

## AGAÇ SERVETİ MİKTARININ TAYİNİNDE KULLANILABİLECEK METODLAR ÜZERİNDE ARAŞTIRMALAR

Dr. MS., Alptekin GÜNEL

### GİRİŞ.

Ulusal ekonomi bir takım kısımlardan meydana gelmiş organik bir yapıdır. Bu yapının bir bütün, yaşayan sıhhatli bir varlık olarak kalabilmesi, farklı rol ve önemde olsalar bile, onu meydana getiren alt yapıların iyi işlemelerine, fonksiyonlarını kendilerinden beklenen şekilde yerine getirebilmelerine bağlıdır. Söz konusu alt yapıların herhangi birinde meydana gelebilecek bir aksama bütün organizmayı etkileyebilecek, diğer kısımların başarılarına rağmen, sonucun istenilenden uzak kalmasına yol açabilecektir.

Orman ekonomik, sosyal, kültürel fayda ve fonksiyonları ile bir memleketin genel yapısı içinde önemli ve vazgeçilmez bir yer tutar. Ormanın sözü edilen fayda ve fonksiyonlarına duyulan ihtiyacın devamlı olması ve zamanla artış göstermesi, orman varlığının sadece devamlılığını gerektirmekle kalmamakta, fakat aynı zamanda, mevcut ormanların ıslâhı, onların «yetişme muhitinin mümkün kıldığı en yüksek miktar ve kalitede hasılayı devamlı olarak sağlayacak» form ve niteliğe kavuşturulmalarını zorunlu kılmaktadır. Bu ise, ormanların gerçekçi bir politika ve iyi hazırlanmış bir plâna göre işletilmelerini gerektirmektedir.

Ormancılığın bilinen özellikleri böyle bir plânlamaya esas olacak bilgilerin bazı niteliklere sahip olmalarını icap ettirmektedir. Bu niteliklerin başında, mevcut bilgilere ne derece güvenilebileceği konusunda objektif bir kriter bulunması ve bu güvenilirliğin etkili bir şekilde kontrol edilebilmesi gelir.

Ormancılıkta ve onun ekonomik birimleri durumunda olan Orman işletmelerinde biyolojik, teknik ve ekonomik mahiyetteki faaliyetlerin plânlanması ve yürütülmesi, ekonomik bilgilere ilâveten, aşağıda dört grupta toplanan bilgilerin bilinmesini gerektirmektedir (Eraslan, 1963, Sa. 59):

- a — Yetiştirme muhitine ait bilgiler,
- b — Ağaç servetine ait bilgiler,
- c — Tali ürünlere ait bilgiler,
- d — Asli ve tali servetlerin üzerinde yer aldığı zemine yani sahaya ait bilgiler.

Ağaç servetine ait bilgiler, ormancılık faaliyetlerinin tanziminde özel bir yer tutarlar. Zira, orman işletmesi sermayesinin büyük bir kısmını, organik bir varlık olan ağaç serveti teşkil etmekte ve bu servet her yıl hacim itibariyle artmakta, nitelik ve kıymet bakımından değişmektedir. Ağaç serveti miktarında meydana gelen bu artış orman işletmesinin hemen tüm sermayesinin faizi olmakta, ancak, gene ağaç serveti niteliğinde olduğundan ondan kolayca ayırt edilip alınmamaktadır (Fırat, 1962, Sa. 42). Ormanın ekonomik, sosyal kültürel fayda ve fonksiyonlarının devamını sağlamak için, ağaç serveti miktarını optimal miktar ve kuruluşa ulaştırmak, bir kere bu duruma ulaşıldıktan sonra söz konusu miktar ve kuruluşu devam ettirmek, bu amaçla ormandan faydalanmayı zaman ve mekân itibariyle düzenlemek, ormancılık faaliyetlerinin özünü teşkil eder. Bu nedenle, ağaç servetine ilişkin bilgilerin elde edilmesi, ormancılığın kuruluşundan beri, gittikçe artan bir önem kazanmıştır (Erşan, 1963, Sa. 62-63).

Bugün, yetiştirme muhiti için imkân verdiği en yüksek miktar ve kalitede odun hasılatını devamlı olarak almak şeklinde anlaşılan devamlılık prensibinin benimsendiği ormanlarda, ağaç servetinin sadece miktar itibariyle bilinmesi ihtiyaca cevap vermemektedir. Ağaç serveti miktarının yanında ağaç servetinin ağaç türü, yaş veya çap sınıfları, gövde kalitesi itibariyle terekkübü ve bunların artım gücü ile artım miktarının, mevcut teknik, ekonomik koşullara göre yeter sıhhatte bilinmesi, ayrıca bu sıhhat derecesinin kontrolüne imkân veren objektif kriterlerin bulunması ulusal, idari ve teknik ormancılık gayelerinin rasyonel olarak tespit ve gerçekleştirilmesinde temel şarttır. Bununla beraber, ağaç servetinin ağaç türleri yaş veya çap sınıfları, gövde kaliteleri itibariyle terekkübü ve bunların artım gücü ve miktarları ancak ağaç serveti miktarının ortaya konmasından sonra bir anlam kazanır. Bu bakımdan, ağaç serveti miktarının tayini ağaç serveti envanterinin en önemli unsuru olmaktadır. Bu nedenle, ağaç serveti envanterinde kullanılacak metodların seçiminde, istenen sıhhat derecesi için gerekli örnek büyüklüğünün hesabında, ağaç serveti miktarının gösterdiği varyasyon esas alınmaktadır.

Bugüne kadar ağaç serveti miktarının tayininde kullanılacak pek çok metod geliştirilmiştir ve bunlardan herhangi biri istenen bilgileri sağlamakta kullanılabilir (Fırat, 1962; Leutsch, Haller, 1964). Ancak, kullanılacak bilgilerin istenen sıhhat derecesinde olması ve bunların mümkün olan en az masrafla sağlanması ağaç serveti miktarının tayininde kullanılacak metodun tercihinde en önemli husustur (Kish, 1967, Sa. 23). İstenen sıhhat derecesi ile bunu elde etmek için yapılacak masrafların en iyi şekilde birleştiren metodun ne olduğu toplumun yapısı ile sıkı sıkıya bağlantılıdır. Bu nedenle, herhangi bir toplumda başarılı olmuş envanter metodunun farklı toplumlarda da aynı sonucu sağlayabileceği, genellikle, kabul edilemez.

Türkiye'de, bugüne kadar, ağaç servetine ilişkin bilgilerin elde edilmesinde ormancılık alanında gelişmiş memleketlerde kullanılan metodların ya tamamen aynı veya üzerlerinde bazı değişiklikler yapılmış şekilleri uygulanmıştır. 23 Haziran 1955 tarihli Amenajman Yönetmeliğinde, envanter işlerinde hava fotoğrafları ile matematik-istatistik metodlarının kullanılması kabul edilmiş, ancak bu metodların uygulanması teknik nedenlerle gecikmiştir. 1966 yılında hazırlanan ve gayri resmi olarak kabul edilip kullanılmakta olan Orman Amenajman Yönetmeliğinde ağaç serveti envanterinde yine matematik-istatistik metodları esas alınmış, belirli bir sıhhat derecesi için gerekli örnek büyüklüğünün nasıl hesaplanacağı, sonuçlara ait sıhhat derecesinin ne şekilde bulunacağı madde 38'de açıklanmıştır. Ayrıca deneme sahalarının daire şeklinde alınacağı belirtilmiş, fakat deneme sahalarının büyüklüğü için standard bir rakam verilmemiş, bu büyüklüğün 200-1500 m<sup>2</sup> arasında olabileceği zikredilmiştir (Mad. 37). Yönetmelikte, deneme sahalarının alınmasında sistematik metod tavsiye edilmekle beraber, tesadüfi metodların da bu amaçla kullanılabileceği zikredilmiştir (Mad. 40). Bununla beraber, gerek deneme sahası sayısını hesaplamada ve gerekse sonuçların sıhhat derecesini bulmada her iki metod için, aynı formüllerin kullanılmasında bir sakınca görülmemiştir. Diğer taraftan, hesap üniteleri meşçere tipleri olarak kabul edilmiş, buna karşılık eta hesabının işletme sınıfının tamamı için yapılabileceği ifade edilmiştir (Mad. 104, 117 ve 128). Meşçere tiplerinin ayırımında ise, ağaç türleri ve karışıklık, meşçere gelişme çağları, tepe kapallığı ve hasılat sınıfları gibi dört kriter kullanılmıştır.

1966 tarihli yönetmelik ağaç servetine ait bilgilerin elde edilmesinde modern esaslar getirmekle beraber, istatistik metodların temel prensiplerini dikkate almamıştır. Şöyle ki:

1 — Bir topluma ait değerlerin örnekleme yönü ile tayininde temel hususlardan biri, toplumun şekil ve büyüklük itibariyle tamamen birbirine eşit, aynı zamanda, kısmen de olsa birbirleriyle çakışmayan, diğer bir deyişle, toplumu teşkil eden bireylerin yalnız bir üniteye dahil olacak şekilde, örnekleme ünitelerine bölünmesidir (Cochran, 1966, Sa. 7). Zira, toplumun varyansı, örnekleme ünitesinin büyüklüğünün farklı olması halinde, farklı değerlerde olmakta, varyasyon emsali de buna bağlı olarak değişmektedir (Leotsch, Haller, 1964, C. I, S. 40).

Yönetmelikte, eta tayini için bilinmesi gereken plân ünitesinin ağaç serveti, plân ünitesine (seri) dahil meşçerelerin ağaç servetleri toplamıdır. Her meşçere tipi için farklı büyüklükte deneme sahaları alınması halinde, serinin veya işletme sınıfının toplam ağaç servetinin sıhhat derecesini hesaplamak, çeşitli büyüklükteki deneme sahalarına göre hesaplanan sıhhat derecelerinin ortak bir büyüklüğe irca edilmesi ile mümkün olabilir. 1966 tarihli yönetmelikte bu hususta herhangi bir işaret ve açıklama verilmemiştir. Bu durum, istatistik metodlarının prensipleri ile uyumsuzluk halindedir.

2 — Sistematik örnekleme ile tesadüfi örnekleme tamamen farklı mahiyette olan iki metotturlar (Cochran, 1966, Sa. 206; Kish, 1967, Sa. 113). Bu nedenle, her iki metod için de aynı formüllerin kullanılması teorik olarak, doğru bir hareket tarzı değildir.

3 — 1966 tarihli yönetmeliğin 39 uncu maddesinde, tesbit edilen deneme sahalarının yerine, aynı meşçere tipinde kalmak şartıyla, %50 oranında başka sahalar alınabileceği zikredilmiştir. Halbuki, alınması gereken deneme sahalarının yerine başka sahaların alınması bir hata kaynağıdır. Bu hatanın miktarı, yeniden alınan deneme sahalarının meşçeredeki toplam deneme sahası sayısına oranı  $W_2$  ile, böyle sahaların ortalaması  $\bar{X}_2$ 'nin, alınması gereken sahaların ölçülmesi ile bulunacak ortalama  $\bar{X}_1$ 'in farklarının çarpımına, yani  $W_2 (\bar{X}_2 - \bar{X}_1)$ 'e eşittir. Özellikle, yeniden alınan sahaların oranı öngörülen hata yüzdesini aşması halinde, sonuçlar geçersiz kabul edilmektedir (Cochran, 1966, Sa. 359; Kish, 1967, Sa. 535).

Yukarıda yapılan tartışmaların ışığı altında, özellikle yurdumuz ormanlarının ağaç serveti miktarının tayininde şu sorunların üzerinde durulması gerekir:

a — Ağaç serveti miktarının tayinde kullanılması mümkün, belirli bir sıhhat derecesini gerçekleştirebilmek için ne şekilde hareket edilmesi gerektiğini ortaya koyabilen, ayrıca sonuçlarda istenen sıhhat derecesi-

nin sağlanıp sağlanmadığı hususunda objektif ölçüler verebilecek metod veya metodlar hangileridir?

b — Örnekleme metodlarının kullanılması halinde, gerektiğinde, bütün meşçere tipleri için kullanılabilir bir deneme sahası büyüklük ve şekli nedir?

c — Bu metodlar arasında, istenen sıhhat derecesi ile gerekli masrafı en iyi uzlaştırabilen, diğer bir deyişle en elverişli metod hangisidir?

d — Ağaç serveti miktarının tayini amacı ile meşçere tiplerinin ayırımına gidilmesi halinde, hangi kriterler kullanılmalıdır ve bu kriterlerden hangileri diğerlerine oranla daha önemlidir?

e — Hesap ünitesi olarak plân ünitesinin tamamı alınması halinde, meşçere tiplerindeki sıhhat derecesi ne yönde değişmektedir?

f — Ağaç serveti miktarının tayininde, sistematik örnekleme ile tesadüfi örnekleme arasındaki ilişki nasıldır? Tesadüfi örnekleme için verilen formüllerin sistematik örneklemede de kullanılması, sonuçları ne şekilde etkilemektedir?

Bu araştırma yukarıda sözü edilen problemlerin çözümlenmesi amacı ile yapılmıştır.

## BÖLÜM I

### ARAŞTIRMA METODU VE MATERYAL

#### 1.1 — Araştırma Metodunun Seçimi.

Bir topluma ait bilgiler, o toplumu teşkil eden üniteler üzerinde yapılan ölçme ve gözlemler yolu ile elde edilen verilere dayanılarak yürütülen hesaplarla sağlanır.

Ölçme ve gözlem şekilleri, kapsam bakımından, iki çeşittir:

- Tam veya yüzde yüz ölçme ve gözlem,
- Kısmî ölçme ve gözlem veya örnekleme.

Tam ölçme bazı üstünlükler göstermekle beraber, özellikle, ölçme ve gözlem işlemlerinin toplumu meydana getiren ünitelerin niteliklerini bozucu mahiyette olması hallerinde, uygulanabilme yeteneğinde değildir.

Diğer taraftan, gerek ölçme ve gözlem araçlarımızın mutlak anlamda kuresuz olmayışı, gerekse insan duygularının sınırlı bulunuşu nedenleri ile, gerçek toplum değeri, ölçme ve gözlem sonunda tam ve doğru olarak tayin edilmiş olmaz. Aynı toplum üzerinde tekrarlanan tam ölçme sonuçlarının farklı olabilmesi, tam ölçmenin bile, bir anlamda örnekleme olduğunu iddia edenleri haklı çıkaracak mahiyettedir (Kish, 1967, Sa. 17). Bu bakımdan, tam ölçme ancak özel haller için düşünülebilir.

Kısmî ölçme ve gözlem veya örnekleme, toplumu teşkil eden ünitelerin bir kısmının ölçme ve gözleme tabi tutulmasıdır. Örneklemenin tam ölçmeye olan üstünlükleri şu şekilde özetlenebilir (Cochran, 1966 Sa. 2; Kish, 1967, Sa. 18):

- Daha ekonomiktir,
- Uygulanabilme yeteneğindedir,
- Örneklemede uzman kişilerin çalışması nedeni ile sonuçlar daha sıhhatlidir,
- Daha ucuz olması nedeni ile, ölçme ve gözlem işlemlerinde daha hassas aletler kullanılabilmekte böylece, sonuçlara olan güvenilirlik artmaktadır.

Yukardaki açıklamalar karşısında, ağaç serveti miktarının tayininde örneklemenin esas alınması daha uygun bulunmuştur.

Örnekleme, ünitelerin toplumdaki alınmış prensiplerine göre iki gruba ayrılmaktadır (Kish, 1967, Sa. 18).

- Model Örnekleme,
- Ölçülebilir ihtimalli örnekleme veya probabilistik örnekleme.

Model örneklemede, ünitelerin seçilmesi ihtimalinin bilinmesinden ziyade, toplumu temsil yeteneğinde olan ünitelerin basit ve kolay bir şekilde alınması esastır. Bu nedenle, örnek ünitelerinin seçiminde subjektiviteye büyük ölçüde yer verilebilmektedir. Bu çeşit örnekleme bazı hallerde zorunlu olmakla beraber, aşağıdaki sakıncaları vardır (Hansen, Hurwitz, Madow, 1964, C. I, Sa. 72):

- a — Seçilen ünite toplumu temsil yeteneğinde olsa bile, onun geçmişte böyle olduğu ve gelecekte de böyle kalacağı iddia edilemez,

- b — Farklı kişiler tarafından seçilen üniteler birbirlerinden büyük ölçüde fark edebilmekte, fakat hangisine daha çok güvenebileceği hususunda belirli bir kriter verilememektedir.
- c — Seçimin tesadüfi olmaması nedeni ile sonuçların sıhhat derecesi, bilinen formüllerin biri ile tayin edilememekte ve örnek değerleri ile toplum değerleri arasında ilişki kurulamamaktadır.

Bunlara karşılık, probabilistik örneklemede, ünitelerin seçimi tamamen kişisel tercihlerin dışında, objektif olarak yapılmakta, ayrıca her ünitelerin seçilebilme ihtimali bilinmektedir. Böylece, belirli bir sıhhat derecesi için gerekli örnek büyüklüğünü hesaplamak, sonuçlarda istenen sıhhat derecesinin sağlanıp sağlanmadığını kontrol etmek ve örnek değerleri ile toplum değerleri arasında güvenilir ilişkiler kurmak mümkündür.

Toplumu teşkil eden üniteler toplum içinde tesadüfi olarak dağılmış olsalardı, probabilistik örneklemenin prensiplerine uygun ünitelerin seçimi bir zorluk göstermeyecek, ne şekilde seçilirse seçilsin, üniteler tesadüfi karakterde olacaktı. Orman toplumlarında ünitelerin çeşitli nedenlerle tesadüfi olarak dağıldığı söylenemez. Yetiştirme muhiti, irsel istidatlar, organik ve anorganik müdahaleler böyle bir dağılımı engellemekte, aksine benzer ünitelerin toplum içinde gruplaşmalarına yol açmaktadır (Leotsch, Halfer, 1964. Sa. 25). Bununla beraber, bu gruplar da tam bir homojen yapıda değildirler. Aynı gruba giren üniteler arasında da değişik ölçüde farklar mevcuttur. Bu farklar, normal şartlar altında, tamamen tesadüfi nedenlerle doğmakta ve bu yüzden de tesadüfi olay karakterindedirler. Ancak, mutlak değer itibarıyla küçük farklar büyük olanlara nazaran daha çok tekerrür etmekte, böylece farkların dağılımı tipik çan eğrisine benzemektedir (Kalıpsız, 1959, Sa. 57). Çan eğrisine benzeyiş büyük gruplarda daha barizdir. Ağaçlardan meydana gelmiş orman toplumu bu özelliği ile ihtimaller teorisinin «Büyük Sayılar Kanunu» na (Feller, 1965. C. I. Sa. 288) tam bir uygunluk göstermekte ve orman istatistiki anlamla bir toplum karakteri arz etmektedir. Bu nitelikteki bir toplumun değerleri istatistiki metodlar yardımı ile, objektif ve güvenilir bir şekilde, tayin edilebilir.

Yukardaki tartışmalar karşısında, ağaç serveti miktarının tayininde kullanılacak örnekleme şeklinin probabilistik örnekleme olması gerektiği kanaatine varılmıştır. Bu durumda, araştırmaya konu olan sorunların incelenmesinde iki yol düşünülmüştür.

1 — Arazide, bir plân ünitesi üzerinde çeşitli örnekleme \*) metodlarını uygulamak ve sonuçları karşılaştırmak,

2 — Daha küçük, fakat mümkün olduğu kadar farklı meşçere tiplerini içine alan bir sahada tam ölçme yapmak, böylece toplum değerlerini bilmek, sonra çeşitli örnekleme metodlarının sonuçlarını hem birbirleri ile ve hem de toplum değerleri ile karşılaştırmak.

Birinci yol daha az elâstikidir. Toplumun parametre değerleri bilinmediğinden, karşılaştırmalar, mevcut olabilecek tesadüfi, sistematik ve kaba hatalar nedeni ile daha az güvenilirdir. Ayrıca, çeşitli örnekleme metodlarının gerektirdiği bütün ölçmelerin, sistematik hatayı önlemek bakımından, aynı vejetasyon devresi içinde bitirilmesi zorunluluğu; buna karşılık, bu ölçüde bir işin tek bir ekip tarafından yürütülmesi halinde, istenen zaman içinde tamamlanmasının mümkün olamaması nedenleri ile ikinci yol tercih edilmiştir.

Ayrıca, sistematik örneklemeyle ait çeşitli sorunların tartışılması, toplum değerleri ile toplumu teşkil eden ünitelerin bilinmesini gerektirdiğinden, bu husus ikinci yolun tercihinde diğer bir etker olmuştur.

### 1.2 — Araştırma materyali.

Araştırmada kullanılan materyal 1968 yaz aylarında, Bolu Orman Başmüdürlüğü, Aladağ İşletmesi, Ardıç Bölgesi, Harman yeri mevkiinde toplam olarak 20,69 hektarlık çeşitli nitelikteki meşçereleri ihtiva eden üç ayrı sahadan, iki kişilik bir ekiple tam ölçme yapılarak elde edilmiştir.

Ölçme yapılan sahalarda, bir kenarı 20 metrelik karelere bölünmüş, her kareye giren ağaçlardan, göğüs çapları 9,5 cm'den daha kalın olanların tamamında madeni kompasla birbirine dik iki çap ölçülmüş, bunların ortalamaları birer santimetrelik çap kademelerine yuvarlanmıştır. Bundan başka, meşçere boy eğrisini çizmek ve bonitet tayini yapabilmek için gerekli tespitler yapılmıştır. Ayrıca, (20<sup>m</sup>×20<sup>m</sup>), (40<sup>m</sup>×20<sup>m</sup>) ve (40<sup>m</sup>×40<sup>m</sup>) büyüklüğündeki deneme sahalarda tesisi, bu sahalara giren ağaçların çaplarının ölçülmesi, yaş ve artım tayini ile meşçere boy eğrisini çizmek için üç ayrı ağaçta boy ölçmelerinin yapılması için gerekli zamanla, meşçere içinde bir metre mesafeyi kat etmek için ortalama ne kadar zamana ihtiyaç olduğu tespit edilmiştir.

(\*) Bundan böyle «örnekleme» kelimesi ile yalnız probabilistik örnekleme kastedilecektir.

Meşçere tiplerinin ayrılmasında, ağaç türü, ağaç türleri itibariyle karışıklık şekli ve tür hakimiyeti, tabii gelişme çağları, tepe kapallığı ve bonitet kriterleri esas alınmıştır.

Karelerin, dolayısıyla meşçere tiplerinin hacimlerinin hesabında sa-riçam için Alemdağ'ın, Gökmar için Miraboğlu'nun verdikleri çift girişli hacim tablolarından, hazırlanan tek girişli hacim tabloları kullanılmıştır (Alemdağ, 1967, Miraboğlu, 1955).

Meşçere tiplerine ait değerler Tablo - 1' de topluca verilmiştir.

## BÖLÜM II

### DENEME SAHASI BÜYÜKLÜK VE ŞEKLİ

#### 2.1. — Genel hususlar.

Örneklemenin uygulanabilmesi için, toplumun, şekil ve büyüklük itibariyle tamamen aynı olan ünitelere ayrılması gerekir. Böyle bir ayırımında, üniteler kısmen de olsa, birbirleri ile çakışmamalıdır (Cochran, 1966, Sa. 7).

Ormanlıkta ünitelerin teşkilinde, daha ziyade saha esas alındığından, örnekleme ünitelerine deneme sahaları adı verilmektedir (Spurr, 1952, Sa. 385). Deneme sahalalarının büyüklük ve şekli oldukça değişiktir. En çok kullanılan deneme sahası şekilleri kare, dikdörtgen, daire ve gerit olup; deneme sahası büyüklükleri ise 0,0025 ha ile 0,25 ha arasında değişmektedir (Eraslan, Kalıpsız, 1967, Sa. 39; Prodan 1968, Sa. 218).

Bu çeşitli şekil ve büyüklükteki deneme sahalalarının her toplumda, daima aynı etkenlikte sonuçlar verdiği ileri sürülemez. Bunlardan yalnız bir tanesi, belirli yapıdaki bir toplum için, masraf ve sıhhat derecesini en iyi şekilde uzlaştırma yeteneğindedir. Bu yetenekteki deneme sahasına «Optimum deneme sahası» adı verilmektedir (Gene, A., Newton, R., Tour. For. 1965, 3; 931) Optimum deneme sahasının büyüklük ve şekli toplum yapısı ile sıkı sıkıya bağlı olduğundan, ağaç serveti envanterinde, farklı yapıdaki meşçere tiplerinin dikkate alınması ve her meşçere tipi için optimum deneme sahası büyüklük ve şeklinin ne olduğunun araştırılması gerekir.

Ancak, yukarıda da ifade edildiği gibi, plân ünitelerinin (veya işletme sınıfının) ağaç serveti, onu teşkil eden meşçerelerin ağaç servetleri top-

Tablo — 1. Tüm Saha ve Meşçere Tiplerine ait Değerler  
Table — 1. Volumes of the forested area and the individual stand types

Saha Forest Area	Alan Area Ha.	Dikili gövde hacmi Stand Volume		Boni. Sınıfı Site Classe	Alan Area Ha.	Dikili gövde hacmi Standing Volume		Meş. Tipi Stand Type	Alan Area Ha.	Dikili Gövde Hacmi Standing Volume	
		m <sup>3</sup> /Ha,	Toplam Total			m <sup>3</sup> /Ha.	Toplam Total			M <sup>3</sup> /Ha.	Toplam Total
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
A	6,40	367,65	2352,9507					A <sub>1</sub>	2,4	331,66	795,9914
B	9,44	201,69	1903,9472	II	3,36	295,67	993,4708	A <sub>2</sub>	2,08	331,52	689,5638
								A <sub>3</sub>	1,92	451,77	867,3955
								B <sub>1</sub>	1,76	299,84	527,7180
								B <sub>2</sub>	1,60	291,09	465,7528
								B <sub>3</sub>	1,28	249,88	319,8532
								B <sub>4</sub>	1,44	166,92	240,3627
								B <sub>5</sub>	1,76	114,06	200,7448
								B <sub>6</sub>	1,60	93,44	149,5157
								C <sub>1</sub>	1,76	660,90	1163,1847
								C <sub>2</sub>	1,60	297,66	476,2514
tüm saha total area	20,96	318,24	6670,4182	I				C <sub>1</sub>	1,76	439,82	774,0842

lamıdır. Hesap ünitesinin plân ünitesi (veya işletme sınıfı) olarak alınması halinde, değişik büyüklükte deneme sahalarına göre bulunacak sıhhat dereceleri, mahiyeti itibarıyla, farklı olacaklarından, bunların ortak bir büyüklüğe irca edilmeleri gerekir veya daha yerinde olarak, hesap ünitesi için ortak bir deneme sahası büyüklük ve şekli kullanılmalıdır. Böyle bir hareket tarzı hesap ve kontrol işlerinde kolaylıklar sağlayacaktır.

İşte bu düşüncelerle, bütün meşçere tiplerinde kullanılabilir optimum deneme sahasının büyüklük ve şeklinin ne olacağı sorusu üzerinde durulmuştur.

## 2.2 — Optimum Deneme Sahasının Tespiti.

2.1. 'de sözü edilen çeşitli deneme sahası büyüklük ve şekillerinden hangisinin optimum nitelikte olduğunun tespiti için hepsinin ayrı ayrı ele alınması gerekir. Ancak, mevcut zaman ve insan gücü sınırlılığı böyle bir irdelemeyi engellemiştir. Bir bakıma, buna ihtiyaç da yoktur. Zira, küçük deneme sahalarında, saha kenarlarına isabet eden ağaçların nispeten daha çoktur ve bunların saha içinde kalıp kalmadıklarının kontrolü zaman alıcı ve külfetlidir. Buna ilâveten, küçük sahaların sınırlarının tam olarak tespitinden ortaya çıkan belirsizlikler pozitif sistematik hatalara yol açabilmekte (Prodan, 1968, Sa. 218), bu yüzden de küçük deneme sahaları, bazen, daha büyük deneme sahalarına oranla, yüksek sonuçlar verebilmektedir (Cochran, 1966, Sa. 234; Sukhatme, 1947). Diğer taraftan, aynı örnekleme oranı için, büyük deneme sahalarından daha az sayıda alınmakta ve bu durum sonucunu sıhhat derecesini düşürmektedir. İşte, bu düşüncelerle ve mevcut sınırlamalar karşısında aşağıdaki üç deneme sahası büyüklüğü üzerinde durulmuştur:

$$1 - 20^m \times 20^m = 400 \text{ m}^2$$

$$2 - 20^m \times 40^m = 800 \text{ m}^2$$

$$3 - 40^m \times 40^m = 1600 \text{ m}^2$$

Bir sahanın bütününe dairelere bölüp tam ölçme yapmak mümkün olmadığından, aynı büyüklükteki deneme sahalarının aynı varyasyonu göstereceği kabul edilerek, daire şeklindeki deneme sahaları çalışma dışı tutulmuştur.

Optimum deneme sahasının tespitinde ( $V_i^2 T_i$ ) formülü kriter olarak kullanılmıştır. Formüle,

$V_i$  = i' inci deneme sahası tipinin değişkenlik katsayısı,

$T_i$  = i' inci deneme sahası tipinin arazide tespit ve ölçülmesi ile bu tipteki deneme sahalarının tamamına uğramak için geçen toplam zamandır.

Buna göre  $f = \%20$  örnekleme oranı için elde edilen değerler aşağıda verilmiştir.

Dene. Saha. Büyüklüğü	$f = \%20$ için Den. Sah. Sayısı	V %	T dakika	$V^2 T$
400 m <sup>2</sup>	105	4,45	1906	32743
800 m <sup>2</sup>	53	5,08	1366	35246
1600 m <sup>2</sup>	26	7.34	1010	54393

Yukardaki ( $V^2 T$ ) sonuçları arasında, 800 m<sup>2</sup> için bulunan değer en küçüktür. O halde, optimum deneme sahası büyüklüğü olarak 800 m<sup>2</sup> alınabilir.

Optimum deneme sahası büyüklüğü olarak tespit edilen 800 m<sup>2</sup>, 1966 yönetmeliğinde deneme sahaları için verilen ortalama büyüklüktür. Pardé'nin Fransa ormanları için verdiği 900 m<sup>2</sup> deneme sahası büyüklüğüne çok yakındır (Pardé, 1952, Sa, 428). Bickerstaff, Doğu Kanada karışık ormanları için en uygun büyüklük olarak 800 m<sup>2</sup>'yi teklif etmiştir (Bruce, 1954, Sa. 102). Avery ve Newton, çam meşcereleri için, optimum deneme sahası büyüklüğünün 800 m<sup>2</sup> olduğunu göstermişlerdir (Avery, Newton, 1965, Jour. For, Sa. 931).

Dikdörtgen şeklindeki deneme sahaları, uzun eksenleri tesviye eğrilerine dik olarak geçirilmeleri halinde, bu yöndeki varyasyonu azalttığından, daire şeklindeki deneme sahalarına bir üstünlük göstermektedirler. Bununla beraber, alınmalarındaki kolaylık ve çevre uzunluğunun, kapsadığı sahaya oranla, aynı büyüklükteki geometrik şekillere nazaran daha küçük oluşu nedenleri ile, daire şeklindeki deneme sahaları uygulamada daha çok kullanılmaktadırlar. Deneme sahasının büyüklüğü 800 m<sup>2</sup> olarak alınırsa, daire şeklindeki deneme sahasının yarı çapı, yaklaşık olarak, 16 metre olmalıdır.

Çalışma sahasının (20<sup>m</sup> × 40<sup>m</sup>) lik deneme sahalarına ayrılmış hali için hesaplanan parametre değerleri Tablo - 2'de verilmiştir.

### BÖLÜM III

#### AĞAÇ SERVETİ MİKTARININ TAYİNİNDE KULLANILABİLECEK ÖRNEKLEME METODLARI VE BUNLARLA İLGİLİ SORULARIN TARTIŞILMASI

##### 3.1. — Genel Hususlar.

Örnekleme metodlarını dört grupta toplamak mümkündür (Loetsch, Haller, 1964. Sa. 87).

- a — Basit Tesadüfi Örnekleme
- b — Bölümlü (Stratified) Tesadüfi Örnekleme
- c — Kümeli Örnekleme
- d — Sistemantik Örnekleme

Bununla beraber, örnek ünitelerinin alınması bir veya birkaç safhada tamamlanabilmekte, bu nedenle, yukarıda dört gruba ayrılan örnekleme metodlarının sayısı artabilmektedir.

Orman canlı bir varlık karakterindedir ve bu yüzden yapısı oldukça karışıktır. Bu nitelikteki bir toplumdan istenen bilgilerin elde edilmesi nispeten daha ayrıntılı metodların kullanılmasına ihtiyaç göstermektedir. Diğer taraftan, ormanın asli ürünü olan odunun, fiyatının ağırlığına oranla düşük bulunması, ayrıca ormancılıkta düşük faiz yüzdesi ile çalışılması (Fırat, 1967, Sa. 39), istenen bilgilerin toplanmasında büyük masraflardan kaçınmayı gerektirmektedir. Bu iki zıt isteğin uzlaştırılması icabeder (Giriş, Sorun c).

Örnekleme metodlarının uygulanmasında en önemli masraf kaynağı alınması gereken deneme sahası sayısıdır. Bu bakımdan, belirli bir sıhhat derecesi için gerekli deneme sahası sayısının azaltılabilmesi halinde, masraf tutarında da bir azalma meydana gelecektir. Bu amaçla, toplumun daha homojen kısımlara ayrılması düşünülebilir. Ancak, bu durumda, hangi kriterlerin kullanılması gerektiği, söz konusu kriterlerden hangisinin vaz geçilmez nitelikte olduğu, ayrıca hesap ünitesi ile plân ünitesinin aynı alınması halinde, toplumun alt kısımlarında sıhhat derecelerinin ne yönde değiştiği sorunlarının üzerinde durulması gerekir.

Yukarıda belirtilen sorunların çözümü, metodun özelliğine bağlı olarak, farklı şekiller gösterdiğinden, her metod için ayrı ayrı ele alınması daha uygun bulunmuştur.

## 3.2. — Basit Tesadüfi Örnekleme.

Basit tesadüfi örneklemede, toplam bir bütün olarak ele alınmaktadır. n üniteden ibaret örnek ya tesadüfi sayılar tablosu veya içinde toplam ünite sayısı kadar (N) numaralanmış fiş bulunan torbadan (n) tane fiş çekmek suretiyle yapılmaktadır (Kish, 1967, Sa. 36).

Basit tesadüfi örnekleme ile hesaplanan aritmetik ortalamının varyansı  $\overline{\text{Var}}(\bar{x})$

$$\overline{\text{Var}}(\bar{x}) = \frac{S^2}{n} \frac{N-n}{N} = \frac{N-n}{N-1} \frac{\sigma^2}{n} \quad (3.1)$$

formülü ile hesaplanır. Bu varyansın istenen miktarda olması için gerekli deneme sahası sayısı

$$n = \frac{S^2}{\overline{\text{Var}}(\bar{x}) + (1/N)S^2} \quad (3.2)$$

$$S^2 = \frac{\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2}{N-1} = \frac{N}{N-1} \sigma^2$$

Formülide

N = toplumdaki toplam ünite sayısıdır.

$$\sigma^2 = \sum_{i=1}^N \frac{(x_i - \bar{x})^2}{N} = \text{toplum varyansı,}$$

(Cochran, 1966, Sa. 22).

$\overline{\text{Var}}(\bar{x})$ 'in ne kadar alacağı, değişkenlik katsayısı tarafından bulunabilir. Genellikle, %5 değişkenlik katsayısı yeter güvenilirlikte bir sonuçta işaret ettikten (Hansen, Hurwitz, Madow, 1964, C. 1, Sa. 131).

$$V_{\bar{x}} = \frac{\sqrt{\overline{\text{Var}}(\bar{x})}}{\bar{x}}$$

formülünde,  $V_x = 0,05$ ,  $\bar{x}$  = toplum ortalaması = 25,46 konarak (Tablo-2, sütun 6)

$$\overline{\text{Var}}(\bar{x}) = \bar{x}^2 V_x^2 = 1,6205 \text{ ve}$$

Formül 3.2 de

Mes. Tipi Stand Types	Alan Ha. Total Sam.	Toplam Den. Saha. Total Sam. Plots $N_1$	$N/N = W_1$	Top. Diki Gov. Hacmi Total Vol. $m^3$	Orta. Hac. Mean Vol. $m^3/0,08ha.$	Hektarda Orta. Hac. Mean Vol. Per Hectar	Varyans Variance $S^2/0,08ha.$	Standard Sapma Standard Deviation $S_1$	Nispi Hata Relative Error $S_1/N$ %
1	20,96	268	20,96	1,0000	25,4596	318,2451	161,40	12,7045	49,9
2	2,40	30	2,40	0,1145	26,5330	331,6626	17,6271	4,1985	15,8
3	2,08	26	2,08	0,0992	26,5217	331,5212	18,2107	4,2674	16,1
4	1,92	24	1,92	0,0916	36,1415	451,7687	46,2185	6,7984	18,8
5	1,76	22	1,76	0,0839	23,9872	299,8400	8,8008	2,9666	12,4
6	1,60	20	1,60	0,0763	465,7528	291,0950	7,8704	2,8055	12,0
7	1,28	16	1,28	0,0610	319,8532	249,8850	6,2603	2,5021	12,5
8	1,44	18	1,44	0,0687	240,3627	166,9187	2,9077	1,7052	12,8
9	1,76	22	1,76	0,0839	200,7448	114,0600	5,2979	2,3017	25,2
10	1,60	20	1,60	0,0763	149,5157	93,4425	3,4101	1,8467	24,7
11	1,76	22	1,76	0,0839	1163,1847	52,8720	54,1037	7,3555	13,9
12	1,60	20	1,60	0,0763	476,2514	23,8126	24,6252	4,9624	20,8
13	1,76	22	1,76	0,0839	774,0842	35,1856	37,0152	6,0840	17,3
14	20,96	N=2N	20,96	0,0839	6670,4182	439,8200	318,2451	12,7045	49,9

Table - 2. Çalgıma Sahasına ait Parametre Değerleri  
Table - 2. Parametres of the Whole Study Area and Individual Stand types



$$\begin{aligned}\text{Var}(\bar{x}) &= 1,6205 ; N=262 \text{ konarak} \\ S^2 &= 161,40 \text{ (Tablo - 2, Sütun 8)} \\ n &= 72 \text{ elde edilmiştir.}\end{aligned}$$

72 adet deneme sahasının toplumdaki seçiminde tesadüfi sayılar tablosu kullanılmış ve örneklenen deneme sahasları yardımı ile gerek tüm sahanın ve gerekse meşçere tiplerinin ortalama hacimleri ile tüm saha hacminin standard hatası hesaplanmış, ayrıca, örneklenen deneme sahaslarının meşçere tiplerine dağılışı tespit edilmiştir. 72 deneme sahasına dayanarak hesaplanan genel ortalama hacim  $25,18 \text{ m}^3/0,08 \text{ ha.}$  dolayısıyla hektardaki ortalama hacim  $314,8 \text{ m}^3$  tür. Ortalama hacmin standard hatası 1,3223 olarak bulunmuştur. Buna göre, toplumun gerçek ortalaması  $\bar{x}=25,46$

$$25,18 \mp 2 (1,3223)$$

güven sınırları içindedir. Bununla beraber 72 adet deneme sahasının meşçere tiplerine dağılışı, meşçere tiplerinin tüm sahadaki oranları ile uygunluk göstermemiştir. Deneme sahaslarının meşçere tiplerine dağılımı, meşçerelerin tüm sahaya katılmaları oranında olması beklenilmekle beraber, sahanın bir bütün olarak ele alındığı basit tesadüfi örneklemede, bu sonucu, yaklaşık da olsa güven altına alacak bir esas yoktur. Bu itibarla, örnekte, özellikle küçük meşçerelerin temsil edilememesi gibi hallerin meydana gelmesi ihtimal dahilindedir.

Alınacak diğer bir örnekte, meşçere tiplerine isabet edecek deneme sahasları sayıları değişebilecek, bu nedenle aritmetik ortalamasının hesabında kullanılan formülün pay ve paydası tesadüfi değişken karakterinde olacaktır. Bu yüzden, meşçere tiplerinin örnekten hesaplanan aritmetik ortalamalarının varyansı formül (3.1) yardımı ile hesaplanamamıştır.

### 3.3 — Bölümlü (Stratified) Tesadüfi Örnekleme.

Topluma ait bilgilerin toplanılmasında yapılacak masraf, aynı sıhhat derecesi için gerekli örnek ünitesi sayısını azaltmakla, örnek sayısındaki azaltma oranına yakın nisbette düşürülebilir. Örnek ünitesi sayısını azaltmada başvurulacak yollardan birisi, toplumu belirli kriterlere göre, daha homojen kısımlara ayırmaktır (Cochran, 1966, Sa. 88). Böyle bir ayırırında, hangi kriter veya kriterlerin kullanılması gerektiği ve bunların önem derecelerinin ortaya konması gerekir.

Ormanın ağaç serveti miktarı tayin edilmek istendiğine göre, homojen kısımların teşkilinde kullanılacak kriterin gene hacim olması gerekir. Ancak, tayini istenen hacimdir ve bu hacmin sahadaki dağılımı önceden bilinmemektedir. Bu bakımdan, çalışmada hacim yerine silvikültürel amaçlarla teşkil edilen meşçere tiplerinin ayırımında kullanılan kriterlerin, hacim bakımından daha homojen kısımların ayırımına ne derecede uyduğu ve bunların önem derecelerinin ne olduğu sorunları üzerinde durulmuştur. Bu amaçla, önce meşçere tiplerinin ayırımında kullanılan kriterler teker teker ele alınmış, sonra bu kriterlerin ortak etkileri incelenmiştir.

### 3.31 — Meşçere tiplerinin Ayırımında Yalnız Tepe Kapalılığın Esas Alınması.

Tepe kapalılığı için üç sınıf teşkil edilmiştir (Eraslan, Kalıpsız, 1967, Sa. 26):

- Normal kapalı = 0,7'den daha kapalı
- Orta kapalı = 0,4 - 0,7 arasında kapalı
- Az kapalı = 0,1 - 0,4 arasında kapalı

Toplumun, herhangi bir kriter veya kriterlere göre kısımlara ayrılması (stratification) halinde, örnek üniteleri her kısımdan (Stratum) bağımsız olarak alınmakta, gene bir kısım için ayrı ayrı hesaplanan değerlere, uygun ağırlıklar verilip sonuçlar toplanarak toplum değerleri bulunmaktadır. Böyle bir işlemde en çok kullanılan ağırlık, stratumların genel sahaya oranları  $W_i$ 'dir (Kish, 1967, Sa. 75). Buna göre, bölümlü örneklemede aşağıdaki formüllerden faydalanılmıştır (Cochran, 1966, Sa. 90).

$$\bar{x}_i = \sum_{j=1}^{n_i} x_{ij}/n_i = i' \quad \text{inci stratumun örnekten hesaplanan aritmetik ortalaması} \quad (3.3)$$

$$\text{Var}(\bar{x}_i) = \frac{S_i^2}{n_i} \frac{N_i - n_i}{N_i} = i' \quad \text{inci stratumun örnekten hesaplanan aritmetik ortalamasının varyansı} \quad (3.4)$$

$$\bar{x}_{st} = \sum W_i \bar{x}_i = \quad \text{Toplumun örnekten hesaplanan aritmetik ortalaması} \quad (3.5)$$

$$\text{Var}(\bar{x}_{st}) = \sum W_i^2 \text{Var}(\bar{x}_i) = \quad \text{Toplumun örnekten hesaplanan aritmetik ortalamasının varyansı} \quad (3.6)$$

Her stratumdan orantılı örnek ünitesi alınması yani

$$f_i = \frac{n_i}{n} = \frac{N_i}{N} = W_i \quad (3.7)$$

olması halinde,

$$n_i = nW_i \quad (3.8)$$

yazılabileceğinden, formül (3.8), (3.6) ve (3.4) yardımları ile, istenen sıhhat derecesi için gerekli deneme sahası (örnek ünitesi) sayısı

$$n = \frac{\sum W_i S_i^2}{\text{Var}(\bar{x}_{st}) + \frac{1}{N} \sum W_i S_i^2} \quad (3.9)$$

formülü ile elde edilir (Aynı eser, Sa. 104).

Tepe kapalılığına göre yapılan ayırımla basit tesadüfi örnekleme sonuçlarını karşılaştırabilmek için  $\text{Var}(\bar{x}_{st}) = 1,6205$  alınmış ve gereken değerler formül (3.9)'da yerine konarak, deneme sahası sayısı  $n=69$  bulunmuştur. Bu miktar basit tesadüfi örnekleme için bulunan sayıdan ciddi ölçüde farklı değildir. Bu nedenle, tepe kapalılığına göre yapılan ayırımın deneme sahası sayısını azaltmada yeter derecede etkili olmadığı kanaatine varılmıştır. Bu sonuç varyans analizi ile de kontrol edilmiş, tepe kapalılığına giren meşçere tiplerin farklı oldukları, ancak bu şekilde teşkil edilen üç meşçere tipinin ikisinde varyasyonun genel varyasyondan daha yüksek olduğu görülmüştür. Meşçereler içi varyasyon genel varyasyonun %93,4'ünü teşkil etmiştir.

Meşçereler içi varyasyonun yüksek bulunuşunun, tepe kapalılığının meşçere hacmini teşkil eden tek faktör olmayışı, kapalılık sınıflarının nispeten geniş sınırlar içinde alınmış olması, ayrıca, aynı kapalılıkta kabul edilen meşçerelere ait deneme sahalarında üniform bir kapalılık derecesinin bulunmayışı nedenlerinden ileri geldiği kanaatine varılmıştır. Gerçekten, aynı kapalılık sınıfına, gerek meşçerenin verim gücünü ifade eden bonitet ve gerekse tabii gelişme çağları itibariyle değişik nitelikte meşçereler girmiş, böylece kapalılık sınıfları daha heterojen bir yapı göstermişlerdir.

Yukarda hesaplanan 69 adet deneme sahası basit tesadüfi örnekleme ile alınsaydı, toplumun aritmetik ortalamasının varyansı,  $N > 50$  olduğundan (Cochran, 1966, Sa. 139):

$$\text{Var}(\bar{x}_{bts}) = \frac{N-n}{nN} \left[ \sum W_i S_i^2 - \frac{\sum W_i S_i^2}{n_i} + \frac{\sum W_i^2 S_i^2}{n_i} + \sum W_i \bar{x}_i^2 - (\sum W_i \bar{x}_i)^2 \right] \quad (3.10)$$

$$= 1,6741$$

olacaktı. Bu sonuç, basit tesadüfi örnekleme için ön görülen varyans miktarı göz önünde tutulursa, tepe kapalılığı kriterinin deneme sahasını azaltmada yetersiz kaldığı yargısını diğer bir şekilde doğrulamaktadır.

Deneme sahalarının meşçere tiplerine orantılı dağıtımı halinde, meşçere tiplerinde, öngörülen sıhhat derecesinin iki-üç katı kadar düşük sonuç elde edilmiştir. Her meşçere tipinde %5'lik bir değişkenlik katsayısı elde edebilmek için alınması gereken deneme sahası sayısı, toplam olarak, 118'dir.

### 3.32 — Meşçere Tiplerinin Ayırımında Yalnız Bonitetin Esas Alınması.

Sarıçam meşçereleri Alemdağ'ın (1967) verdiği esaslar dahilinde, üç bonitet sınıfına ayrılmış, karışık yaşlı meşçereler için, hiç değilse memleketimiz şartlarında genel kabul görmüş bir bonitet tayini metodunun bulunmaması nedeniyle, saf göknar ve göknar-sarıçam meşçereleri (A sahası) tek bir meşçere tipi olarak ele alınmıştır. Aynı şekilde,  $\text{Var}(\bar{x}_{st}) = 1,6205$  olması için gerekli deneme sahası sayısı, formül (3.9)'dan  $n=36$  olarak hesaplanmıştır. Bu örnek büyüklüğü, aynı miktar değişkenlik katsayısı için, basit tesadüfi örnekleme ile elde edilen deneme sahası sayısının yarısına eşittir. Buna dayanılarak, meşçere tiplerinin teşkilinde bonitet kriterinin esas alınmasının, gerekli deneme sahası sayısını azaltmada etkili olduğu kanaatine varılmıştır. Yapılan varyans analizi meşçere tiplerinin farklı yapıda olduğunu göstermiştir. Ayrıca, bütün meşçere tiplerindeki varyasyon genel varyasyondan küçük bulunmuştur. Meşçereler içi varyasyon ise genel varyasyonun %41'ini teşkil etmiştir. Böylece, bonitet kriteri toplumu farklı yapıda, fakat daha homojen kısımlara ayırmış, bu durum istenen sıhhat derecesi için gerekli deneme sahası sayısını önemli ölçüde azaltmıştır.

Formül (3.10) yardımı ile yapılan kontrolde  $\text{Var}(\bar{x}_{bts}) = 3,7451$  bulunmuştur. Bu değer öngörülen varyans değeri 1,6205'in hemen iki katı kadardır. Bu sonuç da, bonitet kriterinin, daha homojen meşçereler teşkilinde etkili olduğunu diğer bir şekilde göstermektedir.

Meşçere tiplerinde, %5 değişkenlik katsayısı için gerekli deneme sahası sayısı, toplam olarak, 88'dir.

Deneme sahalarının, meşçere tiplerine orantılı dağıtımında, sadece meşçere tipinin büyüklüğü esas alınmakta, buna karşılık, meşçerelerden alınması gereken deneme sahası sayısını tayin eden varyasyon faktörü ihmal edilmektedir. Her iki faktörü de dikkate alan dağıtıma optimum dağıtım denilmektedir (Cochran, 1966, Sa. 95).

Bütün meşçere tiplerinden alınacak deneme sahalarının büyüklük ve şeklinin aynı olması halinde, her deneme sahasının tesis ve ölçülmesi için yapılacak ortalama masrafın bütün meşçerelerde eşit olduğu kabul edilebileceğinden, optimum örnek büyüklüğü

$$n = \frac{(\sum W_i S_i)^2}{\text{Var}(\bar{x}_{st}) + \frac{1}{N} \sum W_i S_i^2} \quad (3.11)$$

formülü yardımı ile hesaplanabilir (Cochran, 1966, Sa. 104). Bu deneme sahalarının meşçere tiplerine dağılımı

$$n_i = \frac{N_i S_i}{\sum N_i S_i} n = \frac{W_i S_i}{\sum W_i S_i} n \quad (3.12)$$

formülüne göre yapılır.

$\text{Var}(\bar{x}_{st}) = 1,6205$  için optimum deneme sahası sayısı  $n=29$  olarak hesaplanmıştır.

Optimum dağıtımın orantılı dağıtıma olan üstünlük derecesini tespit için

$$V_{oran} = V_{opt} + \frac{1}{nN} \left( \sum N_i S_i^2 - \frac{(\sum N_i S_i)^2}{N} \right) \quad (3.13)$$

bağıntısından faydalanılmış (Cochran, 1966, Sa. 99) ve  $n=29$  için optimum dağıtımın %12,9 daha etkili olduğu bulunmuştur.

Optimum dağıtımın sağladığı üstünlüğün gerçekleşebilmesi, özellikle, meşçere tiplerindeki standard hataların ( $S_i$ ) gerçeğe yakın derecede tayinine bağlıdır. Buna karşılık, uygulamada,  $S_i$  değerleri yaklaşık olarak tayin edilebilirler. Ayrıca,  $S_i$  değerlerinin ayrı ayrı tayini zaman alıcı ve masraflıdır. Bu nedenlerle, optimum dağıtımın, ağaç serveti miktarının tayininde kullanılabilme imkânının çok sınırlı olduğu kanaatine varılmıştır.

### 3.33 — Meşçere Tiplerinin Ayırımında Yalnız Tabii Gelişme Çağlarının Esas Alınması.

Tabii gelişme çağları için aşağıdaki esaslar dahilinde üç sınıf teşkil edilmiştir:

Kalın ağaçlık	= Meşçeredeki ağaçların çoğunluğunun göğüs çapı 35 cm'den yukarı,
Orta ağaçlık	= Meşçeredeki ağaçların çoğunluğunun göğüs çapı 22-35 cm arasında,
Direklik	= Meşçeredeki ağaçların çoğunluğunun göğüs çapları 10-20 cm arasında.

Böyle bir stratifikasyonda  $\text{Var}(\bar{x}_{st}) = 1,6205$  için gerekli deneme sahası sayısı, formül (3,9) dan,  $n=34$  olarak bulunmuştur. Meşçereler içi varyasyon genel varyasyonun %38,4'ünü teşkil etmektedir. Buna göre tabii gelişme çağları meşçereler içi varyasyonu, dolayısıyla gerekli deneme sahası sayısını azaltmada önemli bir kriter olarak gözükmiştir. Formül 3.10'a göre hesaplanan  $\text{Var}(\bar{x}_{bto}) = 3,9767$  dir. Bu sonuçta yukardaki kanaati teyit etmektedir. Tabii gelişme çağları için, optimum dağıtım orantılı dağıtıma bir üstünlük göstermemiştir. Zira meşçere tiplerindeki standard hata değerleri birbirlerine çok yakındır.

Meşçere tiplerinde %5'lik bir değişkenlik katsayısı elde edebilmek için alınması gereken deneme sahası sayısı, toplam olarak 99'dur.

### 3.34 — Meşçere Tiplerinin Ayırımında Bonitet ve Tabii Gelişme Çağlarının Birlikte Esas Alınması.

Meşçere tiplerinin ayırımında bonitet ve tabii gelişme çağlarının birlikte esas alınması halinde,  $\text{Var}(\bar{x}_{st}) = 1,6205$  için gerekli deneme sahası sayısı  $n=24$  hesaplanmıştır. Teşkil edilen meşçere tipleri farklı yapıda olmakla beraber, meşçereler içi varyasyon genel varyasyonun %26,5 ini teşkil etmiştir. Formül (3.10)'a göre hesaplanan  $\text{Var}(\bar{x}_{bto}) = 5,8225$  dir.

Meşçere tiplerinde %5'lik bir değişiklik katsayısı elde edebilmek için, toplam olarak, 100 deneme sahasına ihtiyaç vardır.

Optimum dağıtımın orantılı dağıtıma üstünlüğü %12,4 dür.

### 3.35 — Meşçere Tiplerinin Ayırımında Bonitet, Tabii Gelişme Çağları ve Ağaç Türü İtibariyle Karşılık Kriterlerinin Birlikte Esas Alınması.

Bu durumda,  $\text{Var}(\bar{x}_{st}) = 1,6205$  için gerekli deneme sahası sayısı, formül 3.9 dan,  $n=24$  olarak bulunmuştur.  $n=24$  sayısı, bonitet ve tabii gelişme çağlarının birlikte kullanılması halinde hesaplanan deneme sahası sayısına eşittir. Bu eşitlik, her iki ayırımında da, meşçereler içi varyasyonun birbirine yakın olması gerektiğini, böylece, ağaç türü itibariyle karışıklık kriterlerinin meşçereler içi varyasyonu azaltmadığını gösterir.

Ağaç türü itibariyle karşılık kriterinin ilâvesi ile teşkil edilen meşçere tipleri yalnız Gökmar ve Gökmar-Sarıçam sahalarda (A sahası) fark gösterdiğinden Ağaç türü itibariyle hakimiyet kriterinin etki derecesi bu saha üzerinde incelenmiş ve bu sahada meşçere tiplerindeki varyasyonun genel varyasyondan yüksek olduğu görülmüştür. Bu durum, ağaç türleri itibariyle karışıklık kriterinin daha homojen tipler teşkilinde yeterli olmadığı kanaatını teyit etmiştir.

Teşkil edilen meşçere tiplerinde %5 'lik değişkenlik katsayısı elde edebilmek için, toplam olarak, 97 deneme sahasına ihtiyaç olduğu hesaplanmıştır.

Optimum dağıtımın orantılı dağıtıma üstünlüğü %12,7 'dir. Formül (3.10) yardımı ile hesaplanan  $\text{Var}(x_{b10}) = 5.5332$  'dir.

### 3.36 — Meşçere Tiplerinin Ayırımında Bonitet, Tabii Gelişme Çağları ve Ağaç Türü İtibariyle Hakimiyet Kriterlerinin Birlikte Esas Alınması.

Böyle bir ayırımında,  $\text{Var}(\bar{x}_{st}) = 1.6205$  için gerekli deneme sahası sayısı  $n=22$  bulunmuştur. Ağaç türü itibariyle hakimiyet kriteri, ağaç türü itibariyle karışıklık kriterini de içine almaktadır. Ancak ağaç türü itibariyle karışıklık kriterinin gerekli deneme sahasını azaltmada yetersiz kaldığı yukarıda gösterilmiştir. Ağaç türü itibariyle hakimiyet kriterlerinin ilâvesi, özellikle, Gökmar-Sarıçam meşçerelerinin ayırımında değişiklik yapmış ve nispeten daha homojen meşçereler teşkil edilebilmiştir. Deneme sahası sayısında görülen azalmanın nedeni budur. Bununla beraber, bu önemli derece bir azalma değildir.

Meşçere tiplerinde %5 'lik bir değişkenlik katsayısı için, toplam olarak, 101 deneme sahasına ihtiyaç olduğu hesaplanmıştır.

Optimum dağıtımın orantılı dağıtıma üstünlüğü %12,9 dur.

### 3.37 — Meşçere Tiplerinin Ayırımında Tabii Gelişme Çağları ve Tepe Kapalılığının Birlikte Esas Alınması.

Söz konusu kriterlere göre yapılan stratifikasyonda,  $\text{Var}(\bar{x}_{st}) = 1,6205$  için, gerekli deneme sahası sayısı  $n=18$  hesaplanmıştır. Deneme sahaslarının meşçere tiplerine dağıtımında, varyans hesabı için her meşçere tipinden en az iki deneme sahası alınması gerektiğinden, bu miktar  $n=22$  'ye yükselmiştir.

Yalnız olarak kullanılması halinde yetersiz kalan Tepe kapalılığı kriteri, tabii gelişme çağları ile birlikte kullanılması durumunda, gerekli deneme sahası sayısını, tabii gelişme çağlarının tek kriter olarak kullanılması haline göre %47 oranında azaltmıştır. Meşçereler için varyasyon genel varyasyonun %18,7 'si kadardır. Bu sonuca dayanılarak tabii gelişme çağları ve tepe kapalılığı kriterlerinin, birlikte kullanılmaları halinde, en önemli kriterler oldukları kanaatine varılmıştır.

Meşçere tiplerinde %5 'lik değişkenlik katsayısı elde edebilmek için gerekli deneme sahası sayısı toplam olarak, 90 'dır.

### 3.38 — Meşçere Tiplerinin Ayırımında Bonitet ve Tepe Kapalılığının Birlikte Esas Alınması.

Bu durumda gerekli deneme sahası sayısı  $n=18$  olarak hesaplanmıştır. Bu miktar, tabii gelişme çağları ve tepe kapalılığı kriterlerinin birlikte kullanılması halinde bulunan deneme sahası sayısına eşittir. Meşçereler içi varyasyon genel varyasyonun %19 'u kadardır.

Yukarıda tespit edilen her iki sonuç, bonitet ve kapalılık kriterinin birlikte kullanılmasının meşçereler içi varyasyonu azaltmada önemli derecede etkili olduğunu ve bu etki derecesinin (tabii gelişme çağları + tepe kapalılığı) kriterleriyle aynı olduğunu göstermektedir. O halde, meşçerelerin ayırımında muhakkak dikkate alınması gereken diğer bir kriter çifti Bonitet ve Tepe kapalılığıdır.

Meşçere tiplerinde %5 'lik bir değişkenlik katsayısı elde edebilmek için, gerekli deneme sahası sayısı, toplam olarak, 94 'tür.

### 3.39 — Meşçere Tiplerinin Ayırımında Tabii Gelişme Çağları, Tepe Kapalılığı ve Ağaç Türü İtibariyle Hakimiyet Kriterlerinin Birlikte Esas Alınması.

Söz konusu kriterlere göre yapılan stratifikasyonda, gerekli deneme sahası sayısı  $n=15$  olarak hesaplanmıştır. Teşkil edilen meşçere tipleri

farklı yapıda fakat daha homojendirler. Meşçereler içi varyasyon genel varyasyonun %15,3'ü kadardır. Bu oran, tabii gelişme çağları ve tepe kapallığı kriterleri için %18,7 hesaplanmıştı. Bu durum ağaç türü itibariyle hakimiyet kriteri ilâvesinin meşçereler içi varyasyonu azaltmadaki etkisinin bir sonucudur. Ancak, söz konusu oran yüksek değildir.

Daha önceki tespitlerde, tabii gelişme çağları ile bonitet kriterlerinin etkileri aynı bulunduğundan, ayrıca bonitet, tepe kapallığı ve ağaç türü itibariyle hakimiyet kriterlerinin ortak etkileri üzerinde durulmamıştır.

### 3.40 — Meşçere Tiplerinin Ayırımında Bonitet, Tabii Gelişme Çağları, Ağaç Türü İtibariyle Hakimiyet ve Tepe Kapallığı Kriterlerinin Birlikte Esas Alınması.

Yukardaki dört kritere göre yapılan ayırımda, gerekli deneme sahası sayısı  $n=12$  olarak hesaplanmıştır. Bu sayı şimdiye kadar bulunan en küçük miktardır. Teşkil edilen meşçere tipleri farklı yapıda olup, meşçereler içi varyasyon genel varyasyonun %12'si kadardır.

Meşçere tiplerinde %5 kadar bir değişkenlik katsayısı elde edebilmek için alınması gereken toplam deneme sahası sayısı 91 olarak hesaplanmıştır.

Optimum dağıtımın orantılı dağıtıma üstünlüğü %10,7'dir.

### 3.5 — Kümeli Örneklemeye.

Kümeli örneklemede, toplumu teşkil eden elemanter üniteler (deneme sahaları) kümeler halinde gruplara ayrılır. Böyle bir ayırım her deneme sahası bir gruba girecek şekilde yapılmalıdır. Örneklemeye üniteleri bu şekilde teşkil edilmiş kümelerdir (Hansen, Hurwitz, Madow, 1964, C. I. Sa. 128).

$N$  elemanter üniteler meydana gelmiş  $M$  tane kümeden ibaret bir toplumdaki, tesadüfi olarak, ( $m$ ) adet küme alınması halinde, elemanter üniteler ortalamasının varyansı,  $\text{Var}(\bar{x})$ ,

$$\text{Var}(\bar{x}) = \frac{M-n}{M-1} \frac{\sigma^2}{mN} (1 + (\bar{N}-1)\rho) \quad (3.14)$$

formülü ile hesaplanır (Deming, 1966, Sa. 194). Bu formülde

$$\sigma^2 = \frac{(\bar{N} \bar{M} - 1)}{\bar{N} \bar{M}} S^2$$

konulur ve gerekli kısaltmalar yapılırsa

$$\text{Var}(\bar{x}) = (1-f) \frac{S^2}{mN} + (1-f) \frac{S^2}{mN} (\bar{N}-1)\rho \quad (3.14a)$$

elde edilir (Cochran, 1966, Sa. 242). (3.14a) formülünde, eşitliğin sağındaki ilk terim, basit tesadüfi örnekleme için,  $mN$  tane üniteden hesaplanan aritmetik ortalamasının varyansıdır; ikinci terim ise, örnekleme ünitesinin küme olması nedeni ile basit tesadüfi örneklemenin varyansına, cebrik olarak, eklenmesi gereken bir büyüklüktür. Bu büyüklüğün miktarı ve işareti daha ziyade kümelerarası korelasyon katsayısı ( $\rho$ )'nun alacağı miktar ve işarete bağlıdır (Deming, 1966, Sa. 195).

Kümeler arası korelasyon katsayısı

$$\rho = \frac{\sigma_b^2 - \sigma^2/N}{(N-1)\sigma^2/N} \quad (3.15)$$

formülü ile hesaplanır. Formülde

$$\begin{aligned} \sigma_b^2 &= \text{Kümeler arası varyans,} \\ \sigma_w^2 &= \text{Kümeler içi varyans,} \\ \sigma^2 &= \sigma_b^2 + \sigma_w^2 = \text{Genel varyanstır.} \end{aligned}$$

Formül (3.15)'den de görüleceği gibi, kümeler içi heterojenite ne kadar yüksek olursa, korelasyon katsayısı o oranda küçülecek, belirli bir  $\sigma_w^2$  değerinden sonra (-) işaret alacaktır. Bu durumda, kümeli örnekleme, basit tesadüfi örneklemeden daha sıhhatlidir.



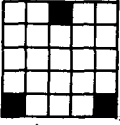
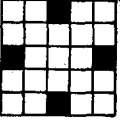

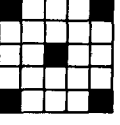
### 3.51 — Basit Kümeli Örneklemeye ile Yapılan Tespitler.

Yukarda da belirtildiği gibi, basit kümeli örneklemenin sıhhat derecesi daha ziyade  $\rho$ 'nun alacağı değer ve işarete bağlı olmaktadır.  $\rho$ 'nun değer ve işareti ise sadece kümedeki deneme sahası sayısının bir fonksiyonu olmayıp, aynı zamanda deneme sahalalarının kümede ne şekilde yer aldıklarına da bağlıdır. Bu nedenlerle en uygun küme şekil ve büyüklüğünün tespitine ihtiyaç vardır.

Böyle bir tespit için, deneme sahası büyüklüğü 400 m<sup>2</sup> alınarak, aşağıda altı küme büyüklük ve şekli üzerinde durulmuştur.

Söz konusu altı küme tipi için korelasyon katsayısının ne şekilde belirlendiği tespit amacı ile, her küme tipinde  $m=30$  küme, tesadüfi olarak seçilmiş ve bunlar yardımı ile, korelasyon katsayısı değerleri formül 3.15'den hesaplanmıştır. Eşit sayıda küme alınmakla, küme sayısının

Küme Tipleri  
Cluster Types

Küme Büyüklüğü Cluster Size	Küme Şekli Cluster Form
a — 0,24 hektarda üç adet	
b — 0,36 hektarda üç adet	
c — 1.00 hektarda üç adet	
d — 1.00 hektarda dört adet	
e — 0,60 hektarda beş adet	
f — 1.00 hektarda beş adet	

kümelerarası korelasyon katsayısı üzerindeki etkisi giderilmek istenmiştir. Elde edilen değerler şöyledir:

a tipi için	0,7830
b » »	0,5866
c » »	0,4984
d » »	0,5475
e » »	0,6315
f » »	0,4467

Bulunan bütün korelasyon katsayıları pozitif işaretlidirler. Buna göre,

kümelı örnekleme için elde edilecek varyans, aynı örnek büyüklüğü için, basit tesadüfi örnekleme varyansından daha büyük olacaktır.

Yukardaki korelasyon katsayıları arasındaki farkların tesadüfi nedenlerle ileri gelip gelmediği Fischer'in Z-testi ile kontrol edilmiş ve  $\alpha = \%5$  güvenirlilik derecesi için yalnız a ve e tiplerine ait değerler farklı bulunmuştur. b, c, d, ve f tiplerine ait korelasyon katsayıları eşit olarak kabul edilebilirse de, f-tipinden 150, d-tipinden 120 deneme sahasına karşılık b ve c tiplerinden 90'ar deneme sahası alınması gerekmiştir. Son iki küme tipinden daha az deneme sahası ile yetinilebildiğinden, küme tipi olarak b ve c tipinden birinin tercih edilmesi gerekir. c-tipi için bulunan Z-değerinin b-tipi için bulunan daha küçük oluşu, ayrıca c-tipinin daha geniş sahayı temsil etmesi nedenleri ile c-tipinin, ağaç serveti miktarının tayininde, tercih edilmesi gerektiği kanaatine varılmıştır. Ayrıca, c-tipi için elde edilen varyans basit tesadüfi örneklemeye nazaran daha etkili bulunmuştur. Bu husus da c-tipinin tercihi gerektiğini teyit etmektedir.

### 3.6 — Sistematiik Örnekleme.

Sistematiik örnekleme, tesadüfi seçilen bir başlangıç deneme sahasından itibaren, önceden tespit edilen örnekleme aralığına göre, deneme sahalalarının mekaniki olarak seçilmesi şeklinde yapılmaktadır. Bu nedenle, sistematiik örnekleme, tesadüfi ve bağımsız örneklemenin bir alternatifi-dir (Kish, 1967, Sa. 113).

Tesadüfi örneklemede deneme sahalaları, genellikle, sahanın tamamına üniform bir şekilde dağılmamakta, toplumun belirli bir kısmı, örnekte daha yüksek oranda temsil edilebilmektedir. Bu durum, deneme sahalalarının toplumun her tarafına, yaklaşık da olsa, eşit şekilde dağılması temin suretiyle önlenebilir. Sistematiik örnekleme bu imkânı sağlamaktadır.

Örnekleme aralığı L, örnekleme oranının tersine eşittir, yani,

$$L = (1/f) = N/n \text{ dir (Hansen, Hurwitz, Madow, 1964, C. I, Sa. 95).}$$

Sistematiik örneklemede tesadüfi seçilen başlangıç deneme sahası 1' nolu deneme sahası ile (L) nolu deneme sahası arasındadır (Cochran, 1966, Sa. 206).

Sistematiik örneklemede, toplumun aritmetik ortalamasının varyansı  $\text{Var}(x_{sy})$ :

$$\text{Var}(\bar{x}_{sy}) = \frac{S^2}{n} \frac{N-1}{N} (1 + (n-1)\rho_w) \quad (3.16)$$

formülü ile hesaplanır (Cochran, 1966, Sa. 210). Formülde  $\rho_w$  deneme sahaları arasındaki korelasyon katsayısı olup

$$\rho_w = \frac{2}{(n-1)(N-1)S^2} \sum_i \sum_{j < k} (x_{ij} - \bar{x})(x_{ik} - \bar{x}) \quad (3.17)$$

şeklinde hesaplanır. Ancak, bu formülün kullanılması oldukça uzun hesap işlemlerini gerektirdiğinden, bunun yerine hesaplarda tarafımızdan geliştirilen aşağıdaki formül kullanılmıştır:

$$\rho_w = \frac{\sum_i \left[ \left( \sum_{j=1}^n x_{ij} \right)^2 - \sum_{j=1}^n x_{ij} - (n-1)\bar{X} \left( 2 \sum_{j=1}^n x_{ij} - n\bar{x} \right) \right]}{(n-1)(N-1)S^2} \quad (3.17a)$$

Formül (3.16) yardımı ile toplumun aritmetik ortalaması varyansının hesaplanması, seçilen örnekleme aralığına göre, toplumdan alınması mümkün bütün örneklerin hesaba dahil edilmesi ile mümkündür. Bu şekilde alınacak örneklerin hepsinde eşit sayıda deneme sahası bulunmayabilir. Deneme sahası miktarları arasındaki fark çok az ise, söz konusu farklardan doğabilecek hata tamamen ihmal edilebilir (Cochran, 1966, S. 208).

Örnekleme aralıkları  $L_1=5$  ( $f=20\%$ ),  $L_2=7$  ( $f=14\%$ ),  $L_3=10$  ( $f=10\%$ ) için alınması gereken deneme sahası sayıları, sırasıyla  $n_1=52$ ,  $n_2=38$  ve  $n_3=26$  olup, bunlara ait aritmetik ortalamasının varyansları 0,3821; 0,6062 ve 1,008 bulunmuştur. Bunların hepsi öngörülen varyans miktarı 1.6205 ten küçüktürler.

Yukardaki örnekleme aralığına ait varyans miktarları koordinat eksenlerine taşınmış ve bu şekilde elde edilen grafikten,  $\text{Var}(\bar{x}_{sy})=1,6205$  olması için örnekleme aralığının  $L=14$ , dolayısıyla,  $n=19$  alınması gerektiği bulunmuştur. Bu miktar deneme sahası bölümlü tesadüfi örneklemede, Bonitet-tepe kapallığı veya tabii gelişme çağları-tepe kapallığı kriterlerine göre yapılan meşçere tipleri ayırımı için hesaplanan deneme sahası sayısına eşittir. Bu sonuç, sistematik örneklemenin sıhhat derecesinin, basit tesadüfi örneklemeyle oranla, çok yüksek olduğunu göstermektedir. Ancak, sistematik örneklemede, toplumun aritmetik ortalaması varyansı, karşılaştırılan örnekleme aralığına göre, toplumdan

alınması mümkün bütün örneklerin hesaba katılması ile bulunabilmektedir. Buna karşılık, uygulamada sadece belirli sayıda deneme sahasından meydana gelmiş tek bir örnek alındığından, sistematik örnekleme de varyans hesabı, bir problem olmuş, bu amaçla çeşitli yaklaşık formüller teklif edilmiştir. Bunlar arasında en çok kullanılan iki formül, basit tesadüfi örnekleme için verilen formülle, diğeri aşağıdaki yaklaşık formüldür (Leotsch, Haller, 1965, C. I, Sa. 167):

$$S_{x,y}^2 = \frac{\sum_{i=1}^{1-n} (x_i - x_{i+1})^2}{2n(n-1)} \quad (3.18)$$

Yukardaki her iki yaklaşık formüle göre hesaplanan varyanslar, formül (3.16) ya göre elde edilen varyansla karşılaştırılmış, basit tesadüfi örnekleme için kullanılan formül, gerçek varyansın hemen 7 katı kadar, formül (3.18) ise, yaklaşık olarak, 3 katı kadar yüksek sonuç vermişlerdir. Formül (3.18)'in sonuçları, örnekleme oranının %5'ten büyük olması halinde, sonlu düzeltme faktörü  $(1-f)$  ile çarpılarak, daha da ıslah edilebilir.

Sistematik örneklemede, meşçere tiplerindeki örnekleme aralıkları, başlangıç deneme sahasına bağlı olarak farklı teşekkül etmiş, böylece meşçere tiplerindeki sıhhat dereceleri formül (3.16) yardımı ile hesaplanamamıştır.

### 3.61 — Otokorelasyon Kontrolü.

Ağaç toplumlarının yapısı, büyük ölçüde, yetişme muhiti faktörlerinin toplu ve devamlı etkisi altındadır. Bu nedenle, toplum içinde yakın ünitelerin birbirlerine daha çok benzemeleri beklenir. Bu takdirde, böyle bir benzerlik deneme sahalarının aralarındaki mesafenin fonksiyonu olacak, daha yakın sahalar birbirlerine daha fazla benzeyecek, dolayısıyla aralarındaki otokorelasyon pozitif ve yüksek olacaktır. Ancak söz konusu otokorelasyon aynı bakı için araştırılabilir.

Otokorelasyon ölçüsü olarak, otokorelasyon katsayısı kullanılır.

$x_i$  =  $i$ 'inci deneme sahasının değeri,

$x_{i+u}$  =  $i$ 'inci deneme sahasından ( $u$ ) uzaklığındaki deneme sahasının değeri,

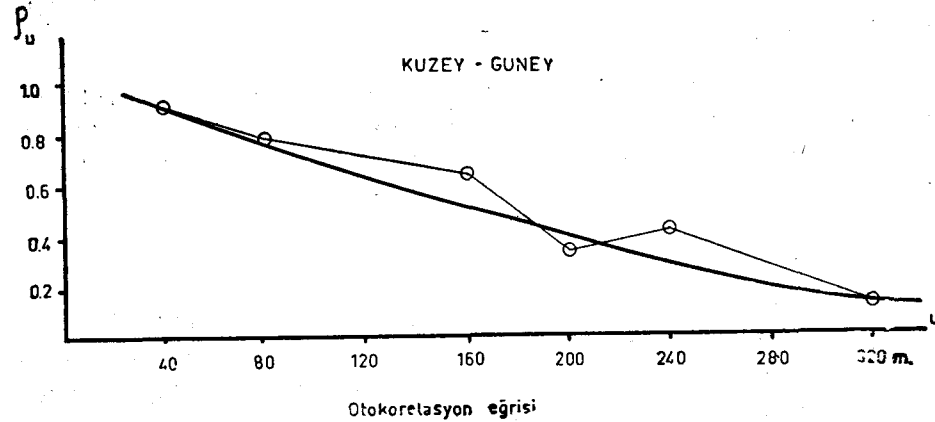
$\sigma^2 = x_i$  lerin varyansı

olmak üzere, otokorelasyon katsayısı  $\rho_u$ ,

$$\rho_u = \frac{E_u(x_i - \bar{x})(x_{i+u} - \bar{x})}{\sigma^2} \quad (3.19)$$

formülü ile hesaplanır (Cochran, 1966, Sa. 220). Formülde,  $E_u$  = ortalamanın, aralarında ( $u$ ) metre mesafe bulunan deneme sahaları için bulunacağını ifade etmektedir.

Otokorelasyon katsayısının, uzaklığa bağlı olarak değişimi yalnız II ve III. Bonitetteki sarıçam meşçereleri için araştırılmıştır. Elde edilen otokorelasyon değerleri, koordinat eksenlerine taşınarak otokorelasyon eğrisi elde edilmiştir. Eğri, mesafenin artması ile, azalan bir seyir göstermektedir (Grafik 1). Bu durum sistematik örneklemede deneme sahaları arasında alınması gereken en küçük uzaklık hakkında kaba bir fikir verebilir. Grafik - 1'den, bu uzaklığın 300 olabileceği kanaatine varılmıştır.



### 3.62 — Bölümlü Sistemik Örnekleme.

Bonitet, tabii gelişme çağları, ağaç türü itibariyle hakimiyet ve tepe kapallığı kriterlerine göre teşkil edilen 12 meşçere tipinde, deneme sahalarının sistematik olarak seçilmelerinin sıhhat derecesini ne yönde etkilediğini tespit amacı ile, örnekleme aralığı  $L=5$  için, her meşçere tipinden bağımsız olarak sistematik örnekler alınmış, bunlar yardımı ile meşçere tiplerinin aritmetik ortalamalarının varyansları ve bu varyans-

lardan da toplumun aritmetik ortalamasının varyansı, aşağıdaki formülden,  $\text{Var}(\bar{x}_{\text{synt}}) = 0,3903$  olarak hesaplanmıştır.

$$\text{Var}(\bar{x}_{\text{synt}}) = \sum W_i^2 \frac{S_i^2}{n_i} \frac{N_i - 1}{N_i} (1 + (n_i - 1) \rho_{wi}) \quad (3.20)$$

formülde,

$$W_i = N_i/N,$$

$$N_i = i \text{ 'inci meşçere tipindeki toplam deneme sahası sayısı,}$$

$$n_i = i \text{ 'inci meşçere tipinden alınan deneme sahası sayısı,}$$

$$\rho_{wi} = i \text{ 'inci meşçere tipinin korelasyon katsayısı,}$$

$$N = \sum N_i$$

dirler.

Bu sonuç, basit sistematik örnekleme için elde edilen varyans değerine eşittir. Aradaki cüz'i fark yuvarlanmalardan ileri gelmiş olabilir. Böylece, ağaç serveti miktarının tayininde, bölümlü sistematik örneklemenin sıhhat derecesi ile basit sistematik örneklemenin sıhhat derecesi arasında bir fark bulunamamıştır.

### 3.7 — Deneme Şeritleri (Doğrusal Örnekleme).

Deneme şeritleri, boyu enine oranla çok daha büyük olan, dikdörtgen şeklindeki deneme sahalarıdır.

Toplumun ünitelere bölünmesinde, ünitelerin aynı büyüklük ve şekilde alınması zorunluluğu, orman sahalarının düzgün bir geometrik şekle sahip olmamaları nedeniyle, deneme şeritlerinde, büyüklük bakımından, gerçekleşemez. Buna rağmen, bütün orman sahasını kare veya dikdörtgen içine almak ve bu kare veya dikdörtgeni kabul edilecek bir genişliğe göre, şeritlere bölmekle söz konusu sakıncanın ortadan kaldırılması mümkündür (Leotsch, Haller, 1965, C. 1, Sa. 122). Bu takdirde, gerçek orman sahası sun'i olarak büyütülecek ve büyütülmüş saha ağaçlı ve ağaçsız olmak üzere iki kısma ayrılmış olacaktır. Ayrı nitelikteki bu iki saha (veya stratum), şeritlerde değişik oranlarla temsil edileceklerdir.

### 3.71 — Deneme Şeritleri ile Yapılan Tespitler.

Örnekleme ünitesi olarak deneme şeritlerinin alınabilmesi için üç ayrı çalışma sahası dikdörtgenler içine alınmış ve şerit genişliği 20 metre kabul edilerek bu dikdörtgenler en uzun eksenleri boyunca şeritlere bö-



lünmüştür. Örneklem oranı, daha önce olduğu gibi,  $f = \%20$  kabul edilerek, tesadüfi sayılar tablosu yardımı ile her sahadan ayrı tesadüfi şeritler alınmıştır.

Tesadüfi seçilen deneme şeridi sayısı  $n$ ,  $i$ 'inci şeritteki dikili gövde hacmi  $y_i$ ,  $i$ 'inci şeritteki ağaçlık saha miktarı  $x_i$  (hektar) olmak üzere, hektardaki hacim  $q$

$$\bar{q} = \frac{\sum_{i=1}^n y_i}{\sum_{i=1}^n x_i} = \frac{\bar{y}}{\bar{x}}$$

formülü ile hesaplanmıştır (Leotsch, Haller, 1965, C. I, Sa. 125).

Formül (3.21)'in pay ve paydası tesadüfi değişken karakterinde olduğundan  $q$ 'nün varyansı

$$S \frac{2}{q} = \frac{1-f}{n(n-1)} q^{-2} \left( \frac{\sum_{i=1}^n x_i^2}{\bar{x}^2} + \frac{\sum_{i=1}^n y_i^2}{\bar{y}^2} - 2 \frac{\sum_{i=1}^n x_i y_i}{\bar{x} \bar{y}} \right) \quad (3.22)$$

olduğu ispatlanabilir (Aynı eser).

Formül (3.22) yardımı ile toplumun hektardaki aritmetik ortalamasının varyansı 394.03 olarak bulunmuştur. Bu miktar, diğer örneklem şekillerine göre hesaplanan hektardaki aritmetik ortalamaların varyanslarından daha büyüktür.

### 3.72 — Şeritte Deneme Sahası.

Deneme şeritleri alanının büyük olması nedeniyle, belirli bir örneklem oranı için, alınacak şerit sayısı az olmakta ve bu durum sıhhat derecesini düşürmektedir.

Deneme şeritlerinin tamamı yerine bir kısmını ölçmek, böylece aynı örneklem oranı için, alınması gereken şerit sayısını arttırmak mümkündür. Şeritlerin  $\%50$ 'sinin ölçülmesi ile, örneklem oranı  $f = \%20$  için, iki şerit yerine dört şerit alınması gerekecektir. Şeritlerde ölçülen kısmın oranını azaltmak suretiyle şerit sayısını daha da arttırılabilir; ancak, bu takdirde basit tesadüfi örnekleme benzer bir durum ortaya çıkacaktır (Leotsch, Haller, 1964, C. 1, Sa. 122).

Örneklem oranı  $f = \%20$  için, tesadüfi olarak seçilen şeritler, ke-

narı  $20^m$  lik karelere bölünmüş ve birer kare atlanarak ölçülecek kareler tespit edilmiştir.

Bu şekilde tespit edilen verilere dayanılarak toplumun hektardaki aritmetik ortalamasının varyansı  $S^2 = 276,00$  olarak bulunmuştur. Bu değer basit deneme şeritleri için elde edilen varyanstan küçük, basit tesadüfi örneklem için bulunan varyansa hemen eşittir. Bununla beraber, bu sonuç, çalışma sahasının nispeten düzgün bir şekle sahip olması, dolayısıyla şeritlerde ağaçlık sahaların bir varyasyon göstermemesinden ileri gelmiştir.

## BÖLÜM IV

### SONUÇLAR VE ÖZET

Bir ormandaki ağaç serveti miktarını tayinde kullanılabilecek metodlar üzerine yapılan çalışmalarda, elde edilen sonuçlar aşağıda topluca verilmiştir.

1 — Tam ölçmeye oranla daha ekonomik ve kısa zamanda tamamlanabilmesi, ayrıca uygulanabilme yeteneğinde olması nedeni ile, ağaç serveti miktarının tayininde örneklem metodları tercih edilmelidir. Belirli bir sıhhat derecesi için gerekli deneme sahası sayısını hesaplayabilmek, elde edilen örnek değerleri ile toplum değerleri arasında ilişki kurabilmek ve bu ilişkinin güvenilirlik derecesini objektif kıstaslarla ortaya koyabilmek, ancak probabilistik örneklem metodları ile mümkündür.

2 — Ağaç servetini tayin amacı ile çeşitli büyüklükte deneme sahaları kullanılabilir. Ancak, yapılan masraf ve elde edilen sıhhat derecesini en iyi şekilde birleştirebilen büyüklükteki saha, diğer bir deyişle, optimum deneme sahası diğerlerine tercih edilmelidir. Aynı hesap ünitesi içinde farklı büyüklükte deneme sahası kullanmak, örneklem teorisi bakımından, sakıncalıdır. Bu nedenle, bütün meşçere tipleri için kullanılabilecek optimum deneme sahası büyüklüğü üzerinde durulmuş ve bu miktar  $800 \text{ m}^2$  olarak tespit edilmiştir.

Bununla beraber, özellikle aynı yaşlı ormanların değişik tabii gelişme çağlarında bulunan meşçerelerinde, eşit büyüklükte deneme sahalarının alınması halinde, değişik meşçere tiplerindeki deneme sahası başına isabet eden ortalama ağaç sayısı farklı olabilecek; böylece, deneme sahaları kendi meşçere tipleri için farklı etkinlikte bilgiler sağlayacaklar-

dır. Bu düşüncelerle, değişik meşçere tiplerinde farklı büyüklükte deneme sahası alınması durumunda, ormanın tamamı için elde edilecek istatistiklerin (ortalama, toplam hacim, v.b.) hesap edilmesi bu değerlerin ortak bir büyüklüğe irca edilmesini gerektirir.

Deneme sahası şeklinin teorik olarak, tesviye eğrilerine dik yönde alınmış, dikdörtgen olması gerekmektedir. Bununla beraber, daire şeklindeki deneme sahaları sınırlarının daha kolay tespit edilebilmesi aynı yüzeye sahip geometrik şekiller arasında, dairenin en küçük çevreye sahip olması ve dolayısıyla deneme sahası hudutlarına isabet eden ağaç sayısının nispeten az olması nedenleri ile, daire şeklindeki deneme sahaları tercih edilmelidir. Bu takdirde, deneme sahasının yarıçapı, yaklaşık olarak 16 metredir.

3 — Basit tesadüfi örneklemenin, diğer örnekleme düzenlerine kıyasla, uygulanması daha kolaydır. Bununla beraber, %5'lik nispi hata için en yüksek sayıda deneme sahasının alınması gerekmiştir ( $n=72$ ).

Basit tesadüfi örnekleme, deneme sahalarının toplumun her tarafına üniform bir şekilde dağılmasını güven altına alacak bir düzen yoktur. Bu nedenle, toplumun bazı kısımlarının örnekte daha yüksek oranda bulunabilmesi ve dolayısıyla toplumun diğer kısımlarının gereği gibi temsil edilememesi ihtimali yüksektir.

4 — Ormanı, hacim itibariyle daha homojen kısımlara (meşçere tiplerine) bölmek (stratifikasyon), böylece, aynı sıhhat derecesine ulaşmak için daha az sayıda deneme sahası almak, dolayısıyla maliyeti düşürmek ve her kısmın örnekte aynı oranda temsil edilmesini sağlamak mümkündür.

Meşçere tiplerinin ayırımında kullanılabilecek kriterler için, araştırmaya esas olan materyalin niteliklerine bağlı olarak, aşağıdaki sonuçlar tespit edilmiştir.

a) Meşçere tiplerinin ayırımında, kapalılığın tek kriter olarak kullanılması halinde, %5'lik nispi hata için gerekli deneme sahası sayısı  $n=69$  hesaplanmıştır. Bu miktar, basit tesadüfi örneklemede, aynı hata oranı için gerekli deneme sahasından çok az fark etmektedir. Bu durum, tepe kapalılığı kriterinin meşçereleri varyasyonu azaltmada yetersiz kalmasından ileri gelmiştir. Meşçereleri varyasyon, genel varyasyonun %93,4'ü olarak bulunmuştur. Ayrıca, teşkil edilen üç meşçere tipinden ikisinin nispi hatası genel nispi hatadan daha yüksek olmuştur.

b) Daha homojen meşçere tiplerinin ayırımında, bonitet ve tabii gelişme çağlarının kullanılmaları aynı derecede etkili olmuşlardır. Her iki kriter için hesaplanan meşçereleri varyasyon birbirine yakın, dolayısıyla %5'lik nispi hata için gerekli deneme sahası sayıları birbirlerine hemen eşit bulunmuştur ( $n_{bon}=36$ ;  $n_{tgc}=34$ ).

c) Meşçere tiplerinin ayırımında, bonitet ve tabii gelişme çağları kriterlerinin birlikte kullanılması meşçereleri varyasyonu daha da azaltmış, ancak bu azaltma, kriterlerin yalnız kullanılmaları halinde gerçekleşen oranda olmamıştır.

d) Tek olarak kullanılması halinde, meşçereleri varyasyonu azaltmada yetersiz kalan tepe kapalılığı kriterinin, bonitet ile birlikte kullanılması halinde, söz konusu varyasyon genel varyasyonun %19'u kadar bulunmuştur. Aynı durum, tabii gelişme çağları ve tepe kapalılığı kriterlerinin ortak etkisi için de tespit edilmiştir. Bu sonuçlara dayanılarak, meşçere tiplerinin ayırımında, bonitet-tepe kapalılığı veya tabii gelişme çağları-tepe kapalılığı kriterlerinin daima esas alınması gerektiği kanısına varılmıştır.

e) Ağaç türleri itibariyle karışıklık kriteri, daha homojen meşçere tipleri ayırımında yetersiz kalmıştır. Diğer taraftan ağaç türü itibariyle hakimiyet, meşçereleri varyasyonu azaltmış, aynı hata miktarı için daha az deneme sahasına ihtiyaç göstermiştir. Bununla beraber, bu azalma önemli oranda olmamıştır.

f) Hesap ünitesi olarak sahanın tamamının alınması halinde, tüm sahada elde edilen sıhhat derecesi ile münferit meşçere tiplerinde elde edilen sıhhat dereceleri arasında ters bir ilişki müşahade edilmiştir. Şöyleki; meşçere tipleri ayırımında, meşçereleri varyasyonu azaldıkça istenen sıhhat derecesi için daha az deneme sahası gerekmiş, böylece meşçere tiplerine düşen deneme sahası sayıları da azalmış, sonuç olarak, meşçere tiplerinde sıhhat dereceleri düşmüştür.

Hesap ünitesi olarak meşçere tiplerinin kabul edilmesi ve bunların herbirinde %5'lik nispi hata öngörülmesi durumunda, alınması gereken toplam deneme sahası, tüm saha halinde gerekli deneme sahasının yedi katı kadar olabilmıştır.

g) Optimum dağıtım, orantılı dağıtıma göre, ortalama %12 civarında bir üstünlük göstermiştir. Ancak, optimum dağıtımın söz konusu üstünlüğünün sağlanabilmesi, özellikle meşçere tiplerinin standard sap-

malarının, gerçeğe yakın derecede bilinmesini gerektirir. Meşçere tiplerinin standard sapmaları, genellikle, önceden bilinmeyip ön çalışmalarla yaklaşık olarak tayin edilebildiğinden, uygulamada optimum dağıtımın üstünlüğü gerçekleşmeyebilir. Ayrıca, meşçere tiplerinin standard sapmalarını tespit amacı ile yapılacak ön çalışmalar toplam masraf miktarını da arttıracaktır.

Optimum dağıtımda, meşçere tiplerinin standard sapmaları hesaba girmekte, böylece daha heterojen meşçerelerden daha çok deneme sahası alınması gerekmektedir. Genellikle, bozuk nitelikte, dolayısıyla ekonomik değerce düşük meşçerelerin standard sapmaları daha yüksek olduğundan, bu durum ormancılık uygulamasının istekleri ile çelişme göstermektedir.

Yukarıda sözü edilen nedenlerden, ağaç serveti miktarının tayininde, orantılı dağıtımın kullanılması daha uygun olacaktır.

5) Kümeli örneklemede, üzerinde durulan altı küme tipleri için korelasyon katsayıları pozitif bulunmuştur. Bu nedenle, basit kümeli örnekleme, basit tesadüfi örneklemeyle oranla daha yüksek varyans değerleri vermiştir.

Altı küme tipi için hesaplanan korelasyon katsayılarından (a) ve (e) tiplerine ait korelasyon katsayıları Fischer'in Z - testine tabi tutulmuş ve güvenilirlik derecesi  $\alpha = \%5$  için farklı; diğer tiplere ait değerler ise aynı bulunmuştur. Bununla beraber, aynı hata oranı için en az deneme sahasını gerektirdiğinden, c - tipi kümenin tercih edilmesi gerektiği kanısına varılmıştır. Ayrıca, c - tipi için hesaplanan varyans, basit tesadüfi örnekleme varyansına oranla, en yüksek etkenlik derecesi göstermiştir.

Kümeli örnekleme daha heterojen toplumlarda daha sıhhatli sonuçlar verecektir. Buna göre, bölümlü tesadüfi örnekleme ile basit kümeli örnekleme, istatistikî sorunları bakımından tezat teşkil etmektedir. Bu nedenle, geniş sahalarda veya ekonomik değerce düşük ormanların ağaç serveti envanterinde basit kümeli örnekleme tercih edilmelidir.

6) Araştırmada, üzerinde durulan metodlar arasında sistematik örnekleme en yüksek sıhhat derecesini vermiş, diğer bir ifade ile, aynı sıhhat derecesi için, en az sayıda deneme sahası alınmasını gerektirmiştir. Örnekleme oranı  $f = \%20$  için  $n = 52$  deneme sahası alınmış, tüm sahanın aritmetik ortalamasının varyansı 0,3821 bulunmuştur. Ortalamanın  $\%5$  lik bir nispi hata ile hesaplanabilmesi için alınması gereken deneme sahası sayısı  $n = 19$ 'dur. Bu rakam, bonitet-tepe kapallığı veya tabii ge-

lişme çağları-tepe kapallığı kriterlerinin kullanılması halinde hesaplanan deneme sahası sayısına hemen eşittir. O halde, sistematik örnekleme, sözü edilen kriterlerle herhangi bir ayırma ihtiyacı göstermeden aynı derecede etkili olmuştur.

a) Örnekleme oranı  $f = \%20$  için, basit sistematik örnekleme ile bölümlü sistematik örnekleme arasında, sıhhat derecesi yönünden bir fark bulunmamıştır. Esasen, basit sistematik örneklemenin meşçereleri varyasyonu azaltmada en etkili olan bonitet-tepe kapallığı veya tabii gelişme çağları-itepe kapallığı kriterleri ile gerekli deneme sahası sayısını azaltmada aynı sonucun sağlanması, meşçere tipleri ayırımının, sistematik örneklemenin söz konusu etkisini çoğaltma hususunda bir katkıda bulunmaması gerekir. Elde edilen sonuç da bu kanıyı kuvvetlendirici niteliktedir.

b) Formül (3.16) yardımıyla toplumun aritmetik ortalamasının hesabı, seçilen örnekleme aralığına göre, toplumdaki alınması mümkün bütün örneklerin kullanılmasını gerektirmektedir. Uygulamada, söz konusu örneklerden sadece bir tanesi alındığından, Formül (3.16) varyans hesabında kullanılamaz.

Toplumun aritmetik ortalamasının varyansını hesaplamada kullanılmak üzere teklif edilen yaklaşık formüllerden, Formül (3.1) ve Formül (3.18) ile elde edilen değerler, Formül (3.16) ile bulunan değerlerden büyüktürler. Özellikle, Formül (3.1) 'in sağladığı değerler, Formül (3.16) 'nın 7 katı civarında, Formül (3.18) 'in değerleri ise Formül (3.16) 'nın 3 katı civarındadırlar. Bu nedenlerle, varyans hesabında Formül (3.18) tercih edilmelidir. Örnekleme oranının  $\%5$  'ten büyük olması halinde, Formül (3.18) 'in sonucu sonlu düzeltme faktörü ile çarpılarak, Formül (3.16) 'ya daha çok yaklaştırılabilir.

c) Sistematik örneklemede, hesap ünitesi olarak sahanın tamamının alınması halinde, tüm sahanın aritmetik ortalaması için elde edilen sıhhat derecesine karşılık, meşçere tiplerinde hangi sıhhat derecesine ulaşıldığı hesap edilemez. Zira, meşçere tiplerine isabet edecek deneme sahaları, başlangıç deneme sahasına bağlı olarak değişebilecek, böylece meşçere içlerinde üniform bir örnekleme aralığı teşekkül etmeyecektir. Bu nedenle, varyans formülünde bulunan korelasyon katsayısı ve dolayısıyla varyans hesaplanamayacaktır.

d) Sistematik örneklemede, belirli bir sıhhat derecesi için gerekli deneme sahası sayısı, Formül (3.16) 'dan bulunamaz. Zira, formüldeki

korelasyon katsayısı ( $\rho_w$ ) 'nun değeri örnekleme aralığının bir fonksiyonudur. Formül (3.2) ile bulunan miktarın yarısı veya bonitet-tepe kapallığı kriterleri için hesaplanacak deneme sahası sayısı, yaklaşık bir değer olarak bu amaçla kullanılabilir.

e) Çalışma sahasında, eş uzaklıktaki deneme sahaları arasında bir otokorelasyon tespit edilmiştir. Otokorelasyon, deneme sahaları arasındaki uzaklığın bir fonksiyonu olup, monoton azalan bir seyir göstermiştir.

Otokorelasyon varlığı, başka etken ve sınırlamalar bulunmadığı halde, sistematik örnekleme için deneme sahaları arasında alınması gereken açıklık hakkında genel bir fikir verebilir. Araştırma sahamızda, bu uzaklık, tesviye eğrilerine dik yönde 300 metre olarak tespit edilmiştir. Bununla beraber, söz konusu uzaklık tesviye eğrilerine paralel yönde daha fazla olarak alınabilir ve bu esaslar dahilinde hazırlanacak bir şablon ormandan alınacak deneme sahası sayısını tayinde kullanılabilir.

7 — Ağaç serveti miktarının tayininde kullanılacak diğer bir örnekleme ünitesi deneme şeritleridir. Bununla beraber, örnek ünitesinin eş büyüklükte olması zorunluğu, buna karşılık, orman sahalarının düzgün geometrik şekle sahip olmamaları nedeni ile ormanın meşçere tiplerine ayırımı mümkün değildir. Ancak, orman sahasının bir dikdörtgen (veya kare) içine alınması halinde, eş büyüklükteki deneme şeritleri teşkil edilebilir. Bu takdirde, çizilen dikdörtgen (veya kare) içinde kalan saha, ağaçlı saha ve ağaçsız saha olmak üzere, sun'î iki kısma ayrılmış olacaktır. Bu iki kısmın şeritlerde çeşitli oranlarda bulunması nedeni ile, toplum ortalamasının varyansı, diğerlerinden ayrı olarak, Formül (3.22) ile hesaplanmalıdır. Formül (3.21) 'nin paydası, şeritteki ağaçlık sahaların toplamı olup bir varyasyon gösterdiğinden, deneme şeritlerinin sıhhat derecesi deneme sahalarına oranla, daha düşük bulunmuştur. Ayrıca, deneme şeritleri alanlarının büyük oluşu, alınması gereken ünite sayısını azaltmış, bu durum da sıhhat derecesini düşüren diğer bir etken olmuştur.

Deneme şeritlerinden, şerit genişliğinin bütün saha boyunca aynı tutulması güçlük göstermektedir. Ayrıca, hududa isabet eden ağaçların şerit içinde kalıp kalmadığı diğer bir sorun olmakta ve genellikle pozitif sistematik hata doğurmaktadır.

8 — Şeritte deneme sahaları düzeninde, daha çok sayıda şerit alındığından, deneme şeritlerine kıyasla daha küçük varyans ve dolayısıyla daha yüksek sıhhat derecesi elde edilmiştir. Ancak, bu sıhhat derecesi, basit tesadüfi örnekleme oranla düşüktür.

#### FAYDALANILAN ESERLERDEN BAZILARI

- 1 — ALEMDAĞ, Ş., 1967: Türkiye'deki Sarıçam ormanlarının kuruluşu, verim gücü ve ormanların işletilmesinde takip edilecek esaslar. Orm. Arş. Enst. Ya. No. 20, Ankara.
- 2 — COCHRAN, G. W., 1946: Relative accuracy of systematic and stratified random samples for a certain class of population. Ann. Math. Stat. 17; 164-177.
- 3 — COCHRAN, G. W., 1966: Sampling Techniques, John-Wiley Co., New-York.
- 4 — DEMING, E. W., 1964: Statistical adjustment of data, Dover Pub., New-York.
- 5 — DEMING, E. W., 1966: Some Theory of Sampling, Dover Pub., New-York.
- 6 — ERASLAN, İ., 1963: Umumi ve Türkiye orman amenajmanı, Or. Fak. Ya. İstanbul.
- 7 — ERASLAN, İ., 1963: Türkiye'de orman envanterinin geçmişi ve bugünkü durumu, Or. Fak. Der., Seri B, C. XII.
- 8 — FAO, 1950: National Forest Inventory, Washington.
- 9 — FIRAT, F., 1961: Hasılat Bilgisi Ders notları (Roto Baskısı), İstanbul.
- 10 — FIRAT, F., 1962: Dendrometri, Or. Fak. Ya. İstanbul.
- 11 — FIRAT, F., 1967: Ormancılık İşletme İktisadı, Or. Fak. Ya. İstanbul.
- 12 — HANSEN, M. H., - W. N. HURWITZ, W. G. MADOW, 1964: Sample Survey Methods and Theory, Vol. I, John-Wiley, New-York.
- 13 — JOHNSON, F. A. and J. H. HIXON, 1952: The most efficient size and shape of plot to use for cruising in old-growth Douglas fir timber, Jour. For., 50: 17-20.
- 14 — KALIPSIZ, A., 1959: Ormancılık araştırmalarında matematik - istatistik metodlarının önemi. Or. Fak. Der., Seri B, C. IX, Sayı 2, İstanbul.
- 15 — LEOTSCH, F., - K. E. HALLER, 1964: Forest Inventory, Munich.
- 16 — MESAVAGE, C., - L. R. GROSENBAUGH, 1956: Efficiency of several cruising designs on small tracts in North Arkansas Jour. For., 54: 569-576.
- 17 — MİRABOĞLU, M., 1955: Gökarnalarda şekil ve Hacim araştırmaları. Orm. Gn. Md. Ya.
- 18 — ORMAN GENEL MÜDÜRLÜĞÜ, 1966: Orman Amenajman Yönetmeliği, Ankara.
- 19 — PARDE, J., 1957: Recherches sur application aux tailles-sous-futaie des methodes mathematiques statistiques d'inventaire, Extrait, Nancy.
- 20 — PRODAN, M. 1968: Forest Biometrics, Pergamon Press. Oxford.
- 21 — SPURR, S. H. 1952: Forest Inventory, The Ronald Press Co., New-York.

## RESEARCH ON THE INVENTORY METHODS TO USE IN ESTIMATING VOLUME OF GROWING STOCK

The purpose of the present study is that of providing a basis for the establishment of the most convenient field work procedure in a forest inventory, through making comparisons of the precisions achieved by using different methods of sampling. In addition, the most efficient size of sample plot also been discussed.

### Conclusions

- 1 — The most efficient size of sample plot was found to be 0,08 hectare as large.
- 2 — On comparisons of the number of sample plots needed for the relative error of %5 (e.i. %10 absolute error for  $t=2$ ) of the arithmetic mean, it was found that both stratified random sampling and systematic sampling was superior to simple random sampling. For simple random sampling, there was no device to ensure that every part of the whole forest was represented in a proper portion in the sample.
- 3 — The impacts of using the following criteria for stratification was studied. The findings were as follows:
  - a — Using crown closure as the only criterion for stratification proved not to be effective enough to reduce the variation within stand types. The within variation was 93,4% of the total variation
  - b — Both site class and stand development stages were found to be highly effective in reducing variation stand types. The within variation was 41% of the total variation for site class, and 38,4% for stand development stages.
  - c — Using site class criterion together with stand development stages reduced the within variation to 26,5% of the total variation.
  - d — Using site class together with crown closure as criteria for stratification, the within variation was only 19% of the total variation and 18,7% of the total variation for crown closure plus stand development stages.

In the view of the above findings, site class plus crown closure or crown closure plus stand development stages seemed to be the major criteria in the stand type classification to reduce within variation effectively, and therefore the number of sample plots for the specified relative error.

- e — Using mixture by species as a criterion in stratification did not effectively reduced within variation. On the other hand, dominance by species was found to be effective in the above sense. However, that was not quite prominent.
  - f — In the case of taking the whole forest as unit of assessment, any reduction in the variation of within stand types decreased the number of sample plots for the specified relative error. Consequently, the lesser amount of sample plots was to be sampled from stand types and therefore much higher relative error resulted in them. Yet, using stand types separately as unit of assessment, for the same amount of relative error, resulted in 7 times higher number of sample plots than the case of using the whole forest as unit of assessment.
  - g — Although proved to be superior to proportional allocation, optimum allocation was found to be not suitable to forest practice, since standard error of the stand types couldn't had been determined precisely and degraded stands mostly showed high standard errors.
- 5 — In spite of the fact of reducing unproductive walking time between sampling units, cluster sampling was found less precise than simple random sampling, because of positive intracluster correlation coefficient. Among the cluster types studied, c - type cluster, which means three plots of 400 sq.m. per hectare, was concluded to be more effective.
  - 6 — Systematic sampling was found to be as effective as site class plus crown closure criteria in reducing number of sample plots for the specified relative error of the arithmetic mean.
    - a — No difference was detected in terms of precisions between simple systematic sampling and stratified systematic sampling, which was based on the crown closure, site class, dominance by species and stand development stages, for 20% sampling fraction.
    - b — As yet, no generally applicable formulae have been developed for estimating the variance of the systematic sample from sample itself. Instead, various approximations are being used. Among

them, the formula being used for simple random sampling overestimated by 7 times higher the variance value than of the formula (3.16). On the other hand, for approximation formula (3.18) the results were 3 times higher.

In the case of systematic sampling, intraclass correlation coefficient can be computed more easily by the derived formula (3.17a).

- c — In the case of systematic sampling, if the whole forest was considered unit of assessment, than the relative errors which were brought out in the stand types couldn't be estimated, for sample plots from each individual stand type were not sampled independently and no uniform sampling interval therefore was realised within each stand type.
  - d — For systematic sampling, there is no general formula to use to estimate the number of sample plots needed for the specified relative error. However, the number of sample plots calculated in the case of stratified sampling, which was based on site class plus crown closure criteria (or equally stand development stages plus crown closure) could be used for the purpose.
  - e — An autocorrelation was detected among sample plots in the same systematic samples. This fact could be used, as a rule-of-thumb, to establish a network of systematic samples for a forest estate. Under the present circumstances, the systematic plots could be taken as apart as 300 meters across the counter-lines.
- 7 — Although the strip is a sampling unit with the optimum relation of walking time to area of sampling, using strips as sampling unit had some disadvantages from statistical stand point for the number of sampling units was relatively small for the given sampling fraction and possibilities of stratification were limited. Using strips as sampling units resulted in the largest variance value on comparison to the other sampling schemes. Not being able to carry out a constant length of the strip along the forested area was another source of bias.
- 8 — Taking sample plots on the line improved the sampling variance at the account of higher number of strips but not to an appreciable degree.