

基于改进的预测有效度的中长期负荷组合预测

陈存¹, 郭伟¹, 范建中²

(1. 东南大学电气工程学院, 江苏 南京 210096; 2. 常州供电公司, 江苏 常州 213000)

摘要: 变权组合预测是负荷预测研究领域的热点, 预测的关键是确定加权系数的原则。引入可信域 α , 改进了预测精度矩阵, 推导了单个预测和组合预测的 k 阶改进预测有效度。通过拟合样本因子 β , 区分了样本区和预测区的加权系数。给出了基于一阶和二阶改进预测有效度最优级原则的中长期负荷组合预测模型。实际算例说明了预测模型的有效性。

关键词: 负荷预测; 组合模型; 改进预测有效度; 可信域; 拟合样本因子

Combined method of mid-long term load forecast based on improved forecasting effectiveness

CHEN Cun¹, GUO Wei¹, FAN Jian-zhong²

(1. School of Electrical Engineering, Southeast University, Nanjing 210096, China; 2. Changzhou Power Supply Company, Changzhou 213000, China)

Abstract: The changeable weight combined method attracts much attention in the load forecast study today. The key factor in forecast is the decision of the principle for calculating the weighted coefficients of the models adopted. This paper brings forward the trustiness index α to improve the forecast precision matrix. It describes the process in deciding the k -order forecast effectiveness degree for the single and the combined forecast. With the sample fitting factor β , it is distinguished the weighted coefficients of sample field from that of forecast field. Meanwhile, it is obtained the combined model of mid-long term load forecast based on the 1-order and 2-order improved forecast effectiveness optimum principle. A detailed example analysis fully illustrates the validity of the forecast method.

Key words: load forecasting; combination model; forecast effectiveness; trustiness index; sample fitting factor

中图分类号: TM715

文献标识码: A

文章编号: 1003-4897(2007)04-0070-05

0 引言

中长期负荷预测是电力系统安全调度、经济运行和科学管理的基础。预测经历三个阶段: 传统方法、现代方法和实际应用。传统方法与概率论和数理统计密不可分^[1]。现代方法结合了智能领域的研究成果^[1,2]。实际应用主要是各种组合算法的研究^[3]。分析现有的组合预测模型, 发现预测的核心问题是: 基于何种误差评判准则如何求取加权系数。国内外学者提出以下方法: 最小方差方法, 最小二乘方法, 基于不同误差准则和范数的方法^[4]等。本文提出了下列两个改进方向: (1) 预测的有效性除了用预测误差的平方和衡量以外, 还可以用预测精度的均值及反映其离散程度的均方差描述。文献[5]对预测方法有效性指标作了初探, 提出了预测有效度的概念。文献[6]基于预测方法有效度, 改进了组合预测模

型。本文针对中长期负荷预测的特点, 提出了基于改进预测有效度的中长期负荷组合预测。(2) 拟合样本最优的权值是否适用于预测? 文献[7,8]指出: 拟合样本很好的模型, 不一定有良好的预测效果, 加权系数应是时间的函数。变权组合提高了预测精度, 但也存在不足: 变化的权值系数缺乏意义, 特别是出现了负的权值。本文给出了具有明确意义的变权系数计算公式。

1 中长期负荷改进预测有效度

电力负荷序列: $\{x_t, t=1, 2, \dots, N, N+1, \dots, N+T\}$ 。其中 $[1, 2, \dots, N]$ 为样本区间, $[N+1, N+T]$ 为预测区间。设有 m 个单项预测方法对上述负荷序列进行预测, $\{x_{it} | i=1, 2, \dots, m; t=1, 2, \dots, N+T\}$ 为第 i 种预测方法第 t 时刻的预测值。 $\hat{x}_t = l_1 x_{1t} + l_2 x_{2t} + \dots + l_m x_{mt}$ 为 x_t 的组合预测值, l_1, l_2, \dots, l_m 为各种预测方法的加权系

数。结合中长期负荷预测的特点,给出适用于中长期负荷预测的改进预测精度、改进预测有效度。

第 t 时刻第 i 种单项预测的改进预测精度 A_{it} :

$$A_{it} = \begin{cases} 1 - \frac{|x_t - x_{it}|}{\alpha x_t} & \frac{|x_t - x_{it}|}{\alpha x_t} \leq 1 \\ 0 & \frac{|x_t - x_{it}|}{\alpha x_t} > 1 \end{cases} \quad (1)$$

式中: $i = 1, 2, \dots, m$; $t = 1, 2, \dots, N$; $\alpha = 5\% \sim 10\%$, 称为可信赖域。

改进的预测精度的定义中引入了可信赖域指标。文献[5,6]中的预测精度的定义中直接采用了样本期第 t 时刻的观测值 x_t 作为参考,其与第 i 种预测方法在第 t 时刻的预测绝对误差 $|x_t - x_{it}|$ 不具可比性。引入的可信赖域 α , 本质上为样本值 x_t 的误差可接受范围指标。当预测绝对误差 $|x_t - x_{it}|$ 在样本误差允许范围内, 此时单项预测的改进预测精度为 $1 - |x_t - x_{it}|/\alpha x_t$ 。 A_{it} 越接近于 1, 表明第 i 种预测方法在第 t 时刻预测精度越高。当预测绝对误差 $|x_t - x_{it}|$ 在样本误差允许范围外, 此时单项预测的改进预测精度为 0。某预测在第 t 时刻的改进预测精度为 0(无效预测), 并不意味着它在所有时刻均为无效预测。可信赖域 α , 将预测误差可接受范围由 x_t 变为 αx_t , 原有预测精度矩阵必然会出现更多的零元素, 即将预测精度矩阵稀疏化, 使实际预测工作得以实施。更为重要的是引入的可信赖域参数可将参考对象 αx_t (即式(1)中的分母)根据实际情况设定在一定的范围(5%~10%), 由于控制了参考对象的范围, 这样不仅使预测精度定义中的分子分母具有可比性, 而且提高了考察各单项预测在组合预测中的实际“贡献”的精度。举例说明: $x_t = 100$, $x_{1t} = 99$, $x_{2t} = 98$; 预测精度 $A'_{1t} = 0.99$, 预测精度 $A'_{2t} = 0.98$; 可信赖域 $\alpha = 0.1$, 改进预测精度 $A_{1t} = 0.90$, 改进预测精度 $A_{2t} = 0.80$ 。

第 t 时刻组合预测的改进预测精度 A_{ct} :

$$A_{ct} = 1 - \frac{|x_t - \hat{x}_t|}{\alpha x_t} = 1 - \left| \sum_{i=1}^m l_i \frac{(x_t - x_{it})}{\alpha x_t} \right| \quad (2)$$

由于绝对值函数的存在, A_{ct} 是权值系数 l_1, l_2, \dots, l_m 的非线性函数。 A_{ct} 为改进预测精度矩阵 A_{ct} 的“纵向”数学特征值。

依据文献[5,6], 可类似定义单个和组合预测的改进预测有效度元和改进预测有效度。分别如下:

1) 第 i 种单项预测方法的 k 阶改进预测有效度

$$\bar{m}_i^k = \sum_{t=1}^N Q_t A_{it}^k. \text{ 式中, } i = 1, 2, \dots, m; k \text{ 为正整数;}$$

Q_t 为预测方法在第 t 时刻的离散概率分布。

2) 组合预测方法的 k 阶改进预测有效度元

$$m_c^k = \sum_{t=1}^N P_t A_{ct}^k. \text{ 式中, } k \text{ 为正整数; } P_t \text{ 为组合预测在}$$

第 t 时刻的离散概率分布。

3) $H(m) = m$ 为预测方法的一阶改进预测有效度。

$m = m_i$ 时, 单项预测的一阶改进预测有效度 $H(m_i^1) = m_i^1$; $m = m_c$ 时, 组合预测的一阶改进预测有效度 $H(m_c^1) = m_c^1$ 。

4) $H(m^1, m^2) = m^1(1 - \sqrt{m^2 - (m^1)^2})$ 为预测的二阶改进预测有效度。 $m = m_i$ 时, 单项预测的二阶改进预测有效度 $M_i = m_i^1(1 - \sqrt{m_i^2 - (m_i^1)^2})$; $m = m_c$ 时, 组合预测的二阶改进预测有效度 $M_c = m_c^1(1 - \sqrt{m_c^2 - (m_c^1)^2})$ 。

优秀的预测模型要求既能高度拟合样本数据, 又能精确预测未来数据。因而, 要全面反映预测的有效性, 就应将上述的时间序列 $t = 1, 2, \dots, N$ 扩展到 $t = 1, 2, \dots, N + T$ 。但是, 因为 $\{x_t, t = N + 1, \dots, N + T\}$ 为预测区的数据, 无法事先求得, 所以很难获得 $t = 1, 2, \dots, N + T$ 上的预测有效度。本文将时间序列分为样本区和预测区, 以拟合样本区有效度最优为主, 通过附加变化量来综合考虑整个中长期负荷时间序列上的预测有效度。

2 基于一阶改进预测有效度的组合预测

2.1 样本区加权系数

要求第 t 时刻的组合预测精度最大:

$$\max A_{ct} = 1 - \left| \sum_{i=1}^m l_i \frac{(x_t - x_{it})}{\alpha x_t} \right|, t = 1, 2, \dots, N \quad (3)$$

要求在样本区的时间序列 $t = 1, 2, \dots, N$ 上组合预测一阶改进预测有效度最大:

$$\max m_c = \sum_{t=1}^N P_t A_{ct} \quad (4)$$

中长期负荷预测的实际算例表明: t 时刻的 A_{ct} 对 $(t+1)$ 时刻的 $A_{c(t+1)}$ 的影响大于 $(t-1)$ 时刻的 $A_{c(t-1)}$ 对 $(t+1)$ 时刻的 $A_{c(t+1)}$ 的影响。考虑不同时刻的预测精度对未来某一时刻的预测精度影响因素的不同,

P_t 的建议取值为:

$$P_t = \begin{cases} (0.5)^{N-1} & t = 1 \\ (0.5)^{N-t+1} & t = 2, \dots, N \end{cases} \quad (5)$$

各单项预测的加权系数应满足非负且和为 1:

$$\sum_{i=1}^m l_i = 1, l_i \geq 0, i = 1, 2, \dots, m \quad (6)$$

结合式(3)~(6)可得基于一阶改进预测有效度的

组合预测模型 I。模型 I 是关于系数 $L(i) = \{l_1, l_2, \dots, l_m\}$

的多目标函数的最优化。模型 I 求取的是拟合样本最优系数, 不能直接用于预测。

2.2 预测区加权系数

模型 I 计算的最优加权系数 $L(i) = \{l_1, l_2, \dots, l_m\}$ 是根据 $t = 1, 2, \dots, N$ 已发生的历史资料拟合而得, 若用其作为预测区间上组合预测的加权系数, 混淆了预测与拟合之间的区别。在考虑预测有效度的基础上, 给出预测区间加权系数的计算公式:

$$L(i) = \beta L'(i) + (1 - \beta) f(M_i) \quad (7)$$

式中: $i = 1, 2, \dots, m$; $L(i)$ 为预测区间的加权系数;

$m_i = \sum_{t=1}^N Q_t A_{it}$ 为单项预测方法的一阶改进预测有效

度, 考虑不同时刻的预测精度对未来某一时刻的预测精度的影响不同, Q_t 的取值同式(5); $f(m_i)$ 定义

为 m_i 的非负单调增函数, 取为 $f(m_i) = m_i / \sum_{i=1}^m m_i$; β

为拟合样本因子, $0 \leq \beta \leq 1$ 。 β 越大, 越重视拟合

样本有效度, 反之, 则越重视预测有效度。

3 基于二阶改进预测有效度的组合预测

3.1 样本区加权系数

要求在样本区的时间序列 $t = 1, 2, \dots, N$ 上组合预测二阶改进预测有效度最大:

$$\max M_c = m_c^1 (1 - \sqrt{m_c^2 - (m_c^1)^2}) \quad (8)$$

结合式(3)、(6)、(8)可得基于二阶改进有效度的组合预测模型 II。模型 II 求取的是拟合样本最优系数, 不能直接用于预测。

3.2 预测区加权系数

基于二阶改进有效度的预测区加权系数公式:

$$L(i) = \beta L'(i) + (1 - \beta) f(M_i) \quad (9)$$

式中: $i = 1, 2, \dots, m$; $L(i)$ 为预测区间的加权系数;

$M_i = m_i^1 (1 - \sqrt{m_i^2 - (m_i^1)^2})$ 为单项预测的二阶改进预测有效度; $f(M_i)$ 定义为 M_i 的非负单调增函数, 取

为 $f(M_i) = M_i / \sum_{i=1}^m M_i$; β 为拟合样本因子, 与式(7)相同。

4 算例分析

某地区年用电负荷 (1998~2005) 进行算例分析, 样本区间为 1998~2003, 预测区间为 2004~2005。选取计量经济、逐步回归、灰色指数平滑、模糊聚类、模糊线性回归和模糊指数平滑 6 个预测模型为组合预测的参考方案 (如表 1 所示)。

表 1 某地区年用电负荷

Tab.1 Annual electric energy consumption in a certain area

10⁸ kWh

年份	历史值	计量经济	逐步回归	灰色指数平滑	模糊聚类	模糊线性回归	模糊指数平滑
1998	339	353	340	359	335	343	351
1999	366	360	365	389	359	354	360
2000	403	393	405	402	388	391	413
2001	452	439	449	455	442	448	440
2002	497	490	498	493	497	500	500
2003	559	545	534	545	537	542	552
2004	610	600	617	578	584	590	620
2005	654	669	652	625	611	645	667

模型 I 和 II 为多目标函数优化问题^[9], 采用 Matlab 优化工具箱求解。结果如表 2、3 所示。

本算例中, 组合模型的预测效果要好于各单项预测模型。值得指出: 单项预测中的“逐步回归”预测模型对 2004 年和 2005 年的预测误差分别为 1.147 5%和-0.305 8%, 优于组合模型 I; 2005 年的预测误差优于组合模型 II。其原因: 算例中逐步回

归模型考虑了负荷与社会发展指标间的相互关系, 采用了最小值法和标准差法对各因素进行归一化, 然后再进行逐步回归。但该模型在 2003 年的预测存在较大的误差 (-4.472 3%), 故其在 2004 年和 2005 年的组合预测中的权重有所影响。同时, 模型 I 只考虑了预测精度的均值, 预测序列存在一定的波动。特别是, 在预测区间的临近点 (2003 年), 逐

步回归预测模型出现了“扰动”(相比较于其它单个预测模型, 逐步回归模型在 2003 年预测误差最大), 加剧了组合预测的变化, 出现了逐步回归模型预测效果(在 2004 和 2005 这两个预测年份上)优

于模型 I。模型 II 中考虑了预测精度的方差, 抑制了预测序列的波动, 其预测效果得到了改善。同时, 在整个时间序列上, 模型 I 和模型 II 的预测值与负荷序列的相关性指数优于逐步回归模型。

表 2 模型 I 的预测结果

Tab.2 Forecast result by model I

α	β	$L(i)$	$x_{2004}/10^8$ kWh	误差/(%)	$x_{2005}/10^8$ kWh	误差/(%)
0.05	0.7	(0.041 9,0.066 0,0.170 3,0.271 9,0.050 5,0.399 5)	600.51	1.556	642.61	1.742
0.05	0.8	(0.027 9,0.044 0,0.173 6,0.288 0,0.033 6,0.432 8)	600.64	1.534	642.23	1.780
0.05	0.9	(0.014 0,0.022 0,0.176 9,0.304 2,0.016 8,0.466 1)	600.77	1.513	641.86	1.856
0.08	0.7	(0.048 7,0.058 6,0.168 7,0.272 8,0.050 7,0.400 4)	600.42	1.571	642.74	1.722
0.08	0.8	(0.033 6,0.039 1,0.171 6,0.288 3,0.033 8,0.433 6)	600.61	1.539	642.38	1.777
0.08	0.9	(0.018 4,0.019 5,0.174 6,0.303 8,0.016 9,0.466 8)	600.80	1.508	642.03	1.830
0.10	0.7	(0.047 3,0.056 4,0.168 0,0.271 5,0.050 6,0.406 2)	600.54	1.551	642.88	1.700
0.10	0.8	(0.031 5,0.037 6,0.170 2,0.286 7,0.033 7,0.440 3)	600.78	1.512	642.56	1.749
0.10	0.9	(0.015 8,0.018 8,0.172 3,0.301 9,0.016 9,0.474 4)	601.02	1.472	642.24	1.798

表 3 模型 II 的预测结果

Tab.3 Forecast result by model II

α	β	$L(i)$	$x_{2004}/10^8$ kWh	误差/(%)	$x_{2005}/10^8$ kWh	误差/(%)
0.05	0.7	(0.046 8,0.062 3,0.036 1,0.168 5,0.222 4,0.463 9)	604.62	0.882	650.31	0.564
0.05	0.8	(0.031 2,0.041 5,0.024 1,0.170 2,0.228 8,0.504 2)	605.25	0.779	650.86	0.480
0.05	0.9	(0.015 6,0.020 8,0.012 0,0.171 9,0.235 3,0.544 5)	605.87	0.677	651.41	0.396
0.08	0.7	(0.049 9,0.057 3,0.037 1,0.170 9,0.221 9,0.462 9)	604.46	0.908	650.23	0.576
0.08	0.8	(0.033 3,0.038 2,0.024 7,0.171 8,0.228 5,0.503 5)	605.14	0.797	650.81	0.488
0.08	0.9	(0.016 6,0.019 1,0.012 4,0.172 7,0.235 1,0.544 1)	605.82	0.685	651.39	0.399
0.10	0.7	(0.050 0,0.055 5,0.040 1,0.171 1,0.221 3,0.462 1)	604.35	0.926	650.14	0.590
0.10	0.8	(0.033 4,0.037 0,0.026 7,0.171 9,0.228 1,0.503 0)	605.07	0.808	650.75	0.497
0.10	0.9	(0.016 7,0.018 5,0.013 4,0.172 7,0.234 9,0.543 9)	605.79	0.690	651.35	0.405

从表 2、3 中可得: 模型 I 对参数 α 、 β 的变化比模型 II 敏感, 即模型 II 的适用性优于模型 I。

表 2、3 中列出了不同的 α 、 β 对预测结果的影响。表 3 中: 参数 α 选取越小, 预测结果越精确。而表 2 中的误差分析结果有悖于此。其原因是: 参数 α 选取过小时, 预测精度矩阵中势必出现过多的零元素, 即丢失了部分单项预测的有用信息(惩罚过度); 参数 α 选取过大时, 预测精度矩阵中各元素的差异被缩小(惩罚不足)。表 2、3 表明: 对于历史数据序列(样本区序列)变化波动较为平稳的算例, 参数 β 不宜选取过小。综合考虑, 本算例中, 参数 α 建议取为 0.08, 参数 β 建议取为 0.9。

5 结论

本文对中长期电力负荷组合预测进行研究, 提

出了基于改进预测有效度最优的原则来求取组合预测加权系数的方案。文中给出了基于一阶改进预测有效度和二阶改进预测有效度的中长期电力负荷组合预测模型。实际算例表明提出的预测模型 I 和 II 具有良好的预测效果。基于改进预测有效度的组合预测模型对中长期负荷预测工作有参考价值。

参考文献

- [1] 牛东晓,曹树华,等.电力负荷预测技术及其应用[M].北京:中国电力出版社,1998.
NIU Dong-xiao,CAO Shu-hua,et al. The Technology and the Application of the Load Forecast[M]. Beijing: China Electric Power Press, 1998.
- [2] 胡兆光,方燕平.智能工程与负荷预测[J].电网技术,1999,23(5):15-18.
HU Zhao-guang,FANG Yan-ping. Intelligent Engineering

- and Load Forecast [J]. Power System Technology, 1999, 23(5): 15-18.
- [3] Bates J M, Granger C W J. The Combination of Forecasts[J]. Operations Research Quarterly, 1969, 20(4): 451-468.
- [4] 王应明, 傅国伟. 基于不同误差准则和范数的组合预测方法研究[J]. 控制与决策, 1994, 9(1): 20-28.
WANG Ying-ming, FU Guo-wei. Study on the Methods of Combining Forecasts Based on Different Kinds of Error Criteria and Norms[J]. Control and Decision, 1994, 9(1): 20-28.
- [5] 王明涛. 预测方法有效性指标一般形式初探[J]. 预测, 1998, 17(2): 39-40.
WANG Ming-tao. Research on the Validity Index of the Forecast Method [J]. Forecast, 1998, 17(2): 39-40.
- [6] 陈华友. 基于预测有效度的组合预测模型研究[J]. 预测, 2001, 20(3): 72-73.
CHEN Hua-you. Research on the Combined Method of Forecast Based on the Forecasting Effectiveness[J]. Forecast, 2001, 20(3): 72-73.
- [7] 谢开贵, 周家启. 变权组合预测模型研究[J]. 系统工程理论与实践, 2000, 16(7): 36-40.
XIE Kai-gui, ZHOU Jia-qi. Research of the Weight Changeable Combination Forecast Model[J]. System Engineering Theory and Practice, 2000, 16(7): 36-40.
- [8] 顾洁. 电力系统中长期负荷的可变权综合预测模型[J]. 电力系统及自动化学报, 2003, 15(6): 56-60.
GU Jie. Study on the Varied Weight Synthesis Model of Mid-Long Term Load Forecasting in Power System[J]. Proceedings of the EPSA, 2003, 15(6): 56-60.
- [9] 邢文训, 谢金星. 现代优化计算方法[M]. 北京: 清华大学出版社, 1999.
XING Wen-xun, XIE Jin-xing. The Modern Optimize Compute Method[M]. Beijing: Tsinghua University Press, 1999.
- 收稿日期: 2006-07-31; 修回日期: 2006-12-26
作者简介:
陈存(1981-), 男, 硕士研究生, 研究方向为电力系统自动化和电力系统规划; E-mail: cclion0827@163.com
郭伟(1970-), 男, 副教授, 硕士生导师, 研究方向为EMS;
范建中(1973-), 男, 工程师, 从事电力管理工作。

(上接第5页 continued from page 5)

- CHEN Jian-yu, MENG Xian-min, ZHANG Zhen-qi, et al. Influence of the Current Transformer Saturation on Relay Unit and Its Countermeasures in Medium Voltage Power Systems[J]. Automation of Electric Power Systems, 2000, 24(6): 54-56.
- [5] 许正亚. 输电线路新型距离保护[M]. 北京: 中国水利水电出版社, 2002.
XU Zheng-ya. New Type Distance Protection of Power Line[M]. Beijing: China Water Power Press, 2002.
- [6] SEL Corporation: Filtering for Protective Relays[Z].
- [7] 黄恺, 孙苓生. 继电保护傅氏算法中滤除直流分量的一种简便算法[J]. 电力系统自动化, 2003, 27(4): 50-53.
HUANG Kai, SUN Ling-sheng. A Compact Algorithm for Filtering Decaying DC Component in Relay Protection Fourier Algorithm [J]. Automation of Electric Power Systems, 2003, 27(4): 50-53.
- [8] 高婧, 郑建勇. 一种快速滤除衰减直流分量的新型递推傅氏算法[J]. 电力系统及其自动化学报, 2003, 15(1): 54-57.
GAO Jing, ZHENG Jian-yong. A Novel Recursive Fourier Algorithm for Filtering Decaying DC Component [J]. Power System and Its Automation Transaction, 2003, 15(1): 54-57.
- [9] 侯有韬, 张举. 一种滤除衰减直流分量的快速算法[J]. 继电器, 2004, 32(6): 6-9.
HOU You-tao, ZHANG Ju. A Fast Algorithm for Decaying DC Component Filtration[J]. Relay, 2004, 32(6): 6-9.
- [10] 哈恒旭, 王学明, 张保会, 等. 不受衰减直流分量影响的阻抗继电器新算法[J]. 继电器, 2004, 32(9): 16-19.
HA Heng-xu, WANG Xue-ming, ZHANG Bao-hui, et al. An Improved Fourier Algorithm of Mho Relay Without Influence of DC Decay Component[J]. Relay, 2004, 32(9): 16-19.
- [11] 袁宇波, 陆于平, 刘中平. 基于相量法的短数据窗快速滤波算法[J]. 电力系统自动化, 2004, 28(3): 58-63.
YUAN Yu-bo, LU Yu-ping, LIU Zhong-ping. A Fast Filter Algorithm of Short Data Window Based on Phasor Analysis[J]. Automation of Electric Power Systems, 2004, 28(3): 58-63.
- [12] 陈德树. 计算机继电保护原理与技术[M]. 北京: 水利电力出版社, 1995.
CHEN De-shu. The Theory and Technology of Microcomputer-based Protection[M]. Beijing: Hydraulic and Electric Power Press, 1995.
- [13] 王梅义, 蒙定中, 等. 高压电网继电保护运行技术[M]. 北京: 电力工业出版社, 1981.
WANG Mei-yi, MENG Ding-zhong, et al. Operation Technology of Protective Relaying in High Voltage Network[M]. Beijing: China Electric Power Press, 1981.
- 收稿日期: 2006-08-25; 修回日期: 2006-11-26
作者简介:
覃文继(1969-), 男, 工程师, 从事电网生产技术管理和继电保护应用工作. E-mail: QWJ.LEPB@163.com