

بهسازی گفتار با تخمین‌گر کمترین میانگین مربعات

خطا بر پایه توزیع مخلوط لایپلاس برای گفتار

زینب محمدپوری، حسین مری و امیدرضا معروضی

دانشگاه شهرود، دانشکده مهندسی برق، شهرود، ایران.

چکیده

در این مقاله یک روش بهسازی گفتار آماری با فرض توزیع مخلوط لایپلاس برای گفتار، جهت تخمین سیگنال گفتار تمیز (بدون نوفه) از سیگنال گفتار نوفه‌ای ارائه شده است. در روش پیشنهادی، ضرایب تبدیل فوريه زمان کوتاه گسسته سیگنال گفتار با استفاده از تخمین‌گر کمترین میانگین مربعات خطأ، بدست می‌آید. در این تخمین، فرض می‌شود تابع چگالی احتمال ضرایب تبدیل فوريه سیگنال تمیز و نوفه به ترتیب، مخلوط لایپلاس و گوسی با میانگین صفر است. نتایج حاصل از معیارهای SNR، LLR و PESQ نشان می‌دهد که روش پیشنهادی عملکرد بهتری نسبت به دو روش مبتنی بر توزیع گوسی و روش مبتنی بر توزیع لایپلاس دارد.

واژگان کلیدی: تخمین‌گر MMSE، الگوریتم EM، توزیع مخلوط لایپلاس، توزیع گوسی.

در این روش‌ها یک توزیع آماری برای گفتار تمیز و یک توزیع آماری هم برای نوفه در نظر گرفته می‌شود؛ و سپس با استفاده از یک تخمین‌گر، مانند بیشترین شباهت (ML)^۶ (مک‌آلی و همکاران، ۱۹۸۰)، کمترین میانگین مربعات خطأ^۷ (مارتین، ۲۰۰۵؛ افرايم و همکاران، ۱۹۸۴؛ افرايم و همکاران، ۱۹۸۵ و...) یا بیشترین احتمال پسین (MAP)^۸ (لاتر و همکاران، ۲۰۰۵؛ ول夫 و همکاران، ۲۰۰۱، ول夫 و همکاران، ۲۰۰۳a)، سیگنال تمیز از روی سیگنال نوفه‌ای تخمین زده می‌شود.

یکی از فرض‌های ابتدایی و اساسی برای تخمین سیگنال تمیز در حوزه فرکانس، گوسی‌بودن تابع توزیع چگالی احتمال ضرایب طیف سیگنال تمیز بوده است (افرايم و همکاران، ۱۹۸۴؛ افرايم و همکاران، ۱۹۸۵). فرض گوسی‌بودن ضرایب براساس قضیه حد مرکزی^۹ است؛ چون هر ضریب فوريه زمان کوتاه در یک قاب^{۱۰} با طول N، برابر

۱ - مقدمه

در سال‌های اخیر روش‌های زیادی برای بهسازی سیگنال گفتار در حوزه زمان و فرکانس ارائه شده است؛ زیرا بهسازی گفتار کاربردهای وسیع و متفاوتی در حوزه‌های مختلف مانند تشخیص خودکار گفتار^۱، تشخیص هویت گوینده^۲، کدینگ، وسائل کمک شناوی مانند سمعک، سامانه‌های مخابرات هوا به زمین، تلفن‌های عمومی و ... دارند. از مهم‌ترین و معروف‌ترین این روش‌ها می‌توان به تفرق طیفی^۳ (بول، ۱۹۷۹)، زیرفضای سیگنال^۴ (افرايم و همکاران، ۱۹۹۵) و روش‌های آماری^۵ (افرايم و همکاران، ۱۹۸۹؛ مک‌آلی و همکاران، ۱۹۸۰؛ لیم و همکاران، ۱۹۸۴؛ همکاران، ۱۹۷۹) اشاره کرد که روش‌های آماری به لحاظ عملکرد بهتر و ایجاد اعوجاج کمتر در سیگنال نهایی نسبت به سایر روش‌ها بیشتر مورد توجه هستند (لوئیزو، ۲۰۰۷، ص ۸۷).

⁶ - Maximum Likelihood

⁷ - Minimum Mean Square Error (MMSE)

⁸ - Maximum A Posteriori

⁹ - Central Limit Theorem

¹⁰ - Frame

¹ - Automatic Speech Recognition

² - Speaker Identification

³ - Spectral Subtraction

⁴ - Signal Subspace

⁵ - Statistical Method

برای به دست آوردن پارامترهای مدل مخلوط لایپلاس از الگوریتم EM⁴ استفاده شده و برای محاسبه واریانس توزیع نویه هم روش آمارگان کمینه⁵ به کار رفته است. بخش بندی این مقاله بدین صورت است: بخش بعدی به بررسی توزیع سیگنال گفتار و فرضهای به کاررفته در روش پیشنهادی می پردازد. بخش سوم نیز درباره محاسبه تخمین گر MMSE با فرضتابع چگالی احتمال مخلوط لایپلاس برای گفتار است. در بخش چهارم هم به بررسی الگوریتم EM برای محاسبه پارامترهای توزیع مخلوط لایپلاس پرداخته است. در بخش پنجم هم به ارزیابی نتایج و مقایسه روش پیشنهادی با روش‌های دیگر می پردازد.

۲- فرضیات پایه در روش پیشنهادی

فرض اصلی در روش‌های آماری این است که سیگنال و نویه با هم جمع شده‌اند و این فرض در بسیاری از محیط‌های واقعی فرض درستی است. یعنی:

$$y(i) = s(i) + n(i) \quad (1)$$

که در آن y سیگنال نویه‌ای، s سیگنال بدون نویه، n نویه و 1 شماره نمونه هستند. همچنین فرض می‌شود که سیگنال و نویه از هم مستقل‌اند؛ سپس سیگنال‌ها به وسیله تبدیل فوریه گستته زمان کوتاه به حوزه فرکانس برده⁶ می‌شوند؛ یعنی سیگنال‌ها به قاب‌هایی که با هم همپوشانی دارند تقسیم شده و سپس قاب‌ها در یک پنجره ضرب شده و از آنها تبدیل فوریه گرفته می‌شود؛ چون خاصیت جمع‌شوندگی در حوزه فرکانس همچنان صحیح است، می‌توان نوشت:

$$Y(\mu, k) = S(\mu, k) + N(\mu, k) \quad (2)$$

که در آن μ شماره قاب و k اندیس متناظر با فرکانس L است. $\pi k/L$ تعداد نمونه‌های یک قاب

است. فرض دیگر که باعث ساده‌شدن تخمین می‌شود، مستقل بودن مؤلفه‌های طیف سیگنال است؛ زیرا به خاطر مستقل بودن مؤلفه‌ها، تخمین MMSE ضرایب طیف سیگنال تیزی می‌عند⁷ (فقط از روی (μ, k) Y انجام می‌شود). (مارtin، ۲۰۰۳).

⁴ - Expectation Maximization

⁵ - Minimum Statistic

⁶ - overlapp

مجموع وزن دار N متغیر تصادفی در آن قاب است. از طرفی این فرض هنگامی صحیح است که طول قاب زیاد (بیشتر از صد میلی‌ثانیه برای سیگنال گفتار) باشد؛ ولی در کاربردهای پردازش گفتار، طول هر قاب کوتاه (بین بیست تا چهل میلی‌ثانیه) است. هم‌چنین با توجه به هیستوگرام بخش حقیقی و موهومی ضرایب تبدیل فوریه گفتار، استفاده از توزیع‌های غیرگوسی مانند گاما و لایپلاس منجر به نتایج بهتری خواهد شد. البته فرض گوسی‌سودن برای ضرایب تبدیل فوریه نویه، فرض مناسبی است (پاپیولیس و همکاران، ۲۰۰۲، ص ۲۵۳؛ بریلینگر، ۱۹۸۱، ص ۱۲۰).

این مسأله نخستین بار در (پورتر و همکاران، ۱۹۸۴) مطرح شد و سپس در مقالات زیادی به کار گرفته شد. در نخستین پژوهش‌ها در این زمینه، توزیع لایپلاس یا گاما برای ضرایب مختلط تیدیل فوریه گفتار تمیز در نظر گرفته شده و سپس با استفاده از تخمین گر MMSE، این ضرایب تخمین زده شدند (مارtin، ۲۰۰۵؛ مارتین و همکاران، ۲۰۰۳). در برخی دیگر از مقالات، با فرض توزیع گاما یا لایپلاس برای ضرایب مختلط طیف گفتار، دامنه ضرایب تبدیل فوریه گفتار تمیز با تخمین‌گرهای MAP یا MMSE تخمین زده شده است. (لاتر و همکاران، ۲۰۰۵؛ چن و همکاران، ۲۰۰۷)

بعضی از پژوهش‌گران نیز توزیع‌های مخلوط مانند توزیع مخلوط گوسی^۸، توزیع مخلوط رایلی^۹ و ... را برای مدل کردن توزیع ضرایب یا دامنه طیف در نظر گرفته‌اند. (هوانگ و همکاران، ۲۰۰۷؛ اکلنس و همکاران، ۲۰۰۷؛ چاترجی و همکاران، ۲۰۰۸)

در برخی از مقالات، برای نویه هم از توزیع‌های غیر گوسی استفاده شده است (مارtin و همکاران، ۲۰۰۳).

در روش پیشنهادی ما از توزیع مخلوط لایپلاس (LMM)^{۱۰} (مجموع چند لایپلاس با واریانس‌ها و میانگین‌های متفاوت) برای مدل کردن توزیع ضرایب مختلط طیف گفتار استفاده شده است؛ زیرا این توزیع نسبت به توزیع‌های ذکر شده، به هیستوگرام بخش حقیقی و موهومی ضرایب تبدیل فوریه گفتار نزدیک‌تر بوده و بهتر و دقیق‌تر بر آن برآزende می‌شود. طیف نویه نیز با توزیع گوسی مدل شده و از تخمین گر MMSE برای تخمین ضرایب طیف استفاده شده است.

¹ - Gaussian Mixture Model

² - Rayleigh Mixture Model

³ - Laplacian Mixture Model



همچنین با افزایش تعداد لایپلاس‌های توزیع مخلوط لایپلاس (N ، مقدار این معیار کاهش می‌باید که منطقی نظر می‌رسد؛ اما پس از $N=30$ ، تغییرات مقدار این معیار کاهش می‌باید و به نظر می‌رسد که این تعداد، مقدار مناسبی می‌باشد؛ زیرا هرچند با افزایش N تقریب دقیق‌تری داریم ولی حجم و زمان محاسبات نیز افزایش می‌باید. پس باید مقداری از N را به طور تجربی یافته که در آن علاوه‌بر نتایج مناسب، پیچیدگی محاسباتی و زمان اجرای الگوریتم نیز مطلوب باشند.

شکل (۱-۲) هیستوگرام بخش حقیقی ضرایب تبدیل فوریه سیگنال گفتار تمیز (۵۰ جمله از پایگاه داده TIMIT از ۲۵ مرد و ۲۵ زن) و توزیع‌های لایپلاس، مخلوط شش لایپلاس و مخلوط شش گوسی تقریب زده شده از روی این داده‌ها را نشان می‌دهد. با توجه به شکل مخلوط شش لایپلاس با دقت بهتری توزیع واقعی را تقریب می‌زنند.

توزیع لایپلاس به صورت زیر نمایش داده می‌شود:

$$L(x, c, m) = ce^{-2c|x-m|} \quad (4)$$

که در آن $\frac{1}{c^2}$ بیان‌گر واریانس و m بیان‌گین توزیع است.

توزیع مخلوطی از لایپلاس‌ها نیز بدین صورت تعریف می‌شود:

$$p(\theta) = \sum_{i=1}^N \alpha_i c_i e^{-2c_i|\theta_n - \theta_i|} \quad (5)$$

که در آن α_i ، c_i و θ_i به ترتیب ضریب، میانگین، و واریانس هر کدام از لایپلاس‌ها و N تعداد لایپلاس‌هاست و داریم:

$$\sum_{i=1}^N \alpha_i = 1 \quad (6)$$

متداول‌ترین روش برای تخمین این پارامترها، الگوریتم EM است (دیپستر و همکاران، ۱۹۷۷؛ بیلمز، ۱۹۹۸) که در بخش بعدی توضیح داده می‌شود.

با توجه به توضیحات، می‌توان نوشت:

$$p(S_R) = \sum_{i=1}^N \alpha_i c_i e^{-2c_i |S_R - m_i|} \quad (7)$$

$$(S_I) = \sum_{j=1}^N \alpha_j c_j e^{-2c_j |S_I - m_j|} \quad (8)$$

برای ساده‌شدن نمایش روابط، تبدیل فوریه زمان‌کوتاه سیگنال نویه‌ای، سیگنال تمیز و نویه در قاب $[l, m]$ و فرکانس k ، به ترتیب با S, Y و N نمایش داده می‌شوند. Y_L و Y_R و N_L و N_R ، S_L و S_R موهومی سیگنال نویه‌ای، سیگنال تمیز و نویه هستند.

۱-۲-۱ مدل مخلوط لایپلاس برای ضرایب تمیز سیگنال گفتار

همان‌طور که در قبیل گفته شد،تابع چگالی احتمال ضرایب طیف سیگنال گفتار برای قاب‌های کوتاه (۴۰-۲۰ میلی ثانیه) بهتر است با توزیع‌های غیر‌گوسی مدل شود. در روش پیشنهادی فرض می‌شود که این توزیع، مخلوطی از لایپلاس‌هاست. زیرا هیستوگرام‌های بخش‌های حقیقی و موهومی ضرایب تبدیل فوریه زمان‌کوتاه گفتار تمیز شباهت زیادی به توزیع لایپلاس دارند؛ ولی مانند توزیع لایپلاس حول محور عمودی متقارن نیستند؛ پس نمی‌توان آنها را با یک لایپلاس به طور دقیق تقریب زد. به همین دلیل استفاده از مجموع چند لایپلاس برای این تقریب پیشنهاد می‌شود.

با معیار I_{KL} ^۱ هم می‌توان نشان داد که توزیع مخلوط لایپلاس از توزیع گوسی، مخلوط گوسی و لایپلاس تنها برای تقریب ضرایب طیف گفتار مناسب‌تر است. این معیار بدین صورت تعریف می‌شود:

$$I_{KL} = \sum_x p_H(x) \log\left(\frac{p_H(x)}{p(x)}\right) \quad (3)$$

که در آن $p_H(x)$ هیستوگرام داده‌ها و $p(x)$ توزیع در نظر گرفته برای تقریب‌زدن آنهاست. در مقایسه دو توزیع، هرچه مقدار این معیار کمتر باشد، نشان می‌دهد که توزیع مفروض تقریب بهتری برای هیستوگرام داده‌هاست و برای مدل کردن توزیع واقعی مناسب‌تر است (کول بک، ۱۹۹۷).

پس از محاسبه این معیار برای چهار توزیع گوسی، مخلوط شش گوسی، یک لایپلاس و مخلوط شش لایپلاس، و هیستوگرام بخش حقیقی و موهومی ضرایب تبدیل فوریه زمان‌کوتاه تعدادی از جملات پایگاه داده TIMIT، کمترین مقدار به دست آمده مربوط به توزیع مخلوط شش لایپلاس است که نشان می‌دهد به طور دقیق‌تری طیف سیگنال تمیز را مدل می‌کند. این مقادیر برای توزیع گوسی، ۴۲۴۹۱، برای مخلوط شش گوسی ۱۹۸۷۵، برای شش لایپلاس ۱۴۵۵۰ و برای یک لایپلاس ۲۸۲۵۰ است.

^۱ Kullback-Leibler discrimination information



سیگنال بهسازی شده در حوزه زمان به دست آید. سیگنال به دست آمده به صورت قاب هایی با هم پوشانی است که با اعمال روش هم پوشانی - جمع^۱ (حذف هم پوشانی قابها و ادغام آنها) بر روی آنها، سیگنال بهسازی شده نهایی به دست خواهد آمد (مارtin، ۲۰۰۳؛ مارتین، ۲۰۰۵). تخمین MMSE بخش حقیقی به صورت زیر است:

$$E(S_R|Y_R) = \frac{\int_{-\infty}^{+\infty} S_R P(Y_R|S_R) P(S_R) dS_R}{P(Y_R)} \quad (12)$$

که با جایگذاریتابع چگالی احتمال نوفه و گفتار تمیز (۹۷) در آن، رابطه زیر به دست می آید:

$$E(S_R|Y_R) = \frac{1}{\sqrt{\pi} \sigma_n P(Y_R)} \int_{-\infty}^{+\infty} S_R \exp\left(\frac{-(Y_R - S_R)^2}{\sigma_n^2}\right) \sum_{i=1}^N \alpha_{li} c_{li} \exp(-2c_{li}|s_i - m_{li}|) ds_R \quad (13)$$

با استفاده از قضیه ۳.۴۶۲,۱ در (گرادشتناین و همکاران، ۱۹۹۴)، و تغییر متغیرهای زیر:

$$S_R - m_{li} = t_i \Rightarrow S_R = t_i + m_{li} \quad \text{و} \quad ds_R = dt_i \quad (14)$$

پس از انجام محاسبات، رابطه زیر به دست می آید:

(15)

$$E(S_R|Y_R) = \frac{1}{2P(Y_R)} \sum_{i=1}^N \alpha_{li} c_{li} \exp(c_{li}^2 \sigma_n^2) \{ \sigma_n [L_{R1}(Y_R - m_{li}) \exp(2c_i(Y_R - m_{li})) \operatorname{erfc}(L_{R1}(Y_R - m_{li})) - L_{R2}(Y_R - m_{li}) \exp(-2c_{li}(Y_R - m_{li})) \operatorname{erfc}(L_{R2}(Y_R - m_{li}))] + m_{li} [\exp(2c_{li}(Y_R - m_{li})) \operatorname{erfc}(L_{R1}(Y_R - m_{li})) + \exp(-2c_{li}(Y_R - m_{li})) \operatorname{erfc}(L_{R2}(Y_R - m_{li}))] \} \quad (16)$$

که در آن $P(Y_R)$ برابر است با:

$$P(Y_R) = \int_{-\infty}^{+\infty} P(S_R) P(Y_R|S_R) dS_R$$

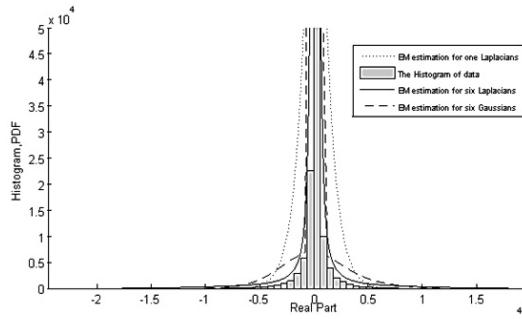
رابطه قبل با استفاده از قضیه ۳.۳۲۲,۲ در (گرادشتناین و همکاران، ۱۹۹۴)، تغییر متغیر قبل و انجام محاسبات به صورت زیر خواهد بود:

^۱-Overlap-Add

برای نویه نیز توزیع گوسی با میانگین صفر در نظر گرفته می شود:

$$p(N_R) = \frac{1}{\sqrt{\pi} \sigma_n} \exp\left(\frac{-(N_R)^2}{\sigma_n^2}\right) \quad (19)$$

$$p(N_I) = \frac{1}{\sqrt{\pi} \sigma_n} \exp\left(\frac{-(N_I)^2}{\sigma_n^2}\right) \quad (20)$$



شکل (۱-۲): هیستوگرام بخش حقیقی ضرایب تبدیل فوریه سیگنال گفتار تمیز و توزیع های لاپلاس، مخلوط شش لاپلاس و مخلوط شش گوسی تقریب زده شده از روی این داده ها: خط مشکی توزیع مخلوط شش لاپلاس، نقطه چین توزیع لاپلاس و خط چین توزیع مخلوط شش گوسی

که در آن $\frac{\sigma_n^2}{2}$ واریانس بخش حقیقی و موهومند ضرایب تبدیل فوریه زمان کوتاه گستته سیگنال نویه را مشخص می کند.

۳- محاسبه سیگنال تمیز با تخمین گر MMSE

تخمین MMSE سیگنال تمیز (S) از روی سیگنال نویه ای (Y) از رابطه $E(S|Y)$ به دست می آید (عمل گر E بیان گر امید ریاضی است) که با فرض مستقل بودن بخش حقیقی و موهومند ضرایب تبدیل فوریه می توان این تخمین را به صورت دو تخمین جداگانه بخش حقیقی و موهومند به صورت زیر در نظر گرفت :

$$E(S|Y) = E(S_R|Y_R) + j E(S_I|Y_I) \quad (11)$$

درنتیجه با تخمین جداگانه هر کدام از بخش ها و ترکیب آنها، تخمین نهایی به دست می آید؛ سپس از این مقادیر تبدیل معکوس فوریه زمان کوتاه گرفته می شود تا

فصل نهم



$$\operatorname{erf}(x) = \frac{2}{\sqrt{\pi}} \int_x^{\infty} e^{-t^2} dt = 1 - \operatorname{erfc}(x) \quad (18)$$

و $L_{R1}(Y_R)$ و $L_{R2}(Y_R)$ به صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$L_{R1}(Y_R) = c\sigma_n + \frac{Y_R}{\sigma_n} \quad (19)$$

$$L_{R2}(Y_R) = c\sigma_n - \frac{Y_R}{\sigma_n} \quad (20)$$

$$E(S_R|Y_R) =$$

$$\frac{\sum_{i=1}^N a_{1i} c_{1i} \exp(c_{1i}^2 \sigma_n^2) \left[\begin{aligned} & \sigma_n (L_{R1}(Y_R - m_{1i}) \exp(2c_{1i}(Y_R - m_{1i})) \operatorname{erfc}(L_{R1}(Y_R - m_{1i})) - L_{R2}(Y_R - m_{1i}) \exp(-2c_{1i}(Y_R - m_{1i})) \operatorname{erfc}(L_{R2}(Y_R - m_{1i}))) + \\ & m_{1i} (\exp(2c_{1i}(Y_R - m_{1i})) \operatorname{erfc}(L_{R1}(Y_R - m_{1i})) + \exp(-2c_{1i}(Y_R - m_{1i})) \operatorname{erfc}(L_{R2}(Y_R - m_{1i}))) \end{aligned} \right]}{\sum_{i=1}^N a_{1i} c_{1i} \exp(c_{1i}^2 \sigma_n^2) [\exp(2c_{1i}(Y_R - m_{1i})) \operatorname{erfc}(L_{R1}(Y_R - m_{1i})) + \exp(-2c_{1i}(Y_R - m_{1i})) \operatorname{erfc}(L_{R2}(Y_R - m_{1i}))]} \quad (21)$$

$$P(Y_R) = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \alpha_{1i} c_{1i} \exp(c_{1i}^2 \sigma_n^2) \quad (17)$$

$$[\exp(2c_{1i}(Y_R - m_{1i})) \operatorname{erfc}(L_{R1}(Y_R - m_{1i})) + \exp(-2c_{1i}(Y_R - m_{1i})) \operatorname{erfc}(L_{R2}(Y_R - m_{1i}))] \quad (17)$$

دراین روابط erfc متمم تابع خطا^۱ است و از رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$\frac{\sum_{i=1}^N a_{2i} c_{2i} \exp(c_{2i}^2 \sigma_n^2) \left[\begin{aligned} & \sigma_n (L_{R1}(Y_I - m_{2i}) \exp(2c_{2i}(Y_I - m_{2i})) \operatorname{erfc}(L_{R1}(Y_I - m_{2i})) - L_{R2}(Y_I - m_{2i}) \exp(-2c_{2i}(Y_I - m_{2i})) \operatorname{erfc}(L_{R2}(Y_I - m_{2i}))) + \\ & m_{2i} (\exp(2c_{2i}(Y_I - m_{2i})) \operatorname{erfc}(L_{R1}(Y_I - m_{2i})) + \exp(-2c_{2i}(Y_I - m_{2i})) \operatorname{erfc}(L_{R2}(Y_I - m_{2i}))) \end{aligned} \right]}{\sum_{i=1}^N a_{2i} c_{2i} \exp(c_{2i}^2 \sigma_n^2) [\exp(2c_{2i}(Y_I - m_{2i})) \operatorname{erfc}(L_{R1}(Y_I - m_{2i})) + \exp(-2c_{2i}(Y_I - m_{2i})) \operatorname{erfc}(L_{R2}(Y_I - m_{2i}))]} \quad (22)$$

$$\alpha_i = \frac{1}{T} \sum_{n=1}^T p(i|\theta_n) \quad (23)$$

$$\theta_i = \frac{\sum_{n=1}^T \frac{\theta_n}{|\theta_n - \theta_i|} p(i|\theta_n)}{\sum_{n=1}^T \frac{1}{|\theta_n - \theta_i|} p(i|\theta_n)} \quad (24)$$

$$c_i = \frac{\sum_{n=1}^T p(i|\theta_n)}{2 \sum_{n=1}^T |\theta_n - \theta_i| p(i|\theta_n)} \quad (25)$$

که در آنها $p(i|\theta_n)$ احتمال تعلق داشتن نمونه n به لپلاس آن است و از رابطه زیر به دست می‌آید:

$$P(i|\theta_n) = \frac{\alpha_i c_i e^{-2c_i |\theta_n - \theta_i|}}{\sum_{i=1}^N \alpha_i c_i e^{-2c_i |\theta_n - \theta_i|}} \quad (26)$$

برای مقداردهی اولیه به الگوریتم EM، ابتدا این

الگوریتم با مقادیر اولیه تصادفی اجرا و جواب‌های آن به عنوان مقدار اولیه به الگوریتم EM اصلی داده شد. سپس پاسخ نهایی این الگوریتم به عنوان پارامترهای توزیع مخلوط لپلاس سیگنال صحبت به تخمین‌گر MMSE داده شد.

نمودار جریانی روش پیشنهادی در شکل (۱-۴) آورده شده است. در روش پیشنهادی، ابتدا پارامترهای توزیع مخلوط لپلاس برای سیگنال تمیز با استفاده از الگوریتم EM محاسبه می‌شود؛ سپس از سیگنال نوفه‌ای تبدیل فوریه زمان کوتاه گرفته شده و از روی این ضرایب واریانس نوفه محاسبه می‌شود. در انتها با پارامترهای محاسبه شده در مراحل قبل، از روی سیگنال نوفه‌ای تخمین MMSE ضرایب

بخش موهومی طیف سیگنال تمیز هم به همین طریق تخمین زده می‌شود و سپس تخمین MMSE نهایی گفتار تمیز با استفاده از رابطه $E(S|Y) = E(S_R|Y_R) + E(S_I|Y_I)$ از $E(S_I|Y_I)$ به دست می‌آید که $E(S_R|Y_R)$ و $E(S_I|Y_I)$ روابط (۲۱) و (۲۲) محاسبه می‌شوند. با توجه به این دو رابطه، محاسبه تخمین مستلزم محاسبه میانگین‌ها، واریانس‌ها، ضرایب لپلاس‌ها و واریانس نوفه است که در بخش‌های بعدی توضیح داده خواهد شد.

۴- تخمین پارامترهای توزیع مخلوط لپلاس با الگوریتم EM

یکی از مهم‌ترین و گسترده‌ترین کاربردهای الگوریتم EM، به دست آوردن پارامترهای مخلوطی از چگالی‌های است (دیپستر و همکاران، ۱۹۷۷؛ بیلمز، ۱۹۹۸). با توجه به رابطه (۵) برای توزیع مخلوط لپلاس و روش ذکر شده در (میتیانودیس و همکاران، ۲۰۰۴)، θ_i و c_i برای هر کدام از لپلاس‌ها به ترتیب از روابط زیر محاسبه می‌شوند: (θ_n نمونه‌های آموزشی و T تعداد آنها است).

^۱ complementary error function

و ۱۰ دسی بل به ۱۰ جمله (پنج مرد و پنج زن) اضافه شدند. این جملات در ابتدا به قاب‌هایی با طول 32ms و با هم‌پوشانی ۵۰٪ تقسیم شده و پس از ضرب در پنجره همینگ، از آنها تبدیل فوریه گرفته شد.

برای ارزیابی روش پیشنهادی از سه معیار عینی^۳ سیگنال به نوفة قطعه‌ای^۴ (هیو و همکاران، ۲۰۰۶) LLR ^۵ (SNR_{seg})^۶ (هیو و همکاران، ۲۰۰۶) و $PESQ$ ^۷ (لئیزو، ۲۰۰۷، ص ۴۳۷) استفاده شده است.

سیگنال به نوفة قطعه‌ای به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$SNR_{seg} = \frac{10}{M} \sum_{f=1}^M \log_{10} \left[\frac{\sum_{n=L_f+L-1}^{L_f+L-1} s^2(n)}{\sum_{n=L_f}^{L_f+L-1} [s(n) - \hat{s}(n)]^2} \right] \quad (28)$$

که در آن M تعداد قاب‌ها، L اندازه هر قاب، $s(n)$ سیگنال گفتار بدون نوفة و $\hat{s}(n)$ سیگنال بهمسازی شده است.

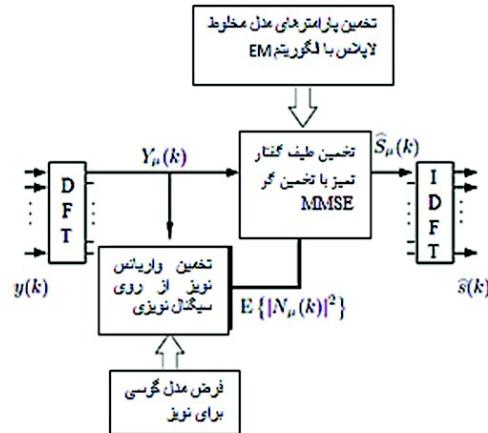
برای محاسبه سیگنال به نوفة قطعه‌ای، قاب‌های سکوت در نظر گرفته نمی‌شوند؛ در واقع قاب‌هایی که سیگنال به نوفة آنها کمتر از 10dB است، در محاسبه لحاظ نمی‌شوند. همچنین به سبب اینکه گوش انسان بین قاب‌هایی با مقادیر SNR بالاتر از 35 dB تمایز چندانی نمی‌گذارد، یک آستانه بالا برای متعادل کردن SNR هایی که بسیار بالا هستند، به کار می‌رود. بنابراین قاب‌هایی که سیگنال به نوفة آنها از 35 dB بیشتر است نیز در محاسبه سیگنال به نوفة قطعه‌ای حذف می‌شوند (هیو و همکاران، ۲۰۰۶).

از آنجایی که این معیار با معیارهای ذهنی همبستگی پایینی دارد، از دو معیار LLR و PESQ هم که همبستگی قوی‌تری با معیارهای ذهنی دارند، برای ارزیابی روش پیشنهادی استفاده شده است (هانسن و همکاران، ۱۹۹۸). معیار LLR که یکی از مرسوم‌ترین معیارهای ارزیابی تمام قطب است، به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$LLR = \log \left(\frac{a_e^T R_x a_e}{a_x^T R_x a_x} \right) \quad (29)$$

که در آن a_e و a_x به ترتیب ضرایب^۸ سیگنال تمیز و سیگنال بهمسازی شده و R_x ماتریس^۹ همبستگی^{۱۰} سیگنال

طیف سیگنال صحبت محاسبه شده و به حوزه زمان برده می‌شوند.



شکل (۱-۴): بلوک دیاگرام روش پیشنهادی

۵- آزمایش‌ها و نتایج

۱-۵- ارزیابی روش پیشنهادی

برای پیاده‌سازی روش پیشنهادی از پایگاه داده TIMIT استفاده شده که در آن جملات با نرخ 16kHz نمونه‌برداری شده‌اند. بدین صورت که برای بهدست آوردن پارامترهای توزیع مخلوط لایپلاس با استفاده از الگوریتم EM، از دویست جمله که توسط صد مرد و صد زن بیان شده بودند، به عنوان داده‌های آموزشی استفاده شد. برای تخمین واریانس نوفة هم از روش آمارگان کمینه^۱ (مارتین، ۱۹۹۴) استفاده شده است. در این روش، کمینه توان طیف در یک پنجره محدود (به طول قسمت آنالیز) دنبال می‌شود. در روش آمارگان کمینه بعد از محاسبه پریودوگرام^۲ سیگنال نوفة‌ای، توان این سیگنال با توجه به میزان نوسان بالای پریودوگرام، به صورت رابطه (۲۷) محاسبه می‌شود. در این رابطه $0 \leq \alpha \leq 1$ یک ضریب هموارسازی است. برای این رابطه $p(\mu, k)$ بر روی یک پنجره با طول محدود، تخمینی از توان نوفة به دست می‌آید. طول پنجره مورد نظر در (مارتین، ۲۰۰۶) بین ۰/۸ تا ۱/۴ ثانیه پیشنهاد شده است.

$$p(\mu, k) = \alpha p(\mu-1, k) + (1-\alpha) |Y(\mu, k)|^2 \quad (27)$$

سپس برای پیاده‌سازی روش پیشنهادی، سه نوفة سفید، هم‌همه و هواییمای F16 در سه سیگنال به نوafe^۵،

¹ - Minimum Statistic

² - Periodogram

در حالی که پیچیدگی محاسباتی، زمان اجرای الگوریتم و حجم حافظه مورد نیاز افزایش می‌یابد.

۵-۲-۵ مقایسه روش پیشنهادی با روش‌های دیگر

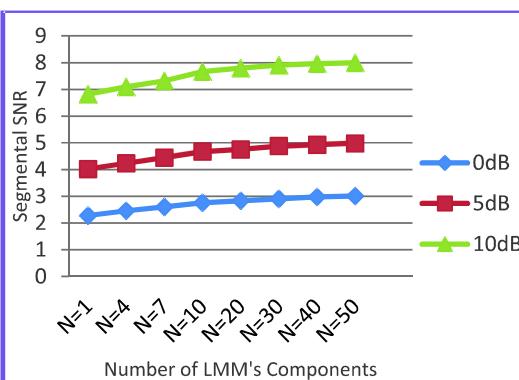
در این بخش روش پیشنهادی با دو روش مبتنی بر توزیع گوسی و روش مبتنی بر توزیع لپلاس مقایسه می‌شود. در یکی از دو روش مبتنی بر توزیع گوسی فرض می‌شود که توزیع ضرایب طیف سیگنال گفتار گوسی است و با این فرض دامنه و مرحله طیف تبدیل فوریه زمان کوتاه گفتار با تخمین گر MMSE تخمین زده می‌شود (افرايم و همكاران، ۱۹۸۴). اين روش با MMSE نشان داده شده است. در روش دیگر با فرض گوسی بودن ضرایب طیف سیگنال گفتار، لگاریتم دامنه طیف تخمین زده می‌شود (افرايم و همكاران، ۱۹۸۵). اين روش با Log-MMSE مشخص شده است. در روش مبتنی بر توزیع لپلاس نیز با فرض توزیع لپلاس برای MMSE ضرایب طیف گفتار تمیز، این ضرایب با تخمین گر تخمین زده می‌شوند (مارتین، ۲۰۰۳). اين روش با Lap-MMMSE و روش پیشنهادی ($N=30$) مشخص می‌شوند.

جدول (۱-۵) مقادیر سیگنال به نوفة قطعه‌ای را برای چهار روش ذکر شده، در سه سیگنال به نوфе ۵/۰ و ۱۰ دسیبل و دو نوفة هممه و F16 نشان می‌دهد. با توجه به این جدول بالاترین مقادیر سیگنال به نوفة قطعه‌ای در همه سیگنال به نوфе‌ها و نوфе‌ها مربوط به روش پیشنهادی است و این نشان می‌دهد که روش پیشنهادی نسبت به دو روش دیگر، موفقیت بیشتری در حذف نوفة داشته است. به عنوان مثال برای نوفة هممه و در همه سیگنال به نوфе‌ها، روش پیشنهادی در مقایسه با دو روش مبتنی بر توزیع گوسی، ۱dB بهبود در سیگنال به نوفة قطعه‌ای ایجاد کرده که مقدار قابل ملاحظه‌ای است.

جدول (۲-۵) مقادیر LLR را برای سیگنال بهسازی شده با چهار روش قبل و نوфе‌ها و سیگنال به نوфе‌های مذکور نشان می‌دهد. با توجه به جدول، پایین‌ترین مقادیر LLR در همه حالات، مربوط به روش پیشنهادی است که نشان می‌دهد سیگنال تخمین زده شده با این روش نسبت به سه روش دیگر شباهت بیشتری به سیگنال اصلی دارد.

تمیز است. معیار LLR برای همه پنجره‌های یک جمله حساب می‌شود. درواقع این مقدار برای هر قاب از سیگنال محاسبه شده و درنهایت از ۹۵٪ پایین‌ترین مقادیر به دست آمده برای قاب‌ها میانگین گرفته می‌شود. در مقایسه دو سیگنال بهسازی شده، هر کدام که LLR پایین‌تری داشت، شباهت بیشتری به سیگنال گفتار بدون نوфе دارد (هیو و همکاران، ۲۰۰۶).

معیار PESQ که از لحاظ محاسباتی پیچیده‌ترین معیار عینی است، نتایج آزمایش‌ها ارزیابی شنیداری را پیش‌بینی می‌کند. در این روش سیگنال بهسازی شده با سیگنال اصلی مقایسه می‌شود و نمره‌ای بین ۰/۵ تا ۴/۵ داده می‌شود. هر چقدر که این معیار بیشتر باشد به معنای کیفیت بالاتر سیگنال بهسازی شده است.



شکل (۱-۵): نمودار سیگنال به نوفة قطعه‌ای سیگنال بهسازی شده: بهازای N ‌های متفاوت، پس از اعمال روش پیشنهادی روی سیگنال آغشته به نوفة سفید

شکل (۱-۵) نتایج سیگنال به نوفة قطعه‌ای را برای سیگنال بهسازی شده با روش پیشنهادی، بهازای N ‌های متفاوت، در سه سیگنال به نوفة مختلف و برای نوفة سفید نشان می‌دهد. با توجه به نمودار با افزایش N ، سیگنال به نوفة قطعه‌ای افزایش می‌یابد که به معنای حذف نوفة بیشتر و بهترشدن نتایج است؛ زیرا همان‌طور که در قبل نیز گرفته شد، با افزایش N توزیع مخلوط لپلاس مفروض به‌طور دقیق‌تری بر توزیع واقعی سیگنال گفتار تمیز برآزandه می‌شود؛ پس نتایج تخمین گر MMSE هم که به‌طور مستقیم با این توزیع رابطه دارد، بهتر می‌شوند. با توجه به شکل، تغییرات N در بازه ۱-۵۰ صورت گرفته است؛ زیرا نتایج بعد از $N=30$ تغییرات قابل توجهی ندارند.

جدول(۱-۵): مقایسه چهار روش LMM-MMSE و Lap-MMSE .Log-MMSE MMSE بر حسب سیگنال به نوفة قطعه‌ای و برای نوفة همهمه . F16 و

Noises Estimators	Babble noise			F-16 Cockpit noise		
	-9.48/0 dB	-5.48/5 dB	-1.4/10 dB	-9.51/0 dB	-6.1/5 dB	-2.1/10 dB
MMSE	1.341	3.892	6.42	1.57	4.132	6.731
Log-MMSE	1.773	4.251	7.123	1.873	4.052	6.69
Lap-MMSE	2.874	4.808	7.582	2.81	4.613	7.288
LMM-MMSE (Proposed method)	2.993	4.985	7.996	2.97	4.82	7.912

جدول(۲-۵): مقایسه چهار روش LLR و بر حسب LMM-MMSE و Lap-MMSE .Log-MMSE .MMSE و برای نوفة همهمه و F16 .

Noises Estimators	Babble noise			F-16 Cockpit noise		
	1.44/0 dB	1.103/5 dB	0.915/10 dB	1.391/0 dB	1.112/5 dB	0.957/10 dB
MMSE	0.981	0.751	0.572	1.021	0.812	0.619
Log-MMSE	1.213	0.984	0.852	1.196	0.935	0.734
Lap-MMSE	0.81	0.644	0.507	0.879	0.696	0.57
LMM-MMSE (Proposed method)	0.746	0.587	0.487	0.82	0.621	0.532

جدول(۳-۵): مقایسه چهار روش PESQ و بر حسب LMM-MMSE و Lap-MMSE .Log-MMSE .MMSE و برای نویز همهمه و F16 .

Noises Estimators	Babble noise			F-16 Cockpit noise		
	1.67/0 dB	2.211/5 dB	2.697/10 dB	1.423/0 dB	2.037/5 dB	2.412/10 dB
MMSE	2.114	2.456	2.781	2.081	2.396	2.712
Log-MMSE	2.172	2.487	2.833	2.035	2.19	2.585
Lap-MMSE	2.183	2.52	2.857	2.136	2.314	2.508
LMM-MMSE (Proposed method)	2.241	2.66	3.11	2.17	2.623	2.9

شکل(۲-۵) یک نمونه سیگنال گفتار خالص از پایگاه SNR=-5 TIMIT، سیگنال آغازته به نوفة همهمه با dB و سیگنال‌های بهسازی شده با چهار روش Log-MMSE .MMSE .LMM-MMSE و Lap-MMSE را نشان می‌دهد. با توجه به شکل‌ها سیگنال بازسازی شده با روش پیشنهادی، نوفة باقیمانده و اعوجاج کمتری دارد.

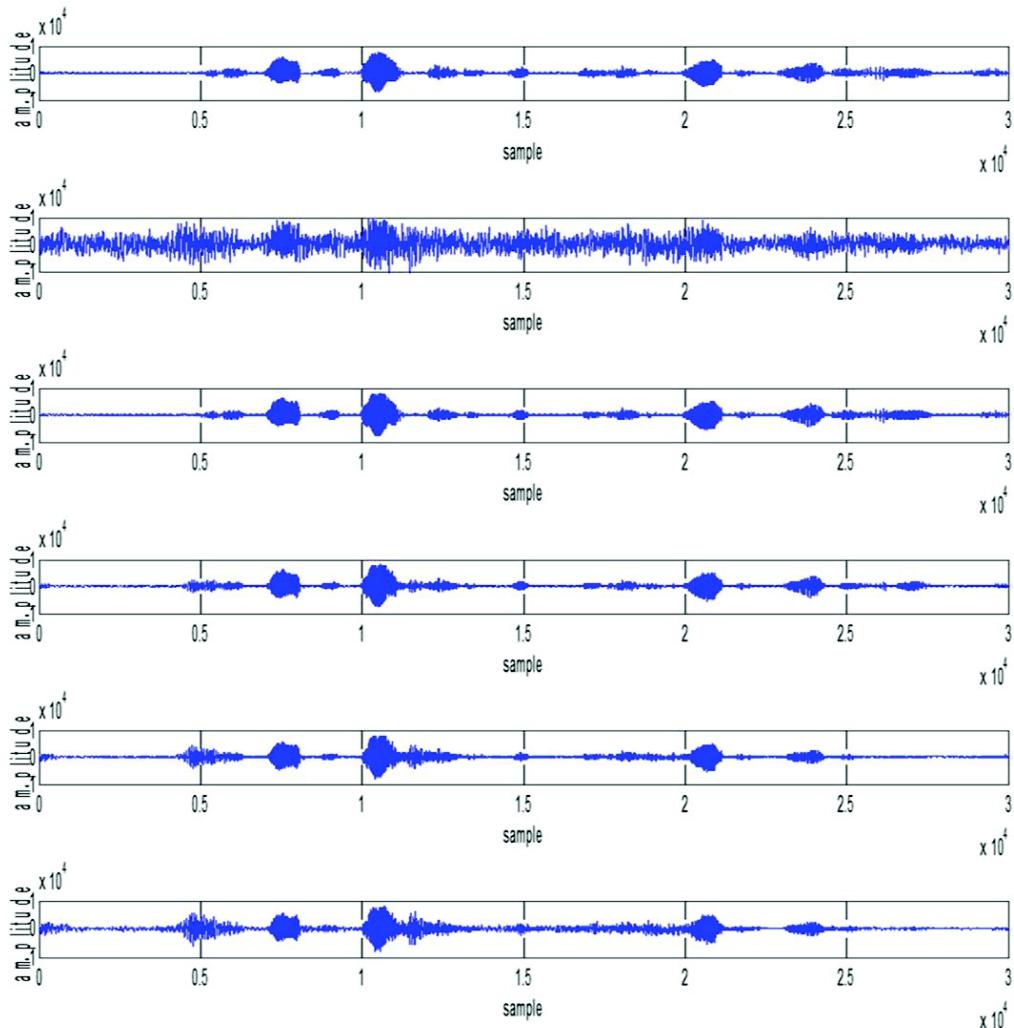
با توجه به نتایج می‌توان گفت، روش پیشنهادی نوفة را به خوبی کاهش می‌دهد و کیفیت سیگنال بهسازی شده نیز بالاست و اعوجاج و نوفة باقیمانده کمی دارد. پس در مقایسه با سه روش دیگر، روش پیشنهادی، روشنی مناسب‌تر و با کارایی بالاتر در بهسازی گفتار است.

با توجه به جدول (۳-۵) که مقدادیر PESQ را نشان می‌دهد، برای دو نوفة همهمه و F16 و در سیگنال به نوفة‌های مفروض، روش پیشنهادی بالاترین مقدادیر PESQ را داراست و این بیان گر کیفیت بالاتر سیگنال بهسازی شده توسط این روش است.

همچنین در هر سه جدول و در همهٔ حالات، دو روش مبتنی بر توزیع لاپلاس نتایج بهتری از دو روش مبتنی بر توزیع گوسی داشته‌اند که این نشان می‌دهد، توزیع‌های غیرگوسی برای تقریب توزیع گفتار تمیز مناسب‌ترند. مقایسه دو روش مبتنی بر یک لاپلاس و روش پیشنهادی نیز نشان می‌دهد که روش پیشنهادی نتایج بهتری ایجاد می‌کند؛ یعنی مجموع چند لاپلاس برای تقریب گفتار تمیز، مناسب‌تر از یک لاپلاس است.

فصل نهم





شکل (۲-۵): یک جمله از TIMIT که با نوفة همهمه در سیگنال به نوفة ۵ dB آغشته شده و با روش‌های MMSE و LMM-MMSE بهسازی شده است. به ترتیب از بالا به پایین: سیگنال اصلی، سیگنال نوfeas، سیگنال بهسازی شده با روش MMSE. سیگنال بهسازی شده با روش Log-MMSE، سیگنال بهسازی شده با روش Lap-MMSE و سیگنال بهسازی شده با روش MMSE

بیان گر عملکرد بهتر این روش در حذف نوfeas و کیفیت بالاتر سیگنال بهسازی شده است؛ پس می‌توان توزیع مخلوط لابلاس را به عنوان مدلی مناسب در روش‌های بهسازی گفتار آماری در نظر گرفت.

۶- نتیجه‌گیری

در حال حاضر روش‌های آماری با فرض توزیع‌های غیرگوسی برای سیگنال گفتار تمیز، یکی از مهمترین و بهترین روش‌ها برای حذف نوfeas سیگنال گفتار هستند. در این مقاله نیز از توزیع مخلوط لابلاس برای مدل کردن سیگنال گفتار تمیز استفاده شد و پارامترهای این مدل با الگوریتم EM تخمین زده شد؛ سپس با استفاده از تخمین گر MMSE ضرایب طیف سیگنال گفتار تمیز تخمین زده شد. نتایج ارزیابی این روش و مقایسه آن با دو روش مبتنی بر توزیع گوسی و روش مبتنی بر توزیع لابلاس، بر حسب سه معیار ارزیابی عینی،

۷- مراجع

A.Gradshteyn and I. Ryzhik, "Table of Integrals, Series, and Products". Academic Press, 5th ed., 1994.

A.Kundu, S.Chatterjee, A. S. Murthy and T.V. Sreenivas, "GMM Based Bayesian Approach To Speech Enhancement In Signal / Transform Domain", IEEE

- R. Martin, "Bias compensation methods for minimum statistics noise power spectral density estimation", Signal Processing, vol.86, pp.1215-1229, 2006
- R. Martin, "Speech enhancement based on Minimum Mean-Square Error Estimation and super-gaussian priors", IEEE Trans. Speech Audio Proc., vol. 13, no. 5, pp. 845–856, Sept. 2005.
- R.Martin and C.Breithaupt, "Speech Enhancement in the DFT domain usingLaplacian Speech Prior", In International Workshop on Acoustic Echo and noise control, pp. 87-90, Kyoto, Japan.2003
- R.Martin, (1994), Spectral Subtraction Based on Minimum Statistic, European signal processing Conference, pp 1182-85, Edinburgh, Scotland
- R.Martin, (2003), Statistical Method for Enhancement of Noisy Speech, In International Workshopt on Acoustic Echo and noise control, pp. 43-65, Kyoto, Japan.
- R.McAulay and M.Malpass, (1980), Speech Enhancement Using a Soft-Decision Noise Suppression Filter, IEEE Transaction on Aocostic, Speech and Signal Processing, Vol. 9, No. 5, pp. 504-512
- S. Kullback, Information Theory and Statistics. New York: Dover, 1997.
- S.Boll ,(1979), Suppression of Acoustic Noise in Speech Using Spectral Subtraction, IEEE Transaction on Aocostic, Speech and Signal Processing, Vol. 27, No. 2, pp. 113-120
- T. Lotter, and P. Vary, "Speech enhancement by MAP spectral amplitude estimation using a super-gaussian speech model," EURASIP Journ. Appl. Signal Proc., vol.7, pp. 1110–1126, 2005
- Wolf. P. J and Godsill. S. J, (2003a), Efficient Alternative to the Ephraim and Malah Suppression Rule for Audio Signal Enhancement, EURASIP Journal on Applied Signal Processing, Vol. 2003, No. 10, pp. 1043-1055
- Y. Ephraim and D. Malah, "Speech enhancement using a minimum mean-square error short-time spectral amplitude estimator," IEEE Trans. Acoust, Speech, Signal Proc., vol. 32, no. 6, pp. 1109–1121, Dec. 1984.
- Y. Ephraim and D. Malah, "Speech enhancement using a minimum mean square error log-spectral amplitude estimator," IEEE Trans. Acoust., Speech, Signal Proc., vol. 33, no. 2, pp. 443–445, Apr. 1985.
- Y. Ephraim and D. Malah, Juang.B.H, (1989), On the Application of Hidden Markove Models for Enhancing Noisy Speech, IEEE Transaction on Aocostic,
- International Conference on Acoustics, Speech and Signal Processing, pp. 4893-4896, 2008
- A.P.Dempster, N.M.Laird and D.B.Rubin. (1977). Maximum Likelihoood from Incomplete Data via the EM Algorithm, Journal of the Royal Statistical Society, Vol. 39, No.1, pp. 45-67
- A.Papoulis and S.Pillai, (2002), Probability, Random Variables and Stochastic Processes, NewYork, McGraw-Hill
- B.Chen, P.C.Loizou, "A Laplacian-Based MMSE Estimator for Speech Enhancement", Speech Communication, Vol. 49, No. 2, pp. 134-143, 2007
- D. Brillinger, "Time Series: Data Analysis and Theory", Holden-Day, 1981.
- H.L.Hansen and B.Pellom, "An Effective Quality Evaluation Protocol for Speech Enhancement Algorithm", In: Proc. ICSLP, vol. 7. pp. 2819–2822. 1998.
- J.A.Bilmes, (1998), A Gentle Tutorial of the EM Algorithm and its Application to Parameter Estimation for Gaussian Mixture and Hidden Markov Models, Technical Report, ICSI-Technical Report-97-021
- J.Lim and A.Oppenheimer, (1979), Enhancement and Bandwidth Compression of Noisy Speech, Proceeding of the IEEE, Vol. 67, No. 12, pp. 1586-1604
- J.S.Eekelens, J.Jensen and R.Heusdens, "Speech Enhancement Based on Rayleigh Mixture Modeling of Speech Spectral Amplitude Distributions", In European Signal Processing Conference, pp. 65-9. 2007b
- N.Mitianoudis and T. Stathaki, "Overcomplete source separation using Laplasian Mixture Model", IEEE Signal Processing Letters, Vol. 1, No. 2, pp. 1-9, 2004
- P.C.Loizou, , "Speech Enhancement: Theory and Practice",CRC Press, (2007), pp. 87, 437
- P.J.Wolf and S.J.Godsill, (2001), Simple Alternative to the Ephraim and Malah Suppression Rule for Speech Enhancement, IEEE Workshop on Statistical Signal Processing, Vol. 2, pp.496-499
- Porter, J. and Boll, s. (1984). Optimal Estimation for Soectral Restotation of Noisy Speech, In IEEE International Conference on Acoustics, Speech and Signal Processing (ICASSP'84). San Diego, California, USA, pp. 18A.2.1-18A.2.4.
- Q.Huang, J.Yang, Y.Zhou, "Variational Bayesian method for speech enhancement", Neur-computing, vol. 70, pp. 3063–3067, 2007



سال ۱۳۸۵ از دانشگاه تربیت مدرس در مهندسی مخابرات دریافت کردند و در حال حاضر استادیار دانشگاه شاهروд است. زمینه‌های تحقیقاتی مورد علاقه ایشان پردازش سیگنال، شبکه‌های نوری، ارتباطات ماهواره‌ای و پروتکل‌های ارتباطات پرسرعت داده‌هast. نشانی رایانمۀ ایشان عبارت

است از:

ormzi@yahoo.com

Speech and Signal Processing, Vol. 37, No. 12, pp. 1846-1856

Y.Ephraimand T.Van, (1995), A Signal Subspace Approach for Speech Enhancement, IEEE Transaction on Acoustic, Speech and Signal Processing, Vol. 3, No. 12, pp. 252-266

Y.Hu and P.Loizou, "Evaluation of objective measures for speech enhancement", Proc. Of INTER-SPEECH, Philadelphia, PA. 2006.



زینب محمدپوری مدرک کارشناسی خود را در رشته مهندسی پزشکی از دانشگاه شاهد تهران در سال ۱۳۸۶ و مدرک کارشناسی ارشد خود را در رشته مهندسی الکترونیک از دانشگاه صنعتی شاهرود در سال ۱۳۸۹ دریافت کرد. وی در حال حاضر دانشجوی دکترا از رشته مهندسی پزشکی دانشگاه حکیم سبزواری است. زمینه‌های پژوهشی مورد علاقه ایشان، پردازش سیگنال، پردازش تصویر، شناسایی الگو و شبکه‌های عصبی است.

نشانی رایانمۀ ایشان عبارت است از:
zmohzmmzdpoory@gmail.com



حسین مروی مدرک کارشناسی را از دانشگاه فردوسی مشهد در مهندسی الکترونیک، و کارشناسی ارشد را از دانشگاه شیراز در مهندسی مخابرات اخذ کردند. ایشان مدرک دکترا از تخصصی را در زمینه تشخیص گفتار از مرکز CVSSP دانشگاه Surrey در سال ۲۰۰۵ اخذ کردند. وی در حال حاضر استادیار دانشگاه شاهرود است. زمینه‌های تحقیقاتی مورد علاقه ایشان پردازش سیگنال‌ها، پردازش صوت، تشخیص گفتار، تشخیص گوینده و بهسازی گفتار است.

نشانی رایانمۀ ایشان عبارت است از:
h.marvi@shahroodut.ac.ir



امیدرضا معروضی مدرک کارشناسی خود را در سال ۱۳۶۹ از دانشگاه صنعتی شریف در رشته مهندسی الکترونیک و مدرک کارشناسی ارشد را در سال ۱۳۷۲ از همان دانشگاه در رشته مهندسی مخابرات اخذ کرد. ایشان مدرک دکترا از تخصصی را در