

## HAFTA 8

### 3. Breusch - Pagan - Godfrey sınaması:

Goldfeld-Quandt sınamasının başarısı sadece  $c$  sabitine değil aynı zamanda gözlemleri sıralamada kullanılacak doğru  $X$  değerinin seçimine bağlıdır. Bu sakınca Breusch-Pagan-Godfrey (BPG) sınamasıyla giderilebilir. BPG sınaması için

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_k X_{ki} + \varepsilon_i; \quad i = 1, 2, \dots, n$$

çoklu regresyon modeli alınır, hata varyansı  $\sigma_i^2$  de

$$\sigma_i^2 = f(\alpha_0 + \alpha_1 z_{1i} + \dots + \alpha_m z_{mi})$$

yani  $\sigma_i^2$  olasılıklı olmayan  $z$  değişkenlerinin bir fonksiyonudur. Eğer  $\alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_m = 0$  ise  $\sigma_i^2 = \alpha_0$  olur ve buda sabittir. Öyleyse

$$H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_m = 0$$

hipotezi red edilir.

**1.Adım:**  $Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_k X_{ki} + \varepsilon_i$  modelinden  $\hat{\varepsilon}_i$  artıkları bulunur.

**2.Adım:** Bu artıklardan  $\tilde{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \hat{\varepsilon}_i^2$  değeri bulunur. Hatırlanacağı üzere  $\tilde{\sigma}^2$ ,  $\sigma^2$  'nin en çok olabilirlik tahmin edicisi (MLE) dir.  $k$  açıklayıcı değişken sayısını göstermek üzere en küçük kareler (EKK) tahmin edicisi ise  $S^2 = \frac{1}{n-k} \sum_{i=1}^n \hat{\varepsilon}_i^2$  dir.

**3.Adım:**  $P_i = \frac{\hat{\varepsilon}_i^2}{\tilde{\sigma}^2}$ ;  $i = 1, 2, \dots, n$  değerleri tanımlanır.

**4.Adım:** Bu  $P_i$  değerlerinin  $z$  'ler üzerinde regresyon modeli aşağıdaki gibi oluşturulur.

$$P_i = \alpha_0 + \alpha_1 z_{1i} + \alpha_2 z_{2i} + \dots + \alpha_m z_{mi} + v_i$$

**5.Adım:**  $P_i$  regresyon modelinden  $\hat{v}_i$  artıkları bulunur ve bu artıklardan  $SSE_p$  bulunur. Daha sonra test istatistiği olarak tanımlanan

$$\theta = \frac{1}{2} SSE_p$$

$v_i$  'lerin normal dağıldığı varsayımı altında asimptotik olarak  $m$  serbestlik dereceli  $\chi^2$  dağılımına sahiptir. Yani;

$$\theta = \frac{1}{2} SSE_p \sim \chi_m^2$$

$\theta > \chi_m^2(\alpha)$  ise sabit varyans varsayımı reddedilir.

**Örnek:** Gujarati'nin Temel Ekonometri kitabının 376. sayfasındaki veriler göz önüne alındığında  $Y$ 'nin  $X$  üzerine regresyon kestirim modeli

**1.Adım:**  $\hat{Y}_i = 9.2903 + 0.6378x_i$

Std. hata 5.2314 0.0286

$$SSE = 2361.153, \quad R^2 = 0.9466, \quad n = 30$$

**2.Adım:**  $\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \hat{\varepsilon}_i^2 = \frac{1}{30} (2361.153) = 78.7051$

**3.Adım:**  $P_i = \frac{\hat{\varepsilon}_i^2}{\hat{\sigma}^2} = \frac{\hat{\varepsilon}_i^2}{78.7051}; \quad i = 1, 2, \dots, 30$

**4.Adım:**  $P_i$ 'lerin  $X_i$ 'lere ( $z_i$ 'ler yerine  $X_i$ 'ler kullanılır) doğrusal bağlı oldukları varsayımı altında  $P$ 'nin kestirim modeli

$$\hat{P}_i = -0.7426 + 0.0101x_i$$

Std. hata 0.7529 0.0041

$$SSE_p = 10.4280 \quad R^2 = 0.18$$

**5.Adım:**  $\theta = \frac{1}{2} SSE_p = \frac{1}{2} (10.4280) = 5.2140$

BPG sınaması varsayımları altında  $\theta \underset{n \rightarrow \infty}{\sim} \chi_1^2$  dağılımına sahiptir.

$$\alpha = 0.05 \text{ için } \chi_1^2(0.05) = 3.8414$$

$$\alpha = 0.01 \text{ için } \chi_1^2(0.01) = 6.6349$$

$\chi_1^2(0.05) = 3.8414 < \theta = 5.214 < \chi_1^2(0.01) = 6.6349$  olduğundan gözlenen ki-kare değeri %5 anlamlılık düzeyinde anlamlı ancak %1 anlamlılık düzeyinde anlamlı değildir.

BPG sınaması Goldfeld-Quandt sınaması ile aynı sonuca vardı. BPG sınaması büyük örneklem sınamasıdır. Bu sınamaya küçük örneklemelerde  $\varepsilon_i$  hata teriminin normal dağıldığı varsayımı altında kullanılır. Küçük örneklemelerde normallik sınaması sonucuna göre değişen varyans sınaması BPG ile yapılabilir.

#### 4. White genel değişen varyans sınaması:

Gözlemleri değişen varyansa yol açtığı düşünülen  $X$  değişkenine göre yeniden sıraya sokulan Goldfeld-Quandt sınamasından ya da normallik varsayımına karşı duyarlı olan BPG sınamasından farklı olarak White'in önerdiği genel değişen varyans sınaması normallik varsayımına dayanmadığı gibi uygulanması da kolaydır.

İki değişkenli regresyon modeli alınırsa;

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \varepsilon_i$$

**1.Adım:** Verilen regresyon modelinin kestirim modelinden artıklar  $\hat{\varepsilon}_i$  'ler bulunur.

**2.Adım:** Daha sonra  $\hat{\varepsilon}_i^2$  için aşağıda verilen regresyon modeli bulunur.

$$\hat{\varepsilon}_i^2 = \alpha_0 + \alpha_1 X_{1i} + \alpha_2 X_{2i} + \alpha_3 X_{1i}^2 + \alpha_4 X_{2i}^2 + \alpha_5 X_{1i} X_{2i} + v_i$$

$p$  = parametre sayısı

Bu modelin  $R^2$  değeri bulunur.

**3.Adım:**  $H_0$  : Değişen varyans yoktur.

hipotezi altında asimptotik olarak  $sd$  = serbestlik derecesi olmak üzere

$nR^2 > \chi_{sd}^2$  dağılımına sahiptir.

**4.Adım:**  $\alpha$  anlamlılık düzeyi için;

eğer  $nR^2 > \chi_{sd}^2(\alpha)$  ise değişen varyans vardır sonucuna varılır.

eğer  $nR^2 \leq \chi_{sd}^2(\alpha)$  ise değişen varyans yoktur sonucuna varılır. Bu da  $\alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = \alpha_5 = 0$  olduğu sonucunu verir.

**Örnek:**  $Y$  = dış ticaret verilerinin (dış alım-dış satım vergilerinin) toplam kamu gelirlerine oranı

$X_1$  = dış alım ve dış satım toplamının GSUÜ (gayri safi ulusal ürün)'ye oranı

$X_2$  = kişi başına düşen GSUÜ

olmak üzere

**Varsayımlar:**  $Y$  ile  $X_1$  aynı yönlü ilişkili (dış ticaret hacmi arttıkça, dış ticaret vergileri de artar)

$Y$  ile  $X_2$  ters yönlü ilişkili (gelir arttıkça, hükümet dış ticaret vergisine güvenmek yerine gelir vergisi gibi doğrudan vergileri daha kolay toplar)

Stephen Lewis 41 ülkenin kesit verileri kullanarak aşağıda verilen regresyon modelini almıştır.

$$\ln Y_i = \beta_0 + \beta_1 \ln X_{1i} + \beta_2 \ln X_{2i} + \varepsilon_i$$

Önemli olan verilerde değişen varyans olup olmadığıdır. Veriler tekdüze olmayan ülkelerin kesit verisi olduğundan hata varyansının önsel olarak değişmesi beklenir. Yukarıdaki modelin kestirim modelinden  $\hat{\varepsilon}_i$  artıkları bulunur ve White değişen varyans sınaması uygulanır.

Kestirim modeli:

$$\hat{\varepsilon}_i^2 = -5.8417 + 2.5629 \ln(\text{ticaret})_i + 0.6918 \ln(\text{GSUÜ})_i - 0.4081 [\ln(\text{ticaret})_i]^2 - 0.0491 [\ln(\text{GSUÜ})_i]^2 + 0.0015 [\ln(\text{ticaret})_i] [\ln(\text{GSUÜ})_i]$$

$$R^2 = 0.1148 \text{ ve } n = 41$$

Buradan;  $nR^2 = 41(0.1148) = 4.7068$  ve  $sd = 5$  bulunur.

$$\alpha = 0.05 \text{ için } \chi_5^2(0.05) = 11.0705$$

$$\alpha = 0.10 \text{ için } \chi_5^2(0.10) = 9.233$$

$$\alpha = 0.25 \text{ için } \chi_5^2(0.25) = 6.62568$$

$$nR^2 = 4.7068 < \text{Tablo deęerleri}$$

olduęundan  $\alpha = 0.05, 0.10$  ve  $0.25$  anlamlılık dzeylerine gre deęiřen varyans olmadıęı sylenbilir.

Bu sınamada dikkat edilmesi gereken durumlar olabilir. Bazen ikili arpım terimleri modelden dıřlanabilir. Test istatistięinin anlamlı ıktıęı bazı durumlarda bunun nedeni deęiřen varyans deęil, model kurma hataları olabilir. Yani, White genel deęiřen varyans sınaması yalnız deęiřen varyans deęil model kurma ya da her ikisi iin bir sınama olabilir.

### 5. Bartlett tekdze varyans sınaması:

$k$  farklı grup  $N(\mu, \sigma_i^2)$   $i = 1, 2, \dots, k$  olan normal daęılımdan gelmiř olsun.  $S_1^2, S_2^2, \dots, S_k^2$  bu  $k$  gruptan elde edilen rneklem varyanslarını gstermek zere  $n_i = i$ . gruptaki gzlem sayısı ve  $f_i = n_i - 1$  olsun.

**1.Adım:** Her rneklem varyansının aynı ana kitle varyansı  $\sigma^2$ 'nin birer tahmin edicisi olduęunu test etmek iin

$$H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \dots = \sigma_k^2 = \sigma^2 \quad (\text{deęiřen varyans yoktur})$$

hipotezi tanımlanır.  $H_0$  hipotezinin doęruluęu altında

$$S^2 = \frac{\sum_{i=1}^k (n_i - 1) S_i^2}{\sum_{i=1}^k (n_i - 1)} = \frac{\sum_{i=1}^k f_i S_i^2}{\sum_{i=1}^k f_i} = \frac{\sum_{i=1}^k f_i S_i^2}{f}$$

$$n = \sum_{i=1}^k n_i \Rightarrow f = \sum_{i=1}^k f_i = \sum_{i=1}^k (n_i - 1) = \sum_{i=1}^k n_i - k$$

tanımlanır ve  $S^2$ ,  $\sigma^2$ 'nin bir tahmin edicisidir.

**2.Adım:** Test istatistięi:

$$\chi_H^2 = \frac{f \ln S^2 - \sum_{i=1}^k (f_i \ln S_i^2)}{1 + \frac{1}{3(k-1)} \left[ \sum_{i=1}^k \left( \frac{1}{f_i} \right) - \frac{1}{f} \right]} \sim \chi_{k-1}^2 \text{ dir.}$$

Bartlett  $\chi_H^2$  istatistięinin serbestlik derecesi  $sd = k - 1$  ile  $\chi^2$  daęıldıęını gstermiřtir.

**3.Adım:** Eęer  $\chi_H^2 < \chi_{k-1}^2(\alpha)$  ise  $H_0$  hipotezi red edilemedi. Yani, deęiřen varyans yoktur sonucunu verir.

### br deęiřen varyans sınamaları:

Herbiri belli varsayımlara dayanan eřitli deęiřen varyans sınamaları vardır.