

在室率先验区划在地震压埋率的应用研究*

肖东升^{1,2}, 黄丁发¹, 王旭³, 宋明胤⁴, 邓夕胜¹

(1. 西南交通大学 土木工程学院, 成都 610031; 2. 西南石油大学 建筑工程学院, 成都 610050;
3. 山东正元地理信息工程有限责任公司, 济南 250014; 4. 石家庄铁源工程咨询有限公司, 石家庄 050000)

摘要: 基于在室率与人员压埋率先验关系, 建立了以小区域为中心的在室率离散点, 以离散点为基础用克里金插值得到我国中西部地区的在室率区划。以汶川地震灾区部分中小学为例分析在室率区划在压埋率中的应用, 说明在室率先验区划在抗震救灾具有一定的指导意义。

关键词: 倒塌率; 在室率; 压埋率; 离散; 区划; 汶川地震

中图分类号: **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-0666(2009)04-0395-07

0 引言

对地震应急救生救援说以最快的速度预估出地震人员压埋情况, 为辅助救生决策提供依据, 是科学的预估震后人员压埋最关键步骤, 而与压埋直接相关在室率是可以事前统计的(郭红梅等, 2008; 马玉宏, 谢礼立, 2000)。

众所周知, 烈度区划对建筑抗震设防提供指导。同理, 建立在室率先验区划, 对震后的应急救生提供决策辅助有一定的指导作用。

1 在室率在压埋率预估中的先验性分析

1.1 在室率是地震压埋的先验因素

压埋率是指地震中建筑物倒塌对人员造成压埋的可能性, 在地震中可表示定量, 建筑物倒塌造成压埋人数与建筑物内总人数的比率: $P(B) = N_R/N_T$ (N_R 为压埋人数, N_T 为总人数)。

造成人员压埋的是地震本身, 而是地震造成的建筑物的倒塌。以 5.12 汶川大地震为例, 据不完全统计最受人们关注的中小学校师生伤亡约 13 680 人, 压埋约 20 000 人。直接原因是 8 级地震造成重灾区学校的校舍倒塌率高达 90%, 不过地震中地震建筑物倒塌率具有事后性(程家喻等, 1993)。同时, 当人员不在室内, 即使建筑物倒塌

也不会对人员造成压埋, 所以造成压埋的另一个因素是地震时人员的在室率。5·12 汶川大地震发生时刻为 14:28, 学生在校上课, 人员在室率相当高。与地震中建筑物的倒塌率不同, 在室率可根据人员的作息规律事先统计, 具有先验性。

1.2 基于在室率的压埋率模型

通过以上分析可知地震压埋率由在室率与地震时建筑物倒塌率两者共同决定, 由全概率公式得到地震压埋率(盛骤等, 1989):

$$P(B) = P(B|S \cap C)P(S \cap C) + P(B|\overline{S \cap C})P(\overline{S \cap C}) + \varepsilon. \quad (1)$$

式中, $P(S \cap C)$ 为人员在室内事件 S 和所在建筑物发生倒塌事件 C 的交集 $S \cap C$ 的概率, 与之相反则为 $P(\overline{S \cap C})$; $P(B|S \cap C)$ 为 $S \cap C$ 条件下的人员被压埋的概率; 反之 $P(B|\overline{S \cap C})$ 为人员在室外且非建筑物倒塌造成的压埋的概率, 对地震中就绝大多数由建筑物倒塌造成的压埋来说, 可忽略不计, 故 $P(B|\overline{S \cap C})P(\overline{S \cap C})$ 为随机波动项。式(1)变为

$$P(B) = P(B|S \cap C)P(S \cap C) + \varepsilon. \quad (2)$$

由概率乘法, $P(S \cap C) = P(S)P(C|S) = P(C)P(S|C)$, 其中, $P(C|S)$ 表示人员在室内条件下的建筑物倒塌的概率, 即在室率为先验概率; $P(S|C)$

* 收稿日期: 2008-07-29.

基金项目: 公益性行业专项(200808063)资助.

表示建筑物倒塌条件下人员在室率，即倒塌率为先验概率。 $P(S \cap C) = P(S)P(C|S)$ 是在室率作为先验概率，由此表明相对压埋率，在室率具有先验性，式(2)变为

$$P(B) = P(B|S \cap C)P(S)P(C|S) + \varepsilon.$$

(3)

假设房屋倒塌时，室内人员都被压埋，且 $P(B|S \cap C) = 1$ ，由式(3)得到压埋率模型：

$$P(B) = P(S)P(C|S) + \varepsilon.$$

(4)

本文把地震中建筑物倒塌率为作为后验概率，而在室率为先验概率可以在地震发生前统计，为地震应急救援辅助决策迅速度提供条件（肖东升等，2009）。

2 在室率及在室率区划

在室率在指人员在室内的概率。在室率区划指以作息参考区为基础，综合考虑地理条件、历

史习惯和人文习惯等，把我国绝大多数地方分区进而计算其在室率，作为计算压埋率的先验条件，为快速速救援辅助决策提供支持。

2.1 作息时区的划分原则

首先，作息时间的安排应按理论区时制度，每隔经度 7.5° 太阳时差 0.5 h 原则进行。因为作息时间参考区又是在实际时区的基础上划分的，实际时区是在理论时区的基础上划分的，所以作息时间根据理论区时制度的原则进行安排是有科学性的。其次，作息时间的安排还应考虑各地居民现行作息时间情况，因为各地居民现行作息时间是长期以来根据当地自然地理条件和人文地理状况制定的，所以作息时间根据实际情况进行安排具有实用性。

根据以上两条作息时间安排办法和绝大多数行政单位每年 5 月 1 日和 10 月 1 日各变换 1 次作息时间（5 月 1 日至 9 月 30 日为夏季作息时间，10 月 1 日至次年 4 月 30 日为冬季作息时间）的情况，将中国 13 个作息时间参考区列入表 1（甘本根，1999）。

表 1 作息时间安排参考区划
Tab.1 Regionalization of work and rest

序号	拟名区名	范围	法定作息时间	
			夏季	冬季
1	和田	克孜勒苏柯尔克孜自治州、喀什地区、阿克苏地区、和田地区(新)	10:0~20:30	10:30~20:00
2	天山	新(除和田区范围外)	9:30~20:00	10:00~19:30
3	青海	酒泉地区、嘉峪关市、张掖地区(甘)、青	9:00~19:30	9:30~19:00
4	甘宁	阿拉善盟、巴彦淖尔盟、伊克昭盟(内蒙)、甘(除青海区范围外)、宁	8:30~19:00	9:00~18:30
5	中原	乌兰察布盟、包头市、呼和浩特市(内蒙)、陕、晋、豫	8:00~18:30	8:30~18:00
6	北京	内蒙(除甘宁区中原区范围外)京、津、冀、鲁	7:30~18:00	8:00~17:30
7	东北	黑、吉、辽	7:00~17:30	7:30~17:00
8	阿里	阿里地区(藏)	10:0~20:00	10:0~19:30
9	拉萨	藏(除阿里区、昌都区范围外)	9:30~19:30	9:30~19:00
10	昌都	昌都地区(藏)	9:00~19:00	9:00~18:30
11	西南	云、贵、川、渝	8:00~18:30	8:30~18:00
12	湖广	鄂、湘、赣、桂、粤、琼、港澳地区	8:00~18:00	8:00~17:30
13	上海	皖、苏、沪、浙、闽、台	7:30~17:30	7:30~17:00

注：1. 表中时间为北京时间。2. 工作日午餐和午休时间：夏季为 2.5 小时，冬季为 1.5 小时，均在上班 4 小时后。

2.2 在室率计算原理

作息人员分有职（学生属于城市有职）和无职人员两类，研究城市和农村两种环境。

设事件 S 为“在室内”，则事件 \bar{S} 为“在室外”，事件 SUS 表示“既可能在室内，也可能在室外”，任意个体在一天中任一时间段的作息可由事件

S, \bar{S} 及 SUS 之一来表示（程家喻，杨喆，1993，1996），根据表 1 以西南地区人们的作息规律为基础建立表 2。

由表 1 在室率按事件特征分为 2 类：

(1) 在 S, \bar{S} 时段，设 $P(S_{uw}), P(\bar{S}_{uw}), P(S_{\bar{uw}}), P(\bar{S}_{\bar{uw}})$ 分别为城市有职者在室率、城市有职

者在室外概率，城市无职在室率、城市无职者在室外概率； $P(S_{rw})$, $P(\bar{S}_{rw})$, $P(S_{\bar{rw}})$, $P(\bar{S}_{\bar{rw}})$ 分别为农村劳动者在室率、农村劳动者在室外概率、农村非劳动者在室率、农村非劳动者在室外概率。假定：

在 S 时段，有职者在工作时段都在室内，即， $P(S_{uw}) = P(S_{rw}) = 1$, $P(\bar{S}_{uw}) = P(\bar{S}_{rw}) = 0$ ；同理，在 \bar{S} 时段： $P(S_{uw}) = P(S_{rw}) = 1$, $P(\bar{S}_{uw}) = P(\bar{S}_{rw}) = 0$ ；

(2) 在 SUS 时段，假设人员的在室内事件服从均匀分布，则在室率为 t_i/T （表 3），其中 T 为事件 SUS 的总时间， $t_i (i = 1, 2, \cdots, 5)$ 为在 SUS 时间段不同类型的人在室内的平均时间。

假定节假日不同时间段，所有城市居民的作息与工作日城市无职者的作息時間相同，农村居民则与工作日农村非劳动者的作息時間相同。则可得工作日和节假日人员在室率（表 4、表 5）。西南地区一般取 $t_1 = 5$, $t_2 = 11$, $t_3 = 9$, $t_4 = 11$, $t_5 = 9$ ，由以上的分析得到西南地区人员在室率表。

表 2 在工作日不同时段人员的作息
Tab. 2 Daily routine in workday

分类	时间（北京时）						
	0~7:00	~8:00	~12:00	~14:30	~18:30	~22:30	~0
城市有职者	S	SUS	S	SUS	S	SUS	S
城市无职者	S	SUS	SUS	SUS	SUS	SUS	S
农村劳动者	S	S	\bar{S}	\bar{S}	\bar{S}	\bar{S}	S
农村非动者	S	S	SUS	SUS	SUS	S	S

表 6 工作日城市在职人员在室率区划

Tab. 6 Regionalization of In – building probability in different period of workday

序号	区划	时间分段								
		0~6	~6:30	~7:00	...	~22:00	~22:30	~23:00	~23:30	~0:00
1	和田	1	1	1	...	0.571 4	0.571 4	0.571 4	0.571 4	1
2	天山	1	1	1	...	0.533 3	0.533 3	0.533 3	0.533 3	1
...
11	西南	1	1	1	...	0.666 7	0.666 7	1	1	1
...
13	上海	1	1	0.571 43	...	0.571 4	1	1	1	1

3 基于克里金插值的在室率先验区划

由上建立的在室率，区域是间断、突变且不连续的。为此，以行政中心为基础形成点域，采

2.3 在室率的先验离散区域的计算

依据作息时间参考区划,按在室率计算原理可以计算出点在室率,则工作日城市在职人员在室率见表 6。

表 3 在 SUS 时间段人员在室率

Tab. 3 In – building probability during SUS

类型	城市有职者	城市无职者	农村劳动者	农村非劳动者
工作日	$t_1/7.5$	$t_2/15.5$	—	$t_2/10.5$
节假日	$t_4/15.5$	$t_4/15.5$	$t_5/10.5$	$t_5/10.5$

表 4 工作日不同时段在的在室率

Tab. 4 In – building probability in different period of workday

分类	时间（北京时）						
	0~7:00	~8:00	~12:00	~14:30	~18:30	~22:30	~0
城市有职者	1	0.6667	1	0.6667	1	0.6667	1
城市无职者	1	0.7097	0.7097	0.7097	0.7097	0.7097	1
农村劳动者	1	0	0	1	0	1	1
农村非劳动者	1	0.8571	0.8571	0.8571	0.8571	1	1

表 5 节假日不同时段在的在室率

Tab. 5 In – building probability in different period of holidays

分类	不同时段（北京时间）						
	0~7:00	~8:00	~12:00	~14:30	~18:30	~22:30	~0
城市	1	0.7097	0.7097	0.7097	0.7097	0.7097	1
农村	1	0.8571	0.8571	0.8571	0.8571	1	1

用空间插值，形成在室率区划（陈天恩，2006），具体如下：

空间插值常用于将离散点的测量数据转换为连续的数据曲面，以便与其它空间现象的分布模式进行比较，它包括了空间内插和外推两种算法。空间

内插算法是一种通过已知点的数据推求同一区域其它未知点数据的计算方法；空间外推算法则是通过已知区域的数据，推求其它区域数据的方法。

$$z(x) = m(x) + \varepsilon'(x) + \varepsilon''.$$
 (5)

式中， x 为一维、二维或三维空间中的某一个位置，变量 z 在 x 处的值可由下式计算， $m(x)$ 是描述 $z(x)$ 的结构性成分的确定性函数； $\varepsilon'(x)$ 是与空间变化有关的随机变化项，即区域性变量； ε'' 是剩余误差项，空间上具有零平均值、 σ^2 与空间无关的高斯噪声项。

克里金方法的第一步是确定适当的 $m(x)$ 函数，最简单的情况是 $m(x)$ 等于采样区的平均值，距矢量 h 分离的两点 $x, x + h$ 之间的数学期望等于零：

$$E[z(x) - z(x + h)] = 0.$$
 (6)

式中 $z(x), z(x + h)$ 是随机变量 $z(x)$ 在 $x, x + h$ 处的值，同时还假设两点之间的方差只与距离 h 有关，于是

$$E\left[\left(z(x) - z(x + h)\right)^2\right] = E\left[\left(\varepsilon'(x) - \varepsilon'(x + h)\right)^2\right] = 2\gamma(h).$$
 (7)

式中， $\gamma(h)$ 为半方差函数。

区域性变量理论的两个内在假设条件是差异的稳定性和可变性，一旦结构性成分确定后，剩余的差异变化属于同质变化，不同位置之间的差异仅是距离的函数。这样，区域性变量计算公式可以写成下式的形式：

$$z(x) = m(x) + \gamma(h) + \varepsilon''.$$
 (8)

半方差的估算公式为

$$\hat{\gamma}(h) = \frac{1}{2n} \sum_{i=1}^n \left[z(x_i) - z(x_i + h) \right]^2.$$
 (9)

式中， n 为距离为 h 的采样点对的数目（ n 对点），采样间隔 h 也叫延迟。对应于 h 的 $\hat{\gamma}(h)$ 的图被称为“半方差图”。

半方差是定量描述区域性变化的第一步，它为空间插值、优化采样方案提供了有益的信息。拟合后的半方差重要的用途是确定局部内插需要

的权重因子 λ_i 。确定 λ_i 的过程与加权移动插值方法类似，但不是按一种固定的函数计算 λ_i ，而是按采样点数据的半方差图的统计分析原理计算。

$$\hat{z}(x_0) = \sum \lambda_i \cdot z(x_i), \quad \sum \lambda_i = 1.$$
 (10)

权重 λ_1 的选择应使 $\hat{z}(x_0)$ 是无偏估计，且估计的方差 σ_e^2 小于观测值的其它线性组合产生的方差。 $\hat{z}(x_0)$ 的最小方差为

$$\hat{\sigma}_e^2 = \sum_{i=1}^n \lambda_i \gamma(x_i, x_0) + \phi.$$
 (11)

式 (12) 成立时，才可获得 $\hat{z}(x_0)$ 的最小方差

$$\sum_{i=1}^n \lambda_i \gamma(x_i, x_j) + \phi = \gamma(x_j, x_0).$$
 (12)

式中， $\gamma(x_i, x_j)$ 是 z 在采样点 x_i, x_j 之间的半差； $\gamma(x_j, x_0)$ 是采样点 x_j 和未知点 x_0 之间半方差，这两个量均可从已拟合模型的半方差上得到。量 ϕ 中计算最小方差需要的拉格朗日算子，这个方法叫常规克里金插值。估计的误差 σ_e^2 ，又叫克里金方差。

克里金插值方法的目的是提供确定权重系数最优的方法并能描述误差信息。由于克里金点模型（常规克里金模型）的内插值与原始样本的容量有关，在样本少的情况下，采用简单的点常规克里金插值的内插结果图会出现明显的凹凸现象，但可以通过修改克里金方程以估计子块内的平均值来克服这一缺点，该方法叫块克里金插值，该方法对估算给定面积试验小区的平均值或对给定格网大小的规则格网进行插值比较适用，子块 B 内 Z 的均值为

$$z(B) = \int [z(x)/s] dx.$$
 (13)

式中， S_B 为子块 B 的面积， $z(x)$ 仍用相同的估计公式

$$\hat{z}(x_0) = \sum_{i=1}^n \lambda_i z(x_i), \quad \sum_{i=1}^n \lambda_i = 1.$$
 (14)

最小方差为

$$\hat{\sigma}_e^2 = \sum_{i=1}^n \lambda_i \gamma(x_j, x_0) + \phi.$$
 (15)

但成立条件则变为

$$\sum_{i=1}^n \lambda_i \gamma(x_j, x_0) + \phi = \overline{\gamma}(x_j, B) \tag{16}$$

块克里金插值估算的方差结果常常小于点克里金插值，所以生成的平滑插值表面不会发生点模型的凹凸现象，目前各 GIS 系统软件都提供了此种功能（陈天恩，2006）。由此，得出在室率区划图（图 1）。

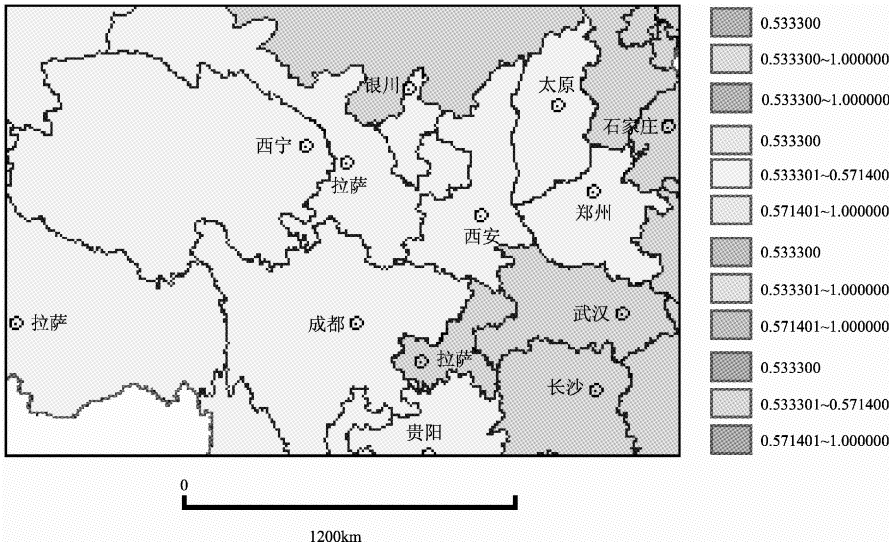


图 1 我国中西部地区在室率区划图（14:28）

Fig. 1 Regionalization of In - building probabilityat 14:28 in middle-west region of China

4 在室率先验区划的应用与分析

4.1 在室率区划的应用

5·12 汶川大地震发生地点：四川；日期：星

期一；时间：14:28；由图 1 可知其在室率为“0.533 ~ 1”，根据四川地区取值约 0.666 67，再根据震级为 8.0，重灾区倒塌率估计“1”。对各学校压埋率进行预估计列于表 7。

表 7 5·12 汶川地震受灾学校的压埋情况统计

Tab. 7 Buried statistics in the schools in 5·12 Wenchuan earthquake

受灾县市	受灾学校	总人数	统计压埋数约	先验在室率	震后倒塌率估计	压埋率估计	统计压埋率	误差
都江堰	向峨中学	500	500	0.666 7	1	0.666 7	1.000	-0.33
	聚源中学	1 800	1 200	0.666 7	1	0.666 7	0.666 7	0.00
	新建小学	680	450	0.666 7	1	0.666 7	0.661 7	0.01
北川县	北川中学	2 700	1 200	0.666 7	1	0.666 7	0.444 4	0.04
	南坝小学	870	586	0.666 7	1	0.666 7	0.673 5	0.00
汶川县	映秀小学	470	400	0.666 7	1	0.666 7	0.851 0	-0.18
	映秀幼儿园	81	73	0.666 7	1	0.666 7	0.901 2	-0.23
绵竹市	东汽中学	1 000	600	0.666 7	1	0.666 7	0.600 0	0.06
	武都小学	560	317	0.666 7	1	0.666 7	0.566 0	0.10
	富新二小	300	200	0.666 7	1	0.666 7	0.666 7	0.00
什邡县	仁和小学	117	74	0.666 7	1	0.666 7	0.632 4	0.04
	蓥华中学	300	300	0.666 7	1	0.666 7	1.000 0	-0.33
	蓥华小学	400	400	0.666 7	1	0.666 7	1.000 0	-0.33
	红白学校	732	500	0.666 7	1	0.666 7	0.683	-0.02
广元市	洛水小学	360	300	0.666 7	1	0.666 7	0.833 3	-0.16
	木鱼中学	857	500	0.666 7	1	0.666 7	0.583 4	0.08

注：数据来源世界华人周刊（http://www.worldchineseweekly.com/weekly_cn/article/）

4.2 在室率对压埋率的精度影响分析

精度是指误差分布的密集或离散的程度,也指离散度的大小,它反映了模型的预估误差,模型的预估误差越小则精度越高,反之,则精度越低。方差或均方差是精度的量化指标,均方差的无偏有效估计为 $\sigma = \sqrt{[\varepsilon\varepsilon]/(n-1)}$ (ε = 预估值 - 实际值), $[\varepsilon\varepsilon]$ 表示 ε 的平方和。现用精度分析压埋率模型,由压埋率公式(4)对模型全微分

$$d[P(B)] = d[P(S)] + d[P(C|S)]. \quad (17)$$

根据误差传播定律,假定影响压埋率的因素之间相互独立且等精度(武汉大学测绘学院测量平差学科组,2002),由式(18)变为

$$\sigma_{P(B)}^2 = \sigma_{P(C)}^2 + \sigma_{P(S|C)}^2. \quad (18)$$

在室率对压埋率的精度影响的讨论:

(1) 当倒塌率不为“1”时,压埋率 $P(B) = P(S)P(S \cap C) + \varepsilon$, 其由 $\sigma_{P(B)}^2 = \sigma_{P(C)}^2 + \sigma_{P(S|C)}^2$ 决定。

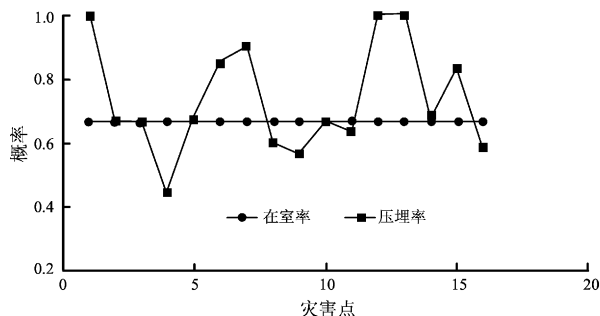


图2 误差曲线图

Fig.2 Error Curve

(2) 当倒塌率为“1”时,压埋率由在室率确定: $P(B) = P(S) + \varepsilon$, 其实际意义是压埋率围绕在室率上下波动(图2)。此时压埋率精度: $\sigma_{P(B)} = \sigma_{P(S)}$ 。

本文统计的灾害点为中小学学校,倒塌率估计“1”的情况,根据讨论(2)由表7得到: $\sigma_{P(B)} = \pm 0.18$ 。

4 结论与建议

本文以震后人员压埋率为目标,以在室率的先验区划为内容,为计算震后压埋率和提供快速辅助决策提供了数量指导,综合得出以下结论及建议:

(1) 建立了压埋率与在室率的相互关系式。

(2) 以在室率离散点为基础,用克里金插值得到在室率区划图。

(3) 讨论在室率对压埋率的精度影响。

(4) 在室率的计算抓住了主要矛盾,忽略了次要矛盾,本文作了相应的假设,如: SUS 在时间段,人员的在室内事件服从均匀分布的假设,需要进一步研究。

(5) 作息参考区划具有高度的概括性,适当的小区划可以提高估计的精度。

参考文献:

- 陈天恩. 2006. 城市震灾模拟空间分析方法 [D]. 青岛: 中国海洋大学.
- 程家喻. 1993. 地震发生时间对人员伤亡影响的概率 [J]. 灾害学, 8 (3): 14-16.
- 程家喻, 杨喆. 1993. 唐山地震人员震亡率与房屋倒塌率的相关分析 [J]. 地震地质, 15 (1): 83-87.
- 程家喻, 杨喆. 1996. 评估地震人员伤亡的软件系统 [J]. 地震地质, 18 (4): 468-469.
- 甘本根. 1999. 中国作息时间考区的究 [J]. 抚州师专学报, 62 (3): 84-90.
- 郭红梅, 黄丁发, 陈维锋, 等. 城市地震现场搜救指挥辅助决策系统的设计与开发 [J]. 地震研究, 31 (1): 83-85.
- 马玉宏, 谢礼立. 2000. 关于地震人员伤亡因素的探讨 [J]. 自然灾害学报, 9 (3): 84-90.
- 盛骤, 谢式千, 潘承毅. 1989. 概率论与数理统计 [M]. 北京: 高等教育出版社, 1-29.
- 武汉大学测绘学院测量平差学科组. 2002. 误差理论与测量平差基础 [M]. 武汉: 武汉大学出版, 22-28.
- 肖东升, 黄丁发, 陈维锋, 等. 2009. 地震压埋率预估模型研究 [J]. 西南交通大学学报, 44 (4): 574-579.
- 肖东升, 黄丁发, 赵勇, 等. 2009. 基于 vague 集的建筑物体震倒塌率研究 [J]. 地震研究, 32 (1): 68-73.

Chinese Prior-regionalization of in-building Ratio in Earthquake

XIAO Dong-sheng^{1, 2}, HUANG Ding-fang², WANG Xu³, SONG Ming-yin⁴, DENG Xi-sheng¹

(1. School of CivilEng, Southwest Jiaotong University, Chengdu 610031, Sichuan, China)

(2. School of Civil Engineering and Architecture, Chengdu 610500, Sichuan, China)

(3. Shandong Zheng-yuan Geographic Information Engineering Co. Ltd, Jinan 250014, Shandong, China)

(4. Shijiazhuang Railway Source Engineering Consulting Co. Ltd, Shijiazhuang 050000, Hebei, China)

Abstract

To deal with fast emergency and lifesaving assistant decision-making based on buried personnel after earthquake. To direct connection between buried personnel and in-building ratio that are divided into the prior probability and the latter. Set up discrete points that stand for in-building ratio, regionalization of in-building ratio is set up by the way of Kriging interpolation based on those points. At last, take example of middle schools in Wen-chuan earthquake disaster area to explain that prior probability of in-building ratio is of importance in the anti-earthquake relief.

Key words: collapsing ratio, in-building ratio, buried ratio, discrete, regionalization, Wen-chuan earthquake