

Οριός Μαρκοβιανών Μορφών

Μια Μαρκοβιανή αλυσίδα καθορίζεται όποιος προσδιοριστας:

(a) Το σύνολο των καταστάσεων  $S = \{1, \dots, m\}$

(b) Το σύνολο των δυνατών μεταβάσεων, δηλαδή εκείνα τα  $\text{Jeugärtia } (i,j)$ , για τα οποία  $r_{ij} > 0$

(g) Τις μεταβολικές τιμές των  $r_{i,j}$  που είναι θετικές

Μια Μαρκοβιανή αλυσίδα που ορίζεται από αυτό το βασικό είναι μια ακόλουθη σ.λ.  $X_0, X_1, \dots, X_m$  που παρουσιάζει τις τιμές του  $S$  και οι οποίες μετανομάσουν στη συνδικιών:  $P(X_{n+1} = j | X_n = i, X_{n-1} = i_{n-1}, \dots, X_0 = i_0) = r_{ij}$ ,  $\forall n, \forall i, j \in S$  & πιθανή ακόλουθια προγενέσεις καταστάσεων.

Όταν τα στοιχεία μιας αλυσίδας γενορούν να κωδικοποιήσουν το πρόβλημα μεταβάσης την μη (i,j) στοιχείο το  $r_{ij}$ :

Αλλοι ένας πολύ χρήσιμος τρόπος περιγραφής στης αλυσίδας είναι μέσω του γραφήματος, το οποίο έχει τις καταστάσεις (στοιχεία του  $S$ ) ως καρυφές και για κάθε δύο καρυφές  $i, j$  για τις οποίες  $r_{ij} > 0$ , υπάρχει μια ακτίνη από το ι στο  $j$  με βάρος  $r_{ij}$ .

Μαρκοβιανή Ιδέα

Οποιαδήποτε πλήρος φάση ή από τις προγενέσεις καταστάσεων  $X_1, X_2, \dots, X_{n-1}$  είναι περιήγησης στην αλυσίδα να ευθύνεται και για το  $X_{n+1}$  εφόσον γνωρίζουμε την καταστάση  $X_n$  στη σ.δ. στη σελεύοντα επόμενη  $n$ . Μαθητικά:  $P(X_{n+1} = j | X_n = i, X_{n-1} = i_{n-1}, \dots, X_0 = i_0)$

=  $P(X_{n+1} = j | X_n = i) = p_{ij}$   
για κάθε  $i, j \in S$  και κάθε πιθανή ακόλουθια  $i_0, i_1, \dots, i_{n-1}$  προηγούμενης καταστάσεων. Δηλαδή, ο πιθανοτικός ρόλος της επόμενης καταστάσεως  $X_{n+1}$  εξαρτάται μόνο μέσω της εκτίσης της παρούσας καταστάσεως  $X_n$ , από το παρελθόν.

$$\text{Επίσης } \sum_{j=1}^m p_{ij} = 1, \forall i \in S$$

Πολλαπλασιαστικός Νότος γιας αλυσίδες Markov

$$P(X_0 = i_0, X_1 = i_1, \dots, X_n = i_n) = P(X_0 = i_0) \cdot p_{i_0 i_1} \cdot p_{i_1 i_2} \cdots p_{i_{n-1} i_n}$$

Αν γνωρίζουμε στην αρχική καταστάση του ευθύματος είναι  $X_0 = i_0$ , τότε προφανώς:  $P(X_1 = i_1, \dots, X_n = i_n | X_0 = i_0) = p_{i_0 i_1} \cdot p_{i_1 i_2} \cdots p_{i_{n-1} i_n}$

Γραφικά, μια ακόλουθια καταστάσεων προσδιορίζεται από μια ακόλουθια ακτίνων στο γράφημα, και η πιθανότητα αυτής της ακόλουθιας, δεδομένης της αρχικής καταστάσης, δέται από το πρόβλημα των πιθανοτήσεων των ακτίνων ακόλουθιας.

Πιθανοτήτες μεταβάσης αντερης στάσης

$r_{ij}(n) = P(X_n = j | X_0 = i)$ , με θέρια  $r_{ij}(n)$  είναι η πιθανότητα στην καταστάση  $j$  στη στιγμή  $n$  στην οποία βρίσκεται η αρχική καταστάση  $i$ .

Εξισώσεις Chapman-Kalhofforov

$$r_{ij}(n) = \sum_{k=1}^m r_{ik}(n-1) \cdot p_{kj}, \text{ για } n > 1 \text{ και } \forall i, j, \text{ αρχιφορας με } r_{ij}(1) = p_{ij}$$

Με θέρια οι εξισώσεις CK δίνεται στην πιθανότητα να είναι το ευθύμα την καταστάση  $j$  στη στιγμή  $n$  στην οποία βρίσκεται στην πιθανότητα  $r_{ik}(n-1) p_{kj}$ , την διαφορών δυνατών τρόπων να φτάσουμε εκεί. Εφαρκοφορας τις CK επανηλημένα παρουσιάζει στην οποία στην πιθανότητα  $r_{ij}(n)$  δέται από την αρχική καταστάση  $i$  στην στάση  $j$  στη στιγμή  $n$ :  $r_{ij}(n) = (\underline{P^n})_{ij}$

Steady State: Η πιθανότητα μιας καταστάση να ευθύνεται στο μακρινό μέλλον, δηλ. για  $n \rightarrow \infty$ , το  $r_{ij}(n)$  θα ευθύνεται σε ένα οριό, το οποίο δένεται έπειτα από την αρχική καταστάση.

Absorbing καταστάσεις: (απορροφητικές) επαναλαμβάνονται συνεχώς μέσω επισκεψών, δέδομένου αριθμού χρόνου εντός της οποίας πάντα θα ευθύνεται στην απορροφητική καταστάση.

## Επικοινωνία καταστάσεων

προσεγγίζοντας καταστάση: Η  $i$  είναι προσεγγίζοντας την  $i$ , δηλ.  $i \rightarrow j$ . Ουτός είναι μονοπάτι πάνω στη γραφή μεταξύ της αποστολής από την  $i$  στην  $j$ . Αν  $i \rightarrow j$  και  $j \rightarrow i$  τότε οι  $i$  και  $j$  επικοινωνούν.

Έκπτωση / Επαναδημητική καταστάση: Εάν ότι  $A(i)$  το σύνολο των καταστάσεων που είναι προσεγγίζοντας την  $i$ . Λέγεται ότι  $i$  είναι "έκπτωση" αν  $\forall j$  που είναι προσεγγίζοντας την  $i$ ,  $i \rightarrow j$  είναι επίσης προσεγγίζοντας την  $j$ . Δηλαδή, για κάθε  $j \in A(i)$  έχουμε ότι  $i \in A(j)$ .

Ανάρρημα αποστολής: Όταν οι καταστάσεις στην είναι ισοδύναμες  $\Leftrightarrow$  (μίας οριζόντιας καταστάσεως)

Μεταβατική καταστάση: Όχι έκπτωση, υπάρχουν καταστάσεις  $j \notin A(i)$  για τις οποίες  $i$  δεν είναι προσεγγίζοντας την  $j$ . Αν το συγκεκριμένο μεταβατικό μεταξύ  $i$  στην  $j$ , δεν μπορεί να ταυτοποιηθεί στην  $i$  (Μεταβατική καταστάση  $\rightarrow$  Επισυγχρονισμένη πεπερασμένη αριθμητική φόρμη). Έκπτωση καταστάση  $\rightarrow$  Επισυγχρονισμένη απειρούς φόρμη).

## Υποδιαιρέσεις συνόλου καταστάσεων

- Μια αποστολή Markov μπορεί να αναπτύξει μία η περιεξοχής λεπτάσεων επικοινωνίας + πιθανώς ορισμένες μεταβατικές καταστάσεις
- Μια έκπτωση καταστάσης είναι προσεγγίζοντας οποιες τις καταστάσεις στην οποίας ούτε άλλη καταστάση δεν είναι προσεβαλλήσιμη καθώς έκπτωση καταστάσης
- Τουλάχιστον μία (πιθανή περιεξοχής) έκπτωση καταστάσης. Είναι προσβάσιμης από μία μεταβατική.

## Περιοδικότητα Η περιοδικότητα μίας καταστάσης $i$ με περίοδο $d$ ισοδύναμης με το ίδιο ήδη

μονοπάτια που γενικάνεται τελειώνουν στο  $i$  έχουν μήκος πολλούς του  $d$ . Μια κλασης επικοινωνίας περιόδου αν οι καταστάσεις της μπορούν να σκαρονούνται  $d > 1$  υπόγονα  $S_1, \dots, S_d$ , έτσι ώστε οι μεταβατικές από την  $S_i$  στην  $S_{i+1}$  να είναι υποσύνορο σύμμορφο στο ίδιο. Αν  $i \in S_k$  και  $P_{ij} > 0$ , τότε:  $\begin{cases} j \in S_{k+1}, \text{ αν } k=1, \dots, d-1 \\ j \in S_1, \text{ αν } k=d \end{cases}$

Η  $i$  θεωρείται απεριόδια αν και πάντα αν υπάρχει χρόνος  $\tilde{n}$  και μία καταστάση  $S$  στην οποία, έτσι ώστε  $P_{is}(\tilde{n}) > 0$ ,  $\forall i \in S$ .

## Ασυμπτωτική συμπεριφορά (stable state behavior):

$r_{ij}(n)$  καθίσταται  $n \rightarrow \infty$  ??? Αφού αποστολή Markov που απορρέουνται από μία κλασης επικοινωνίας έκπτωσης καταστάσεων συν πιθανώς κάποιες μεταβατικές καταστάσεις. Αναρρητή και η απεριοδικότητα.

Οριακές πιθανότητες καταστάσεων  $j$ :  $\pi_j \approx P(X_n=j)$ , για μεγάλη  $n$

Σταθερά κατανομής στις καταστάσεις:  $\pi = [\pi_1, \pi_2, \dots, \pi_m]$ ,  $\pi_j > 0$ ,  $\sum_{j=1}^m \pi_j = 1$  αυτή είναι η κατανομή πάνω στην αποστολή και το  $\pi_j$  παρίσταται την  $j$ η πιθανότητα της αποστολής να μεταβαλλεί στην καταστάση  $j$ . Αρχική κατανομή  $\rightarrow \pi_0$

Θεώρημα συχνότητας σε οριακή κατανομή Κατανομή  $\pi$  χρόνο  $t \rightarrow \pi_t = \pi_0 \frac{\pi}{\pi^t}$

- Μοναδική κλασης επικοινωνίας μη-περιόδου. Οι καταστάσεις ανθετούνται με  $\pi_j$  με τις εξής ιδιότητες:  $\lim_{n \rightarrow \infty} r_{ij}(n) = \pi_j$ ,  $\forall i, j$

$$\textcircled{b} \quad \pi_j = \sum_{k=1}^m \pi_k P_{kj}, \quad j=1, 2, \dots, m$$

$$\textcircled{c} \quad \text{hexxa ότι } \pi_j = 0 \rightarrow \text{μεταβατικές} \pi_j > 0 \rightarrow \text{έκπτωσης}$$

Οι σημειώσεις  $\pi_j$ ,  $j=1, 2, \dots, m$  απορρέουν την σταθερή κατανομή στο χώρο καταστάσεων της αποστολής. Αν η αρχική καταστάση του συστήματος ακολουθεί σταθερή κατανομή, τότε οποιες ακολουθούν σταθερή κατανομή.

Ergodic properties:

$$\pi_j = \sum_{k=1}^m \pi_k P_{kj}, \quad j=1, \dots, m$$

## Παραδείγματα εξισώσεων (60 προπτικές):

Εάν ο πίνακας πιθανών μεταβασης:  $P = \begin{bmatrix} p & 1-p & 0 \\ p & 0 & 1-p \\ 1 & 0 & 0 \end{bmatrix}$

$$\pi = \pi \cdot P$$

$$\pi = [\pi_1, \pi_2, \pi_3], \text{ Εποκένως:}$$

αποδεικνύεται  
ότι  $\pi_1 = \pi_2 = \pi_3$

$$\pi_1 = \pi_1 p + \pi_2 p + \pi_3 1$$

$$\pi_2 = (1-p)\pi_1$$

$$\pi_3 = (1-p)\pi_2 = (1-p)^2 \pi_1$$

Έτσι, βραβεύεται σχέση με την  $\pi_i$   $\forall i=1, 2, \dots, m$ . Π.χ. έχω να διαλέξω  $\pi_1 = \pi_2 = \pi_3 = \pi$

$$\pi_i = (1-p)^{i-1} \cdot \pi_1$$

$$\pi_1 = (1-p)^{i-1} \cdot \pi_1, \quad \forall i=1, 2, \dots, m$$

$$= \pi_1 + (1-p)\pi_1 + (1-p)^2\pi_1 = \pi_1 \sum_{i=0}^m (1-p)^i = \pi_1 \frac{1-(1-p)^{m+1}}{1-(1-p)}$$

Από εδώ βρίσκω το  $\pi_1$

Συχνότητα επισκευέων των καταστάσεων - οριακοί πίθαι, καταστάσεων ως ανακριβής ③

$\pi_j = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{a_{ij}(n)}{n}$ , όπου  $a_{ij}(n)$  είναι ο μέσος αριθμός επισκευών στην κατάσταση  $j$  σε πρώτες  $n$  μεταβάσεις, γενινώντας από την κατάσταση  $i$ .

Άρα,  $\pi_j$  είναι το ανακριβές ποσότητα του χρόνου που το ευτυχικά βρίσκεται στην  $j$ .  
 $P_{jk} \rightarrow$  πιθανότητα της επόμενης μεταβάσης να οδηγεί στην κατάσταση  $k$ .  
 $\pi_i \cdot P_{jk} \rightarrow$  το ανακριβές ποσότητα των μεταβάσεων που οδηγούν το ευτυχικά από την κατάσταση  $i$  στην κατάσταση  $k$ .

### Ανακριβής συχνότητα μεταβάσεων

Έχω  $q_{jk}(n)$  ο μέσος αριθμός των μεταβάσεων από την κατάσταση  $j$  στην  $k$ . Τότε, ανεφέρεται από την αρχική κατάσταση :  $\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{q_{jk}}{n} = \pi_j P_{jk}$

Άλλοτε,  $\pi_j = \sum_{k=1}^m \pi_k P_{kj}$ , δηλαδή η ανακριβής συχνότητα επισκευέων της  $j$  ισούται με το αθροισμα των μετανομένων συχνοτήσεων  $\pi_k \cdot P_{kj}$  των μεταβάσεων που οδηγούν στην  $j$ .

### Σ.δ. γεννήσεως-θανάτου

- Καταστάσεις διευθετουμένη γραφικά
- Μεταβάσεις μόνο από την ίδια κατάσταση  $i$  στην ακόμα γραπτική της
- "Γέννηση" στην κατάσταση  $i$ :  $P_{i,i+1} = b_i = P(X_{n+1} = i+1 | X_n = i)$
- "Θάνατος" στην κατάσταση  $i$ :  $P_{i,i-1} = d_i = P(X_{n+1} = i-1 | X_n = i)$

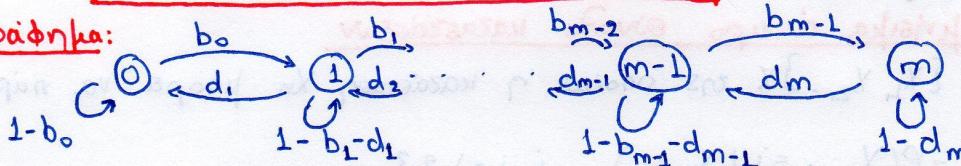
προκύπτουν οι "τοπικές ετήσιες λεπτομέρειες" ( $\sim$  μόνο γε αυτή την περίπτωση!)

$$\pi_i b_i = \pi_{i+1} d_{i+1}, \quad i = 0, 1, \dots, m-1$$

Άλλοτε,

$\pi_i = \pi_0 \frac{b_0 b_1 \dots b_{i-1}}{d_1 d_2 \dots d_i} \quad i = 1, 2, \dots, m$
--

### Γράφημα:



### Πιθανότητες απορρόφησης

Ενδιαφέρονται για την πρώτη έκπτωση κατάσταση στην οποία θα βρεθεί το ευτυχικά και τον χρόνο μέχρι να συμβεί αυτό.

- Αν υπάρχει μόνο μία έκπτωση κατάσταση (κατάσταση απορρόφησης), τότε το ευτυχικά που επιβιβάζεται με πιθανότητα 1, αρχίζεται από οποιαδήποτε αρχική κατάσταση
- Αν υπάρχουν περισσότερες καταστάσεις απορρόφησης τότε, το ποια θα συμβεί εξαρτάται από την αρχική κατάσταση του ευτυχικού.

πιθανότητα απορρόφησης του ευτυχικού από την κατάσταση  $s$  τελικώς από την  $i$ :

$$a_i \triangleq P(X_n \text{ τελικά ισούται με την κατάσταση απορρόφησης } s | X_0 = i)$$

Για μια αλιστά Markov οπου καθε κατάσταση είναι έτοιμη μεταβάσει, είτε απορρόφησης, οι πιθανότητες απορρόφησης αι της αλιστάς από την κατάσταση  $s$  τελικώς από την  $i$  είναι οι μοναδικές ήδη του γραφικού ευτυχικά.

$$a_s = 1$$

$$a_i = 0, \quad \text{για καθε κατάσταση απορρόφησης } i \neq s$$

$$a_i = \sum_{j=1}^m P_{ij} \cdot a_j, \quad \text{για καθε μεταβασική κατάσταση } i.$$

### Μέσος χρόνος απορρόφησης

Ενδιαφέρονται για τον μέσο αριθμό των μεταβάσεων ως την επισκευή μιας έκπτωσης κατάστασης τελικώντας από μια μεταβασική κατάσταση.

$\mu_i \triangleq$  Ε[αριθμός μεταβάσεων μέχρι την απορρόφηση, τελικώς από  $i$ ]

Οι μέσοι χρόνοι απορρόφησης  $\mu_i$ , τελικώς από την κατάσταση  $i$  είναι οι μοναδικές λύσεις του ευτυχικού:

$$\mu_i = 0, \quad \text{για καθε έκπτωση κατάσταση } i$$

$$\mu_i = 1 + \sum_{j=1}^m P_{ij} \cdot \mu_j, \quad \text{για καθε μεταβασική κατάσταση } i$$

## Mέσος χρόνος ως την Ιη επίσκεψη (4)

Ενδιαφέρομεσε για τον μέσο αριθμό των βγάζων ως την Ιη διέλευση του ευεργέτα που μία επιχειρήσει έχειν καταστεί  $S$ , τελιώνει από μία οποιαδήποτε κατασταση  $i$ . Οι αριθμοί αποτελούν Markov μη μία ποντικιά καταστάσεις. Το:

$t_i$ : Μέσος χρόνος πρώτης περάσματος του ευεργέτα που κατασταθεί στην καταστάση  $S$ .

$t_S \stackrel{\Delta}{=} \text{Ε}[\text{αριθμός των περανηδίσεων μέχρι την Ιη διέλευση από την } S, \text{ τελιώ-} \\ \text{νται από την } i]$

Αναλογός χρόνος μέχρι την επίσκεψη μίας επιχειρήσεως κατασταση  $S$ , τελιώνεις από μία οποιαδήποτε κατασταση  $i$ , είναι οι ποντικιές λύσεις του ευεργέτα:

$$t_i = 1 + \sum_{j=1}^m P_{ij} \cdot t_j, \text{ για κάθε } i \neq S$$

$$t_S = 0$$

## Μέσος χρόνος πρώτης επανόδου

Ενδιαφέρομεσε για τον αριθμό των περανηδίσεων μέχρι την πρώτη επιστροφή στην  $S$ , τελιώνεις από την  $S$ .

$t_S \stackrel{\Delta}{=} \text{Ε}[\text{αριθμός περανηδίσεων μέχρι την Ιη επιστροφή στην } S, \text{ τελιώ-} \\ \text{νται από την } i]$   
 $= 1 + \sum_{j=1}^m P_{sj} \cdot t_j, \text{ οπου } t_j \text{ είναι ο μέσος χρόνος Ιης επισκεψης της } S \\ \text{ τελιώνεις από την } j.$

Δηλαδή, ο χρόνος επιστροφής στην  $S$ , τελιώνεις από την  $S$ , (ενσαν) με 1 συν τον αναλογότερο χρόνο επισκεψης της  $S$  τελιώνεις από την επιχειρήσει κατασταση, η οποία είναι η  $j$  με πιθανότητα  $P_{sj}$ .

## Αριθμός Markov με αριθμητικά απέριοδο σύνολο καταστάσεων

Θεωρούμε μια δ.δ. Markov  $\{X_1, X_2, \dots\}$  ως ονοιας η κατασταση  $X_n$  μπορει να πάρει οποιαδήποτε ακέραια τιμή.

Τιθαύοντες περάσματα:  $P_{ij} = P(X_{n+1} = j | X_n = i) \quad i, j = 1, 2, \dots$

Γράφημα με αριθμητικά απέριοδο σύνολο κόμβων που αντιστοιχει στους ακέραιους αριθμους  $1, 2, \dots$

Efleōseis Chapman-Kal'mogorov:  $r_{ij}(n+1) = \sum_{k=1}^{+\infty} r_{ik}(n) \cdot P_{kj}, \quad i, j = 1, 2, \dots$

όπου  $r_{i,j}(n) = P(X_n = j | X_0 = i), \quad i, j = 1, 2, \dots$

Efleōseis leoponnias:  $\pi_j = \sum_{k=1}^{+\infty} \pi_k \cdot P_{kj}, \quad i, j = 1, 2, \dots$

## Θεωρητικά σύγκεντρα

Θεωρούμε απεριοδική απειδά Markov με αριθμητικά απέριοδο σύνολο καταστάσεων, όπου καθε κατασταση είναι προστή από οποιαδήποτε άλλη. Ενσυνεχείς 2 περιπτώσεις:

(1) Οι  $r_{ij}(n)$  συγκρίνονται στη σειρά κατανομή  $(\pi_1, \pi_2, \dots)$   $\Rightarrow \pi_j = \sum_{k=1}^{+\infty} \pi_k P_{kj}, \quad i, j = 1, 2, \dots$

Επιπλέον, οι  $\pi_j$  εργίζουν ευόπου ως οι αναλογήτερες συγχρονήτριες καταστάσεων  $\pi_j = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{\pi_{i,j}(n)}{n}$ ,

$$\pi_1 + \pi_2 + \dots = 1$$

όπου  $\pi_{i,j}(n)$  είναι ο μέσος αριθμός επισκεψην του ευεργέτα στην κατασταση  $j$ , πέρα από  $n$  πρώτες περανηδίσεων, τελιώνεις από την κατασταση  $i$ .

(2) Ότις οι  $r_{ij}(n)$  συγκρίνονται στο 0, καθώς  $n \rightarrow \infty$  και οι επενδεικτικές περιπτώσεις δεν έχουν άλλη λύση πάρα την  $\pi_j = 0, \forall j$ .

## Χρήσιμα τύποι:

$$\sum_{k=1}^m (1-r)^k = \frac{1-(1-r)^m}{1-(1-r)}, \quad \sum_{k=0}^m (1-r)^k = \frac{1-(1-r)^{m+1}}{1-(1-r)}, \quad \sum_{k=0}^{\infty} a^k = \frac{1}{1-a}, \text{ αν } a < 1$$