

Διαδικασίες Διακλάδωσης (δ.δ.)

Οι Διαδ. διακλάδωσης μοντελοποιούν κάποιο πληθυσμό όπου κάθε άτομο στη γενιά n παράγει τυχαίο αριθμό απογόνων. Οι απόγονοι ανήκουν στην γενιά $n+1$ κ' αυτοί παράγουν τυχαίο αριθμό απογόνων. Η κατανομή του αριθμού των απογόνων είναι η ίδια για κάθε άτομο. Οι δ.δ. χρησιμοποιούνται για μοντέλα ανελαστικής. Για παράδειγμα τα άτομα μπορεί να αντιστοιχούν σε βελκίσια που γεννούν με κάποια πιθανότητα 0, 1 ή 2 απογόνους. Άλλο συστήματα με την ίδια δοκιμική είναι η εξάπλωση των επιδέτων στην γενεαλογία ή η εξάπλωση των νετρονίων σε ένα πυρηνικό αντιδραστήρα.

Ορισ Η διαδικασία $\{Z_n\}_{n \geq 0}$ είναι δ.δ. εάν

$$Z_n = \begin{cases} 1, & n=0 \\ \sum_{i=1}^{Z_{n-1}} Z_i^{(n)}, & n \geq 1 \end{cases} \quad \text{όπου } \underline{Z_i^{(n)}} \stackrel{iid}{\sim} Z \sim f(\cdot).$$

Οι ανεξάρτητες κ' ταυτοτικά κατανοημένες τ.μ $Z_i^{(n)} \sim Z$ έχουν χώρο καταστάσεων κάποιο υποσύνολο του \mathbb{N}_0 .

Πρόταση Η διαδικασία διακλ. $\{Z_n\}_{n \geq 0}$ είναι μια χρονική ερμηνεία Markovian αλυσίδα.

$$P\{Z_n=y \mid Z_{n-1}=x, Z_{n-2}=x_{n-2}, \dots, Z_0=1\} = P\left\{\sum_{i=1}^{Z_{n-1}} Z_i^{(n)} = y \mid Z_{n-1}=x, \dots\right\}$$

$$= P\left\{\sum_{i=1}^x Z_i^{(n)} = y \mid Z_{n-1}=x, \dots, Z_0=1\right\} \stackrel{\text{ανεξ. } Z_i^{(n)}}{=} P\left\{\sum_{i=1}^x Z_i^{(n)} = y\right\}$$

Παρατηρούμε ότι: επειδή $Z_i^{(n)}$, $i \geq 1, n \geq 1$ είναι ανεξάρτητα.

$$P\left\{\sum_{i=1}^x Z_i^{(n)} = y\right\} = P\left\{\sum_{i=1}^x Z_i^{(n-1)} = y\right\} = \dots = P\left\{\sum_{i=1}^x Z_i^{(1)} = y\right\} \text{ έτσι.}$$

Έχουμε ότι $P\{Z_n=y \mid Z_{n-1}=x, \dots, Z_0=1\} = P\{Z_n=y \mid Z_{n-1}=x\}$

η πιθανότητα μετά-βρασης δεν εξαρτάται από το n

$$P\{Z_n=y \mid Z_{n-1}=x\} = P(y|x) = P\left\{\sum_{i=1}^x Z_i^{(n)} = y\right\} = f^{*x}(y)$$

Δ

η x -τάξης διακριτή συνελίξη της $f(\cdot)$ στο y . □

Παρατήρηση Εάν X, Y διακριτές τμ. η συνελίξη τους είναι:

$$W = X+Y \Rightarrow P\{W=n\} = P\left(\bigcup_{i=0}^n \{X=i, Y=n-i\}\right) =$$

$$= \sum_{i=0}^n P\{X=i, Y=n-i\} \stackrel{\text{Εξ. } X \perp Y}{=} \sum_{i=0}^n P\{X=i\}P\{Y=n-i\}$$

Πρόταση Εάν $G_n(s) \equiv \prod_{Z_n}(s)$ είναι η πιθανογεννητήρια συν/ση της Z_n τότε ισχύει η αναδρομική σχέση

$$G_n(s) = G_{n-1}(G(s)) \quad n \geq 1, \quad G_0(s) = s$$

όπου $G(s) \equiv \prod_{Z^{(1)}}(s) = \prod_Z(s), \forall i, n$. η πιθανογεννητήρια του αριθμού των απογόνων κάθε ατόμου.

$$\begin{aligned} G_n(s) &= \mathbb{E}[s^{Z_n}] = \mathbb{E}\left\{ \mathbb{E}[s^{Z_n} | Z_{n-1}] \right\} \\ &= \sum_{k=0}^{\infty} \mathbb{E}\left[s^{\sum_{i=1}^{Z_{n-1}} Z_i^{(n)}} \mid Z_{n-1} = k \right] P\{Z_{n-1} = k\} \\ &= \sum_{k=0}^{\infty} \mathbb{E}\left[s^{\sum_{i=1}^k Z_i^{(n)}} \mid Z_{n-1} = k \right] P\{Z_{n-1} = k\} \\ &= \sum_{k=0}^{\infty} \underbrace{\mathbb{E}\left[s^{\sum_{i=1}^k Z_i^{(n)}} \right]}_{\mathbb{E}[s^{Z_1^{(n)}}] \dots \mathbb{E}[s^{Z_k^{(n)}}]} P\{Z_{n-1} = k\} = G(s)^k \\ &= \sum_{k=0}^{\infty} G(s)^k P\{Z_{n-1} = k\} = \mathbb{E}\left\{ G(s)^{Z_{n-1}} \right\} = G_{n-1}(G(s)) \end{aligned}$$

$$G_0(s) = \mathbb{E}[s^{Z_0}] = s^1 \cdot P\{Z_0 = 1\} = s \quad : (3.1)$$

Παρατήρηση

$$\begin{aligned} G_n(s) &= G_{n-1}(G(s)) = \underbrace{G_{n-2}(G(s))}_s = G_{n-2}(G(G(s))) \\ &= \dots = G_0(G(G(\dots G(s)\dots))) \quad (3.1) \\ &= \underbrace{G(G(\dots G(s)\dots))}_{n \text{ φορές}} \quad : (3.2) \end{aligned}$$

Θέτουμε $G^{\circ n} = \underbrace{G \circ G \circ \dots \circ G}_{n \text{ φορές}}$ τότε

(3.2) \Rightarrow $G_n(s) = G^{\circ n}(s)$ $n \geq 0$ όπου $G^{\circ 0}(s) = s$: (4.1)

Εφαρμογή Να βρεθεί το $G_n(s)$ αν $Z \sim \underbrace{\text{Bernoulli}(p)}_{\text{Bin}(1,p)}$

$G_1(s) = \prod_{Z_1} = \sum_{z_1} z_1^s = z_1^s \sim Z = \prod_z(s) = G(s)$

(Κάτι που ήδη γνωρίζουμε από την (4.1))

$G_1(s) = s^0 q + s^1 p = q + sp = G(s)$

$G_2(s) = G^{\circ 2}(s) = G(q + sp) = q + (q + sp)p = q + pq + sp^2$

$G_3(s) = G^{\circ 3}(s) = G(q + pq + sp^2) = q + pq + p^2 q + p^3 s$

⋮

$G_n(s) = G^{\circ n}(s) = q + pq + \dots + p^{n-1} q + p^n s = \frac{q(1-p^n)}{1-p} + p^n s$
 $= 1 - p^n + p^n s = 1 + (s-1)p^n$: (4.1)

Παρατήρηση :

$G_n(s) = 1 + (s-1)p^n \Rightarrow E[Z_n] = G'_n(1) = p^n$

ενώ $p = E[Z]$ δηλ. εδώ έχουμε ότι $E[Z_n] = E[Z]^n$.

Θα δείξουμε ότι αυτό ισχύει για κάθε $Z \sim f(\cdot)$

Πρόταση Έστω $\{Z_n\}_{n \geq 0} = \text{i.i.d}$ κ' $\mu = \mathbb{E}[Z]$, $\sigma^2 = \text{Var}[Z]$ 5

(i) $\mathbb{E}[Z_n] = \mu^n$: (5.1)

(ii) $\text{Var}[Z_n] = \begin{cases} n \cdot \sigma^2, & \mu = 1 \\ \sigma^2 \mu^{n-1} \left(\frac{1 - \mu^n}{1 - \mu} \right), & \mu \neq 1 \end{cases}$: (5.2)

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[Z_n] &= \mathbb{E} \left\{ \mathbb{E}[Z_n | Z_{n-1}] \right\} = \sum_{k=0}^{\infty} \mathbb{E}[Z_n | Z_{n-1} = k] P\{Z_{n-1} = k\} \\ &= \sum_{k=0}^{\infty} \mathbb{E} \left[\sum_{i=0}^{Z_{n-1}} Z_i^{(n)} | Z_{n-1} = k \right] P\{Z_{n-1} = k\} = \sum_{k=0}^{\infty} \mathbb{E} \left[\sum_{i=0}^k Z_i^{(n)} \right] P\{Z_{n-1} = k\} \\ &= \sum_{k=0}^{\infty} k \cdot \mathbb{E}[Z] P\{Z_{n-1} = k\} = \mathbb{E}[Z] \cdot \sum_{k=0}^{\infty} k P\{Z_{n-1} = k\} = \mu \cdot \mathbb{E}[Z_{n-1}] \end{aligned}$$

$$\mathbb{E}[Z_n] = \mu \mathbb{E}[Z_{n-1}] = \mu^2 \mathbb{E}[Z_{n-2}] = \dots = \mu^n \mathbb{E}[Z_0] = \mu^n$$

$$\text{Var}[Z_n] = \mathbb{E} \left\{ \text{Var}[Z_n | Z_{n-1}] \right\} + \text{Var} \left\{ \mathbb{E}[Z_n | Z_{n-1}] \right\} : (5.3)$$

$$\text{Var}[Z_n | Z_{n-1}] = \text{Var} \left[\sum_{i=1}^{Z_{n-1}} Z_i^{(n)} | Z_{n-1} \right] \stackrel{Z_i^{(n)} \text{ iid } Z}{=} Z_{n-1} \cdot \text{Var}[Z]$$

$$\mathbb{E}[Z_n | Z_{n-1}] = \mathbb{E} \left[\sum_{i=1}^{Z_{n-1}} Z_i^{(n)} | Z_{n-1} \right] = Z_{n-1} \cdot \mathbb{E}[Z]$$

$$\begin{aligned} (5.3) \Rightarrow \text{Var}[Z_n] &= \mathbb{E} \left\{ Z_{n-1} \cdot \text{Var}[Z] \right\} + \text{Var} \left\{ Z_{n-1} \cdot \mathbb{E}[Z] \right\} = \\ &= \text{Var}[Z] \mathbb{E}[Z_{n-1}] + \text{Var}[Z_{n-1}] \mathbb{E}[Z]^2 \Rightarrow \end{aligned}$$

$$\text{Var}[Z_n] = \sigma^2 \mu^{n-1} + \mu^2 \text{Var}[Z_{n-1}], \quad n \geq 1$$

$$= \sigma^2 \mu^{n-1} + \mu^2 \left(\sigma^2 \mu^{n-2} + \mu^2 \text{Var}[Z_{n-2}] \right) = \sigma^2 \mu^{n-1} + \sigma^2 \mu^n + \mu^4 \text{Var}[Z_{n-2}]$$

$$= \sigma^2 \mu^{n-1} + \sigma^2 \mu^n + \mu^4 \left(\sigma^2 \mu^{n-3} + \mu^2 \text{Var}[Z_{n-3}] \right)$$

$$= \sigma^2 \mu^{n-1} + \sigma^2 \mu^n + \sigma^2 \mu^{n+1} + \mu^6 \text{Var}[Z_{n-3}] = \sigma^2 \mu^n (1 + \mu + \mu^2) + \mu^6 \text{Var}[Z_{n-3}]$$

⋮

$$= \sigma^2 \mu^{n-1} (1 + \mu + \dots + \mu^{n-1}) + \underbrace{\mu^{2n} \text{Var}[Z_0]}_0$$

$$= \begin{cases} n \sigma^2 & \mu = 1 \\ \sigma^2 \mu^{n-1} \cdot \frac{1 - \mu^n}{1 - \mu} & \mu \neq 1 \end{cases}$$

□

Οπ6 Η πιθανότητα αφανισμού (ultimate extinction prob.) είναι $\gamma = P(\omega E) = P\left(\bigcup_{n=0}^{\infty} \{Z_n = 0\}\right)$

Πρόταση Θα δείξουμε ότι $\gamma = \lim_{n \rightarrow \infty} \overbrace{P\{Z_n = 0\}}^{\gamma_n}$

Έστω ακολουθία ενδεχομένων $A_n \subset A_{n+1}, \forall n \geq 0 \Rightarrow$

$$P\left(\bigcup_{n=0}^{\infty} A_n\right) = P\left(A_0 \cup \bigcup_{n=0}^{\infty} (A_{n+1} \setminus A_n)\right) = P(A_0) + \sum_{n=0}^{\infty} P(A_{n+1} \setminus A_n) =$$

$$= \lim_{n \rightarrow \infty} \left[P(A_0) + \sum_{k=0}^n P(A_{k+1} \setminus A_k) \right] = \lim_{n \rightarrow \infty} P(A_{n+1})$$

Θέτοντας $A_n = \{Z_n = 0\}$ έχουμε ότι $\gamma = \lim_{n \rightarrow \infty} P\{Z_n = 0\}$ □

Πρόταση Η πιθανότητα αφανισμού γ είναι η πλησιότερη ρίζα της εξίσωσης: $\{s = G(s), 0 \leq s \leq 1\}$ (7.1)

Το $G_n(s)$ είναι πιθανογεννητήρια συν/ση της δ.δ. Z_n

δηλ. $G_n(s) = \sum_{k=0}^{\infty} s^k P\{Z_n = k\} \Rightarrow G_n(0) = P\{Z_n = 0\} = \gamma_n$
 $G_{n-1}(0) = P\{Z_{n-1} = 0\} = \gamma_{n-1}$
 \vdots
 $G_1(0) = P\{Z_1 = 0\} = \gamma_1$

$G_n(s) = G(s)$ (s=0)
 $G_0(0) = P\{Z_0 = 0\} = \gamma_0 = 0$

Γνωρίζουμε ότι $G_n(s) = G(G_{n-1}(s)) \Rightarrow$ (s=0)

$\Rightarrow \boxed{\gamma_n = G(\gamma_{n-1})} \xrightarrow{\lim_{n \rightarrow \infty} (\cdot)} \gamma = G(\gamma)$ δηλ το γ ικανοποιεί την εξίσωση (7.1)

$G'(s) = \left\{ \sum_{k=0}^{\infty} s^k P\{Z=k\} \right\}' = \sum_{k=1}^{\infty} k \cdot s^{k-1} P\{Z=k\} \geq 0, \forall 0 \leq s \leq 1$

$\Rightarrow G(s) \nearrow, \forall 0 \leq s \leq 1$

Έστω ότι s^* είναι ρίζα της (7.1), τότε $s^* \geq 0 = \gamma_0 \Rightarrow$

$\xrightarrow{G(\cdot)} G(s^*) \geq G(0) \Leftrightarrow s^* \geq \gamma_1$ (7.2)

$$s^* \geq \gamma_1 \xRightarrow{G(\cdot)} G(s^*) \geq G(\gamma_1) \stackrel{(7.2)}{\Leftrightarrow} s^* \geq \gamma_2$$

Εποχωχικό λήμμα έχουμε ότι $s^* \geq \gamma_n, \forall n \geq 0 \xRightarrow{\text{lim } (.)}$

$\Rightarrow s^* \geq \gamma$ για κάθε ριζά s^* της (7.1) \Rightarrow

$$\Rightarrow \boxed{\gamma = \inf \{ s : 0 \leq s \leq 1, s = G(s) \}}$$

Παρατήρηση: Το εύρος λύσεων της εξίσωσης (7.1)

είναι μη κενό εφόσον $G(1) = \sum_{k=0}^{\infty} s^k P\{Z=k\} \Big|_{s=1} = \sum_{k=0}^{\infty} P\{Z=k\} = 1$

Παράδειγμα (i) Δίνεται διαδικασία διακλάδωσης $\{Z_n\}_{n \geq 0}$

με κατανομή απογόνων $Z \sim \text{Bin}(N, p)$. Να βρεθεί η εξίσωση που ικανοποιεί το extinction probab. γ . Να βρεθεί το γ για $N=2, p=1/4$.

$$G(s) = E[s^Z] = \sum_{k=0}^N s^k \text{Bin}(k|N, p) = \sum_{k=0}^N s^k \binom{N}{k} p^k (1-p)^{N-k} = (sp + 1 - p)^N$$

Έτσι το γ είναι η μικρότερη ριζά της εξίσωσης $\{ s = (sp + 1 - p)^N, 0 \leq s \leq 1 \}$

$$N=2, p=1/4 \Rightarrow s = \left(\frac{s}{4} + \frac{3}{4}\right)^2 \Leftrightarrow (s-1)(s-9) = 0, 0 \leq s \leq 1$$

$\Rightarrow \boxed{\gamma=1}$ Δηλ. Η εξαφάνιση του είδους είναι σίγουρη όταν $Z \sim \text{Bin}(2, 1/4)$ □

(ii) Να βρεθεί το γ όταν $Z \sim \text{Geo}(p)$ όπου

$Z = \#$ των αποτυχιών έως την $1^{\text{η}}$ επιτυχία : (9.1)

$$G_T(s) = \sum_{k=0}^{\infty} s^k \text{Geo}(k/p) = \sum_{k=0}^{\infty} s^k \cdot p(1-p)^k = \frac{p}{1-s(1-p)} \quad (9.2)$$

$$S = G_T(s) \Leftrightarrow s = \frac{p}{1-s(1-p)} \Leftrightarrow (1-p)s^2 - s + p = 0$$

$$\Leftrightarrow s_{\pm} = \frac{1 \pm \sqrt{1-4p(1-p)}}{2(1-p)} = \frac{1 \pm |2p-1|}{2(1-p)}$$

$$p < 1/2 \Rightarrow \left\{ \begin{array}{l} s_+ = 1 \\ s_- = \frac{p}{1-p} < 1 \end{array} \right\} \Rightarrow \gamma = \frac{p}{1-p}$$

$$p \geq 1/2 \Rightarrow \left\{ \begin{array}{l} s_+ = \frac{p}{1-p} > 1 \\ s_- = 1 \end{array} \right\} \Rightarrow \gamma = 1$$

$$\Rightarrow \gamma = \begin{cases} \frac{p}{1-p}, & p < 1/2 \\ 1 & p \geq 1/2 \end{cases}$$

□

Πρόταση Εάν $\{Z_n\}_{n \geq 0}$ είναι δ.δ. με κατανομή αποχών $Z \sim P\{Z=\cdot\}$ κ' $G(s) = \prod_Z(s)$ κ' ισχύουν τα παρακάτω

- (α) $G(s) \nearrow$, κ' $G(s)$ είναι αυστηρώς κυρτή $0 < s < 1$
- (β) $G(0) = P\{Z=0\} \geq 0$
- (γ) $G(1) = 1$
- (δ) $G'(1) = E[Z] = \mu$
- (ε) $\gamma = \inf \{s : 0 \leq s \leq 1, s = G(s)\}$

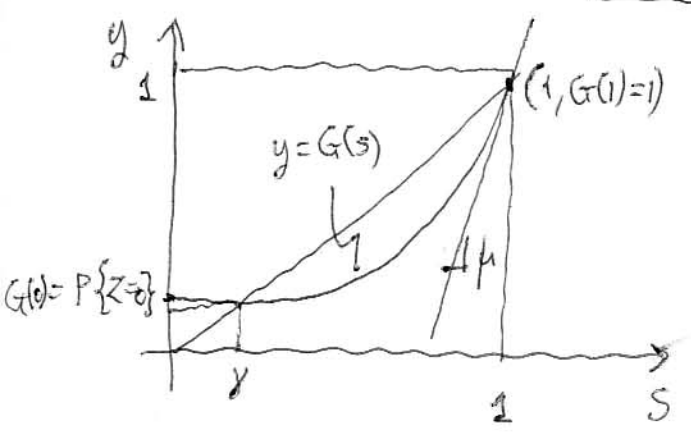
Τα (β)-(ε) είναι προφανή. για το (α) έχουμε

$$G(s) = \sum_{k=0}^{\infty} s^k P\{Z=k\}, \quad G(s) \nearrow \Leftrightarrow G'(s) = \sum_{k=1}^{\infty} k s^{k-1} P\{Z=k\} > 0$$

$$\Leftrightarrow P\{Z \geq 1\} > 0$$

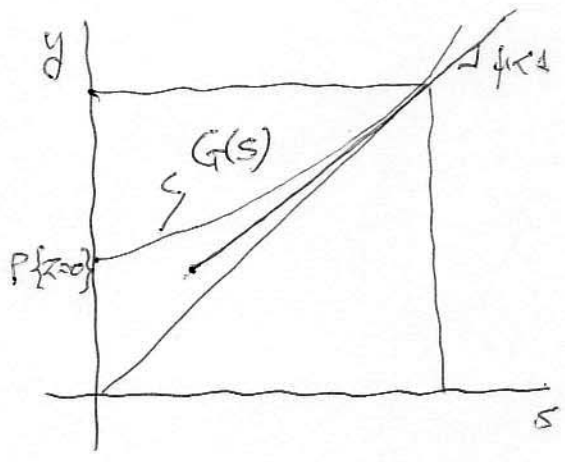
$$G(s) \text{ αυστηρώς κυρτή} \Leftrightarrow G''(s) = \sum_{k=2}^{\infty} k(k-1) s^{k-2} P\{Z=k\} > 0 \Leftrightarrow P\{Z \geq 2\} > 0$$

(i) Θα δ.ό. εάν $\mu > 1 \Rightarrow \gamma < 1$



$\mu > 1 \Rightarrow$ Το γραφικό της $G(s)$ βρίσκεται κάτω από την $y=s$ στα αριστερά του $(1, \mu)$. Άρα $y=G(s)$ πρέπει να πληρεί τον $y=x$ στο $G(0) \Rightarrow \Rightarrow$ Υπάρχει μοναδικό $0 < \gamma < 1$ τ.ω' $\gamma = G(\gamma)$

(ii) Εάν $\mu \leq 1 \Rightarrow \gamma = 1$



$\mu < 1 \Rightarrow$ το γραφικό της $G(s)$ βρίσκεται πάνω από της $y=s$ κ' η μοναδική λύση της $s=G(s)$ στο $0 \leq s \leq 1$ είναι $s=\gamma=1$

Ειδικές περιπτώσεις όπου δεν ισχύει ότι $G(s)$ είναι αυστηρά κυρτή $\Leftrightarrow P\{Z \geq 2\} = 0 \Leftrightarrow P\{Z \leq 1\} = 1$. Έστω ότι

$p = P\{Z=1\}$ κ' $1-p = P\{Z=0\}$ τότε $G(s) = 1-p + ps$

τότε $G(s) = s \Leftrightarrow \boxed{1-p + ps = s} \Rightarrow s = 1, 0 \leq p < 1, \mu = p$
 $\Rightarrow \gamma = 1, 0 \leq \mu = p < 1$.

Στην περίπτωση που $p=1 \Rightarrow 1-p + ps = s \Leftrightarrow s = s \Rightarrow$
 \Rightarrow η $G(s) = s$ έχει ∞ λύσεις στο $0 \leq s \leq 1$, κ' η μικρότερη είναι η $s = \gamma = 0, \mu = p = 1$

Εάν $p=0 \Rightarrow s = \gamma = 1, \mu = 0$

□

Ο χρόνος έως την τελική εξαφάνιση

Ορίζουμε το ενδεχόμενο $\{T=n\} = \{z_{n-1} > 0, z_n = 0\} =$
 $= n$ γενιά n είναι η πρώτη γενιά με μηδενικό αριθμό
 απογόνων

$$P\{z_n = 0\} = P\{z_n = 0, z_{n-1} > 0\} + P\{z_n = 0, z_{n-1} = 0\} \Rightarrow$$

$$\{z_{n-1} = 0\} \subset \{z_n = 0\}$$

$$P\{z_n = 0\} = P\{T=n\} + P\{z_{n-1} = 0\} \Leftrightarrow$$

$$P\{T=n\} = \underbrace{P\{z_n = 0\}}_{G_n(0) = \gamma_n} - \underbrace{P\{z_{n-1} = 0\}}_{G_{n-1}(0) = \gamma_{n-1}}$$

Παραδ.

$$Z \sim \text{Bernoulli}(p) \xrightarrow{(9.1)} G_n(s) = 1 + (s-1)p^n \Rightarrow$$

$$\Rightarrow G_n(0) = 1 - p^n = \gamma_n \Rightarrow P\{T=n\} = p^{n-1}(1-p) \xrightarrow{(9.1)}$$

$T \sim \text{Geo}(1-p) + 1 = \#$ των δοκιμών έως την
 $1^{\text{η}}$ επιτυχία με $P(E) = 1-p$

$$E[T] = \sum_{n=1}^{\infty} n \cdot p^{n-1}(1-p) = (1-p) \cdot \left(\frac{1}{1-p}\right)' = \frac{1}{1-p}$$

Παραδ

Έστω $Z \sim \text{Geo}(p)$, $\text{Geo}(k|p) = p(1-p)^k$, $k \geq 0$
 $k' \quad p = 1/2$ βρείτε την $P\{T=n\}$

$$(9.2) \Rightarrow G_1(s) = G(s) = \frac{1}{2-s}$$

$$G_2(s) = G(G(s)) = \frac{2-s}{3-2s}$$

$$G_3(s) = G(G_2(s)) = \frac{3-2s}{4-3s}$$

Δείχνουμε ότι $G_n(s) = \frac{n - (n-1)s}{(n+1) - ns}$ με επαγωγή:

$$G_{n+1}(s) = G(G_n(s)) = \frac{1}{2 - \frac{n - (n-1)s}{(n+1) - ns}} = \frac{(n+1) - ns}{(n+2) - (n+1)s}$$

Έτσι: $P\{T=n\} = G_n(0) - G_{n-1}(0) = \frac{n}{n+1} - \frac{n-1}{n} = \frac{1}{n(n+1)}$ □

Παρατήρηση (i) $\sum_{n=1}^{\infty} \frac{1}{n(n+1)} = 1$ διότι εάν $S_N = \sum_{n=1}^N \frac{1}{n(n+1)}$

μπορούμε να δείξουμε επαγωγικά ότι $S_N = 1 - \frac{1}{N+1}$

Έτσι $\sum_{n=1}^{\infty} \frac{1}{n(n+1)} = \lim_{N \rightarrow \infty} \left(1 - \frac{1}{N+1}\right) = 1$

(ii) $E[T] = \sum_{n=1}^{\infty} n \cdot \left(\frac{1}{n(n+1)}\right) = \sum_{n=1}^{\infty} \frac{1}{n+1} = \infty$