

บทที่ 4

ผลการวิจัย

ผลการวิจัยที่เราต้องการ คือ ผลลัพธ์ของการประมาณการแจกแจงของตัวแปรสุ่มที่มีค่าจำนวนเต็มไม่เป็นลบด้วยการแจกแจงทวินามนิเสธที่อยู่ในรูปของเมตริกแบบจุดระหว่างการแจกแจงสองการแจกแจงดังกล่าวพร้อมด้วยขอบเขตบนแบบไม่เอกรูป โดยใช้วิธีของสไตน์สำหรับการแจกแจงทวินามนิเสธและฟังก์ชัน w ที่สัมพันธ์กับตัวแปรสุ่มที่มีค่าจำนวนเต็มไม่เป็นลบ

ทฤษฎีบท 4.1 ให้ X เป็นตัวแปรสุ่มที่มีค่าจำนวนเต็มไม่เป็นลบซึ่งที่ได้นิยามมาแล้วข้างต้น และมี $w(X)$ เป็นฟังก์ชัน w ที่สัมพันธ์กับตัวแปรสุ่ม X แล้ว อสมการต่อไปนี้เป็นจริง

(1) สำหรับ $x_0 = 0$

$$|p_X(0) - \mathcal{NB}(0)| \leq \frac{p(1-p^r)}{rq} \left\{ E \left| \frac{(r+X)q}{p} - \sigma^2 w(X) \right| + (1-p_X(0)) \left| \frac{rq}{p} - \mu \right| \right\} \quad (4.1)$$

ถ้า $\mu = \frac{rq}{p}$ แล้วจะได้ว่า

$$|p_X(0) - \mathcal{NB}(0)| \leq \left(\frac{rq + p(p^r - 1)}{r(r+1)q^2} \right) E \left| (r+X)q - p\sigma^2 w(X) \right| \quad (4.2)$$

(2) สำหรับ $x_0 \in S(x) \setminus \{0\}$ ถ้า $r \geq 1$ แล้ว

$$|p_X(x_0) - \mathcal{NB}(x_0)| \leq \min \left\{ \frac{1}{x_0}, \frac{1-p^r}{(r+x_0-1)q} \right\} p \left\{ E \left| \frac{(r+X)q}{p} - \sigma^2 w(X) \right| + (1-p_X(0)) \left| \frac{rq}{p} - \mu \right| \right\} \quad (4.3)$$

ถ้า $\mu = \frac{rq}{p}$ แล้วจะได้ว่า

$$|p_X(x_0) - \mathcal{NB}(x_0)| \leq \min \left\{ \frac{1}{x_0}, \frac{1-p^r}{(r+x_0-1)q} \right\} p E \left| \frac{(r+X)q}{p} - \sigma^2 w(X) \right| \quad (4.4)$$

พิสูจน์ จากสมการสไตน์ (3.1) เมื่อแทน h ด้วย h_{x_0} และ x ด้วยตัวแปรสุ่ม X แล้วหาค่าคาดหวังตลอดสมการเราจะได้

$$\begin{aligned}
p_X(x_0) - \mathcal{NB}(x_0) &= E[q(r+X)f(X+1) - Xf(X)] \\
&= E[rqf(X+1) + qXf(X+1) - Xf(X)] \\
&= E[rqf(X+1) + qX\Delta f(X) - pXf(X)] \\
&= rqE[f(X+1)] + qE[X\Delta f(X)] - pE[Xf(X)] \\
&= rqE[f(X+1)] + qE[X\Delta f(X)] - p\{E[(X-\mu)f(X)] + \mu E[f(X)]\} \\
&= rqE[\Delta f(X)] + qE[X\Delta f(X)] + (rq - p\mu)E[f(X)] - pE[(X-\mu)f(X)]
\end{aligned}$$

โดยที่ $f = f_{x_0}$ เป็นฟังก์ชันที่กำหนดเช่นเดียวกับในสมการ (3.4)

เนื่องจาก $E[w(X)] = 1$ และโดยบทตั้ง 3.2 จะได้ว่า $E[w(X)\Delta f(X)] = E[w(X)|\Delta f(X)] < \infty$

ดังนั้นโดยสมการ (2.6) เราจะได้ว่า

$$\begin{aligned}
|p_X(x_0) - \mathcal{NB}(x_0)| &\leq |rqE[\Delta f(X)] + qE[X\Delta f(X)] - p\sigma^2 E[w(X)\Delta f(X)]| \\
&\quad + |rq - p\mu|E|f(X)| \\
&\leq E|(r+X)q - p\sigma^2 w(X)| |\Delta f(X)| + |rq - p\mu|E|f(X)|
\end{aligned}$$

สำหรับ $x_0 = 0$ โดยบทตั้ง 3.2 (1) และ (2) เราจะได้ว่า

$$\begin{aligned}
|p_X(0) - \mathcal{NB}(0)| &\leq E|(r+X)q - p\sigma^2 w(X)| |\Delta f_0(X)| + |rq - p\mu|E|f_0(X)| \\
&\leq \frac{rq + p(p^r - 1)}{r(r+1)q^2} E|(r+X)q - p\sigma^2 w(X)| + |rq - p\mu| \sum_{x=1}^{\infty} |f_0(x)| p_X(x) \\
&\leq \frac{1-p^r}{rq} E|(r+X)q - p\sigma^2 w(X)| + \frac{1-p^r}{rq} |rq - p\mu| \sum_{x=1}^{\infty} p_X(x) \\
&= \frac{1-p^r}{rq} \left\{ E|(r+X)q - p\sigma^2 w(X)| + |rq - p\mu|(1 - p_X(0)) \right\}
\end{aligned}$$

และสำหรับ $x_0 > 0$ โดยบทตั้ง 3.2 (3) เราจะได้ว่า

$$\begin{aligned}
|p_X(x_0) - \mathcal{NB}(x_0)| &\leq E|(r+X)q - p\sigma^2 w(X)| |\Delta f_{x_0}(X)| + |rq - p\mu|E|f_{x_0}(X)| \\
&\leq \min \left\{ \frac{1}{x_0}, \frac{1-p^r}{(r+x_0-1)q} \right\} \left[E|(r+X)q - p\sigma^2 w(X)| + |rq - p\mu|(1 - p_X(0)) \right]
\end{aligned}$$

ในกรณี $\mu = \frac{rq}{p}$ เราจะได้สมการ (4.2) และ (4.4) ตามลำดับ

บทแทรก 4.1 ถ้า $\frac{(r+x)q}{p} - \sigma^2 w(x) \geq / < 0$ สำหรับทุก $x \in S(x)$ แล้ว จะได้ว่า

(1) สำหรับ $x_0 = 0$

$$|p_X(0) - \mathcal{NB}(0)| \leq \frac{p(1-p^r)}{rq} \left\{ \left| \frac{(r+\mu)q}{p} - \sigma^2 \right| + (1-p_X(0)) \left| \frac{rq}{p} - \mu \right| \right\} \quad (4.5)$$

ถ้า $\mu = \frac{rq}{p}$ แล้วจะได้ว่า

$$|p_X(0) - \mathcal{NB}(0)| \leq \left(\frac{rq + p(p^r - 1)}{r(r+1)q^2} \right) |\mu - p\sigma^2| \quad (4.6)$$

(2) สำหรับ $x_0 \in S(x) \setminus \{0\}$ และ $r \geq 1$

$$|p_X(x_0) - \mathcal{NB}(x_0)| \leq \min \left\{ \frac{1}{x_0}, \frac{1-p^r}{(r+x_0-1)q} \right\} p \left\{ \left| \frac{(r+\mu)q}{p} - \sigma^2 \right| + \left| \frac{rq}{p} - \mu \right| (1-p_X(0)) \right\} \quad (4.7)$$

ถ้า $\mu = \frac{rq}{p}$ แล้วจะได้ว่า

$$|p_X(x_0) - \mathcal{NB}(x_0)| \leq \min \left\{ \frac{1}{x_0}, \frac{1-p^r}{(r+x_0-1)q} \right\} |\mu - p\sigma^2| \quad (4.8)$$

พิสูจน์ (1) ให้ $\frac{(r+x)q}{p} - \sigma^2 w(x) \geq 0$ สำหรับทุก $x \in S(x)$ เราจะได้ว่า

$$\begin{aligned} E \left| \frac{(r+X)q}{p} - \sigma^2 w(X) \right| &= E \left[\frac{(r+X)q}{p} - \sigma^2 w(X) \right] \\ &= \frac{[r + E(X)]q}{p} - \sigma^2 E[w(X)] \\ &= \frac{(r+\mu)q}{p} - \sigma^2 \end{aligned}$$

(2) ให้ $\frac{(r+x)q}{p} - \sigma^2 w(x) < 0$ สำหรับทุก $x \in S(x)$ เราจะได้ว่า

$$\begin{aligned} E \left| \frac{(r+X)q}{p} - \sigma^2 w(X) \right| &= E \left[\sigma^2 w(X) - \frac{(r+X)q}{p} \right] \\ &= \sigma^2 E[w(X)] - \frac{[r + E(X)]q}{p} \\ &= \sigma^2 - \frac{(r+\mu)q}{p} \end{aligned}$$

ดังนั้นจาก (1) และ (2) เราจะได้ว่า $E \left| \frac{(r+X)q}{p} - \sigma^2 w(X) \right| = \left| \frac{(r+\mu)q}{p} - \sigma^2 \right|$ ซึ่งเมื่อแทนลง

ในทฤษฎีบท 4.1 จะได้ผลลัพธ์ดังสมการ (4.5) ถึง (4.8)

ในกรณีที่ $r=1$ เราสามารถแสดงผลลัพธ์ของการประมาณการแจกแจงเรขาคณิต
ดังบทแทรกต่อไปนี้

บทแทรก 4.2 สำหรับการแจกแจงเรขาคณิต แล้ว จะได้ว่า

(1) สำหรับ $x_0 = 0$ (Teerapabolarn, 2011)

$$|p_X(0) - G(0)| \leq \sum_{x \in S(x) \setminus \{0\}} \left| \frac{q}{x} - \frac{p\sigma^2 w(x)}{x(x+1)} \right| p_X(x) + |q - p\mu| \left\{ p_X(0) + \sum_{x \in S(x) \setminus \{0\}} \frac{p_X(x)}{x} \right\} \quad (4.9)$$

ถ้า $\mu = \frac{q}{p}$ แล้วจะได้ว่า

$$|p_X(0) - G(0)| \leq \sum_{x \in S(x) \setminus \{0\}} \left| \frac{q}{x} - \frac{p\sigma^2 w(x)}{x(x+1)} \right| p_X(x) \quad (4.10)$$

(2) สำหรับ $x_0 \in S(x) \setminus \{0\}$

$$\begin{aligned} |p_X(x_0) - G(x_0)| &\leq \sum_{x \in S(x) \setminus \{0\}} \min \left\{ \frac{1}{x_0}, \frac{1}{x} \right\} |(x+1)q - p\sigma^2 w(x)| p_X(x) \\ &\quad + |q - p\mu| \left\{ p_X(0) + \sum_{x \in S(x) \setminus \{0\}} \min \left\{ \frac{1}{x_0}, \frac{1}{x} \right\} p_X(x) \right\} \end{aligned} \quad (4.11)$$

ถ้า $\mu = \frac{q}{p}$ แล้วจะได้ว่า

$$|p_X(x_0) - G(x_0)| \leq \sum_{x \in S(x) \setminus \{0\}} \min \left\{ \frac{1}{x_0}, \frac{1}{x} \right\} |(x+1)q - p\sigma^2 w(x)| p_X(x) \quad (4.12)$$

บทแทรก 4.3 สำหรับ $r \geq 1$ และ $x, x_0 \in \mathbb{N}$ แล้ว จะได้ว่า

$$(1) \quad p \min \left\{ \frac{1}{x_0}, \frac{1-p^r}{(r+x_0-1)q} \right\} \leq \frac{p(1-p^r)}{rq} < 1 \quad (4.13)$$

$$(2) \quad \min \left\{ \frac{1}{x_0}, \frac{1}{x} \right\} \leq \frac{1}{x} \quad (4.14)$$

พิสูจน์ (1) จะเห็นได้ชัดว่า $p \min \left\{ \frac{1}{x_0}, \frac{1-p^r}{(r+x_0-1)q} \right\} \leq \frac{p(1-p^r)}{rq}$

ต่อไปเราจะแสดงว่า $\frac{p(1-p^r)}{rq} < 1$

$$\text{จาก } e^{q/p} = 1 + \frac{q}{p} + \frac{1}{2!} \left(\frac{q}{p} \right)^2 + \dots = 1 + \frac{1-p}{p} + \frac{1}{2!} \left(\frac{q}{p} \right)^2 + \dots = \frac{1}{p} + \frac{1}{2!} \left(\frac{q}{p} \right)^2 + \dots$$

$$\text{จะได้ว่า } \frac{1}{p} < e^{q/p} \Rightarrow p > e^{-q/p}$$

$$\Rightarrow p^r > e^{-rq/p}$$

$$\Rightarrow 1 - p^r < 1 - e^{-rq/p}$$

$$\text{ดังนั้น } \frac{p(1-p^r)}{rq} < \frac{p(1-e^{-rq/p})}{rq} = \frac{(1-e^{-\lambda})}{\lambda}, \quad (\lambda = \frac{rq}{p}) \quad (4.15)$$

$$\text{ต่อไปจะแสดงว่า } \frac{1-e^{-\lambda}}{\lambda} < 1$$

$$\text{จาก } 1-\lambda < e^{-\lambda} \text{ แล้วจะได้ว่า } 1-e^{-\lambda} < \lambda$$

$$\text{ดังนั้น } \frac{1-e^{-\lambda}}{\lambda} < 1 \quad (4.16)$$

$$\text{จาก (4.15) และ (4.16) เราจะได้ว่า } \frac{p(1-p^r)}{rq} < 1$$

ดังนั้นจะได้สมการ (4.13) เป็นจริง

(2) เราเห็นได้ชัดว่าสมการ (4.14) เป็นจริง

บทแทรก 4.3 นี้ได้สร้างขึ้นเพื่อใช้ในการเปรียบเทียบผลลัพธ์ทั้งหมดในทฤษฎีบท 4.1 และสมการ (1.7) และบทแทรก 4.2 และสมการ (1.8) เราจะเห็นว่าขอบเขตบนแบบไม่เอกรูปของผลลัพธ์ทั้งหมดในทฤษฎีบท 4.1 และบทแทรก 4.2 กว้างกว่าขอบเขตบนแบบเอกรูปในสมการ (1.7) และสมการ (1.8)

การประยุกต์

การประยุกต์ที่จะนำเสนอต่อไปนี้ เราจะใช้ผลลัพธ์โดยตรงที่ได้มาจากทฤษฎีบท 4.1 และบทแทรก 4.3 ซึ่งเกี่ยวข้องกับการประมาณแบบจุดของการแจกแจงโพลยา การแจกแจงโพลยานิเสธ การแจกแจงไฮเพอร์จีโอเมตริก และการแจกแจงไฮเพอร์จีโอเมตริกนิเสธด้วยการแจกแจงทวินามนิเสธ และการแจกแจงเรคาคนิต

การแจกแจงโพลยา

สมมติว่ากล่องใบหนึ่งบรรจุลูกบอลสีแดง r ลูก และสีดำ $N-r$ ลูก สุ่มหยิบลูกบอลขึ้นมาหนึ่งลูกแล้วใส่กลับคืนลงในกล่องพร้อมด้วยลูกบอลสีเดียวกับลูกบอลที่สุ่มได้อีกหนึ่งลูกลงในกล่องใบนี้ ทำซ้ำในลักษณะนี้เป็นจำนวน m ครั้ง ให้ X เป็นจำนวนลูกบอลสีแดงที่สุ่มได้จากการสุ่มหยิบลูกบอล m ครั้ง แล้วจะได้ว่า X เป็นตัวแปรสุ่มที่มีการแจกแจงโพลยา โดยมี N , m และ r เป็นพารามิเตอร์ และมีฟังก์ชันการแจกแจงความน่าจะเป็น (Brown & Phillips, 1999) ดังนี้

$$p_X(x) = \frac{\binom{r+x-1}{x} \binom{N-r+m-x-1}{m-x}}{\binom{N+m-1}{m}}, \quad x=0,1,\dots,m$$

และค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนของ X คือ $\mu = \frac{mr}{N}$ และ $\sigma^2 = \frac{mr(N+m)(N-r)}{N^2(N+1)}$ ตามลำดับ

โดยความสัมพันธ์ของสมการเวียนเกิดในสมการ (2.4) เราจะได้ว่าฟังก์ชัน w ที่สัมพันธ์กับ
ตัวแปรสุ่มโพลยา $w(x) = \frac{(r+x)(m-x)}{N\sigma^2}$ ให้ $p = \frac{N}{N+m}$ และแทนค่า p ลงในทฤษฎีบท 4.1 แล้ว
จะได้ว่า $\frac{(r+x)q}{p} - \sigma^2 w(x) = \frac{(r+x)x}{N} \geq 0$ สำหรับทุก $0 \leq x \leq m$ ดังนั้นโดยบทแทรก 4.1 และ
4.2 เราจะได้ผลลัพธ์ดังทฤษฎีบทและบทแทรกต่อไป

ทฤษฎีบท 4.2 ให้ $PY(x_0)$ เป็นฟังก์ชันการแจกแจงความน่าจะเป็นของตัวแปรสุ่มโพลยาที่ $x_0 \in \{0, 1, \dots, m\}$ ถ้า $p = \frac{N}{N+m}$ แล้ว จะได้ว่า

$$|PY(x_0) - NB(x_0)| \leq \begin{cases} \frac{mr + N(p^r - 1)}{m(N+1)p} & , x_0 = 0 \\ \min \left\{ \frac{1}{x_0}, \frac{1 - p^r}{(r + x_0 - 1)q} \right\} \frac{r(r+1)m}{N(N+1)} & , 1 \leq x_0 \leq m \end{cases}$$

บทแทรก 4.4 สำหรับ $r=1$

$$|\mathcal{P}Y(x_0) - \zeta(x_0)| \leq \begin{cases} \frac{m}{(N+m-1)(N+m)}, & x_0 = 0 \\ \frac{m}{N} \min \left\{ \frac{2N+m-1}{(N+m-1)(N+m)}, \frac{2}{(N+1)x_0} \right\}, & 1 \leq x_0 \leq m \end{cases}$$

เราจะสังเกตได้ว่าขอบเขตบนของการประมาณมีค่าน้อย เมื่อ N มีค่ามาก และ r และ m มีค่าน้อย นั่นคือ การแจกแจงทวินามนิเสธสามารถประมาณการแจกแจงโพลยาได้ดี

การแจกแจงโพลยานิเศษ

สมมติว่ากล่องใบหนึ่งบรรจุลูกบอลสีแดง r ลูก และสีดำ $N-r$ ลูก สุ่มหยิบลูกบอลขึ้นมาหนึ่งลูกแล้วใส่กลับคืนลงในกล่องพร้อมด้วยลูกบอลสีแดงกับลูกบอลที่สุ่มได้อีกหนึ่งลูกลงในกล่องใบนี้ ทำซ้ำในลักษณะนี้ จนกระทั่งได้จำนวนลูกบอลสีดำ n ลูก ให้ X เป็นจำนวนลูกบอลสีแดงที่สุ่มได้ก่อนที่จะได้ลูกบอลสีดำลูกที่ n แล้วจะได้ว่า X เป็นตัวแปรสุ่มที่มีการแจกแจงโพลยาเนียส โดยมี N, n และ r เป็นพารามิเตอร์ และมีฟังก์ชันการแจกแจงความน่าจะเป็น (Teerapabolam &

Boondirek, 2010) ดังนี้

W 713 0

A.2

$$p_X(x) = \binom{n+x-1}{x} \frac{(r+x-1)!(N-r+n-1)!(N-1)!}{(r-1)!(N-r-1)!(N+n+x-1)!}, \quad x=0,1,\dots$$

และค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนของ X คือ $\mu = \frac{nr}{N-r-1}$ และ $\sigma^2 = \frac{nr(n+N-r-1)(N-1)}{(N-r-2)(N-r-1)^2}$

ตามลำดับ

โดยความสัมพันธ์ของสมการเวียนเกิดในสมการ (2.4) เราจะได้ว่าฟังก์ชัน w ที่สัมพันธ์กับตัวแปรสุ่มโพลยานิเชอร์ ดังนี้ $w(x) = \frac{(n+x)(r+x)}{(N-r-1)\sigma^2}$ แทนค่า p และ r ลงในทฤษฎีบท 4.1 ด้วย $\frac{N-r-1}{N-1}$ และ n ตามลำดับ แล้วจะได้ว่า $\frac{(n+x)q}{p} - \sigma^2 w(x) = -\frac{(n+x)x}{N-r-1} \leq 0$ สำหรับทุก $x \geq 0$ ดังนั้นโดยบทแทรก 4.1 และ 4.2 เราจะได้ผลลัพธ์ดังทฤษฎีบทและบทแทรกต่อไปนี้

ทฤษฎีบท 4.3 ให้ $\mathcal{NP}(x_0)$ เป็นฟังก์ชันการแจกแจงความน่าจะเป็นของตัวแปรสุ่มโพลยานิเชอร์ที่ $x_0 \in \mathbb{N} \cup \{0\}$ ถ้า $p = \frac{N-r-1}{N-1}$ แล้วจะได้ว่า

$$|\mathcal{NP}(x_0) - \mathcal{NB}(x_0)| \leq \begin{cases} \frac{nr + (N-r-1)(p^n - 1)}{rp(N-r-2)}, & x_0 = 0 \\ \min \left\{ \frac{1}{x_0}, \frac{1-p^n}{(r+x_0-1)q} \right\} \frac{n(n+1)r}{(N-r-1)(N-r-2)}, & x_0 > 0 \end{cases}$$

บทแทรก 4.5 สำหรับ $n=1$

$$|\mathcal{NP}(x_0) - \mathcal{G}(x_0)| \leq \begin{cases} \frac{r}{N(N-1)}, & x_0 = 0 \\ \frac{r}{N-r-1} \min \left\{ \frac{2}{x_0(N-r-2)}, \frac{2N-r-1}{N(N-1)} \right\}, & x_0 > 0 \end{cases}$$

เราจะสังเกตได้ว่าขอบเขตบนของการประมาณมีค่าน้อย เมื่อ N มีค่ามาก และ r และ n มีค่าน้อย นั่นคือ การแจกแจงทวินามนิเชอร์สามารถประมาณการแจกแจงโพลยานิเชอร์ได้ดี

การแจกแจงไฮเพอร์จีโอเมตริก

สมมติว่ากล่องใบหนึ่งบรรจุลูกบอลอยู่ N ลูก ประกอบด้วยลูกบอลสีขาว r ลูก และลูกบอลสีดำ $N-r$ ลูก สุ่มหยิบลูกบอลมาหนึ่งลูกแล้วไม่ใส่ลูกบอลกลับคืนในกล่อง ทำซ้ำในลักษณะนี้เป็นจำนวน n ครั้ง ให้ X เป็นจำนวนลูกบอลสีขาวที่สุ่มได้จากการสุ่มหยิบลูกบอล n ครั้ง แล้วจะได้ว่า X เป็นตัวแปรสุ่มที่มีการแจกแจงไฮเพอร์จีโอเมตริก โดยมี N, r และ n เป็นพารามิเตอร์ และมีฟังก์ชันการแจกแจงความน่าจะเป็น (Balakrishnana & Nevzorov, 1956) ดังนี้

$$p_X(x) = \frac{\binom{r}{x} \binom{N-r}{n-x}}{\binom{N}{n}}, \quad x = 0, 1, \dots, \min\{n, r\}$$

และค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนของ X คือ $\mu = \frac{nr}{N}$ และ $\sigma^2 = \frac{nr(N-n)(N-r)}{N^2(N-1)}$ ตามลำดับ

โดยความสัมพันธ์ของสมการเวียนเกิดในสมการ (2.4) เราจะได้ว่าฟังก์ชัน w ที่สัมพันธ์กับตัวแปรสุ่มไฮเพอร์จีโอเมตริก ดังนี้ $w(x) = \frac{(n-x)(r-x)}{N\sigma^2}$ ให้ $p = \frac{N}{N+n}$ และแทนค่า p ลงในทฤษฎีบท 4.1 เราจะได้ว่า $\frac{(r+x)q}{p} - \sigma^2 w(x) = \frac{(2n+r-x)x}{N} \geq 0$ สำหรับทุก $0 \leq x \leq \min\{n, r\}$ ดังนั้นโดย บทแทรก 4.1 เราจะได้ผลลัพธ์ดังทฤษฎีบทต่อไปนี้

ทฤษฎีบท 4.4 ให้ $\mathcal{H}(x_0)$ เป็นฟังก์ชันการแจกแจงความน่าจะเป็นของตัวแปรสุ่มไฮเพอร์จีโอเมตริก ที่ $x_0 \in \{0, 1, \dots, \min\{n, r\}\}$ ถ้า $p = \frac{N}{N+n}$ แล้ว จะได้ว่า

$$|\mathcal{H}(x_0) - \mathcal{NB}(x_0)| \leq \begin{cases} \frac{(2n+r-1)(nr+N(p^r-1))}{n(r+1)(N-1)}, & x_0 = 0 \\ \min\left\{\frac{1}{x_0}, \frac{1-p^r}{(r+x_0-1)q}\right\} \frac{nr(2n+r-1)}{(N-1)(N+n)}, & 0 < x_0 \leq \min\{n, r\} \end{cases}$$

เราจะสังเกตได้ว่าขอบเขตบนของการประมาณมีค่าน้อย เมื่อ N มีค่ามาก และ r และ n มีค่าน้อย นั่นคือ การแจกแจงทวินามนิเสธสามารถประมาณการแจกแจงไฮเพอร์จีโอเมตริกได้ดี

การแจกแจงไฮเพอร์จีโอเมตริกนิเสธ

สมมติว่ากล่องใบหนึ่งบรรจุลูกบอลอยู่ N ลูก ประกอบด้วยลูกบอลสีขาว r ลูก และลูกบอลสีดำ $N-r$ ลูก สุ่มหยิบลูกบอลมาหนึ่งลูกแล้วไม่ใส่ลูกบอลกลับคืนในกล่อง ทำซ้ำในลักษณะนี้จนกระทั่งได้ลูกบอลสีดำเป็นจำนวน n ลูก ให้ X เป็นจำนวนลูกบอลสีขาวที่สุ่มได้ก่อนที่จะได้ลูกบอลสีดำลูกที่ n แล้วจะได้ว่า X เป็นตัวแปรสุ่มที่มีการแจกแจงไฮเพอร์จีโอเมตริกนิเสธ โดยมี N, n และ r เป็นพารามิเตอร์ มีฟังก์ชันการแจกแจงความน่าจะเป็น (Balakrishna & Nevzorov, 1956) ดังนี้

$$p_X(x) = \frac{\binom{n+x-1}{x} \binom{N-n-x}{r-x}}{\binom{N}{r}}, \quad x = 0, 1, \dots, r$$

และค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนของ X คือ $\mu = \frac{nr}{N}$ และ $\sigma^2 = \frac{nr(N-n)(N-r)}{N^2(N-1)}$ ตามลำดับ

โดยความสัมพันธ์ของสมการเวียนเกิดในสมการ (2.4) เราจะได้ว่าฟังก์ชัน w ที่สัมพันธ์กับตัวแปรสุ่มไฮเพอร์จีโอเมตริกนิส ดังนี้ $w(x) = \frac{(n+x)(r-x)}{(N-r+1)\sigma^2}$ แทนค่า p และ r ในทฤษฎีบท 4.1

ด้วย $\frac{N-r+1}{N+1}$ และ n แล้วเราจะได้ว่า $\frac{(n+x)q}{p} - \sigma^2 w(x) = \frac{(n+x)x}{N-r+1} \geq 0$ สำหรับทุก $0 \leq x \leq n$

ดังนั้นโดยบทแทรก 4.1 และ 4.2 เราจะได้ผลลัพธ์ดังทฤษฎีบทและบทแทรกต่อไปนี้

ทฤษฎีบท 4.5 ให้ $\mathcal{NH}(x_0)$ เป็นฟังก์ชันการแจกแจงความน่าจะเป็นของตัวแปรสุ่มไฮเพอร์จีโอเมตริกนิส ที่ $x_0 \in \{0, 1, \dots, r\}$ ถ้า $p = \frac{N-r+1}{N+1}$ แล้วจะได้ว่า

$$|\mathcal{NH}(x_0) - \mathcal{NB}(x_0)| \leq \begin{cases} \frac{nr + (N-r+1)(p^n - 1)}{pr(N-r+2)} & , x_0 = 0 \\ \min\left\{\frac{1}{x_0}, \frac{1-p^n}{(r+x_0-1)q}\right\} \frac{nr(n+1)}{(N-r+1)(N-r+2)} & , 0 < x_0 \leq r \end{cases}$$

บทแทรก 4.6 สำหรับ $n=1$

$$|\mathcal{NH}(x_0) - \mathcal{G}(x_0)| \leq \begin{cases} \frac{r}{N(N+1)} & , x_0 = 0 \\ \frac{r}{N-r+1} \min\left\{\frac{2}{x_0(N-r+2)}, \frac{2N-r+1}{N(N+1)}\right\} & , 0 < x_0 \leq r \end{cases}$$

เราจะสังเกตได้ว่าขอบเขตบนของการประมาณมีค่าน้อย เมื่อ N มีค่ามาก และ r และ n มีค่าน้อย นั่นคือ การแจกแจงทวินามนิสสามารถประมาณการแจกแจงไฮเพอร์จีโอเมตริกนิสได้ดี