Journal of the KSQC
Vol. 5, No. 2 (1977)

"감자에 대한 抗生劑 피마리신의 統計的 效果 分析"

韓國타이어 製造 株式會社 企劃課長 代理
金 鍾 勳

序 論

和蘭國 로텔담 바우셴람 국제교육부에서 1976년 8월부터 5개월 동안 실시 되었던 제20차 공산품 품질관리 국제과정의 일환으로 화란 데프트에 위치한 세계적인 항생제 메이커인 "Gist Brocades" 사에서 연수했던 항생제 실험 효과 분석을 연구논문으로 제출코져 한다. 관계자 제위의 참고가 되기를 빈다. 본 논문은 약품 및 화학실험에 목적이 있는것이 아니고 기 개발부문에서 작성한 실험결과 데—타로 부터 통계적 분석 및 평가를 거쳐 실험결과를 얻어내는데 그 목적이 있다. 이 회사는 페니시린, 피마리신등의 항생제와 이스트의 각종 효소를 생산 판매하고 있으며 모든 제품에 대한 실험은 연구개발부 주관으로 실시한후 그 데—타는 연구통계부에 보내져 여기에서 실험결과에 대한 통계적 분석 및 종합을 하여 실험효과를 결정하고 있다. 이 연구통계부에서 본 논문은 작성 되었으며 그 결과는 회사에 사용되었고 논문은 공산품 품질관리 과정의 졸업논문으로 제출되었다. 본인은 이 논문작성을 가능케 해준 학장 파우지 박사 및 과학기술처 관계자들과 한국타이어 김지호 전무님께 다시한번 감사를 드리고져 한다.

1. 概 要

네데란드의 세계적 항생제 메이커인 Gist Brocades사는 그 연구개발부에 의해 종자감자에 대한 항곰팡이제로서 피마리신을 시험하고 있다. 이 시험을 위해 다음과 같은 실험을 계획 했다. 즉 두개의 비교를 위한 통제 그룹, 한개의 경쟁회사 제품 그룹, 8개의 각각다른 농도의 항생제 피마리신과 다른 약품과의 화합물 및 1개의 수은으로 처리된, 실제로는 감자에 사용 할수 없는 그룹등 12개의 그룹에 대한 실험을 동시에 실시하였다. 다시 말하면 이회사는 자기사의 제품인 이 항생제가 곰팡이에 의한 감자의 부패를 방지하는 항곰팡이제로서 효과가 있는가? 있다면 실용하기에는 값이 비싼 이 항생제의 매출원가를 낮추기 위한 즉 적당한 가격으로 최대의 감자수확을 기대 할 수 있는 이 항생제 피마리신과 다른 약품과의 적정 배합을 만들어 내는데 이 실험의 목적이 있다. 이 실험을 위해 먼저 두 뱃지의 종자 감자를 처리후의 저장 기간의 대소에 따른 영향을 분석하기 위해 다른 그룹에 한달앞서 처리되었다. 이 두 그룹은 하나는 수은에 의한 처리와 다른 하나는 고농도의 피마리신에 의한 처리였다. 이 처리된 종자 감자는 적당한 온도로서 저장 되었다. 두달후에 7개의 종자감자 그룹을 여러가지 농도의 항생제 피마리신과 다른 화합물과의 용액에 각각 처리 하였다. 동시에 한그룹의 종자감자는 경쟁회사 제품의 항생제 용액에 의해 처리 되었으며 다른 두그룹의 감자종자는 비교를 위한 통제그룹으로서 자연상태 그대로 처리 시키지 않았다. 따라서 이 12가지로 처리된 그룹들의 결과로서 비교가 가능해지는 것이다. 처티가 완료된 연후에 이 종자감자들은 네데란드의 다른 세 지방에 분배되었다. 이 세지방은 각각 다른 기후 조건과 토양을 가지고 있었으며 이 분배된 각 처리의 종자감자 들은 각각 4개의 묘판에 심어졌다. 수개월 후에 이 종자감자로 부터 나온 감자들은 각 묘판별로 구분되어 수확 되었으며 이 감자들은 감자 분류기에 의해 3개의 직경 그룹으로 분류된후 여기에서 각각 50개의 샘플이

발취 되었다. 다음에 이 샘플에 대한 곰팡이에 의한 부패정도가 검사되어 4개의 계급으로 구분된 후 그 수효가 계산 기록되었다. 여기에서 이 회사는 좋은 품질 그룹에 대해서만 조사 하고저 하여 그 좋은 그룹의 백분율이 계산 되었다. 즉 3개의 지역별로 12개의 처리그룹별로 4개의 표관별로 3개의 직경그룹에서 좋은 품질의 감자에 대한 수효와 백분율이 계산 된 것이다. 이 데타 들이 통계 분석을 하기 위해 나에게 보내졌다.

우리는 이 문제를 해결하고 분석하기 위해 다음과 같은 통계적 방법을 사용 하였다.

가. 각 처리 그룹별 직경 그룹별로 좋은 품질의 감자에 대한 백분율로 평균과 표준 편차를 계산 하였다.

나. 관측된 데타로 부터 각 처리의 영향을 제거하기 위하여 각 그룹평균을 빼서 실험오차를 계산 하였다.

다. 빈도표와 도수분포표를 작성한 연후에 정규성을 검정하기 위해 정규분포 곡선을 도수분포표 위에 그렸다.

라. 정규성을 검정하기 위해 확율지를 사용 직선 여부를 검토 하였으며 정규분포 곡선에 적합도를 검정하기 위해 카이 스퀘어 테스트를 실시 하였다.

마. 분산의 동일성을 검정 하기 위하여 코크란 테스트와 하트리 테스트를 실시 하였다.

바. 일원배치법에 의한 분산분석으로 평균의 유의성 검정을 실시 하였다.

사. 각각 다른 처리의 효과를 식별하기 위해 신뢰상한과 신뢰하한을 갖는 그라프를 작성 하였다.

아. 평균의 유의 검정에 필요한 덴넷트 테스트를 위해 두개의 통제그룹의 평균 및 분산을 하나로 하기 위한 T테스트와 F테스트를 실시 하였다.

자. 한개의 통제그룹과 10개의 각기 다른 처리그룹과의 숫자적 차이를 분석 하기 위해 던넷트 테스트를 실시하였다.

2. 實驗計劃

가. R지방의 실험

종자감자에 대하여 다음과 같은 처리를 한후 이 지방에 재배 및 수확 되었음

처리번호 1 : 통제그룹으로서 처리하지 않은 자연 상태의 그룹

처리번호 2 : 수은 처리 그룹으로서 처리후 2달 동안 저장 되었음.

처리번호 3 : 높은 농도의 항생제 피마리신과 식초산으로 처리후 2개월 동안 저장되었던 그룹

처리번호 4 : 처리번호 3과 비슷한 처방에 의해 처리 되었으나 처리후 바로 재배 되었음.

처리번호 5 : 경쟁회사의 항생제로 처리된 그룹

처리번호 6 : 중간 정도의 농도의 항생제 피마리신과 높은 농도의 메타놀로서 처리된 그룹

처리번호 7 : 중간 정도 농도의 항생제 피마리신과 저농도의 메타놀로서 처리된 그룹

처리번호 8 : 저농도의 항생제 피마리신과 높은 농도의 메타놀로서 처리된 그룹

처리번호 9 : 저농도의 항생제 피마리신과 저농도의 메타놀로서 처리된 그룹

처리번호10 : 중간 정도 의 항생제 피마리신과 메타놀과 나토륨 화합물로서 처리된 그룹

처리번호11 : 중간 정도의 항생제 피마리신과 나토륨 화합물로서 처리된 그룹

처리번호12 : 통제그룹으로서 처리하지 않은 자연 상태의 그룹

<실험조건>

종자 감자가 재배 되었던 이 지방은 이해에 매우 가물어 실험기간 동안 감자가 재배 될만한 충분한 습도와 조건을 갖지 못하였음.

一. W지방의 실험

종자감자에 대한 항생제 및 기타 약품 처리는 R지방과 동일함

<실험조건>

이 지방도 역시 가물었으나 화단 북쪽의 간척사업으로된 인공호수로 부터 충분한 물을 공급받아 양호한 조건 아래에서 감자가 재배 수확 되었음

다. G지방의 실험

이 지방은 화란의 내륙지방으로서 호수도 운하도 없는데다 이해의 극심한 한발으로 최악의 상태에서 재배 되었음. 종자감자에 대한 항생제 처

리는 R지방 및 G지방과 동일함 이지방의 토양은 다른 두지방과 달리 대부분 모래땅으로서 습기 보존에 더욱 불리 했음.

3. Data의 說明

우리들에게 주어진 데타에는 부록의 표 4·1, 4·2 및 4·3과 같이 처리번호별 표판별 직경 그룹별로 좋은 품질의 감자에 대한 백분율이 나와 있으며 여기에 따른 지방별 직경그룹별의 표판수는 다음과 같다.

지방별	직경 그룹별	처리번호	각처리번호당 표판수
R	28~35	12	4
	35~45	12	4
	45 over	12	4
W	28~35	12	4
	35~45	12	4
	45 over	12	4
G	28~35	12	4(3)*
	35~45	12	4(3)
	45 over	12	4(3)

* G지방의 처리번호 12번은 표판이 부족하여 3곳에서만 재배되었음. 결국 3지방×3직경그룹×12처리×4표판×50샘풀 계 21600의 감자가 점검되었다.

4. 統計的 方法

항생제 피마리신의 처리 효과를 각 처방별로 그 차를 비교하기 위한 분산 분석법을 사용 하기 위해서는 세가지의 필수 조건이 있다. 즉 정규분포, 분산의 동일성, 독립적인 관측이다. 이 감자에 대한 실험 및 데타의 발취는 앞에서 설명한 바와 같이 독립적으로 수행되었으나 정규성과 분산의 동일성은 아직 확실하지 못하다. 그러므로 우선 빈도표와 도수분포표가 작성되었으며 정규 분포표로부터 정규분포 곡선이 작성 되었다. 다음에 상대 누적 도수를 대수에 의한 확율지에 기입 직선여부를 검토하였고 정규분포곡선에 대한 도수분포의 적합도를 알아보기 위해 카이 스퀘어 테스트를 실시 하였다. 상기의 모든 방법은 데타의 정규성을 검정하기 위한 통계적 수법이었다. 두번째로 각 처방의 분산에 대한 동일성을 조사하기 위하여 하틀리 테스트 및 코크란 테스트를 실시 하였다. 이 두가지 조사에 의한 결과로서 처리효과로 제거한 실험데타 즉 좋은 품질의 감자에 대한 백분율은 정규분포를 하고 있으며 그 처방의 분산은 동일 하다는 추정을 할수 있게 되었다. 인하여 분산 분석이 가능하게 된것이다. 이 분산분석을 한 연후에 각 지역별 직경 그룹별로 각 처리 효과에 대한 차의 유의성을 판별하기 위해 신뢰상한과 신뢰하한을 갖는 그라프를 작성하였다. 여기에서, 우리의 목적이 처리 효과간의 차이를 숫자적으로 파악 하는데 있음으로 던넷트 테스트와 계산을 응용하고져 했다. 그러나 이번 문제에서는 두개의 통제 평균과 분산이 있으므로 던넷트 테스트를 하기 위해서는 공통의 분산과 평균이 필요하게 되었다. 따라서 두개의 통제분산간의 차를 검정하기 위해 F테스트를 사용하였고 두개의 통제평균간의 차를 검정하기 위해 T테스트가 사용되었다. 이 두가지 테스트로서 우리는 던넷트 테스트에 필요한 공통평균 및 분산을 계산 할수 있게 된것이다. 결론으로서 던넷트 계산이 마지막에 실시 되었다.

5. 分析 및 結果

가. 좋은 품질 감자에 대한 백분율의 평균이 表 1과 같이 계산 되었다. 이 表에서 처리번호 2, 3 및 4번은 모든 지방과 직경그룹에서 다른것보다 높게 나타나고 있다.

나. 좋은 품질 감자에 대한 백분율의 표준편차가 表 1에 같이 계산 되었다.

다. 정규성의 검정

정규성에 대한 검정은 대표규격인 35~45 직경그룹에 대하여 실시 되었다. 이 검정의 결과는 다른 직경그룹에 대해서도 동일하게 적용 되었다 그질차는 다음과 같다.

a. 관측된 좋은 감자의 백분율에서 각 처리 평균을 빼서 각 다른 처리의 효과를 제외한 실험오차를 알아 볼수 있도록 다음의 表 5.1 및 5.2

表 1. 항생제 효과조사 실험의 결과

		백분율 평균			백분율 표준편차		
지 방	처 리 번 호	28—35	35—45	45이상	28—35	35—45	45이상
R	1 (통제)	52.05	34.00	42.22	17.09	5.41	14.49
	2	66.48	64.18	71.90	11.14	13.28	21.06
	3	87.43	83.95	88.35	5.43	6.38	6.53
	4	93.68	85.73	88.10	3.94	12.48	9.06
	5	49.88	47.83	38.28	13.20	18.73	8.77
	6	44.82	45.20	40.62	15.72	16.39	10.55
	7	38.58	29.88	35.15	18.63	10.79	15.71
	8	47.65	38.65	38.45	7.17	5.76	11.05
	9	39.78	43.00	38.12	6.57	9.31	7.21
	10	62.15	54.08	49.98	10.10	12.26	14.59
	11	41.55	40.58	36.92	6.92	8.10	12.90
	12 (통제)	49.20	39.65	42.55	15.42	8.87	5.41
W	1 (통제)	28.08	18.28	48.18	3.88	5.65	5.33
	2	62.38	70.23	42.55	10.32	6.50	5.24
	3	80.58	81.33	66.30	7.29	12.13	7.89
	4	69.45	72.33	57.53	8.83	15.21	18.26
	5	57.68	50.05	41.65	27.76	29.32	25.52
	6	28.22	25.48	33.20	13.04	20.67	14.64
	7	19.68	12.13	32.10	5.91	9.80	4.81
	8	24.75	25.18	39.33	19.57	13.26	9.53
	9	23.65	15.10	37.50	23.28	13.63	12.92
	10	29.15	28.40	29.75	3.40	7.80	10.81
	11	25.40	19.03	32.50	11.54	14.64	28.29
	12 (통제)	27.10	18.28	48.57	4.86	9.55	19.40
G	1 (통제)	42.42	48.18	23.90	15.67	5.33	17.22
	2	42.35	42.55	35.92	10.68	5.24	19.87
	3	60.05	66.30	37.20	5.67	7.89	13.91
	4	51.02	57.53	51.32	19.07	18.26	24.77
	5	42.15	41.65	32.10	20.43	25.52	5.65
	6	25.80	33.20	24.62	14.67	14.64	26.83
	7	34.58	32.10	27.68	12.60	4.81	8.15
	8	40.58	39.33	32.30	12.80	9.53	13.20
	9	32.68	37.50	27.72	5.39	12.92	16.00
	10	26.58	29.75	16.32	21.81	10.81	16.40
	11	38.95	32.50	19.08	17.72	28.29	32.85
	12 (통제)	42.07	48.57	48.27	29.05	19.40	29.18

5.3에 계산 되었다.

b. 위의 데타로 부터 도수분포표를 위한 계급이 결정 되었다. R과 W 지방은 5이고 G지방은 8이었다. 이에의해 빈도표가 표 6.1 및 6.2, 6.3과 같이 작성 되었다.

c. — 빈도표에 의해 도수분표표가 그림 2.1, 2.2 및 2.3과 같이 작성 되었다. 대부분의 도수분포표는 한쪽으로 약간 기울어져 있다. 이는 데타의 수가 충분하지 못하여 분포가 정규분포인가의 여부를 판정 짓기가 어려웠다. 그래서 다음식에 의한 정규예상 기대치를 계산 하였다. $(X_i-\bar{X})/S$식에 의해 Z값을 계산한 연후 X_i와 X_i+1

<表 5.1> 관측데타로 부터 처리평균을 뺀값

(지방 R)

i \ j	1	2	3	4	$\Sigma(R_{ij}-R_i)$
1	−0.7	0.5	6.7	−6.5	0
2	10.325	11.925	−15.075	−7.075	0
3	−8.45	3.85	− 1.25	5.85	0
4	12.275	−1.725	6.075	−16.625	0
5	−19.225	8.175	−11.125	22.175	0
6	−18.3	2.15	0.3	−2.9	0
7	−15.575	2.825	9.325	3.425	0
8	5.15	1.75	1.35	−8.25	0
9	−13.0	9	3	1	0
10	2.825	7.925	−18.075	7.325	0
11	− 1.775	2.325	− 9.775	9.425	0
12	7.45	−11.65	6.35	−2.15	0

$$\text{Rank}=\frac{22+19.225}{6.93}=\frac{41.225}{6.93}=5.95\rightarrow 5$$

<表 5.2>

(지방 W)

i \ j	1	2	3	4	$\Sigma(W_{ij}-W_i)$
1	1.72	−4.98	7.22	−3.98	0.02
2	−9.33	5.77	1.77	1.77	−0.22
3	−1.33	16.77	−3.33	−12.13	−0.02
4	−6.33	8.57	15.87	−18.13	−0.02
5	−42.05	1.95	21.35	18.75	0
6	−19.78	21.52	13.72	−15.48	−0.02
7	− 1.98	−6.23	14.37	− 6.23	0.02
8	−13.18	5.22	16.12	− 8.18	0
9	−13.10	−0.50	−5.30	18.90	0
10	− 0.90	−6.40	11.20	−3.90	0
11	− 5.03	−2.93	−13.03	20.97	−0.02
12	−14.28	3.72	4.82	5.72	−0.02

$$\text{Rank}=\frac{21.52+19.78}{6.93}=\frac{41.30}{6.93}=5.95\rightarrow 5$$

사이의 확율을 계산 총빈도를 곱해 예상 빈도수를 계산 하였다. 이 빈도수를 도수분포표에 그려넣어 정규 분포 곡선을 그림 2.1, 2.2 및 2.3에 표시 되었다. 이 두 그림에 의해서도 정규성은 아직 의심 스럽다.

d. 이 정규성을 분명하게 하기위해 상대 누적도수와 표 6.1의 중간값에 의합 확율지를 그려 점의 연결이 직선이 되는가에 따라 그림 3.1, 3.2 및 3.3과 같이 정규성을 검토 했다. 그림에서 보는 바와 같이 점들은 개략적으로 직선이 되어있어 분산은 대충 정규분포를 이룬다고 말할수 있겠으나 그 정도는 아직 알수가 없었다.

e. 이를 이해하기 위하여 카이 스퀘어 테스트가 실시 되었다. 그 결과는 표 7.1, 7.2 및 7.3과 같이 $x^2_c=\Sigma(0-E)^2/E=12.28$

x^2table d.f. =3, 유의수준 5%=15.51

그러므로 $x_c^2<x^2_t$ 이므로 두개의 그림은 현저하게 다르다고 말할수 없고 곡선은 정규분포를

<表 5.3>

(지방 G)

i \ j	1	2	3	4	$\Sigma(G_{ij}-G_i)$
1	−4.38	6.72	1.82	−4.18	−0.02
2	−7.15	3.45	−0.65	4.35	0
3	−8.30	−5.10	5.70	7.70	0
4	22.47	−17.93	6.77	−11.33	−0.02
5	−14.55	−25.65	31.85	8.35	0
6	−17.20	17.90	−4.00	3.30	0
7	1.20	−7.10	3.20	2.70	0
8	−1.83	13.87	−4.63	−7.43	−0.02
9	13.50	−12.50	−9.50	8.50	0
10	−13.05	−1.15	13.35	0.85	0
11	−24.30	−10.50	−6.0	40.80	0
12	−19.17	−0.47		19.63	−0.01

$$\text{Rank}=\frac{31.85+25.65}{6.93}=8.23\rightarrow 8.00$$

<表 6.1> 정규성에 대한 검정

빈도표(지방 R)

간 격	중위치	빈도수	도 수	누적도수	상대 누적 도수
−22.5 −17.5	−20	|||	3	3	6.25%
−17.5 −12.5	−15	|||	4	7	14.58
−12.5 − 7.5	−10	卌	5	12	25.00
− 7.5 − 2.5	− 5	|||	3	15	31.25
− 2.5 − 2.5	0	卌卌||	12	27	56.25
+ 2.5 + 7.5	+ 5	卌||	11	38	79.17
+ 7.5 +12.5	+10	卌|||	8	46	95.83
+12.5 +17.5	+15		0	46	95.83
+17.5 +22.5	+20	||	2	48	100.00

$S=9.837 \quad \bar{X}=-0.208$

$$\bar{X}=\frac{\Sigma f_i X_i}{\Sigma f_i}$$

$$S^2=\frac{\Sigma f_i X_i^2-(\Sigma f_i X_i)^2/\Sigma f_i}{Xf_i-1}$$

이룬다고 말할수 있다. 즉 좋은 감자에 대한 백분율은 처리효과의 영향을 제외하면 거의 정규분포를 한다는 결론을 내릴수 있다.

라. 각 지방의 대표 직경 그룹에 대한 분산의 동일성 검정 분산분석의 두번째 조건을 만족하기 위하여 분산에 대한 동일성 검정을 다음과 같이 실시하였다.

a. 코크란 테스트

H_0: $\sigma^2=\sigma_2^2=\sigma_3^2=\sigma_4^2\cdots\cdots\cdots=\sigma_{12}^2$

Test statistcs: $C=\frac{\text{최대 } S_i^2}{\Sigma S_i^2}$

코크란 테스트의 결과는 表 8과 같다.

코크란 테스트의 결론

모든 분산은 거의 동일하다 모든 12개의 모집단은 공통의 표준편차를 갖고 있다.

b. 하트리 테스트

H_0: $\sigma_1^2=\sigma_2^2=\sigma_3^2\cdots\cdots\cdots=\sigma_{12}^2$

Test Sstatistics: $F=\frac{S^2\max}{S^2\min}$

<表 6.2> 빈 도 표

(지방 W)

간 격	중 위 치	빈 도 수	도 수	누 적 도 수	상 대 누 적 도 수
<−22.5	−25	丨	1	1	2.08%
−22.5 −17.5	−20	丨丨	2	3	6.25%
−17.5 −12.5	−15	卌	5	8	16.67%
−12.7 −7.5	−10	丨丨丨	3	11	22.92%
− 7.5 −2.5	− 5	卌卌丨	11	22	45.83%
− 2.5 +2.5	0	卌丨丨	8	30	62.50%
+ 2.5 +7.5	+ 5	卌丨	6	36	75.00%
+ 7.5 +12.5	+10	丨丨	2	38	79.17%
+12.5 +17.5	+15	卌	5	43	89.58%
+17.5 +22.5	+20	卌	5	48	100.00%
>22.5					
			48		

$S = 11.85$ $\bar{X} = 0.0000$

(表 6.3) 빈 도 표

(지방 G)

간 격	중 위 치	빈 도 수	도 수	누 적 도 수	상 대 누 적 도 수
−36 −28	−32				
−28 −20	−24	丨	2	2	4.26%
−20 −12	−16	卌丨	6	8	17.02%
−12 − 4	− 8	卌卌丨丨	12	20	42.55%
− 4 + 4	0	卌卌丨丨	12	32	68.08%
+ 4 +12	+ 8	卌丨丨	7	39	82.98%
+12 +20	+16	卌	5	44	93.62%
+20 +28	+24	丨	1	45	95.74%
+28 +36	+32	丨	1	46	97.87%
+36 +44	+40	丨	1	47	100.00%

$S = 13.50$ $\bar{X} = -0.1702$

하트리 테스트에 대한 결과는 표 9와 같다.

하트리 테스트의 결론,

모든 분산은 거의 동일하다 이 두개의 동일성 테스트의 결과로서 분산분석의 두번째 조건은 만족되었다고, 말할 수 있다.

마. 분산 분석

분포는 정규분포이고 분산은 동일 하므로 분산분석에 의한 각처리기간의 평균의 차이를 비교할 수 있게 되었다. 예로서 지역 R의 대표 직경 그룹에 대하여 일원배치에 의한 분산분석을 다음과 같이 실시 하였다.

(가설) H_0: 모든 평균은 거의 동일 하다.

공식

(1) 변동원인	(2) 자승합의 합계	(3) 자유도	변동합의 평균	F-계산치
처리간의 변동	$\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{p}(X_i)^2 - \frac{X}{p.n}$	$p-1$	(2)/(3) $=a$	a/b
처리안의 변—	$\sum_i\sum_j(X_{ij})^2 - \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{p}(X_i)^2$	$p(n-1)$	$=b$	$F.95\binom{p-1}{pn-1}$
합계	$\sum_i\sum_j(X_{ij})^2 - \frac{X_i^2}{p.n}$	$pn-1$		

(지방 R)

<表 7.1> 정규분포곡선에 대한 적합도

X_i	Z_c	Pro. ($<Z$)	Pro. ($X_i<Z<X_i+1$)	Exq. freq.	Obs. freq.	$(0-E)2/E$
<−22.5	−2.27	0.0116				
−17.5	−1.76	0.0392	0.0276	1.32	3	2.14
−12.5	−1.25	0.1056	0.0664	3.19	4	0.21
− 7.5	−0.74	0.2296	0.1240	5.95	5	0.15
− 2.5	−0.23	0.4090	0.1794	8.61	3	3.66
+ 2.5	+0.275	0.6084	0.1994	9.57	12	0.62
+ 7.5	+0.78	0.7823	0.1739	8.35	11	0.84
+12.5	+1.29	0.9015	0.1192	5.72	8	0.99
+17.5	+1.80	0.9641	0.0626	3.00	0	3
+22.5	+2.01	0.9896	0.0235	1.13	2	0.67
				46.84	48	$x^2_c=12.28$

x^2table ($df=8$) =15.51

(지방 W)

<表 7.2> 정규분포 곡선에 대한 적합도

X_i	Z_c	Pro. ($<Z$)	Pro ($X_i<Z<X_i+1$)	Exp. freq.	Oas. freq.	$(0-E)^2/E$
			0.0120	0.57	1	0.324
<−22.5	−1.899	0.0287				
−17.5	−1.477	0.0694	0.0407	1.95	2	0.001
−12.5	−1.055	0.1446	0.0752	3.61	5	0.535
−7.5	−0.633	0.2643	0.1197	5.75	3	1.315
−2.5	−0.211	0.4168	0.1525	7.32	11	1.850
+2.5	0.211	0.5832	0.1694	7.99	8	0.000
+7.5	0.633	0.7357	0.1525	7.32	6	0.238
+12.5	1.055	0.8554	0.1197	5.75	2	2.446
+17.5	1.477	0.9306	0.0752	3.61	5	0.535
+22.5	1.89	0.9706	0.0400	1.92	5	4.941
						$x^2=11.735$

x^2table ($df=9$) =16.92

(지방G)

<表 7.3> 정규분포 곡선에 대한 적합도

X_i	Z_c	Pro. ($<Z$)	Pro. ($X_i<Z<X_i+1$)	Exp. freq.	Obs. freq.	$(0-E)^2/E$
<−36	−2.65	0.0040				
−28	−2.06	0.0197	0.0159	0.74		
−20	−1.47	0.0708	0.0511	2.40	2	0.07
−12	−0.88	0.1894	0.1186	5.57	6	0.03
− 4	−0.28	0.3897	0.2003	9.41	12	0.71
+ 4	+0.31	0.6217	0.2320	10.90	12	0.11
+12	+0.90	0.8159	0.1942	9.13	7	0.50
+20	+1.49	0.9319	0.1160	5.45	5	0.04
+28	+2.09	0.9817	0.0498	2.34	1	0.77
+36	+2.68	0.9963	0.0146	0.69	1	0.14
			0.0037	0.17	1	4.05

$X_c^2=6.42$ X^2table ($fd=8$) =15.51

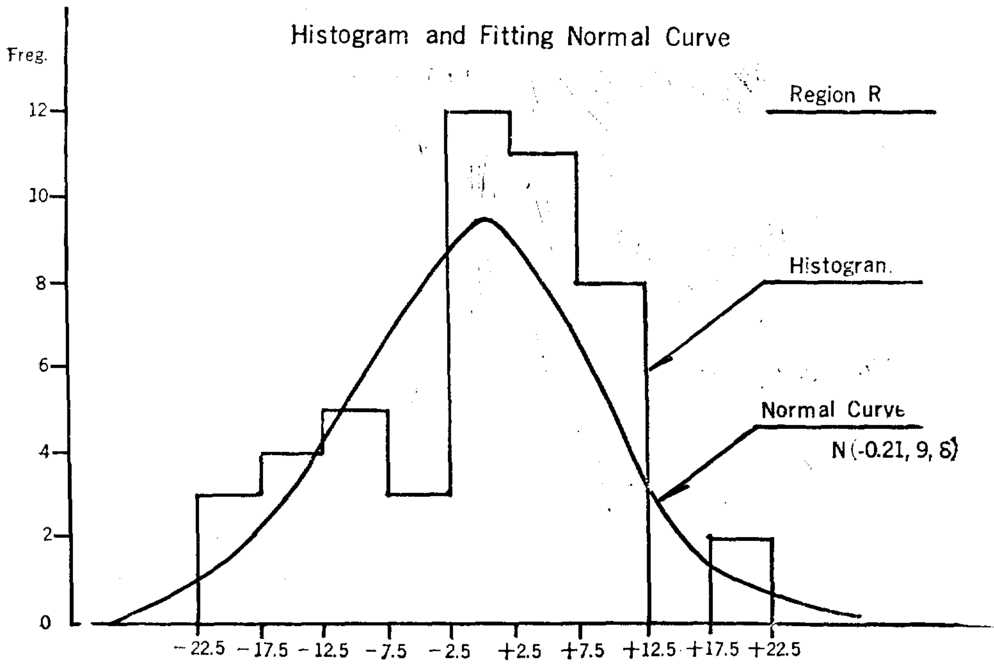

Histogram and Fitting Normal Curve
Freg.
12
10
8
6
4
2
0
Region R
Histogran
Normal Curve
N(-0.21, 9, 8)
−22.5 −17.5 −12.5 −7.5 −2.5 +2.5 +7.5 +12.5 +17.5 +22.5

Fig. 2-1.

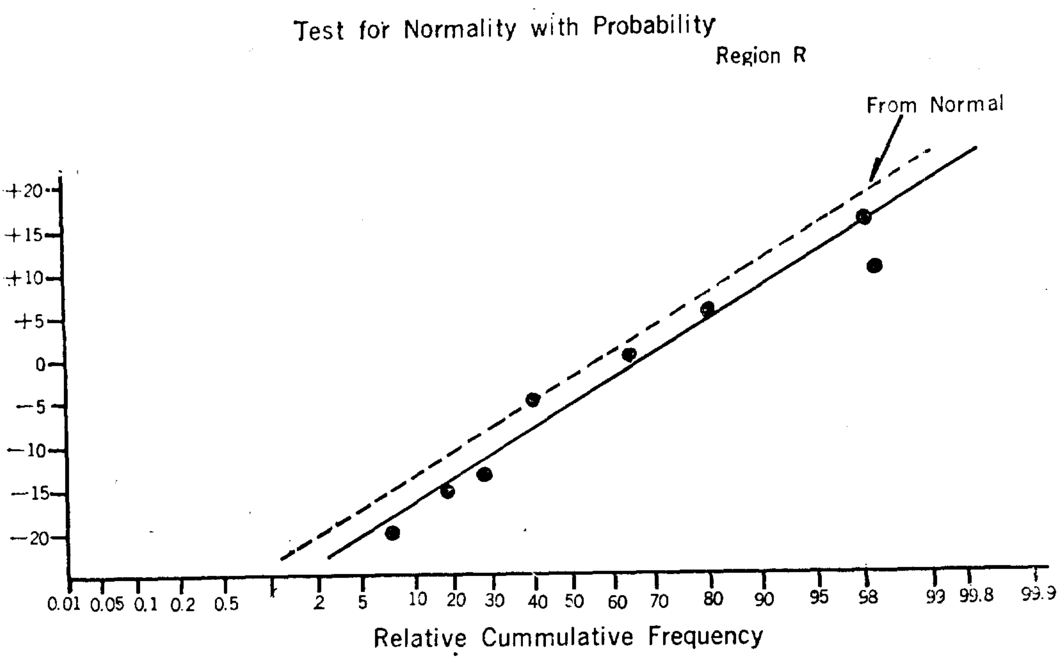

Test for Normality with Probability
Region R
From Normal
+20
+15
+10
+5
0
−5
−10
−15
−20
0.01 0.05 0.1 0.2 0.5 1 2 5 10 20 30 40 50 60 70 80 90 95 98 99 99.8 99.9
Relative Cummulative Frequency

Fig. 2-2.

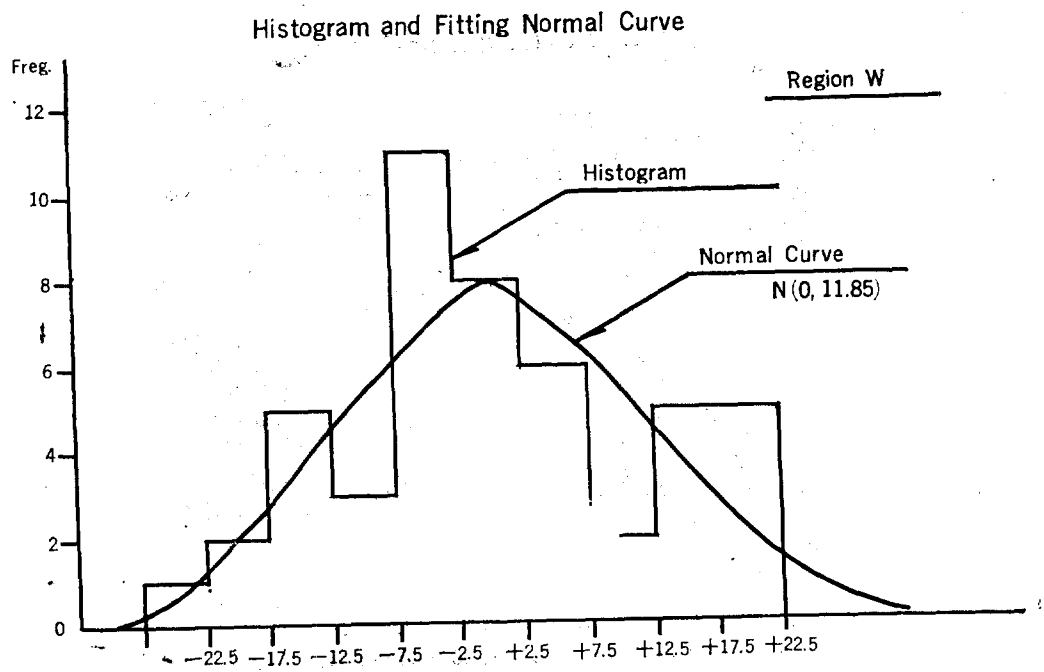

Histogram and Fitting Normal Curve
Freq.
12
10
8
6
4
2
0
Region W
Histogram
Normal Curve
N (0, 11.85)
−22.5
−17.5
−12.5
−7.5
−2.5
+2.5
+7.5
+12.5
+17.5
+22.5

Fig. 2-3.

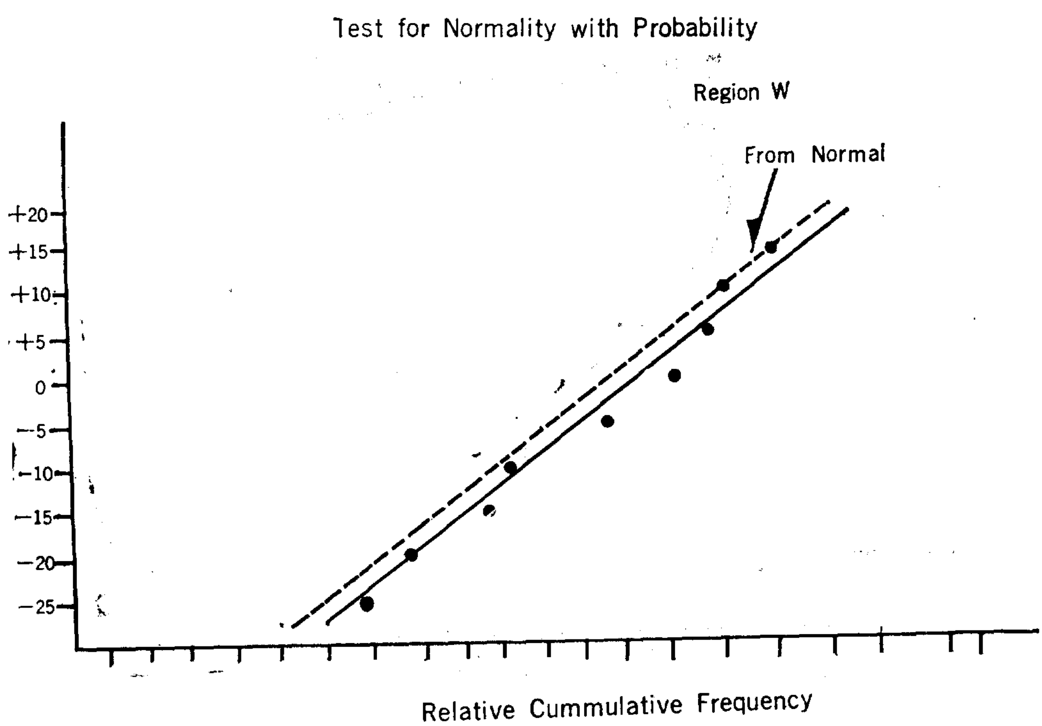

Test for Normality with Probability
Region W
From Normal
+20
+15
+10
+5
0
−5
−10
−15
−20
−25
Relative Cummulative Frequency

Fig. 3-1.

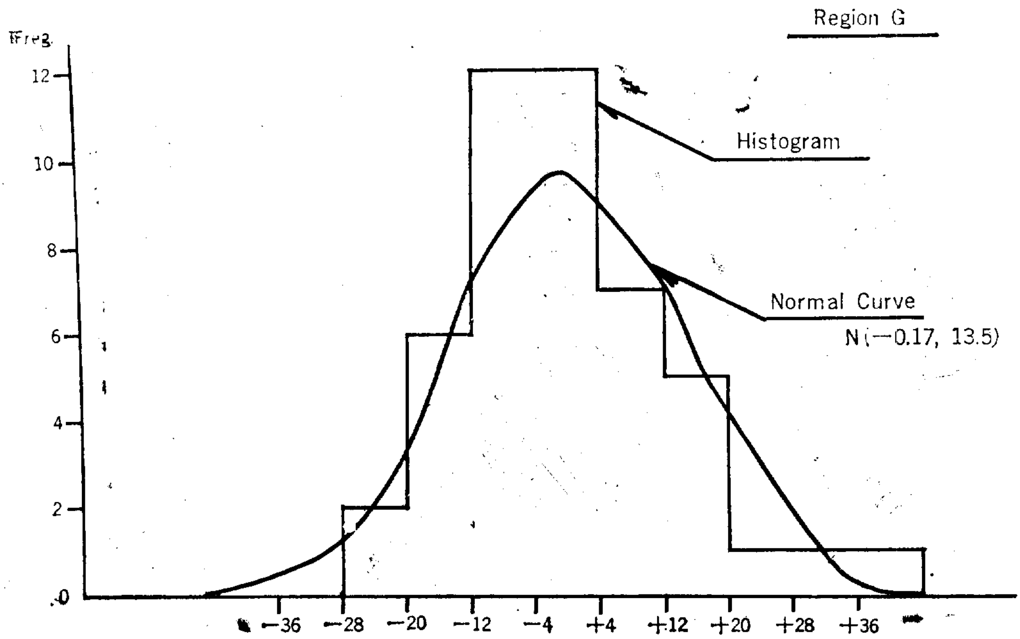


Fig. 3-2.

Test for Normality with Probability

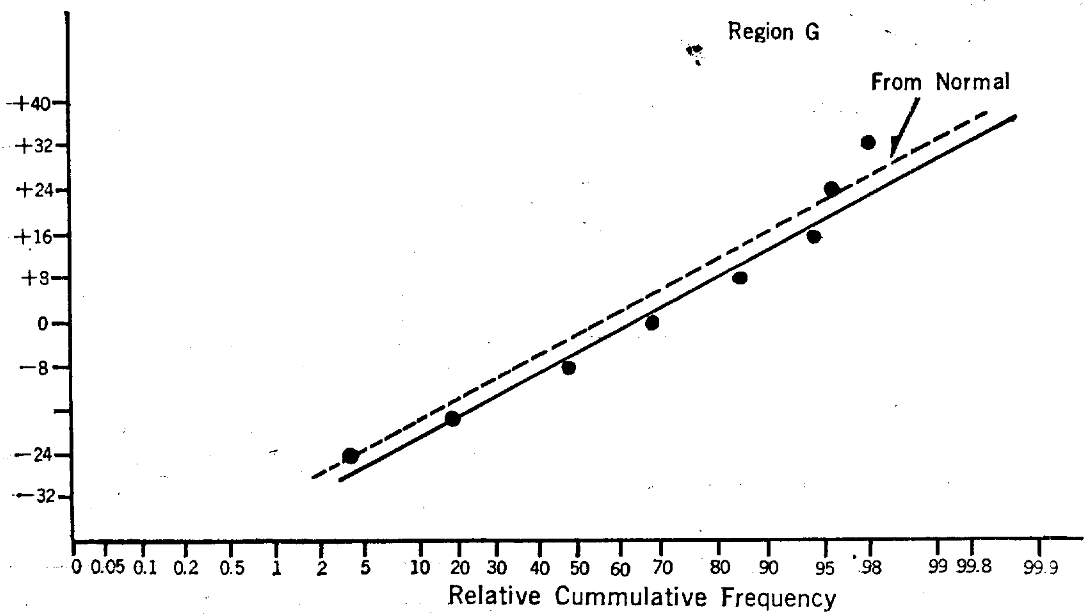


Fig. 3-3.

<表 8> 코크란 테스트의 결과

지 방	직경그룹	i	최 대 분 산	분산의 합계	Ccal	Ctab	결 과
R	28—35	12	347.08	1697.91	0.204	0.3264	Not Signi
	35—45	12	350.81	1552.40	0.226	0.3264	현저하게 다
	45 이상	12	443.52	1795.57	0.427	0.3264	르지 않음
W	28—35	12	859.66	2563.58	0.325	3.3264	현저하게 다
	35—45	12	770.62	2321.55	0.322	0.3264	르지 않음
	45 이상	12	412.90	1536.55	0.269	0.3264	
G	28—35	12	843.90	3373.25	0.250	0.3264	현저하게 다
	35—45	12	800.32	Z891.57	0.277	0.3264	르지 않음
	45 이상	12	1079.12	4946.38	0.218	0.3264	

Ctable: 코크란 테스트로 위한 한계치=0.3264
$\alpha=0.05$ $k=12$ $d.f=3$

<表 6> 하트리 테스트의 결과

지R방	직경그룹	i	최 대 분 산	최 소 분 산	Fcal	Ftab	결 과
R	28—35	12	347.08	15.52	22.40	124	현저하게 다
	35—45	12	350.81	29.27	11.99	124	르지 않음
	45이상	12	443.52	29.27	15.15	124	
W	28—35	12	770.62	11.56	66.66	124	현저하게 다
	35—45	12	859.66	31.92	26.93	124	르지 않음
	45이상	12	412.90	26.24	15.75	124	
G	28—35	12	843.90	29.05	29.05	124	현저 하게 다
	35—45	12	800.32	23.14	34.59	124	르지 않음
	45이상	12	1,079.12	31.92	33.81	124	

* Ftable: 하트리 테스트를 위한 한계치=124
$\alpha=0.05$ $k=12$ $d.f=3$

<表 10> 직경그룹 35~45에 대한 분산분석

(1) 변동원이	(2) 자승합의 합계	(3) 자유도	변동합의평균	F-계산치
처리간의 변동	14820.94	11	1347.36	10.426
처리안의 변동	4656.48	36	129.35	
합 계	19477.42	47		

F테이블로부터

$F_t=F_{0.95}\ (11, 36)=2.13$

$F_c=10.420> F_t=2.13$

즉 가설 H_0은 부정되고 각 처리간의 평균은 같지 않다고 말할수 있다.

동일한 계산은 각 지방 직경그룹에 대하여 실시한 결과는 다음과 같다.

<表 2> 분산 분석의 결과

조사구분 지방	직경그룹	결 과
R	28—35	각 처리간에 현저한 차이가 있다
	35—45	각 처리간에 현저한 차이다 있
	45이상	각 처리간에 현저한 차이가 있다
W	28—35	각 처리간에 현저한 차이가 있다
	35—45	각 처리간에 현저한 차이가 있다
	45이상	각 처리간에 현저한 차이가 있다
G	28—35	각 처리간에 현저한 차이가 없다
	35—45	각 처리간에 현저한 차이가 없다
	45이상	각 처리간에 현저한 차이가 없다

이 분산분석의 결과 지방 R과 W에는 각 처리

〈표 15〉 Calculation of U. C. L. and L. C. L. and Mean for Graph.

Investigation Region	size (mm)	FORMULA	Center Line	T-Value ($\alpha=0.05$ / $\alpha=0.01$)	$S_{\bar{x}}$	U. C. L.	L. C. L.
R	28—35	$\bar{\bar{X}}$ cont. $\pm tS_{\bar{x}}$	50.63	2.029 2.722	5.95	62.70 66.83	38.56 34.43
	35—45	$d.f.=36$	36.83	2.029 2.722	5.69	48.38 52.32	25.28 21.44
	45over		42.39	2.029 2.722	6.14	54.85 59.10	29.93 25.68
W	28—35	$\bar{\bar{X}}$cont. $\pm tS_{\bar{x}}$	27.59	2.029 2.722	6.95	41.69 46.51	13.59 8.67
	35—45	$d.f.=36$	18.28	2.029 2.722	7.31	33.11 38.18	3.45 −1.62
	45over		17.22	2.029 2.722	5.66	28.70 32.63	5.74 1.81
G	28—35	$\bar{\bar{X}}$grand. $\pm sS_{\bar{x}}$	39.89	2.032 2.726	8.14	56.43 62.08	23.35 17.70
	35—45	$d.f.=35$	42.29	2.032 2.726	7.70	57.94 63.28	26.64 21.30
	45over		31.00	2.032 2.726	10.00	51.32 58.26	10.68 3.74

$S_{\bar{x}}=\frac{S}{\sqrt{n}}$ Where; S: standarddeviation within treatment.

n: number of sample

$S_{\bar{x}}$: estimated standard deviation of population.

〈표 16〉 Data for Dunnet's Calculation

$\Delta X=X_i-X_c\pm D_tS/\sqrt{2}$, $D_t=2.88\,(\alpha=0.05)$ Two-Sided Limit

Investigation Region	size (mm)	$\bar{X}_c$	S_{within}	$D_tS/\sqrt{2}$	$X_c\pm D_tS/\sqrt{2}$ L. C. L.	U. C. L
R	28—35	50.63	5.95	12.119	38.506	62.744
	35—45	36.83	5.69	11.589	25.236	48.414
	45over	42.39	6.14	12.506	29.879	54.891
W	28—35	27.59	6.95	14.156	13.434	41.746
	ꞓ5—45	18.28	7.31	14.889	3.391	33.169
	45over	17.22	5.66	11.528	5.692	28.748
G	28—35	42.27	8.14	16.579	25.691	58.849
	35—45	48.35	7.70	15.683	32.667	64.033
	45over	34.34	10.00	20.368	13.972	54.708

Whiere: $D_t=2.88\ (\alpha=0.05)$, $D_t=3.54\ (\alpha=0.01)$

Conclusion: % of goodpo tatoes in treatment-A exceeds the standard by an amount between ΔX. U. C. L. and ΔX L. C. L.

Dunnett's Test: if $\Delta X>0$, $\frac{X_i-X_c}{S/\sqrt{2}}>D_t$ So, significanfly different.

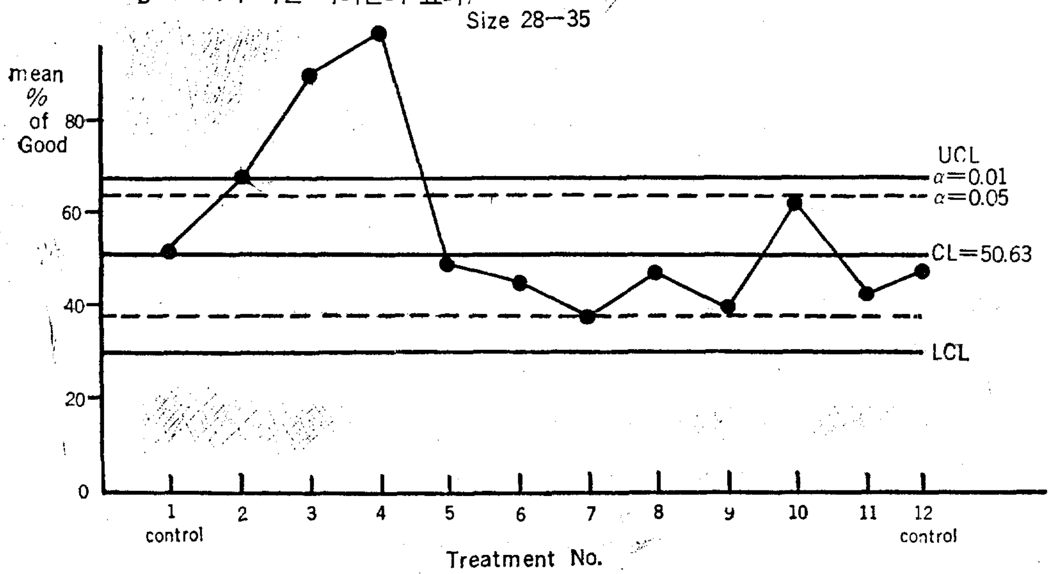
간에 현저한 차이가 있어 그 평균치는 다르고 항생제 피마리신의 효과가 있다고 판정 할수 있으나 지방 G에서는 각 적경 그룹에 대하여 각 처리간에 현저한 차이가 없어 항생제 피마리신의 효과가 확실하지 못하였다.

바. Graph의 作圖

a. 이 분산분석의 결과로서 다음과 같이 신뢰구간을 계산 하였다.

EFFECT OF DIFFERENT TREATMENTS No. 68

Region R (각 다른 처리간의 효과)



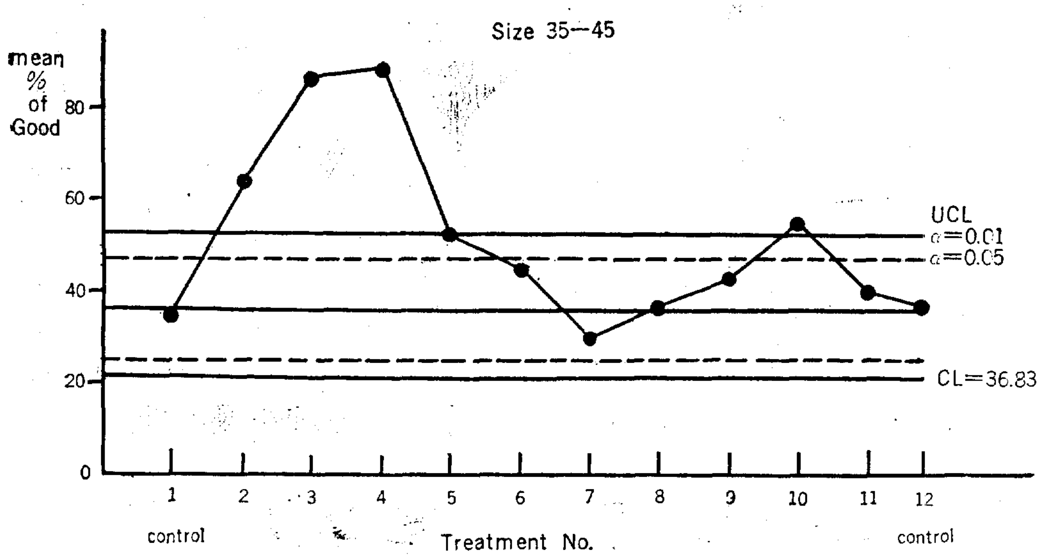
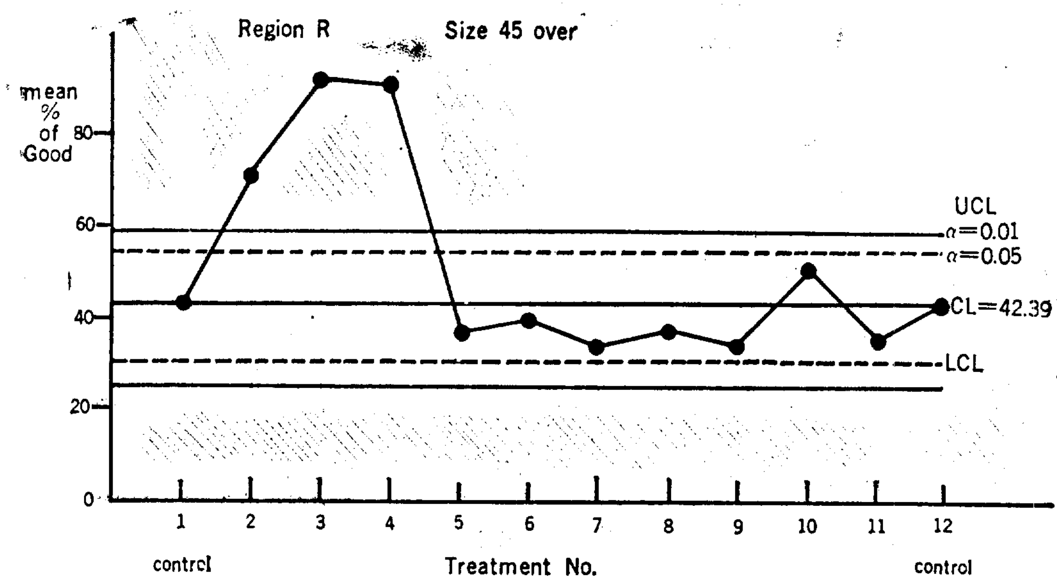


Fig. 1-1.


Region R
Size 45 over
mean % of Good
80
60
40
20
0
UCL
α=0.01
α=0.05
CL=42.39
LCL
1
2
3
4
5
6
7
8
9
10
11
12
control
Treatment No.
control

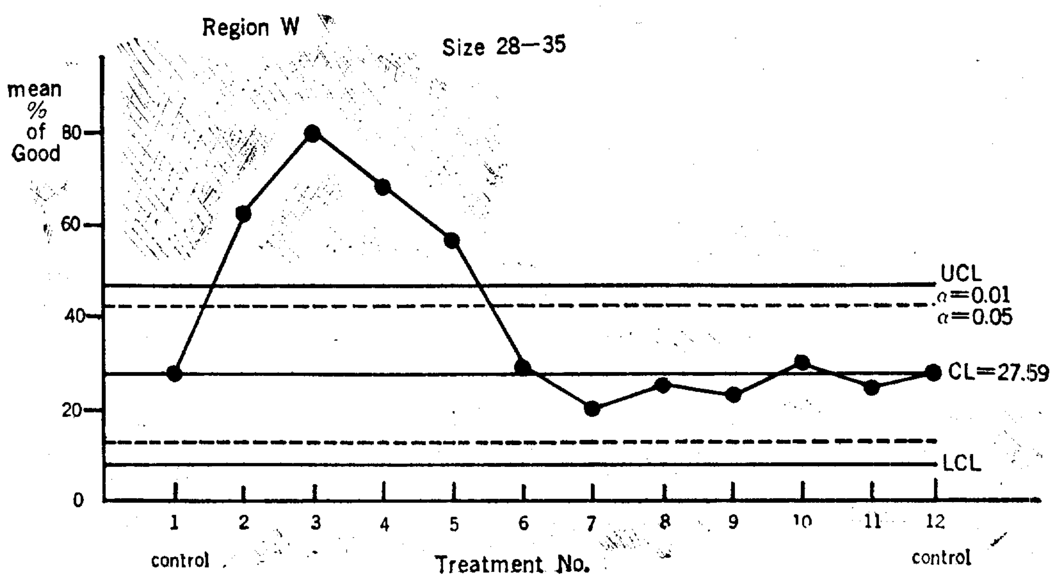
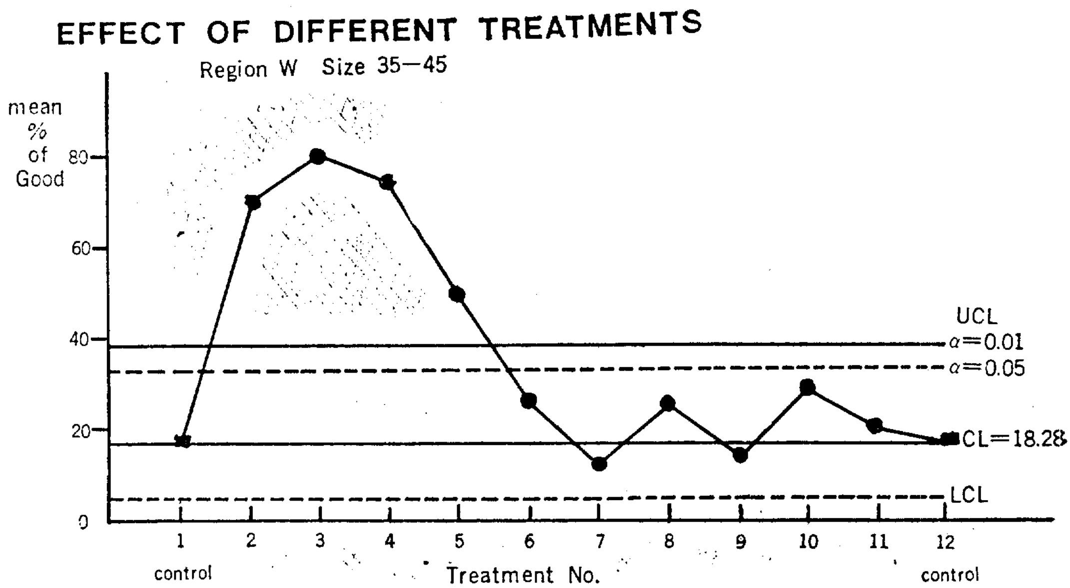

Region W
Size 28—35
mean % of Good
80
60
40
20
0
UCL
α=0.01
α=0.05
CL=27.59
LCL
1
2
3
4
5
6
7
8
9
10
11
12
control
Treatment No.
control

Fig. 1-2.


EFFECT OF DIFFERENT TREATMENTS
Region W Size 35—45
mean % of Good
80
60
40
20
0
UCL
α=0.01
α=0.05
CL=18.28
LCL
1 2 3 4 5 6 7 8 9 10 11 12
control
Treatment No.
control

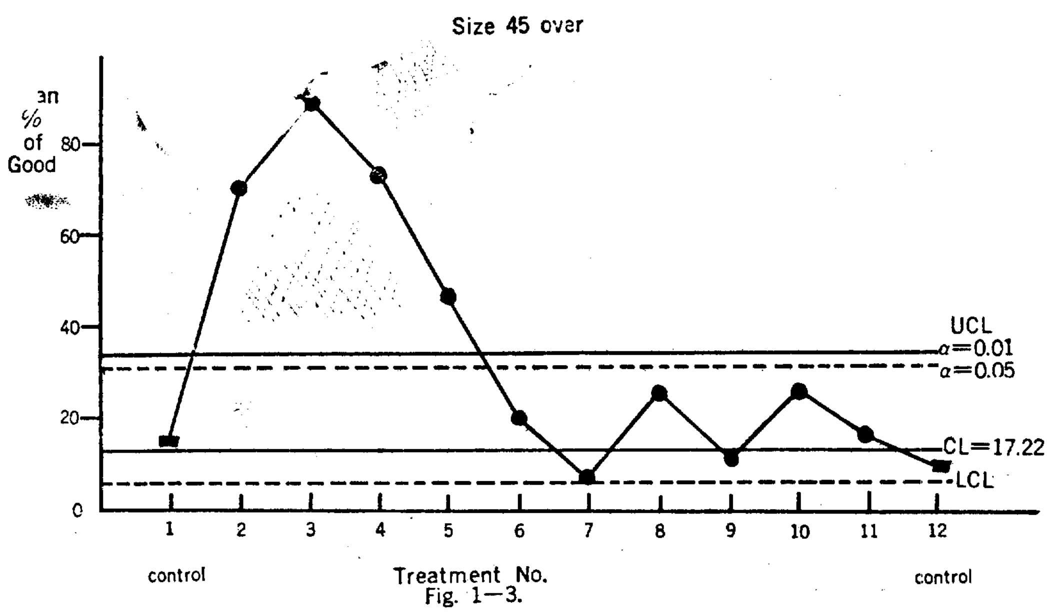

Size 45 over
% of Good
80
60
40
20
0
UCL
α=0.01
α=0.05
CL=17.22
LCL
1 2 3 4 5 6 7 8 9 10 11 12
control
Treatment No.
Fig. 1—3.
control

Fig. 1-3.

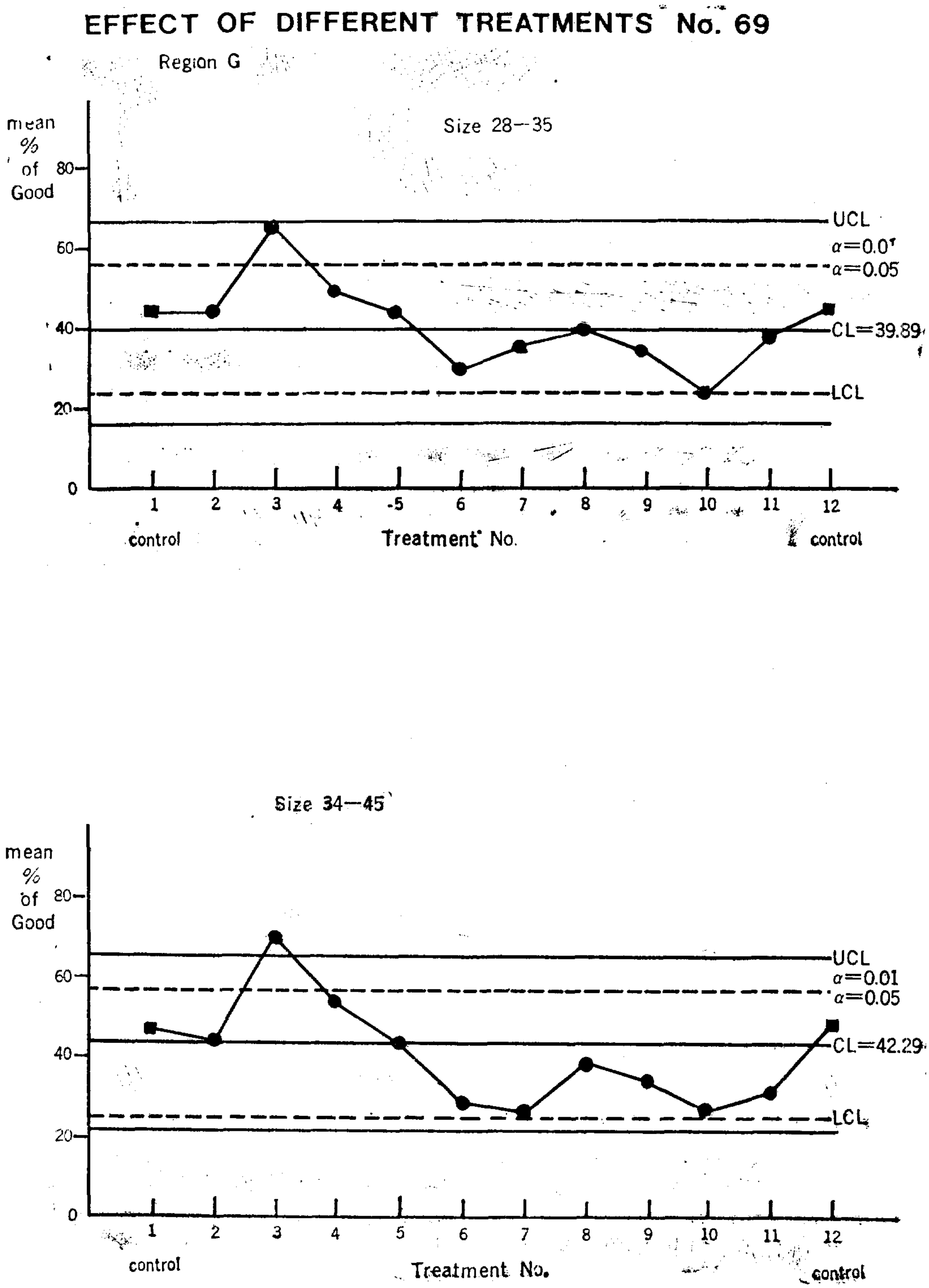

EFFECT OF DIFFERENT TREATMENTS No. 69
Region G
Size 28—35
mean % of Good
0
20
40
60
80
UCL
α=0.01
α=0.05
CL=39.89
LCL
1 2 3 4 5 6 7 8 9 10 11 12
control
Treatment No.
control
Size 34—45
mean % of Good
0
20
40
60
80
UCL
α=0.01
α=0.05
CL=42.29
LCL
1 2 3 4 5 6 7 8 9 10 11 12
control
Treatment No.
control

Fig. 1-4.

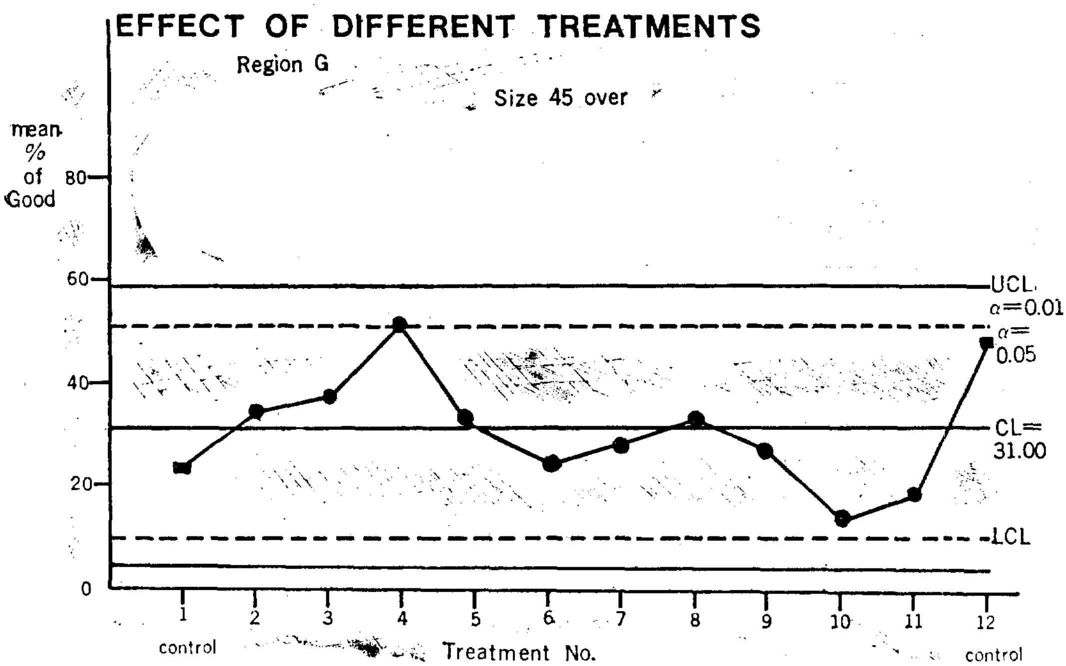


Fig. 1-5.

지방 R 및 W (평균의 차가 있는곳)

$\bar{X}$ 통제 $\pm t.S_{\bar{x}}$

지방 G (평균의 차가 없는곳)

$\bar{X}$ 통제 $\pm t.S_{\bar{x}}$

여기서 $S_x = \frac{S}{\sqrt{n}}$: 모집단의 추정 표준편차

S: 처리안의 표준편차

n: 처리안의 표판수

이 계산에 의하여 신뢰상한, 신뢰하한 및 평균이 각각 표 15와 같이 계산 되었다.

여기서 $S_{\bar{x}} = \frac{S}{\sqrt{n}}$ S: 처리안의 표준편차

n: 샘플의 수

$S_{\bar{x}}$: 모집단의 예상 표준편차

b. 이 表 15에 의하여 그림 1—1, 1—2, 1—3, 1—4 및 1—5와 같이 유의수준 5% 및 1%를 갖는 그라프가 작성 되었다. 이 그라프에서 다음과 같은 사실을 발견 할수 있다.

지방 R: 처리번호 2, 3 및 4번은 다른 처리번호 및 통제처리에 비해 현저한 차이가 있다. 즉 높은 농도의 피마리신 용액으로 처리한 것과 수은 처리한것의 품질은 다른것에 비해 신뢰한계 99%로서 월등히 품질이 우수 했다.

지방 W: 여기서도 지방 R과 같이 처리번호 2, 3 및 4번은 다른 처리번호 및 통제처리에 비해 품질이 우수했다.

지방 G: 여기서는 그 어느것도 통제 처리에 대하여 신뢰한계 99%로서 품질에 현격한 차이가 없고 단지 처리번호 3번, 즉 높은 농도의 피마리신으로 처리한후 바로 심었던 것만이 신뢰한계 95%로서 통제처리에 비해 약간 차이가 있었다.

사. 던넷트 테스트

먼저 앞장에서 설명한 바와 같이 각 다른 처리간의 평균의 차를 대수적으로 구별하기 위한 던넷트 테스트를 실시하기 위해서는 한개의 통제그룹이 필요하므로 평균 및 분산을 각각 하나씩만 통제그룹으로 사용 하여야만 한다. 이번 문제의 두개의 평균 및 분산을 통합하기 위해서는 그 평균 및 분산이 원래 동일한 모집단으로 부터 나온 것인가 즉 샘플로 부터 나온 두평균의 값이 어느 일정 유의수준 아래에서 큰차가 없는 것인가를 검토할 필요가 있다. 이를 위해 원래의 두 통제그룹의 평균 및 분산의 차이를 T테스트 및 F테

<表 12> F테스트 결과(두 통제그룹간의 분산차를 비교하기 위한 검정)

조사구분 지방	직경구분	분산 S_1^2	S_{12}^2	df_1	df_{12}	$F_c=S_1^2/S_{12}^2$	F_t (df_1, df_{12}) 0.975	0.025
R	28—35	292.070	237.780	3	3	1.228	15.4	0.065
	35—45	29.268	70.677	3	3	0.372	15.4	0.065
	45이상	209.960	295268	3	3	7.173	15.4	0.065
W	28—35	15.054	23.620	3	3	0.637	15.4	0.065
	35—45	31.923	91.203	3	3	0.350	15.4	0.065
	45이상	82.992	26.214	3	3	3.166	15.4	0.065
G	28—35	245.540	843.900	3	2	0.291	39.2	0.062
	34—45	28.409	376.360	3	2	0.075	39.2	0.062
	45이상	296.528	851.470	3	2	0.348	39.2	0.062

<表 14> 두 통제그룹의 공동 평균과 분산

지방	직경구분	$Sp^2=\frac{(n_1-1)S_1^2+(n_{12}-1)S_{12}^2}{n_1+n_{12}-2}$	$X_c=X_1+X_{12}/2$
R	28—35	264.93	50.625
	35—45	53.97	36.625
	45이상	119.61	42.385
W	28—35	19.34	27.590
	35—45	61.56	18.280
	45이상	54.60	17.220
G	28—35	484.89	42.270*
	35—45	167.59	48.350*
	45이상	518.51	34.340*

스트를 통해 검정 하였다.

a. F테스트 : 두개의 통제 평균을 통합 하기 위해서는 무엇보다도 먼저 두개의 분산이 같아야 하므로 F테스가 먼저 실시 되었다. 이 테스트는 두 분산간의 유의차를 검정 하는것으로서 그 방법은 아래 보기와 같다.

<보기> 지방 R의 직경그룹 35—45에 대한 조사

가설 H_0: $\sigma_1=\sigma_{12}$, 유의 수준 $\alpha=0.05$ 양측검정

Test statistics: $F=\frac{S_1^2}{S_{12}^2}$ $df_1=4-1=3$

$df_{12}=4-1=3$

$S_1^2=29.268$ $S_{12}^2=78.677$ $F\mathrm{cal}(3,3)=0.372$

F수표로 부터 $F_t(3,3)0.975=15.4$

$F_t(3,3)0.025=0.065$

결론 : 가설 H_0를 인정한다 두 분산은 현저 하게 다르지 않다. 다음 동일한 테스트가 각 지방 및 직경그룹에 대하여 실시 되어 表 12에 기록 되었다.

결론 : 두 통제그룹 간의 분산은 거의 동일 하다. 이 F테스트의 결과로 공통분산이 다음 表 14와 같이 만들어 졌다.

* 분산분석의 결과로서 지방 G는 평균간에 큰 차가 없어 통제그룹의 평균을 그라프에 사용하지 않고 전체평균을 사용 하였다.

b. T테스트 : 두 통제평균간의 차이를 분석하기 위하여 다음 예와 같은 검정을 하였다.

(가설) H_0: $U_1=U_2$

Test Statistics: $t=\frac{X_1-X_{12}}{S_p\sqrt{\frac{1}{n_1}+\frac{1}{n_{21}}}}$

유의수준 $\alpha=0.05$ 양측검정

여기서 $S_p^2=\frac{(n_1-1)S_1^3+(n_{12}-1)S_{12}^2}{n_1+n_{12}-2}$

$n_1=4$, $n_{12}=4$, $X_1=34$, $X_{12}=39.65$ $S_p=53.99$

$t\mathrm{cal.}=-0.148$ t-테이블로 부터

$t(d.f.=6)0.975=2.447$

그러므로 $T\mathrm{table}>T\mathrm{cal}$.

결론 : 가설 H_0를 인정 한다. 즉 결론은 현저하게 다르다고 볼수 없다. 이상과 같은 절차가 각지방 및 직경그룹에 대하여 表 13과 같이 실시 되었다.

결론 : 모든 조사에 있어서 두평균은 서로 다르지 않다 인하여 表 14의 두번째 평균에 대한 통합은 논리적으로 타당 하다고 볼수 있다.

전체적인 T테스트의 결과로서 우리는 表 14의

<表 18> T 테스트의 결과(두 통제평균에 대한 차의 검정)

H_0: $U_1=U_{12}$ $t=\bar{X}_1-\bar{X}_{12}/S_p\sqrt{\frac{1}{n_1}+\frac{1}{n_{12}}}$

지역	조사구분 직경구분	평 X_1	균 X_{12}	S_p	$D.F.$	T_c	$T_{t.975}$	결과
R	28—35	52.05	49.20	264.93	6	0.015	2.447	가설인정
	35—45	34.00	39.65	53.90	6	0.148	2.447	가설인정
	45 이상	42.22	42.55	119.61	6	0.004	2.447	가설인정
W	28—35	38.08	27.10	19.337	6	0.072	2.447	가설인정
	35—45	18.28	18.28	61.563	6	0.000	2.447	가설인정
	45 이상	19.72	14.72	54.603	6	0.129	2.447	가설인정
G	28—35	42.42	42.07	484.89	5	0.000	2.571	가설인정
	35—45	38.18	48.57	167.59	5	0.003	2.571	가설인정
	45 이상	23.90	48.27	518.51	5	0.062	2.571	가설인정

공통평균을 그라프의 중심선과 통제평균으로서 계산 및 사용이 가능하게 되는 것이다. 그러나 단지 지방 G는 이 통합평균을 그라프의 중심선으로 사용 하지 않고 전체평균을 사용하였다. 왜냐하면 지방 G는 분산분석의 결과가 현저하게 다르지 않아 즉 모든 처리의 평균이 거의 같아 통제평균을 사용하여 그 차를 분석할 수 없기 때문이다.

c. 이 F테스트 및 T테스트의 결과로서 두 통제 그룹에서의 공통분산과 공통 평균을 表 14와 같이 계산 되었으며 이 表에서 지방 W의 공통평균과 공통분산이 다른 두지방에 비해 상대적으로 낮다는 것을 알수 있었다.

d. 던넷트 테스트 : 지금까지 앞항의 절차로서 던넷트 테스트에 의하여 한개의 통제그룹과 10개의 처리그룹에 대한 비교가 가능하게 되었다 이 던넷트 테스트에 대한 계산식은

$D_i=\frac{\overline{X}_i-\overline{X}_c}{S_v}$ 여기서 $S_v=S\sqrt{\frac{1}{n_i}+\frac{1}{n_c}}$

$\overline{X}_c$: 통제평균 $\overline{X}_i$: 각처리 평균

S: 처리그룹 안의 표준 편치

n_i: 와 n_c: 셈플의 크기 및 묘판의 수

S_v: 두 평균 간의 차에 대한 예상 표준 실험오차

D_t: 던넷트 테스트를 위한 한계치

유의수준 $\alpha=0.05$ 자유도$=33$ $p=10$

양측검정

예로서 지방 R에 대한 계산을 하여 보자

$X_c=36.83$ $X_3=83.95$

$S=5.69$ $n_i=n_c=4$ $S_v=4,024$

그러므로 Dcal$=11.208$

던넷트의 테이블로 부터 Dtab$=2.88$ $(\alpha=0.05)$

Dtab. $=3.54$ $(\alpha=0.01)$

그러므로 Dcal. $>$ Dtab. →통제그룹에 대하여 현저하게 다르다 연후에 통제 평균과 처리 평균간의 차이를 분석 하기 위해 모든 처리그룹에 대하여 동일한 계산이 이루워 졌다. 다음 表 3은 그 결과이다. 이 表의 $n.S$는 통제그룹에 대하여 현저하게 다르지 않다는 표시이고 Sign. 은 통제그룹에 대하여 현저하게 그 효과가 높다는 표시이다.

<表 3> 던넷트 테스트의 결과

지방	처리번호	28—35	35—45	45이상	종 합
R	2	n.S.	Sign	Sign	Sign
	3	Sign	Sign	Sign	Sign
	4	Sign	Sign	Sign	Sign
	5	n.S	n.S.	n.S	n.S.
	6	n.S	u.S.	n.S.	n.S.
	7	n.S.	n S.	n.S.	n.S.
	8	n.S.	n.S.	n.S.	n.S.
	9	n.S.	n.S.	n.S.	n.S.
	10	n.S.	n.S.	n.S.	n.S.
	11	n.S.	n.S.	n.S.	n.S.

지방	처리번호	28—35	35—45	45이상	종 합
W	2	Sign	Sign	Sign	Sign
	3	Sign	Sign	Sign	Sign
	4	Sign	Sign	Sign	Sign
	5	Sign	Sign	Sign	Sign
	6	n. S.	n. S.	n. S.	n. S.
	7	n. S.	n. S.	n. S.	n. S.
	8	n. S.	n. S.	n. S.	n. S.
	9	n. S.	n. S.	n. S.	n. S.
	10	n. S.	n. S.	n. S.	n. S.
	11	n. S.	n. S.	n. S.	n. S.
G	1	n. S.	n. S.	n. S.	n. S.
	2	n. S.	n. S.	n. S.	n. S.
	3	n. S.	n. S.	n. S.	n. S.
	4	n. S.	n. S.	n. S.	n. S.
	5	n. S.	n. S.	n. S.	n. S.
	6	n. S.	n. S.	n. S.	n. S.
	7	n. S.	n. S.	n. S.	n. S.
	8	n. S.	n. S.	n. S.	n. S.
	9	n. S.	n. S.	n. S.	n. S.
	10	n. S.	n. S.	n. S.	n. S.
	11	n. S.	n. S.	n. S.	n. S.
	12	n. S.	n. S.	n. S.	nS..

던넷트 테스트의 결론 :

지방 R: 처리번호 2, 3, 4번은 통제그룹 보다 효과가 높다 즉 높은 농도의 피마리신으로 처리 했던 종자감자에서 나온 감자의 품도는 처리하지 않은 통제그룹 및 다른 지방에 의해 처리 되었던 그룹에 비하여 월등히 양호했다.

지방 W: 처리번호 2, 3, 4, 5번은 통제그룹 보다 그 효과가 높았다. 즉 지방 R과 마찬가지의 효과 였으나 기후 및 토양등의 자연조건이 우수했던 이 지역에서는 높은 농도의 피마리신과 수은으로 처리 했던것 이외에 경쟁자 제품인 처리번호 5번도 통제그룹에 비해 뛰어난 효과를 보여 주고 있었다.

지방 G: 모든 처리그룹이 통제그룹에 비해 현저히 다르지 않고 단지 처리번호 3번의 직경그룹 28—35, 35—45에서 유의수준 $\alpha=0.05$로서 다른 처리그룹과 통제그룹에 비해 약간 우수하다고 보여졌으나 유의수준 $\alpha=0.01$로서는 별다른 차이를 볼수 없었다. 이러한 던넷트 테스트의 결론은 종래의 그라프 판독으로 막연하게 얻어졌던 결론을 대수적으로 결정적인 해석을 대릴수 있다는 것이 그 장점이 되겠다.

E. 던넷트 계산 앞절에서 설명했던 던넷트 테스트는 한개의 통제그룹으로 다수의 처리그룹에 대한 차이를 분석하여 결론을 유도 해왔으나 회사가 알고져 하는바는 각 처리그룹이 통제 그룹이나 다른 처리 그룹에 비해 도대체 어느정도 우수한 것인가를 아는데 있다고 할 수 있겠다. 이러한 요구를 만족하기 위해서는 다음 계산절차에 의해 통제그룹과 처리그룹간의 차이를 대수적으로 계산해 내는 던넷트계산을 실시하는 것이 효과적이라 하겠다. 이러한 이론은 1957년도 미국의 통계학회지에 C. W. Dunnett 의해 발표되어 1964

<표 16> 던넷트 계산을 위한 데타

$\Delta X=\bar{X}_i-\bar{X}_c\pm D_tS/\sqrt{2}$, $D_t=2.88(\alpha=0.05)$ 양측검정

조사구분 지역	크기	$\bar{X}_c$	S_{within}	$D_tS/\sqrt{2}$	$\bar{X}_c\pm D_tS/\sqrt{2}$ L. C. L.	U. C. L.
R	28—35	50.63	5.95	12.119	38.506	62.744
	35—45	36.83	5.69	11.589	25.236	48.414
	45이상	42.39	6.14	12.506	29.879	54.891
W	28—35	27.59	6.95	14.156	13.434	41.746
	35—45	18.28	7.31	14.889	3.391	33.169
	45이상	17.22	5.66	11.528	5.692	28.748
G	28—35	42.27	8.14	16.579	25.691	58.849
	35—45	48.35	7.70	15.683	32.667	64.033
	45이상	34.34	10.00	20.368	13.972	54.709

<<< $D_t=2.88$ $(\alpha=0.05)$, $D_t=3.54$ $(\alpha=0.01)$

<表 17> 던넷트 계산의 결과

지방	처리번호	ΔX from LCL				ΔX from UCL			
		28—35	35—45	45이상	$\Delta\bar{X}$	28—35	35—45	45이상	$\Delta\bar{X}$
R	2	29.97	38.94	42.02	36.98	3.74	15.76	17.01	12.17
	3	48.92	58.71	58.47	55.38	24.69	35.54	33.46	31.23
	4	55.17	60.49	58.22	57.96	30.94	37.31	33.21	33.82
	5	11.37	22.59	8.40	14.12	−12.86	−0.59	−16.61	−10.02
	6	6.31	19.56	10.74	12.34	−17.92	−3.21	−14.27	−11.80
	7	0.07	4.64	5.27	3.33	−24.16	−18.54	−19.74	−20.81
	8	9.14	13.41	8.57		−15.09	−9.76	−16.44	−13.76
	9	1.27	17.76	8.24	9.09	−22.96	−5.41	−16.77	−15.05
	10	23.64	28.84	19.60	24.03	0.59	5.66	−5.41	0.28
	11	3.04	15.34	7.04	8.47	−21.29	7.84	−17.97	−10.44
W	2	48.95	66.84	68.89	61.56	20.63	37.06	45.83	34.51
	3	67.15	77.94	83.31	76.13	38.83	48.16	60.25	49.06
	4	56.02	68.94	71.29	65.38	27.70	39.16	48.13	38.33
	5	44.25	46.66	43.29	44.73	15.93	16.88	20.23	17.88
	6	14.79	22.09	14.53	17.14	−13.53	7.69	−8.53	4.79
	7	6.25	8.74	0.66	5.22	−22.07	−21.04	−22.40	−21.84
	8	11.32	21.79	18.86	17.32	−17.00	−7.99	−4.20	−9.73
	9	10.22	11.71	8.81	10.25	−18.01	−18.07	−14.25	−16.78
	10	15.72	25.10	18.91	19.88	−12.60	−4.77	−4.15	−7.17
	11	11.97	15.64	12.16	13.26	−16.35	−14.14	−10.90	−13.80
G	2	16.66	9.88	22.25	16.26	−16.50	−21.48	−18.79	−18.92
	3	34.36	33.63	23.23	30.41	1.20	2.27	−17.51	−4.68
	4	25.33	24.86	37.35	29.18	−7.83	−6.50	−3.39	−5.94
	5	16.46	8.98	18.13	14.52	−16.70	−22.38	−22.61	−20.56
	6	0.11	0.53	10.65	3.76	−33.35	−30.83	−30.39	−31.32
	7	8.89	−0.57	13.71	7.34	−24.27	−31.93	−27.03	−27.24
	8	14.89	6.66	18.33	13.29	−18.27	−24.70	−22.41	−21.79
	9	6.99	4.83	13.75	8.52	−26.17	−26.53	−26.69	−26.56
	10	0.89	−2.92	2.35	0.11	−32.27	−34.28	−38.39	−34.98
	11	13.26	−0.17	5.11	6.07	−19.90	−31.53	−35.63	−29.02

년도에 이론으로서 그 정립을 보였던바 그 계산식은 $D_i=\frac{X_i-X_c}{S_v}$ 이식을 다음과 같이 변형 하면 $\Delta X=X_i-X_c\pm D_t\cdot S\sqrt{\frac{1}{n_i}+\frac{1}{n_c}}$ 과 같이 된다.

앞절의 던넷트 테스트는 이 변형된 식의 $\Delta X_{UCL}>0$ 즉 윗식의 +부분이 0보다 클 때 유의적으로 효과가 크다고 할 수 있다. 여기서 수식을 설명해 보면 $D_t\cdot S\sqrt{\frac{1}{n_i}+\frac{1}{n_c}}$: 신뢰상한과 신뢰하한과의 공차

$\Delta X(+)$: 던넷트 수표에 의한 한계치로서 신뢰하한과 각 처리그룹 평균과의 차이

$\Delta X(-)$: 던넷트 수표에 의한 한계치로서 신뢰상한과 각 처리그룹 평균과의 차이

이 계산식에 의해 앞절의 예제를 동일하게 계산하여 보면 ΔX_{from}LCL=58.71

ΔX_{from}UCL=35.54

이 예제에 대한 결론; 처리번호 3번의 좋은 품질에 대한 백분율은 최소 35.54최대 58.71의 값으로 통제그룹 즉 표준을 초과 하고 있다.

연후에 각 지방및 직경그룹에 대하여 동일한 계산을 하기 위하여 表16과 같이 준비 계산을 한 후 그 데타에 의하여 表17과 같이 계산 결과가

기록되었다. 결과적으로 던넷트 테스트와 그라프에서 얻어진 결론을 이 계산에서 효과를 대수적으로 표시할 수 있었다.

이 데타를 사용할 경우 만일 $\Delta X>0$ 거나 또는 $\frac{X_i-X_c}{S/\sqrt{2}}>D_t$일 경우 각 처리그룹이 통제그룹에 비해 현저하게 다르다고 말할 수 있다.

7. 結 論

지금 까지의 각종 통계적인 분석 방법을 통해 다음과 같은 종합적인 결론을 내릴수가 있었다.

a. 항생제 피마리신으로 만든 처방은 종자 감자에 사용하였을 경우 수확되는 감자의 품도는 매우 좋다. 즉 피마리신은 감자품질 향상에 큰 영향을 미치고 있다. 그러나 낮은 농도(0.02%) 및 중간 정도의 농도(0.04%)의 피마리신 용액은 자연조건이 좋지 못할 경우에는 별다른 효과가 없었으므로 보다 높은 농도(0.06%)의 피마리신 용액이 필요하다는 것이 이번 실험의 결과로서 나타났다. 각 지역별 결과는 다음과 같다.

지방 R: 수은으로 처리했던 처리번호 2번과 높은 농도의 피마리신으로 처리했던 3번과 4번이 자연 상태인 통제그룹 1과 12번에 비해 현저히 높은 품도를 나타내고 있었다. 그리고 현저 하지는 않지만 중간 정도의 피마리신과 메타놀 및 나토륨 화합물로서 처리했던 처리번호 10번도 좋은 효과를 나타내고 있었다.

지방 W: 수분의 공급이 충분했던 이 지방에서는 처리번호 2, 3, 4번 뿐만 아니라 경쟁자 제품으로 용액을 만들었던 처리번호 5번도 통제그룹에 비해 우수한 효과를 냈다.

지방 G: 토양및 기후조건이 가장 좋지 못했던 이 지방은 처리번호 3번 만이 다른 그룹및 통제그룹에 비해 약간 우수한 효과를 보였을뿐 대부이 자연 상태인 통제그룹과 대동소이 하였다. 이것을 종합해 보면 결과적 으로 높은 농도의 피마리신으로 처리될 용액은 전반적으로 좋은 영향을 고 있으며, 수은으로 처리된 용액도 좋은 영향을 미치고 있으나 실사용이 불가능 한것이였고 경쟁자 제품도 역시 좋은 영향을 미치고 있었으나 단지 좋은 기후조건 아래 에서만 가능 했었고 그결과 역시 피마리신 보다는 우수하지 못했었다.

b. 모든 조사그룹에 있어서 낮은 농도및 중간 농도의 피마리신 용액에 의해 처리되었던 감자는 품도에 있어서 자연상태인 통제그룹보다 별도 월등하게 좋지 못했다.

c. 수은용액에 의해 처리했던 것과 피마리신에 의해 처리한 것과를 비교 하려 했던 처리번호 2번과 3번의 차이는 그라프및 던넷트 계산에 의해 거의 모든 경우에 있어서 피마리신 편이 수은 용액 보다 효과가 컸었다.

d. 저장기간의 유무에 따른 품도 변화를 알아 보기 위하여 동일 배합으로 실시 되었던 처리번호 3번과 4번은 별다른 차이가 없이 저장기간이 1개월 미만인 경우에는 효과에 큰차가 없다는 것을 알 수 있었다.

e. 메타놀 농도차로 생기는 품도 변화를 알아 보기 위하여 실시 되었던 처리번호 6번과 7번 처리번호 8번과 9번의 비교는 거의 별다른 차이가 없지만 그라프 판독으로 보아 농도가 높은 편이 약간 우수했으나 통계적인 유의성은 없었다.

f. 결론에 대한 해설과 의견:

i) 문제의 지방 G, 즉 감자에 대한 모든 처리가 자연상태인 통제그룹에 대하여 별다른 차이가 없다. 즉 효과가 없다는 결론이 나온 이유는 다음과 같은 이유에서 연유 된다.

i-i) 실험에 사용 되었던 종자 감자가 전부 같은 품질이라고 볼수는 없다.

i-ii) G지방의 토질, 표판의 습도, 햇볕이 쪼인 시간 등이 다른 지방에 비해 감자성장에 충분하지 못한 것이 그들간에 큰차를 볼 수 없었던것 같다.

ii) 금년 여름(1976年)은 유렵전역에 걸쳐 30년래의 한발이 닥쳐 실험을 위한 정상적인 상태라고 볼 수 없을 정도로 너무 건조해서 이 실험으로 결론을 유도 하기가 쉽지 않았다.

iii) 직경 그룹수(단지 3개)가 너무 작아 이 실험에 있어서 감자의 좋은 품도와 직경 그룹간의 상관 관계를 찾아 낼수가 없었다.

iv) 만약 가능 하다면 항생제 피마리신의 효과를 더욱 확실하게 하기 위하여 중간 정도의 농도를 처리한 감자만으로 다시 한번 실험을 해보는 것이 좋을 것이다.

9. 參考文獻

1. K. A. Brownlee, M. A. *Industrial Experimentation*, Second Edition, London: His Majesty's Stationary Office 1974, Chapter-VII, Page 46 to 52 and Chapter-XI, Page 77 to 99
2. W. J. Dixon, F. J. Massey. *Introduction to Statistical Analysis*, Third Edition, Mc Grawhill Kocakusha Ltd. Table A-4, A-5, A-6, A-7 and Chapter 10 Page 157, Chapter 16 Page 323 to 325, Chapter 5 page 65 to 66.
3. *Text Book of International Course on Industrial Quality Control* Rotterdam: Bouwcentrum International Education, Chapter B_2-11 page 1-4.
4. H. De Jonge, *Introduction to the Medical Statistics*, Leiden: Netherland Institute for Preventive Healty 1963, Table H. Page 363
5. C. W. Dunnett. *American Statistical Association* Journal, December, No. 50, Page-1096 to 1121 and New Table Page 20.
6. Tables and Nomograms, Table-1 B. I. E.
7. Conover W. J. *Non Parametric Statistcs*, New York: John Wiley & Sons Inc.

<별첨 1>

<표 4-1> 지방 R의 양호한 품질 감자 백분율

처리번호	표 판	직경 그룹		
		28—35	35—45	45이상
1	8	26.7	33.3	42.0
	17	59.6	34.5	50.0
	31	64.0	40.7	54.9
	39	57.9	27.5	22.0
2	12	74.5	74.5	94.0
	20	71.4	71.6	84.4
	30	50.0	49.0	48.0
	40	70.0	57.1	61.2
3	10	84.6	75.5	93.9
	21	81.6	87.8	83.0
	27	89.6	82.7	94.1
	41	93.9	89.8	82.4
4	11	96.0	98.0	86.4
	23	90.0	84.0	94.0
	33	98.0	91.8	96.0
	43	90.7	69.1	76.0
5	4	39.2	28.6	28.9
	16	41.2	56.0	32.7
	34	51.0	36.7	45.5
	48	68.1	70.0	46.0
6	2	33.3	26.9	34.1
	22	66.0	66.7	51.1
	32	34.0	44.9	48.1
	42	46.0	42.3	27.3
7	9	26.0	14.3	19.6
	13	20.0	32.7	54.5
	26	49.0	39.2	40.9
	38	59.3	33.3	25.6
8	1	43.1	43.8	50.0
	24	53.3	40.4	28.6
	35	40.0	40.0	45.8
	44	54.2	30.4	29.4
9	6	43.1	30.0	43.8
	14	44.0	52.0	29.0
	25	42.0	46.0	35.7
	47	30.0	44.0	44.0
10	7	75.5	56.9	67.3
	15	64.2	62.0	55.1
	29	56.0	36.0	33.3
	37	52.9	61.4	44.2
11	5	50.0	38.8	49.0
	19	40.0	42.9	36.7
	28	33.3	30.6	19.1
	46	42.9	50.0	42.9
12	3	41.7	47.1	50.0
	18	64.6	28.0	38.8
	36	31.3	46.0	43.1
	45	59.2	37.5	38.3

데타-2(表 4-2)

지방 W의 양호한 품질 감자 백분율

처리번호	묘 판	직 경 그 룹		
		28—35	35—45	45이상
1	8	32.0	20.0	18.0
	17	26.5	13.3	18.9
	31	30.4	25.5	32.0
	39	23.4	14.3	10.0
2	12	52.1	60.9	72.0
	20	75.5	76.0	80.4
	30	65.3	72.0	79.2
	40	56.6	72.0	66.7
3	10	79.6	80.0	96.2
	21	90.2	98.1	98.0
	27	72.5	78.0	75.5
	41	80.0	69.2	86.3
4	11	71.7	66.0	78.0
	23	80.0	80.9	82.4
	33	67.3	88.2	77.1
	43	58.8	54.2	70.0
5	4	17.6	8.0	23.5
	16	60.8	52.0	41.7
	34	78.7	71.4	66.0
	48	73.6	68.8	64.7
6	2	13.7	5.7	10.4
	22	38.0	47.0	30.0
	32	40.4	39.2	24.5
	42	20.8	10.0	16.0
7	9	14.0	10.2	0
	13	22.0	5.9	12.0
	26	15.8	26.5	9.4
	38	26.9	5.9	4.0
8	1	4.2	12.0	12.0
	24	42.9	30.4	32.6
	35	40.0	41.3	47.6
	44	11.9	17.0	6.0
9	6	0.0	2.0	6.0
	14	12.0	14.6	8.0
	25	28.9	9.8	6.0
	47	53.7	34.0	38.0
10	7	32.7	27.5	30.0
	15	25.5	22.0	17.4
	29	31.3	39.6	34.7
	37	27.1	24.5	16.3
11	5	19.6	14.0	10.0
	19	24.0	16.1	18.2
	28	16.0	6.0	18.2
	46	42.0	40.0	25.0
12	3	20.0	4.0	12.0
	18	30.6	22.0	12.5
	36	29.8	23.1	22.4
	45	28.0	24.0	12.0

데타-3 (表 4.3)

지방 G의 양호한 품질 감자 백분율

처리번호	묘 판	직 경 그 룹		
		28—35	35—45	45이상
1	8	58.0	43.8	45.8
	17	36.2	54.9	20.4
	31	23.4	50.0	4.0
	39	52.1	44.0	25.4
2	12	49.0	35.4	36.8
	20	40.0	46.0	52.8
	30	26.3	41.7	7.8
	40	52.1	46.9	46.3
4	11	48.0	80.0	87.1
	23	74.0	39.6	34.0
	33	54.3	64.3	35.4
	43	27.7	46.2	48.8
3	10	61.7	58.0	42.6
	21	65.3	61.2	19.2
	27	61.2	72.0	52.1
	41	52.0	74.0	34.9
5	4	38.3	27.1	31.8
	16	17.3	16.0	24.8
	34	66.7	73.5	33.3
	48	46.3	50.5	38.5
6	2	9.5	16.0	10.6
	22	18.8	51.1	61.4
	32	42.9	29.2	26.5
	42	32.0	36.5	0.0
7	9	18.8	33.3	31.9
	13	31.9	25.0	36.2

	26	48.8	35.3	17.6
	38	38.8	34.8	25.0
8	1	27.0	37.5	17.8
	24	33.3	53.2	44.7
	35	46.7	34.7	42.2
	44	55.3	31.9	24.5
9	6	30.4	51.0	33.3
	14	28.0	25.0	18.0
	25	31.9	28.0	12.0
	47	40.4	46.0	47.0
10	7	14.3	16.7	6.4
	15	8.0	28.6	10.4
	29	57.1	43.1	40.8
	37	26.9	30.6	7.7
11	5	28.0	8.2	8.3
	19	25.0	22.0	0.0
	28	38.8	26.5	0.0
	46	64.0	73.3	68.0
12	3	17.0	29.4	26.0
	18	35.3	48.1	37.5
	36	—	—	—
	45	73.9	68.2	81.3

<별첨 2>

<각 처방간의 효과분석을 위한 분산 분석 계산 결과>

지 방 R

SIZE 28—35

S. O. V.	S. O. S.	d. f.	M. S. O. S.	F_c	F_t	결 론
처 리 간	14483.50	11	1316.68	9.308	2.13	유의적으로 다르다.
처 리 안	5092.17	36	141.45			
합 계	19575.67	47				

S. O. V.	S. O. S.	d. f.	M. S. O. S.	F_c	F_t	결 론
처 리 간	14820.94	11	1347.36	10.416	2.13	유의적으로 다르다.
처 리 안	4656.48	36	129.35			
합 계	19477.42	47				

S. O. V.	S. O. S.	d. f.	M. S. O. S.	F_c	F_t	‥ ‥
처 리 간	17640.79	11	1603.71	10.620	2.13	유의적으로 다르다.
처 리 안	5636.23	36	151.01			
합 계	23077.02	47				

지 방 W

S. O. V.	S. O. S.	d. f.	M. S. O. S.	F_c	F_t	‥ ‥
처 리 간	26066.21	11	1824.20	9.429	2.13	유의적으로 다르다.
처 리 안	6964.63	36	193.46			
합 계	27030.83	47				

S. O. V.	S. O. S.	d. f.	M. S. O. S.	F_c	F_t	결 론
처 리 간	27801.88	11	2527.44	11.830	2.13	유의적으로 다르다.
처 리 안	7691.52	36	213.65			
합 계	35493.40	47				

Size 45이상

S. O. V.	S. O. S.	d. f.	M. S. O. S.	F_c	F_t	결 론
처 리 간	17640.79	11	1603.71	10.620	2.13	유의적으로 다르다.
처 리 안	5636.23	36	151.01			
호 계	23077.02	47				

지 방 G

S. O. V.	S. O. S.	d. f.	M. S. O. S.	F_c	F_t	·· ··
처 리 간	4036.11	11	366.92	1.384	2.04	유의적으로 다르지 않다.
처 리 안	9276.67	35	265.05			
합 계	13312.78	46				

S. O. V.	S. O. S.	d. f.	M. S. O. S.	F_c	F_t	·· ··
처 리 간	5378.06	11	488.91	2.062	2.04	유의적으로 다르지 않다.
처 리 안	8299.71	35	237.13			
합 계	13677.77	46				

Size 45이상

S. O. V.	S. O. S.	d. f.	M. S. O. S.	F_c	F_t	·· ··
처 리 간	4690.03	11	426.37	1.066	2.04	유의적으로 다르지 않다.
처 리 안	13995.73	35	399.88			
합 계	18685.76	46				

INVESTIGATION OF THE EFFECT OF AN ANTIBIOTIC "P" ON POTATOES

December 3dr, 1976

Investigator:

Jong-Hoon, Kim
Chief of Planning Section
Han Kook Tire Mtg. Co., Ltd
KOREA

FOREWORD

As a part of the 20th. International Course on Industrial Ouality Control, held in Bouwcentrum International Education, Rotterdam, the Netherlands, I have spent my practical period of five weeks, from lst of Noev. 1976 to the 5th of Dec. 1976, with Gist Brocades N.V. in Delft. This factory is one of the largest companies in the world, that produces yeast and yeast products, antibiotics (like penicillin, pimaricine, etc.) enzymes and various pharmaceutical products. The section in which I worked is "Research Mathematical center", which is a part of the factory. The function of this section is the evaluation and the analysis of the results obtained from experiments.
Advise is given to other research sections to the quality control department and service is rendered to the routine contorol laboratories and to the production department.

This report concerns the results of various potatoes experiments carried out in three different parts of the Netherlands. I have tried to bring fruitful results, which will be helpful to the company. But, it is to be regretted that I did not have enough time to analyse the entire problem. Anyway, due to this practical workshop, I have gained more confidence in the application of statistics to this kind of problems.

SUMMARY

An antibiotic 'p', which is one of the products of the Gist Brocades N.V. is being tested by its research department as fungicide on seed-potatoes. For this testing they designed experiments, with two control groups, one competitor's product, eight formulations of the antibiotic to be tested in different concentrations and one mercury treatment which can not be used in practice. The treated potatoes were planted in three different regions, where bifferent conditions prevail. After several months the harvested potatoes are divided in groups according to their diameter, potato illness is analysed and counted. These data were summarised in percentage and given to us for Analysis.

We approached and analysed the data by following methods:

a. Computation of the mean and standard deviation of the percenage of good results in each size group and treatment.
b. Computation of the experimental errors by substraction of each treatment mean from observed data.
c. Description of the frequency table, plotting of a histogram and a normal curve on same graph to check normality.
d. Test of normality paper and chi-sqeare test to check the goodness of fit to a normal curve.
e. Test for homogeneity of variance in each treatment with the Cochran's test and Hartley's test.
f. Analysis of Variance for testing the means by one way classifications.
g. Drawing of graphs with upper and lower confidence limits to show the effect of different treatments.
h. T-test and F-test to two Control mean and variance for making one control of Dunnett's test.
i. Dunnett's Test and calculations for numerical comarision of different treatments wth one control.

In region R, where the potatoes were planted, it was this year very dry and rather bad conditions to grow potatoes prevailed during the experimental period. The results of this investigation show us that treatment No. 2, 3 and 4 are significantly different from other treatments and control groups (none treated, just like natural state). Treatment no. 2 is the useless mercury formulation. So only No. 3 and 4, which have high concentrations of antibiotic 'P', gave a good effect to the potatoes. As well as the competitors product, middle and low concentrated formulations are not significantly different from control groups of every size.

In region w, where the potatoes got the same treatments as in region R, prevailed better weather conditions and was enough water obtainable from the lake. The results in this region showed that treatment No. 2, 3, 4, and 5 are significantly different from other treatments and the control groups. Again No. 2 is the mercury treatmentin this investigation. Not only high concentrated formulation of antibiotic 'P', but also the competitor's poroduct gave good results.
But, the effect of 'p' was better than the competitors porduct.

In region G, where the potatoes got the same treatments as in the regions R and w. and the climate conditions were equal to region R, the results showed that most of the treatments are not srgnificantly different from the control groups. Only treatment no. 3 was a little bit different from the others. but not significantly different. It seems to us that the difference between the results in the three regions was caused by certain conditions like, the nature of the soil the degres of moisture and hours of sunshine, but we are not sure of that.

As a conclusion, we can say that antibiotic 'P' has a good effect on potatoes, but in most investigations a rather high concentration of 'P' was required in formulations,

INTRODUCTION

The research department of "Gist Brocades N. V." is testing the effect of an antibiotic 'p' on potatoes. They are testing whether this antibiotic a so called fungicide, is effective against the decaying of potatoes by fungi. This fungicide p is not very cheap to use.

So, the aim of the company is to get an optimum composition of the fungicide 'p' and other components to achieve a maximum harvest of potatoes at a resonable price.

In the experiment, first of all, two batches of potates were treated in advance to check the effect of store after treatments. These two are the mercury treatment and one of the high concentrated treatments of 'p' after two months, the left 7 batches of the potatoes were treated separately with various compositions and concentrations of the antibiotics. At the same time, another one batches are treated with a competitors product and two batches are non-treated (so called control groups), so that one can compare the results after these 12 treatments. And then, each batch of potatoes was distributed in three different parts of the Netherlands, that have different climates and soil composition, the otato batches are planted randomly each in 4 fields.

After several months the potatoes which are obtained from original seed-potatoes are harvested separately in each field. Afterwards the potatoes of each field are divided in 3 diamerter groups with a potato sorting machine, where the potatoes are are able to roll on and jumped down from the hole which larger than potato itself.

Later on 50 samples of each diameter group in each field are checked on the degree of potato illness.

There are 4 quality classifications of degree of potato illness.

Each group of potatoes can be used as follows:

28-25mm: Can be used as seed-potatoes for the next year

35-45mm: For consumption and export

45mm over: Can be used to make potatoes (so called "patat").

Among the 4 quality classifications, one is interested in the best one only in this investigation.

So the number of good potatoes is counted and the percentage of the total number of potatoes in each field is calculated. The data thus obtained are listed for each field seperately. Out of three different regions. These datas which given to us for analysis were separated into 12 treatment groups, and 3 diameter groups, so the total number of fields in each region is 48.

EXPERIMENTAL DESIGN

Experiment in Region R-Treatments with the following formulations:

Treatment no. 1: no treatment as a control group.
no. 2: mercury treatment and stored 2 months after treatments.
no. 3: high concentrated antibiotic 'p' with acetic acid and stored 2 months after treatments.
no. 4: analogous treatments as no. 3, but notstored.
no. 5: ccmpetitor's product.
no. 6: middle concentrated 'p' with high coccentrated methanol.
no. 7: middle concentrated 'p' with low concentrated methanol.
no. 8: low concentrated 'p' with high concentrated methanol.
no. 9: low concentrated 'p' with low concentrated methanol.
no. 10. middle concentrated "p" with methanol and natorum component.
no. 11: middle concentrated 'p' with other component without natorum component.
no. 12: no treatment as a control group.

Conditions
The seed-potatoes are planted in very dry soil.
Experiment in Region W
Theatments are the same as in Region R.
Conditions
The potatoes are planted and cultivated with sufficient water from the lake.
Experiment in Region G
Treatments are the same as in region R and W
Conditions
The potatoes are planted and cultivated in very dry and sandy soil.

TEXT

A. Explanation of the data

The datas provided to us consist of lists with percentages of good potatoes of each size, field and treatment are in table 4.1, 4.2 and 4.3 of the appendix.

In the table given below numbers of treatment, field and codes used for investigation on good potatoes, in eachregion and diameter groups are presented:

Region	Diameter groups	No. of treatments	No. of field for each treatment
R	28 ～ 35	12	4
	35 ～ 45	12	4
	45 over	12	4
W	28 ～ 35	12	4
	35 ～ 45	12	4
	45 over	12	4
G	28 ～ 35	12	4(3)*
	35 ～ 45	12	4(3)
	45 over	12	5(3)

*Only in region G, there are 3 fields for no. 12 control treatment as shown in table 4.3, because there was no room for planting these potatoes.

N.B. In the original data of region W, an additional diameter group of 45-55 exists. But, for convenience of comparison, it was combined with the 55 over group into a 45 over group.

As a result, each diametergroup of each diametergroup of each region has $12 \times 4 \times 50 =$ 2,400 sample potatoes, so total $2,400 \times 9 = 21,600$ samples were checked.

B. Statisticalapproach

To perform the analysis of variance for comparison of difference in the effects of the treatments, three main assumption are necessary, normal distribution, homogeneous variance and independent observations. Sampling from each field was carried out independently. But normality and homogeneity of variance was not certain.

So, first of all a histogram from the frequency table and a normal curve from the normal distribution table were drawn. Afterwards relative cumlative frepuency was plotted on probability paper and chi-square test on goodness of fit of histogram to normal curve was carried out to check normality.

Secondly, to investigate for homogenity of variance in each treatment. Cochran's test and Hartley's test were carried out. With the results of these two investigations, we can assume that the percentage of good potatoes in experiments without effects of treatments are approximately normally distributed and that the variance of each treatment is also homogeneous. So we can carry out an analysis of variance. After these analysis we drew several graphs with confidence limits to see if there is a significant difference of effects of each treatment.

Our aim is to know the numerical difference between effects of treatments, therefore we would like to do Dunnett's test and calculations. But in these problem, we have two control means and variances, for the fulfillment of Dunnett's test.

We need to have a common variance and common mean from two control treatments. As a consequence, we use a F-test for checking the difference between two control variances, and then T-test for checking the difference between the two control means. With these two tests, we can calculate control variance and mean for Dunnett's test. In conclusion, as a last procedure, the Dunnett's calculation was carried out.

C. Analysis and Results

C-1. The computed mean percentages of good potatoes can be found in Table-1: In this table treatment no. 2, 3 and 4 seem to be higher than the other in each diameter group and region.

C-2. The computed standard deviation from percentage of good potatoes in each in each field of same treatments can be found found in Table-1.

C-3. Test of normality: the test on normality was carried out on the 35~45 diameter group. The results of tests on normality of the other groups will be the the same.

a. We substracted each treatment from the observed percentages of good potatoes in each field as shown Table 5.1., 5.2. and 5.3. in appendix, so we can see the experimental error without the effects of different treatments.

b. From the above data, rank for histogram was calculated: for R and W these were 5 and for G this was 8, then three frequency tables were made. See table 6.1, 6.2. and 6o3 in appendix.

c. With the frequency table, three histograms were drawn. See fig. 2.1, 2.2. and 2.3. in appendix. Most histograms appeared to be a little skew in shape. Since number of samples was too small (at least about 100 sample were needed to see). with these histograms, we can not determine whether the distribution was normal or not.

So we computed the normal value with this formula: $(X_i-\bar{X})/S$ and find out the probability between X_i andX_i+1 and then multiply by the total frequency. Afterwards we calculated the expected, frequency with above process. With these figures the normal curve was drawn on the histogram. But normality was still doubtfull.

p. With relative cumulative frequency and mid value of table 6.1. was plotted on probability paper to see whether the line was straight or not. see fig. 3.1, 3.2. and 3.3. in the appendix.

When we see these three graphs the line through the plotted points was approximately straight.

So we can assume that this distribution was approximately normal, but we don't know that how close the normal curve was fitted.

e. The chi-square test to make it more definite has carried out. The results are shown in table 7.1., 7.2. and 7.3. in the appendix. From there calculation of table 7.1.

$X^2c = \Sigma (O-E)^2/E = 12.28$

X^2 table d.f. =3and significance limit 5% =15.51

So $Xc < X^2\ t$

Conclusion: - not significatly different

- normally distibuted

Also this was found in W and G.

So we came to the conclusion that the percentage of good potatoes in experiments without effects of treatments are approximately normal.

C-4. Test of homogeneity of variance of the 35~45 diameter group on each region, for example to fulfill the second assumption, we tested the homogeneity of variance as follows:

i) Cochran, s test

H_0: $\sigma_2{}^1 = \sigma_2{}^2 = \sigma_2{}^3 = \sigma_2{}^4 \cdots\cdots = \sigma_2{}^{12}$

Test statistics: $C = \dfrac{\text{largest } S_i^2}{\Sigma S_i^2}$

Tabel 8.
Results of Cochran's Test

Region	Size	i	Largest Variance	Sum of Variance	$C._{cal}$	$C_{tab.}$	Results
	28 ~ 35	12	347.08	1697.91	0.204	0.3264	Not signif-
R	35 ~ 45	12	350.81	1552.40	0.226	0.3264	icantly
	45 over	12	443.52	1795.57	0.247	0.3264	different
	28 ~ 35	12	859.66	2563.58	0.325	0.3264	Not signif-
W	35 ~ 45	12	770.62	2321.55	0.322	0.3264	icantly
	45 ovər	12	412.90	1536.55	0.269	0.3264	different
	28 ~ 35	12	843.90	3373.25	0.250	0.3264	Not signif
G	35 ~ 45	12	800.32	2891.57	0.277	0.3264	icantly
	45 over	12	1079.12	4946.38	0.218	0.3264	different

*C_{table} Critical Value for Cochran, s Test, significance level
$a=0.05$ at $K=12$ d.f. $=3$ is 0.3264

Conclusion: Accept H_0, All variances are homogeneous.
All twelve population have common standard deviation.

ii) Hartley's test

H_0: $\sigma_2{}^1=\sigma_2{}^2=\sigma_2{}^3\cdots\cdots=\sigma_2{}^{12}$

Test statistics: $F=\frac{S^2{}_{max.}}{S^2{}_{min.}}$

Table 9.
Results oJ Hartley's test

Region	Size	i	Max. Vaiance	Min. Variance	$F_{cal.}$	$F_{tab.}$	Results
	28 ~ 35	12	347.08	15.52	22.40	124	Not signifi-
R	35 ~ 45	12	350.81	29.27	11.99	124	cantly
	45 over	12	443.52	29.27	15.15	124	different
	28 ~ 35	12	770.62	11.56	66.66	124	Not signifi-
W	35 ~ 45	12	859.66	31.92	26.93	124	cantly
	45 over	12	412.90	26.24	15.75	124	different
	28 ~ 35	12	843.90	29.05	29.05	124	Not signifi-
G	35 ~ 45	12	800.32	23.14	34.59	124	cantly
	45 over	12	1079.12	31.92	33.81	124	differnt

* F_{table}: Critical Value for Hartley's test, significance level,
$a=0.05$ at $K=12$ d.f. $=3$ is 124

Conclusion; Accept H_0; All variances are Homogeneous.

As the results of these two tests for homogenety we can say that the second assumption for Analysis of variances is satisfied.

C-5. Analysis of Variuace.

As the distribution is normal and variances are equal, We can compare the means of different treatments by analysis of variances.

For example: Investigation on 35~45, in region R, with the data of Table 4.1, is shown below. Here, we can apply one-way classifications as fallows.

H_0: All means are equal.

Formula

(1) Source of variation	(2) Sum of square	(3) d.f.	Mean square of variation	F-ratio
Between Treatments	$\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{p}(X_{i.})^2-\frac{X_{..}^2}{p.n}$	$p-1$	$(2)/(3)=a$	a/b
Within Treats	$\sum_i\sum_j(X_{ij})^2-\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{p}(X_i)^2$	$p(n-1)$	$=b$	$F_{95}\binom{p-1}{pn-1}$
Total	$\sum_i\sum_j(X_{ij})^2-\frac{X_{..}^2}{p.n}$	$pn-1$		

Table 10.

Analysis of Variance on Investigation 35~45 for Example;

Source of variation	Sum of square	Degree of freedom	Mean square of variation	F-ratio
Between treatments	14820.94	11	1347.36	10.426
Witiin treatments	4656.48	36	129.35	
Total	19477.42	47		

From the F-table; $F_t=F_{0.95}(11,36)=2.13$

$F_c=10.420>F_t=2.13$

so, reject H_0, there are significantly different means between treatments.

Then for all investigations on each region and size, the same computation was carried out. See table-11 in the appendix. The result of this calculation was written in table-2.

From the analyses of variance we found that regions R and W have significantly different means between treatments, but only region G has not significantly different means between treatments on each size.

C-6. Drawing praphs.

i. With the results of analyses of variances, we can make confidence-limits as follows:

Region R anp W(different means) $\rightarrow \bar{\bar{x}}_{\text{from control}} \pm t.\,s_{\bar{x}}$

Region G(not different mean) $\rightarrow \bar{\bar{x}}_{\text{from grand}} \pm t.\,s_{\bar{x}}$

where $s_x=\frac{s}{\sqrt{n}}$: estimated standard deviation of population

s : standard deviation within treatments

n : number of fields within treatments

And then U.C.L. L.C.L. and mean was calculated for drawing.

See table-15 in the appendix.

ii. with the data of table-15, we drew the graphs which are shown in fig. 1-1, 1-2, 1-3, 1-4 and 1-5.

iii. These graphs show that:

In region R: treatment no. 2, 3 and 4 are significantly different from other treatments and control.

In region w: treatment no. 2, 3, 4 and 5 are significantly different from control and other treatments.

In region G: there were no significantly different treatments: only treatment no. 3 was little bit different from others with significance-level of 5%.

C-7.

Dunnett's test for numerical comparison of different treatmentswith one control for the fulfillment of Dunnett's test.

We have to have F-test for a common variance and F-test for common mean as follows:

i. F-test: for checking the difference between twocontrol variances. for example: investigation on 35-45 in region R

$H_o: 0_1 = 0_{12}$, 2 tailed test with significance limit $\alpha = 0.05$

Test statistics : $F = \frac{s_1^2}{s_{12}^2}$ $df_1 = 4-1 = 3$, $df_{12} = 4-1 = 3$

$s^2_1 = 29.268$ $\quad$ $s^2_{12} = 78.677$

$F_{cal.}(3, 3) = 0.372$

From the F-table $F_t(3, 3)_{0.975} = 15.4$

$F_t(3, 3)_{0.025} = 0.065$

Conclusion: Accept H_o, the variances are not significantly different.

And then, on every investigation each region the same procedure was made, as we can read in table-12 of the appendix.

As the result, we were able to calculate the pool variance as a control variance.

ii. T-test: for checking the difference between two control means.

For example, investigation on 35-45 in region R

$H_o: \mu_1 = \mu_{12}$

Test statistics: $t = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_{12}}{s_p\sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_{12}}}}$ two tail test with signifi-cance limit $\alpha = 0.05$

where $s_p^2 = \frac{(n_1 - 1)s_1^2 + (n_{12} - 1)s_{12}^2}{n_1 + n_{12} - 2}$

$n_1 = 4$, $n_{12} = 4$, $\bar{x}_1 = 34$ and $\bar{x}_{12} = 39.65$

$s_p = 53.99$

$t_{cal.} = -0.148$ from the t-table $t(d.f. = 6)_{0.975} = 2.447$

so $T_{table} > T_{cal.}$

conclusions: accpt H_o, the means are not significantly different. And then, on every investigation in each region, the same procedure was applied (see table-13 in appendix).

As the result, we were able to calculate the common mean as a con trol mean and centerline of the graph. But only region G has a centerline from grand mean, since the result of analysis of variances are not significant, that means all means are almost same.

iii. With the result of F-test and T-test, common variances and common mean of two control was calculated as table-14 in appendix. Inthis table, we find out the control mean and variance of region W are relatively lower than in the two other regions.

iv. Dunnett's test: with the above procedure we can compare the 10 treatments with one control by Dunnett's test.

Test statistic for Dunnett's Test is $D_i = \frac{\bar{x}_i - \bar{x}_c}{s_v}$

where : $s_v = s\sqrt{\frac{1}{n_i} + \frac{1}{n_c}}$

$\bar{x}_c$=control mean

$\bar{x}_i$=treatment mean

s=standard deviation within groups

n_i andn_c=the sample size, no. of field.

s_v=the estimated standard error of difference between two means.

D_t=critical value for Dunnett's test of significance limit $\alpha=0.05$ at $d.f.=33$, $p=10$ in two tail test.

for example: investigation on treatment no. 3 of 35-45 in region R

$\bar{x}_c=36.83$ $\bar{x}_3=83.95$ $s=5.69$ $n_i=n_c=4$ $s_v=4.024$ so $D_{cal.}=11.208$

from the Dunnett's table $D_{tab.}=2.88 (\alpha=0.05)$

$D_{tab.}=3.54 (\alpha=0.01)$

so $D_{cal.} > D_{tab} \longrightarrow$ significantly different from control.

And then, same calculation was carried outon every treatment to see the difference between treatment mean and control group mean (see table-3).

The result of theset ests show us that:

region R: treatment 2, 3, 4 are higher than control

region W: treatment 2, 3, 4, 5 are higher than control

region G: only size 28-35 and 35-45 in treatment no. 3 are little bit higher than control group with $\alpha=0.05$, but not significant with $\alpha=0.01$.

So all treatment in region G are not significantly different from control.

So we can make the result of the graph more definite.

v. Dunnett's calculationfor for finding out the numerical difference from the control we carried out following calculation:

from the statistics of iv

$$D_i = \frac{\bar{x}_i - \bar{x}_c}{s_v}$$

we can convert the formula like this:

$$\Delta x = x_i - x_c \pm D_t \cdot s\sqrt{\frac{1}{n_i} + \frac{1}{n_c}} \quad \text{(Dunnett's test if } \Delta x_{ucl} > O \text{ significant)}$$

where:

$D_t \cdot s\sqrt{\frac{1}{n_i} + \frac{1}{n_c}}$: allowance between upper-confidence-limit and lower-confidence-limit.

$\Delta x_{(+)}$: difference between each treatment mean and lower confidence limit (by Dunnett's critical value in table)

$\Delta x_{(-)}$: difference between each treatmentmean and upper confidence limit.
(by Dunnett's critical value in table)

In the same example, we can find out

$\Delta x_{\text{from LCL}} = 58.71$

$\Delta x_{\text{from UCL}} = 35.54$

Table-1

RESULTS of INVESTIGATION

Region	Treatment No.	Mean % of Good Potatoes			Standard Deviation		
		28—35	35—45	45over	28—35	35—45	45ove
R	1 (control)	52.05	34.00	42.22	17.09	5.41	14.49
	2	66.48	64.18	71.90	11.14	13.28	21.06
	3	87.43	83.95	88.35	5.43	6.38	6.53
	4	93.68	85.73	88.10	3.94	12.48	9.06
	5	49.88	47.83	38.28	13.20	18.73	8.77
	6	44.82	45.20	40.62	15.72	16.39	10.55
	7	38.58	29.88	35.15	18.63	10.79	15.71
	8	47.65	38.65	38.45	7.17	5.76	11.05
	9	39.78	43.00	38.12	6.57	6.31	7.21
	10	62.15	54.08	49.98	10.10	12.26	14.59
	11	41.55	40.58	36.92	6.92	8.10	12.90
	12 (control)	49.20	39.65	42.55	15.42	8.87	5.41
W	1 (control)	28.08	18.28	48.18	3.88	5.65	5.33
	2	62.38	70.23	42.55	10.32	6.50	5.24
	3	80.58	81.33	66.30	7.29	12.13	7.89
	4	69.45	72.33	57.53	8.83	15.21	18.26
	5	57.68	55.05	41.65	27.76	29.32	25.52
	6	28.22	25.48	33.20	13.04	20.67	14.64
	7	19.68	12.13	32.10	5.91	9.80	4.81
	8	24.75	25.18	39.33	19.57	13.26	9.53
	9	23.65	15.10	37.50	23.28	13.63	12.92
	10	29.15	28.40	29.75	3.40	7.80	10.81
	11	25.40	19.03	32.50	11.54	14.64	28.29
	12 (control)	27.10	18.28	48.57	4.86	9.55	19.40
G	1 (control)	42.42	48.18	23.90	15.67	5.33	17.22
	2	42.35	42.55	35.92	10.68	5.24	19.87
	3	60.05	66.30	37.20	5.67	7.89	13.91
	4	51.52	57.53	51.32	19.07	18.26	24.77
	5	42.15	41.65	32.10	20.43	25.52	5.65
	6	25.80	33.20	24.62	14.67	14.64	26.83
	7	34.58	32.10	27.68	12.60	4.81	8.15
	8	40.58	39.33	32.30	12.80	9.53	13.20
	9	32.68	37.50	27.72	5.39	12.92	16.00
	10	26.58	29.75	16.32	21.81	10.81	16.40
	11	38.95	32.50	19.08	17.72	28.29	32.85
	12 (control)	42.07	48.57	48.27	29.05	19.40	29.18

Conclusion of this examples:

percentage of good potatoes in treatment no. 3 exceeds the standard by an amount between 35.54 and 58.71

and then on every treatment, same calculations were carried out as table-17 with data of table-16

As the result not only we came to same conclusion of Dunnett's test and graphing, but also we can distinguish each treatment from con-trol numerically.

Table-2

Results of Analysis of Variance

Investigation		Results
Region	Size	
R	28—45	There is a significant difference between treatments.
	35—45	There is a significant difference between treatments.
	45over	There is a significant difference between treatments.
W	28—35	There is a significant difference between treatments.
	35—45	There is a significant difference between treatments.
	45 over	There is a significant difference between treatments.
G	28—35	No significant difference between the treatments.
	35—45	No significant difference between the treatments.
	45 over	No significant difference between the treatments.

Table-3

Results of Dunnett's Test

Region	Treatment No.	28—35	35—45	45 over	General
R	2	n. s.	sign.	sign.	sign.
	3	sign.	sign.	sign.	sign.
	4	sign.	sign.	sign.	sign.
	5	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
	6	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
	7	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
	8	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
	9	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
	10	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
	11	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
W	2	sign.	sign.	sign.	sign.
	3	sign.	sign.	sign.	sign.
	4	sign.	sign.	sign.	sign.
	5	sign.	sign.	sign.	sign.
	6	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
	7	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
	8	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
	9	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
	10	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
	11	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.

G	2	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
	3	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
	4	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
	5	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
	6	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
	7	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
	8	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
	9	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
	10	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.
	11	n. s.	n. s.	n. s.	n. s.

NOTE

n. s. :not significantly different from control group.
sign. : significantly higher than controlgroup.

Conclusion

Region R: Treatments 2, 3 and 4 are significantly higher than the control group
Region W: Treatments 2, 3, 4, 5 are significantly higher than the control group
Region G: All treatments are not sighificantly different from the control group.

Conclusions

a. The treatments of antibiotic 'p' have a good effects on potaoes, but a rather high concentration of 'p' was required in the formulations in most investigations. The results show us that.

In region R, treatment No. 2, 3 and 4 have significantly better results than the control groups and the other groups. No. 10 probably be higher but not significantly.

In regeon W, treatment No. 2, 3, 4 and 5 have significantly better results than control groups.

In region G, only treatment No. 3 has a little better effect on potatoes than the control groups; in other cases the results are more or less equal.

Consequently, the high concentrated treatments of 'p' (no. 2 and no. 3 treatments) show good results. The mercury product also has good results, but is useless in practice.

The competitor's product shows good results too, only in good conditions, but lower then those of antibiotic 'p'.

b. The results of treatment with middle and low concentrations of antibiotic 'p' do not differ significantly from the non-treated control groups; that is in most investigations.

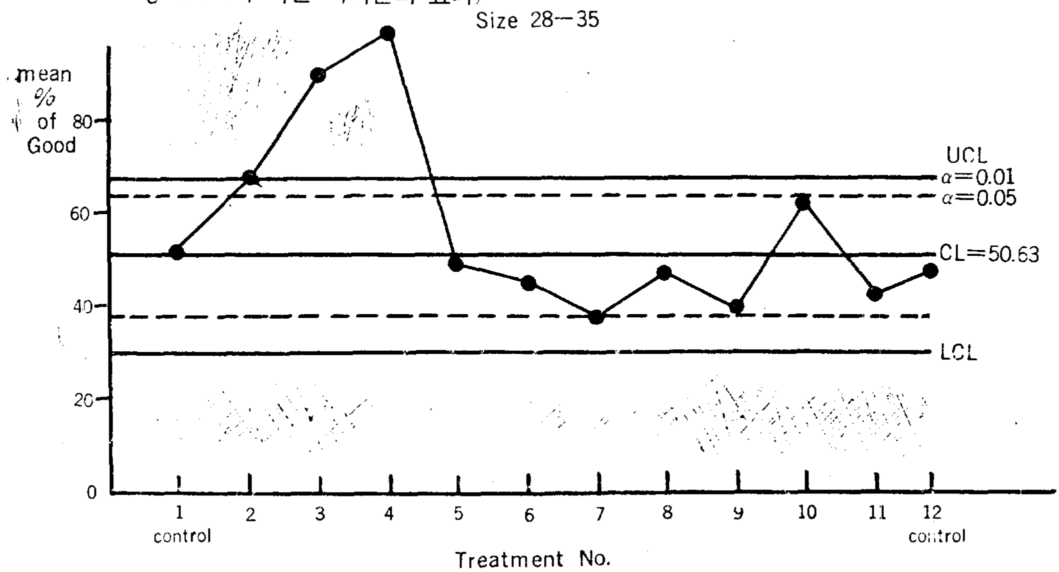
c. Comparison between the mercury treatment (no. 2) and the antibiotic 'p' treatment (no. 3), which were stored 2 months after treatment, shows us that no. 2 in most investigations (by detection of the graph).

d. Comparison on storage time difference of 2 months between treatments no. 3 and no. 4, shows us that were no sighificant differences between them (by detection of the graph).

e. Comparison between no. 6 and no. 7 and no. 8 and no. 9 where different methanol

EFFECT OF DIFFERENT TREATMENTS No. 68

Region R (각 다른 처리간의 효과)



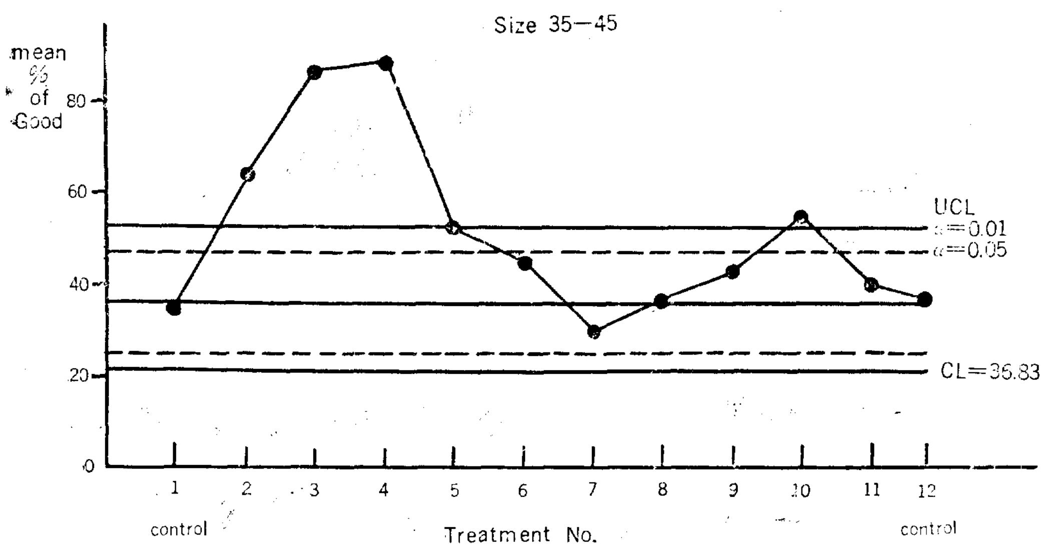
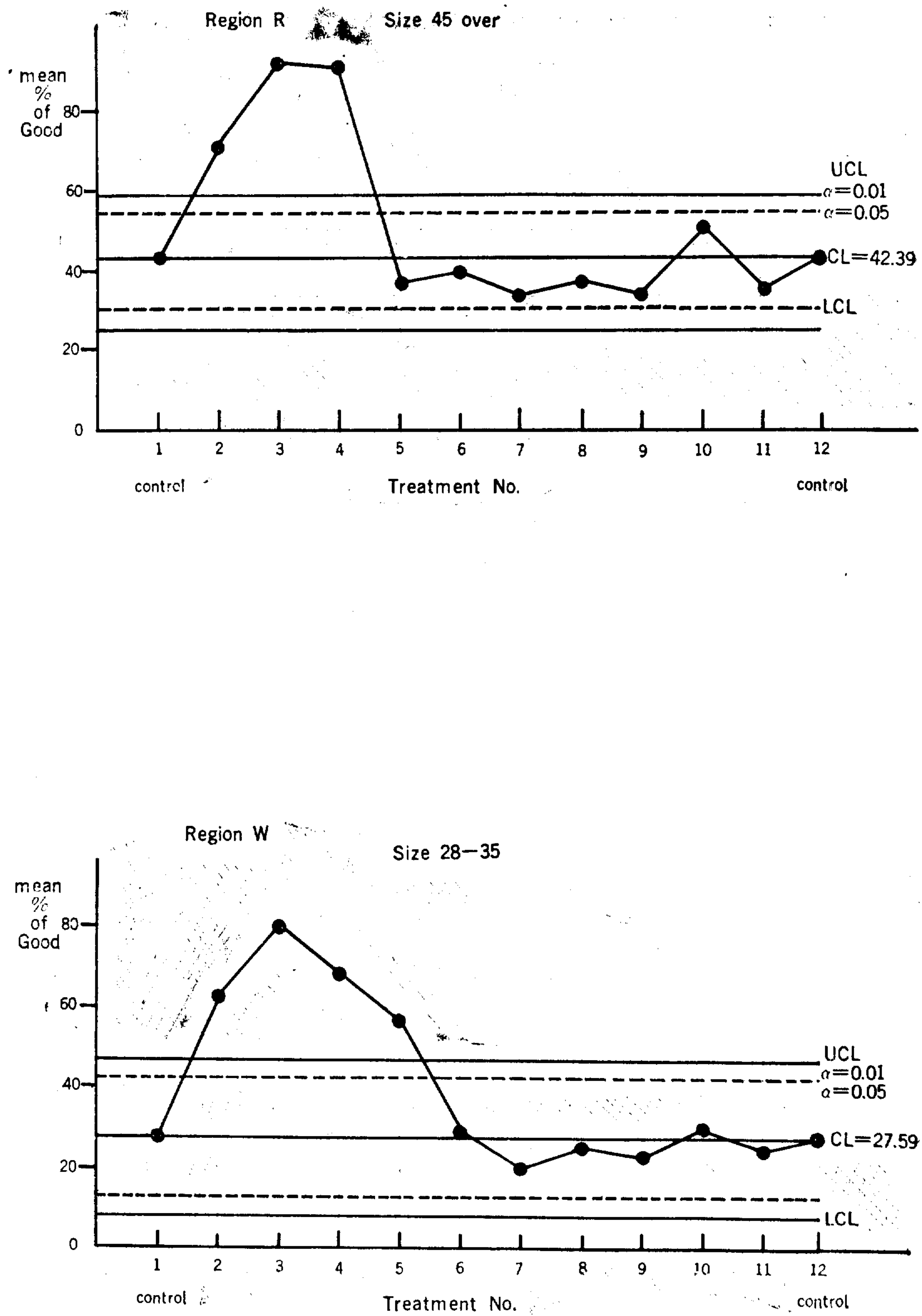


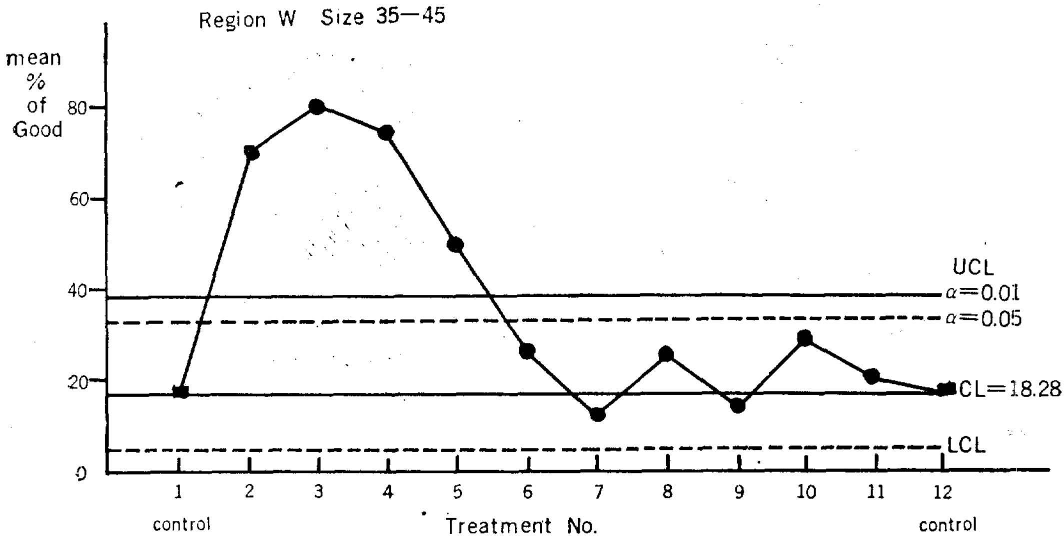
Fig. 1-1.



Region R
Size 45 over
mean % of Good
80
60
40
20
0
UCL
α=0.01
α=0.05
CL=42.39
LCL
1
2
3
4
5
6
7
8
9
10
11
12
control
Treatment No.
control
Region W
Size 28—35
mean % of Good
80
60
40
20
0
UCL
α=0.01
α=0.05
CL=27.59
LCL
1
2
3
4
5
6
7
8
9
10
11
12
control
Treatment No.
control

Fig. 1-2.

EFFECT OF DIFFERENT TREATMENTS



Size 45 over

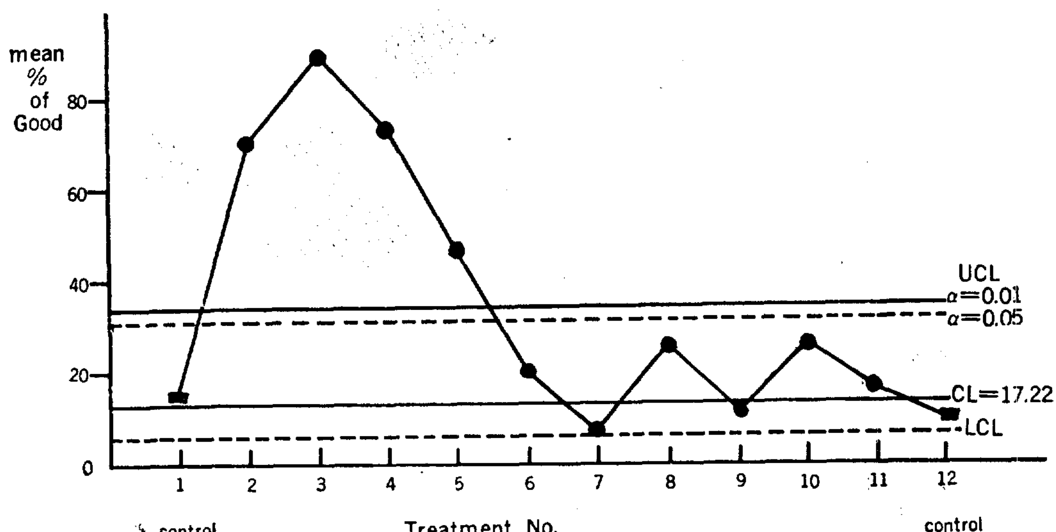
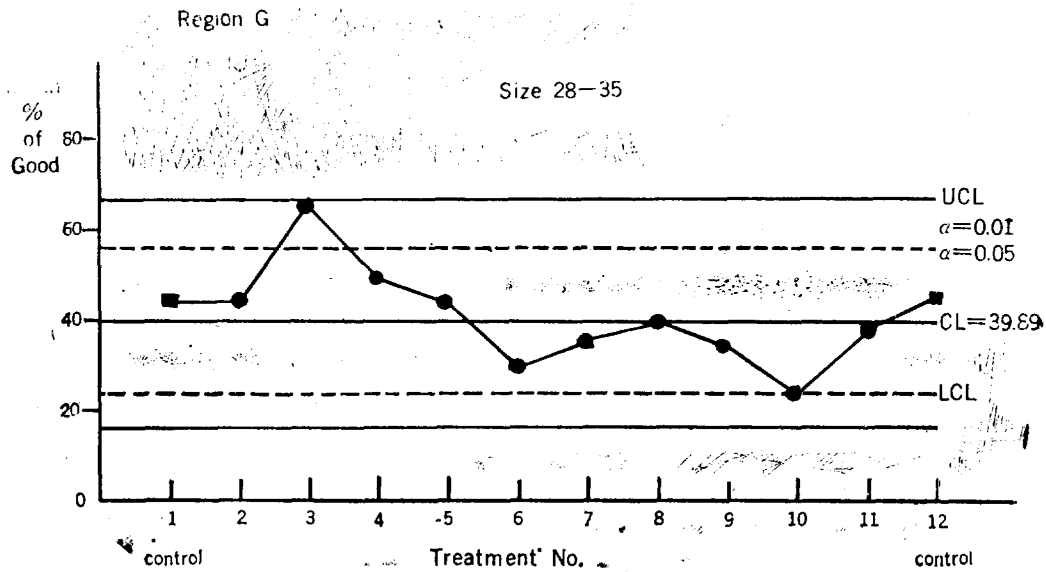


Fig. 1—3.

Fig. 1-3.

EFFECT OF DIFFERENT TREATMENTS No. 69



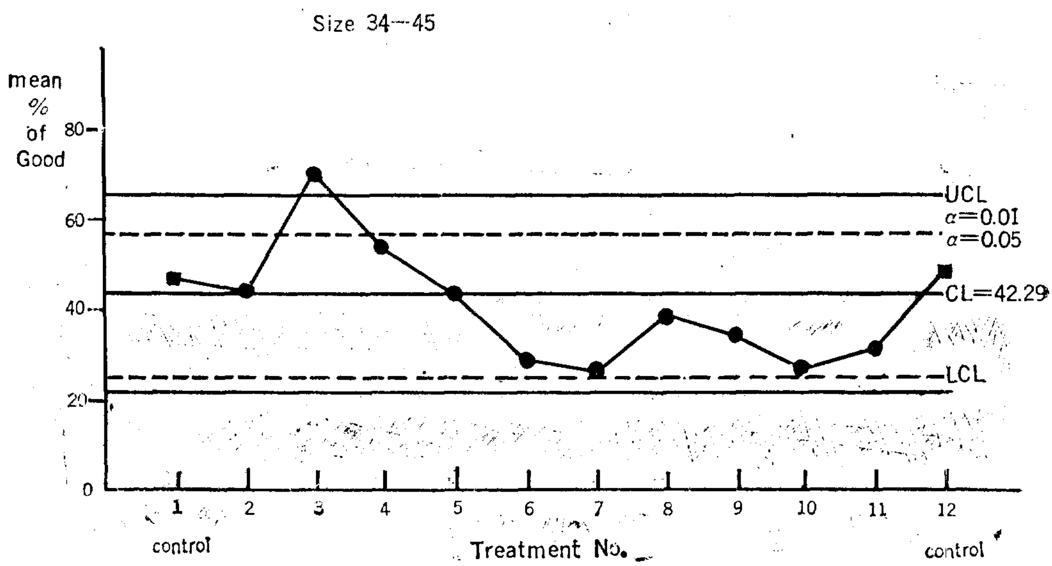


Fig. 1-4.

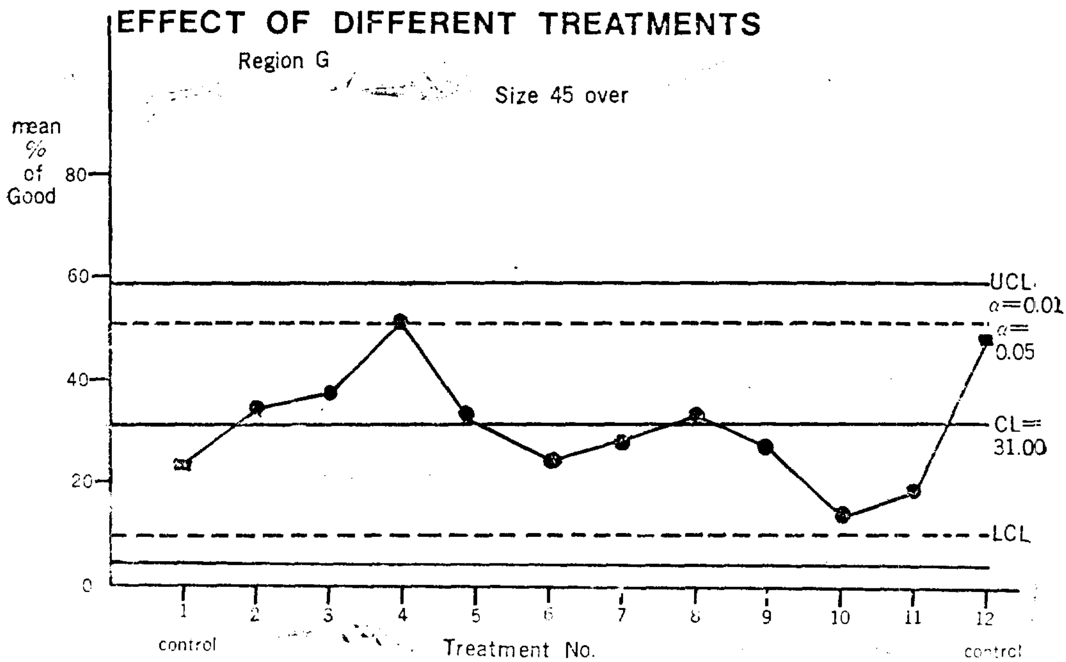


Fig. 1-5.

concentrations were added, showed no significant diffences, but the highest concentration seems to be slightly better.

Comments and Recommendations

1. In region G, most of the treatments on portatoes gave results that were not significantly different from the controlgroup.
   This may be due to:
   a. seed-potatoes that are used in the experiments are not of the same quality.
   b. the nature of soil, the degree of moisture in the field and hours of sunshine were too bad to grow potatoes, so that we can only see small differences in it.
2. The summer of this year was too dry to be a normal condition for the experiment, so to draw conclusions from these experiment appeared to be rather difficult.
3. The number of classes of the diameters (only three) was two small to asses a relationship between size and good results of potatoes in these experiments.
4. If possible another experiment on the effects of the middle level concentrations of antibiotic 'p' will be necessary to ascertain this.

Bibliography

1. K. A. Brownlee, M. A. Industrial Experimention, Second Edition, London: His Majesty's Stationary Office 1947, Chapter-Ⅶ, Page 46 to 52 and Chapter-Ⅺ, Page 77 to 99.
2. W. J. Dixon, F. J. Massey. Introduction To Statistical Analysis, Third Edition, MC Grawhill Kocaksha Ltd, Table A-4, A-5, A-6, A-7, A-17 and Chapter 10 Page 157, Chapter 16 Page 323 to 325, Chapter 5 Page 65 to 66.
3. Text Book of International Course on Industrial Quality Control Rotterdam: Bouwcentrum International Education, Chapter B2-11 Page 1-4.
4. H. De Jonge, Introduction to the Medical Statistics, Leiden: Netherland Institute for Preventive Healty 1963, Table H. Page 363.
5. C. W. Dunnett. American Statistical Association Journal, December, No. 50, Page-1096 to 1121 and New Table Page 20.
6. Tables and Nomograms, Table-1. B. I. E.
7. Conover W. J. Nonparametric Statistics, New York: John Wiley & Sons Inc. Rage-186 to 202.

Appeodix No. -1

Data Sheet-1

Table-4.1

Percentage of Good Potatoes on Investigation in Region R

Treatment	Field	Size 28—35	Size 35—45	Size 45over	Treatment	Field	Size 28—35	Size 35—45	Size 45over
1	8	26.7	33.3	42.0	7	9	26.0	14.3	19.6
	17	59.6	34.5	50.0		13	20.0	32.7	54.5
	31	64.0	40.7	54.9		26	49.0	39.2	40.9
	39	57.9	27.5	22.0		38	59.3	33.3	25.6
2	12	74.5	74.5	94.0	8	1	43.1	43.8	50.0
	20	71.4	76.1	84.4		24	53.3	40.4	28.6
	30	50.0	49.0	48.0		35	40.0	40.0	45.8
	40	70.0	57.1	61.2		44	54.2	30.4	29.4
3	10	84.6	75.5	93.9	9	6	43.1	30.0	43.8
	21	81.6	87.8	83.0		14	44.0	52.0	29.0
	27	89.6	82.7	94.1		25	42.0	46.0	35.7
	41	93.9	89.8	82.4		47	30.0	44.0	44.0
4	11	96.0	98.0	86.4	10	7	75.5	56.9	67.3
	23	90.0	84.0	94.0		15	64.2	62.0	55.1
	33	98.0	91.8	96.0		29	56.0	36.0	33.3
	43	90.7	69.1	76.0		37	52.9	61.4	44.2
5	4	39.2	28.6	28.9	11	5	50.0	38.8	49.0
	16	41.2	56.0	32.7		19	40.0	42.9	36.7
	34	51.0	36.7	45.5		28	33.3	30.6	19.1
	48	68.1	70.0	46.0		46	42.9	50.0	42.9
	2	33.3	26.9	34.1	12	3	41.7	47.1	50.0
	22	66.0	66.7	51.1		18	64.6	28.0	38.8
	32	34.0	44.9	48.1		36	31.3	46.0	43.1
	42	46.0	42.3	27.3		45	59.2	37.5	38.3

Appendix No.-2

Data Sheet-1 **Table-4.2**

Percentage of Good Potatoes on Investigation in Region W

Treatment	Field	Size 28—35	Size 35—45	Size 45over	Treatment	Field	Size 28—35	Size 35—45	Size 45over
1	8	32.0	20.0	18.0	7	9	14.0	10.2	0
	17	26.5	13.3	18.9		13	22.0	5.9	12.0
	31	30.4	25.5	32.0		26	15.8	26.5	9.4
	39	23.4	14.3	10.0		38	26.9	5.9	4.0
2	12	52.1	60.9	72.0	8	1	4.2	12.0	12.0
	20	75.5	76.0	80.4		24	42.9	30.4	32.6
	30	65.3	72.0	79.2		35	40.0	41.3	47.6
	40	56.6	72.0	66.7		44	11.9	17.0	6.0
3	10	79.6	80.0	96.2	9	6	0.0	2.0	6.0
	21	90.2	98.1	98.0		14	12.0	14.6	8.0
	27	72.5	78.0	75.5		25	28.9	9.8	6.0
	41	80.0	69.2	86.3		47	53.7	34.0	38.0
4	11	71.7	66.0	78.0	10	7	32.7	27.5	30.0
	23	80.0	80.9	82.4		15	25.5	22.0	17.4
	33	67.3	88.2	77.1		29	31.3	39.6	34.7
	43	58.8	54.2	70.0		37	27.1	24.5	16.3
5	4	17.6	8.0	23.5	11	5	19.6	14.0	10.0
	16	60.8	52.0	41.7		19	24.0	16.1	18.2
	34	78.7	71.4	66.0		28	16.0	6.0	18.2
	48	73.6	68.8	64.7		46	42.0	40.0	25.0
6	2	13.7	5.7	10.4	12	3	20.0	4.0	12.0
	22	38.0	47.0	30.0		18	30.6	22.0	12.5
	32	40.4	39.2	24.5		36	29.8	23.1	22.4
	42	20.8	10.0	16.0		45	28.0	24.0	12.0

Appendix No. -3

Data Sheet-3

Table-4. 3

Percentage of Good Potatoes on Investigation in Region G.

Treatment	Field	Size 28—35	Size 35—45	Size 45over	Treatment	Field	Size 28—35	Size 35—45	Size 45over
1	8	58.0	43.8	45.8	7	9	18.8	33.3	31.9
	17	36.2	54.9	20.4		13	31.9	25.0	36.2
	31	23.4	50.0	4.0		26	48.8	35.3	17.6
	39	52.1	44.0	25.4		38	38.8	34.8	25.0
2	12	49.0	35.4	36.8	8	1	27.0	37.5	17.8
	20	40.0	46.0	52.8		24	33.3	53.2	44.7
	30	28.3	41.7	7.8		35	46.7	34.7	42.2
	40	52.1	46.9	46.3		44	55.3	31.9	24.5
3	10	61.7	58.0	42.6	9	6	3.4	51.0	33.3
	21	65.3	61.2	19.2		14	28.0	25.0	18.0
	27	61.2	72.0	52.1		25	31.9	28.0	12.0
	41	52.0	74.0	34.9		47	40.4	46.0	47.0
4	11	48.0	80.0	87.1	10	7	14.3	16.7	6.4
	23	74.0	39.6	34.0		15	8.0	28.6	10.4
	33	54.3	64.3	35.4		29	57.1	43.1	40.8
	43	27.7	46.2	48.8		37	26.9	30.6	7.7
5	4	38.3	27.1	31.8	11	5	28.0	8.2	8.3
	16	17.3	16.0	24.8		19	25.0	22.0	0.0
	34	66.7	73.5	33.3		28	38.8	26.5	0.0
	48	46.3	50.0	38.5		46	64.0	73.3	68.0
6	2	9.5	16.0	10.6	12	3	17.0	29.4	26.0
	22	18.8	51.1	61.4		18	35.3	48.1	37.5
	32	42.9	29.2	26.5		36			
	42	32.0	36.5	0.0		45	73.9	68.2	81.3

Appendix No.-4 **Table-5.1**

Substraction Treatment Mean from the Observed Data (Region R)

j \ i	1	2	3	4	$\Sigma(R_{ij}-R_i)$
1	−0.7	0.5	6.7	−6.5	0
2	10.325	11.925	−15.175	−7.075	0
3	−8.45	3.85	−1.25	5.85	0
4	12.275	−1.725	6.075	−16.625	0
5	−19.225	8.175	−11.125	22.175	0
6	−18.3	21.5	−0.3	−2.9	0
7	−15.575	2.825	9.325	3.425	0
8	5.15	1.75	1.35	−8.25	0
9	−13.0	9	3	1	0
10	2.825	7.925	−18.075	7.325	0
11	−1.775	2.325	−9.775	9.425	0
12	7.45	−11.65	6.35	−2.15	0

$$\text{Rank}=\frac{22+19.225}{6.93}=\frac{41.225}{6.93}=5.95\longrightarrow 5$$

Table-5.2

Substraction Treatment Mean from the Observed Data (Region W)

j \ i	1	2	3	4	$\Sigma(W_{ij}-W_i)$
1	1.72	−4.98	7.22	−3.98	0.02
2	−9.33	5.77	1.77	1.77	−0.02
3	−1.33	16.77	−3.33	−12.13	−0.02
4	−6.33	8.57	15.87	−18.13	−0.02
5	−42.05	1.95	21.35	18.75	0
6	−19.78	21.52	13.72	−15.48	−0.02
7	−1.93	−6.23	14.37	−6.23	0.02
8	−13.18	5.22	16.12	−8.18	0
9	−13.10	−0.50	−5.30	18.90	0
10	−0.90	−6.40	11.20	−3.90	0
11	−5.03	−2.93	−13.03	20.97	−0.02
12	−14.29	3.72	4.82	5.72	−0.02

$$\text{Rank}=\frac{21.52+19.78}{6.93}=\frac{41.30}{6.93}=5.95\longrightarrow 5$$

Appendix No.-5 **Table-5.3**

Substaction Treatment Mean from the Observed Data Region G

j \ i	1	2	3	4	$\Sigma(G_{ij}-G_i)$
1	−4.38	6.72	1.82	−4.18	−0.02
2	−7.15	3.45	−0.65	4.35	0
3	−8.30	−5.10	5.70	7.70	0
4	22.47	−17.93	6.77	−11.33	−0.02
5	−14.55	−26.55	31.85	8.35	0
6	−17.20	17.90	−4.00	3.30	0
7	1.20	−7.10	3.20	2.70	0
8	−1.83	13.87	−4.63	−7.43	−0.02
9	13.50	−12.50	−9.50	8.50	0
10	−13.05	−1.15	13.35	0.85	0
11	−24.30	−10.50	−6.0	40.80	0
12	−19.17	−0.47		19.63	−0.07

$$\text{Rank}=\frac{31.85+25.65}{6.93}=8.23\longrightarrow 8.00$$

Appendix No.-6

Table-6.1

Test for Normality

Frequency of Substracted % from Mean in Investigation 35—45 (Region R)

Interval		Mid Value	Freq. tailed	Freq.	Cum. Freq	Rel. cum. freq.
−22.5	−17.5	−20	$\vert\vert\vert$	3	3	6.25%
−17.5	−12.5	−15	$\vert\vert\vert\vert$	4	7	14.58
−12.5	−7.5	−10	$\cancel{\vert\vert\vert\vert}$	5	12	25.00
−7.5	−2.5	−5	$\vert\vert\vert$	3	15	31.25
−2.5	+2.5	0	$\vert\vert\ \cancel{\vert\vert\vert\vert}\ \cancel{\vert\vert\vert\vert}$	12	27	56.25
+2.5	+7.5	+5	$\cancel{\vert\vert\vert\vert}\ \cancel{\vert\vert\vert\vert}\ \vert$	11	38	79.17
+7.5	+12.5	+10	$\cancel{\vert\vert\vert\vert}\ \vert\vert\vert$	8	46	95.83
+12.5	+17.5	+15		0	46	95.83
+17.5	+22.5	+20	$\vert\vert$	2	48	100.00

$s=9.837$ $\bar{x}=-0.208$ (where $\bar{x}=\dfrac{\Sigma f_i x_i}{\Sigma f_i}$ $s^2=\dfrac{\Sigma f_i x_i^2-(\Sigma f_i x_i)^2/\Sigma f_i}{\Sigma f_i-1}$)

Table-7.1

Goodness of Fit to Normal Curve

X_i	Z_c	Pro. ($<Z$)	Pro ($x_i<Z<x_i+1$)	Exp. freq.	Obs. freq.	$(O-E)^2/E$
−22.5	−2.27	0.0116				
−17.5	−1.76	0.0392	0.0276	1.32	3	2.14
−12.5	−1.25	0.1056	0.1240	5.95	5	0.15
−7.5	−0.74	0.2296	0.0664	3.19	4	0.21
−2.5	−0.23	0.4090	0.1794	8.61	3	3.66
+2.5	+0.275	0.6084	0.1994	9.57	12	0.62
+7.5	+0.78	0.7823	0.1739	8.35	11	0.84
+12.5	+1.29	0.9015	0.1192	5.72	8	0.99
+17.5	+1.80	0.9641	0.0626	3.00	0	3
+22.5	+2.31	0.9896	0.0235	1.13	2	0.67
				46.84	48	$\chi^2_c=12.28$

χ^2 table ($df=8$) $=15.51$

Appendix No.-7

Tale-6.2

Frequency of Substracted % from Mean in Investigation 35—45 (Region W)

Interval		Mid Value	Freq. tailed	Freq.	Cum. Freq.	Rel. Cum. Freq.
< −22.5		−25	|	1	1	2.08%
−22.5	−17.5	−20	|||	2	3	6.25%
−17.5	−12.5	−15	卌	5	8	16.67%
−12.5	−7.5	−10	|||	3	11	22.92%
−7.5	−2.5	−5	卌卌 |	11	22	45.83%
−2.5	+2.5	0	卌 |||	8	30	62.50%
+2.5	+7.5	+5	卌 |	6	36	75.00%
+7.5	+12.5	+10	||	2	38	79.17%
+12.5	+17.5	+15	卌	5	43	89.58%
+17.5	+22.5	+20	卌	5	48	100.00%
> 22.5				48		

$s=11.85$ $\bar{x}=0.0000$

Tablə-7.2

Goodness of Fit to Normal Curve

x_i	Z_c	Pro($<Z$)	Pro($x_i<Z<x_i+1$)	Exp. Freq.	Obs. Freq.	$(O-E)^2/E$
<−22.5	−1.899	0.0287	0.0120	0.57	1	0.324
−17.5	−1.477	0.0694	0.0407	1.95	2	0.001
−12.5	−1.055	0.1446	0.0752	3.61	5	0.535
−7.5	−0.633	0.2643	0.1197	5.75	3	1.315
−2.5	−0.211	0.4168	0.1525	7.32	11	1.850
+2.5	0.211	0.5832	0.1664	7.99	8	0.000
+7.5	0.633	0.7357	0.1525	7.32	6	0.238
+12.5	1.055	0.8554	0.1197	5.75	2	2.446
+17.5	1.477	0.9306	0.0752	3.61	5	0.535
+22.5	1.89	0.9706	0.0400	1.92	5	4.941

$x^2_c=11.735$ $x^2_{table}(df=9)=16.92$

Appendix No. -8

Table-6. 3

Frequency of Substracted% from Mean in Investigation 35—45 (Region G)

Interval		Mid Value	Freq. tailed	Freq.	Cum. Freq.	Rel. Cum. Freq.
−36	−26	−32				
−28	−20	−24	𝍷𝍷	2	2	4. 26%
−20	−12	−16	𝍸 𝍷	6	8	17. 02%
−12	−4	−8	𝍸𝍸 𝍷𝍷	12	20	42. 55%
−4	+4	0	𝍸𝍸 𝍷𝍷	12	32	68. 08%
+4	+12	+8	𝍸 𝍷	7	39	82. 98%
+12	+20	+16	𝍸	5	44	93. 62%
+20	+28	+24	𝍷	1	45	95. 74%
+28	+36	+32	𝍷	1	46	97. 87
+36	+44	+40	𝍷	1	47	100. 00

$s=13.50$ $\bar{x}=-0.1702$

Table-7. 3

Goodness of Fit to Normal Curve

x_i	Z_c	Pro$(<Z)$	Pro$(x_c<Z<x_i+1)$	Exp. Freq.	Obs. Freq.	$(O-E)^2E$
<-36	−2. 65	0. 0040	0. 0159	0. 74		
−28	−2. 06	0. 0197	0. 0511	2. 40	2	0. 07
−20	−1. 47	0. 0708	0. 1186	5. 57	6	0. 03
−12	−0. 88	0. 1894	0. 2003	9. 41	12	0. 71
−4	−0. 28	0. 3897	0. 2320	10. 90	12	0. 11
+4	+0. 31	0. 6217	0. 1942	9. 13	7	0. 50
+12	+0. 90	0. 8159	0. 1160	5. 45	5	0. 04
+20	+1. 49	0. 9319	0. 0498	2. 34	1	0. 77
+28	+2. 09	0. 9817	0. 0146	0. 69	1	0. 14
+36	+2. 68	0. 9963	0. 0037	0. 17	1	4. 05

$x^2_c=6.42$ $x^2_{table}(df=8)=15.51$

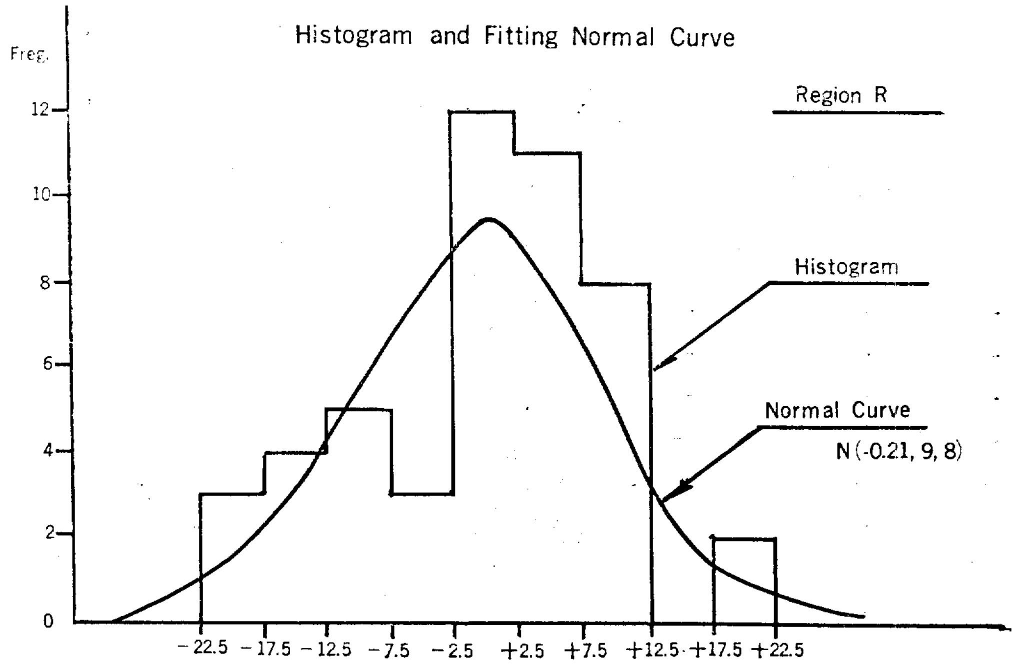

Histogram and Fitting Normal Curve
Freq.
12
10
8
6
4
2
0
Region R
Histogram
Normal Curve
N(-0.21, 9, 8)
−22.5
−17.5
−12.5
−7.5
−2.5
+2.5
+7.5
+12.5
+17.5
+22.5

Fig. 2-1.

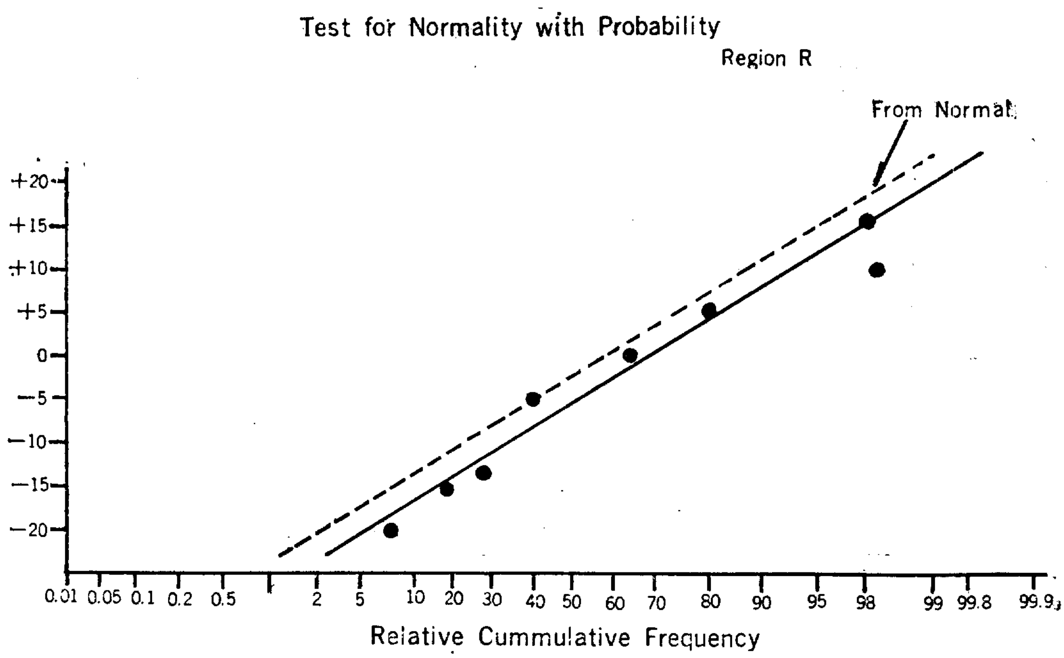

Test for Normality with Probability
Region R
From Normal
+20
+15
+10
+5
0
−5
−10
−15
−20
0.01 0.05 0.1 0.2 0.5 1 2 5 10 20 30 40 50 60 70 80 90 95 98 99 99.8 99.9
Relative Cummulative Frequency

Fig. 3-1.

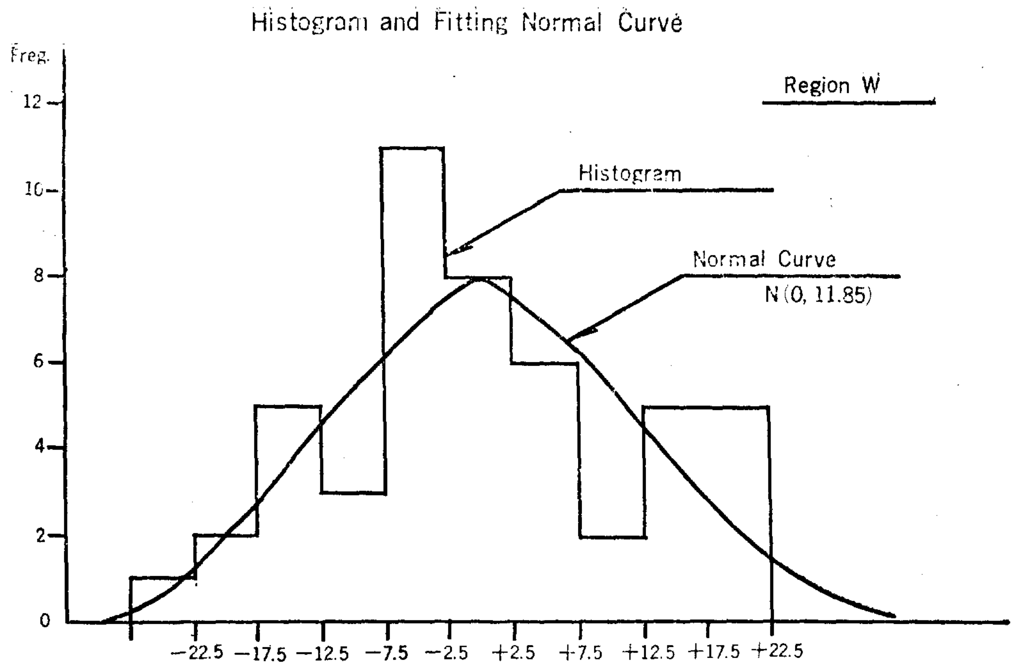

Histogram and Fitting Normal Curve
Freg.
12
10
8
6
4
2
0
Region W
Histogram
Normal Curve
N (0, 11.85)
−22.5 −17.5 −12.5 −7.5 −2.5 +2.5 +7.5 +12.5 +17.5 +22.5

Fig. 2-2.

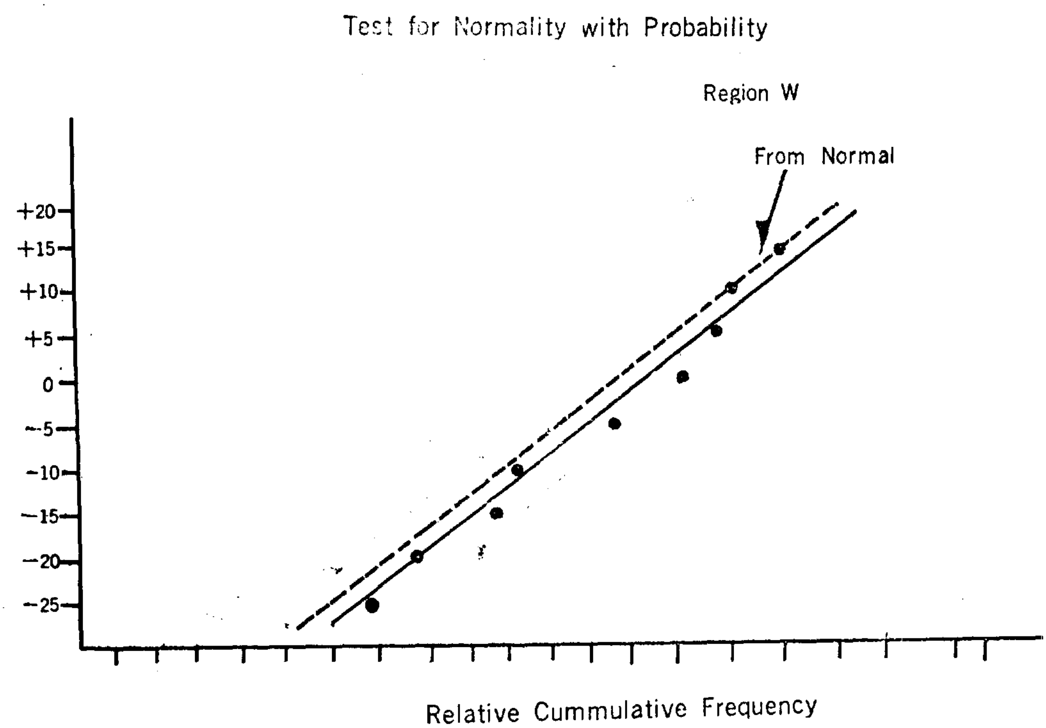

Test for Normality with Probability
Region W
From Normal
+20
+15
+10
+5
0
−5
−10
−15
−20
−25
Relative Cummulative Frequency

Fig. 3-2.

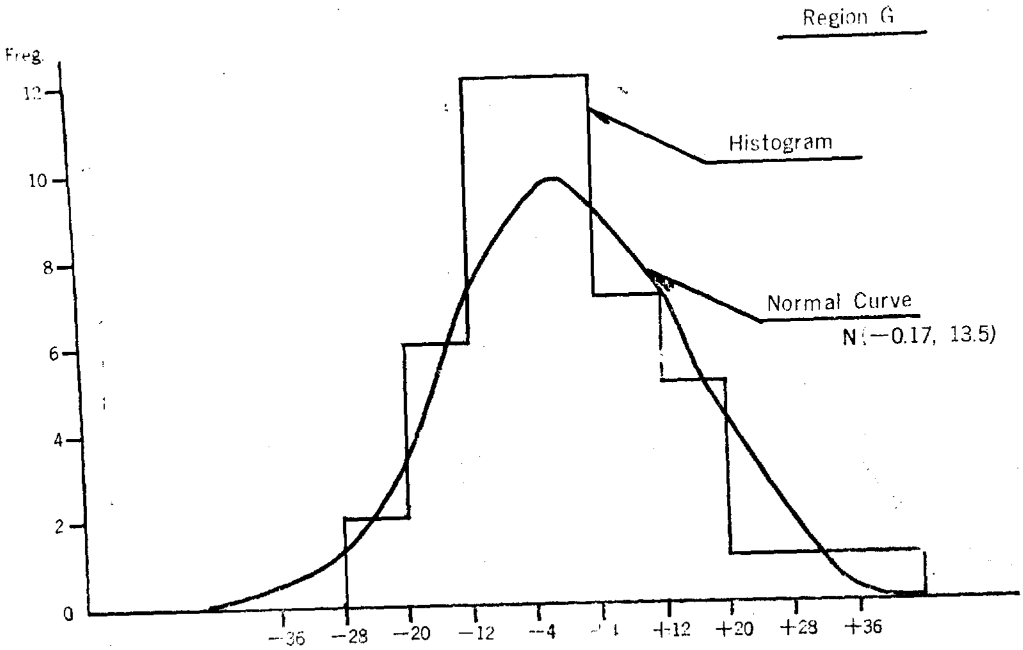


Fig. 2-3.

Test for Normality with Probability

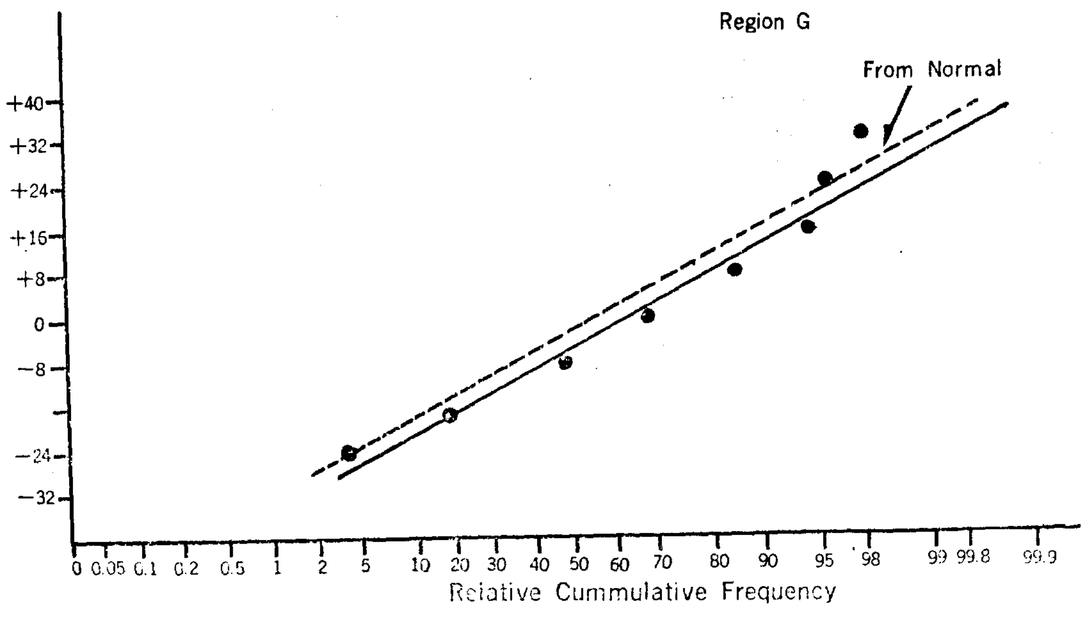


Fig. 3-3.

Appendix No.-15

Table-11

Analysis of Variance for Testing Effect between Different Treatment Investigation in region R

Size 28—35

S. O. V.	S. O. S.	d. f.	M. S. O. S.	Fc	Ft	Remark
Between Treatment	14483.50	11	1316.68	9.308	2.13	Significant
Within Treatment	5092.17	36	141.45			
Total	19575.67	47				

Size 35—45

S. O. V.	S. O. S.	d. f.	M. S. O. S.	Fc	Ft	Remark
Between Treatment	14820.94	11	1347.36	10.416	2.13	Significant
Within Treatment	4656.48	36	129.35			
Total	19477.42	47				

Size 45over

S. O. V.	S. O. S.	d. f.	M. S. O. S.	Fc	Ft	Remark
Between Treatment	17640.79	11	1603.71	10.620	2.13	Significant
Within Treatment	5636.23	36	151.01			
Total	23077.02	47				

Investigation in region W

Size 28—35

S. O. V.	S. O. S.	d. f.	M. S. O. S.	Fc	Ft	Remark
Between Treatment	20066.21	11	1824.20	9.429	2.13	Significant
Within Treatment	6964.63	36	193.46			
Total	27030.83	47				

Size 35—45

S. O. V.	S. O. S.	d. f.	M. S. O. S.	Fc	Ft	Remark
Between Treatment	27801.88	11	2527.44	11.830	2.13	Significant
Within Treatment	7691.52	36	213.65			
Total	35493.40					

Size 45over

S. O. V.	S. O. S.	d. f.	M. S. O. S.	Fc	Ft	Remark
Between Treatment	36137.42	11	3285.22	25.660	2.13	Significant
Within Treatment	4608.98	36	128.03			
Total	40746.40	47				

Appendix No.-16

Table- 11

Analysis of Variance for Testing Effect between Different Treatment Investigation in region G

Size 28—35

S. O. V.	S. O. S.	d. f.	M. S. O. S.	Fc	Ft	Remark
Between Treatment	4036.11	11	366.92	1.384	2.04	not significant
Within Treatment	9276.67	35	265.05			
Total	13312.78	46				

Size 35—45

S. O. V.	S. O. S.	d. f.	M. S. O. S.	Fc	Ft	Remark
Between Treatment	5378.06	11	488.91	2.062	2.04	not significant
Within Treatment	8299.71	35	237.13			
Total	13677.77	46				

Size 45over

S. O. V.	S. O. S.	d. f.	M. S. O. S.	Fc	Ft	Remark
Between Treatment	4690.03	11	426.37	1.066	2.04	not significant
Within Treatment	13995.73	35	399.88			
Total	18685.76	46				

Table-12

Results of F-test for Checking Difference between Two Control Variances

Investigation Region	Size (mm)	Variance s^2_1	s^2_{12}	d. f. df_1	df_2	$Fc=S^2_1/S^2_{12}$	$Ft(df1, df12)$ 0.975	0.025
R	28—35	292.070	237.780	3	3	1.228	15.4	0.065
	35—45	29.268	78.677	3	3	0.372	15.4	0.065
	45over	209.960	29.268	3	3	7.173	15.4	0.065
W	28—35	15.054	23.620	3	3	0.637	15.4	0.065
	35—45	31.923	91.203	3	3	0.350	15.4	0.065
	45over	82.992	26.214	3	3	3.166	15.4	0.065
G	28—35	245.550	843.900	3	2	0.291	39.2	0.062
	35—45	28.409	376.360	3	2	0.075	39.2	0.062
	45over	296.528	851.470	3	2	0.348	39.2	0.062

Conclusion: All investigation are not significant.

With the result of F-test, pooled variance was made as Table-14.

Appendix No.-17

Table-13

Results of T-test for ckecking difference between two control means

$H_0 : U_1 = U_{12}$ $\qquad t = \bar{x}_1 - \bar{x}_{12} / sp\sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_{21}}}$

Investigation		Means						
Reg: on	size mm	$X1$	$X2$	SP	DF	Tc	$T_{t,975}$	Result
	28—35	52.05	49.20	264.93	6	0.015	2.447	accept
R	35—45	34.00	39.65	53.90	6	0.148	2.447	accept
	45 over	42.22	42.55	119.61	6	0.004	2.447	accept
	28—35	38.08	27.10	19.337	6	0.072	2.447	accept
W	35—45	18.28	18.28	61.563	6	0.000	2.447	accept
	45 over	19.72	14.72	54.603	6	0.129	2.447	accept
	28—35	42.42	42.07	484.89	5	0.000	2.571	accept
G	35—45	48.18	48.57	167.59	5	0.003	2.571	accept
	45 over	23.90	48.27	518.51	5	0.062	2.571	accept

Conclusion: all Investigation is not significant.

With the result of T-test common mean was made as table 14

Table-14

pooled variances and common means of two control

Region	size	$Sp^2 = \frac{(n_1-1)s^2_1 + (n_{12}-1)s^2_{12}}{n_1 + n_{12} - 2}$	$\bar{x}_c = \bar{x}_1 + \bar{x}_{12}/2$
	28—35	264.93	50.625
R	35—45	53.97	36.625
	45 over	119.61	42.385
	28—35	19.34	27.590
W	35—45	61.56	18.280
	45 over	54.60	17.220
	28—35	484.89	42.270 X
G	35—45	167.59	48.350 X
	45 over	518.51	34.340 X

X With result of analysis of variance graph was drawn by general mean not this.

Appendix No.-18

Table-15

Calculation of U.C.L. and L.C.L. and Mean for Graph.

Investigation Region	Size (mm)	Formula	Center Line	T-value ($\alpha=0.05$) ($\alpha=0.01$)	$S\bar{x}$	U. C. L.	L. C. L.
R	28—35	$X_{cont.} \pm t\ S\bar{x}$	50.63	2.029 2.722	5.95	62.70 66.83	38.56 34.43
	35—45	$d.f.=36$	36.83	2.029 2.722	5.69	48.38 52.32	25.28 21.44
	45over		42.39	2.029 2.722	6.14	54.85 59.10	29.93 25.68
W	28—35	$X_{cont.} \pm t\ S\bar{x}$	27.59	2.029 2.722	6.95	41.69 46.51	13.59 8.67
	35—45	$d.f.=36$	18.28	2.029 2.722	7.31	33.11 38.18	3.45 −1.62
	45 over		17.22	2.029 2.722	5.66	28.70 32.63	5.74 1.81
G	28—35	$X_{grand.} \pm t\ S\bar{x}$	39.89	2.032 2.726	8.14	56.43 62.08	23.35 17.70
	35—45	$d.f.=35$	42.29	2.032 2.726	7.70	57.94 63.28	26.64 21.30
	45 over		31.00	2.032 2.726	10.00	51.32 58.26	10.68 3.74

$S\bar{x}=\frac{S}{\sqrt{n}}$ where S: standard deviation within treatment.

n: number of sample.

$S\bar{x}$: estimated standard deviation of population.

Table-16

Data for Dunnet's Calculation

$X=\bar{X}_i-\bar{X}\Delta_c \pm D_t S/\sqrt{2}$, $D_t=2.88(\alpha=0.05)$ Two-sided Limit

Investigation Region	Size (mm)	$\bar{X}_c$	S_{within}	$D_t S\sqrt{2}$	$\bar{X}_c \pm D_t S/\sqrt{2}$ L. C. L.	U. C. L.
R	28—35	50.63	5.95	12.119	38.506	62.744
	35—45	36.83	5.69	11.589	25.236	48.414
	45 over	42.39	6.14	12.506	29.879	54.891
W	28—35	27.59	6.95	14.156	13.434	41.746
	35—45	18.28	7.31	14.889	3.391	33.169
	45 over	17.22	5.66	11.528	5.692	28.748
G	28—35	42.27	8.14	16.579	25.691	58.849
	35—45	48.35	7.70	15.683	32.667	64.033
	45 over	34.34	10.00	20.368	13.972	54.708

Where: $D_t=2.88(\alpha=0.05)$, $D_t=3.54(\alpha=0.01)$

Conclusion: % of good potatoes in treatment-A exceeds the standard by an amouut between Δx. U.C.L. and Δx L.C.L.

Dunnett's Test : *if* $\Delta x>O$, $\frac{\bar{X}_i-\bar{X}_c}{S/\sqrt{2}}>D_t$; So, significntly different,

Appendix No.-19

Table-17

Results of Dunnett's Calculation

Region	treat-ment no.	Δx from LCL				Δx from UCC			
		28—35	35—45	45 over	Δx	28—35	35—45	45 over	Δx
R	2	29.97	38.94	42.02	36.98	3.74	15.76	17.01	12.17
	3	48.92	58.71	58.47	55.37	24.69	35.54	33.46	31.23
	4	55.17	60.49	58.22	57.96	30.94	37.31	33.21	33.82
	5	11.37	22.59	8.40	14.12	−12.86	−0.59	−16.61	−10.02
	6	6.31	19.96	10.74	12.34	−17.92	−3.21	−14.27	−11.80
	7	0.07	4.64	5.27	3.33	−24.16	−18.54	−19.74	−20.81
	8	9.14	13.41	8.57	10.37	−15.09	−9.76	−16.44	−13.76
	9	1.27	17.76	8.24	9.09	−22.96	−5.41	−16.77	−15.05
	10	23.64	28.84	19.60	24.03	0.59	5.66	−5.41	0.28
	11	3.04	15.34	7.04	8.47	−21.29	7.84	−17.97	−10.44
W	2	48.95	66.84	68.89	61.56	20.63	37.06	45.83	34.51
	3	67.15	77.94	83.31	76.13	38.83	48.16	60.25	49.08
	4	56.02	68.94	71.29	65.38	27.70	39.16	48.13	38.33
	5	44.25	46.66	43.29	44.73	15.93	16.88	20.23	17.88
	6	14.79	22.09	14.53	17.14	−13.53	7.69	−8.53	−4.79
	7	6.28	8.74	0.66	5.22	−22.07	−21.04	−22.40	−21.84
	8	11.32	21.79	18.86	17.32	−17.00	−7.99	−4.20	−9.73
	9	10.22	11.71	8.81	10.25	−18.01	−18.07	−14.25	−16.78
	10	15.72	25.01	18.91	19.88	−12.60	−4.77	−4.15	−7.17
	11	11.97	15.64	12.16	13.26	−16.35	−14.14	−10.90	−13.80
G	2	16.66	9.88	22.25	16.26	−16.50	−21.48	−18.79	−18.92
	3	34.36	33.63	23.23	30.41	1.20	2.27	−17.51	−4.68
	4	25.33	24.86	37.35	29.18	−7.83	−6.50	−3.39	−5.94
	5	16.46	8.98	18.13	14.52	−16.70	−22.38	−22.61	−20.56
	6	0.11	0.53	10.65	3.76	−33.35	−30.83	−30.39	−31.32
	7	8.89	−0.57	13.71	7.34	−24.27	−31.93	−27.03	−27.24
	8	14.89	6.66	18.33	13.29	−18.27	−24.70	−22.41	−21.79
	9	6.99	4.83	13.75	8.52	−26.17	−26.53	−26.69	−26.56
	10	0.89	−2.92	2.35	0.11	−32.27	−34.28	−38.39	−34.98
	11	13.26	−0.17	5.11	6.07	−19.90	−31.53	−35.63	−29.02

STUDY PLAN for THE POTATOES PROBLEM

J. H., KIM from KOREA. Gist-Brocades NV, Delft, the NETHER LANDS

TIME / TASK	Mo Tu We Th Fr 1 2 3 4 5	Mo Tu We Th Fr 8 9 10 11 12	Mo Tu We Th Fr 15 16 17 18 19	Mo Tu We Th Fr 22 23 24 25 26	Mo Tu We Th Fr 29 30 1 2 3
INVESTIGATION					
Experiment	——				
Conditions	——				
DESIGN THE TEST					
Normality		——			
Z, X^2 test		——			
Homogeneity					
Cochran's test		——			
Hartley's test		——			
ANALYSIS OF VARIANCE		——			
F-test		——			
T-test		——			
DUNNETT'S TEST		——			
CALCULATION			——		
GRAPH, REPORTING			——	—— Discuss	
TYPING				——	
PRESENTATION					——

Working period: Nobember-1st December 3rd, 1976.