# Tail bounds and extremal behavior of light-tailed perpetuities

Paweł Hitczenko Drexel University

HDP 2011, Banff, Canada

October 13, 2011

By perpetuity we mean a random variable R which satisfies the following distributional equation:

 $R\stackrel{d}{=}MR+Q,$ 

where on the right-hand side (Q, M) is a fixed pair of random variables independent of R.

By perpetuity we mean a random variable R which satisfies the following distributional equation:

$$R\stackrel{d}{=}MR+Q,$$

where on the right-hand side (Q, M) is a fixed pair of random variables independent of R.

R often appears as a limit of  $(R_n)$  given by

$$R_n = M_n R_{n-1} + Q_n,$$

where  $R_0$  is arbitrary and  $(Q_n, M_n)$ ,  $n \ge 1$  are independent copies of (Q, M) such that  $(Q_n, M_n)$  are independent of  $R_{n-1}$ .

・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・

By perpetuity we mean a random variable R which satisfies the following distributional equation:

$$R\stackrel{d}{=}MR+Q,$$

where on the right-hand side (Q, M) is a fixed pair of random variables independent of R.

R often appears as a limit of  $(R_n)$  given by

$$R_n=M_nR_{n-1}+Q_n,$$

where  $R_0$  is arbitrary and  $(Q_n, M_n)$ ,  $n \ge 1$  are independent copies of (Q, M) such that  $(Q_n, M_n)$  are independent of  $R_{n-1}$ . Iterating the above equation yields

$$R_n = M_n M_{n-1} R_{n-2} + M_n Q_{n-1} + Q_n$$
  
=  $M_n \dots M_1 R_0 + \sum_{i=1}^n Q_i \prod_{j=i+1}^n M_j.$ 

By perpetuity we mean a random variable R which satisfies the following distributional equation:

$$R\stackrel{d}{=}MR+Q,$$

where on the right-hand side (Q, M) is a fixed pair of random variables independent of R.

R often appears as a limit of  $(R_n)$  given by

$$R_n=M_nR_{n-1}+Q_n,$$

where  $R_0$  is arbitrary and  $(Q_n, M_n)$ ,  $n \ge 1$  are independent copies of (Q, M) such that  $(Q_n, M_n)$  are independent of  $R_{n-1}$ . Iterating the above equation yields

$$R_n = M_n M_{n-1} R_{n-2} + M_n Q_{n-1} + Q_n$$
  
=  $M_n \dots M_1 R_0 + \sum_{i=1}^n Q_i \prod_{j=i+1}^n M_j.$ 

Assuming the first term is negligible and re-numbering  $(Q_n, M_n) = \sum_{n=1}^{n} Q_n$ 

## **Convergence in distribution**

we see that R may be defined as

$$R \stackrel{d}{=} \sum_{i=1}^{\infty} Q_i \prod_{j=1}^{i-1} M_j,$$

(ロ)、(型)、(E)、(E)、 E、 の(の)

provided that the series converges at least in distribution.

#### **Convergence in distribution**

we see that R may be defined as

$$R \stackrel{d}{=} \sum_{i=1}^{\infty} Q_i \prod_{j=1}^{i-1} M_j,$$

provided that the series converges at least in distribution. **Kesten** (1973) showed that

$$E\log^+|Q|<\infty$$
 and  $E\log|M|<0$ 

suffice for the almost sure convergence of the series

$$\sum_{j=1}^{\infty} Q_j \prod_{k=1}^{j-1} M_k$$

・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・

### **Convergence in distribution**

we see that R may be defined as

$$R \stackrel{d}{=} \sum_{i=1}^{\infty} Q_i \prod_{j=1}^{i-1} M_j,$$

provided that the series converges at least in distribution. **Kesten** (1973) showed that

$$E\log^+|Q|<\infty$$
 and  $E\log|M|<0$ 

suffice for the almost sure convergence of the series

$$\sum_{j=1}^{\infty} Q_j \prod_{k=1}^{j-1} M_k.$$

And for the almost sure convergence to 0 of

$$R_0\prod_{j=1}^n M_j.$$

・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・

- - - ◆□ → <□ → < Ξ → < Ξ → < Ξ → < < ○</p>

► HEAVY TAILS: Kesten (1973) showed that if P(|M| > 1) > 0, then R is heavy-tailed.

◆□▶ ◆□▶ ◆臣▶ ◆臣▶ 三臣 - のへぐ

- HEAVY TAILS: Kesten (1973) showed that if P(|M| > 1) > 0, then R is heavy-tailed.
- More precisely, let  $\kappa > 0$  be such that

$$E|M|^{\kappa}=1.$$

lf

$$E|M|^{\kappa}\log^{+}|M|<\infty, \quad E|Q|^{\kappa}<\infty,$$

then there exists a C such that

$$P(|R| \ge x) \sim C x^{-\kappa}, \quad ext{as} \quad x o \infty.$$

- ► HEAVY TAILS: Kesten (1973) showed that if P(|M| > 1) > 0, then R is heavy-tailed.
- More precisely, let  $\kappa > 0$  be such that

$$E|M|^{\kappa}=1.$$

lf

$$E|M|^{\kappa}\log^{+}|M|<\infty, \quad E|Q|^{\kappa}<\infty,$$

then there exists a C such that

$$P(|R| \ge x) \sim Cx^{-\kappa}$$
, as  $x \to \infty$ .

**NOTE:** The existence of such  $\kappa$  is assured by the fact that

$$\lim_{r\rightarrow 0^+} E\frac{|\mathcal{M}|^r-1}{r} = E\ln|\mathcal{M}| < 0 \quad \text{and} \quad \|\mathcal{M}\|_\infty > 1.$$

- ► HEAVY TAILS: Kesten (1973) showed that if P(|M| > 1) > 0, then R is heavy-tailed.
- More precisely, let  $\kappa > 0$  be such that

$$E|M|^{\kappa}=1.$$

lf

$$E|M|^{\kappa}\log^{+}|M|<\infty, \quad E|Q|^{\kappa}<\infty,$$

then there exists a C such that

$$P(|R| \ge x) \sim Cx^{-\kappa}, \quad \text{as} \quad x \to \infty.$$

**NOTE:** The existence of such  $\kappa$  is assured by the fact that

$$\lim_{r \to 0^+} E \frac{|M|^r - 1}{r} = E \ln |M| < 0 \quad \text{and} \quad \|M\|_{\infty} > 1.$$

This basic result has been re-proved and extended by a number of researchers, among others Goldie (1991), Grey (1994), Grincievičjus (1975) ...

# Light tails

In most applications, P(|M > 1) > 0 so that most of the time we are interested in the heavy-tails. However, the complementary case

$$P(|M|\leq 1)=1,$$

< ロ > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □

also naturally appears in various situations.

# Light tails

In most applications, P(|M > 1) > 0 so that most of the time we are interested in the heavy-tails. However, the complementary case

$$P(|M|\leq 1)=1,$$

also naturally appears in various situations. For example:

in the context of record times of random random walks
 Vervaat (1972) studied the situation in which

$$Q \equiv 1$$
 and  $M \stackrel{d}{=} \text{beta}(\alpha, 1) \stackrel{d}{=} U^{1/\alpha}$ ,

・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・

where U is the uniform random variable on [0, 1].

# Light tails

In most applications, P(|M > 1) > 0 so that most of the time we are interested in the heavy-tails. However, the complementary case

$$P(|M|\leq 1)=1,$$

also naturally appears in various situations. For example:

in the context of record times of random random walks
 Vervaat (1972) studied the situation in which

$$Q \equiv 1$$
 and  $M \stackrel{d}{=} \text{beta}(\alpha, 1) \stackrel{d}{=} U^{1/\alpha}$ ,

where U is the uniform random variable on [0, 1].

Such perpetuities are nowadays called Vervaat perpetuities.

 in the special case α = 1 the density of Vervaat perpetuity is (up to normalizing constant) the Dickman function ρ(u) appearing in number theory:

$$\rho(u) = \lim_{n \to \infty} \frac{k_n(u)}{n}$$

where  $k_n(u)$  is the number of positive integers  $\leq n$  with the largest prime factor no more than  $n^{1/u}$ ,  $u \geq 1$ .

・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・

 in the special case α = 1 the density of Vervaat perpetuity is (up to normalizing constant) the Dickman function ρ(u) appearing in number theory:

$$\rho(u) = \lim_{n \to \infty} \frac{k_n(u)}{n}$$

where  $k_n(u)$  is the number of positive integers  $\leq n$  with the largest prime factor no more than  $n^{1/u}$ ,  $u \geq 1$ .

other appearances of Dickman function are discussed in Hwang and Tsai (2001) and include the analysis of Quickselect algorithm, the degree of the largest irreducible factor in a random polynomial over finite field, and allele frequencies in some biological models.

However, much less precise information is available in this case.

▶ For Vervaat perpetuities *R* Vervaat (1972) showed that

$$rac{\log P(R>x)}{x\log x} \sim -1, \quad ext{as} \quad x o \infty.$$

- this was earlier established for Dickman function by de Bruijn (1951)
- Goldie and Grübel (1996) were the first to study light-tailed case in some generality (apparently, they were unaware of those earlier special results). They showed that:

・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・

However, much less precise information is available in this case.

▶ For Vervaat perpetuities *R* Vervaat (1972) showed that

$$rac{\log P(R>x)}{x\log x} \sim -1, \quad ext{as} \quad x o \infty.$$

- this was earlier established for Dickman function by de Bruijn (1951)
- Goldie and Grübel (1996) were the first to study light-tailed case in some generality (apparently, they were unaware of those earlier special results). They showed that:

・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・

the tails are no heavier than exponential

However, much less precise information is available in this case.

▶ For Vervaat perpetuities *R* Vervaat (1972) showed that

$$rac{\log P(R>x)}{x\log x} \sim -1, \quad ext{as} \quad x o \infty.$$

- this was earlier established for Dickman function by de Bruijn (1951)
- Goldie and Grübel (1996) were the first to study light-tailed case in some generality (apparently, they were unaware of those earlier special results). They showed that:
- the tails are no heavier than exponential
- if  $Q \equiv q > 0$  and  $0 \leq M \leq 1$  satisfies:

$$c\delta \leq P(1-\delta \leq M \leq 1) \leq C\delta,$$

for some  $\epsilon > 0, \ 0 < c, C < \infty$  and for all  $\delta \in (0, \epsilon]$ 

However, much less precise information is available in this case.

▶ For Vervaat perpetuities *R* Vervaat (1972) showed that

$$rac{\log P(R>x)}{x\log x} \sim -1, \quad ext{as} \quad x o \infty.$$

- this was earlier established for Dickman function by de Bruijn (1951)
- Goldie and Grübel (1996) were the first to study light-tailed case in some generality (apparently, they were unaware of those earlier special results). They showed that:
- the tails are no heavier than exponential
- if  $Q \equiv q > 0$  and  $0 \leq M \leq 1$  satisfies:

$$c\delta \leq P(1-\delta \leq M \leq 1) \leq C\delta,$$

for some  $\epsilon > 0, \ 0 < c, C < \infty$  and for all  $\delta \in (0, \epsilon]$  then

$$\lim_{x \to \infty} \frac{\ln(P(R \ge x))}{x \ln x} = -\frac{1}{q}.$$

► H. and Wesołowski (2009) extended these ideas to construct M's for which the corresponding R satisfies, for example:

$$rac{\ln P(R>x)}{x\ln x}\sim -rac{eta}{q}, \quad ext{as} \quad x
ightarrow \infty, \quad eta>0.$$

◆□▶ ◆□▶ ◆臣▶ ◆臣▶ 三臣 - のへぐ

► H. and Wesołowski (2009) extended these ideas to construct M's for which the corresponding R satisfies, for example:

$$rac{\ln P(R>x)}{x\ln x}\sim -rac{eta}{q}, \quad ext{as} \quad x
ightarrow \infty, \quad eta>0.$$

Or, for which

$$rac{\ln P(R>x)}{-x^r} = \Theta(1), \quad 1 < r < \infty,$$

(and a few similar things).

H. and Wesołowski (2009) extended these ideas to construct M's for which the corresponding R satisfies, for example:

$$rac{\ln P(R>x)}{x\ln x}\sim -rac{eta}{q}, \quad ext{as} \quad x
ightarrow \infty, \quad eta>0.$$

Or, for which

$$\frac{\ln P(R > x)}{-x^r} = \Theta(1), \quad 1 < r < \infty,$$

(and a few similar things).

From a different perspective Jurek (1999) showed that every c-decomposable random variable X can be written as a perpetuity:

$$X\stackrel{d}{=} e^{-\tau}X + X_{\tau},$$

where  $\tau \ge 0$  and  $(\tau, X_{\tau})$  is independent of X on the rhs.

H. and Wesołowski (2009) extended these ideas to construct M's for which the corresponding R satisfies, for example:

$$rac{\ln P(R>x)}{x\ln x}\sim -rac{eta}{q}, \quad ext{as} \quad x
ightarrow \infty, \quad eta>0.$$

Or, for which

$$\frac{\ln P(R > x)}{-x^r} = \Theta(1), \quad 1 < r < \infty,$$

(and a few similar things).

From a different perspective Jurek (1999) showed that every c-decomposable random variable X can be written as a perpetuity:

$$X\stackrel{d}{=} e^{-\tau}X + X_{\tau},$$

where  $\tau \ge 0$  and  $(\tau, X_{\tau})$  is independent of X on the rhs.

X is c-decomposable if  $\forall c \in [0, 1] \exists X_c : X \stackrel{d}{=} cX + X_c$ , with X and  $X_c$  independent on the rhs.

Lower bound: Goldie-Grübel (1996) in their work established the general lower bound:

Lower bound: Goldie-Grübel (1996) in their work established the general lower bound:

for  $\delta \in (0,1)$  let  $p_{\delta} := P(1 - \delta \le M \le 1)$ . Then, when  $Q \equiv q > 0$ , for  $c \in (0,1)$  and x > q we have

$$P(R \ge x) \ge \exp\left(-\frac{\ln(1-c)}{c}x\ln(p_{\frac{cq}{x}})\right).$$

Lower bound: Goldie-Grübel (1996) in their work established the general lower bound: for δ ∈ (0, 1) let p<sub>δ</sub> := P(1 − δ ≤ M ≤ 1).

Then, when  $Q \equiv q > 0$ , for  $c \in (0, 1)$  and x > q we have

$$P(R \ge x) \ge \exp\left(-\frac{\ln(1-c)}{c}x\ln(p_{\frac{cq}{x}})\right).$$

▶ Upper bound: **Theorem (H. (2010)):** There exist constants  $c_1$ ,  $c_2$  such that if  $|Q| \le q$  and  $|M| \le 1$  then for sufficiently large x:

$$P(|R| > x) \le \exp(\frac{c_1}{q} x \ln p_{c_2 q/x}).$$

・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・

• Lower bound: **Goldie-Grübel** (1996) in their work established the general lower bound:  $\int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^$ 

for  $\delta \in (0,1)$  let  $p_{\delta} := P(1 - \delta \le M \le 1)$ . Then, when  $Q \equiv q > 0$ , for  $c \in (0,1)$  and x > q we have

$$P(R \ge x) \ge \exp\left(-\frac{\ln(1-c)}{c}x\ln(p_{\frac{cq}{x}})\right).$$

▶ Upper bound: **Theorem (H. (2010)):** There exist constants  $c_1$ ,  $c_2$  such that if  $|Q| \le q$  and  $|M| \le 1$  then for sufficiently large x:

$$P(|R| > x) \le \exp(\frac{c_1}{q} x \ln p_{c_2 q/x}).$$

▶ In particular, if  $Q \equiv q > 0$  and  $0 \le M \le 1$  then

$$\exp\left(\frac{2\ln 2}{q}x\ln p_{q/(2x)}\right) \le P(R > x) \le \exp\left(\frac{1}{4q}x\ln p_{2q/x}\right).$$

# **Comments on proof**

- ▶ techniques for the cases 0 ≤ M ≤ 1 and P(M > 1) > 0 are completely different.
- ▶ techniques previously used for an upper bound in the case  $0 \le M \le 1$  were generally based on an iteration of the equation  $R_n \stackrel{d}{=} M_n R_{n-1} + Q_n$  and they don't seem to work.
- However, a proof of a lower bound of Goldie–Grübel may be used to yield an upper bound.

・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・

#### **Comments on proof**

- ▶ techniques for the cases 0 ≤ M ≤ 1 and P(M > 1) > 0 are completely different.
- ▶ techniques previously used for an upper bound in the case  $0 \le M \le 1$  were generally based on an iteration of the equation  $R_n \stackrel{d}{=} M_n R_{n-1} + Q_n$  and they don't seem to work.
- However, a proof of a lower bound of Goldie–Grübel may be used to yield an upper bound.
- ▶ Rough idea for the lower bound: for a small  $\delta$ , wait for the first time when  $M_k \leq 1 \delta$ . Up to that time bound the partial sums forming  $R_n$  below by a geometric sum.
- For the upper bound: keep recording consecutive times when M<sub>k</sub> ≤ 1 − δ, bound above the partial sums by weighted sums of geometric r.v.'s and use exponential bounds for such sums (Goh, H. (2008)).

#### **Extremal behavior: heavy tails**

We want to analyze the extremal behavior of  $(R_n)$  i.e. look at the normalizing constant  $a_n$  and  $b_n$  so that

$$a_n(\max_{0\leq k\leq n}R_n-b_n)$$

converges in distribution to a non-degenerate random variable. The theory for i.i.d. sequences  $(R_n)$  is completely developed and goes back to **Fisher-Tippett** (1928) and **Gnedenko** (1943) and is presented e.g. in a classic **Leadbetter**, **Lindren and Rootzén** (1988). The situation is also well understood when  $(R_n)$  is a stationary sequence. In our case, if  $(R_n)$  converges in distribution to R we can take  $R_0 \stackrel{d}{=} R$  and turn  $(R_n)$  into a stationary sequence.

#### Extremal behavior: heavy tails, cont.

de Haan, Resnick, Rootzén, de Vries (1989) showed that

▶ for  $M, Q \ge 0$  under Kesten's conditions for the convergence of  $(R_n)$  and P(M > 1) > 0 (which implies that  $P(R > x) \sim cx^{-\kappa}$ ) we have

$$\lim_{n\to\infty} P(\frac{R_n^*}{n^{1/\kappa}} \le x) = \exp(-c\theta x^{-1/\kappa}),$$

・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・
 ・

where  $R_n^* = \max_{1 \le k \le n} R_k$ .

▶ That is, there is a convergence to Type II (Frechét) distribution with normalizing constants  $a_n = 1/n^{1/\kappa}$  and  $b_n = 0$ .

#### Extremal behavior: heavy tails, cont.

de Haan, Resnick, Rootzén, de Vries (1989) showed that

▶ for  $M, Q \ge 0$  under Kesten's conditions for the convergence of  $(R_n)$  and P(M > 1) > 0 (which implies that  $P(R > x) \sim cx^{-\kappa}$ ) we have

$$\lim_{n\to\infty} P(\frac{R_n^*}{n^{1/\kappa}} \le x) = \exp(-c\theta x^{-1/\kappa}),$$

where  $R_n^* = \max_{1 \le k \le n} R_k$ .

- ▶ That is, there is a convergence to Type II (Frechét) distribution with normalizing constants  $a_n = 1/n^{1/\kappa}$  and  $b_n = 0$ .
- ▶  $\theta = \kappa \int_{1}^{\infty} P(\sup_{j \ge 1} \prod_{i=1}^{j} M_i \le \frac{1}{y}) \frac{dy}{y^{\kappa+1}}$ , is the extremal index of the sequence  $(R_n)$ .
- ► the existence of such θ ∈ [0, 1] (NOT assured in general even for stationary sequences) says that R<sup>\*</sup><sub>n</sub> behaves like max of ~ θn i.i.d. variables with the same marginal distribution.

#### **Extremal behavior: light tails**

**Theorem (H. (2010))**: Let  $R_n = M_n R_{n-1} + q$  where q > 0,  $0 \le M \le 1$  *M* is non-degenerate, P(M = 0) = 0, and  $\sup\{x : P(M > x) > 0\} = 1$ . Then there exist  $(a_n)$ ,  $(b_n)$  such that

$$\lim_{n\to\infty} P(a_n(R_n^*-b_n)\leq x)=\exp(-e^{-x}).$$

#### **Extremal behavior: light tails**

**Theorem (H. (2010))**: Let  $R_n = M_n R_{n-1} + q$  where q > 0,  $0 \le M \le 1$  *M* is non-degenerate, P(M = 0) = 0, and  $\sup\{x : P(M > x) > 0\} = 1$ . Then there exist  $(a_n)$ ,  $(b_n)$  such that

$$\lim_{n\to\infty} P(a_n(R_n^*-b_n)\leq x)=\exp(-e^{-x}).$$

- ▶ the assumptions on M are needed to exclude trivial cases and the case when R (and hence each R<sub>n</sub>) is geometric.
- We may take  $b_n$  so that  $b_n \ln p_{c/b_n} = -\Theta(\ln n)$  and

$$a_n = \Theta\left(\frac{1}{b_n \ln p_{c/b_n}} f_M(1-\frac{c}{b_n}) - \ln p_{c/b_n}\right) \stackrel{*}{\sim} -\Theta(\ln p_{c/b_n}),$$

where ' $\stackrel{*}{\sim}$ ' means 'often  $\sim$ ' and c is a constant.

• the extremal index (built-in in  $a_n$ ,  $b_n$ ) is  $\theta = 1 - P(M = 1)$ .

#### **Open problems: tail behavior**

- ▶ Get the asymptotics for P(R > x) when R = MR + q, 0 ≤ M ≤ 1, q > 0. Knowing the tail behavior would give the asymptotics of the normalizing constants a<sub>n</sub>, b<sub>n</sub> in the limit theorem for the extremes.
- Get rid of the assumption Q ≡ q and/or |Q| ≤ q. Without that some of the basic cases when we know the tail behavior are not covered, e.g. the α-stable distributions:

$$R \stackrel{d}{=} 2^{-1/\alpha} (R+R') \stackrel{d}{=} MR+Q; \ M=2^{-1/\alpha}, Q \stackrel{d}{=} 2^{-1/\alpha}R$$

or

$$M \stackrel{d}{=} \beta(\alpha_1, \alpha_2), Q \stackrel{d}{=} \Gamma(\alpha_2, \gamma) \Longrightarrow R \stackrel{d}{=} \Gamma(\alpha_1 + \alpha_2, \gamma).$$

# Thank you :)



Analysis and Probability, June 10-16, 2012 conference website: http://www.mimuw.edu.pl/~probanal