

Doğrusal Bağlanım Modeline Dizay Yaklaşımı

Dizay Yaklaşımı ile Çıkarsama Sorunu




Ekonometri 2 – Konu 4
Sürüm 2,0 (Ekim 2011)



UADMK Açık Lisans Bilgisi

İşbu belge, “Creative Commons Attribution-Non-Commercial ShareAlike 3.0 Unported” (CC BY-NC-SA 3.0) lisansı altında bir açık ders malzemesi olarak genel kullanıma sunulmuştur. Eserin ilk sahibinin belirtilmesi ve geçerli lisansın korunması koşulu ile özgürce kullanılabilir, çoğaltılabilir ve değiştirilebilir. Creative Commons örgütü ve “CC-BY-NC-SA” lisansı ile ilgili ayrıntılı bilgi “<http://creativecommons.org>” adresinde bulunmaktadır. Bu ekonometri ders notları setinin tamamına “<http://www.acikders.org.tr>” adresinden ulaşılabilir.

A. Talha Yalta
TOBB Ekonomi ve Teknoloji Üniversitesi
Ekim 2011 

Ders Planı

- 1 Dizay Yaklaşımı ile Çıkarsama Sorunu
 - Bireysel Katsayıların Önsav Sınamaları
 - Varyans Çözümlemesi ve F Sınamaları
 - Dizay Gösterimi ile Kestirim

Bireysel Katsayıların Önsav Sınamaları

- Tahmin sonrasında çıkarsama yapabilmek için, u_i hatalarının sıfır ortalama ve sabit varyans σ^2 ile normal dağıldıklarını varsayıyoruz:

$$\mathbf{u} \sim N(\mathbf{0}, \sigma^2 \mathbf{I})$$

- \mathbf{u} burada $n \times 1$ boyutlu sütun yöneyi, $\mathbf{0}$ ise boş yöneydir.
- Buna göre, SEK tahmincileri $\hat{\beta}_i$ 'lar da aşağıda gösterilen şekilde normal dağılırlar:

$$\hat{\mathbf{B}} \sim N[\mathbf{B}, \sigma^2(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}]$$

- Demek ki $\hat{\mathbf{B}}$ 'nin her ögesi, gerçek \mathbf{B} ögesiyle eşit ortalama ile ve $(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}$ ters dizeyinin asal köşegenindeki uygun öge çarpı σ^2 'ye eşit varyans ile normal dağılmaktadır.
- $\sigma^2(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}$ 'in varyans-kovaryans dizeyi olduğuna dikkat ediniz.

Bireysel Katsayıların Önsav Sınamaları

- Uygulamada σ^2 bilinmediği için t dağılımına geçilir ve $\hat{\sigma}^2$ tahmincisi kullanılır.
- Bu durumda $\hat{\mathbf{B}}$ 'nin her ögesi $n - k$ sd ile t dağılımına uyar:

$$t = \frac{\hat{\beta}_i - \beta_i}{\text{öh}(\hat{\beta}_i)}$$

- $\hat{\beta}_i$ burada $\hat{\mathbf{B}}$ 'nin bir ögesidir.
- Demek ki t dağılımını kullanarak herhangi bir $\hat{\beta}_i$ 'nin güven aralığını bulmak ve çeşitli sınamaları yapmak olanaklıdır.

Varyans Çözümlemesinin Dizay Gösterimi

- Tüm bağımlı katsayılarının eşanlı olarak sıfıra eşit olduğu önsavını sınamak ya da bir değişkenin ek katkısını ölçmek için VARÇÖZ yönteminin kullanıldığını anımsayalım.
- TKT, BKT ve KKT'nin dizay gösterimleri kullanılarak aşağıdaki gibi bir VARÇÖZ çizelgesi düzenlenebilir:

Değişimin Kaynağı	KT	sd	OKT
Bağılanımdan (BKT)	$\hat{\mathbf{B}}'\mathbf{X}'\mathbf{Y} - n\bar{Y}^2$	$k - 1$	$\frac{\hat{\mathbf{B}}'\mathbf{X}'\mathbf{Y} - n\bar{Y}^2}{k - 1}$
Kalıntılardan (KKT)	$\mathbf{Y}'\mathbf{Y} - \hat{\mathbf{B}}'\mathbf{X}'\mathbf{Y}$	$n - k$	$\frac{\mathbf{Y}'\mathbf{Y} - \hat{\mathbf{B}}'\mathbf{X}'\mathbf{Y}}{n - k}$
Toplam (TKT)	$\mathbf{Y}'\mathbf{Y} - n\bar{Y}^2$	$n - 1$	

- Buna göre:

$$F = \frac{(\hat{\mathbf{B}}'\mathbf{X}'\mathbf{Y} - n\bar{Y}^2)/(k - 1)}{(\mathbf{Y}'\mathbf{Y} - \hat{\mathbf{B}}'\mathbf{X}'\mathbf{Y})/(n - k)}$$

Varyans Çözümlemesinin Dizely Gösterimi

- F ve R^2 değerlerinin yakın ilişkili olduğunu biliyoruz.
- Buna göre VARÇÖZ çizelgesinin R^2 gösterimi de şöyledir:

Değişimin Kaynağı	KT	sd	OKT
Bağlanımdan (BKT)	$R^2(\mathbf{Y}'\mathbf{Y} - n\bar{Y}^2)$	$k - 1$	$\frac{R^2(\mathbf{Y}'\mathbf{Y} - n\bar{Y}^2)}{k - 1}$
Kalıntılardan (KKT)	$(1 - R^2)(\mathbf{Y}'\mathbf{Y} - n\bar{Y}^2)$	$n - k$	$\frac{(1 - R^2)(\mathbf{Y}'\mathbf{Y} - n\bar{Y}^2)}{n - k}$
Toplam (TKT)	$\mathbf{Y}'\mathbf{Y} - n\bar{Y}^2$	$n - 1$	

- Demek ki:

$$F = \frac{R^2 / (k - 1)}{(1 - R^2) / (n - k)}$$

- Bu gösterimin üstünlüğü, tüm hesaplamaların yalnız R^2 ile yapılabilmesi ve sadeleştirme sonrası ortadan kalkacak olan $(\mathbf{Y}'\mathbf{Y} - n\bar{Y}^2)$ terimiyle ilgilenmeye gerek kalmamasıdır.

F Sınamasının Dizay Gösterimi

- Genel olarak, F sınamasının amacı bir ya da birden fazla anakütle katsayısı üzerine konulan doğrusal sınırlamaları sınamaktır.
- Bu sınamanın dizay karşılığını türetebilmek için aşağıdaki tanımlardan yararlanalım:

$\hat{\mathbf{u}}_S$: Sınırlamalı SEK bağlanımının kalıntı yöneyi
$\hat{\mathbf{u}}_{SM}$: Sınırlamasız SEK bağlanımının kalıntı yöneyi
$\hat{\mathbf{u}}_S' \hat{\mathbf{u}}_S = \sum \hat{u}_S^2$: Sınırlamalı bağlanıma ait KKT
$\hat{\mathbf{u}}_{SM}' \hat{\mathbf{u}}_{SM} = \sum \hat{u}_{SM}^2$: Sınırlamasız bağlanıma ait KKT
m	: Doğrusal sınırlama sayısı
k	: Sabit terim dahil anakütle katsayılarının sayısı
n	: Gözlem sayısı

F Sınamasının Dizay Gösterimi

- Genel F sınamasının dizay gösterimi aşağıdaki gibidir:

$$F = \frac{(\hat{\mathbf{u}}'_S \hat{\mathbf{u}}_S - \hat{\mathbf{u}}'_{SM} \hat{\mathbf{u}}_{SM})/m}{(\hat{\mathbf{u}}'_{SM} \hat{\mathbf{u}}_{SM})/(n-k)}$$

- Yukarıda gösterilen istatistik, m ve $(n - k)$ serbestlik derecesi ile F dağılımına uyar.
- Hesaplanan F değeri eğer kritik F değerinden büyükse, sınırlamalı bağılanım sıfır önsavı reddedilir.

Dizay Gösterimi ile Kestirim

- Tahmin edilen bir bağlanım işlevi, belli bir X_0 değerine karşılık gelen Y 'yi kestirmek için kullanılabilir.
- İki türlü kestirim vardır: “Ortalama kestirimi” (mean prediction) ve “bireysel kestirim” (individual prediction).
- Ortalama kestirimi, seçili X_0 değerlerine bağlanım doğrusu üzerinde yakıştırılan noktanın tahmin edilmesi demektir.
- Bireysel kestirim ise X_0 'ın karşılığı olan Y değerinin kendisidir.
- Bu iki kestirim biçimi de \hat{Y} için aynı nokta tahmini verir.
- Diğer yandan bireysel kestirimin varyansı, ölçünlü hatası ve bunlara bağlı olarak da güven aralığı ortalama kestirime göre daha yüksektir.

Ortalama Kestiriminin Dizely Gösterimi

- Ortalama kestirimini dizely cebiri ile göstermek için, tahmin edilen çoklu bağlantının sayıl gösterimini anımsayalım:

$$\hat{Y}_i = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 X_{2i} + \hat{\beta}_3 X_{3i} + \dots + \hat{\beta}_k X_{ki}$$

- Yukarıdaki eşitliğin dizely gösterimi kısaca şöyledir:

$$\hat{Y}_i = \mathbf{x}'_i \hat{\mathbf{B}}$$

- $\mathbf{x}'_i = [1, X_{2i}, X_{3i}, \dots, X_{ki}]$ burada bir satır yöneyidir.
- $\hat{\mathbf{B}}$ ise tahmin edilen β 'ları gösteren bir sütun yöneyidir.
- Buna göre, verili bir $\mathbf{x}'_0 = [1, X_{20}, X_{30}, \dots, X_{k0}]$ yöneyine karşılık gelen \hat{Y}_0 ortalama kestirimi aşağıdaki biçimi alır:

$$(\hat{Y}_0 | \mathbf{x}'_0) = \mathbf{x}'_0 \hat{\mathbf{B}}$$

- Burada \mathbf{x}_0 'lar verili değerlerdir.
- Ortalama kestirimi ayrıca yansızdır: $E(\mathbf{x}'_0 \hat{\mathbf{B}}) = \mathbf{x}'_0 \hat{\mathbf{B}}$.

Ortalama Kestiriminin Varyansı

- Ortalama kestiriminin varyansı ise şöyledir:

$$\text{var}(\hat{Y}_0|\mathbf{x}'_0) = \sigma^2 \mathbf{x}'_0 (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \mathbf{x}'_0$$

- \mathbf{x}'_0 burada kestirim yapmada kullanılan X değişkenlerinin verili değerlerini içeren satır yöneyidir.
- $(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}$ ise çoklu bağlantım tahmininde kullanılan dizeydir.
- Uygulamada, hata teriminin sabit varyansı σ^2 yerine yansız tahmincisi $\hat{\sigma}^2$ koyularak formül şu şekilde yazılır:

$$\text{var}(\hat{Y}_0|\mathbf{x}'_0) = \hat{\sigma}^2 \mathbf{x}'_0 (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \mathbf{x}'_0$$

- Yukarıdaki eşitlik kullanılarak, \mathbf{x}'_0 veriliyken \hat{Y}_0 ortalama kestiriminin %100(1 - α) güven aralığı bulunabilir.

Bireysel Kestirimin Dizay Gösterimi

- Y 'nin bireysel kestirimi ($Y_0|\mathbf{x}'_0$), ortalama kestirimi ($\hat{Y}_0|\mathbf{x}'_0$) ile aynıdır:

$$(Y_0|\mathbf{x}'_0) = \mathbf{x}'_0\hat{\mathbf{B}}$$

- Diğer yandan, bireysel kestirimin varyansı ortalama kestiriminin varyansından daha büyüktür:

$$\text{var}(Y_0|\mathbf{x}'_0) = \hat{\sigma}^2[1 + \mathbf{x}'_0(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{x}'_0]$$

- $\text{var}(Y_0|\mathbf{x}'_0)$ burada $E[Y_0 - \hat{Y}_0|X]^2$ demektir.
- Uygulamada, ortalama kestiriminde olduğu gibi, σ^2 yerine yansız tahmincisi $\hat{\sigma}^2$ kullanılır.

Önümüzdeki Dersin Konusu

Önümüzdeki ders

Çoklueşdoğrusallığın niteliği