_M = 0$) به ازای واحد انحراف معیار است .



شکل 2-5 شاخص قابلیت اعتماد β

برای چنین حالتی ، β با احتمال اینکه M کمتر از صفر باشد متناظر است ؛ اگر :

$$\mu_M = \beta \sigma_M \geq 0 \quad (21-2)$$

قابلیت اعتماد در عبارات شاخص ایمنی ، حداقل برابر با β است .

وقتی S , R هر دو نرمال و مستقل باشند خواهیم داشت :

$$\beta = \frac{\mu_R - \mu_S}{\sqrt{\sigma_R^2 + \sigma_S^2}} \quad (22-2)$$

وقتی S , R هر دو لگ نرمال و مستقل باشند خواهیم داشت :

$$\left(\frac{R}{S}\right) < 1 \quad \ln\left(\frac{R}{S}\right) < 0$$

معادله سطح خرابی عبارتست از:

$$M = \ln\left(\frac{R}{S}\right) \quad (23-2)$$

به ازای مقادیر کوچک واریانس نتیجه می شود :

$$\beta = \frac{\ln\left(\frac{\mu_R}{\mu_S}\right)}{\sqrt{\delta_R^2 + \delta_S^2}} \quad (24-2)$$

که δ_S, δ_R ضرایب پراکندگی مقاومت و اثر بار هستند .

۲-۴-۲ روش مقدار میانگین^۱

۱-۲-۴-۲ توابع حالت حدی خطی^۲

اگر حاشیه ایمنی یک تابع خطی از متغیرهای اصلی باشد و متغیرهای اصلی دارای توزیع

نرمال باشند ، آنگاه حاشیه ایمنی M نیز دارای توزیع نرمال خواهد بود .

برای حاشیه ایمنی ، یک تابع خطی به شکل زیر در نظر گرفته می شود :

$$M = b_0 + b_1 X_1 + b_2 X_2 + \dots + b_n X_n \quad (25-2)$$

مقادیر میانگین و واریانس این تابع عبارتند از :

$$\mu_M = b_0 + \sum_{i=1}^n b_i \mu_i \quad (26-2)$$

1. Median Value Method
2. Linear limit state functions

و

$$\sigma_M^2 = \sum_{i=1}^n b_i^2 \sigma_i^2 + 2 \sum_{j=i+1}^n \rho_{ij} b_i b_j \sigma_i \sigma_j \quad (27-2)$$

در عبارات فوق b_0 و b_i مقادیر ثابت، ρ_{ij} ضریب همبستگی بین X_i و X_j ، $\mu_i = \mu_{X_i}$ و $\sigma_i = \sigma_{X_i}$ است. برای هر ترکیب خطی متغیرهایی با توزیع نرمال، β را می توان با استفاده از رابطه (20-2) بدست آورد. احتمال خرابی مطابق روابط زیر به شاخص قابلیت اعتماد بستگی می یابد:

$$P_f = \Phi(-\beta) \quad (28-2)$$

$$\beta = -\Phi^{-1}(P_f) \quad (29-2)$$

که در این روابط Φ تابع توزیع تجمعی متغیر نرمال استاندارد می باشد.

۲-۲-۴-۲ توابع حالت حدی غیر خطی^۱

فرض تابع حالت حدی خطی، ممکن است در غالب اوقات حقیقت نداشته باشد. اگر تابع M غیر خطی باشد، جوابها را می توان بوسیله خطی کردن تابع به کمک بسط سری تیلور بدست آورد. اگر:

$$M = g(X_1, X_2, \dots, X_n) \quad (30-2)$$

بااستفاده از بسط سری تیلور حول نقطه:

$$X^* = (X_1^*, X_2^*, \dots, X_n^*)$$

داریم:

$$M = g(X_1^*, X_2^*, \dots, X_n^*) + \sum_{i=1}^n \left(\frac{\partial g}{\partial X_i}\right)_{X^*} (X_i - X_i^*) + \sum_{i=1}^n \left(\frac{\partial^2 g}{\partial X_i^2}\right)_{X^*} \frac{(X_i - X_i^*)^2}{2} + \dots \quad (31-2)$$

با حفظ جملات خطی، داریم:

$$M = g(X_1^*, X_2^*, \dots, X_n^*) + \sum_{i=1}^n \left(\frac{\partial g}{\partial X_i} \right)_{X_i^*} (X_i - X_i^*) \quad (32-2)$$

اگر تابع حاشیه حدی فوق در نقطه $X_i^* = \mu_{X_i} = \mu_i$ بسط داده شود، روش مورد استفاده

روش بسط حول مقدار میانگین خواهد بود. با توجه به دانسته های آماری بدست خواهد آمد:

$$\mu_M = g(\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_n) + 0 \quad (33-2)$$

با توجه به اینکه واریانس μ_M برابر صفر است، واریانس M برای متغیرهای غیر همبسته

برابر می شود با:

$$\sigma_M^2 = Var[g(X)] \approx \sum_{i=1}^n \left[\frac{\partial g}{\partial X_i} \right]_{\mu}^2 (\sigma_i)^2 \quad (34-2)$$

مقادیر σ_M و μ_M که بر اساس روابط فوق بدست می آیند با تقریب از مرتبه یک محسوب

می شوند. در روشهای تراز ۲، توابع غیرخطی حاشیه ایمنی تنها با حفظ جملات خطی در بسط

سری تیلور خطی می شوند. بنابراین مقادیر با تقریب مرتبه اول حاصل می شوند. دقت مقادیر μ_M

و σ_M بدست آمده از معادلات (33-2) و (34-2) بستگی به اثر صرفنظر کردن از جملات مرتبه

بالتر در بسط سری تیلور و بزرگی ضریب تغییرات X_i دارد. معادلات ذکر شده وقتی دقیق هستند

که تابع حاشیه حدی خطی و متغیرهای اصلی غیر همبسته باشند. اگر متغیرهای X_i همبسته

باشند، تقریب مرتبه اول برای σ_M (واریانس M) عبارت زیر را نتیجه می دهد:

$$\sigma_M^2 = Var[g(X)] = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \left(\frac{\partial g}{\partial X_i} \right)_{\mu} \left(\frac{\partial g}{\partial X_j} \right)_{\mu} Cov(X_i, X_j) \quad (35-2)$$

۲-۲-۴-۲ مزیت‌های روش مقدار میانگین

مزیت‌های اصلی این روش عبارتند از:

۱. استفاده از آن ساده است.

۲. نیازی به دانستن توزیع متغیرهای تصادفی نیست .

۴-۲-۴-۲ معایب روش مقدار میانگین

این روش دارای دو اشکال اساسی است :

۱. تابع $g(\cdot)$ در مقدار میانگین متغیرهای اصلی خطی شده است . وقتی g غیرخطی باشد ، با افزایش فاصله از نقطه خطی کردن ، بخاطر صرفنظر کردن از جملات مرتبه بالاتر در بسط سری تیلور خطاهای قابل توجهی ممکن است ایجاد شود . در بیشتر مسائل مهندسی سازه ، نقطه میانگین در حقیقت در فاصله ای از سطح خرابی $g(\cdot)=0$ قرار دارد . بنابراین ممکن است خطاهای غیرقابل قبولی در تقریب زدن تابع حالت حدی با استفاده از بسط سری تیلور پدید آید .

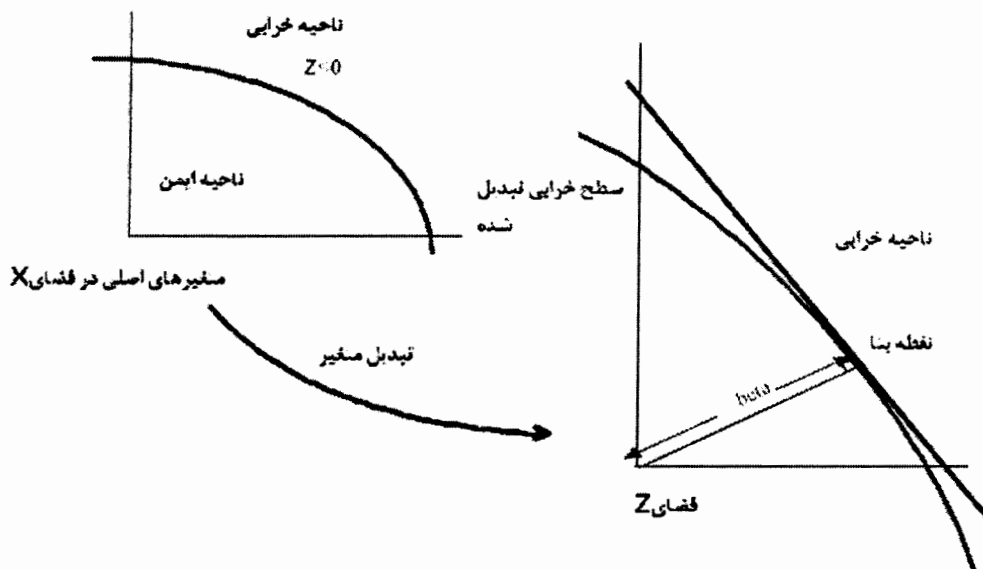
۲. وقتی فرمولبندیهای هم ارز مختلف برای توصیف تابع خرابی یک مسئله به کار می روند شاخص قابلیت اعتماد تغییر می کند . به عبارت دیگر ، روشهای مقدار میانگین به ازای فرمول بندیهای معادل مختلف مسئله نتایج یکسانی ندارند . این نتایج گوناگون به دلیل بسط خطی حول نقطه میانگین حاصل می شود . از خطی کردن $g(\cdot)$ در بعضی نقاط روی صفحه خرابی اجتناب شده است . این بدین سبب می باشد که $g(\cdot)$ و مشتقهای جزئی آن فقط روی صفحه خرابی $g(\cdot)=0$ مستقل از چگونه فرموله شدن مسئله می باشند .

همچنین به این نکته که برای توابع توزیعی که نمی توانند بوسیله توزیع نرمال تقریب زده شوند نتایج از دقت کافی برخوردار نیستند نیز می توان به عنوان اشکال سوم اشاره کرد . برای سنجش دقت روش مقدار میانگین ، می توان نتایج بدست آمده از این روش را با نتایج بدست آمده از روشهای دقیقتر مقایسه کرد . این کار در فصل ۵ انجام گرفته است .

۳-۴-۲ روش هاسوفر و لیند^۱

۱-۳-۴-۲ متغیرهای کاهش یافته^۲

در تحلیل قابلیت اعتماد مناسب است همه متغیرهای تصادفی به "فرم استاندارد" آنها که به شکل بی بعد هستند تبدیل شوند. نمونه ای از این تبدیل را می توان در شکل (۶-۲) برای تابع حالت حدی غیر خطی ملاحظه نمود.



شکل ۶-۲ تبدیل متغیرها به متغیرهای کاهش یافته

برای متغیرهای اساسی R و S، شکلهای استاندارد می توانند بدین صورت نشان داده شوند:

$$Z_R = \frac{R - \mu_R}{\sigma_R} \quad (۳۶-۲)$$

$$Z_S = \frac{S - \mu_S}{\sigma_S} \quad (۳۷-۲)$$

متغیرهای Z_S و Z_R ، "متغیرهای کاهش یافته" نیز نامیده می شوند. با مرتب سازی مجدد،

برای مقاومت R و بار S برحسب متغیرهای کاهش یافته داریم:

1. Hasofer and Lind
2. Reduced variables

فصل دوم ----- روشهای تعیین شاخص قابلیت اعتماد

$$R = \mu_R + Z_R \sigma_R \quad (38-2)$$

$$S = \mu_S + Z_S \sigma_S \quad (39-2)$$

فرم تازه تابع حالت حدی نیز این گونه خواهد شد :

$$g(Z_R, Z_S) = \mu_R + Z_R \sigma_R - \mu_S - Z_S \sigma_S = (\mu_R - \mu_S) + Z_R \sigma_R - Z_S \sigma_S \quad (40-2)$$

برای هر مقدار مشخص $g(Z_R, Z_S)$ ، این معادله یک خط مستقیم را در فضای متغیرهای

کاهش یافته Z_R و Z_S نشان می دهد . در تحلیل قابلیت اعتماد ، خط مورد نظر با

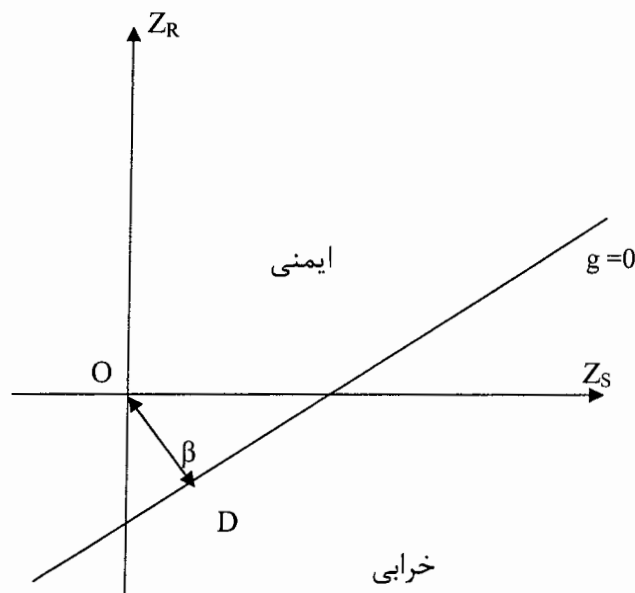
$g(Z_R, Z_S) = 0$ مطابقت دارد . این خط ، نواحی ایمن و خرابی را در فضای متغیرهای کاهش یافته

از هم جدا می کند .

چون R و S نسبت به مقادیر میانگین مربوطه نرمال شده اند ، مقادیر میانگین Z_R و Z_S

صفر و واریانس آنها مساوی یک است . در شکل (۷-۲) خط OD عمود بر سطح شکست رسم شده

است و به آسانی می توان نشان داد که $OD = \beta$ می باشد [Ranganathan, 1990] .



شکل ۷-۲ نمایش هندسی شاخص قابلیت اعتماد

فصل دوم ----- روشهای تعیین شاخص قابلیت اعتماد

بنابراین β بعنوان کوتاهترین فاصله سطح خرابی از مبدا O در سیستم مختصات نرمال شده ، تعریف شده است . این مفهوم در تعریف شاخص قابلیت اعتماد β توسط هاسوفر و لیند استفاده شده است .

۲-۳-۴-۲ تعیین شاخص قابلیت اعتماد

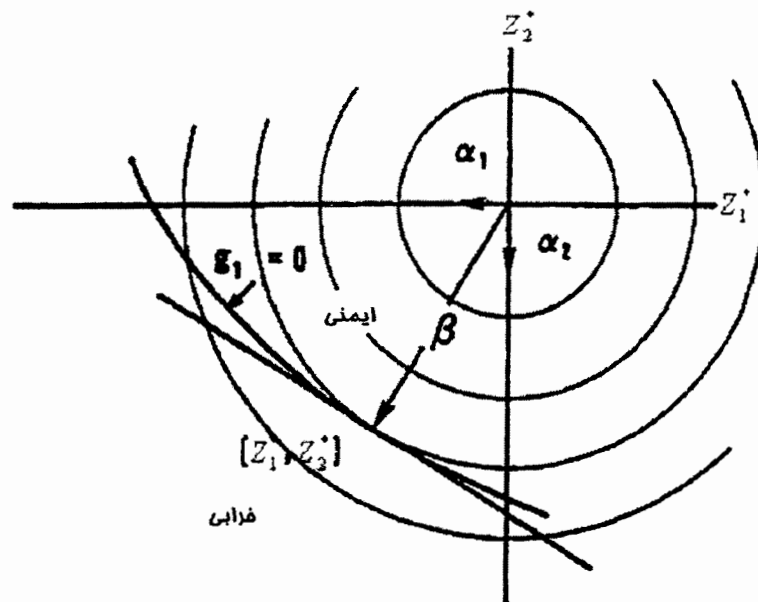
اگر فرض شود که تابع خرابی g یک تابع از متغیرهای اصلی مستقل X_1, X_2, \dots, X_n باشد ، متغیر نرمال شده Z بصورت زیر تعریف می شود :

$$Z_i = \frac{X_i - \mu_i}{\sigma_i} \quad (۴۱-۲)$$

است . سیستم مختصات Z نسبت به انحراف معیار و مبدا 0 یک تقارن چرخشی دارد که معمولا در ناحیه ایمن قرار می گیرد (شکل ۸-۲) . در حالیکه سطح خرابی از مبدا دور می شود ، قابلیت اعتماد افزایش می یابد و وقتی سطح خرابی به مبدا نزدیک می شود ، قابلیت اعتماد کاهش می یابد . بنابراین موقعیت سطح خرابی نسبت به مبدا در مختصات نرمال ، مقدار قابلیت اعتماد را تعیین می کند .

هاسوفر ولیند (1974) شاخص قابلیت اعتماد β را ، به عنوان کوتاهترین فاصله بین مبدا مختصات تا سطح خرابی در دستگاه مختصات نرمال تعریف کردند . در این روش تابع حالت حدی در نقطه ای بنام " نقطه طراحی " ^۱ به جای مقادیر میانگین ارزیابی می شود . نقطه طراحی D نقطه ای روی سطح خرابی $g=0$ فرض می شود ، در اینصورت β به سطح خرابی مربوط می شود و نه به توابع خرابی . بنابراین میزان ایمنی بدست آمده نسبت به توابع خرابی ثابت می باشد ، زیرا توابع خرابی معادل ، سطح خرابی یکسان نتیجه خواهند داد . در صورتیکه تابع خرابی خطی باشد ، شاخص

قابلیت اعتماد $\beta = \frac{\mu_M}{\sigma_M}$ تعریف شده توسط کرنل با مقادیر بدست آمده توسط ها سوفر و لیند یکسان می باشد .



شکل ۸-۲ شاخص قابلیت اعتماد در سیستم مختصات Z

β تعریف شده بر اساس $\beta = \frac{\mu_M}{\sigma_M}$ برای یک تابع غیر خطی می تواند با بسط تابع حول

نقطه طراحی D بدست آید . این با تقریب سطح خرابی غیر خطی بوسیله صفحه مماس در نقطه طراحی D (شکل ۸-۲) منطبق می باشد .

برای یک سطح خرابی غیر خطی ، کوتاهترین فاصله بین مبدأ (سیستم مختصات نرمال) تا سطح خرابی مانند حالت خطی یکتا نمی باشد و محاسبه احتمال خرابی مستلزم انتگرال گیری عددی می باشد . برای اهداف عملی ، از یک مقدار تقریبی به جای مقدار واقعی استفاده می شود .

Shinozuka (1983) ثابت کرده است نقطه D روی سطح خرابی با کوتاهترین فاصله از مبدأ

مختصات (در سیستم مختصات نرمال) محتمل ترین نقطه خرابی است . مقدار β بصورت تقریبی با

فصل دوم ----- روشهای تعیین شاخص قابلیت اعتماد

توجه به صفحه مماس بر نقطه طراحی D تعیین می شود. اگر تقعر صفحه خرابی به طرف مبدأ باشد تقریب به سمت ایمنی و اگر تحدب سطح به سمت مبدأ باشد تقریب به سمت نا امنی خواهد بود. بنابراین مسئله به یافتن کمترین مقدار فاصله OD تقلیل می یابد (اشکال ۲-۷ و ۲-۸).

برای یافتن مقدار کمینه β و راستای مربوطه در یک سطح خرابی غیرخطی، از روش تکرار استفاده می شود. روش تکرار مستلزم حل دستگاه معادلات خطی $(2n+1)$ معادله و $(2n+1)$ مجهول می باشد [Nowak و Collins، 2000]. مجهولات عبارتند از $z_1^*, z_2^*, \dots, z_n^*$ ، $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_n$ و β به نحوی که:

$$\alpha_i = \frac{-\left(\frac{\partial g}{\partial z_i}\right)^*}{k} \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (42-2)$$

$$K = \sqrt{\sum_{i=1}^n \left(\frac{\partial g}{\partial z_i}\right)^{*2}} \quad (43-2)$$

$$\sum_{i=1}^n (\alpha_i)^2 = 1 \quad (44-2)$$

$$Z_i^* = \alpha_i \beta \quad (45-2)$$

$$g(Z_1^*, Z_2^*, \dots, Z_n^*) = 0 \quad (46-2)$$

در روابط فوق ضرایب $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_n$ ، کسینوسهای هادی نظیر با راستای β می باشند. برای انجام تحلیلهای تکرار شونده، از دو روش متفاوت می توان استفاده کرد: روش معادله همزمان^۱ و روش ماتریس^۲.

۲-۴-۳- روش معادله همزمان

1. Simultaneous equation
2. Matrix

گامهای روش معادله همزمان به شرح زیر است :

۱ . معادله سطح حدی $g(X_1, X_2, \dots, X_n) = 0$ ، برحسب متغیرهای اصلی نوشته می شود .

۲ . متغیرهای اصلی با استفاده از معادله (۴۱-۲) نرمال می شوند .

۳ . معادله سطح خرابی بر حسب مختصات نرمال بازنویسی می شود :

$$g(Z_1, Z_2, \dots, Z_n) = 0 \quad (۴۷-۲)$$

- مشتقات $\frac{\partial g}{\partial z_i}$ برای $i = 1, 2, \dots, n$ تعیین می شود .

- معادله سطح خرابی با استفاده از رابطه $Z_i = \alpha_i \beta$ بر حسب α_i و β نوشته می شود .

- معادله بصورت زیر مرتب می شود :

$$\beta = g(\beta, \alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_n) \quad (۴۸-۲)$$

۴ . یک مقدار برای β و مقادیری برای $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_n$ انتخاب می شود به نحوی که

$$\sum_{i=1}^n (\alpha_i)^2 = 1 \text{ شود .}$$

- در انتخاب مقادیر α_i ، مقادیری مثبت برای متغیرهای بار و مقادیری منفی برای

متغیرهای مقاومت انتخاب می شود .

۵ . با شروع تکرار ، مقدار جدید β با استفاده از معادله (۴۸-۲) محاسبه می شود .

۶ . با استفاده از معادله (۴۳-۲) محاسبه می شود .

۷ . مقادیر جدید α_i تعیین می شود . (معادله ۴۲-۲)

۸ . با مقادیر جدید α_i و β ، به مرحله ۵ رفته و تکرار جدید شروع می شود .

۹ . وقتی مقدار β بدست آمده از دو تکرار پیاپی در محدوده خطای قابل قبول واقع باشد ،

عملیات متوقف می شود [1990، Ranganathan] .

۲-۴-۳-۴ روش ماتریس

روش ماتریس، گامهای زیر را شامل می شود :

۱. معادله کرانه حدی $g(X_1, X_2, \dots, X_n) = 0$ برحسب متغیرهای اصلی نوشته می شود .

۲. یک نقطه طراحی اولیه $\{X_i^*\}$ با فرض مقادیری برای $n-1$ متغیر تصادفی X_i بدست

می آید (انتخاب مقادیر میانگین به عنوان انتخابهای اولیه ، غالباً منطقی است) . معادله حالت حدی

$g = 0$ برای تعیین این متغیرهای تصادفی حل می شود . انجام این عمل اطمینان می دهد که نقطه

طراحی روی حدود خرابی است .

۳. متغیرهای نرمال شده ، مطابق با نقطه طراحی تعیین می شود :

$$Z_i^* = \frac{X_i^* - \mu_{X_i}}{\sigma_{X_i}} \quad (49-2)$$

۴. جهت سهولت ، مشتقهای جزئی تابع حدی خرابی بصورت ماتریس ستونی $\{G\}$ تعریف

می شود که درایه های آن مقادیر مشتقهای جزئی ضرب در (۱-) هستند :

$$\{G\} = \begin{Bmatrix} G_1 \\ G_2 \\ \vdots \\ G_n \end{Bmatrix} ; \quad G_i = -\frac{\partial g}{\partial Z_i^*} \quad (50-2)$$

۵. با استفاده از فرمول زیر ، تخمینی برای β زده می شود :

$$\beta = \frac{\{G\}^T \{Z^*\}}{\sqrt{\{G\}^T \{G\}}} ; \quad \{Z^*\} = \begin{Bmatrix} Z_1^* \\ Z_2^* \\ \vdots \\ Z_n^* \end{Bmatrix} \quad (51-2)$$

اگر معادله حالت حدی خطی باشد ، معادله (۵۱-۲) به معادلات بخش ۲-۴-۲-۱ تبدیل

می شود .

۶. بردار ستونی ضرایب حساسیت با استفاده از رابطه زیر محاسبه می شود :

$$\{\alpha\} = \frac{\{G\}}{\sqrt{\{G\}^T \{G\}}} \quad (52-2)$$

۷. نقطه طراحی جدید برای $n-1$ متغیر بصورت متغیرهای نرمال شده تعیین می شود :

$$Z_i^* = \alpha_i \beta \quad (53-2)$$

۸. مقادیر نقاط طراحی متناظر در مختصات اصلی ، برای $n-1$ مقدار گام γ با استفاده از

رابطه زیر تعیین می شود :

$$X_i^* = \mu_{X_i} + Z_i^* \sigma_{X_i} \quad (54-2)$$

۹. سایر مقادیر متغیرهای تصادفی (مقادیری که در گامهای γ و γ یافته نشد) با حل تابع

حالت حدی $g=0$ تعیین می شود .

۱۰. گامهای ۳ تا ۹ تا زمانی که β و نقطه طراحی $\{X_i^*\}$ همگرا شوند تکرار می شود

[Nowak و Collins، 2000].

توضیحات بیشتر در مورد این روش ، توسط هاسوفر و لیند (1974) ارائه شده است .

۲-۴-۴ روش راکویتز فیسلر^۱

در روشهای پیشین تعیین شاخص قابلیت اعتماد، تنها میانگین و انحراف معیار متغیرهای تصادفی مورد استفاده قرار گرفتند و از اطلاعات تفصیلی درباره نوع توزیع احتمال هر متغیر تصادفی استفاده ای بعمل نیامد . اگر معادله حاشیه ایمنی خطی باشد و متغیرهای آن به صورت نرمال توزیع شده باشند ، شاخص قابلیت اعتماد را می توان با مقدار واقعی احتمال خرابی سازه مرتبط دانست ؛ اما در شرایط عملی ، ممکن است تعدادی از متغیرهای اصلی مانند بار زنده ، سرعت باد ، مقاومت

1. Rackwitz-Fiessler procedure

فصل دوم ----- روشهای تعیین شاخص قابلیت اعتماد

بتنه‌های کم مقاومت و غیره ، غیر نرمال باشند . اینجاست که بایستی روش تحلیل خود را بهبود بخشید . در روش راکویتز فیسلر ، از تابع توزیع احتمال متغیرهای تصادفی استفاده می شود [Rackwitz و Fiessler، 1978] . در این روش می توان مقدار β (یا P_f) را با استفاده از توزیعات "نرمال معادل" در نقطه طراحی بدست آورد .

متغیر تصادفی X با میانگین μ_X و انحراف معیار σ_X را در نظر بگیرید که بوسیله تابع توزیع تجمعی $F_X(x)$ و تابع چگالی احتمال $f_X(x)$ توصیف شده است . برای بدست آوردن میانگین μ_X^e و انحراف معیار σ_X^e با توزیع نرمال معادل ، نیاز است CDF و PDF تابع حقیقی با CDF و PDF توزیع نرمال معادل در مقدار متغیر X^* روی حدود خرابی $g=0$ ، مساوی باشد . این مفاهیم با استفاده از معادلات زیر نشان داده می شود :

$$F_X(X^*) = \Phi\left(\frac{X^* - \mu_X^e}{\sigma_X^e}\right) \quad (55-2)$$

$$f_X(X^*) = \frac{1}{\sigma_X^e} \phi\left(\frac{X^* - \mu_X^e}{\sigma_X^e}\right) \quad (56-2)$$

Φ ، CDF (تابع توزیع تجمعی) و ϕ ، PDF (تابع چگالی احتمال) متغیرهای نرمال استاندارد است .

از معادلات فوق نتیجه می شود :

$$\mu_X^e = X^* - \sigma_X^e [\Phi^{-1}(F_X(X^*))] \quad (57-2)$$

$$\sigma_X^e = \frac{1}{f_X(X^*)} \phi\left(\frac{X^* - \mu_X^e}{\sigma_X^e}\right) = \frac{1}{f_X(X^*)} \phi[\Phi^{-1}(F_X(X^*))] \quad (58-2)$$

گامهای اساسی در روش تکرار همانهایی هستند که در بخش قبل مورد استفاده قرار

گرفتند ، با این تفاوت که مرحله ای برای محاسبه پارامترهای نرمال معادل به آن اضافه شده

است . روشهای محاسباتی برای تحلیلهای تکرارشونده ، روشهای معادله همزمان و ماتریس

هستند . اگر چه این دو روش تفاوت چندانی با هم ندارند اما به دلیل استفاده از روش معادله

فصل دوم ----- روشهای تعیین شاخص قابلیت اعتماد

همزمان در برنامه های کامپیوتری فصل ۵ ، در اینجا تنها گامهای روش معادله همزمان را شرح داده می شود :

۱ . معادله کرانه حدی $g(X_1, X_2, \dots, X_n) = 0$ بر حسب متغیرهای اصلی نوشته می شود .

۲ . متغیرهای اصلی با استفاده از معادله (۲-۴۱) نرمال می شوند :

$$Z_i = \frac{X_i - \mu_i}{\sigma_i} \quad \text{برای متغیرهای نرمال} \quad (۲-۵۹)$$

$$Z_j = \frac{X_j^* - \mu_{X_j^e}}{\sigma_{X_j^e}} \quad \text{برای متغیرهای غیر نرمال} \quad (۲-۶۰)$$

۳ . معادله سطح خرابی بر حسب مختصات نرمال و مقادیر مجهول σ_X^e و μ_X^e بازنویسی

می شود :

$$g(Z_1, Z_2, \dots, Z_n, \mu_X^e, \sigma_X^e) = 0 \quad (۲-۶۱)$$

- $\frac{\partial g}{\partial z_i}$ به ازای $i = 1, 2, \dots, n$ تعیین می شود .

- در معادله سطح خرابی ، Z_i با استفاده از $Z_i = \alpha_i \beta$ بر حسب α_i, β نوشته می شود .

- معادله طوری نوشته می شود که :

$$\beta = g(\beta, \alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_n, \mu_X^e, \sigma_X^e) \quad (۲-۶۲)$$

۴ . یک مقدار برای β و مقادیری برای $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_n$ انتخاب می شود به نحوی که

$$\sum_{i=1}^n (\alpha_i)^2 = 1 \quad \text{شود . همچنین مقادیری برای } \mu_X^e \text{ و } \sigma_X^e \text{ انتخاب می شود .}$$

- در انتخاب مقادیر α_i ، مقادیری مثبت برای متغیرهای بار و مقادیری منفی برای

متغیرهای مقاومت انتخاب می شود .

۵ . تکرار آغاز می شود . مقدار جدید β با استفاده از معادله (۲-۶۲) محاسبه می شود .

۶ . k با استفاده از معادله (۲-۴۳) محاسبه می شود .

۷. مقادیر جدید α_i با استفاده از معادله (۲-۴۲) تعیین می شود.

۸. برای متغیرهای غیر نرمال X_j ، نقطه طراحی عبارتست از:

$$X_j^* = \mu_{X_j}^e + \alpha_j \beta \sigma_{X_j}^e \quad (۲-۶۳)$$

در این نقطه طراحی، مقادیر μ_X^e و σ_X^e با استفاده از معادلات (۲-۵۷) و (۲-۵۸) تعیین می شود.

۹. با استفاده از مقادیر جدید $\alpha_i, \beta, \mu_X^e, \sigma_X^e$ و با رفتن به مرحله ۵، تکرار جدید آغاز می شود.

۱۰. وقتی مقدار کمینه β بدست آمده از دو تکرار پیاپی در محدوده خطای قابل قبول واقع باشد، عملیات متوقف می شود.

با جایگزینی مقادیر میانگین و انحراف معیار معادل به جای مقادیر حقیقی آنها در روش ماتریس (بخش قبل)، بمانند روش معادله همزمان می توانیم شاخص قابلیت اعتماد را بدست آوریم که بعلت تکرار مکررات از ذکر آن خودداری می شود و برای مطالعه بیشتر، کتاب "قابلیت اعتماد سازه ها" تالیف Nowak و Collins (2000) توصیه می شود.

۲-۴-۵ تعیین شاخص قابلیت اعتماد متغیرهای همبسته^۱

در بخشهای گذشته، چگونگی تعیین شاخص قابلیت اعتماد بر اساس روش مرتبه اول-لنگر دوم برای متغیرهای تصادفی مستقل شرح داده شد. در عمل ممکن است با حالاتی روبرو شویم که متغیرهای تصادفی همبسته باشند. برای یک مجموعه متغیرهای تصادفی همبسته ماتریس کواریانس بدینصورت ارائه می شود:

$$\begin{bmatrix} \text{Var}(X_1) & \text{Cov}(X_1, X_2) & \dots & \text{Cov}(X_1, X_n) \\ \text{Cov}(X_2, X_1) & \cdot & \dots & \cdot \\ \cdot & \cdot & \dots & \cdot \\ \text{Cov}(X_n, X_1) & \cdot & \dots & \text{Var}(X_n) \end{bmatrix} \quad (64-2)$$

مقادیر ویژه این ماتریس به صورت ماتریس V که هر ستون آن معرف یک مقدار ویژه است

نشان داده می شود. در اینصورت، متغیرهای غیر همبسته Y چنین بدست می آیند:

$$Y = [V]^T X \quad (65-2)$$

$$E(Y) = [V]^T E(X) \quad (66-2)$$

$$[C_Y] = [V]^T [C_X] [V] \quad (67-2)$$

اگر متغیرهای Y نرمال شوند و معادله حالت حدی خرابی بر حسب متغیرهای Z نوشته شود

، نتیجه می شود:

$$X = [V] [\sigma_Y] [Z] + [V] [\mu_Y] \quad (68-2)$$

$$[\sigma_Y] = \begin{bmatrix} \sigma_{y_1} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_{y_2} & 0 & 0 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ 0 & 0 & \cdot & \sigma_{y_n} \end{bmatrix} \quad (69-2)$$

$$[\mu_Y] = (\mu_{y_1}, \mu_{y_2}, \dots, \mu_{y_n})^T \quad (70-2)$$

$$[Z] = (Z_1, Z_2, \dots, Z_n)^T \quad (71-2)$$

از اینجا به بعد، مسئله مانند آنچه برای تعیین شاخص قابلیت اعتماد در توابع خرابی با

متغیرهای کاهش یافته (نرمال شده) شرح داده شد، خواهد بود و می توان با ادامه از گام ۴ روش

هاسوفر-لیند، β را بدست آورد.

لازم بذکر است، روش گفته شده تنها برای متغیرهای نرمال کاربرد دارد.

۲-۵ تکنیکهای شبیه سازی^۱

چندین تکنیک به منظور حل مسائل قابلیت اعتماد سازه ها می توانند مورد استفاده قرار گیرند . در این بخش تکنیکهای شبیه سازی به عنوان یک راه ممکن برای حل چنین مسائلی شرح داده شده است . ایده اصلی نهان در شبیه سازی ، همچنانکه از نام آن می توان دریافت ، شبیه سازی از حیث عددی برخی پدیده ها و سپس مشاهده تعداد دفعات وقوع برخی رخدادهای دلخواه است . اصل اساسی نهان در شبیه سازی نسبتاً قابل فهم است اما طرز عمل از لحاظ محاسباتی می تواند پیچیده باشد .

۲-۵-۱ روشهای مونت کارلو^۲

روش مونت کارلو یک تکنیک ویژه است که می توان از آن به منظور تولید نتایج عددی ، بدون اینکه در واقع نیازی به آزمایش فیزیکی باشد ، استفاده نمود . در این تکنیک از نتایج آزمایشهای گذشته (یا دیگر آزمایشها) به منظور ایجاد توزیعات احتمالاتی پارامترهای مهم و تولید نمونه های عددی در مسائل استفاده می شود . برای نشان دادن ایده اصلی روش مونت کارلو ، مثالی در زیر مطرح می شود :

مثال - یک مجموعه از داده های حاصل از آزمایشات عملی روی استوانه های بتنی که به منظور تعیین مقاومت فشاری f'_c آنها صورت گرفته ، موجود است . فرض می شود که هیستوگرام فراوانی نسبی این داده ها رسم شده و با توزیع احتمال لگ نرمال برازش قابل قبولی داشته است . حال ، ستونی بتنی با ظرفیت تحمل بار فشاری $R = 0.85 f'_c A_c$ در نظر گرفته می شود . A_c (مساحت مقطع عرضی ستون) پارامتری یقین اندیشانه و S (بار اعمال شده) دارای توزیع

فصل دوم ----- روشهای تعیین شاخص قابلیت اعتماد

احتمال نرمال ، مقدار میانگین μ_S و ضریب پراکندگی V_S است . احتمال خرابی به ترتیب زیر محاسبه می شود :

تابع حالت حدی در این مورد می تواند به شکل زیر نوشته شود :

$$Y = R - S \quad (72-2)$$

احتمال خرابی برابر احتمال آن است که $R < S$ باشد یا :

$$P_F = P(Y < 0) = P(R - S < 0) \quad (73-2)$$

اگر چه میانگین و ضریب پراکندگی Y با استفاده از روابط (۲۶-۲) و (۲۷-۲) قابل محاسبه است ، بدلیل توزیع غیر نرمال R ، راه حل بسته ای برای یافتن توزیع احتمال Y وجود ندارد . مسئله می تواند طی گامهای زیر ، با استفاده از شبیه سازی مونت کارلو حل شود :

۱. تولید تصادفی یک مقدار برای f'_c (با استفاده از اطلاعات موجود برای توزیع احتمال

آن) و محاسبه $R = 0.85 f'_c A_c$.

۲. تولید تصادفی یک مقدار برای S ، با استفاده از توزیع احتمال آن .

۳. محاسبه $Y = R - S$.

۴. ذخیره مقدار Y .

۵. تکرار گامهای ۱ تا ۴ ، تا زمانی که مقادیر Y به تعداد کافی تولید شده باشند .

۶. تخمین احتمال با استفاده از رابطه زیر :

$$\bar{P} = \frac{n}{N} \quad (74-2)$$

در این رابطه n ، تعداد دفعاتی که $Y < 0$ و N ، تعداد کل مقادیر Y شبیه سازی شده است .

اگر چه در این مثال از ذکر جزئیات خودداری شده اما روش کلی شبیه سازی مونت کارلو

بسیار شبیه روش حل این مثال است .

روش مونت کارلو اغلب در سه مورد بکار گرفته می شود :

۱. برای حل مسائل پیچیده ای که حل آنها به شکل بسته ممکن نیست یا بینهایت دشوار است ؛ به عنوان مثال ، مسائل احتمالاتی که با مدل‌های اجزاء محدود غیرخطی پیچیده سروکار دارند ، مشروط بر آن که قدرت محاسباتی لازم و اطلاعات ورودی موردنیاز موجود باشد .
۲. برای حل مسائل پیچیده ای که در شکل بسته (حداقل به صورت تقریبی) حل می شوند و در آنها از فرضهای ساده کننده استفاده شده باشد . با استفاده از شبیه سازی مونت کارلو ، مسئله "اصلی" می تواند بدون این فرضها مورد مطالعه قرار گیرد و جواب های واقعی تری بدست آید .
۳. برای کنترل نتایج حاصل از دیگر تکنیکهای حل مسائل .

در این پایان نامه از روش مونت کارلو برای اهداف زیر استفاده شده است :

۱. تعیین نوع تابع توزیع احتمال و مشخصات آماری متغیرهای تصادفی اصلی (مانند ظرفیت تحمل لنگر خمشی مقطع) که خود تابعی از متغیرهای فرعی (مانند مقاومت فشاری بتن و تنش تسلیم فولاد) هستند . این عمل با استفاده از تولید تصادفی متغیرهای فرعی و شبیه سازی مونت کارلو انجام می گیرد .
۲. تعیین احتمال خرابی از طریق محاسبه نسبت تعداد نمونه هایی که از معیار در نظر گرفته شده تبعیت نمی کنند به تعداد کل نمونه های شبیه سازی شده . با استفاده از احتمال خرابی بدست آمده و رابطه (۲-۲۹) می توان شاخص قابلیت اعتماد را تعیین نمود .

۲-۵-۱-۱ روند کلی تولید اعداد تصادفی (تبدیل معکوس^۱)

روشهای مختلفی برای تولید اعداد تصادفی شبیه سازی شده یکنواخت بسط داده شده اند . زیر روالهای مختلف برای این منظور نیز در دسترس می باشند . به صورت تئوریک ، یک روند کلی برای تولید اعداد تصادفی با هر نوع تابع توزیع قابل استفاده می باشد . این روند ، تبدیل یک عدد

تصادفی یکنواخت به متغیر تصادفی دلخواه با استفاده از روش تبدیل معکوس می باشد که در این پایان نامه نیز دنبال شده است. متغیر تصادفی X را با تابع توزیع تجمعی $F_X(X)$ که مقداری بین 0 و 1 دارد در نظر بگیرید. برای تولید مقادیر نمونه X_i برای متغیر تصادفی، مراحل زیر می تواند انجام گیرد:

۱. یک مقدار u_i مابین 0 و 1 برای متغیر تصادفی با توزیع یکنواخت تولید شود.

۲. مقدار نمونه X_i ، از فرمول زیر محاسبه شود:

$$x_i = F_X^{-1}(u_i) \quad (2-75)$$

این روش کلی است. در برخی حالات تعیین معکوس تابع توزیع تجمعی دشوار است. وقتی معکوس وجود ندارد یا بقدری پیچیده باشد که بدست آوردن آن عملی نباشد، روشهای دیگری مانند روش عدم قبول، روش مرکب و روشهای تقریب، مورد استفاده قرار می گیرند. برای آشنایی بیشتر با فرمولهای استفاده شده در این پایان نامه برای تولید اعداد تصادفی، مطالعه مراجع [Ranganathan, 1990]، [Nowak و Collins, 2000] و [Sorensen, 2004] توصیه می شود.

۲-۱-۵-۲ دقت تخمینهای احتمالاتی

در روشهای شبیه سازی دانستن این نکته که تخمینهای احتمالاتی، به راستی تنها یک تخمین هستند، مهم است. این تخمین با افزایش تعداد نمونه های شبیه سازی بهبود می یابد. در این قسمت تلاش می شود تا رابطه عدم قطعیت در احتمالات تخمینی و تعداد شبیه سازیها مشخص شود.

احتمال تخمینی \bar{P} بصورت نسبت $\frac{n}{N}$ محاسبه شده است. N تعداد کل شبیه سازیها و n

تعداد دفعاتی (از N شبیه سازی) که از معیاری خاص تبعیت کرده اند است. این تخمین، از یک نمونه شبیه سازی به نمونه دیگر تفاوت دارد؛ یعنی اینکه با هر بار انجام فرایند کامل شبیه سازی،

محتمل است مقدار n متفاوت از اجرای قبلی بدست آید. بنابراین، احتمال تخمینی به عنوان یک متغیر تصادفی با میانگین، انحراف معیار و ضریب پراکندگی مختص به خودش رفتار می کند.

P_{true} به عنوان احتمال صحیح نظری که با محاسبه \bar{P} بدنبال تخمین آن هستیم، در نظر گرفته می شود. قابل مشاهده است که مقدار مورد نظر، واریانس و ضریب پراکندگی احتمال تخمینی \bar{P} به صورت زیر بدست می آید [Nowak و Collins، 2000]:

$$E[\bar{P}] = P_{true} \quad (۷۶-۲)$$

$$\sigma_{\bar{P}}^2 = \frac{1}{N} [P_{true}(1 - P_{true})] \quad (۷۷-۲)$$

$$V_{\bar{P}} = \sqrt{\frac{(1 - P_{true})}{N(P_{true})}} \quad (۷۸-۲)$$

مشاهده می شود که عدم قطعیت در تخمین احتمال با افزایش تعداد کل شبیه سازیها کاهش می یابد. این روابط راهی برای تعیین تعداد شبیه سازیهای مورد نیاز براساس تخمین احتمال مورد نظر فراهم می کند.

از روابط بالا نتیجه می شود:

$$N = \frac{1 - P_{true}}{V_{\bar{P}}^2(P_{true})} \quad (۷۹-۲)$$

همچنین Shooman (1968) رابطه زیر را برای درصد خطا روی احتمال خرابی تخمینی

پیشنهاد می کند:

$$\text{درصد خطا} = 200 \left[\frac{1 - P_f}{N(P_f)} \right]^{\frac{1}{2}} \quad (۸۰-۲)$$

که N مورد نیاز را می توان از آن نتیجه گرفت.

مشخصات آماری متغیرهای اصلی

مقاومت و بارها

فصل

۳

۳-۱ مقدمه

پیش از این در فصل ۱، انواع عدم قطعیتها در سازه معرفی شدند. بنا به دلایل مختلف اعم از عدم قطعیت و پراکندگی هر کدام از متغیرها و همچنین عدم قطعیتهای موجود در معادلات طراحی، مقاومت یک مقطع بتن آرمه ممکن است عملاً با مقدار محاسبه شده یا اسمی آن متفاوت باشد. همچنین عدم قطعیتهای موجود در بارهای وارده، عملاً مقدار واقعی بار را با مقدار اسمی آن متفاوت می کند که در نتایج طراحی بسیار مؤثر است. بعضی از این عدم قطعیتها اهمیت بسیاری در فرایند تعیین شاخص قابلیت اعتماد دارند و برخی همانگونه که خواهیم دید بدانسان کم اثر هستند که می توان از آنها چشمپوشی کرد.

عدم قطعیتها بسته به نوع کنترل کیفیت و شرایط آب و هوایی و اقلیمی، اثرات متفاوتی را بر قابلیت اعتماد تحمیل خواهند کرد. بدین جهت، مشخصات آماری بدست آمده از آزمایشات انجام شده در ایران، که از این پس اصطلاح "شرایط آماری ایران" را بدانها اطلاق خواهیم کرد و مشخصات آماری بدست آمده از آزمایشات آمریکا و کانادا، که اصطلاح "شرایط آماری آمریکا" یا "شرایط آماری ACI" را در مورد آنها بکار خواهیم برد در ادامه مطرح خواهند شد. متغیرهای آماری موجود در مقاطع بتن آرمه را می توان به دو دسته کلی متغیرهای مقاومت و متغیرهای بار تقسیم نمود:

۲-۳ متغیرهای مقاومت

۱-۲-۳ کلیات

ظرفیت حمل بار سازه به مقاومت اعضاء و اتصالات آن بستگی دارد. مقاومت یک عضو، که بطور معمول R نامیده می شود، به نوعی یک تابع از مقاومت مواد، هندسه مقطع و ابعاد است. اگر چه در طراحی این مقادیر اغلب یقین اندیشانه در نظر گرفته شده اند، در واقعیت برخی عدم قطعیتها همراه با هر کمیت وجود دارد. بنابراین، مقاومت R یک متغیر تصادفی است.

منابع محتمل یا دلایل عدم قطعیتها در مقاومت را می توان به سه بخش تقسیم نمود:

❖ مشخصات ماده: عدم قطعیت در مقاومت مصالح، مدول الاستیسیته، تنشهای ترک خوردن

و ترکیب شیمیایی

❖ ساخت: عدم قطعیت در ابعاد نهایی عضو که می تواند بر مساحت سطح مقطع، ممان

اینرسی و مدول مقطع تاثیر بگذارد.

❖ روابط طراحی: عدم قطعیت ناشی از روشهای تقریبی کسب روابط و مدلهای توزیع تنش-

کرنش ایده آل شده

برای عضوهای بتن مسلح، متغیرهای اصلی که در مقاومت عضو تاثیر می گذارند مقاومت

بتن در فشار و کشش، مقاومت تسلیم فولاد و ابعاد مقطع عرضی هستند.

در بررسی پراکندگی مقاومت چندین فرض مهم بایستی در نظر گرفته شود:

❖ پراکندگی مشخصات مواد و ابعاد، نسبت به میانگینی که در عمل انتظار می رود در نظر گرفته

می شود.

❖ مقاومت مواد تحت بارهای ایستا سنجیده می شود.

❖ از تغییرات مقاومت بتن و فولاد در طولانی مدت چشم پوشی می شود.

برای نشان دادن اینکه عمر طولانی بتن چگونه روی مقاومت آن اثر می گذارد ، مقاومت بتن در ۹۹ نقطه از یک ساختمان ۲۲ ساله توسط Gardiner و Hatcher (1970) مورد آزمایش قرار گرفت . میانگین مقاومت آزمایشات $56 N/mm^2$ و انحراف معیار آن $3.5 N/mm^2$ بود . میانگین مقاومت استوانه ۲۸ روزه همان پروژه $26 N/mm^2$ و مقاومت طراحی مشخصه (مقاومت اسمی) $21 N/mm^2$ بود . اگر نسبت مقاومت ۲۲ ساله به مقاومت ۲۸ روزه را محاسبه کنیم ، عدد $2/13$ را خواهیم داشت . این یک افزایش چشمگیر است در حالیکه معمولاً از آن چشمپوشی می شود .

مطالعات بر روی تغییرات مقاومت اعضا تا حدی بوسیله آزمایشات ، مشاهده سازه های موجود و معیار قضاوت های لازم مهندسی انجام شده است . بیشتر این اطلاعات برای اعضا و مصالح سازه ای موجود است . در حالت کلی ، اعضا سازه ای که از چندین ماده تشکیل شده اند نیازمند روشهای ویژه تحلیل هستند . اطلاعات مربوط به تغییرات مقاومت چنین اعضایی همیشه در دسترس نیستند و بایستی مدل های مقاومت با استفاده از داده های آزمایش و شبیه سازی عددی ایجاد شوند .

۳-۲-۲ روشهای تحلیل

چنانچه R به عنوان متغیر تصادفی مقاومت عضو سازه ای در نظر گرفته شود ، آن را می توان بصورت تابعی از مشخصات هندسی و خصوصیات مصالح بیان نمود :

$$R = fn(P, D, R_m) \quad (1-3)$$

R_m بردار متغیرهای تصادفی مقاومت مصالح ، D بردار متغیرهای تصادفی ابعاد ، سطح مقطع عرضی و غیره (شامل آنهایی که از ساخت ناشی می شوند) و P که ضریب "مدلسازی" یا "حرفه ای" نامیده می شود ، دقت مدل یا عبارت R برای ارزیابی مقاومت واقعی که از طریق مشاهدات تجربی حاصل می شود است . اگر رابطه (۱-۳) بروشنی بیان شده باشد و دارای شکل

ساده ای باشد ، R می تواند با استفاده از تکنیکهای لنگر-دوم نسبتاً آسانتر محاسبه شود . در غیر اینصورت شبیه سازی می تواند برای بدست آوردن توزیع احتمالاتی R مورد استفاده قرار گیرد .

۳-۲-۱ تحلیل لنگر دوم

هنگام تبدیل پارامترها به مشخصات آماری مربوطه ، در صورتی که رابطه بین مقاومت عضو و مشخصات پارامترها شکل ساده ای داشته باشد تحلیل لنگر دوم می تواند مورد استفاده قرار گیرد . در تحلیل قابلیت اعتماد ، روشی رایج برای مدل کردن مقاومت R ، در نظر گرفتن مقاومت به صورت حاصلضرب مقاومت اسمی R_n در سه پارامتر ، که عوامل عدم قطعیت یاد شده در قبل را در مسئله دخیل می کنند است [Melchers، 1999] . از لحاظ ریاضی ، این مدل مقاومت به صورت زیر است :

$$R = R_n M F P \quad (۲-۳)$$

در رابطه فوق M پارامتری است که تغییرات مقاومت مصالح را منعکس می کند ، F متغیر است که عدم قطعیتها در ساخت (ابعاد) را منعکس می کند و P یک ضریب تحلیلی (که به عنوان ضریب حرفه ای شناخته می شود) است و عدم قطعیتهای برآمده از روشهای تحلیل را لحاظ می کند . پارامتر M بصورت مشخصات واقعی به اسمی مواد ، پارامتر F به عنوان نسبت مشخصات واقعی به اسمی مقطع عرضی و ضریب حرفه ای به عنوان نسبت ظرفیت آزمایش (نشاندهنده عملکرد در محل اجرا) به ظرفیت پیش بینی شده (مطابق با مدل مورد استفاده در محاسبات) تعریف شده است .

مدلهایی که می تواند در ارتباط با این روش برای پیش بینی مقاومت واقعی و خطاهای مقاومت تئوریک مورد استفاده قرار گیرد توسط Yura و همکاران (1978) ، Bjorhovde و همکاران (1978) و Cooper و همکاران (1978) شرح داده شده اند [Melchers، 1999] . برخی مقادیر نمونه برای \bar{P} و V_p در جدول (۱-۳) نشان داده شده اند [Ellingwood et al، 1980] :

جدول ۳-۱ آمار مدلسازی (ضریب حرفه ای P) [Ellingwood et al, 1980]

شرح	V_p	\bar{P}	نوع المان
	0.00	1.00	عضو کششی
			تیر بال پهن فشرده
	0.06	1.02	لنگر یکنواخت
مکانیزم	0.07	1.06	تیر پیوسته
			تیر بال پهن
	0.09	1.03	کمانش پیچشی جانبی الاستیک
	0.09	1.06	کمانش پیچشی جانبی الاستیک
منحنی ستون	0.10	1.02	تیر-ستون
بر اساس SSRC			

SSRC:Structural Stability Research Council

یک تفسیر کامل لنگر-دوم ، همه پارامترها را در بر می گیرد . در نتیجه برای استفاده از این روش قالب رابطه (۲-۳) بایستی برقرار باشد . همچنین ، توزیع احتمال ضریب مدلسازی یا حرفه ای معادله (۲-۳) بویژه در روابط پیچیده تر ، همیشه بسادگی بوسیله عبارات لنگر دوم قابل توصیف و تفکیک نیست . به دلیل این محدودیتها و دلایل دیگری از این قبیل ، در این پایان نامه به جای استفاده از روش لنگر دوم ، از شبیه سازی استفاده شده است .

۳-۲-۳ مشخصات آماری بتن

اگر چه مشخصات آماری مقاومت فشاری بتن از مدتها پیش مورد توجه قرار گرفته است [Julian, 1957; Freudenthal, 1956] اما نسبت به مشخصات تسلیح ، اغلب تاثیر خیلی کمتری بر رفتار و مقاومت سازه دارد . این امر از فلسفه طراحی متداول که در تلاش برای دستیابی به شکل

فصل سوم ----- مشخصات آماری متغیرهای اصلی مقاومت و بارها

پذیری در سازه است ، ناشی می شود . با اینحال ، مشخصات آماری مقاومت فشاری بتن در تخمین قابلیت اعتماد ستونها و بررسی خدمت پذیری عامل مهمی است [1997، Stewart] .
 برپایه نتایج تعداد زیادی از آزمایشات بر روی مکعبها و استوانه های بتنی ریخته شده در محل [1960، Entroy ؛ 1953، Murdock ؛ 1969، Rusch et al ؛ 1979، Mirza et al] ، مقادیر ضریب پراکندگی و انحراف معیار برای کنترل کیفیتهای متفاوت در جدول (۲-۳) آورده شده است . مشاهده می شود که کنترل کیفیت بر روی پارامترهای آماری تاثیرگذار است .

جدول ۲-۳ ضرایب پراکندگی مقاومت فشاری بر اساس آزمایشات متعدد برای انواع کنترل کیفیت

کنترل	ضریب پراکندگی $f'_c < 28 \text{ MPa}$	ضریب پراکندگی $28 \text{ MPa} < f'_c < 50 \text{ MPa}$
عالی	0.10	2.8/μ
متوسط	0.15	4.2/μ
ضعیف	0.2	5.6/μ

همچنین کمیته ACI-214 برای رده های مختلف کنترل کیفیت ، ضرایب پراکندگی زیر را

پیشنهاد کرده است (جدول ۳-۳) :

جدول ۳-۳ ضرایب پراکندگی مقاومت بتن براساس ACI-214 برای انواع کنترل کیفیت

ضریب پراکندگی	کنترل کیفیت
٪.۴-٪.۵	خوب
٪.۵-٪.۶	متوسط
٪.۶ <	ضعیف

چنانچه مشاهده می شود ، مقاومت فشاری برای انواع کنترل کیفیتها و رده های مختلف ، پراکندگیهای متفاوتی را نشان می دهد . این عدم قطعیت و پراکندگی را می توان ناشی از دلایل زیر دانست :

❖ تغییرات در خواص مصالح و نسبت اختلاط بتن

❖ تفاوت در روشهای مخلوط کردن

❖ تفاوت در روشهای حمل و ریختن بتن

❖ تفاوت در روش عمل آوردن بتن

❖ تفاوت بتن مصرفی در بنا با نمونه های بتنی کنترل شده

از سوی دیگر عواملی از قبیل حجم بتن ریزی ، سرعت بارگذاری و شکل نمونه نیز در نحوه تغییرات مقاومت بتن موثرند و این موضوع خود می تواند دلیلی برای اختلاف نتایج کار محققین باشد . همچنین بتن مصرفی در بنا ، به دلایل زیر دارای مقاومت کمتری نسبت به نمونه های استوانه ای کنترل شده از همان بتن می باشد :

اثر نحوه بتن ریزی - روشهای عمل آوردن بتن - تاثیر تراوش در حرکت آب بتن از پایین به بالا در اعضای عمیق - اندازه و شکل سازه - اختلاف در رژیم تنشهای موجود بین نمونه بتنی کنترل شده با بتن مصرفی در بنا

در رابطه با تابع چگالی احتمال مقاومت فشاری بتن ، محققین نظرات متعددی عنوان کرده اند . اغلب محققین بر این اعتقادند که توزیع مقاومت فشاری بتن با تابع توزیع نرمال قابل توصیف است . برای مثال Sell ، Rusch ، و Rackwitz (1969) از میان ۸۲۹ سری آزمایش مستقل ، ۹۳٪ آنها را دارای توزیع نرمال یافتند . گروهی دیگر از پژوهشگران نظیر Julian ، Fruedenthal ، Reintz ، Shalon و Drysdale برای بتنهای با کنترل کیفیت ضعیفتر از متوسط (با ضریب پراکندگی

فصل سوم----- مشخصات آماری متغیرهای اصلی مقاومت و بارها

بزرگتر از ۱۵٪ الی ۲۰٪) تابع توزیع لگ نرمال را پیشنهاد می کنند. توزیع نرمال برای توصیف توزیع بتن با کیفیت بالا همخوانی خوبی دارد [1973، Drysdale].

به هر حال ، حتی در مورد کنترل کیفیت ضعیف ، توزیع فقط کمی نامتوازی دارد و این مقدار برای تمیز دادن دو نوع توزیع نرمال و لگ-نرمال بجز در دو انتهای ترسیمه ، اندک است . به هر حال نتیجه کار با فرض تابع نرمال یا لگ نرمال برای مقاومت بتن ، تفاوت چندانی با یکدیگر ندارد ، ولی آنچه معمول است و در مطالعات جامعتر که در چارچوب ACI و CP110 صورت گرفته است ، نشان می دهد که برای مقاومت فشاری بتن ، فرض تابع توزیع نرمال معقول تر خواهد بود که در این پایان نامه نیز استفاده شده است .

مطالعات انجام گرفته در ایالات متحده نشان می دهد که مقاومت نمونه های مغزه گیری از بتن اجرا شده در حدود ۸۷٪ تا ۹۰٪ مقاومت نمونه های استوانه ای استاندارد است که از همان بتن گرفته شده باشد . این موضوع در حدود ۱۲٪ کاهش را برای شرایط عمل آوری متوسط در مقاومت بتن پیشنهاد می کند .

Ellingwood و همکارانش (1980) میانگین مقاومت فشاری بتن مصرفی در سازه ها برای مقاومت های ۲۱۰ ، ۲۸۰ و ۳۵۰ کیلوگرم بر سانتیمتر مربع را به ترتیب ۱۹۳ ، ۲۳۷ و ۲۸۲ کیلوگرم بر سانتیمتر مربع و ضرایب پراکندگی آنها را ۰/۱۸ ، ۰/۱۸ و ۰/۱۵ معرفی می کنند .

به علاوه ، مشخصات آماری مقاومت کششی بتن و مدول الاستیسیته نیز مورد توجه قرار گرفته است [1979، Mirza et al]. توصیفات آماری مشخصات خزش و اُفت نیز توسط Madsen و Bazant (1983) مورد بررسی قرار گرفته است .

امیری شاهمیرانی (۱۳۷۸) با استفاده از ۱۰۶۵ نمونه مختلف که از کارگاههای مختلف سطح شهر تهران جمع آوری نمود ، مشخصات آماری ۸ نوع بتن را ، بر اساس عیار سیمان مصرفی و کنترل کیفیت کارگاهی ارائه می دهد (جدول ۳-۴) .

جدول ۳-۴ مشخصات آماری انواع بتن با عیارها و کنترل کیفیتهای متفاوت در شرایط ایران (امیری شاهمیرانی)

عیار	مقدار اسمی	کنترل کیفیت	میانگین	انحراف معیار	ضریب پراکندگی
۲۵۰	۲۱۰	متوسط	۱۶۴/۰۷	۱۹/۵۴	۰/۱۲
۲۵۰	۲۱۰	متوسط (+)	۱۸۶/۵۰	۲۲/۷۰	۰/۱۲
۳۵۰	۳۱۵	ضعیف	۲۱۶	۳۵/۰۱	۰/۱۶
۳۵۰	۳۱۵	متوسط (-)	۲۸۸/۵	۵۰/۲۰	۰/۱۷
۳۵۰	۳۱۵	متوسط	۲۹۵/۶۷	۳۷/۴۰	۰/۱۳
۳۵۰	۳۱۵	متوسط (+)	۳۱۵/۳۷	۳۴/۳۳	۰/۱۱
۴۰۰	۳۷۰	ضعیف	۳۲۳/۳	۵۴/۱۳	۰/۱۷
۴۰۰	۳۷۰	متوسط (+)	۳۳۶/۳	۳۸/۷۴	۰/۱۲

در ۴ مورد از ۸ مورد تقسیم بندی انجام گرفته ، تابع توزیع نرمال و در ۴ مورد باقیمانده نیز تابع توزیع لگ نرمال مناسب تر تشخیص داده شد . وی اظهار می دارد در هر مورد که بنا به روش کای اسکویر تابع توزیع لگ نرمال مناسب تر بوده است ، تابع توزیع نرمال نیز جوابگو می باشد ؛ ولی به علت برآزش بهتر توزیع لگ نرمال نسبت به نرمال در آن مورد ، این توزیع انتخاب گردیده است . در محاسبات مربوط به شاخص ایمنی که توسط مرجع یاد شده انجام گرفت ، مقادیر شاخص ایمنی هم برای توزیع نرمال و هم برای توزیع لگ نرمال مقاومت فشاری بدست آمد . مشاهده شد که اختلاف بین این دو مقدار بسیار ناچیز می باشد و همین امر ما را به عدم حساسیت شبیه سازی مونت کارلو نسبت به نوع تابع توزیع رهنمون می کند . در محاسبات مربوطه در فصول ۵ و ۶ تابع توزیع نرمال برای تمام ۸ مورد در نظر گرفته شده است .

فصل سوم----- مشخصات آماری متغیرهای اصلی مقاومت و بارها

در جدول بالا هرچه از عیار سیمان کمتر با کنترل کیفیت پایینتر ، به سمت عیار سیمان بالاتر و کنترل کیفیت بالاتر پیش می رویم میانگین جمعیت افزایش می یابد که با واقعیت همخوانی دارد . نکته دیگر اینکه ، هرچه کنترل کیفیت کارگاه بالاتر باشد ، ضریب پراکندگی آن پایینتر است . در جدول (۵-۳) مقاومت اسمی بتن بر اساس عیار سیمان مصرفی و حداقل مقاومت مجاز نشریه ۱۰۱ سازمان برنامه و بودجه نشان داده شده است .

جدول ۵-۳ حداقل مقاومت مجاز طبق نشریه ۱۰۱

۴۵۰	۴۰۰	۳۵۰	۳۰۰	۲۵۰	۲۰۰	۱۵۰	عیار بتن kg/m^3
۴۲۰	۳۷۰	۳۱۵	۲۶۰	۲۱۰	۱۶۰	۱۰۵	مقاومت ۲۸ روزه استوانه ای kg/cm^2

امیری شاهرانی برای تعیین نوع کنترل کیفیت ، جدول (۶-۳) را ارائه نموده است .

جدول ۶-۳ تعیین کنترل کیفیت

	بر پایه ضریب پراکندگی آزمایشات عملی آمریکا	عالی	متوسط	ضعیف
بر پایه میانگین مقاومت کارگاه				
$> f'_c$	عالی	عالی	متوسط (+)	متوسط (-)
$f'_c > 50 > f'_c$	متوسط	متوسط (+)	متوسط	متوسط (-)
$< f'_c - 50$	ضعیف	متوسط (-)	متوسط (-)	ضعیف

نوع کنترل کیفیتها بر پایه مقاومت میانگین کارگاه به شرح زیر است :

❖ عالی : مقاومت بدست آمده در کارگاه با توجه به میزان سیمان مصرفی ، از مقادیر توصیه شده توسط سازمان برنامه و بودجه (جدول ۳-۵) کمتر نباشد .

❖ متوسط : مقاومت بدست آمده در کارگاه با توجه به سیمان مصرفی ، حداکثر ۵۰ کیلوگرم بر سانتی متر مربع از مقاومت توصیه شده توسط سازمان برنامه و بودجه کمتر باشد .

❖ ضعیف : مقاومت بدست آمده در کارگاه با توجه به سیمان مصرفی ، بیش از ۵۰ کیلوگرم بر سانتی متر مربع ، از مقاومت توصیه شده توسط سازمان برنامه و بودجه کمتر باشد .

در مقایسه مقادیر بدست آمده از مقاومت فشاری بتن در شرایط ایران با مقادیر مورد استفاده آئین نامه ACI و تحقیقات آمریکا چنین برداشت می شود که میانگین و ضریب پراکندگی مقاومت فشاری بتن با عیار ۲۵۰ ایران که طبق نشریه ۱۰۱ سازمان برنامه و بودجه باید دارای مقاومت اسمی ۲۱۰ کیلوگرم بر سانتیمتر مربع باشد ، پایینتر از مقادیر متناظر آن برای مقاومت اسمی ۲۱۰ کیلوگرم بر سانتیمتر مربع آمریکاست .

در مورد بتن با عیار ۳۵۰ و ۴۰۰ کیلوگرم بر متر مربع ، از آنجا که مقاومت اسمی آنها طبق نشریه ۱۰۱ سازمان برنامه و بودجه به ترتیب مقادیر ۳۱۵ و ۳۷۰ کیلوگرم بر سانتیمتر مربع است و همخوانی با مقاومت‌های اسمی گروه ۳ و ۲ استاندارد آمریکا ندارد ، امکان مقایسه موجود نمی باشد ولی با نگاه اجمالی به حدود مقاومتها چنین در می یابیم که با افزایش عیار سیمان ، میانگین مقاومت فشاری بتن به طرز محسوسی افزایش می یابد و باعث می شود که در بتن با عیار ۴۰۰ مقاومت‌های بالایی حدود ۳۳۰ کیلوگرم بر سانتیمتر مربع بدست آید که مقادیر قابل توجهی بوده و از مقادیر مشابه آن در استاندارد آمریکا بیشتر می باشد . با دقت در ضریب پراکندگی استاندارد آمریکا و مقادیر بدست آمده توسط امیری شاهمیرانی (۱۳۷۸) ، مشاهده می گردد که به طور کلی ضریب پراکندگی ایران در این مورد پایینتر از ضریب پراکندگی تحقیقات در آمریکا می باشد .

۴-۲-۳ مشخصات آماری تنش تسلیم فولاد

منابع پراکندگی و مشخصات فیزیکی مورد نظر ما در مورد میلگردهای تسلیح بیشتر شبیه همانها در مورد اشکال فولادی نورد گرم هستند . یک بررسی مفید در این مورد انجام گرفته است [1979b, MacGregor, Mirza].

عوامل عدم قطعیت و پراکندگی در تنش جاری شدن فولاد به قرار زیر می باشد :

- ❖ پراکندگی در سطح مقطع آرماتورها
- ❖ پراکندگی در مقاومت مصالح مصرفی
- ❖ اثر فرایند بارگذاری
- ❖ اثر کرنش مربوط به نقطه تسلیم
- ❖ اثر قطر آرماتورها بر خواص آن

تغییرات تنش تسلیم یا مقاومت نهایی در طول میلگردهای تسلیح قابل چشمپوشی است . بنابراین ، همبستگی واحد برای مقاومت در نظر گرفته می شود . برای میلگردهای هم اندازه و تولیدی یک کارخانه ، ضریب پراکندگی مقاومت میلگردهای یک نورد حدود ۰.۱٪ تا ۰.۴٪ و ضریب همبستگی بین مقاومت تسلیم میلگردها حدود ۰.۹ می باشد [Rackwitz, 1996]. پراکندگی نهایی میلگردها بدلائل گوناگون و در مکانهای مختلف سازه ، بطور محتمل حدود ۴ تا ۷ درصد است . تحقیقات انجام گرفته در ایالات متحده و کانادا بر روی انواع مختلف فولادهای آجدار مصرفی در بتن آرمه ، ضریب پراکندگی در مقاومت آرماتورها را حدود ۰.۸٪ تا ۱.۲٪ نشان می دهد . در این مطالعات توابع چگالی احتمال مختلفی برای مقاومت تسلیم آرماتور پیشنهاد شده است . پس از تنظیم سرعت آزمایش و تایید مساحت اسمی مقطع عرضی ، تابع توزیع احتمال برای مقاومت تسلیم فولاد به شکلهای گوناگونی مانند نرمال ، لگ نرمال یا مقدار حدی در نظر گرفته شده است [Alpsten, 1972; MacGregor, Mirza, 1979b] اما به نظر نمی رسد هیچکدام مخصوصاً

فصل سوم----- مشخصات آماری متغیرهای اصلی مقاومت و بارها

خارج از ناحیه میانگین تطابق خوبی با داده های آزمایش داشته باشند . به دلیل نزدیکی تمامی توابع فوق با توزیع واقعی مقاومت فولاد ، فرض هر یک از این توابع برای توزیع مقاومت آرماتور تاثیر تعیین کننده ای بر روی نتیجه نهایی نمی گذارد [حاجی کاظم ، ۱۳۷۸].

Ellingwood و همکارانش (1980) برای آرماتورهای با مقاومت جاری شدن ۲۸۰۰ و ۴۲۰۰ کیلوگرم بر سانتیمتر مربع به ترتیب میانگین ۳۱۷۰ و ۴۷۲۵ ، ضریب پراکندگی ۰/۱۱۶ و ۰/۰۹۸ و تابع توزیع بتا را پیشنهاد می کند . مراجع دیگر ، تابع توزیع لگ نرمال را نیز پیشنهاد می کنند . به هر حال در مطالعات انجام شده در چارچوب آئین نامه ACI ، هر دو تابع توزیع فوق (بتا و لگ نرمال) استفاده می شوند و نتایج حاصله با یکدیگر همخوانی دارند . به همین جهت در مطالعات انجام گرفته در این پایان نامه ، توزیع لگ نرمال برای نمایش عدم قطعیت تنش تسلیم فولاد مورد استفاده قرار گرفت .

امیری شاهمیرانی (۱۳۷۸) با استفاده از مطالعات آماری که از ۱۰۶ کارگاه مختلف حاصل شد ، مشخصات آماری تنش جاری شدن میلگرد AIII با مقاومت اسمی ۴۰۰۰ کیلوگرم بر سانتیمتر مربع و AII با مقاومت اسمی ۳۰۰۰ کیلوگرم بر سانتیمتر مربع را ارائه کرده است . میانگین و ضریب پراکندگی این دو نوع فولاد در جدول (۷-۳) مشخص گردیده است .

جدول ۷-۳ مشخصات آماری تنش تسلیم میلگرد در ایران

نوع میلگرد	میانگین تنش جاری شدن	انحراف معیار تنش جاری شدن	ضریب تغییرات
	kg/cm^2	شدن kg/cm^2	
AII	۳۲۱۴	۲۴۲/۲	۰/۰۸
AIII	۴۰۸۰	۲۴۲/۸	۰/۰۶

میانگین تنش تسلیم در ایران پایینتر از موارد مشابه آمریکا می باشد . ضریب پراکندگی تنش تسلیم فولاد در ایران حدود ۶ تا ۸ درصد است که از مقدار مورد نظر آئین نامه ACI که ۹/۸ الی ۱۱/۶ درصد است کمتر می باشد . در نتیجه تنش تسلیم فولاد برای شرایط محلی ایران دارای میانگین و ضریب پراکندگی کمتر از موارد مشابه در آمریکا می باشد .

۳-۲-۵ عدم قطعیت در سطح مقطع آرماتورها

در طی فرایند غلطک کاری و ساخت ، سطح مقطع واقعی آرماتورها با سطح مقطع اسمی تعیین شده تفاوت‌هایی پیدا می کند . مهندس محاسب اطلاع دقیقی از این تفاوتها ندارد و همواره از مقادیر اسمی استفاده می کند . از سال ۱۹۶۸ استاندارد ASTM با اثر دادن این تفاوتها ، سطح مقطع اسمی را ملاک عمل قرار می دهد [حاجی کاظم، ۱۳۷۸] . بهترین تابع توزیع احتمالی که این تفاوتها در مقادیر اسمی و واقعی سطح مقطع فولادها را تخمین می زند ، تابع توزیع نرمال است . حاجی کاظم (۱۳۷۸) با استفاده از منابع خارجی ، ضمن تاکید بر مطلب فوق ، نسبت سطح مقطع میانگین (A_m) به سطح مقطع اسمی (A_n) را برابر واحد و ضریب پراکندگی مربوط به آنرا ۰/۰۱ پیشنهاد می کند . Ellingwood و همکارانش (1980) ضریب پراکندگی را برابر ۰/۰۳ پیشنهاد می کنند که در این پایان نامه در شرایط آماری آمریکا از آن استفاده شده است .

امیری شاهمیرانی (۱۳۷۸) بجای مطالعات آماری روی سطح مقطع میلگردها ، مطالعات آماری را بر روی قطر میلگردها انجام داده است . بدین ترتیب که اختلاف بین قطر عملی و اسمی برای میلگردهایی که از ۱۰۶ کارگاه مختلف بدست آمده است ، مد نظر قرار گرفته است .

در این مرجع میانگین اختلاف قطر عملی و اسمی ($\mu_{\Delta db}$) برابر ۰/۰۳۷ سانتیمتر و انحراف معیار اختلاف قطر عملی و اسمی ($\sigma_{\Delta db}$) برابر ۰/۲۷۸ سانتیمتر ذکر گردیده است . با توجه به اینکه

این ارقام کمی غیر معقول به نظر می رسند ، مطالعه آماری مجددی با استفاده از آمار مندرج در ضمیمه این مرجع ، توسط حاجی کاظم (۱۳۷۸) انجام شد و مقادیر بالا به شرح زیر اصلاح شدند :

$$\sigma_{\Delta db} = 0.279(\text{mm}) \quad \mu_{\Delta db} = 0.01(\text{mm})$$

همچنین نتایج حاصله نشان دادند که اختلاف بین میانگین مقدار AS اسمی و میانگین AS عملی ناچیز است و می توان گفت : $\mu_{AS} = AS$. ضریب پراکندگی محاسبه شده AS با قطرهای مختلف میلگرد در جدول (۳-۸) نشان داده شده است .

جدول ۳-۸ ضرایب پراکندگی AS برای میلگردهای مختلف

قطر میلگرد (mm)	8	10	12	14	16	18	20	22	25	28	30	32
ضریب پراکندگی	0.09	0.04	0.02	0.03	0.04	0.03	0.02	0.02	0.02	0.03	0.02	0.03

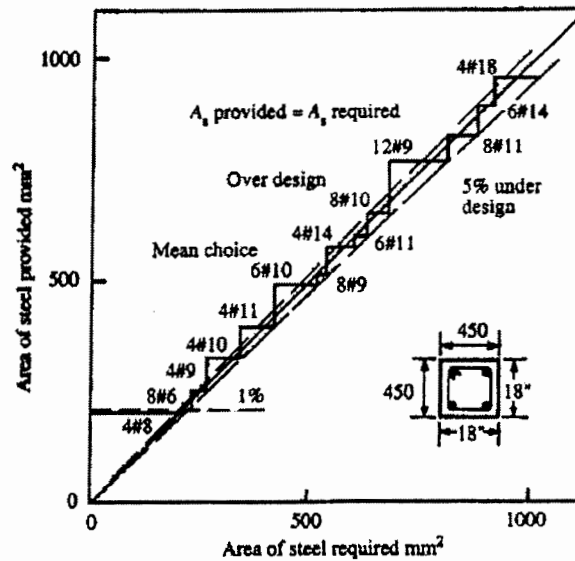
می توانیم میانگین این ضرایب پراکندگی را که برابر ۰/۰۳ است به عنوان ضریب پراکندگی AS پذیرفت .

ملاحظه می شود که نتایج بدست آمده از آمار مربوط به میلگرد در ایران ، دقیقاً همان مقادیر مربوط به ACI و کانادا می باشد . البته این امر چندان دور از ذهن هم نیست ، زیرا تکنولوژی ساخت میلگرد ، تقریباً در نقاط مختلف جهان یکسان می باشد .

۳-۲-۶ عدم قطعیت مربوط به طراح

موردی که تا بحال در تحقیقات مربوط به قابلیت اعتماد ، مورد توجه چندانی قرار نگرفته ، عدم قطعیت‌های سطح مقطع فولاد بکار گرفته شده توسط طراح است . از آنجا که مقاطع فولادی مورد شده و میلگردهای تسلیح تنها در اندازه های ثابت و به صورت مجزا موجودند ، باعث بکارگیری سطح مقطع بزرگتر یا تعداد میلگردهای بیشتر نسبت به آنچه مطابق محاسبات مورد نیاز است می شوند .

بنابراین مقاومت المانها از آنچه بر اساس روابط حاصل می شود متفاوت خواهد بود . بعضی اوقات طراحان مقادیر رو به پایین سطح مقطع میلگردها را انتخاب می کنند ، برای مثال اگر خطا کمتر از ۵٪ باشد . اما معمولاً یک انتخاب رو به بالا توسط طراحان مورد استفاده قرار می گیرد . نسبت مقاومت فراهم شده به مقاومت مورد نیاز ، به نام " ضریب جداسازی " ^۱ نامیده می شود . انتظار می رود که میانگین بیشتر از یک داشته باشد . شکل (۳-۱) یک رابطه نمونه را برای ستونهای بتن مسلح نشان می دهد [Mirza و MacGregor، 1979a] . چنین گرافهایی برای مقاطع فولادی هم می تواند کشیده شود .



شکل ۳-۱ تاثیر ابعاد میلگردهای انتخابی بر مقاومت عملی ستونهای بتن مسلح [Mirza و MacGregor، 1979a]

برای طراحی ستونهای بتن مسلح یک ضریب جداسازی با توزیع لگ نرمال اصلاح شده ، با ضریب اصلاح $c=0.91$ ، میانگین 1.01 و ضریب پراکندگی 0.04 ، منطقی بنظر می رسد [Mirza و MacGregor، 1979a] و [Zhou، 2000] . برای مقاطع بتن مسلح ، به طور کلی می توان از مقادیر یاد شده استفاده نمود [Mirza و MacGregor، 1979a] .

۷-۲-۳ عدم قطعیت در ابعاد مقاطع

تغییر در ابعاد و اندازه های هندسی اعضاء بتن آرمه بدلائل عدیده ای بوجود می آید که عبارتند از :

- ❖ انحراف از مقادیر مشخص شده شکل سطح مقطع و ابعاد آن.
- ❖ انحراف آرماتورها ، تنگ ها و خاموتها از موقعیت واقعی خود .
- ❖ انحراف تیرها و ستونها از محل قرارگیری واقعی خود.
- ❖ کیفیت پایین اجرای سازه .

نقایص هندسی در جریان فازهای مختلف اجرایی افزایش می یابد . پراکندگی در اندازه و شکل اساساً به شکل ، اندازه و فرم مورد استفاده در بنا بستگی پیدا می کند . به همین دلیل نقایص هندسی از یک کشور به کشور دیگر متفاوت بوده و به کیفیت تکنولوژی اجرا و تجهیزات در هر کشور بستگی پیدا می کند .

طبیعی است که این تغییر پذیری در ابعاد برای قطعات مختلف سازه های بتن آرمه دارای اهمیت یکسانی نخواهد بود . به عنوان مثال در یک تیر عمیق ، تغییرات کوچکی در عمق موثر تیر بر روی مقاومت آن تاثیر چندانی ندارد ، در حالیکه همین تغییرات کوچک برای دالهای بتن آرمه از اهمیت زیادی برخوردار بوده و مقاومت دالها را به شدت تحت تاثیر قرار خواهد داد .

Ellingwood و همکاران (1980) مشخصات آماری ابعاد اسمی ستونهای بتن آرمه را با میانگین ابعاد اسمی به علاوه $+1.524 \text{ mm}$ و انحراف معیار 6.35 mm معرفی می کنند که مقدار اندکی است . Mirza و MacGregor (1979a) نیز این مقادیر را مورد تایید قرار دادند . Frangopol و همکارانش (1996) برای پوشش بتن روی میلگردها ابعاد اسمی پوشش بتن به علاوه $+7.62 \text{ mm}$ را به عنوان میانگین و 4.22 mm را به عنوان انحراف معیار در نظر گرفتند . توزیع خطای ابعادی در اعضای بتن آرمه یک توزیع نرمال می باشد [حاجی کاظم، ۱۳۷۸].

امیری شامیرانی (۱۳۷۸) با مطالعه بر روی ۱۰ پروژه در سطح تهران که منجر به پدید آمدن ۱۰۳ نمونه شده است، اختلاف مقادیر عملی عرض مقطع (b) و اسمی آن و با توجه به ۹۳ نمونه جمع آوری شده، مقادیر میانگین و انحراف معیار اختلاف ارتفاع موثر عملی و اسمی را تعیین و محاسبه نموده است (تابع توزیع نرمال بر این داده ها منطبق است):

$$\mu_{\Delta b} = 1.05 \text{ cm} \quad \sigma_{\Delta b} = 2.18 \text{ cm}$$

$$\mu_{\Delta d} = -0.34 \text{ cm} \quad \sigma_{\Delta d} = 1.74 \text{ cm}$$

از عدم قطعیت در ابعاد مقطع عرضی ستون برای تحلیل حساسیت در این پایان نامه چشمپوشی شد، زیرا تاثیر آن بر روی قابلیت اعتماد اندک است [Florin و Mazzucchelli، 1991]. این فرض توسط Zhou (2000) نیز تایید و استفاده شده است.

۳-۳ متغیرهای بار

۳-۳-۱ کلیات

برای طراحی هر سازه ای، طراح بایستی نسبت به انواع و مقادیر بارهایی که انتظار می رود در طول عمر سازه بر آن وارد شوند آگاهی داشته باشد. ارزیابی دقیق بارهای ثقیلی و تخمین مناسب بارهای ماکزیممی که یک ساختمان طی طول عمرش تحمل خواهد کرد، برای یک طراحی ایمن و اقتصادی بسیار مهم است.

بارهای وارده بر ساختمان در طبیعت، اتفاقی هستند. آنها با فضا و زمان تغییر می کنند. در سالهای اخیر، در بسیاری از کشورها مطالعات زیادی در مورد بارها انجام شده است. در همین زمان، تمایل به بسط طراحی حالت حدی احتمال اندیشانه و کدهای متکی بر قابلیت اعتماد شکل گرفت. مشخصه های بارگذاری احتمالاً مهمترین پارامتر در تحلیل و طراحی بر اساس قابلیت اعتماد می باشد. این بخش به بررسی انواع بارهایی که بطور معمول در طراحی در نظر گرفته می شوند

اختصاص یافته است و برخی مدل‌های احتمالاتی این بارها که در توسعه کدها بر مبنای قابلیت اعتماد استفاده می‌شوند، توصیف شده است.

۳-۳-۲ انواع بارها

بارها به صورتهای متعددی به سازه وارد می‌شوند. این بارها بر حسب انواع اطلاعات آماری موجود و مشخصات پدیده بار، می‌توانند به سه دسته تقسیم شوند:

❖ نوع ۱: در این نوع، شدت بارها در طول زمان ثابت است و مقدار آن بستگی به زمان ندارد. بار مرده و بار زنده دائمی مثالهایی از این دسته اند.

❖ نوع ۲: در این نوع، شدت بار در یک بازه زمانی تعریف می‌شود، در نتیجه این بارها به زمان بستگی دارند، بارهای باد، برف و بار زنده گذرا مثالهایی از این گروه هستند.

❖ نوع ۳: اطلاعات مربوط به این نوع بارها به سهولت قابل دستیابی نیست چون این بارها در دوره زمانی معینی بوقوع نمی‌پیوندند. این بارها در مدت زمان کوتاهی اثر می‌کنند مانند زلزله.

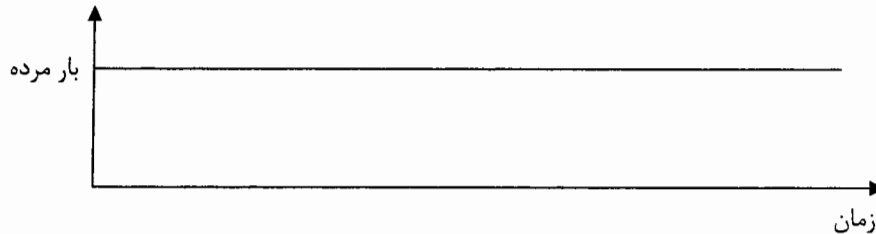
۳-۳-۳ بار مرده

بار مرده که در طراحی مورد توجه قرار می‌گیرد به طور معمول بار ثقلی ناشی از وزن اجزاء سازه ای و غیر سازه ای که بطور ثابت به سازه متصل هستند می‌باشد. مقادیر بار مرده نهایی به دو دسته تفکیک می‌شوند:

❖ وزن المانهای ساخته شده در کارخانه (فولاد، اعضای بتنی پیش ساخته)

❖ وزن اعضای بتنی ریخته شده در محل کارگاه

همه مؤلفه های بار مرده بصورت متغیرهای تصادفی نرمال رفتار می کنند . بطور معمول فرض می شود که بار مرده D ، در طول عمر سازه ثابت می ماند (شکل ۲-۳) .



شکل ۲-۳ تغییرات بار مرده با زمان

در تحقیق انجام گرفته توسط Ellingwood و همکاران (1980) ، نسبت میانگین بار مرده به بار مرده اسمی 1.05 و ضریب پراکندگی بار مرده 0.1 فرض شده است .

۳-۳-۴ بار زنده

بطور کلی ، بار زنده می تواند به عنوان هر باری که توسط ساکنین ساختمان ایجاد می شود تعریف شود . بارهای کف ثقلی غیر دائمی در طول عمر سرویس ساختمان به عنوان بارهای زنده در نظر گرفته می شوند . بار زنده شامل وزن ساکنین ، مبلمان ، پارتیشنهای متحرک ، اسباب و اثاث و سایر ابزار قابل حمل و تجهیزات می باشد ، که معمولا به صورت بار گسترده یکنواخت فرض می شود . بزرگی بار زنده بستگی به کار برد فضای اشغال شده دارد . مجموع بار زنده روی کف تحت دو مؤلفه تعریف می شود :

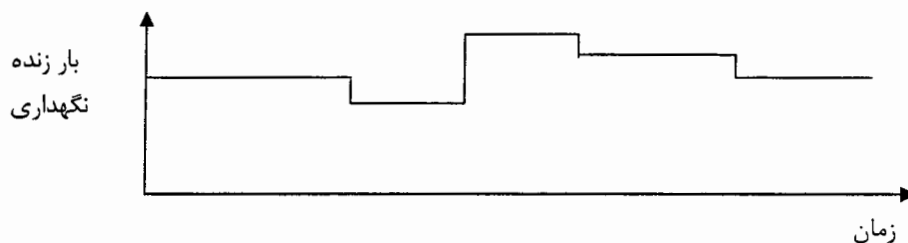
۳-۳-۴-۱ بار زنده دائمی^۱

بار زنده دائمی شامل بار وارده از طرف اسباب و اثاث منزل ، پارتیشن و بارهای ناشی از فعالیت معمول ساکنین می باشد . عبارت "دائمی" برای نشان دادن اینکه در مورد بار ، یک وضعیت

فصل سوم----- مشخصات آماری متغیرهای اصلی مقاومت و بارها

بدون تغییر انتظار می رود ، استفاده می شود . بار زنده دائمی همچنین بار زنده نقطه دلخواهی در زمان نامیده شده است (L_{apt}^1) و بار زنده ای است که احتمال بیشتری برای وجودش در یک دفتر ، آپارتمان ، مدرسه ، هتل و چیزی شبیه این می رود .

بار زنده دائمی نشان داده شده در شکل (۳-۳) در زمانهای مجزا ممکن است تغییر کند ولی بین زمانها تقریباً ثابت است . پراکندگی بار حاصل تغییراتی است که در اثر تغییر یک فعالیت عادی بوجود می آید . این بار در فاصله زمانی تغییر ساکنین ثابت فرض شده است ؛ بنابراین به عنوان بار دوره طولانی موسوم می باشد .



شکل ۳-۳ تغییرات بار زنده دائمی با زمان

بارهای زنده سرویس توسط محققان زیادی به منظور یافتن داده های آماری بارهای زنده دائمی مورد بررسی قرار گرفته اند . برخی مقادیر آماری در جدول (۳-۹) در ستونی تحت عنوان بار زنده بهره برداری نشان داده شده است . طی تحقیقات گذشته [Corotis و Doshi، 1977 و Ellingwood et al، 1980] دریافتند که بار زنده دائمی می تواند بصورت یک متغیر تصادفی با توزیع گاما مدل شود .

جدول ۳-۹ برخی از مشخصات آماری نمونه بار زنده [1996، ASCE]

میانگین ماکزیمم بار kN/m^2	ضرایب زمانی			بار گذرا		بار سرویس		نوع فضا
	Γ_s years	ν_s per year	τ_s years	σ_s kN/m^2	m_s kN/m^2	σ_s kN/m^2	m_s kN/m^2	
2.63	50	1	8	0.39	0.38	0.28	0.52	ساختمان اداری دفتر کار
1.72	50	1	2	0.32	0.29	0.12	0.29	مسکونی منزل اجاره ای
1.82	50	1	10	0.32	0.29	0.12	0.29	منزل شخصی
2.2	50	20	5	0.28	0.29	0.06	0.22	هتل اتاق مهمان
1.63	100	1	1	0.16	0.33	0.13	0.57	مدرسه کلاس درس

برای مساحت 18.58 متر مربع ، به جز برای مدرسه ، که مساحت 92.9 متر مربع در نظر گرفته شده است .

τ_s : مدت زمان اشغال بار دائمی میانگین

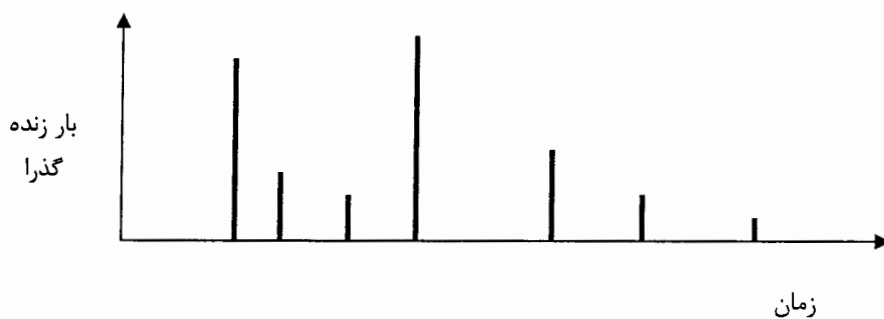
ν_s : سرعت میانگین وقوع بار گذرا

Γ_s : دوره بازگشت

۳-۳-۴-۲ بار زنده گذرا^۱

بار زنده گذرا شامل وزن افرادی که در یک مدت زمانی کوتاه در محلی مانند اتاق جمع می شوند و یا وزن وسایلی که برای مدت کمی در یک اتاق انبار شده اند است . به دلیل اینکه این بار غیر متناوب است و پیش بینی وقوع آن دشوار می باشد ، بار گذرا نامیده می شود (شکل ۳-۴) . بطور معمول بار ناشی از تجمع افراد در ترکیب با بارهای دائمی باعث ایجاد بار ماکزیمم می شود . اطلاعات موجود در مورد بار گذرا بسیار محدود است . بخاطر مشکلاتی که در بررسی بار زنده گذرا

وجود داشته ، تنها تعداد اندکی تحقیق در این مورد انجام گرفته است . بارهای گذرا باید با بررسیهای مداوم بارها در طی زمان حاصل شوند . این امر ، اطلاعات لازم درباره بزرگی و موقعیت زمانی بار گذرا را در اختیار محققین قرار می دهد . راه دیگر جمع آوری اطلاعات در این زمینه ، پرسش درباره پیشامدهای بارهای گذرا در گذشته می باشد . این روش آسانتر است ولی با دقت کمتر و عدم قطعیت همراه است . بارزنده گذرا تابعی از سطح تأثیرمی باشد . برخی داده های مربوط به مؤلفه گذرای بار زنده در جدول (۳-۹) آمده است .

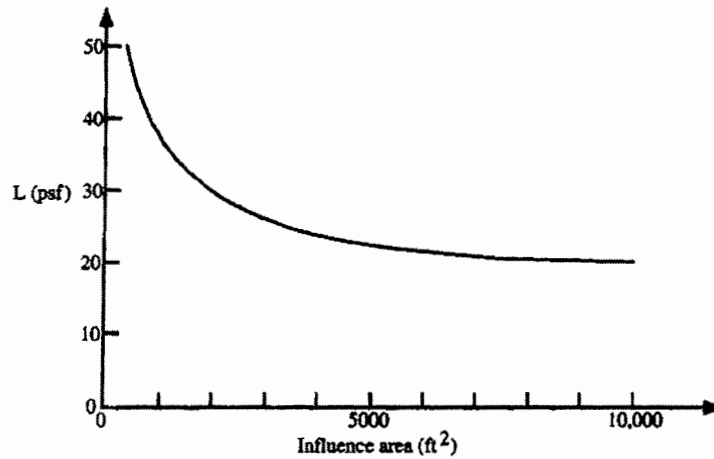


شکل ۳-۴ تغییرات بار زنده گذرا با زمان

۳-۴-۳ بار زنده ماکزیمم

برای اهداف طراحی ، لازم است که ترکیب مورد انتظار بارهای دائمی و بارهای گذرا در طول عمر طراحی سازه (۵۰-۱۰۰ سال) مشخص باشد . مشخصات آماری بار زنده ماکزیمم به تغییرات آنی بار گذرا ، مدت اثر بار دائمی (که به فراوانی تعویض مستاجر یا تغییر در نوع استفاده وابسته می باشد) ، طول عمر سازه و مشخصات آماری متغیرهای تصادفی بکار رفته وابسته می باشد [Chalk و Corotis ، 1980] . بار زنده ماکزیمم که ترکیب بار زنده گذرا و دائمی می باشد را می توان توسط توزیع حدی نهایی Type I مدل کرد [Ellingwood et al ، 1980] . مدل‌های پیچیده تری بوسیله Chalk و Corotis (1980) مورد بررسی قرار گرفته اند .

میانگین مقدار بار زنده ماکزیمم طی 50 سال بصورت تابعی از سطح تأثیر در شکل (۳-۵) و ضرایب پراکندگی در جدول (۳-۱۰) نشان داده شده اند .



شکل ۳-۵ میانگین بار زنده ماکزیمم طی ۵۰ سال به صورت تابعی از سطح تأثیر

جدول ۳-۱۰ ضرایب پراکندگی بار زنده ماکزیمم طی ۵۰ سال [Ellingwood et al, 1980]

ضریب پراکندگی	سطح تأثیر m^2
0.14-0.23	18.58
0.13-0.18	92.9
0.10-0.16	464.5
0.09-0.16	929

۳-۳-۵ بار باد

بار باد تابعی از پارامترهای متعدد مانند سرعت باد ، جهت وزش باد ، هندسه سازه ، توپوگرافی محلی و غیره است . برای اهداف طراحی ، فشار باد روی سطح بیرونی سازه محاسبه و سپس این فشار به بار یا اثرات بار تبدیل می شود . فرمولهای مورد استفاده به منظور تعیین فشار باد روی سازه در ایالات متحده به شکل کلی زیر هستند :

$$p_z = q_z G C \quad (1-3)$$

$$q_z = 0.613 K_z K_{zt} I V^2 \quad (2-3)$$

p_z فشار طراحی ، q_z فشار سرعت ، K_z ضریب در معرض فشار سرعت ، K_{zt} عامل توپوگرافیک ، V سرعت باد مبنا (متر بر ثانیه) ، I ضریب اهمیت ، G ضریب تند باد و C ضریب فشار است [ASCE، 1996] .

سرعت باد مبنا ، سرعت تندباد ۳ ثانیه ای در ارتفاع ۱۰ متری بالای سطح زمین برای زمین نوع فرودگاه با دوره بازگشت میانگین ۵۰ سال است .

تحلیل داده های سرعت باد نشان می دهد که بیشترین سرعت باد سالانه در یک مکان مخصوص ، از تابع مقدار حدی Type I پیروی می کند [Simiu، 1979] . این توزیع اکثر اوقات مدل استفاده شده برای سرعت باد می باشد [Ellingwood و Tekie، 1999] . به هر حال ، سرعتهای تند باد تمایل به پیروی از یک توزیع ویبول دارند [ASCE، 1996] . اگرچه توابع احتمالاتی برای V موجودند ، تابع توزیع احتمال بار باد هنوز در محاسبات قابلیت اعتماد سازه ها مورد توجه ویژه قرار می گیرد . توزیع بار باد ضرورتاً Type I نیست ؛ زیرا فشار باد به جای V با V^2 متناسب است . از این گذشته ، پارامترهای دیگر در طبیعت نیز بصورت تصادفی هستند . بنابراین تعیین توزیع بار باد دشوار است . مطالعات انجام شده نشان داده است که عدم قطعیت در بار باد تحت تاثیر عدم قطعیت V^2 است و تابع توزیع تجمعی برای بار باد می تواند بوسیله توزیع Type I برای مقادیر تابع توزیع تجمعی بالای 0.90 نشان داده شود [Ellingwood، 1981] . این ناحیه از تابع توزیع تجمعی یکی از علاقه مندیها در تحلیلهای قابلیت اعتماد سازه هاست . تغییرات بار باد با زمان در شکل (۳-۶) نشان داده شده است .



شکل ۳-۶ تغییرات بار باد با زمان

برای اطلاعات بیشتر در مورد بار باد ، به مقالات و گزارشهای زیر رجوع داده می شود :

[Ellingwood ، 1981 ؛ Ellingwood et al ، 1980 ، Galambos et al ، 1982 ؛ Ellingwood et al ، 1982 ، Ellingwood و O'Rourke ، 1985 ، Redfield و Ellingwood ، 1983 ؛ Ellingwood و Rosowsky ، 1996 ، Thom ، 1966 ، Boyd ، 1961] :

نیروی باد وارد بر سازه ها طبق آیین نامه ۵۱۹ ایران از رابطه زیر بدست می آید :

$$F = P \cdot A \quad (۳-۳)$$

$$P = C_e C_q q \quad (۴-۳)$$

$$q = 0.005V^2 \quad (۵-۳)$$

V : سرعت مبنای باد به کیلو متر بر ساعت

q : فشار مبنای باد به دکا نیوتن بر متر مربع

C_e : ضریب اثر تغییر سرعت

C_q : ضریب شکل

P : فشار یا مکش ناشی از باد

A : مساحت سطحی از ساختمان که فشار یا مکش P به آن وارد می شود

F : نیروی ناشی از باد

فصل سوم----- مشخصات آماری متغیرهای اصلی مقاومت و بارها

در روابط ارائه شده فاکتور اصلی ، سرعت مبنای باد می باشد که طبق تعریف برابر است با سرعت متوسط ساعتی باد در ارتفاع ۱۰ متر از سطح زمین در منطقه ای مسطح و بدون مانع که بر اساس آمار موجود در منطقه احتمال تجاوز از آن کمتر از ۲٪ (دوره بازگشت ۵۰ ساله) باشد .

روابط طراحی ستونهای بتن آرمه بر اساس آیین نامه های آبا و ACI

فصل

۴

۴-۱ مقدمه

ستون به یک عضو سازه ای اطلاق می شود که بار محوری فشاری را با و یا بدون لنگر خمشی منتقل می کند . ستونها معمولاً بارهای قائم را از بام یا کف ساختمان گرفته و آن را به پی منتقل می کنند . به طور متعارف اگر نسبت ارتفاع به کوچک ترین بعد مقطع یک عضو فشاری قائم کوچک تر از ۳ باشد ، آن عضو به نام پایه یا پداستال نامیده شده ، و اگر این نسبت بزرگتر از ۳ باشد ، آن قطعه ستون خوانده می شود . اگر نسبت ابعادی و وضعیت انتهایی و کلی یک ستون طوری باشد که ستون تحت بارهای نهایی ، بر اساس بار محوری و لنگر خمشی که به صورت معمولی محاسبه می شود ، به مرحله شکست برسد ، آن ستون "ستون کوتاه" نامیده می شود که مورد بحث این پایان نامه است .

در مقابل اگر ابعاد ستون و وضعیت قرارگیری ستون به گونه ای باشد که با تغییر شکل جانبی ستون ، لنگر خمشی اضافه ای در ستون ، معادل حاصل ضرب بار محوری (P) در تغییر مکان جانبی (Δ) ایجاد شود و شکست ستون تحت اثر این لنگر اضافه به علاوه اثرات بار محوری و لنگر خمشی اولیه اتفاق بیفتد ، این ستون "ستون بلند" یا "ستون لاغر" خوانده می شود . حاصل ضرب بار محوری در تغییر مکان جانبی ستون ($P*\Delta$) را به نام "لنگر ثانویه" یاد می کنند ، و تاثیرات آن را به نام "اثر $P-\Delta$ " می خوانند . معمولاً اجازه داده می شود که در ستون هایی که اثرات ثانویه یا اثرات $P-\Delta$ بیش از ۵ درصد از مقاومت ستون نمی کاهد ، طراحی به صورت متداول در ستونهای کوتاه انجام گیرد . مطالب این فصل به آنالیز ستونهای کوتاه اختصاص یافته است .

فصل چهارم-----روابط طراحی ستونهای بتن آرمه بر اساس آئین نامه های آبا و ACI

در فصلهای آینده ، تحلیل‌های قابلیت اعتماد بر روی ستونهای بتن آرمه با تنگ بسته انجام شده است . در این ستونها ، فولادهای طولی به جهت کمک به ظرفیت فشاری بتن و نیز تحمل کشش احتمالی ناشی از لنگر خمشی تعبیه می شوند . همچنین فولادهای عرضی به صورت تنگ بسته در فواصل مناسب ، به عنوان قید جانبی برای فولادهای طولی عمل می کنند . فولادهای عرضی به صورت تنگ بسته ، نقش اجرایی داشته و فولادهای طولی را در هنگام بتن ریزی و ارتعاش بتن در جای خود مهار کرده و مقاومت ستون را بالا می برند . همچنین در مقابل نیروی برشی احتمالی موجود در ستون مقاومت می کنند ؛ اگرچه اصولاً در ستونها و تحت بار قائم ، برش قابل توجهی ایجاد نشده و غالباً ظرفیت برشی بتن مقطع جوابگو خواهد بود .

۲-۴ ضوابط و محدودیتهای فولادگذاری ستون

آئین نامه های مرتبط با بتن آرمه به منظور عملکرد و بازدهی مناسب فولادهای به کار رفته در ستون ، ضوابط و محدودیتهایی را ذکر می کنند که در این بخش به آن ضوابط اشاره می شود . از بررسی ضوابط فولادهای عرضی به دلیل اینکه نقشی در تحلیل قابلیت اعتماد صورت پذیرفته ندارند ، صرفنظر شده است .

۱-۲-۴ حداقل فولاد طولی

ACI 318 حداقل فولاد طولی ستون را برابر با ۱ درصد سطح مقطع ناخالص ستون ذکر می کند . به نظر می رسد تعیین ۱ درصد به عنوان حداقل فولاد طولی ستون ، به منظور جلوگیری از یک شکست ناگهانی و ترد است . از طرفی به کار گرفتن حداقل ۱ درصد فولاد طولی ، مقادیر خزش و افت را کاهش داده و مقاومت خمشی حداقلی را نیز برای ستون فراهم می کند . در هیچ شرایطی نباید میزان فولاد طولی به کار رفته در ستون کمتر از ۰/۵ درصد سطح مقطع ستون باشد .

فصل چهارم-----روابط طراحی ستونهای بتن آرمه بر اساس آئین نامه های آبا و ACI

کاهش حداقل فولاد طولی ستون از ۱ درصد به ۰/۵ درصد در شرایط ذکر شده ، برای طراحی ستون در مناطق با زلزله پذیری بالا مجاز نیست . آئین نامه آبا حداقل فولاد طولی ستون را ۰/۰۸ سطح مقطع ناخالص ستون ذکر می کند .

در تعیین حداقل فولاد مورد نیاز برای هر دو آئین نامه ، اگر ستون دارای سطح مقطعی بزرگتر از مقدار لازم برای تحمل بارهای موردنظر باشد ، می توان سطح مقطع مؤثر کاهش یافته ای در نظر گرفت ؛ ولی این سطح مقطع نباید از نصف سطح مقطع کل کوچکتر باشد .

کمترین فولاد انتخابی برای مقطع نمونه فصل ۵ (شکل ۵-۳) ۰/۰۱ سطح مقطع ناخالص ستون است که تحلیلهای انجام شده از این مقدار فولاد آغاز شده است .

۲-۲-۴ حداکثر فولاد طولی

ACI 318 و آبا حداکثر فولاد طولی ستون را به ۸ درصد سطح مقطع ناخالص ستون محدود می کنند . محدودیت حداکثر فولاد طولی به جهت جلوگیری از تراکم میلگرد و مشکلات اجرایی مرتبط با آن است . در عمل با قرار دادن بیش از ۵ تا ۶ درصد فولاد طولی در مقطع ، ریختن بتنی که به خوبی در قالب و اطراف میلگردها جای گیرد ، مشکل است . با توجه به اینکه میلگردهای ستون با قرارگیری در کنار هم در یک مقطع وصله می شوند ، درصد فولاد طولی حداکثر مقطع نمونه ۰/۰۴ در نظر گرفته شد .

۳-۲-۴ حداقل تعداد میلگرد طولی

ACI 318 و آبا حداقل تعداد میلگرد طولی برای مقطع با تنگ بسته مستطیلی یا دایروی را به میزان ۴ میلگرد مجاز می نمایند .

فصل چهارم----- روابط طراحی ستونهای بتن آرمه بر اساس آئین نامه های آبا و ACI

۴-۲-۴ حداقل فاصله بین میلگردهای طولی

ACI 318 و آبا حداقل فاصله آزاد بین میلگردهای طولی محصور در تنگ یا دورپیچ در اعضای فشاری را به صورت $\max\{1.5d_b, 40mm\}$ تعیین می کنند که d_b قطر میلگرد طولی است. بدیهی است که این فاصله هم چنین نباید از $\frac{4}{3}$ بزرگترین بعد اسمی دانه ها کم تر باشد. حداقل فاصله آزاد بین میلگردها باید در محل وصله میلگردهای طولی نیز، بین نزدیکترین میلگردها کنترل شود. این فاصله در بیشترین مقدار فولاد طولی مقطع نمونه شکل (۳-۵) نیز قابل رعایت است.

۵-۲-۴ محدودیت ابعاد مقطع

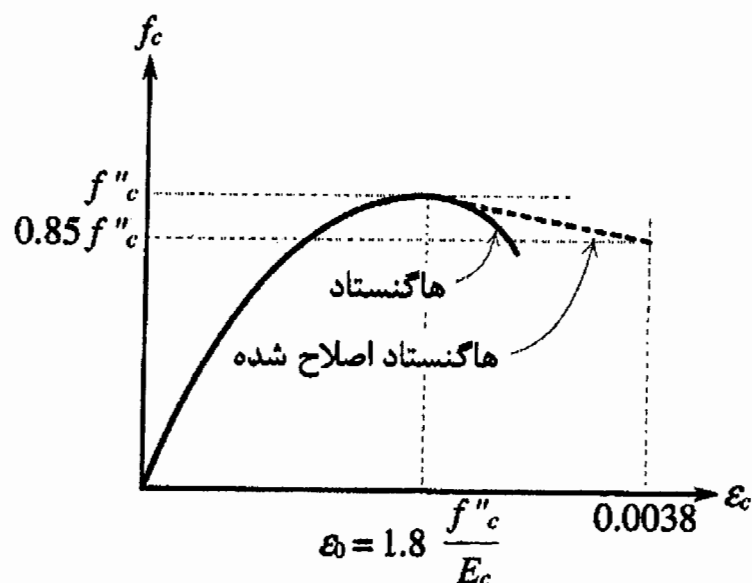
ACI 318 و آبا مستقیماً سطح مقطع حداقلی را برای ستون ذکر نمی کنند؛ اما واضح است که به منظور تأمین پوشش لازم روی فولادهای عرضی و نیز تأمین فاصله آزاد لازم بین میلگردهای طولی و جوه مقابل مقطع، رعایت حداقل ابعادی در محدوده ۲۰۰ تا ۲۵۰ میلیمتر لازم خواهد بود.

۳-۴ مدل‌های طراحی

توزیع تنش واقعی در قسمت فشاری مقطع بتن آرمه در تمام سطوح باربری مقطع و از جمله در لحظه گسیختگی نهایی مقطع، قسمتی یا تمام منحنی تنش-کرنش بتن است. این معادله رفتاری را می توان بصورت منحنی هاگنستاد بر اساس رابطه زیر بیان نمود:

$$f_c = f_c'' \left[\frac{2\varepsilon_c}{\varepsilon_0} - \left\langle \frac{\varepsilon_c}{\varepsilon_0} \right\rangle^2 \right] \quad (۲-۴)$$

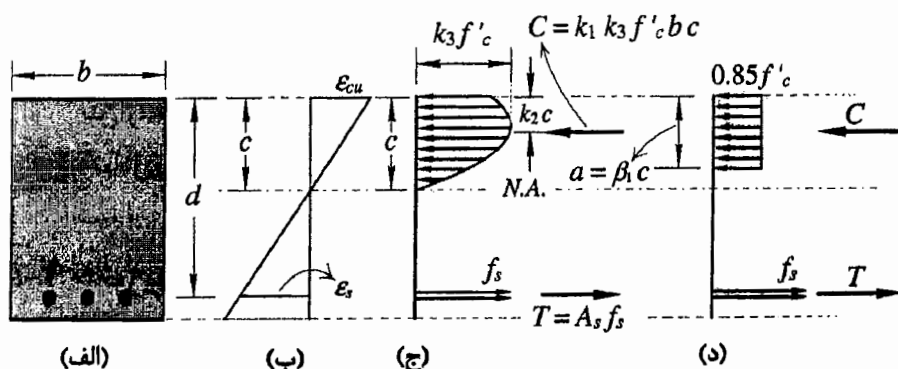
این منحنی در شکل ۱-۴ نمایش داده شده است.



شکل ۱-۴ منحنی هاگنستاد و هاگنستاد اصلاح شده

در رابطه ۲-۴ f_c'' تنش حداکثری است که در عضو بتنی حاصل می شود ، در حالی که f_c' مقاومت فشاری ۲۸ روزه نمونه استوانه ای است . مقدار f_c'' به صورت $f_c'' = k_s f_c'$ به دست می آید ، که ضریب k_s را می توان برای بتن هایی با مقاومت فشاری استوانه ای ۱۵ ، ۲۰ ، ۲۵ ، ۳۰ و مساوی یا بزرگتر از ۳۵ مگاپاسکال ، به ترتیب برابر ۱/۱۰ ، ۰/۹۷ ، ۰/۹۵ ، ۰/۹۳ و ۰/۹۲ در نظر گرفت . منحنی هاگنستاد به صورت اصلاح شده نیز در شکل ۱-۴ ، به صورت خط چین نمایش داده شده است که در محاسبات ، رفتار بهتری را از خود نشان می دهد.

برای کار کردن با این منحنی باید برآیند تنش های فشاری و نیز نقطه اثر آن معلوم باشد . بدین ترتیب ۳ ضریب k_1, k_2, k_3 که در شکل ۲-۴-ج به کار رفته اند ، در نوشتن معادلات تعادل نقش پیدا می کنند . ضریب k_3 نسبت حداکثر تنش ایجاد شده در قسمت فشاری عضو خمشی در لحظه گسیختگی نهایی مقطع ، به حداکثر مقاومت فشاری نمونه استوانه ای است . ضریب k_2 موقعیت نقطه اثر برآیند تنش های فشاری در بتن را مشخص می کند و ضریب k_1 ، نیروی برآیند تنش های فشاری را تعیین می کند [Mattock et al 1961] .



شکل ۲-۴ الف) مقطع بتن آرمه؛ ب) نمودار توزیع کرنش؛ ج) نمودار توزیع تنش واقعی با رفتار تقریباً سهمی؛ د) نمودار توزیع تنش مستطیلی معادل (ویتنی)

در نیمه اول قرن بیستم محققین تلاش زیادی کردند تا نمودار معادلی برای نمودار واقعی توزیع تنش فشاری بتن در لحظه نهایی ارائه نمایند. در همین ارتباط دهها نمودار معادل تنش فشاری با توزیع مثلی، دوزنقه ای، مستطیلی و سهمی شکل ارائه شد. از جمله این مدلها، مدل توزیع تنش مستطیلی معادل ویتنی (Whitney) (شکل ۲-۴-د) بود که یک مستطیل تنش با شدت $0.85f'_c$ و با ارتفاع a را بصورتی که $a = \beta_1 c$ باشد، برای توزیع تنش فشاری بتن در لحظه گسیختگی مقطع در نظر می گرفت. c فاصله تار خنثی تا دورترین تار فشاری مقطع در لحظه گسیختگی است. ϵ_{cu} کرنش فشاری ماکزیمم بتن، b عرض سطح مقطع، c عمق تار خنثی، $\alpha_1 = k_1 k_3$ و β_1 پارامترهای مدل بلوک تنش مستطیلی هستند. فرضهای اساسی مدل بلوک تنش مستطیلی اینهاست:

۱. سطح مقطع پس از تغییر شکل مسطح باقی می ماند.
۲. یک چسبندگی کامل بین بتن و فولاد تسلیح وجود دارد.
۳. بتن پس از تجاوز کرنش بتن از ϵ_{cu} خرد می شود، و ناحیه فشاری بتن می تواند بوسیله بلوک تنش مستطیلی تقریب زده شود.

ویتنی برای بتن های با $f'_c \leq 30MPa$ ، مقدار $\beta_1 = 0.85$ را ارائه نمود و پیشنهاد کرد که برای بتن با $f'_c > 30MPa$ ، به ازای هر $7MPa$ اضافی ، 0.05 از مقدار β_1 کاسته شود . مدل مستطیلی ویتنی در ضمن سادگی از دقت بسیار بالایی برخوردار است و امروزه تقریباً تمام آئین نامه ها و از جمله ACI318 و آئین نامه بتن ایران (آبا) ، از مستطیل معادل ویتنی برای توزیع تنش فشاری بتن در یک مقطع بتن آرمه در لحظه گسیختگی نهایی مقطع استفاده می کنند . مدل‌های طراحی گوناگونی که توسط مراجع مختلف مطرح شده در جدول ۴-۱ آورده شده است .

جدول ۴-۱ مدل‌های بلوک تنش [Stewart و Attard، 1999]

Reference (1)	$k_1, k_3 (=a_1)$ (2)	$k_2 (=b_1)$ (3)
ACI 318-1995	0.85	$1.09 - 0.008f'_c$ $0.85 \geq k_2 \geq 0.65$
AS 3600-1994	0.85	$0.85 - 0.007(f'_c - 28)$ $0.85 \geq k_2 \geq 0.65$
Attard and Stewart (1998)	$1.29(f'_c)^{-0.1} \geq 0.71$ (DB) $0.65(f'_c)^{0.012} \geq 0.675$ (SL) $k_3 = 0.91 - 0.0009f'_c$ (DB) $k_3 = 0.665 + 0.0009f'_c$ (SL)	$1.095(f'_c)^{-0.001} \geq 0.67$
Mendis and Pendyala (1997)	$0.85 - 0.0025(f'_c - 57)$ $57 < f'_c \leq 100 MPa$	$0.65 - 0.00125(f'_c - 57)$ $57 < f'_c \leq 100 MPa$
NZS3101-1995	$1.07 - 0.004f'_c$ $0.85 \geq k_1, k_3 \geq 0.75$	$1.09 - 0.008f'_c$ $0.85 \geq k_2 \geq 0.65$
CAN3-A23.3-M94	$0.85 - 0.0015f'_c \geq 0.67$	$0.97 - 0.0025f'_c \geq 0.67$
Ibrahim and Mac-Gregor (1997)	$0.85 - f'_c/800 \geq 0.725$	$0.95 - f'_c/400 \geq 0.70$
AFREM-95	0.85	$1.0 - [0.7/(4.5 - 0.025f'_c)]$

Note: DB = dogbone; SL = sustained loading.

بند 10.2.7.3 آئین نامه ACI 318-05 ضریب β_1 را بدینصورت ارائه می کند :

$$f'_c \leq 30MPa : \beta_1 = 0.85 \quad (3-4)$$

$$f'_c > 30MPa : \beta_1 = 0.85 - \frac{0.05}{7}(f'_c - 30) = 1.064 - 0.00714f'_c \geq 0.65 \quad (4-4)$$

فصل چهارم-----روابط طراحی ستونهای بتن آرمه بر اساس آئین نامه های آبا و ACI

آئین نامه بتن ایران روابط زیر را برای β_1 معرفی می کند :

$$f_c \leq 30MPa : \beta_1 = 0.85 \quad (5-4)$$

$$f_c > 30MPa : \beta_1 = 0.85 - 0.008(f_c - 30) = 1.09 - 0.008f_c \geq 0.65 \quad (6-4)$$

تنها اختلاف موجود در مورد β_1 بین دو آئین نامه ، از گرد کردن کسر کاهنده ویتنی برای $f_c > 30MPa$ در آئین نامه آبا ناشی شده است .

بایستی توجه داشت که مدل موجود از طریق آزمایشات روی ستونهای NSC با f_c کمتر از 50Mpa ایجاد شده است [Attard و Stewart، 1998]. مطالعات انجام گرفته توسط Ibrahim و MacGregor (1997) و Collins و همکارانش (1993) نشان می دهند که با افزایش مقاومت ، طراحی غیر محافظه کارانه ای نتیجه می شود .

۴-۴ اعضاء فشاری تحت بار محوری خالص

یک عضو فشاری بتن آرمه وقتی تحت بارمحوری خالص قرار دارد که در لحظه نهایی باربری ، کرنش فشاری در تمام نقاط مقطع مساوی باشد . از آنجا که شکست فشاری مقطع بتن آرمه با خرد شدن بتن تحت فشار حاصل می شود ، بتن در لحظه شکست فشاری مقطع ، باید به کرنش فشاری نهایی یا ϵ_{cu} برسد . بنابراین بار محوری خالص در یک عضو فشاری را می توان به صورت باری تعریف کرد که در صورت افزایش تا رسیدن مقطع به نقطه نهایی شکست ، کرنش فشاری تمام نقاط مقطع را هم زمان به ϵ_{cu} برساند .

بار محوری خالص در ستونهای بتن آرمه به باری اطلاق می شود که بر " مرکزپلاستیک " مقطع وارد شود . با این تعریف ، مرکز پلاستیک مقطع فشاری نقطه ای از مقطع خواهد بود که اگر باری در آن نقطه وارد شود ، در لحظه نهایی شکست ، کرنش تمام نقاط مقطع را هم زمان به ϵ_{cu} برساند . تعیین موقعیت مرکز پلاستیک مقطع فشاری به سادگی امکان پذیر نیست اما اگر مقطع

فصل چهارم-----روابط طراحی ستونهای بتن آرمه بر اساس آئین نامه های آبا و ACI

ستون کاملاً متقارن باشد و فولادهای طولی ستون نیز از نظر اندازه و نوع کاملاً متقارن باشند ، مرکز پلاستیک بر مرکز سطح منطبق می گردد .

چنانچه یک ستون کوتاه با سطح مقطع ناخالص A_g ، که سطح مقطع کل آن برابر A_{st} است ، تحت بار محوری خالص قرار گرفته باشد ، ظرفیت باربری محوری اسمی و طراحی برای دو آئین نامه که با P_0 و N_{r0} نمایش داده می شوند ، برابر خواهد بود با :

$$P_0 = 0.85f'_c(A_g - A_{st}) + A_{st}f_y \quad \text{ACI 318} \quad (7-4)$$

$$N_{r0} = 0.85\phi_c f_c(A_g - A_{st}) + \phi_s A_{st}f_y \quad \text{آبا} \quad (8-4)$$

در عمل بسیار بعید است که در یک سازه واقعی ، بار محوری خالص و بدون هیچ گونه خروج از مرکزیت داشته باشیم . مسائل اجرایی در ساخت و تفاوت های شرایط عملی و محاسباتی ، همچنین بارگذاری نامتقارن به دلیل اختلاف ضخامت دال ها در دهانه های مجاور همگی باعث می شوند که عملاً بار محوری به طور خارج از محور اعمال شود . به همین دلیل آئین نامه ها معمولاً منظور نمودن یک حداقل خروج از مرکزیت را برای بارمحوری لازم می دانند . ACI 318 در نسخه های قبل از سال ۱۹۸۹ این آیین نامه ، در بررسی ستون های تحت بار محوری ، وارد کردن حداقل خروج از مرکزیتی برابر $\max\{0.1h, 25mm\}$ را برای ستون های با تنگ بسته لازم می دانست . این آئین نامه از سال ۱۹۸۹ به بعد ، به جهت کاستن از حجم محاسبات مربوط به در نظر گیری حداقل خروج از مرکزیت در آنالیز و طراحی ستون ها ، مسئله حداقل خروج از مرکزیت در ستونها را با کاهش ۲۰ درصد از ظرفیت باربری محوری خالص برای ستونهای با تنگ بسته منظور نمود که با روش قبلی آیین نامه نتایجی تقریباً یکسان دارد . با استفاده از این ضرایب ، حداکثر ظرفیت باربری محوری اسمی و طراحی ستون با تنگ بسته به صورت زیر بیان می شود :

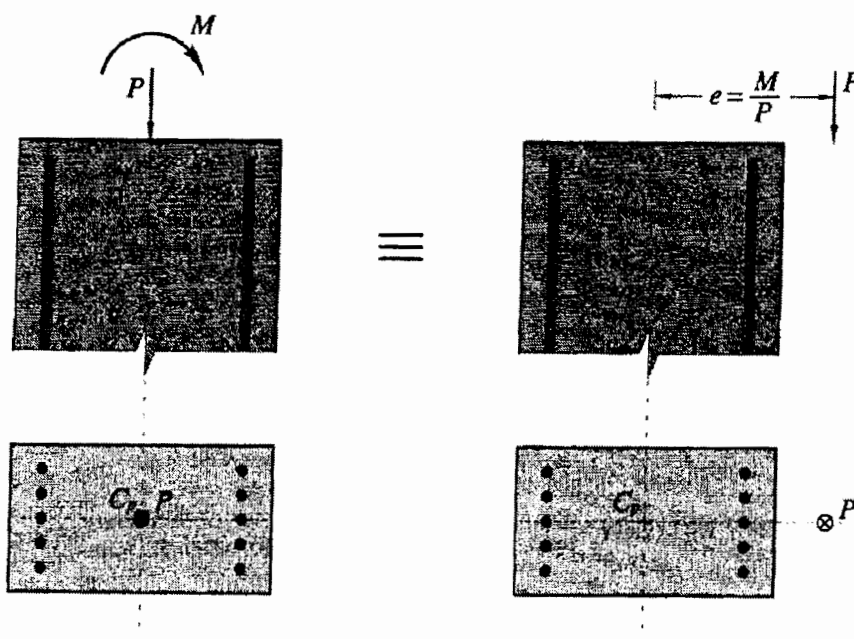
$$P_{n(\max)} = 0.8P_0 = 0.8 [0.85f'_c(A_g - A_{st}) + A_{st}f_y] \quad \text{ACI 318} \quad (9-4)$$

$$N_{r(\max)} = 0.8N_{r0} = 0.8[0.85\phi_c f_c(A_g - A_{st}) + \phi_s A_{st}f_y] \quad \text{آبا} \quad (10-4)$$

۴-۵ اعضا فشاری تحت بار محوری و لنگر خمشی

آن چه در اکثر مسائل عملی برای یک عضو فشاری بتن آرمه اتفاق می افتد ، وجود هم زمان بار محوری و لنگر خمشی است . در قاب های بتن آرمه با بتن ریزی درجا ، حتی اگر دهانه های طرفین یک ستون مساوی باشند ، به دلیل تغییرات بارزنده ، لنگر خمشی در ستون ایجاد خواهد شد.

شکل ۳-۴ ترکیب یک بار محوری را که بر مرکز پلاستیک (C_p) مقطع ستون وارد شده است و به طور همزمان با یک لنگر M اثر می کند نشان می دهد . همان طور که در این شکل مشاهده می شود ، می توان اثر توأم این بار محوری مرکزی و لنگر خمشی را با یک بار محوری خارج از مرکز که در فاصله e از مرکز پلاستیک وارد می شود ، نشان داد ؛ به طوری که $P \times e = M$ و یا $e = M / P$ باشد . در بررسی ستونهای بتن آرمه تحت بار محوری و لنگر خمشی ، معمولاً راحت تر خواهد بود که اثر لنگر خمشی با اعمال یک بار محوری خارج از مرکز و با خروج از مرکزیت e نشان داده شود .



شکل ۳-۴ نمایش بار محوری و لنگر خمشی وارد بر یک ستون با بار محوری در یک خروج از مرکزیت e

۴-۵-۱ حالت‌های شکست یک ستون بتن آرمه

برای یک ستون بتن آرمه در حالت نهایی باربری ، دو حالت شکست محتمل است . یکی شکست فشاری^۱ که شکست مقطع ستون با خرد شدن بتن در فشار آغاز و تکمیل می شود و فولاد های مقطع نیز در فشار تسلیم می شوند . دیگری شکست کششی^۲ که شکست مقطع ستون با تسلیم قسمتی از فولادهای مقطع در کشش و در یک طرف مقطع آغاز شده و سرانجام با خرد شدن بتن در وجه دیگر ستون تکمیل می گردد .

وقوع هر یک از حالات شکست ، به نسبت لنگر خمشی به بار محوری وارد بر ستون بستگی دارد ؛ به طوری که در یک ستون با فولادگذاری متفاوت و در یک محدوده وسیع تغییر خروج از مرکزیت از $e=0$ تا $e=\infty$ ، شکست مقطع به طور تدریجی از شکست فشاری تا شکست کششی تغییر خواهد کرد .

شکل ۴-۴ یک ستون بتن آرمه تحت مقادیر مختلفی از بار محوری اسمی (P_n) و لنگر خمشی اسمی (M_n) که به صورت همزمان ستون را در آستانه شکست قرار می دهند ، به همراه نمودارهای کرنش و تنش در هر حالت نشان می دهد . بر اساس این شکل ، بسته به میزان خروج از مرکزیت بار محوری ، حالت‌های رفتاری گوناگونی ممکن است برای یک ستون بتن آرمه در لحظه نهایی ایجاد شود . شناخت دقیق این حالتها به ما در برخورد با فرمولهای مربوطه کمک می کند . در شکل ۴-۴ حالت‌های زیر نشان داده شده است :

الف) بار محوری خالص

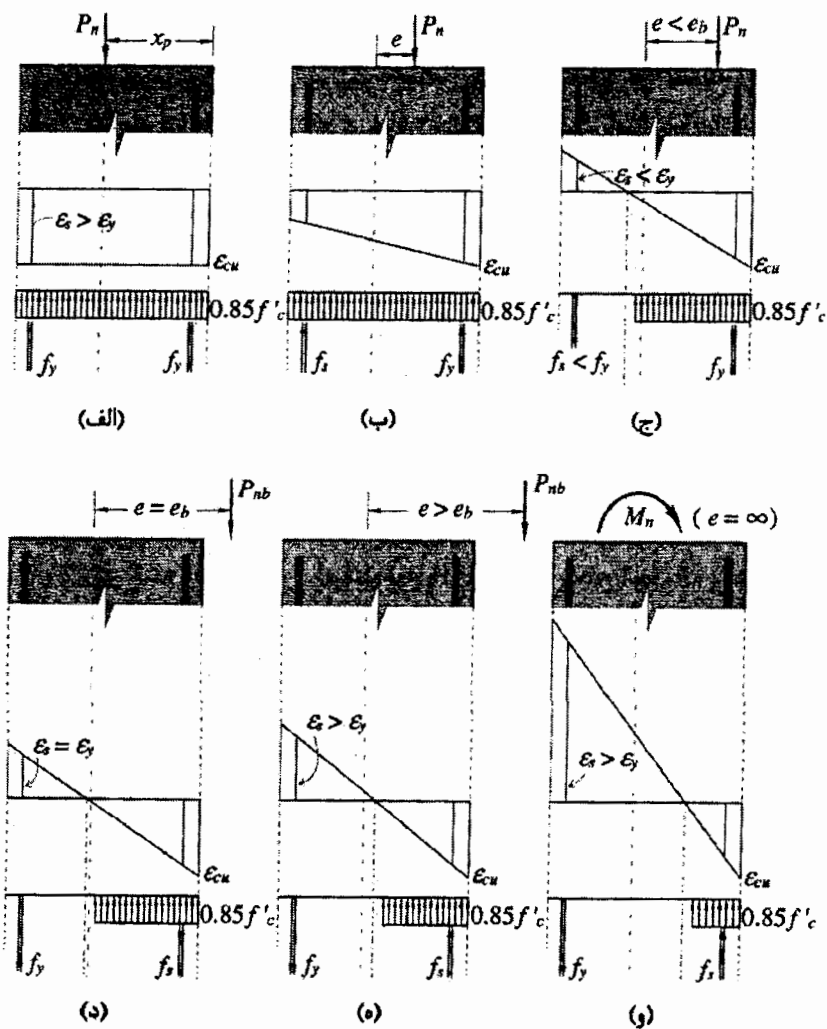
ب) بار محوری بزرگ و لنگر خمشی کوچک ، به طوری که کل مقطع به فشار کاری کند . در این حالت شکست مقطع با خرد شدگی بتن اتفاق می افتد ؛ در حالی که فولادهای واقع در

-
1. Compression Failure
 2. Tension Failure

فصل چهارم-----روابط طراحی ستونهای بتن آرمه بر اساس آئین نامه های آبا و ACI

سمت خروج از مرکزیت به تنش تسلیم فشاری رسیده اند ، ولی فولادهای جهت مقابل ممکن است در فشار به تسلیم نرسیده باشند .

ج) بار محوری بزرگ و لنگر خمشی بزرگ تر از حالت قبل ، به طوری که قسمتی از مقطع به کشش کار کند ، ولی فولادهای کششی به حد تسلیم نرسند .



شکل ۴-۴ رفتار یک ستون بتن آرمه و نمودارهای توزیع کرنش و توزیع تنش در مقطع در ترکیبات مختلف بار محوری اسمی و لنگر خمشی [مستوفی نژاد، ۱۳۸۴]

د) بار محوری و لنگر خمشی متناظر با وضعیت متوازن باشند . در این حالت ترکیب بار محوری و لنگر خمشی به گونه ای است که قسمتی از مقطع تحت کشش قرار گرفته است و درست در همان لحظه ای که بتن در قسمت فشاری به کرنش نهایی $\epsilon_{cu} = 0.003$ می رسد ، فولادهای کششی نیز به کرنش تسلیم ϵ_y می رسند (شکل ۴-۴-۵) . این حالت یک حالت مرزی بین شکست فشاری و شکست کششی محسوب می شود و مقادیر بار محوری اسمی و لنگر خمشی اسمی متناظر با شکست مقطع ستون در این حالت ، با P_{nb} و M_{nb} نشان داده می شوند . هم چنین خروج از مرکزیت متناظر با این حالت با e_b نشان داده می شود ؛ به طوری که $e_b = M_{nb}/P_{nb}$.

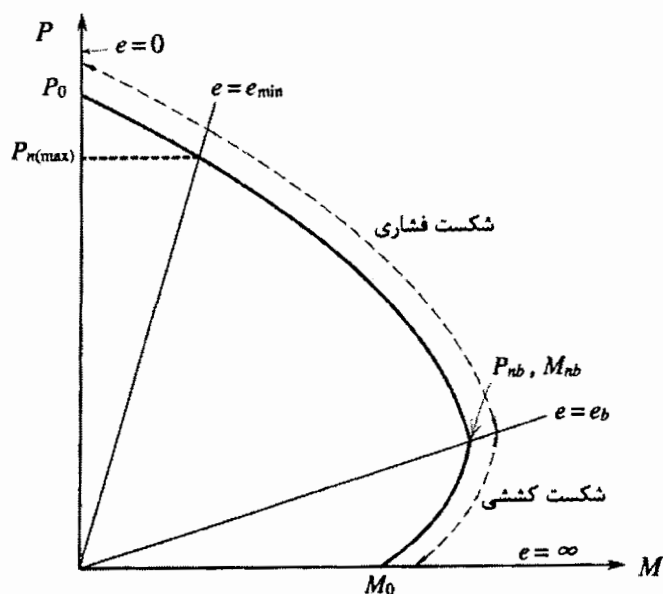
ه) بار محوری کوچک و لنگر خمشی بزرگ ، به طوری که $e > e_b$ باشد . شکست مقطع ستون در این حالت شکست کششی است ؛ به طوری که شکست با تسلیم فولادهای کششی آغاز شده و با خرد شدن بتن در وجه فشاری تکمیل می گردد .

و) لنگر خمشی بزرگ باشد . این حالت اثر یک لنگر خمشی بزرگ بدون بار محوری و یا بار محوری ناچیز را نشان می دهد (شکل ۴-۴-۶) و معادل آن است که یک بار محوری بسیار کوچک (تقریباً صفر) در خروج از مرکزیت بی نهایت ($e = \infty$) قرار گیرد . رفتار مقطع در این حالت کاملاً مانند رفتار تیر بوده و در صورتی که در مقطع از فولادگذاری در محدوده متعارف استفاده نشده باشد ، شکست مقطع با تسلیم فولادها در وجه کششی مقطع آغاز شده و با خرد شدن بتن در وجه فشاری تکمیل می گردد .

با استفاده از حالات بالا می توان استنتاج کرد که اگر در یک ستون ، بار محوری و لنگر خمشی وارد بر مقطع در لحظه نهایی باربری ستون به صورتی باشد که $e < e_b$ شود (حالت های "الف" و "ب" و "ج") ستون با شکست فشاری و در صورتی که $e > e_b$ شود (حالت "ه" و "و") ، ستون با شکست کششی مواجه خواهد شد [مستوفی نژاد، ۱۳۸۴].

۴-۵-۲ منحنی اثر متقابل بار محوری و لنگر خمشی

از مفاهیم مهم در آنالیز ستونهای بتن آرمه منحنی اثر متقابل بار محوری و لنگر خمشی یا منحنی اندرکنش^۱ است. اگر در یک ستون بتن آرمه کوتاه، مقادیر مختلفی از ترکیبات بار محوری اسمی و لنگر خمشی اسمی را که مطابق شکل ۴-۴، ستون را در آستانه شکست نهایی قرار می دهند، به دست آورده و این مقادیر را با رسم منحنی P_n در مقابل M_n نمایش دهیم، منحنی اثر متقابل بار محوری و لنگر خمشی ستون به دست می آید. شکل ۴-۵ نمونه ای از این منحنی اثر متقابل را نشان می دهد. اگر $e=0$ را نقطه شروع حرکت روی منحنی در نظر بگیریم، با افزایش e می توان حالات متصور برای رفتار ستون در بخش قبل را تا رسیدن به خروج از مرکزیت $e=\infty$ مکان یابی کرد.



شکل ۴-۵ نمونه ای از منحنی اثر متقابل بار محوری اسمی و لنگر خمشی اسمی در ستون بتن آرمه

۳-۵-۴ ضرایب کاهش مقاومت

در آئین نامه آبا برای تعیین مقاومت طراحی به جای ضرایب کاهش مقاومت از ضرایب ایمنی جزئی برای بتن و فولاد برابر با $\phi_c = 0.6$ و $\phi_s = 0.85$ استفاده می شود. این ضرایب در مقدار اسمی مقاومت فشاری بتن و تنش تسلیم در روابط طراحی ضرب می شوند. ضرایب کاهش مقاومت در آئین نامه ACI 318-05 بر اساس نوع کنترل شکست مقطع، به صورت زیر تعیین می شوند:

۱. در مقاطع کنترل شده با فشار که در لحظه نهایی باربری مقطع و وقتی $\varepsilon_{cu} = 0.003$ است، کرنش خالص کششی در دورترین فولاد کششی مقطع کوچک تر یا مساوی کرنش تسلیم فولاد است؛ اگر در مقطع از تنگ بسته استفاده شده باشد $\phi = 0.65$ خواهد بود.
۲. در مقاطع کنترل شده با کشش که همزمان با لحظه گسیختگی مقطع و وقتی که $\varepsilon_{cu} = 0.003$ است، کرنش کششی خالص در دورترین فولاد کششی مقطع $\varepsilon_t \geq 0.005$ می باشد، $\phi = 0.9$ در نظر گرفته می شود.
۳. در مقاطع واقع در ناحیه انتقالی که هم زمان با لحظه گسیختگی مقطع و وقتی که $\varepsilon_{cu} = 0.003$ است، کرنش کششی خالص در دورترین فولاد کششی مقطع در محدوده $\varepsilon_t < \varepsilon_t \leq 0.005$ می باشد، ضریب کاهش مقاومت به طور خطی بین $\phi = 0.65$ تا $\phi = 0.9$ تغییر می کند که با درونیابی می توان آنرا تعیین نمود.

آئین نامه ACI 318-99 مقادیر متفاوتی را برای ضرایب کاهش مقاومت ارائه می کرد:

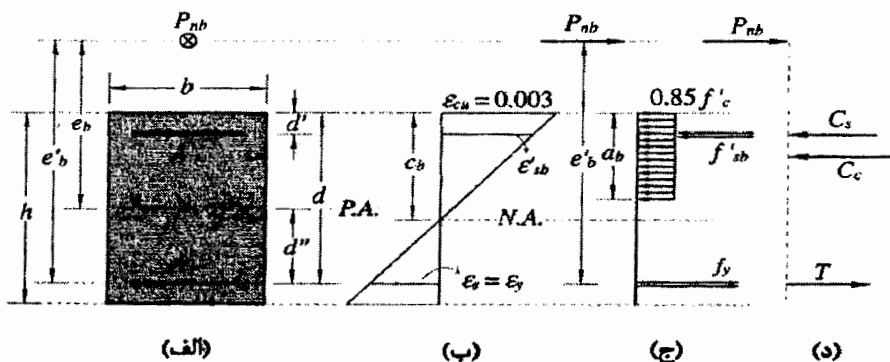
۱. در مقاطع کنترل شده با فشار که در لحظه نهایی باربری مقطع و وقتی $\varepsilon_{cu} = 0.003$ است، کرنش خالص کششی در دورترین فولاد کششی مقطع کوچک تر یا مساوی کرنش تسلیم فولاد است؛ اگر در مقطع از تنگ بسته استفاده شده باشد $\phi = 0.7$ خواهد بود.

فصل چهارم----- روابط طراحی ستونهای بتن آرمه بر اساس آئین نامه های آبا و ACI

۲. با افزایش خروج از مرکزیت ، لنگر خمشی نیز در ستون افزایش می یابد به طوری که تدریجاً رفتار ستون به رفتار اعضا خمشی متمایل می شود . از آنجا که ضریب کاهش مقاومت برای اعضا خمشی برابر 0.9 است لازم است این ضریب برای اعضای فشاری به نحوی تعریف شود که با افزایش خروج از مرکزیت مقدار آن از 0.7 به مقدار نظیر خمش خالص یعنی 0.9 میل کند . آئین نامه ACI 318-99 تصریح می کند که در اعضای که در آنها آرماتورها متقارنند و f_y از ۴۲۰۰ کیلوگرم بر سانتیمترمربع تجاوز نمی کند و بعلاوه مقدار $\frac{(d-d')}{h}$ از 0.7 کوچکتر نیست با کاهش ϕP_n از $0.1f'_c A_g$ تا صفر ، مقدار ϕ را می توان به طور خطی از 0.7 تا 0.9 افزایش داد .

۴-۶ بررسی ستون بتن آرمه مستطیلی با فولادگذاری در دو وجه موازی محور خمش

در ابتدا لازم به ذکر است که کلیه مطالبی که به طور مفصل در بخش ۴-۶ ارائه می شود ، با اعمال تغییرات جزئی در ارتباط با ضرایب جزئی ایمنی ، برای آئین نامه بتن ایران (آبا) قابل کاربرد هستند . تنها تفاوت آن است که به جای f'_c باید از $\phi_c f_c$ ، و به جای f_y از $\phi_s f_y$ استفاده کرد . ستون مستطیلی با عرض b و ارتفاع h نشان داده شده در شکل ۴-۶ در نظر گرفته می شود . فولادهای واقع در وجه متناظر با بیشترین کرنش فشاری مقطع با A'_s و فولادهای وجه مقابل با A_s ، تنش تسلیم فولادهای A'_s و A_s به ترتیب با f_y و f'_y و فاصله این فولادها از محل بیشترین کرنش فشاری در مقطع به ترتیب با d و d' نمایش داده شود . برای این مقطع ، وضعیت متوازن (بالانس) ، شکست کششی و فشاری حائز اهمیت خواهد بود که در ادامه به شرح آن پرداخته می شود [مستوفی نژاد، ۱۳۸۴] :



شکل ۴-۶ نمایش وضعیت متوازن یک ستون با مقطع مستطیلی؛ الف) نمایش متغیرهای مقطع؛ ب) نمودار کرنش ها؛ ج) نمودار تنش ها؛ د) نمایش نیروهای وارد بر مقطع

۴-۶-۱ وضعیت متوازن

مقطع ستون نشان داده شده در شکل ۴-۶ با متغیرهای مربوطه را در نظر بگیرید. ارتفاع

قسمت فشاری تنش a_b با استفاده از نمودار کرنش ها برابر با مقدار زیر خواهد بود:

$$a_b = \beta_1 d \frac{600}{600 + f_y} \quad (11-4)$$

همچنین با رابطه همسازی در نمودار کرنش ها و استفاده از قانون هوک، تنش فولادهای

فشاری در حالت متوازن به دست می آید:

$$f'_{sb} = E_s \varepsilon'_{sb} = 600 - \frac{d'}{d} (600 + f_y) \leq f'_y \quad (12-4)$$

با نوشتن معادلات تعادل داریم:

$$P_{nb} = 0.85 f'_c (a_b b - A'_s) + A'_s f'_{sb} - A_s f_y \quad (13-4)$$

$$e'_b = \frac{1}{P_{nb}} [0.85 f'_c (a_b b - A'_s) (d - \frac{a_b}{2}) + A'_s f'_{sb} (d - d')] \quad (14-4)$$

اگر M_{nb} نیز مورد نظر باشد، با تعیین $e_b = e'_b - d''$ ، از رابطه $M_{nb} = e_b \times P_{nb}$ استفاده

می شود.

۲-۶-۴ شکست کششی

در یک ستون با مقطع مستطیلی و با فولادگذاری در دو وجه موازی محور خمش ، اگر $e > e_b$ و یا $P_n < P_{nb}$ باشد ، شکست مقطع ستون از نوع کششی است که با تسلیم فولادهای کششی آغاز می شود . در این حالت اگر مشخصات مقطع مستطیلی و فولاد گذاری آن را مشابه با شکل ۶-۴ در نظر بگیریم ، با نوشتن معادلات همسازی و تعادل داریم :

$$f'_s = 600\left(1 - \frac{\beta_1 d'}{a}\right) \leq f'_y \quad (15-4)$$

$$P_n = 0.85 f'_c (ab - A'_s) + A'_s f'_s - A_s f_y \quad (16-4)$$

$$e' = \frac{1}{P_n} \left[0.85 f'_c (ab - A'_s) \left(d - \frac{a}{2}\right) + A'_s f'_s (d - d') \right] \quad (17-4)$$

حال اگر هدف تعیین ظرفیت باربری ستون (P_n) در یک خروج از مرکزیت مشخص باشد ، با به کارگیری روش آزمون و اصلاح^۱ و با یک حدس اولیه برای ارتفاع مستطیل تنش فشار در بتن a ، متغیرهای روابط (۱۵-۴) تا (۱۷-۴) را به دست آورده و اصلاح a را تا آن جا ادامه می دهیم که با یک تقریب قابل قبول ، $e' = e'_0$ گردد . روش آزمون و اصلاح ، نوشتن برنامه های کامپیوتری به این منظور را دشوار می کند . برنامه های کامپیوتری نوشته شده در راستای این پایان نامه ، $e' = e'_0$ را با دقت ۰/۰۰۱ میلیمتر تعیین می کنند که فوق العاده دقیق می باشد .

۳-۶-۴ شکست فشاری

در ستون با مقطع مستطیلی و با فولادگذاری در دو وجه موازی محور خمش ، اگر $e < e_b$ و یا $P_n > P_{nb}$ باشد ، شکست ستون تحت اثر توام بار محوری و لنگر خمشی از نوع فشاری است که

فصل چهارم-----روابط طراحی ستونهای بتن آرمه بر اساس آئین نامه های آبا و ACI

با خرد شدن بتن در فشار انجام می گیرد. این شکست در حالی است که ممکن است فولادهای یک وجه مقطع به کشش کار کنند، ولی تسلیم نشده باشند؛ و یا این که کل مقطع به فشار کار کند. در این حالت با در نظر گرفتن صورت کلی شکل ۴-۶ برای مقطع و نمودارهای تنش و کرنش در آن، تنش فولادهای دو وجه مقطع را با معادلات همسازی در نمودار کرنش ها و با روابط زیر به دست می آوریم:

$$f'_s = 600\left(1 - \frac{\beta_1 d'}{a}\right) \leq f'_y \quad (18-4)$$

$$f_s = 600\left(\frac{\beta_1 d}{a} - 1\right) < f_y \quad (19-4)$$

$$P_n = 0.85 f'_c (ab - A'_s) + A'_s f'_s - A_s f_s \quad (20-4)$$

$$e' = \frac{1}{P_n} [0.85 f'_c (ab - A'_s) \left(d - \frac{a}{2}\right) + A'_s f'_s (d - d')] \quad (21-4)$$

در این حالت اگر هدف تعیین ظرفیت باربری ستون در یک خروج از مرکزیت مشخص e'_0 باشد، روشی که بطور معمول در محاسبات بدون کامپیوتر دنبال می شود اینگونه است:

۱. c حدس زده می شود.

۲. با استفاده از روابط (۱۸-۴) و (۱۹-۴)، f'_s و f_s تعیین می شوند. چون $e' < e'_b$

است، f_s باید کوچک تر از f_y باشد؛ با مراجعه مجدد به مرحله ۱، c را اصلاح می کنیم.

۳. با محاسبه $a = \beta_1 c$ ، P_n از رابطه (۲۰-۴) محاسبه می شود.

۴. با استفاده از رابطه (۲۱-۴)، e' محاسبه شده و با e'_0 مقایسه می شود:

الف- اگر $e' \approx e'_0$ باشد، مقدار c درست انتخاب شده و P_n به دست آمده در مرحله قبلی جواب مسئله است.

فصل چهارم----- روابط طراحی ستونهای بتن آرمه بر اساس آئین نامه های آبا و ACI

ب- اگر $e' < e'_0$ باشد ، با مراجعه مجدد به مرحله ۱ ، c کوچکتری حدس زده می شود و مراحل بعدی تکرار می گردد .

ج- اگر $e' > e'_0$ باشد ، با مراجعه مجدد به مرحله ۱ و با حدس مقدار بزرگ تری برای c ، مراحل بعدی تکرار می شود .

این روند به شکلی دیگر برای برنامه کامپیوتری دنبال شد که در مرحله ای مشابه گام ۴ ، $e' = e'_0$ را با دقت ۰/۰۰۱ میلیمتر تعیین می کند که دقت فوق العاده بالایی می باشد .

۷-۴ ضریب مدلسازی خطا

مقاومت ستون بتن مسلح به مشخصات مواد (به عنوان مثال مقاومت بتن f_c و مقاومت تسلیم فولاد تسلیح f_y) و متغیرهای هندسی مقطع ستون بستگی دارد . هم مشخصات مواد و هم متغیرهای هندسی احتمال اندیشانه هستند [MacGregor، 1976، Mirza ؛ MacGregor، 1982، و 1989] . مقاومت ستون بتن مسلح همچنین به عدم قطعیت در خطای مدل کردن مقاومت که با B نشان داده می شود بستگی دارد [Grant et al، 1978] .

Grant و همکارانش (1978) دریافتند که برای تیر ستونهای بتن مسلح ، روش تئوری مقاومت کمتری نسبت به نتایج آزمایشات را تخمین می زند . مقدار میانگین نسبت $\frac{R_T}{R_S}$ (مقاومت آزمایش به مقاومت شبیه سازی شده) 1.007 ، با ضریب پراکندگی 0.064 تعیین شد . این ضریب می تواند به موارد زیر نیز وابسته باشد [Melchers، 1999] :

۱. خطای ناشی از تئوری مورد استفاده برای یافتن مقاومت شبیه سازی شده

۲. خطای ناشی از روشهای آزمایش برای تعیین مقاومت

۳. خطاهای ناشی از تغییرات مقاومت بتن ، مقاومت فولاد و ابعاد در محل

برای سادگی ، عوامل یاد شده می توانند به شکل زیر فرمولبندی شوند :

فصل چهارم-----روابط طراحی ستونهای بتن آرمه بر اساس آئین نامه های آبا و ACI

$$\frac{R_T}{R_S} = C_{T/S} = C_{model} C_{testing} C_{in-batch} \quad (۲۲-۴)$$

اگر یک روش لنگر دوم مورد استفاده قرار گیرد ، واریانس برابر است با :

$$V_{T/S}^2 = V_{model}^2 + V_{testing}^2 + V_{in-batch}^2 \quad (۲۳-۴)$$

اگر تخمینهایی برای دیگر ضرایب تصحیح موجود باشد ، C_{model} و V_{model} می توانند بوسیله این عبارات تعیین شوند . به طور نمونه $V_{testing}$ در محدوده ۰/۰۲ تا ۰/۰۴ و $V_{in-batch}$ در حدود ۰/۰۴ است (می توانند از طریق تجربی یا با شبیه سازی مونت کارلو تعیین شوند) . میانگین آنها به طور تقریبی برابر واحد است . به آسانی می توان دریافت که $C_{T/S}$ دارای میانگین تقریبی ۱ و یک ضریب پراکندگی $V_{T/S}$ ، ۰/۰۳ تا ۰/۰۴۶ است ؛ که مقدار ۰/۰۴۶ مطابق با کیفیت خوب آزمایش ($V_{testing} = 0.02$) است [1996, Mirza] .

یک ضریب تصحیح مشابه که برای المانهای بتنی مسلح (و همچنین پیش تنیده) مانند تیرها مناسب است ، توسط آقایان Allen (1970) و Ellingwood و همکاران (1980) یافته شده است [1999, Melchers] .

ظرفیتهای ستونهای بتن مسلح بوسیله نمودار اثر متقابل که محور عمودی و افقی آن نشاندهنده ظرفیت بار محوری P_R و ظرفیت لنگر خمشی M_R ستون است توصیف می شوند [1997, MacGregor] . اگر منحنیهای تنش-کرنش مواد شناخته شده باشند ، مقادیر P_R و M_R می توانند بر پایه شرایط تعادل و سازگاری کرنش محاسبه شوند . چنانچه $P_{R(T)}$ و $M_{R(T)}$ حاصل از آزمایشات و $P_{R(P)}$ و $M_{R(P)}$ ناشی از روابط باشند ، خطای مدلسازی ستون می تواند بصورت $\frac{P_{R(T)}}{P_{R(P)}}$ و $\frac{M_{R(T)}}{M_{R(P)}}$ بیان شود . نسبت اول برای وضعیت خمش خالص و نسبت بعدی برای موقعیت بار محوری خالص مناسب نیستند . برای غلبه بر این مشکل ، کمیت R توسط Rosenblueth و Esteva (1972) و Ellingwood (1977) بصورت زیر تعریف شده است :

فصل چهارم----- روابط طراحی ستونهای بتن آرمه بر اساس آئین نامه های آبا و ACI

$$R = R(P_R, M_R) = \sqrt{P_R^2 + \left(\frac{M_R}{h}\right)^2} \quad (۲۴-۴)$$

h عمق مقطع ستون است و دنسبت $\frac{R_{(T)}}{R_{(P)}} = \frac{R(P_{R(T)}, M_{R(T)})}{R(P_{R(P)}, M_{R(P)})}$ می تواند در ارزیابی خطای مدلسازی استفاده شود، زیرا $\frac{R_{(T)}}{R_{(P)}}$ برای همه خروج از مرکزیتها بار تعریف شده است.

در تحلیل قابلیت اعتماد و کالیبراسیون کدهای طراحی، لازم است خطای مدلسازی مناسب تعیین شود [1978، Grant et al ؛ 1980، Ellingwood et al ؛ 1989، MacGregor و Mirza ؛ 1989، MacGregor و Mirza ؛ 1980، Ellingwood et al ؛ 1978، Grant et al ؛ 1997، Frangopol و Diniz] . در بخش های قبل مدل های مناسب به منظور تعیین ظرفیت ستونهای بتن مسلح تحت ترکیب بار محوری و لنگر خمشی و پارامترهای مرتبط ارائه شد . تحلیل خطای مدلسازی می تواند با مقایسه نتایج آزمایش با مقادیر پیش بینی شده توسط مدل های مقاومت انجام گیرد . مطالعات بر روی مدل های احتمالاتی مربوط به خطای مدلسازی ستونهای بتن مسلح انجام شده است [1978، Grant et al ؛ 1989، MacGregor و Mirza ؛ 1997، Frangopol و Diniz ؛ 1998، attard و Stewart] .

Grant و همکارانش (1978) یک خطای مدلسازی با توزیع نرمال با میانگین و ضریب پراکندگی ثابت برای ستونهای کوتاه متشکل از بتن با مقاومت معمولی (NSC) ارائه داده اند . بد نیست یاد آوری شود که رابطه تنش-کرنش هاگنستاد (Hognestad) برای بتن در تحقیق یاد شده در نظر گرفته شده بود .

Attard و Stewart (1998) خطای مدلسازی برای ستونهای کوتاه با بتن معمولی و بتن با مقاومت بالا (HSC) را دارای توزیع نرمال با ضریب پراکندگی ثابت و مقدار میانگین وابسته به مقاومت فشاری بتن و خروج از مرکزیت بار پیشنهاد داده اند . خطای مدلسازی آنان با مدل بلوک تنش مستطیلی که توسط خودشان پیشنهاد شده بود در ارتباط بود .

فصل چهارم-----روابط طراحی ستونهای بتن آرمه بر اساس آئین نامه های آبا و ACI

Israel و همکارانش (1987) ، همچنین Mirza و MacGregor (1989) پیشنهاد دادند که خطای مدلسازی مدل تئوری برای ستونها می تواند بوسیله یک متغیر نرمال با میانگین ۱ و یک ضریب پراکندگی که تابعی از خروج از مرکزیت بار است تقریب زده شود . این ضریب پراکندگی وقتی که خروج از مرکزیت بار کوچکتر یا مساوی خروج از مرکزیت متعادل (بالانس) مقطع عرضی ستون است مقدار ۰/۰۶۵ بخود می گیرد و در حالت خمش خالص دارای مقدار ۰/۰۳ است . این ضریب پراکندگی بطور خطی با e/e_0 از نقطه توازن تا نقطه مربوط به خمش خالص تغییر می کند . مقادیر فوق برای خطای مدلسازی ستونهای با بتن مقاومت عادی مطرح شده بود . در فصول بعد ، این ضریب مدلسازی خطا در محاسبات مربوط به تعیین شاخص قابلیت اعتماد مورد استفاده قرار گرفته است.

پیشرفت تکنولوژی در بتن مقاومت بالا ، حضور ستونهای لاغر را در سیستمهای سازه ای محتملتر می سازد. بنابراین ، توجه بر روی قابلیت اعتماد ستونهای HSC لاغر گسترش یافته است . بدین منظور Mirza و MacGregor (1989) و Diniz و Frangopol (1997) اخیراً یک خطای مدلسازی را برای تحلیل قابلیت اعتماد ستونهای HSC پیشنهاد کرده اند . این خطای مدل سازی همان است که توسط میرزا و مک گریگور پیشنهاد شده بود ؛ بجز اینکه ضریب پراکندگی خطای مدلسازی وقتیکه خروج از مرکزیت بار کوچکتر یا مساوی خروج از مرکزیت متعادل است مساوی ۰/۱۱ در نظر گرفته شده است . یاد آوری می شود که هیچگونه داده های آزمایشی برای تصدیق چنین فرضی بکار نرفته اند [2000، Zhou] .

با نگاهی ایده آل ، خطای مدلسازی باید بعنوان نسبت ظرفیت "حقیقی" به ظرفیت محاسباتی تعریف شود . از آنجا که ظرفیت آزمایش ظرفیت حقیقی نیست ؛ بناچار در آن مقداری خطا ناشی از روش آزمایش وجود دارد . این نسبت ، تخمینی بسیار نزدیک از ظرفیت حقیقی را فراهم می آورد . نسبت مقاومت واقعی به اسمی یک المان ، اکنون می تواند به عنوان یک ابزار نسبتاً

فصل چهارم-----روابط طراحی ستونهای بتن آرمه بر اساس آئین نامه های آبا و ACI

دقیق پیش بینی نتایج واقعی استفاده شود . مقادیر اسمی همه پارامترهای گوناگون (تنشها ، ابعاد و غیره) می توانند جایگزین قواعد آئین نامه برای بدست آوردن مقاومت اسمی شود . سپس با استفاده از شبیه سازی مونت کارلو و توزیعات احتمالاتی برای هر پارامتر ، پیشبینی های تئوریک دقیق مقاومت می تواند بدست آید و سپس هر کدام به وسیله ضریب تصحیح ، $C_{T/S}$ ، برای تعیین مقاومت های عملی اصلاح شوند . نسبت $\frac{R_T}{R_n}$ برای هر پیش بینی یافته می شود و پس از یک تعداد کافی نمونه سازی مونت کارلو ، میانگین و ضریب پراکندگی آن تعیین می شود . این کاربست که در فصل بعد دنبال شده است .

۴-۸ ترکیبات بار آئین نامه ها

در طراحیها ، بارگذاری بر اساس بارهای با ضریب انجام می گیرد . این ضرایب از آئین نامه ای به آئین نامه دیگر با هم تفاوت دارند . ضرایب بارگذاری مورد استفاده در این پایان نامه برای آئین نامه های ACI 318-99 ، ACI 318-05 ، و آبا در جداول ۴-۲ تا ۴-۴ آمده اند . از آنجا که ترکیبات بارگذاری آئین نامه ACI 318-05 نسبت به آئین نامه های قبلی ACI پیچیده تر شده و از طرفی در بسیاری از اعضا فقط بارهای مرده ، زنده ، باد و زلزله در نظر گرفته می شوند ، می توان یک ساده سازی محافظه کارانه از ترکیبات بارگذاری مطابق جدول ۴-۳ ارائه نمود [مستوفی نژاد ، ۱۳۸۴] . در این ساده سازی بار زنده بام (L_r) ، در بار زنده (L) ادغام شده و ضرایب بزرگتر مربوط به L یا L_r در معادلات مربوطه ، در نظر گرفته شده است . در مورد ضرایب مربوط به باد این آئین نامه در بخش ۵-۶-۱۱ توضیح داده شده است .

در آئین نامه بتن ایران ، تلاش ها (لنگرها و نیروهای داخلی) در هر مقطع از اعضا سازه با S ، و تلاش های نهایی تحت بارهای با ضریب و در هر ترکیب بارگذاری مشخص ، با S_{II} نمایش داده می شود . بر اساس آبا می توان ترکیبات بارگذاری لازم را از جدول ۴-۴ استخراج نمود .

جدول ۴-۲ ترکیبات بارگذاری آئین نامه ACI 318-99

مقاومت مورد نیاز	بارهای وارده
$U = 1.4D + 1.7L$	الف- بارهای مرده (D) و بارهای زنده (L)
i) $U = 1.4D + 1.7L$ ii) $U = 0.75[1.4D + 1.7L] + [(1.6W \text{ or } 1.3W)]$	ب- بارهای مرده، زنده و باد (W)
iii) $U = 0.9D + (1.6W \text{ or } 1.3W)$	
i) $U = 1.4D + 1.7L$ ii) $U = 0.75[1.4D + 1.7L] + [(1.0E \text{ or } 1.4E)]$ iii) $U = 0.9D + (1.0E \text{ or } 1.4E)$	ج- بارهای مرده، زنده و زلزله (E)
i) $U = 1.4D + 1.7L$ ii) $U = 1.4D + 1.7L + 1.7H$ iii) $U = 0.9D + 1.7H$	د- بارهای مرده، زنده و خاک و فشار آب زیرزمینی (H)
i) $U = 1.4D + 1.7L$ ii) $U = 1.4D + 1.7L + 1.4F$ iii) $U = 0.9D + 1.4F$	ه- بارهای مرده، زنده و فشار سیال (F)
i) $U = 1.4D + 1.7L$ ii) $U = 0.75(1.4D + 1.7L + 1.4H)$ iii) $U = 1.4(D + T)$	و- بارهای مرده، زنده و اثرات ناشی از نشست نامساوی، خزش، افت و انبساط حاصل از بتن جبران کننده افت و درجه حرارت (T)

جدول ۴-۳ ترکیبات بارگذاری آئین نامه ACI 318-05

ترکیبات بارگذاری	بار
1) $1.4D$ 2) $1.2D + 1.6L$	الف- بارهای قائم
3) $1.2D + 1.6L + 0.8W$ 4) $1.2D + 1.0L + (1.6W \text{ or } 1.3W)$ 5) $0.9D + (1.6W \text{ or } 1.3W)$	ب- بارهای قائم و باد
3) $1.2D + 1.0L + (1.0E \text{ or } 1.4E)$ 4) $0.9D + (1.0E \text{ or } 1.4E)$	ج- بارهای قائم و زلزله

جدول ۴-۴ ترکیبات بارگذاری آئین نامه آبا

تلاش نهایی که باید برای طراحی محاسبه شود	بارهای وارده
$S_u = S(1.25D + 1.5L)$	الف- بارهای مرده (D) و زنده (L)
i) $S_u = S(1.25D + 1.5L)$	ب- بارهای مرده، زنده و زلزله (E)
ii) $S_u = S(D + 1.2L + 1.2(E \text{ or } W))^*$	و یا مرده، زنده و باد (W)
iii) $S_u = S(0.85D + 1.2(E \text{ or } W))$	(بار زلزله و یا بار باد، باید با علامت مثبت و منفی در روابط وارد شود)
i) $S_u = S(1.25D + 1.5L)$	ج- بارهای مرده، زنده و فشار خاک یا فشار ناشی از
ii) $S_u = S(1.25D + 1.5L + 1.5H)^*$	آب زیرزمینی (H)
iii) $S_u = S(0.85D + 1.5H)$	
i) $S_u = S(1.25D + 1.5L)$	د- بارهای مرده، زنده و وزن یا فشار مایعات (F)
ii) $S_u = S(1.25D + 1.5L + 1.25F)$	
iii) $S_u = S(0.85D + 1.25F)$	
i) $S_u = S(1.25D + 1.5L)$	ه- بارهای مرده، زنده و اثرات تجمعی درجه حرارت،
ii) $S_u = S(D + 1.2L + T)$	افت، خزش و نشست تکیه گاه (T)
iii) $S_u = S(1.25D + 1.25T)$	

ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد

ستونهای بتن مسلح طراحی شده

براساس آبا و ACI 318-05

فصل

۵

۵-۱ مقدمه

بررسی قابلیت اعتماد اعضای بتن آرمه از جمله تیرها و ستونها ، دارای پیچیدگیهای متفاوت است . شاید در این میان بتوان تعیین قابلیت اعتماد تیرها را مسئله به نسبت ساده تری دانست که حل آن با دارا بودن دانش پایه ای در مورد قابلیت اعتماد سازه ها و روش FOSM از طریق تحلیلهای دو مرحله ای یا مرکب ممکن می باشد . مسئله بررسی قابلیت اعتماد ستونهای بتن آرمه ، بسته به نوع نگاه و برخوردمان با این مسئله ، می تواند حاوی نکته های تفکربرانگیز بسیاری باشد که در این بخش و بطور کلی در این پایان نامه سعی شده با کنار نهادن ساده سازیها و راه حلهای سر راست اما نادقیق ، به این نکته های مبهم و تأمل برانگیز پاسخ داده شود . این دیدگاه باعث شده به جای بسط موضوع به ستونهای لاغر ، به مطالعات جامع تری در مورد ستونهای کوتاه پرداخته شود .

تحلیل قابلیت اعتماد المانهای سازه ای ، مبنایی برای تعیین ضرایب بار و مقاومت مورد استفاده در آئین نامه های طراحی است [Mirza و MacGregor، 1982، Ellingwod et al، 1980] . مشخص کردن میزان قابلیت اعتماد ستونهای بتن آرمه شاید در نگاه اول به مانند تیرها مسئله ای با یک روند تحلیلی مشخص جلوه کند اما با بررسی بیشتر موضوع می توان به پیچیدگیهای موجود در آن پی برد . وجود کلماتی مانند Complex و Involved برای توصیف موضوع ارزیابی قابلیت اعتماد ستونها در

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05

مقاله های موجود در دو دهه اخیر ، دلیلی بر وجود این پیچیدگیها است . مشکلات اصلی بررسی قابلیت اعتماد ستونهای بتن آرمه به طور خلاصه موارد زیر هستند :

- ❖ ۱. یک راه حل بسته^۱ برای بیان مقاومت ستون وجود ندارد .
- ❖ ۲. یک فرمول بندی واحد به عنوان معیار خرابی تا بحال وجود نداشته است .
- ❖ ۳. وجود همبستگی بین نیرو و لنگر و مسئله خروج از مرکزیت بار .
- ❖ ۴. مدل‌های محاسباتی تعیین مقاومت ، بسته به خروج از مرکزیت بار مقادیر محافظه کارانه و غیر محافظه کارانه ای ارائه می کنند .
- ❖ ۵. مسائل دیگری مثل کمبود اطلاعات در مورد توزیع آماری پارامترها و ...

هدف این فصل فراهم آوردن روشهایی مناسب برای روبرو شدن با مشکلات یاد شده است . گذشته از مطالعه یافته های دیگر دانشمندان ، یافتن معیار خرابی مناسب برای ستونهای بتن آرمه تحت ترکیب بار محوری فشاری و لنگر خمشی ، گردآوری داده های حاصل آزمایشات تجربی ، درک مفاهیم پیچیده ای چون همبستگی و تبحر درنگارش کدهای برنامه نویسی و تنظیم الگوریتمهای مبتکرانه ابزار مناسبی در جهت نیل به این هدف هستند .

۲-۵ یافتن معیار خرابی

اشاره شد که ارزیابی قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح موضوع پیچیده ای است [Tichy و Vorliceck ، 1962 ، Floris و Mazzucchelli ، 1991] . از آنجا که راه حل بسته ای برای بیان مقاومت

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05

ستون وجود ندارد ، کاربرد مستقیم روش مرتبه اول-لنگر دوم در مورد آن ممکن نیست . در حالت کلی ، خرابی ستون تحت تاثیر بار محوری و لنگر خمشی به شکل گسترده ای به محل اثر بار بستگی دارد و معیار واحدی برای توصیف خرابی ستون وجود ندارد . چندین روش برای غلبه بر این مشکلات پیشنهاد شده است [Floris و Mazzucchelli، 1991، Mirza و Skrabek، 1991، Neuenhofer و Zilch، 1993، Ruiz، 1993] :

نخست ، برای تحلیل قابلیت اعتماد ستون بتن آرمه باید یک معیار خرابی تعریف شود .

سپس بایستی یک روش سازگار با معیار خرابی انتخابی برقرار گردد .

در ۱۹۶۲ ، Tichy و Vorlicek خاطر نشان ساختند که ایمنی محاسبه شده یک ستون به چگونگی برقراری معیار خرابی بستگی دارد (بار محوری ثابت P ، لنگر ثابت M ، خروج از مرکزیت ثابت e و یا حالت کلی همبستگی غیر کامل بین P و M (شکل ۵-۱)) . در ضمن ایمنی ستون یک مسئله وابسته به مسیر بار است ، زیرا مقاومت ستون به خروج از مرکزیت بار یا نقطه ای که بار از حدود بین ناحیه ایمن و ناحیه خرابی می گذرد وابسته است . اینها از آنجا ناشی می شود که ما به عنوان نمونه در تابع خرابی خمشی تیر ، تنها مقاومت خمشی را به عنوان معیار با لنگر خمشی ناشی از بار وارده مقایسه می کنیم اما امکان چنین مقایسه ای به دلیل وجود دو پارامتر بار محوری و لنگر خمشی در مورد ستونها وجود ندارد و معیار خرابی به رابطه این دو پارامتر بستگی دارد . همانگونه که در شکل (۵-۱) می توان دید ، سه معیار ساده که می توانند در تعریف توابع حالت حدی مورد استفاده قرار گیرند به شرح زیرند :

❖ ۱. بار محوری P ثابت

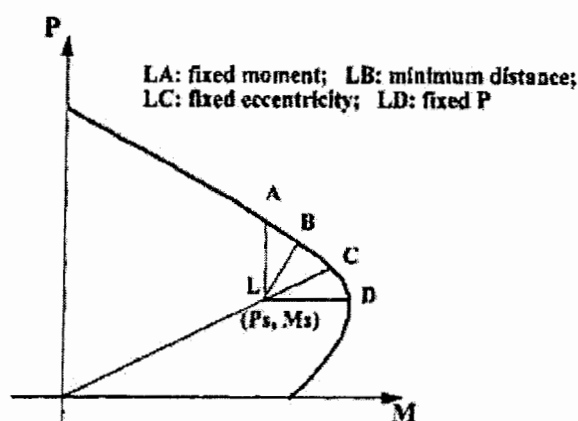
❖ ۲. ممان M ثابت

❖ ۳. خروج از مرکزیت ثابت e

[1962،Vorlicek،Tichy و Ellingwood، 1977، Frangopol،Diniz، 1997] . مورد ۴ نیز با لحاظ

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05

عدم همبستگی کامل بین متغیرهای M و P حاصل می شود. حالت (۱) می تواند در ترکیب بار حاکم ناشی از زلزله مناسب باشد؛ در حالی که حالت (۳) برای ترکیبات بارگذاری معمول، جائیکه بار محوری و لنگر بطور متناسب با طبیعت بار اعمال شده افزایش می یابند مناسب است. مناسبترین انتخاب باید برای هر تحلیلی انجام گیرد [1997, Frangopol et al] و این انتخاب در کالیبراسیون کدها می تواند مشکل باشد. حالت (۴) می تواند برای سازه های پیچیده مناسب باشد اما به سختی قابل کاربرد است. به هر حال، تخمین قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح با در نظر گرفتن مسیر بار، باید به عنوان یک مسئله First-Passage که برای حل مشکل است فرموله شود، زیرا بایستی تاریخچه زمانی اعمال بار از بارگذاری ابتدایی تا زمان ارزیابی، مورد توجه قرار گیرد [1986, Madsen et al]. یک روش کم دقت تر، برخورد با مسئله به عنوان مسئله Mean Upcrossing است. مشکلات و نابسندگیهای این روش برای تحلیل قابلیت اعتماد ستونها بوسیله Floris و Mazzucchelli (1991) مورد بحث قرار گرفته است.



شکل ۱-۵ معیارهای خرابی ستون

به هر صورت، بیشتر مطالعات انجام گرفته در گذشته بر روی خروج از مرکزیت ثابت بوده اند

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05

[Mirza et al; 1987 ، Mirza ؛ 1987، Israel et al ؛ 1980، Ellingwood et al ؛ 1977، Ellingwood] ، 1987، Mirza و Skrabek ، 1991، Ruiz ؛ 1992، Ruiz ؛ 1993 ، Aguillar و Ruiz ؛ 1994] که همبستگی بین بار محوری و ممان ، کامل فرض شده است . در این مطالعات فرض اینکه تاثیر بارها می توانند به عنوان متغیرهای تصادفی رفتار کنند مورد قبول قرار گرفته و خروج از مرکزیت یک مقدار یقین اندیشانه است . معیار خروج از مرکزیت ثابت در حقیقت فرض می گیرد که بار محوری و ممان خمشی کاملاً همبسته هستند (اثبات ریاضی در بخش ۳-۶) . تحلیل قابلیت اعتماد برای چنین موردی معمولاً در دو مرحله انجام می گیرد :

۱. در مرحله اول ، یک تحلیل احتمالاتی از مقاومت ستون برای خروج از مرکزیت داده شده با استفاده از تکنیکهای شبیه سازی و روشهای تطابق توزیع انجام می گیرد .

۲. در مرحله دوم ، تحلیل قابلیت اعتماد با استفاده از توزیع احتمال مقاومت ستون که در مرحله اول به دست آمده انجام گرفته و یکی از روشهای قابلیت اعتماد شناخته شده مانند روش مرتبه اول-لنگر دوم (FOSM) ، روش قابلیت اعتماد مرتبه اول (FORM) و یا روش قابلیت اعتماد مرتبه دوم (SORM) مورد استفاده قرار می گیرد [Madsen et al ، 1986] .

بسط دادن مستقیم روش دو مرحله ای در تخمین قابلیت اعتماد ستونها با خروج از مرکزیت بار نامعین e ، همانگونه که پیش از این گفته شد مشکل و ناممکن است زیرا پارامترهای توزیع احتمال مقاومت و خطای مدل کردن آن وابسته به e هستند .

تنها تعداد محدودی مطالعه برای حالت همبستگی غیر کامل بین P و M گزارش شده است [مانند Neuenhofer و Zilch ، 1993 ، Floris و Mazzucchelli ، 1991] . برای بررسی همبستگی مابین بار محوری و لنگر خمشی یا عدم قطعیت در خروج از مرکزیت بار ، استفاده مستقیم از تکنیکهای شبیه سازی بوسیله Floris و Mazzucchelli (1991) و Frangopol و همکارانش (1996) مدنظر قرار

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05

گرفته است. به هر حال، استفاده از روش شبیه سازی مستقیم، در مقایسه با روش دو مرحله ای بطور وسیعی افزایش یافته است.

همانگونه که پیش از این گفته شد، برای همبستگی بین بار محوری و لنگر اعمال شده و تغییرات خروج از مرکزیت، حالات مختلفی را می توان متصور شد اما بررسیهای منابع خارجی که در گذشته بر روی قابلیت اعتماد ستونها انجام شده، بیشتر در حالت خروج از مرکزیت e ثابت بوده است. اگرچه در این پایان نامه با برداشتن گامی بلند به جلو، قابلیت اعتماد ستونها در حالت همبستگی غیر کامل ارزیابی شده است اما از آنجا که در زمینه بررسی قابلیت اعتماد ستونها در کشورمان تا کنون کار عمده ای صورت نپذیرفته و همچنین به دلیل کاربرد حالت همبستگی کامل در کالیبراسیون کدها [مانند S.Ali Mirza، 1996، Holickey و Markova، 1998]، حالت خروج از مرکزیت ثابت در این فصل بطور جداگانه بررسی می شود:

۳-۵ حالت حدی برای e ثابت

معادله زیر برای تعریف حالت حدی، زمانی که فرض شده است لنگر و بار محوری به طور

متناسب افزایش می یابند، در نظر گرفته شده است [Ellingwood، 1977، Israel et al، 1987]:

$$g(X) = \left[P^2 + \left(\frac{P \cdot e}{h} \right)^2 \right]^{1/2} - \left\{ (D+L)^2 + \left[\frac{(D+L)e}{h} \right]^2 \right\}^{1/2} \quad (1-5)$$

P مقاومت محوری ستون در خروج از مرکزیت e ، h ارتفاع مقطع عرضی ستون، D بار مرده و

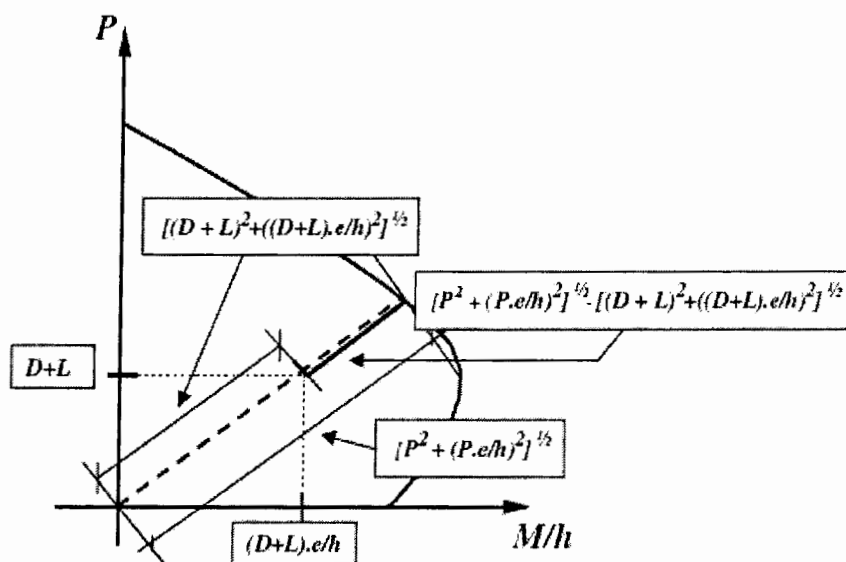
L بار زنده وارد بر ستون است.

شکل (۲-۵) نمایشی هندسی از تابع حالت حدی (۱-۵) را روی منحنی اندرکنش ارائه

می کند. چنانکه مشاهده می شود قسمت اول این رابطه نشانگر مقاومت و قسمت دوم نشان دهنده

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05

بارهاست . بدین ترتیب روی شعاعی که تمام نقاط روی آن دارای خروج از مرکزیت e هستند ، امکان مقایسه مابین نیروی وارده به عضو و مقاومت آن فراهم می آید . هر کدام از مؤلفه های نشان دهنده بار و مقاومت ، خطهای شعاعی هستند که از مبدا مختصات آغاز شده و به نقطه نشان دهنده بار یا مقاومت ختم می شوند .



شکل ۵-۲ حالت حدی برای e ثابت

مشکل اصلی استفاده از این روش این است که بایستی مشخصات آماری مقاومت مربوط به خروج از مرکزیت مفروض معلوم باشد . از آنجا که عبارت بسته ای برای توصیف مقاومت ستون وجود ندارد ، روشهای شبیه سازی برای تولید مشخصات آماری مقاومت مورد استفاده قرار می گیرند .

۴-۵ تطابق با حالت حدی

همچنانکه پیش از این بحث شد ، هر معیار خرابی که در نظر گرفته شود نیازمند روشی سازگار

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05

برای محاسبه قابلیت اعتماد ستون است . راه حل بسته برای توصیف مقاومت ستون بتن مسلح در دسترس نیست . در نتیجه ، اگر حالت حدی "e ثابت" مورد استفاده قرار گیرد ، قابلیت اعتماد ستون بتن مسلح می تواند ابتدا با بدست آوردن مشخصه های آماری مقاومت بوسیله شبیه سازی مونت کارلو (ر.ک بخش ۵-۵) و سپس استفاده از روش FORM ، یا بوسیله محاسبه مستقیم احتمال خرابی از طریق شبیه سازی مونت کارلو بدست آید . در مقابل ، اگر همبستگی غیر کامل مد نظر قرار گیرد ، تنها چاره باقیمانده محاسبه احتمال خرابی بوسیله شبیه سازی مستقیم مونت کارلو است [Frangopol et al, 1996] .

به طور معمول استفاده عملیاتی از شبیه سازی مونت کارلو هزینه محاسباتی بالایی را ایجاد می کند ، بویژه اگر نمونه های بزرگی برای محاسبه احتمال خرابی مورد استفاده قرار گیرد . به نظر می رسد مناسبترین روش در مورد حالت e ثابت استفاده از روش مرکب (Hybrid) باشد ، یعنی بدست آوردن مشخصات آماری مقاومت از طریق شبیه سازی مونت کارلو و محاسبه شاخص قابلیت اعتماد از روشهای FORM . این روش در مطالعات جدیدتر مورد استفاده قرار گرفته است [Diniz و Frangopol, 1996] .

به منظور استفاده از معیار خرابی (۵-۱) ، بایستی این مورد را که بار محوری و لنگر خارجی بصورت متقابل و متناسب افزایش می یابند در نظر داشت .

۵-۵ مطالعه آماری مقاومت ستون

۵-۵-۱ پارامترهای آماری مورد استفاده

در بررسی قابلیت اعتماد ستونها برای حالت e ثابت ، همانگونه که پیش از این در رابطه با روش

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05

مرکب (Hybrid) گفته شد ، ابتدا لازم است مشخصات آماری مقاومت ستونهای بتن آرمه تعیین شود .
به این منظور پارامترهای آماری مورد استفاده در تعیین مشخصات آماری مقاومت ستونهای بتن مسلح
مرور می شوند :

در مورد شرایط ایران از جداول (۳-۴) و (۳-۷) برای مشخصات آماری مقاومت بتن و از بخش
(۳-۲-۴-۱) برای مشخصات آماری آرماتورها استفاده و ابعاد مقطع یقین اندیشانه در نظر گرفته شده
است (رک ۳-۲-۶) .

برای شرایط آمریکا (ACI) مقادیر مورد نظر در جدول (۵-۱) خلاصه شده اند :

جدول ۵-۱ خلاصه مشخصات آماری پارامترهای موثر در مقاطع بتن آرمه (شرایط آمریکا)

متغیر تصادفی	مقدار اسمی	تابع چگالی احتمال	میانگین	ضریب پراکندگی
مقاومت فشاری بتن	$21 N/mm^2$	نرمال	$19.3 N/mm^2$	0.18
	$28 N/mm^2$		$23.7 N/mm^2$	0.18
	$35 N/mm^2$		$28.2 N/mm^2$	0.15
تنش جاری شدن فولاد	$280 N/mm^2$	لگ نرمال	$317 N/mm^2$	0.116
	$300 N/mm^2$		$339.6 N/mm^2$	0.116
	$420 N/mm^2$		$472.5 N/mm^2$	0.098
سطح مقطع فولاد	As	نرمال	As	0.03
بارها یا اثرات بارها	مرده D	نرمال	1.05D	0.1
	زنده L	گامبل	L	0.25
	پاد W	گامبل	0.78W	0.37

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05

بایستی توجه داشت برای ارقامی که مشخصات آماری آنها در مراجع مختلف وجود ندارد ، بایستی نسبت میانگین به مقدار اسمی مقادیر موجود (فارغ از واحد مورد استفاده) در مورد آنها رعایت شود . بدین صورت در حالیکه در تحقیقات Ellingwod و همکارانش (1980) مشخصات آماری تنش جاری شدن ۳۰۰ مگاپاسکال وجود ندارد ، می توان این مشخصات را از روی مشخصات تنش تسلیم ۲۸۰ مگاپاسکال بدست آورد . با مقایسه نسبتهای میانگین به مقدار اسمی تنشهای تسلیم ۲۸۰ و ۳۰۰ مگاپاسکال می توان نتیجه گرفت قلی تبار (۱۳۶۸) و حاجی کاظم (۱۳۷۸) در مورد تنش تسلیم ۳۰۰ مگاپاسکال ، که میانگین آنرا ۳۳۱ مگاپاسکال ذکر می کنند مقدار صحیحی را ارائه نکرده اند . با توجه به نسبت میانگین به مقدار اسمی تنش تسلیم ۲۸۰ مگاپاسکال ، مقدار صحیح میانگین تنش تسلیم ۳۰۰ مگاپاسکال ، ۳۳۹/۶ مگاپاسکال است . ضرایب پراکندگی در این موارد تغییر نمی کنند .

۵-۵-۲ تعیین مشخصات آماری مقاومت

مقاومت اعضای بتن آرمه به دلیل پراکندگی در مقاومت مصالح و ابعاد اعضا ، همچنین در اثر عدم قطعتهای ذاتی مدل تئوریک محاسبه مقاومت ، با مقاومت حقیقی آن تفاوت دارد . روش مونت کارلو که در فصل ۲ مورد بحث قرار گرفت ، برای ایجاد مشخصات آماری مقاومت اعضا استفاده شده است . روش کار شامل مراحل زیر می باشد :

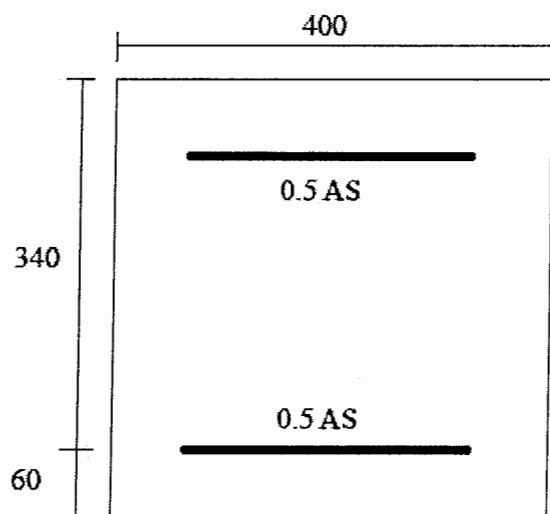
۱. انتخاب مدل تئوریک برای محاسبه مقاومت عضو به ازای حاشیه حدی تعیین شده و انتخاب مدل خطای مرتبط با آن . برای محاسبه مقاومت از مدل بلوک تنش مستطیلی استفاده به عمل آمد (ر.ک ۴-۶) . مدل خطا ، برای مقاومت ستونها بایستی از جمع آوری نتایج آزمایش ستونها برای تعیین مقاومت نهایی آنها تحت بار محوری و لنگر خمشی و مقایسه این مقادیر با نتایج حاصل از مدل تئوریک محاسبه مقاومت نهایی ستون ، بدست آید . اطلاعات جمع آوری شده می تواند از نظر آماری تحلیل شده

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05

و مقدار میانگین و انحراف معیار مدل خطا بدست آید. ضریب مدلسازی خطایی مطابق با آنچه در فصل قبل شرح داده شد، در مقاومت‌های تصادفی ضرب می‌شود.

۲. انتخاب یک سری از مقاطع یا اعضای نماینده (در ابعاد مختلف، شرایط مرزی مختلف، درصد فولاد مختلف، انواع بتن و فولاد و ...).

از آنجا که در مورد تعیین مشخصات آماری ستونهای بتن آرمه در کشورمان تحقیقی صورت نگرفته و امکان مقایسه آن با اطلاعات آماری مراجع خارجی وجود نداشت، در فرایندی زمانبر و گسترده برای انواع بتن و فولاد، با شرایط کنترل کیفیت مختلف و در خروج از مرکزیت‌های گوناگون این جامعه آماری ایجاد گردید. مقطع مورد نظر، ستونی مربع شکل با فولادگذاری در دو وجه موازی محور خمش با عرض و ارتفاع ۴۰ سانتیمتر و عمق موثر ۳۴ سانتیمتر است (شکل ۵-۳). آنالیز مونت کارلو برای انواع بتن و فولاد تحت شرایط ایران و آمریکا در گستره ای از درصد فولاد بین ۱ تا ۴ درصد و نسبت خروج از مرکزیت به ارتفاع بین ۰/۱ تا ۱/۵، انجام پذیرفت.



شکل ۵-۳ مقطع نمونه

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05

۳. برای عضو انتخابی ، مقاومت اسمی R_n بر اساس مقاومت‌های اسمی مصالح و ابعاد جایگزین شده در مدل تئوریک ، با ضریب مقاومت واحد محاسبه می شود . این مقدار R_n با مد خرابی مورد انتظار (وقتی مقاومت‌های اسمی در اعضا وجود دارند) منطبق می باشد . لازم بذکر است که جدا از تفاوت بسیار جزئی β آئین نامه های آبا و ACI برای مقاومت فشاری بیشتر از ۳۰ مگاپاسکال ، که از گرد کردن ناشی شده ، مدل‌های محاسبه مقاومت اسمی این دو آئین نامه تفاوتی با هم ندارند .

یک مجموعه از مقاومت‌های مصالح و ابعاد ، بطور تصادفی ، با استفاده از توزیع های آماری هر متغیر که در بخش پیش ذکر شد ایجاد شده و مقاومت تئوریک $R = \sqrt{P_R^2 + \left(\frac{M_R}{h}\right)^2}$ با لحاظ مقدار تصادفی مدل خطا محاسبه می شود .

پس از آن نسبت R/R_n تعیین می شود . این روند تکرار شده و در نتیجه تعداد زیادی از نمونه های R/R_n ایجاد شده و یک مدل احتمالاتی بر روی اطلاعات تولید شده منطبق خواهد شد . تعداد چرخه های انجام آنالیز مونت کارلو برای هر نسبت خروج از مرکزیت ۱۰۰۰۰۰ نمونه در نظر گرفته شد که دارای دقت فوق العاده بالایی می باشد ، اما زمانبر است . این تعداد برای دقت‌های متوسط و جهت صرفه جویی در زمان می تواند به ۱۰۰ الی ۵۰۰ نمونه کاهش داده شود . نتایج حاصل از آنالیز انجام گرفته در مورد ۲۲ حالت مختلف از شرایط بتن و فولاد در ایران و آمریکا در پیوست "ب" آورده شده است . این جداول شامل مقدار میانگین و ضریب پراکندگی R/R_n در ۹۶۸ نقطه روی منحنی اندرکنش به ازای مشخصات مختلف مقطع است و از همین تعداد اجرای برنامه های RABA و RACI که بدین منظور به زبان برنامه نویسی ویژوال بیسیک نوشته شده اند حاصل شده است . نتایج حاصله برای $e/h = 0.8, 0.9$ گرچه تعیین شده و برای تنظیم جداول نهایی مورد استفاده قرار گرفته اند اما در جداول موجود در ضمیمه نشان داده نشده اند .

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05

در این جداول \bar{R}/R_n و V_R بترتیب میانگین و ضریب پراکندگی R/R_n هستند که میانگین آنها در نواحی کنترل فشار و کشش برای انواع فولاد و بتن (در واحد N/mm^2) به عنوان مقدار نهایی در جداول (۲-۵) و (۳-۵) برای شرایط آمریکا و در جداول (۴-۵) و (۵-۵) برای شرایط ایران نشان داده شده است .

. با استفاده از مشخصات آماری نسبت مقاومت و بارهای بدست آمده ، تحلیل قابلیت اعتماد می تواند در مرحله بعد انجام گیرد . در این جداول C نشاندهنده ناحیه کنترل فشار و T نشان دهنده ناحیه کنترل کشش است .

در دو وجه مقابل هم مقطع ، برای مواقعی که انتهای پایینی بلوک تنش مستطیلی در فاصله بین میلگردها و سطح بیرونی مقطع قرار می گیرد ، روابط مطرح شده در فصل ۴ کارایی خود را از دست می دهند . بدین منظور تغییرات تنش در ارتفاع مقطع برای خروج از مرکزیت‌های مختلف مورد بررسی قرار گرفت و روابط موجود اصلاح شدند .

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05

جدول ۲-۵ مقادیر میانگین R/R_n ستونهای بتن مسلح برای انواع فولاد و بتن در شرایط آماری آمریکا

Fy Fc	300 N / mm²	420 N / mm²
21 N / mm²	C : 0.99 T : 1.06	C : 0.98 T : 1.03
28 N / mm²	C : 0.93 T : 1.04	C : 0.93 T : 1.01
35 N / mm²	C : 0.89 T : 1.03	C : 0.89 T : 1.01

جدول ۳-۵ مقادیر ضریب پراکندگی R/R_n ستونهای بتن مسلح برای انواع فولاد و بتن در شرایط آماری آمریکا

Fy Fc	300 N / mm²	420 N / mm²
21 N / mm²	C : 0.135 T : 0.115	C : 0.116 T : 0.100
28 N / mm²	C : 0.140 T : 0.115	C : 0.123 T : 0.100
35 N / mm²	C : 0.126 T : 0.110	C : 0.112 T : 0.095

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05

جدول ۴-۵ مقادیر میانگین R/R_n ستونهای بتن مسلح برای انواع فولاد و بتن در شرایط آماری ایران

Fc	کنترل کیفیت	Fy	
		300 N/mm ²	400 N/mm ²
21 N/mm ²	متوسط	C : 0.88	C : 0.88
		T : 0.98	T : 0.95
21 N/mm ²	متوسط +	C : 0.95	C : 0.94
		T : 1.02	T : 0.98
31.5 N/mm ²	ضعیف	C : 0.79	C : 0.80
		T : 0.95	T : 0.92
31.5 N/mm ²	متوسط -	C : 0.96	C : 0.95
		T : 1.02	T : 0.99
31.5 N/mm ²	متوسط	C : 0.97	C : 0.96
		T : 1.03	T : 1.00
31.5 N/mm ²	متوسط +	C : 1.02	C : 1.00
		T : 1.05	T : 1.01
37 N/mm ²	ضعیف	C : 0.92	C : 0.92
		T : 1.01	T : 0.98
37 N/mm ²	متوسط +	C : 0.95	C : 0.95
		T : 1.02	T : 0.99

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05

جدول ۵-۵ مقادیر ضرایب پراکندگی R/R_n ستونهای بتن مسلح برای انواع فولاد و بتن در شرایط آماری ایران

Fc	کنترل کیفیت	Fy	
		300 N/mm ²	400 N/mm ²
21 N/mm ²	متوسط	C : 0.101	C : 0.095
		T : 0.087	T : 0.079
21 N/mm ²	متوسط +	C : 0.103	C : 0.096
		T : 0.087	T : 0.079
31.5 N/mm ²	ضعیف	C : 0.125	C : 0.118
		T : 0.093	T : 0.085
31.5 N/mm ²	متوسط -	C : 0.134	C : 0.126
		T : 0.094	T : 0.085
31.5 N/mm ²	متوسط	C : 0.112	C : 0.106
		T : 0.087	T : 0.080
31.5 N/mm ²	متوسط +	C : 0.102	C : 0.097
		T : 0.085	T : 0.078
37 N/mm ²	ضعیف	C : 0.136	C : 0.126
		T : 0.094	T : 0.085
37 N/mm ²	متوسط +	C : 0.107	C : 0.100
		T : 0.086	T : 0.078

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05

با استفاده از جداول نشان داده شده در این بخش و همچنین ضمیمه "ب" می توان در مورد نسبت R/R_n به نتایج زیر دست یافت (موارد ذکر شده کلی و بدون در نظر گرفتن استثناسهاست):

۱. مقدار \bar{R}/R_n که نشاندهنده میانگین نسبت R/R_n است، با افزایش خروج از مرکزیت رابطه متقابل داشته و افزایش می یابد.

۲. مقدار V_R که نشاندهنده ضریب پراکندگی نسبت R/R_n است، با افزایش خروج از مرکزیت رابطه عکس داشته و کاهش می یابد.

۳. مقدار \bar{R}/R_n در اکثر موارد با افزایش درصد فولاد، در ناحیه کنترل فشار افزایش و در ناحیه کنترل کشش کاهش می یابد.

۴. مقدار V_R در اکثر موارد با افزایش درصد فولاد، در ناحیه کنترل فشار کاهش و در ناحیه کنترل کشش افزایش می یابد.

۵. با فرض موارد بالا می توان نتیجه گرفت که در اکثر موارد نسبت میانگین \bar{R}/R_n بیشتر با ضرایب پراکندگی V_R کمتر را (که حالت ایده آلی است) می توان در گوشه پایین سمت چپ جداول موجود در ضمیمه "ب" که دارای بیشترین مقدار خروج از مرکزیت و کمترین درصد فولاد می باشند یافت. عکس این قضیه نیز در مورد گوشه بالایی سمت چپ جدول صادق است.

۶. جدول (۵-۲) نشان می دهد که در شرایط آماری آمریکا با افزایش مقدار اسمی مقاومت فشاری بتن، \bar{R}/R_n کاهش می یابد. از آنجا که از نوع کنترل کیفیت هر کدام اطلاعی در دست نیست، این مقایسه تنها در صورتی می تواند صحیح باشد که یک نوع کنترل کیفیت در تمام موارد اعمال شده باشد. پس نتیجه گیری یاد شده نمی تواند الزاماً به حقیقت نزدیک باشد و به صورت یک قاعده در آید، چنانکه تغییرات ضرایب پراکندگی در جدول (۵-۳) نیز این شبهه را تقویت می کند.

در مورد شرایط آماری ایران عکس فرض بالا، در موقعیت کنترل کیفیت یکسان برقرار است؛

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05

یعنی با افزایش مقدار اسمی مقاومت فشاری بتن ، \bar{R}/R_n افزایش می یابد . در این مورد البته برای کنترل کیفیت متوسط به بالای مقاومت‌های فشاری ۲۱ و ۳۷ مگاپاسکال ، \bar{R}/R_n تغییری نمی کند و ثابت می ماند . این امر می تواند ناشی از ضریب پراکندگی یکسان و همچنین نزدیکی نسبت میانگین مقاومت فشاری به مقاومت اسمی برای مقاومت‌های فشاری ۲۱ و ۳۷ مگاپاسکال باشد. \bar{R}/R_n به توزیع احتمال مقاومت فشاری بتن و تنش تسلیم فولاد بستگی دارد .

۷. در مورد تاثیر مقدار مقاومت فشاری بتن و تنش تسلیم فولاد بر روی V_R و تاثیر تنش تسلیم فولاد بر روی \bar{R}/R_n اظهار نظر به مراتب دشوار است و از روی جداول مربوطه می توان به صورت موردی این مقایسه را انجام داد .

۸. مقادیر بدست آمده در جداول (۲-۵) و (۳-۵) دقیقاً مطابق با مقادیر موجود در مراجع مختلف نمی باشد . نتایج مطالعات Ellingwood و همکاران (1980) ، Tabsh (1997) و Melchers (1999) در جدول (۴-۵) آورده شده است . این اختلاف به چگونگی توزیع پارامترهای آماری موجود در مقطع بر می گردد . به عنوان نمونه در این پایان نامه ابعاد هندسی ثابت فرض شده اند و در مرجعی دیگر ممکن است این مقادیر آماری و تصادفی باشند . همچنین ممکن است شکل تابع توزیع و مقدار میانگین و ضریب پراکندگی پارامترهای آماری از مرجعی به مرجع دیگر متفاوت باشد . ضمناً باید مشخص گردد که چه تعداد شبیه سازی اعداد تصادفی و چه ضریبی برای مدلسازی خطا استفاده شده است . به عنوان نمونه Mirza (1996) از ۵۰۰ بار تولید اعداد تصادفی در هر مورد استفاده کرد ، حال آنکه در این پایان نامه این تعداد به ۱۰۰۰۰۰ افزایش داده شده است . به علاوه احتمالاً در مطالعات مربوط به جدول (۴-۵) از یک ضریب مدلسازی متفاوت با مقدار پیش فرض این پایان نامه استفاده شده است .

۹. با توجه به نتایج بدست آمده برای شرایط مختلف کارگاهی ایران و آمریکا (ACI) و آگاهیهای

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05

پیشین در باب پیشرفت تکنولوژی بتن و سازه در کشورهایی که از آئین نامه ACI استفاده می نمایند ، چیزی جز نسبت \bar{R}/R_n بیشتر برای شرایط آماری آمریکا انتظار نمی رود . استفاده از مقاومت فشاری بتن ۲۱ مگاپاسکال و تنش تسلیم فولاد ۳۰۰ مگاپاسکال که مشخصه های آماری آن برای شرایط ایران و آمریکا موجود می باشد ، نشان می دهد میانگین مقاومت عملی برای کنترل کیفیت احتمالاً متوسط آمریکا و کانادا از مورد مشابه برای کنترل کیفیت متوسط به بالای ایران بسی بیشتر است . نتایج ایران دارای ضرایب پراکندگی کمتری هستند .

به پارامترهای آماری موجود برای ایران بدلیل مطالعات آماری غیر جامع می توان با دیده تردید نگریست . به عنوان نمونه برای کنترل کیفیت متوسط و متوسط به بالای بتن با مقاومت اسمی ۳۵ کیلوگرم بر سانتی متر مربع ، میانگین بسیار بالایی مشاهده می شود .

۱۰. برای تنشهای تسلیم ۲۸۰ و 300 N/mm^2 به دلیل مشخصات آماری یکسان ، نتایج

یکسانی برای \bar{R}/R_n و V_R به دست می آید . به همین دلیل تنها یک مورد از آنها ذکر شده اند و در تحلیل‌های آینده یکی از این تنشها به نمایندگی دیگری ، مورد استفاده قرار می گیرد .

جدول ۵-۶ پارامترهای آماری ارائه شده توسط مراجع خارجی برای ستونهای بتن آرمه

مقاومت فشاری	نسبت مقدار میانگین به اسمی	ضریب پراکندگی
ناحیه فشاری		
$F_c=21 \text{ N/mm}^2$	1.05	0.16
$F_c=35 \text{ N/mm}^2$	0.95	0.14
ناحیه کششی		
$F_c=21 \text{ N/mm}^2$	1.05	0.12
$F_c=35 \text{ N/mm}^2$	1.05	0.12

۵-۳-۵ تابع توزیع مقاومت

در این بخش ، نوع تابع توزیع R/R_n بررسی می شود . این امر بدان دلیل است که برای تعیین قابلیت اعتماد به روش راکویتز فیسلر به نوع تابع توزیع که دارای اهمیت بسزایی است نیازمندیم ؛ در غیر اینصورت برای روشهای کرنل و مونت کارلوی مستقیم ، نیازی بدان نیست .

روشهای مختلفی مانند Chi ، اسمیروف یا کلموگروف می توانند برای یافتن تابع توزیع منطبق بر داده های آماری کسب شده مورد استفاده قرار گیرند . یکی از این روشها روش کای اسکویر است . برای بکارگیری این روش در تعیین نوع تابع توزیع مقاومت ستونها دو برنامه کامپیوتری CHIBA و CHICI نوشته و مورد استفاده قرار گرفت . شیوه استفاده از این روش برای شناسایی نوع تابع توزیع که در برنامه های کامپیوتری هم دنبال شد ، به شرح زیر است :

۱. هیستوگرام برای داده های مشاهده شده رسم می شود . این داده ها از شبیه سازی مقاومت ستون توسط آنالیز مونت کارلو حاصل می شود . تعداد نمونه های شبیه سازی معمولاً بین ۱۰۰ تا ۱۰۰۰ در نظر گرفته می شود . بررسیهای انجام گرفته نشان داد برای این تعداد نمونه ممکن است در بعضی نقاط به دلیل کمبود نمونه ها امکان مقایسه بین چند نوع تابع توزیع دشوار باشد ، بنابراین برای تعیین بهترین برازش پس از کنترل کای اسکویر با ۱۰۰ نمونه ، از تولید ۱۰۰۰۰۰ نمونه استفاده گردید .

۲. از روی داده ها می توان مقدار میانگین و واریانس را محاسبه نمود . در این مرحله از روی شکل هیستوگرام می توان توزیعی برای متغیر مورد نظر فرض نمود . هیستوگرام رسم شده برای R/R_n ستونها در شرایط مختلف آماری به تابع توزیع نرمال یا لگ نرمال نزدیک بود که آزمون کای اسکویر برای هر دوی آنها ادامه داده شد .

۳. بر اساس آنکه برای متغیرمان چه اهمیتی قائل هستیم (این متغیر به چه میزان می تواند بر روی نتایج طراحی تاثیر بگذارد) ضریب اهمیت α انتخاب می شود . معمولاً α برابر با ۱ یا ۵ درصد در

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05

نظر گرفته می شود .

۴. مقدار مربع کای طبق فرمول زیر محاسبه می شود :

$$\chi_{cal}^2 = \sum_{i=1}^n \frac{(o_i - e_i)^2}{e_i} \quad (2-5)$$

χ_{cal}^2 : مقدار محاسبه شده مربع chi

o_i : تعداد مشاهدات در i امین فاصله

e_i : تعداد مشاهداتی که بایستی طبق توزیع فرض شده (مرحله ۲) ، در i امین فاصله وجود

داشته باشد .

۵. در این مرحله تعداد درجات آزادی N (def در جدول) از فرمول زیر محاسبه می شود :

$$N = a - r - 1 \quad (3-5)$$

a: تعداد فاصله های منظور شده در سرتاسر داده ها می باشد.

r: تعداد پارامترهای تخمینی داده هاست.

۶. برای α فرض شده و N محاسبه شده ، مقدار مربع کای از جدول مربع کای استاندارد پیدا

می شود (پیوست الف) . این مقدار به عنوان $\chi_{N,(1-\alpha)}^2$ در نظر گرفته می شود .

۷. اگر χ_{cal}^2 کمتر از مقدار بدست آمده از جدول باشد ، توزیع با پارامترهای آن در تراز اهمیت

مفروض مورد قبول می باشد . در غیر اینصورت فرض رد می شود .

آزمون کای اسکویئر برای شرایط آماری ایران و آمریکا توسط برنامه های کامپیوتری CHIBA و

CHICI در حالتهای مختلفی از تنش تسلیم فولاد و مقاومت فشاری بتن و همچنین انواع کنترل کیفیت

با تولید ۱۰۰ عدد تصادفی نشان داد که در اکثریت موارد مقدار χ_{cal}^2 برای توابع لگ نرمال و نرمال ، از

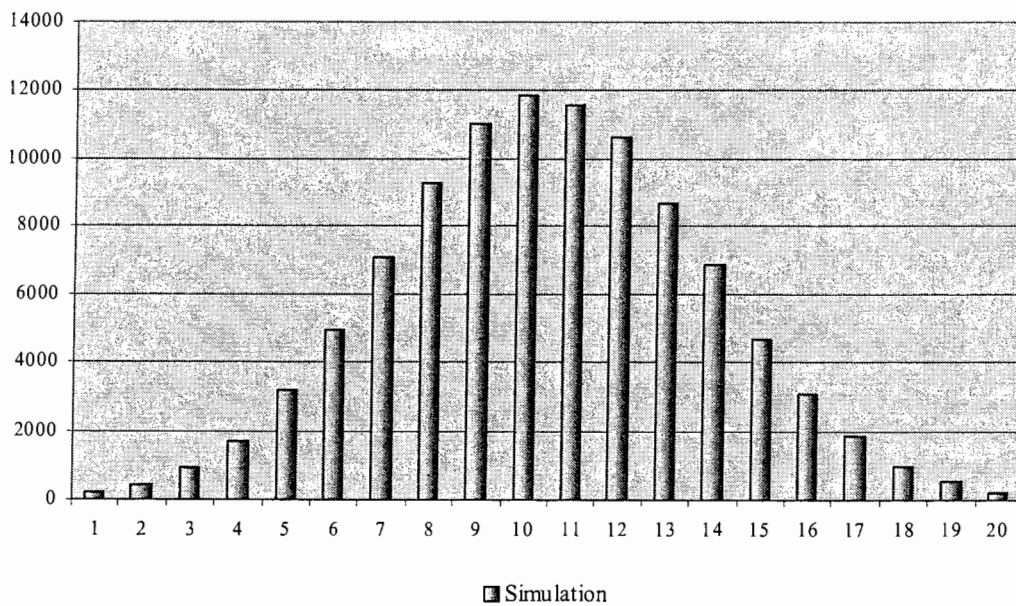
مقدار بحرانی بدست آمده کمتر می باشد ، اگرچه تابع توزیع نرمال مقادیر کمتری را در غالب حالات

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05

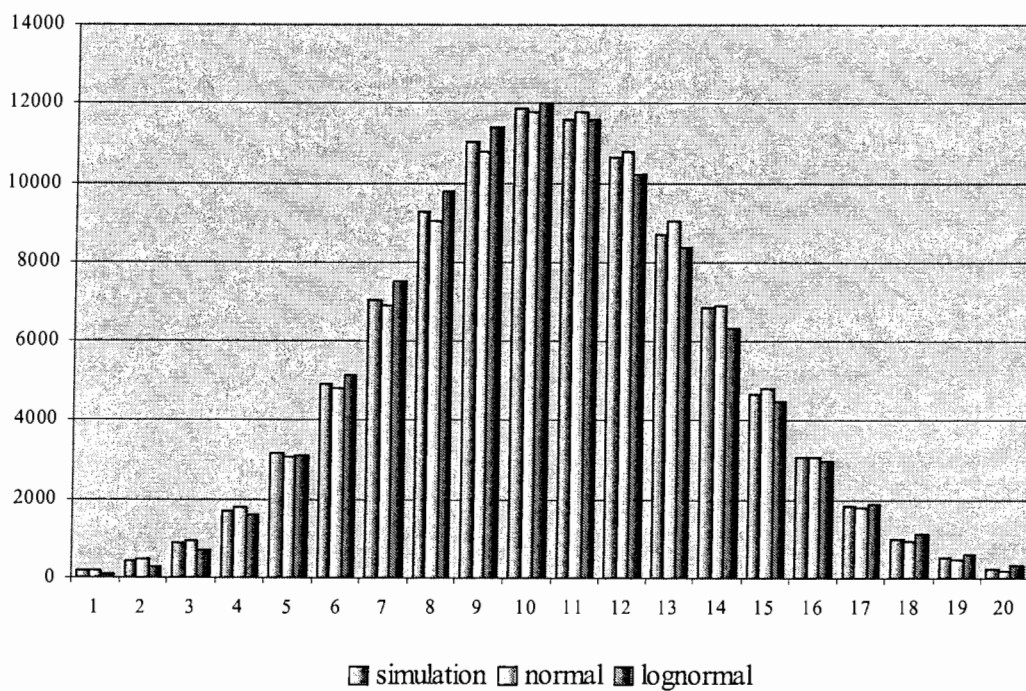
نشان می دهد . با تولید ۱۰۰۰۰۰ نمونه برای حالات ذکر شده کنترل لازم صورت پذیرفت . در مورد شرایط آبا مشخص گردید تابع توزیع نرمال دارای برازش بهتری است (برای نمونه هیستوگرامهای شکل‌های (۴-۵) و (۵-۵) که بترتیب داده های شبیه سازی و تطابق آنها با توزیعات نرمال و لگ نرمال را نشان می دهند) . مشخصه این امر کمتر بودن مجموع عبارت کای اسکویر تابع نرمال نسبت تابع لگ نرمال است . به همین جهت برای تابع توزیع مقاومت تحت شرایط ایران ، تابع توزیع نرمال انتخاب گردید .

در مورد شرایط آماری آمریکا اما رفتار دیگری مشاهده گردید . در ناحیه کنترل فشار تابع توزیع نرمال ، تابعی بود که برازش بسیار بهتری از تابع توزیع لگ نرمال نسبت به داده ها داشت (بطور نمونه شکل‌های ۵-۶ و ۵-۷) ، اما در ناحیه کنترل کشش ، رفته رفته با دور شدن از خروج از مرکزیت متوازن ، تابع توزیع به سمت لگ نرمال میل پیدا می نمود و χ^2_{cal} کمتری را نشان می داد (به عنوان نمونه شکل‌های ۵-۸ و ۵-۹) . دلیل این امر به تنها تفاوت توزیع پارامترهای آماری آبا و ACI که تفاوت در نوع توزیع تنش تسلیم فولاد می باشد بر می گردد . در ناحیه کنترل کشش با افزایش خروج از مرکزیت ، از ضریب پراکندگی ضریب مدلسازی خطا کاسته می شود و این امر همراه با توزیع لگ نرمال مقاومت تسلیم فولاد که در بررسیهای آماری آمریکا و کانادا مورد استفاده قرار گرفته است ، موجب برازش بهتر تابع توزیع لگ نرمال برای مقاومت ستون در این نقاط می گردد . بنابراین در این موارد نیز تابع توزیع نرمال رد نخواهد شد ، تنها در مقام مقایسه با توزیع لگ نرمال ، توزیع اخیر مناسبتر تشخیص داده شده است . به همین جهت و از آنجا که بطور معمول یک نوع توزیع برای مقاومت در نظر گرفته می شود ، در این مورد نیز تابع توزیع نرمال انتخاب گردید.

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05

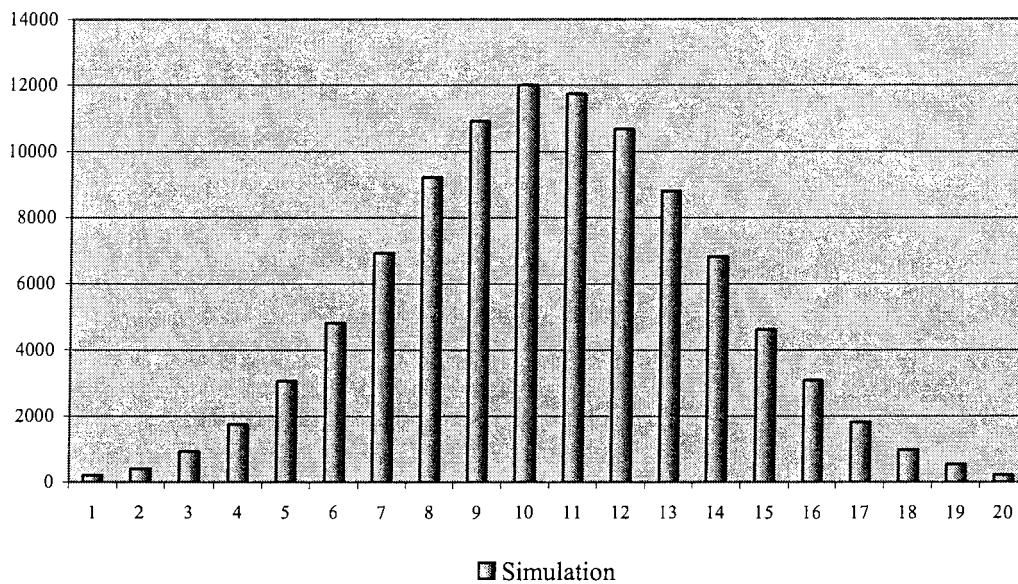


شکل ۴-۵ هیستوگرام داده های منتهی از شبیه سازی برای شرایط آبا
 $F_c=21 N/mm^2$ $f_y=300 N/mm^2$ $e/h=0.4$ $\rho=2\%$

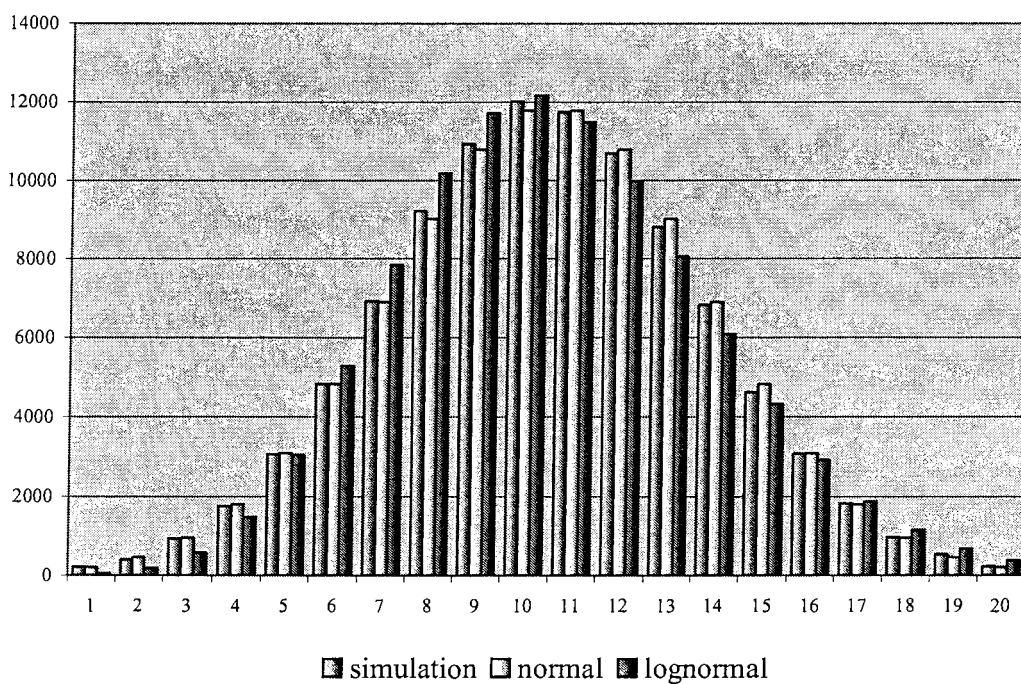


شکل ۵-۵ هیستوگرام مقاومت ستون حاصل از شبیه سازی ، توزیع نرمال و توزیع لگ نرمال

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05

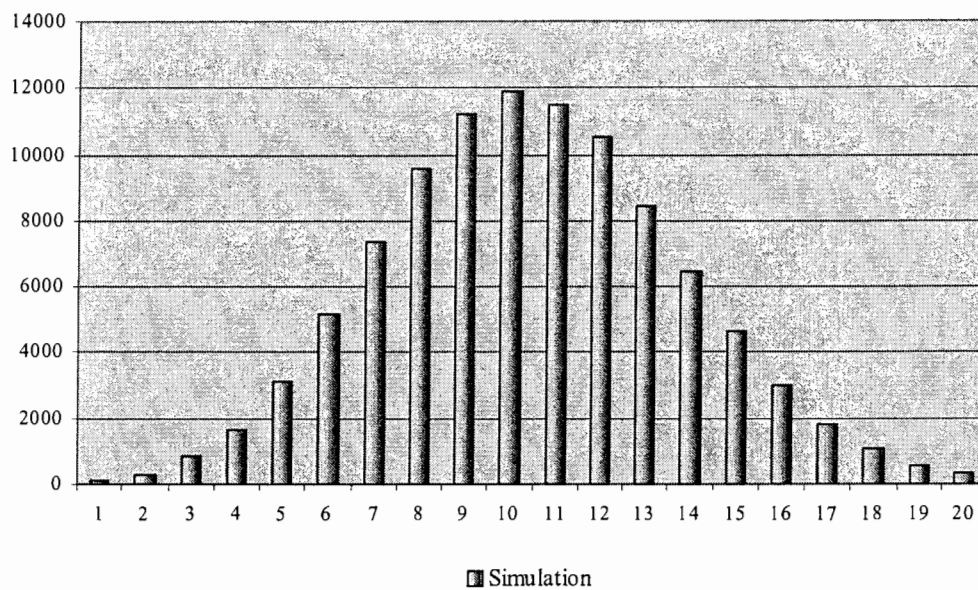


شکل ۶-۵ هیستوگرام داده های منتهی از شبیه سازی برای شرایط ACI (ناحیه کنترل فشار)
 $F_c=28 N/mm^2$ $f_y=300 N/mm^2$ $e/h=0.5$ $\rho=2\%$ $e_b=178mm$ $b,h=400mm$

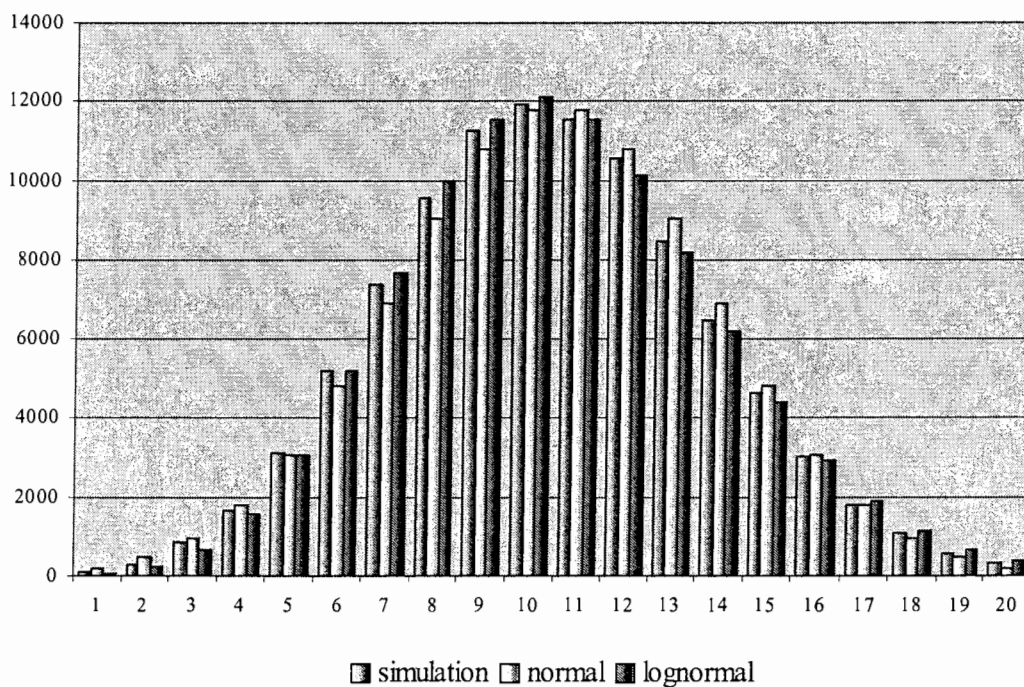


شکل ۷-۵ هیستوگرام مقاومت ستون حاصل از شبیه سازی ، توزیع نرمال و توزیع لگ نرمال

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05



شکل ۸-۵ هیستوگرام داده های منتهی از شبیه سازی برای شرایط ACI (ناحیه کنترل کشش)
 $F_c=28 N/mm^2$ $f_y=300 N/mm^2$ $e/h=0.8$ $\rho=2\%$ $eb=178mm$ $b,h=400mm$



شکل ۹-۵ هیستوگرام مقاومت ستون حاصل از شبیه سازی، توزیع نرمال و توزیع لگ نرمال

۵-۶ تعیین شاخص قابلیت اعتماد برای حالت e ثابت

۵-۶-۱ روند تعیین شاخص قابلیت اعتماد

دو برنامه کامپیوتری تعیین قابلیت اعتماد بر مبنای تحلیل احتمالاتی مرتبه اول-لنجر دوم پیشرفته با استفاده از روش راکویتز فیسler (ر.ک به فصل ۲) تحت عناوین CRABA و CRACI برای آئین نامه های آبا و ACI 318-05 نوشته و در این بخش مورد استفاده قرار گرفتند. در این برنامه ها که به زبان برنامه نویسی ویژوال بیسیک نوشته شدند، افزون بر امکان تعیین شاخص قابلیت اعتماد به روش راکویتز فیسler، برای مقایسه این روش با دیگر روشهای مورد استفاده در اغلب تحقیقات موجود و همچنین افزایش قابلیت‌های برنامه، امکان تعیین شاخص قابلیت اعتماد به دو روش میانگین (ر.ک فصل ۲) و مونت کارلو (ر.ک فصل ۲) نیز به برنامه ها افزوده شد. در ادامه با مراحل مختلف فرایند تحلیل قابلیت اعتماد و فلسفه به کار رفته در این برنامه ها آشنا خواهید شد.

دو روش کلی که به طور معمول در کالیبراسیون کدها و تحلیلهای بهبود کدها برای بررسی سیستماتیک تاثیر خروج از مرکزیت در قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح استفاده می شوند، می توانند مورد استفاده قرار گیرند [Ellingwood et al, 1980, Israel et al, 1987]:

در روش نخست، بار ضریب‌دار نهایی داده می شود و عضو سازه ای مطابق آن طراحی می شود. در روش دوم، مشخصات عضو سازه ای واقعی داده می شود و تاثیرات بار، مساوی مقاومت طراحی در نظر گرفته می شود. به این ترتیب با دانستن نسبت بارهای بدون ضریب می توان مقادیر هر یک را بدست آورد.

در هر دو روش، می توان مقادیر میانگین متغیرهای تصادفی را با استفاده از رابطه مقدار میانگین به مقدار طراحی بدست آورد. این مقادیر به همراه ضریب پراکندگی و انواع توزیع احتمال برای

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05

محاسبه قابلیت اعتماد اعضای ساختمانی به کار برده می شود. در این پایان نامه روش دوم در ادامه مورد استفاده قرار گرفته است زیرا در روش دوم نیازی به اینکار نیست و همچنین برای بررسی قابلیت اعتماد در طول منحنی اندر کنش کارایی دارد.

گامهای اساسی در برنامه های کامپیوتری CRABA و CRACI به شرح زیر هستند:

۱. ورود مشخصات ثابت و پارامترهای آماری مقطع: ابعاد هندسی مقطع و نسبت بارها، پارامترهای معین و مقاومت فشاری بتن و مقاومت تسلیم فولاد و سطح مقطع میلگردها، پارامترهای تصادفی در نظر گرفته شدند (ر.ک فصل ۳ و همچنین بخش ۵-۵-۱).
۲. تعیین مقاومت اسمی و مقاومت طراحی مقطع با توجه به ضرایب کاهش مقاومت آئین نامه های مربوط (ر.ک فصل ۴).
۳. محاسبه بار زنده و مرده: با مساوی قرار دادن مقاومت طراحی با مجموع بارهای ضریبدار و با استفاده از نسبت بار زنده به مرده در ورودی برنامه، قادر به تعیین بار مرده و زنده اسمی قابل تحمل توسط مقطع خواهیم بود. برای اغلب تحلیلهای قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح، بار زنده نهایی به عنوان متغیر تصادفی مستقل از زمان مدل شده است. [1976، Macgregor، 1977، Ellingwood، 1987، Israel et al، Ruiz و Aguilar، 1994]. این فرض در این پایان نامه نیز مورد قبول قرار گرفته است.
۴. تولید تصادفی پارامترهای آماری مقطع و بارها با استفاده از روش آنالیز مونت کارلوی مستقیم
۵. شبیه سازی مقاومت ستون و تعیین میانگین و انحراف معیار مقاومت ستون (نتایج بخش ۵-۵) و بارها با استفاده از مقادیر تصادفی گام ۴ به روش مونت کارلوی مستقیم
۶. تعیین شاخص قابلیت اعتماد با استفاده از تابع حاشیه حدی تعریف شده و میانگین و انحراف معیار مقاومت و بارها به روش مقدار میانگین، راکویتز فیسلر و مونت کارلو

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05

برای تشخیص خرابی ، تابع حاشیه حدی (۵-۱) با تغییراتی منطقی که در آن انجام دادیم مورد

استفاده قرار گرفت . این تغییرات بدینصورت است:

$$g(X) = \left[P^2 + \left(\frac{P \cdot e}{h} \right)^2 \right]^{\frac{1}{2}} - \left\{ (D+L)^2 + \left[\frac{(D+L)e}{h} \right]^2 \right\}^{\frac{1}{2}} \quad (۴-۵)$$

$$g(X) = P \left[1 + \left(\frac{e}{h} \right)^2 \right]^{\frac{1}{2}} - (D+L) \left\{ 1 + \left(\frac{e}{h} \right)^2 \right\}^{\frac{1}{2}} \quad (۵-۵)$$

$$g(X) = \{ P - (D+L) \} \left\{ 1 + \left(\frac{e}{h} \right)^2 \right\}^{\frac{1}{2}} \quad (۶-۵)$$

از آنجا که $g(X)$ در مقدار حدی برابر صفر است و $\left[1 + \left(\frac{e}{h} \right)^2 \right]^{\frac{1}{2}}$ مقداری مثبت و غیر صفر

دارد ، لاجرم بایستی تکه دیگر معادله که در آن ضرب می شود مساوی صفر شود . پس داریم:

$$g(X) = P - (D+L) \quad (۷-۵)$$

تابع حاشیه حدی بدست آمده را می توان به گونه دیگری نیز توضیح داد:

مقاومت ستونها به خروج از مرکزیت بار بستگی دارد . برخلاف تیرها که مقاومت آنها یک نقطه است ، مقاومت مربوط به یک ستون در خروج از مرکزیتهاى مختلف سطحی را تشکیل می دهد که می توان آنها را به شکل منحنی اندر کنش نشان داد ؛ یعنی ، مقاومت یک ستون می تواند به شکل نقاط هندسی در صفحه M-N نشان داده شود . خرابی هنگامی اتفاق می افتد که باری بیشتر از ظرفیت عضو بدان وارد شود . در بررسی قابلیت اعتماد ستونها ، منحنی اندرکنش مرز بین ناحیه ایمن و خرابی است . این بدان معنی است که تابع حاشیه حدی مورد نظر در صورت واقع شدن نقطه بارگذاری خارج از منحنی اندرکنش دارای مقدار منفی (خرابی) و در صورت واقع شدن نقطه بارگذاری در داخل منحنی اندرکنش دارای مقدار مثبت (ایمن) خواهد بود .

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05

معادله (۵-۱) برای $\frac{e}{h}$ داده شده، فاصله مابین نقطه نشاندهنده تاثیرات بار تا حدود ناحیه مقاومت یعنی منحنی اندرکنش را به عنوان معیار در نظر می گیرد (شکل ۵-۲). داشتن مقدار کمتر از صفر برای این تابع به منزله خرابی محسوب می گردد.

با حرکت از مبدا، مختصات روی یک شعاع با e ثابت، مشاهده می شود که بار محوری و لنگر خمشی با روندی یکنواخت افزایش می یابند. این بدان معنی است که نقطه بعدی در حرکت ما دارای مقادیر بار محوری و لنگر خمشی بیشتری خواهد بود. با اختصاص یک نقطه به مقاومت (مثلاً P) و نقطه ای دیگر به بار (مثلاً $D+L$) روی شعاع یاد شده، قادر خواهیم بود موقعیت آنها را نسبت به هم بسنجیم. در نهایت می توان از بار محوری و افزایش آن روی شعاع مربوط به e ، به عنوان معیاری برای تشخیص خرابی و واقع شدن نقطه مربوط به بار در داخل یا خارج منحنی اندر کنش استفاده کرد. رابطه (۵-۷) شکل ریاضی این معیار خواهد بود.

برای تعیین شاخص قابلیت اعتماد، مقطع نمونه ستون بتن مسلح شکل (۵-۳) مورد استفاده قرار گرفت. مشخصات متغیرهای تصادفی که برای تعیین مقاومت ستونهای کوتاه مورد نیازند در فصل ۳ نشان داده شده اند. از عدم قطعیت در ابعاد مقطع عرضی ستون چشمپوشی شده است زیرا تاثیر آن بر روی قابلیت اعتماد بطور معمول کوچک است [1991, Mazzucchelli و Floris].

خطای مدلسازی به کار رفته در برنامه ها با توزیع نرمال در نظر گرفته شده است که ضریب پراکندگی آن از نقطه بالانس تا حالت خمش خالص بطور خطی تغییر می کند (ر.ک ۴-۷).

مقاومت طراحی ضریبدار ستون مطابق با آئین نامه های آبا و ACI 318-05 محاسبه شده است. ضریب کاهش مقاومت محوری نهایی که برای بارهای محوری نزدیک به فشار محوری خالص مورد استفاده قرار می گیرد نیز در نظر گرفته شده است. برای حالاتی که انتهای بلوک فشاری در داخل یکی

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05

از دو ناحیه پوشش روی میلگردها می افتد فرمولهای پایه ای تعیین بار محوری و لنگر خمشی تصحیح شده اند .

اگر تمام متغیرهای بکار رفته در تابع حالت حدی نرمال بودند روش هاسوفر-لیند جوابهای مقبولی را ارائه می نمود اما از آنجا که بارهای زنده دارای تابع توزیع گامبل هستند ، روش پیشرفته راکویتز-فیسلر که نسبت به نوع توزیع متغیرها حساس است جوابهای دقیقتری را ارائه می کند . بررسیهای انجام شده در بخش قبل نشان دادند که تابع توزیع نرمال بخوبی قادر به توصیف توزیع مقاومت ستونها می باشد و بدین لحاظ در برنامه ها از این تابع برای توصیف مقاومت ستونهای بتن آرمه استفاده بعمل آمد .

در مورد β حاصل از روش مونت کارلو ابتدا اقدام به تعیین احتمال خرابی P_r نموده و با استفاده از روند عکس تعیین توزیع تجمعی برای متغیر نرمال استاندارد ، β (شاخص قابلیت اعتماد) تعیین شد .

۵-۶-۲ مقایسه β بدست آمده از روشهای مقدار میانگین ، راکویتز فیسلر و مونت کارلو

شاخص قابلیت اعتماد یک مقطع مشخص تحت شرایط یکسان ، بر اساس سه روش مقدار میانگین ، راکویتز-فیسلر و مونت کارلو مقایسه شده است . شکل (۵-۱۰) نتایج تحلیل قابلیت اعتماد برای شبیه سازی ۱۰۰۰ نمونه را تحت شرایط آماری ایران توسط برنامه CRABA نشان می دهد . در این شکل ، آنالیز مونت کارلو برای این تعداد شبیه سازی کارایی لازم را از خود نشان نداد ، زیرا در برخی حالات احتمال خرابی صفر حاصل می شود و سایر احتمالات خرابی نیز با مقدار دقیق فاصله زیادی داشت . از مقایسه بین نمودار مربوط به β کرنل (مقدار میانگین) و راکویتز فیسلر مشاهده می شود که

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05

در ناحیه کنترل فشار تطابق خوبی با هم دارند اما در ناحیه کنترل کشش β کرنل در فاصله نسبتاً زیادی نسبت به β راکویتز فیسلر قرار می گیرد و این فاصله در طول ترسیمه تقریباً ثابت می ماند . بدین لحاظ می توان گفت : مقادیر β کرنل بخصوص در ناحیه کنترل کشش می تواند گول زننده باشد و قابلیت اعتماد را بیش از آنچه هست نشان دهد .

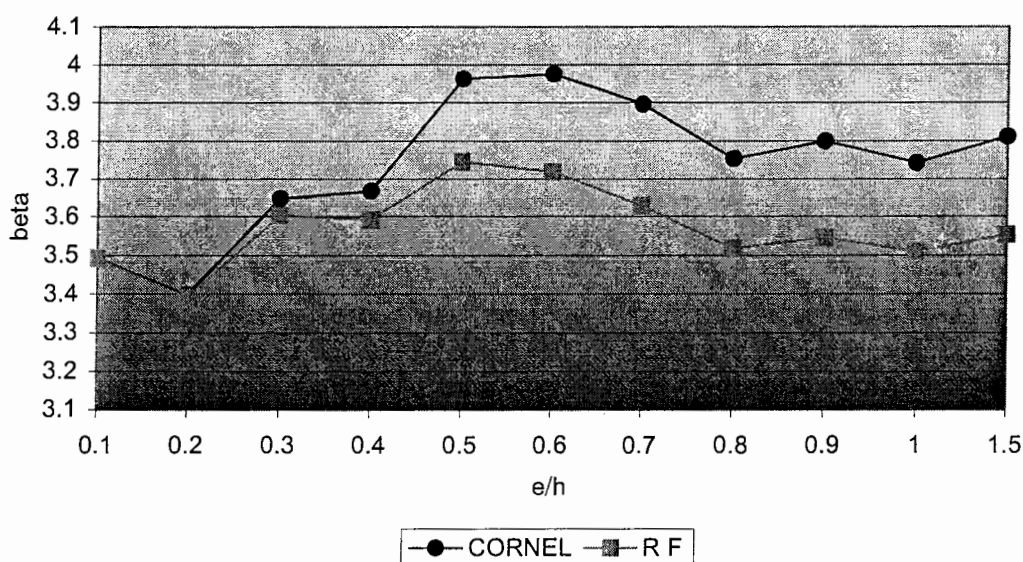
تعیین قابلیت اعتماد این مقطع مشخص در شرایط آماری ایران برای صد هزار ، پانصد هزار و یک میلیون شبیه سازی نیز انجام گرفت و نتایج بترتیب در اشکال (۵-۱۱) ، (۵-۱۲) و (۵-۱۳) نشان داده شده اند . نخستین نتیجه ای که می توان از مقایسه این نمودارها گرفت ، تاثیرپذیری اندک نمودارهای مربوط به β کرنل و راکویتز فیسلر از افزایش تعداد شبیه سازیها است ، به نحویکه پس از یک تعداد مشخص شبیه سازی ، مقادیر β کرنل و راکویتز فیسلر تغییر نمی کند . در ادامه سعی شد حدود این تعداد شبیه سازی نشان داده شود .

همانطور که می دانیم دقت مقادیر شاخص قابلیت اعتماد بدست آمده از روش مونت کارلو با افزایش تعداد شبیه سازیها افزایش می یابد . این بدان می ماند که برای گرفتن نتیجه از یک آزمایش در کارگاه بر تعداد نمونه های آزمایش بیافزاییم که مسلماً نتایج دقیقتری را در پی خواهد داشت . نتیجه جالب توجهی که از اشکال (۵-۱۱) ، (۵-۱۲) و (۵-۱۳) بدست می آید این است که با افزایش تعداد شبیه سازیها ، نمودارهای مربوط به روش مونت کارلو و راکویتز فیسلر بر هم منطبق می شوند . از آنجا که نمودار مربوط به روش راکویتز فیسلر تغییری نداشته است ، می توان نتیجه گیری کرد که روش راکویتز فیسلر از دقت بسیار بالایی برخوردار بوده و می توان با تعداد شبیه سازی به مراتب کمتر ، به نتایج بسیار دقیقی رسید . به همین دلیل این روش مبنای کار و اسلوب رسیدن به شاخص قابلیت اعتماد در ادامه فصل قرار گرفت .

عملیات انجام گرفته روی این مقطع با مقاطع دیگر و شرایط مختلف کنترل کیفیت و انواع فولاد و بتن

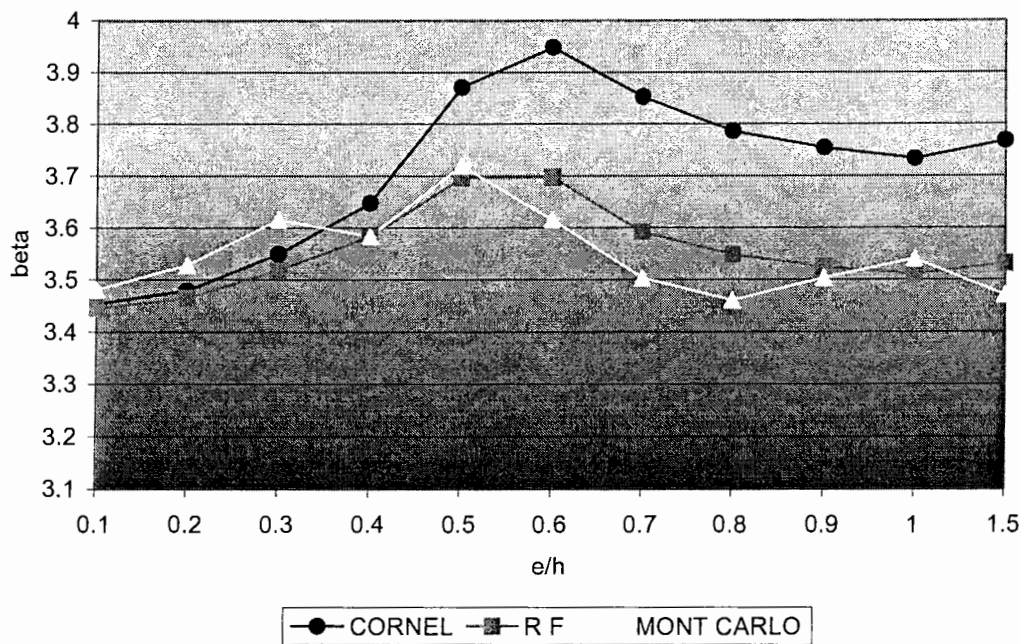
فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05

نیز تکرار شد. برای سایر مقاطع در شرایط آماری آبا توسط برنامه CRABA، نتایج مشابه نتیجه گیریهای بالا بدست آمد اما برای شرایط آماری آمریکا (با ایجاد ۱۰۰۰۰۰ نمونه) توسط برنامه CRACI، همانگونه که در اشکال (۵-۱۴) و (۵-۱۵) می توان دید، تفاوتی مشاهده می شود. مطابقت دقیق β حاصل از سه روش جالب توجه است. این موضوع هر سه روش را قابل قبول می نماید. نتایج مشابه برای شرایط مختلف کنترل کیفیت و انواع فولاد و بتن تحت شرایط آماری ACI مشاهده گردید. همچنین در بخش (۵-۶-۴) مشخص گردید که برای برنامه CRABA تحت شرایط آماری آمریکا نیز، مقادیر β بدست آمده از هر سه روش بر هم منطبق هستند. مقادیر f_c و f_y بر حسب N/mm^2 هستند.

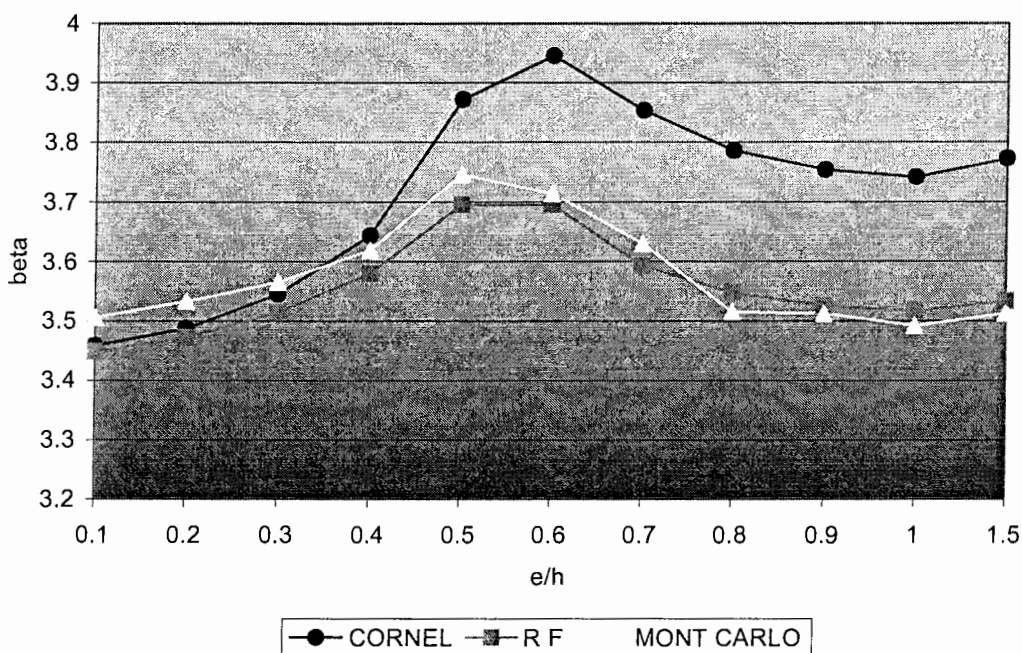


شکل ۵-۱۰ β برای $F_c=21, f_y=300, \alpha=1\%, l/d=0.45, e_b=153 \text{ mm}, n=1000$ کنترل کیفیت: متوسط + آبا

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05

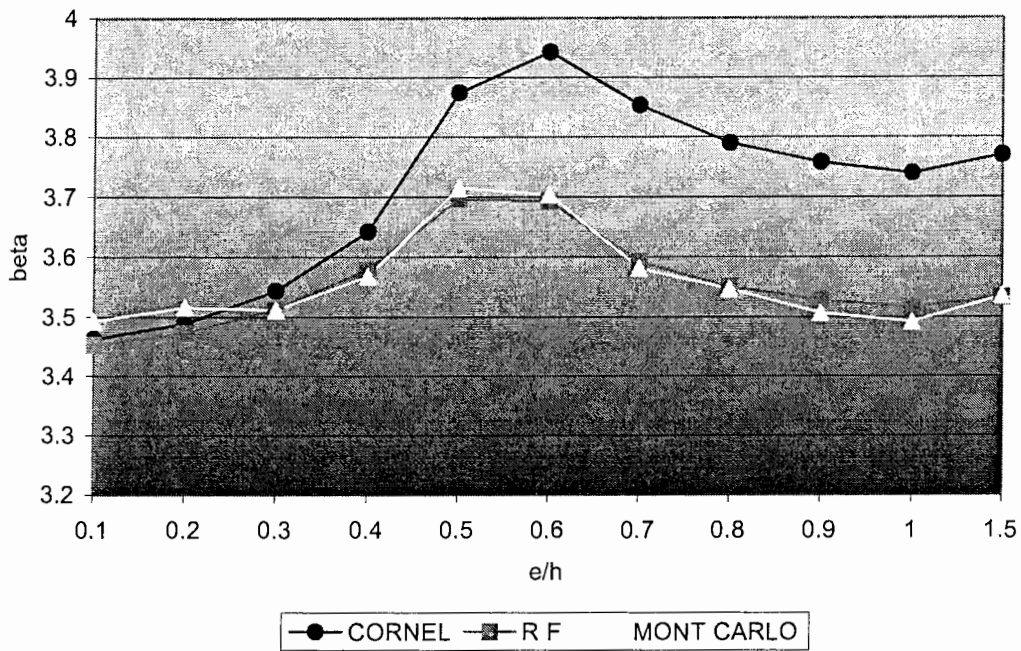


شکل ۵-۱۱ β برای $F_c=21, f_y=300, \alpha=1\%, l/d=0.45, e_b=153 \text{ mm}, n=100000$ کنترل کیفیت : متوسط + آبا

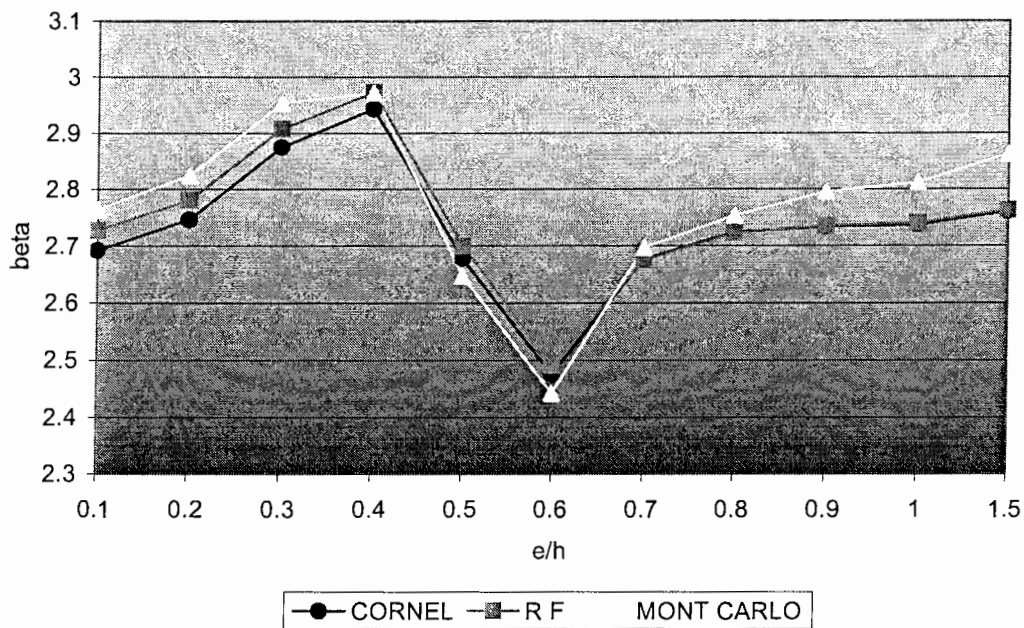


شکل ۵-۱۲ β برای $F_c=21, f_y=300, \alpha=1\%, l/d=0.45, e_b=153 \text{ mm}, n=500000$ کنترل کیفیت : متوسط + آبا

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05

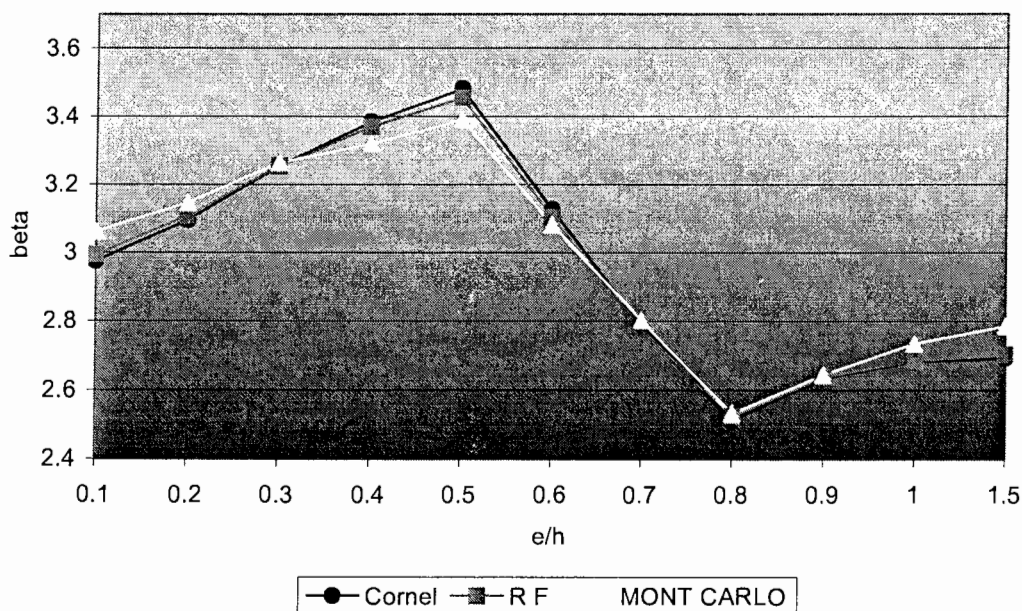


شکل ۱۳-۵ برای β $F_c=21, f_y=300, \alpha=1\%, l/d=0.45, e_b=153 \text{ mm}, n=1000000$ کنترل کیفیت : متوسط + آبا



شکل ۱۴-۵ برای β $F_c=21, f_y=300, \alpha=1\%, e_b=153 \text{ mm}, l/d=0.45, n=100000$, ACI 318-05

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05



شکل ۵-۱۵ برای β ACI 318-05 $F_c=35, f_y=300, \alpha=3\%, e_b=202 \text{ mm}, l/d=0.45, n=100000$

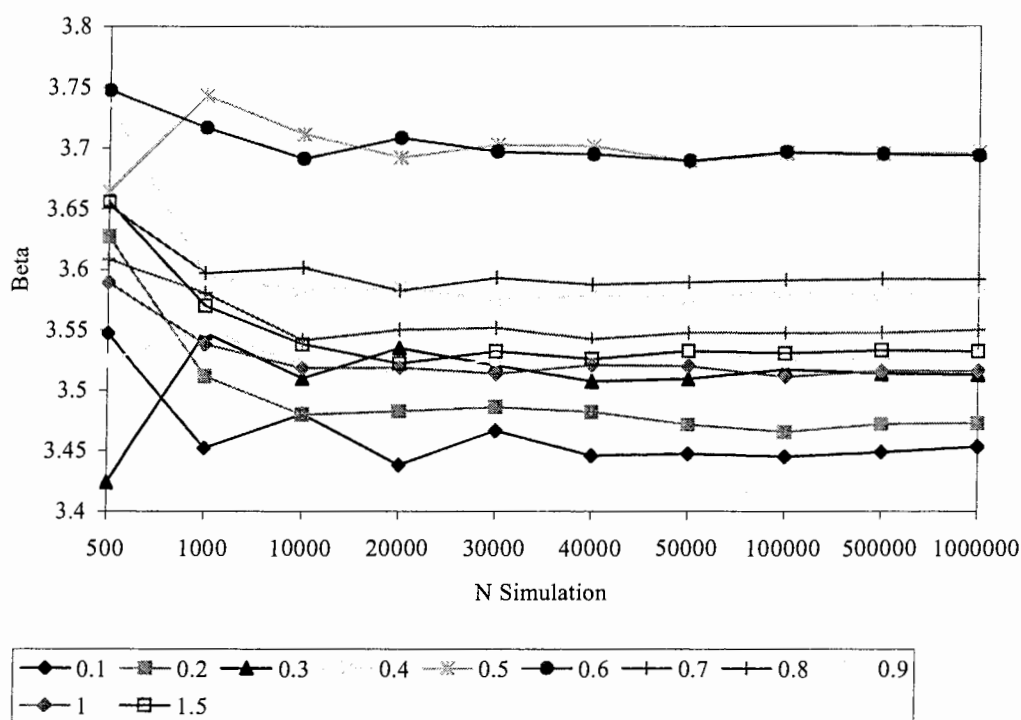
۳-۶-۵ تعیین تعداد شبیه سازیها

همانگونه که پیش از این گفته شد با افزایش تعداد شبیه سازی ، شاخص قابلیت اعتماد به سمت عدد خاصی میل می نماید . امیری شاهمیرانی (۱۳۷۸) این تعداد را ۲۰۰۰۰ عنوان می کند که بخصوص برای آنالیز مونت کارلو دقت بالایی را شاهد خواهیم بود . البته بنظر می رسد ملاحظات هزینه و زمان نیز در انتخاب این اعداد دخیل بوده اند . با توجه به قدرت کامپیوترها و زبانهای برنامه نویسی جدید امکان شبیه سازی با تعداد بالا فراهم آمده است .

برای یافتن تعداد شبیه سازی حداقلی که β راکویتز- فیسلر حاصل از آن به سمت عدد خاصی میل کند ، برای یک مقطع مشخص مقادیر β روش راکویتز- فیسلر در یک خروج از مرکزیت مشخص در برابر تعداد شبیه سازیها یافته و بصورت نمودارهایی در شکل (۵-۱۶) رسم شده اند . تغییرات β

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05

برای تعداد شبیه سازی بالای بیست هزار اندک و برای بالاتر از ۴۰۰۰۰۰ بمراتب کمتر می شود . در مجموع هنگام اجرای برنامه های تعیین شاخص قابلیت اعتماد ، تعداد شبیه سازیها برابر ۱۰۰۰۰۰ در نظر گرفته شد .



شکل ۵-۱۶ تغییرات β با افزایش تعداد شبیه سازیها (کنترل کیفیت : متوسط + آبا، $F_c=21 N/mm^2$ ، $f_y=300 N/mm^2$ ، $e/h=0.1-1.5$, $\alpha=1\%$, $e_b=153$ cm)

۵-۶-۴ مقایسه شاخص قابلیت اعتماد ستونهای طراحی شده بر اساس آبا و ACI

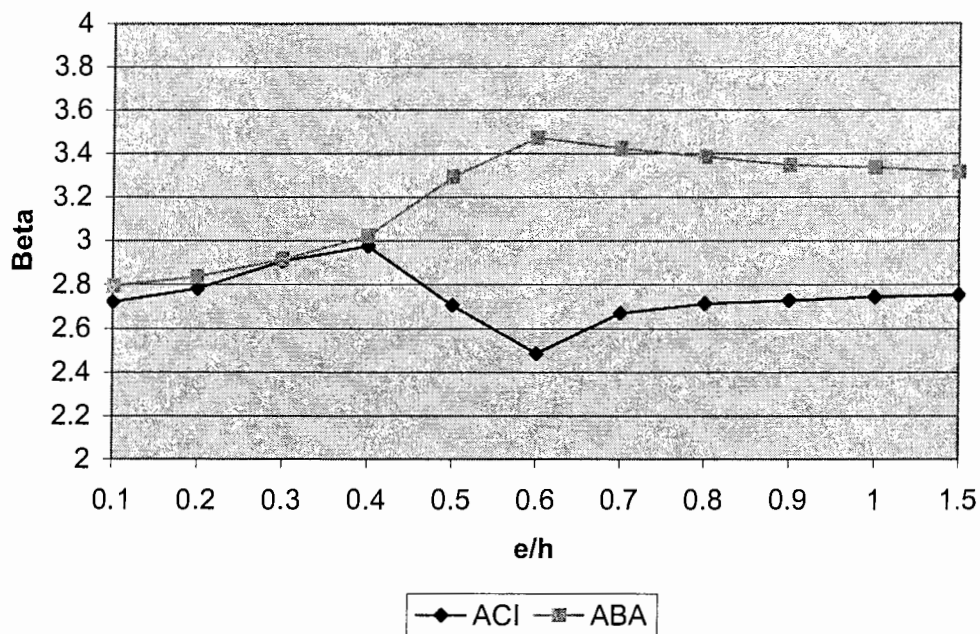
بدین منظور روند تعیین شاخص قابلیت اعتماد ، هماهنگ با قواعد این دو آئین نامه پیگیری شد . این امر به کمک برنامه های CRABA و CRACI که توسط نگارنده به منظور تعیین شاخص قابلیت اعتماد یک مقطع مشخص با توجه به ضرایب آئین نامه های آبا و ACI نوشته شده اند میسر گردید . به

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05

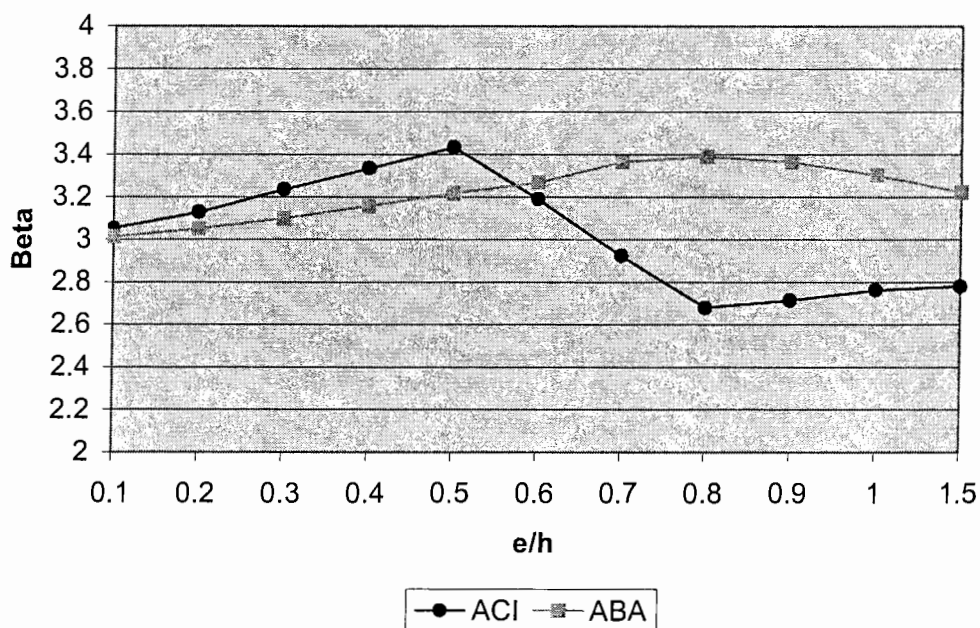
جهت مقایسه در این بخش ، از مشخصات آماری یکسان برای متغیرهای تنش تسلیم فولاد ، مقاومت فشاری بتن و سطح مقطع آرماتورها استفاده شده است . شرایط آماری یکسان از جدول (۵-۱) استخراج شده است . چنانچه در بخش ۵-۶-۱۰ ملاحظه خواهید نمود برای برنامه CRABA با استفاده از شرایط کارگاهی ایران نتایجی غیر از نتایج این بخش ، بدست خواهد آمد . بخش حاضر امکان بررسی عملکرد مابه ازای هر یک از آئین نامه ها را از طریق سنجش تاثیر پارامترهای مختلف بر شاخص قابلیت اعتماد در شرایط یکسان فراهم می کند . هر دو برنامه با توجه مشخصات آماری یکسان اجرا شده و نتایج حاصل از اجرای آنها برای انواع فولاد و بتن در خروج از مرکزیتها و درصد های فولاد مختلف در نمودارهای ۵-۱۷ تا ۵-۲۲ نمایش داده شده اند . مشخصات مقطع نمونه مورد استفاده در شکل ۵-۳ نشان داده شده است. تحت بار $D+L$ نسبت l/d در تمام نمودارها برابر $0/45$ در نظر گرفته شد. عدد ρ بالای هر نمودار در صد فولاد و eb خروج از مرکزیت متوازن بدست آمده از روابط بدون ضریب (آئین نامه Aci) را مشخص می کند . برای یک نوع مشخص از کنترل کیفیت فولاد و بتن ، چهار مقدار در صد فولاد مورد بررسی قرار گرفتند .

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05

مشخصات اشکال ۱۷-۵ $f_c=21 \text{ N/mm}^2$ $f_y=300 \text{ N/mm}^2$ $l/d=0.45$

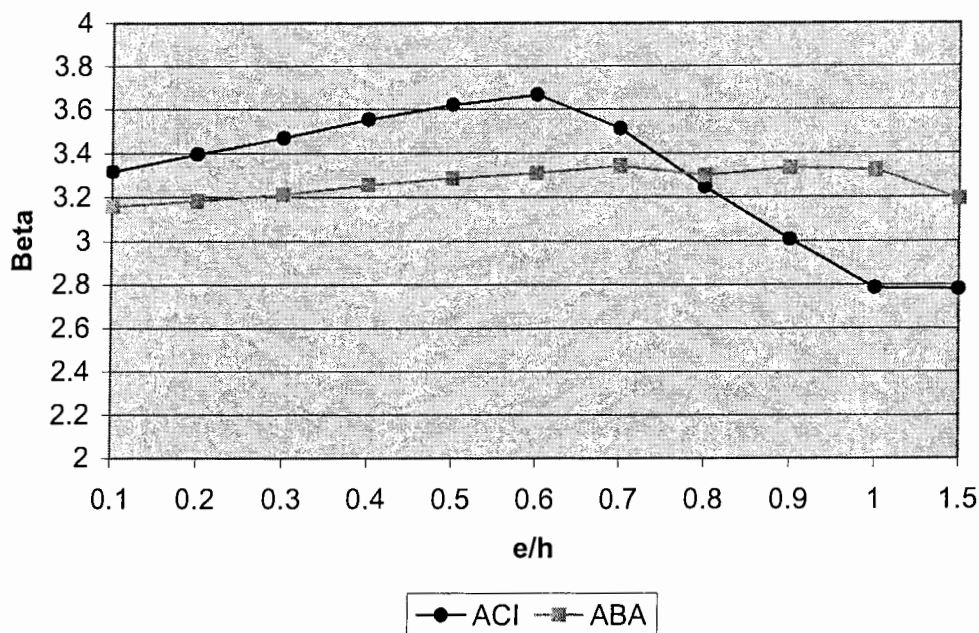


شکل ۱-۱۷-۵ تغییرات β با خروج از مرکزیت برای $\rho = 0.01$ $eb=153 \text{ mm}$

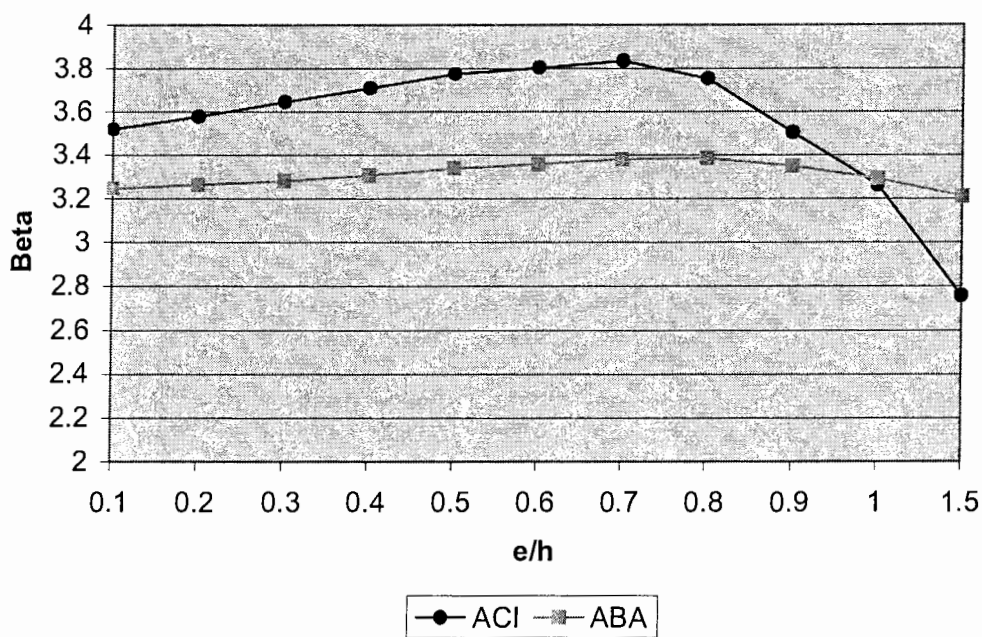


شکل ۲-۱۷-۵ تغییرات β با خروج از مرکزیت برای $\rho = 0.02$ $eb=203 \text{ mm}$

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05



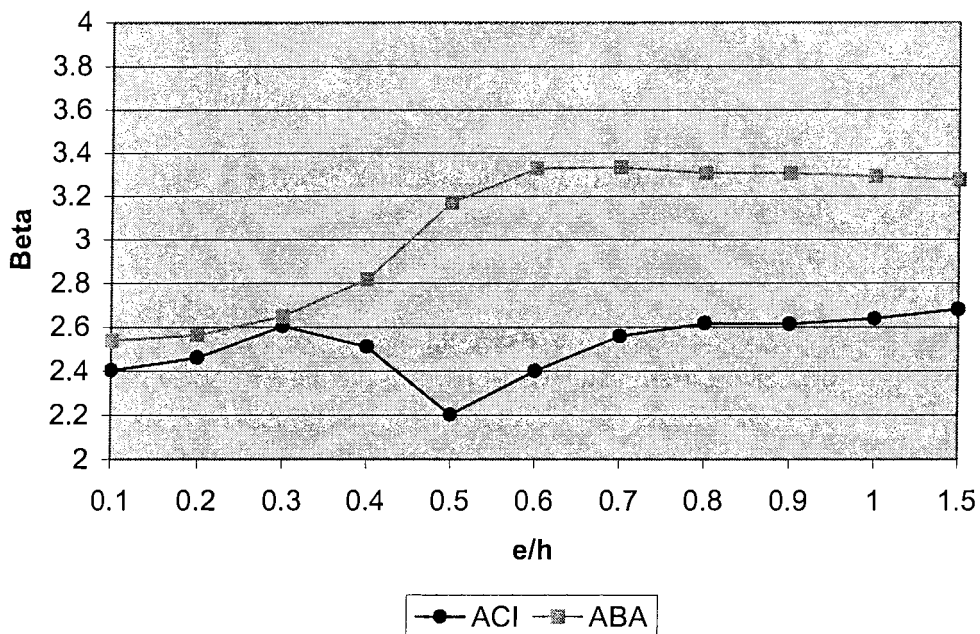
شکل ۳-۱۷-۵ تغییرات β با خروج از مرکزیت برای $\rho=0.03$ $eb=254$ mm



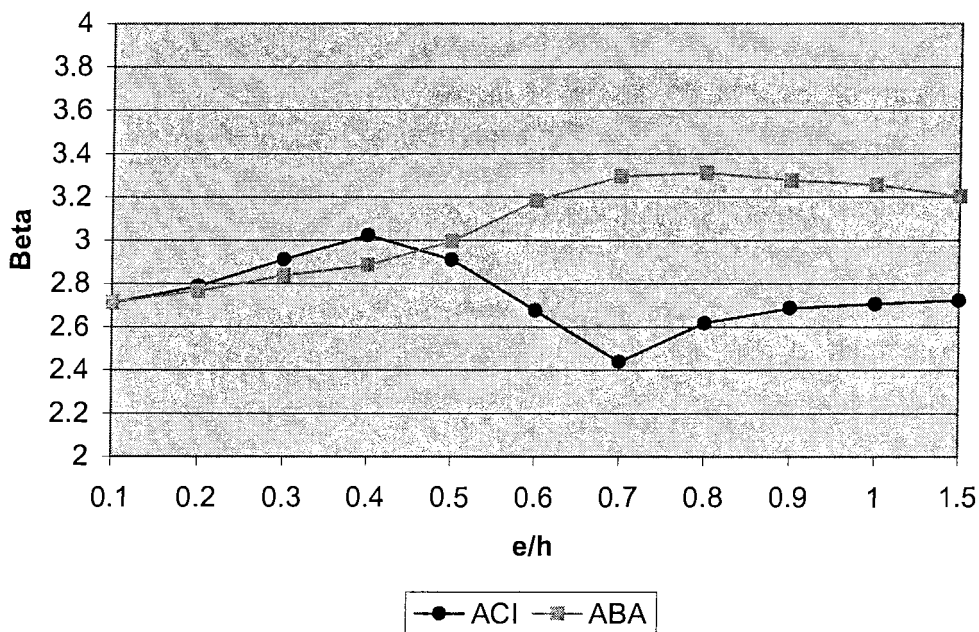
شکل ۴-۱۷-۵ تغییرات β با خروج از مرکزیت برای $\rho=0.04$ $eb=307$ mm

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05

مشخصات اشکال ۱۸-۵ $f_c=28 N/mm^2$ $f_y=300 N/mm^2$ $l/d=0.45$

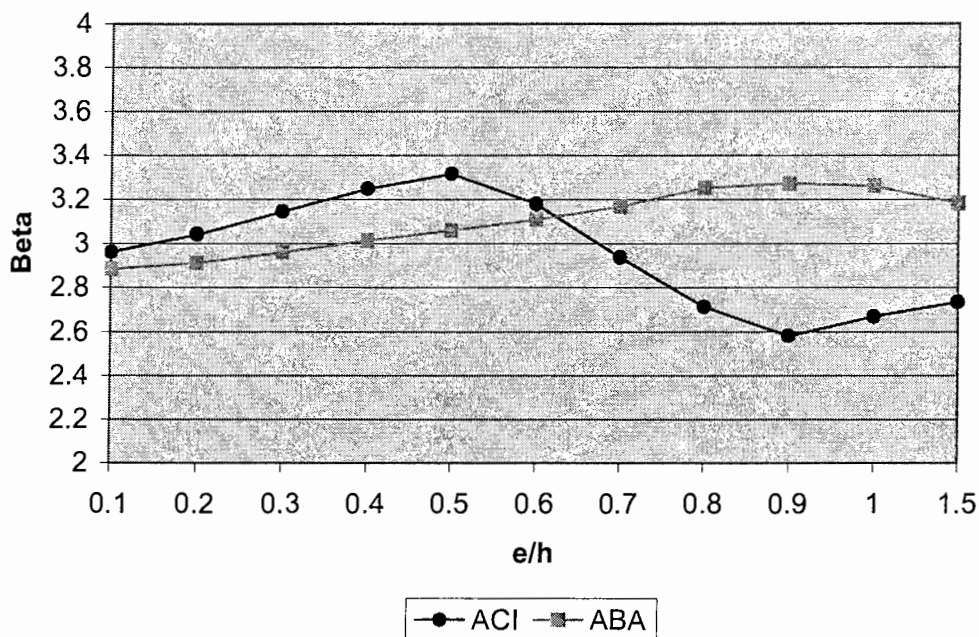


شکل ۱-۱۸-۵ تغییرات β با خروج از مرکزیت برای $\rho=0.01$ $eb=140 mm$

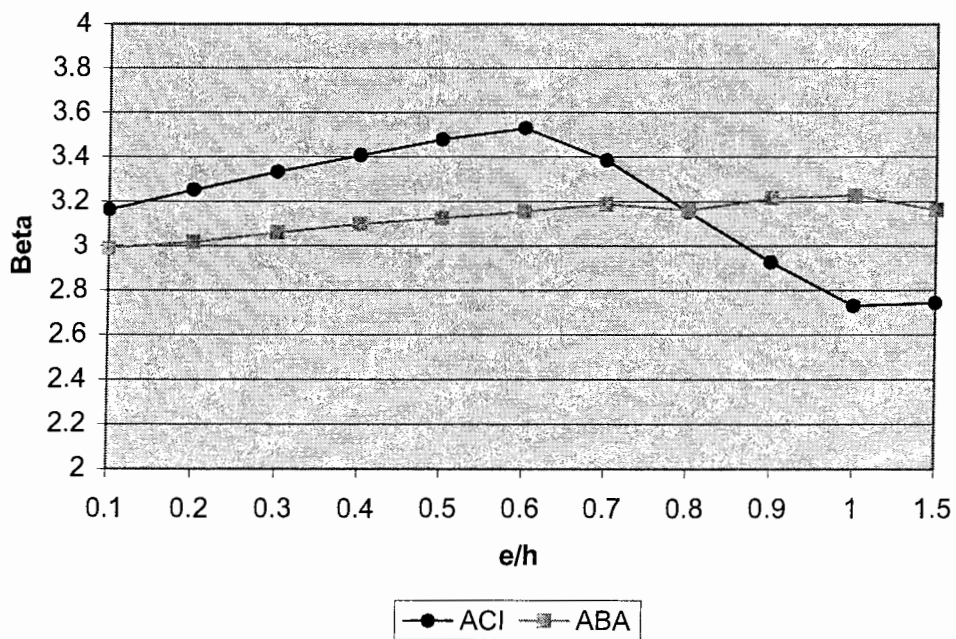


شکل ۲-۱۸-۵ تغییرات β با خروج از مرکزیت برای $\rho=0.02$ $eb=178 mm$

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05



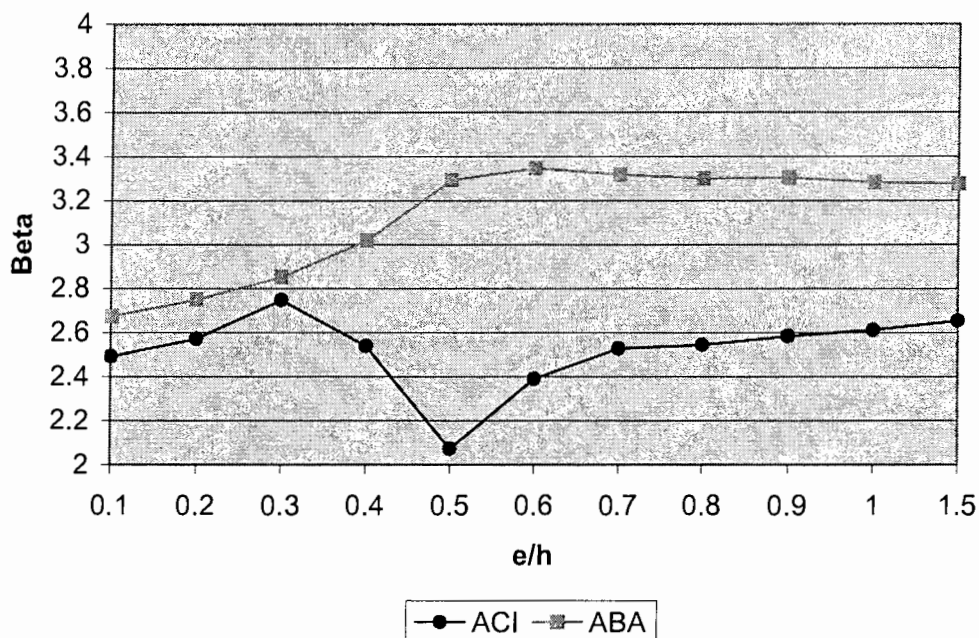
شکل ۳-۱۸-۵ تغییرات β با خروج از مرکزیت برای $eb=217\text{ mm}$ $\rho=0.03$



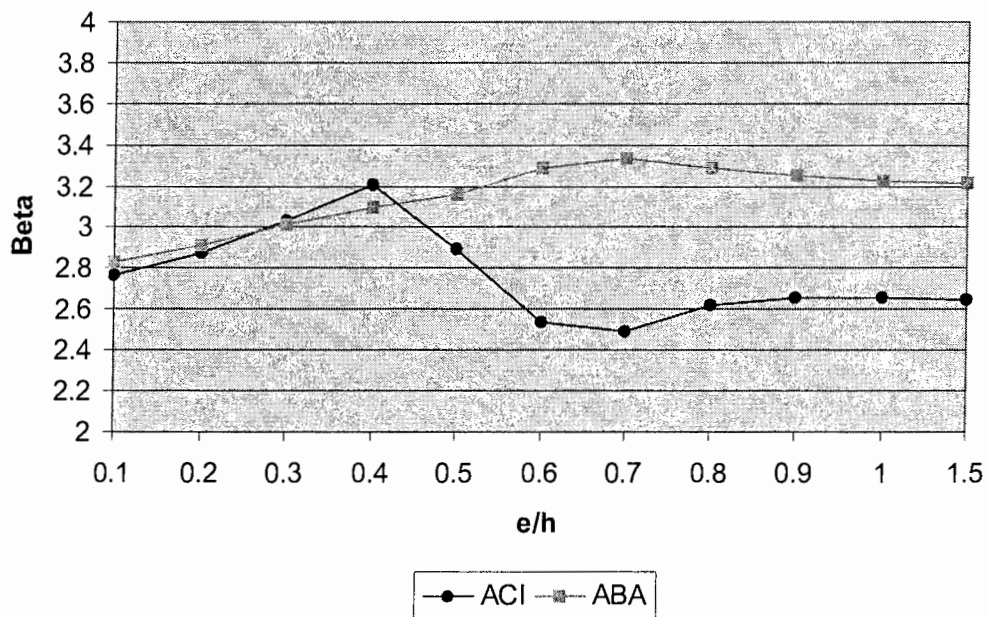
شکل ۴-۱۸-۵ تغییرات β با خروج از مرکزیت برای $eb=256\text{ mm}$ $\rho=0.04$

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05

مشخصات اشکال ۵-۱۹: $f_c=35 \text{ N/mm}^2$ $f_y=300 \text{ N/mm}^2$ $l/d=0.45$

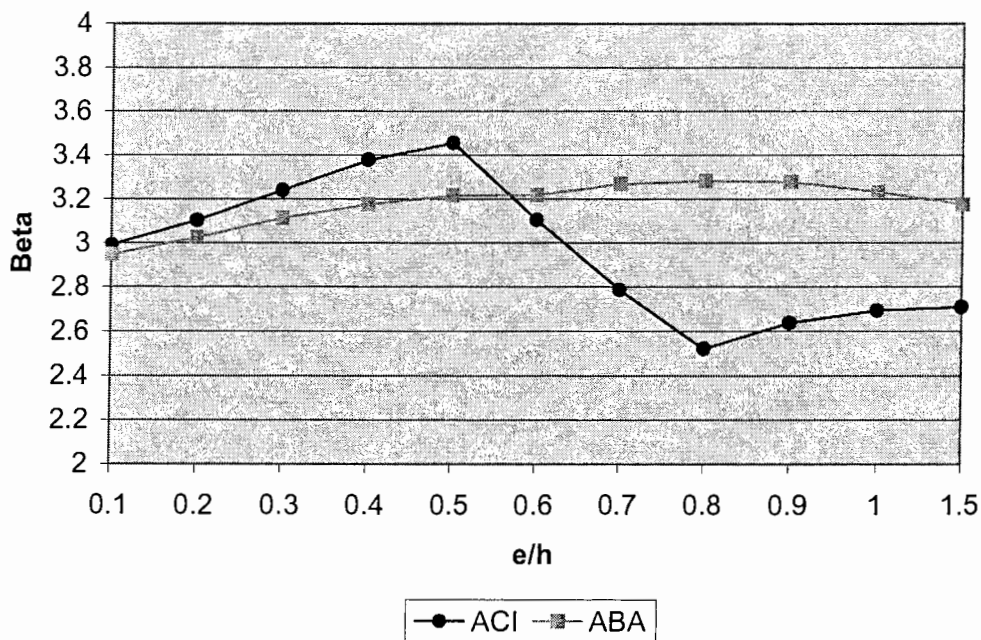


شکل ۵-۱۹-۱ تغییرات β با خروج از مرکزیت برای $\rho=0.01$ $eb=139 \text{ mm}$

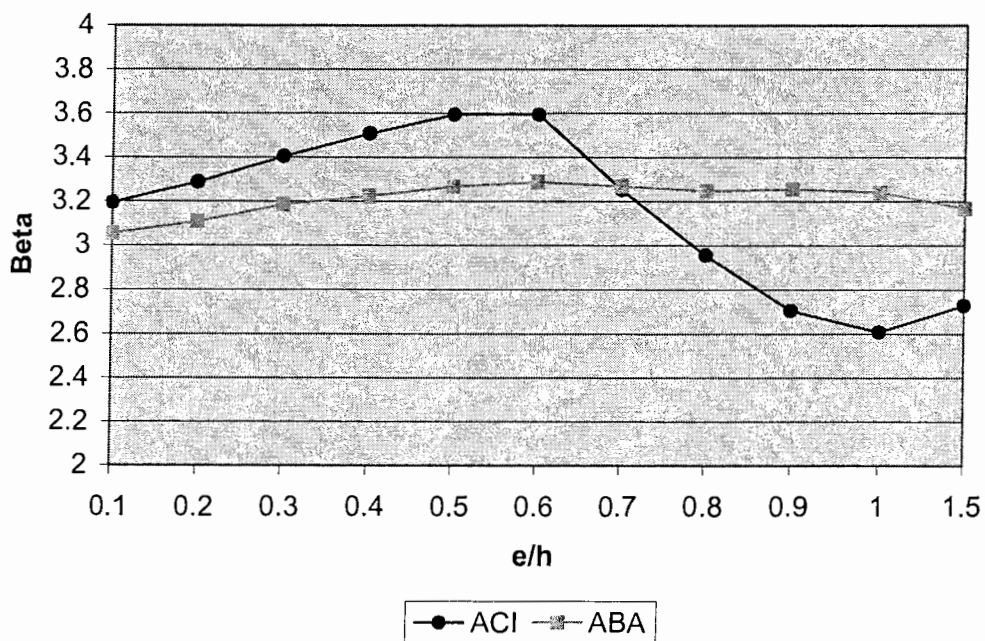


شکل ۵-۱۹-۲ تغییرات β با خروج از مرکزیت برای $\rho=0.02$ $eb=171 \text{ mm}$

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05



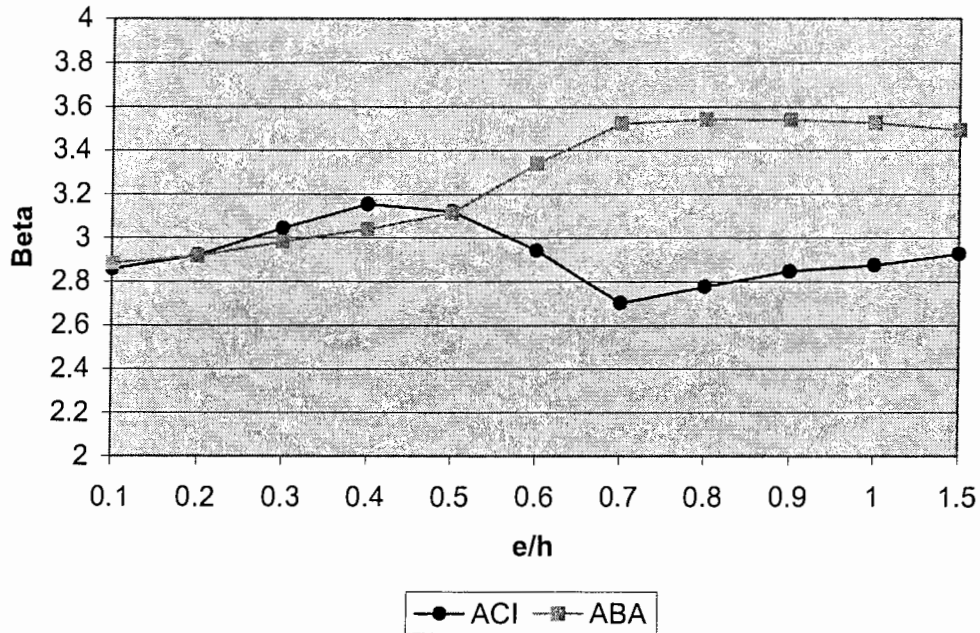
شکل ۳-۱۹-۵ تغییرات β با خروج از مرکزیت برای $eb=203\text{ mm}$ $\rho=0.03$



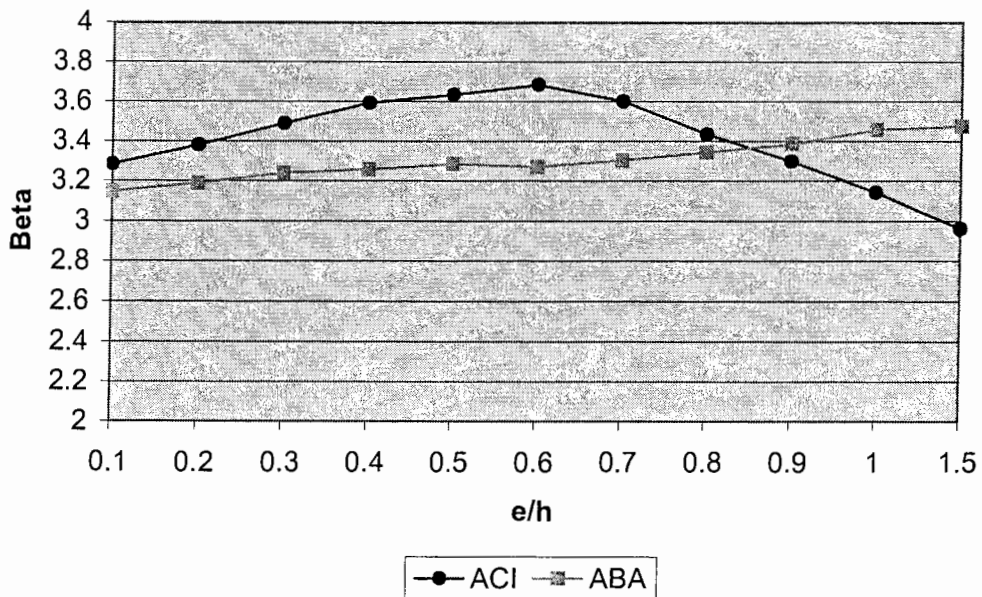
شکل ۴-۱۹-۵ تغییرات β با خروج از مرکزیت برای $eb=236\text{ mm}$ $\rho=0.04$

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05

مشخصات اشکال ۵-۲۰: $f_c=21 N/mm^2$ $f_y=420 N/mm^2$ $l/d=0.45$

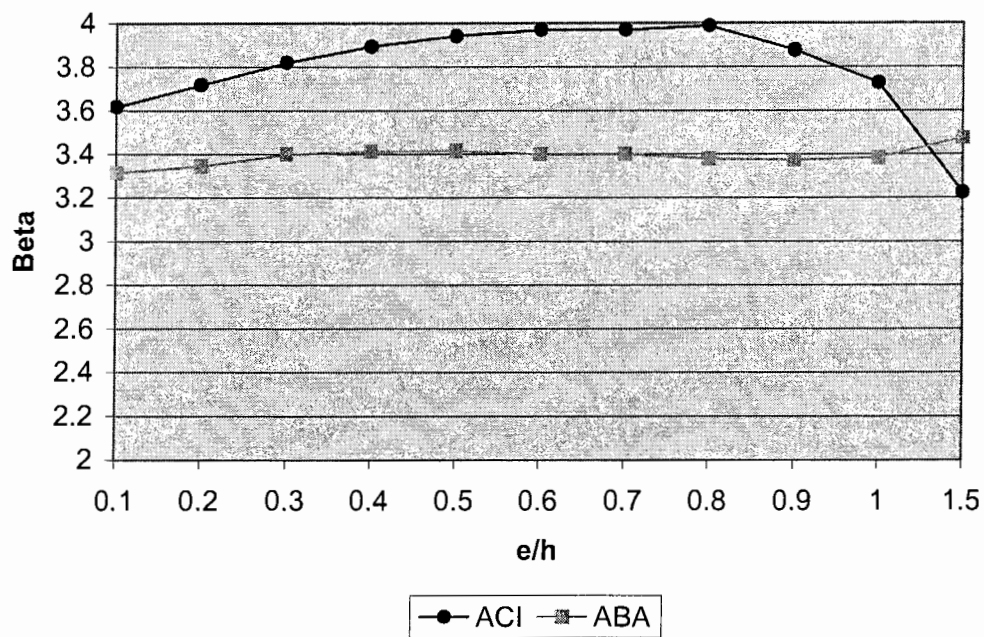


شکل ۵-۲۰-۱ تغییرات β با خروج از مرکزیت برای $\rho=0.01$ $eb=193 mm$

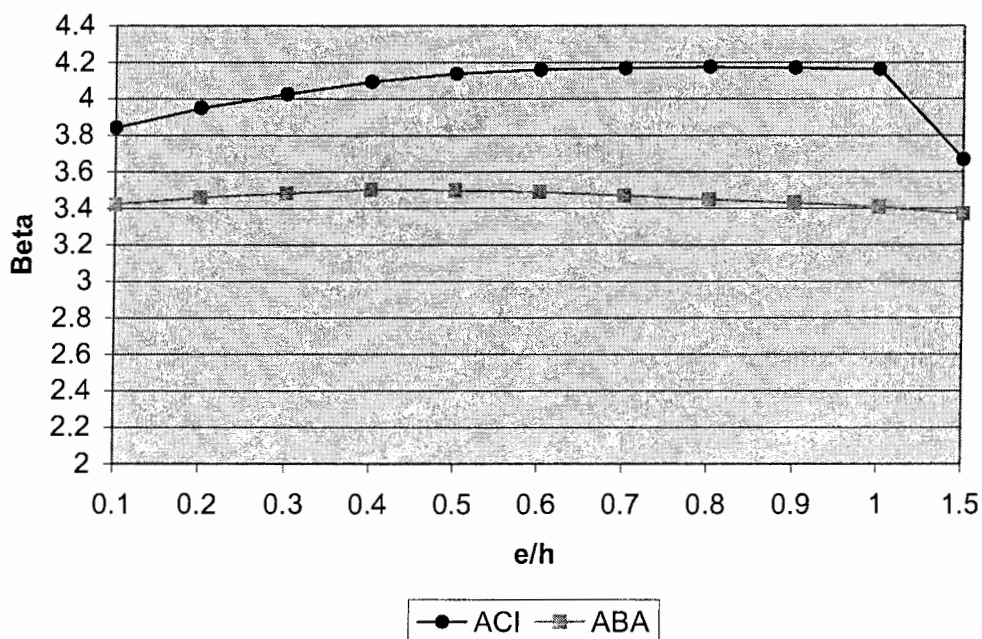


شکل ۵-۲۰-۲ تغییرات β با خروج از مرکزیت برای $\rho=0.02$ $eb=273 mm$

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05



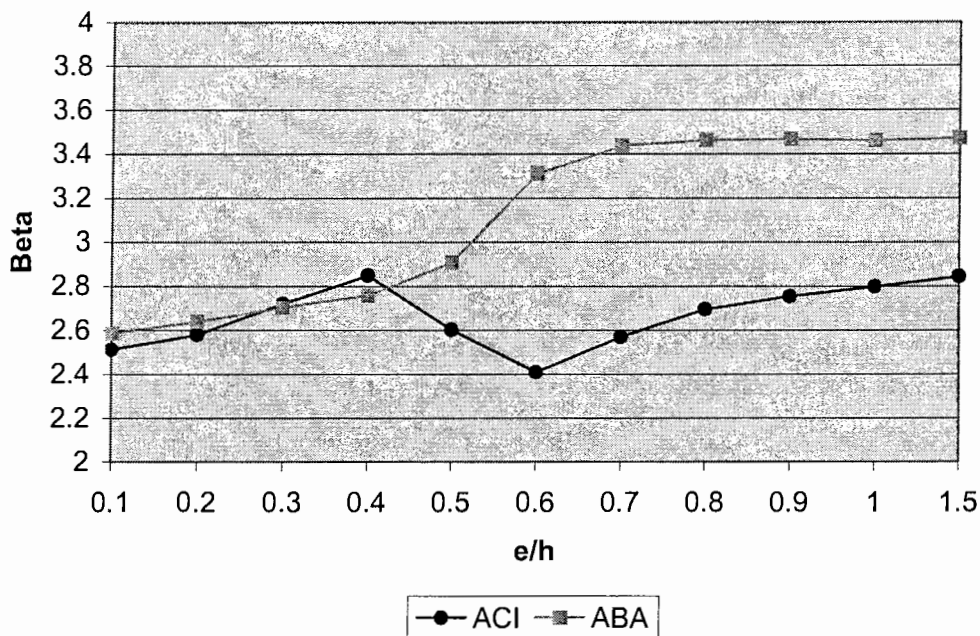
شکل ۳-۲۰-۵ تغییرات β با خروج از مرکزیت برای $\rho=0.03$ $eb=356$ mm



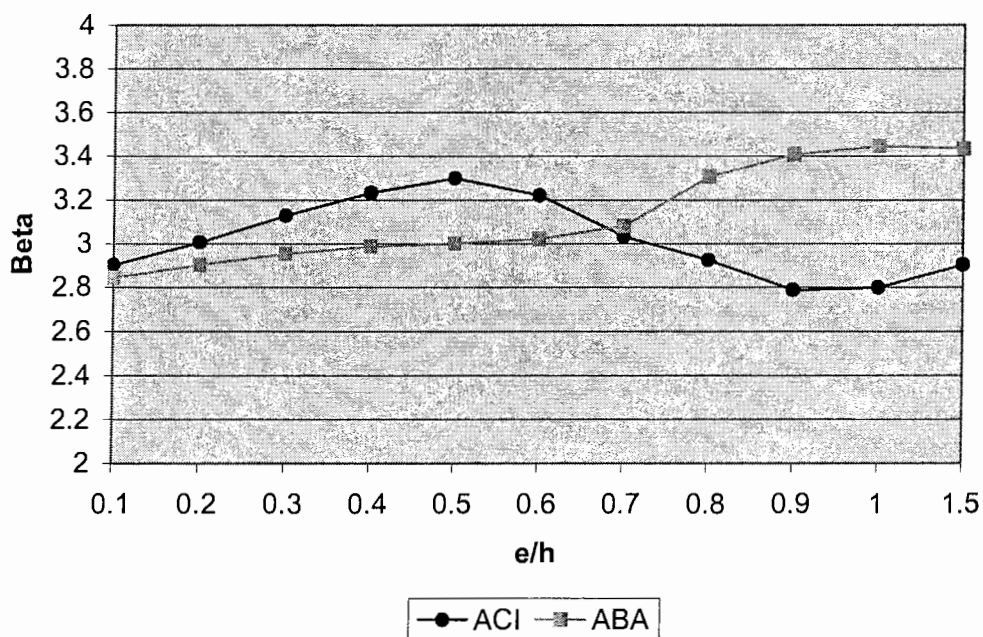
شکل ۴-۲۰-۵ تغییرات β با خروج از مرکزیت برای $\rho=0.04$ $eb=440$ mm

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05

مشخصات اشکال ۵-۲۱-۵ $f_c=28 N/mm^2$ $f_y=420 N/mm^2$ $l/d=0.45$

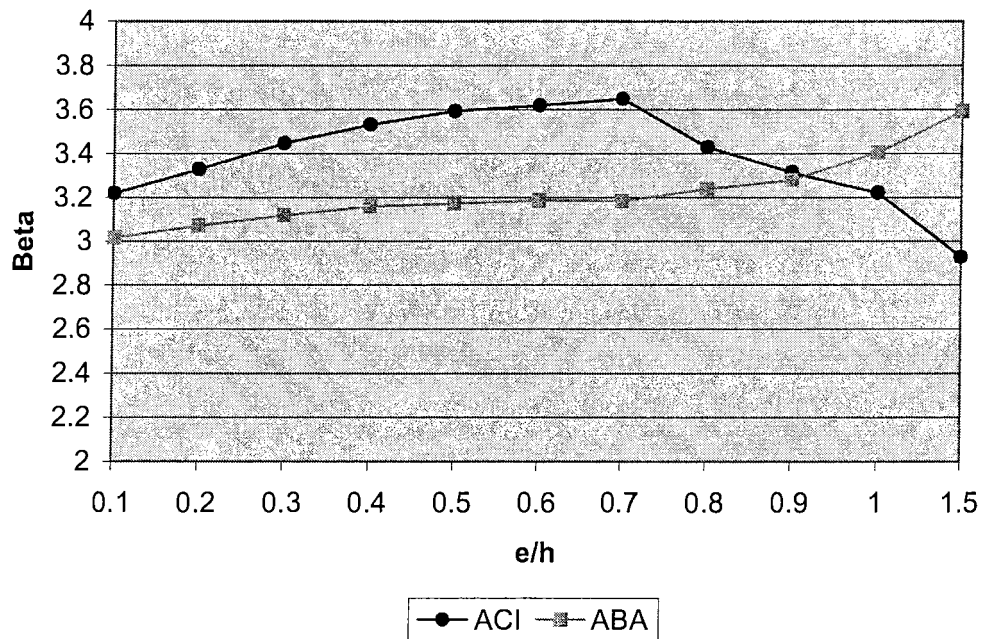


شکل ۵-۲۱-۱ تغییرات β با خروج از مرکزیت برای $eb=173 mm$ $\rho=0.01$

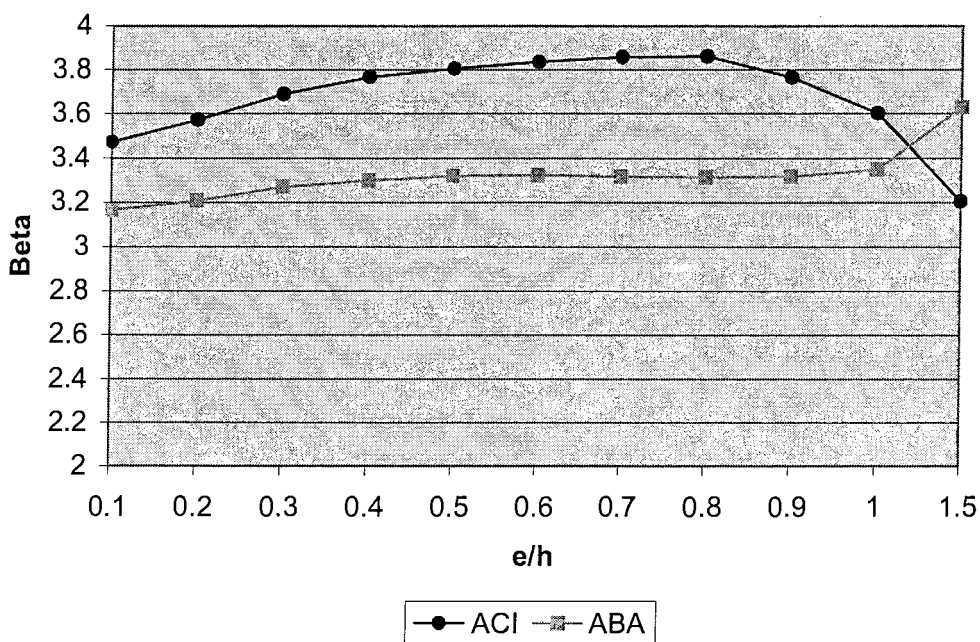


شکل ۵-۲۱-۲ تغییرات β با خروج از مرکزیت برای $eb=234 mm$ $\rho=0.02$

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05



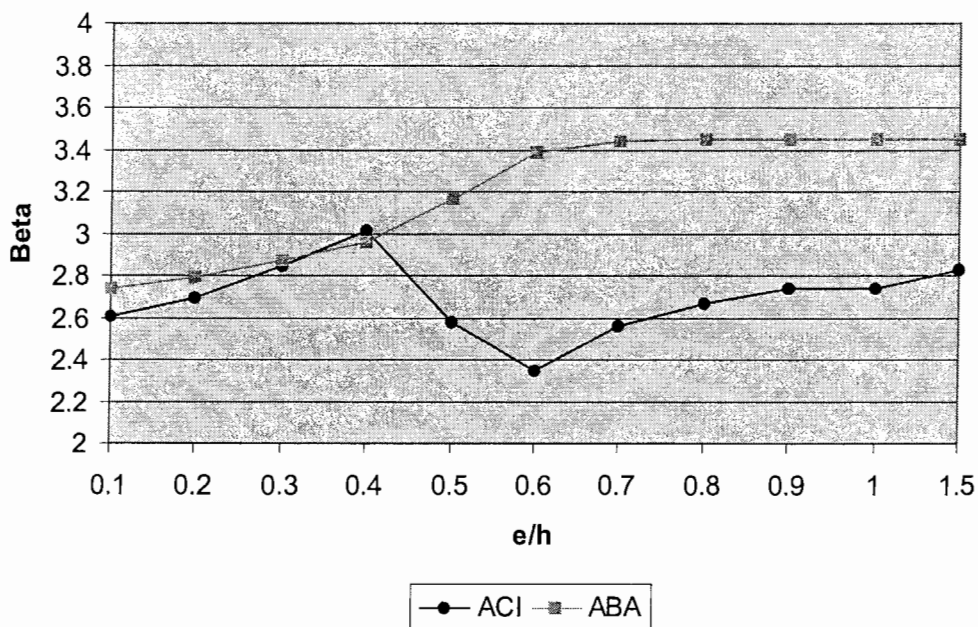
شکل ۳-۲۱-۵ تغییرات β با خروج از مرکزیت برای $\rho=0.03$ $eb=295$ mm



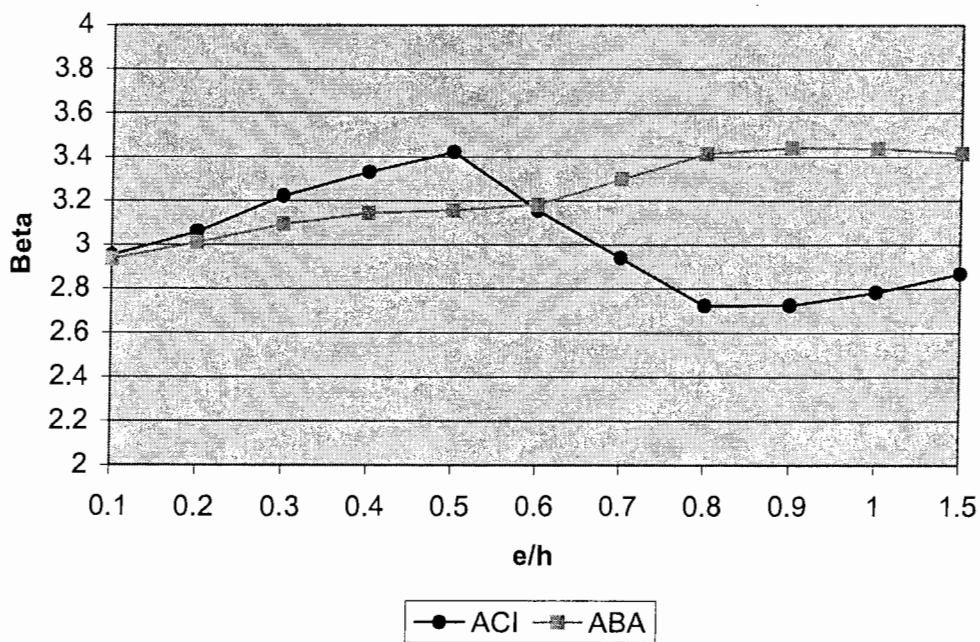
شکل ۴-۲۱-۵ تغییرات β با خروج از مرکزیت برای $\rho=0.04$ $eb=359$ mm

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05

مشخصات اشکال ۵-۲۲: $f_c=35 \text{ N/mm}^2$ $f_y=420 \text{ N/mm}^2$ $l/d=0.45$

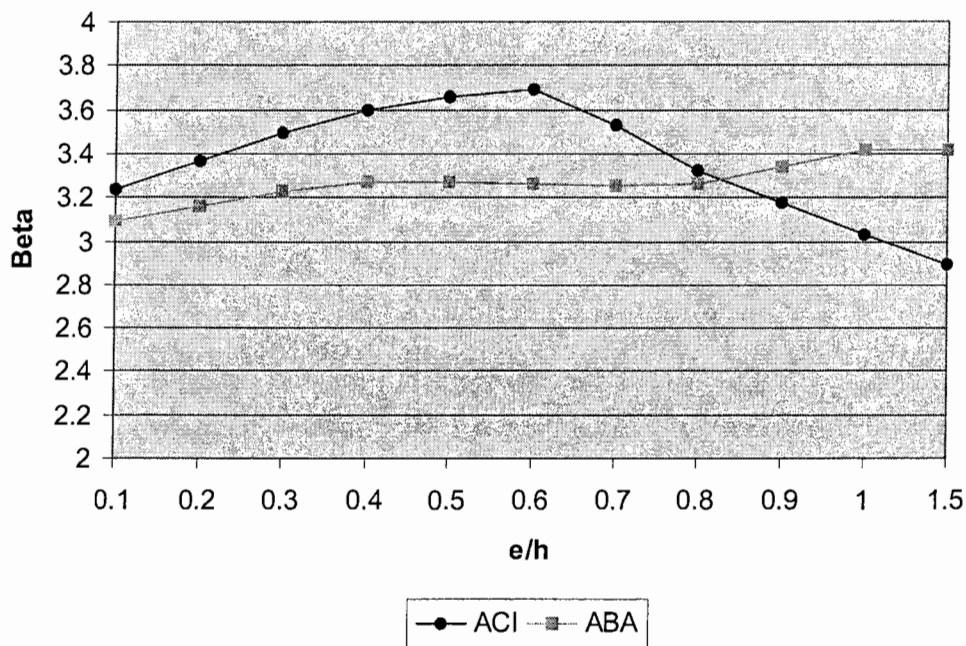


شکل ۵-۲۲-۱ تغییرات β با خروج از مرکزیت برای $\rho=0.01$ $eb=167 \text{ mm}$

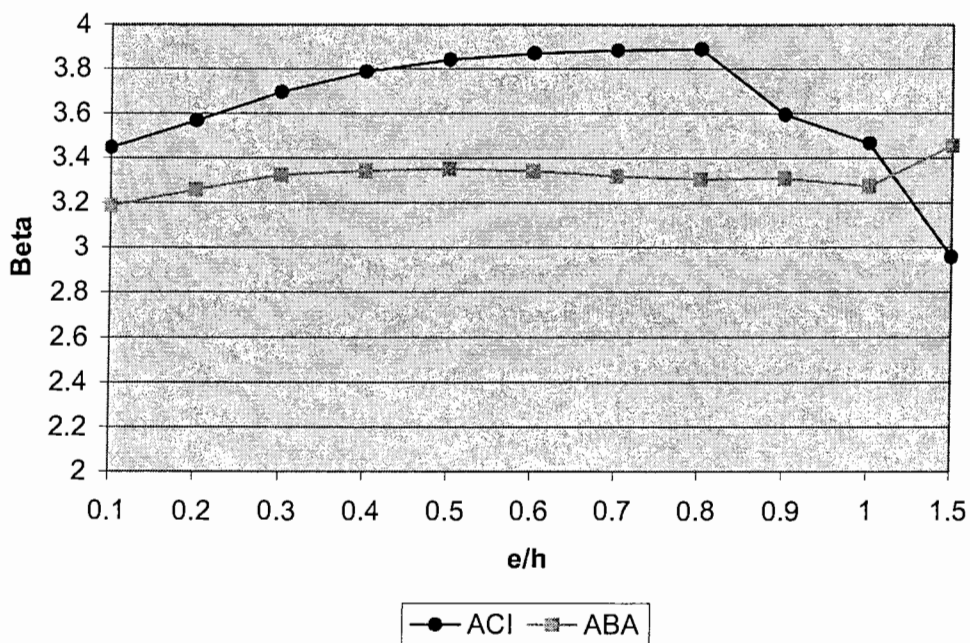


شکل ۵-۲۲-۲ تغییرات β با خروج از مرکزیت برای $\rho=0.02$ $eb=218 \text{ mm}$

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05



شکل ۳-۲۲-۵ تغییرات β با خروج از مرکزیت برای $\rho=0.03$ $eb=270$ mm



شکل ۴-۲۲-۵ تغییرات β با خروج از مرکزیت برای $\rho=0.04$ $eb=324$ mm

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05

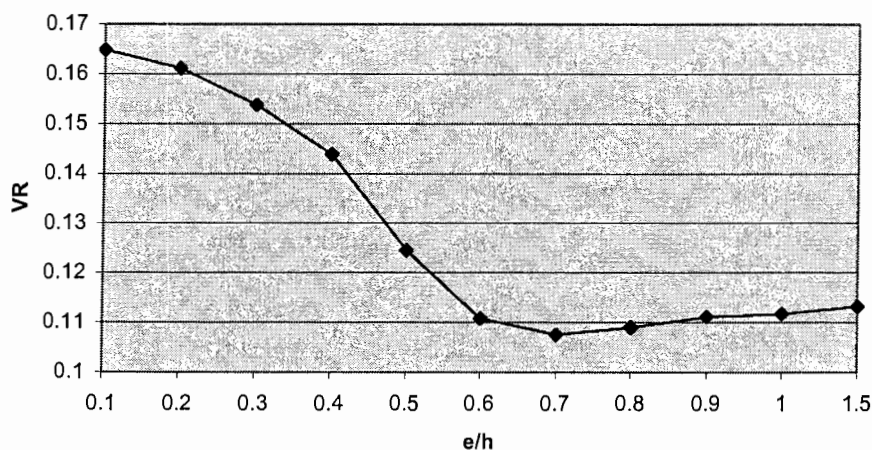
نتایجی که از بررسی این نمودارها حاصل شد به شرح زیر است :

۱. شاخص قابلیت اعتماد β با خروج از مرکزیت طراحی تغییر می کند . برای آئین نامه آبا سطح قابلیت اعتماد در ناحیه کششی بیشتر از ناحیه فشاری آن است . آئین نامه ACI سطح قابلیت اعتماد بیشتری را در ناحیه فشاری نسبت به ناحیه کششی نشان می دهد . این امر به ضرایب کاهش مقاومت مورد استفاده مربوط می شود .

۲. نقاط نشان دهنده شاخص قابلیت اعتماد بدست آمده از برنامه CRACI تحت ضرایب آئین نامه Aci تا رسیدن به نقطه eb ، یعنی پایان ناحیه کنترل فشار ، به موازات افزایش خروج از مرکزیت سیر صعودی دارند ؛ ولی پس از آن ، شیب خطوط وصل کننده نقاط تغییر پیدا می کند و این شیب نزولی تا پایان ناحیه انتقالی ادامه می یابد . پس از ناحیه انتقالی با ثابت شدن ضریب کاهش مقاومت ، خطوط وصل کننده نقاط نشان دهنده قابلیت اعتماد شیب صعودی خود را باز می یابند . این نتایج با ریز کردن فواصل ، در محلهای تغییر شیب و تعیین β برای هر کدام از نقاط حاصله بدست آمد .

۳. در مورد نقاط نشان دهنده شاخص قابلیت اعتماد بدست آمده از برنامه CRABA تحت ضرایب آئین نامه آبا ، سیر صعودی در طول ناحیه کنترل فشار و مقداری بعد از آن ادامه دارد . این سیر صعودی با رسیدن به نقاطی معادل نقاط پایانی ناحیه انتقالی آئین نامه Aci ، به شیب صفر یا نزولی ملایم تبدیل می شود . از آنجا که در آئین نامه آبا ناحیه انتقالی و تمهیدات مربوط به آن وجود ندارد ، پس دلیل این تغییر نمی تواند بمانند مورد ۱ با ضرایب کاهش مقاومت ناحیه انتقالی مرتبط باشد . تنها موردی که غیر از شاخص قابلیت اعتماد در فاصله $e/h=0.1$ تا $e/h=1.5$ دارای تغییر آهنگ است ، ضریب پراکندگی است و بدین لحاظ می توان تغییرات β را به تغییرات V_R مربوط دانست . نمودار تغییرات ضریب پراکندگی و β مرتبط به آن در شکل‌های (۵-۲۳) و (۵-۱۷-۱) نشان داده شده است .

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05



شکل ۵-۲۳ تغییرات ضریب پراکندگی مقاومت مقطع نمونه با $\rho = 0.01$ $l/d=0.45$ $f_y=300$ $f_c=21$

۴. بجز نمودارهای مربوط به $\rho = 0.01$ ، آئین نامه ACI در ناحیه کنترل فشار قابلیت اعتماد بیشتری نسبت به آئین نامه آبا دارد .

۵. بجز در برخی از نقاط ابتدایی ناحیه کنترل کشش ، در مابقی نقاط این ناحیه ، آئین نامه آبا قابلیت اعتماد بیشتری نسبت به آئین نامه ACI در مورد ستونها دارد .

مقایسات دیگری که می تواند انجام گیرد در بخشهای بعدی دسته بندی و توضیح داده شده اند. شاخص قابلیت اعتماد هدف (β Target) برای هر کدام از آئین نامه ها با استفاده از نتایج بدست آمده می تواند تعیین گردد اما با توجه به حیطه کاری پایان نامه حاضر و از آنجا که این مورد مربوط به بحث کالیبراسیون کدهاست ، در اینجا دنبال نمی شود.

۵-۶-۵ تاثیر نوع فولاد و بتن بر شاخص قابلیت اعتماد

در این مورد یک نتیجه گیری کلی صادق نیست؛ یعنی تنها با داشتن فولاد یا بتن با مقاومت اسمی کمتر یا بیشتر، نمی توان در مورد تغییرات احتمالی قابلیت اعتماد ناشی از آن اظهار نظر کرد، زیرا این مقدار اسمی مقاومت نیست که بر میزان شاخص قابلیت اعتماد تاثیر می گذارد بلکه توزیع آماری آن است. به عنوان مثال در مسائل طراحی با داشتن مقاومت تسلیم بیشتر برای فولاد، نتیجه گیری می شود که مقطع قویتری حاصل خواهد شد اما در اینجا مسئله به نوع کنترل کیفیت مقاومت تسلیم و تابع توزیع و میانگین و ضریب پراکندگی آن بستگی دارد. بنابراین برای یک مقطع با مقاومت تسلیم فولاد و مقاومت فشاری بتن بیشتر می توان شاخص قابلیت اعتماد کمتری را شاهد بود. برای انجام مقایسه بایستی با ثابت گرفتن بقیه پارامترها در نواحی خاص و نوع کنترل کیفیت، به صورت موردی قضاوت نمود. نمودارهای بخش ۵-۶-۴ این امکان را فراهم می آورند. این سنجش انجام گرفته و نتایج آن بصورت زیر است:

۵-۶-۵-۱ تاثیر مقاومت فشاری اسمی بتن

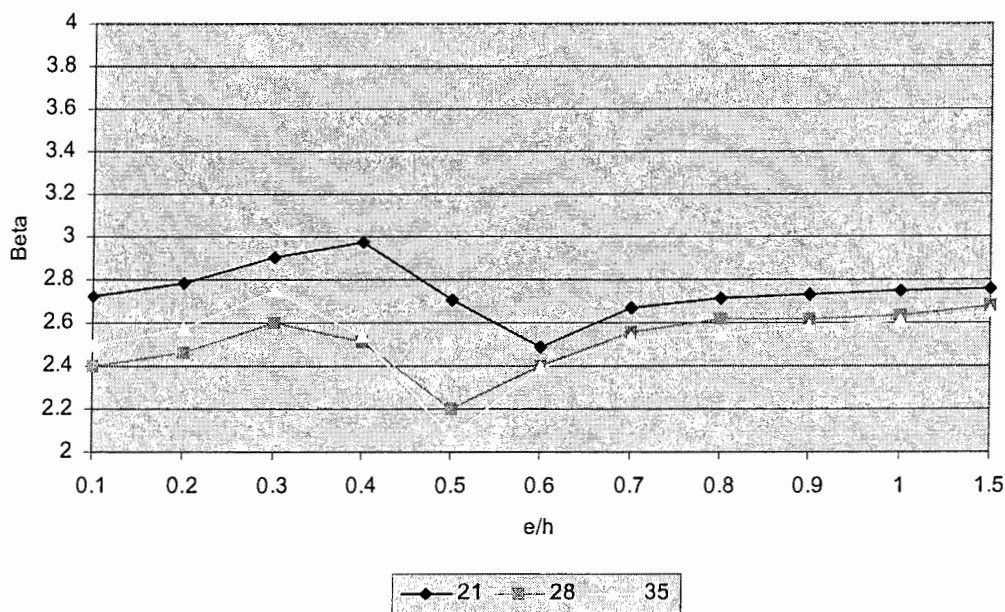
برای آئین نامه Aci این مقایسه ها توسط برنامه CRACI برای بتنهای با مقاومت فشاری ۲۱، ۲۸ و ۳۵ مگاپاسکال انجام گرفت. مابقی پارامترها یکسان در نظر گرفته شدند. بررسیهای انجام شده نشان دادند که مقادیر شاخص قابلیت اعتماد برای این مقادیر با در صدهای فولاد و تنشهای تسلیم فولاد مختلف همگی از یک الگو پیروی می کنند که نمونه ای از آنها را برای تنش تسلیم فولاد ۳۰۰ مگاپاسکال در شکلهای (۵-۲۴)، (۵-۲۵)، (۵-۲۶) و (۵-۲۷) نشان داده شده است.

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05

همانگونه که مشاهده می شود در ناحیه کنترل فشار بترتیب برای مقاومتهای فشاری ۲۱، ۳۵ و ۲۸ مگاپاسکال بیشترین مقادیر شاخص قابلیت اعتماد حاصل می شود. در نواحی دیگر این ترتیب بصورت ۲۱، ۲۸ و ۳۵ مگاپاسکال است.

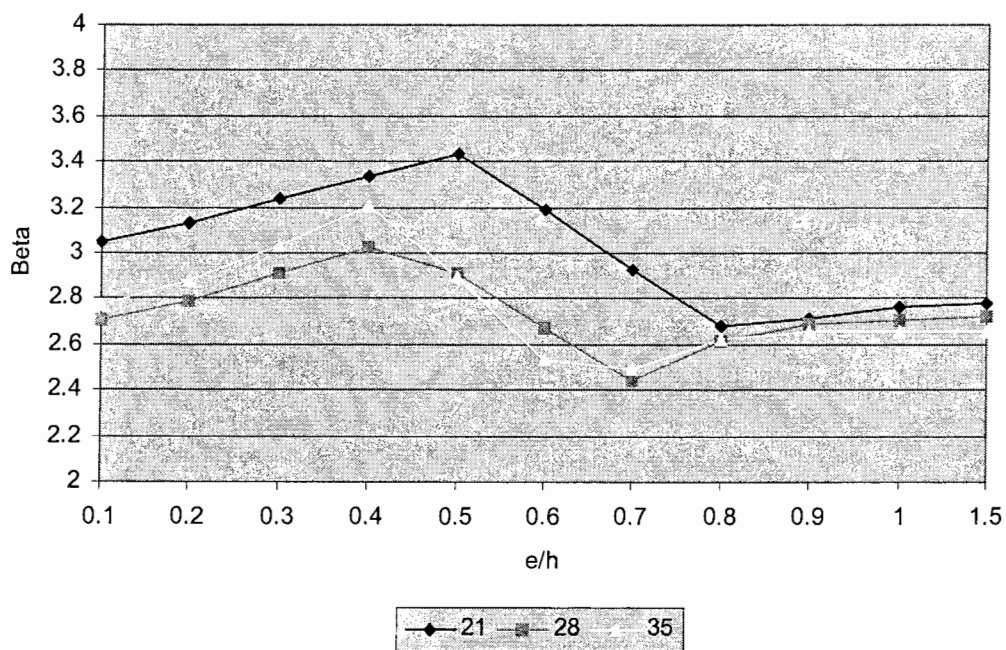
برای آئین نامه آبا نیز مشخص گردید که تغییرات از یک الگوی مشابه پیروی می کنند. به جهت اختصار تنها مقایسه مربوط به $\rho = 0.01$ و $f_y = 300 \text{ N/mm}^2$ در شکل (۵-۲۸) نشان داده شده است.

می توان مشاهده نمود تا پیش از رسیدن به نقطه ای معادل نقطه پایان ناحیه انتقالی در مورد آئین نامه ACI، بترتیب برای مقاومتهای فشاری ۲۱، ۳۵ و ۲۸ مگاپاسکال بیشترین مقادیر شاخص قابلیت اعتماد نتیجه می شود. در نواحی دیگر این ترتیب بصورت ۲۱، ۲۸ و ۳۵ مگاپاسکال است که شاخهای قابلیت اعتماد مربوط به مقاومت فشاری ۲۸ و ۳۵ N/mm^2 بسیار نزدیک بهم هستند.

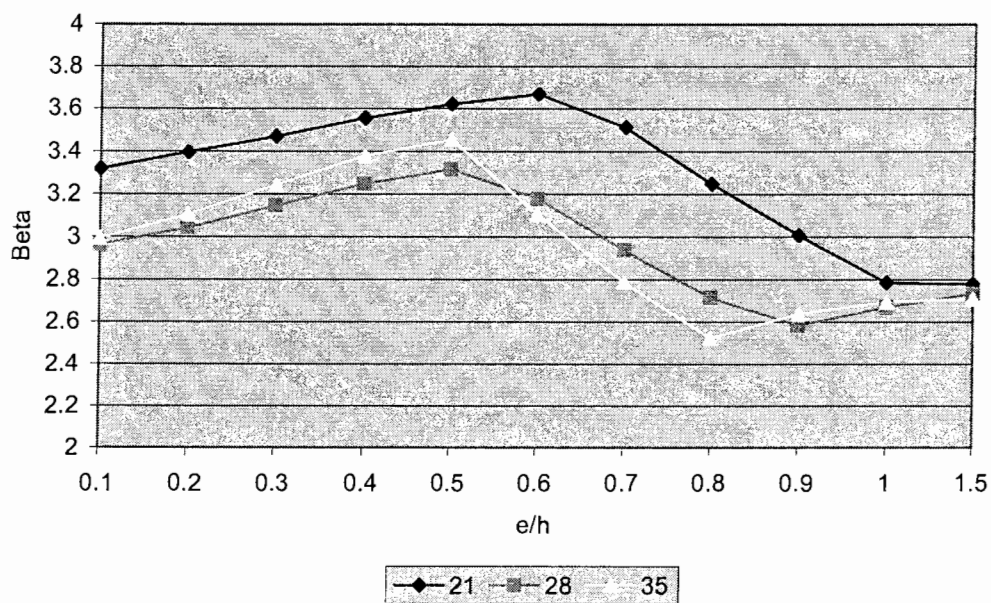


شکل ۵-۲۴ تغییرات β با تغییر مقاومت فشاری اسمی بتن برای آئین نامه ACI ($f_y = 300 \text{ N/mm}^2$ $\rho = 0.01$)

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05

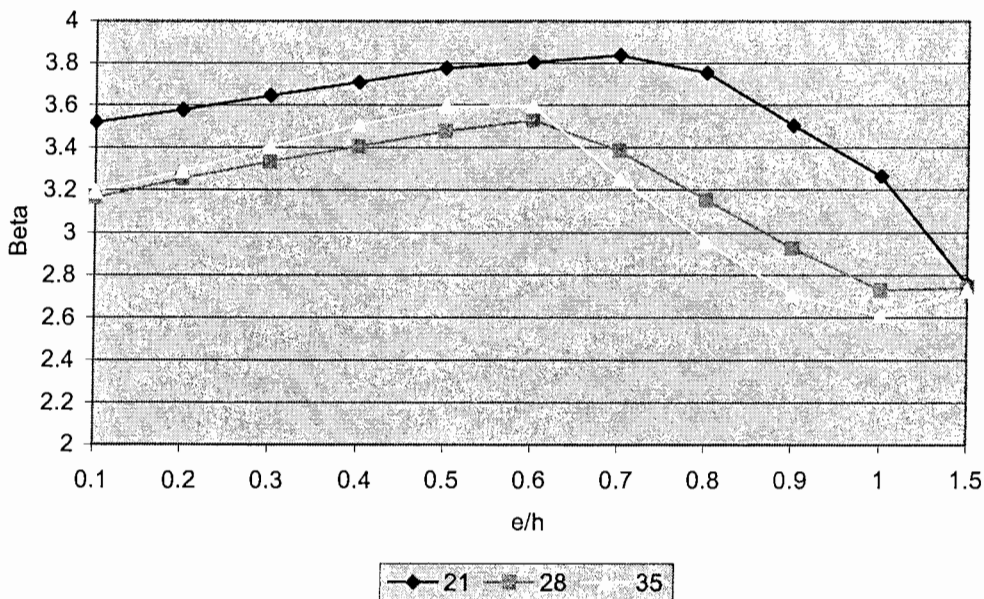


شکل ۵-۲۵ تغییرات β با تغییر مقاومت فشاری اسمی بتن برای آئین نامه Aci ($f_y=300 N/mm^2$ $\rho=0.02$)

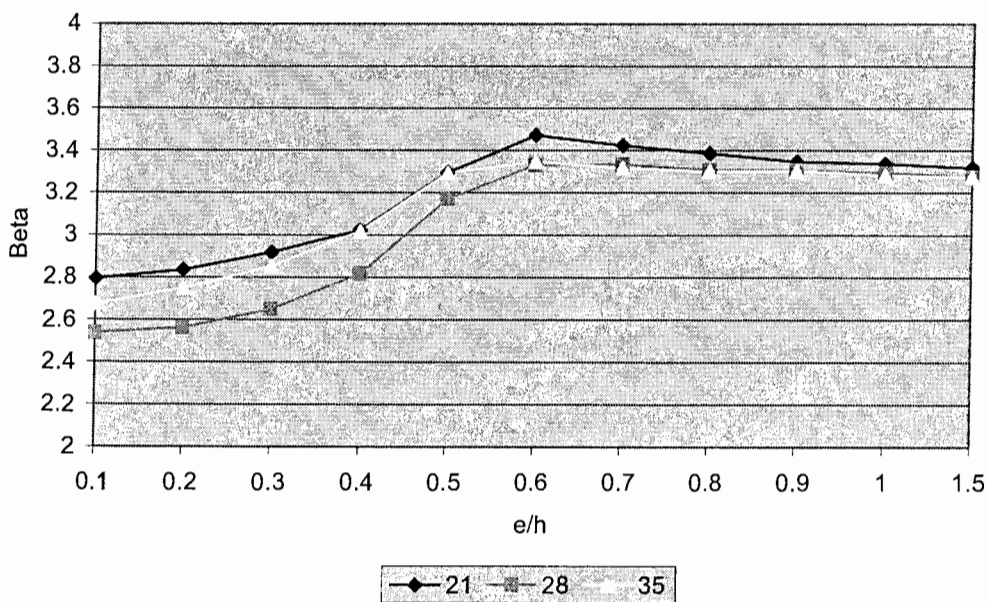


شکل ۵-۲۶ تغییرات β با تغییر مقاومت فشاری اسمی بتن برای آئین نامه Aci ($f_y=300 N/mm^2$ $\rho=0.03$)

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05



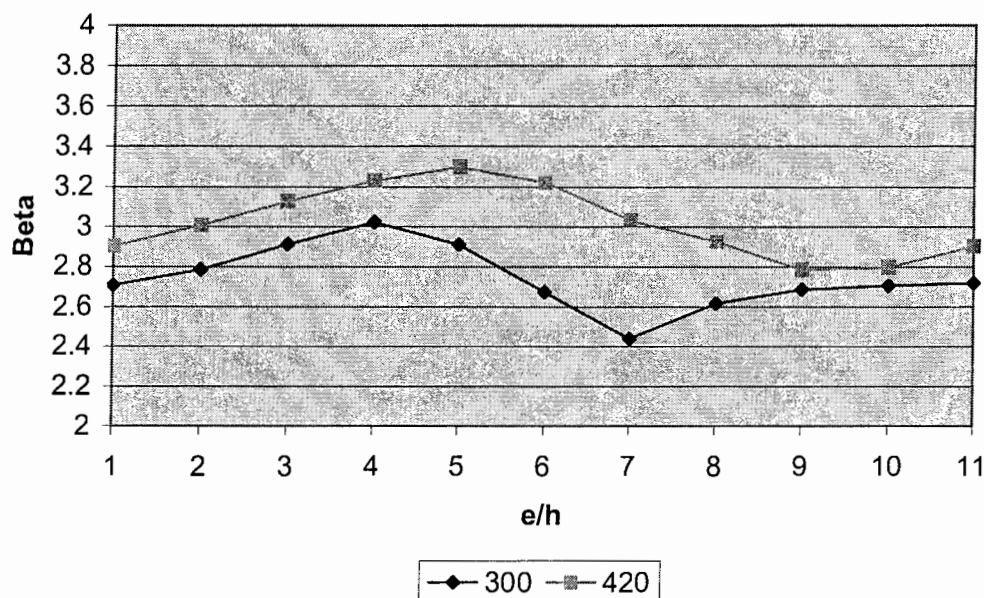
شکل ۲۷-۵ تغییرات β با تغییر مقاومت فشاری اسمی بتن برای آئین نامه AcI ($f_y=300 \text{ N/mm}^2$ $\rho=0.04$)



شکل ۲۸-۵ تغییرات β با تغییر مقاومت فشاری اسمی بتن برای آئین نامه آبا ($f_y=300 \text{ N/mm}^2$ $\rho=0.01$)

۲-۵-۶-۵ تاثیر تنش تسلیم فولاد

در این مورد الگوی یکسانی در مورد هر دو آئین نامه برقرار است . نمونه ای از نتایج بدست آمده در شکل (۲۹-۵) نشان داده شده است . برای تمامی درصد های فولاد و مقاومت های فشاری بتن تحت شرایط اجرایی آمریکا ، شاخص های قابلیت اعتماد بالاتری برای تنش تسلیم فولاد ۴۲۰ مگاپاسکال نسبت به تنش تسلیم ۳۰۰ مگاپاسکال نتیجه می شود .



شکل ۲۹-۵ تغییرات β با تغییر تنش تسلیم فولاد برای آئین نامه ACI ($f_y=300 N/mm^2$ $\rho=0.01$)

۶-۶-۵ تاثیر مقدار فولاد بر شاخص قابلیت اعتماد

در مورد تاثیر در صد فولاد بر روی شاخص قابلیت اعتماد ، همانگونه که در نمودارهای بخش قبل مشاهده شد ، اظهار نظر دشوار است . باید دید با تغییر در صد فولاد ، خروج از مرکزیتی که شاخص قابلیت اعتماد در آن محاسبه شده است در کدام ناحیه قرار می گیرد ؟ ناحیه کنترل فشار یا کشش .

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05

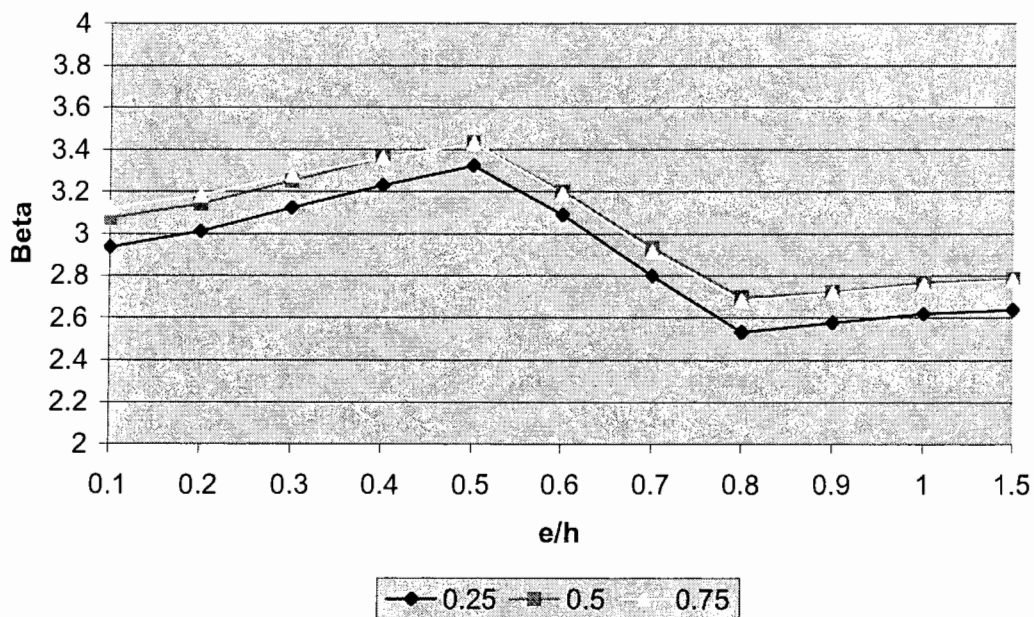
اگر برای یک خروج از مرکزیت ولی با سطح مقطع فولاد متفاوت دو نقطه در یک ناحیه باشند ، برنامه CRABA با افزایش در صد فولاد ، در ناحیه کنترل فشار شاخص قابلیت اعتماد بیشتر و در ناحیه کنترل کشش ، شاخص قابلیت اعتماد کمتر یا یکسان را نتیجه می دهد . برای آئین نامه Aci برنامه CRACI برای دو نقطه که موقعیت آنها یکی از حالات فشار-فشار ، انتقال -انتقال و کشش(بجز انتقال) -کشش(بجز انتقال) باشد افزایش را نشان می دهد .

۵-۶-۷ تاثیر نسبت بار بر شاخص قابلیت اعتماد

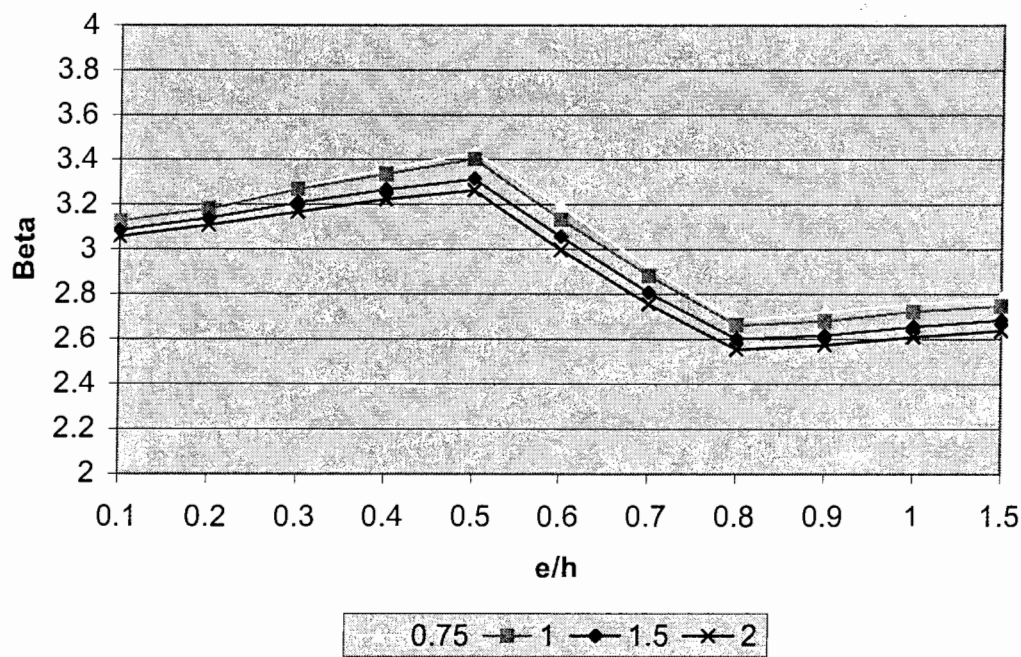
تا بدینجا تحلیلهای قابلیت اعتماد تحت بار D+L برای نسبت بار زنده به مرده ۰/۴۵ انجام گرفت . اگر چه استفاده از یک نسبت بار برای انجام مقایسات در حالیکه پارامترهای مختلفی برای مقایسه وجود دارد عمل صحیحی است اما برای نشان دادن تاثیر نسبت بار بر روی شاخص قابلیت اعتماد ، مقطع نمونه تحت نسبتهای بار مختلف آنالیز شده و نتایج در شکلهای (۵-۳۰) و (۵-۳۱) نشان داده شده اند .

مشاهده می شود برای $l/d=0.5,0.75,1$ مقادیر شاخص قابلیت اعتماد اختلاف بسیار کمی باهم دارند . برای نسبتهای l/d کمتر و بیشتر از مقادیر ذکر شده مانند 1.5 و 1.025 شاخص قابلیت اعتماد کمتری را شاهد هستیم . به نظر می رسد در حالت کلی برای $l/d=0.5$ بیشترین قابلیت اعتماد بجز در نقاط ابتدایی ناحیه کنترل فشار نتیجه شود .

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05



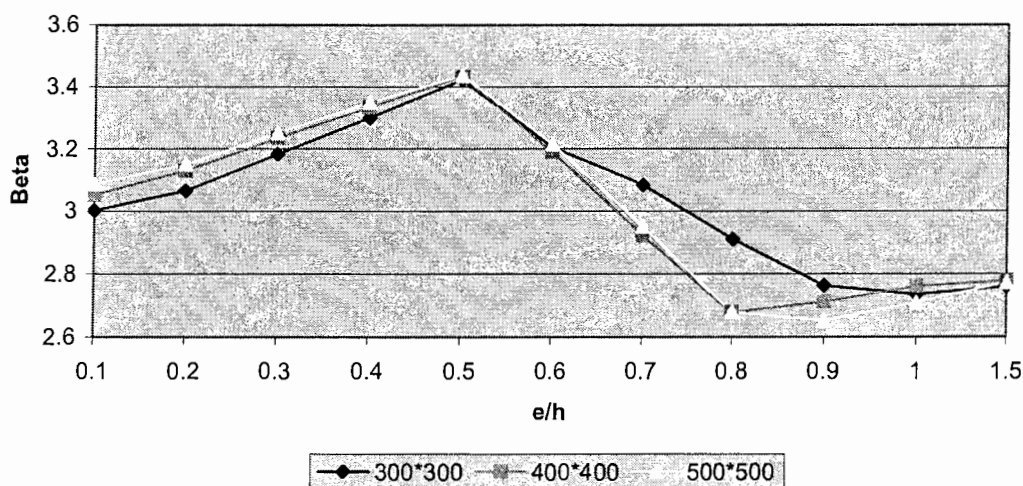
شکل ۳۰-۵ تاثیر نسبت بار بر روی β برای $l/d=0.25,0.5,0.75$



شکل ۳۱-۵ تاثیر نسبت بار بر روی β برای $l/d=0.75,1,1.5,2$

۵-۶-۸ تاثیر ابعاد هندسی مقطع ستون بر شاخص قابلیت اعتماد

برای بررسی اثر ابعاد هندسی، فرایند تعیین شاخص قابلیت اعتماد بر روی سه مقطع ۳۰۰ در ۳۰۰، ۴۰۰ در ۴۰۰ (مقطع نمونه) و ۵۰۰ در ۵۰۰ میلیمتر، هرکدام با ۲ درصد فولاد نسبت به سطح مقطع با مقاومت فشاری بتن ۲۱ نیوتن بر میلیمتر مربع و تنش تسلیم فولاد ۳۰۰ نیوتن بر میلیمتر مربع با نسبت بار $l/d=0.45$ بوسیله برنامه CRACI تحت بار D+L اجرا شد. نتیجه در شکل (۵-۳۲) نشان داده شده است. برای مقاطع ۴۰۰×۴۰۰ و ۵۰۰×۵۰۰ تفاوت چندانی بین مقادیر شاخص قابلیت اعتماد مشاهده نمی شود اما برای مقطع ۳۰۰×۳۰۰ شاخص قابلیت اعتماد کمتری، مگر در ناحیه انتقال نتیجه شده است.



شکل ۵-۳۲ اثر سطح مقطع ستون بر روی شاخص قابلیت اعتماد

۵-۶-۹ مقایسه با شاخصهای قابلیت اعتماد نگارشهای قبلی آئین نامه ACI

مقادیر ضرایب بار و ضرایب کاهش مقاومت از اوایل دهه ۱۹۶۰ تا سال ۱۹۹۹ در آئین نامه ACI-318 تقریباً ثابت بوده و در سال ۲۰۰۲ به صورتیکه در قسمتهای قبلی بیان شد، تغییر کرده است

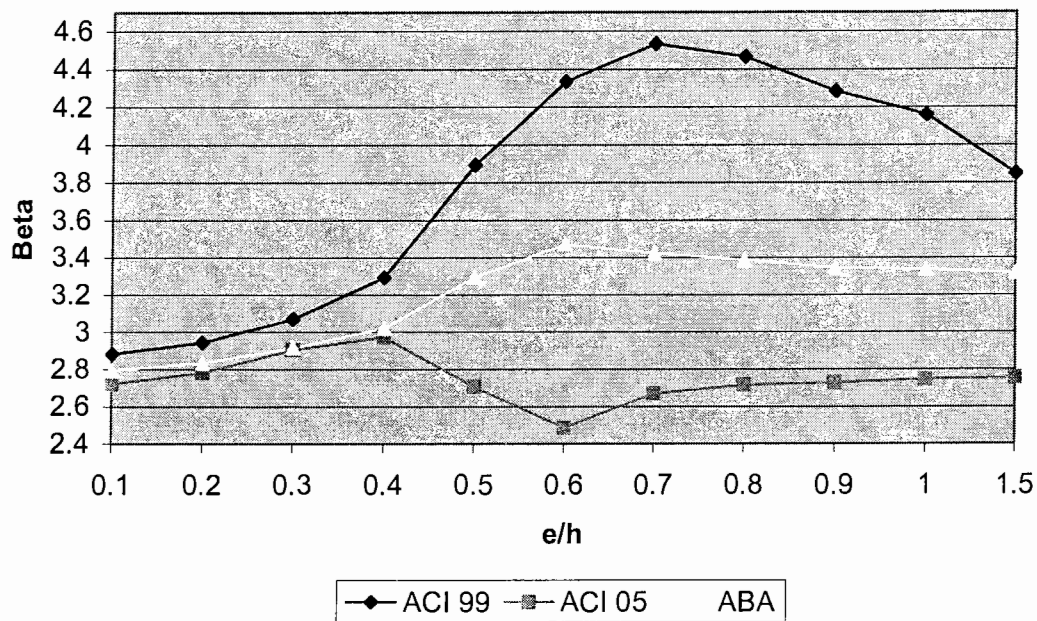
فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05

. در ویرایش ۲۰۰۲ آیین نامه ، ضرایب کاهش بار و مقاومت تعریف شده در فصل ۹ آیین نامه های قبلی ، مورد بازنگری قرار گرفته و به پیوست C منتقل شدند . با این وجود ACI 318-02 در ضمیمه C اجازه داده است که در روش طراحی مقاومت ، به طور همزمان از ضرایب بار و ضرایب کاهش مقاومت ارائه شده در ACI 318-99 ، که در بخشهای ۴-۵-۳ و ۴-۸ آورده شده است ، استفاده شود .

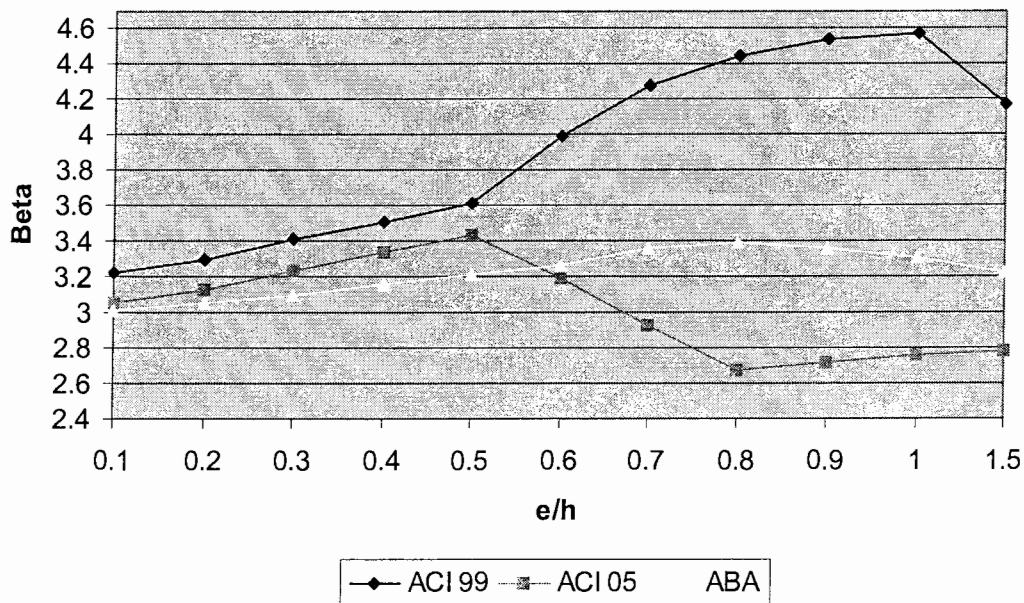
به منظور بررسی اثرات تغییرات اعمال شده در آیین نامه ACI بر روی شاخص قابلیت اعتماد و یافتن دلایل این تغییرات از منظر ایمنی سازه ها ، شاخصهای قابلیت اعتماد آیین نامه ACI 318-99 تحت بار D+L تعیین شده است . کلیه محاسبات بوسیله برنامه CRACI99 که به زبان برنامه نویسی ویژوال بیسیک نوشته شد ، انجام گرفت . نمونه هایی از بررسیهای انجام شده در اشکال ۵-۳۳ تا ۵-۳۶ آورده شده است . مشخصات مقطع نمونه مورد استفاده در این اشکال $f_c=21 N/mm^2$ و $f_y=300 N/mm^2$ است . برای درصد های مختلف فولاد در تمامی نواحی ، آیین نامه ACI 318-99 شاخصهای قابلیت اعتماد به مراتب بیشتری را نسبت به آیین نامه های ACI 318-05 و آبا ارائه می کند . این مهم با اجرای برنامه برای مقطع نمونه با انواع فولاد و بتن در درصدهای مختلف فولاد نیز تایید شد .

تاثیر دو عامل ایجاد کننده تغییرات β یعنی ضریب کاهش مقاومت و ترکیبات بار در شکل ۵-۳۷ مورد توجه قرار گرفته است . به غیر از نمودارهای نشان دهنده شاخصهای قابلیت اعتماد مربوط به آیین نامه های ACI 318-99 و ACI 318-05 ، نمودار تغییرات β برای ACI 318-05 با استفاده از ضرایب کاهش مقاومت ACI 318-99 (نمودار f_i) و نمودار تغییرات β برای ACI 318-05 با استفاده از ترکیبات بار ACI 318-99 (نمودار L,D) نیز در این شکل به نمایش در آمده اند که میزان تاثیر پذیری شاخص قابلیت اعتماد از تغییر در هر کدام را نشان می دهد .

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05

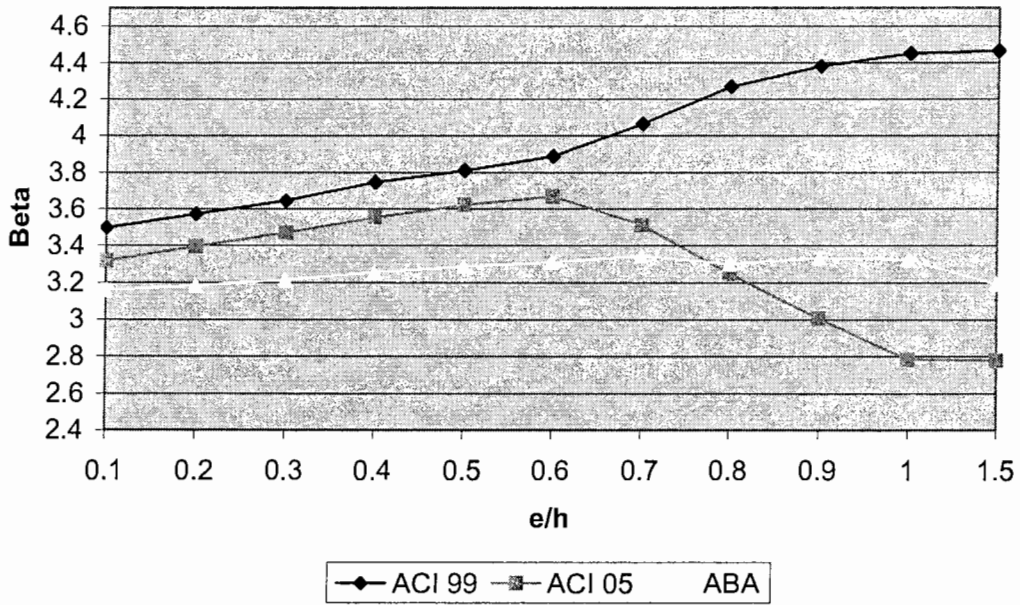


شکل ۵-۲۳ مقایسه β بدست آمده از آئین نامه های ACI 318-99 ، ACI 318-05 و آبا ($\rho = 0.01$)

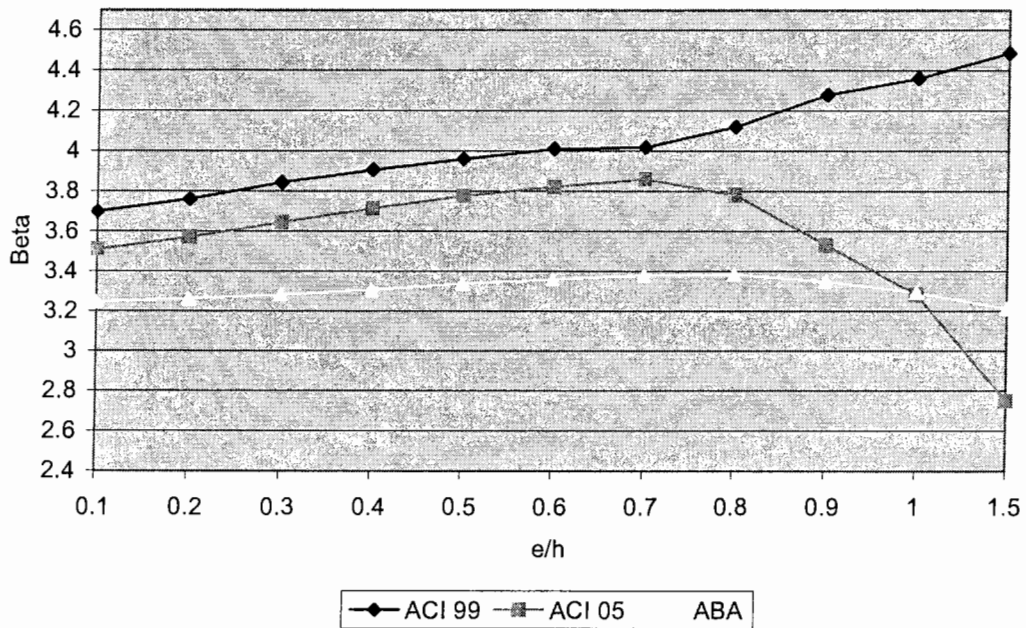


شکل ۵-۲۴ مقایسه β بدست آمده از آئین نامه های ACI 318-99 ، ACI 318-05 و آبا ($\rho = 0.02$)

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05

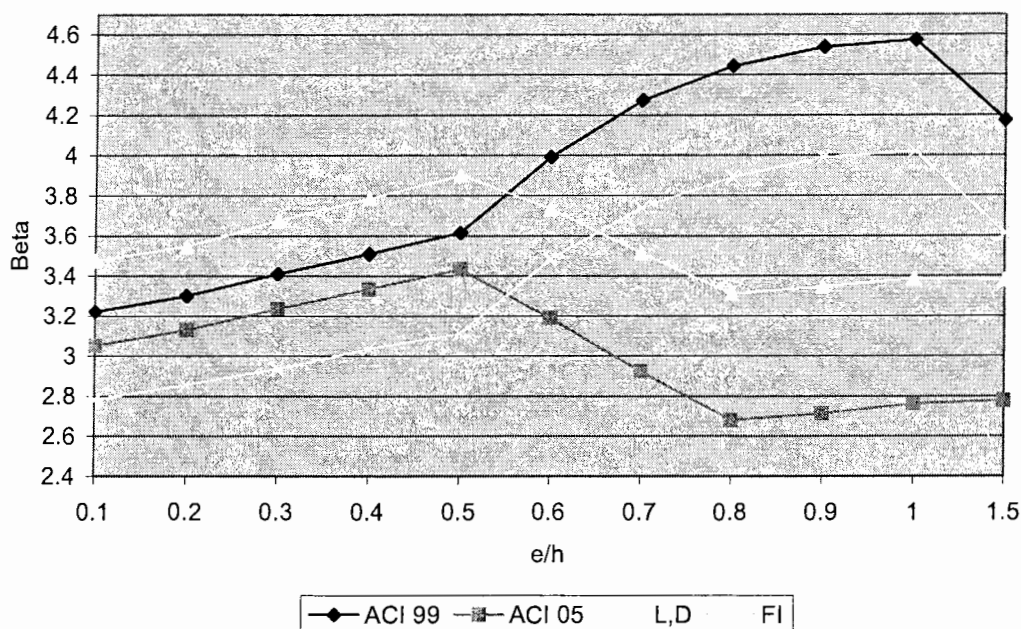


شکل ۳۵-۵ مقایسه β بدست آمده از آئین نامه های ACI 318-99 ، ACI 318-05 و آبا ($\rho = 0.03$)



شکل ۳۶-۵ مقایسه β بدست آمده از آئین نامه های ACI 318-99 ، ACI 318-05 و آبا ($\rho = 0.04$)

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05



شکل ۳۷-۵ مقایسه β بدست آمده از آئین نامه های ACI 318-99 ، ACI 318-05 و ترکیبی از آنها ($\rho = 0.02$)

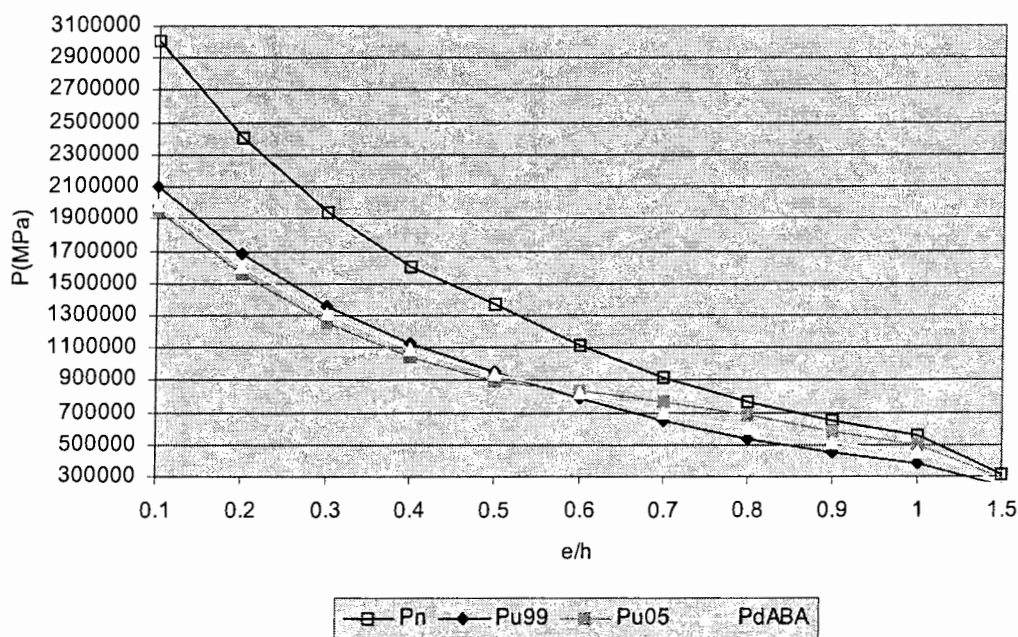
اکنون می توان تغییرات همزمان پارامترهای موثر بر شاخص قابلیت اعتماد ستونهای بتن آرمه را برای آئین نامه های مختلف بررسی کرد تا حتی الامکان به درک درستی از علل کمتر یا بیشتر بودن مقادیر شاخص قابلیت اعتماد برای آئین نامه مورد نظر رسید .

در همین راستا تغییرات مؤلفه های موثر بر قابلیت اعتماد آئین نامه های ACI 318-99 ، ACI 318-05 و آبا در مقطع نمونه شکل (۳-۵) با $f_c=21 N/mm^2$ و $f_y=300 N/mm^2$ ، درصد فولاد ۲ و نسبت $l/d=0.45$ تحت بار D+L در شرایط کاملاً همسان مورد مطالعه قرار گرفت (شکلهای ۵-۳۸ تا ۵-۴۱) . برای آئین نامه آبا از آنجا که به جای ضریب کاهش مقاومت از ضریب کاهش مقاومت ماده استفاده می شود ، نسبت مقدار کاهش یافته مقاومت کلی ناشی از تاثیر همزمان ضرایب کاهش مقاومت

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05

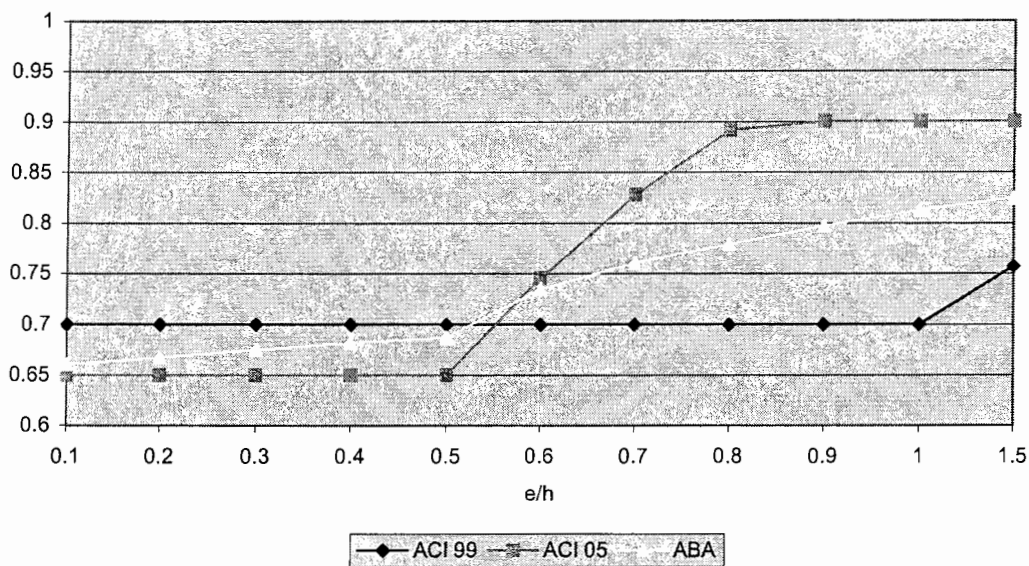
بتن و فولاد به مقاومت اسمی را به عنوان ضریب کاهش مقاومت در نظر گرفتیم . میانگین و ضریب پراکندگی مقاومت محوری و همچنین نسبت میانگین به اسمی آن در پیوست "ب" موجود است .

از بررسی این نمودارها ، ضمیمه "ب" و شکل ۵-۳۴ با یادآوری رابطه (۲-۲۰) می توان دید برای یک مقطع مشخص ، آئین نامه هایی که ضرایب کاهش مقاومت کوچکتری دارند و همچنین ترکیب بارهای آنها بار ضریبدار نهایی بزرگتری را نتیجه می دهند ، دارای قابلیت اعتماد بیشتری هستند . اما این مسئله باعث نمی شود با تغییراتی هرچه بیشتر در این جهت در آئین نامه ها در صدد افزایش شاخصهای قابلیت اعتماد آنها بر آئیم بلکه مسئله پیش رو باید از لحاظ بهینه سازی اقتصادی نیز مورد ارزیابی قرار گیرد . افزایش قابلیت اعتماد به اینصورت موجب سنگین شدن سازه خواهد شد . یافتن شاخص قابلیت اعتماد بهینه یا β هدف موضوع مهمی است که در شاخه کالیبراسیون کدها بدان پرداخته می شود و سبب شکل گیری آئین نامه های با تراز بالاتر مانند تراز ۳ و ۴ شده است .

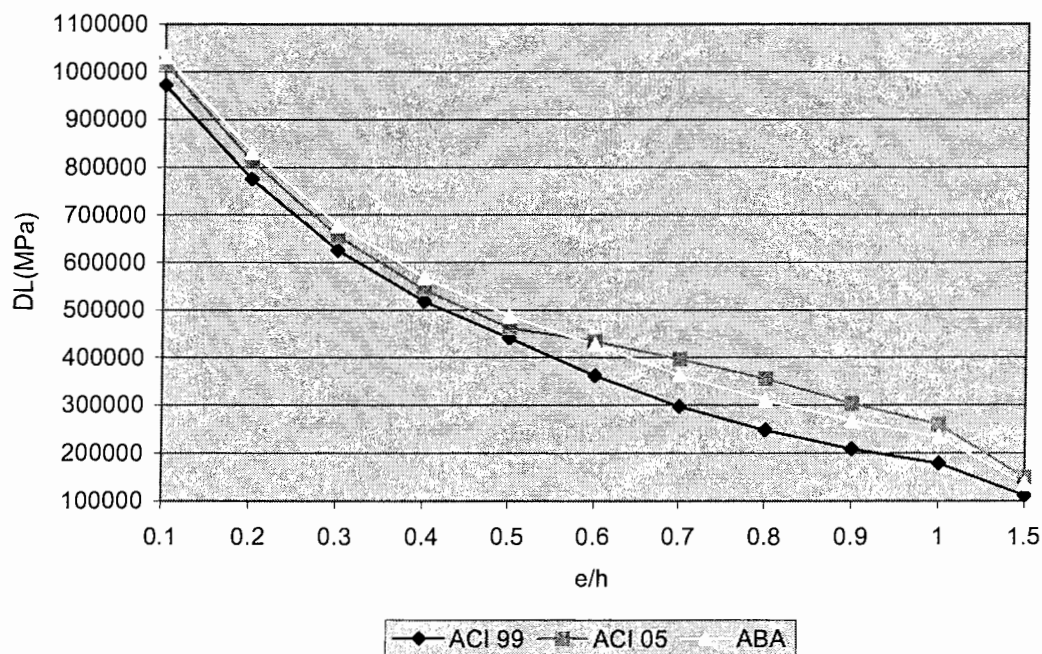


شکل ۵-۳۸ تغییرات مقاومت‌های محوری اسمی و طراحی ستون برای آئین نامه های ACI 318-99 ، ACI 318-05 و آبا در طول منحنی اندرکنش

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05

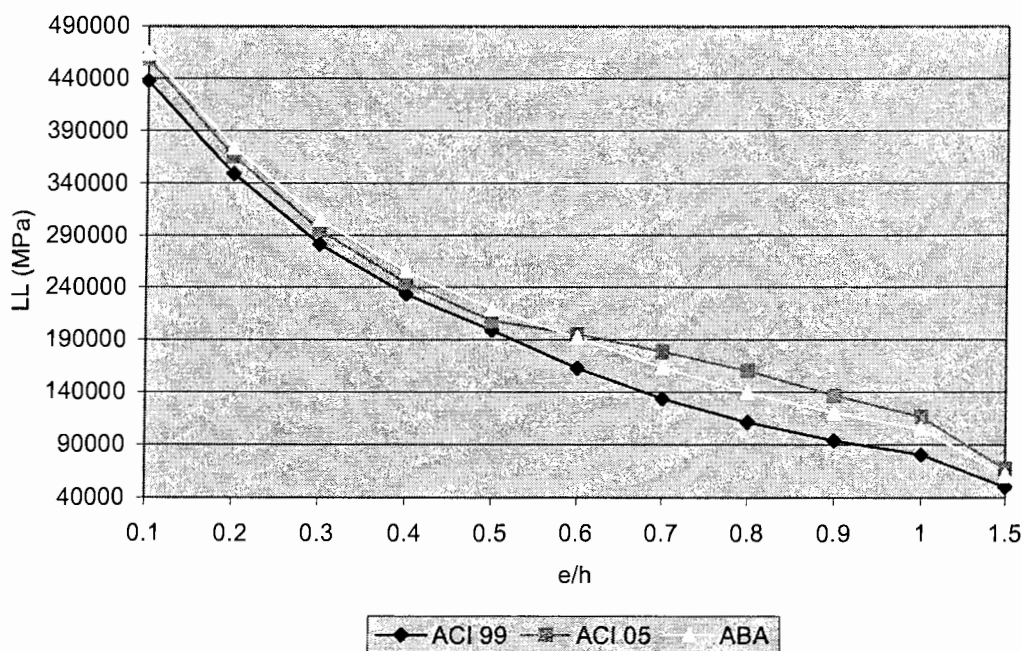


شکل ۳۹-۵ ضرایب کاهش مقاومت ستون آئین نامه های ACI 318-99 ، ACI 318-05 و آبا در طول منحنی اندرکنش



شکل ۴۰-۵ بارمرده اسمی بدست آمده از آئین نامه های ACI 318-99 ، ACI 318-05 و آبا در طول منحنی اندرکنش

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05



شکل ۵-۴۱ بارزنده اسمی بدست آمده از آئین نامه های ACI 318-99 ، ACI 318-05 و آبا در طول منحنی اندرکنش

۵-۶-۱۰ تعیین شاخص قابلیت اعتماد در شرایط آماری ایران

مطالعات و مقایسه ها در بخش ۵-۶-۳ با استفاده از شرایط آماری آمریکا انجام گرفت اما همانگونه که در فصل ۳ نشان داده شد در مورد شرایط آماری ایران آزمایشاتی انجام شده و نتایجی به دست آمده است. اگرچه افزایش دقت این نتایج مستلزم مطالعات آماری جامع تر است ولی همین نتایج اندک می تواند به عنوان یک مرجع مقایسه مورد استفاده قرار گیرد. شاید بتوان از مقایسه نتایج این بخش با نتایج بدست آمده در بخش ۵-۶-۳ با استفاده از برنامه CRABA، به تخمینی از درستی این مقادیر رسید. در اینجا قصد داریم با استفاده از تمامی مشخصات آماری بدست آمده برای شرایط ایران و همچنین با استفاده از برنامه CRABA همانگونه که برای نسبت R/R_n و همچنین مقایسه آئین نامه ها دست به بررسی جامع زدیم، شاخص قابلیت اعتماد ستونها را در تمامی این مشخصات آماری بدست

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05

آوریم . این تحلیل جامع شامل ۷۰۶ نقطه یعنی ۷۰۶ بار اجرای برنامه CRABA می باشد که نتایج حاصله در جداول ادامه نشان داده شده است .

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05

جدول ۷-۵ مقادیر بتا برای شرایط ایران تحت کنترل کیفیت متوسط $f_c=21 N/mm^2$ $f_y=300 N/mm^2$

e/h	as/bh			
	0.01	0.02	0.03	0.04
0.1	2.9838053	3.13547	3.2177577	3.2713762
0.2	3.012104	3.1529778	3.2334782	3.2739981
0.3	3.055613	3.1740628	3.2482334	3.2815792
0.4	3.1245038	3.2081034	3.2604889	3.289803
0.5	3.3291369	3.2243971	3.2724383	3.2991015
0.6	3.4081427	3.264269	3.2794069	3.3093184
0.7	3.4144808	3.3575233	3.3153953	3.311244
0.8	3.407329	3.3842946	3.2927784	3.3210744
0.9	3.4016901	3.3841367	3.3326264	3.3244493
1	3.3999116	3.3645468	3.3446744	3.2990852
1.5	3.4181022	3.3493168	3.3239166	3.3104326

جدول ۸-۵ مقادیر بتا برای شرایط ایران تحت کنترل کیفیت متوسط $f_c=21 N/mm^2$ $f_y=300 N/mm^2$ +

e/h	as/bh			
	0.01	0.02	0.03	0.04
0.1	3.47202	3.552133	3.603168	3.613762
0.2	3.477971	3.563547	3.607791	3.614845
0.3	3.518545	3.588139	3.622066	3.614168
0.4	3.573067	3.610737	3.622573	3.622235
0.5	3.696139	3.618955	3.630392	3.623056
0.6	3.695255	3.620837	3.625596	3.621382
0.7	3.592519	3.606031	3.633986	3.619557
0.8	3.550299	3.568917	3.534072	3.605185
0.9	3.525181	3.525394	3.523469	3.574124
1	3.513656	3.467774	3.488148	3.476521
1.5	3.533424	3.414754	3.371545	3.382989

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05

جدول ۹-۵ مقادیر بتا برای شرایط ایران تحت کنترل کیفیت ضعیف $f_c=31.5 N/mm^2$ $f_y=300 N/mm^2$

e/h	as/bh			
	0.01	0.02	0.03	0.04
0.1	2.01256	2.21485	2.390513	2.528883
0.2	2.063245	2.26653	2.444186	2.567636
0.3	2.143831	2.349524	2.49685	2.617899
0.4	2.352122	2.410843	2.548728	2.658669
0.5	2.76931	2.512734	2.593804	2.690719
0.6	3.025198	2.873563	2.669622	2.726095
0.7	3.179041	3.051799	2.891057	2.782543
0.8	3.224007	3.158279	3.060989	2.906301
0.9	3.242149	3.230048	3.145855	3.053262
1	3.271052	3.260932	3.19267	3.135045
1.5	3.287187	3.285811	3.281093	3.274011

جدول ۱۰-۵ مقادیر بتا برای شرایط ایران تحت کنترل کیفیت متوسط $f_c=31.5 N/mm^2$ $f_y=300 N/mm^2$

e/h	as/bh			
	0.01	0.02	0.03	0.04
0.1	2.796827	2.934973	3.043897	3.155443
0.2	2.846875	3.01344	3.116225	3.221695
0.3	2.962056	3.113216	3.2143	3.296966
0.4	3.154697	3.189947	3.283009	3.355468
0.5	3.457371	3.309706	3.332999	3.386453
0.6	3.539915	3.493481	3.391104	3.401282
0.7	3.553584	3.539109	3.483508	3.438167
0.8	3.54889	3.503948	3.50672	3.443354
0.9	3.564618	3.47257	3.488092	3.464113
1	3.569935	3.470291	3.451811	3.459534
1.5	3.548876	3.4743	3.415814	3.375784

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05

جدول ۵-۱۱ مقادیر بتا برای شرایط ایران تحت کنترل کیفیت متوسط $f_c=31.5 N/mm^2$ $f_y=300 N/mm^2$

e/h	as/bh			
	0.01	0.02	0.03	0.04
0.1	3.43792	3.535226	3.614486	3.643461
0.2	3.48572	3.600632	3.660373	3.68532
0.3	3.570989	3.654066	3.714694	3.726536
0.4	3.70577	3.716898	3.749503	3.749503
0.5	3.816711	3.711941	3.758282	3.774855
0.6	3.73256	3.744676	3.716236	3.760415
0.7	3.665128	3.686435	3.671039	3.709366
0.8	3.643426	3.580352	3.621374	3.608399
0.9	3.646251	3.531424	3.565523	3.568771
1	3.646426	3.510512	3.490165	3.52826
1.5	3.60759	3.509455	3.432551	3.397415

جدول ۵-۱۲ مقادیر بتا برای شرایط ایران تحت کنترل کیفیت متوسط + $f_c=31.5 N/mm^2$ $f_y=300 N/mm^2$

e/h	as/bh			
	0.01	0.02	0.03	0.04
0.1	3.994266	4.052354	4.064611	4.055739
0.2	4.054154	4.096409	4.11166	4.083913
0.3	4.116131	4.137365	4.134325	4.101506
0.4	4.125579	4.163151	4.146519	4.108031
0.5	4.112856	4.037848	4.136107	4.108315
0.6	3.89796	3.958289	3.978715	4.076254
0.7	3.790719	3.834909	3.835586	3.921715
0.8	3.752092	3.67227	3.745586	3.752396
0.9	3.743392	3.603053	3.655808	3.674025
1	3.737873	3.577662	3.54514	3.605308
1.5	3.684543	3.56925	3.473981	3.427274

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05

جدول ۵-۱۳ مقادیر بتا برای شرایط ایران تحت کنترل کیفیت ضعیف $f_c=37 N/mm^2$ $f_y=300 N/mm^2$

e/h	as/bh			
	0.01	0.02	0.03	0.04
0.1	2.638635	2.772143	2.878168	2.964561
0.2	2.715884	2.887455	3.009551	3.105988
0.3	2.875526	3.032683	3.136622	3.218155
0.4	3.03226	3.137764	3.226433	3.309308
0.5	3.334957	3.233226	3.310476	3.354592
0.6	3.448579	3.405266	3.308618	3.380947
0.7	3.481815	3.465015	3.407878	3.354539
0.8	3.4991	3.420578	3.435749	3.393625
0.9	3.482495	3.427195	3.42052	3.409948
1	3.501622	3.42736	3.386707	3.401863
1.5	3.530012	3.469486	3.385026	3.355174

جدول ۵-۱۴ مقادیر بتا برای شرایط ایران تحت کنترل کیفیت متوسط $f_c=37 N/mm^2$ $f_y=300 N/mm^2$

e/h	as/bh			
	0.01	0.02	0.03	0.04
0.1	3.470583	3.542458	3.594223	3.616695
0.2	3.529472	3.645247	3.696983	3.73085
0.3	3.663057	3.745562	3.77162	3.782151
0.4	3.703892	3.809805	3.834512	3.824255
0.5	3.791865	3.715558	3.838412	3.84124
0.6	3.683216	3.706091	3.673697	3.825558
0.7	3.638998	3.639642	3.633248	3.650734
0.8	3.632956	3.524815	3.579933	3.580798
0.9	3.600571	3.502632	3.521286	3.534984
1	3.601106	3.496508	3.446697	3.498877
1.5	3.608182	3.525286	3.424027	3.384832

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05

جدول ۵-۱۵ مقادیر بتا برای شرایط ایران تحت کنترل کیفیت متوسط $f_c=21 N/mm^2$ $f_y=400 N/mm^2$

e/h	as/bh			
	0.01	0.02	0.03	0.04
0.1	2.972351	3.110645	3.181908	3.201966
0.2	3.024997	3.130997	3.179832	3.205095
0.3	3.045057	3.150605	3.197932	3.214268
0.4	3.084045	3.172385	3.205891	3.214623
0.5	3.157757	3.191374	3.218297	3.21876
0.6	3.269458	3.19718	3.218719	3.226224
0.7	3.328139	3.238432	3.231005	3.228699
0.8	3.318803	3.216951	3.227728	3.237949
0.9	3.312557	3.250199	3.254841	3.238552
1	3.309965	3.271297	3.253632	3.241396
1.5	3.309507	3.273883	3.239987	3.200323

جدول ۵-۱۶ مقادیر بتا برای شرایط ایران تحت کنترل کیفیت متوسط + $f_c=21 N/mm^2$ $f_y=400 N/mm^2$

e/h	as/bh			
	0.01	0.02	0.03	0.04
0.1	3.43912	3.520701	3.537289	3.538317
0.2	3.463337	3.524014	3.530128	3.514446
0.3	3.491831	3.537819	3.54144	3.520382
0.4	3.519732	3.548422	3.543574	3.52782
0.5	3.598999	3.566884	3.539966	3.5196
0.6	3.561115	3.563346	3.539925	3.522291
0.7	3.52588	3.584943	3.548573	3.522803
0.8	3.477104	3.471706	3.542395	3.512176
0.9	3.456687	3.399914	3.541067	3.514307
1	3.43742	3.385057	3.480732	3.507185
1.5	3.411616	3.343976	3.293479	3.265039

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05

جدول ۵-۱۷ مقادیر بتا برای شرایط ایران تحت کنترل کیفیت ضعیف $f_c=31.5 N/mm^2$ $f_y=400 N/mm^2$

e/h	as/bh			
	0.01	0.02	0.03	0.04
0.1	2.044085	2.257119	2.419823	2.556921
0.2	2.083276	2.303453	2.467748	2.590143
0.3	2.170552	2.380295	2.528282	2.634952
0.4	2.254817	2.444524	2.583017	2.687077
0.5	2.58266	2.489135	2.626097	2.714559
0.6	2.914146	2.588706	2.657541	2.738946
0.7	3.043074	2.816979	2.698501	2.757019
0.8	3.100299	3.033554	2.766829	2.779029
0.9	3.134305	3.111568	2.907673	2.834751
1	3.157699	3.146308	3.056227	2.851838
1.5	3.21177	3.195895	3.190318	3.17137

جدول ۵-۱۸ مقادیر بتا برای شرایط ایران تحت کنترل کیفیت متوسط $f_c=31.5 N/mm^2$ $f_y=400 N/mm^2$

e/h	as/bh			
	0.01	0.02	0.03	0.04
0.1	2.809201	2.958545	3.078547	3.17532
0.2	2.860934	3.024549	3.14481	3.224362
0.3	2.970508	3.121592	3.223625	3.2855
0.4	3.091725	3.198123	3.290601	3.328062
0.5	3.342617	3.262589	3.32654	3.366166
0.6	3.457591	3.382062	3.364058	3.393766
0.7	3.465367	3.401915	3.404736	3.402106
0.8	3.453437	3.410066	3.391606	3.416751
0.9	3.449125	3.402777	3.35013	3.435517
1	3.444762	3.391891	3.350855	3.340076
1.5	3.468766	3.374953	3.333976	3.305774

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05

جدول ۵-۱۹ مقادیر بتا برای شرایط ایران تحت کنترل کیفیت متوسط $f_c=31.5 N/mm^2$ $f_y=400 N/mm^2$

e/h	as/bh			
	0.01	0.02	0.03	0.04
0.1	3.444204	3.536386	3.585396	3.605646
0.2	3.470775	3.576204	3.616739	3.639598
0.3	3.565369	3.637948	3.650678	3.666338
0.4	3.658442	3.683752	3.693519	3.676684
0.5	3.693185	3.710707	3.701428	3.687357
0.6	3.660128	3.708021	3.705557	3.689787
0.7	3.596604	3.56182	3.691147	3.691201
0.8	3.548903	3.510187	3.564266	3.668134
0.9	3.525404	3.47291	3.448696	3.617579
1	3.5125	3.450461	3.406779	3.452906
1.5	3.518674	3.404689	3.363913	3.326683

جدول ۵-۲۰ مقادیر بتا برای شرایط ایران تحت کنترل کیفیت متوسط $f_c=31.5 N/mm^2$ $f_y=400 N/mm^2$ +

e/h	as/bh			
	0.01	0.02	0.03	0.04
0.1	3.974749	4.0031	4.005828	3.960034
0.2	4.021527	4.046278	4.01852	3.989315
0.3	4.093574	4.074257	4.036328	3.989276
0.4	4.116504	4.089247	4.037363	3.978756
0.5	3.973166	4.093411	4.033758	3.973639
0.6	3.853868	3.956552	4.027497	3.964642
0.7	3.732671	3.699719	3.946846	3.955949
0.8	3.665009	3.6128	3.703911	3.896866
0.9	3.621141	3.55564	3.533552	3.766179
1	3.60803	3.520762	3.480106	3.54428
1.5	3.590048	3.454449	3.406736	3.36368

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05

جدول ۵-۲۱ مقادیر بتا برای شرایط ایران تحت کنترل کیفیت ضعیف $f_c=37 N/mm^2$ $f_y=400 N/mm^2$

e/h	as/bh			
	0.01	0.02	0.03	0.04
0.1	2.652754	2.800871	2.908265	3.004922
0.2	2.740646	2.902371	3.022114	3.107847
0.3	2.87903	3.028525	3.14202	3.218116
0.4	3.037552	3.153355	3.23289	3.283323
0.5	3.207139	3.24605	3.289824	3.329018
0.6	3.344784	3.296224	3.3312	3.365104
0.7	3.373146	3.313856	3.372802	3.38633
0.8	3.383567	3.338367	3.285606	3.395802
0.9	3.392154	3.335411	3.286089	3.350667
1	3.401062	3.33929	3.29238	3.264881
1.5	3.409685	3.342469	3.303161	3.275189

جدول ۵-۲۲ مقادیر بتا برای شرایط ایران تحت کنترل کیفیت متوسط $f_c=37 N/mm^2$ $f_y=400 N/mm^2$ +

e/h	as/bh			
	0.01	0.02	0.03	0.04
0.1	3.449433	3.539221	3.569208	3.590555
0.2	3.534462	3.60981	3.648833	3.662579
0.3	3.657479	3.70363	3.704112	3.707773
0.4	3.741982	3.765569	3.755765	3.737703
0.5	3.642425	3.794816	3.781119	3.749599
0.6	3.606188	3.64134	3.77975	3.752654
0.7	3.55391	3.508764	3.705805	3.75524
0.8	3.516283	3.462273	3.470394	3.698654
0.9	3.503589	3.432983	3.393914	3.53381
1	3.504504	3.414573	3.375159	3.378712
1.5	3.486778	3.392395	3.348419	3.311205

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05

برخی نتایج بدست آمده از بررسی جداول بالا در مورد قابلیت اعتماد ستونهای بتن آرمه طراحی

شده بر مبنای آئین نامه آبا ، در شرایط کارگاهی و آماری ایران به شرح زیر است :

۱. نتایج بدست آمده در قسمت ۵-۶-۴ در مورد شکل تغییرات شاخص قابلیت اعتماد در طول

منحنی اندرکنش و همچنین نتایج بدست آمده در مورد تاثیرات مقدار فولاد ، سطح مقطع ستون و

نسبت بار بر روی شاخص قابلیت اعتماد ستونهای بتن آرمه همچنان به قوت خود باقی است .

۲. با افزایش سطح کنترل کیفیت مقاومت فشاری بتن ، بر مقدار شاخص قابلیت اعتماد ستونها

بویژه در ناحیه کنترل فشار و مقداری بعد از آن که مقاومت فشاری بتن عامل تعیین کننده مقاومت

ستون است افزوده می شود . از افزایش β با افزایش برون محوری کاسته می شود .

۳. تحت شرایط یکسان ، برای مقطع با تنش تسلیم فولاد برابر ۳۰۰ مگاپاسکال ، شاخص قابلیت

اعتماد بزرگتری نسبت به مقطع با تنش تسلیم فولاد برابر ۴۰۰ مگاپاسکال حاصل می شود .

۴. شرایط کنترل کیفیت متوسط به بالای مقاومت فشاری بتن ، β بزرگتری را نسبت به β

بدست آمده توسط برنامه های CRABA و CRACI در بخش ۵-۶-۴ در پی دارد .

۵. برای مقطع با مقاومت فشاری بتن ۲۱ مگاپاسکال و فولاد با تنش تسلیم مگاپاسکال که

مشخصات آماری آن هم برای شرایط کارگاهی ایران و هم برای شرایط کارگاهی آمریکا موجود است ،

بررسیهای انجام گرفته نشان دادند که شاخصهای قابلیت اعتماد بدست آمده برای کنترل کیفیت متوسط

بتن در شرایط آماری ایران با استفاده از برنامه CRABA تفاوت چندانی با مقادیر شاخصهای قابلیت

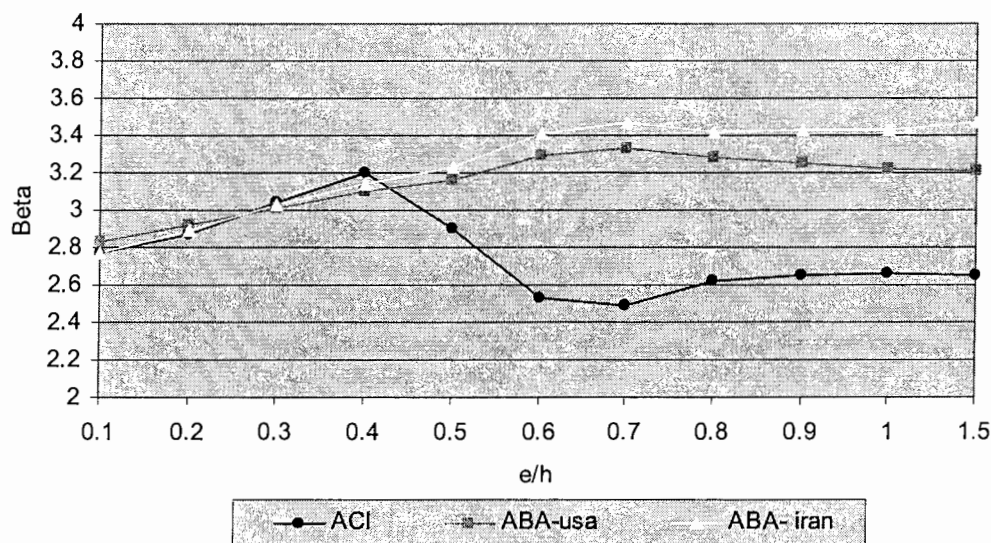
اعتماد بدست آمده با استفاده از همین برنامه در شرایط آماری آمریکا ندارند . پس می توان شرایط

کنترل کیفیت متوسط بتن ایران را در این مورد دارای شرایطی مشابه شرایط کارگاهی آمریکا در فصل ۳

دانست . در این مورد نتایج ۴ و ۵ بخش ۵-۶-۴ همچنان پابرجاست .

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05

۶. برای مقطع با مقاومت فشاری بتن ۳۷ مگاپاسکال تحت کنترل کیفیت ضعیف و فولاد با تنش تسلیم ۳۰۰ مگاپاسکال ، مقادیر β بدست آمده بوسیله برنامه CRABA بزرگتر از مقادیر β بدست آمده برای مقطع با مقاومت فشاری بتن ۳۵ مگاپاسکال و فولاد با تنش تسلیم ۳۰۰ مگاپاسکال در شرایط کارگاهی آمریکا توسط همین برنامه است (شکل ۵-۴۲) . این موضوع صحت مشخصات آماری بدست آمده توسط امیری شاهمیرانی برای شرایط آماری ایران را با توجه به تکنولوژی پیشرفته ساخت و تولید فولاد و همچنین سطح بالای کنترل کیفیت کارگاهی در آمریکا بیش از پیش دچار خدشه می کند .

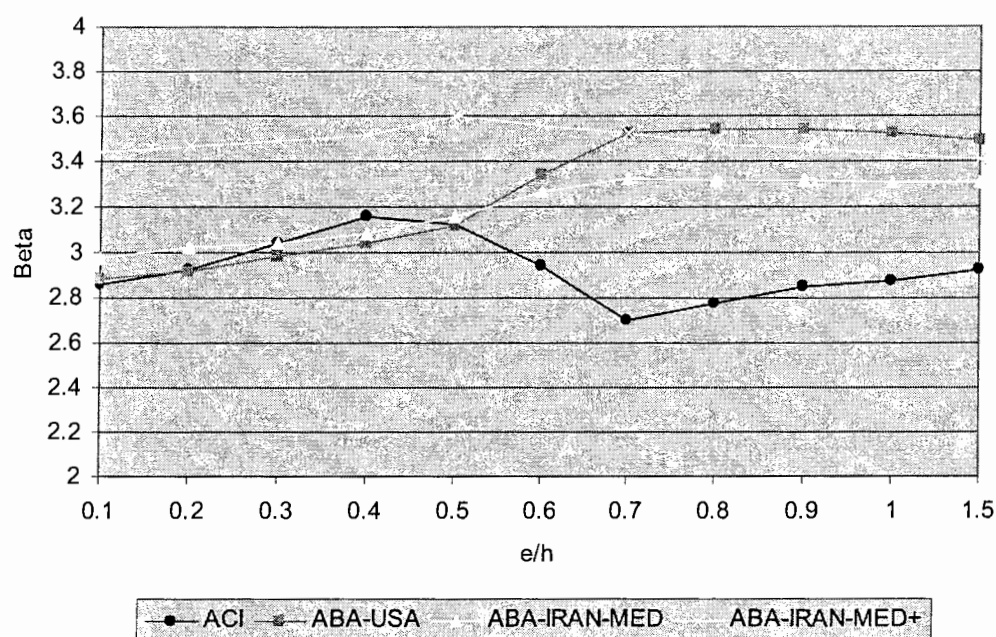


شکل ۵-۴۲ تغییرات β با خروج از مرکزیت تحت آئین نامه های ACI-318 05 و آبا با پارامترهای آماری آمریکا و تحت آئین نامه ایران با پارامترهای آماری ایران از نوع کنترل کیفیت ضعیف ($\rho = 0.02$)

۷. برای مقطع با مقاومت فشاری بتن ۲۱ مگاپاسکال تحت کنترل کیفیت متوسط و متوسط به بالا و فولاد با تنش تسلیم ۴۰۰ مگاپاسکال مقادیر β بدست آمده بوسیله برنامه CRABA با مقادیر β بدست آمده برای مقطع با مقاومت فشاری بتن ۲۱ مگاپاسکال و فولاد با تنش تسلیم ۴۲۰ مگاپاسکال در شرایط کارگاهی آمریکا توسط همین برنامه و CRACI مقایسه شد (به عنوان نمونه شکل ۵-۴۳) .

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05

در این مورد هم مشاهده می شود که میانگین مقاومت فشاری پارامترهای آماری ایران بالاست. برای کنترل کیفیت متوسط در این مورد نتیجه ۴ بخش ۵-۶-۴ برای $\rho=0.01$ نقض می شود. اگر چه می توان امیدوار بود مقاطع بتن آرمه در ایران دارای چنین کیفیتی باشند، اما این نتایج بر لزوم ایجاد یک جامعه آماری دقیق برای پارامترهای آماری ایران صحت می گذارد.



شکل ۵-۴۳ تغییرات β با خروج از مرکزیت تحت آئین نامه های ACI-318 05 و آبا با پارامترهای آماری آمریکا و تحت آئین نامه ایران با پارامترهای آماری ایران از نوع کنترل کیفیت متوسط و متوسط به بالا ($\rho=0.01$)

۵-۶-۱۱ تعیین شاخص قابلیت اعتماد تحت ترکیب بار D+L+W

ستونهای بتن مسلح برای مقاومت در برابر بار دائمی ترکیب شده با بار زنده و بارهای محیطی با یک قابلیت اعتماد هدف طراحی می شوند. مشخصات آماری بارهای وارده بر ساختمان بوسیله Ellingwod و همکارانش (1980) گردآوری شده است. برای بارهایی که با زمان تغییر نمی کنند و به عبارتی مستقل از زمان هستند، تنها یک مجموعه از داده های آماری مورد نیاز است. برای بارهای دیگر

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05

، از قبیل بار زنده یا باد ، مشخصات آماری نقطه دلخواه در زمان (apt) و ماکزیمم ۵۰ ساله (max) برای تحلیل قابلیت اعتماد مورد نیاز است [Peir ، 1980، Corotis و Chalk ؛ 1980، Ellingwood et al و 1973، Cornell] . بار زنده نقطه دلخواه در زمان همان بار دائمی (ر.ک ۳-۳-۴-۱) است که در طول یک دوره استفاده بخصوص نسبتاً ثابت می ماند . از سوی دیگر ، بار زنده ماکزیمم یک بار حداکثر است که از تجمع و رفت و آمد زیاد اشخاص ، بیش از باری که در حالت عادی بوسیله ساکنین وارد می شود یا فعالیتهایی مثل تعمیرات ناشی می شود .

نقطه دلخواه در زمان برای باد بطور معمول بوسیله بار باد روزانه ماکزیمم نشان داده می شود . جدول (۵-۲۳) آمار مربوط به بارهای مرده ، زنده و باد را که توسط Ellingwod و همکارانش (1980) گزارش شده است نشان می دهد . مشخصات آماری بوسیله نسبت میانگین به اسمی ، λ ، و ضریب پراکندگی ، V ، نمایش داده شده است . باید اشاره شود که $(V_L)_{apt}$ وابسته به سطح تاثیر ، A_I است و از ۰/۰۸ برای $A_I = 18.6 m^2$ تا حدود ۰/۴ برای $A_I = 930 m^2$ تغییر می کند . برای تیرها بصورت دو برابر سطح فرعی یا سطح بارگذاری محصور بین تیرها و برای ستونها بصورت چهار برابر سطح فرعی تعریف شده است . در این تحقیق ، مقدار $(V_L)_{apt} = 0.5$ مورد استفاده قرار گرفته است که متناظر با سطح تاثیری برابر با $93 m^2$ می باشد .

در این بخش از پایان نامه ، تاثیر بار نهایی با استفاده از روشی که توسط Turkstra (1970) ایجاد گردید تعیین شده است . این روش بیان می کند که مقدار حداکثر ترکیب چندین بار ، وقتی حاصل می شود که یک بار دارای مقدار حداکثر خود و مابقی بارها در مقادیر متوسط خود باشند (به عنوان نمونه نقطه دلخواه در زمان) . برای حالت D ، L ، W ، این ترکیب می تواند به شکل اثر ماکزیمم دو ترکیب نشان داده شود :

$$Q_{\max} = \max\left[(D + L_{apt} + W_{\max}) \text{ or } (D + L_{\max} + W_{apt})\right] \quad (۸-۵)$$

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05.

جدول ۵-۲۳- داده های آماری بارها در ساختمانها [1980, Ellingwood et al]

Load	λ	V	Distribution
Dead load	1.05	0.10	Normal
Live load			
apt	0.24	0.50	Gamma
max	1.00	0.25	Extreme type I
Wind load			
apt	0.01	6.95	Extreme type I
max	0.78	0.37	Extreme type I

در این بخش برای تعیین شاخص قابلیت اعتماد از روش هاسوفر-لیند استفاده شده است. این روش جوابهای خوبی را البته نه به دقت روش راکویتز فیسلر ارائه می کند. عدم استفاده از روش راکویتز فیسلر به دلیل وجود تابع توزیع گاما در فرایند تعیین قابلیت اعتماد در این بخش است. تابع توزیع گاما توزیعی پیچیده است که معکوس کردن آن به منظور به دست آوردن مقداری متناظر با یک احتمال در گامهای روش راکویتز فیسلر، به دلیل عدم وجود تابع توزیع تجمعی مشخص امکانپذیر نیست و اگر هم امکانپذیر باشد مستلزم فرایند محاسباتی گسترده ای است. به دلیل گستردگی کارهای انجام گرفته در این پایان نامه و از آنجا که هدف این بخش انجام مقایسه بین قابلیت اعتماد آئین نامه ها است، به روش هاسوفر لیند بسنده شده است.

ترکیبات بار موجود در آئین نامه ACI-05 به منظور در نظر گرفتن اثر بار باد به همراه بار مرده و زنده به صورت ساده شده و محافظه کارانه به ترتیب زیر می باشند:

$$1.2D+1.6L+0.8W \quad (۹-۵)$$

$$1.2D+1.0L+(1.6W \text{ or } 1.3W) \quad (۱۰-۵)$$

$$0.9D+(1.6W \text{ or } 1.3W) \quad (۱۱-۵)$$

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05

برای منظور کردن بار باد در روابط (۵-۱۰) و (۵-۱۱) ، بسته به اینکه بار باد در آئین نامه بارگذاری بر چه اساسی محاسبه شده باشد ، باید از ضرایب متفاوتی استفاده نمود . اصولاً در تعیین بار باد در آئین نامه های بارگذاری قدیمی از ضریبی به نام ضریب تعیین جهت باد استفاده نمی شده است . برای وارد کردن بار باد مبتنی بر این آئین نامه ها در روابط بالا می توان از عبارت 1.3W استفاده کرد . در مقابل در آئین نامه های بارگذاری جدیدتر که عموماً از حدود سال ۲۰۰۰ میلادی به بعد تنظیم شده اند ، در برآورد نیروی باد از ضریب تعیین جهت باد برابر با ۰/۸۵ استفاده شده است . چنانچه در تعیین نیروی باد از چنین آئین نامه های بارگذاری استفاده شده باشد ، باید از عبارت 1.6W استفاده نمود .

آئین نامه آبا برای حالت مورد نظر ترکیبات زیر را ارائه می کند :

1.25D+1.5L (۱۲-۵)

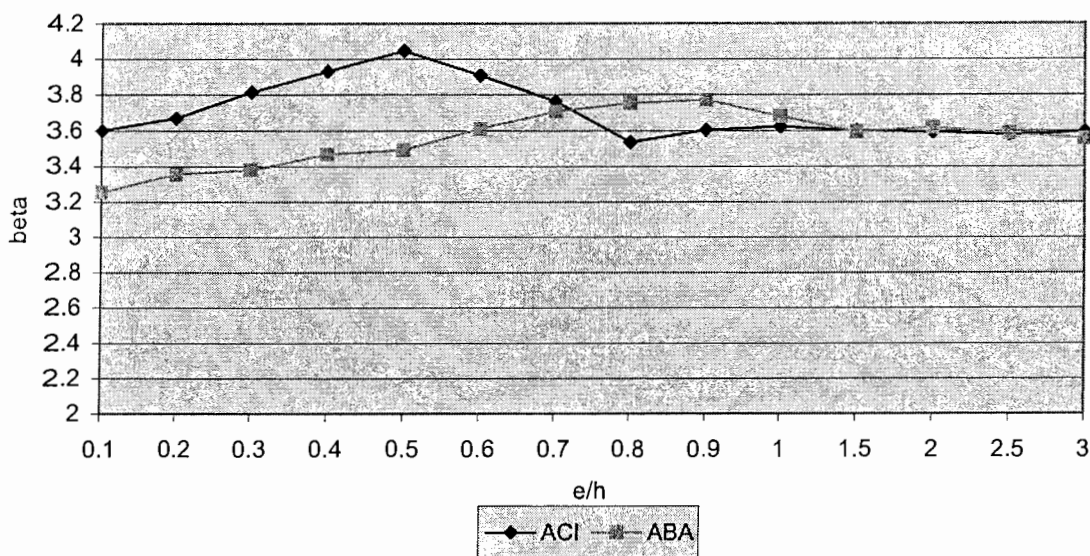
D+1.5L+1.2W (۱۳-۵)

0.85D+1.2W (۱۴-۵)

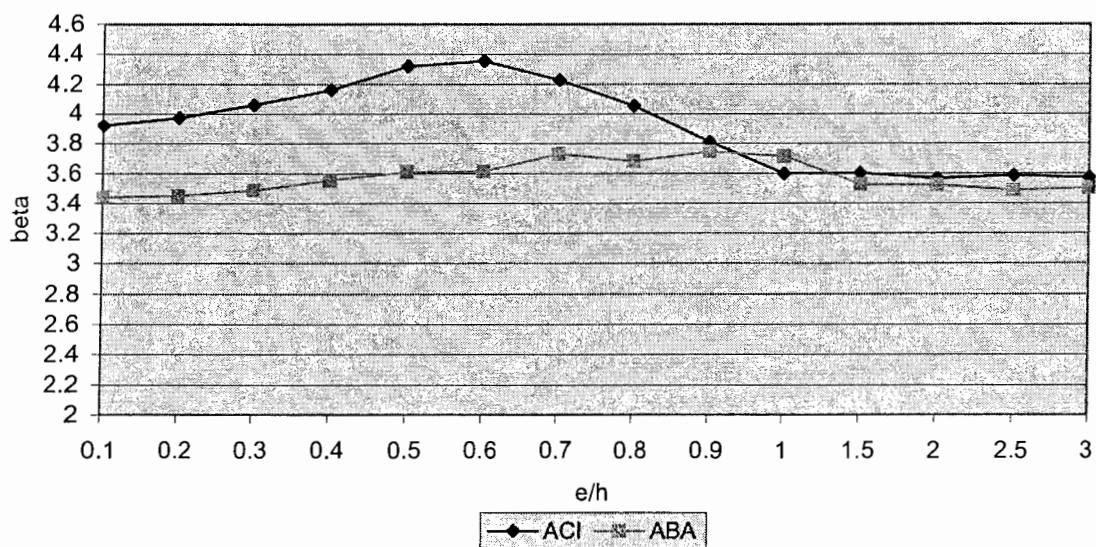
برنامه های CRABA2 و CRACI2 که بدین منظور نوشته شدند با کنترل مجموعه ترکیب بارهای آئین نامه مربوطه ، ترکیب باری که تاثیر حداکثر را ایجاد می کند یافته و پس از تولید تصادفی متغیرهای آماری ، با استفاده از روش هاسوفر-لیند شاخصهای قابلیت اعتماد مربوط به ترکیبات قاعده Turkstra را محاسبه کرده و مقدار کمینه آنها را به عنوان شاخص قابلیت اعتماد به خروجی برنامه می دهند . در این برنامه ها تابع حالت حدی ۵-۱ با افزودن بار باد به مجموعه بارها به عنوان تابع حالت حدی مورد استفاده قرار گرفت . با توجه به مطالعات آماری جامع تر در کشور آمریکا ، از شرایط آماری آمریکا به عنوان مشخصات آماری فولاد و بتن در هر دو برنامه استفاده نمودیم . برای ترکیب بارهای آئین نامه ACI-05 ، از عبارت 1.3W استفاده شد . همچنین مقطع نمونه شکل (۵-۳) برای انجام تحلیل

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05

قابلیت اعتماد مورد استفاده قرار گرفت . نمونه ای از محاسبات انجام گرفته برای نسبتهای مختلف بار ، در قالب نمودارهایی در اشکال زیر ارائه شده است :

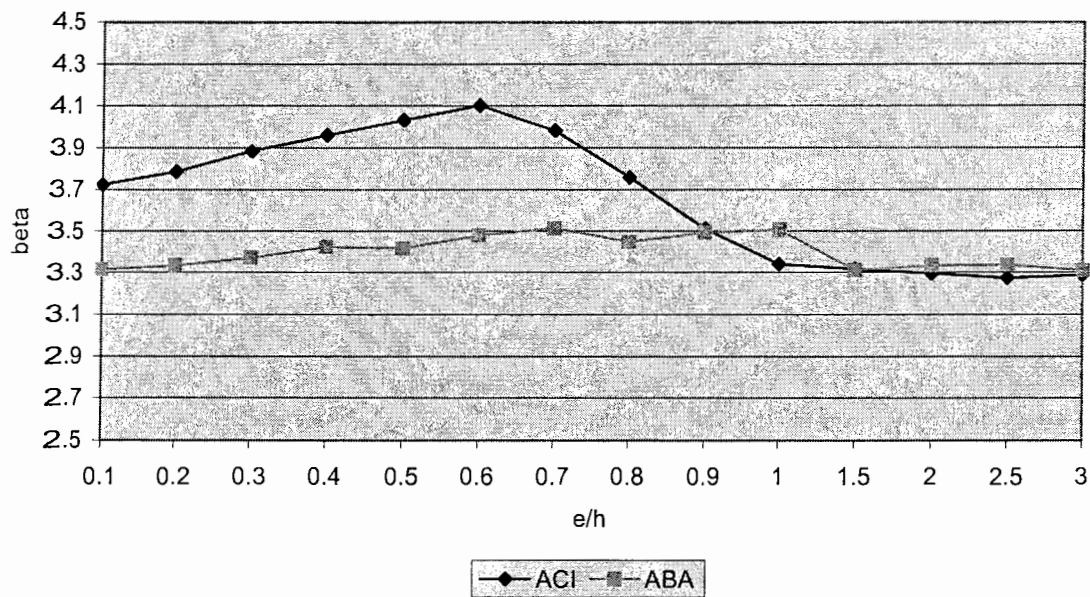


شکل ۴۴-۵ شاخص قابلیت اعتماد ستون با $\rho = 0.02$ ، $f_c = 21 \text{ N/mm}^2$ و $f_y = 300 \text{ N/mm}^2$ تحت ترکیب بار D+L+W
 $l/d = 0.5$ $w/d = 0.5$

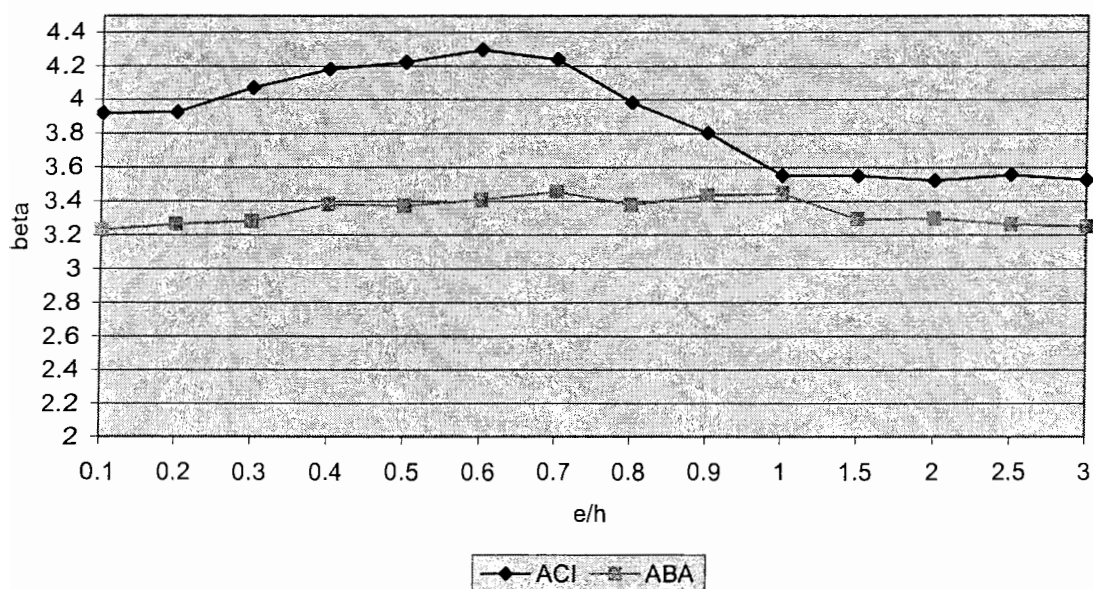


شکل ۴۵-۵ شاخص قابلیت اعتماد ستون با $\rho = 0.03$ ، $f_c = 21 \text{ N/mm}^2$ و $f_y = 300 \text{ N/mm}^2$ تحت ترکیب بار D+L+W
 $l/d = 0.5$ $w/d = 0.5$

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05

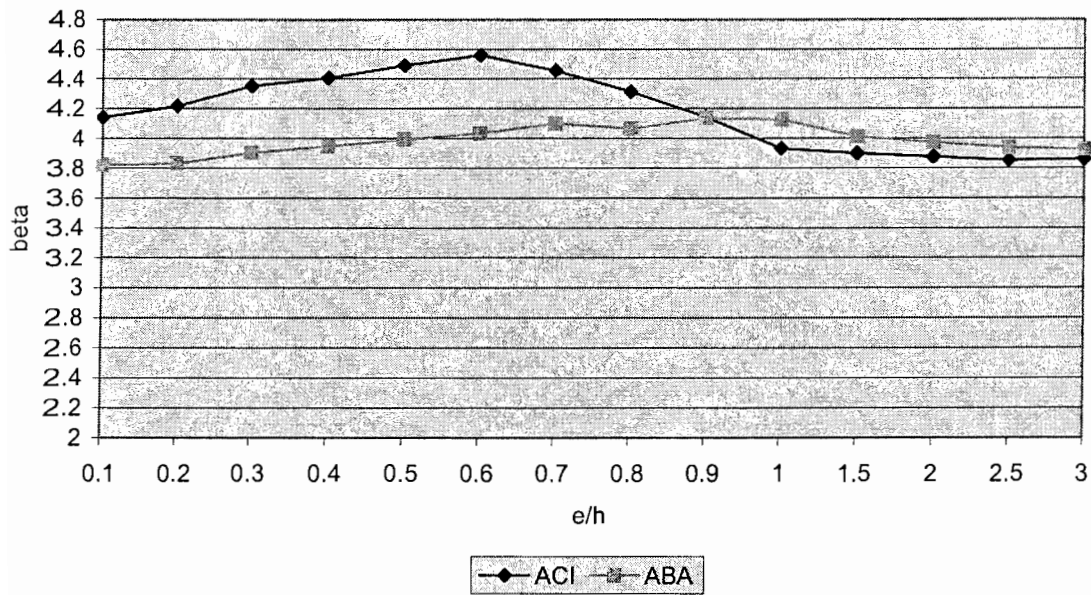


شکل ۴۶-۵ شاخص قابلیت اعتماد ستون با $\rho = 0.03$ ، $f_c = 21 \text{ N/mm}^2$ و $f_y = 300 \text{ N/mm}^2$ تحت ترکیب بار D+L+W
 $l/d=0.5$ $w/d=1$

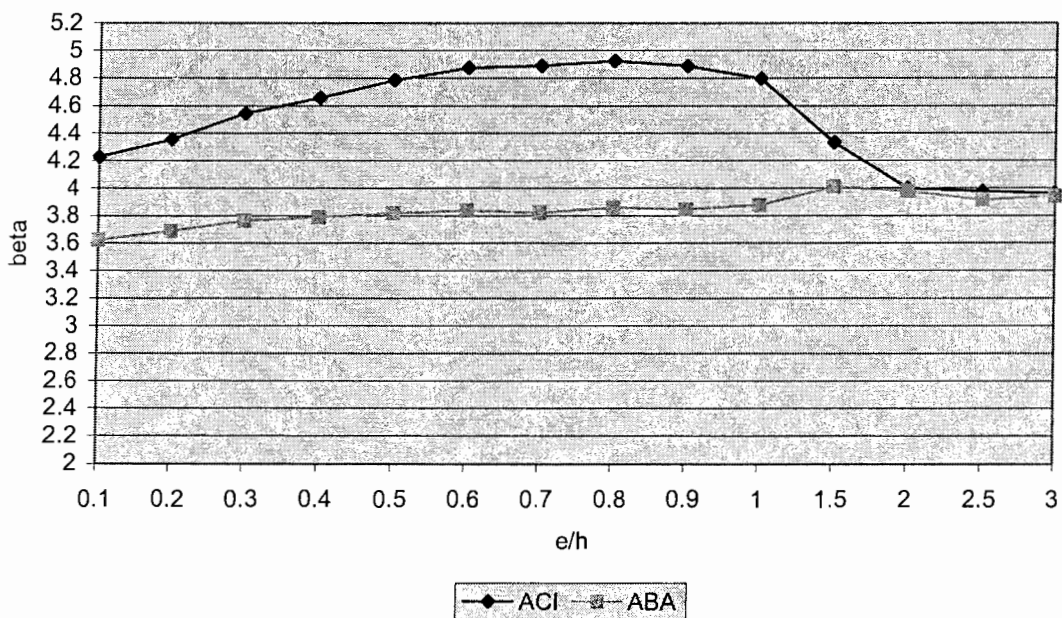


شکل ۴۷-۵ شاخص قابلیت اعتماد ستون با $\rho = 0.03$ ، $f_c = 21 \text{ N/mm}^2$ و $f_y = 300 \text{ N/mm}^2$ تحت ترکیب بار D+L+W
 $l/d=1$ $w/d=0.5$

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05

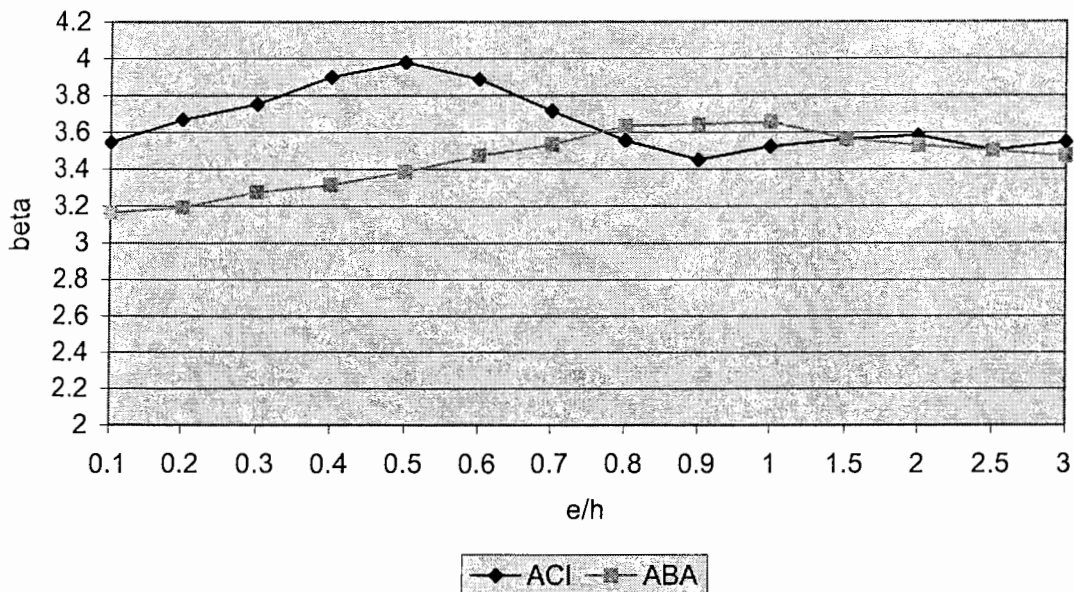


شکل ۴۸-۵ شاخص قابلیت اعتماد ستون با $f_y=300 N/mm^2$ و $f_c=21 N/mm^2$ ، $\rho=0.03$ تحت ترکیب بار D+L+W
 $l/d=1$ $w/d=1$

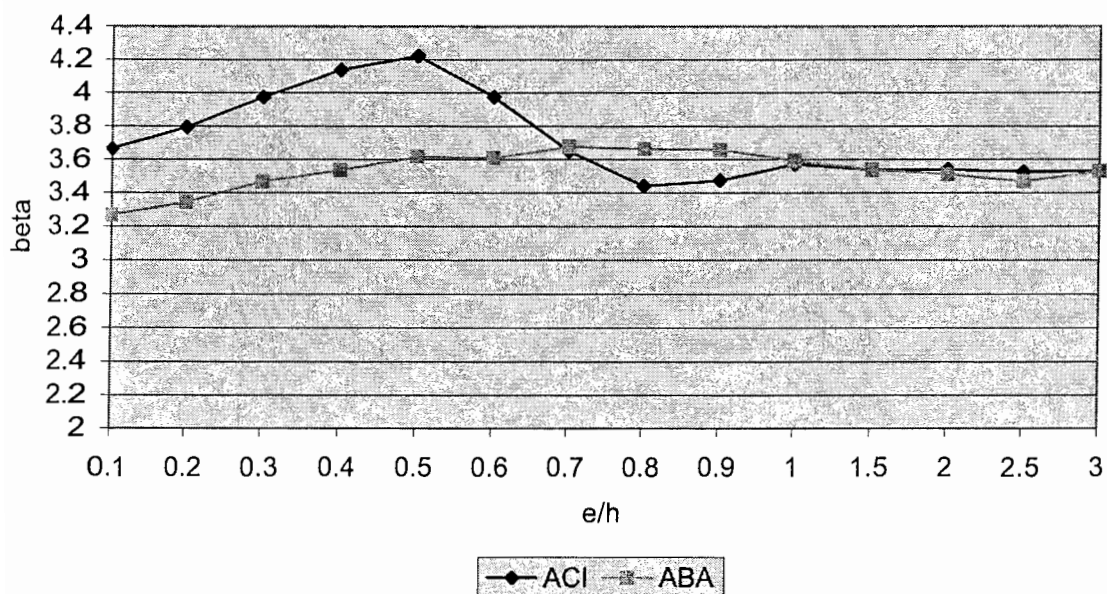


شکل ۴۹-۵ شاخص قابلیت اعتماد ستون با $f_y=420 N/mm^2$ و $f_c=21 N/mm^2$ ، $\rho=0.03$ تحت ترکیب بار D+L+W
 $l/d=0.5$ $w/d=0.5$

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05



شکل ۵-۵ شاخص قابلیت اعتماد ستون با $f_c=28 N/mm^2$ ، $f_y=300 N/mm^2$ ، $\rho=0.03$ تحت ترکیب بار $D+L+W$
 $l/d=0.5$ $w/d=0.5$



شکل ۵-۵ شاخص قابلیت اعتماد ستون با $f_c=35 N/mm^2$ ، $f_y=300 N/mm^2$ ، $\rho=0.03$ تحت ترکیب بار $D+L+W$
 $l/d=0.5$ $w/d=0.5$

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05

از محاسبات انجام شده که تعدادی از آنها به صورت نمودارهای ۵-۴۴ تا ۵-۵۱ نشان داده شده است نتایج مفیدی بدست می آید. بجز آنچه که متمایز از نتایج بخش های ۵-۶-۴ تا ۵-۶-۹ در ادامه تشریح شده است، مابقی نتایج در مورد تاثیر پارامترهای مختلف بر قابلیت اعتماد ستونها، شکل نمودارها و مقایسات انجام شده برای ترکیب بار D+L، برای ترکیب بار D+L+W نیز صادقند:

۱. شاخص قابلیت اعتماد β با خروج از مرکزیت طراحی تغییر می کند. برای آئین نامه آبا سطح قابلیت اعتماد تحت ترکیب بار D+L+W در ناحیه فشاری در غالب نتایج بدست آمده بیشتر از ناحیه کششی آن است. این عکس نتیجه ۱ بخش ۵-۶-۴ برای بار D+L است. آئین نامه ACI نیز مانند قبل سطح قابلیت اعتماد بیشتری را در ناحیه فشاری نسبت به ناحیه کششی نشان می دهد.

۲. آئین نامه ACI در ناحیه کنترل فشار سطح قابلیت اعتماد بیشتری نسبت به آئین نامه آبا دارد.

۳. در ناحیه کنترل کشش، شاخص قابلیت اعتماد برای w/d کمتر از یک بدست آمده از آئین نامه ACI بزرگتر یا مساوی شاخص قابلیت اعتماد در مورد آئین نامه آبا است. در باقی حالات شاخص قابلیت اعتماد بدست آمده از CRABA2 برتری دارد.

۴. اگر l/d کوچک (به عنوان نمونه کمتر یا مساوی ۰/۵) باشد، با افزایش نسبت w/d، شاخص قابلیت اعتماد بدست آمده از هر دو برنامه در تمامی طول منحنی اندر کنش کاهش می یابد. در غیر اینصورت β افزایش می یابد.

۵. اگر w/d کوچک (به عنوان نمونه کمتر یا مساوی ۰/۵) باشد، با افزایش نسبت l/d، شاخص قابلیت اعتماد بدست آمده از هر دو برنامه در تمامی طول منحنی اندر کنش کاهش می یابد. در غیر اینصورت β افزایش می یابد.

فصل پنجم ----- ارزیابی و مقایسه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح طراحی شده بر اساس آبا و ACI 318-05

۶. بطور کلی آئین نامه های ACI و آبا تحت ترکیب بار $D+L+W$ از قابلیت اعتماد بیشتری

نسبت به مورد مشابه تحت بار $D+L$ برخوردارند .

۷. معمولاً برای آئین نامه ACI در نقاط پایانی ناحیه انتقالی می توان انتظار β کمتری را نسبت

به β بدست آمده از آئین نامه آبا داشت .

**تعیین شاخص قابلیت
اعتماد ستونهای بتن آرمه
با در نظر گرفتن اثر
همبستگی بارها**

فصل

۶

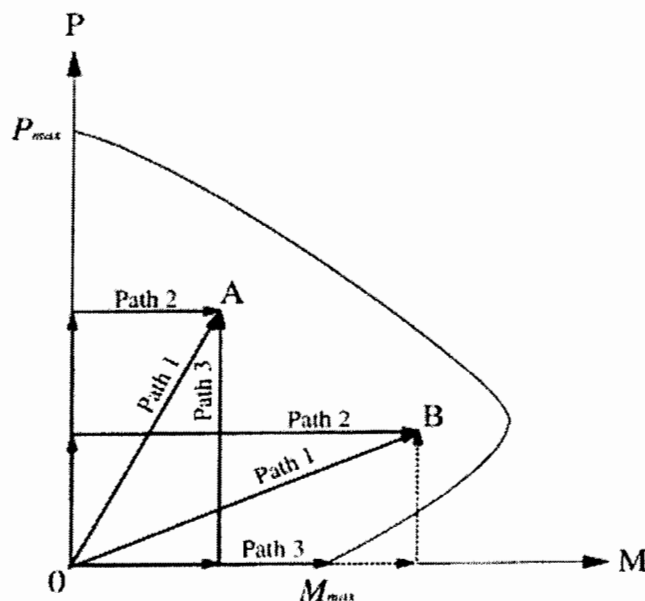
۶-۱ مقدمه

در حالیکه مطالعات متعددی به ارزیابی ایمنی سازه های بتن مسلح اختصاص یافته اند ، اطلاعات اندکی برای تعیین تاثیر همبستگی و مسیر بارها بر قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح وجود دارد [1996، Frangopol et al]. اغلب مطالعات گزارش شده در گذشته ، برای خروج از مرکزیت ثابت بار بوده اند . در نتیجه ، مسیر بار و همبستگی نادیده گرفته شده اند . این فرضها که بطور معمول در طراحیهای حاضر به کار می روند ، می توانند منجر به *underdesign* یا *overdesign* گردند . به همین دلیل تحلیلهای قابلیت اعتماد برای ستونهای بتن مسلح بر پایه رفتارهای مستقل از محل بار و همبستگی بین بارها ، می توانند منجر به تخمینهای دست بالا یا دست پایین احتمال خرابی ستون گردند . بنابراین ، تصمیمهایی مبتنی بر این فرمولبندیها در ترازهای طراحی ، ارزیابی ، بازرسی ، تعمیر و تقویت ستونهای بتن مسلح نامناسب است .

در مورد تاثیر مسیر بارگذاری بر قابلیت اعتماد ستونها ، Frangopol و همکاران (1996) و Milner و همکارانش (2001) بررسی مفصلی انجام داده اند . مسیرهای بارگذاری در نظر گرفته شده توسط این مراجع در شکل ۶-۱ نشان داده شده است . آنها نشان داده اند که مسیر ۱ (بار محوری و لنگر به طور همزمان افزایش می یابند) و ۲ (لنگر پس از بار محوری وارد می شود) قابلیت اعتمادی بسیار شبیه به هم دارند ولی مسیر ۳ (بارمحوری پس از لنگر وارد می شود) سطح قابلیت اعتماد کمتری نسبت به آنها دارد . این سطح قابلیت اعتماد کمتر از این حقیقت ناشی می شود که در

فصل ششم ----- تعیین شاخص قابلیت اعتماد ستونهای بتن آرمه با در نظر گرفتن اثر همبستگی بارها

مرحله اول احتمال خرابی توسط لنگر خمشی بحدی چیرگی دارد که می تواند ستون را پیش از آنکه بار محوری وارد شود خراب کند . تعیین قابلیت اعتماد ستونها در مسیر ۱ موضوع فصل پیشین بود (اکثریت مطالعات گذشته بر روی این حالت متمرکز بوده اند) . مسیر ۲ نیز قابلیت اعتمادی بسیار مشابه مسیر ۱ دارد . تعیین قابلیت اعتماد بر اساس مسیر ۳ به مطالعات آینده واگذار می شود و تنها بر این نکته تاکید می گردد که در صورت وجود این نوع بارگذاری ، مقادیر قابلیت اعتماد مبتنی بر حالت بارگذاری متناسب و همزمان (مسیر ۱) ، غیر محافظه کارانه هستند .



شکل ۶-۱ منحنی اثر متقابل ستون : وابستگی ایمنی ستون به تاریخچه بارگذاری

فصل حاضر ، تلاش می کند تا تاثیر همبستگی بارها بر قابلیت اعتماد ستونهای کوتاه بتن مسلح را نشان دهد و تعیین کند . آگاهی از این تاثیرات می تواند به بهبود طراحی و ارزیابی مشخصات ستونها کمک کند . تاثیرات دیگر عوامل موثر بر شاخص قابلیت اعتماد ستونها در فصل پیش به تفصیل مورد بررسی قرار گرفتند . در این فصل ، روشی برای ساخت حالت حدی مربوط به ستونهای کوتاه پیشنهاد شده و در ادامه بوسیله آن قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح کوتاه تحت خروج از مرکزتهای تصادفی محاسبه شده است . تخمین قابلیت اعتماد بوسیله شبیه سازی

فصل ششم ----- تعیین شاخص قابلیت اعتماد ستونهای بتن آرمه با در نظر گرفتن اثر همبستگی بارها

مونت کارلو در فضای بارها انجام گرفته است. این شبیه سازی نیازمند دانستن روشها و مفاهیم آماری مرتبط با مسئله همبستگی است که در ادامه برخی از آنها بررسی می شود:

۶-۲ ضریب همبستگی

پیش از تعریف ضریب همبستگی لازم است با مفاهیمی آماری مانند میانگین، واریانس و کواریانس و ... آشنا شد که در این مورد می توان به کتب آمار و احتمالات رجوع کرد. برای توصیف متغیرهای همبسته از مفهوم کواریانس نمی توان استفاده کرد زیرا بنا بر یکی از ویژگیهای کواریانس نتیجه می شود:

$$Cov(aX, cY) = ac Cov(X, Y) \quad (۱-۶)$$

این ویژگی نشان می دهد که هرگاه واحد اندازه گیری تغییر کند، کواریانس نیز تغییر می کند. اگر متغیرهای تصادفی X و Y با $\frac{X}{\sigma_X}$ و $\frac{Y}{\sigma_Y}$ تعریف شوند، این دو متغیر جدید و در نتیجه $Cov(\frac{X}{\sigma_X}, \frac{Y}{\sigma_Y})$ به واحد اندازه گیری وابسته نخواهند بود. این امر انگیزه ای برای تعریف ضریب همبستگی است.

دو متغیر تصادفی X و Y با واریانسهای σ_X^2 و σ_Y^2 در نظر گرفته می شوند. ضریب همبستگی این دو متغیر با $\rho(X, Y)$ نشان داده شده و به صورت زیر تعریف می شود:

$$\rho(X, Y) = \frac{Cov(X, Y)}{\sqrt{Var(X)} \sqrt{Var(Y)}} = \frac{\sigma_{XY}}{\sigma_X \sigma_Y} \quad (۲-۶)$$

در مورد ضریب همبستگی قضایای زیر صادقند:

$$-۱ \quad \rho \text{ عددیست در فاصله بسته } [-۱, ۱]$$

$$-۲ \quad \rho = 1 \text{ است، اگر و تنها اگر مقادیر } (Y, X) \text{ روی معادله خط زیر واقع شوند:}$$

$$\frac{x - \mu_X}{\sigma_X} - \frac{y - \mu_Y}{\sigma_Y} = 0 \quad (۳-۶)$$

فصل ششم ----- تعیین شاخص قابلیت اعتماد ستونهای بتن آرمه با در نظر گرفتن اثر همبستگی بارها

۳-۱- $\rho = -1$ است ، اگر و تنها اگر مقادیر (Y, X) روی معادله خط زیر قرار گیرند :

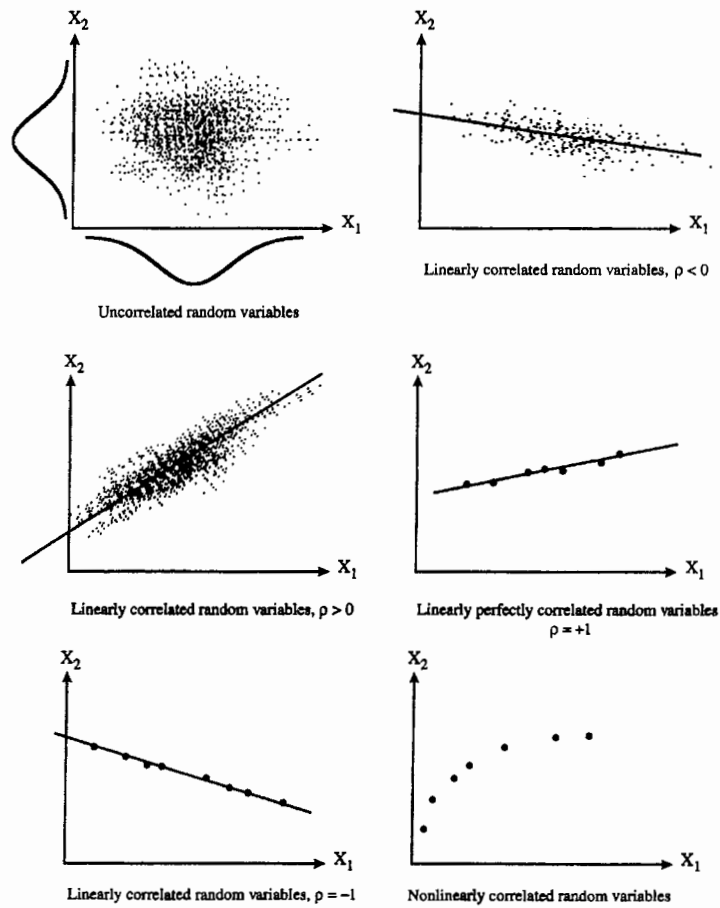
$$\frac{x - \mu_X}{\sigma_X} + \frac{y - \mu_Y}{\sigma_Y} = 0 \quad (4-6)$$

۴- اگر ρ به ۱ یا -۱ نزدیک باشد ، یافته های (Y, X) اطراف یک خط راست می باشند . به عبارت دیگر گرایش خطی میان X و Y زیاد است .

۵- اگر $\rho = 0$ باشد ، X و Y ناهمبسته هستند . به عبارت دیگر ، گرایش خطی میان X و Y ناچیز است . در این حالت ممکن است یک ارتباط غیرخطی بین متغیرها وجود داشته باشد . دانستن این نکته حائز اهمیت است که عبارات "مستقل آماری" و "غیر همبسته" همیشه مترادف هم نیستند . مستقل آماری یک بیان بسیار قویتر از غیر همبسته است . اگر دو متغیر مستقل آماری باشند ، آنها بایستی غیر همبسته نیز باشند . عکس این موضوع در حالت کلی صحیح نیست . اگر دو متغیر غیرهمبسته باشند ، آنها ضرورتاً مستقل آماری نیستند . بنابراین ، ناهمبستگی به منزله مستقل بودن متغیرهای X و Y نمی باشد .

۶- در مسائل مهندسی برای سادگی مسائل ، متغیرها مستقل فرض می شوند ($\rho = 0$) .

شکل ۶-۲ حالات یاد شده را نمایش می دهد :



شکل ۶-۲ ضریب همبستگی و ارتباط خطی میان X و Y

۳-۶ عدم قطعیت در خروج از مرکزیت بار

هدف این قسمت تشریح مسئله همبستگی و خروج از مرکزیت از لحاظ ریاضی و در نتیجه رسیدن به درک صحیح تری از مسئله است. بدین منظور از مفاهیمی ریاضی و آماری مانند بسط سری تیلور و امید ریاضی استفاده شد. برای آشنایی با کاربرد این مفاهیم در قابلیت اعتماد سازه‌ها مطالعه کتاب تحلیل قابلیت اعتماد و طراحی سازه‌ها تألیف Ranganathan (1990) توصیه می‌شود. M و P به عنوان بار محوری و لنگر خمشی اعمال شده و ρ به عنوان ضریب همبستگی مابین آنها در نظر گرفته می‌شود. خروج از مرکزیت را می‌توان به شکل $E = M/P$ نشان داد. از

فصل ششم ----- تعیین شاخص قابلیت اعتماد ستونهای بتن آرمه با در نظر گرفتن اثر همبستگی بارها

حروف μ ، σ و ν برای نشان دادن مقادیر میانگین، انحراف معیار و ضریب پراکندگی متغیرها استفاده شده است. با استفاده از بسط سری تیلور می توان میانگین تقریبی E را بدست آورد:

$$E = E(M, P) + \frac{\partial E}{\partial M} \Big|_{\mu_M} (M - \bar{M}) + \frac{\partial E}{\partial P} \Big|_{\mu_P} (P - \bar{P}) + \frac{\partial^2 E}{\partial M^2} \Big|_{\mu_M} \frac{(M - \bar{M})^2}{2} + \frac{\partial^2 E}{\partial P^2} \Big|_{\mu_P} \frac{(P - \bar{P})^2}{2} + \dots \quad (5-6)$$

$$\begin{aligned} \mu_E &\approx E(\mu_M, \mu_P) + \frac{1}{2} \frac{\partial^2 E}{\partial P^2} \Big|_{\substack{M=\mu_M \\ P=\mu_P}} \sigma_P^2 + \frac{\partial^2 E}{\partial M \partial P} \Big|_{\substack{M=\mu_M \\ P=\mu_P}} \rho \sigma_M \sigma_P \\ &= \frac{\mu_M}{\mu_P} + \frac{\mu_M}{\mu_P^3} \sigma_P^2 - \frac{1}{\mu_P^2} \rho \sigma_M \sigma_P \end{aligned} \quad (6-6)$$

عبارت فوق به شکل زیر ساده می شود:

$$\mu_E \approx \frac{\mu_M}{\mu_P} (1 + \nu_P^2 - \rho \nu_M \nu_P) \quad (7-6)$$

با استفاده از بسط سری تیلور، واریانس E می تواند بدینگونه تقریب زده شود:

$$\sigma_E^2 \approx \left(\frac{\mu_M}{\mu_P} \right)^2 (\nu_P^2 + \nu_M^2 - 2\rho \nu_M \nu_P) \quad (8-6)$$

بنابراین، تقریبی از ضریب پراکندگی E می تواند بدین شکل نشان داده شود:

$$\nu_E \approx \frac{\sigma_E}{\mu_E} \approx \frac{\sqrt{\nu_P^2 + \nu_M^2 - 2\rho \nu_P \nu_M}}{1 + \nu_P^2 - \rho \nu_P \nu_M} \approx \sqrt{\nu_P^2 + \nu_M^2 - 2\rho \nu_P \nu_M} \quad (9-6)$$

این معادله را می توان برای P و M بصورت $D + L$ و $M_D + M_L$ نیز بسط داد. در نتیجه

اگر P و M که بار محوری و لنگر خمشی نهایی هستند همبسته باشند، ضریب پراکندگی آنها را

می توان به شکل معادله (9-6) شاهد بود. برای $\rho \geq 0$ این معادله نشان می دهد که ν_E با کاهش

همبستگی بین P و M افزایش می یابد. اگر P و M از هم مستقل باشند، آنگاه ν_E ماکزیمم و

تقریباً برابر $\sqrt{\nu_P^2 + \nu_M^2}$ خواهد بود. اگر P و M کاملاً همبسته و ν_M, ν_P با هم مساوی باشند (این

تساوی طی تحقیقات در مورد مشخصات آماری بارها نشان داده شده است) آنگاه ν_E برابر صفر

خواهد بود، یعنی E یک مقدار بدون تغییر و ثابت خواهد بود.

۴-۶ حالت حدی برای "همبستگی غیر کامل بین P و M"

در فصل گذشته توابع حالت حدی ستونها تحت خروج از مرکزیت ثابت معرفی شدند . تفاوت حالات حدی یاد شده با حالات حدی این فصل به تصادفی بودن خروج از مرکزیت مربوط می شود ، به گونه ای که استفاده از یک تابع حالت حدی مشابه رابطه ۵-۱ در این مورد ممکن نمی باشد . همانگونه که پیش از این نیز گفته شد تنها تعداد محدودی مطالعه برای حالت همبستگی غیر کامل بین P و M گزارش شده است . Neuenhofer و Zilch (1993) عبارت حالت حدی زیر را برای محاسبه قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح مورد استفاده قرار دادند :

$$g(X) = M_R(P_S) - M_S = 0 \quad (۱۰-۶)$$

در رابطه فوق M_R مقاومت خمشی و P_S, M_S لنگر و بارمحوری وارد بر ستون هستند . در این فرمول کارکرد ستون در فضای بار (P,M) بصورت فاصله بین لنگر مقاوم M_R و لنگر اعمال شده M_S اندازه گیری شده است . در این حالت P_S و M_S می توانند غیر همبسته فرض شوند . در این فرمول ، عبارت لنگر خمشی بصورت تابعی از بارمحوری اعمال شده مورد نیاز است . همچنانکه پیش از این گفته شد ، چنین عبارتی برای ستونهای بتن مسلح وجود ندارد . بنابراین ، بایستی برخی تقریبهایی برای تعیین مقاومت ستون لحاظ شوند . به ای ترتیب شبیه سازی مونت کارلو به منظور محاسبه احتمال خرابی می تواند مورد استفاده قرار گیرد .

Floris و Mazzucchlli (1991) حالت حدی زیر را مطرح کردند :

$$g(X) = \min \sqrt{(P_R - P_S)^2 + (M_R - M_S)^2} = 0 \quad (۱۱-۶)$$

این معادله ادعان می کند که قابلیت اعتماد ستون می تواند با کمترین فاصله نقطه نشاندهنده تاثیر بارها از حدود مقاومت (مانند منحنی اندر کنش) اندازه گیری شود . آنها دریافته اند که بصورت تئوری راههای نامحدودی وجود دارد که تاثیر بارها با دنبال کردن آن از حدود می گذرند ، و نه خروج از مرکزیت ثابت و نه کمترین فاصله ، به شکل قیاسی محتملترند . دوباره ، از آنجایی که

فصل ششم ----- تعیین شاخص قابلیت اعتماد ستونهای بتن آرمه با در نظر گرفتن اثر همبستگی بارها

عبارت بسته ای برای بیان مقاومت ستون وجود ندارد این معیار می تواند در ارتباط با شبیه سازی مونت کارلو برای محاسبه احتمال خرابی متناظر مورد استفاده قرار گیرد .

Li و Melchers (1994) به بررسی تکنیکی برای محاسبه احتمال خرابی وابسته به زمان در مورد ستونهای بتن آرمه تحت تاثیر ترکیب بار محوری و لنگر خمشی ، وقتی بارهای اعمالی فرایندهای احتمالاتی هستند پرداختند . در این راه از فرمولاسیون سرعت پیوند استفاده کردند . مسائل پیوند با توابع حالت حدی غیر خطی می تواند با استفاده از تکنیکهای شبیه سازی حل شود ، اما از آنجا که هزینه محاسباتی قابل ملاحظه ای دارد یک راهبرد متفاوت برای ساده سازی مسئله با استفاده از خطی سازی تابع حالت حدی در نقطه مناسب همانند روش FOSM توسط آنها اتخاذ شده است . تابع حالت حدی در فضای دوبعدی قابل نمایش است . یک راه ساده سازی فرایند محاسباتی که در تحقیق مذکور مورد استفاده قرار گرفت استفاده از روشی شهودی اما محافظه کارانه برای خطی سازی تابع حالت حدی مخصوصاً با استفاده از خطی سازی تکه ای است که آن را می توان در شکل ۳-۶ مشاهده کرد . برای m خط ، توابع حالت حدی بدین شکل هستند :

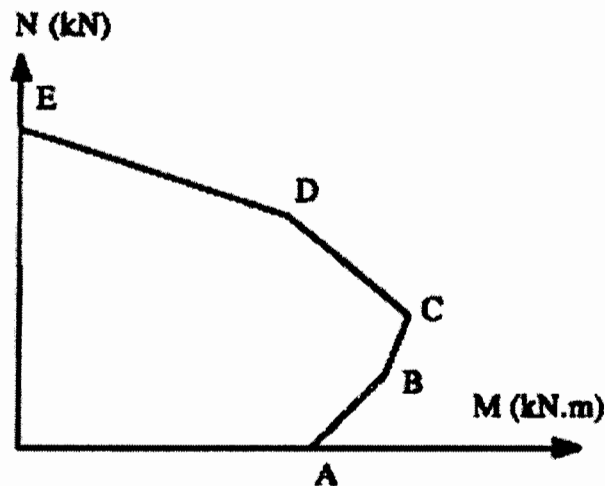
$$g_i(X) = c_{i1}M + c_{i2}N = a_i, \quad i = 1, \dots, m \quad (۱۲-۶)$$

بنابراین برای ناحیه ایمن تعریف شده D' ، نتیجه می شود :

$$D' = \{X : g_i[X(t)] \leq a_i(t), \quad i = 1, \dots, m\} \quad (۱۳-۶)$$

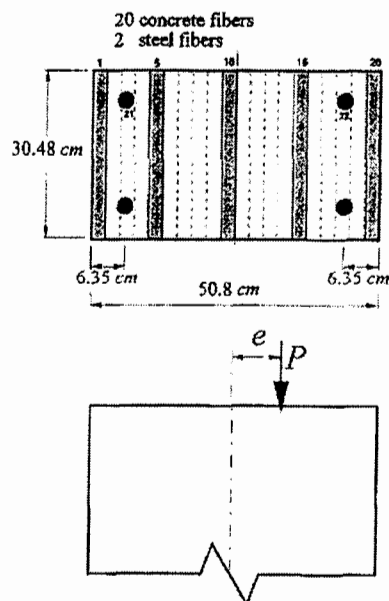
با خطی سازی توابع حالت حدی مانند معادله (۱۲-۶) ، محاسبه $p_f(0)$ می تواند با استفاده از نظریه FOSM در ترکیب با حدود سری مرتبه دوم برای مقطع یقین اندیشانه انجام شود .

فصل ششم ----- تعیین شاخص قابلیت اعتماد ستونهای بتن آرمه با در نظر گرفتن اثر همبستگی بارها



شکل ۳-۶ خطی سازی منحنی اندرکنش

در جدیدترین کارهای انجام شده در زمینه بررسی قابلیت اعتماد ستونها توسط Milner ، Frangopol و Spacone (2001) ، تاثیرات مسیر بار و همبستگی بین بارها مورد توجه قرار گرفت . آنها مقطع ستون را مانند شکل ۴-۶ به لایه هایی از فولاد و بتن با چسبندگی کامل تقسیم کرده و از قطعه های رشته ای برای تعیین میزان تنش و کرنش در هر یک از لایه ها و توصیف مقاومت ستون استفاده کرده اند .



شکل ۴-۶ مدل توصیف مقاومت ستون با تقسیم بندی مقطع به رشته ها

فصل ششم ----- تعیین شاخص قابلیت اعتماد ستونهای بتن آرمه با در نظر گرفتن اثر همبستگی بارها

Frangopol و همکارانش (1996) بر این اساس فرمولهای ساده شده ای را با دقت خوب برای تعیین بار محوری و لنگر خمشی با استفاده از مفاهیم اجزاء محدود ارائه کرده اند . Milner و همکارانش (2001) با مدل کردن منحنی اثر متقابل به صورت سیستمی از حالات حدی خطی جداگانه اقدام به تعیین شاخص قابلیت اعتماد به روشهای FORM و SORM نمودند . به نظر می رسد خطی سازی تابع حالت حدی بدین شکل دارای عدم دقتهای مخصوص بخود است .

وقتی ضریب همبستگی بین بار محوری و لنگر خمشی در حالتی غیر از $\rho = 1$ است ، بارها بسته به ضریب همبستگی می توانند هر جایی در فضای بار قرار گیرند . این بدان معنی است که مسئله دیگر به یک خط یا همان شعاع e مربوط نمی شود که بتوان بر روی آن با استفاده از تابع حالت حدی ۵-۱ ، موقعیت بار و مقاومت را نسبت به هم سنجید و روشهای لنگر دوم قابل کاربرد باشند . در این وضعیت ، خروج از مرکزیت خود یک متغیر تصادفی است که نشان دهنده نسبت دو متغیر همبسته است .

در این فصل روشی به لحاظ منطقی ساده برای تعیین شاخص قابلیت اعتماد ستونها ارائه شده است . این روش همبستگی بین بار محوری و لنگر خمشی یا عدم قطعیت در خروج از مرکزیت بار را در نظر می گیرد . این فرض که تاثیرات بار می توانند به عنوان متغیرهای تصادفی در نظر گرفته شوند نیز مورد پذیرش قرار گرفته است . روش ارائه شده بر پایه آنالیز مونت کارلو بنا نهاده شده و به شرح زیر است :

اگر به وسیله ای بتوان بارهای محوری و لنگرهای همبسته (M_D و D) و (M_L و L) را تولید نمود ، موقعیت نقطه مربوط به بار در فضای M و N می تواند تعیین شود . این نقطه دارای خروج از مرکزیتی به صورت زیر خواهد بود :

$$e_s = \frac{M_D + M_L}{D + L} \quad (۱۴-۶)$$

حال باید توسط معیاری مشخص گردد که آیا این بار بیش از حد مقاومت ستون است و

فصل ششم ----- تعیین شاخص قابلیت اعتماد ستونهای بتن آرمه با در نظر گرفتن اثر همبستگی بارها

باعث خرابی می گردد یا خیر؟ همانگونه که در فصل پیش نشان داده شد برای نقاط بار در داخل منحنی اثر متقابل یا اندرکنش ، ناحیه ایمن و برای نقاطی خارج از آن ، ناحیه غیر ایمن تعریف می شود . با تولید متغیرهای تصادفی مقاومت یا در صورت یقین اندیشانه بودن آنها ، تابع حالت حدی متناسب با این خروج از مرکزیت به این صورت پیشنهاد می شود :

$$g(X) = \left[P^2 + \left(\frac{P \cdot e_s}{h} \right)^2 \right]^{1/2} - \left\{ (D+L)^2 + \left[\frac{M_D + M_L}{h} \right]^2 \right\}^{1/2} \quad (15-6)$$

این فرمولبندی با رابطه ۱-۵ متفاوت است . در این فرمول نقطه مربوط به بار می تواند هر جایی در فضای بار محوری و لنگر خمشی باشد ، در حالیکه در رابطه ۱-۵ این نقطه در یک خط مستقیم با برون محوری ثابت قرار می گرفت . می توان گفت رابطه ۱-۵ یک حالت خاص از رابطه ۱۵-۶ است . از آنجا که عبارت بسته ای برای تعیین مقاومت ستون وجود ندارد ، P مقاومت محوری را می توان به صورت P_s یعنی مقاومت محوری مربوط به خروج از مرکزیت e_s روی منحنی اندرکنش نیز بیان کرد . در نهایت می توان این تابع حالت حدی را به شکل زیر نشان داد :

$$g(X) = b \left[P_s^2 + \left(\frac{P_s \cdot e_s}{h} \right)^2 \right]^{1/2} - \left\{ (D+L)^2 + \left[\frac{M_D + M_L}{h} \right]^2 \right\}^{1/2} \quad (16-6)$$

در رابطه فوق b ضریب مدلسازی خطاست که در فصل ۵ نیز مورد استفاده قرار گرفت . با استفاده از آنالیز مونت کارلو و تابع حالت حدی فوق الذکر ، تعیین احتمال خرابی و β مربوطه ممکن می شود ؛ اما پیش از آن بایستی توانایی برداشتن گام نخست یعنی تولید متغیرهای همبسته را داشت که خود یکی از دشواریهای پیش رو مخصوصاً در بحث مربوط به متغیرهای همبسته غیر نرمال است . در بخش بعد به چگونگی تولید بار محوری و لنگر خمشی در حالت همبسته پرداخته می شود .

۵-۶ شبیه سازی متغیرهای تصادفی همبسته

در بخش ۱-۵-۲-۲ روش تبدیل معکوس برای تولید متغیرهای تصادفی غیر همبسته معرفی شد. در عمل و بنا بر ضرورت پایان نامه (به دلیل وجود متغیرهای همبسته)، متغیرهای همبسته بایستی تولید و شبیه سازی شوند. سیر این شبیه سازی بسته به نرمال یا غیرنرمال بودن تابع توزیع متغیر تصادفی متفاوت است. روشی که در قسمت ۱-۵-۶ خواهد آمد تنها برای متغیرهای نرمال قابل کاربرد است و انجام آن برای متغیرهای غیرنرمال تقریبی است. روش تولید متغیرهای غیرنرمال همبسته که کار نسبتاً پیچیده ای است که در این پایان نامه انجام گرفته، در بخش ۲-۵-۶ شرح داده خواهد شد.

۱-۵-۶ شبیه سازی متغیرهای تصادفی نرمال همبسته

ماتریس مقادیر میانگین و کواریانس متغیرهای X_1, X_2, \dots, X_n ، که متغیرهای تصادفی نرمال همبسته هستند اینگونه است:

$$\{\mu_X\} = \{\mu_{X_1}, \mu_{X_2}, \dots, \mu_{X_n}\} \quad (17-6)$$

$$[C_X] = \begin{bmatrix} \text{Var}(X_1) & \text{Cov}(X_1, X_2) & \dots & \text{Cov}(X_1, X_n) \\ \text{Cov}(X_2, X_1) & \cdot & \dots & \cdot \\ \cdot & \cdot & \dots & \cdot \\ \text{Cov}(X_n, X_1) & \cdot & \dots & \text{Var}(X_n) \end{bmatrix} \quad (18-6)$$

در چنین وضعیتهایی متغیرهای همبسته ابتدا با استفاده از ماتریس تبدیل $[T]$ به متغیرهای غیرهمبسته Y_1, Y_2, \dots, Y_n تبدیل می شوند:

$$Y = [T]^T X \quad (19-6)$$

اگر $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_n$ مقادیر ویژه ماتریس $[C_X]$ و e_1, e_2, \dots, e_n بردارهای ویژه آن باشند، آنگاه $[T]$ ماتریسی است که هر ستون آن شامل یک بردار ویژه است:

فصل ششم ----- تعیین شاخص قابلیت اعتماد ستونهای بتن آرمه با در نظر گرفتن اثر همبستگی بارها

$$[T] = \begin{bmatrix} e_{11} & \cdot & \dots & e_{1n} \\ \cdot & \cdot & \dots & \cdot \\ \cdot & \cdot & \dots & \cdot \\ e_{n1} & \cdot & \dots & e_{nn} \end{bmatrix} \quad (20-6)$$

امید ریاضی و کواریانس متغیرهای Y_n, \dots, Y_2, Y_1 عبارتند از :

$$E(Y) = [T]^T E(X) \quad (21-6)$$

$$[C_Y] = [T]^T [C_X] [T] \quad (22-6)$$

مولفه های قطری $[C_Y]$ ، واریانس Y_n, \dots, Y_2, Y_1 می باشند که مساوی مقادیر ویژه $[C_X]$ هستند .

$$[\sigma_Y] = \begin{bmatrix} \sigma_{y_1} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_{y_2} & 0 & 0 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ 0 & 0 & \cdot & \sigma_{y_n} \end{bmatrix} \quad (23-6)$$

چون $[T]$ یک ماتریس متعامد می باشد :

$$X = [T]Y \quad (24-6)$$

بنابراین معادله حاشیه حدی می تواند بر حسب متغیرهای غیر همبسته Y_n, \dots, Y_2, Y_1 نوشته شود .
با دانستن میانگین و انحراف معیار Y_n, \dots, Y_2, Y_1 ، مقادیر نمونه برای تابع حاشیه حدی مانند قبل با استفاده از روش مونت کارلو تکثیر می شود .

۶-۵-۲ شبیه سازی متغیرهای غیر نرمال همبسته

اگر چه به نظر می رسد با پیدا کردن روشی برای تعیین قابلیت اعتماد ستونها در حالت همبستگی غیر کامل بین P و M ، قسمت اعظم مشکلات حل خواهد شد اما در طی مراحل این روش ، دشواری دیگری که عبارت از تولید متغیرهای غیرنرمال همبسته بود پیش آمد . وجود بار محوری و لنگر خمشی زنده همبسته با تابع توزیع حدی نوع ۱ یا گامبل ، نیاز به روشی برای تولید

فصل ششم ----- تعیین شاخص قابلیت اعتماد ستونهای بتن آرمه با در نظر گرفتن اثر همبستگی بارها

تصادفی این متغیرها را موجب می گشت . منابع مطالعاتی آماری در دسترس تنها شبیه سازی متغیرهای نرمال همبسته را عرضه می کردند و اذعان می داشتند که استفاده از آن برای متغیرهای غیرنرمال بسیار تقریبی است . مشخص گردید روش مستقیم و دقیقی مانند آنچه برای متغیرهای نرمال همبسته مورد استفاده قرار می گیرد در این مورد وجود ندارد . بنابراین راه دیگری جستجو شد :

این راه استفاده از تبدیلات برای شبیه سازی بود . تبدیلات ، ابزاری برای رابطه برقرار کردن مابین متغیرهای همبسته غیرنرمال و نرمال هستند . برای مسائل قابلیت اعتماد در موقعیتهایی که متغیرهای غیر نرمال همبسته وجود دارند عموماً دو روش تبدیل مورد استفاده قرار می گیرند که عبارتند از تبدیلهای روزنبلات و ناتاف^۱ . برای کار با تبدیل روزنبلات بایستی تابع چگالی مشترک متغیرها در دست باشد که این امکان مهیا نبود . بنابراین از تبدیل ناتاف استفاده به عمل آمد :

۶-۵-۲-۱ تبدیل ناتاف

یک تابع توزیع احتمال مشترک $F_X(x)$ تقریبی اما کاملاً مشخص می تواند به یک بردار تصادفی وابسته $X = (X_1, \dots, X_n)$ ، با توابع توزیع تجمعی حاشیه ای $F_{X_i}(\cdot)$ ، $i = 1, \dots, n$ و ماتریس همبستگی $P = \{\rho_{ij}\}$ اختصاص یابد . این بردار همچنین می تواند به متغیرهای تصادفی نرمال استاندارد $Y = (Y_1, \dots, Y_n)$ در فضای Y تبدیل شود ، که بدین شکل نشان داده می شود :

$$Y_i = \Phi^{-1}[F_{X_i}(X_i)], \quad i = 1, \dots, n \quad (۶-۲۵)$$

در رابطه فوق $\Phi(\cdot)$ تابع توزیع تجمعی نرمال استاندارد است . $Y = (Y_1, \dots, Y_n)$ بردار نرمال استاندارد n بعدی با تابع چگالی احتمال مشترک $\phi_n(y, P')$ با میانگین صفر ، انحراف معیار واحد و

فصل ششم ----- تعیین شاخص قابلیت اعتماد ستونهای بتن آرمه با در نظر گرفتن اثر همبستگی بارها

ماتریس همبستگی $P' = \{\rho'_{ij}\}$ می باشد . با استفاده از قواعد مرسوم برای تبدیل متغیرهای تصادفی ، تابع توزیع مشترک تقریبی $f_X(\cdot)$ در فضای X بدینصورت حاصل می شود [Nataf، 1962] :

$$f_X(X) = \phi_n(y, P') \cdot |J| \quad (26-6)$$

$$|J| = \frac{\partial(y_1, \dots, y_n)}{\partial(x_1, \dots, x_n)} = \frac{f_{x_1}(x_1) \cdot f_{x_2}(x_2) \dots f_{x_n}(x_n)}{\phi(y_1)\phi(y_2)\dots\phi(y_n)} \quad (27-6)$$

$$\phi_n(y, P') = \frac{1}{\sqrt{(2\pi)^n \det P'}} \exp\left(-\frac{1}{2} y^T P'^{-1} y\right) \quad (28-6)$$

به منظور حل مسئله ، برای $P' = \{\rho'_{ij}\}$ در روابط (27-6) و (28-6) همبستگی بین دو

متغیر تصادفی (X_i, X_j) به صورت رابطه زیر تعریف می شود :

$$\rho_{ij} = \frac{\text{cov}[X_i, X_j]}{\sigma_{X_i} \sigma_{X_j}} = E[Z_i Z_j] = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} z_i z_j \phi_2(y_i, y_j; \rho'_{ij}) dy_i dy_j \quad (29-6)$$

$$Z_i = (X_i - \mu_{X_i}) / \sigma_{X_i} \quad (30-6)$$

در اینجا $P' = \{\rho'_{ij}\}$ می تواند از $P = \{\rho_{ij}\}$ با روش تکرار از (29-6) بدست آید. این روش

به سادگی برنامه ریزی می شود اما برای حل ملال آور است زیرا مجهول شامل انتگرال دوگانه است .

بصورت تجربی ، عبارات تقریبی برای نسبت $R = \rho'_{ij} / \rho_{ij}$ در جداول پیوست "پ" برای یک

مجموعه منتخب از توزیعات متغیرهای تصادفی آمده است . این مجموعه کامل عبارات تقریبی از

مطالعات گذشته بدست آمده است [Liu و Der Kiureghian، 1986] و [Liu و Der Kiureghian ،

1986] .

هر بار که $P' = \{\rho'_{ij}\}$ برای هر جفت (X_i, X_j) بدست می آید ، رابطه (25-6) می تواند به

منظور بدست آوردن توزیع نرمال استاندارد همبسته در فضای Y مورد استفاده قرار گیرد .

متغیرهای P و M همبسته در مسئله مورد نظر ، در حقیقت متغیرهای X_i و X_j در تبدیل

ناتاف هستند . تبدیل ناتاف ابزاری جهت تبدیل متغیرهای غیر نرمال همبسته با ضریب

همبستگی ρ_{ij} به متغیرهای نرمال استاندارد همبسته با ضریب همبستگی ρ'_{ij} فراهم می آورد .

فصل ششم ----- تعیین شاخص قابلیت اعتماد ستونهای بتن آرمه با در نظر گرفتن اثر همبستگی بارها

روندی که به منظور تولید متغیرهای غیر نرمال همبسته در پیش گرفته شده ، معکوس عملی است که بوسیله تبدیل ناتاف انجام می شود . مراحل این روش به شرح زیر است:

۱. تولید تصادفی متغیرهای نرمال همبسته استاندارد Y_1 و Y_2 به روشی مشابه بخش

۶-۵-۱ با استفاده از ضریب همبستگی ρ'_{ij} بدست آمده از روش ناتاف

۲. تعیین X_1 و X_2 با ضریب همبستگی ρ_{ij} با استفاده از رابطه ۶-۲۵

خطای ماکزیمم تقریبها در جداول آمده اند که برای دو متغیر با توزیع گامبل این خطا

حدود ۰٪ است .

۶-۶ تعیین شاخص قابلیت اعتماد

برای تعیین شاخص قابلیت اعتماد ستونها در حالت همبستگی غیر کامل ، دو برنامه کامپیوتری COLRELABA و COLRELACI مربوط به آئین نامه های آبا و ACI ، تحت زبان برنامه نویسی ویژوال بیسیک به نگارش در آمدند . مانند الگوی دیگر برنامه های نوشته شده در طول انجام پایان نامه ، تعیین مقاومت اسمی ستون و بارهای متناظر وارد بر آن بر اساس روابط تنش و کرنش و ترکیبات بار آئین نامه های مربوطه ، اولین مراحل برنامه هستند . در مرحله بعد مقادیر تصادفی لنگرها و بار های محوری همبسته مرده و زنده ، بسته به ضرایب همبستگی ، می توانند با استفاده از روش پیشنهادی در قسمت پیشین تولید شوند . این مرحله شامل تولید اعداد تصادفی نرمال غیر همبسته ، سپس نرمال همبسته و در نهایت غیر نرمال همبسته ، آنچنانکه در قسمت قبل به اختصار طی دو گام شرح داده شد می باشد . مقادیر تصادفی بارها ، مقدار خروج از مرکزیت تصادفی را طبق رابطه ۶-۱۴ بدست می دهند . با تولید تصادفی پارامترهای مربوط به مقاومت ستون بتن آرمه از جمله مقاومت فشاری بتن و تنش تسلیم فولاد ، مقادیر تصادفی مقاومت با استفاده از این پارامترها در خروج از مرکزیت های تصادفی ایجاد می شوند . با استفاده از تابع حاشیه حدی

فصل ششم ----- تعیین شاخص قابلیت اعتماد ستونهای بتن آرمه با در نظر گرفتن اثر همبستگی بارها

پیشنهاد شده ۶-۱۶ ، مقادیر بدست آمده برای بار و مقاومت جایگذاری شده و احتمال خرابی ستون با تعیین نسبت تعداد مقادیر کمتر از صفر تابع حالت حدی به تعداد کل آنها تعیین می گردد . برای احتمالات خرابی ، مقادیر متناظر β با معکوس نمودن تابع توزیع تجمعی نرمال بدست می آید . از آنجا که برای تابع توزیع تجمعی نرمال رابطه معینی وجود ندارد با مقایسه بین روابط تقریبی مختلف برای یافتن دقیقترین آنها ، از رابطه تقریبی Hastings (1955) که دارای خطای $|\varepsilon(s)| < 1.5 \times 10^{-7}$ می باشد استفاده بعمل آمد [1999، Melchers] . این رابطه که در آنالیزهای مونت کارلوی فصل پیش نیز مورد استفاده قرار گرفت به صورت زیر است :

$$\Phi(s) = P(S \leq s) = 1 - 0.5 \left(1 + \sum_{i=1}^6 d_i x^i \right)^{-16} + \varepsilon(s) \quad (۳۱-۶)$$

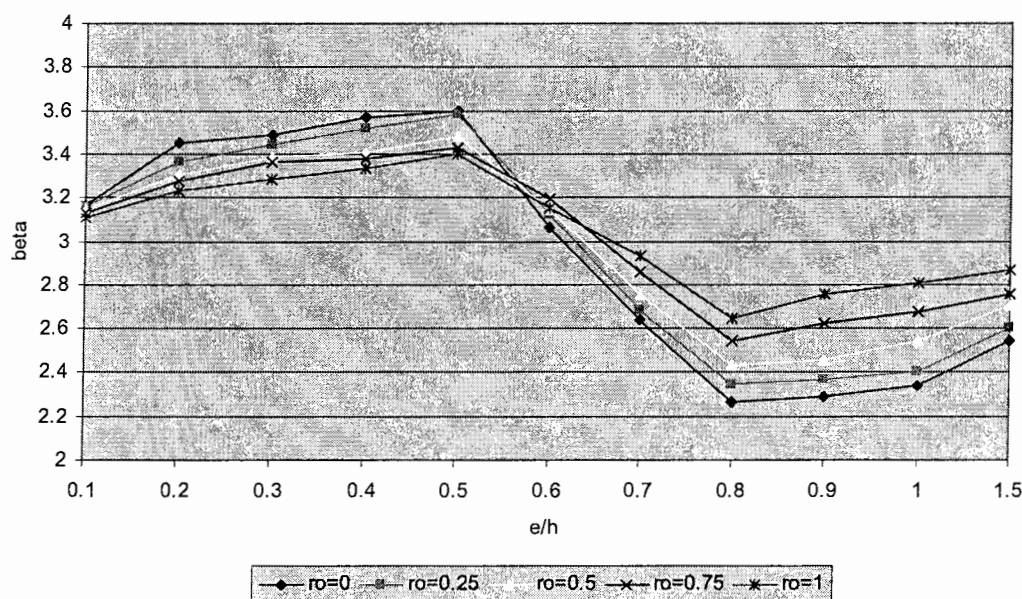
Melchers (1999) مقادیر ثابت d_i و سایر روابط تقریبی تعیین توزیع تجمعی را ارائه کرده است .

ضریب مدلسازی خطای معرفی شده توسط Israel و همکاران (1987) و Mirza و

MacGregor (1989) در رابطه با ستونهای بتن آرمه که در این پایان نامه مورد استفاده قرار گرفتند دارای ضریب پراکندگی خطی در طول ناحیه کنترل کشش است . بنابراین ضریب پراکندگی ضریب مدلسازی خطای مربوط به خروج از مرکزیت e_s با این مورد برای e که مقدار برون محوری اسمی است متفاوت است . تمهیدی که در این مورد اندیشیده شد ، تولید تصادفی ضریب مدلسازی خطا با استفاده از ضریب پراکندگی مربوط به e_s برای هر مقدار تولید شده آن که از رابطه ۶-۱۴ حاصل می شود است . به اینصورت ضریب پراکندگی ضریب مدلسازی خطا خود به عنوان یک متغیر تصادفی که به خروج از مرکزیت مربوط می شود مطرح شده است که در جهت تولید تصادفی ضریب مدلسازی خطا مورد استفاده قرار می گیرد . این امکان به جهت افزایش دقت برنامه ها در نظر گرفته شده است .

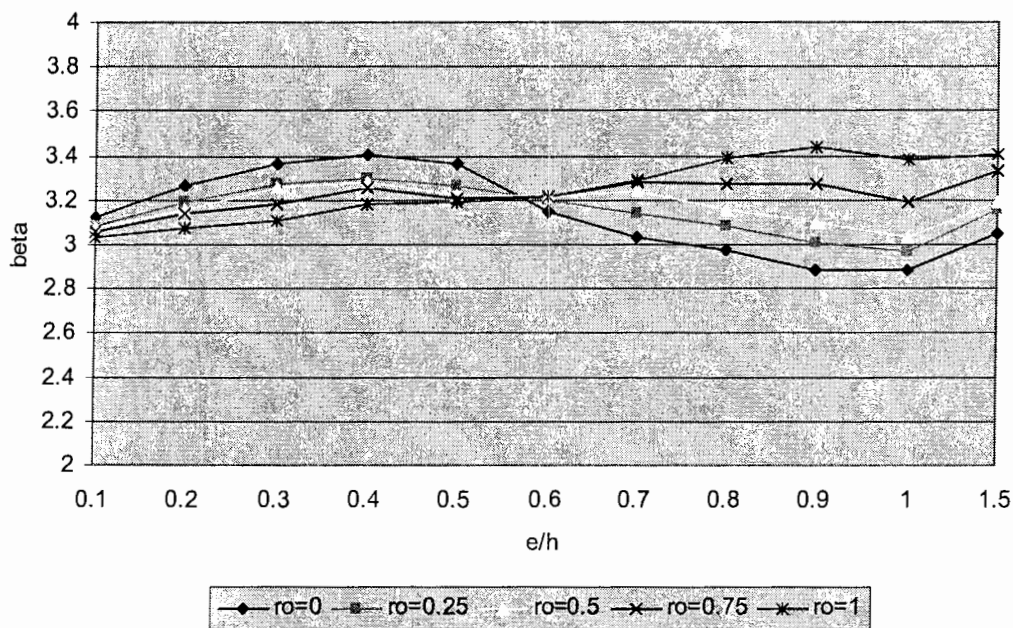
۶-۷ مقایسه شاخص قابلیت اعتماد آبا و ACI 318-05

پیش از آنکه برای ضرایب همبستگی مختلف، مقادیر β بدست آمده از برنامه های COLRELABA و COLRELACI با هم مقایسه شوند، تاثیرات این ضرایب همبستگی روی شاخص قابلیت اعتماد در حوزه هرکدام از آئین نامه ها بررسی شد. نمونه ای از این بررسیها بصورت شکلهای ۶-۵ و ۶-۶ نشان داده شده اند. مشخصات آماری آمریکا (جدول ۵-۱)، مشخصات آماری مورد استفاده در هر دو برنامه هستند. در این محاسبات ρ_L و ρ_D برابر در نظر گرفته شده اند. نتایج شامل شاخصهای قابلیت اعتماد برای حالت همبستگی کامل (ρ_L و ρ_D برابر یک)، حالت لنگر و بار محوری مستقل (ρ_L و ρ_D برابر صفر) و ضرایب همبستگی 0.25 و 0.5 و 0.75 می باشند. مقطع مورد استفاده نمونه شکل ۵-۳ است. نمونه ای از مقایسه های انجام شده بین مقادیر β دو آئین نامه، بدست آمده از برنامه های COLRELACI و COLRELABA نیز در ادامه آمده است.

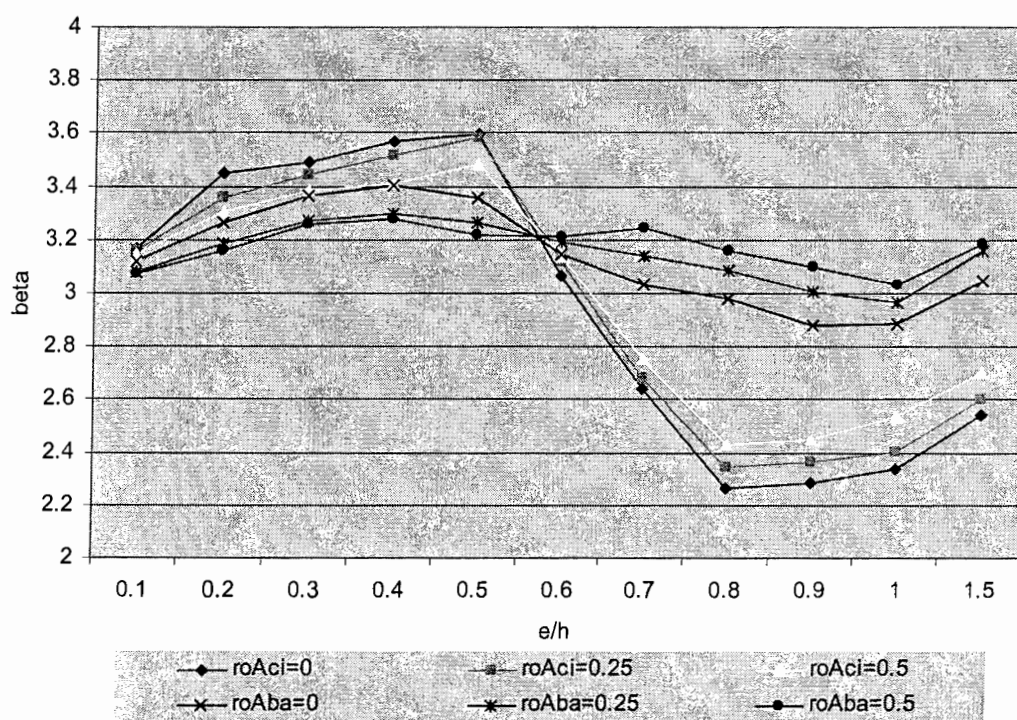


شکل ۶-۵ تغییرات شاخص قابلیت اعتماد ستونهای طراحی شده بر مبنای آئین نامه ACI با تغییر ضرایب همبستگی بارها ($F_c=21$ $f_y=300$ $A_s/bd=0.02$ $l/d=0.45$)

فصل ششم ----- تعیین شاخص قابلیت اعتماد ستونهای بتن آرمه با در نظر گرفتن اثر همبستگی بارها

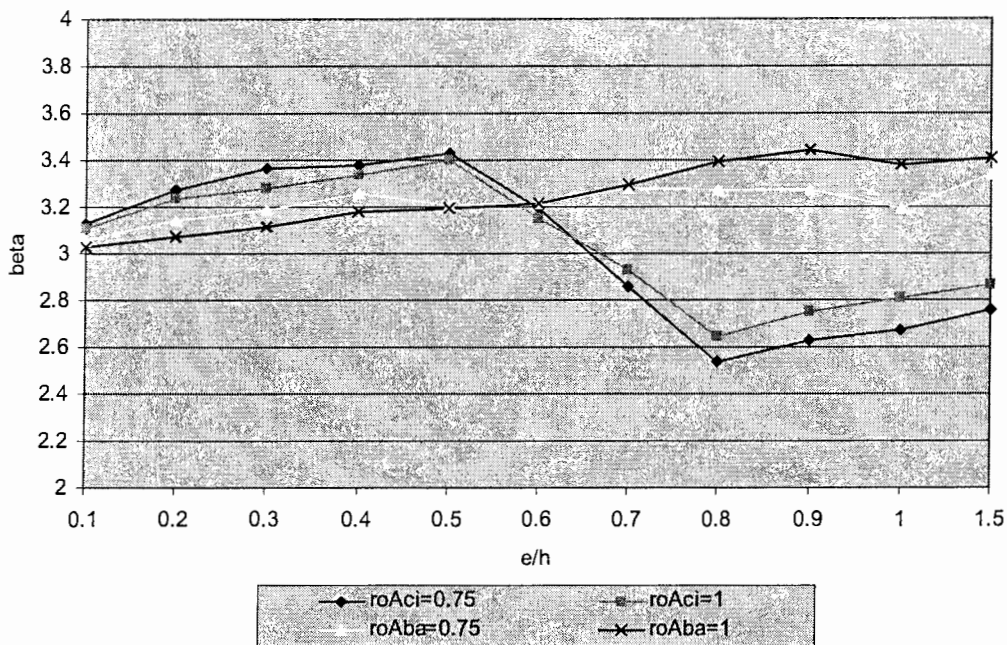


شکل ۶-۶ تغییرات شاخص قابلیت اعتماد ستونهای طراحی شده بر مبنای آئین نامه آبا با تغییر ضرایب همبستگی بارها ($F_c=21$ $f_y=300$ $A_s/bd=0.02$ $l/d=0.45$)

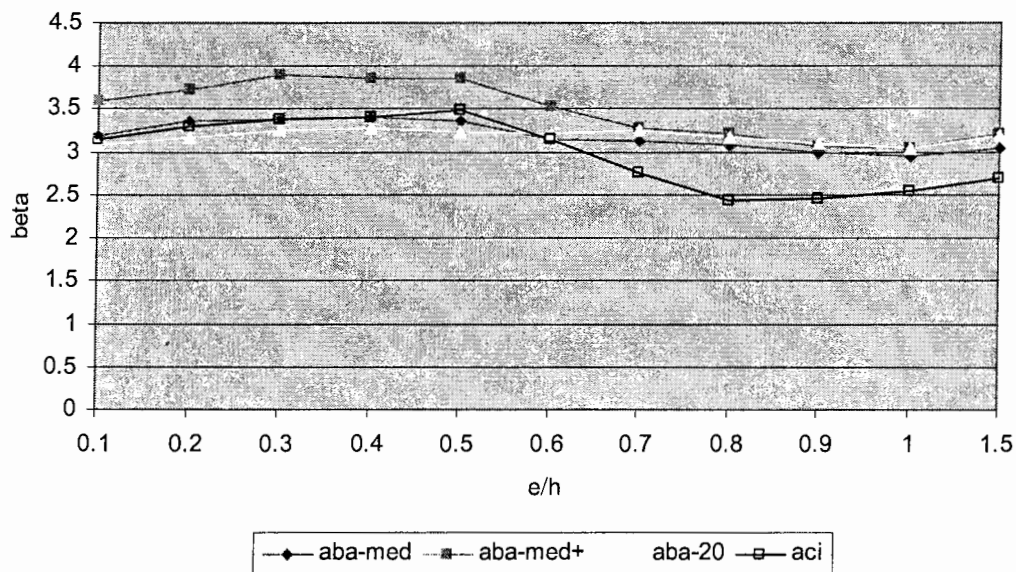


شکل ۶-۷ مقایسه شاخص قابلیت اعتماد ستونهای طراحی شده بر مبنای آئین نامه آبا و Aci در ضرایب همبستگی بارها 0.25 و 0.5 بین بار محوری و لنگر زنده و مرده ($F_c=21$ $f_y=300$ $A_s/bd=0.02$ $l/d=0.45$)

فصل ششم ----- تعیین شاخص قابلیت اعتماد ستونهای بتن آرمه با در نظر گرفتن اثر همبستگی بارها



شکل ۶-۸ مقایسه شاخص قابلیت اعتماد ستونهای طراحی شده بر مبنای آئین نامه آبا و Aci در ضرایب همبستگی 0.75 و 1 بین بار محوری و لنگر زنده و مرده ($F_c=21$ $f_y=300$ $A_s/bd=0.02$ $l/d=0.45$)



شکل ۶-۹ مقایسه شاخص قابلیت اعتماد ستونهای طراحی شده بر مبنای آئین نامه آبا و Aci با ضریب همبستگی 0.5 در شرایط آماری ایران (کنترل کیفیت متوسط و متوسط+) و شرایط آماری آمریکا (20) ($F_c=21$ $l/d=0.45$) ($f_y=300$ $A_s/bd=0.02$)

فصل ششم ----- تعیین شاخص قابلیت اعتماد ستونهای بتن آرمه با در نظر گرفتن اثر همبستگی بارها

۷. در حالت همبستگی کامل مثبت بین بارها ($\rho = 1$) ، بارهای تولید شده بوسیله شبیه سازی مونت کارلو در امتداد یک خط توزیع شده اند که در آن مقادیر P و M تمایل دارند بطور همزمان بزرگ یا کوچک شوند . بالعکس ، در حالت استقلال آماری بین بارها ($\rho = 0$) بارهای تولید شده حول وحوش مقادیر میانگین P و M توزیع شده اند . بنابراین ، وقتی که $\rho = 0$ است ، نقاط مربوط به بار تولید شده در محدوده خرابی کششی ، نسبت به محدوده خرابی فشاری تمایل بیشتری دارند تا در خارج ناحیه ایمن قرار گیرند .

نتایج و پیشنهادات

فصل

۷

۱-۷ نتایج

۱. مقاومت واقعی یک ستون با مقاومت اسمی آن متفاوت است. R/R_n ، نسبت مقاومت عملی به اسمی ستون با تغییر خروج از مرکزیت و درصد فولاد ، مشخصات آماری متفاوتی را نتیجه می دهد .
۲. مقدار \bar{R}/R_n که نشاندهنده میانگین نسبت R/R_n است ، با افزایش خروج از مرکزیت افزایش می یابد . این نسبت با افزایش درصد فولاد در ناحیه کنترل فشار افزایش و در ناحیه کنترل کشش کاهش می یابد .
۳. مقدار V_R که نشاندهنده ضریب پراکندگی نسبت R/R_n است ، با افزایش خروج از مرکزیت کاهش می یابد . این نسبت با افزایش درصد فولاد ، در ناحیه کنترل فشار کاهش و در ناحیه کنترل کشش افزایش می یابد .
۴. در شرایط آماری آمریکا با استفاده از مشخصات آماری موجود ، با افزایش مقدار اسمی مقاومت فشاری بتن ، \bar{R}/R_n کاهش می یابد . در شرایط آماری ایران در موقعیت کنترل کیفیت یکسان ، با افزایش مقدار اسمی مقاومت فشاری بتن ، \bar{R}/R_n افزایش می یابد . در این مورد البته برای کنترل کیفیت متوسط به بالای مقاومت‌های فشاری ۲۱ و ۳۷ مگاپاسکال ، \bar{R}/R_n تغییری نمی کند و ثابت می ماند .
۵. مشخصات آماری مقاومت مقطع به مشخصه های آماری پارامترهای آن بستگی دارد . بنابراین در شرایط مختلف کارگاهی ، میانگین و ضریب پراکندگی متفاوتی خواهد داشت .
۶. نتایج بدست آمده برای شرایط مختلف کارگاهی ایران و آمریکا (ACI) ، نسبت \bar{R}/R_n بیشتری را برای شرایط آماری آمریکا بدست می دهند . نتایج ایران دارای ضرایب پراکندگی کمتری هستند .
۷. به پارامترهای آماری موجود برای ایران به دلیل مطالعات آماری غیر جامع می توان با

دیده تردید نگریست .

۸ . برای استفاده از مقادیری که مشخصات آماری آنها در مراجع مختلف وجود ندارد ، بایستی نسبت میانگین به مقدار اسمی نزدیکترین مقدار موجود در مورد آنها رعایت شود . ضرایب پراکندگی در این مورد تغییری نمی کنند .

۹ . تابع توزیع احتمال مقاومت ستون در شرایط آماری ایران ، تابع توزیع نرمال می باشد . تحت شرایط آماری آمریکا در ناحیه کنترل فشار ، تابع توزیع نرمال برازش بسیار بهتری با داده ها دارد ولی در ناحیه کنترل کشش ، رفته رفته با دور شدن از خروج از مرکزیت متوازن ، تابع توزیع احتمال به سمت لگ نرمال میل پیدا می کند . در این مورد تابع توزیع نرمال رد نمی شود ؛ تنها در مقام مقایسه با توزیع لگ نرمال ، توزیع اخیر مناسبتر تشخیص داده شده است . بهمین جهت و از آنجا که بطور معمول یک نوع توزیع برای مقاومت در نظر گرفته می شود ، در این مورد نیز تابع توزیع نرمال انتخاب گردید .

۱۰ . در دو وجه مقابل هم مقطع ، برای مواقعی که انتهای پایینی بلوک تنش مستطیلی در فاصله بین میلگردها و سطح بیرونی مقطع قرار می گیرد ، روابط مطرح شده در آئین نامه برای آنالیز ستونها کارایی ندارد .

۱۱ . برای ارزیابی قابلیت اعتماد در مسائلی که می توانند به شکل تحلیلی حل شوند ، روش راکویتز فیسler از دقت بسیار بالایی برخوردار بوده و می توان با تعداد شبیه سازی به مراتب کمتر ، به نتایج بسیار دقیقی در قیاس با سایر روشهای تحلیل مرتبه اول و همچنین آنالیز مونت کارلو رسید .

۱۲ . با افزایش تعداد شبیه سازیها بر دقت شاخص قابلیت اعتماد بدست آمده افزوده می شود . همچنین پس از یک تعداد شبیه سازی ، شاخص قابلیت اعتماد به سمت عدد خاصی میل می کند . بنابراین گذشتن تعداد شبیه سازیها از این مقدار ضرورتی ندارد .

۱۳ . شاخص قابلیت اعتماد β با خروج از مرکزیت طراحی تغییر می کند . برای آئین نامه

آبا تحت ترکیب بار $D+L$ سطح قابلیت اعتماد در ناحیه کششی بیشتر از ناحیه فشاری آن است .
آئین نامه ACI تحت ترکیب بار $D+L$ سطح قابلیت اعتماد بیشتری را در ناحیه فشاری نسبت به
ناحیه کششی نشان می دهد .

۱۴ . به موازات افزایش خروج از مرکزیت ، شاخص قابلیت اعتماد ستونهای طراحی شده بر
اساس آئین نامه ACI در ناحیه کنترل فشار ، افزایش و در ناحیه انتقالی کاهش می یابد . با افزایش
خروج از مرکزیت پس از ناحیه انتقالی ، شاخص قابلیت اعتماد نیز افزایش می یابد .

۱۵ . به موازات افزایش خروج از مرکزیت ، شاخص قابلیت اعتماد ستونهای طراحی شده بر
اساس آئین نامه آبا در ناحیه کنترل فشار و مقداری پس از آن افزایش می یابد . در این مورد با
افزایش خروج از مرکزیت پس از نقاطی معادل نقاط پایانی ناحیه انتقالی آئین نامه ACI ، بر مقدار
شاخص قابلیت اعتماد افزوده نمی شود .

۱۶ . بجز برای مقادیر کم فولاد ، در شرایط آماری یکسان آئین نامه ACI در ناحیه کنترل
فشار قابلیت اعتماد بیشتری نسبت به آئین نامه آبا در مورد ستونها تحت ترکیب بار $D+L$ دارد .

۱۷ . بجز در برخی از نقاط ابتدایی ناحیه کنترل کشش ، در مابقی نقاط این ناحیه و در
شرایط آماری یکسان ، آئین نامه آبا قابلیت اعتماد بیشتری نسبت به آئین نامه ACI در مورد ستونها
تحت ترکیب بار $D+L$ دارد .

۱۸ . در مسائل تحلیل قابلیت اعتماد ، مقدار اسمی پارامترها بر میزان شاخص قابلیت اعتماد
تاثیری ندارد بلکه مشخصات آماری آنها است که تاثیرگذار است . بنابراین با داشتن فولاد یا بتن با
مقاومت اسمی کمتر یا بیشتر ، نمی توان در مورد تغییرات احتمالی قابلیت اعتماد ناشی از آن
اظهارنظر کرد .

۱۹. در یک خروج از مرکزیت برای دو مقطع با درصد فولاد متفاوت ، آئین نامه آبا در ناحیه کنترل فشار شاخص قابلیت اعتماد بیشتر و در ناحیه کنترل کشش ، شاخص قابلیت اعتماد کمتر یا یکسانی را برای مقطع با فولاد بیشتر نتیجه می دهد . آئین نامه ACI برای مقطع با فولاد بیشتر در موقعیتی که دو مقطع در یکی از حالات فشار-فشار ، انتقال-انتقال و کشش (بجز انتقال) -کشش (بجز انتقال) قرار داشته باشند ، افزایش شاخص قابلیت اعتماد را نشان می دهد .

۲۰. برای نسبت بار زنده به مرده $1/d$ کوچکتر یا مساوی یک ، مقادیر شاخص قابلیت اعتماد تحت ترکیب بار $D+L$ اختلاف بسیار کمی با هم دارند . برای نسبتهای $1/d$ کمتر و بیشتر از مقادیر ذکر شده مانند 0.25 ، 1 و 1.5 شاخص قابلیت اعتماد کمتری را شاهد هستیم .

۲۱. تغییر ابعاد ستون تاثیر چندانی بر روی قابلیت اعتماد آن ندارد .

۲۲. در شرایط آماری یکسان ، آئین نامه ACI 318-99 مقادیری بیشتری را برای شاخص قابلیت اعتماد ستونها نسبت به آئین نامه های ACI 318-05 و آبا نتیجه می دهد .

۲۳. برای یک مقطع مشخص ، آئین نامه هایی که ضرایب کاهش مقاومت کوچکتری دارند و همچنین ترکیب بارهای آنها بار ضریبدار نهایی بزرگتری را نتیجه می دهند ، دارای قابلیت اعتماد بیشتری هستند . افزایش قابلیت اعتماد تنها با تاکید بر موارد فوق ، موجب سنگین شدن سازه خواهد شد .

۲۴. در شرایط آماری ایران ، با افزایش سطح کنترل کیفیت مقاومت فشاری بتن ، بر مقدار شاخص قابلیت اعتماد ستونها بویژه در ناحیه کنترل فشار و مقداری بعد از آن که مقاومت فشاری بتن عامل تعیین کننده مقاومت ستون است افزوده می شود . از افزایش β با افزایش برون محوری کاسته می شود .

۲۵. سطح قابلیت اعتماد آئین نامه آبا تحت ترکیب بار $D+L+W$ در ناحیه فشاری اکثراً بیشتر از ناحیه کششی آن است. آئین نامه ACI در این مورد سطح قابلیت اعتماد بیشتری را در ناحیه فشاری نسبت به ناحیه کششی نشان می دهد.

۲۶. تحت ترکیب بار $D+L+W$ ، آئین نامه ACI در ناحیه کنترل فشار سطح قابلیت اعتماد بیشتری نسبت به آئین نامه آبا دارد.

۲۷. تحت ترکیب بار $D+L+W$ و w/d کمتر از یک، در ناحیه کنترل کشش شاخص قابلیت اعتماد آئین نامه ACI بزرگتر یا مساوی شاخص قابلیت اعتماد آئین نامه آبا است. در باقی حالات شاخص قابلیت اعتماد بدست آمده از آبا برتری دارد.

۲۸. تحت ترکیب بار $D+L+W$ اگر نسبت l/d کوچک (به عنوان نمونه کمتر یا مساوی $0/5$) باشد، با افزایش نسبت w/d ، شاخص قابلیت اعتماد بدست آمده از هر دو آئین نامه در تمامی طول منحنی اندر کنش کاهش می یابد. در غیر اینصورت β افزایش می یابد.

۲۹. تحت ترکیب بار $D+L+W$ اگر نسبت w/d کوچک (به عنوان نمونه کمتر یا مساوی $0/5$) باشد، با افزایش نسبت l/d ، شاخص قابلیت اعتماد بدست آمده از هر دو برنامه در تمامی طول منحنی اندر کنش کاهش می یابد. در غیر اینصورت β افزایش می یابد.

۳۰. تحت ترکیب بار $D+L+W$ ، معمولاً برای آئین نامه ACI در نقاط پایانی ناحیه انتقالی می توان انتظار β کمتری را نسبت به β بدست آمده از آئین نامه آبا داشت.

۳۱. در تحلیلهای انجام گرفته، آئین نامه های ACI و آبا تحت ترکیب بار $D+L+W$ از قابلیت اعتماد بیشتری نسبت به مورد مشابه تحت بار $D+L$ برخوردارند.

۳۲. ضریب پراکندگی خروج از مرکزیت با کاهش همبستگی بین P و M افزایش می یابد.

۳۳. تابع حالت حدی (۶-۱۶) و روشی پیشنهادی برای تعیین شاخص قابلیت اعتماد ستونها با ضرایب همبستگی مختلف بین P و M ارائه شد.

۳۴. روشی برای تولید متغیرهای همبسته غیر نرمال با استفاده از تبدیل ناتاف پیشنهاد شد.

۳۵. قابلیت اعتماد ستونهای بتن مسلح به همبستگی بین بارها بستگی دارد. در نتیجه برای ضرایب همبستگی مختلف بین بارهای محوری و لنگرهای خمشی مرده و زنده سطوح قابلیت اعتماد مختلفی نتیجه می شود.

۳۶. نتایج بدست آمده برای حالت همبستگی کامل، در مورد ضرایب همبستگی مختلف نیز صادق هستند.

۳۷. برای آئین نامه آبا سطح قابلیت اعتماد تا رسیدن به ضریب همبستگی 0.5 در ناحیه کنترل کشش بیشتر از ناحیه کنترل فشار آن است. برای ضرایب همبستگی بزرگتر از این مقدار، ناحیه کنترل فشار سطح قابلیت اعتماد بیشتری از ناحیه کنترل کشش خواهد داشت. آئین نامه ACI سطح قابلیت اعتماد بیشتری را در ناحیه فشاری نسبت به ناحیه کششی نشان می دهد.

۳۸. شاخص قابلیت اعتماد برای خروج از مرکزیت‌های کوچک با کاهش همبستگی، افزایش و برای خروج از مرکزیت‌های بزرگ با کاهش همبستگی، کاهش می یابد.

۳۹. برای ستونهای بتن مسلح تحت بارهای تصادفی در ناحیه کنترل فشار؛ وقتی که همبستگی کمتر از ۱ است، فرض همبستگی کامل مثبت، محافظه کارانه است. این فرض در ناحیه کنترل کشش غیر محافظه کارانه است. در نتیجه، در ستونهای بتن مسلح فرض بارگذاری متناسب مورد استفاده در اغلب کدها، در ناحیه کنترل کشش نمی تواند محافظه کارانه باشد.

۴۰. نقاط مربوط به بار تولید شده در محدوده خرابی کششی، نسبت به محدوده خرابی فشاری تمایل بیشتری دارند تا در خارج ناحیه ایمن قرار گیرند.

۲-۷ پیشنهادات

قابلیت اعتماد سازه ها ، به دلیل نوپا بودن آن در ایران جای کار بسیاری دارد . بنابراین موارد بسیاری را می توان برای ادامه تحقیقات پیشنهاد کرد که به جهت اختصار از این کار خودداری شده است . جهت ادامه تحقیقات و مشخص شدن ابعاد تاریک قضایا در مورد قابلیت اعتماد سازه ها بویژه برای اعضای بتن مسلح ، موارد زیر جهت بررسی بیشتر پیشنهاد می گردد :

۱ . ایجاد یک جامعه آماری جامع از مشخصات آماری پارامترهای مورد استفاده در تحلیل

سازه ها (مشخصات مقطع و بارها و ...) برای شرایط کارگاهی ایران

۲ . تعیین قابلیت اعتماد ستونهای لاغر با در نظر گرفتن اثر لنگر ثانویه

۳ . بررسی روشهای تحلیلی برای تعیین قابلیت اعتماد ستونها در حالت کلی

۴ . بررسی قابلیت اعتماد ستونها با در نظر گرفتن معیارهای دیگر خرابی

۵ . تعیین قابلیت اعتماد انواع دیگر ستون مانند ستونهای دایروی با خاموتهای مارپیچ

۶ . اثر دادن پدیده ای مانند پیچیدن در تحلیل ستونها که به دلیل کنترل کیفیت پایین

کارگاهها در ایران به وفور دیده می شود

۷ . لحاظ کردن اثر بار زلزله در تحلیلهای قابلیت اعتماد

۸ . ارزیابی قابلیت اعتماد اعضا در سیستمهای سازه ای

۹ . ارزیابی قابلیت اعتماد سایر اعضای بتن مسلح

۱۰ . کالیبراسیون ضرایب آئین نامه آبا با استفاده از نتایج تحقیق موجود و سایر تحقیقات

انجام گرفته در زمینه ارزیابی قابلیت اعتماد اعضای بتن آرمه

۱۱ . ارزیابی قابلیت اعتماد و کالیبراسیون ضرایب آئین نامه ای برای اعضای فولادی

۱۲ . بررسی ترازهای ۳ و ۴ آئین نامه ها

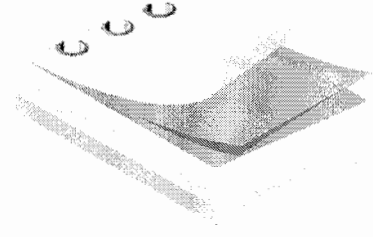
۱۳ . بررسی رابطه قابلیت اعتماد با بهینه سازی سازه ها

- امیری شاهی، م.، (پاییز ۱۳۷۸) - بررسی عدم قطعیت‌های موجود در پارامترهای مقاطع بتن آرمه و تعیین ضرایب بار و مقاومت برای شرایط کارگاهی ایران - پایان نامه، دانشگاه تهران.
- بهروز منصور، م.، (زمستان ۱۳۷۳) - تعیین شاخص ایمنی برای آئین نامه بتن ایران در طراحی مقاطع برای برش و پیچش و مقایسه آن با آئین نامه های دیگر - پایان نامه، دانشگاه تهران.
- حاجی کاظم، م.، (زمستان ۱۳۷۸) - بررسی ضوابط طراحی برشی و پیچشی آئین نامه بتن ایران از نظر ایمنی - پایان نامه، دانشگاه تهران.
- دفتر امور فنی و تدوین معیارها (۱۳۷۹) - آئین نامه بتن ایران ((آبا)) (تجدید نظر اول)، معاونت امور فنی، نشریه شماره ۱۲۰، انتشارات سازمان مدیریت و برنامه ریزی کشور.
- رانگانانان. ر.، (۱۳۷۹) - تحلیل قابلیت اعتماد و طراحی ساختمانها - ترجمه فریدون، ع.، چاپ اول، انتشارات دانشگاه سمنان، سمنان.
- قلی تبار بهنمیری، م.، (تابستان ۱۳۶۸) - بررسی درجه ایمنی سازه های بتن آرمه - پایان نامه، دانشگاه علم و صنعت.
- کلات جاری، و.، (تابستان ۱۳۷۰) - نظریه قابلیت اعتماد سیستم های سازه ای و اندرکنش آن با طرح بهینه و درجات نامعینی استاتیکی - پایان نامه، دانشگاه علم و صنعت.
- کمیته 318 انستیتوی بتن آمریکا (2005) - ACI 318-05، آئین نامه طراحی سازه های بتنی و تفسیر - ACI 318R-05 - ترجمه قربانی، ع؛ لاجوردی، م؛ داوود نبی، م.، چاپ اول، نشر علم عمران، تهران.
- مستوفی نژاد، د.، (پاییز ۱۳۸۴) - سازه های بتن آرمه، براساس ACI 318-05 و آبا - جلد اول، چاپ دوم، انتشارات ارکان، اصفهان.
- وفایی، م.، (پاییز ۱۳۷۶) - مقایسه طراحی مقاطع بتن آرمه به دو روش اعمال مستقیم شاخص ایمنی β و روش استفاده از ضرایب آئین نامه ای - پایان نامه، دانشگاه تهران.
- ACI-318 (2005) "Building Code Requirements for Reinforced Concrete (ACI 318-05) and Commentary — (ACI 318R-05)", American Concrete Institute, Framing Hills, MI, USA.
- ACI-318(1999) "Building Code Requirements for Reinforced Concrete (ACI 318-99) and Commentary — (ACI 318-99R)", American Concrete Institute, Detroit, MI.
- ACI-318(1995) "Building Code Requirements for Reinforced Concrete (ACI 318-95) and Commentary — (ACI 318-95R)", American Concrete Institute, Detroit, MI.
- Allen, D.E. (1975) "Limits State Design-a Probabilistic Study." Canadian Journal of Civil Engineering, 2.36-49.

- Alpsten, G.A(1972) "Variation in mechanical and cross-sectional properties of steel,proc.". *Int.Conf on Planning and Design of Tall Buildings*,Vol.Ib,Lehigh University ,Bethlehem, 775-805 .
- American Society of Civil Engineers(ASCE) (1996) "Minimum Design Loads for Buildings and Other Srtuctures".*ANSI / ASCE Standard 7-95*,New York.(Code and Commentary)
- Bažant, Z. P., Cedolin, L. and Taggara, M. R. (1991) "New method of analysis of slender columns. " *ACI Structural Journal*, 88, 391-401.
- Chalk, P.L and Corotis, R.B (1980) "Probability model for design live loads.", *J.Structural Div.*,ASCE, 106 (ST10) 2107-2133 .
- Collins, M. P., Mitchell, D., and MacGregor, J. G. (1993) "Structural design considerations for high-strength concrete." *Concrete Int.*, 15(5),27–34.
- Corotis, R.B. and Doshi, V.A. (1977) "Probability models for live load survey results", *J.Structural Division.*, ASCE, 103 (ST6) 1257-1274.
- Der Kiureghian. A. and Liu. P. L. (1986) "Structural Reliability under Incomplete Probability Information " *Journal of Engineering Mechanics*.ASCE.112(1).85-104.
- Diniz,Sofia.M.C., Frangopol ,Dan.M.,(1997) "Reliability Bases For High-Strength Concrete Columns. " . *Journal of Structural Engineering* ,Vol 123,No 10,1375-1381.
- Diniz,Sofia.M.C., Frangopol ,Dan.M.,(1998) "Reliability Assessment of high-strength concrete columns. " , *Journal of Engineering Mechanics*, Vol 124 , No.5, 529-536 .
- Diniz,Sofia.M.C., Frangopol ,Dan.M.,(2003) "Safety evaluation of slender high-strength concrete columns under sustained loads. ",*Computers and Structures*.81. 1475–1486.
- Ditlevsen, O. and Madsen, H.O.(1996) "Structural Reliability Methods. ", *John Wiley & Sons*,Chichester,England.
- Drysdale, R.G.(1973) "Variation of concrete strength in existing buildings. ", *Mag. Concrete research*, 25(85) 201-207 .
- Dupart.F , Pinglot.M , Lorrain.M.(1994) "Reliability Analysis of Reinforced Concrete Columns. ",1249-1255.*Structural Safety & Reliability*.Schueller ,Shinozuka &Yao.Balkema,Rotterdam.
- Ellingwood, B .(1977) "Statistical analysis of RC beam-column interaction. " *J.Struct. Div.*, 103(7), 1377-1388.
- Ellingwood, B., Galambos, TV., MacGregor, J.G. and Cornell, C.A.(1980) "Development of a probability based load criterion for American National Standard A58.", , National Bureau of Standards Special Publication 577,US Department of Commerce, Washington, DC
- Ellingwood, B., MacGregor, J. G., Galambos, T. V. and Cornell, C. A. (1982). "Probability-based load criteria: load factors and load combinations." *Journal of the Structural Division*, ASCE, 108(ST5), 978-997.
- Entroy, H.C.(1960) "The Variation of Works Test Cubes". Research Report No. 10 ,*Cement and Concrete Association*,UK.
- Floris. C. and Mazzucchelli. A. (1991) "Reliability Assessment of RC Column under Stochastic Stress." *Journal of structural Engineering*. ASCE. 1 17(1 1). 3274-3292.

- Frangopol, Dan M. ; Ide, Yutaka ; Spacone, Enrico ; Iwaki, Ichiro (1996) "A new look at reliability of reinforced concrete columns" *Structural Safety* Vol. 18, No. 2/3, pp. 123-150.
- Freudenthal, A.M. (1956) "Safety and the Probability of Structural Failure", *Trans. ASCE*, 121, 1377-1397.
- Galambos, T., Ellingwood, B., MacGregor, J., and Cornell, A. (1982) "Probability based load criteria: Assessment of current design practice." *J. Struct. Div.*, ASCE, 108(5), 959-977.
- Gardiner, R.A., and Hatcher, D.S. (1970) "Material and Dimensional Properties of an Eleven Story Reinforced Concrete Building". *Structural Division Research Report* No.52, Washington University, St. Louis.
- Grant, L.H., Mirza, S.A., and MacGregor, J.G. (1978) "Monte Carlo Study of Strength of Concrete Columns." *ACI Journal*, 75(8), 348-358.
- Hasofer, A.M., and Lind, N. (1974) "An Exact and Invariant First-Order Reliability Format." *Journal of Engineering Mechanics* 100, no. EM1, pp. 111-121
- Hart, G.C. (1982) "Uncertainty Analysis, Loads, and Safety in Structural Engineering" . Prentice-Hall, inc., Englewood Cliffs, USA.
- Henley, E.J. and Kumamoto, H. (1981) "Reliability Engineering and Risk Assessment" , Prentice-Hall, Englewood Cliffs, NJ.
- Holicky, M. and Markova, J. (1998) "Calibration of Reliability Elements for a Column." , *JCSS Workshop on Reliability Based Code Calibration* , 1-13 .
- Ibrahim, H. H. H., and MacGregor, J. G. (1997) "Modification of the ACI rectangular stress block for high strength concrete columns." *ACI Struct. J.*, 94(1), 40-48.
- Israel, M., Ellingwood, B., and Corotis, R. (1987) "Reliability-Based Code Formulation for Reinforced Concrete Buildings." *Journal of Structural Engineering*. ASCE. 113(10), 2235-2252.
- Julian, O.G. (1957) "Synopsis of First Progress Report of Committee on Safety Factors" , *J. Structural Division*, ASCE, 83(ST4) 1316.1-1316.22.
- Li, C.Q., Melchers, R.E. (1995) "Failure probability of reinforced concrete columns under stochastic loads" , *Engineering Structures*, Vol. 17, No. 6, pp. 419-424.
- Liu, P. L. and Der Kiureghian (1986). "Multivariate distribution models with prescribed marginals and covariance"s, *Prob. Engineering Mechanics*, 1(2) 105-112
- Melchers, R.E. (1999) "Structural Reliability Analysis and Prediction" , Second Edition, *John Wiley & Sons*, Chichester, England.
- MacGregor, J. G. (1976) "Safety and Limit States Design for Reinforced Concrete" , *Canadian Journal of Civil Engineering*. 9 . 431-448 .
- MacGregor, J. G. (1997) "Reinforced Concrete Mechanics and Design" , Prentice-Hall . Inc., New Jersey .
- MacGregor, J. G., Breen, J. E., and Pfrang, E. O. (1970) "Design of slender concrete columns." *J. Am. Concrete Inst.*, 67(1), 6-28.
- Madsen, H.O. and Bažant, Z. P (1983) "Uncertainty analysis of creep and shrinkage effects in concrete structures", *ACI Journal*, 80(2) 116-127 .
- Madsen, H.O., Krenk, S., and Lind, N.C. (1986) "Methods of Structural Safety". Prentice-Hall . Englewood Cliffs, N.J .

- Ruiz, S. E. (1993) "Reliability associated with safety factors of ACI 318-89 and Mexico City concrete design regulations." *ACI Struct.J.*, 90(3),262-268.
- Ruiz, S. E. and Aguillar, J. C.(1994) "Reliability of short and slender reinforced concrete columns". *Journal of Structural Engineering*, ASCE, 120(6), 1850-1865.
- Rusch, H., Sell, R. and Rackwitz, R. (1969) "Statistical Analysis of Concrete Strength",*Deutscher Ausschuss fur Stahlbeton*, No.206 , Berlin (in German) .
- Schneider,J.(1981) "Organization and management of structural safety during design, construction and operation of structures", *Structural Safety and Reliability*, Moan , T.and Shinozuka, M.(Eds),Elsevier,Amsterdam,467-482.
- Shinozuka,M.,"Basic Analysis of Structural Safety",*Journal of struct.Div* .ASCE.Vol.109,ST-3,March.1983,PP.721-740.
- Shooman,M.L.(1968) "Probabilistic Reliability:An Engineering Approach", *MacGraw -Hill* ,New York.
- Soong, T.T., and Grigoriu, M. (1993) "Random Vibration of Mechanical and Structural Systems" .Englewood Cliffs,NJ:Prentice Hall.
- Sorensen, J.D. (2004) "Notes in Structural Reliability Theory And Risk Analysis", Institute of Building Technology and Structural Engineering,Aalborg University, Aalborg, Denmark
- Stewart, M. G., and Attard, M. M. (1998) "Structural reliability and model errors for high strength concrete column design." *Res. Rep. No.159.01.1998*, Dept. of Civ., Surv., and Envir. Engrg., Univ. of Newcastle, Newcastle, Australia.
- Stewart,M.G., Attard,M.M.(1999) "Reliability and Model Accuracy for High-Strngth Concrete Column Design" , *Journal of Structural Engineering*, Vol. 125, No.3,290-300.
- Stewart , M.G. and Melchers, R.E. (1997) "Probabilistic Risk Assessment of Engineering Systems ", Chapman & Hall, London .
- Tabsh,S.W.,(1997) "Safety of reinforced concrete members designed following ACI 318 building code" , *Engineering Structures*, Vol. 19, No. 10, pp. 843-850.
- Tichy, M. and Vorlicek, M.(1962) "Safety of eccentrically loaded reinforced concrete columns". *Journal of the Structural Division*, ASCE, 88(ST5), 1-10.
- Turkstra, C.J. (1970) " Theory of structural design decisions", Study No. 2, Solid Mechanics Division, University of Waterloo, Ontario, Canada.
- Vorechovsky,M.(2004) "Stochastic Fracture Mechanics and Size effect".P.H.D Thesis in Theory of Structure.Brno University of Technology, Faculty of Civil Engineering .Czech Republic.
- Yura, J.A., Galambos, T.V. and Ravindra, M.K. (1978) "The bending resistance of steel beams",*J.Structural Division.*, ASCE,104(ST9) 1355-1370
- Zhou,Wenxing (2000) "Reliability Evaluations of Reinforced Concrete Columns and Steel Frames".ph.d thesis.Graduate Program in Engineering Science, Department of Civil and Environmental Engineering ,The University of Western Ontario,London. Ontario



پیوست " الف "

جدول توزیع Chi-Square

d.f.	.995	.99	.975	.95	.9	.1	.05	.025	.01
1	0.00	0.00	0.00	0.00	0.02	2.71	3.84	5.02	6.63
2	0.01	0.02	0.05	0.10	0.21	4.61	5.99	7.38	9.21
3	0.07	0.11	0.22	0.35	0.58	6.25	7.81	9.35	11.34
4	0.21	0.30	0.48	0.71	1.06	7.78	9.49	11.14	13.28
5	0.41	0.55	0.83	1.15	1.61	9.24	11.07	12.83	15.09
6	0.68	0.87	1.24	1.64	2.20	10.64	12.59	14.45	16.81
7	0.99	1.24	1.69	2.17	2.83	12.02	14.07	16.01	18.48
8	1.34	1.65	2.18	2.73	3.49	13.36	15.51	17.53	20.09
9	1.73	2.09	2.70	3.33	4.17	14.68	16.92	19.02	21.67
10	2.16	2.56	3.25	3.94	4.87	15.99	18.31	20.48	23.21
11	2.60	3.05	3.82	4.57	5.58	17.28	19.68	21.92	24.72
12	3.07	3.57	4.40	5.23	6.30	18.55	21.03	23.34	26.22
13	3.57	4.11	5.01	5.89	7.04	19.81	22.36	24.74	27.69
14	4.07	4.66	5.63	6.57	7.79	21.06	23.68	26.12	29.14
15	4.60	5.23	6.26	7.26	8.55	22.31	25.00	27.49	30.58
16	5.14	5.81	6.91	7.96	9.31	23.54	26.30	28.85	32.00
17	5.70	6.41	7.56	8.67	10.09	24.77	27.59	30.19	33.41
18	6.26	7.01	8.23	9.39	10.86	25.99	28.87	31.53	34.81
19	6.84	7.63	8.91	10.12	11.65	27.20	30.14	32.85	36.19
20	7.43	8.26	9.59	10.85	12.44	28.41	31.41	34.17	37.57
22	8.64	9.54	10.98	12.34	14.04	30.81	33.92	36.78	40.29
24	9.89	10.86	12.40	13.85	15.66	33.20	36.42	39.36	42.98
26	11.16	12.20	13.84	15.38	17.29	35.56	38.89	41.92	45.64
28	12.46	13.56	15.31	16.93	18.94	37.92	41.34	44.46	48.28
30	13.79	14.95	16.79	18.49	20.60	40.26	43.77	46.98	50.89
32	15.13	16.36	18.29	20.07	22.27	42.58	46.19	49.48	53.49
34	16.50	17.79	19.81	21.66	23.95	44.90	48.60	51.97	56.06
38	19.29	20.69	22.88	24.88	27.34	49.51	53.38	56.90	61.16
42	22.14	23.65	26.00	28.14	30.77	54.09	58.12	61.78	66.21
46	25.04	26.66	29.16	31.44	34.22	58.64	62.83	66.62	71.20
50	27.99	29.71	32.36	34.76	37.69	63.17	67.50	71.42	76.15
55	31.73	33.57	36.40	38.96	42.06	68.80	73.31	77.38	82.29
60	35.53	37.48	40.48	43.19	46.46	74.40	79.08	83.30	88.38
65	39.38	41.44	44.60	47.45	50.88	79.97	84.82	89.18	94.42
70	43.28	45.44	48.76	51.74	55.33	85.53	90.53	95.02	100.43
75	47.21	49.48	52.94	56.05	59.79	91.06	96.22	100.84	106.39
80	51.17	53.54	57.15	60.39	64.28	96.58	101.88	106.63	112.33
85	55.17	57.63	61.39	64.75	68.78	102.08	107.52	112.39	118.24
90	59.20	61.75	65.65	69.13	73.29	107.57	113.15	118.14	124.12
95	63.25	65.90	69.92	73.52	77.82	113.04	118.75	123.86	129.97
100	67.33	70.06	74.22	77.93	82.36	118.50	124.34	129.56	135.81

نکاتی راجع به این جداول :

- در تعیین میانگین اعداد موجود در هر جدول از نتایج موجود برای $e/h = 0.8, 0.9$ که در جدول نشان داده نشده نیز استفاده شده است .

- خطوط تیره زیر اعداد در جداول نشان دهنده مرز بین ناحیه کنترل فشار و کنترل کشش هستند .

تعداد رقمهای اعشار نتایج همانند مراجع موجود ، ۲ برای میانگین و ۳ برای ضریب پراکندگی در نظر گرفته شده است .

در این جداول C نشاندهنده ناحیه کنترل فشار و T نشان دهنده ناحیه کنترل کشش است . M نشان دهنده میانگین و V نشان دهنده ضریب پراکندگی است .

اعداد بالای جداول از چپ به راست نشاندهنده مقاومت فشاری بتن و تنش تسلیم فولاد بر حسب مگاپاسکال هستند .

ρ_g	0.01	0.02	0.03	0.04
	Of strength	V_R Coefficient of variation		
e/h				
0.1	0.164	0.147	0.137	0.130
0.2	0.161	0.145	0.135	0.129
0.3	<u>0.154</u>	0.140	0.132	0.127
0.4	0.144	0.136	0.128	0.124
0.5	0.124	<u>0.131</u>	0.125	0.122
0.6	0.111	0.121	<u>0.123</u>	0.119
0.7	0.107	0.115	0.118	<u>0.118</u>
1	0.112	0.110	0.113	0.115
1.5	0.113	0.115	0.115	0.115
	\bar{R}/R_n Mean strength ratio			
e/h				
0.1	0.95	0.97	0.99	1
0.2	0.95	0.98	0.99	1.01
0.3	<u>0.96</u>	0.98	1	1.01
0.4	0.97	0.98	1	1.01
0.5	1.01	<u>0.98</u>	1	1.01
0.6	1.04	1.02	<u>1</u>	1.01
0.7	1.06	1.05	1.02	<u>1.01</u>
1	1.09	1.09	1.08	1.07
1.5	1.10	1.11	1.11	1.1
	T: M=1.06 V=0.115	C: M=0.99		V=0.135

ρ_g	0.01	0.02	0.03	0.04
	Of strength	V_R Coefficient of variation		
e/h				
0.1	0.168	0.153	0.142	0.135
0.2	0.164	0.150	0.140	0.133
0.3	<u>0.157</u>	0.144	0.135	0.129
0.4	0.142	<u>0.138</u>	0.131	0.126
0.5	0.122	0.129	<u>0.128</u>	0.123
0.6	0.108	0.118	0.122	<u>0.122</u>
0.7	0.108	0.112	0.117	0.118
1	0.112	0.11	0.111	0.113
1.5	0.112	0.114	0.115	0.115
	\bar{R}/R_n Mean strength ratio			
e/h				
0.1	0.88	0.90	0.93	0.94
0.2	0.88	0.91	0.93	0.95
0.3	<u>0.89</u>	0.91	0.93	0.95
0.4	0.92	<u>0.92</u>	0.94	0.95
0.5	0.97	0.95	<u>0.94</u>	0.96
0.6	1.02	1	0.97	<u>0.96</u>
0.7	1.05	1.03	1.01	0.98
1	1.06	1.08	1.07	1.06
1.5	1.08	1.09	1.1	1.1
T:	M=1.04	V=0.115	C: M=0.93	V=0.140

ρ_g	0.01	0.02	0.03	0.04
	Of strength	\bar{V}_R Coefficient of variation		
e/h				
0.1	0.148	0.136	0.129	0.123
0.2	0.144	0.133	0.126	0.121
0.3	<u>0.136</u>	0.127	0.121	0.118
0.4	0.124	<u>0.122</u>	0.117	0.115
0.5	0.109	0.114	<u>0.114</u>	<u>0.112</u>
0.6	0.103	0.108	0.110	0.110
0.7	0.106	0.105	0.108	0.108
1	0.11	0.111	0.109	0.111
1.5	0.11	0.114	0.115	0.115
	\bar{R}/R_n Mean strength ratio			
e/h				
0.1	0.84	0.86	0.88	0.90
0.2	0.84	0.87	0.89	0.91
0.3	<u>0.86</u>	0.88	0.90	0.92
0.4	0.9	<u>0.89</u>	0.91	0.93
0.5	0.95	0.94	<u>0.91</u>	<u>0.93</u>
0.6	1	0.99	0.97	0.94
0.7	1.03	1.02	1.01	0.99
1	1.06	1.07	1.07	1.06
1.5	1.07	1.08	1.09	1.1
T: M=1.03	V=0.110	C: M=0.89	V=0.126	

ρ_g	0.01	0.02	0.03	0.04
	Of strength	V_R Coefficient of variation		
e/h				
0.1	0.156	0.136	0.124	0.117
0.2	0.153	0.133	0.121	0.114
0.3	0.145	0.127	0.116	0.109
0.4	<u>0.138</u>	0.122	0.111	0.105
0.5	0.129	0.117	0.107	0.101
0.6	0.109	<u>0.114</u>	0.105	0.099
0.7	0.1	0.109	<u>0.103</u>	0.097
1	0.098	0.093	0.094	<u>0.093</u>
1.5	0.1	0.097	0.090	0.085
	\bar{R}/R_n Mean strength ratio			
e/h				
0.1	0.96	0.98	0.99	1
0.2	0.96	0.98	1	1.01
0.3	0.95	0.98	0.99	1.01
0.4	<u>0.95</u>	0.97	0.99	1
0.5	0.95	0.96	0.98	0.99
0.6	1.01	<u>0.96</u>	0.97	0.99
0.7	1.04	0.96	<u>0.97</u>	0.98
1	1.08	1.05	0.99	<u>0.97</u>
1.5	1.09	1.09	1.07	1.04
T:	M=1.03	V=0.10	C: M=0.98	V=0.116

ρ_g	0.01	0.02	0.03	0.04
	Of strength	V_R Coefficient of variation		
e/h				
0.1	0.162	0.143	0.130	0.121
0.2	0.157	0.139	0.127	0.119
0.3	0.149	0.132	0.121	0.113
0.4	<u>0.141</u>	0.126	0.115	0.109
0.5	0.124	<u>0.121</u>	0.112	0.105
0.6	0.105	0.116	0.109	0.102
0.7	0.1	0.105	<u>0.107</u>	<u>0.101</u>
1	0.099	0.095	0.092	0.093
1.5	0.1	0.099	0.094	0.088
	\bar{R}/R_n Mean strength ratio			
e/h				
0.1	0.89	0.91	0.93	0.95
0.2	0.89	0.92	0.94	0.96
0.3	0.89	0.92	0.94	0.95
0.4	<u>0.89</u>	0.91	0.93	0.95
0.5	0.94	<u>0.91</u>	0.93	0.95
0.6	0.99	0.92	0.93	0.94
0.7	1.02	0.97	<u>0.92</u>	<u>0.94</u>
1	1.06	1.05	1.02	0.96
1.5	1.07	1.08	1.08	1.05
T:	M=1.01	V=0.1	C: M=0.93	V=0.123

ρ_g	0.01	0.02	0.03	0.04
	Of strength	V_R Coefficient of variation		
e/h				
0.1	0.143	0.129	0.120	0.114
0.2	0.138	0.124	0.116	0.110
0.3	0.131	0.118	0.111	0.104
0.4	<u>0.123</u>	0.113	0.105	0.100
0.5	0.107	<u>0.108</u>	0.102	0.097
0.6	0.097	0.101	<u>0.099</u>	0.094
0.7	0.096	0.093	0.096	<u>0.093</u>
1	0.098	0.095	0.089	0.084
1.5	0.099	0.099	0.096	0.090
	\bar{R}/R_n Mean strength ratio			
e/h				
0.1	0.84	0.87	0.89	0.91
0.2	0.85	0.88	0.90	0.92
0.3	0.86	0.88	0.91	0.92
0.4	<u>0.86</u>	0.89	0.93	0.92
0.5	0.93	<u>0.89</u>	0.90	0.92
0.6	0.98	0.92	<u>0.90</u>	0.92
0.7	1.01	0.98	0.91	<u>0.92</u>
1	1.05	1.05	1.03	0.99
1.5	1.07	1.08	1.07	1.06
T:	M=1.01 V=0.095	C: M=0.89	V=0.112	

ρ_g	0.01	0.02	0.03	0.04
	Of strength	V_R Coefficient of variation		
e/h				
0.1	0.118	0.108	0.102	0.098
0.2	0.117	0.106	0.101	0.097
0.3	<u>0.112</u>	0.104	0.100	0.096
0.4	0.107	0.102	0.097	0.095
0.5	0.093	<u>0.1</u>	0.096	0.094
0.6	0.086	0.093	<u>0.095</u>	0.093
0.7	0.081	0.088	0.092	<u>0.093</u>
1	0.082	0.084	0.087	0.088
1.5	0.082	0.084	0.085	0.087
	\bar{R}/R_n Mean strength ratio			
e/h				
0.1	0.82	0.85	0.87	0.89
0.2	0.83	0.86	0.88	0.90
0.3	<u>0.84</u>	0.87	0.89	0.91
0.4	0.86	0.87	0.89	0.91
0.5	0.91	<u>0.88</u>	0.90	0.91
0.6	0.95	0.93	<u>0.90</u>	0.92
0.7	0.99	0.96	0.93	<u>0.92</u>
1	1.02	1.02	1.01	0.99
1.5	1.02	1.04	1.04	1.04
	T: M=0.98 V=0.087	C: M=0.88	V=0.101	

ρ_g	0.01	0.02	0.03	0.04
	Of strength	V_R Coefficient of variation		
e/h				
0.1	0.120	0.110	0.104	0.1
0.2	0.118	0.108	0.102	0.099
0.3	<u>0.113</u>	0.105	0.101	0.098
0.4	0.107	0.103	0.099	0.096
0.5	0.092	<u>0.1</u>	0.097	0.095
0.6	0.085	0.092	<u>0.096</u>	0.094
0.7	0.081	0.087	0.092	<u>0.093</u>
1	0.082	0.083	0.087	0.089
1.5	0.081	0.084	0.085	0.087
	\bar{R}/R_n Mean strength ratio			
e/h				
0.1	0.91	0.93	0.94	0.95
0.2	0.92	0.94	0.95	0.96
0.3	<u>0.92</u>	0.94	0.95	0.97
0.4	0.94	0.94	0.96	0.97
0.5	0.97	<u>0.95</u>	0.96	0.97
0.6	1	0.98	<u>0.96</u>	0.97
0.7	1.02	1.01	0.98	<u>0.97</u>
1	1.04	1.04	1.03	1.02
1.5	1.04	1.05	1.05	1.05

T: M=1.02 V=0.087

C: M=0.95 V=0.103

ρ_g	0.01	0.02	0.03	0.04
	Of strength	V_R Coefficient of variation		
e/h				
0.1	0.151	0.137	0.127	0.119
0.2	0.149	0.135	0.124	0.117
0.3	<u>0.142</u>	0.130	0.121	0.114
0.4	0.127	<u>0.125</u>	0.118	0.112
0.5	0.105	0.116	<u>0.115</u>	0.110
0.6	0.090	0.100	0.108	<u>0.108</u>
0.7	0.085	0.092	0.099	0.104
1	0.084	0.083	0.086	0.089
1.5	0.082	0.084	0.084	0.085
	\bar{R}/R_n Mean strength ratio			
e/h				
0.1	0.72	0.75	0.78	0.80
0.2	0.73	0.76	0.79	0.81
0.3	<u>0.75</u>	0.77	0.80	0.82
0.4	0.79	<u>0.79</u>	0.81	0.83
0.5	0.85	0.84	<u>0.82</u>	0.84
0.6	0.92	0.89	0.87	<u>0.84</u>
0.7	0.95	0.94	0.92	0.88
1	0.98	1.00	1.00	0.98
1.5	1.00	1.02	1.03	1.03
	T : M=0.95 V=0.093	C: M=0.79	V=0.125	

ρ_g	0.01	0.02	0.03	0.04
	Of strength	V_R Coefficient of variation		
e/h				
0.1	0.164	0.151	0.141	0.133
0.2	0.159	0.146	0.135	0.128
0.3	<u>0.150</u>	0.138	0.129	0.123
0.4	0.131	<u>0.131</u>	0.124	0.118
0.5	0.109	0.116	<u>0.120</u>	0.115
0.6	0.092	0.100	0.109	<u>0.112</u>
0.7	0.088	0.091	0.097	0.104
1	0.085	0.085	0.086	0.089
1.5	0.082	0.084	0.085	0.086
	\bar{R}/R_n Mean strength ratio			
e/h				
0.1	0.93	0.94	0.95	0.96
0.2	0.93	0.95	0.96	0.96
0.3	<u>0.94</u>	0.95	0.96	0.97
0.4	0.96	<u>0.95</u>	0.96	0.97
0.5	0.98	0.98	<u>0.96</u>	0.97
0.6	1.01	1	0.99	<u>0.97</u>
0.7	1.02	1.02	1.01	1.00
1	1.03	1.04	1.04	1.04
1.5	1.04	1.05	1.05	1.05
	T: M=1.02 V=0.094		C: M=0.96 V=0.134	

ρ_g	0.01	0.02	0.03	0.04
	Of strength	V_R Coefficient of variation		
e/h				
0.1	0.133	0.124	0.118	0.112
0.2	0.129	0.120	0.113	0.108
0.3	<u>0.122</u>	0.114	0.109	0.105
0.4	0.109	<u>0.109</u>	0.105	0.101
0.5	0.094	0.099	<u>0.102</u>	0.099
0.6	0.084	0.090	0.095	<u>0.098</u>
0.7	0.083	0.085	0.089	0.093
1	0.081	0.084	0.084	0.087
1.5	0.080	0.083	0.085	0.085
	\bar{R}/R_n Mean strength ratio			
e/h				
0.1	0.95	0.96	0.97	0.98
0.2	0.95	0.96	0.97	0.98
0.3	<u>0.96</u>	0.97	0.98	0.98
0.4	0.98	<u>0.97</u>	0.98	0.98
0.5	1.00	1.00	<u>0.98</u>	0.99
0.6	1.02	1.01	1.01	<u>0.99</u>
0.7	1.03	1.03	1.02	1.02
1	1.04	1.05	1.05	1.04
1.5	1.05	1.05	1.05	1.06
	T: M=1.03 V=0.087	C: M=0.97 V=0.112		

+ متوسط 31.5,300

ρ_g	0.01	0.02	0.03	0.04
	Of strength	V_R Coefficient of variation		
e/h				
0.1	0.118	0.111	0.106	0.103
0.2	0.115	0.108	0.103	0.100
0.3	<u>0.108</u>	0.102	0.098	0.096
0.4	0.098	<u>0.098</u>	0.095	0.093
0.5	0.087	0.091	<u>0.093</u>	0.091
0.6	0.081	0.086	0.089	<u>0.090</u>
0.7	0.081	0.082	0.086	0.089
1	0.080	0.083	0.084	0.086
1.5	0.079	0.082	0.084	0.085
	\bar{R}/R_n Mean strength ratio			
e/h				
0.1	1.01	1.01	1.02	1.02
0.2	1.01	1.01	1.02	1.02
0.3	<u>1.01</u>	1.01	1.02	1.02
0.4	1.02	<u>1.01</u>	1.02	1.02
0.5	1.03	1.03	<u>1.02</u>	1.02
0.6	1.04	1.04	1.04	<u>1.02</u>
0.7	1.05	1.04	1.05	1.04
1	1.05	1.06	1.06	1.06
1.5	1.06	1.06	1.05	1.06
	T: M=1.05 V=0.085	C: M=1.02	V=0.102	

ρ_g	0.01	0.02	0.03	0.04
	Of strength	V_R Coefficient of variation		
e/h				
0.1	0.166	0.153	0.144	0.136
0.2	0.161	0.147	0.136	0.129
0.3	<u>0.149</u>	0.137	0.128	0.122
0.4	0.133	<u>0.128</u>	0.122	0.117
0.5	0.109	0.114	<u>0.117</u>	<u>0.112</u>
0.6	0.093	0.099	0.106	0.109
0.7	0.089	0.090	0.096	0.101
1	0.084	0.085	0.086	0.089
1.5	0.082	0.084	0.085	0.086
	\bar{R}/R_n Mean strength ratio			
e/h				
0.1	0.89	0.90	0.92	0.93
0.2	0.90	0.91	0.92	0.93
0.3	<u>0.91</u>	0.92	0.93	0.94
0.4	0.93	<u>0.93</u>	0.94	0.95
0.5	0.96	0.96	<u>0.94</u>	<u>0.95</u>
0.6	1.00	0.99	0.98	0.99
0.7	1.01	1.01	1.00	1.04
1	1.03	1.04	1.04	1.03
1.5	1.03	1.04	1.05	1.05

T: M=1.01 V=0.094 C: M=0.92 V=0.136

+ متوسط 37,300

ρ_g	0.01	0.02	0.03	0.04
	Of strength	V_R Coefficient of variation		
e/h				
0.1	0.126	0.118	0.113	0.108
0.2	0.122	0.114	0.108	0.104
0.3	<u>0.114</u>	0.107	0.103	0.099
0.4	0.104	<u>0.101</u>	0.098	0.095
0.5	0.091	0.094	<u>0.095</u>	<u>0.093</u>
0.6	0.083	0.087	0.091	0.092
0.7	0.082	0.083	0.087	0.090
1	0.081	0.083	0.084	0.086
1.5	0.079	0.082	0.084	0.085
	\bar{R}/R_n Mean strength ratio			
e/h				
0.1	0.92	0.93	0.94	0.95
0.2	0.93	0.94	0.95	0.96
0.3	<u>0.93</u>	0.95	0.96	0.96
0.4	0.96	<u>0.95</u>	0.96	0.97
0.5	0.98	0.98	<u>0.95</u>	<u>0.97</u>
0.6	1.01	1.01	1.00	0.98
0.7	1.02	1.02	1.02	1.01
1	1.04	1.04	1.04	1.04
1.5	1.04	1.04	1.05	1.05
	T : M=1.02 V=0.086 C: M=0.95 V=0.107			

+ متوسط 21,400

ρ_g	0.01	0.02	0.03	0.04
	Of strength	V_R Coefficient of variation		
e/h				
0.1	0.117	0.106	0.099	0.094
0.2	0.114	0.104	0.097	0.094
0.3	0.111	0.101	0.096	0.092
0.4	<u>0.106</u>	0.099	0.094	0.091
0.5	0.096	0.096	0.093	0.090
0.6	0.081	<u>0.094</u>	0.091	0.089
0.7	0.077	0.088	<u>0.090</u>	0.088
1	0.074	0.076	0.080	<u>0.085</u>
1.5	0.073	0.075	0.076	0.077
	\bar{R}/R_n Mean strength ratio			
e/h				
0.1	0.91	0.92	0.93	0.94
0.2	0.92	0.93	0.94	0.95
0.3	0.92	0.94	0.95	0.95
0.4	<u>0.92</u>	0.94	0.95	0.96
0.5	0.94	0.94	0.95	0.96
0.6	0.97	<u>0.94</u>	0.95	0.96
0.7	0.98	0.95	<u>0.95</u>	0.96
1	1.00	1.00	0.98	<u>0.96</u>
1.5	1.00	1.00	1.01	1.00
	T: M=0.98 V=0.079 C: M=0.94 V=0.096			

ρ_g	0.01	0.02	0.03	0.04
	Of strength	V_R Coefficient of variation		
e/h				
0.1	0.147	0.131	0.119	0.094
0.2	0.144	0.128	0.118	0.094
0.3	0.137	0.123	0.114	0.092
0.4	<u>0.131</u>	0.119	0.111	0.091
0.5	0.106	<u>0.115</u>	0.108	0.090
0.6	0.087	0.107	<u>0.106</u>	0.089
0.7	0.081	0.091	0.102	<u>0.088</u>
1	0.076	0.076	0.079	0.085
1.5	0.073	0.074	0.074	0.077
	\bar{R}/R_n Mean strength ratio			
e/h				
0.1	0.73	0.76	0.78	0.80
0.2	0.74	0.77	0.79	0.82
0.3	0.75	0.78	0.80	0.83
0.4	<u>0.77</u>	0.79	0.82	0.84
0.5	0.84	<u>0.80</u>	0.82	0.84
0.6	0.88	0.84	<u>0.83</u>	0.85
0.7	0.91	0.90	0.85	<u>0.85</u>
1	0.95	0.96	0.95	0.92
1.5	0.96	0.98	0.98	0.98

T: M=0.92 V=0.085 C: M=0.80 V=0.118

ρ_g	0.01	0.02	0.03	0.04
	Of strength	V_R Coefficient of variation		
e/h				
0.1	0.129	0.119	0.112	0.106
0.2	0.126	0.115	0.108	0.103
0.3	0.119	0.110	0.104	0.100
0.4	<u>0.111</u>	0.105	0.100	0.096
0.5	0.091	<u>0.101</u>	0.097	0.094
0.6	0.082	0.090	<u>0.095</u>	0.092
0.7	0.078	0.080	0.090	<u>0.090</u>
1	0.074	0.076	0.077	0.079
1.5	0.072	0.074	0.075	0.076
	\bar{R}/R_n Mean strength ratio			
e/h				
0.1	0.95	0.95	0.96	0.96
0.2	0.95	0.96	0.96	0.97
0.3	0.95	0.96	0.97	0.97
0.4	<u>0.95</u>	0.96	0.97	0.97
0.5	0.98	<u>0.96</u>	0.97	0.97
0.6	0.99	0.98	<u>0.97</u>	0.97
0.7	1.00	0.99	0.97	<u>0.97</u>
1	1.00	1.00	1.00	1.00
1.5	1.01	1.01	1.01	1.01

T: M=1 V=0.080 C: M=0.96 V=0.106

ρ_g	0.01	0.02	0.03	0.04
	Of strength	V_R Coefficient of variation		
e/h				
0.1	0.116	0.108	0.102	0.098
0.2	0.112	0.104	0.099	0.095
0.3	0.106	0.100	0.095	0.092
0.4	<u>0.100</u>	0.094	0.092	0.089
0.5	0.085	<u>0.091</u>	0.089	0.087
0.6	0.079	0.084	<u>0.086</u>	0.085
0.7	0.076	0.077	0.084	<u>0.084</u>
1	0.073	0.075	0.076	0.078
1.5	0.071	0.074	0.075	0.076
	\bar{R}/R_n Mean strength ratio			
e/h				
0.1	1.00	1.00	1.00	1.00
0.2	1.00	1.00	1.01	1.01
0.3	1.00	1.00	1.00	1.01
0.4	<u>1.00</u>	1.00	1.00	1.01
0.5	1.01	<u>1.00</u>	1.00	1.00
0.6	1.01	1.00	<u>1.00</u>	1.00
0.7	1.01	1.01	1.00	<u>1.00</u>
1	1.02	1.01	1.01	1.01
1.5	1.02	1.02	1.02	1.02

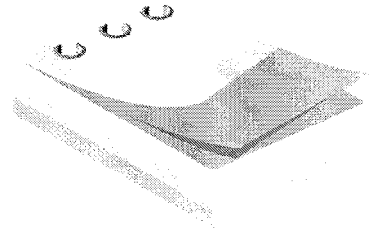
T: M=1.01 V=0.078 C: M=1.00 V=0.097

ρ_g	0.01	0.02	0.03	0.04
	Of strength	V_R Coefficient of variation		
e/h				
0.1	0.162	0.148	0.137	0.128
0.2	0.156	0.141	0.130	0.122
0.3	0.145	0.132	0.122	0.115
0.4	<u>0.133</u>	0.123	0.115	0.110
0.5	0.107	<u>0.117</u>	0.111	0.106
0.6	0.091	0.100	<u>0.107</u>	0.103
0.7	0.084	0.087	0.098	<u>0.100</u>
1	0.077	0.078	0.079	0.082
1.5	0.074	0.075	0.076	0.077
	\bar{R}/R_n Mean strength ratio			
e/h				
0.1	0.89	0.90	0.91	0.92
0.2	0.89	0.91	0.92	0.93
0.3	0.90	0.92	0.93	0.93
0.4	<u>0.91</u>	0.92	0.93	0.94
0.5	0.94	<u>0.93</u>	0.94	0.94
0.6	0.96	0.95	<u>0.94</u>	0.94
0.7	0.97	0.97	0.95	<u>0.95</u>
1	0.99	0.99	0.99	0.99
1.5	1.00	1.00	1.00	1.00

T: M=0.98 V=0.085 C: M=0.92 V=0.126

ρ_g	0.01	0.02	0.03	0.04
	Of strength	V_R Coefficient of variation		
e/h				
0.1	0.160	0.145	0.133	0.125
0.2	0.156	0.140	0.129	0.120
0.3	0.146	0.132	0.122	0.115
0.4	<u>0.136</u>	0.125	0.117	0.111
0.5	0.107	<u>0.119</u>	0.113	0.107
0.6	0.091	0.103	<u>0.109</u>	0.105
0.7	0.084	0.087	0.102	<u>0.103</u>
1	0.077	0.078	0.079	0.084
1.5	0.074	0.075	0.076	0.077
	\bar{R}/R_n Mean strength ratio			
e/h				
0.1	0.93	0.94	0.94	0.95
0.2	0.93	0.94	0.95	0.96
0.3	0.94	0.94	0.95	0.96
0.4	<u>0.94</u>	0.95	0.95	0.96
0.5	0.96	<u>0.95</u>	0.96	0.96
0.6	0.98	0.96	<u>0.96</u>	0.96
0.7	0.99	0.98	0.96	<u>0.96</u>
1	1.00	1.00	1.00	0.99
1.5	1.00	1.00	1.01	1.01

T: M=0.99 V=0.085 C: M=0.95 V=0.126



پیوست "پ"

جداول روش تبدیل ناتاف

$$R = \rho_{ij}/r_{ij}$$

Name (symbol)	Distribution function	Standard parameter-free distribution function
normal (Gauss) (N)	$\Phi\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)$	$\Phi(y)$
uniform (U)	$\frac{x-a}{b-a}, x \in [a, b]$	$y, y \in [0, 1]$
shifted exponential (SE)	$1 - \exp[-\lambda(x-a)]$ $x \in [a, \infty[$	$1 - e^{-y}$ $y \in [0, \infty[$
shifted Rayleigh (SR)	$1 - \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{x-a}{\alpha}\right)^2\right]$ $x \in [a, \infty[$	$1 - \exp\left(-\frac{1}{2}y^2\right)$ $y \in [0, \infty[$
Gumbel (type I) largest value (GL)	$\exp\{\exp[-\alpha(x-a)]\}$	$e^{e^{-y}}$
Gumbel (type I) smallest value (GL)	$1 - \exp\{\exp[-\alpha(x-a)]\}$	$1 - e^{e^{-y}}$

Table .1: Distributions of the first category

Name (symbol)	Distribution function
lognormal (LN)	$\Phi\left(\frac{\log x - \lambda}{\xi}\right), x \in \mathbb{R}_+$
gamma (Γ)	$\frac{\Gamma(k, \lambda x)}{\Gamma(k)}, x \in [0, \infty[$ $\Gamma(k, x) = \int_0^x u^{k-1} e^{-u} du, \Gamma(k) = \Gamma(k, \infty)$
Fréchet (type II) largest value (F)	$\exp\left[-\left(\frac{a}{x}\right)^k\right], x \in \mathbb{R}_+$
Weibull (type III) smallest value (W)	$1 - \exp\left[-\left(\frac{x-a}{b-a}\right)^k\right], x \in [a, \infty[$

Table .2: Distributions of the second category

(X_i, X_j)	(N,U)	(N,SE)	(N,SR)	(N,GL)	(N,GS)	max error %
R	1.023	1.107	1.014	1.031	1.031	0.0

Table 3: Values of R for X_i normal and X_j of the first category

(X_i, X_j)	1	V	V^2	max error %
(N, Γ)	1.001	-0.007	0.118	0.0
(N,F)	1.030	0.238	0.364	0.1
(N,W)	1.031	-0.195	0.328	0.1

Table 4: Coefficients of $1, V, V^2$ in a linear combination of $1, V, V^2$ that approximates R . $V = V_j$.

(X_i, X_j)	1	r	r^2	max error %
(U,U)	1.047	-	-0.047	0.0
(U,SE)	1.133	-	0.029	0.0
(U,SR)	1.038	-	-0.008	0.0
(U,GL)	1.055	-	0.015	0.0
(U,GS)	1.055	-	0.015	0.0
(SE,SE)	1.229	-0.367	0.153	1.5
(SE,SR)	1.123	-0.100	0.021	0.1
(SE,GL)	1.142	-0.154	0.031	0.2
(SE,GS)	1.142	0.154	0.031	0.2
(SR,SR)	1.028	-0.029	-	0.0
(SR,GL)	1.046	-0.045	0.006	0.0
(SR,GS)	1.046	0.045	0.006	0.0
(GL,GL)	1.064	-0.069	0.005	0.0
(GL,GS)	1.064	0.069	0.005	0.0
(GS,GS)	1.064	-0.069	0.005	0.0

Table 5: Coefficients of $1, r, r^2$ in the linear combination of $1, r, r^2$ that approximates R .

(X_i, X_j)	(U, LN)	(SE, LN)	(SR, LN)	(GL, LN)	(GS, LN)
1	1.019	1.098	1.011	1.029	1.029
r	-	0.003	0.001	0.001	-0.001
r^2	0.010	0.025	0.004	0.004	0.004
V	0.014	0.019	0.014	0.014	0.014
V^2	0.249	0.303	0.231	0.233	0.233
rV	-	-0.437	-0.130	-0.197	0.197
max error %	0.7	1.6	0.4	0.3	0.3
(X_i, X_j)	(U, Γ)	(SE, Γ)	(SR, Γ)	(GL, Γ)	(GS, Γ)
1	1.023	1.104	1.014	1.031	1.031
r	-	0.003	0.001	0.001	-0.001
r^2	0.002	0.014	0.002	0.003	0.003
V	-0.007	-0.008	-0.007	-0.007	-0.007
V^2	0.127	0.173	0.12	0.131	0.131
rV	-	-0.296	-0.090	-0.132	0.132
max error %	0.1	0.9	0.9	0.3	0.3
(X_i, X_j)	(U, F)	(SE, F)	(SR, F)	(GL, F)	(GS, F)
1	1.033	1.109	1.036	1.056	1.056
r	-	-0.152	-0.038	-0.060	0.060
r^2	0.074	0.130	0.028	0.020	0.020
V	0.305	0.361	0.266	0.263	0.263
V^2	0.405	0.455	0.383	0.383	0.383
rV	-	-0.728	-0.229	-0.332	0.332
max error %	2.1	4.5	1.2	1.0	1.0
(X_i, X_j)	(U, W)	(SE, W)	(SR, W)	(GL, W)	(GS, W)
1	1.061	1.147	1.047	1.064	1.064
r	-	0.145	0.042	0.065	-0.065
r^2	-0.005	0.010	-	0.003	0.003
V	-0.237	-0.271	-0.212	-0.210	-0.210
V^2	0.379	0.459	0.353	0.356	0.356
rV	-	-0.467	-0.136	-0.211	0.211
max error %	0.5	0.4	0.2	0.2	0.2

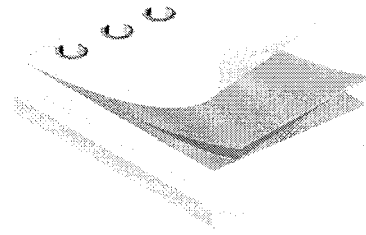
Table 6: Coefficients of $1, r, r^2, V, V^2, rV$ in the linear combination of these parameters that approximates R for X_i of the first category and X_j of the second category. $V = V_j$.

(X_i, X_j)	(LN,GM)	(LN,F)	(LN,W)	(GM,GM)	(GM,F)	(GM,W)	(F,F)	(F,W)	(W,W)
1	1.001	1.026	1.031	1.002	1.029	1.032	1.086	1.065	1.063
r	0.033	0.082	0.052	0.022	0.056	0.034	0.054	0.146	-0.004
r^2	0.002	0.018	0.002	0.001	0.012	-	-0.055	0.013	-0.001
r^3	-	-	-	-	-	-	-0.020	-	-
V_i	0.004	-0.019	0.011	-0.012	-0.030	-0.007	0.104	0.241	-0.200
V_i^2	0.223	0.288	0.220	0.125	0.174	0.121	0.662	0.372	0.337
V_j	-0.016	0.222	-0.210	-0.012	0.225	-0.202	0.104	-0.259	-0.200
V_j^2	0.130	0.379	0.350	0.125	0.379	0.339	0.662	0.435	0.337
rV_i	-0.104	-0.441	0.005	-0.077	-0.313	-0.006	-0.570	0.005	0.007
rV_j	-0.441	-0.277	-0.174	-0.077	-0.182	-0.111	-0.570	-0.481	0.007
V_iV_j	0.029	0.126	0.009	0.014	0.075	0.003	0.203	0.034	-0.007
$V_i^3+V_j^3$	-	-	-	-	-	-	-0.218	-	-
$r(V_i^2+V_j^2)$	-	-	-	-	-	-	-0.371	-	-
$r^2(V_i+V_j)$	-	-	-	-	-	-	0.257	-	-
$V_iV_j(V_i+V_j)$	-	-	-	-	-	-	0.141	-	-
max error %	4.0	4.3	2.4	4.0	4.2	4.0	4.3	3.8	2.6

Table 7: Coefficients in linear combinations of the variables listed in the first column of the table. Each column defines a linear combination that approximates R with both X_i and X_j of the second category as indicated in the first row.

Distribution	N	U	SE
N	-1.000/1.000	-0.977/0.977	-0.903/0.903
U	-0.977/0.977	-0.999/0.999	-0.886/0.886
SE	-0.903/0.903	-0.866/0.866	-0.645/1.000
SR	-0.986/0.986	-0.970/0.970	-0.819/0.957
GL	-0.969/0.969	-0.936/0.936	-0.780/0.981
GS	-0.969/0.969	-0.936/0.936	-0.981/0.780
distribution	SR	GL	GS
N	-0.986/0.986	-0.969/0.969	-0.969/0.969
U	-0.970/0.970	-0.936/0.936	-0.936/0.936
SE	-0.819/0.957	-0.780/0.981	-0.981/0.780
SR	-0.947/1.000	-0.915/0.993	-0.993/0.915
GL	-0.915/0.993	-0.886/1.000	-1.000/0.886
GS	-0.983/0.915	-1.000/0.886	-0.886/1.000

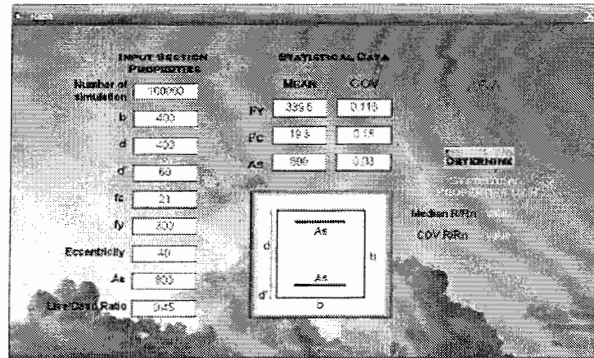
Table 8: Variation intervals for the correlation coefficient r in the two-dimensional Nataf distribution when both marginal distributions are of the first category.



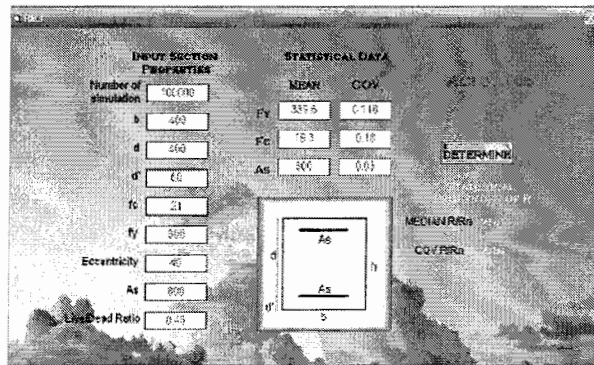
پیوست "ت"

لیست برنامه های کامپیوتری

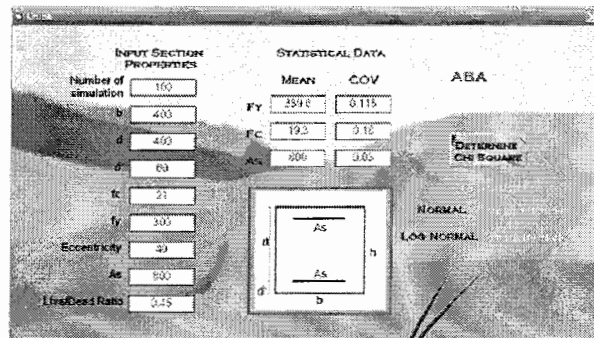
۱. RABA = تعیین مشخصات آماری
 مقاومت مقطع ستون بر مبنای آئین نامه
 آبا



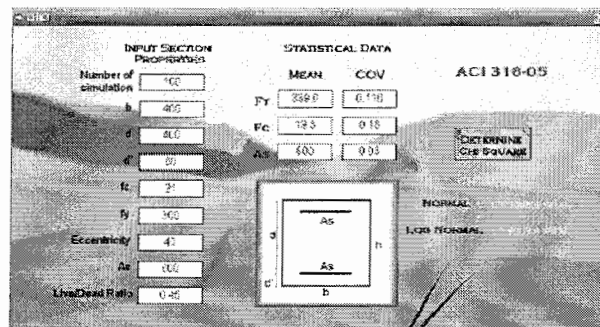
۲. RACI = تعیین مشخصات آماری
 مقاومت مقطع ستون بر مبنای آئین نامه
 ACI 318-05



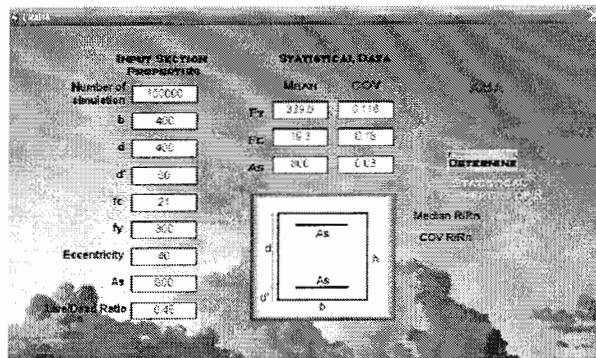
۳. CHIBA = تعیین نوع توزیع احتمال
 مقاومت مقطع ستون بر مبنای آئین نامه
 آبا



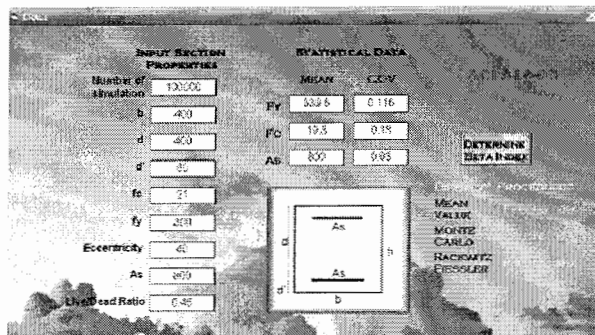
۴. CHICI = تعیین نوع توزیع احتمال
 مقاومت مقطع ستون بر مبنای آئین نامه
 ACI 318-05



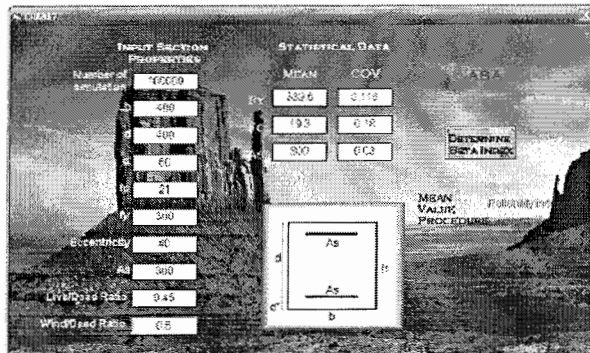
۵. CRABA = تعیین شاخص قابلیت
اعتماد ستون بر مبنای آئین نامه آبا در
حالت e ثابت



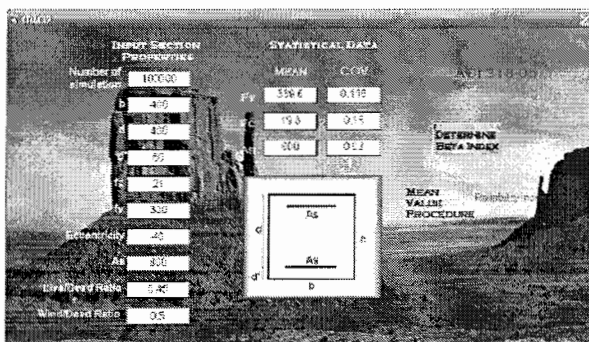
۶. CRACI = تعیین شاخص قابلیت
اعتماد ستون بر مبنای آئین نامه
ACI 318-05 در حالت e ثابت



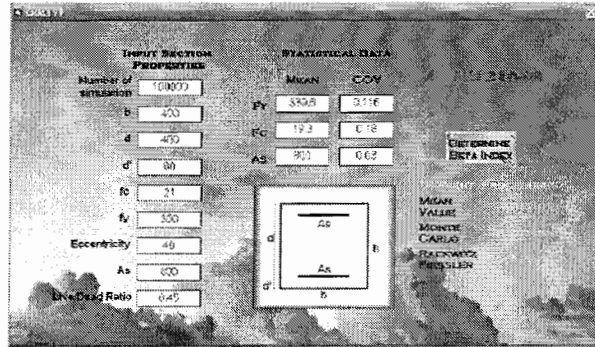
۷. CRABA2 = تعیین شاخص قابلیت
اعتماد ستون بر مبنای آئین نامه آبا تحت
ترکیب بار D+L+W در حالت e ثابت



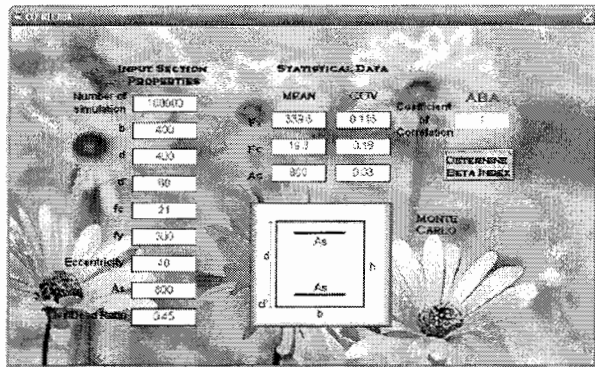
۸. CRACI2 = تعیین شاخص قابلیت
اعتماد ستون بر مبنای آئین نامه
ACI 318-05 تحت ترکیب بار D+L+W
در حالت e ثابت



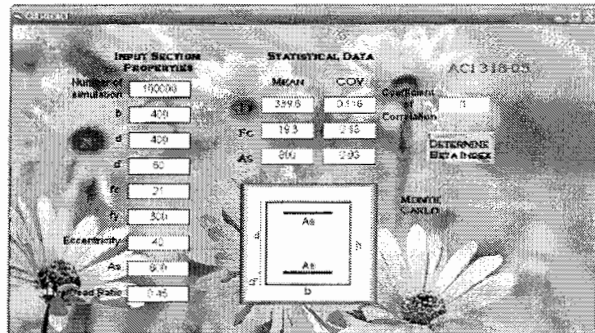
۹. CRACI 99 = تعیین شاخص قابلیت
اعتماد ستون بر مبنای آئین نامه
ACI 318-99 در حالت e ثابت



۱۰. COLRELABA = تعیین شاخص
قابلیت اعتماد ستون بر مبنای آئین نامه آبا
برای ضرایب همبستگی مختلف



۱۱. COLRELACI = تعیین شاخص
قابلیت اعتماد ستون بر مبنای آئین نامه
ACI 318-05 برای ضرایب همبستگی
مختلف



Abstract

The present thesis deals with the assessment of the reliability of short reinforced concrete columns for a fixed load eccentricity by employing a hybrid probabilistic approach . This approach combines Monte Carlo simulation with a first order reliability method . A comparison , based on real field data was made between reliability of short RC columns designed using ABA and ACI 318-05 codes. This provides a direct comparison between the two sets of load and resistance factors. The study is limited to the combination of dead load, live load, and wind effect. Effects of the yield stress, concrete compressive strength, reinforcement ratio, live to dead load ratio and dimensions on the column reliability are also investigated .

Reinforced concrete columns are often designed and assessed under the assumption that axial loads and bending moments are applied simultaneously and are perfectly correlated. Cases, however, may exist where loads are applied sequentially with varying degrees of correlation between them . This study paves the path toward the development of performance-based methods of assessment and design of RC columns under random loads. The effects of load path and load correlation are both taken into account. By ignoring the correlation between the axial load and the bending moment or the uncertainty in the load eccentricity, the design according to the current Iranian and American concrete design codes may not be reliability consistent . Therefore, the results of this study can be used to support the consideration of load path and load correlation in the development of improved evaluation and design specifications for reinforced concrete columns.

Keywords: Reliability, probability of failure, uncertainty, reinforced concrete column, random loads, correlation, ACI, ABA.