บรรณานุกรม

ภาษาไทย

หนังสือ

เกษม พิพัฒน์ปัญญานุกูล การควบคุมคุณภาพ กรุงเทพ ฯ, สำนักพิมพ์ ประกอบเมไตร, 2530

ภาษาต่างประเทศ

หนังสือ

Charbonneau, H.C. and Morely, W. Industrial Quality Control. England Wood Cliffs, Prentice-Hall Inc., 1978.

Montgomery, D.C. Introduction to Statistical Quality Control. Newyork: John Wiley & Sons., 1985.

Ross, S.M. Applied Probability Models with Optimization Applications. San Francisco: Holden-Day, 1970.

Statistical Graphics Corporation Statistical Graphics System : User Guide. Graphics Software System,Inc., 1986.

วารสาร

Baker, K.R. "Two Process Models in the Economic Design of an $\bar{X}$-Chart." AIIE, Transactions, Vol. III, No.4, December (1971) : 257-263

Banerjee, P.K. and Rahim M.A. "Economic Design of $\bar{X}$-Control Charts Under Weibull Shock Models." Technometrics, Vol.30, No.4, November (1988) : 407-414

Barad, M., Bezalel, C. and Goldstein, J.R. "Prior Researches is the key to Fractional Factorial Design." Quality Progress, March (1989) : 71-75

Barish, N.N. and Hauser Norbert. "Economic Design for Control Decisions." The Journal of Industrial Engineering, Vol.XIV, May-June (1963) : 125-134

Barish, N.N., Hauser Norbert and Sylvain,E."Choosing Economic Design." ASQC, Technical Conference Transactions,(1969): 633-644

Beneke, M., Leemis, L.M., Schlegel, R.E. and Foote, B.L. "Spectral Analysis in Quality Control : A Control Based on the Periodogram." Technometrics, Vol.30, No.1, February (1988):

Box, G.E.P. "Signal-to-Noise Ratios, Performance Criteria, and Transformations." Technometrics, Vol.30, No.1, February (1988):1-17

Box, G.E.P. and Hunter, J.S. "The 2^{k-p} Fractional Factorial Design : Part I." Technometrics, Vol.3, No.3, August (1961) : 311-351

Box, G.E.P. and Hunter, J.S. "The 2^{k-p} Fractional Factorial Design : Part II." Technometrics, Vol.3, No.4, November (1961) :449-458

Brenkwell, J.R. "Economically Optimum Acceptance Tests." Journal American Statistical Association, June (1956) : 243-256

Chiu, W.K. "Comments on the Economic Design of $\bar{X}$-Charts." Journal of the American Statstical Association, Vol.63, No.344, December (1973) : 919-921

________. "Economic Design of Attribute Control Charts." Technometrics Vol.17, No.1, Febuary (1975) : 81-87

Chiu, W.K. and Cheung, K.C. "An Economic Study of $\bar{X}$-Charts with Warning Limits." Journal of Quality Technology, Vol.9, No.4, October (1977) : 166-171

Chiu, W.K. and Wetherill, G.B. "Simplified Scheme for the Economic Design of $\bar{X}$-Charts." Journal of Quality Technology, Vol 6, No.2, April (1974) : 63-69

Duncan, A.J. "The Economic Design of $\bar{X}$ Charts used to maintain current Control of a Process." Journal of the American Statistical Application Association, Vol. 51, (1956) : 228-242

________. "The Economic Design of $\bar{X}$-Charts When There is a Multiplicity of Assignable Causes." Journal of the American Statistical Association, Vol.66, No.333, March (1971) : 107-121

________. "The Economic Design of p-Charts to Maintain Current Control of a Process : Some Numerical Results." Technometrics, Vol.20, No. 3, August (1979) : 235-243

Franklin, M.F. "Selecting Defining Contrasts Confounded Effects in p^{n-m} Fractorial Experiments." Technometrics, Vol.27, No.2, May (1985) : 165-172

Freund, R.A. "Definitions and Basic Quality Concepts." Journal of Quality Technology Vol. 17, No. 1, January (1985) : 50-56

Gibra, I.N. "Economically Optimal Determination of the Parameters of $\bar{X}$-Control Chart." Management Science, Vol.17, No.9, May (1971) : 635-646

________. " Economically Optimal Determination of the Parameters of np-Control Charts." Journal of Quality Technology, Vol.10, No.1, January (1978) : 12-19

________. "Economic Design of Attribute Contral Charts for Multiple Assignable Causes." Journal of Quality Technology, Vol.13, No.2, April (1981) : 93-99

________. "Recent Developments in Control Chart Techniques." Journal of Quality Technology, Vol.7, No.4, October (1975) : 183-192

Girshick, M.D. and Rubin, H. "A Bays'Approach to a Quality Control Model." Annals of Mathematical Statistics Vol.23, (1952) : 114-125

Goel, A.L. " An Algorithm for the Determination of the Economic Design of $\bar{X}$-Charts based on Duncan Models." Journal of the American Statistical Association, March, (1968) : 304-320

Gordon, G.R. and Weilding, J.I. "A Cost Model for Economic Design of Warning Limit Control Chart Schems." AIIE, Transactions. Vol. 7, No. 3, September (1975) : 319-329

Heikes, R.G., Montgomery, D.C. and Yeung, J.H. "Alternrtive Process Model in the Economic Design Of T^2 Control Charts." AIIE, Transactions, Vol. 6, No.1, March (1974) : 55-61

Jones L.L. and Case, K.E. "Economic Design of a Joint $\bar{X}$ and R Control Chart." AIIE, Transaction Vol.13, No.2, June (1981): 182-195

Knappenberger, H.A. and Grandage, A.H.E. "Minimum Cost Quality Control Tests." AIIE, Transactions, Vol. I, No. 1, March (1969): 24-32

Knight, J.W. and Neuhardt, J.B. "Computer-Aided Design of Fractional Factorial Experiments Given A list of Feasible Observation." IIE, Transactions, Vol.15, No.2, June(1983):142-149

Ladany, S.P. "Optimal use of Control Charts for Controlling current Production." Management Science, Vol.19, No.7, March (1973) : 763-771

Latimer, B.A., Bennett, G.K. and Schmidt, J.W. "The Economic Design of a Dual Puropse Muti Characteristic Quality Control System." AIIE, Transactions, Vol.5, No.3, September (1973) : 214-222

Lindenmeyer, C.R., Burch, E.E. and Andrews, H.W. "Machine Setting to Minimize Scrap and Rework Costs." Journal of Quality Technology, Vol.16, No.2, April (1984) : 121-124

Lorenzen, T.J. and Vance Lonnic. "The Economic Design of Control Chart : A Unified Approach." Tchnometrics, Vol. 28, No. 1, February (1987) : 81-87

Montgomery, D.C. "The Economic Design of Control Charts : A Review and Literature Survey." Journal of Qualitv Technology, Vol.2, No.2, April (1980) : 75-87

________. "The Economic Design of an $\bar{X}$ Control Charts." Journal of Qualitv Technology, Vol.14, No.1, January (1982) : 40-43

Montgomery, D.C and Heikes, R.G. "Process Failure Mechanisms and Optimal Design of Fraction Defective Control Charts." AIIE, Transactions, Vol.8, No.4, Desember (1976) : 467-472

Montgomery, D.C., Heikes, R.G. and Marece, J.P. "Economic Design Fraction Defective Control Charts." Managment Seience, Vol.21, No.11, July (1975) : 1272-1284

McWilliams, T.P. "Economic Control Chart Designs and the in Control Time Distribution : A Sensitivity Study." Journal of Qualitv Technology, Vol.21, No2, April (1989) : 103-110

Nachtsheim, C.J. "Tools for Computer-Aided Design of Experiments." Journal of Qualitv Technology, Vol.19, No.3, (1987) : 132-160

Peters, M.H. and Williams, W.W. "Economic Design of Quality Monitoring Efforts for Multi-Stage Production Systems." IIE Transactions, March (1987) :81-87

Pignatiello J.J. and Tsai, Jr.A. "Optimal Economic Design of $\bar{X}$-Control Charts When Cost Model Parameters are Not Precisely Known." IIE Transactions. Vol 20, No.1, March (1988): 103-110

Rahim, M.A. "Economic Model of $\bar{X}$-Charts under Non-Normality And Measurement Errors." Comput and Ops. Res, Vol.12, No.3:291-299

Saniga, E.M. "Joint Economice Study of $\bar{X}$-Charts with Warning limits." Jounal of Quality Technology, Vol.9, No.4, October (1977) : 166-171

________. "Joint Economice Design of $\bar{X}$ and R Controls Charts With Alternative Process." AIIE Transactions, Vol.11, No.3, September (1979) : 254-260

________. "Economic Statistical Control Charts Designs With an Application to $\bar{X}$ and R Charts." Technometrics, Vol.31, No.3, August (1989) : 313-320

Saniga, E.M. and Montgomery, D.C. "Economic Quality Control Policies for Single Caurse System." AIIE Transactions, Vol.13, No.3, September (1981) : 258-264

Saniga, E.M. and Shirland, L.F. "Quality Control in Practice...A Survey." Quality Progress, Vol.10, No.5, May (1977) : 30-33

Schilling, E.G. and Nelson P.R. "The Effect of Non Normality on Control limits of $\bar{X}$-Charts." Managment Science, Vol.21, No.11, July (1975) : 183-188

Sculli, D. and Woo, K.M. "Designing np Control Charts." OMEGA, Vol.10, No.6 : 679-687

Sculli, D. and Woo, K.M. "Designing Economics np Control Charts : A Programmed Simulation Approach." Computers in Industry, 6, (1985) : 185-194

Tagaras, Grorge. "Economice $\bar{X}$-Charts with Asymmetric Control limits." Journal Quality Technology, Vol.21, No.3, July (1989): 147-154

Taha, A.H. and Skeith, R.W. "The Economic Lot Sizes in Multistage Production Systems." AIIE Transactions, Vol.II,No.2, June (1970) : 157-162

Taylor, H.M. "The Economic Design of Cumulative Sum Control Charts." Technometrics, Vol.10, No.3, August (1968) : 479-488

Ullman, R.N. "The Analysis of Mean (ANOM) for Signal and Noise," Jounal of Quality Technology, Vol.21, No. 2, April (1989) : 111-127

Vijayan, N.N. "Testing in Industrial Experiments with Ordered Categorical Data." Technometrics, Vol.28, No.4, November (1966) : 283-291.

Welch W.J. "Computer-Aided Design of Experiments for Response Estimation." Technometrics, Vol.27, No.2, May (1985) : 165-172

Weller, H. "The Use of Runs to Control the Mean in Quality Control." Journal American Statistics Association, December (1953) : 816-825

Woodall, Willian H. "Weaknesses of the Economic Design of Control Charts." Technometrics, Vol.28, No.4, November (1986) :408-409

ภาคผนวก ก

ภาคผนวก ก

การพิจารณาสมการ E(A) = E(C)/E(T) ค่าคาดหวังของรายได้ของวงจรการผลิตต่อชั่วโมงให้ มีค่าเท่ากับ ค่าคาดหวังของรายได้ในหนึ่งวงจรการผลิต หารด้วย ค่าคาดหวังของเวลาในหนึ่งวงจรการผลิต โดยการพิจารณา RENEWAL THEORY ของ Ross เมื่อลักษณะของขบวนการที่ศึกษามีลักษณะเป็น Stochastic Process ที่เป็น Counting Process โดยมีจำนวนของเหตุการณ์ที่เกิดขึ้นในช่วงเวลาหนึ่งซึ่งมีลักษณะเป็นไปตามขบวนการพัวซอง (Poisson Process) และตัวแปรสุ่มมีการแจกแจงแบบ Exponential

Renewal Theory

โดยรูปแบบ กำหนดให้ $\{X_n, n = 1, 2, 3 \dots\}$ เป็นอนุกรมของตัวแปรสุ่มที่มีค่าไม่เป็นลบ (Nonnegative) ที่เป็นอิสระต่อกัน โดยมีรูปแบบการแจกแจง F เพื่อหลีกเลี่ยงในข้อปลีกย่อยต่าง ๆ เราจะสมมุติว่า $P\{X_n = 0\} < 1$ จากกรณีที่ตัวแปรสุ่มไม่มีค่าเป็นลบของ X_n ดังนั้น ค่าคาดหวังของ EX สามารถหาค่าได้ โดย

$$\mu = \int_0^\infty x \, dF(x)$$

ให้ $$S_0 = 0, \quad S_n = \sum_{1}^{n} X_i \qquad n \geq 1$$

กำหนด

$$N(t) = \operatorname{Sup}\{n, S_n \leq t\}$$

จากคุณสมบัติ Large Number ค่าของ $S_n/n \to \mu$ โดยมีค่าความน่าจะเป็นเท่ากับ 1 ซึ่งในที่นี้ค่าของ $S_n \leq t$ จะเป็นค่าที่จำกัด (Finite) เท่านั้น และ $N(t) < \infty$ มีความน่าจะเป็นเท่ากับ 1

<u>นิยาม 1</u>

Process $\{N(t), t \geq 0\}$ เป็น Renewal Process

เราจะกล่าวว่า การเกิด Renewal ณ เวลาที่ t ถ้า $S_n = t$ สำหรับบางค่าของ n ในขณะที่ เวลาระหว่างการมาถึง (Interarrival Time) เป็นอิสระต่อกัน และมีการแจกแจงที่เหมือนกัน จะได้ว่าหลังการเกิดการ Renewal ในแต่ละครั้ง ขบวนการจะเริ่มต้นใหม่

ตารางที่ 1 แสดงลักษณะของค่าตัวแปรสุ่ม X_n , S_n และ $N(t)$

Random Variable	Interpretation
X_n	เวลาระหว่างการเกิด Renewal ที่ (n - 1) และ n โดยที่เวลาระหว่างการมาถึงอยู่ที่ n
S_n	เวลาของการเกิด Renewal ที่ n
$N(t)$	จำนวนของ Renewal ในช่วงเวลาที่ [0,t]

โดยจะมีความสัมพันธ์ที่แสดงว่า จำนวนของการเกิด Renewal ณ เวลาที่ t จะมีค่ามากกว่าหรือเท่ากับ n ก็ต่อเมื่อ การเกิด Renewal ที่ n ณ เวลาที่ t

โดย

$$N(t) \geq n \iff S_n \leq t \qquad (1)$$

จากสมการที่ (1) เราจะได้ว่า

$$\begin{aligned} P\{N(t) = n\} &= P\{N(t) \geq n\} - P\{N(t) \geq n + 1\} \\ &= P\{S_n \leq t\} - P\{S_{n+1} \leq t\} \\ &= F_n(t) - F_{n+1}(t) \qquad (2) \end{aligned}$$

ให้

$$m(t) = EN(t)$$

โดย m(t) จะถูกเรียกว่า ฟังก์ชั่นของ Renewal ในทฤษฎี Renewal โดยส่วนมากจะเกี่ยวกับการกำหนดคุณสมบัติถึงความสัมพันธ์ระหว่าง m(t) และ F โดยมีคุณสมบัติต่อไปนี้

คุณสมบัติข้อที่ 1

$$m(t) = \sum_{n=1}^{\infty} F_n(t)$$

พิสูจน์

$$N(t) = \sum_{n=1}^{\infty} A_n$$

เมื่อ

$$A = \begin{cases} 1 & \text{ถ้าการเกิด Renewal อยู่ในช่วง } [0, t] \\ 0 & \text{ถ้าการเกิด Renewal ไม่อยู่ในช่วง } [0, t] \end{cases}$$

จะได้ว่า

$$\begin{aligned} EN(t) &= E \sum_{1}^{\infty} A_n \\ &= \sum_{1}^{\infty} E A_n \\ &= \sum_{1}^{\infty} P\{A_n = 1\} \\ &= \sum_{1}^{\infty} P\{S_n \leq 1\} \\ &= \sum_{1}^{\infty} F_n(t) \end{aligned}$$

โดยที่การเปลี่ยนแปลงที่เกิดขึ้นภายในของค่าคาดหวังและค่ารวม (Sumation) จะถูกปรับโดย A_n ที่มีค่าไม่เป็นลบ

Renewal Equation and Generalization

สมการอินทิกรัล สำหรับ m(t) ในการพิจารณาเงื่อนไขบนช่วงเวลาของการเกิด Renewal ในครั้งแรกสามารถแสดงได้เป็น

$$m(t) = \int_0^{\infty} E\{N(t) \mid X_1 = x\}\, dF(x) \qquad (3)$$

แต่อย่างไรก็ตาม

$$E[N(t)/X_1 = x] = \begin{cases} 0 & x > t \\ 1 + m(t - x) & x \leq t \end{cases} \qquad (4)$$

สำหรับ ถ้าการเกิด Renewal ในครั้งแรกเกิด ณ เวลา x , $x \leq t$ แล้ว จากจุดนี้ของขบวนการ (Process) จะเริ่มต้นโดยตลอดอีกครั้ง และนั่นก็คือ จำนวนที่คาดหวังของการเกิด Renewal ในช่วงเวลา [0, t] จะถูกปรับโดยการบวกด้วย 1 กับค่าคาดหวังของจำนวนทั้งหมดในเวลา t - x จากการเริ่มต้นของขบวนการ Renewal

แทนค่าสมการที่ (4) ในสมการที่ (3) จะได้

$$\begin{aligned} m(t) &= \int_0^{t} [1 + m(t - x)]\, dF(x) \\ &= F(t) + \int_0^{t} m(t - x)\, dF(x) \qquad (5) \end{aligned}$$

ในสมการที่ (5) ก็คือสมการของ Renewal นั่นเอง

ดังนั้นสมการ Renewal โดยทั่ว ๆ ไปสามารถเขียนได้เป็น

$$g(t) = h(t) + \int_0^t g(t - x)\, dF(x) \quad (t \geq 0) \quad (6)$$

เมื่อฟังก์ชั่น h และ F เป็นฟังก์ชั่นที่ทราบค่า และ g เป็นฟังก์ชั่นที่ไม่ทราบค่า สมการอินทิกรัลในสมการที่ (6) จะเรียกว่า Renewal-type equation

<u>คุณสมบัติข้อ 2</u>

ถ้า $$g(t) = h(t) + \int_0^t g(t - x)\, dF(x) \quad (t \geq 0)$$

แล้ว

$$g(t) = h(t) + \int_0^t h(t - x)\, dm(x)$$

เมื่อ $$m(x) = \sum_{n=1}^{\infty} F(x)$$

Wald's Equation

ให้ X_1, X_2, ... เป็นอนุกรมของตัวแปรสุ่มที่อิสระต่อกัน

<u>นิยามที่ 2</u> ในตัวแปรสุ่มที่มีค่าเป็นบวก N จะเป็นเวลาที่หยุด สำหรับอนุกรม X_1, X_2, ... ถ้าเหตุการณ์ $\{N = n\}$ เป็นอิสระกับอนุกรม X_{n+1}, X_{n+2}, ... ในทุก ๆ n = 1, 2, ...

นั่นก็คือ ค่าสังเกตุ X_n หนึ่งค่าในเวลาหนึ่ง และ N จะหมายถึง เวลาที่เรากำหนดให้หยุด ถ้า N = n แล้วการหยุดจะเกิดหลังค่าสังเกตุ X_1, X_2, ..., X_n และเกิดก่อนค่าสังเกตุ X_{n+1}, X_{n+2}, ...

ทฤษฎี 1 (Wald's Equation)

ถ้า X_1, X_2, ... เป็นตัวแปรสุ่มที่อิสระต่อกัน และมีการแจกแจงที่เหมือนกัน โดยมีค่าคาดหวังจำกัด (finite ecpectations) และถ้า N เป็นเวลาที่หยุดสำหรับ X_1, X_2, ..., จนกระทั่ง $EN < \infty$ แล้ว

$$E\sum_{1}^{N} X_i = EN \cdot EX$$

<u>พิสูจน์</u> ให้

$$Y_n = \begin{cases} 1 & \text{ถ้า } N \geq n \\ 0 & \text{ถ้า } N < n \end{cases}$$

เราจะได้

$$\sum_{n=1}^{N} X_n = \sum_{n=1}^{\infty} X_n Y_n$$

ดังนั้น

$$E \sum_{n=1}^{N} X_n = E \sum_{n=1}^{\infty} X_n Y_n = \sum_{n=1}^{\infty} E(X_n Y_n) \qquad (7)$$

แต่อย่างไรก็ตาม $Y_n = 1$ ก็ต่อเมื่อ จะไม่มีการหยุดเกิดขึ้นหลังค่าสังเกตุ $X_1, \ldots, X_{n-1}$ ดังนั้น Y_n จะถูกกำหนดโดย $X_1, \ldots, X_{n-1}$ และจะเป็นอิสระกับ X_n จาก (7) เราจะได้

$$E \sum_{n=1}^{N} X_n = \sum_{n=1}^{\infty} EX_n EY_n$$

$$= EX \sum_{n=1}^{\infty} EY_n$$

$$= Ex \sum_{n=1}^{\infty} P\{N \geq n\} = EX \cdot EY$$

<u>Corollary 1</u>

ถ้า $\mu < \infty$ แล้ว

$$E[S_{N(t)+1}] = \mu(m(t) + 1) \qquad (8)$$

ทฤษฎีที่ 2 (The Elementary Renewal Theory)

$$\frac{m(t)}{t} \to \frac{1}{\mu} \quad \text{as} \quad t \to \infty$$

<u>พิสูจน์</u> ในขั้นต้นเราจะสมมุติให้ $\mu < \infty$ (พิจารณารูปที่ 1)

$$S_{N(t)+1} \geq t$$

และโดย Corollary 1

$$\mu(m(t) + 1) \geq t$$

โดยนัยแล้ว

$$\liminf_{t \to \infty} \frac{m(t)}{t} \geq \frac{1}{\mu}$$

กำหนดให้ M เป็นค่าคงที่ และกำหนด Renewal Process ใหม่เป็น $\{\bar{X}_n,\ n = 1, 2, \ldots\}$

โดย
$$\bar{X}_n = \begin{cases} X_n & \text{ถ้า } X_n \le M \qquad n = 1, 2, \ldots \\ M & \text{ถ้า } X_n > M \end{cases}$$

ให้ $\bar{S}_n = \sum_{1}^{n} \bar{X}_i$, และ $\bar{N}(t) = \text{Sup}\,\{n : \bar{S}_n \le t\}$ ในขณะที่ เวลาของการมาถึง

สำหรับจุดของช่วง Renewal Process จะถูกกำหนดขอบเขตโดย M

$$\bar{S}_{N(t)+1} \le t + M$$

รูป 1 Renewal ในช่วง x

```
|----x------x---------x------x-------x---|------x--------|
                                    SN(t)   t     SN(t)+1    Time
```

โดย Corollary 1

$$(\bar{m}(t) + 1)\mu_M \le t + M$$

เมื่อ $\mu_M = E\bar{X}_N$ แล้ว

$$\limsup_{t \to \infty} \frac{\bar{m}(t)}{t} \le \frac{1}{\mu_M}$$

ในขณะที่ $\bar{S}_n \le S_n$ เป็นไปตาม $\bar{N}(t) \ge N(t)$ และ $\bar{m}(t) \ge m(t)$ ดังนั้น

$$\limsup_{t \to \infty} \frac{m(t)}{t} \le \frac{1}{\mu_M}$$

ให้ $M \to \infty$ จะได้

$$\limsup_{t \to \infty} \frac{m(t)}{t} \le \frac{1}{\mu}$$

จะได้ผลตามสมการที่ (9) และ (11)

เมื่อ $\mu = \infty$ เราจะพิจารณาจุดของช่วงของ Process อีกครั้งคือ $\mu_M \to \infty$ ในขณะที่ $M \to \infty$ จะได้ผลตามสมการที่ (10)

Renewal Reward Process

พิจารณา Renewal Process ในเวลาของช่วงการมาถึงของ $X_1, X_2, \ldots$ โดยจะสมมุติต่อไปอีกว่า จะมีผลตอบแทน (reward) Y_n ที่ได้รับ ณ.เวลาของ renewal ที่ n โดยปกติแล้ว Y_n จะขึ้นอยู่กับ X_n (ระยะของช่วงของ renewal) แต่เราจะสมมุติว่า (X_n, Y_n), n = 1, 2,... เป็นอิสระต่อกัน และมีการแจกแจงที่เหมือนกัน ถ้าเราให้

$$Y(t) = \sum_{n=1}^{N(t)} Y_n$$

แล้ว Y(t) จะหมายถึง ผลตอบแทนที่ได้รับทั้งหมดตลอดเวลา t ค่าจำกัดของค่าเฉลี่ยที่ได้รับจะถูกกำหนดโดยทฤษฎีต่อไปนี้

ทฤษฎี 3

ถ้า $E|Y_n|$ และ EX_n เป็นค่าจำกัด (finite) แล้ว

(i) ด้วยค่าความน่าจะเป็นเป็น 1

$$Y(t)/t \to EY/EX \qquad \text{เมื่อ } t \to \infty$$

(ii) $EY(t)/t \to EY/EX$ เมื่อ $t \to \infty$

<u>พิสูจน์</u> $Y(t)/t = \sum_{n=1}^{N(t)} Y_n/N(t) \;\; N(t)/t$, และ (i) จะเป็นไปตาม ในขณะที่ $\sum_{n=1}^{N(t)} Y_n/N(t) \to EY$ โดยกฎ large number และ $N(t)/t \to 1/EX$

เพื่อทำการพิสูจน์ (ii) เราจะพิจารณาว่า N(t) + 1 เป็นเวลาที่หยุดสำหรับ Y_1, $Y_2, \ldots$ นั่นก็คือ การเป็นอิสระต่อกันระหว่าง N(t) + 1 และ $\{X_{n+1}, X_{n+2}, \ldots\}$ โดยจะได้ N(t) + 1 จะเป็นอิสระต่อกันกับ $\{Y_{n+1}, Y_{n+2}, \ldots\}$ ดังนั้น โดย Wald's Equation เราจะได้

$$E\sum_{n=1}^{N(t)} Y_n = E\sum_{n=1}^{N(t)+1} Y_n - E[Y_{N(t)+1}]$$

$$= [m(t) + 1]EY - E[Y_{N(t)+1}]$$

$$\frac{EY(t)}{t} = \frac{m(t) + 1}{t} EY - \frac{E[Y_{N(t)+1}]}{t}$$

และ ผลที่ได้จะเป็นไปตาม Elementary Renewal theorem ถ้าเราสามารถแสดงได้ว่า $1/tE[Y_{N(t)+1}] \to 0$ เมื่อ $t \to \infty$ ดังนั้นโดยตลอดจนจบการพิสูจน์เราจะกำหนดให้ $g(t) = E[Y_{N(t)+1}]$ โดยเงื่อนไขบน X_1 จะได้ว่า

$$g(x) = \int_0^\infty E[Y_{N(t)+1} | X_1 = x] \, dF(x)$$

จะเป็นการง่ายที่จะพิจารณา

$$E[Y_{N(t)+1} | X_1 = x] = \begin{cases} g(t - x) & x \leq t \\ E[Y_1 | X_1 = x] & x > t \end{cases}$$

ดังนั้นเราจะได้ Renewal-type Equation เป็น

$$g(x) = \int_0^t g(t - x) \, dF(x) + h(t) \qquad (12)$$

เมื่อ $h(t) = \int_t^\infty E[Y_1 | X_1 = x] \, dF(x)$ ดังนั้นจะสังเกตุได้ว่า ในขณะที่

$$E|Y_1| = \int_0^\infty E[|Y_1| \, | X_1 = x] \, dF(x) < \infty$$

ซึ่งจะเป็นไปตาม

$h(t) \to 0$ เมื่อ $t \to \infty$ และ $h(t) \leq E|Y_1|$ สำหรับทุกค่า t (13)

ในสมการ Renewal-type equation (12) ที่ได้ โดยคุณสมบัติที่ 2 การแก้สมการ

$$g(x) = h(t) + \int_0^t h(t + x) \, dm(x)$$

โดย สมการ (13) เราสามารถเลือกค่า T ที่ $|h(t)| < \varepsilon$ เมื่อไหร่ก็ตามที่ $t \geq T$ ในที่นี้

$$\frac{|g(t)|}{t} \leq \frac{|h(t)|}{t} + \int_0^{t-T} \frac{|h(t - x)| \, dm(x)}{t} + \int_{t-T}^{t} \frac{|h(t - x)| \, dm(x)}{t}$$

$$\leq \frac{\varepsilon}{t} + \frac{\varepsilon m(t - T)}{t} + E|Y_1| \frac{m(t) - m(t - T)}{t}$$

$$\longrightarrow \varepsilon / EX \qquad \text{as} \quad t \to \infty$$

โดย elementary renewal Theorem ในขณะที่ ε เป็น ค่าที่เป็นไปได้ (arbitary) ซึ่งจะได้ว่า $g(t)/t \to 0$, และ สามารถพิจารณาได้ดังต่อไปนี้

ข้อสังเกต ถ้าเรากล่าวได้ว่า วงจรที่พิจารณามีความสมบูรณ์ในทุก ๆ เวลาการเกิด renewal แล้ว ในแง่ของทางทฤษฎี ผลตอบแทนโดยเฉลี่ยในระยะยาวจะถูกปรับ ในค่าคาดหวังของผลตอบแทนที่ได้รับในระหว่างวงจรนั้น ๆ หารด้วย ค่าคาดหวังของวงจร

ในการพิสูจน์ทฤษฎี จะแสดงให้เห็นว่า $E[Y_{N(t)+1}] = EY_1$ และ $1/tE[Y_{N(t)+1}]$ มีค่าเข้าใกล้ศูนย์ แต่ $Y_{N(t)+1}$ นั้นมีความสัมพันธ์กับ $X_{N(t)+1}$ และ $X_{N(t)+1}$ ก็คือช่วงระหว่าง renewal ที่เกิดภายในจุดเวลา t แต่เมื่อไหร่ก็ตาม ถ้าช่วงระหว่าง renewal มีขนาดใหญ่โอกาสที่ช่วงระหว่าง renewal จะอยู่ภายในเวลา t ก็จะมีมาก นั่นคือ $X_{N(t)+1}$ จะมีแนวโน้มที่จะมีขนาดใหญ่กว่า ช่วงระหว่าง renewal ที่เป็นปกติโดนทั่ว ๆ ไป ดังนั้นการแจกแจงของ $Y_{N(t)+1}$ จะไม่เป็นเช่นเดียวกับ Y_1

แม้ว่าในข้างต้นเราจะสมมุติว่า ผลตอบแทน หรือ reward ที่ได้รับทั้งหมดโดยตลอดจนสิ้นสุดวงจร renewal ในทฤษฎีที่ 3 ยังคงเป็นจริง ถ้าผลตอบแทนยังคงได้รับเป็นช่วง ๆ ในระหว่างวงจร renewal การพิจารณา ให้ Y(t) หมายถึง ผลตอบแทนที่ได้รับ ณ.เวลา t และข้อสมมุติในขั้นต้นที่ว่า ในทุกผลตอบแทนจะไม่มีค่าเป็นลบ แล้ว

$$\frac{\sum_{n=1}^{N(t)} Y_n}{t} \leq \frac{Y(t)}{t} \leq \frac{\sum_{n=1}^{N(t)} Y_n}{t} + \frac{Y_{n(t)+1}}{t}$$

และจาก (ii) ของทฤษฎีที่ 3 จะได้

$$\frac{E[Y_{N(t)+1}]}{t} \rightarrow 0$$

ในส่วน (i) ของทฤษฎีที่ 3 จะสังเกตุได้ว่า $\sum_{n=1}^{N(t)} Y_n/t$ และ $\sum_{n=1}^{N(t)+1} Y_n/t$ จะมีค่าเข้าสู่ EX/EY ตามเหตุผลในการพิสูจน์ โดยเหตุผลเดียวกันจะยังคงเป็นจริงในการพิจารณาถึงผลตอบแทนที่มีค่าไม่เป็นบวก (Nonpositive) และในกรณีทั่ว ๆ ไป ซึ่งจะเป็นไปตามการกระจายของผลตอบแทนที่ได้รับ ที่สามารถแยกออกในแต่ละส่วนของค่าที่เป็นบวก และค่าที่เป็นลบ และใช้เหตุผลในข้างต้นในการแยกการพิจารณา

ภาคผนวก ข

ภาคผนวก ข.

การพิจารณาฟังก์ชั่นค่าใช้จ่ายที่สูญเสีย (L) โดยเมื่อทราบว่า E(A) ค่าคาดหวังของรายได้สุทธิต่อชั่วโมง มีค่าเท่ากับ E(C) ค่าคาดหวังของรายได้สุทธิต่อวงจรการผลิต หารด้วย E(T) ค่าคาดหวังของระยะเวลาในวงจรการผลิต ตามทฤษฎี Renewal Reward ของ Ross (ในภาคผนวก ก.) ในฟังก์ชั่นค่าใช้จ่ายที่สูญเสียในงานวิจัยนี้สามารถพิจารณาได้ดังนี้

การผลิตแบบ Duncan Process

$$E(A) = \frac{E(C)}{E(T)}$$

เมื่อ E(C) ค่าคาดหวังของวงจรการผลิตต่อหนึ่งวงจรการผลิตซึ่งมีค่าเป็น

$$E(C) = (\frac{1}{\lambda}) V_0 + V_1 \left[h(\frac{1}{P} - \frac{1}{2} + \frac{\lambda h}{12}) + gn + D \right]$$

$$- \frac{(b + cn)\ E(T)}{h} - \frac{\alpha T}{\lambda h} - W$$

และ E(T) ค่าคาดหวังของระยะเวลาในหนึ่งวงจรการผลิต ซึ่งมีค่าเป็น

$$E(T) = \frac{1}{\lambda} + h(\frac{1}{P} - \frac{1}{2} + \frac{\lambda h}{12}) + gn + D$$

ดังนั้น E(A) ค่าคาดหวังของรายได้สุทธิต่อชั่วโมงของขบวนการการผลิตจะมีค่าเป็น

$$E(A) = \left[(\frac{1}{\lambda}) V_0 + V_1 [\ h(\frac{1}{P} - \frac{1}{2} + \frac{\lambda h}{12}) + gn + D\ ] \right.$$

$$\left. - \frac{(b + cn)\ E(T)}{h} - \frac{\alpha T}{\lambda h} - W \right]$$

$$\div \left[\frac{1}{\lambda} + h(\frac{1}{P} - \frac{1}{2} + \frac{\lambda h}{12}) + gn + D \right]$$

ให้

$$B = h(\frac{1}{P} - \frac{1}{2} + \frac{\lambda h}{12}) + gn + D$$

ดังนั้น

$$E(A) = \frac{(1/\lambda)\ V_0 + V_1 B - E(T)(b + cn)/h - \alpha T/\lambda h - W}{1/\lambda + B}$$

กำหนดให้ $M = V_0 - V_1$ ดังนั้น $V_1 = V_0 - M$

$$E(A) = \frac{(1/\lambda)\ V_0 + V_0 B - MB - \alpha T/\lambda h - W}{(1/\lambda + B)} - \frac{(b + cn)}{h}$$

ดังนั้นจะได้

$$E(A) = V_0 - L$$

เมื่อ

$$L = \frac{BM + \alpha T/\lambda h + W}{1/\lambda + B} - \frac{(b + cn)}{h}$$

$$= \frac{\lambda BM + \alpha T/h + \lambda W}{1 + \lambda B} - \frac{(b + cn)}{h}$$

การผลิตแบบ Shutdown Process

$$E(A) = \frac{E(C)}{E(T)}$$

เมื่อ E(C) ค่าคาดหวังของรายได้สุทธิต่อหนึ่งวงจรการผลิตมีค่าเป็น

$$E(C_s) = V_0\ (\frac{1}{\lambda}) + V_1 \left[h(\frac{1}{P} - \frac{1}{2} + \frac{\lambda h}{12}) + gn \right]$$

$$- (b + cn) \left[\frac{\frac{1}{\lambda} + h(\frac{1}{P} - \frac{1}{2} + \frac{\lambda h}{12}) + gn}{h} \right] - \frac{\alpha T}{\lambda h} - W - S$$

และ E(T) ค่าคาดหวังของระยะเวลาหนึ่งวงจรการผลิตมีค่าเป็น

$$E(T_s) = \frac{1}{\lambda} + h(\frac{1}{P} - \frac{1}{2} + \frac{\lambda h}{12}) + gn + \frac{\alpha D_1}{\lambda h} + D + S_1$$

ดังนั้น E(A) ค่าคาดหวังของรายได้สุทธิต่อชั่วโมงของขบวนการการผลิต

$$E(A) \;=\; \Big[(\frac{1}{\lambda})\ V_0 + V_1\ [\ h(\frac{1}{P} - \frac{1}{2} + \frac{\lambda h}{12}) + gn\ ] - (b + cn)$$

$$\times\ \frac{1/\lambda + h(1/P - 1/2 + \lambda h/12) + gn}{h} - \frac{\alpha T}{\lambda h} - D - S\ \Big]$$

$$\div\ \Big[\ \frac{1}{\lambda} + h(\frac{1}{P} - \frac{1}{2} + \frac{\lambda h}{12}) + gn + \frac{\alpha D_1}{\lambda h} + D + S_1\ \Big]$$

กำหนดให้

$$B_s \;=\; (\frac{1}{P} - \frac{1}{2} + \frac{\lambda h}{12})h + gn$$

$$C_s \;=\; \frac{\alpha D_1}{\lambda h} + D + S_1$$

ซึ่งเป็นผลให้

$$E(A) = \frac{(1/\lambda)V_0 + B_s V_1 - (b + cn)\ (1/\lambda + B_s)/h - \alpha T/\lambda h - W - S}{1/\lambda + B_s + C_s}$$

กำหนดให้ $M = V_0 - V_1$ ดังนั้น $V_1 = V_0 - M$

$$E(A) = \frac{(1/\lambda)V_0 + B_s V_0 - MB_s - (b + cn)(1/\lambda + B_s)/h - \alpha T/\lambda h - W - S}{1/\lambda + B_s + C_s}$$

$$E(A) = V_0 - L$$

เมื่อ

$$L_s \;=\; \frac{MB_s + C_s V_0 + (b + cn)\ (1/\lambda + B_s)/h\ - \alpha T/\lambda h - W - S}{1/\quad + B_s + C_s}$$

$$L_s \;=\; \frac{\lambda MB_s + \lambda V_0 C_s + (b + cn)\ (\frac{1 + \lambda B_s}{h}) + \frac{\alpha T}{h} + \lambda W + \lambda S}{1 + \lambda(B_s + C_s)}$$

การหาค่าสูงสุดใน E(A) รายได้สุทธิต่อชั่วโมงของขบวนการการผลิต จะเท่ากับ การหาค่าต่ำสุดในฟังก์ชั่น L ค่าใช้จ่ายที่สูญเสีย

ภาคผนวก ค

ภาคผนวก ค.

ในการกำหนดค่าพารามิเตอร์ของแผนแบบแผนภูมิควบคุมในแผนแบบกึ่งเศรษฐศาสตร์ การพิจารณาค่าอนุพันธ์ ของ L_s' เทียบกับ k และ h ได้ดังนี้

การหาอนุพันธ์ของ L_s' เทียบกับ k ในการผลิตแบบ Shutdown Process ในการกำหนดแผนแบบของ Chiu และ Wetherill

$$L_s' = \lambda M B_s + \lambda V_0 C_s + (b + cn)(1 + \lambda B_s)/h + \alpha T/h + \lambda W + \lambda S$$

$$\frac{\partial L_s'}{\partial k} = \lambda M \frac{\partial B_s}{\partial k} + \lambda V_0 \frac{\partial C_s}{\partial k} + \frac{c}{h}\frac{\partial n}{\partial k} + \frac{T}{h}\frac{\partial \alpha}{\partial k}$$

จาก $\quad B_s = h\left(\frac{1}{P} - \frac{1}{2} + \frac{\lambda h}{12}\right) + gn$

$$C_s = D + S_1 + \frac{\alpha D_1}{\lambda h}$$

และ $\quad \delta(\sqrt{n} - k) = a \quad$ ดังนั้น $\quad n = \left[\frac{a + k}{\delta}\right]^2$

$\therefore \quad \frac{\partial n}{\partial k} = 2\left(\frac{a + k}{\delta^2}\right)$

$$\frac{\partial B_s}{\partial k} = g\frac{\partial n}{\partial k} = 2g\left(\frac{a + k}{\delta^2}\right)$$ $\because$ ค่า P ที่ปรากฏใน B_s

$$\frac{\partial C_s}{\partial k} = \frac{D_1}{\lambda h}\cdot\frac{\partial \alpha}{\partial k} = -\frac{2D_1}{\lambda h}\cdot \phi(k) \quad \therefore \quad \frac{\partial \alpha}{\partial k} = -2\phi(k)$$

ดังนั้น
$$\frac{\partial L_s'}{\partial k} = 2\lambda gM\cdot\left(\frac{a + k}{\delta^2}\right) - \frac{2V_0 D_1}{h}\cdot\phi(k) + \frac{2c}{h}\left(\frac{a + k}{\delta^2}\right) - \frac{2T}{h}\cdot\phi(k)$$

$$= \left(\frac{a + k}{\delta^2}\right)\cdot\left(\lambda gM + \frac{c}{h}\right) - \left(\frac{D_1 V_0 + T}{h}\right)\phi(k) = 0$$

$$= (a + k)(M\lambda gh + c) - \delta^2\phi(k)(T + D_1 V_0) = 0$$

ในค่าของ gMh ในการพิจารณาของ Chiu และ Wetherill ได้เสนอให้ใช้ค่า gM แทนเพื่อความสะดวกในการคำนวณค่า และ $\partial\alpha/\partial k = -2\phi(k)$ ดังนั้น $\partial L_s'/\partial k$ จะได้

$$\frac{(a + k)}{\phi(k)} = \frac{\delta^2(T + D_1 V_0)}{\lambda gM + c}$$

การหาอนุพันธ์ $L_s{}'$ เทียบกับ h

$$L_s{}' = \lambda M B_s + \lambda V_0 C_s + (b + cn)(1 + \lambda B_s)/h + \alpha T/h + \lambda W + \lambda S$$

เมื่อ $$B_s = h(\frac{1}{P} - \frac{1}{2} + \frac{\lambda h}{12}) + gn$$

$$C_s = D + S_1 + \frac{\alpha D_1}{\lambda h}$$

ดังนั้น $$\frac{\partial L_s{}'}{\partial h} = \lambda M \frac{\partial B_s}{\partial h} + \lambda V_0 \frac{\partial C_s}{\partial h} + \frac{\partial [(b + cn)(1 + \lambda B_s)/h]}{\partial h} - \frac{\alpha T}{h^2}$$

โดย $$\frac{\partial B_s}{\partial h} = \frac{1}{P} - \frac{1}{2} + \frac{\lambda h}{6}$$

$$\frac{\partial C_s}{\partial h} = -\frac{\alpha D_1}{h^2}$$

และ $$\frac{\partial [(b + cn)(1 + \lambda B_s)/h]}{\partial h} = (b + cn)\left[\frac{\lambda^2 h^2/12 - \lambda gn - 1}{h^2}\right]$$

$\therefore$ $$\frac{\partial L_s{}'}{\partial h} = \lambda M(\frac{1}{P} - \frac{1}{2} + \frac{\lambda h}{6}) - \frac{\alpha V_0 D_1}{h^2} + (b + cn)\left[\frac{\lambda^2 h^2/12 - \lambda gn - 1}{h^2}\right] - \frac{\alpha T}{h^2}$$

$$= \lambda M(\frac{1}{P} - \frac{1}{2}) h^2 + \frac{\lambda^2 M h^3}{6} - \alpha V_0 D_1 + (b + cn)\left[\frac{\lambda^2 h^2}{12} - \lambda gn - 1\right] - \alpha T$$

ในเทอมที่ค่าของ λ มีกำลังเป็นสองหรือกำลังที่มากกว่า เมื่อพิจารณาในกรณีที่ λ มีค่าน้อย ๆ จะเป็นผลให้สามารถละค่าของเทอมนั้นออกไปจากสมการได้ ซึ่งเป็นเช่นเดียวกับการพิจารณาของ Duncan, Chiu และ Wetherill ในการพิจารณาการผลิตแบบ Duncan Process ดังนั้นในเทอม $\frac{\lambda^2 M h^3}{6}$ และ $\frac{\lambda^2 h^2}{12}$ จะถูกละค่าออกจากสมการ ได้สมการใหม่เป็น

$$\lambda M(\frac{1}{P} - \frac{1}{2})h^2 - \alpha V_0 D_1 + (b + cn)[-\lambda gn - 1] - \alpha T = 0$$

$\therefore$ $$h = \sqrt{\frac{\alpha(T + V_0 D_1) + (b + cn)(\lambda gn + 1)}{\lambda M(1/P - 1/2)}}$$

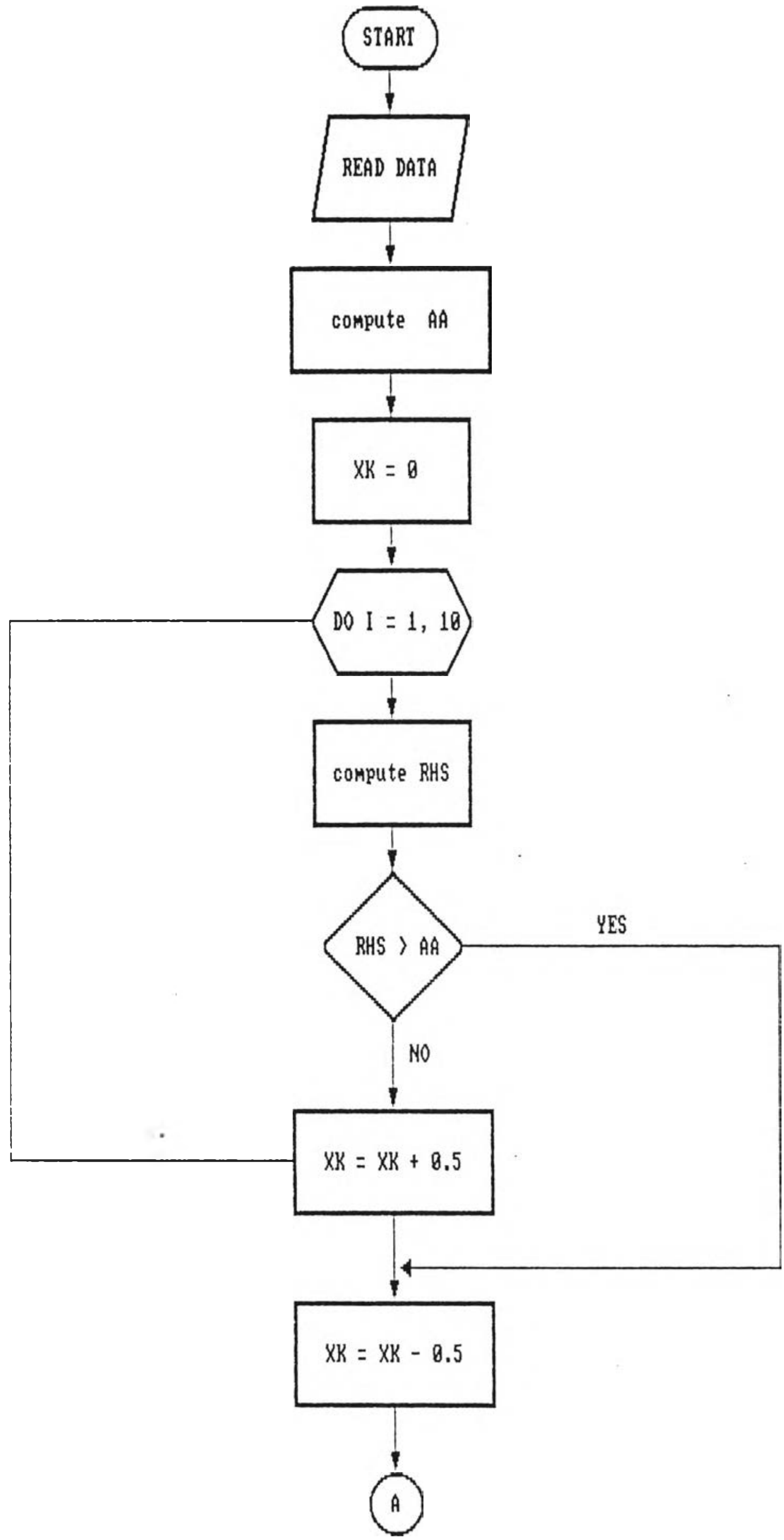
ภาคผนวก ง

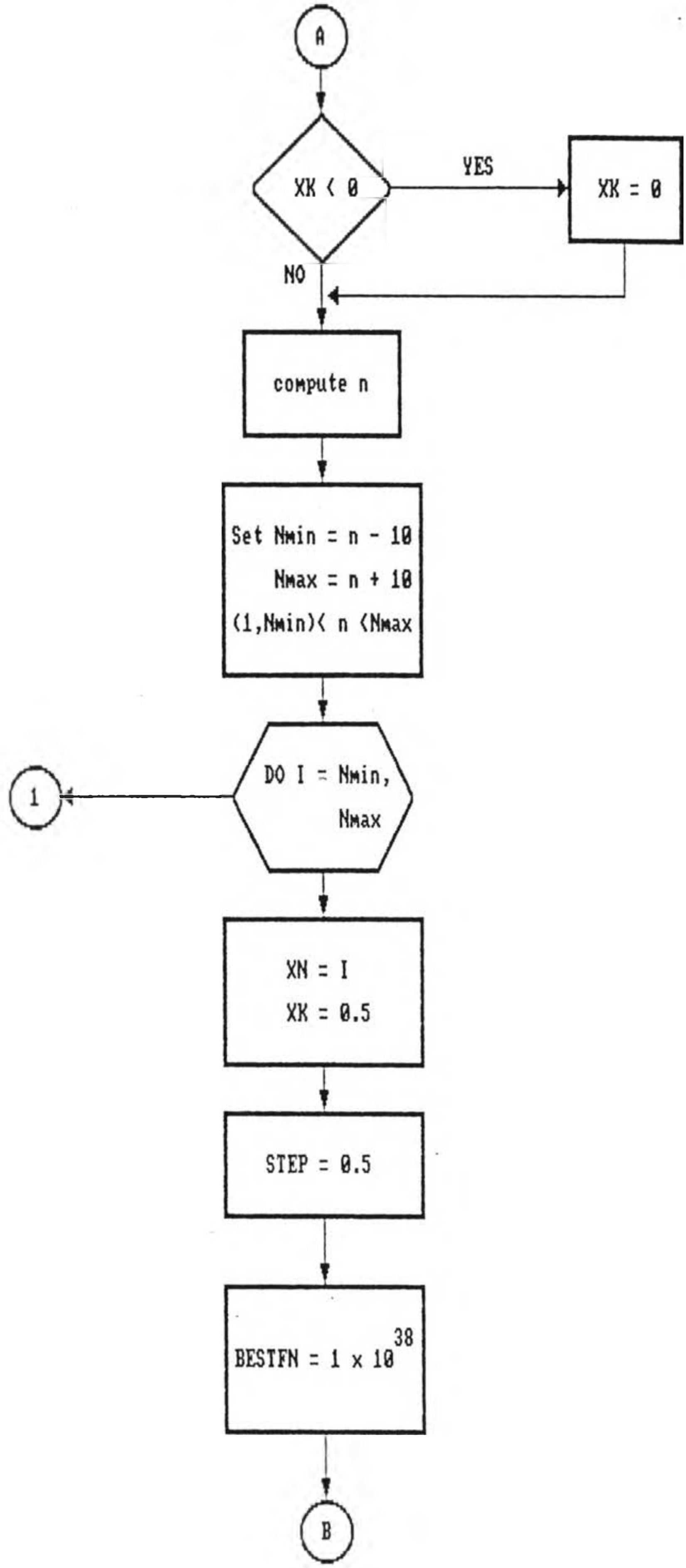
ภาคผนวก ง.

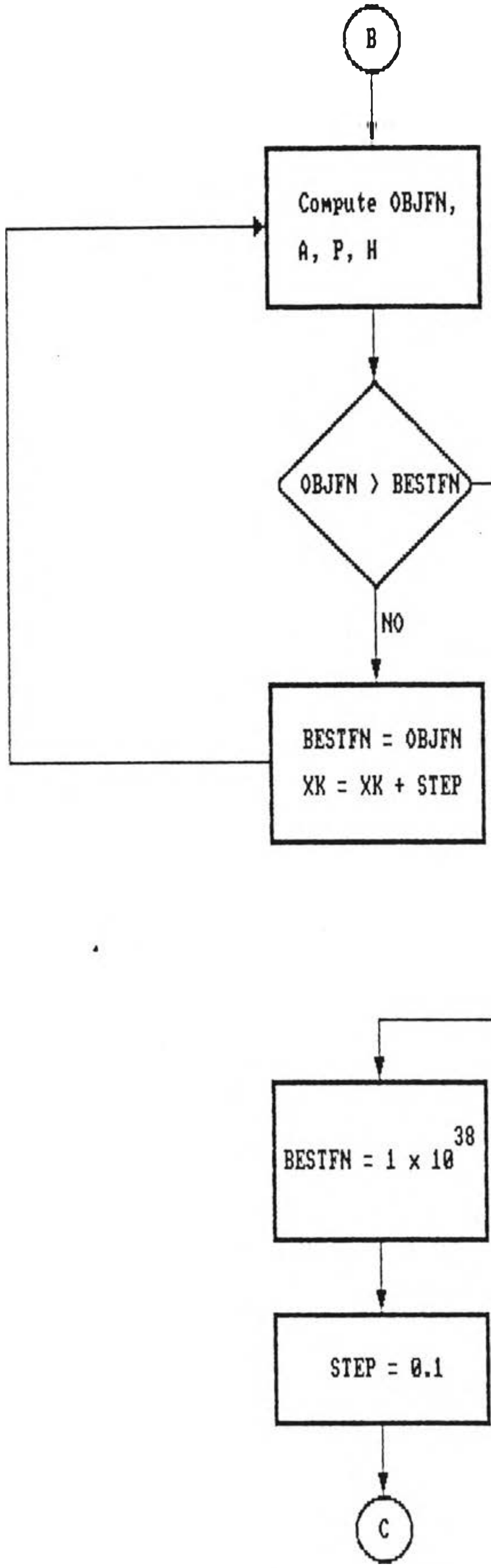
โปรแกรม SEARCH

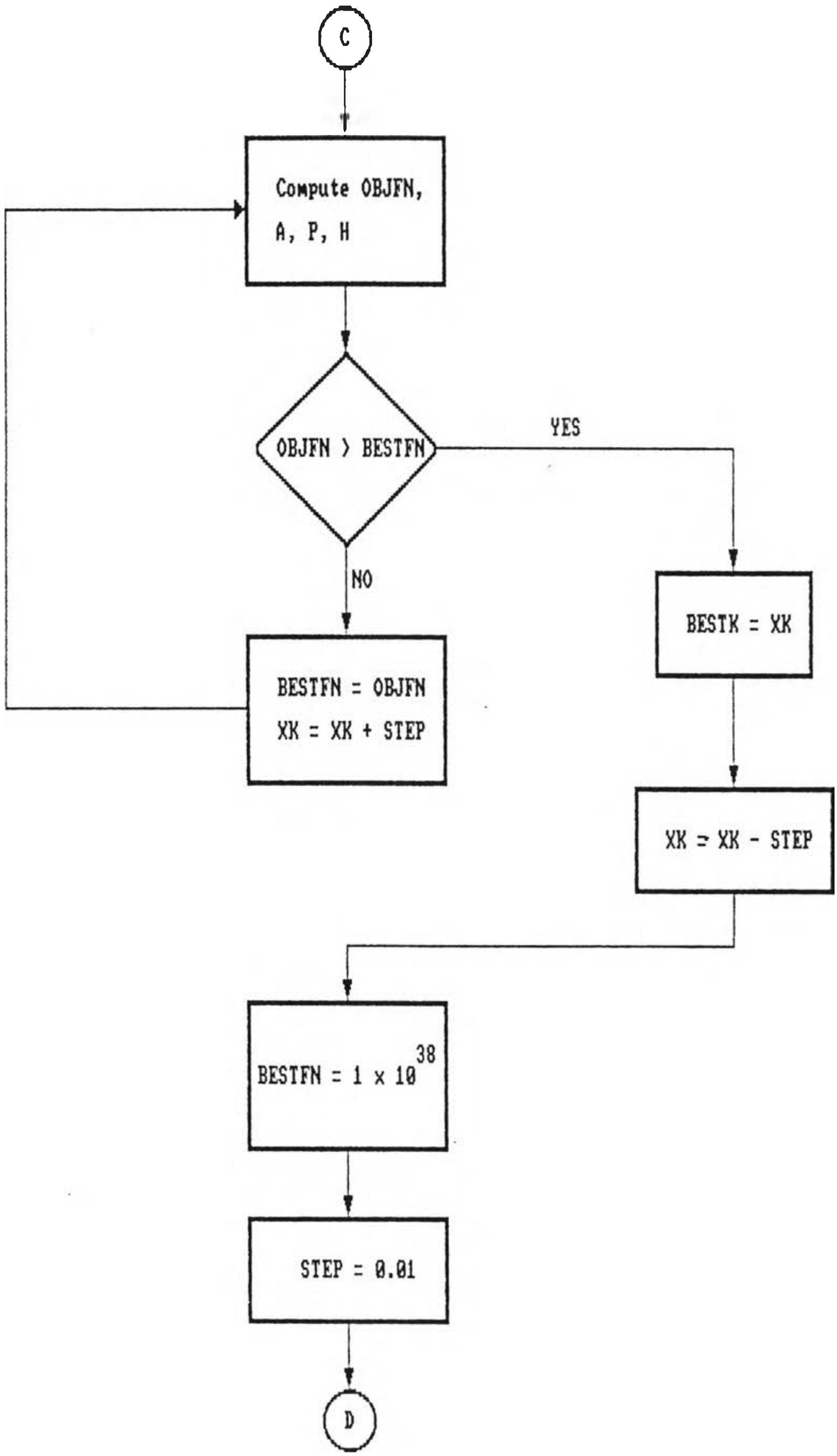
ในโปรแกรมนี้ เป็นโปรแกรมที่ใช้ในการหาค่าแผนแบบทาง เศรษฐศาสตร์ของแผนภูมิควบคุมค่า เฉลี่ยของการผลิตแบบ Shutdown Process ในหัวข้อ 2.7.2 ค่าตัวแปรที่ใช้ในแผนผังของโปรแกรมจะ เป็นดังต่อไปนี้

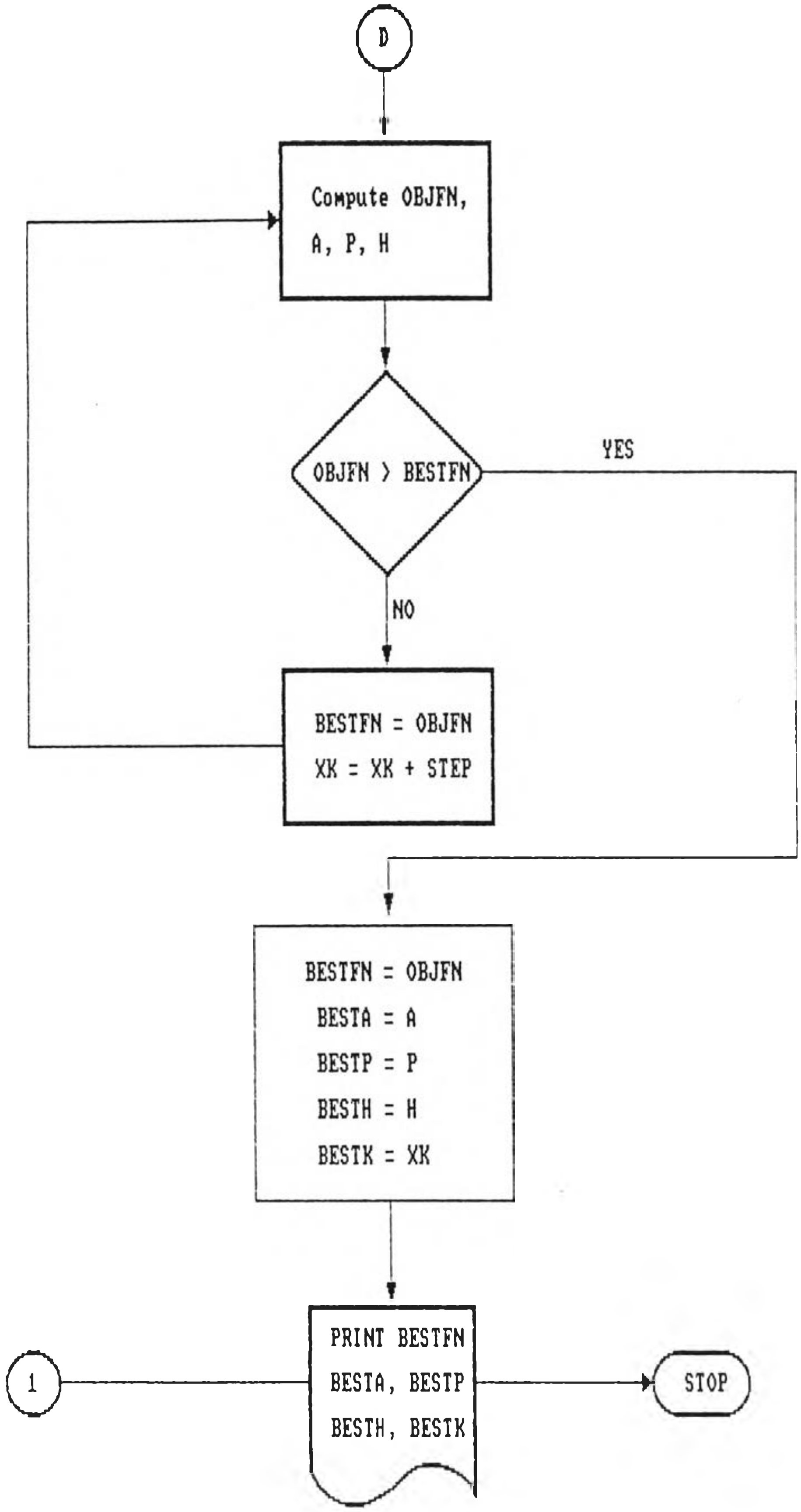
<u>ชื่อตัวแปร</u>	<u>คำอธิบาย</u>
BESTFN	ค่าใช้จ่ายที่สูญ เสีย
OBJFN	ค่าใช้จ่ายที่สูญ เสียที่ใช้ เพื่อ เปรียบ เทียบ
AA	มีค่า เท่ากับ $\frac{\delta^2 \ (T + D_1 V_0)}{(c + \lambda Mg)}$
RHS	มีค่า เท่ากับ $\frac{(1.2826 + k)}{\phi(k)}$
n, XN	ขนาดตัวอย่าง
XK	ความกว้างของขอบ เขตควบคุม
H	ช่วง เวลาในการสุ่ม
A	ความคลาด เคลื่อนชนิดที่ 1
P	อำนาจของแผนภูมิควบคุม


START
READ DATA
compute AA
XK = 0
DO I = 1, 10
compute RHS
RHS > AA
YES
NO
XK = XK + 0.5
XK = XK - 0.5
A


A
XK < 0
YES
XK = 0
NO
compute n
Set Nmin = n - 10
Nmax = n + 10
(1,Nmin)< n <Nmax
DO I = Nmin,
Nmax
1
XN = I
XK = 0.5
STEP = 0.5
BESTFN = 1 x 10^38
B


B
Compute OBJFN,
A, P, H
OBJFN > BESTFN
YES
NO
BESTK = XK
BESTFN = OBJFN
XK = XK + STEP
XK = XK - STEP
BESTFN = 1 x 10^38
STEP = 0.1
C


C
Compute OBJFN,
A, P, H
OBJFN > BESTFN
YES
NO
BESTFN = OBJFN
XK = XK + STEP
BESTK = XK
XK = XK - STEP
BESTFN = 1 x 10^38
STEP = 0.01
D


D
Compute OBJFN,
A, P, H
OBJFN > BESTFN
YES
NO
BESTFN = OBJFN
XK = XK + STEP
BESTFN = OBJFN
BESTA = A
BESTP = P
BESTH = H
BESTK = XK
1
PRINT BESTFN
BESTA, BESTP
BESTH, BESTK
STOP

PROGRAM SEARCH

```
C  INPUT
C  VARIABLE                    DESCRIPTION
C  --------------------------------------------------------
C  V0         THE AVERAGE INCOME IN THE IN-CONTROL STATE
C  A1         THE FIXED COST OF SAMPLING
C  A2         THE VARIABLE COST OF SAMPLING
C  A3         THE EXPECTED SEARCH COST FOR ASSIGNABLE CAUSE
C  A3P        THE EXPECTED SEARCH COST FOR A FALSE ALARM
C  A4         THE HOURLY PENALTY COST FOR OPERATING IN
C             THE OUT-OF-CONTROL STATE
C  S          THE COST OF MACHINE SETTING
C  XLAM       THE RATE OF OCCURENCE OF THE ASSIGNABLE CAUSE
C  DELT       SHIFT PARAMETER
C  G          THE TIME REQUIRED TO SAMPLING ONE ITEM AND
C             INTERPRET THE RESULTS
C  D          THE TIME REQUIRED TO FIND THE ASSIGNABLE
C             CAUSE FOLLOWING THE RESULTS
C  D1         THE TIME REQUIRED TO FIND THE FALE ALARM
C  S1         THE TIME REQUIRED TO MACHINE SETTING
C  Cx         THE COEFFICIENT OF PROCESS VARIABILITY
C  e          MEASUREMENTS ERROR
C
C  OUTPUT
C  VARIABLE                    DESCRIPTION
C  --------------------------------------------------------
C  N          SAMPLE SIZE
C  XK         CONTROL LIMIT COEFFICIENT FOR CHART
```

```
C  H          SAMPLING INTERVAL
C  ALPHA      TYPE ONE ERROR
C  P          POWER OF THE CHART
C  OBJFN      LOST COST PER UNIT TIME
C
C
C
      CHARACTER*15 FN
      DIMENSION C(7)
      WRITE(*,'(A)') '    ENTER OUTPUT FILE NAME'
      READ(*,'(A)') FN
      OPEN(UNIT=6,FILE=FN,STATUS='NEW')
      WRITE(*,'(A)') '  DELT = '
      READ(*,*) DELT
      WRITE(*,'(A)') '  XLAM = '
      READ(*,*) XLAM
      WRITE(*,'(A)') '     g = '
      READ(*,*) G
      WRITE(*,'(A)') '     D = '
      READ(*,*) D
      WRITE(*,'(A)') '     M = '
      READ(*,*) A4
      WRITE(*,'(A)') '     b = '
      READ(*,*) A1
      WRITE(*,'(A)') '     c = '
      READ(*,*) A2
      WRITE(*,'(A)') '     W = '
      READ(*,*) A3
```

```
      WRITE(*,'(A)') '      T = '
      READ(*,*) A3P
      WRITE(*,'(A)') '     Vo = '
      READ(*,*) V0
      WRITE(*,'(A)') '      S = '
      READ(*,*) S
      WRITE(*,'(A)') '     S1 = '
      READ(*,*) S1
      WRITE(*,'(A)') '     D1 = '
      READ(*,*) D1
      WRITE(*,'(A)') '     Cx = '
      READ(*,*) Cx
      WRITE(*,'(A)') '      e = '
      READ(*,*) e
      WRITE(6,98)
      WRITE(*,98)
      WRITE(6,99)
      WRITE(*,99)
      WRITE(6,98)
      WRITE(*,98)
98    FORMAT(1H,'              ---------------------------------'
     &,'---------')
99    FORMAT(1H,'                 ECONOMIC DESIGN OF A X-CONTROL'
     &,'-CHART')
      WRITE(6,100) FN
      WRITE(*,100) FN
100   FORMAT(/,T10,'CASE',T16,A4)
      WRITE(*,101)
```

```
      WRITE(6,101)
101   FORMAT(/,T10,'INPUT DATA',//,T13,' b',T22,' c',
     &T32,' W',T43,' T ',T53,' M',T63,'XLAM')
      WRITE(*,102) A1,A2,A3,A3P,A4,XLAM
      WRITE(6,102) A1,A2,A3,A3P,A4,XLAM
102   FORMAT(T10,F5.2,T19,F5.2,T27,F8.2,T38,F8.2,T48,
     &F8.2,T63,F4.2)
      WRITE(6,103)
      WRITE(*,103)
103   FORMAT(/,T11,'DELT',T23,'g',T33,'D',T44,'Cx',T55,'e')
      WRITE(6,104) DELT,G,D,Cx,e
      WRITE(*,104) DELT,G,D,Cx,e
104   FORMAT(T11,F4.1,T17,F8.4,T31,F4.1,T42,F5.3,T52,F5.3)
      WRITE(6,105)
      WRITE(*,105)
105   FORMAT(/,T11,' Vo ',T23,'S',T33,'S1',T44,'D1')
      WRITE(6,106) VO,S,S1,D1
      WRITE(*,106) VO,S,S1,D1
106   FORMAT(T11,F6.1,T20,F6.1,T32,F4.2,T42,F4.1)
      WRITE(6,1)
      WRITE(*,1)
1     FORMAT(/,1H,'==============================================='
     &,'========================')
      WRITE(6,3)
      WRITE(*,3)
      WRITE(6,1)
      WRITE(*,1)
3     FORMAT(,1HO,3X,'N',5X,'OPTIMUM K',4X,'OPTIMUM H',
```

```
     &7X,'ALPHA',5X,'POWER',8X,'COST')
C
C
C  FIND INITIAL VALUE OF SAMPLE SIZE AND CONTROL LIMIT
C  COEFFICIENT FOR CHART
C
C
      AA=DELT**2*(A3P+D1*V0)/(A2+XLAM*A4*G)
      XK=0.
      DO 4 I=1,10
      RHS=(1.2826+XK)/ORDN(XK)
      IF (RHS.GT.AA) GOTO 5
 4    XK=XK+0.5
 5    XK=XK-0.5
      IF(XK.LT.0.) XK=0.
      N=((1.2826+XK)/DELT)**2
C
C
C  FIND THE OPTIMAL DECISTION VARIABLE AND
C  THE LOST COST PER UNIT TIME
C
C
      NMIN=N-10
      IF (NMIN.LE.0) NMIN=1
      NMAX=N+10
      DO 9 I=NMIN,NMAX
      XN=I
      XK=0.5
```

```
      STEP=0.5
      DO 8 J=1,3
      BESTFN=1.0E+38
      IF(J.EQ.2) STEP=0.1
      IF(J.EQ.3) STEP=0.01
6     CONTINUE
      ARG=(-1.0*XK)/SQRT(1+e)
      ALPHA=2.0*PNORM(ARG)
      ARG=(DELT*SQRT(XN)-XK)/((SQRT(1+e))*(1+Cx))
      P=PNORM(ARG)
      H=SQRT((ALPHA*(V0*D1+A3P)+(A1+A2*XN)*(XLAM*G*XN
     &+1.))/(XLAM*A4*(1/P-0.5)))
      B=H*(1./P-0.5+XLAM*H/12.)+G*XN
      XC=D+S1+((D1*ALPHA)/(XLAM*H))
      OBJFN=(A4*XLAM*B+XLAM*V0*XC+(A1+A2*XN)*(1.0+XLAM*B)/H
     &+ALPHA*A3P/H+XLAM*A3+XLAM*S)/(1+XLAM*(B+XC))
      IF(OBJFN.GT.BESTFN) GOTO 7
      BESTFN=OBJFN
      BESTA=ALPHA
      BESTP=P
      BESTK=XK
      BESTH=H
      XK=XK+STEP
      GOTO 6
7     IF(J.EQ.3) GO TO 8
      XK=BESTK-STEP
8     CONTINUE
      WRITE(6,10) I,BESTK,BESTH,BESTA,BESTP,BESTFN
```

```
      WRITE(*,10) I,BESTK,BESTH,BESTA,BESTP,BESTFN
 10   FORMAT(1H ,I4,2(5X,F8.4),3X,2(3X,F7.4),4X,F9.4)
 9    CONTINUE
      WRITE(*,1)
      WRITE(6,1)
      STOP
      END
      FUNCTION ORDN(Z)
      ORDN=0.39894228*EXP(-Z*Z/2)
      RETURN
      END
C
C
C  COMPUTE THE CUMULATIVE DISTRIBUTION FUNCTION
C  P[Y<=X] OF A RANDOM VARIABLE Y HAVING A
C  STANDARD NORMAL DISTRIBUTION, USING SINGLE-
C  PRECISTION VERSION OF FUNCTION BY CRAIG (1984),
C  JOURNAL OF QUALITY TECHNOLOGY, P. 234
C
C
      REAL FUNCTION PNORM(X)
      REAL X,Y,S,RN,ZERO,ONE,ERF,SQRT2,PI
      DATA SQRT2,ONE/1.414213562373095,1.0/
      DATA PI,ZERO/3.141592653589793,0.0/
      Y=X/SQRT2
      IF(X.LT.ZERO) Y=-Y
      S=ZERO
      DO 1 N=1,37
```

```
      RN=FLOAT(N)
      S=S+EXP(-RN*RN/25)/N*SIN(2*N*Y/5)
    1 CONTINUE
      S=S+Y/5
      ERF=2*S/PI
      PNORM=(ONE+ERF)/2
      IF(X.LT.ZERO)    PNORM=(ONE-ERF)/2
      IF(X.LT.-8.3) PNORM=ZERO
      IF(X.GT.8.3)  PNORM=ONE
      RETURN
      END
```

ประวัติผู้เขียน

นาย สุชาติ ชื่นชวน เกิดเมื่อวันที่ 18 เมษายน พ.ศ. 2506 จบการศึกษาระดับปริญญาตรีจากมหาวิทยาลัยธรรมศาสตร์ ในสาขาเศรษฐศาสตร์ คณะเศรษฐศาสตร์ เมื่อปี พ.ศ. 2528 และเข้าศึกษาต่อระดับปริญญาโท ในภาควิชาสถิติ คณะพาณิชยศาสตร์และการบัญชี จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย เมื่อปี พ.ศ. 2529