

认知无线电中基于拟合优度的频谱盲检测算法研究

沈雷^{1,2}, 王海泉¹, 赵知劲¹, 孙闽红¹

(1. 杭州电子科技大学 通信工程学院, 浙江 杭州 310018; 2. 浙江省综合信息网技术重点实验室, 浙江 杭州 310027)

摘 要: 首先, 提出噪声方差未知情况下基于 t 分布的 Anderson-Darling 的认知无线电频谱盲检测方法, 通过计算接收到信道采样样本均值和方差比的分布函数与 t 分布函数之间的 Anderson-darling 距离, 实现频谱检测。其次, 提了基于特征函数的频谱盲检测算法, 通过计算接收到的样本经验特征函数与已知特征函数的距离, 判决信道中是否存在信号传输。最后, 给出了衰落信道下, 所提 2 种基于拟合优度的频谱盲检测算法的虚警概率和检测概率下界。理论和仿真表明, 噪声方差未知情况下, 所提 2 种频谱盲检测算法比传统的噪声方差已知时的能量检测法具有更好的性能。在低信噪比和小样本条件下, 性能提高表现的尤其明显。

关键词: Anderson-Darling 检测; 特征函数检测; 噪声方差未知; 频谱检测; 能量检测; 衰落信道

中图分类号: TN911.72

文献标识码: A

文章编号: 1000-436X(2011)11-0027-08

Blind spectrum sensing based on goodness of fit test for cognitive radio in noise of uncertain power

SHEN Lei^{1,2}, WANG Hai-quan¹, ZHAO Zhi-jin¹, SUN Min-hong¹

(1. School of Communications Engineering, Hangzhou Dianzi University, Hangzhou 310018, China;

2. Zhejiang Provincial Key Laboratory of Information Network Technology, Hangzhou 310027, China)

Abstract: Based on t -distribution and Anderson-Darling test, the first, a method was proposed of spectrum sensing under assumptions that the noise variance was unknown and also the channel information was unknown. Indeed, the sensing was conducted based on Anderson-Darling distance between the distribution of ratio of sample's mean to sample's variance and the t -distribution. The second, another sensing method was proposed, under the same assumptions as the above, based on Anderson-Darling distance between the empirical characteristic function and a known characteristic function. The third, lower bounds on detection probabilities of sensings above were given for a flat, slow fading channel. Theoretical analysis and simulations show that the performances of proposed methods are much better than energy detector-based sensing with known noise variance, especially under an environment of a low signal to noise ration (SNR), or small number of samples.

Key words: Anderson-Darling sensing; characteristic function sensing; noise uncertainty; spectrum sensing; energy detection-based sensing; fading channel

收稿日期: 2011-05-18; 修回日期: 2011-11-08

基金项目: 国家自然科学基金资助项目 (60972049, 60972092); 浙江省自然科学基金资助项目 (Y1090846); 通信抗干扰国家重点实验室基金资助项目 (9140C020405110C0204)

Foundation Items: The National Natural Science Foundation of China (60972049, 60972092); The Natural Science Foundation of Zhejiang Province (Y1090846); The National Key Laboratory of Science and Technology on Communications (9140C020405110C0204)

1 引言

在认知无线电系统中,非授权用户在频谱空闲的时候使用已经分配给授权用户的频谱,从而提高了频谱的使用效率。检测授权用户是否占用频谱,也就是频谱检测,是认知无线电系统中的一个重要问题^[1]。

目前已有的频谱检测方法主要包括基于能量的频谱检测法^[2-4]、基于循环谱的检测法^[5,6]和基于 Anderson-Darling 检测法^[7,8]。基于循环谱的频谱检测方法利用已知授权用户的调制信息来提高频谱检测的性能,但所需样本时间长,计算复杂度高。1967年,H.Urkowitz 提出了基于能量的频谱检测算法^[2],该方法不需知道授权用户的任何先验知识,近年来被广泛用到频谱检测中^[3,4]。

以上叙述的方法,从数理统计的角度看,都是属于参数假设检验的范畴,即根据随机变量的某一特定参数来做假设检验。如果假设的参数估计不准,频谱检测的性能下降。例如,如果噪声方差未知,基于能量的频谱检测法性能快速下降^[9,10]。

近年来,在文献[7]中提出了基于拟合优度检验的频谱检测法,可以得到比基于能量的频谱检测法更好的性能。其基本频谱检测原理是:如果授权用户没有占用频谱,则非授权用户端接收到的信号仅是高斯噪声,从而服从零均值、方差为 σ^2 的正态分布;另一方面,如果授权用户占用频谱,则非授权用户接收到的信号由2部分组成,一是经过信道到达接收端的授权用户信号,二是接收端的噪声,2种信号叠加之后,使得接收到的信号不再服从零均值、方差为 σ^2 的正态分布。基于这一事实,频谱检测就转换为判断接收到的采样信号样本分布函数是否符合零均值、方差为 σ^2 的正态分布函数。在文献[7]中通过度量接收到信号的经验分布和零均值、方差为 σ^2 的正态分布之间的 AD 距离来判决授权用户是否使用频谱。从上面的分析可知,AD 检测是基于接收信号的整个分布,而非基于某个特征参数。因此 AD 检测性能应该优于能量检测,并且不需要任何授权用户信号的先验知识。但遗憾的是这种算法只适合于噪声方差 σ^2 已知情况,本文的目的是为了解决这个弱点。

为了克服以上的弱点,在文献[8]中提出了基于 t 分布的频谱盲检测方法。但遗憾的是,只对基于自由度为 2 和 4 的 t 分布频谱检测性能进行了分析,

并没有给出对任意自由度 t 分布的频谱盲检测性能,以及最佳自由度选择。本文首先提出一种噪声方差未知时,基于任意自由度 t 分布的 AD 检验的频谱检测算法。假设接收到的信号样本有 L 个,把接收到的 L 个样本分成 N 部分,每个部分有 $m=L/N$ 个数据,求其样本的均值和方差,然后求两者的比,这样可以得到一个新的序列。从统计学知识可知,这 N 个比值可被认为是从自由度为 m 的 t 分布的随机变量中独立得到的 N 个样本值。对这 N 个数据进行 AD 检测,从而判决信道频谱是否被占用。应该注意到,这种检测方法并没有用到噪声方差。基于上述原理,本文分析其频谱检测性能,并给出了最佳自由度 m 的选择。

其次,本文还提出了一种基于特征函数的盲频谱检测方法。由于多元 AD 检验并没有明确的定义,AD 检测很难推广到多天线检测中。特征函数是分布函数的傅立叶变换,也能够完全描述一个信号。特征函数无论是单元还是多元都给出了明确的定义,很容易推广到多天线检测系统中。基于这种考虑,本文提出通过度量经验特征函数和已知特征函数之间的距离,在噪声方差未知的情况下,判决信道频谱是否被占用。

本文分析了所提 2 种频谱检测方法在衰落信道下的虚警概率和检测概率。理论分析和仿真结果都表明,所提 2 种算法在噪声方差未知情况下的频谱检测性能,比噪声方差已知时的 AD 检测性能下降 1dB 左右,但比噪声方差已知时的能量检测好 3dB 以上。在低信噪比或小样本条件下,所提 2 种盲频谱检测算法相比能量检测法在性能上的优点表现的更明显。

2 Anderson-Darling 频谱盲检测原理

首先简述噪声方差未知情况下,基于 AD 频谱盲检测原理。 $X = \{x_i\}_{i=1}^L$ 表示从认知无线电信道中采样得到 L 个样本,所采样的样本一般是复数,但复数可以表示成实部和虚部的和,如果把实部与虚部分别开来考虑,样本为实数。为了简单起见,本文限制在实数的范围内讨论问题,因而假设 x_i 都是实数。当信道中不存在授权用户传输时,信道中只有均值为 0,方差为 σ^2 的高斯噪声。当噪声方差已知时,目前有很多有效的检测算法,比如能量检测算法^[2]、AD 检测算法^[7]。当噪声方差未知时,这

些算法性能会随方差估计的偏差增大而快速下降。

为了消除检测方法对噪声方差估计的依赖,使得噪声方差未知时,AD 频谱检测算法也有效,本文引进 t 分布。

假设非授权用户采样了 L 个样本,把样本按先后顺序分成了 N 个不同的部分, $m=L/N$ 是每部分的样本数。 M 、 N 都是大于零的自然数。本文先对每一部分求其样本的均值和方差,然后求两者的比,这样可以得到一个新的序列:

$$y_i = \frac{\sum_{k=0}^{m-1} x_{mi-k} / m}{s_i / \sqrt{m}}, i = 1, 2, \dots, N \quad (1)$$

$$s_i^2 = \frac{1}{m-1} \sum_{k=1}^{m-1} (x_{mi-k} - \bar{x}_i)^2, \bar{x}_i = \frac{\sum_{k=0}^{m-1} x_{mi-k}}{m}, i = 1, \dots, N \quad (2)$$

其中, $y_i (i = 1, 2, \dots, N)$ 服从自由度为 $m-1$ 的 t 分布,由文献[11]可知,自由度为 $m-1$ 的 t 分布的概率密度函数记为

$$T(m-1, t) = \frac{\Gamma\left(\frac{m}{2}\right)}{\sqrt{\pi}(m-1)\Gamma\left(\frac{m-1}{2}\right)} \left(1 + \frac{t^2}{m-1}\right)^{-\frac{m}{2}} \quad (3)$$

Γ 是伽玛函数,其累积分布函数记为 $G_{0,m}(y)$, 则其值为

$$G_{0,m}(y) = \int_{-\infty}^y T(m-1, t) dt = \frac{1}{\pi} \left(\frac{\pi}{2} + \tan^{-1}\left(\frac{y}{\sqrt{m-1}}\right) + \sum_{r=0}^{\frac{m-2}{2}} \frac{2^{2r} (r!)^2}{(2r+1)!} \frac{y/\sqrt{m-1}}{(1+y^2/(m-1))^{r+1}} \right) \quad (4)$$

当 $m=2$ 时,

$$G_{0,2}(y) = \frac{1}{\pi} \left(\frac{\pi}{2} + \tan^{-1}(y) \right) \quad (5)$$

如果授权用户存在,由于授权用户信号的调制特性以及信道的传输特性,非授权用户端接收的样本不再是均值为 0,方差为 σ^2 的高斯噪声。因此 m 个样本的均值和方差比 y_i 也不服从自由度为 $m-1$ 的 t 分布,从而样本 y_i 一般不服从分布 $G_{0,m}(y)$ 。基于这一事实,认知无线电系统中频谱检测就可以等价于下列假设检验。

H_0 : 授权用户接收样本 $Y = \{y_i\}_{i=1}^N$ 是统计独立的变量,服从分布 $G_{0,m}(y)$ 。

很显然,如果 H_0 不成立,样本 y_i 不服从分布 $G_{0,m}(y)$,表明非授权端接收到的信号不是均值为 0,方差是 σ^2 的高斯噪声,从而说明信道中存在授权用户信号的传输。相反,如果 H_0 是成立的,样本 y_i 服从分布 $G_{0,m}(y)$,表明非授权端接收到的信号均值为 0,方差是 σ^2 的高斯噪声,信道中不存在授权用户信号的传输。

为了对这个假设进行检验,从上面的分析可以知道,引进 t 分布以后,在 m 给定情况下, $G_{0,m}(y)$ 的分布是已知的,可以用 Anderson-Darling 检验进行检测。其具体方法如下,首先对所有新的样本序列 $Y = \{y_i\}_{i=1}^N$ 按小到大排列,这里假设 $y_1 \leq y_2 \leq \dots \leq y_N$,利用这些样本,当每个部分有 m 个数据时,定义经验分布函数为 $G_{N,m}(y)$,具体如下:

$$G_{N,m}(y) = \{i: y_i \leq y, 1 \leq i \leq N\} / N \quad (6)$$

如果信道中没有授权用户传输,那么 H_0 假设是成立的,由大数定理,如果 N 趋向无穷大, $G_{N,m}(y)$ 必然趋向于 $G_{0,m}(y)$ 。如果信道中存在授权用户传输,那么 H_0 假设是不成立,即使当 N 趋向无穷大时, $G_{N,m}(y)$ 不会趋向于 $G_{0,m}(y)$ 。

由上面的分析,可以利用 $G_{N,m}(y)$ 与 $G_{0,m}(y)$ 之间的差别进行信号频谱检测。通常情况下,上述差异的大小是用 2 个分布之间的距离来度量,如果距离大于某个门限,则假设 H_0 不成立,信道中存在授权用户传输;反之,如果距离小于某个门限,则接收假设 H_0 ,认为信道中只存在噪声,不存在授权用户信号的传输。

在文献[12]中,AD 检测是基于分布间的距离定义,其具体定义如下:

$$A_{c,m}^2 = N \int_{-\infty}^{\infty} (G_{N,m}(y) - G_{0,m}(y))^2 \phi(G_{0,m}(y)) dG_{0,m}(y) \quad (7)$$

这里 $\phi(u) = (u(1-u))^{-1}$ 。式(7)的计算可以简化为^[12]

$$A_{c,m}^2 = \frac{\sum_{i=1}^N (2i-1)(\ln z_i + \ln(1-z_{N+1-i}))}{N} - N \quad (8)$$

其中, $z_i = G_{0,m}(y_i), i = 1, 2, \dots, N$ 。为了得到门限值,一般情况下需要 $A_{c,m}^2$ 的分布函数。文献[12]给出了一个当 N 趋向无穷时的渐近分布,具体的分布函数为

$$F_{A_{c,m}^2}(t) = \Pr\{A_{c,m}^2 \leq t\} = \frac{\sqrt{2\pi}}{t} \sum_{j=0}^{\infty} a_j (4j+1) \exp\left(-\frac{(4j+1)^2 \pi^2}{8t}\right) \int_0^{\infty} \exp\left(\frac{t}{8(w^2+1)} - \frac{(4j+1)^2 \pi^2 w^2}{8t}\right) dw \quad (9)$$

其中, $a_j = (-1)^j \Gamma(j+0.5) / (\Gamma(0.5) j!)$, 对于某个给定的虚警概率 α , 其门限值 t_0 可由式(10)决定:

$$\Pr\{A_c^2 \geq t_0\} = \alpha \quad (10)$$

3 基于特征函数的频谱盲检测原理

由于特征函数可以完整地描述随机变量, 可以通过度量特征函数的距离来进行频谱检测, 其具体方法如下。

$X = \{x_i\}_{i=1}^L$ 表示从信道中采样得到 L 个样本, 当信道中不存在授权用户传输, 只存在高斯噪声的时候, X 服从均值为零, 方差为 σ^2 的高斯正态分布, 其特征函数为

$$\phi_0(v) = \exp(-v^2 \sigma^2 / 2) \quad (11)$$

当信道中存在授权用户信号传输时, 由于受信信号调制特性和信道传输特性的影响, X 不服从均值为零, 方差为 σ^2 的高斯正态分布, 此时其特征函数也不服从 $\phi_0(v)$ 。这样, 基于特征函数的频谱检测可以等价于下列假设检验。

$$H_0: X = \{x_i\}_{i=1}^L \text{ 是服从特征函数为 } \phi_0(v) \text{ 的随机变量} \quad (12)$$

很明显, 如果 H_0 成立, 则表明信道中不存在授权用户传输; 如果 H_0 不成立, 则表明信道中存在授权用户的传输, 信道频谱被占用。

文献[14]中为了检验信号的高斯性, 定义了经验特征函数。根据相同的原理, 进行信号频谱检测, 此处定义 X 的经验特征函数为

$$\phi_L(v) = \frac{1}{L} \sum_{i=1}^L \exp(jv x_i) \quad (13)$$

假如信道中不存在授权用户传输, 则 L 趋向无穷时, 经验分布趋向于高斯正态分布, 因此, $\phi_L(v)$ 趋向 $\phi_0(v)$ 。而当信道中存在授权用户传输的时候, $\phi_L(v)$ 不趋向 $\phi_0(v)$ 。所以通过度量经验特征函数 $\phi_L(v)$ 与特征函数 $\phi_0(v)$ 的距离, 可以用来判决是否存在授权信号的传输。这里令特征函数距离统计特

征量为

$$T_L = L \int_{-\infty}^{\infty} \left| \phi_L(v) - \exp\left(-\frac{1}{2} v^2 \sigma^2\right) \right|^2 \phi(v) dv \quad (14)$$

加权函数 $\phi(v) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma^2} \exp(-v^2 \sigma^2 / 2)$ 。从式(14)

可以得到, 统计量 T_L 的计算, 需要知道信道噪声的方差。为了克服这个缺点, 用样本协方差对信号进行归一化, 定义修正的特征统计量为

$$T'_L = L \int_{-\infty}^{\infty} \left| \phi'_L(v) - \exp\left(-\frac{1}{2} v^2\right) \right|^2 \phi'(v) dv \quad (15)$$

$$\phi'_L(v) = \frac{1}{L} \sum_{i=1}^L \exp(jv s_L^{-1/2} x_i) \quad (16)$$

$$s_L = \frac{1}{L} \sum_{i=1}^L \left(x_i - \frac{\sum_{i=1}^L x_i}{L} \right)^2 \quad (17)$$

这里 $\phi'(v) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp(-v^2 / 2)$, 在式(15)~式(17)

中, 当信道中不存在授权用户传输, L 趋向无穷大时, $\phi'_L(v)$ 趋向 $\phi'_0(v) = \exp(-v^2 / 2)$ 。当信道中存在授权用户传输的时候, $\phi'_L(v)$ 不趋向 $\phi'_0(v)$ 。根据这一事实, 可以用统计量 T'_L 来做检测。需要注意的是, 修正统计量 T'_L 的计算, 并不需要知道信道噪声的方差, 实现了对信道的盲检测。

对式(15)的积分进行展开, 可以得到 T'_L 的简明计算公式为

$$T'_L = \frac{1}{L} \sum_{i,k=1}^L \exp\left(-\frac{R_{ik}}{2}\right) - \sqrt{2} \sum_{i=1}^L \exp\left(-\frac{R_i^2}{4}\right) + L 3^{-1/2} \quad (18)$$

$$R_{ik} = s_L^{-1} (x_i - x_k)^2, \quad R_i^2 = s_L^{-1} (x_i)^2 \quad (19)$$

信道噪声方差未知情况下, 基于特征函数的频谱盲检测等价于下面的假设检验:

$$H_0: T'_L \leq t_0 \quad (20)$$

这里 t_0 表示检测门限, 可通过式(18)~式(19)仿真得到。如果 $T'_L > t_0$, 表明经验特征函数 $\phi'_L(v)$ 与 $\phi'_0(v)$ 距离很远, 因此拒绝假设检验 H_0 , 认为信道中存在授权信号的传输。否则, 表明经验特征函数 $\phi'_L(v)$ 与 $\phi'_0(v)$ 距离很近, 假设检验 H_0 成立, 认为信道中不存在授权用户信号的传输。

通过 Monte Carlo 仿真的方法, 表 1 给出了不同虚警概率下, 不同采样样本个数下的特征函数盲

检测方法的门限。从表 1 可知，在虚警概率为 0.05 和 0.01 时，当样本 L 大于 50 时，门限 t_0 已不随样本个数的变化而变化，这是由于此时 $\phi'_L(v)$ 与 $\exp(-v^2/2)$ 已经足够近似。

表 1 特征函数盲检测门限与虚警概率

| 虚警概率 | L | | | | | |
|------|-------|-------|-------|-------|-------|-----------|
| | 8 | 10 | 20 | 30 | 40 | ≥ 50 |
| 0.05 | 1.330 | 1.246 | 1.110 | 1.066 | 1.060 | 1.058 |
| 0.01 | 2.457 | 2.258 | 1.916 | 1.806 | 1.768 | 1.765 |

4 Anderson-Darling 频谱盲检测概率分析

频谱检测概率是衡量频谱检测方法性能的一个重要参数。本节分析噪声方差未知时，衰落信道下 AD 检测的检测概率，在授权用户信号存在时，接收到的信号样本可以表示为

$$x_i = hc + w_i, i = 1, 2, \dots, L \quad (21)$$

其中， c 表示所传送的信号，传输的信号一般是复数，但复数可以表示成实部和虚部的和，如果把实部与虚部分别来考虑，则可以假设 c 为实数。并且在下文中，始终在实数范围内来考虑问题。不失一般性，这里假设 $c=1$ 。 w_i 是服从标准正态分布的变量， σ^2 是噪声的方差， h 表示衰落因子，服从标准正态分布。假设信道是平稳慢衰落的，基于这一假设，可以假定在得到样本 x_1, x_2, \dots, x_L 的过程中， h 始终是一个常数，但在得到下面 L 个样本时， h 可以变为另外一个常数。 h 的这个变化是服从标准正态分布的。在信号存在情况下，式(1)可以重新写为

$$Y_i = \frac{U_i}{V_i} = \frac{\sum_{k=0}^{m-1} x_{mi-k} / m}{S_i / \sqrt{m}}, i = 1, 2, \dots, N \quad (22)$$

对于 $U_i = \sum_{k=0}^{m-1} x_{mi-k} / m, i = 1, 2, \dots, N$ 服从均值 h 和方差 σ^2 / m 的高斯分布，其概率密度函数可以表示为

$$f_U(u) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2/m}} \exp\left(-\frac{(u-h)^2}{2\sigma^2/m}\right), -\infty < u < \infty \quad (23)$$

由于 $\frac{(m-1)S_i^2}{\sigma^2}$ 服从 $\chi^2(m-1)$ 分布，则变量

$$V_i = \sqrt{\frac{S_i^2}{m}} = \sqrt{\frac{\sigma^2}{m(m-1)} \frac{(m-1)S_i^2}{\sigma^2}}$$

的概率密度函数可

以写为

$$f_V(v) = \begin{cases} \frac{2vm(m-1)/\sigma^2}{2^{m/2} \Gamma\left(\frac{m-1}{2}\right)} \left(\frac{v^2m(m-1)}{\sigma^2}\right)^{\frac{m-3}{2}} e^{-\frac{v^2m(m-1)}{2\sigma^2}}, v > 0 \\ 0, v \leq 0 \end{cases} \quad (24)$$

在式(23)和式(24)的基础上，可以得到 Y_i 服从累积分布函数：

$$G_{1,m}(h, y) = \int_{-\infty}^y \int_0^\infty x f_U(x) f_V(x) dx dz \quad (25)$$

当 $m=2$ 时，累积分布函数可以写为

$$G_{1,2}(h, y) = \frac{2}{\sigma^2 \pi} \int_{-\infty}^y \int_0^\infty x \exp\left(-\frac{(zx-h)^2 + x^2}{\sigma^2}\right) dx dz \quad (26)$$

这里分析 AD 盲检测的检测概率。设 $F_{A_{c,m}^2, H_1}(x)$ 是统计量 $A_{c,m}^2$ 在 H_1 条件下的分布函数， $P_{da}(m)$ 为 AD 频谱检测的检测概率，由定义可知：

$$P_{da}(m) = \Pr\{A_{c,m}^2 > t_0 | H_1\} = 1 - F_{A_{c,m}^2, H_1}(t_0) \quad (27)$$

假设接收到的信号样本 $y_1 \leq y_2 \leq \dots \leq y_N$ ，每个样本都是 m 个 X 样本的均值和方差比， $G_{N,m}(h, y)$ 是衰落因子为 h 时候的信号样本 $y_1 \leq y_2 \leq \dots \leq y_N$ 的经验分布函数；授权用户传输信号存在时，当 N 趋向无穷时， $G_{N,m}(h, y)$ 应逼近 $G_{1,m}(h, y)$ 。

由式(7)，设 $A_{c,m}^2(h)$ 是分布 $G_{N,m}(h, y)$ 与 $G_{0,m}(y)$ 的 Anderson-Darling 统计量，有三角不等式：

$$\sqrt{A_{c,m}^2(h)} \geq C_m(h) \sqrt{N} - B_{N,m}(h) \quad (28)$$

其中，

$$C_m(h) = \sqrt{\int_{-\infty}^\infty (G_{1,m}(h, y) - G_{0,m}(y))^2 \varphi(G_{0,m}(y)) dG_{0,m}(y)} \quad (29)$$

$$B_{N,m}(h) = \sqrt{N \int_{-\infty}^\infty (G_{N,m}(h, y) - G_{1,m}(h, y))^2 \varphi(G_{0,m}(y)) dG_{0,m}(y)} \quad (30)$$

在 m, h 给定条件下，AD 检测的统计量 $A_{c,m}^2(h)$ 的概率分布函数 $F_{A_{c,m}^2, H_1}(h, t_0)$ 为

$$\begin{aligned} F_{A_{c,m}^2, H_1}(h, t_0) &= \Pr\{\sqrt{A_{c,m}^2(h)} \leq \sqrt{t_0} | H_1\} \\ &= \Pr\{e^{-\sqrt{A_{c,m}^2(h)}} \geq e^{-\sqrt{t_0}} | H_1\} \end{aligned}$$

$$\leq \frac{E[e^{-\sqrt{A_{c,m}^2(h)}}]}{e^{-\sqrt{t_0}}} \leq \frac{e^{-C_m(h)\sqrt{N}} E[e^{B_{N,m}(h)}]}{e^{-\sqrt{t_0}}} \quad (31)$$

式(31)中第 1 个不等式是马尔可夫不等式得到, 而第 2 个不等式是式(30)得到。期望均值的大小和样本值 $Y = \{y_i\}_{i=1}^n$ 和衰落因子 h 相关。式(31)可以表示为

$$F_{A_{c,m}^2, H_1}(h, t_0) \leq \frac{e^{-C_m(h)\sqrt{N}} E[e^{B_{N,m}(h)}]}{e^{-\sqrt{t_0}}} \quad (32)$$

在 m, h 给定条件下, AD 检测的检测概率 $P_{d,a}(m, h)$ 的下界为

$$P_{d,a}(m, h) = 1 - F_{A_{c,m}^2, H_1}(h, t_0) \geq 1 - \frac{e^{-C_m(h)\sqrt{N}} E[e^{B_{N,m}(h)}]}{e^{-\sqrt{t_0}}} \quad (33)$$

由式(29)计算, 如果在 m, h 给定, $C_m(h)$ 是一个大于零的常数; 文献[13]证明在 H_1 假设下, 当 $N \rightarrow \infty$, $B_{N,m}^2(h)$ 有界分布, 则 $E[e^{B_{N,m}(h)}]$ 也是有界的。由式(31)~式(33)可知, 对于给定的门限 t_0 , 随着采样样本数 N 增加, $F_{A_{c,m}^2, H_1}(h, t_0)$ 趋向于 0, 检测概率 $P_{d,a}(m, h)$ 趋向于 1, 变化的速率为 $o(e^{-C_m(h)\sqrt{N}})$ 。

瑞利衰落信道下, h 服从标准正态分布, 由式(32)和式(33), 如果门限 t_0, m 给定, 基于 AD 的频谱盲检测的平均检测概率下界为

$$P_{d,a}(m) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} P_{d,a}(m, h) e^{-\frac{h^2}{2}} dh \geq 1 - \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} \frac{e^{-C_m(h)\sqrt{N} - \frac{h^2}{2}} E[e^{B_{N,m}(h)}]}{e^{-\sqrt{t_0}}} dh \quad (34)$$

平均检测概率是 $P_{d,a}(m, h)$ 的加权积分, 随着样本数 N 增加, 检测概率 $P_{d,a}(m)$ 也趋向于 1。

5 基于特征函数的频谱盲检测检测概率分析

在本节中, 将给出基于特征函数的频谱盲检测的性能。在信道中存在授权用户传输的时候, 给定衰落因子 h , 其检测概率为

$$P_{d,T}(h) = \Pr\{T'_L > t_0 \mid H_1\} \quad (35)$$

由式(22)可以知道, 当信道中存在授权用户传输, L 趋向无穷大, $\phi'_L(v)$ 趋向于 $\phi'(v) = \exp(jvh/\sigma - v^2/2)$ 。类似于式(28)~式(33)的分析过程, 可以得到基于特征函数的频谱检测概率的下界为

$$P_{d,T}(h) \geq 1 - \frac{e^{-\sqrt{L}C_T(h)} E[e^{B_{T,L}(h)}]}{e^{-\sqrt{t_0}}} \quad (36)$$

$$C_T(h) = \sqrt{\int_{-\infty}^{\infty} |\phi'(v) - \exp(-v^2/2)|^2 \phi'(v) dv} \quad (37)$$

$$B_{T,L}(h) = \sqrt{L \int_{-\infty}^{\infty} |\phi'_L(v) - \phi'(v)|^2 \phi'(v) dv} \quad (38)$$

很明显, 在 h 给定的情况下, $C_T(h)$ 是一个固定的常数, 根据文献[13], 当 $L \rightarrow \infty$, $B_{T,L}^2(h)$ 有界分布, 则 $E[e^{B_{T,L}(h)}]$ 也有界。当 L 趋向无穷大的时候, 检测概率 $P_{d,T}(h)$ 以最小 $o(e^{-\sqrt{L}C_T(h)})$ 的速度趋向于 1。

由于瑞利衰落因子服从标准正态分布, 在设定门限 t_0 后, 基于特征函数频谱检测的平均检测概率下界为

$$P_{d,T} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} P_{d,T}(h) e^{-\frac{h^2}{2}} dh \geq 1 - \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} \frac{e^{-C_T(h)\sqrt{L} - \frac{h^2}{2}} E[e^{B_{T,L}(h)}]}{e^{-\sqrt{t_0}}} dh \quad (39)$$

当样本 L 趋向无穷大时, 平均检测概率 $P_{d,T}$ 同样趋向于 1。

6 仿真结果与分析

为了验证理论分析的结果, 本节将给出 Matlab 环境下的仿真结果。具体的仿真环境如下: 假设信道是瑞利慢衰落, 噪声方差是未知的。对基于 AD 频谱盲检测算法和基于特征函数的频谱盲检测算法的检测概率做了仿真。为了比较, 同时对噪声方差已知时, 瑞利衰落信道下 AD 检测概率^[7]和能量检测的检测概率做了仿真。在仿真中只对信号的实部进行处理, 此时衰落因子 h 服从标准高斯正态分布, 不失一般性, 这里假设发射信号 $C=1$ 。

图 1 给出了虚警概率 $\alpha=0.05$, 采样样本数 $L=32$ 时, 不同信噪比下, 衰落信道下各种检测方法仿真值的比较。噪声方差已知时, AD 检测^[7]的检测概率比能量检测概率提高大约 4dB。本文提出的噪声方差未知时的 AD 盲检测性能比噪声方差已知时的 AD 检测性能有所下降(性能下降在 1dB 以内), 但比噪声方差已知时的能量检测提高了 3dB 以上。噪声方差未知时, 采样点数 $L=32$ 时, 样本分成 8 部分, 每部分 $m=4$ 时的检测性能比样本分成 16 部分,

每部分 $m=2$ 更接近噪声方差已知时的 AD 检测性能。本文提出的噪声方差未知时，基于特征函数盲检测算法性能与 AD 盲检测性能相近。这 2 种盲检测方法都不需要噪声方差的先验知识，克服了能量检测方法在噪声方差未知时，检测性能急剧下降的缺点。

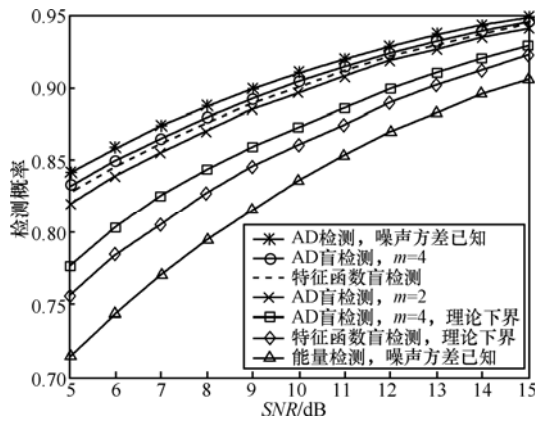


图 1 衰落信道下各种方法检测概率比较

图 2 给出了虚警概率 $\alpha=0.05$ ，采样样本数 $L=64$ 时，自由度 m 取不同值时的 AD 盲检测性能分析。从图 2 可以得到， $m=2$ 的时候，AD 盲检测性能最差，随着 m 值的增大，AD 盲检测性能提高， $m=32$ 时，AD 盲检测性能与噪声方差已知时的 AD 检测性能接近。一方面随着 m 的增加， n 值减少，AD 检测性能下降。另外一方面，由于自由度 m 值增大， t 分布更快地趋近于高斯分布，也就是逼近噪声方差已知时的 AD 检测。可见，随着自由度 m 的增大，AD 盲检测的性能提高。从以上的仿真结果可以看出，在采样样本数 L 给定的情况下，选择自由度 $m=L/2$ ，盲检测性能最好。

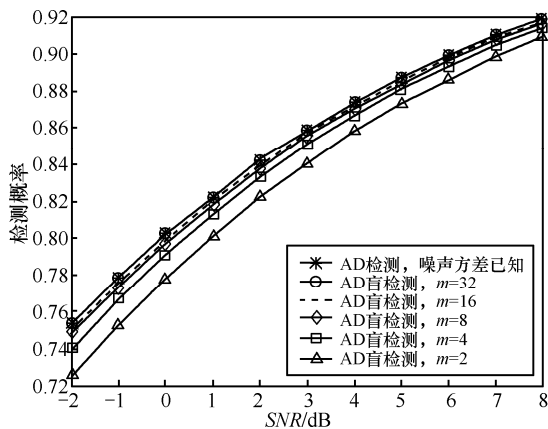


图 2 不同自由度 AD 盲检测性能分析

从图 2 和图 3 的比较可以得到，采样点个数增大，检测概率的性能提高。在同样采样点个数下，所提 2 种检测算法基于 AD 的频谱检测算法和基于特征函数的频谱盲检测算法性能比能量检测性能好。

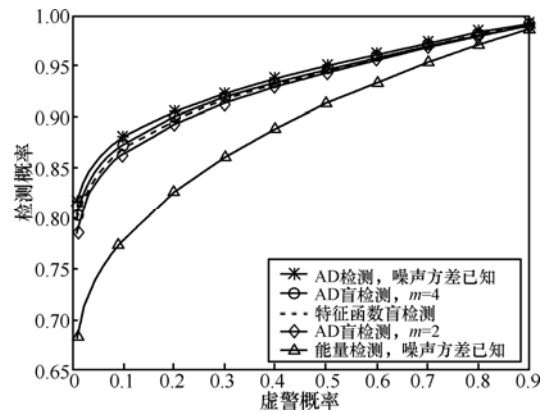


图 3 各种检测方法工作区间特性分析

为了进一步对本文所提 2 种盲检测方法和能量检测的性能进行比较，图 3 给出了信噪比为 6dB，采样样本数 $L=32$ ，AD 检测、AD 盲检测、基于特征函数的盲检测和能量检测的工作区间特性。可以看到，AD 检测比能量检测具有更理想的工作区间特性，AD 检测概率更快速的逼近 1。噪声方差未知时的 AD 盲检测比噪声方差已知时的 AD 检测工作区间特性略有下降，但比噪声方差已知时的能量检测性能好。基于特征函数的盲检测性能与 AD 盲检测性能接近。在虚警概率要求较低时，AD 盲检测和基于特征函数盲检测比能量检测具有更高的检测概率。

7 结束语

本文提出了认知无线电系统中，基于 Anderson-Darling 的频谱盲检测方法和基于特征函数的频谱盲检测方法。这 2 种方法不需要授权用户信号的先验知识，而且克服了 Anderson-Darling 检验和能量检测对噪声方差先验知识的要求。本文分析了衰落信道下，所提 2 种盲检测方法的虚警概率和检测概率，并与传统的能量检测性能做了比较。理论和仿真表明，AD 盲检测和特征函数盲检测相比传统的能量检测，具有更好的性能。

参考文献：

[1] MITOLA J, MAGUIRE G Q. Cognitive radio: making software more personal[J]. IEEE Personal Commun Mag, 1999, 6(4): 13-18.

- [2] URKOWITZ H. Energy detection of unknown deterministic signals[J]. Proceedings of the IEEE, 1967, 55(4): 523-531.
- [3] KIM S, LEE J, WANG H, *et al.* Sensing performance of energy detector with correlated multiple antennas[J]. IEEE Signal Processing Letters, 2009, 16(8): 671-674.
- [4] DIGHAM F, ALOUNINI M, SIMON M K. On the energy detection of unknown signals over fading channels[J]. IEEE Trans Commun, 2007, 55(1): 21-24.
- [5] DU K L, MOW W H. Affordable cyclostationarity-based spectrum sensing for cognitive radio with smart antennas[J]. IEEE Transactions on, Vehicular Technology, 2010, 59(4): 1877-1886.
- [6] LUNDEN J, KASSAM S A, KOIVUNEN V. Robust nonparametric cyclic correlation-based spectrum sensing for cognitive radio[J]. IEEE Transactions on Signal Processing, 2010, 58(5): 38-52.
- [7] WANG H Q, YANG E H, ZHAO Z J, *et al.* Spectrum sensing in cognitive radio using goodness of fit testing[J]. IEEE Transactions on Wireless Communications, 2009, 8(11): 5427- 5430.
- [8] SHEN L, WANG H Q, ZHANG W, *et al.* Blind spectrum sensing for cognitive radio channels with noise uncertainty[J]. IEEE Transactions on Wireless Communications, 2011, 10(6): 1721-1724.
- [9] SONNENSCHNEIN A, FISHMAN P M. Radiometric detection of spread-spectrum signals in noise of uncertain power[J]. IEEE Trans Aerosp Electron Syst, 1992, 28(3): 645-660.
- [10] TANDRA R, SAHAI A. Fundamental limits on detection in low SNR under noise uncertainty[A]. Proc IEEE Int Conf Wireless Networks, Commun And Mobile Computing[C]. Maui, Hi, 2005. 464-469.
- [11] GOSSET W S. The probability of a mean[J]. Biometrika, 1908.1-25.
- [12] ANDERSON T W, DARLING D A. Asymptotic theory of certain "Goodness of Fit", criteria based on stochastic processes[A]. The Annals of Mathematical Statistics[C]. 1952, 23(2): 193-212.
- [13] STEPHENS T W. EDF statistics for goodness of fit and some comparisons[J]. Journal of the American Statistical Association, 1974, 69(347): 730-737.
- [14] EPPS T W, PULLEY L B. A test for normality based on the empirical characteristic function[J]. Biometrika, 1983, 70(3): 723-726.

作者简介:



沈雷 (1979-), 男, 浙江舟山人, 博士, 杭州电子科技大学副教授, 主要研究方向为认知无线电和信号盲分离。

王海泉 (1964-), 男, 浙江金华人, 杭州电子科技大学教授, 主要研究方向为信号检测和 MIMO 通信。

赵知劲 (1960-), 女, 浙江宁波人, 杭州电子科技大学教授、博士生导师, 主要研究方向为通信中的信号处理。

孙闽红 (1974-), 男, 江西吉安人, 博士, 杭州电子科技大学讲师, 主要研究方向为信号处理和电子对抗。

(上接第 26 页)

- [14] 高玉龙, 张中兆. SSCA 算法改进与实现[J]. 哈尔滨工业大学学报. 2008, 40(9): 1374-1377.
- GAO Y L, ZHANG Z Z. Modification and implementation of SSCA algorithm [J]. Journal of Harbin Institute of Technology. 2008, 40(9): 1374-1377.

作者简介:



高玉龙 (1978-), 男, 河南淮阳人, 博士, 哈尔滨工业大学副教授、硕士生导师, 主要研究方向为认知无线电、通信信号处理、卫星导航定位等。

陈艳平 (1980-), 女, 黑龙江肇东人, 哈尔滨工程大学博士生, 主要研究方向为认知网络、网络性能评价和网络演算。

管修挚 (1984-), 男, 辽宁丹东人, 哈尔滨工业大学硕士生, 主要研究方向为认知无线电、LTE 接收机算法等。

张中兆 (1951-), 男, 北京人, 哈尔滨工业大学电信学院院长、教授、博士生导师, 主要研究方向为软件无线电、数字信号处理、卫星导航定位等。

沙学军 (1966-), 男, 黑龙江齐齐哈尔人, 博士, 哈尔滨工业大学教授、博士生导师, 主要研究方向为宽带接入、自组网协议和变换域通信等。