

$$3.1^a) E[Y_n] = E\left[\frac{2}{n(n+1)} \sum_{k=1}^n k X_k\right] \stackrel{\text{linealidad}}{=} \frac{2}{n(n+1)} \sum_{k=1}^n k E[X_k] =$$

$$= \frac{2}{n(n+1)} \sum_{k=1}^n k \cdot \mu = \mu \cdot \frac{2}{n(n+1)} \cdot \frac{n(n+1)}{2} = \mu.$$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} E\left[\left(\frac{2}{n(n+1)} \sum_{k=1}^n k X_k - \mu\right)^2\right] \stackrel{\mu \text{ es cte.}}{=} \lim_{n \rightarrow \infty} E\left[\left(\frac{2}{n(n+1)} \sum_{k=1}^n k (X_k - \mu)\right)^2\right] \leq$$

cuadrado de esa sumatoria \leq al sumatorio del cuadrado.

$$\leq \lim_{n \rightarrow \infty} E\left[\frac{2^2}{(n(n+1))^2} \sum_{k=1}^n k^2 (X_k - \mu)^2\right] \text{ y } (X_k - \mu)^2 = (X_k - E[X_k])^2 = \text{Var}(X_k) \leq C$$

$$\text{entonces que eso es } \leq \lim_{n \rightarrow \infty} E\left[\frac{4}{(n(n+1))^2} \cdot \sum_{k=1}^n k^2 \cdot C\right] =$$

$$\text{suma de cuadrados} = \frac{n(n+1)(2n+1)}{6}$$

$$\stackrel{\checkmark}{=} \lim_{n \rightarrow \infty} E\left[\frac{4C}{n^2(n+1)^2} \cdot \frac{n(n+1) \cdot (2n+1)}{6}\right]. \text{ El numerador}$$

es un polinomio de grado 3, y el denominador de grado 4, entonces que eso tiende a 0 cuando n tiende a infinito, por lo que ese límite es 0. (la E de esa fracción es la misma fracción, por eso podemos hacer el límite de la fracción). Es decir,

$$\lim_{n \rightarrow \infty} E\left[\left(\frac{2}{n(n+1)} \sum_{k=1}^n k X_k - \mu\right)^2\right] = 0, \text{ entonces que}$$

$$Y_n \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \mu.$$

b) Sabemos que $Y_n \xrightarrow{m-2} \mu$, así que $Y_n \xrightarrow{P} \mu$ y

$Y_n \xrightarrow{d} \mu$; converge en probabilidad y en distribución.

~~Por generalizar, por el mismo argumento,~~

~~$\tilde{Y}_n = \frac{1}{n(n+1)} \sum_{k=1}^n k \cdot X_k$ donde $X_k \in (0, \infty)$ también $\xrightarrow{m-2} \mu$~~

El resultado se puede generalizar teniendo los Varianzas acotados. Para la demostración, bastaría coger $C = \max$ de los cotas de todos los varianzas.