

자동차 배출가스의 감사절차에 따른 품질특성치의 분석*

Analyzing Quality Characteristics of Vehicle Emissions Audit Procedure

조 재 립**

ABSTRACT

Currently the problem of air pollution caused by the motor vehicle emission is one of the most serious problems to be solved. Thus we needed the vehicle emissions audit procedure and technical innovation constraining the motor vehicle emission.

The Korean Environmental Protection Agency currently audits automobiles for emissions compliance at assembly plants with multiple attribute multiple staged sampling plans.

In order to establish the more reasonable audit procedure, the multiple staged sampling plan designed in this paper has been applied to the domestic vehicles by analyzing the statistic characteristics of the emission distribution. This paper summarizes the auditing procedure and develops methods for determining its statistical characteristics. Specifically, we consider how to evaluate a multiple staged sampling plan, give a procedure that efficiently estimates attribute-type probabilities from multivariate variables-type data, and quantify the effect of tightening the acceptable quality level of the sampling plan.

As a result it can be proved that this audit procedure is the reasonable plan minimizing the AQL (Acceptable Quality Level) and is to be used effectively for the auditing procedure constraining the injurious gasses of the motor vehicles.

* 이 논문은 1992년도 경희대학교 교내연구비의 지원으로 연구되었음.

** 경희대학교 공과대학 산업공학과 교수

1. 서 론

자동차로 부터 배출되는 대기 오염물을 저감 시키기 위한 배출가스의 방지기술은 배출가스의 규제기준에 따라 좌우된다. 단조롭기 만 하던 국내 자동차 모델이 다양화 되고 외국 승용차의 수입이 자유화 됨에 따라 자동차의 수요는 계속 증가되는 추세에 있다. 한편 환경 문제에 대한 질적인 욕구는 더욱더 강하게 분출되어 첨예하게 대립되는 양상을 우리는 현실적으로 직면하게 된다. 이러한 현상은 자동차 배출가스에 의한 대기오염이 얼마나 심각한 문제로 대두되고 있나를 실감할 수 있다. 선진국인 미국, 일본에서는 자동차 배출가스에 대한 엄격한 규제기준을 단계적으로 설정하여 이의 목표달성을 위한 기술개발 과 감사절차를 개발하여 단계적이며 적극적으로 대처하고 있음을 볼 때 우리도 이제는 현명하게 대처해야 함을 자각하게 한다.

우리나라도 1979년 부터 미국과 같은 선진국 수준의 배출가스 농도기준을 설정하고 이를 달성하기 위해 총력을 기울이고 있다. 현재 환경처의 규제기준은 경자동차 (휘발유나 LPG 연료를 사용하는 경우)에 대한 LA-4 모드에 의한 FTP-75 측정방법으로 HC : 0.25 g/Km, CO : 2.11 g/Km, NOx : 0.62 g/Km 이다. 이 목표를 달성하기 위해서는 기존의 엔진 내에서의 방지기술 만으로는 목표를 달성할 수 없으므로 배출가스의 방지장치가 추가로 부착된다 [19]. 이 장치는 전자제어 연료분사 장치를 사용하여 공연비를 정확하게 제어하거나 배출가스의 재 순환장치를 사용하여 질소산화물의 생성을 억제하는 등의 엔진 내에서의 방지 기술은 물론 3원 촉매장치를 사용해서 오염물질을 정화시키는 후처리 장치이다.

한편 경자동차의 배출가스에 대한 내구도는

80,000 Km (50,000 mile)를 요구하고 있다. 즉 80,000 Km를 주행한 후에도 규제기준을 만족해야 한다. 이 내구도를 보증하기 위해서 미국에서는 운행기간 5년을 기준으로 하고 있으나 우리나라와 같이 자동차의 1일 주행거리가 많고 특히 영업용 차량의 경우 1일 주행거리가 300Km를 상회하는 차종에서는 1년 이내에 80,000Km를 훨씬 상회하게 되므로 이에 관련된 부품의 교환은 자동차의 수명기간 중 몇번씩 이루어져야 할 것이다. 그러므로 운행중인 자동차에 있어서 촉매전환장치를 포함한 관련 부품이 용이하게 교환될 수 있는 체계가 이루어져야 하며 관련부품의 내구도를 증진시킬 수 있는 기술개발이 적극적으로 추진되어야 한다. 아울러 배출가스의 정기검사나 수시검사 제도를 확립하여 운행 중인 자동차의 허용규제치의 위반여부를 항시 점검할 수 있는 제도적인 수치가 선행되어야 하겠다. 또한 각종 배출가스 저감장치용 부품이 장착된 저공해 자동차의 정비업에 종사하는 정비기술자들의 올바른 정비와 보수는 어려운 문제점으로 대두되고 있다. 이는 배출가스의 저감 관련부품이 올바르게 유지 보수되지 않으면 많은 양의 오염물질이 배출될 것이므로 이 분야의 종업원들에 대한 특별한 교육훈련이 요망된다. 따라서 자동차 제조업자는 서비스시스템을 통한 철저한 교육훈련이 이루어져야 한다. 이와 같이 자동차 배출가스의 방지대책은 저공해 자동차의 설계와 생산 및 유지보수 과정에서 까지 허용규제기준을 만족하는 목표를 달성할 수 있는 항구적인 대책이 요구된다.

이에 본 논문에서는 자동차 배출가스의 허용 규제기준을 만족하는 목표를 달성하기 위해 합리적이고 경제성있는 감사절차를 입안하는 데 기초가 되는 자료들을 분석 검토하여 항구적인

감사정책 수립의 기초자료가 되도록 공헌하고자 한다.

2. 자동차 배출가스를 저감하기 위한 대책

환경처의 통계자료에 따르면 전국에서 배출된 대기오염물질 475.5 만톤 중 180.5 만톤이 자동차 배출가스에서 나온 것으로 추정하고 있다. 이는 180.0 만톤의 난방시설이나 110.0 만톤의 산업시설을 크게 압도하고 있다. 그래서 대기오염물질 중 자동차 배출가스가 차지하는 비율은 90년 33.9%, 91년 36.4%, 92년 39.0%로 매년 증가하고 있다. 이러한 추세를 라면 오는 2000년에는 70.0%를 넘어서게 될 것이다. 또한 1992년 말 까지 총 자동차 대수는 472.2 만대로 7년 전에 비해 4배 이상 증가했다. 그리고 1대당 평균 주행거리는 109.5 Km로 일본의 24.1 Km, 미국의 45.1 Km에 비해 4배 내지 2배 이상이다. 특히 미국보다 절대적으로 적은 자동차를 보유하고 있음에도 긴 주행거리로 인해 대기오염을 증가시키고 있는 것이다[18].

(1) 신규 제작 자동차의 배출가스 허용기준치에 대한 만족도 파악

대부분 경자동차의 경우 새로운 모델로 제작되는 자동차는 정화장치를 부착한 저공해 자동차이다. 이러한 자동차에 대한 배출가스 허용기준치에 대한 만족도를 파악하는 일은 배출가스의 보증시험방법의 일환으로 각 자동차 제조회사별, 각 모델별로 환경처가 시행하고 있다. 환경처의 보증시험방법에 따라 HC, CO, NOx에 대한 데이터를 수집하여 3가지 특성을 검토

하고 그 평균치 보증방법에 따라 허용 규제기준치의 만족도를 파악했다[19].

(2) 현재 운행 중인 자동차의 배출가스 농도 기준의 만족도 파악

환경처의 자동차 배출가스 단속 강화방침에 따라 서울시가 금년 1월 부터 상설 단속지점으로 설정한 구파발, 시흥, 양재 등 수도권 도시와의 접경지역과 미아리, 무악재, 남태령 등의 고갯길에서 측정기를 이용한 데이터와 비데오를 활용한 단속 데이터를 수집하여 운행중인 자동차의 종류별로 배출가스 농도기준의 만족도를 파악했다[18].

(3) 차종별 자동차 대수에 따른 일일 주행거리 및 배기오염물의 배출량 파악

우리나라는 경유 자동차의 보유비율이 높아 약 50%에 달하며 승용차를 제외한 대부분의 자동차가 경유 자동차로 일일 주행거리는 56,296 * 1000대-Km (52.2%)이며 연료 사용량은 13,384 KI (71.0%)이다. 또한 일일 오염 배출량은 HC : 76톤 (34.2%), CO : 522톤 (32.2%), NOx : 459톤 (77.5%), SOx : 78톤 (94.5%), 입자성 물질 : 57톤 (99.1%)으로 HC 및 CO는 오히려 휘발유와 LPG 자동차에서 더 많이 배출되나 기타 오염물질은 대부분 경유 자동차에서 배출됨을 알 수 있다. 자동차 배출가스에 의한 대기오염 방지를 위해서는 배출원을 근본적으로 봉쇄함은 물론이나 현재 적용되고 있는 경자동차의 엄격한 배출가스 허용기준은 HC 및 CO의 절감에는 크게 기여하고 있으나 NOx의 절감은 HC나 CO에 비해 크게 기대할 수 없음을 확인할 수 있었다[18].

(4) 배출가스 정화장치의 품질보증방법 파악

현재 적용하고 있는 배출가스의 규제기준을 만족시키기 위해서는 휘발유 및 LPG 자동차의 경우 3원 촉매장치와 같은 배출가스의 후 처리장치는 물론 이와 관련된 각종 전자조절장치가 부착됨에 따라 이들 저감장치의 내구성을 만족시키기 위한 양질의 부품공급 및 유지보수 체계가 확립되어야 한다. 이를 위해 관련된 부품의 최소 사용시간을 파악하여 모든 부품이 80,000 Km의 내구도를 갖도록 품질 보증시스템의 체계를 유지해야 한다. 그러므로 관련 부품의 내구도 확보를 위해서는 각 부품의 국산화에 따른 품질보증시험 및 검사가 이루어져야 하며 아울러 시험 및 검사기관이 지정되어야 할 것이다[19].

(5) 배출가스의 감사절차 수립

자동차 배출가스의 감사계획은 다회샘플링에 따른 다단계 샘플링검사절차에 따라 수행되어야 한다. 이에 대한 감사절차와 통계적 특성의 분석방법은 다회샘플링을 어떻게 각 배치별로 실시하며 여기서 얻어지는 다변량 데이터를 근거로 효과적인 모수의 추정방법을 도출해 내는 절차이다. 바로 이러한 분석의 주 기법은 Box-Cox의 다변수에 대한 변환방정식을 이용하며 배치실험을 통해 얻게 된 데이터에 대해 까다로운 합격품질수준(AQL)을 설정하여 단계적으로 HC, CO, NOx를 허용규제치 이하로 저감시킬 수 있는 감사계획을 수립하도록 한다.

3. 감사절차에 대한 품질특성의 분석

현재 우리나라의 환경치는 자동차 배출가스의 정화장치에 대한 관련부품의 내구도 80,000 Km 보증과 운행중인 자동차의 촉매전환장치를 포함한 관련부품이 쉽게 교환될 수 있는 체계가 이루어 지고 또한 이들 관련부품의 내구도를 증진시킬 수 있는 기술개발에 적극적으로 대처하고 있다. 이에 따라 배출가스 규제치를 설정하여 자동차 제조업체 마다 결함시정제도에 대처하기 위한 배출가스 보증시험을 수행하도록 하고 있다. 이 절차를 보면 다음과 같다.

새로운 모델의 자동차가 개발되면 제조회사는 내구성시험(durability test)을 통해 80,000 Km 연속가동시험 결과를 토대로 3공해 요인(HC, CO, NOx)의 규제기준치에 대한 변화요인(DF=deterioration factor)을 추정해야 한다. 그 다음 자동차의 생산라인에서 엔진의 종류에 따라 몇대의 자동차를 선별하여 우선 6,400 Km의 시험가동을 한 후 내구성시험에서 예측된 DF를 사용하여 80,000 Km에서 배출된 배출가스량을 예측한다. 바로 이 값을 규제기준치와 비교하는 보증방식을 취한다. 따라서 만약 3공해요인 중 한가지 요인이라도 규제기준치를 초과하면 보증시험에서 불합격된다. 그 다음 이 불합격된 자동차는 단 1회에 한하여 제조자가 재시험하도록 허용하며 그 결과 3공해요인 모두 규제기준치 이하로 배출되면 최종적으로 보증시험에 통과된 것으로 확정처의 감사를 받게되며 제조업자는 이 생산라인을 보증하는 데 필요한 서류를 제출하여 배출가스 허용규제치를 만족하는 자동차를 생산할 수 있게 된다[19].

이 방법은 Jackson[8]에 의해 개발된 원리로 검사는 독립적으로 행해지지만 검사특성치의 각 조합을 각각 고려하게 된다. 고로 처음에는 다회샘플링 형식을 이용하여 검사하고 다음에는 상관관계의 분석적 방법을 활용하도록

하고 있다.

$$Y = \begin{cases} (X^\lambda - 1)/\lambda, & \lambda \neq 0 \\ \ln(X), & \lambda = 0 \end{cases} \dots\dots\dots (1)$$

(1) 자동차 배출가스분포 모집단의 모수추정

일반적으로 다변수의 정규분포 모집단에 대한 모수들의 추정은 그 확률밀도함수의 구간 내에서 추정된 최우추정치 (Maximum Likelihood Estimation)가 되어야 한다. 자동차 배출가스시험은 요구되는 시간 과 자동차 대수가 제한되어 있어 많은 관측값을 얻기가 어려우며 이러한 제한과 함께 공정에 따른 시험기술 및 허용규제방법의 차이 또한 모수값의 정확한 추정을 힘들게하는 요인이 되고있다. 또한 엔진의 설계시 배출가스가 일정기준치 이하로 배출되도록 하는 일은 더욱 더 힘든 일이므로 다만 일정한 평균수준의 배출가스량 만 배출되도록 정화장치를 설계할 뿐이다. 따라서 이 정화장치를 통과한 관측 데이터를 이용하여 정확한 미지의 모수를 분포특성에 따라 추정하고 관측값의 부족에 따른 추정모수들의 오차를 줄이기 위해 자동차를 배기량에 따른 엔진그룹으로 분류하여 그 그룹평균(family mean)의 값으로 추정하는 방법을 시도하고자 한다. 이에 따른 절차는 단일변수에서 다변수로 확장되어야 하며 각 변수들의 상관관계를 파악할 수 있도록 조정되어야 한다. 또한 이 배출가스의 특성치들은 정규분포나 대수정규분포를 하므로 모집단의 모수들을 추정하는 데 편리하게 이용될 수 있다.

이에 따라 배출가스 시험 데이터는 각 엔진 그룹별로 분포모수를 추정하기 위한 정확한 정보를 제공하고 있기 때문에 확률분포의 특성을 추정해 볼 수 있는 알고리즘이 필요하게 된다. 이러한 목적에 부합되는 알고리즘이 Box-Cox의 Power Transformation 이다[2].

식(1)에서 X는 비음의 변수이고, 벡터 λ는 정규성을 갖도록 벡터 Y를 선택하는 변형모수이다. 식(1)을 다변수로 확장하면 Y가 다변수 변환의 정규성을 갖도록 벡터를 선택하게 된다. 따라서 이러한 조건들이 갖추어지면 각 엔진그룹별 배출가스 데이터들은 다변수 데이터로 확장하여 정규분포 (λ=1)나 대수정규분포 (λ=0)로 판정을 하고 이들에 따른 각 변수들 간의 상관관계를 고려하여 모수들을 추정할 수 있다. 따라서 자동차 배출가스의 분포특성을 결정짓는 λ의 값은 λ=1 이면 정규분포로 λ=0 이면 대수정규분포를 하는 모집단으로 판정할 수 있다.

실제로 자동차 배출가스에 적용해 보면 정화장치에서 배출되는 HC, CO, NOx 에 대해 수집된 데이터로 히스토그램을 통해 정규성을 확인한 후 Box-Cox의 Power Transformation 을 적용하게 된다. 그 결과는 정규분포를 하는 경우 (1, 1, 1), 대수정규분포를 하는 경우 (0, 0, 0)으로 표기된다.

즉, X_1, \dots, X_n 은 서로 독립이고 동일한 분포 (i, i, d)를 하는 다변수의 정규분포나 다변수의 대수정규분포를 따르므로 $X_{1i} : HC, X_{2i} : CO, X_{3i} : NOx$ 로 표시하면

$$X_i = \begin{bmatrix} X_{1i} \\ X_{2i} \\ X_{3i} \end{bmatrix}$$

$$Y_i = \begin{cases} (X_i^\lambda - 1)/\lambda, & \lambda \neq 0 \\ \ln(X_i), & \lambda = 0, i=1, \dots, n \end{cases} \dots\dots\dots (2)$$

Box-Cox의 변환방정식을 사용하면 Y_1, \dots, Y_n 은 서로 독립이고 동일한 분포 (i, i, d)를 하는 다변수의 정규분포나 대수정규분포를 따르므로

평균벡터 : 매트릭스분산 :

$$\mu = \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \mu_3 \end{bmatrix} \quad \Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12}^2 & \sigma_{13}^2 \\ \sigma_{12}^2 & \sigma_2^2 & \sigma_{23}^2 \\ \sigma_{13}^2 & \sigma_{23}^2 & \sigma_3^2 \end{bmatrix}$$

임을 가정하면 Y 의 확률밀도함수는

$$f(Y_1, \dots, Y_n | \mu, \Sigma) = (2\pi)^{-\frac{3n}{2}} |\Sigma^{-1}|^{\frac{n}{2}} \exp \left[-\left(\frac{1}{2}\right) \sum_{i=1}^n (Y_i - \mu)' \Sigma^{-1} (Y_i - \mu) \right] \dots \dots \dots (3)$$

따라서 최우추정치 (M. L. E.)은

$$\hat{\mu} = \bar{Y}, \hat{\Sigma} = n^{-1} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})(Y_i - \bar{Y})'$$

또한 Box-Cox의 변환방정식을 확장하여 Gnanadesikan [1, 6]은 λ, μ, Σ 를 찾기 위한 추정방법을 제시하고 있다. 이를 배출가스의 특성에 응용하면 (n =관측 데이터의 수, X_{ji} = j 배출가스에 대한 i 번째 관측치)

$$f(Y_1, \dots, Y_n | \lambda, \mu, \Sigma) = |J| (2\pi)^{-\frac{3n}{2}} |\Sigma^{-1}|^{\frac{n}{2}} \exp \left[-\left(\frac{1}{2}\right) \sum_{i=1}^n (Y_i - \mu)' \Sigma^{-1} (Y_i - \mu) \right] \dots \dots \dots (4)$$

여기서 $Y_i = (Y_{1i}, Y_{2i}, Y_{3i}), Y_{ji} = \frac{X_{ji}^{\lambda_j} - 1}{\lambda_j}$,
 $j = 1, 2, 3$

그리고 $|J| = \prod_{j=1}^3 \prod_{i=1}^n X_{(ji)}^{(\lambda_j - 1)}$, 고로 최우추정치 (M. L. E)는 $\hat{\mu} = \bar{Y}$ 가 된다.

이를 배출가스시험에 적용하면 $\lambda=1$ 이면 3가지의 배출가스량은 정규분포의 결합확률 밀도함수 관계를 가정할 수 있으며, 또한 λ 의 최우추정치를 $\bar{\lambda}$ 로 표시하면

$$L(\lambda) = -\left(\frac{n}{2}\right) \ln \Sigma + \sum_{j=1}^3 (\lambda_j - 1) \sum_{i=1}^n \ln (X_{ji})$$

고로 $2L(\bar{\lambda}) - 2L(\lambda) \sim \chi^2(3)$ 의 분포를 하게 된다. 이것은 분포형태의 가설검정에 활용된다. 여기서 λ 를 선택하면 그 다음은 이 데이터가 가정한 모집단의 분포에 적합한 가를 검정하는 방법으로 (i) 적합도검정 (χ^2 -test) (ii) Kolmogorov-Smirnow (d-test) (iii) Wilks의 검정 (w-test) 등이 있다. 가장 간편하게 λ 의 선택에 따른 분포의 적합여부에 대한 검정 방법은 Wilks의 방법으로 [13],

$$R_{jo} = \min_j |A_j| / |A|,$$

여기서 $A = \Sigma (Y_i - \bar{Y})(Y_i - \bar{Y})'$,

$$A_j = \sum_{i \neq j} (Y_i - \bar{Y}_{(j)})(Y_i - \bar{Y}_{(j)})'$$

단, $\bar{Y} = n^{-1} \sum Y_i$ 이고 $\bar{Y}_{(j)} = (n-1)^{-1} \sum_{i \neq j} Y_i$ 이다.

여기서 $R_{jo} \leq$ Wilks의 w-test 값이면 λ 의 선택이 정당함을 입증하게 된다.

따라서 배출가스시험에서 $\lambda = 0$ 이면 3가지의 배출가스량은 대수정규분포의 결합확률 밀도함수 관계를 가정할 수 있게 된다. 이러한 모수들의 분포가 결정되면 그에 따른 분포모수의 추정식을 확정할 수 있다.

(i) (1, 1, 1) : HC, CO, NOx 들이 정규분포를 가정하는 경우

$$Y_i = (X_i - 1) / \lambda, \lambda \neq 0$$

원래의 데이터에서 $Y_{1i} = X_{1i} - 1, Y_{2i} = X_{2i} - 1, Y_{3i} = X_{3i} - 1$ 로 변환하면 n 개의 데이터에서

$$\hat{\mu} = \begin{bmatrix} \bar{X}_{1i} - 1 \\ \bar{X}_{2i} - 1 \\ \bar{X}_{3i} - 1 \end{bmatrix} \quad \hat{\Sigma} = \begin{bmatrix} \hat{\sigma}_1^2 & \hat{\sigma}_{12}^2 & \hat{\sigma}_{13}^2 \\ \hat{\sigma}_{12}^2 & \hat{\sigma}_2^2 & \hat{\sigma}_{23}^2 \\ \hat{\sigma}_{13}^2 & \hat{\sigma}_{23}^2 & \hat{\sigma}_3^2 \end{bmatrix}$$

$$\hat{\rho} = \begin{bmatrix} \hat{\rho}_{12} \\ \hat{\rho}_{13} \\ \hat{\rho}_{23} \end{bmatrix}$$

단, $\hat{\rho}_{12} = \sigma_{12} / \sigma_1 \sigma_2, \hat{\rho}_{13} = \sigma_{13} / \sigma_1 \sigma_3,$
 $\hat{\rho}_{23} = \sigma_{23} / \sigma_2 \sigma_3$

(ii) (0, 0, 0) : HC, CO, NOx들이 대수정규분포를 가정하는 경우

$$Y_i = \ln(X_i), \lambda = 0$$

원래의 데이터에서 $Y_{1i} = \ln(X_{1i}), Y_{2i} = \ln(X_{2i}), Y_{3i} = \ln(X_{3i})$ 로 변환하면 n 개의 데이터에서

$$\hat{\mu} = \begin{bmatrix} \ln \bar{X}_{1i} - 1 \\ \ln \bar{X}_{2i} - 1 \\ \ln \bar{X}_{3i} - 1 \end{bmatrix} \quad \hat{\Sigma} = \begin{bmatrix} \hat{\sigma}_1^2 & \hat{\sigma}_{12}^2 & \hat{\sigma}_{13}^2 \\ \hat{\sigma}_{12}^2 & \hat{\sigma}_2^2 & \hat{\sigma}_{23}^2 \\ \hat{\sigma}_{13}^2 & \hat{\sigma}_{23}^2 & \hat{\sigma}_3^2 \end{bmatrix}$$

$$\hat{\rho} = \begin{bmatrix} \hat{\rho}_{12} \\ \hat{\rho}_{13} \\ \hat{\rho}_{23} \end{bmatrix}$$

단, $\hat{\rho}_{12} = \sigma_{12} / \sigma_1 \sigma_2, \hat{\rho}_{13} = \sigma_{13} / \sigma_1 \sigma_3,$
 $\hat{\rho}_{23} = \sigma_{23} / \sigma_2 \sigma_3$

(2) 배출가스분포의 다변수 확률의 계산

일반적으로 자동차 배출가스의 시험데이터는 3가지 공해요인(HC, CO, NOx)에 대해 λ, μ, Σ 의 값을 정확하게 알아야 한다. 이들에 대한 정보를 얻기 위해서는 여러 종류의 시험 데이터를 수집하여 분석해 보아야 한다. 이들 모수값을 얻기위한 시험데이터는 (i) 엔진의 내구성시험 데이터 (ii) 보증시험 데이터 (iii) 정화장치의 성능시험 데이터 (iv) 제조 중인 자동차의 시험 데이터 (v) 운행 중인 차량의 배출가스 조사 데이터 등이다.

현재 우리정부의 환경처에서 고시한 환경보존법(1992. 2. 2.)에 따르면 검사방식 FTP에 따른 배출가스의 허용 규제기준은 $T_1 = HC = 0.25 \text{ g/Km}, T_2 = CO = 2.11 \text{ g/Km}, T_3 = NOx = 0.62 \text{ g/Km}$ 이다. 배출가스 분포의 모집단이 정규분포 모델에 적합되고 시료가 충분히 커서 각 검사특성치들 사이에 상관관계를 고려하게 되면 일반적으로 m 개의 특성치에 대해 합격 또는 불합격의 판정을 해야하므로 검사특성치들의 판정조건은 2^m 가지의 조합을 갖게된다. 배출가스시험 데이터에서는 $m=3$ (HC, CO, NOx)이므로 $2^3=8$ 가지의 판정조건이 된다. 즉 합격(Pass) = P, 불합격(Fail) = F로 표시하면 8가지의 조합은 PPP, PPF, PFP, PFF, FPP, FPF, FFP, FFF가 된다. 바로 이 8가지 조합은 배출가스시험 데이터로 다변수 정규분포 확률을 구하는 결과가 된다. 배출가스시험에서는 3공해요인 모두가 규제기준을 통과해야만 하므로 이때의 확률은

$$P(P, P, P) = P(X_1 \leq T_1, X_2 \leq T_2, X_3 \leq T_3) \\ = P(Y_1 \leq T_1, Y_2 \leq T_2, Y_3 \leq T_3) \dots \dots \dots (5)$$

여기서 Y 는 μ, Σ 의 결합확률분포이며 $T'_i = (T'_i - 1)/\lambda_i, i=1, 2, 3$ 으로 변환하게 된다. 이러한 확률의 계산은 Steck [11]의 Table이나 Milton [10]의 적분방법을 이용할 수 있다. 즉, 주어진 구간내에서 우선 (i) $m=1$ 일 때 1개의 검사특성치 HC, CO, NOx에 대해 $P_1=HC$ 가 합격할 확률, $P_2=CO$ 가 합격할 확률, $P_3=NOx$ 가 합격할 확률이라 하면 (ii) $m=2$ 일 때 2개의 검사특성치 (HC, CO), (HC, NOx), (CO, NOx)에 대한 4개 조합의 확률 R_i 는 $R_1 = P(PP) = P_{12}, R_2 = P(PF) = P_1 - P_{12}, R_3 = P(FP) = P_2 - P_{12}, R_4 = P(FF) = R_3 - R_2 - R_3$ 이며 (iii) $m=3$ 일 때 3개의 검사특성치 (HC, CO, NOx)에 대한 8개 조합의 확률 R_i 는 $R_1 = P(PPP) = P_{123}, R_2 = P(PFF) = P_1 - P_{12} - P_{13}, R_3 = P(FPF) = P_2 - P_{12} - P_{23}, R_4 = P(FFP) = P_3 - P_{13} - P_{23}, R_5 = P(PPF) = P_1 + P_2 - P_{13} - P_{23}, R_6 = P(PFP) = P_1 + P_3 - P_{12} - P_{23}, R_7 = P(FPP) = P_2 + P_3 - P_{12} - P_{23}, R_8 = P(FFF) = 1 - R_1 - R_2 - R_3 - R_4 - R_5 - R_6 - R_7$ 으로 구할 수 있다. 이와 같은 다변수 정규확률의 계산은 Fortran Language로 프로그램이 가능하며 Subroutine 프로그램을 이용하여 구할 수 있고 이 3개의 검사특성치기 시간에 따라 종속인 경우 상관관계의 분석도 가능하다.

4. 검사절차에 따른 적용사례

앞에서 설명한 이론적인 자동차 배출가스의 검사절차에 따라 우선 자동차 회사에 의해 시행되고 있는 보증시험 데이터를 배기량 1500cc인 엔진그룹을 기준으로 선택한다. 3개 회사

를 대상으로 H-회사 60대 [16], K-회사 20대 [14], D-회사 20대 [15]를 랜덤으로 샘플링하여 총 100대의 자동차에 대한 배출가스 데이터는 부록 1.1과 같다. 이 데이터에 대한 단일변수 (HC, CO, NOx)의 Histogram은 부록 1.2와 같다. 이들 단일변수의 Tiao와 Gattman [12]의 배출평균의 변환치를 구하면 다음과 같다. $z_i = y_i - \bar{y} + w_i s_y / \sqrt{n}, i=1, \dots, n$

여기서: y_i = 변환데이터, \bar{y} = 배출평균, $s_y = y$ 의 표준편차, $w_i (i, i, d) \sim N(0, 1)$ 가 된다. 만일 $s_i = \sum z_i^2 / n$ 이면 $\max z > c_\alpha$ (c_α : table 값) 이면 산술평균의 값과 일치한다. $|d|$ ($|d|$ = 배출 평균 - 메디안 / 범위)를 최소화하는 단일변수 각각에 대해 $\lambda_1 = -0.78, \lambda_2 = -0.61, \lambda_3 = -1.32$ 값을 얻는다.

Wilks의 이상 데이터 검정을 행하면 35, 60번째 데이터는 유의수준 1%로 기각된다. 그러나 추가되는 데이터는 없는 것으로 한다. 이상 데이터를 제외한 98개의 데이터에서 λ 의 최우추정치 (M. L. E.)를 구하면 $\lambda' = (-0.55, 0.24, 0.88)$ 이 된다. 이 결과 데이터는 정규성이나 대수정규성 임을 확인할 수 있다. 고로 최우추정치의 분포는 (0, 0, 0)과 (0, 0, 1)에 접근하게 된다. 또한 이들에 대한 w-test의 결과 (0, 0, 0)은 5% 유의수준으로 기각되고 (0, 0, 1)은 95% 신뢰수준으로 채택된다. 이 검정의 결과 (0, 0, 1)에 대한 최우추정치는 다음과 같다. $\mu' = (-1.470, 0.668, -0.240), \sigma' = (0.153, 0.458, 0.219), \rho = (0.850, -0.630, -0.810)$, 여기서 μ, σ, ρ 는 변환변수의 최우추정량이다. 고로 원 데이터의 μ 벡터에 대한 추정량은 $\mu' = (0.253, 2.370, 0.657)$ g/Km와 1992. 2. 2. 부터 시행되는 환경처의 배출가스 규제기준치 (0.250, 2.110, 0.620) g/Km를 얻게된다. 또한 ρ 벡

터로부터 추정된 변환 데이터의 변화요인 (DF) = (-1. 20, -1. 37, 0. 14), 원 데이터의 변화요인 (SDF) = (1. 35, 1. 28, 1. 14), 새로운 표준 변화요인 (NSDF) = (0. 30, 0. 25, 1. 14) 값을 얻게 된다.

이에 따라 (i) 모집단의 확률 (population

probability) (ii) 배치검사 확률 (batch inspection probability) (iii) 배치추차 확률 (batch sequence probability)을 각각 8가지 조합에 대해 (5)식에 의해 구하면 Table 1과 같다[7].

Table 1. Probability for the Data (P for pass and F for fail in the order HC, CO, NOx)

Population prob.	Batch Inspection prob.	Batch Sequence prob.
PPP 0. 3096	0. 8271	0. 9533
PPF 0. 3743	0. 1194	0. 0413
PFP 0. 2097	0. 0528	0. 0053
PFF 0. 0160	0. 0002	0. 0001
FPP 0. 0028	0. 0001	0. 0000
FPF 0. 0014	0. 0000	0. 0000
FFP 0. 0822	0. 0005	0. 0000
FFF 0. 0040	0. 0000	0. 0000

이 확률값들은 배출가스 데이터에서 유의수준 1 - 0. 9533 = 0. 0467에서 추정한 확률값이며 우리나라 환경처에서도 엔진배열에 따라 변화요인 (DF)값에 대한 유의수준 = 0. 0467을 적용하고 있다.

5. 감사절차에 따른 실패확률의 조정

유의수준 4. 7 %에 대한 가정은 자동차의 증가 대수에 따른 환경오염을 고려할 때 너무 높다고 생각되기 때문에 좀더 낮은 유의수준을 갖도록 조정해야 함을 알 수 있다. 이에 대한 대책은 바로 배출가스의 감사정책의 일환으로 고려되어야 한다고 생각된다. 현재 적용사례에서 가장 큰 위험은 NOx 이고 그 다음이 CO

이다. 즉, 우리가 배출가스의 검사특성치를 좀더 까다롭게 검사하기 위해서 취해야 할 조치는 평균배출량을 낮추는 방법이다. 이에 대한 첫째 단계는 원래 데이터의 평균과 표준편차의 값과 변환한 데이터의 평균과 표준편차의 값을 대비해 보는 일이다. 여기서 우리는 즉시 문제점을 발견할 수 있다. 즉, 원래의 데이터 X는 양의 값을 갖고 있는 반면에 변환한 데이터 Y는 $-\infty < Y < \infty$ 의 구간을 갖고 있다. 이에 따라 Box-Cox의 변환방정식은 최우추정치 μ 와 ρ 에 따라 X가 음의 확률을 갖는 경우 문제가 됨을 알 수 있다. 이때 $X = |X|$ 로 놓으면 X의 r번째 적분은 $Y = (X^{\lambda} - 1) / \lambda$ 에서 μ 와 ρ 가 주어진 경우 다음과 같이 구할 수 있다.

$$\begin{aligned} \mu_r &= E(X^r) \approx E|X|^r = E|\lambda Y + 1|^{\lambda r} \\ &= E|Z|^{\lambda r} \dots\dots\dots (6) \end{aligned}$$

여기서 $Z \sim N(\lambda\mu + 1, \lambda^2 \sigma^2) = N(m, s^2)$ 이고 $\alpha = r/\lambda$ 가 된다. Fauchon과 Herbin [5]은 $|Z|^\alpha$ 의 적률값을 구하는 식을 유도해 놓았다. 이 과정을 좀 더 용이하게 요약하면

$$\begin{aligned}
 E|Z|^\alpha &= \int_{-\infty}^{\infty} |Z|^\alpha (2\pi s^2)^{-1/2} \\
 &\quad \cdot \exp\left[-(z-m)^2/2s^2\right] dz \\
 &\quad \langle a=ms, \mu=z/s \rangle \\
 &= \int_{-\infty}^{\infty} s^2 |\mu|^\alpha (2\pi)^{-1/2} \\
 &\quad \cdot \exp\left[-(\mu-a)^2/2\right] du \\
 &= \int_{-\infty}^{\infty} s^2 \mu^\alpha (2\pi)^{-1/2} \\
 &\quad \cdot \left\{ \exp\left[-(\mu-a)^2/2\right] \right. \\
 &\quad \left. + \exp\left[-(\mu+a)^2/2\right] \right\} du \\
 &= \sum_{n=0}^{\infty} 2s^2 a^{2n} (2\pi)^{-1/2} \\
 &\quad \cdot \exp(-a^2/2) / (2n)! \\
 &\quad \int_0^{\infty} \mu^{2n+\alpha} \exp(-\mu^2/2) du \\
 &= s^2 (2\pi)^{-1/2} \cdot \exp(-a^2/2) \\
 &\quad \cdot \sum_{n=0}^{\infty} \Gamma\left\{\frac{(2n+\alpha+1)}{2}\right\} 2 \\
 &\quad \frac{a^{2n}}{(2n)!} / (2n)! \\
 &\quad \dots\dots\dots (7)
 \end{aligned}$$

단, $\alpha > -1$, 만일 $\alpha < -1$, $E|Z|^\alpha = \infty$, 이와 같은 절단분포는 0.5보다 작은 구간에서 절단되기 때문에 X 는 Y 에 대해 절단 정규분포를 하며 0보다 작은 구간에서 절단되게 된다. 만일 $b(2n) = \sum_{n=0}^{\infty} \Gamma\left\{\frac{(2n+\alpha+1)}{2}\right\} a^{2n} / (2n)!$ 이라면 절단분포의 적률 $b(2n)$ 은 $\lambda > 0$, $[b(2n) + b(2n+1)] / [2\{1 - \Phi(-a)\}]$, $\lambda = 0$, $[b(2n) + b(2n+1)] / 2$, $\lambda < 0$, $[b(2n) + b(2n+1)] / [2\Phi(a)]$ 으로 대체되며 이때 Φ 는 표준정규분포의 누적

확률 값이 된다. 이러한 차이는 $a \geq 1$ 에서 X^λ 의 상관관계를 무시해도 됨을 의미한다. 즉, 이 의미는 원래 데이터의 평균과 분산을 각각 $E|Z|^{1/\lambda}$, $E|Z|^{2/\lambda} - (E|Z|^{1/\lambda})^2$ 이라 하면 $Z \sim N(\lambda\mu + 1, \lambda^2 \sigma^2)$ 에 따르게 된다[3]. 이러한 변환방법은 원래 데이터의 평균과 분산으로부터 변환한 데이터의 평균과 분산을 계산하는데 유용하게 이용할 수 있다. $\lambda = 0$ 일 때는 정규분포와 대수정규분포의 평균과 분산 관계를 간단히 이용할 수 있다. 이에 대한 역변환 기법은 원래 데이터의 평균과 분산으로부터 변환 데이터의 평균과 분산을 계산하는데 사용되고 있다. 또한 (7)식으로부터 변환 데이터의 벡터에 대한 원래 데이터의 평균과 실패위험에 대한 효과를 계산할 수 있다. 그러나 실제문제는 표준편차와 상관관계를 어떻게 처리하느냐에 달려있다. 만약 이들에 대한 설계기준을 추가로 고려한다면 총 9가지의 모수들을 취급해야만 한다. 그러나 아직 이러한 요구를 수용할 만한 실험설계는 새로운 엔진의 시험 과정을 거쳐야 하므로 비싼 보증비용을 감수해야만 가능하리라 생각된다. 고로 이 문제는 현재 우리가 데이터를 취한 모든 엔진그룹들이 유사한 분포를 한다고 가정하고 그들의 평균 대 표준편차의 점들을 플로트해 보면 평균이 변함에 따라 표준편차가 일정치로 남아 있게됨을 알 수 있다. 이 값은 단일엔진 배열에서 동일한 값을 가질 수 없으므로 평균의 변화에 따른 공분산 매트릭스가 존재함을 입증해 주고있다. 또한 이러한 가정은 정규분포의 평균이 "0"에 접근하지 않을 때 정당화될 수 있다. 따라서 이러한 가정을 탐색할 수 있는 방법은 예측된 실패위험에 따라 모든 μ 의 조합을 찾는 데 이용되며 이들에 대한 조합은 우선 변환 데이터에서 두 평균의 조합을 선택

하고 그 실패위험하에서 세번째 데이터를 변화시켜 얻게 된다. 그 다음 원 데이터로 환원하여 예측한 실패위험수준에 해당하는 모든 설계점을 얻을 수 있다. 이에 대한 실패위험 1%에 따른 모든 설계점들을 Figure 1에 도시했다.

따라서 우리는 이 Figure 1에서 곡면 이외의 모든 점들은 환경처의 배출가스규제기준에 대한 감사에서 불합격될 수 있는 모든 추정값이다. 반드시 곡면 위의 모든점 만이 배출가스의 규제치에 만족 되어 합격하게 되며 이에 따라 검사비용을 최소화하고 연료의 경제성을 극대화 할 수 있게 된다. 따라서 우리는 이 곡면 위의 최적점을 찾아 감사계획을 수립해야 만한다.

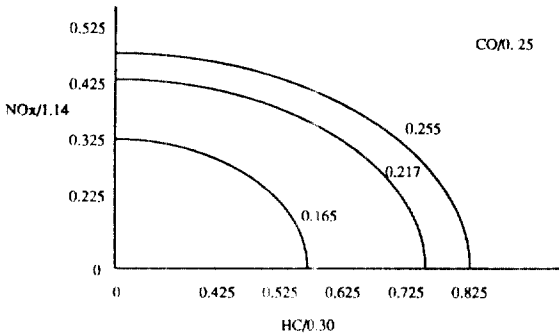


Figure 1. Combinations of mean emission levels (probability of failure = 0. 01)

6. 감사절차에 따른 AQL의 조정

최근 전 세계적으로 가장 까다로운 배출가스의 규제를 시행하고 있는 미국 캘리포니아주는 미 연방법인 “대기정화법”이 대폭 개정되던 지난 90년 독자적으로 “파이럿프로그램”이라는 자동차 배출가스 규제치의 시행에 돌입했다 [4]. 이 규제치는 뉴욕과 매사추세츠주 등 미국의 다른주에도 확산되어 가는 과정에 있으며

이 기준은 자동차를 제조하는 전 세계의 기업들에게 제작기준으로서 전파될 것으로 보인다. 이 규제치는 모든 자동차를 공해 배출량에 따라 6가지로 분류하고 있다. 첫째는 90년 당시의 배출가스 기준에 해당하는 자동차, 둘째는 보다 강화된 93년 국제기준을 만족시키는 자동차, 셋째는 공해가 심한 정도에 따라 과도기적 저공해 자동차, 넷째는 저공해 자동차, 다섯째는 초공해 자동차, 여섯째는 무공해 자동차로 분류된다.

이와 같은 분류는 배출가스의 감사절차에 따른 분류로 그 기준은 AQL (Acceptable Quality Level) 이다. 현재 공식적인 미국 환경처 (EPA = Environmental Protection Agency)의 AQL에 대한 기준은 10 %에서 40 %의 수준 (1990. 1. 1.)을 택하고 있다 [4]. 따라서 본 논문에서는 자동차의 동일 엔진 그룹에 대해 실패위험의 감소(0. 01)에 따른 Figure 1의 곡면상의 배출평균에 대한 조합점을 최저 수준으로 택하고 AQL을 점진적으로 줄여서 배출가스 허용 규제치와 일치하도록 하는 감사절차를 생각해 보았다. 이에 따라 AQL은 0 %에서 39 % 까지 (0 %, 4 %, 7. 5 %, 12. 5 %, 25 %, 39 %) 구분하여 샘플링검사방식을 설계해 보면 점진적으로 변화되는 AQL에 따라 OC 곡선을 Figure 2와 같이 설계할 수 있었다 [4]. 물론 이러한 샘플링검사방식에 따른 데이터들은 기존 4. 7 %의 실패확률을 기준으로 줄어드는 각 검사특성치의 평균치와 실패확률을 계산할 수 있다. 이러한 실패확률에 따른 배출평균치의 감소율을 플롯트하면 Figure 3과 같다 [9]. 따라서 이 Figure 3에서는 실패확률의 증가에 따른 배출가스 표준량의 감소율을 알 수 있다. 고로 이 배출표준량의 감소율에 따라 배출가스의 규제치를 단계적으로 설정할 수 있게 된다. 이와 같은 분류를

기초로 캘리포니아주는 각국의 기업들이 자기 내주 지역내에서 판매하는 전 자동차에 대해 “배출오염점수”를 부여하고 오는 94년 부터 이 점수의 평균치가 기준치 이상으로 초과할 경우 자동차 1대당 \$ 5,000씩이라는 엄청난 액수의 벌금을 부과하기로 했다[17]. 이 \$ 5,000이라는 벌금은 규제기준을 초과한 차량의 판매를 사실상 금지시키는 효과를 발휘하게 될 것이다. 더구나 기준점수는 매년 낮아지며 배출가스의 규제는 그에 따라 자연스럽게 강화된다. 예를 들면 도입 첫해인 94년에는 0.25점 이던 기준점수가 오는 2000년에는 0.09점으로 까지 내려간다. “배출오염점수”의 구체적인 내용

을 보면 90년 기준 해당차는 0.39점, 93년 기준치는 0.25점, 과도기적 저공해차는 0.125점, 저공해차 0.075점, 초공해차 0.04점, 무공해차 0.0점 등이다.

이 수치들은 해당 자동차가 1마일을 달릴 경우 배출되는 오염물질의 량(g/mile)을 의미한다. 그러나 캘리포니아주는 벌금제도와 함께 우량업체에 대한 지원제도도 함께 도입하고 있다. “배출오염점수”가 기준치를 미달하는 기업의 경우 그 미달치를 하나의 재산권으로 인정하여 오염점수가 높아 벌금을 물 처지에 있는 기업에 팔 수 있도록 한 것이다. 또한 캘리포니아주는 98년 부터 지역내에서 연간 35,000대 이상을 판매하는 자동차 제조회사들에 대해 판매량의 20% 이상을 무공해차인 전기자동차로 공급하도록 의무화 하고 있다. 즉 전기자동차를 개발하지 못하면 캘리포니아주에서는 자동차를 판매할 수 없도록 감사제도를 강화한 것이다.

이러한 감사제도의 입안은 (i) 철저한 배출가스분포의 특성을 토대로 구축되어야 하며 (ii) 감사 품질특성을 정확히 분석 검토하고 (iii) 확정된 품질특성에 대한 데이터의 수집 및 분석을 행하여 (iv) 정확한 확률분포 모수의 추정을 행하며 (v) 품질특성에 대한 모집단을 분석 검토하고 (vi) 실패확률 과 OC 곡선을 검토하며 (vii) AQL 을 조정 검토하여 (viii) 감사절차의 효과분석을 통해 지속적으로 수행 가능하고 합리적이며 경제적인 감사절차가 되도록 해야한다.

7. 결 론

본 논문에서는 자동차 배출가스의 허용 규제 기준을 만족하는 목표를 달성하기 위해 합리적

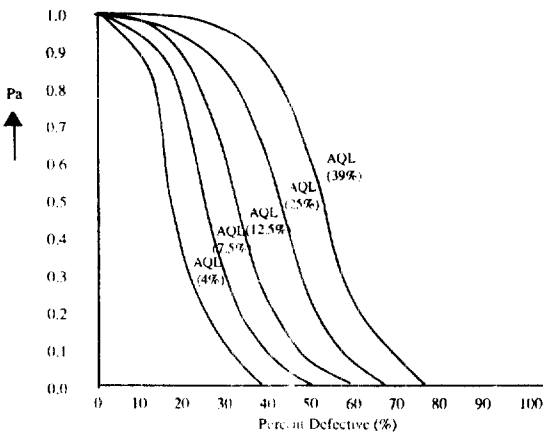


Figure 2. OC curves for EPA plan and reduced AQL's

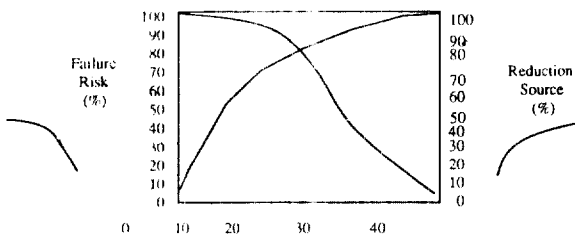


Figure 3. Failure risk and equivalent reduction in standards for typical engine configuration

이고 경제성 있는 감사절차를 입안하는 데 기초가 되는 자료들을 분석하였다. 이를 위해 (1) 환경오염의 근원이 되는 배출가스의 저감 대책을 포괄적으로 제시하였고 (2) 감사절차에 해당되는 품질특성에 대해 다변수 정규분포와 대수정규분포의 모수추정과 확률계산방법을 제시하였으며 (3) 실제로 적용사례를 분석하여 추정모수와 확률의 적합성을 입증했다. 이 결과를 토대로 기본적인 감사절차의 방법으로

(1) 실패확률의 조정방법을 제시하였고 (2) AQL의 조정에 따른 점진적인 배출가스의 감사절차를 제시하였으며 (3) 이 기본감사절차의 기대효과를 분석해 보았다. 이에 따라 배출가스의 방지대책은 지속적으로 철저하게 수립되고 시행되어야 하기 때문에 미국의 “파이렛프로그램”과 같은 배출가스의 감사제도는 그 급적 효과가 기대된다.

參 考 文 獻

1. Andrew, D. F., Gnanadesikan, R., and Warner, J. L. (1971), “Transformation of Multivariation Data”, *Biometrika*, Vol. 27, pp. 825-840.
2. Box, G. E. P. and Cox, D. R. (1964), “An Analysis of Transformation”, *Journal of the Royal Statistical Society*, Vol. B, No. 26, pp. 221-252.
3. Cohen, A. C. and Whitten, B. J. (1985), “Modified Moment Estimation for the Three-Parameter Invers Gaussian Distribution”, *Journal of Quality Technology*, Vol. 17, No. 3, pp. 147-154.
4. Environmental Protection Agency (1990), “Control fo Air Pollution from New Motor Vehicles and New Motor Vehicle Engines, Selective Enforcement Auditing Procedures”. *Federal Register*, Vol. 45, pp. 34174-34258.
5. Fauchon, J. and Herbin, G. (1978), “A Study of the Powers of a Normal Random Variable : Approximation of Moments”, *Review of the Applied Statistics*, Vol. 26, pp. 59-72.
6. Gnadadesikan, R. (1977), *Method for Statistical Data : Analysis of Multivariate Observation*, New York : John Wiley & Sons. Inc.
7. Hawkes, C. J. (1976), “Curves for Sample Size Determination in Lot Sensitive Sampling Plan”, *Journal of Quality Technology*, Vol. 11, No. 4, pp. 205-210.
8. Jackson, S. E. (1959), “Quality Control Methods for Several Related Variables”, *Technometrics*, Vol. 1, No. 1, pp. 359-377.
9. Lorenzen, T. J. (1979), “The Computational Aspects of Multiple Attribute Sampling Procedures”, *Communications in Statistics*, Vol. B 8(4), pp. 291-309.
10. Milton, R. C. (1972), “Computer Evaluation of the Multivariate Normal Integral”, *Technometrics*, Vol. 14, pp.

- 881-889.
11. Steck, G. (1958), "A Table for Computing Trivariate Normal Probabilities", *Annals of Mathematical Statistics*, Vol. 29, pp. 780-800.
 12. Tiao, G. C. and Guttman, I. (1967), "Analysis of Outliers with Adjusted Residuals", *Technometrics*, Vol. 9, pp. 541-559.
 13. Wilks, S. S. (1963), Multivariate Statistical Outliers, *Sankhya A.* 25, pp. 407-426.
 14. 기아자동차 품질감사부, 자동차 배출가스 현황, 1992.
 15. 대우자동차 품질감사부, 자동차 배출가스 현황, 1992.
 16. 현대자동차 품질감사부, 자동차 배출가스 현황, 1992.
 17. 현대자동차 미국수출대책본부, 자동차 배출가스 현황, 1992.
 18. 환경처 대기보전국, 자동차 배출계수 및 배출량산정, 1992.
 19. 환경처 대기보전국, 자동차 배출가스 허용기준 및 농도기준, 1992.