Vi ger här ett bevis för att om X är $Hyp(N, n, p)$ så är $E(X) = np$ och $V(X) = np(1-p)\dfrac{N-n}{N-1}$.
Betrakta en urnmodell där vi drar n kulor på måfå ur en urna utan återläggning där urnan innehåller N kulor, varav andelen p är röda. Vi vet då att X=antalet röda bland de n är $Hyp(N, n, p)$.
Vi vill nu ge en representation i form av 0–1-variabler på följande sätt: Låt

$$U_i = \begin{cases} 1 & \text{om kulan i den } i\text{:te omgången är röd} \\ 0 & \text{annars.} \end{cases}$$

Vi inser att $P(U_i = 1) = p$ och $P(U_i = 0) = 1 - p$ och att $X = \sum_{i=1}^{n} U_i$.
Notera att $U_1, U_2, \cdots, U_n$ blir svagt beroende på grund av att urnans sammansättning förändras efter de successiva dragningarna. Dock är U_i:na likafördelade av symmetriskäl – man kan uppfatta det som ett resultat av att man skulle kunna numrera om dragningsomgångarna.
Vi har alltså $X = \sum_{i=1}^{n} U_i$ och får lätt $E(X) = E(\sum_{i=1}^{n} U_i) = \sum_{i=1}^{n} E(U_i) = nE(U_1) = np$. För att få variansen kan man utnyttja att $V(X) = E(X^2) - (E(X))^2$ och vad som återstår är alltså att beräkna $E(X^2)$.
Vi har

$$E(X^2) = E\left((\sum_{i=1}^{n} U_i)^2\right) = E\left((\sum_{i=1}^{n} U_i)(\sum_{j=1}^{n} U_j)\right) = E\left(\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} U_i U_j\right) = \sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} E(U_i U_j)$$

Vi delar nu upp denna summa i de n termer där $i = j$ och de $n(n-1)$ termer där $i \neq j$. Vi får då på grund av symmetrin

$$E(X^2) = nE(U_1^2) + n(n-1)E(U_1 U_2) = np + n(n-1)P(U_1 = 1; U_2 = 1).$$

Vi har

$$P(U_1 = 1; U_2 = 1) = P(U_1 = 1)P(U_2 = 1 | U_1 = 1) = p\frac{Np - 1}{N - 1}$$

eftersom om $U_1 = 1$ (som har sannolikhet p) så finns $Np - 1$ st röda att välja på bland de $N - 1$ tillgängliga vid den andra dragningen.
Vi får alltså

$$V(X) = E(X^2) - (E(X))^2 = np + n(n-1)p\frac{Np-1}{N-1} - (np)^2 =$$

som efter förenkling ger

$$V(X) = np(1-p)\frac{N-n}{N-1}.$$