

Doğrusal İşaret Modeli İçin Analiz Penceresi Uzunluğunun Seçimi

Analysis Window Length Selection For Linear Signal Models

Alper Yazar

Sayısal ve Gömülü Sistemler
Elektronik Tasarım Müdürlüğü
ASELSAN A.Ş.
Ankara, Türkiye
ayazar@aselsan.com.tr

Çağatay Candan

Elektrik-Elektronik Mühendisliği Bölümü
Orta Doğu Teknik Üniversitesi
Ankara, Türkiye
ccandan@metu.edu.tr

Özetçe —Bu bildiride doğrusal işaret modeli için model varsayımları içerisinde kalarak, analiz penceresi uzunluğu veya giriş işaretinden alınacak örnek sayısı seçimi için kullanılabilecek bir yöntem anlatılmıştır. İlgiilenilen işaretin bilinen bir doğrusal uzayda yer aldığı ve işaretin gürültülü örneklerinin bulunduğu varsayılmaktadır. Amaç, işaret modeli dışına çıkmadan gürültünün etkisini azaltmak için olabildiğince çok işaret örneği kullanmaktır. Önerilen yöntemi gösteren bir adet örnek uygulama da sunulmuştur.

Anahtar Kelimeler—İşaret Modellemesi, Doğrusal Modeller, Parametre Kestirimi

Abstract—A method is presented for the selection of analysis window length, or the number of input samples, for linear signal modeling without compromising the model assumptions. It is assumed that the signal of interest lies in a known linear space and noisy samples of the signal is provided. The goal is to use as many signal samples as possible to mitigate the effect of noise without violating the assumptions on the model. An application example is provided to illustrate the suggested method.

Keywords—Signal Modeling, Linear Models, Parameter Estimation.

I. GİRİŞ

Birçok uygulamada, işlemenin ilk adımı olarak giriş işaretinin uygun ve matematiksel olarak ifade edilebilen bir yöntem ile modellenir. Uygun bir model seçimi ve model parametrelerinin girdiden kestirimi sonrasında modelin temel alan çok çeşitli işaret işleme uygulamaları girdi üzerinde gerçekleştirilebilir. İstatistikî işaretlerin sadece kutuplu süzgeç çıktıları olarak modellenmesi, rastgele olmayan işaretlerin sadece sıfırlı bir süzgeçin dürtü yanıtını olarak modellenmesi gibi uygulamalar modelleme ve parametre kestirimi aşamalarının bilinen örnekleridir. Tercihen, işaret modeli olabildiğince basit aynı zamanda da ilgili işaretin yüksek doğruluk ile modelleyebiliyor olmalıdır. Modelin basitliğinin önemini olmasının nedeni, karmaşık modellerin giriş işaretinden kestirilmesi gereken çok

sayıda parametre içerebilmesi ve daha sonraki işaret işleme uygulamalarının karmaşık modellerle zorlaşıyor olmasıdır. Model seçimindeki temel yaklaşımın Occam'ın ilkesi olarak bilinen yararlı modeller arasından en basit yanı en az sınırlaması ve varsayımlı olan modeli kullanma olduğu söylenebilir.

Bu çalışmada içiçe geçmiş modeller için, seçilen modele en uygun analiz penceresi uzunluğunu bulma problemi incelenmektedir. İçiçe modellerden oluşan bir ailede, yüksek karmaşıklığı olan model daha düşük karmaşıklıktaki modelleri özel durumlar olarak kapsar. N noktalı süzgeçlerin dürtü yanıt modelleri ya da sadece-kutup modelleme gibi değişik işaret işleme uygulamalarındaki işaret modelleri, içiçe modeller olarak düşünülebilir. Bu çalışmada bilinmeyen parametreleri olan doğrusal modeller ele alınmaktadır. Somut bir örnek olarak verilen bir giriş işaretine polinom uydurulması verilebilir. Polinom derecesinin seçimi, düşük dereceli modellerin daha yüksek dereceli modeller içinde kapsandığı yani içiçe modellerin bulunduğu bir model seçimi problemi olarak düşünülebilir.

Model derecesi seçimi değişik bakış açılarından incelenmiş bir problemdir. Konudaki en eski çalışmalarдан biri, model parametrelerinin kestiriminden sonra modelin genelleştirilmiş olabilirliği ile doğru, kullanılan parametre sayısı ile ters orantılı olarak değişen Akaike Bilgi Kriteri'dir (AIC), [1]. Yüksek dereceli modellerin kullanımı modelin gösterim hatasını azaltmakta veya bir başka deyişle geneleştirilmiş olabilirliği artırmakta ve bu şekilde kriterde olumlu bir etkide bulunurken parametre sayısının artması olumsuz bir etkide bulunmaktadır. AIC bu iki etki arasında denge kurucu bir kriterdir. AIC benzeri başka kriterler de literatürde önerilmiştir, [5]. Bunlardan Bayesian Bilgi Kriteri (BIC) ve Genelleştirilmiş Bilgi Kriteri (GIC) birçok uygulamada kullanılmaktadır. Bu çalışmada bu kriterler ile ilgili olan analiz penceresinin seçimi ele alınmıştır.

II. PROBLEM TANIMI

Aşağıdaki doğrusal gözlem modelini ele alalım:

$$\mathbf{y} = \mathbf{s} + \mathbf{w} = \mathbf{A}_M \mathbf{p} + \mathbf{w}. \quad (1)$$

Burada \mathbf{y} $N \times 1$ boyutunda toplanan veriyi, \mathbf{s} ise modellemeceki işaretin temsil eden sütun vektörleridir. \mathbf{A}_M ise bilinen, $N \times M$ boyutlarında, sütunları işaretin bulunduğu uzayı tanımlayan bir matristir. \mathbf{p} bilinmeyen model parametrelerini içeren vektördür. \mathbf{w} vektörü gözlemleri bozan, sıfır ortalamalı ve birim değişintili toplanır beyaz Gauss gürültüsüdür. Hedefimiz, $\mathbf{s} = \mathbf{A}_M \mathbf{p}$ şeklindeki modelleme varsayımlını ihlal etmeden model parameterlerini en doğru şekilde kestirebilmek için en fazla sayıda gözlemi (N) kullanmaktadır.

Model uyumsuzluğu olmadığı varsayımlı ile, model parametreleri en küçük kareler yönetimi ile kestirilebilir. Denklem (1)'deki kurguda, \mathbf{p} vektörü için en küçük kareler çözümü ile maksimum olabilirlik çözümü aynı olmaktadır, [3].

$$\hat{\mathbf{p}} = (\mathbf{A}_M^T \mathbf{A}_M)^{-1} \mathbf{A}_M^T \mathbf{y}. \quad (2)$$

Parametre vektörü kestirimi ($\hat{\mathbf{p}}$) bilindiğinde, işaret kestirimi de $\hat{\mathbf{s}} = \mathbf{A}\hat{\mathbf{p}}$ olarak yazılabilir. Buradaki $\hat{\mathbf{s}}$ vektörü verilen problem kurgusunda \mathbf{s} vektörünün maksimum olabilirlik kestirimi olmaktadır. İşaret modellemesinden sonra, toplanan veride kalan hata aşağıdaki gibi yazılabılır,

$$\begin{aligned} \epsilon_{N,M} &= \mathbf{y} - \hat{\mathbf{s}} = \left(\mathbf{I} - \mathbf{A}_M \left(\mathbf{A}_M^T \mathbf{A}_M \right)^{-1} \mathbf{A}_M^T \right) \mathbf{y} \\ &= \mathbf{P}_{\mathbf{A}_M}^\perp \mathbf{y} \end{aligned} \quad (3)$$

Burada $\mathbf{P}_{\mathbf{A}_M}^\perp = \left(\mathbf{I} - \mathbf{A}_M \left(\mathbf{A}_M^T \mathbf{A}_M \right)^{-1} \mathbf{A}_M^T \right)$ matrisi, \mathbf{A}_M matrisinin görüntü uzayına dikey izdüşürücüsüdür. Denklem (1)'deki \mathbf{y} ifadesini, $\epsilon_{N,M} = \mathbf{P}_{\mathbf{A}_M}^\perp \mathbf{y}$ ifadesine yerleştirmemizle $\epsilon_{N,M} = \mathbf{P}_{\mathbf{A}_M}^\perp \mathbf{w}$ ifadesi elde edilmektedir.

Bu çalışmada, $\|\epsilon_{N,M}\|^2$ ($\epsilon_{N,M}$ vektörünün Öklit norm karesi) ifadesinin istatistiği analiz penceresi seçimi için kullanılmaktadır. İstatistik literatüründe, $\|\epsilon_{N,M}\|^2$ ifadesi Artık Karaler Toplamı (AKT) (Residual Sum of Squares, RSS) olarak adlandırılır. Model uyumsuzluğu olmaması durumunda, $\text{AKT}_{N,M} = \|\epsilon_{N,M}\|^2 = \mathbf{w}^T \mathbf{P}_{\mathbf{A}_M}^\perp \mathbf{w}$ $N - M$ değişkeni serbestlik derecesiyle ki-kare dağılımına sahiptir.

Daha önce belirtildiği gibi amacımız, modelleme varsayımlını ihlal etmeden $\mathbf{s} = \mathbf{A}_M \mathbf{p}$ modelinin parametrelerini olabildiğince doğru kestirilmesini sağlayacak, uygun gözlem sayısı (N) seçmektir. Temel düşünce, gözlem sayısını artttırırken AKT'deki değişim takip edilmesidir.

Model uyumsuzluğu olmadığı varsayımlı ile gözlem sayısı N den $N + 1$ 'e yükseltildiğinde, AKT istatistikleri χ_{N-M}^2 'den χ_{N+1-M}^2 'e değişir. AKT'de gözlenen değişim yeni istatistik ile "uyumlu" ise, gözlem sayısının N 'den $N + 1$ 'e yükseltmesinin kabul edilebilir olduğu ve model varsayımlının ihlal edilmişği sonucu çıkarılabilir. AKT'de gözlenen değişim yeni istatistik ile "uyumlu" değil ise, beklenmeyen AKT değeri modelleme varsayımlının ihlalini gösteriyor olabileceğiinden $N + 1$ adet gözlemin kullanılması reddedilir.

AKT takibini temel alan yaklaşımın uygulanmasında, öncemiz ilgili modeli kapsayan daha yüksek dereceli bir modelin kullanılmasıdır. Bu amaçla ilgili model ile bağlantılı olan matris \mathbf{A}_M ve daha yüksek dereceli bir model ile bağlantılı olan matris ise \mathbf{A}_{M+1} ile gösterilebilir. Yüksek dereceli model düşük dereceli modeli kapsadığından aşağıdaki ilişki yazılabılır:

$$\mathbf{A}_{M+1} = [\mathbf{a}_1 \ \mathbf{a}_2 \ \dots \ \mathbf{a}_M \ \mathbf{a}_{M+1}] = [\mathbf{A}_M \ \mathbf{a}_{M+1}] \quad (4)$$

Burada $\mathbf{A}_M = [\mathbf{a}_1 \ \mathbf{a}_2 \ \dots \ \mathbf{a}_M]$ matrisi \mathbf{A}_{M+1} matrisinin ilk M sütununda bulunan matristir.

Model uyumsuzluğu olmadığı varsayımlı altında, modeller içe içe olduğundan, yani $\text{range}\{\mathbf{A}_M\} \subset \text{range}\{\mathbf{A}_{M+1}\}$ olduğundan $\mathbf{s} \in \text{range}\{\mathbf{A}_M\}$ ve $\mathbf{s} \in \text{range}\{\mathbf{A}_{M+1}\}$ olduğu söylenebilir. Ayrıca, $\mathbf{P}_{\mathbf{A}_{M+1}}^\perp \subset \mathbf{P}_{\mathbf{A}_M}^\perp$ ifadesi yazılabilir. Son ifade dikey izdüşüm uzaylarının içe içe olduğunu söylemektedir. Bu durumda aşağıdaki ifadeler yazılabilir:

$$\begin{aligned} \text{AKT}_{N,M} &= \|\epsilon_{N,M}\|^2 = \sum_{k=M+1}^N \|\mathbf{e}_k^T \mathbf{w}\|^2 \\ \text{AKT}_{N,M+1} &= \|\epsilon_{N,M+1}\|^2 = \sum_{k=M+2}^N \|\mathbf{e}_k^T \mathbf{w}\|^2 \end{aligned} \quad (5)$$

Burada \mathbf{e}_k , $k = \{M + 1, M + 2, \dots, N\}$ için, $\mathbf{P}_{\mathbf{A}_M}^\perp$ 'nin görüntü uzayını doğuran ortonormal vektörlerdir. Denklem (5)'in tekrarlanarak uygulanması sonucunda aşağıdaki ifade üretilir,

$$\text{AKT}_{N,M} = \text{AKT}_{N,M+K} + \sum_{k=M+1}^{M+K} \|\mathbf{e}_k^T \mathbf{w}\|^2. \quad (6)$$

Denklem (6)'daki eşitliğin model uyumsuzluğu olmaması koşulu altında geçerli olduğu unutulmamalıdır.

Bu çalışmada verilen gözlem setine model uygunluğunun değerlendirilmesi için aşağıdaki istatistiğin kullanılmasını önerilmektedir:

$$F = \frac{(\text{AKT}_{N,M} - \text{AKT}_{N,M+K})/K}{\text{AKT}_{N,M+K}/(N - M - K)}. \quad (7)$$

Denklem (5) ve (6)'yı kullanarak, F istatistiği aşağıdaki şekilde ifade edilebilir:

$$F = \frac{\sum_{k=M+1}^{M+K} \|\mathbf{e}_k^T \mathbf{w}\|^2 / K}{\sum_{k=M+K+1}^N \|\mathbf{e}_k^T \mathbf{w}\|^2 / (N - M - K)}. \quad (8)$$

Denklem (8)'de verilen kesirli ifadedenin pay ve paydasının birbirinden bağımsız ve sırasıyla K ve $N - M - K$ serbestlik derecesiyle Ki-kare dağılımına sahip olduğu görülmektedir. Bağımsız Ki-kare dağılımı iki adet rassal değişkenin oranının yoğunluğu F dağılımı olarak bilinen, kapalı ifadesi mevcut olan bir fonksiyondur, [4, p.28].

Pratik açıdan önemli olan bir başka nokta da denklem (7)'de verilen orana ait dağılımin gürültü varyansından bağımsız olmasıdır. (Gürültü varyansı iki katına çıktığında (8)'deki pay ve payda dört katına çıkmakta ancak oranları sabit kalmaktadır.) Bu sebeple (7)'de yer alan F-test olarak adlandırdığımız testin uygulanması için gürültü varyansının kestirimi gerekmektedir.

Analiz penceresi uzunuğu seçimi veya bir başka deyişle varsayılan modeli ihlal etmeden kullanılabilecek en fazla sayıdaki gözlemin seçimi için aşağıdaki yöntemi önermektedir:

- 1) Model ihlali için tolere edilebilecek bir olasılık belirlenir (p_{vi}).
- 2) N kullanılacak gözlem sayısı, M ise \mathbf{A}_M modelinin derecesi olarak düşünülerek $N = M$ alınır.

- 3) N değeri 1 birim artırılır. ($N \leftarrow N + 1$)
- 4) Genişlemiş analiz penceresinin uygunluğunu test etmek için eşik değeri (γ) F dağılımının birikimli dağılım fonksiyonu, K ve $N - M - K$ parametreleri ile hesaplanır.

$$\gamma = F_{\text{F-dist}}^{-1}(1 - p_{vi}); K, N - M - K).$$

- 5) A_M ve A_{M+K} modelleri kullanarak en küçük kareler yöntemi ile parametreler kestirilir ve AKT'ler hesaplanır: $\text{AKT}_{N,M} = \|\epsilon_{N,M}\|^2$ ve $\text{AKT}_{N,M+K} = \|\epsilon_{N,M+K}\|^2$.
- 6) AKT değerleri denklem (7)'deki ifadeye yerleştirilir ve F değeri hesaplanır.
- 7) Bir önceki adımda hesaplanan F değeri, γ eşigiden büyükse genişletilen analiz penceresi reddedilir, değilse adım 3'ten devam edilir.

Önerilen testin çalışması şu şekilde açıklanabilir: Eğer varsayılan model verilen gözlem için geçerli ise, yüksek dereceli A_{M+K} modeli ile doğru olduğu varsayılan A_M modeli bilinmeyen sinyal için benzer kestirim sonuçları vermelidir. Genel olarak yüksek dereceli modelin AKT sonucu, düşük dereceli modelin sonucuna göre eşit veya daha düşük olmalıdır. Eğer varsayılan model doğru ise, AKT'daki azalım ilgilendiğimiz işaretre ait parametrelerin daha doğru kestiriminden kaynaklanmamakta, gürültünün bazı bileşenlerinin yüksek dereceli modelle açıklanabilir olmasından dolayı olmaktadır. Bir başka deyişle bu durumda AKT azalının yegane sebebi gürültünün de kısmen modelin içinde yer almaya başlamasıdır. Denklem (7)'de verilen F değeri eğer γ eşigiden (adım 4'te hesaplanan) küçükse model ve gözlem vektörünün uyumlu olduğu düşünülür. Eğer F değeri eşik değerinden büyükse, AKT'deki düşüş alışılmadık (p_{vi} ile gösterilen düşük olasılıkları olarak yaşanabilecek) şekilde büyütür. AKT'deki büyük düşüş gözlem vektörünün varsayılan modelle uyumlu olmamasından (yüksek dereceli modelin ilgilendiğimiz işaretre uyumlu olmasından) ya da gürültüden dolayı p_{vi} ile ilişkili olan eşik değerinin doğru modele rağmen gürültüden dolayı geçilmesinden dolayı olacaktır. Model ihlaline daha çok izin verildikçe yani ihlal olasılığı arttırıldıkça yöntem daha fazla sayıda gözlem kullanma eğilimi gösterir.

III. ÖRNEK UYGULAMA: SIFIR KESİM NOKTASI KESTIRIMI

Önerdiğimiz yöntemi bir örnek uygulama ile göstermek için örneklenmiş sürekli zamanlı bir işaretin sıfır kesim noktasının örneklerinden bulunması problemini inceleyeceğiz. Sinüs işaretini için durum Şekil 1'de gösterilmiştir. Bu şekilde, işaretin gürültülü (SNR = 20 dB) ve gürültüsüz örnekleri gösterilmiştir. Amacımız, şekilde gösterilen sıfır kesim noktasının gürültülü veriden en doğru şekilde kestirmesidir.

Geleneksel dediğimiz yaklaşımada sıfır kesim noktası farklı işaretli ardışık iki örneğe doğru uydurularak kestirilir. Bu yaklaşımımdaki varsayılmış işaretin yeteri kadar hızlı örneklenliği ve basit bir şekilde doğru uydurmanın sıfır kesim noktasını bulmak için yeterli olduğunu doğrudur. Gürültü altında sıfır kesim noktası, doğru parametrelerinin (eğim ve ofset) kestirimindeki hatalardan dolayı belirli bir hata ile kestirilir. Kullanılabilen yaklaşımlardan biri gürültünün etkisini azaltmak için doğru uydurmada ikiden fazla noktanın kullanılmasıdır. Kullanılan

örnekler gerçekten bir doğru üzerinde bulundukları yani model ihlali olmadığı sürece fazla sayıda nokta kullanma, kestirimdeki hatayı azaltmak için kullanışlı bir yaklaşımındır.

Sıfır kesim noktasının kestirilmesi şu şekilde düşünülebilir: Eğer $f(t) = m(t - t_0)$ işaretti, T periyodu ile örneklendiyse,

$$f[n] = f(nT) = mT(n - t_0/T) = a(n - z_0) = an + b \quad (9)$$

olacaktır. Burada $a = mT$, $f[n]$ işaretinin birinci dereceden farkı yani ardarda olan iki örneğin değişim hızı, z_0 örneklemeye periyodu (T) cinsinden sıfır kesim noktası, $b = -az_0$ ise doğrunun ofset parametresidir. Hedefimiz z_0 'ın kestirimidir.

Sıfır kestirimi Şekil 1'deki gibi farklı işaretli ardışık iki örneğin bulunmasıyla başlar. Bu iki örnek ile birlikte $N/2$ (N : çift sayı) sayıda örnek, bulunan örneklerin sağдан ve solundan alınarak aşağıdaki gözlem vektörü oluşturulur:

$$r[n] = f[n] + w[n], \quad n = \left\{ -\frac{N-1}{2}, \dots, \frac{N-1}{2} \right\}. \quad (10)$$

Yukarıdaki $w[n]$ dizisi sıfır ortalamalı ve σ_w^2 varyanslı toplanır beyaz Gauss gürültüsüdür.

Burada işlem kolaylığı için, problemin genellliğini kaybetmeden, örneklerin büyüklu sayılarda, örneğin $N = 2$ için $n = \{-1/2, 1/2\}$, alındığını varsaymaktaiz. Bu durumda $|z_0| \leq 1/2$ olmaktadır. Sıfır kesim noktasının, z_0 , kestirimini için ilk olarak aşağıdaki doğrusal işaret modeli oluşturular:

$$r = [\begin{array}{c} t \\ 1 \end{array}] \begin{bmatrix} a \\ b \end{bmatrix} + w. \quad (11)$$

Burada $t = [-\frac{N-1}{2} \dots \frac{N-1}{2}]^T$ ve $1 = [1 \dots 1]^T$ sütun vektörleri, modelin görüntü uzayını doğuran vektörlerdir. $\{a, b\}$ ise bilinmeyen model parametreleridir. Bu tanımlarla z_0 'ın maksimum olabilirlik kestirimini $\hat{z}_0 = -\hat{b}/\hat{a}$ şeklinde yazılabilir. Burada $\{\hat{a}, \hat{b}\}$ önceden bahsedildiği gibi en küçük kareler çözümü ile yapılan model parametreleri kestirim sonuçlarıdır.

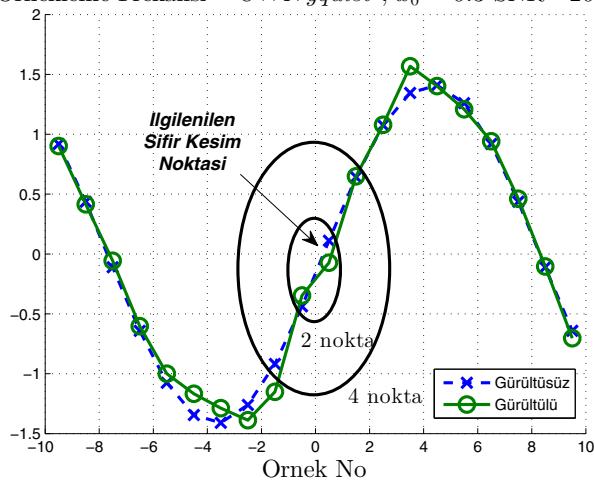
Beyaz gürültü altında gözlemlenen doğru fonksiyonu için sıfır kesim noktası kestiriminin Cramér–Rao alt sınırının şu şekilde yazılabılır:

$$\text{CRB}_{z_0} = \frac{\sigma_w^2}{Na^2} \left(1 + \frac{12z_0^2}{N^2 - 1} \right) \quad (12)$$

Bu ifadeden model ihlali olmadığı (eldeki örnekler gerçekten doğru üzerindeyse) ortalama karesel hatanın (mean square error, MSE) örnek sayısı ile ters orantılı şekilde azalması beklenir. Diğer yandan fazla sayıda örnek kullanılması, Şekil 1'deki örnekten de görülebileceği üzere varsayılan doğru yapısının ihlal edilmesinden dolayı olumsuz yönde etkili olabilir. Bu uygulamada amacımız azami sayıda örnek (analiz penceresi uzunluğu) kullanarak sıfır kesim noktasının kestirim hmasını azaltmaktır.

Hesaplamanın ilk adımı olarak işaretleri farklı olan iki ardışık örnek bulunur. Bu iki noktaya doğru uydurarak sıfır kesim noktası kestirilir. Bir sonraki adımda, bu bildiride açıklanan yöntem ile 4 adet nokta kullanmanın doğru uydurulması için uygun olup olmadığı sinanır. Doğru ve daha yüksek dereceli (karesel veya kübik) ifadeler 4 adet noktaya uydurularak AKT değerleri hesaplanır ve F-test uygulanır. Eğer 4 noktanın doğru modeli için uyumlu olduğu görülürse, aynı işlem 6 nokta için tekrarlanır. İşlemler silsilesi doğru modeli varsayıminın

$$\text{Ornekleme Frekansi} = 8 \times \text{Nyquist}, x_0 = 0.3 \text{ SNR} = 20\text{dB}$$



Şekil 1: Gürültülü ve gürültüsüz sinüs işaretler

F-test sonucunda ihlal edildiği sonucu çıkana kadar devam eder. F-test işlemleri sonucunda doğru modeline uyan eldeki en yüksek sayıdaki örnekler kullanılarak sıfır kesim noktasının kestirimi yapılır. Şekil 1'deki örnekten, sıfır kesim noktasının etrafında 4 veya 6 adet noktanın kullanımının doğru modeli için uygun olacağı, 8 nokta kullanımının ise uygun olmayacağı görsel bir değerlendirme ile söylenebilir. F-test benzer bir değerlendirme otomatik olarak gerçekleştirmek için önerilmektedir.

Şekil 2'nin üst tarafında gürültüsüz ve örnekleme frekansı Nyquist frekansının 18 katı olan bir sinüs işaretini gösterilmektedir. Alt tarafında ise $\text{SNR} = 35 \text{ dB}'de 10.000$ adet Monte Carlo koşturumu sonucunda elde edilmiş ve kullanılan nokta sayısının dağılımını gösteren histogram verilmiştir. Bu senaryo için deneylerin çoğu F-test yönteminin 8 adet noktayı seçtiği görülmektedir. Eğer aynı sinyal daha düşük bir hızda örneklenseydi, doğru uydurulması için sıfır kesim noktası etrafındaki daha az sayıda noktanın kullanılması beklenirdi.

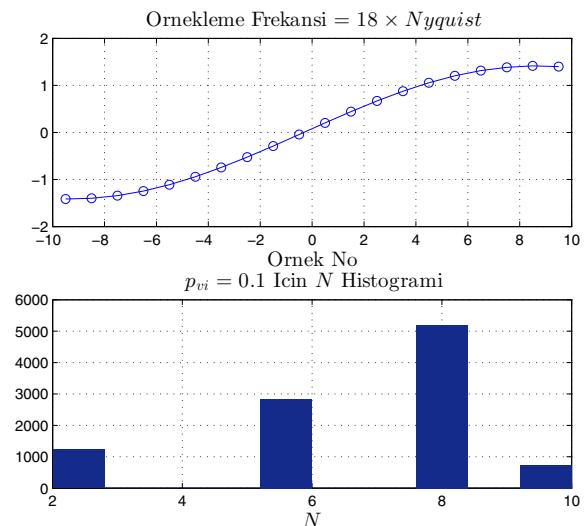
Şekil 3'te sonuçları gösterilen ikinci bir deneyde, önerilen yöntemin sıfır kestirimi problemi için farklı örnekleme frekanslarındaki başarımı incelenmiştir. Şekil 3'te, F-test tabanlı sıfır kesim noktası kestirim yönteminin geleneksel yöntemle göre sinyal yeteri kadar hızlı örneklentiği yani sıfır kesim noktası etrafında doğru uydurulması için yeterli sayıda noktası bulunduğu zaman avantaj sağladığı görülmektedir.

IV. SONUÇ

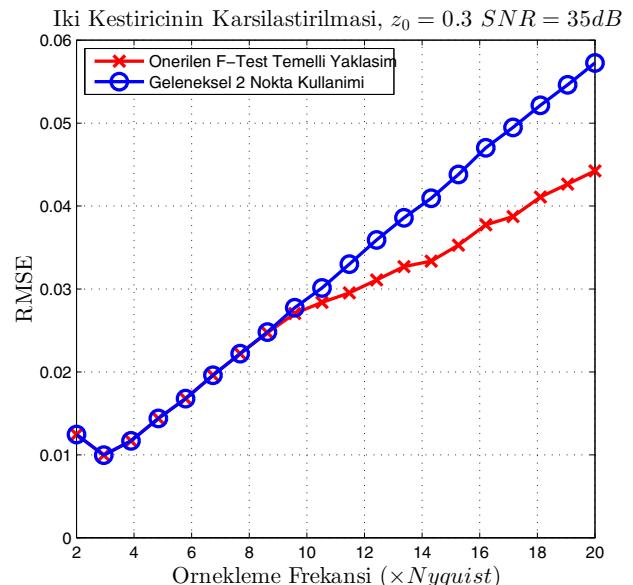
Bu çalışmada, önceden belirlenen doğrusal modele uygun uzunlukta analiz penceresi seçimi için genel bir yöntem önerilmektedir. Önerilen yöntem, işaret işleme alanında birçok probleme uyarlanabilecek niteliktedir. Örnek bir uygulama olarak doğru uydurulması için nokta sayısı seçimi problemi çalışılmıştır. Çalışılan uygulamaya benzer bir uygulama [2]'de yer almaktadır.

KAYNAKÇA

- [1] H. Akaike. A new look at the statistical model identification. *IEEE Trans. Automatic Control*, 19(6):716–723, Dec 1974.



Şekil 2: Örneklenmiş işaret ve analiz penceresi uzunluğu histogramı



Şekil 3: Önerilen ve geleneksel yöntem için kök ortalama karesel hata (RMSE) grafiği

- [2] Małgorzata Jakubowska and Władysław W. Kubiak. Adaptive-degree polynomial filter for voltammetric signals. *Analytica Chimica Acta*, 512(2):241 – 250, 2004.
 [3] S. M. Kay. *Fundamentals of Statistical Signal Processing, Volume 1: Estimation Theory*. Prentice Hall, 1993.
 [4] S. M. Kay. *Fundamentals of Statistical Signal Processing, Volume 2: Detection Theory*. Prentice Hall, 1998.
 [5] Petre Stoica and Y. Selen. Model-order selection: a review of information criterion rules. *IEEE Signal Process. Mag.*, 21(4):36–47, July 2004.