

文章编号:1007-9629(2022)05-0509-07

基于因子设计法优化和预测水下不分散混凝土的 抗分散性能

张 营¹, 孙国文^{1,2}, 张国强^{3,*}, 王彩辉^{1,2}, 王亚倩¹

(1. 石家庄铁道大学 材料科学与工程学院, 河北 石家庄 050043; 2. 河北省交通工程与环境
协同发展新材料重点实验室, 河北 石家庄 050043; 3. 石家庄铁道大学四方学院
基础部, 河北 石家庄 051132)

摘要: 为了对影响水下不分散混凝土施工质量最关键的 3 个技术指标(絮凝性、流动性和水陆强度比)进行优化设计以及预测,在试验数据的基础上,采用因子设计法对其进行了优化计算和建模. 试验设计了 3 个因子:水胶比(m_w/m_b)为 0.35~0.45, 絮凝剂(AWA)用量为 0.20%~1.50%, 减水剂(PC)用量为 1.20%~1.80%. 结果表明:水下不分散混凝土最佳水灰比、AWA 用量和 PC 用量分别为 0.39、0.86%、1.47%, 预测水下不分散混凝土对应的扩展度为 184.0 mm, 悬浊物含量为 113.2 mg/L, 水陆强度比为 77.4%.

关键词: 水下不分散混凝土; 因子设计; 絮凝性; 水陆强度比; 流动性; 误差分析

中图分类号: TU528.01

文献标志码: A

doi: 10.3969/j.issn.1007-9629.2022.05.010

Optimization and Prediction for Anti-washout Ability of Underwater Concrete Based on Factorial Design

ZHANG Ying¹, SUN Guowen^{1,2}, ZHANG Guoqiang^{3,*}, WANG Caihui^{1,2}, WANG Yaqian¹

(1. School of Materials Science and Engineering, Shijiazhuang Tiedao University, Shijiazhuang 050043, China;
2. Hebei Key Laboratory of Advanced Materials for Transportation Engineering and Environment, Shijiazhuang
050043, China; 3. Foundational Subjects Department, Shijiazhuang Tiedao University Si Fang College,
Shijiazhuang 051132, China)

Abstract: In order to optimize the design and forecast of the three most critical technical indicators that affect the quality of underwater concrete construction: anti-washout, slump and underwater/in-air strength ratio. Based on the experimental data, the factorial design method was used to optimize calculation and modeling. In the experiment, the water-binder ratio(m_w/m_b) was from 0.35 to 0.45, and the amount of anti-washout admixture(w_{AWA}) was 0.20%~1.50%, the amount of superplasticizer(w_{PC}) was from 1.20% to 1.80%. The results show that underwater concrete has excellent properties. The best values of m_w/m_b , w_{AWA} and w_{PC} are 0.39, 0.86% and 1.47%, respectively. The theoretical prediction is that the corresponding slump of underwater concrete is 184.0 mm and the suspension content is 113.2 mg/L, the underwater/in-air strength ratio is 77.4%.

Key words: underwater concrete; factorial design; anti-washout; underwater/in-air strength ratio; slump; error analysis

收稿日期:2021-02-28; 修订日期:2021-07-06

基金项目:国家自然科学基金资助项目(51778378)

第一作者:张 营(1994—),女,河北保定人,石家庄铁道大学硕士生. E-mail: Zy202021@126.com

通讯作者:张国强(1977—),男,河北张家口人,石家庄铁道大学四方学院讲师,硕士. E-mail: zhangguoqiang801@sohu.com

水下不分散混凝土的絮凝性、流动性和水陆强度比是保障水下工程施工质量的关键性能^[1],传统的性能设计方法均为基于经验的强度设计理论,已不能满足复杂水域工况下的施工技术需求.为了确定性能影响因素之间的相互关系,常采用正交设计法进行试验设计,该方法虽可满足一般试验需求,但无法找到各影响因素交互的最佳平衡点,也不能对混凝土性能进行有效预测^[2].研究人员仍在不断探索基于性能需求的新设计方法.Cui等^[3]采用多因素方差分析法确定了调节凝结时间、抗压强度以及抗分散性能的设计方法.Song等^[4]为了提高水下灌浆的抗分散性能,通过单因素法研究了合成抗分散剂的抗分散性能.Jiang等^[5]采用单因素法确定了水下抗分散剂的配比和砂浆中水溶性聚合物的适宜用量.Sonebi等^[6-7]基于遗传规划方法确定了自密实混凝土新拌和硬化性能较好的试验配比.

试验设计是一种安排试验和分析试验数据的数理统计方法^[8].在各试验设计法中,因子设计法不但可以分析各因子间交互作用对试验结果的影响^[9],而且能在给定的约束条件下建立优化的试验方案并进行性能预测^[10],已在新产品开发、工程试验等领域得到应用^[11].对水下施工用的不分散混凝土,因施工周围水域环境多变,如何对其各项性能进行适时调控和预测,是当前迫切需要解决的难题.本文基于因子设计法,对影响水下不分散混凝土性能的水胶比¹⁾、絮凝剂用量、减水剂用量这3个关键因子进行设计,并建立扩展度(流动性衡量指标)、悬浊物含量(絮凝性衡量指标)和水陆强度比的数学预测模型,以满足基于性能需求的工程需求.

1 试验

1.1 原材料

胶凝材料采用上海舜安建材有限公司生产的双快硫铝酸盐水泥(C);絮凝剂采用羟丙基甲基纤维素(AWA),由石家庄市瑞鑫纤维素有限公司生产;减水剂采用自主合成的聚羧酸减水剂(PC).

1.2 试验方法

参照GB/T 8077—2012《混凝土外加剂匀质性试验方法》进行扩展度(S)测试,以扩展度(S)来表征水下不分散混凝土的流动性.

参照GB/T 37990—2019《水下不分散混凝土絮凝剂技术要求》测试悬浊物含量(W),以此来表征水下不分散混凝土的絮凝性.

参照GB/T 37990—2019《水下不分散混凝土絮凝剂技术要求》,在空气中和水下进行试件的成型和养护;参照GB/T 50081—2019《混凝土物理力学性能试验方法标准》,进行28 d抗压强度的测试以及水陆强度比(P)的计算.

2 因子设计法对水下不分散混凝土絮凝性的设计与优化

2.1 因子设计法的原理

因子设计法通过分析不同因子的不同水平,来估计单因子作用和多因子之间的相互作用,可分为单因子、全因子和部分因子设计.

克服单因子试验中交互问题的一种方法是:在1个试验中计算各因子所有可能的组合,这种方法称为全因子设计法.全因子设计法是一种理想的设计,完整的因子设计允许在有或没有交互作用的情况下,对其性能进行建模预测,并且当因子数量增加时,可以快速发现应用程序的限制,可确定因子对响应的影响以及不同因子之间的相互作用^[12].本文考虑到水下不分散混凝土抗分散性影响因素相互交织,因此选用全因子设计法.全因子设计法中每个因子的水平限制为2个(低和高),一般全因子设计法的因子数量不超过5个,否则耗时成本太高.

全因子设计法中实际的因子范围需要转换为无量纲编码值 ϕ ,其计算如下^[13]:

$$\phi = \frac{A_i - \frac{1}{2}(A_{\max} + A_{\min})}{\frac{1}{2}(A_{\max} - A_{\min})} \quad (1)$$

式中: A_i 为某个因子; i 为该因子按照大小的排序; A_{\max} 为该因子的最大值; A_{\min} 为该因子的最小值.

2.2 因子设计法在水下不分散混凝土抗分散性能设计中的应用

2.2.1 水下不分散混凝土抗分散性能的因子设计

由文献[14-15]可知,影响水下不分散混凝土抗分散性能的3个主要因子是水胶比(m_w/m_b)、絮凝剂用量(w_{AWA})和减水剂用量(w_{PC}),其中 w_{AWA} 和 w_{PC} 以水泥质量计.设计因子编码与水平如表1所示,其中全因子设计法每个因子取低(-1)和高(+1)2个水平,设计时以(0)为中心点,根据式(1)计算因子编码.

根据优化结果选择低、高水平的因子进行试验设计,全因子设计 2^3 编码形式的数学模型如下:

1)文中涉及的水胶比和用量等均为质量比或质量分数.

表1 设计因子编码与水平
Table 1 Coding and level of design factors

| Factor | Variable | Level | | |
|--------------|----------|-------|------|------|
| | | -1 | 0 | +1 |
| $w_{PC}/\%$ | x_1 | 1.20 | 1.50 | 1.80 |
| $w_{AWA}/\%$ | x_2 | 0.20 | 0.85 | 1.50 |
| m_w/m_B | x_3 | 0.35 | 0.40 | 0.45 |

$$Y = a_0 + a_1x_1 + a_2x_2 + a_3x_3 + a_{12}x_1x_2 + a_{13}x_1x_3 + a_{23}x_2x_3 + e \quad (2)$$

式中: Y 为预测值; a_0 为全局平均值; a_i 为模型回归系

数,即自变量对响应的贡献; x_1, x_2, x_3 分别为变量 $w_{PC}, w_{AWA}, m_w/m_B$; e 为不受控制变量影响的随机误差项.

2.2.2 水下不分散混凝土抗分散性能因子设计的模型导出过程

采用全因子设计法,根据表1建立水下不分散混凝土的流动性(衡量指标为扩展度(S))、絮凝性(衡量指标为悬浊物含量(W))和水陆强度比(P)的统计模型,模拟 w_{AWA}, w_{PC} 和 m_w/m_B 对水下不分散混凝土流动性、絮凝性和水陆强度比的影响,结果如表2所示.

表2 基于因子设计法的试验配比及试验结果
Table 2 Mix proportion and test results based on factorial design method

| Item | Mix No. | Level | | | Test result | | |
|-------------------------------------|---------|----------|-----------|-----------|-------------|-----------------------|--------|
| | | w_{PC} | w_{AWA} | m_w/m_B | S/mm | $W/(mg \cdot L^{-1})$ | $P/\%$ |
| 2 ³ model | 1 | -1 | -1 | -1 | 94.0 | 123.0 | 78.0 |
| | 2 | -1 | -1 | 1 | 294.0 | 197.0 | 65.0 |
| | 3 | 1 | -1 | -1 | 281.0 | 148.0 | 67.0 |
| | 4 | 1 | -1 | 1 | 430.0 | 217.0 | 56.0 |
| | 5 | -1 | 1 | -1 | 0 | 46.0 | 92.0 |
| | 6 | -1 | 1 | 1 | 147.0 | 62.0 | 90.0 |
| | 7 | 1 | 1 | -1 | 132.0 | 72.0 | 82.0 |
| | 8 | 1 | 1 | 1 | 345.0 | 105.0 | 76.0 |
| Center point for experimental error | 9 | 0 | 0 | 0 | 194.0 | 135.0 | 73.0 |
| | 10 | 0 | 0 | 0 | 194.0 | 130.0 | 75.0 |
| | 11 | 0 | 0 | 0 | 196.0 | 138.0 | 76.0 |
| | 12 | 0 | 0 | 0 | 200.0 | 140.0 | 75.0 |
| | 13 | 0 | 0 | 0 | 190.0 | 135.0 | 71.0 |
| | 14 | 0 | 0 | 0 | 200.0 | 140.0 | 73.0 |

根据表2中的试验结果,来判断各因子的影响程度及其相互作用,即 a_i , 计算式如下:

$$a_i = \bar{X}_1 - \bar{X}_2 = \frac{\sum_{i=1}^n V(+i)}{n} - \frac{\sum_{i=1}^n V(-i)}{n} \quad (3)$$

式中: V 为试验值; \bar{X} 为平均值; \bar{X} 的下标为试验的组数; n 为试验次数.

通过假设检验 t 分布来检验不同模型回归系数 a_i 的影响程度 t_i , 并判断模型的回归系数是否为显著性系数, 计算式如下:

$$\begin{cases} t_i = \frac{|a_i|}{\sqrt{\sigma_x/N}} \\ \sigma_x = \frac{\sum_{y=1}^m (V_y - \bar{V}_0)^2}{m-1} \end{cases} \quad (4)$$

式中: N 为阶乘点的试验次数, 本文中为 2^3 , 即 $N=8$; m 为中心点的试验次数, $m=6$; σ_x 为标准差; V_y 为 y 轴中心点的观测值, \bar{V}_0 为中心点的平均值.

根据表2和式(2)~(4)得到的方差分析及显著性检验结果如表3~5所示. 由统计学可知, 当置信度为95%、自由度(df)为 $m-1=5$ 时, 查 t 分布表可知 $t_i=2.57$, 当 $t_i < 2.57$ 时, 在统计学上对结果的影响可忽略^[16]. 表3~5中在假设检验中常用到 p 值方法 (p -value), 其结果均小于0.05, 表明 $w_{PC}, w_{AWA}, m_w/m_B$ 对水下不分散混凝土流动性、絮凝性和水陆强度比的影响较为显著. 需要说明的是, 表3~5中残差(residual)计算的是样本观察值与估计值之差的各项指标; SS 为离差的平方和.

根据因子设计法、表1~5和式(2)可建立 $w_{PC}, w_{AWA}, m_w/m_B$ 对水下不分散混凝土扩展度(S)、悬浊物含量(W)和水陆强度比(P)影响的数学模型:

$$S = 215.38 + 81.63x_1 - 59.38x_2 + 88.63x_3 \quad (5)$$

$$W = 121.25 + 14.25x_1 - 50x_2 + 24x_3 - 11.75x_2x_3 \quad (6)$$

$$P = 75.75 - 5.5x_1 + 9.25x_2 - 4x_3 \quad (7)$$

在表3~5中,方差分析是通过 F 检验来判断模型的回归效果,通过分析剔除不显著系数,使得到的模型准确性更高.回归方程的有效性基于Fisher统

$$M_{SSE} = M_{SST} - M_{SSR} = \sum_{i=1}^N (V_i - \bar{V})^2 - \sum_{i=1}^N (Y_i - \bar{V})^2 = \sum_{i=1}^N (V_i - Y_i)^2 \quad (8)$$

$$F = \frac{U_1}{U_2} = \frac{M_{SSR}/(D-1)}{M_{SSE}/(N-D)} \quad (9)$$

式中: \bar{V} 为试验值的平均; M_{SST} 为总平方和; M_{SSR} 为

回归平方和; M_{SSE} 为残差平方和; U_1 为回归平方和的均方; U_2 为残差平方和的均方; D 为显著性参数的个数.

表3 流动性回归方程的方差分析及显著性检验结果

Table 3 Analysis results of variance and significance test for S model

| Parameter | Estimate value | SS | df | M_{SSE} | F | p -value |
|---------------------|----------------|------------|----|-----------|--------|------------|
| a_0 for S | 215.38 | 144 388.80 | 3 | 48 113.13 | 109.32 | 0.000 3 |
| a_1 for w_{PC} | 81.63 | 53 301.12 | 1 | 53 301.12 | 121.10 | 0.000 4 |
| a_2 for w_{AWA} | -59.38 | 28 203.30 | 1 | 28 203.30 | 64.08 | 0.001 3 |
| a_3 for m_w/m_B | 88.63 | 62 835.12 | 1 | 62 835.12 | 142.77 | 0.000 3 |
| Residual | | 1 711.12 | 4 | 440.12 | | |
| Total | | 146 099.90 | 7 | | | |

表4 絮凝性回归方程的方差分析及显著性检验结果

Table 4 Analysis results of variance and significance test for W model

| Parameter | Estimate value | SS | df | M_{SSE} | F | p -value |
|--------------------------------------|----------------|----------|----|-----------|--------|------------|
| a_0 for W | 121.25 | 27 337.0 | 4 | 6 834.25 | 136.23 | 0.001 0 |
| a_1 for w_{PC} | 14.25 | 1 624.5 | 1 | 1 624.50 | 32.38 | 0.010 8 |
| a_2 for w_{AWA} | -50.00 | 20 000.0 | 1 | 20 000.00 | 398.67 | 0.000 3 |
| a_3 for m_w/m_B | 24.00 | 4 608.0 | 1 | 4 608.00 | 91.85 | 0.002 4 |
| a_{23} for w_{AWA} and m_w/m_B | -11.75 | 1 104.5 | 1 | 1 104.50 | 22.02 | 0.018 3 |
| Residual | | 150.5 | 3 | 50.17 | | |
| Total | | 27 187.5 | 7 | | | |

表5 水陆强度比回归方程的方差分析及显著性检验结果

Table 5 Analysis results of variance and significance test for P model

| Parameter | Estimate value | SS | df | M_{SSE} | F | p -value |
|---------------------|----------------|---------|----|-----------|-------|------------|
| a_0 for P | 75.75 | 1 054.5 | 3 | 351.50 | 36.05 | 0.002 4 |
| a_1 for w_{PC} | -5.50 | 242.0 | 1 | 242.00 | 24.82 | 0.007 6 |
| a_2 for w_{AWA} | 9.25 | 684.5 | 1 | 684.50 | 70.21 | 0.001 1 |
| a_3 for m_w/m_B | -4.00 | 128.0 | 1 | 128.00 | 13.13 | 0.022 3 |
| Residual | | 39.0 | 4 | 9.75 | | |
| Total | | 1 093.5 | 7 | | | |

根据式(9)得到在置信度为95%时, F 值为19.3.由表3~5可见,扩展度、悬浊物含量和水陆强度比的 F 值基本都大于19.3,表明由式(5)~(7)得出的扩展度、悬浊物含量和水陆强度比模型对试验值的预测较为准确.

此外,表3~5中的负值表示随着 w_{AWA} 、 w_{PC} 和 m_w/m_B 的增大,扩展度、悬浊物含量和水陆强度比3个模型(式(5)~(7))的预测值降低.在各因子范围

内,固定其中1个因子,采用式(5)~(7)模型可研究其他因子对性能的影响.由表3~5可知:流动性模型(扩展度)中 m_w/m_B 和 w_{AWA} 对扩展度的估计值分别为88.63和59.38,絮凝性模型中 m_w/m_B 和 w_{AWA} 对悬浊物含量的估计值分别为24.00和50.00;当 w_{PC} 固定时, m_w/m_B 增加对扩展度和悬浊物含量的影响(estimate value)分别是 w_{AWA} 增加时的1.49、0.48倍;各因子对水下不分散混凝土扩展度影响大

小依次为 m_w/m_b 、 ω_{PC} 和 ω_{AWA} , 对悬浊物含量影响大小依次为 ω_{AWA} 、 m_w/m_b 、 ω_{AWA} 和 m_w/m_b 间的相互作用、 ω_{PC} , 对水陆强度比的影响大小依次为 ω_{AWA} 、 ω_{PC} 和 m_w/m_b .

2.2.3 水下不分散混凝土抗分散性能导出模型的可靠性分析

为了验证统计模型的试验误差, 对各因子中心点的配比进行了6次重复试验. 根据表1计算中心点扩展度、悬浊物含量、水陆强度比的统计结果(平均值、变异系数、相对误差、标准偏差及平方和的预测误差), 如表6所示. 由表6可见, 在置信度为95%时, 相对误差均在1.50%~3.00%之间, 而且反映一个数据集离散程度的标准偏差也较小, 表明水下不分散混凝土的扩展度、悬浊物含量和水陆强度比模型(式(5)~(7))的预测值可靠.

表6 流动性、絮凝性、水陆强度比的统计结果
Table 6 Statistical results of slump, anti-washout and underwater/in-air strength ratio

| Item | S | W | P |
|----------------------------------|-----------|-------------|--------|
| Mean value | 195.67 mm | 136.33 mg/L | 73.83% |
| Coefficient of variation/% | 1.98 | 2.81 | 2.49 |
| Relative error/% | 1.53 | 2.21 | 2.04 |
| Standard deviation | 3.88 mm | 2.81 mg/L | 1.83% |
| Predicted error of sum of square | 108.48 | 105.60 | 24.24 |

相关系数(R^2)反映试验值与预测值之间的相关性, R^2 越接近100%, 说明所选择的因子与测试性能的相关性越好. 通过计算得到扩展度、悬浊物含量和水陆强度比的相关系数, 如表7所示. 由表7可知, R^2 均大于90%. 需要强调的是本文也应用了调整相关系数(Adj R^2)和预测相关系数(Pred R^2)来进行校验, 由表7可见, 两者均超过90%, 而且两者较为接近, 说明所得回归模型较精确. 相反, 如果两者都较小, 则说明拟合的模型不合理, 需要考虑是否有其他对模型影响较大的因素.

图1给出了扩展度、悬浊物含量和水陆强度比试验值和预测值的对比. 由图1可知, 各性能指标的试验值和预测值均较为相近, 说明 ω_{AWA} 、 ω_{PC} 、 m_w/m_b 与流动性、絮凝性和水陆强度比的相关性很好, 也反映出水下不分散混凝土流动性、絮凝性和水陆强度比的模型预测精确度较高.

表7 流动性、絮凝性和水陆强度比的相关系数
Table 7 Correlation coefficient of slump, anti-washout and underwater/in-air strength ratio

| Item | S | W | P |
|------------|-------|-------|-------|
| R^2 | 98.80 | 99.45 | 96.43 |
| Adj R^2 | 97.89 | 98.72 | 93.76 |
| Pred R^2 | 95.18 | 96.11 | 85.73 |

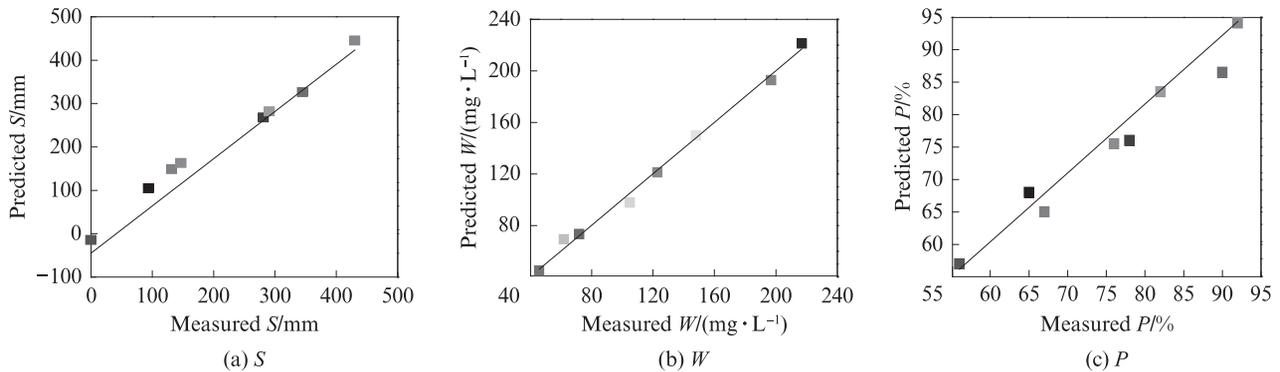


图1 流动性、絮凝性和水陆强度比试验值和预测值的对比

Fig. 1 Comparison of measured values and model predicted values for slump, anti-washout and underwater/in-air strength ratio

3 水下不分散混凝土性能预测

3.1 AWA 和 PC 用量对水下不分散混凝土流动性的影响

根据式(5)预测 AWA 和 PC 用量对流动性的影响, 结果如图2所示. 由图2可知, 当 ω_{AWA} 和 m_w/m_b 固定时, 随着 ω_{PC} 的增加, 水下不分散混凝土的流动性增大; 当 ω_{PC} 和 m_w/m_b 固定时, 随着 ω_{AWA} 的增加, 水下不分散混凝土的流动性减小; 当 ω_{PC} 和 ω_{AWA} 固定时,

随着 m_w/m_b 的增大, 水下不分散混凝土的流动性增大. 对于给定的 m_w/m_b , 当 ω_{PC} 增加时, 可以得到指定流动性的 ω_{AWA} . 这可用于选择外加剂的最佳组合, 以达到最大的流动性.

3.2 m_w/m_b 和 AW 用量对水下不分散混凝土絮凝性的影响

根据式(6)预测水灰比和 AWA 用量对絮凝性的影响, 结果如图3所示. 由图3可知: 当 ω_{AWA} 和 ω_{PC} 固定时, 随着 m_w/m_b 的增加, 水下不分散混凝土的

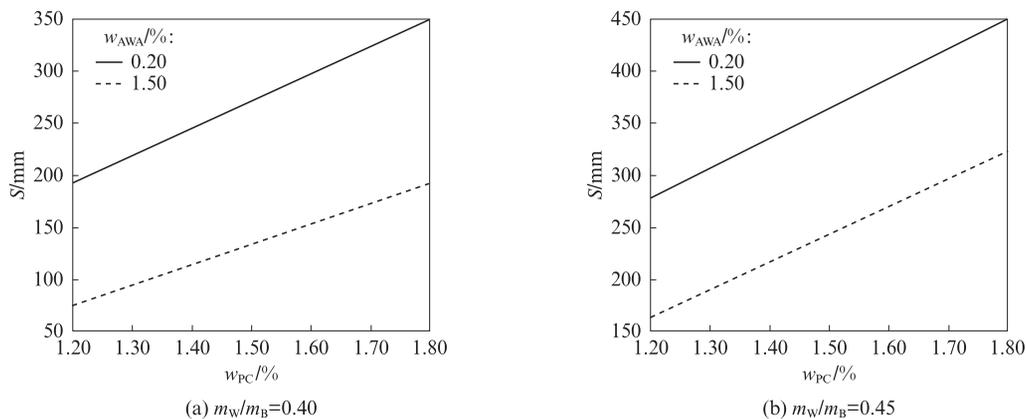


图2 AWA和PC用量对流动性的影响
Fig. 2 Influence of PC and AWA amounts on slump

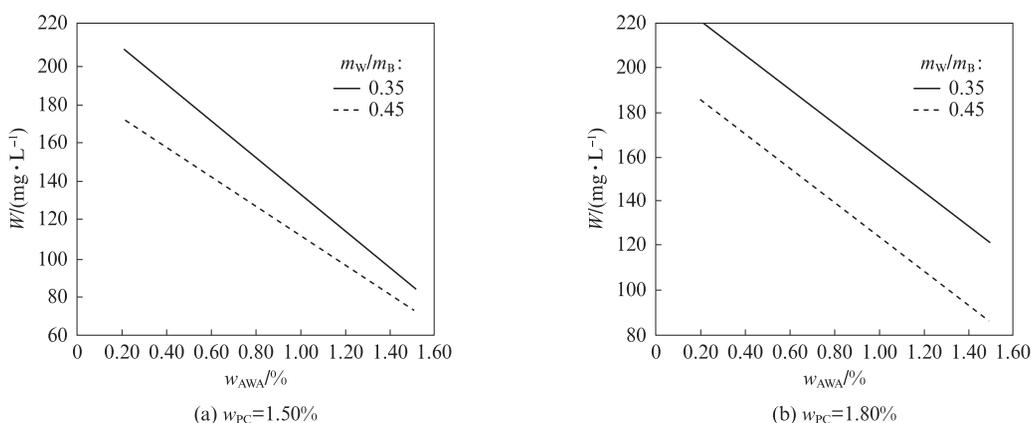


图3 水灰比和AWA用量对絮凝性的影响
Fig. 3 Influence of water-binder ratio and AWA amount on anti-washout

悬浊物含量增大,即絮凝性降低;当 w_{PC} 和 m_w/m_B 固定时,随着 w_{AWA} 的增加,水下不分散混凝土的悬浊物含量减小,即絮凝性提高;当 w_{AWA} 和 m_w/m_B 固定时,随着 w_{PC} 的增大,水下不分散混凝土的悬浊物含量增大,即絮凝性降低.对于给定的 w_{PC} ,当 m_w/m_B 增加时,可以得到指定悬浊物含量的 w_{AWA} .这可用于选择外加剂的最佳组合,以达到最小的悬浊物含量.

3.3 AWA和PC用量对水下不分散混凝土水陆强度比的影响

根据式(7)预测AWA和PC用量对水陆强度比的影响,结果如图4所示.由图4可知,当 w_{AWA} 和 m_w/m_B 固定时,随着 w_{PC} 的增加,水下不分散混凝土的水陆强度比($P\%$)减小;当 w_{PC} 和 m_w/m_B 固定时,随着 w_{AWA} 的增加,水下不分散混凝土的水陆强度比增大;

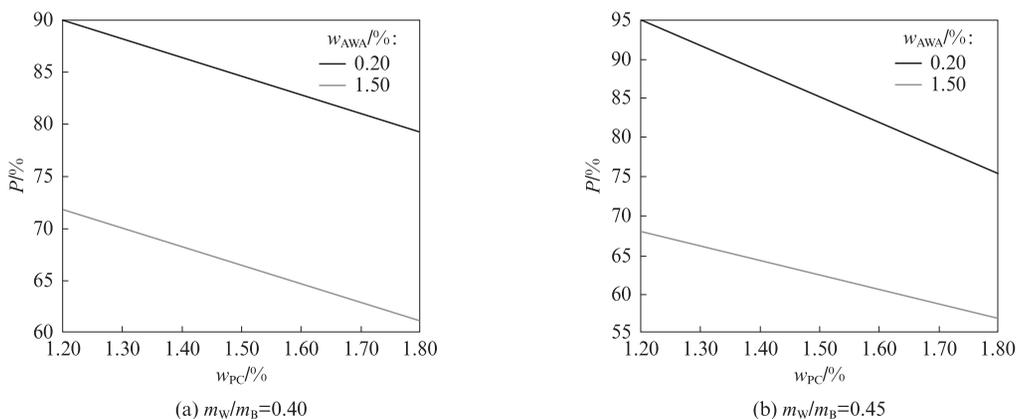


图4 AWA和PC用量对水陆强度比的影响
Fig. 4 Influence of PC and AWA amounts on underwater/in-air strength ratio

当 w_{PC} 和 w_{AWA} 固定时,随着 m_w/m_b 的增大,水下不分散混凝土的水陆强度比减小.对于给定的 m_w/m_b ,当 w_{PC} 增加时,可以得到指定水陆强度比的 w_{AWA} .这可用于选择外加剂的最佳组合,以达到最大的水陆强度比.

通过对流动性、絮凝性和水陆强度比模型的全局优化,得出的最优解为: $w_{PC}=1.47\%$, $w_{AWA}=0.86\%$, $m_w/m_b=0.39$.在此条件下预测的 $S=184.0\text{ mm}$, $W=113.2\text{ mg/L}$, $P=77.4\%$.选取上述最优解进行试验验证,结果如表8所示.由表8可见,预测结果与试验验证结果基本一致, S 、 W 、 P 的预测精度均在98%以上.

表8 试验验证结果
Table 8 Verified experimental results

| Number | S/mm | W/(mg·L ⁻¹) | P/% |
|------------|-------|-------------------------|------|
| 1 | 184.5 | 114.5 | 78.0 |
| 2 | 185.0 | 113.0 | 77.5 |
| 3 | 186.0 | 115.0 | 79.0 |
| Mean value | 185.2 | 114.2 | 78.2 |

4 结论

(1)3个因子对水下不分散混凝土流动性(扩展度衡量)的影响大小依次为 m_w/m_b 、 w_{PC} 和 w_{AWA} ,对絮凝性(悬浊物含量衡量)的影响大小依次为 w_{AWA} 、 m_w/m_b 、 w_{AWA} 和 m_w/m_b 间的相互作用、 w_{PC} ,对水陆强度比的影响大小依次为 w_{AWA} 、 w_{PC} 、 m_w/m_b .

(2)水下不分散混凝土具有较好絮凝性的最佳配比为 $w_{PC}=1.47\%$, $w_{AWA}=0.86\%$, $m_w/m_b=0.39$.在该配比下预测水下不分散混凝土的流动性为184.0 mm,絮凝性为113.2 mg/L,水陆强度比为77.4%.

(3)采用全因子设计法对水下不分散混凝土的流动性、絮凝性和水陆强度比进行了建模和预测,可减少试验组数,所建模型预测值精度较高,可有效预测在试验范围内设计的水下不分散混凝土性能随配比的变化,进行有针对性的调控.

参考文献:

[1] MOON H Y, SHIN K J. Frost attack resistance and steel bar corrosion of antiwashout underwater concrete containing mineral admixtures[J]. Construction and Building Materials, 2005, 21(1):98-108.

[2] 崔磊.基于响应面法的双层波纹管液压胀形工艺参数优化[D].西安:西安石油大学,2019.

CUI Lei. Optimization of hydroforming process parameters of bi-layered bellows based on response surface method[D]. Xi'an: Xi'an Shiyou University, 2019.(in Chinese)

[3] CUI W, HUANG J Y, SONG H F, et al. Development of two new anti-washout grouting materials using multi-way ANOVA in conjunction with grey relational analysis[J]. Construction and Building Materials, 2017, 156:184-198.

[4] SONG B D, PARK B G, CHOI Y, et al. Determining the engineering characteristics of the Hi-FA series of grout materials in an underwater condition [J]. Construction and Building Materials, 2017, 144:74-85.

[5] JIANG C S, LU L N, GUAN S B, et al. Preparation of high performance non-dispersible concrete [J]. Journal of Wuhan University of Technology(Materials Science), 2004(2):67-69.

[6] SONEBI M, CEVIK A. Genetic programming based formulation for fresh and hardened properties of self-compacting concrete containing pulverised fuel ash [J]. Construction and Building Materials, 2009, 23(7):2614-2622.

[7] KOZA J R. Genetic programming: On the programming of computers by means of natural selection[M]. United States: MIT Press, 1992:69-73.

[8] 马琳,王伟. DOE全因子实验设计法优化托吡酯微丸制备工艺[J]. 中国新药杂志, 2017, 26(19):2347-2351.

MA Lin, WANG Wei. Full factorial DOE optimizes the preparation process of topiramate pellets[J]. Chinese Journal of New Drugs, 2017, 26(19):2347-2351.(in Chinese)

[9] BIAWAS A, DAS P, MANDAL N K. Factorial designs robust against the presence of an aberration[J]. Statistics and Probability Letters, 2017, 129: 326-334.

[10] RSNEN E, ANTIKAINEN O, YLIRUUSI J. A new method to predict flowability using a microscale fluid bed[J]. AAPS PharmSciTech, 2003, 4(4):53.

[11] ABREU-NARANJO R, CRESPO Y A, PEDRETTI E F, et al. Experiments on torrefaction of Dichrostachys cinerea wood: Two-level factorial design and thermogravimetric analysis[J]. Wood Science and Technology, 2018, 52(1):229-243.

[12] MONTGOMERY D C. Design and analysis of experiments[M]. 5th ed. New York: Wiley, 2006.

[13] SAVIC I M, MARINKOVIC V D, TASIC L, et al. From experimental design to quality by design in pharmaceutical legislation[J]. Accreditation and Quality Assurance, 2012, 17(6): 627-633.

[14] ASSAAD J J, DAOU Y, KHAYAT K H. Simulation of water pressure on washout of underwater concrete repair [J]. ACI Materials Journal, 2009, 106(6):529-536.

[15] SONEBI M. Washout resistance of high-performance underwater concrete[J]. Concrete, 2001, 35(1):32-35.

[16] TODD S, WHITEHEAD J. Confidence interval calculation for a sequential clinical trial of binary responses [J]. Biometrika, 1997, 84(3):737-743.