

DCT 域图像水印的局部优化检测性能研究

孙中伟, 朱 岩, 冯登国

(中国科学院软件所信息安全国家重点实验室, 北京 100080)

摘要: 水印检测是数字水印技术最关键的步骤之一. 水印检测的传统方法是采用线性相关的方法, 但是该方法存在问题. 本文根据数字图像离散余弦变换(DCT)域交流系数的广义高斯分布模型, 对图像水印的局部优化检测方法进行了推导, 并给出了水印检测器检测性能的理论分析结果. 实验结果验证了图像水印局部优化检测方法检测性能理论分析的有效性, 以及实际检测性能的优越性.

关键词: 数字水印; 广义高斯分布; 局部优化检测

中图分类号: TP391 **文献标识码:** A **文章编号:** 0372-2112(2005)05-0864-04

Performance Analysis of DCT- Domain Watermark Detection Based on Local Optimum Detection

SUN Zhongwei, ZHU Yan, FENG Dengguo

(State Key Laboratory of Information Security, Institute of Software, CAS, Beijing 100080, China)

Abstract: Watermark detection is one of the most important steps in digital watermarking. It has traditionally been tackled using correlation based techniques. However, correlation based detection is not the optimum choice since it does not utilize the distributional characteristics of the host media. In this paper, by applying generalized Gaussian distributions to statistically model the AC DCT coefficients of the original image, a DCF domain watermark detection scheme based on local optimum detection is proposed. The performance of the new detector in terms of the associated probabilities of detection and false alarm is analyzed. The experimental results support the theoretical performance analysis, and confirm the superiority of the novel detector at the same time.

Key words: digital watermarking; generalized gaussian distribution; local optimum detection

1 引言

媒体数据的数字化为多媒体信息的存取提供了极大的便利, 同时也使得版权保护问题日显突出. 数字水印技术通过信号处理的方法, 将某些能证明版权归属或跟踪侵权的信息, 以不可感知的形式嵌入到待保护的原始媒体数据中, 从而达到版权保护的目. 作为数字多媒体版权保护的一种新途径, 该技术近年来一直受到人们的关注, 也是目前的一个研究热点.

水印嵌入和水印提取是数字水印技术的两个关键步骤. 基于加性高斯白噪声信道(AWGN)模型的假设, 现有的水印算法大都采用线性相关的方法来检测水印^[1], 然而这种水印检测方法并不具有普遍适用的理论依据, 它只有在水印载体信号服从高斯分布时才是最优的^[2]. 研究结果表明, 在数字图像的时/空域或者变换域, 以高斯分布来对载体图像进行统计建模是不合适的^[3~5]. 因此, 将噪声按高斯分布设计的相关水印检测方法没有考虑到实际噪声的分布特性, 其优化条件不复存在, 性能随之严重退化. 变换域方法具有将水印信息分布

到整个载体上的特点, 目前已成为数字水印研究的主流^[6]. 针对 AWGN 模型中高斯假定的不合理性, Barni^[7]等人在 DFT 变换域, 提出了原始图像服从威布尔分布的乘嵌入水印的检测方法. Hernandez^[8]等人提出了基于广义高斯模型的 DCT 域水印的似然比检测方法, 这两种方法都假定检测水印时检测器知道水印的嵌入强度, 然而这种假设对于盲水印的检测是不适应的. Cheng 与 Huang^[9]在 Hernandez 等人的工作基础上, 利用局部优化检测的原理, 分析了变换域的优化水印检测方法. 但是, 他们只给出了检测性能的一般性描述, 不能获得检测性能的理论分析结果.

不可感知性是数字水印的一个基本特征, 这就决定了水印信号的检测是一个弱信号的检测问题. 目前弱信号检测是一个活跃的研究领域^[10], 其中局部优化检测(Local Optimum Detection, LOD)就是低信噪比情况下信号检测的一种有效方法. 本文针对 DCT 域上的盲图像水印技术开展研究, 应用弱信号检测理论, 对基于 LOD 的水印检测方法进行了推导, 并给出了该检测方法的理论检测性能, 实验结果验证了理论分

析的有效性和实际性能的优越性。

2 水印检测模型

嵌入的水印可分为 1 比特水印和多比特水印, 从检测的角度, 它们本质上是相同的。这里使用 1 比特水印作为版权标示, 并采用扩频调制技术将水印信号嵌入在 8×8 的 DCT 变换块中的中频变换系数上。假设选取待修改的 DCT 变换系数序列 $X = \{x_1, x_2, \dots, x_N\}$ 作为水印载体, 水印信号 $W = \{w_1, w_2, \dots, w_N\}$ 以加嵌入的形式被嵌入到原始的媒体数据中, 即:

$$y_i = x_i + \theta w_i \quad (1)$$

其中 θ 为大于零的水印嵌入强度因子。DCT 反变换, 即可获得包含水印的图像。

从统计学的观点来看, 水印检测问题本质上是二元假设检验的问题。令原假设 H_0 对应待检测图像未嵌入水印 W , 备择假设 H_1 对应待检测图像嵌入了水印 W 。由水印的嵌入过程可知, 水印检测可表示为如下的多样本二元假设检验:

$$\begin{aligned} H_0: y_i &= x_i, \quad i = 1, 2, \dots, N \\ H_1: y_i &= x_i + \theta w_i, \quad i = 1, 2, \dots, N \end{aligned} \quad (2)$$

因为水印盲检测时没有原始图像作为参考, 在上述二元假设检验问题中, 图像的 DCT 变换域载体系数序列 X 可看成是一种加性噪声。设计出的水印检测器应该能够根据变换域载体系数的统计特性及相应的水印信息, 利用统计推断理论, 判断水印是否存在于接收到的信号 $Y = \{y_1, y_2, \dots, y_N\}$ 之中。图像压缩与编码领域的研究表明, 图像 DCT 变换之后其系数的交流分量服从广义高斯分布, 概率密度函数具有如下的形式^[4, 5]:

$$p_x(x) = A e^{-\frac{1}{\beta} |x|^c} \quad (3)$$

其中 $\beta = \frac{1}{\sigma} \left(\frac{\Gamma(3/c)}{\Gamma(1/c)} \right)^{1/2}$, $A = \frac{\beta c}{2\Gamma(1/c)}$, σ 为交流系数的标准差, c 为形状参数。零均值高斯分布和拉普拉斯分布是它的特例, 它们分别是式(3)在 $c = 2$ 和 $c = 1$ 时的分布。因此, 在 H_0 假设下, y_i 的概率密度函数为:

$$p_{y_i}(y_i; H_0) = p_x(y_i) \quad (4)$$

而在 H_1 假设下, 由于水印是一种弱信号, 它不会改变原始载体系数的统计属性, 因此, y_i 的概率密度函数为:

$$p_{y_i}(y_i; H_1) = p_x(y_i - \theta w_i) = A e^{-\frac{1}{\beta} |y_i - \theta w_i|^c} \quad (5)$$

由于 DCT 变换为准最优变换, 与文献[8]的假定相同, 这里假定 DCT 系数统计独立且同分布, 那么 N 维观测样本矢量 Y 的联合概率密度函数是单样本 y_i 的概率密度的乘积, 于是在 H_0 和 H_1 两种假设下的联合概率密度分别为:

$$p_Y(Y; H_0) = \prod_{i=1}^N A e^{-\frac{1}{\beta} |y_i|^c} \quad (6)$$

$$p_Y(Y; H_1) = \prod_{i=1}^N A e^{-\frac{1}{\beta} |y_i - \theta w_i|^c} \quad (7)$$

它们的对数似然比为:

$$l(Y) = \ln \frac{p_Y(Y; H_1)}{p_Y(Y; H_0)} = \ln p_Y(Y; H_1) - \ln p_Y(Y; H_0) \quad (8)$$

由水印的不可感知性所约束, 其嵌入强度 θ 一般比较小, 根据局部优化检验理论, 将 $\ln p_Y(Y; H_1)$ 在 $\theta = 0$ 处进行一阶

泰勒展开, 则对数似然比 $l(Y)$ 为:

$$l(Y) = \left. \frac{\partial \ln p_Y(Y; \theta)}{\partial \theta} \right|_{\theta=0} \cdot \theta = \left(\sum_{i=1}^N c |y_i|^{c-1} \text{sgn}(y_i) w_i \right) \cdot \theta \quad (9)$$

根据似然比的定义, $l(Y)$ 需要与一给定的阈值 λ_0 比较来作出水印存在与否的判决, 由此可知, 相应的判决规则为:

$$T_{LOD} = \sum_{i=1}^N c |y_i|^{c-1} \text{sgn}(y_i) w_i \stackrel{H_1}{\underset{H_0}{\geq}} \lambda \quad (10)$$

其中 $\lambda = \lambda_0 / \theta$

3 检测性能分析

由信号检测的基本理论可知, 由于存在噪声而造成的水印存在与否的错误判决有两种类型: 如果信号不存在而检测器判断它存在, 则出现虚警; 如果信号存在而检测器却判断它不存在, 则出现漏警。一个检测器性能的好坏取决于它的虚警概率和漏警概率。从前面的分析可以看出, 水印检测的虚警概率和漏警概率取决于检验统计量 $T_{LOD}(Y)$ 在两种假设下的概率分布。

因为 y_i 是独立同分布的随机变量, 因此 $c |y_i|^{c-1} \text{sgn}(y_i) w_i = - \frac{d \ln(A e^{-\frac{1}{\beta} |y_i|^c})}{dy_i} = \frac{d \ln p_x(y_i)}{dy_i}$ 也是独立同分布的随机变量, 根据中心极限定理, $T_{LOD}(Y) = \sum_{i=1}^N c |y_i|^{c-1} \text{sgn}(y_i) w_i$ 服从高斯分布。在 H_0 下, 其均值为:

$$\begin{aligned} E(T_{LOD}(Y); H_0) &= \sum_{i=1}^N w_i \cdot E(c |y_i|^{c-1} \text{sgn}(y_i)) \\ &= - \sum_{i=1}^N w_i \int_{-\infty}^{\infty} \frac{d \ln p_x(y_i)}{dy_i} p_x(y_i) dy_i \\ &= - \sum_{i=1}^N w_i p_x(y_i) \Big|_{-\infty}^{\infty} = 0 \end{aligned} \quad (11)$$

方差为:

$$\begin{aligned} D(T_{LOD}(Y; H_0)) &= \sum_{i=1}^N w_i^2 D(c |y_i|^{c-1} \text{sgn}(y_i)) \\ &= \sum_{i=1}^N w_i^2 D \left(\frac{d \ln p_x(y_i)}{dy_i} \right) \\ &= \sum_{i=1}^N \left[w_i^2 \int_{-\infty}^{\infty} \left(\frac{d \ln p_x(y_i)}{dy_i} \right)^2 p_x(y_i) dy_i \right] \\ &= \sum_{i=1}^N \left[w_i^2 \int_{-\infty}^{\infty} \left(\frac{dp_x(y_i)}{p_x(y_i)} \right)^2 p_x(y_i) dy_i \right] \end{aligned} \quad (12)$$

定义 $i(\theta) = \int_{-\infty}^{\infty} \left(\frac{dp_x(u)}{p_x(u)} \right)^2 du$, 对于广义高斯噪声, 已经证明^[19]:

$$i(\theta) = \frac{c^2 \Gamma \left(\frac{3}{c} \right) \Gamma \left(2 - \frac{1}{c} \right)}{\sigma^2 \Gamma^2 \left(\frac{1}{c} \right)} \quad (13)$$

因此

$$D(T_{LOD}(Y; H_0)) = i(\theta) \sum_{i=1}^N w_i^2 \quad (14)$$

在 H_1 条件下, 其均值为:

$$E(T_{LMP}(Y); H_1) = - \sum_{i=1}^N w_i \int_{-\infty}^{\infty} \frac{d \ln p_x(y_i)}{dy_i} p_x(y_i - \theta w_i) dy_i \quad (15)$$

由于是弱信号, 将 $p_x(y_i - \theta w_i)$ 在 $\theta = 0$ 处进行一阶泰勒级数展开:

$$p_x(y_i - \theta w_i) \approx p_x(y_i) - \frac{dp_x(y_i)}{dy_i} \theta w_i \quad (16)$$

因此, 均值为:

$$\begin{aligned} E(T_{LMP}(Y); H_1) &= - \sum_{i=1}^N w_i \int_{-\infty}^{\infty} \frac{d \ln p_x(y_i)}{dy_i} p_x(y_i - \theta w_i) dy_i \\ &= - \sum_{i=1}^N w_i \left(\int_{-\infty}^{\infty} \frac{d \ln p_x(y_i)}{dy_i} p_y(y_i) dy_i \right) \\ &\quad - \left(\int_{-\infty}^{\infty} \frac{d \ln p_x(y_i)}{dy_i} \frac{dp_x(y_i)}{dy_i} \theta w_i dy_i \right) \\ &= \theta i(\theta) \sum_{i=1}^N w_i^2 \end{aligned} \quad (17)$$

同样, 可求得方差为:

$$\begin{aligned} E(T_{LMP}(Y); H_1) &= - \sum_{i=1}^N w_i^2 D(c | \beta | c | y_i | c^{-1} \text{sgn}(y_i)) \\ &= \sum_{i=1}^N \left\{ w_i^2 \int_{-\infty}^{\infty} \frac{d \ln p_x(y_i)}{dy_i} p_x(y_i - \theta w_i) dy_i \right\} \\ &\approx \sum_{i=1}^N \left\{ w_i^2 \int_{-\infty}^{\infty} \frac{d \ln p_x(y_i)}{dy_i} (p_x(y_i) \right. \\ &\quad \left. - \frac{dp_x(y_i)}{dy_i} \theta w_i) dy_i \right\} \approx i(\theta) \sum_{i=1}^N w_i^2 \end{aligned} \quad (18)$$

因此, 检验统计量 $T_{LMP}(Y)$ 在 H_0 和 H_1 两种假设条件下的概率密度函数为:

$$T_{LMP}(x) \sim \begin{cases} N(0, i(\theta) \sum_{n=1}^N w_n^2), & \text{在 } H_0 \text{ 条件下} \\ N(\theta i(\theta) \sum_{n=1}^N w_n^2, i(\theta) \sum_{n=1}^N w_n^2), & \text{在 } H_1 \text{ 条件下} \end{cases} \quad (19)$$

令 $T_{Norm}(Y) = T_{LMP}(Y) \sqrt{i(\theta) \sum_{n=1}^N w_n^2}$, 则

$$T_{Norm}(x) \sim \begin{cases} N(0, 1), & \text{在 } H_0 \text{ 条件下} \\ N\left(\theta \sqrt{i(\theta) \sum_{n=1}^N w_n^2}, 1\right), & \text{在 } H_1 \text{ 条件下} \end{cases} \quad (20)$$

从图 1 可以看出, 对于给定的阈值 λ , 它唯一地确定了检测器的检测概率和虚警概率. 在 H_0 条件下, $T_{Norm}(Y)$ 服从标准正态分布, 它与未知水印嵌入强度 θ 无关, 定义 $Q(x) = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}t^2} dt$, 它是标准正态分布的右尾概率, 对于给定的虚警概率 $P_{FA} = \alpha$, 根据 Neyman Pearson 准则, 它与给定阈值的关系如下:

$$\lambda = Q^{-1}(P_{FA}) = Q^{-1}(\alpha) \quad (21)$$

其中 $Q^{-1}(x)$ 表示 $Q(x)$ 的反函数. 因此, 检测概率为:

$$P_D = \Pr\{T(x) > \lambda; H_1\} = Q(Q^{-1}(\alpha) - \theta \sqrt{i(\theta) \sum_{n=1}^N w_n^2}) \quad (22)$$

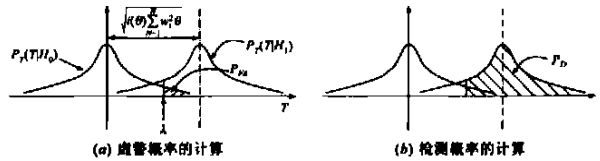


图 1 检测概率与虚警概率与阈值的函数关系

4 实验及分析

实验用的载体图像为 (512×512) 的 Fishing boat 图像, 并采用扩频技术随机生成 1000 个数字水印, 以强度 $\theta = 0.12$ 将水印嵌入到载体图像中. 使用接收机工作特性 (Receiver Operation Characteristic, ROC) 作为检测器性能的衡量标准, 它是以判决阈值 λ 作为参变量, 检测概率 P_D 随虚警概率 P_{FA} 变化的函数关系.

DCT 域交流系数的广义高斯概率密度函数的估计是局部优化水印检测方法的基础. 从式 (3) 可以看出, 它的概率密度函数完全由 σ 与 c 确定. 这里采用 Buccigrossi 等人提出的最小化相对熵的广义高斯概率密度函数的估计方法对参数 σ 和 c

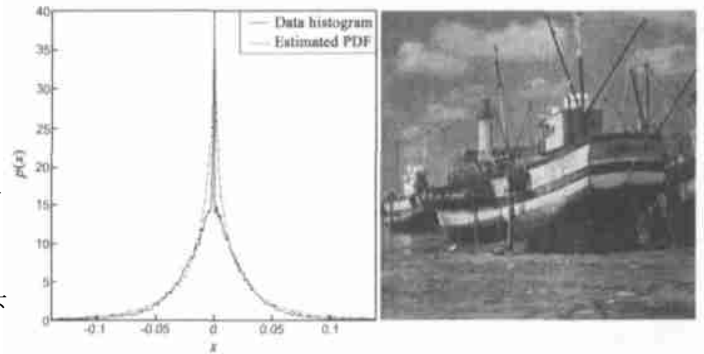


图 2 DCT 变换系数的广义高斯分布拟合结果 ($c = 0.5620$, $\sigma = 0.0663$)

进行估计^[12], 也就是当形状参数和标准差分别为 c_i 和 σ_i 的广义概率密度函数与统计出的交流 DCT 变换系数频率直方图之间相对熵最小时, 它即被选择作为 DCT 交流系数的概率密度函数. 图 2 所示为采用最小化相对熵的估计方法获得的 Fishing boat 图像的广义高斯概率密度函数.

为了考察局部优化检测器检测性能分析的有效性, 我们将虚警概率从 10^{-4} 至 10^{-1} 变化, 按照式 (22) 的计算方法, 获得局部优化检测器的理论 ROC 曲线. 考虑到检测概率和虚警概率之间的相互制约关系, 为了保证检测器具有可接受的检测概率, 我们选择在 10^{-2} 至 10^{-1} 范围内的 12 个虚警概率, 利用式 (21) 计算出 12 个相应的判决阈值. 利用随机生成的 1000 个水印, 根据局部优化检测方法进行检测性能的蒙特卡罗仿真, 获得实际

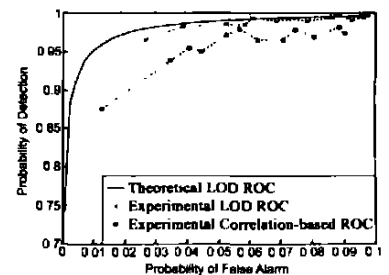


图 3 理论检测性能与实际检测性能的比较

的 ROC 曲线. 然后, 以类似的方法, 得到基于线性相关检测的实际 ROC 曲线. 实验结果如图 3 所示. 可以看出, 第一, 对于 LOD 检测器, 其检测性能的理论分析结果与蒙特卡罗仿真得到的实验性能很接近; 第二, 与基于相关方法的检测器的检测性能相比, LOD 检测器获得比线性相关检测器更好的检测结果.

5 结论

设计一种变换域鲁棒的水印检测方法一直是水印技术的研究重点, 盲水印检测技术没有原始的数字媒体作为参考, 这更增加了鲁棒水印检测器的设计难度. 已被广泛使用的线性相关检测方法只有在水印载体信号服从高斯分布时才是最优的. 为了改善数字水印基于线性相关检测方法的检测性能, 本文探讨了 DCT 域数字水印的局部优化检测方法, 并对它的检测性能进行了理论分析和实验. 尽管只是针对 DCT 域图像水印检测开展研究, 但是本文提出的方法具有一定的普遍性, 因此很容易推广到其它变换域水印检测的应用之中, 而且也易于与视觉掩膜模型结合起来.

参考文献:

- [1] A Sequeira, D Kundur. Communication and information theory in watermarking: A survey[A]. In: Proc of SPIE Multimedia Systems and Applications IV[C]. Denver, Colorado, 2001. 216– 227.
- [2] H V Poor. An Introduction to Signal and Estimation[M]. New York: Springer Verlag, 1994.
- [3] T P-C Chen, T Chen. A framework for optimal blind watermark detection[A]. ACM Multimedia 2001 Workshop on Multimedia and Security: New Challenges[C]. Ottawa, Ontario, Canada, 2001. 35– 38.
- [4] R J Clarke. Transform Coding of Images[M]. New York: Academic, 1985.

- [5] K A Birney, T R Fisher. On the modeling of DCT and subband image data for compression[J]. IEEE Trans Image Processing, 1995, (4): 186– 193.
- [6] Huang Jiwu, Shi Yunq, Shi Yi. Embedding image watermarks in DC components[J]. IEEE Trans On CSVT, 2000, 10(6): 974– 979.
- [7] Barni M, Bartolini F, De Rose A, Piva M. A new decoder for the optimum recovery of nonadditive watermarks[J]. IEEE Trans on Image Processing, 2001, 10(5): 755– 765.
- [8] J R Hernández, M Amado, Fernando Pérez González. DCF domain watermarking techniques for still images: Detector performance analysis and a new structure[J]. IEEE Trans on Image Processing, 2000, 9(1): 55– 68.
- [9] Q Cheng, T S Huang. An additive approach to transformed domain information hiding and optimum detection structure[J]. IEEE Trans Multimedia, 2001, 3(3): 273– 283.
- [10] Ickho Song, Jinsoo Bae, Sun Yong Kim. Advanced Theory of Signal Detection: Weak Signal Detection in Generalized Observations[M]. New York: Springer, 2002.
- [11] Saleem A Kassam. Signal Detection in Non-Gaussian Noise[M]. Springer Verlag, 1988.
- [12] Buccigrossi R W, Simoncelli P. Image Compression Via Joint Statistical Characterization in the Wavelet Domain[J]. IEEE Trans Image Processing, 1999, 8(12): 1688– 1701.

作者简介:

孙中伟 男, 1969 年 12 月出生于湖南益阳, 工学博士, 主要研究方向为信息安全及多媒体信息处理. E-mail: sunzw@is.scas.ac.cn.

朱 岩 男, 1974 年 2 月出生, 黑龙江大庆人, 博士研究生, 主要研究方向为信息隐藏及数字水印技术.

冯登国 男, 1963 年 5 月出生, 陕西靖边人, 博士生导师, 主要研究方向为网络与信息安全.