

# Un modello matematico per la legge a potenza di Taylor in ecologia

Candidata: Manuela Dei Cas  
Relatore: Prof. Francesco Caravenna



21 luglio 2016

# Piano della presentazione

- 1 Un modello markoviano per la legge a potenza di Taylor
  - La legge osservata empiricamente
  - Dalle osservazioni empiriche al modello matematico
  - Il modello matematico
- 2 Un approccio diverso al calcolo dell'esponente

# La legge osservata empiricamente

- $R$  popolazioni

## La legge osservata empiricamente

- $R$  popolazioni
- $N^{(j)}(t)$  = numero di individui della popolazione  $j$ -esima al tempo  $t$

## La legge osservata empiricamente

- $R$  popolazioni
- $N^{(j)}(t)$  = numero di individui della popolazione  $j$ -esima al tempo  $t$
- possiamo calcolare
  - media campionaria:  $\overline{N(t)} = \frac{1}{R} \sum_{j=1}^R N^{(j)}(t)$
  - momento campionario secondo:  $\overline{N(t)^2} = \frac{1}{R} \sum_{j=1}^R (N^{(j)}(t))^2$
  - varianza campionaria:  $S_R^2 = \frac{1}{R-1} \sum_{j=1}^R \left( N^{(j)}(t) - \overline{N(t)} \right)^2$

## La legge osservata empiricamente

- $R$  popolazioni
- $N^{(j)}(t)$  = numero di individui della popolazione  $j$ -esima al tempo  $t$
- possiamo calcolare
  - media campionaria:  $\overline{N(t)} = \frac{1}{R} \sum_{j=1}^R N^{(j)}(t)$
  - momento campionario secondo:  $\overline{N(t)^2} = \frac{1}{R} \sum_{j=1}^R (N^{(j)}(t))^2$
  - varianza campionaria:  $S_R^2 = \frac{1}{R-1} \sum_{j=1}^R \left( N^{(j)}(t) - \overline{N(t)} \right)^2$

### Legge osservata empiricamente

$$S_R^2 \underset{t \rightarrow \infty}{\sim} a(\overline{N(t)})^b$$

## Dalle osservazioni empiriche al modello matematico

- $N^{(j)} := (N^{(j)}(t))_{t \in \mathbb{N}_0}$  processi stocastici i.i.d. con  
 $N^{(j)} \stackrel{d}{=} (N(t))_{t \in \mathbb{N}_0}$

## Dalle osservazioni empiriche al modello matematico

- $N^{(j)} := (N^{(j)}(t))_{t \in \mathbb{N}_0}$  processi stocastici i.i.d. con  
 $N^{(j)} \stackrel{d}{=} (N(t))_{t \in \mathbb{N}_0}$
- per  $t$  fissato

$$\overline{N(t)} \xrightarrow[R \rightarrow \infty]{q.c.} E[N(t)]$$

$$\overline{N(t)^2} \xrightarrow[R \rightarrow \infty]{q.c.} E[(N(t))^2]$$



## Dalle osservazioni empiriche al modello matematico

- $N^{(j)} := (N^{(j)}(t))_{t \in \mathbb{N}_0}$  processi stocastici i.i.d. con  
 $N^{(j)} \stackrel{d}{=} (N(t))_{t \in \mathbb{N}_0}$
- per  $t$  fissato

$$\overline{N(t)} \xrightarrow[R \rightarrow \infty]{q.c.} E[N(t)]$$

$$\overline{N(t)^2} \xrightarrow[R \rightarrow \infty]{q.c.} E[(N(t))^2]$$

È naturale chiedere che:

Legge a potenza di Taylor

$$\text{Var}[N(t)] \underset{t \rightarrow \infty}{\sim} aE[N(t)]^b$$

## Il modello matematico

### Modello a crescita moltiplicativa

- $N(0) > 0$  è il numero iniziale di individui
- il numero di individui al tempo  $t$  è

$$N(t) = A(t-1)A(t-2) \cdots A(0)N(0)$$

## Il modello matematico

### Modello a crescita moltiplicativa

- $N(0) > 0$  è il numero iniziale di individui
- il numero di individui al tempo  $t$  è

$$N(t) = A(t-1)A(t-2) \cdots A(0)N(0)$$

Come scegliere gli  $\{A(t)\}_{t \in \mathbb{N}_0}$ ?

# Il modello matematico

## Modello a crescita moltiplicativa

- $N(0) > 0$  è il numero iniziale di individui
- il numero di individui al tempo  $t$  è

$$N(t) = A(t-1)A(t-2) \cdots A(0)N(0)$$

Come scegliere gli  $\{A(t)\}_{t \in \mathbb{N}_0}$ ?

- A valori nell'insieme finito  $E = \{d_1, \dots, d_s\} \subseteq (0, \infty)$

## Il modello matematico

### Modello a crescita moltiplicativa

- $N(0) > 0$  è il numero iniziale di individui
- il numero di individui al tempo  $t$  è

$$N(t) = A(t-1)A(t-2) \cdots A(0)N(0)$$

Come scegliere gli  $\{A(t)\}_{t \in \mathbb{N}_0}$ ?

- A valori nell'insieme finito  $E = \{d_1, \dots, d_s\} \subseteq (0, \infty)$
- $\{A(t)\}_{t \in \mathbb{N}_0}$  catena di Markov

## Cosa significa che $\{A(t)\}_{t \in \mathbb{N}_0}$ è una catena di Markov?

Matrice di transizione  $P = (p_{ij})_{i,j \in \{1, \dots, s\}}$ :

- $p_{ij}$  è la probabilità di passare dallo stato  $d_i$  allo stato  $d_j$

### Esempio

Siano  $E = \{d_1, d_2, d_3\}$  e

$$P = \begin{pmatrix} \frac{2}{3} & \frac{1}{3} & 0 \\ 0 & 0 & 1 \\ \frac{1}{2} & \frac{1}{2} & 0 \end{pmatrix}.$$

Allora  $P(A(t+1) = d_2 | A(t) = d_1) = \frac{1}{3}$ .

## Ulteriori ipotesi su $\{A(t)\}_{t \in \mathbb{N}_0}$

- *aperiodica*
- *irriducibile*: partendo da ogni stato  $d_i$  c'è una probabilità maggiore di zero di raggiungere ogni altro stato  $d_j$
- *stazionaria*:  $P(A(t) = d_i) = \pi_i$ ,  $\forall i \in \{1, \dots, s\}$  e  $\forall t \in \mathbb{N}_0$

# Legge di Taylor generalizzata

Il modello soddisfa:

Legge di Taylor generalizzata

$$E[(N(t))^2] \underset{t \rightarrow \infty}{\sim} aE[N(t)]^b$$

con

$$b = \frac{\log[r(PD^2)]}{\log[r(PD)]}$$

e

$$a = \frac{\pi^T v(2) w(2)^T \mathbf{1} N(0)^2}{(\pi^T v(1) w(1)^T \mathbf{1} N(0))^b}.$$

dove  $D := \text{diag}(d_i)$ .



# Legge di Taylor generalizzata

Il modello soddisfa:

Legge di Taylor generalizzata

$$E[(N(t))^2] \underset{t \rightarrow \infty}{\sim} aE[N(t)]^b$$

con

$$b = \frac{\log[r(PD^2)]}{\log[r(PD)]}$$

e

$$a = \frac{\pi^T v(2) w(2)^T \mathbf{1} N(0)^2}{(\pi^T v(1) w(1)^T \mathbf{1} N(0))^b}.$$

dove  $D := \text{diag}(d_i)$ .

### *Cenni di dimostrazione:*

- Possiamo ottenere formule esplicite per i momenti:

$$E[(N(t))^p] = \pi^T (PD^p)^t \mathbf{1}(N(0))^p$$

### *Cenni di dimostrazione:*

- Possiamo ottenere formule esplicite per i momenti:

$$E[(N(t))^p] = \pi^T (PD^p)^t \mathbf{1}(N(0))^p$$

- Applicando il Teorema di Perron-Frobenius troviamo i vettori  $v(p)$  e  $w(p)^T$  tali che

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{(PD^p)^t}{[r(PD^p)]^t} = v(p)w(p)^T$$

### *Cenni di dimostrazione:*

- Possiamo ottenere formule esplicite per i momenti:

$$E[(N(t))^p] = \pi^T (PD^p)^t \mathbf{1}(N(0))^p$$

- Applicando il Teorema di Perron-Frobenius troviamo i vettori  $v(p)$  e  $w(p)^T$  tali che

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{(PD^p)^t}{[r(PD^p)]^t} = v(p)w(p)^T$$

- Sfruttando le relazioni precedenti otteniamo

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \{\log E[(N(t))^2] - b \log E[N(t)]\} = \log a$$

## Legge a potenza di Taylor

*Ulteriore ipotesi:*

$$r(PD^2) > [r(PD)]^2$$

## Legge a potenza di Taylor

*Ulteriore ipotesi:*

$$r(PD^2) > [r(PD)]^2$$

### Legge a potenza di Taylor

$$\text{Var}[N(t)] \underset{t \rightarrow \infty}{\sim} aE[N(t)]^b,$$

dove  $a$  e  $b$  sono come nel caso precedente.

## Legge a potenza di Taylor

*Ulteriore ipotesi:*

$$r(PD^2) > [r(PD)]^2$$

### Legge a potenza di Taylor

$$\text{Var}[N(t)] \underset{t \rightarrow \infty}{\sim} aE[N(t)]^b,$$

dove  $a$  e  $b$  sono come nel caso precedente.

*Cenni di dimostrazione:*

- $\lim_{t \rightarrow \infty} \left\{ \left( \frac{E[N(t)]^2}{E[(N(t))^2]} \right) \left( \frac{r(PD^2)}{[r(PD)]^2} \right)^t \right\} = K$ , dove  $0 < K < \infty$
- $\frac{E[N(t)]^2}{E[(N(t))^2]} \xrightarrow{t \rightarrow \infty} 0 \Rightarrow \text{Var}[N(t)] \underset{t \rightarrow \infty}{\sim} E[(N(t))^2]$

## Un'apparente contraddizione

### Osservazione

- 1 *Modello teorico*: grande varietà di valori per l'esponente  $b$
- 2 *Empiricamente*:  $b \approx 2$



## Un'apparente contraddizione

### Osservazione

- 1 *Modello teorico*: grande varietà di valori per l'esponente  $b$
- 2 *Empiricamente*:  $b \approx 2$

Abbiamo sbagliato qualcosa?

## Un'apparente contraddizione

### Osservazione

- 1 *Modello teorico*: grande varietà di valori per l'esponente  $b$
- 2 *Empiricamente*:  $b \approx 2$

Abbiamo sbagliato qualcosa?

- 1 *Modello teorico*:
  - $R$  sufficientemente grande affinché

$$\overline{N(t)} \approx E[N(t)]$$

$$\overline{N(t)^2} \approx E[(N(t))^2]$$

- Legge di Taylor per  $t \rightarrow \infty$

② *Empiricamente*:  $t$  grande, ma  $R$  fissato

② *Empiricamente*:  $t$  grande, ma  $R$  fissato

Il problema potrebbe essere legato allo scambio dei limiti  $R \rightarrow \infty$  e  $t \rightarrow \infty$ !

② *Empiricamente*:  $t$  grande, ma  $R$  fissato

Il problema potrebbe essere legato allo scambio dei limiti  $R \rightarrow \infty$  e  $t \rightarrow \infty$ !

Fatto

Per  $R$  fissato e  $t \rightarrow \infty$  si ottiene

$$\overline{N(t)^2} \underset{t \rightarrow \infty}{\sim} a(\overline{N(t)})^2$$

② *Empiricamente*:  $t$  grande, ma  $R$  fissato

Il problema potrebbe essere legato allo scambio dei limiti  $R \rightarrow \infty$  e  $t \rightarrow \infty$ !

Fatto

Per  $R$  fissato e  $t \rightarrow \infty$  si ottiene

$$\overline{N(t)^2} \underset{t \rightarrow \infty}{\sim} a(\overline{N(t)})^2$$

- Stesso risultato se  $R = e^{o(t)}$

## Un approccio diverso al calcolo dell'esponente ( $R$ fissato)

Poniamo  $N(0) = 1$  ed  $E = \{r, s\}$ .

### Osservazione

Per calcolare  $\overline{N(t)^k}$  basta sapere quante volte la catena assume il valore  $r$ .

## Un approccio diverso al calcolo dell'esponente ( $R$ fissato)

Poniamo  $N(0) = 1$  ed  $E = \{r, s\}$ .

### Osservazione

Per calcolare  $\overline{N(t)^k}$  basta sapere quante volte la catena assume il valore  $r$ .

Per ogni  $j \in \{1, \dots, R\}$  e  $t \geq 1$  fissati, consideriamo la seguente probabilità su  $E$ :

### Definizione

$$L_t^{(j)}(z) := \frac{1}{t} \sum_{n=1}^t \mathbb{1}_{\{A^{(j)}(n-1)=z\}}$$



## Un approccio diverso al calcolo dell'esponente ( $R$ fissato)

Poniamo  $N(0) = 1$  ed  $E = \{r, s\}$ .

### Osservazione

Per calcolare  $\overline{N(t)^k}$  basta sapere quante volte la catena assume il valore  $r$ .

Per ogni  $j \in \{1, \dots, R\}$  e  $t \geq 1$  fissati, consideriamo la seguente probabilità su  $E$ :

### Definizione

$$L_t^{(j)}(z) := \frac{1}{t} \sum_{n=1}^t \mathbb{1}_{\{A^{(j)}(n-1)=z\}}$$

- $tL_t^{(j)}(r)$  è il numero di volte, fino al tempo  $t - 1$ , in cui viene assunto il valore  $r$

- $\overline{N(t)^k} = \frac{1}{R} \sum_{j=1}^R e^{kt[L_t^{(j)}(r) \log r + (1-L_t^{(j)}(r)) \log s]}$

- $\overline{N(t)^k} = \frac{1}{R} \sum_{j=1}^R e^{kt[L_t^{(j)}(r) \log r + (1-L_t^{(j)}(r)) \log s]}$

## Proposizione

*Per ogni  $j$  fissato*

$$L_t^{(j)}(r) \xrightarrow[t \rightarrow \infty]{q.c.} \pi_r$$

dove  $\pi_r = P(A(t) = r)$  per ogni  $t \in \mathbb{N}_0$ .

- $\overline{N(t)^k} = \frac{1}{R} \sum_{j=1}^R e^{kt[L_t^{(j)}(r) \log r + (1-L_t^{(j)}(r)) \log s]}$

## Proposizione

*Per ogni  $j$  fissato*

$$L_t^{(j)}(r) \xrightarrow[t \rightarrow \infty]{q.c.} \pi_r$$

dove  $\pi_r = P(A(t) = r)$  per ogni  $t \in \mathbb{N}_0$ .

- $\log \overline{N(t)^k} \underset{t \rightarrow \infty}{\sim} kt[\pi_r(\log r - \log s) + \log s]$

- $\overline{N(t)^k} = \frac{1}{R} \sum_{j=1}^R e^{kt[L_t^{(j)}(r) \log r + (1-L_t^{(j)}(r)) \log s]}$

## Proposizione

*Per ogni  $j$  fissato*

$$L_t^{(j)}(r) \xrightarrow[t \rightarrow \infty]{q.c.} \pi_r$$

dove  $\pi_r = P(A(t) = r)$  per ogni  $t \in \mathbb{N}_0$ .

- $\log \overline{N(t)^k} \underset{t \rightarrow \infty}{\sim} kt[\pi_r(\log r - \log s) + \log s]$
- $\log \overline{N(t)^2} \underset{t \rightarrow \infty}{\sim} 2 \log \overline{N(t)}$

- $\overline{N(t)^k} = \frac{1}{R} \sum_{j=1}^R e^{kt[L_t^{(j)}(r) \log r + (1-L_t^{(j)}(r)) \log s]}$

## Proposizione

*Per ogni  $j$  fissato*

$$L_t^{(j)}(r) \xrightarrow[t \rightarrow \infty]{q.c.} \pi_r$$

dove  $\pi_r = P(A(t) = r)$  per ogni  $t \in \mathbb{N}_0$ .

- $\log \overline{N(t)^k} \underset{t \rightarrow \infty}{\sim} kt[\pi_r(\log r - \log s) + \log s]$
- $\log \overline{N(t)^2} \underset{t \rightarrow \infty}{\sim} 2 \log \overline{N(t)}$

$$\Rightarrow b \approx 2$$

## Grazie per l'attenzione!



Cohen J.E., *Cauchy inequalities for the spectral radius of product of diagonal and nonnegative matrices*, Proc. Amer. Math. Soc. in press (2014).



Cohen J.E., *Stochastic population dynamics in a Markovian environment implies Taylor's power law of fluctuation scaling*, Theoretical Population Biology 93 (2014).



Giometto A., Formentin M., Rinaldo A., Cohen J.E., Maritan A., *Sample and population exponents of generalized Taylor's law*, Proceedings of the National Academy of Science vol.112 no.25 (2015).



Seneta E., *Non-negative matrices and Markov Chains*, Springer (1981).

## Il Teorema di Perron-Frobenius

### Teorema

*Sia  $T \in \text{Mat}_{n \times n}(\mathbb{R})$  non negativa e primitiva. Allora esiste un autovalore  $r$  reale tale che:*

- ❶  $r > 0$ ;
- ❷ *a  $r$  possono essere associati un autovettore destro  $\mathbf{v}$  e un autovettore sinistro  $\mathbf{w}^T$  strettamente positivi;*
- ❸  $r > |\lambda|$  per ogni  $\lambda \neq r$  autovalore di  $T$ ;
- ❹ *c'è un unico autovettore (a meno di multipli) associato a  $r$ . Inoltre,  $r$  è una radice semplice del polinomio caratteristico di  $T$ ;*
- ❺ *se  $0 \leq B \leq T$  (ossia  $0 \leq (B)_{ij} \leq (T)_{ij}$  per ogni  $i, j$ ) e  $\beta$  è un autovalore di  $B$ , allora  $|\beta| \leq r$ . Inoltre, se  $|\beta| = r$ , allora  $B = T$ .*



## Teorema

Sia  $T \in \text{Mat}_{n \times n}(\mathbb{R})$  non negativa e primitiva e indichiamo i suoi autovalori distinti con  $r, \lambda_2, \dots, \lambda_t$ , dove  $r > |\lambda_2| \geq |\lambda_3| \dots \geq |\lambda_t|$ . Indichiamo inoltre con  $m_2$  la molteplicità algebrica di  $\lambda_2$ . Siano  $\mathbf{w}^T$  e  $\mathbf{v}$  gli autovettori sinistro e destro associati a  $r$ , tali che  $\mathbf{w}^T \mathbf{v} = 1$ . Allora:

- ① Se  $\lambda_2 \neq 0$ , allora per  $k \rightarrow \infty$

$$T^k = r^k \mathbf{v} \mathbf{w}^T + O(k^{m_2-1} |\lambda_2|^k);$$

- ② Se  $\lambda_2 = 0$ , allora per  $k \geq n - 1$

$$T^k = r^k \mathbf{v} \mathbf{w}^T.$$

## La condizione $r(PD^2) > [r(PD)]^2$

### Osservazione

Applicando la disuguaglianza di Jensen, si può mostrare che la disuguaglianza debole  $r(PD^2) \geq [r(PD)]^2$  è sempre verificata.

Ma quando vale la disuguaglianza stretta?

### Fatto

*Se la matrice  $P$  è due volte irriducibile e  $D$  non scalare, allora*

$$r(PD^2) > [r(PD)]^2.$$

- Nelle osservazioni empiriche è verosimile che la matrice  $P$  abbia elementi tutti strettamente positivi. Quindi  $P$  è due volte irriducibile.