

베이지안接近方法에 의한 拔取檢査設計

A Study on the Bayesian Decision Making Approach to Acceptance Sampling Plan

朴 正 鎬*

《目 次》	
I. 베이지안接近方法 및 經濟的 拔取檢査計劃에 관한 諸理論의 展開	1. 實證的 適用의 研究對象
1. 베이지안接近方法을 活用한 拔取檢査에 관한 諸理論의 發達過程	2. 理論模型의 Reel(F/R) 生産製品의 適用分析
2. 事前確率分布 및 費用을 고려한 經濟的 1回 拔取檢査計劃	IV. 베이지안接近方法과 古典的 統計理論의 差異分析
3. 最適 拔取檢査計劃樹立을 위한 베이지안 接近方法	1. 베이지안接近方法과 古典的 確率分布와의 差異檢定
II. 拔取檢査에 대한 베이지안理論模型의 設計	2. 베이지안接近方法과 古典的 確率分布와의 推定理論
III. 理論模型의 實證的 適用	V. 結 論

I. 베이지안 接近方法 및 經濟的 拔取檢査計劃에 관한 諸理論의 展開

1. 베이지안 接近方法을 活用한 拔取檢査에 관한 諸理論의 發達過程

Bayesian, Bayesian approach 또는 Bayesian statistics(이것들에 대한 定譯된 名稱은 없으나 베이지안, 베이지안 接近方法, 베이지안 統計學 등으로 翻譯되었다)의 名稱으로 불리워지는 研究方向이 最近 美國의 學者를 中心으로 널리 展開된 것은 새로이 指摘할 必要도 없을 것이다.

베이지안을 한마디로 表現하면 그것은 文字 그대로 베이즈의 定理를 적극적으로 援用하고 研究하는 사람들을 指稱하는 것이다. 그리고 重要的 것은 통상적인 意味에 있어서의 條件附確率을 어떤 行動의 決定 혹은 理論의 展開에 있어서 積極的으로 適用할 때에 그에 包含된 確率에 대해서 어떤 意味로는 必然的으로 主觀的인 解釋을 하는 것이다. 또는 그의 같이 行動한 行動選擇과 推論의 局面에 대해서 우리들이 過去부터 지금까지 蓄積한 豐富한 經

* 群山大 經營學科 副教授

驗的知識과 判斷力을 活用하는 것은 그 自體로서 지극히 자연스러운 일이며 合理的이라고 하는 立場에서 確率을 擴張 展開하는 것을 主張하는 사람들을 베이저안이라고 呼稱하는 것이다.

이와 같은 合理論的 接近方法에 嚴密한 理論構成을 부여하여 베이저안 接近方法에 最大의 貢獻을 한 學者로서 L.J. Savage(1954)를 들 수 있다. 그에 의하면 確率을 主觀的으로 認定하면서 論理的인 矛盾이 없는 一貫된 行動의 展開를 取한다면 必然的으로 베이저안 接近方法을 따르지 않으면 안된다는 것을 나타내고 있다.

그후 베이저안 接近方法을 使用한 拔取檢査法이 많은 發達을 보게 되었다. 이와 같은 發展過程은 <表 1-1>과 같이 4가지의 範疇로 나누어서 分析할 수 있다.

<表 1-1> 拔取檢査 設計方法

	危險負擔의 基盤 (Risk-Based)	經濟的 基盤 (Economically-Based)
Bayesian 接近方法 使用 안 함	1	2
Bayesian 接近方法 使用	3	4

<表 1-1>에는 지금까지 文獻上에 研究가 되어 온 拔取檢査法을 4가지의 種類로 나누어 놓은 結果가 나타나 있다.

危險負擔의 拔取檢査法이란 本質的으로 古典的인 方法으로서 檢査特性曲線(OC—曲線)에 의하여 生産者 危險과 消費者 危險을 定하여 拔取檢査를 設計하는 方法이다.

經濟的 拔取檢査法이란 拔取檢査費用, 不良品을 合格시켰을 때, 또는 良質의 製品을 不合格시켰을 때 發生하는 費用을 同時에 考慮함으로써 費用을 最小化시키는 方法이다.

또 베이저안 接近方法에 의한 拔取檢査法이란 過去에 類似한 品目을 檢査한 結果를 새로운 拔取檢査計劃 樹立時 考慮하는 方法이다.

반면에 非베이저안 接近方法에 의한 拔取檢査法이란 오로지 事前確率만을 考慮하는 方法이다.⁽¹⁾

第1 範疇에 속하는 拔取檢査法으로서 MIL-STD-105D⁽²⁾(1963)나 Duncan의 理論⁽³⁾

(1) K.E. Case, and J.B. Keats, "On the Selection of a Prior Distribution in Bayesian Acceptance Sampling," *Journal of Quality Technology*, Vol. 14, No. 2, (January 1982), pp. 10-18.

(2) MIL-STD-105D, *Sampling Procedures and Tables for Inspection by Attributes*, Department of Defense, Washington, D.C., April 1963.

(3) A. J. Duncan, *Quality Control and Industrial Statistics*, 4th ed., (Homewood, Illinois: Richard D. Irwin, Inc., 1974) pp. 517-524.

(1974)등과 같은 古典的 拔取檢査法을 들 수 있다. 오늘날 實際적으로 實務에 從事하는 많은 檢査員들이 第1範疇에 속하는 拔取檢査法을 使用하고 있는데, 그 이유로는 一般적으로 널리 使用可能하고 認定을 받고 있으며 相對적으로 容易하게 使用할 수가 있기 때문이다.

第2範疇에 屬하는 拔取檢査法은 Breakwell⁽⁴⁾(1956), Brown and Rutenmiller⁽⁵⁾(1974), Caplen⁽⁶⁾(1962), Martin⁽⁷⁾(1964), Truscott⁽⁸⁾(1969) 등에 의해서 發達되어 왔는데 理論上으로 약간의 認定이 되고 있으나 實際적인 現場에서는 그의 活用 可能性이 相對적으로 制限되어 있다. 이에 관하여 研究論文에 관한 目錄이 全體적으로 收錄된 論文은 없으나 Wetherill and Chiu⁽⁹⁾(1975)의 論文에 비교적 많은 參考文獻이 실려 있다.

過去 10年동안 拔取檢査計劃을 樹立하는 데 페이지안 接近方法을 活用하는 方法을 研究한 論文이 급격히 늘어났다. 第3範疇에 속하는 拔取檢査法에 관한 研究가 비교적 制限되어 實施 되었는데, 주로 Lauer⁽¹⁰⁾(1978), Moreno⁽¹¹⁾(1979), Schafer⁽¹²⁾(1967) 등에 의해서 開發되고 있다.

반면에 第4範疇에 속하는 拔取檢査法에 대해서는 수많은 研究가 계속되어 오고 있는데 代表的인 學者들로는 Barnett⁽¹³⁾(1973), Guthrie and Johns⁽¹⁴⁾(1959), Ladany⁽¹⁵⁾(1976),

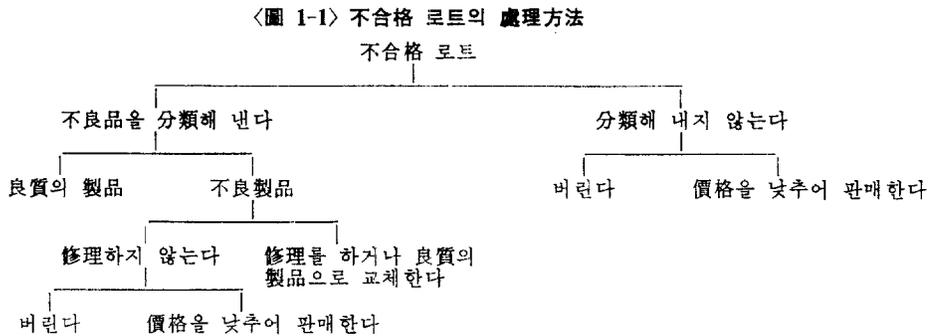
-
- (4) J.B. Breakwell, "Economically Optimum Acceptance Tests," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 51, No. 274, (1956), pp. 234~256.
 - (5) G.G. Brown, and H.C. Rutenmiller, "Tables for Determining Expected Cost Per Unit Under MIL-STD-105D Single Sampling Schemes," *AIIE Transactions*, Vol. 6, No. 2, (1974), pp. 135~142.
 - (6) R.H. Caplen, "A Contribution to the Problem of Choosing a Sampling Inspection Plan," *The Quality Engineer*, Vol. 26, No. 4, (July/Augst 1962), pp. 103~107.
 - (7) C.A. Martin, "The Cost Breakdown Point in Attribute Sampling," *Industrial Quality Control*, Vol. 21, No. 3, (September 1964), pp. 137~144.
 - (8) W.T. Truscott, "Batch Acceptance Sampling by Attributes to Reduce Overall Costs", *The Quality Engineer*, Vol. 33, No. 3, (1969), pp. 9~18.
 - (9) G.B. Wetherill, and W.K. Chiu, "A Review of Acceptance Sampling Schemes with Emphasis on the Economic Aspect," *International Statistical Review*, Vol. 43, No. 2, (1975), pp. 191~210.
 - (10) G.N. Lauer, "Acceptance Probabilities for Sampling Plans Where Proportion Defective has a Beta Distribution", *Journal of Quality Technology*, Vol. 10, No. 2, (April 1978), pp. 52~55.
 - (11) C.W. Moreno, "Attribute Sampling for Small Fraction Defectives," *ASQC 33rd Annual Technical Conference Transactions Houston*, (1979), pp. 280~286.
 - (12) R.E. Schafer, "Bayes Single Samplings by Attributes Based on Posterior Risks", *Naval Research Logistics Quarterly*, Vol. 14, No. 1, (1967), pp. 81~88.
 - (13) V. Barnett "Bayesian and Theoretic Methods Applied to Industrial Problems", *The Statistician*, Vol. 22, No. 3, (1973), pp. 199~226.
 - (14) D. Guthrie, and M.V.JR. Johns, "Bayes Acceptance Sampling Procedures for Large Lost", *Annals of Mathematical Statistics*, Vol. 30, No. 4, (1959), pp. 896~925.
 - (15) S.P. Ladany, "A Practical Meaning of the Bayesian Decision Making Approach to Acceptance Sampling", *Journal of Quality Technology*, Vol. 8, No. 3, (July 1976), pp. 127~132.

Moreno⁽¹⁶⁾ (1979), Pfanzagl⁽¹⁷⁾ (1963), Smith⁽¹⁸⁾ (1965), Wortham and Wilson⁽¹⁹⁾ (1971) 등을 들 수 있다.

더구나 最近에 들어와서는 몇몇 大企業體에서 一部 製品라인에 대하여 베이저안接近方法을 活用한 拔取檢査計劃을 樹立하고 있다. 베이저안 接近方法에 의한 拔取檢査法을 樹立할 때에 이를 使用하려는 사람은 로트별 不良率을 미리 확실하게 設定해 놓아야 한다. 이러한 確率分布를 事前確率分布라고 한다. 이러한 事前確率分布는 各 로트別 不良率에 대하여 拔取檢査前에 檢査者의 直觀에 의하여 事前에 決定되어야 한다. 檢査한 로트를 合格시킬 것인가 아니면 不合格시킬 것인가 하는 決定은 事後確率分布에 의하여 이루어지는데 이 事後確率分布는 各로트에 대한 檢査員의 事前確率 概念과 拔取檢査 結果를 結組한 것이다.

2. 事前確率分布 및 費用을 고려한 經濟的 1回 拔取檢査計劃

經濟的 拔取檢査計劃은 事前確率 및 로트의 合・不合格의 經濟的 상호관계를 고려하여 더욱 더 개선될 수 있다. 이때의 기본적인 물음은 다음과 같다. 즉, 로트가 合格 또는, 不合格됨에 따라 不合格된 로트나 不良製品이 어떻게 처리될 것인가 하는 문제이다. 이러한 不合格로트의 처리방법이 <圖 1-1>에 나타나 있다.



<圖 1-1>에서 보는 바와 같이 여러가지의 不良品 처리방법이 있는 것을 알 수 있다. 만약 檢査가 제품을 파괴해야 檢査가 이루어진다면 全數檢査에 의한 分類는 事實상 불가능할 것이다.

우선 발취검사에 의하여 발견된 不良製品을 經濟적으로 교체하고 이에 관련되는 費用을

(16) C.W. Moreno, *op. cit.*, pp. 280~286.
 (17) J. Pfanzagl, "Sampling Procedures Based on Prior Distribution and Costs", *Technometrics*, Vol. 5, No. 1, (1963), pp. 47~61.
 (18) B.E. Smith, "The Economics of Sampling Inspection" *Industrial Quality Control*, Vol. 21, No. 9, (March 1965), pp. 453~458.
 (19) A.W. Wortham and E.B. Wilson, "A Backward Recursive Technique for Optimal Sequential Sampling Plans" *Naval Research Logistics Quarterly*, Vol. 18, No. 2, (1971), pp. 203~213.

製造費用의 일부로 간주하는 간단한 事例를 본 연구에서는 고려하기로 한다. 즉, 檢査費用과 잘못된 의사결정 費用만을 고려하기로 한다.

합격로트에 들어있는 不良製品으로 인한 손해비용을 정확하게 측정할 수 있다고 가정해 보자. 만약에 이 不良製品이 部分品이라고 가정하면 不良製品을 合格시킴으로써 발생하는 소비자 손해 비용은 제품의 購入費用, 不良品을 찾아내고 다루는 費用, 제품의 分解, 結合 費用 등으로 볼 수 있다. 이러한 비용들은 비교적 쉽게 측정할 수가 있다. 그러나 이러한 不良品이 完製品이며 生産者가 이를 檢査한다면 不良品을 合格시킴으로써 발생하는 費用은 애프터 서비스 및 交替費用, 그리고 시장에서의 營業權 손상비용의 합이 된다.

이와 같이 損失費用은 여러 상황에 따라 매우 다양하게 달라지는데, 어떠한 경우에 있어서도 우리는 경제적 측정단위로서의 여러 비용요소를 고려한 平均損失費用을 사용하기로 한다. 이와 같은 가정하에서 다음과 같은 경우에 대해서 費用函數를 설정할 수 있다. 즉, 검사없이 무조건 合格시킬 때의 총비용은 NP 인데 이 때 P 는 不良率이며 N 은 로트크기이다.

또 拔取檢査後 不合格 로트와 관련된 費用은 N 과 標本의 크기 n 에 비례하며, 이 費用을 제품 單位當 비용으로 표시하여 k_r 이라고 표시하자. 이와 같이 不合格 제품을 分類해 내는 경우에는 k_r 은 단위 제품당 검사비용을 나타내며, 不合格品을 가려내지 않을 경우에는 製造費用 (또는 市場價格)으로 나타난다.

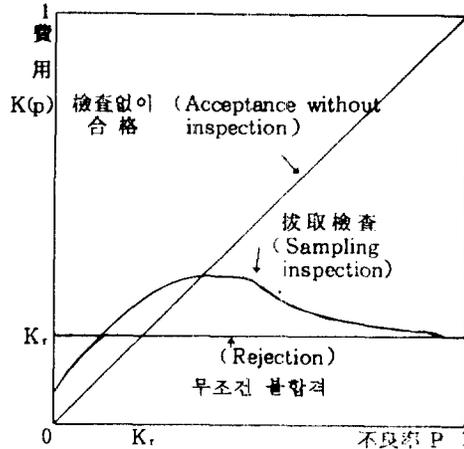
두번째 경우로서 拔取檢査를 하지 않고 不合格시키는 극단적인 경우의 費用을 생각해 볼 수 있다. 이때 단위 제품당 費用은 k_r 이라 할 수 있는데 이 비용은 分類費用 및 再製造 費用을 포함하고 있다. 이러한 費用變數 k_r 은 다음과 같은 의미에서 判定基準(break-even) 품질수준을 결정해 준다고 할 수 있다. 즉 $P < k_r$ 의 품질수준일 때는 檢査없이 合格시키고 $P > k_r$ 일 때는 검사없이 不合格시키는 것이 보다 經濟的이라는 判定을 내릴 수 있기 때문이다.

세번째의 가장 일반적인 경우로서 拔取檢査에 관련된 費用을 들 수 있다. 이 費用은 k_r 로 표시한다. 이제까지 설명한 費用曲線 및 拔取檢査에 관련된 費用曲線은 <圖 1-2>와 같이 표시할 수 있다.⁽²⁰⁾

위와 같은 여러 費用함수 곡선을 고려하는 拔取檢査 費用曲線은 製造費用(또는 市場價格)과 不良品の 合格관정으로 인한 손실비용을 고려한 檢査費用사이의 最適 均衡點을 찾는 데

(20) A. Hald "The Compound Hypergeometric Distribution and a System of Single Sampling Inspection Plans Based on Prior Distributions and Costs", *Technometrics*, Vol. 2, No. 3, (August 1960), pp. 275~340.

〈圖 1-2〉單位製品當 檢査費用曲線



많은 도움을 준다.

최근에 들어 와서 이와같은 점을 고려하는 模型을 수립하고 이에 근거한 最適 抜取檢査計劃을 세우려는 노력이 많이 이루어지고 있다. 그러나 이들 연구는 특수한 事前確率 分布나 특수한 抜取檢査計劃을 수립하는데 그쳤었다. Hamaker⁽²¹⁾의 이론을 이어 받아 Satterthwaite는 서로 다른 빈도 W_1, W_2 를 가지고 나타나는 2개의 不良率 P_1, P_2 로 구성된 事前確率分布를 사용하였다. 이는 어떠한 意味에서 2개의 構成要素를 사용한 結合 二項分布로써 理論을 수립한 Barnard⁽²²⁾에 의해서 一般化되었다고 볼 수 있다.

다음으로 Sittig⁽²³⁾는 事前確率分布로서 $\alpha(1-P)^{\alpha-1}$ 의 함수를 사용하였는데 이는 Champernowne⁽²⁴⁾과 James⁽²⁵⁾가 사용한 베타分布의 특수한 형태의 함수이다.

나아가서 Weibull⁽²⁶⁾은 抜取檢査 費用문제에 관하여 자세한 理論을 전개하였으며 Dodge-Romig表에 근거한 解決案을 제시하기로 했다. 그후 Horsnell⁽²⁷⁾은 이제까지 언급한 事前確

(21) H.C. Hamaker, "Economic Principles in Industrial Sampling Problem; A General Introduction", *Bull. Intern. Statist. Inst.* 33, (1951), pp.105~122.

(22) G.A. Barnard, "Sampling Inspection and Statistical Decisions", *Jour. Roy. Stat. Soc., B*, 16, No. 2, (1954), pp.151~171.

(23) J. Sittig, "The Economic Choice of Sampling Systems in Acceptance Sampling", *Bull. Intern. Statist. Inst.*, No. 33, (1951), pp.51~84.

(24) D.G. Champernowne, "The Economics of Sequential Sampling Procedures for Defectives", *Applied Statistics*, No. 2, (1953), pp.118~130.

(25) A.N. James, "The Statistician and Sampliy Testing", *Bulletin of the Institute of Physics*, (1953), pp.182~188.

(26) I. Weibull, "A Method of Determining Inspection Plans on an Economic Basis", *Bull. Intern. Statist. Inst.*, No. 33, (1951), pp.85~104.

(27) G. Horsnell, "Economical Acceptance Sampling Schemes", *Jour. Roy. Stat. Soc. A.*, No. 120, pp.148~175.

率分布 및 費用함수를 고려한 拔取檢査理論에 대하여 언급을 하였다.

3. 最適 拔取檢査計劃樹立을 위한 베이지안接近方法

서로 독립적인 제품 로트에 대해서 샘플 크기 n 과 허용불량 갯수 Cn 을 경제적으로 결정하기 위한 최적 발취검사계획을 수립하여야 한다. 不良品에 대한 事前確率 分布가 혼합 二項分布이고 단순한 費用계산을 한다면 n 과 Cn 을 간단하게 계산해 낼 수 있다. 이와 같이 n 과 Cn 을 적절하게 결정함으로써 經濟的인 拔取檢査計劃을 수립하는 과정을 살펴보기로 한다. (28)

(1) 假定下에서의 最適解

拔取檢査를 실시하기 위한 제품 로트에 대해 로트안에 들어있는 제품을 良質의 製品과 不良品을 구분할 수 있다고 가정하자. 또 로트안에서 標本을 추출할 때 標本크기 n 이 로트 크기에 비해서 매우 작다고 가정하자. 만약에 標本안에 있는 不良品數 r 이 許容不良品數 Cn 보다 크면 이 로트는 不合格이 되고 만약에 $r \leq Cn$ 이면 合格이 된다.

이제 不良確率 P 의 事前確率分布를 結合 二項分布라고 가정하면 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$(a_i, p_i), (i=1, 2, \dots, k) \text{ 일 때 } \sum_{i=1}^k a_i = 1$$

이 식에서 a_i 는 검사로트가 不良率 P_i 를 가질 確率이다. 각 로트가 相互獨立의이라고 가정하자. 또 P_i 가 참이라면 로트를 合格시킴으로써 발생하는 관련비용을 W_{1i} 라 하고, P_i 가 참일 때, 로트를 不合格시킴으로써 발생하는 관련비용을 W_{2i} 라고 한다. 이 때 제품 검사비용은 單位製品當 檢査費用을 뜻한다.

그리고 $P_1 > P_2 > \dots > P_n$ 이라고 가정하고 로트를 合格·不合格시키는 限界品質을 P_0 라고 표시하자. 그러면 $P_i \leq P_0$ 일 때는 W_{1i} 가 零(zero)이 되며, $P_i \geq P_0$ 일 때는 W_{2i} 가 零(zero)이 된다.

이와 같은 가정하에서 우리가 얻을 수 있는 最適解는 다음과 같이 표시할 수 있다.

$$\frac{P_i}{q_i} = (P')^{i/\alpha}$$

여기에서 P' 와 α 는 常數이다. 이러한 가정은 P', α, a_i 가 事前情報로서 주어지기 때문에 그리 制限性이 큰 가정은 아니다.

(2) 最適 標本크기의 決定을 위한 模型

(28) G.B. Wetherill, "Some Remarks on the Bayesian Solution of the Single Sample Inspection Scheme", *Technometrics*, Vol. 2, No. 3, (August 1960), pp. 341~352.

標本크기가 주어졌을 때 許容不良品數는 中立線⁽²⁹⁾이라는 특수한 公式에 의해서 구해질 수 있으므로 最適 標本크기 n 을 구할 수 있는 문제를 해결하면 된다.

n 이 주어졌을 때의 기대손실비용을 $R(n)$ 이라고 하면 다음과 같은 식을 얻을 수 있다.

$$R(n) = n + \sum_{i=1}^k \sum_{r=0}^n \text{Prob.}(r|P_i) \times ((n, r) \text{에서의 손실비용} | P_i)$$

그러면 n 의 最適値는 다음과 같이 얻어진다.

$$R(n-1) > R(n) < R(n+1)$$

다음으로는 「 $R(n+1) - R(n)$ 」 즉, $(n+1)$ 의 표본크기를 가질 때의 기대손실비용에서 n 의 표본크기를 가질 때의 기대손실비용을 뺀 差異費用을 고려해야 한다. 또 「 $R(n+1) - R(n)$ 」의 차이는 最適 標本數 n 에서 陰(-)의 부호에서 陽(+)의 부호로 바뀌게 된다.

이제까지 結合 二項分布를 이루는 로트 缺點數를 가정한 특수한 모형에 대한 최소한의 위험 및 손실을 갖는 拔取檢査계획을 수립하는 방법에 대하여 알아보았다. 몇몇 變數들은 損失危險에 대하여 거의 影響을 미치지 않는다. 가장 중대한 影響을 미치는 변수는 合格·不合格을 판정하는 변수인 P_0 이다.

II. 拔取檢査에 대한 베이지안理論模型의 設計

經濟的인 拔取檢査를 設定하기 위해서는 生産者危險을 α 로 定하고, 合格品質水準(AQL)을 τ_1 으로 定하며, 또한 消費者危險을 β 로 定하고, 로트 許容不良率(LTPD)을 τ_2 로 定하여 計數規準型 1回 拔取檢査 設計를 하게 되면 標本の 크기 n 과 標本危險不良率 P_c 를 設定할 수가 있다.

이와 같은 計數規準型 1回 拔取檢査 設計에 있어서 標本の 크기 n 과 標本危險不良率 P_c 는 二項分布에 대한 正規分布의 近似法으로 求할 수가 있다.

즉, 二項分布에 대한 正規分布 近似法을 活用할 수 있는 것은 Larson's monograph⁽³⁰⁾ KS A 3102 計數規準型 1回 標本檢査⁽³¹⁾ 및 JIS Z 9002 規準型 1回 拔取檢査⁽³²⁾ 등이 있다.

任意的 로트에서 檢査標本 n 을 拔取檢査한 標本不良率을 P_s 로 表示한다고 하자. 그러면 로트의 合格·不合格 判定을 할 때 $P_s \leq P_c$ 라고 한다면 로트는 不合格이고, $P_s < P_c$ 라고

(29) *Ibid.*, p. 342.

(30) H.R., Larson, "A Monograph of the cumulative Binomial Distribution", *Industrial Quality Control*, Vol. 23, (December 1966), pp. 270~278.

(31) 韓國工業標準協會, 「생플링檢査附錄」(서울:同協會, 1983), pp. 2~3.

(32) 松本洋, 「拔取檢査實施法」(東京:日科技連出版社, 1982), pp. 87~88.

한다면 로트는 合格이라고 判定한다.

以上과 같은 것은 古典的 確率分布의 理論에서 나온 經濟的 拔取檢査計劃이지만 最近確率理論에 根據한 統計的 意思決定理論으로서, 새로운 經濟的인 拔取檢査計劃을 設計하고자 할 때는 成果表를 作成하되, 만약 로트檢査時 成果表에 나타나는 두가지 意思決定, 즉 로트를 合格시키거나 不合格시키는 것과 로트에서의 서로 다른 不良率水準에 대한 成果表로 表示되는 새로운 經濟的 狀況이 나타났을 때, 베이지안接近方法은 問題解決에 使用되어질 수 있다.

이 베이지안接近方法을 使用하기 위해서는 事前確率 즉, 로트의 不良品發生確率을 알고 있어야 하며, 追加하여 로트의 合·否判定에 따른 拔取檢査費用을 把握하는 것이 信賴性을 높일 수 있기 때문에 이러한 假定值들이 나타나고 있는 成果表를 <表 2-1>과 같이 作成하여야 되는 것이다.

<表 2-1> 成 果 表

주어진 狀況 ; B_j		B_1	B_2	B_3
로트의 不良率 ; τ_j		τ_1	τ_2	τ_3
로트의 不良率 τ_j 의 確率 ; $P(B_j)$		$P(B_1)$	$P(B_2)$	$P(B_3)$
代案의 行動 ; A_j (標本檢査費用)	로트合格 ; A_1	W	-W	-W
	로트不合格 ; A_2	-W	0	0

새로운 經濟的 拔取檢査計劃을 設計하기 위해서는 새로운 經濟的 狀況과 事前確率 $P(B_j)$ 에 대한 情報를 알고, 標本크기 (n) 에서의 實際 不良率 (P_s) , 標本の 크기 (n) 를 알고 난 후 베이지안 意思決定方法을 適用할 수 있도록 試圖되어야 한다.

그러기 위해서는 첫째로, 標本不良率 P 는 標本에서 實際 發見되는 標本不良率 P_s (즉, 이는 τ_j 의 로트不良率을 가진 주어진 狀況 B_j 의 母集團에서 抽出된 것임)와 다를 수 있다는 條件附確率 $P(P|B_j)$ 는 二項分布函數에 대한 正規分布近似法을 使用할 수 있으며, 다음과 같은 (1)式, (2)式, (3)式에 의해서 計算할 수 있다.

$$P(P|B_j) = P(P \geq P_s | \tau_j) = 1 - F \left(\frac{(P_s - \tau_j)}{\sqrt{\frac{\tau_j(100 - \tau_j)}{n}}} \right) \dots\dots\dots(1)$$

(단, $\tau_j \leq P_s$ 일 때)

$$P(P|B_j) = P(P \leq P_s | \tau_j) = F \left(\frac{(P_s - \tau_j)}{\sqrt{\frac{\tau_j(100 - \tau_j)}{n}}} \right) \dots\dots\dots(2)$$

(단, $\tau_j \leq P_s$ 일 때)

$$\text{혹은 } P(P|B_j) = F\left(\left|\frac{(P_s - \tau_j)}{\sqrt{\frac{\tau_j(100 - \tau_j)}{n}}}\right|\right) \dots\dots\dots (3)$$

(3)式은 τ_j 와 P_s 가 크고 작음에 關係없이 絕對值로서 計算될 수 있다.

둘째로, 事前確率의 情報과 條件附確率에 의한 標本不良率을 結合하여 事後確率을 求할 수 있다. 즉, 事後確率 $P(B_j|P)$ ---이는 條件附確率에 의하여 標本不良率로부터 얻어진 事前確率에 관한 事情을 包含하고 있음---은 (4)式에 의하여 計算할 수 있다.

$$P(B_j|P) = \frac{P(B_j) \cdot P(P|B_j)}{\sum_i P(B_i) \cdot P(P|B_i)} \dots\dots\dots (4)$$

보다 信賴性을 높이기 위해서 로트의 合格·不合格의 如否를 決定할 때는 各各의 標本檢査費用의 期待值 [$E(A_i)$]값을 根據로 하여야 하며, 이 期待值는 成果表에 表示된 加重值를 말한다. 다시 말하면 事後確率에 의하면 加重值가 주어진 成果表가 있을 때, 로트를 받아들일 것인가 거부할 것인가에 관한 意思決定은 各 機會費用 $E(A_i)$ 의 期待값에 基礎를 두어야 한다.

따라서 $E(A_i)$ 는 (5)式으로 表示된다.

$$E(A_i) = \sum_j O_{ij} \cdot P(B_j|P) \dots\dots\dots (5)$$

이때 O_{ij} 는 各 機會費用(代案의 行動) i 와 各 주어진 狀況 j 에 대한 成果이다.

가장 높은 期待成果를 가진 機會費用이 베이지안接近方法에 의해 選擇되어야 할 代案의 行動이다. 그러나 앞에서 說明한 模型에서는 標本抽出費用을 考慮하지 아니 하였다. 大部分의 경우 標本抽出費用은 제로(0)가 아니므로 標本抽出費用을 模型에 正식으로 包含시켜야 좋은 計劃을 樹立할 수 있다. 그러므로 베이지안接近方法을 活用한 統計的 意思決定理論이 보다 더 높은 信賴性을 가지기 위해서는 拔取檢査費用을 追加해서 設計하는 것이 바람직하다고 할 수 있다.

새로운 經濟的인 拔取檢査計劃을 設計하기 위해서는 古典的인 統計理論의 拔取檢査計劃을 設計하는 것보다는 베이지안의 統計的 意思決定理論의 根據에 의해서 試圖해 보는 것이 바람직 하다. 즉, 過去의 經濟的 狀況下에서의 拔取檢査法을 定義하기 위하여 使用된 것과 같은 統計的 用語를 使用하여 새로운 經濟的 狀況을 分析하고, 베이지안決定方法에서 얻은 結果를 一般化 시키기 위하여 환원된 分析을 하여야 할 것이다. 이와 같은 方法으로 새로운 經濟的 狀況이 發生한 후 進술했던 베이지안 計算을 할 수 있으며, 더우기 환원된 分析에 의해 새로운 1回 拔取檢査法으로 새로운 狀況을 간단히 說明할 수도 있다. 그러므로 새로운 1回 拔取檢査計劃을 明確하게 設計하기 위해서는 베이지안 統計的 意思決定理論은

새로운 條件으로 환원하여 分析되어야 한다는 것이다.

환원된 分析에 따라 實際로 拔取檢査한 P_s 에 대한 限界값이 檢討되어야 한다. 우리는 不良率이 얼마인가를 求하는데, 이 값은 만일 實際的으로 標本에서 發見되었다면 베이지안 意思決定接近法下에서의 로트를 合格시키는 機會費用의 期待値와 로트를 거부하는 機會費用의 期待値는 같은 값이 될 것이다.

이러한 P_s 의 限界값은 P_k 에 따라서 로트의 合·否判定이 左右될 수 있는 것이다. 따라서 P_k 로 表示되는 P_s 의 限界値는 새로운 經濟的 狀況下에서 새로운 拔取檢査法에서 危險(臨界)標本不良率과 같다. 그와 같은 拔取檢査法은 標本の 크기 n_k 를 갖는다. 즉, 標本の 크기 n 가 n_k 로 表示된다는 것이다.

그러므로 로트가 合格일 때 機會費用의 期待値와 로트가 不合格일 때 機會費用의 期待値는 같게 되므로 $E(A_1)$ 과 $E(A_2)$ 는 (6)式, (7)式으로 주어 진다.

$$E(A_1) = E(A_2) \dots \dots \dots (6)$$

$$E(A_i) = \sum_j O_{ij} \cdot P(B_j|P); i=1, 2. \dots \dots \dots (7)$$

또한 事後確率 $P(B_j|P)$ 는 (8)式으로 나타낼 수 있고, (8)式은 (9)式, (10)式과 (11)式을 代入하여 計算된다.

$$P(B_j|P) = \frac{P(B_j) \cdot P(P \setminus B_j)}{\sum_i P(B_i) \cdot P(P \setminus B_i)} \dots \dots \dots (8)$$

$$P(P|B_j) = P(P \geq P_k \setminus \tau_j) = 1 - F \left(\frac{(P_k - \tau_j)}{\sqrt{\frac{\tau_j(100 - \tau_j)}{n}}} \right) \dots \dots \dots (9)$$

(단, $\tau_j \leq P_k$ 일때)

$$P(P|B_j) = P(P \leq P_k | \tau_j) = F \left(\frac{(P_k - \tau_j)}{\sqrt{\frac{\tau_j(100 - \tau_j)}{\eta}}} \right) \dots \dots \dots (10)$$

(단, $\tau_j \geq P_k$ 일때)

$$\text{또는, } P(P|B_j) = F \left(\left| \frac{(P_k - \tau_j)}{\sqrt{\frac{\tau_j(100 - \tau_j)}{\eta}}} \right| \right) \dots \dots \dots (11)$$

(11)式은 τ_j 와 P_k 가 크고 작음에 관계없이 絕對値로서 計算될 수 있다.

위 式의 解는 여러가지 n_k 와 P_k 의 조합에 의해 求하여 지는데, 각 조합(n_k, P_k)는 새로운 經濟的 狀況下에서 1回 拔取檢査法을 提示하여 준다.

式 (9), (10), (11)은 標準正規分布에 대한 累積分布函數에 의하여 計算될 수 있다.

그러나 n_k 는 任意로 選擇된 標本의 크기이며, 任意로 選擇한 各各의 n_k 에 대해 이에 對應하는 式 (6), (7), (8), (9), (10), (11)에 의해 求하여 지는 P_k 는 試行錯誤法에 의하여 求하여 야 한다.

여러가지 統計的 分析法는 經濟的 拔取檢査法을 設計할 수 있으나 새로운 經濟的 拔取檢査計劃을 試圖하기 위해서는 베이지안 意思決定 接近方法으로 設計한 것이 보다 效率的이라는 것을 알 수 있을 것이다. 이 作業의 目標中의 하나는 過去의 經濟的 狀況下에서의 拔取檢査法을 說明하는데 使用한 것과 같은 統計的 用語를 使用하여 새로운 經濟的 狀況을 分析하는 데 있다. 따라서 새로운 經濟的 狀況下에서의 拔取檢査法에 대해 다음과 같은 統計的 變數들이 計算되는 것이다.

- 生産者 危險————— α
- 새로운 合格品質水準———— τ_1
- 消費者 危險————— β
- 새로운 로트許容不良率———— τ_2

그러므로 베이지안 意思決定 接近方法을 試圖하는 目的은 統計的인 變數인 τ_1 , τ_2 와 n_k , P_k 를 根據로 해서 生産者危險 α 와 消費者危險 β 를 구하는 것으로, 이를 구하기 위해서는 (12)式, (13)式과 (14)式에 따라 正規分布近似法에 의한 標準正規分布表를 使用하여 計算될 수 있다.

$$1 - F \left(\frac{(P_k - \tau_1)}{\sqrt{\frac{\tau_1(100 - \tau_1)}{n_k}}} \right) = \alpha \dots\dots\dots (12)$$

(단, $\tau_1 \leq P_k$ 일 때)

$$F \left(\frac{(P_k - \tau_2)}{\sqrt{\frac{\tau_2(100 - \tau_2)}{n_k}}} \right) = \beta \dots\dots\dots (13)$$

(단, $\tau_2 \geq P_k$ 일 때)

$$\text{또는, } F \left(\left| \frac{(P_k - \tau_1)}{\sqrt{\frac{\tau_1(100 - \tau_1)}{n_k}}} \right| \right) = \alpha, \quad F \left(\left| \frac{(P_k - \tau_2)}{\sqrt{\frac{\tau_2(100 - \tau_2)}{n_k}}} \right| \right) = \beta \dots\dots\dots (14)$$

(14)式은 τ_1, τ_2 가 P_k 보다 크고 작음에 관계없이 絕對值로서 計算될 수 있다.

(12)式, (13)式 또는 (14)式에 의하여 τ_1 과 α , 또 τ_2 와 β 의 여러가지 가능한 組合에 따라 拔取檢査法에 대한 統計的 變數 $\alpha, \tau_1, \beta, \tau_2$ 의 計算結果가 여러 組合으로 나타날 수 있다.

III. 理論模型의 實證的 適用

1. 實證的 適用의 研究對象

理論 模型의 實證的 適用에 관한 本 研究의 對象은 BD스포츠工業株式會社에서 生産되는 Reel(F/R)의 製品과 Rod(G/R)製品을 事例로 하여 研究對象으로 삼았다.

이 會社에서 生産되는 Reel(F/R)의 製品과 Rod(G/R)의 製品은 約 40餘個國 以上을 相對로 輸出하고 있으므로 內需보다도 輸出 中心의 會社임을 알 수 있다. 따라서 이 會社에서 生産되는 製品에 대해서는 同一한 生産工程에서 多量으로 生産되고 있기 때문에, 全數 檢査보다는 拔取檢査를 KS A 3109(計數調整型 標本檢査)에 의하여 實施하고 있다.

이 會社의 檢査體系를 살펴보면 各 部署別로, 즉 營業部署, 購買部署, 檢査部署, 製造部署에서 該當別 受入檢査, 工程檢査, 完製品檢査, 出荷檢査를 實施하고 있으며 各 部署別 檢査段階의 具體的 內容을 表示한 檢査體系圖는 <圖 3-1>과 같다.

또한 Reel(F/R)의 生産工程에 따라 各 部署에서 實施되는 檢査項目, 檢査方法 및 水準, 樣式에 의한 記錄 등이 있는데 이에 대한 Reel(F/R)의 生産工程과 檢査關係를 <圖 3-2>와 같이 나타내고 있으며, Rod(G/R)에 있어서도 同一한 實施要領에 따라 Rod(G/R)의 生産工程과 檢査關係는 <圖 3-3>과 같다.

拔取檢査를 實施하고 있는 이 會社는 海外에 輸出된 Reel(F/R)과 Rod(G/R)의 製品이 檢査 結果 불만족스러운 점이 있을 때는 클레임을 表示하게 되므로 많은 經費가 發生하게 된다.

이러한 點으로 보아 拔取檢査에 대한 베이지안接近方法의 理論的 模型의 設計는 古典的 統計理論에 의해서 標本抽出費用을 考慮하지 않았다는 점과는 달리 事前情報에 標本抽出費用을 包含시켜 成果表를 作成함으로써 새로운 經濟的 狀況下에서 信賴性을 높일 수 있다는 것이다.

그러므로 이 會社의 生産工程側面에서의 實證的 適用에 대한 模型의 設計를 위해 附與工數와 不良修理의 金額을 Reel에 있어서는 1982年 11月에서 1983年 7月까지 調査하였다. 이를 요약하면 <表 3-1>과 같고 Rod(G/R)에 있어서는 1982年 8月에서 1983年 7月까지 調査한 것이 <表 3-2>와 같이 요약되었다.

2. 理論模型의 Reel(F/R)生産製品의 適用分析

앞서 設計된 理論模型에 의하여 BDS工業株式會社에서 生産되는 Reel(F/R)製品에 대한

〈圖 3-2〉 REEL(F/R) 生産 工程 及 検査 關係 圖

工 程 圖	部 署	檢 查 項 目	檢 查 方 法 及 水 準	記 錄 樣 式	
	1	輸 入 品	1. 치 수 2. 外 觀 3. 成 分 및 物 性 檢 查 (분기별 단부자재는 사용부서에서)	KS A 3109 一般 檢 查 水 準 I	1. 檢 查 日 報 2. 不 良 發 生 通 報 書
	2	受 入 品	1. 치 수 2. 外 觀	上 同	1. 檢 查 日 報 2. 不 良 發 生 通 報 書
	3	AL 班	1. 外 觀	上 同	自體 檢 查 日 報 (製 造) 2. 主 間 問 題 項 目 (Pareto 圖)
	4	ZN 班			
	5	仕 上	1. 치 수 2. 外 觀	上 同	1. 檢 查 日 報 2. 不 良 發 生 通 報 書 3. 主 間 問 題 項 目 (Pareto 圖)
	6	成 形	3. 경시변화		
	7	SPOOL 班	1. 치 수	上 同	1. 檢 查 日 報 2. 不 良 發 生 通 報 書 3. PARETO, 히스 트 그램
	8	GEAR 班	2. 外 觀		
	9	BODY 班	3. ASSY		
	10	ASSY 班			
	11	塗 裝	1. 外 觀 2. 密 着 性 3. 硬 度 4. 두께	全 數 檢 查	1. 檢 查 日 報 2. 不 良 發 生 通 報 書 3. PARETO 圖
	12	Almite 班	1. 外 觀 2. 치 수	KS A 3109 一般 檢 查 水 準 I	1. 檢 查 日 報
	13	鍍 金 班	3. 密 着 性		
	14	C-1	1. 機 能 2. 管 能 檢 查	全 數 檢 查	
	15	C-2			
	16	C-3			
	17	C-4			
	18	C-5			
	19	出 荷	1. 機 能 2. 管 能 檢 查	KS A 3109 一般 檢 查 水 準 II	1. 製 品 檢 查 日 報 2. 不 良 發 生 通 報 書

〈圖 3-3〉 生產工程及 檢查關係圖

工 程 圖	部 署	檢 查 項 目	檢 查 方 法 及 水 準	記 錄
		<ul style="list-style-type: none"> • 치 수 • 外 觀 • CLOTH 중량. 폭 	BDS-E-11001 (受入檢査内規)	<ul style="list-style-type: none"> • 檢査日報書 • 不良發生通報書
	受 入 輸 入	두께(단 부자재는 사용부서에서)	K.S.A 3109-1 SAMPLING 檢査	• PARETO 圖
	製 造	<ul style="list-style-type: none"> • 鍍金狀態 • 外 觀 		• P.P 記錄表
	製 造	<ul style="list-style-type: none"> • RC.VC.SC 		
	製 造	<ul style="list-style-type: none"> • P.P CLOTH 外觀 		<ul style="list-style-type: none"> • 業務日誌 • PARETO 圖 (每週)
	製 造			
	POIYESTAR 班 PHENDL 班	<ul style="list-style-type: none"> • DE (ELLO)狀態 • 素材破損 • 素材外觀 	BDS-E-21001 全數檢査	<ul style="list-style-type: none"> • 檢査日報 • 不良發生通報 • PHRETO 圖
	仕 上 班	<ul style="list-style-type: none"> • 素材 치 수 • 素材 外觀 	BDS-E-21004 K.S.A 3109-1 SAMPLING 檢査	<ul style="list-style-type: none"> • 檢査日報 • 不良發生通報書 • PARETO 圖
	塗 裝 班	<ul style="list-style-type: none"> • 塗裝外觀 • 塗裝色相 	B.D.S.E-21002 全數檢査	<ul style="list-style-type: none"> • 檢査日報 • 不良發生通報書 • PARETD 圖
	組立1班 組立2班	<ul style="list-style-type: none"> • 組合 狀態 • GUIDE 接着 • 外 觀 	BDS-E-21003 K.S.A 3109-1 2回SAMPLING 檢査	<ul style="list-style-type: none"> • 監査報告書 • 不良發生通報書 • PARETD 圖
	TOTAL 8個所	<ul style="list-style-type: none"> • FEELING • 정 하 중 		

拔取檢査法으로 實證的 適用을 試圖하고자 한다.

이와 같은 拔取檢査에 따르면 Reel(F/R) 로트가 있을 때 標本의 크기 n 個를 추출하여 實際不良率 $P_s \geq$ 標本危險不良率 P_c 이라면 Reel(F/R) 로트(N)를 拒否하고 그렇지 않으면 Reel(F/R) 로트(N)를 받아들이는 標本危險不良率의 水準을 定하자는 것이다.

베이지안 接近方法은 成果表로 表示되는 새로운 經濟的 狀況이 나타났을 때 使用될 수 있다. 이러한 接近方法을 使用하기 위해서 事前確率 $P(B_j)$, 즉 로트의 不良品 發生確率, 로트의 不良率(τ_j · 合格品質水準, 로트의 許容不良率), 로트를 받아들이거나 拒否할 때의 機會費用(損失費用) 등을 알고 있어야 하며 이에 의하여 成果表를 作成하여야 한다.

〈表 3-1〉 REEL(F/R)組立室 附與工數 및 不良修理

年月別	項目	附與工數 (Hr)	金額(W)	不良修理時間	金額(W)
1982.	11	28,112	42,842,688	5,256	8,010,144
"	12	23,973	36,534,852	3,650	5,562,600
1983.	1	23,157	35,291,268	4,080	6,217,920
"	2	22,156	33,765,744	4,524	6,894,576
"	3	21,105	32,164,020	4,681	7,133,844
"	4	20,295	30,929,580	4,455	6,789,420
"	5	24,656	37,575,744	5,162	7,866,888
"	6	23,212	35,375,088	4,108	6,260,592
"	7	23,886	36,402,264	3,843	5,856,732
合 計			320,881,248		60,592,716
平 均			35,653,472		6,732,524

이 成果表를 作成하기 위하여 BDS 工業株式會社에서 提供된 資料에 의해서 로트의 不良率과 事前確率(로트의 不良品發生確率)을 알았고, 로트를 받아들이거나 拒否할 때 로트檢査時에 나타나는 機會費用(損失費用)에 대해서는 Reel(F/R)의 附與工數와 不良修理의 金額을 나타낸 〈表 3-1〉에 의하여 算出된 費用의 結果를 가지고 Reel(F/R)의 成果表를 〈表 3-3〉과 같이 作成하였다.

이 會社에서는 Reel(F/R)의 로트가 N 個의 製品으로 이루어져 있으므로, 이 N 個 中에서 標本抽出한 n 個를 檢査하고 生産者危險 α 가 0.05, 合格品質水準(AQL) τ_h 가 0.4이고, 消費者危險 β 가 0.10, 로트許容不良率(LTPD) τ_c 가 6.5인 1回 拔取檢査法을 遂行할 때 拔取檢査 基本에 合當하도록 統計的 意思決定基準을 定하자는 것이다.

이 때 統計的 意思決定基準을 分析하는 方法에 의하여 1回 拔取檢査의 標本危險不良率 P_c 값을 決定하여 보고자 한다.

〈表 3-2〉 ROD(G/R)組立室 附與工數 및 不良修理

年月別	項目	附與工數 (Hr)	金額(W)	不良修理時間 (Hr)	金額(W)
1982.	8	12,831	24,504,634.8	564.8	1,078,655.04
"	9	12,058	23,028,368.4	673.6	1,286,441.28
"	10	11,811	22,556,647.80	813.9	1,554,386.22
"	11	15,901	30,367,729.8	1,235.2	2,358,984.96
"	12	12,873	24,584,855.4	1,210.9	2,312,576.82
1983.	1	13,705	26,173,809.0	1,305.5	2,493,243.90
"	2	11,092	21,183,501.6	1,812.4	34,631,321.52
"	3	11,196	21,382,120.8	1,476.3	9,819,437.74
"	4	9,874	17,138,545.2	1,030.2	197,475.96
"	5	11,725	22,392,405.0	907.8	1,733,716.44
"	6	8,755	16,720,299.0	623.8	1,191,333.24
"	7	9,574	18,284,425.2	887.1	1,694,183.58
合計		141,395	270,036,171.00	12,541.5	23,851,756.7
平均			2,255,301.425		1,987.646391

〈表 3-3〉 Reel(F/R) 成果表

주어진 狀況 ; B_j	B_1	B_2	B_3	
로트의 不良率 ; r_j	0.4	6.5	7.5	
로트不良率 r_j 의 確率 ; $P(B_j)$	0.842	0.115	0.043	
代案의 行動 ; A_i	로트合格 ; A_1	₩ 35,653,000	₩ -37,512,000	₩ -40,563,000
	로트不合格 ; A_2	₩ -6,733,000	0	0

즉, 決定基準 P_c 를 式으로 表示하여 보면⁽³³⁾

$$P_c = 0.4 + 1.645 \sigma_p$$

이때 σ_p 는 標本比率分布의 標準偏差로서 求하는 公式은

$$\sigma_p = \sqrt{\frac{P(100-P)}{n}}$$

이다.

그러면,

$$P_c = 0.4 + 1.645 \sqrt{\frac{P(100-P)}{n}}$$

이 되고,

여기서 $P=0.4$ 이므로,

(33) 郭秀一·姜錫昊, 「生産管理」(서울:博英社, 1982), p.162.

$$\begin{aligned}
 &= 0.4 + 1.645 \sqrt{\frac{0.4(100-0.4)}{n}} \\
 &= 0.4 + 1.645 \sqrt{\frac{(0.4)(99.6)}{n}} \\
 &= 0.4 + \frac{10.3831}{\sqrt{n}} \dots \dots \dots (15)
 \end{aligned}$$

標本の 크기 n 에 따라 標本危險不良率 P_c 를 나타내 보면 <表 3-4>와 같다.

<表 3-4> Reel(F/R)의 標本크기와 標本危險不良率

實施回數 ; No.	1	2	3	4	5	6	7	8	9
標本の 크기 ; n	13	20	32	40	50	60	80	100	125
標本危險不良率 ; P_c	3.280	2.722	2.235	2.042	1.868	1.740	1.561	1.438	1.329
實施回數 ; No.	10	11	12	13	14	15	16	17	18
標本の 크기 ; n	144	200	225	256	315	400	500	800	1,250
標本危險不良率 ; P_c	1.265	1.134	1.092	1.049	0.985	0.919	0.864	0.767	0.694

이 會社에서는 現在 KS A 3109 計數調整型 標本檢査方式에 의하여 抜取檢査를 行하고 있기 때문에 KS A 3109에 表示된 標本の 數(n_s)를 基準으로 베이지안 接近方法을 活用한 理論模型을 適用하여 Reel (F/L)의 새로운 經濟的 狀況下에서의 模型을 設計하고 抜取檢査法을 試圖하여 보기로 한다.

<表 3-3>에 나타난 Reel(F/R)成果表의 數值를 (6) 公式과 (7) 公式에 代入하면 다음 (16) 式을 얻을 수 있다.

$$\begin{aligned}
 &35,653 P(B_1|P) - 37,512 P(B_2|P) - 40,563 P(B_3|P) \\
 &= -6,733 P(B_1|P) \dots \dots \dots (17)
 \end{aligned}$$

이를 整理하면,

$$42,386 P(B_1|P) - 37,512 P(B_2|P) - 40,563 P(B_3|P) = 0 \dots \dots \dots (18)$$

와 같이 된다.

또한 <表 3-3>의 成果表에 나타난 $P(B_i)$ 값과 (3) 公式을 (8) 公式에 代入하여 整理하면 다음과 같은 (19)式을 얻을 수 있다.

$$\begin{aligned}
 &42,386 \times 0.842 P(P|B_1) - 37,512 \times 0.115 P(P|B_2) - 40,563 \times 0.043 P(P|B_3) = 0 \\
 &35,689 P(P|B_1) - 4,314 P(P|B_2) - 1,744 P(P|B_3) = 0 \dots \dots \dots (19)
 \end{aligned}$$

이 (19)式은 베이지안 接近方法을 活用한 Reel(F/R)에 관한 抜取檢査方式의 새로운 模型인 것이다. 이 模型에 의하여 實際不良率 P_s 의 限界값이 檢討(決定)되어야 하는 바, 標本

의 크기 n_k 에 따라 標本危險不良率 P_k 가 求해져야 된다.

여기서 標本危險不良率 P_k 는 n_k 의 標本の 크기에 따라 구해지는데, 이는 새로운 經濟的 狀況下에서의 1回 拔取檢査法을 提示해 주는 것이고, 이를 구하기 위해서는 公式 (9), (10) 과 公式 (11)을 適用하여, (4)式이 計算되어야 한다. 그런데 公式 (9), (10)과 公式(11)은 標準正規分布에 累積分布函數를 포함한다.

따라서 標本危險不良率 P_k 는 各各의 標本の 크기 n_k 에 따라 公式 (6), (7), (8), (9), (10) 및 (11)公式에 의하여 구해지는데 이는 試行錯誤法에 의해서 求하여야만 한다.

그러므로 標本危險不良率 P_k 를 구하기 위해서 試行錯誤法을 使用하여야 되므로 手作業에 의한 計算에 있어서는 各各 標本の 크기 n_k 에 대한 過去의 값(過去의 값 n), 標本危險不良率 P_c 값을 基準으로 하여 試行錯誤法으로 計算한다면 구할 수는 있지만, 計算의 複雜性和 長時間을 要하는 計算過程이 되므로 容易한 일이 아닌 것이다. 그리하여 本 研究에서도 標本の 크기 n_k 에 따라 標本危險不良率 P_k 를 구하는 것이 容易한 일이 아니라는 것을 알았기 때문에 컴퓨터에 依賴한 試行錯誤法을 使用하여 標本危險不良率 P_k 값을 求하였다.

컴퓨터에 의한 試行錯誤法에 의하여 公式(9), (10) 및 (11)公式에 따라 Reel(F/R)의 拔取檢査模型 (19)式을 18가지의 n_k 값에 대해 計算한 結果 標本危險不良率 P_k 값을 <表 3-5>로서 나타낼 수 있다.

<表 3-5> Reel(F/R)의 새로운 經濟的 狀況下에서의 拔取檢査法

實施回數 ; No.	1	2	3	4	5	6	7	8	9
標本の 크기 ; n_k	13	20	32	40	50	60	80	100	125
標本危險不良率 ; P_k	3.246	2.851	2.519	2.391	2.280	2.200	2.092	2.021	1.961
實施回數 ; No.	10	11	12	13	14	15	16	17	18
標本の 크기 ; n_k	144	200	225	256	315	400	500	800	1,250
標本危險不良率 ; P_k	1.927	1.861	1.841	1.821	1.792	1.764	1.742	1.750	1.750

古典的 統計理論에 의한 拔取檢査法을 나타낸 <表 3-4>와 새로운 經濟的 狀況下에서의 拔取檢査法을 나타낸 <表 3-5>와 比較하여 보면 標本の 크기 n_k 에 대해 計算한 새로운 標本危險不良率 P_k 는 過去값 標本危險不良率 P_c 보다 크다는 事實을 알 수가 있다.

그러므로 베이저안 接近方法을 活用한 拔取檢査法은 合格品質水準에 있어서 로트의 合格確率에 높아지고 있으므로 이에 따라 損失函數를 最小로 다루는 意思決定方法이 될 수 있다는 것이다.

베이지안 接近方法에 의한 拔取檢査法에서의 標本크기 n_k 에 대하여 標本危險不良率 P_k 사이의 關係를 圖表로서 나타내면 <圖 3-4>와 같이 圖示할 수 있다.

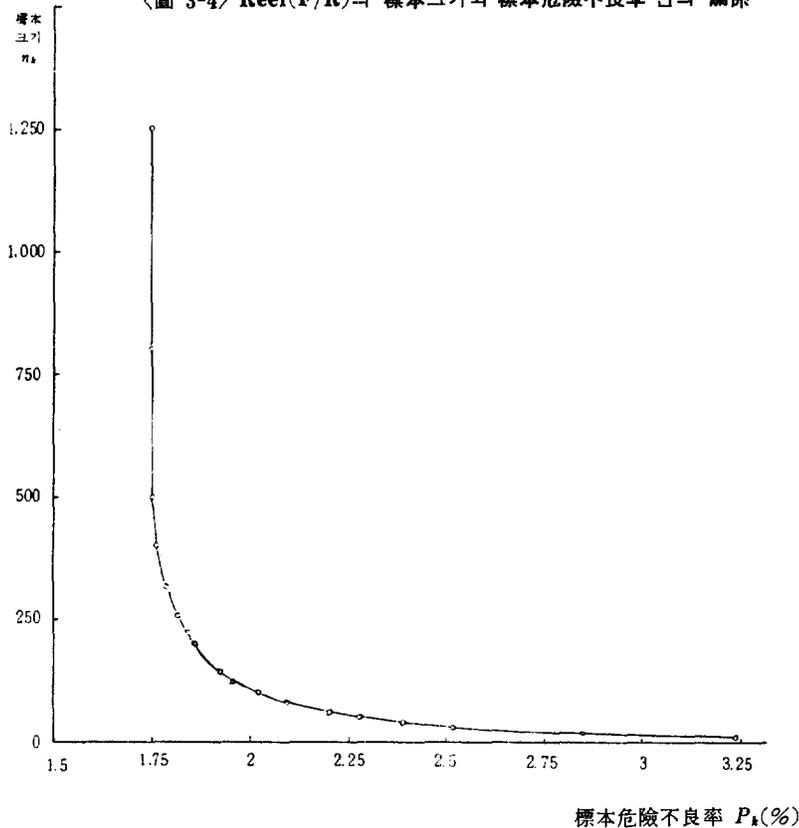
<圖 3-4>는 計算되어 있지 않은 기타의 많은 標本の 크기 n_k 와 標本危險不良率 P_k 사이의 拔取檢査法 數值들에 대한 情報를 提供해 줄 수 있는 것이다.

다음은 拔取檢査法에 대한 統計的 變數 $\alpha, \tau_1, \beta, \tau_2$ 의 여러가지 組合을 위한 새로운 經濟的 狀況下에서의 統計的 變數들이 計算될 수 있다.

生産者危險 $-\alpha$, 새로운 合格品質水準 $-\tau_1$, 消費者危險 $-\beta$, 새로운 로트許容不良率 $-\tau_2$ 인 이들의 統計的 變數들의 값은 公式 (12), (13)과 (14)式에 따라 正規分布 近似値와 標準 正規分布를 使用하여 計算하면 <表 3-6>과 같이 나타낼 수 있고 拔取檢査法에 대한 統計的 變數의 $\alpha, \tau_1, \beta, \tau_2$ 의 여러가지 組合을 알 수가 있다.

또한 <表 3-6>에 나타난 統計的 變數의 모든 結果를 正規分布確率紙에 圖示하여 보면 <圖 3-5>와 같이 圖表로 나타낼 수 있다. 正規分布尺度로 表示된 縱座標는 아래쪽 끝에서 中間까지 α 이고, 中間에서 위쪽 끝까지는 β 이다. 標本크기 n_k 와 標本危險不良率 P_k 에 의

<圖 3-4> Reel(F/R)의 標本크기와 標本危險不良率 간의 關係

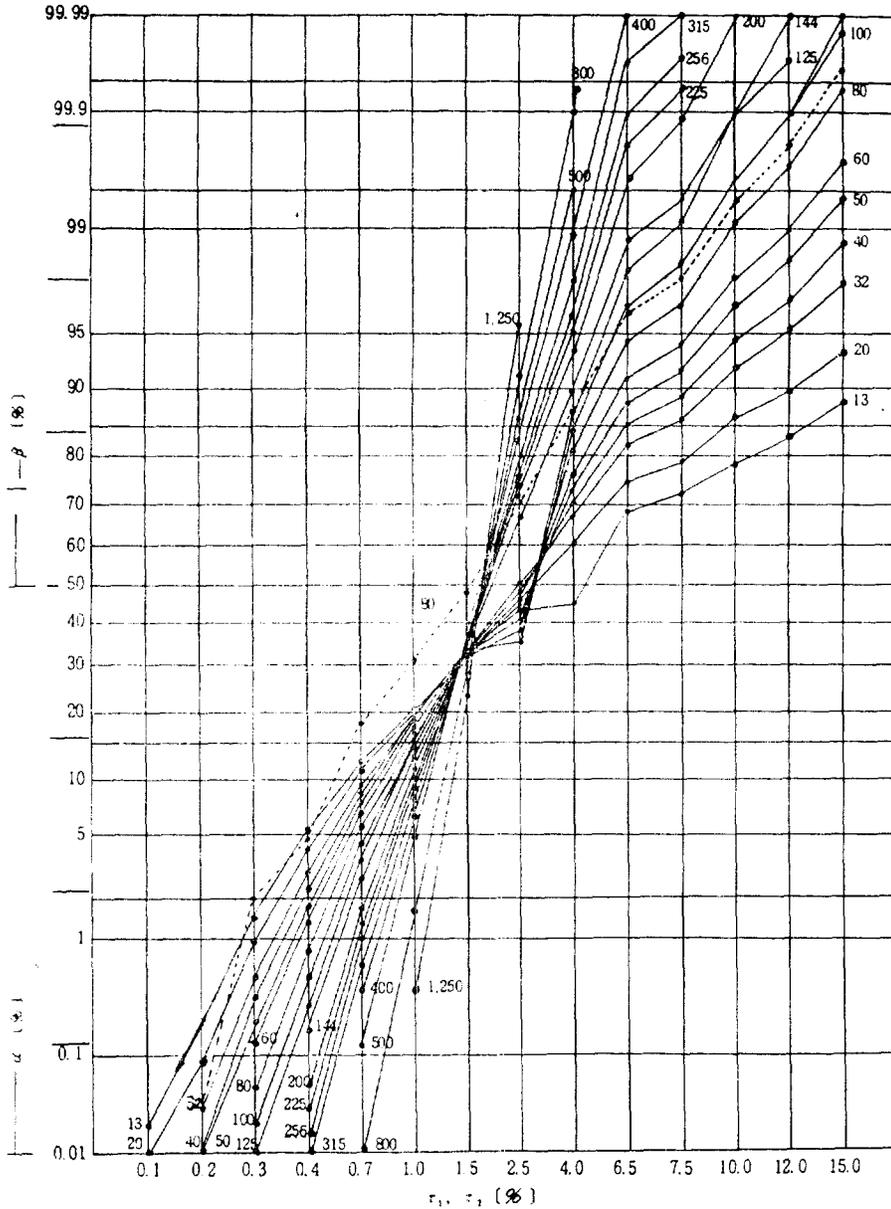


〈表 3-6〉 Reel(F/R)의 拔取檢査法에 대한 統計的 變數의 組合

n_1	P_1	τ	0.1	0.2	0.3	0.4	0.7	1.0	1.5	2.5	4.0	6.5	7.5	10.0	12.0	15.0
13	3.246	0.00017	0.00196	0.01527	0.05202	0.12208	0.20788	0.30228	0.43163	0.44482	0.31706	0.28016	0.20847	0.16570	0.11764	
20	2.851	0.00005	0.00090	0.00991	0.04121	0.11028	0.20268	0.30953	0.45992	0.39660	0.25402	0.21497	0.14329	0.10401	0.06406	
32	2.519	0.00001	0.00027	0.00508	0.02877	0.09414	0.19390	0.31766	0.49725	0.33450	0.18049	0.14236	0.07918	0.04943	0.02400	
40	2.391	0.00000	0.00012	0.00335	0.2301	0.08529	0.18827	0.32143	0.48242	0.30180	0.14592	0.10996	0.05435	0.03073	0.01276	
50	2.280	0.00000	0.00005	0.00202	0.01760	0.07576	0.18152	0.32503	0.46030	0.26740	0.11305	0.08055	0.03441	0.01721	0.00589	
60	2.200	0.00000	0.00002	0.00124	0.01359	0.06758	0.17509	0.32776	0.44085	0.23839	0.08834	0.05954	0.02201	0.00975	0.00275	
80	2.092	0.00000	0.00000	0.00049	0.00825	0.05426	0.16316	0.33158	0.40758	0.19190	0.05488	0.03314	0.00919	0.00319	0.00061	
100	2.021	0.00000	0.00000	0.00019	0.00510	0.04395	0.15232	0.33399	0.37959	0.15632	0.03463	0.01876	0.00391	0.00107	0.00014	
125	1.961	0.00000	0.00000	0.00006	0.00285	0.03403	0.14012	0.33579	0.34974	0.12234	0.01977	0.00936	0.00137	0.00028	0.00002	
144	1.927	0.00000	0.00000	0.00003	0.00184	0.02824	0.13172	0.33658	0.32989	0.10217	0.01301	0.00556	0.00062	0.00010	0.00001	
200	1.861	0.00000	0.00000	0.00000	0.00053	0.01653	0.11050	0.33720	0.28138	0.06134	0.00389	0.00123	0.00006	0.00001	0.00000	
225	1.841	0.00000	0.00000	0.00000	0.00031	0.01311	0.10244	0.33697	0.26330	0.04920	0.00229	0.00063	0.00002	0.00000	0.00000	
256	1.821	0.00000	0.00000	0.00000	0.00016	0.00987	0.09344	0.33642	0.24319	0.03759	0.00120	0.00028	0.00001	0.00000	0.00000	
315	1.792	0.00000	0.00000	0.00000	0.00005	0.00582	0.07882	0.33483	0.21051	0.02277	0.00035	0.00006	0.00000	0.00000	0.00000	
400	1.764	0.00000	0.00000	0.00000	0.00001	0.00278	0.06227	0.33191	0.17294	0.01125	0.00006	0.00001	0.00000	0.00000	0.00000	
500	1.742	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00119	0.04766	0.32797	0.13888	0.00499	0.00001	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	
800	1.750	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00005	0.01650	0.28037	0.08712	0.00058	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	
1,250	1.750	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00385	0.23356	0.04471	0.00002	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	

註: τ 의 擘은 線의 왼쪽은 τ_1 (合格品質水準)이고, 그 領域은 α (生産者危險) 擘임.
 τ 의 擘은 線의 오른쪽은 τ_2 (로트訴容不良率)이고, 그 領域은 β (消費者危險) 擘임.
 n_1 : 標本의 크기, P_1 : 標本危險不良率, τ : 로트의 不良率.

〈圖 3-5〉 Reel(F/R)의 抜取檢査法에서의 統計的 變數間의 關係



해 定해진 各抜取檢査法의 曲線이 나타나고 있다.

標本危險不良率 P_k 값은 生産者危險 $\alpha=50\%$ 인 點에서 水平線을 그어 抜取檢査曲線과 交하는 點에서 求할 수 있는데 그 理由로서는 生産者危險 $\alpha=50\%$ (또는 消費者危險 $\beta=50\%$), 合格品質水準 τ_k 가 標本危險不良率 P_k (또는 로트許容不良率 $\tau_c = \text{標本危險不良率 } P_k$)와 같기

때문이다.

각각의 拔取檢査曲線에 대해 生産者危險 α 와 새로운 合格品質水準 τ_1 에 모든 可能한 組合이 圖表의 아래쪽, 즉 生産者危險 $\alpha=50\%$ 인 點에서 그은 水平線의 아래쪽인 拔取檢査曲線의 部分에 의해 說明된다.

拔取檢査法에 屬하는 各 生産者危險 α 값에 對應하는 새로운 合格品質水準 τ_1 값이 橫座表에 나타난다. 같은 方法으로 拔取檢査曲線에 의해 拔取檢査法에 屬하는 消費者危險 β 값에 對應하는 새로운 로트許用不良率 τ_2 값을 橫座標에서 求할 수 있는데, 왜냐하면 縱座標에 있는 消費者危險 β 값은 圖表의 위쪽 끝에서 圖表 中央쪽으로 가기 때문이다.

베이지안 接近方法을 活用한 拔取檢査法에 의한 拔取檢査曲線과 比較를 위해 參考로 <圖 3-5>의 圖表에 過去의 經濟的 狀況下에서 古典的 統計理論의 拔取檢査法에 對應하는 統計的 變數($\alpha, \tau_1, \beta, \tau_2$)사이의 關係가 點線으로 나타내고 있다.

IV. 베이지안接近方法과 古典的 統計理論의 差異分析

1. 베이지안接近方法과 古典的 確率分布와의 差異檢定

(1) 假說檢定の 一般的 理論

檢定이란 目的에 따라 어떠한 母集團에 관한 假說(이를테면, 母集團의 不良率인 母平均 $\mu=P$ 는 1.8%와 같다)을 設定하고, 이 假說의 成立如否를 標本의 結果로부터 判斷하는 것이다.

檢査結果는 이상하다 또는 이상하지 않다 중 어느 것으로나 주어지며 이의 判斷은 確率 計算에 의해서 行해진다. 그리고 이상하지 않다라고 判斷할 때 歸無假說 H_0 는 棄却할 수 없다 하는 것이 되며, 또 이상하다라고 判斷할 때 歸無假說 H_0 는 棄却할 수 있다라고 한다.

歸無假說을 棄却하는 것은 이것에 대신하는 다른 假說이 成立된다고 볼 수 있음을 뜻하고 이 假說을 對立假說(alternative hypothesis)이라 하며 보통 H_1 이라는 記號로 表示한다.⁽³⁴⁾

特性值가 計量值인 경우의 假說에는 母平均에 관한 것과 母分散에 관한 것이 있다. 또 母數의 數로 말하면 하나의 母數가 어떤 基準値와 같은가의 如否를 檢定에 의해 判斷하는 경우, 두 個의 母數가 같은가의 如否를 檢定에 의거 判斷하는 경우 등이 있다.

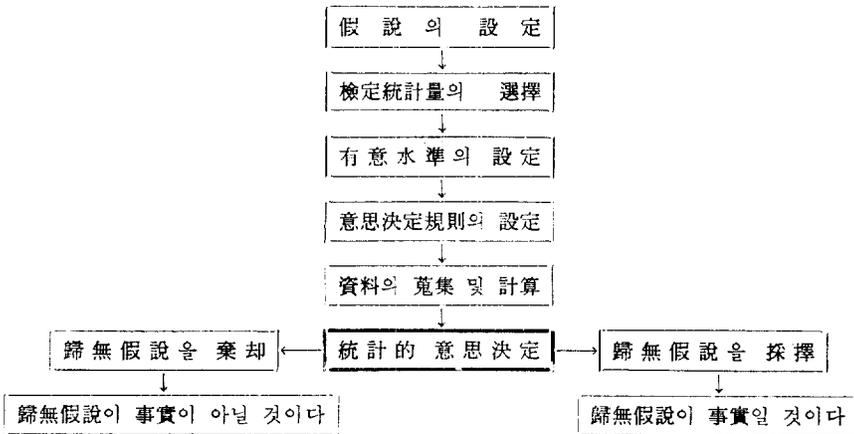
이 論文에서는 計數値의 경우 正規分布에 近似하는 것으로 母不良率 檢定에 對해서 重點的으로 論하기로 한다.

(34) 鐵 健司, 「品質管理のための 統計的 方法入門」(東京:日科技連出版社, 1981), p. 61.

따라서 베이지안에 의한 標本危險不良率(critical sample percent defective)과 古典的인 標本危險不良率과의 差異 檢定 關係를 다루어 본다.

母不良率差異를 檢定하는 節次는 統計的인 假說檢定の 6段階로 圖示하여 보면 <圖 4-1>과 같다. (35)

<圖 4-1> 統計的인 假說 檢定の 六段階 節次



(2) 假說檢定에 대한 差異檢定の 適用

國內 唯一의 Fishing Reel과 Rod 生産業體로서 輸出을 重點的으로 하고 있는 BDS 工業株式會社의 事例이다. 이 會社에서는 出荷 檢査를 할 때 KSA 3109(計數調整型 標本檢査)로 Reel(F/R) 製品은 合格品質水準(AQL) 0.4%이고, Rod(G/R) 製品은 合格品質水準(AQL) 1.0%로 適用하고 있다.

그러나 이 會社의 管理者의 意見을 들어 보면, 既存 設計된 拔取檢査方式대로 適用하다 보면 現實的으로 不合理한 點이 있어 合·否 判定基準에 疑問點이 많았었다. 그래서 本論文에서는 現實的으로 새로운 經濟的인 條件을 滿足하고 損失函數(loss function)를 最小로 하는 拔取檢査方式을 設計한 것이다.

따라서 베이지안 接近方法에 의한 拔取檢査計劃과 古典的 確率方法에 의한 拔取檢査計劃과의 理論的인 標本危險不良率이 어떠한지를 檢定하는 것이다.

n	13	20	32	50	60	80	100	200	315	800	1,250
P_k	3.246	2.851	2.519	2.280	2.220	2.092	2.021	1.861	1.792	1.750	1.750
P_c	3.280	2.722	2.235	1.868	1.740	1.561	1.438	1.134	0.985	0.767	0.694

(35) 林陽澤, 「統計學」(서울:大英社, 1981), p. 297.

전술한 標本危險不良率의 P_k (베이지안 標本危險不良品)와 P_c (古典的 標本危險不良率) 값은 다음과 같다[Reel (F/R)製品 $\tau_j=0.4\%$].

上記 資料로 보면 P_k 가 P_c 보다 큰값으로 나타나고 있다. 그러나 檢定해 보면 $n=100$, $P_k=2.021$, $P_c=1.438$ 일 때,

1) $H_0 : P_k = P_c$

$H_1 : P_k > P_c$

2) $\alpha=0.05, 0.01$

3) $U_o = \frac{0.02021 - 0.01438}{0.0173(1 - 0.0173) \left(\frac{1}{100} + \frac{1}{100} \right)} = 0.316$

4) $U(2\alpha) = U(0.10) = 1.645$

5) 따라서 H_0 가 採擇되며, 베이지안 接近方法이나 古典的 確率接近方法은 差異가 없다고 볼 수 있다.

또한 標本크기가 클 때 例를 들어 보면,

$n=800, P_k=1.750, P_c=0.767. (\tau_j=0.4)$

이때 統計量 값은 $U_o=1.763$ 가 되어 $\alpha=0.05$ 로 有意하므로 $n=800$ 以上에서는 베이지안 接近方法이 새로운 經濟的인 條件下에서는 損失函數를 最小로 設計되었다고 볼 수 있다.

實際 시뮬레이션을 實施함에 있어서도 $\tau_j=0.4, 1.0$ 일 때 標本크기(n)에 따라 合格率은 다음과 같다.

로트 不良率; τ_j		0.4%	0.4%	1.0%	1.0%
標本の 크기; n		60	80	100	125
베이지안 標本危險不良率; P_k		2.200%	2.092%	3.492%	3.378%
古典的 標本危險不良率; P_c		1.740%	1.561%	2.637%	2.464%
1回 合格率(100번 施行)	P_k	99%	94%	98%	100%
	P_c	99%	94%	95%	99%
2回 合格率(100번 施行)	P_c	97%	91%	96%	99%
	n	97%	91%	96%	98%

上記 資料를 보아도 로트不良率 및 標本크기가 클수록 P_k (베이지안接近方法)값에 대한 合·否 判定이 수월하고 損失函數를 最小로 할 수 있는 拔取檢査方式이라고 볼 수 있다.

Rod(G/R) 製品의 拔取檢査設計方式 資料도 다음과 같다. ($\tau_j=1.0\%$)

n	13	32	50	80	100	125	200	400	800	1250
P_k	5.792	4.438	3.988	3.630	3.493	3.378	3.184	3.000	2.875	2.750
P_c	5.540	3.893	3.315	2.830	2.637	2.464	2.157	1.818	1.579	1.463

마찬가지로 檢定을 해보면 $n=125$, $P_k=3.378$, $P_c=2.464$, $\tau_j=1.0$ 일 때, $U_c=0.429$ 로서 H_0 가 採擇되며 標本크기(n)가 800 以上 일 때는 $\alpha=0.05$ 의 유의수준에서 H_0 는 棄却된다. 그러므로 標本の 크기가 작으면 베이지안에 의한 (標本危險不良率: P_k) 값이나 古典的 確率分布에 의한 (標本危險不良率: P_c) 값이 合·否 判定하는데 거의 차이가 없으나 標本の 크기가 클 때는 合·否 判定에 차이가 있다는 것을 알 수 있다.

2. 베이지안 接近方法과 古典的 確率分布와의 推定理論

(1) 推定の 一般의 理論

統計的 推測이란 分析對象으로 하는 母集團에서 抽出한 標本으로부터 記述的 測定值들을 計算하여 이 結果值들로서 母集團의 母數를 推定하고, 이 推定の 結果를 토대로 하여 母集團에 대한 所期의 情報를 獲得하며, 事前에 假定된 母集團의 母數가 實際로 妥當한가를 所定의 信賴度로써 檢定하는 全體 過程을 말한다. 따라서 統計的 推測은 分析對象으로 하는 母集團의 母數를 推定하는 過程과 母集團의 母數에 대해 事前에 設定된 假說이 實際로 믿을 만한 것인가를 決定하는 假說檢定 過程으로 나눌 수 있다.

不良率에 대한 母數를 직접 알고 싶을 때는 定量的으로 求하는 것이 必要한 것이다. 따라서 推定에는 點推定(point estimation)과 區間推定(interval estimation)으로 區分할 수 있는데 區間推定에 대해서 重點的으로 論하기로 한다.

區分推定이라는 것은 標本에 의해 信賴區間이라고 하는 어떤 區間(Q_U, Q_L)를 定하여 母數는 (Q_U, Q_L)의 區間內에 屬할 것이라고 推定하는 것이다. 이와 같은 區間推定은 그 區間이 母數 θ 를 包含하는 確率에 保證되어 있어야 한다. 이 確率을 信賴率(信賴度)이라고 한다. 그리고 保證된 信賴率로 母數 θ 를 包含하는 區間을 信賴區間이라 한다.⁽³⁶⁾

(2) 不良率에 대한 差의 區間推定 適用

本 論文에서 이미 記述한 BDS 工業株式會社 事例의 假說檢定 중에서 有意한 것만 가지고 얼마만큼 信賴할 것인가를 區間推定하겠다.

Reel(F/R) 製品에서 $\tau_j=0.4$, $n=800$, $P_k=1.750$, $P_c=0.767$ 일 때,

1) $\hat{\mu}P_k - P_c = 1.750 - 0.767 = 0.983\%$

2) $U(0.05) = 1.960$

(36) 田島一郎·近藤次郎, 「確率·統計入門」(東京:培風館, 1982), pp.61-62.

3) 信賴區間

$$Q_U : 0.983 + 1.960 \sqrt{\frac{1.750(100-1.750)}{800} + \frac{0.767(100-0.767)}{800}} = 2.074$$

$$Q_L : 0.983 - 1.960 \sqrt{\frac{1.750(100-1.750)}{800} + \frac{0.767(100-0.767)}{800}} = -0.108$$

즉, 0~2.074% 정도 內에 값이 存在한다고 볼 수 있다.

또한 Rod(G/R) 製品여서도 $\tau_j=1.0$, $n=800$, $P_k=2.875$ $P_c=1.579$ 일 때,

$$1) \hat{\mu} P_k - P_c = 2.875 - 1.579 = 1.296\%$$

$$2) U(0.05)$$

3) 信賴區間

$$Q_U : 1.296 + 1.960 \sqrt{\frac{2.875(100-2.875)}{800} + \frac{1.579(100-1.579)}{800}} = 2.741$$

$$Q_L : 1.296 - 1.960 \sqrt{\frac{2.875(100-2.875)}{800} + \frac{1.579(100-1.579)}{800}} = -0.149$$

따라서 Rod(G/R) 製品도 0~2.741 內에 不良率의 差가 存在한다고 볼 수 있다.

V. 結 論

拔取檢査計劃에 實際 應用한 베이저안 意思決定 接近方法의 實質的인 意味는 베이저안 統計의 方法에 따라 새로운 經濟的인 條件을 評價하여 로트 許容에 대한 意思決定이 대두 되었을 때이다. 이때 古典的인 統計의 方法과는 색다르게 經驗的(主觀的)인 事前確率을 부여하고 意思決定에 따르는 損失函數를 最小로 다루는 意思決定方法이다.

베이저안 意思決定過程에서 주어진 狀況(state of nature)에 있어서, 標本抽出 結果에 대한 條件附 確率을 計算하는 데 古典的인 確率과 重要한 差異點은 事前確率分布를 생각하느냐 안하느냐 하는 點이다. 古典的인 統計學者들은 客觀的인 確率 또는 相對頻度만이 合理的인 것이라고 主張한다. 그들은 主觀的 또는 個人的인 確率에 베이저안 方法을 利用하여 事後確率을 計算하는 데 使用하는 點이 理解하기가 어렵다고 한다.

그러나 이미 說明한 바와 같이 베이저안의 思考는 오직 客觀的인 確率만 利用하여야 된다는 見解를 固守한다면 經營이나 經濟的인 問題와 관련된 어떤 意思決定問題를 解決하기가 어렵다는 것이다.

古典的인 統計의 方法과 베이저안 意思決定理論의 接近方法을 比較하여 볼 때, 理論的 差異點은 크게 두 가지로 說明할 수가 있다.

첫째는, 假說檢定 方法의 差異이다.

古典的인 統計的 方法에서는 假說檢定은 어느 한 假說을 設定하고 그 假說을 받아들일 것인가 아니면, 버릴 것인가의 兩者 擇一의 決定을 위하여 標本抽出을 하고, $\alpha=0.05, 0.01$ 등의 信賴度를 가지고 假說의 成立 如否를 決定한다. 그러나 베이지안 決定理論은 假說의 設定段階에서부터 古典的 方法에 疑問을 가진다. 假說의 設定에는 이미 研究者의 先驅的 知識이 作用한 것이므로, 보다 많은 數의 假說을 設定하여 이들 各各에 主觀的 確率값을 配定하고, 標本抽出에 의해 어느 하나를 擇하는 것이 보다 現實的인 것이 아닌가하는 이러한 疑問은 大端히 合理的이다. 反面에 前者의 方法은 直觀이나 主觀的 判斷에 너무 큰 비중을 두며 融通性이 적다는 점에서 批判되고 있다.

둘째로, 베이지안 意思決定理論에서는 決定의 決果 意思決定者가 負擔하여야 할 危險의 크기를 費用으로 計算할 뿐만 아니라, 標本抽出(또는 情報獲得)에 投入되는 費用과 危險의 크기를 比較할 수 있게 해 준다는 點이다.

이와 같은 點에서 베이지안 決定理論을 背景으로 1회 標本調査 結果 얻은 標本 情報보다 더 나은 情報를 얻고자 할 경우, 最初의 標本 調査結果 얻은 事後確率은 다시 事前確率로 간주하고 再次 中間分析 및 事後分析을 實施할 수 있는 逐次的 意思決定도 可能的인 것이다. 그러므로 베이지안의 特徵을 利用하여 拔取檢査計劃에 適用하는 것은 새로운 經濟的인 여건하에서나 費用面에서 現實的으로 合理的인 意思決定에 많은 도움을 주고 있다.

그리하여 本 論文에서도 베이지안 接近方法을 活用한 拔取檢査에 있어서 베이지안 理論的 模型의 設計를 樹立하여 實際 拔取檢査를 對象으로 하는 企業에서의 Reel(F/R)과 Rod(G/R)를 實證的으로 適用을 하여 봄으로써, 古典的 統計理論에 의한 標本危險不良率(P_c)과 베이지안 接近方法을 活用한 標本危險不良率(P_b)과 比較할 때 同一한 標本の 크기에 대해 計算한 結果, 베이지안 接近方法을 活用한 標本危險不良率은 古典的 統計理論에 의한 標本危險不良率보다 크다는 事實을 알았으며, 또한 標本の 크기가 작으면 베이지안에 의한 값(標本危險不良率: P_b)이나 古典的 確率分布에 의한 값(標本危險不良率: P_c)이 合·否判定하는 때는 거의 같으나, 標本の 크기가 클 때는 合·否判定에 差異가 있다는 것을 밝혀 주었다. 따라서 標本 크기가 클수록 베이지안 接近方法을 活用한 拔取檢査法이, 現實的으로 새로운 經濟的 條件을 滿足하고 損失函數를 最小로 하는 拔取檢査方式을 設計한 것이라고 할 수 있다.

以上과 같은 點으로 보아, 本 論文에서는 品質管理 中에서 拔取檢査에 관하여 이제까지 古典的 統計學의 接近方法을 活用하던 것을 새로운 接近方法으로서 베이지안 理論을 活用

하여 能率의이고 拔取檢査計劃을 設計하였다.

지금까지 品質管理의 檢査方法이 一定한 로트에서 標本을 抽出하여 不良個數를 세어서 로트의 全體의 合格如否를 判定하는 것이었다면, 이러한 接近方法에서는 一定한 不良率을 算定하여 標本個數와 合格下不良個數를 單純히 決定하는 것이었다. 그러나 本 論文에서는 베이지안 統計學의 接近方法을 活用하여 生産工程에서 오랜 經驗을 통하여 얻어진 生産工程의 不良率에 대한 事前知識을 事後確率에 加味함으로써 古典的 統計學 接近方法에서 成就할 수 없었던 品質檢査의 經濟性을 提高하고 있다.

韓國에서 지금까지 活用된 檢査方法은 古典的 統計學 接近方法에 根據한 拔取檢査法으로서 이는 美國을 위시하여 여러나라에서 傳統적으로 使用되고 있는 技法이다. 그러나 最近에 베이지안 統計學의 發達은 拔取檢査 理論에서도 單純히 客觀的 確率만을 活用할 것이 아니라, 오랜 經驗을 통하여 얻어진 主觀的 確率도 品質檢査에 導入함으로써 品質檢査의 經濟性과 正確性을 높이려는 變化가 있다.

本 論文은 이러한 의미에서, 韓國에서도 처음 式圖하고자 하는 品質檢査方法으로 主觀的 確率을 活用하는 베이지안 統計學에 立却한 拔取檢査計劃의 設計方法을 提示하고 있으며, 이러한 接近方法의 強點은 베이지안 接近方法을 活用하였을 때, 標本危險不良率이 古典的 統計理論에 의한 標本危險不良率보다 커진다는 것으로서, 이는 一定한 로트가 一定한 品質일 때에 同一한 크기의 標本크기를 中心으로 얻은 結果이며, 結論적으로 베이지안 接近方法이 標本크기가 커짐에 따라서 古典的 接近方法보다 經濟的이라는 것을 證明하고 있는 것이다.

오늘날 韓國企業의 當面한 至上課題中的의 하나는 國際競爭力 向上을 위하여 品質管理를 強化하는 길이라 하겠다. 그러므로 우리나라 企業體가 追求해야할 國內 및 海外市場을 統制하는 效率的 經營戰略面에서, 오로지 완벽한 品質管理에 의한 品質向上과 生産性 向上을 도모할 때 國際競爭力은 強化될 것이다.

이러한 點으로 本 論文에서는 現在까지 우리나라에서 企業이 活用하고 있는 拔取檢査計劃을 補完하여, 새로운 理論인 베이지안 統計學의 接近方法을 活用하였다는 것이, 새로운 拔取檢査計劃을 設計하는데 있어서 礎石이 될 것이며, 앞으로 品質管理 및 實務의 發展에 크게 貢獻할 수 있는 契機가 될 것으로 믿는 바이다.