

Τα προηγούμενα αποτελέσματα για το υπόδειγμα NBD ερμηνεύονται ως επίσης:

Αν μ & λ έχει a priori (εκ των προτέρων) κατανομή Γ με παραμέτρους r, a και γίνει μία παρατήρηση μιας τετραβ. Poisson με παράμετρο λ που έχει εκβάση x, n a posteriori κατανομή της λ είναι πάλι Γ με παραμέτρους \hat{r}, \hat{a} και $\hat{r} = r + x$

$\hat{a} = a + 1$. Αν γίνουν n ανεξάρτητες Poisson μετρήσεις με εκβάσεις x_1, \dots, x_n , η a posteriori της λ είναι Γ με παραμέτρους $\hat{r} = r + \sum x_i$ $\hat{a} = a + n$. Άρα $E(x_2 | x_1 = x) = \hat{r} / \hat{a} = (r+x) / (a+1)$

Αντίστοιχα, αν η μέτρηση είναι παρατήρηση των εδωτικών επί δοκιμές Bernoulli, με συνολικό παράμετρο p , είναι

$$f(x \text{ από } N \text{ επιτυχίες} | p) = \binom{N}{x} p^x (1-p)^{N-x}$$

Αν το p έχει a priori κατανομή Beta

$$g(p; \alpha, \beta) = \frac{\Gamma(\alpha+\beta)}{\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)} p^{\alpha-1} (1-p)^{\beta-1} \quad 0 \leq p \leq 1$$

προκύπτει ότι η εκ των προτέρων κατανομή $\xi(p | x \text{ επιτυχίες από } N)$ είναι πάλι Beta με παραμέτρους $\hat{\alpha} = \alpha + x$

$$\hat{\beta} = \beta + N - x \quad (\text{βλ. LKM App. A, σελ. 602})$$

Οι ροπές της Beta είναι (βλ. LKM)

$$E(x) = \alpha / (\alpha + \beta) \quad \text{Var}(x) = \frac{ab}{(a+b)^2 (a+b+1)}$$

Αν κανονικά N ανεξάρτητες μετρήσεις (με N μεγάλο), εκ των οποίων $x = nN$ επιτυχίες η εκ των προτέρων κατανομή είναι Beta με $\hat{\alpha} = \alpha + nN$ $\hat{\beta} = \beta + (1-n)N$ με εκ των προτέρων αναμενόμενα επιτυχών p :

$$E(p | x \text{ από } N) = \frac{a + nN}{a + nN + \beta - nN + N}$$

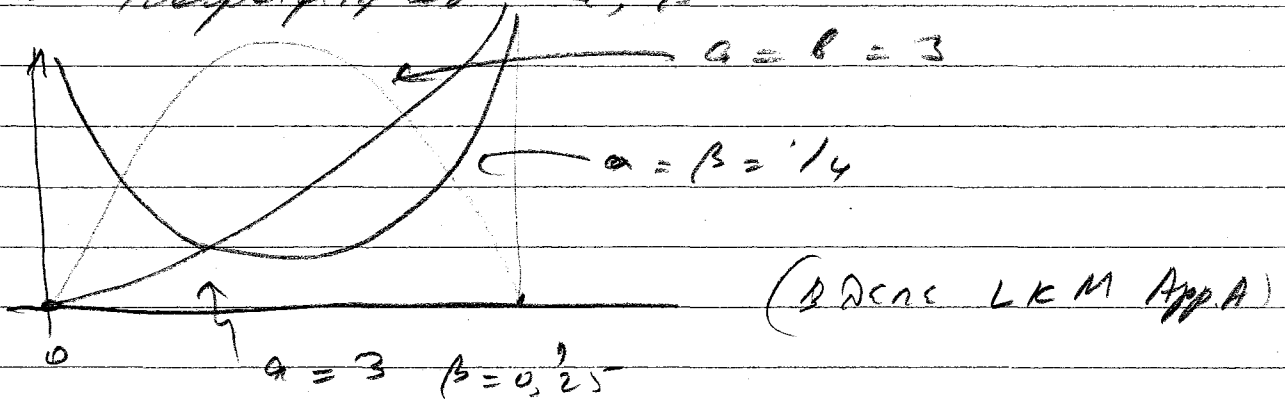
$$= \frac{n + a/N}{1 + (a+\beta)/N}$$

$$\text{και } \text{Var}(p) = \frac{(a + nN) \cdot (\beta + (1-n)N)}{(a + \beta + N)^2 (a + \beta + N + 1)} \quad (*)$$

Για μεγάλο N , η αναμενόμενη τιμή είναι περίπου n ενώ η διακύμανση γίνεται ελάχιστη, και αν είναι αναμενόμενο

Για μικρότερες τιμές n , αν $n \times a = b = 1$ αρχικά και κάνουμε 3 μικρότερες με δυο σημεία, είναι $\hat{a} = a + 2 = 3$ $\hat{b} = b + 1 = 2$ με νέα αναμενόμενη τιμή αν $p = \frac{3}{5}$ από $p = 1/2$ που ήταν αρχικά.

Η κατανομή beta μπορεί να πάρει μια ευρεία ποικιλία μορφών για διάφορες τιμές των παραμέτρων a, β .



(Παρατηρείται ότι για ακέραια $a \geq 0$, $\Gamma(a) = (a-1)!$ ενώ για a μη ακέραια πρέπει να χρησιμοποιηθεί ο τύπος $\Gamma(a) = \int_0^{\infty} e^{-t} t^{a-1} dt$)

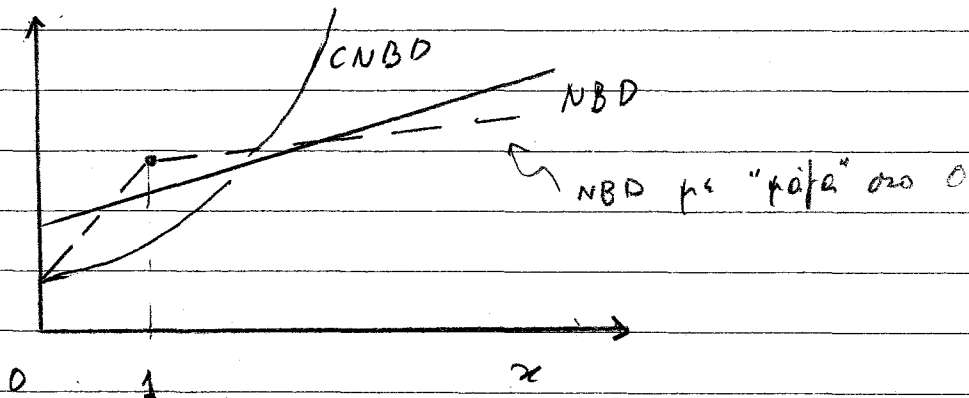
(*) Αυτό σημαίνει ότι για τον εκτιμητή N έχουμε οποιοδήποτε μέγεθος δείγματος n , η εκ των νοτίων κατανομή των παραμέτρων είναι $\hat{a} = a + nN$ $\hat{b} = \beta + (1-n)N$.

Εχουν διατυπωθεί πολλές προτάσεις βελτισμών του υποδείγματος NBD. Δύο ενδιαφέρουσες νέες προτάσεις είναι

α. Ο χώρος μεταξύ αυτών να μην έχει αρνητική κεντρική μκνόμενα γιατί τότε έχει παραβίαση πιθανότητα μια νέα αγορά σε χώρο μηδέν (γιατί);. Α θεωρείται ως πυκνότητα μια Erlang (Γ με ακέραια παράμετρο $r > 0$) ή απλά απλά τιμή r και μέγιστο "cost" στην μέση τιμή. Το υπόδειγμα που προκύπτει ονομάζεται Condensed NBD - CNBD και έχει αναπτυχθεί με ανάλογο τρόπο με το NBD

β. Η εξίσωση πρέπει να διαχωρίζεται τους καταναλωτές με $\lambda = 0$ δίνοντας τους μία "πλάτη" πιθανότητας (π.χ. $1/10$) ενώ το υπόλοιπο των πιθανοτήτων να είναι κατανομή με $\lambda > 0$ κατά μία ευθεία κατανομή $\Gamma(\lambda, r)$. Και το υπόδειγμα αυτό έχει αναπτυχθεί (σελ. 35 LKM)

Η σημασία των παραλλαγών αυτών έγκειται στο ότι δίνουν διαφορετικές γνώσεις ανεξαρτησίας $E(X_2 | X_1 = x)$ που επιτρέπει ενδεχομένως καλύτερη προσαρμογή στα δεδομένα. Έτσι έχουμε το διάγραμμα (σελ. 24 LKM)



Μπορείτε να εξηγήσετε τις καμπύλες; Η "NBD με πλάτη στο 0" είναι παλιό πρόβλημα. καρπούνη της

Υποδείγματα Επίδοσης Είδους (Μοίρκας)

Τα υποδείγματα αυτά εφεύρασαν την εργασία μοίρκας ανεξάρτητα από τον χρονισμό των αγορών. Τα υποδείγματα καταπορεύονται ανάλογα με το αν οι προτιμώμενες επιδόσεις συμπίπτουν με τις επιθυμητές, αν διαφαίνονται υψηλή επιδότηση εδαφικών παραγόντων (γηνί, διασπρίση κ.λ.π)

Η διαχρονική περιβαλλοντική επιρροή σε ένα δείγμα (επιδοθείσες ανεπρόσδεκτο) καταναλώνει σχεδόν με 2^η περίπου αγορές τους ενός αγρού (π.χ. οβελία κ.λ.π)

Τα αποτελέσματα περιλαμβάνονται με μορφή πίνακα (σελ. 41 LKM)
 επιδοθείσες την 2^η Αγορά

Επίδοσης Μοίρκας
 Την 1^η Αγορά

	A	B	C	Αδρ
A	137	47	19	203
B	41	179	12	232
C	22	10	46	78
Αδρ.	200	236	77	513

Ο πίνακας αυτός πρέπει να μετατραπεί διαφανώς όλα τα στοιχεία για τον εν λόγω εν δείγματος (513) περιλαμβάνει τον πίνακα των από κοινού πιθανοτήτων καθώς και των ναο συνδίκων πιθανοτήτων, διαφανώς τα ποσοστά των γραμμών για τον α δροίβου των μοιρών της γραμμής (203 την 1^η) έτσι προκύπτει ο πίνακας

	A	B	C	Αδρ.
A	$137/203 = 0,674$	0,232	0,094	1,00
B	$41/232 = 0,172$	0,772	0,051	1,00
C	$22/78 = 0,283$	0,125	0,592	1,00

Τα αγοράστέα υποδείγματα είναι αυτά
 που παράκωλο πρώτος, Zero Order. Σε αυτά
 γίνεται η παραδοχή ότι η τιμή αγοράς μιας
 παρτίδας είναι ανάλογη ανά καταναλωτή (είναι p_i
 για τον καταναλωτή i) από τα p
 είναι ελαστικές κατασκευαστές π.χ. κατα βετα
 με παραρτίπους που πρέπει να εκτυπωθούν.

Πιο ενδιαφέρον υπόδειγμα Zero Order είναι
 το από υπόδειγμα του Ehrenberg (1972) και
 το οποίο λαμβάνει

P_i (Τριών αγοραλέ και δεύτερη αγορά παρτίδας)

$$= p(i, j) = k m_i m_j \quad i \neq j$$

όπου m_i, m_j τα ποσοστά αγοράς που έχουν
 οι καταναλωτές i και j στην
 περίοδο.

Εφόσον $\sum_{j=1}^n p(i, j) = m_i$ (για i)

ιχίει $p(i, i) + k m_i \sum_{j \neq i} m_j =$

$$p(i, i) + k m_i (1 - m_i) = m_i$$

και από $p(i, i) = m_i - k m_i (1 - m_i)$,

εφόσον δεχτούμε ότι $p(i) = m_i$.

Για τις διαφέρουσες τιμές ιχίει:

$$p \left(\frac{\text{αγορά } j}{\text{αγορά } i} \right) = \frac{p(i, j)}{p(i)} = \frac{k m_i m_j}{m_i} = k m_j$$

ενώ αν $i = j$, $p(i, i) = 1 - k(1 - m_i)$.

Από αυτές οι τιμές είναι Zero Order.

Και ποτέ συμβαίνει αυτό το υπόδειγμα

από τα στοιχεία είναι ευγενικό (για το συγκεκριμένο παράδειγμα στοιχείων)

Με τα στοιχεία του πίνακα οι παράγοντες υπολογίζονται ως εξής: $m_A = 0,390 (= \frac{200}{513})$ $m_B = 0,460 (= \frac{236}{513})$ $m_C = 0,150$. Τα τα υπολογίζονται (για να μην έχουμε ακρίβεια) από τον τύπο

από τον τύπο $p(i,i) = m_i - k m_i (1 - m_i)$
 οπότε $\sum_i p(i,i) = 1 - k + k \sum m_i^2$

ή $k = \frac{1 - \sum_{i=1}^3 p(i,i)}{1 - \sum m_i^2}$

Τα $p(i,i)$ είναι $p(A,A) = 0,267 (= \frac{137}{513})$
 $p(B,B) = 0,349$ $p(C,C) = 0,152$ οπότε n

εκτίμηση του k είναι

$$k = \frac{1 - (0,267 + 0,349 + 0,152)}{1 - 0,39^2 - 0,46^2 - 0,15^2} = 0,479$$

Με τις εκτιμήσεις αυτές προκύπτει ο παρακάτω πίνακας

	A	B	C
A	0,267 0,175	0,092 0,086	0,037 0,027
B	0,080 0,086	0,349 0,341	0,023 0,033
C	0,043 0,028	0,019 0,033	0,090 0,089

Παρατηρήσεις
 Εκτίμηση

που δείχνει κανονική συμπεριφορά (εκτός των στοιχείων $p(C,A)$ $p(C,B)$, $p(A,C)$)
 Έτσι παρατηρούμε την υπό συνθήκη πιθανότητα των τρέβων, το υπόδειγμα έχει μικρότερη ελαστικότητα ($P(A|B) = 0,177 = P(A|C) = 0,283$!!)

Όταν το Zero Order υποδείγμα αναφέρεται (δηλαδή οι εκτιμήσεις των $p(i,j)$ διαφέρουν πολύ από τις παρατηρήσεις) πρέπει

καμία να θεωρείται ότι η επιλογή μιας πέρας είναι μια κράτηση σε αλυσίδα Markov όπου ο πίνακας μεταβάσεων πρέπει να κανονιστεί τις παρατηρήσεις στο δείγμα. Αν θεωρούμε π.χ. ότι ο περικός μεταβάσεις είναι αφυδατωμένος χροιά και είναι αέρας που εκπνέει π.χ. από το στόμα. Η πρόβλεψη να εκπνέει διαφορετικό περικό όπως π.χ. ζεστό περικό από το επόμενο περικό αέρα, ποσο σημαντικό είναι να συμπεριλάβει κάποια από τις πιθανότητες μεταβάσεων (π.χ. μέσω διατήρησης...). Βέβαια δε πρέπει να εμβραβυνθεί μαθητικά η ιδιότητα Markov-ness ότι $P(X_t = j | X_{t-1} = i) = P(X_t = j | X_{t-1} = i, X_{t-2} = \alpha, X_{t-3} = \beta, \dots)$ δηλαδή η μεταβολή εξαρτάται μόνο από την επίθεση και όχι τις προηγούμενες καταστάσεις.

Στην εργασία των Morrison κ.α. (σελ. 47 LKM) γίνεται η παραδοχή με α προτάσεις του χρηματοοικονομικού οίκου ML είναι "prime" ή "not prime" και ο πίνακας μεταβάσεων είναι

		Prime ^{t+1}	Not Prime
Προδοστέ:	Prime	p	1 - k
	Not Prime	k p	1 - k p

όπου το p είναι κανονισμένο στο μηδέν με κάποια βετα (οι παράμετροι της είναι προς εκτίμηση). Το k θεωρείται μαζικό μέγεθος των περικών. Υψηλές τιμές του αντιστοιχούν σε αυξημένη "εξυπηρέτηση" της ιδιότητας των "prime" περικών, ενώ περιμένουμε ότι $k < 1$ (k=1 για Prime περικό). Στην εργασία

* Prime: "καλοί" περικοί, που κάνουν μεγάλο κέρδος.

ακρίβεια οι παρατηρητές ως $\alpha = 0,01$ $\beta = 1,18$
 $\gamma = 0,41$. Αξιωματικά είναι ότι το β αφορά
από την σχέση:

$$\beta = \frac{P(X_t = \text{Prime} | X_{t-1} = \text{Not Prime}, X_{t-2} = \text{Prime})}{P(X_t = \text{Prime} | X_{t-1} = \text{Prime}, X_{t-2} = \text{Not Prime})}$$

που αποδεικνύεται αν λάβουμε υπόψη την
εξαρτήση απόν παρατηρητο p (που είναι
κατανεμημένη κατά β). Φρόνιμα, αν ο
μηδενικός ήταν οφθαλμικός θα ίσχυε ότι
 $P(X_t = P | X_{t-1} = NP, X_{t-2} = P) = P(X_t = P | X_{t-1} = NP) = \beta p$
 $P(X_t = P | X_{t-1} = P, X_{t-2} = NP) = P(X_t = P | X_{t-1} = P) = p$
και η παραπάνω σχέση θα ίσχυε. Όπως
η αποδείξη στο p συνεπάγεται ότι
η αντίληψη της κατάστασης στο τυχαίο κινδύνο
ΔΕΝ καταποιά την Μαρκοβιανή ιδιότητα

Τα υποδείγματα Μάθησης (Learning Models)
διαφέρουν από τα Μαρκοβιανά καθώς η
πίδη μεταβάσης εξαρτάται από την
προηγούμενη πίδη και την κατάσταση
(και όχι μόνο την κατάσταση). Ορίζονται
οι εγχειρίτες Απόδοσης και Απορρίψης ως εξής:
Έστω ότι ενδιαφερόμαστε για μία συγκεκριμένη
μάρκα και p_t η πίδη να αγοράσει
στην t -οση ενκαρπία. Τότε η p_t εξαρτάται
συμφύτητα με τις σχέσεις

$$p_{t+1} = \begin{cases} a_1 + \alpha_1 p_t & \text{αν η μάρκα αγοράστηκε} \\ & \text{στην χρόνο } t \\ a_2 + \alpha_2 p_t & \text{αν αγοράστηκε} \\ & \text{άλλη μάρκα} \end{cases}$$

Ερώση: Αν έχουμε 2 μάρκες και

$q_t = 1 - p_t$ η πιθανότητα να αγοράσει η αλλη παρκα, αν ο δείκτης σου

$$q_{t+1} = \begin{cases} \beta_1 + \alpha_1 q_t & \text{αν αγοράσεις η αλλη παρκα} \\ \beta_2 + \alpha_2 q_t & \text{διαφορετικά} \end{cases}$$

και εκκρίσεις το β_2 .

Άσκηση (α) Για δεδομένα a, λ κατασκευάστε ένα φίλο λογισμικό προετοιμάσει και εκκρίσεις ερευνητικό το μυστικό αγοράς σε περίπτωση που υπάρχει σύγκρουση να μείνει απίδητο βερμάν

(β) Κάντε μια θεωρητική εκκρίση του μυστικού αγοράς και αναθεωρήστε το με το φίλο λογισμικό του (α).

Τα Ολοκληρωμένα Ενοχαστικά Υποδείγματα συνδυάζουν υποδείγματα χρονικού αγωγίου (π.χ. NBD) με υποδείγματα επιλογής παρκας π.χ. Υποδείγμα Erlang κατανομή των διαστημάτων μεταξύ αυτισμών με εγερσίμια του λ και γ gamma, συνδυασμένη με zero order Bernoulli επιλογή παρκας με εγερσίμια β και α βελτιστοποίηση αναζητή ενσωμάτωση των προαρμογών των διαφοροποιητικών ποσών με τις διαδοχικές περιπτώσεις των κατανομών της εγερσίμιας.

(699. 53 CLKM)

Ενδιαφέρον έχουν υποδείγματα που εκκρίνουν την επίδραση των υπο εγέρχο μεταβλητών όπως η υφή και η διατήρηση. Ένα ενδιαφέρον

υπόδειγμα (Givon + Hersky - LHM p. 54)

για δύο γλώσσες A, B έχουμε ως εξής:

Έστω πιθανότητες μετάβασης με μεταβλητές πιθανότητες a_t και απρόβλεπτη β ως

$$A_{t-1} \begin{matrix} A_t & B_t \\ \left[\begin{array}{cc} a_t + \beta & 1 - a_t - \beta \\ a_t & 1 - a_t \end{array} \right] \\ B_{t-1} \end{matrix}$$

(θεωρούμε εισόδημα το a_t να είναι ομάδα) Προφανώς η ομάδα A επιδιώκει την αύξηση των a_t .

Οι διαγνωστικές δυνάμεις X_t, X_{t-1}, \dots και η σχετική τιμή R_t (που είναι εξαρτημένες μεταβλητές) εκφράζουν το a_t ως εξής:

$$a_t = a_0 + \gamma (X_t + \lambda X_{t-1} + \lambda^2 X_{t-2} + \dots) + \delta R_t + \varepsilon_t$$

όπου $\gamma, \lambda, \delta, a_0$ παράμετροι προς εκτίμηση
 ε_t : όραση με ανεξαρτησία για t

Οι πιθανότητες ποσοτήτων είναι το ποσοστό αχώρας και είναι m_t το ποσοστό των A τον χρόνο t .
Είναι

$$m_{t+1} = m_t (a_t + \beta) + (1 - m_t) a_t = a_t + \beta m_t$$

επαγωγικά το a_t την διατηρεί των m_t έχουμε:

$$m_{t+1} = \beta m_t + a_0 + \gamma (X_t + \lambda X_{t-1} + \dots) + \delta R_t + \varepsilon_t$$

Για να απαλλαγούμε από τους όρους $\lambda^k X_{t-k}$ υπολογίζουμε το $m_{t+1} - \lambda m_t$ όπως έχουμε

$$m_{t+1} - \lambda m_t = \beta m_t - \lambda \beta m_{t-1} + a_0(1 - \lambda) + \gamma X_t + \delta R_t - \lambda \delta R_{t-1} + (\varepsilon_t - \lambda \varepsilon_{t-1})$$

Η σχέση αυτή μπορεί να εκτιμηθεί από δεδομένα για τα m, d, x . Βέβαια η αυχένια μέτρηση των βλαπτικών $\epsilon_1 - \Delta \epsilon_1$, οδηγεί σε δυσκολίες εκτίμησης. Μια από τις δυσκολίες εκτίμησης, προκύπτει ότι τα γ, δ, λ είναι μη δεικτά, αλλά η τιμή του λ είναι μικρή. Αυτό σημαίνει ότι η επίδραση της διατήρησης είναι παραδοκίως λογιστική για τα προϊόντα που εξισορροπεί ο μηχανισμός.

Εξαρτησιακά Υποδείγματα Εργασίας
(Process Oriented Models)

Για ορθολογικά αγορά είναι απαραίτητο να εξηγηθεί καλύτερα η προέλευση του κάθε καταναλωτή σαν συνάρτηση των χαρακτηριστικών των προϊόντων. Με βάση τα χαρακτηριστικά των προϊόντων εκτιμώνται επίσης διάφορα παραδείγματα "Αντικειμενικής" εξειδίκευσης για κάθε προϊόν / κατηγορία προϊόντων.

Έστω ο καταναλωτής i εξειδικεύει την αγορά ενός αγαθού κάποιας κατηγορίας (π.χ. κάποιας μεθόδου κατηγορίας αυτοκινήτου), και θεωρεί ότι η ωφέλιμότητα από την αγορά είναι V_{i1} . Αν τον αγοράσει (και αγοράσει ^{κοποιο} από αυτή κατηγορία, π.χ. ψυχείο) η ωφέλιμότητα είναι V_{i1} . Η ωφέλιμότητα αυτή προδιορίζεται με βάση τα χαρακτηριστικά των αγαθών, με προϊόντα που θα δώσει πρότερη. Η τυχική ερώτηση της αγοράς ή ότι εξαρτάται και από τυχαία γεγονότα που επιρραίζουν την κρίση του καταναλωτή και που παρεπόμενα με τυχαίες μεταβολές βλαπτικός ϵ_{i1} και ϵ_{i2} αντίστοιχα, ανεξάρτητα μέτρηση των.

Επει η τελική απόφαση περιλαμβάνει επιλογή μιας
 της "τελικής" υψηλότερης V_{B_i} και V_{N_i} όπου

$$V_{B_i} = V_{B_i} + \tilde{\epsilon}_{B_i}, \quad V_{N_i} = V_{N_i} + \tilde{\epsilon}_{N_i} \quad \text{Επει}$$

το αγοράς δα αγοράσεται με πιθανότητα

$$P(\text{Αγορά}) = P(V_{B_i} > V_{N_i}) \\ = P(V_{B_i} - V_{N_i} > \tilde{\epsilon}_{N_i} - \tilde{\epsilon}_{B_i})$$

Οι επιπλέον πληροφορίες γίνονται παρατηρήσεις
 (βάσει ερωτηματολογίου σε δείγμα καταναλωτών)

(α) το πως αποτιμώνται τα χαρακτηριστικά των
 διαφόρων αγαθών (β) το αγοραστικές επιλογές.

Γίνονται παραδοχές για την μορφή της βέλτιστης
 της υψηλότερης σε σχέση με τα χαρακτηριστικά
 και φυσικά για τα πιθανολογικά χαρακτηριστικά
 των βλαβών $\tilde{\epsilon}_{B_i}, \tilde{\epsilon}_{N_i}$.

Οι βασικές παραδοχές για το βέλτιστο
 είναι

(α) Η διαφορά $\tilde{\epsilon}_{N_i} - \tilde{\epsilon}_{B_i}$ είναι κανονική
 με μηδενικό μέσο : $\tilde{\epsilon}_{B_i} \sim \tilde{\epsilon}_{N_i} \sim N(0, \sigma^2)$

Το υπόδειγμα αυτό ονομάζεται Probit

(β) Η διαφορά $\tilde{\epsilon}_i = \tilde{\epsilon}_{N_i} - \tilde{\epsilon}_{B_i}$ έχει κατανομή
 $F(x) = Pr(\tilde{\epsilon}_i < x) = (1 + \exp(-\mu x))^{-1}$

(Προφανώς $F(\infty) = 1, F(-\infty) = 0$)

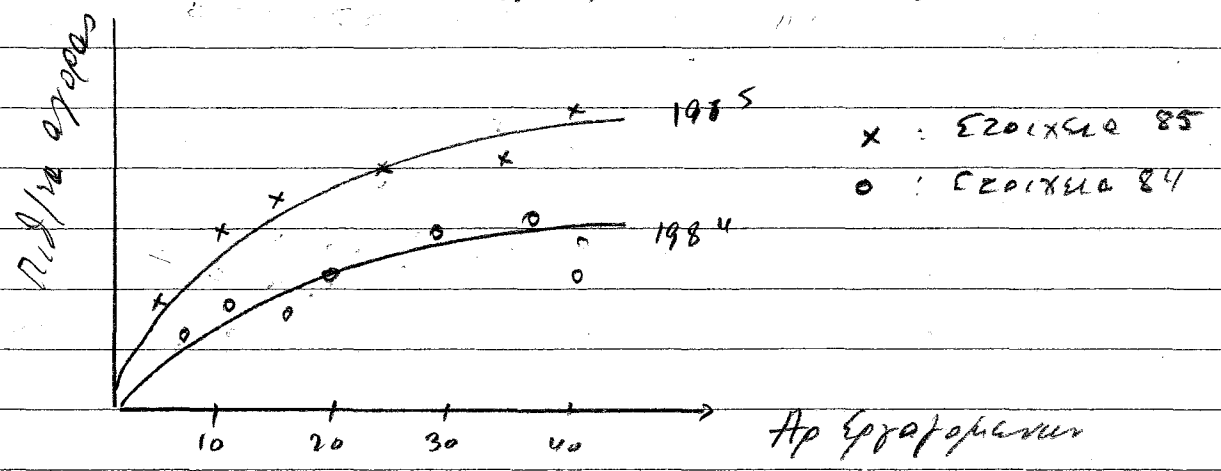
Το υπόδειγμα ονομάζεται Logit και
 έχει ευρεία χρησιμότητα λόγω της παρακάτω
 σχέσης: Ένα προϊόν αγοράζεται με πιθανότητα

$$P(V_{B_i} - V_{N_i} > \tilde{\epsilon}_{N_i} - \tilde{\epsilon}_{B_i}) = F\left(\frac{V_{B_i} - V_{N_i}}{\sigma}\right) \\ = \frac{1 + \exp(-\mu(V_{B_i} - V_{N_i}))}{1 + \exp(-\mu(V_{B_i} - V_{N_i}))} \\ = \frac{\exp(\mu V_{B_i})}{\exp(\mu V_{B_i}) + \exp(\mu V_{N_i})}$$

που συνδέει την πιθανότητα αγοράς με τις υψηλότερες

Στατιστική

Στην ενδιαφέρουσα εργασία του Nootboom περιγράφεται η ελαστική της ηγεμονίας σε εταιρείες στον Παναμά το 1989. Γίνονται οι παραδοχές ότι $V_{it} = \alpha + \beta \log S_i$ όπου το S_i είναι το μέγεθος της επιχείρησης, μετρημένο από το εργατικό δυναμικό. Το β είναι παράμετρος οικονομικής κλίσης που δεν εξαρτάται από την επιχείρηση ενώ το α_t είναι παράμετρος "κλίσης" της νέας τεχνολογίας. ^{στη εργασία} Επιβεβαιώνονται στατιστικά με το αριθμό των εταιρειών που ελέγχονται την ηγεμονία από τους και έγινε προσοχή των μετρήσεων κάθε έτους ώστε να προσδιοριστούν τα μ, β και το α_t . Τα στοιχεία μεταβλητών της παραδοχής (δυσανάλογα μ, β διαφορετικά) ενώ το α_t φαίνεται διαφορετικό. Βλέπε το διαγράμμα της βλ. 63 *



Αντίστοιχο υπόδειγμα εφαρμόζεται με τα ανάλογα προτιμήσεις των καταναλωτών ανάμεσα σε μάρκες ενός προϊόντος. Θεωρούμε υπάρχουν 2 μάρκες και ο καταναλωτής i έχει εκτίμηση υπερισχύουσας V_{it} , που όπως την βρήκε αγοράς μεταβαίνει σε $U_{it} = V_{it} + \tilde{\epsilon}_{it}$. Θα ελεγχουμε η μάρκα k με πιθανότητα

$$Pr(U_{it} > U_{ik}, j \neq k) =$$

(*) και το υπολογιστικό παράδειγμα / γέμνο λογισμικού στο τέλος των σημειώσεων.

$$Pr(V_{it} - V_{jt} \geq \tilde{\epsilon}_{it} - \epsilon_{jt} ; \forall j)$$

Αν δεχθούμε ότι τα $\tilde{\epsilon}_{it_1} - \tilde{\epsilon}_{it_2}$ είναι κατανομή λογιστική και τα ϵ_{jt} είναι ανεξάρτητα μπορεί να αποδειχθεί ότι η πιθανότητα αγοράς μιας προίικης είναι

$$P_{it} = \frac{\exp(\beta V_{it})}{\sum_j \exp(\beta V_{jt})}$$

όπου β η παράμετρος της λογιστικής.

Αν η υπέρμετρη μπορεί να εκφραστεί σαν γραμμικό άθροισμα $V_{it} = \sum_k w_k \beta_{ikt}$

με β_{ikt} την βαθμολογία του j προϊόντος ως προς το κριτήριο k , w_k την αναλογία τους προέρχεται να γραφούμε τον παραπάνω τύπο ως

$$P_{it} = \frac{\exp(\sum_k w_k \beta_{ikt})}{\sum_j \exp(\sum_k w_k \beta_{jkt})}$$

όπου οι αναλογίες έχουν ενδιαφέρον το β , και είναι λ.χ. $w_k = \beta w'_k$

Ένα ενδιαφέρον παράδειγμα δίνεται από τον Ιοι του ΕΚΜ. Έχουν με διάφορα ερευνητικά πεδία σε Panel σχετικά με υγιεινά κέντρα κατασκευών κατασκευασμένα για το μέγεθος του Panel

(α) Η βαθμολογία των κέντρων ως προς κριτήρια Variety, Quality, Parking, Value for Money (β) Προτίμηση

Με βάση αυτά τα στοιχεία προσδιορίζεται

η αναλογία w_k των κριτηρίων - και κατά πόσο

είναι υπέρμετρη ή μη και αντιστοίχως ως παραμ-
 ρίσεις. Έτσι προκύπτει ο πίνακας 2.23, που περιλαμβάνει 3 υγιεινά κέντρα και ένα νέο

Μετρ Βαθμολογία στο Panel

Store	Variety	Quality	Per km	Value / money
1	0,7	0,5	0,7	0,7
2	0,3	0,4	0,2	0,8
3	0,6	0,8	0,7	0,4
4 (New)	0,6	0,4	0,8	0,5
Επιβαλία κ	2	1,7	1,3	2,2

Το σημαντικότερο κριτήριο είναι το Value for Money. Τα περίεργα ^{αγοράς} βασικά να υφίστανται προτιμούνται των ^{από} 2.24 :

Store	Συλ. β. κ	Κατανομή μα. 1,2,3 %	Κατανομή σε 1-4 %
1	4,70	51,2	40,7
2	3,30	12,6	10,0
3	4,35	36,2	28,7
4	4,02	—	20,6

Η κατανομή των προτίμων το υφίστανται να υφίστανται με κατανομή πρέπει να υφίστανται με τα παρατηρούμενα. Επιβαλία έχει η κατανομή σε 1-4 όπου γίνεται εκτίμηση της ελκυστικότητας των 4^{ων} κέντρων.