ΝΙΚΟΛΑΟΥ ΜΑΛΕΥΡΗ - ΕΥΓΕΝΙΑΣ ΠΕΤΡΟΒΑ

ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗ ΜΟΝΤΕΛΟΠΟΙΗΣΗ ΤΗΣ ΔΙΑΔΙΚΑΣΙΑΣ ΕΛΕΓΧΟΥ ΚΑΙ ΕΥΡΕΣΗΣ ΛΑΘΩΝ ΣΤΑ ΠΡΟΓΡΑΜΜΑΤΑ Η/Υ

ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ

ΠΕΡΙΛΗΨΗ

Η ανεύρεση λαθών στα προγράμματα Η/Υ κατά την ανάπτυξή τους και ειδικά στη διαδικασία ελέγχου οδηγεί στην απαίτηση για σωστή εκτίμηση της αξιοπιστίας του λογισμικού, πριν αυτό δοθεί προς χρήση. Το πρόβλημα αυτό αντιμετωπίζεται με διάφορους τρόπους, μεταξύ των οποίων η δοκιμασία των προγραμμάτων με την εκτέλεση ορισμένων συγκεκριμένων δομών τους και η δημιουργία στατιστικών μοντέλων για την εκτίμηση της αξιοπιστίας τους.

Στην εργασία αυτή παρουσιάζεται ένα γενικευμένο μοντέλο του συνολικού ρυθμού εμφάνισης αποτυχιών σε ένα πρόγραμμα, το οποίο λαμβάνει υπ' όψη το στάδιο στο οποίο βρίσκεται ο έλεγχος του προγράμματος. Δίνονται παραδείγματα του μοντέλου και καθορίζεται θεωρητικά ο μέσος χρόνος για να επιτευχθεί ο παρών συνολικός ρυθμός εμφάνισης αποτυχιών.

1. ΠΡΟΛΟΓΟΣ

Η αξιοπιστία του λογισμικού αρχίζει να αποκτά εξαιρετική σημασία λόγω της απαίτησης για ποιοτικό λογισμικό. Όμως, για οποιαδήποτε σωστή στατιστική εκτίμηση της αξιοπιστίας χρειάζεται να διευκρινισθούν οι τρόποι με τους οποίους δύο κύριοι παράγοντες των προγραμμάτων Η/Υ προκαλούν αναξιοπιστία, και αυτοί είναι:

(α) ο αριθμός των λαθών που βρίσκονται σε ένα πρόγραμμα και

(β) οι συνθήκες κάτω από τις οποίες προκαλείται η εκτέλεση των μερών ενός προγράμματος που περιέχουν λάθη.

Ένα μεγάλο κομμάτι του κύκλου ζωής ενός προγράμματος (ανάπτυξης και λειτουργίας) είναι αφιερωμένο στην ελαχιστοποίηση αυτών των λαθών και στη διερεύνηση των πιο πάνω συνθηκών. Ταυτόχρονα, στατιστικά μοντέλα χρησιμοποιούνται για να εκφράσουν τη συμπεριφορά της διαδικασίας ανεύρεσης και διόρθωσης λαθών με μαθηματικές μεταβλητές και έτσι να εκτιμηθούν διάφορες μετρικές της λειτουργίας του λογισμικού.

Η στατιστική εκτίμηση του (α) μπορεί να αποβεί μια πολύ παραπλανητική διαδικασία απ' τη στιγμή που ο έλεγχος του λογισμικού δεν περιλαμβάνει όλα τα πιθανά δεδομένα εισόδου. Έτσι είναι προτιμότερο να διερευνάται η μείωση του συνολικού ρυθμού εμφάνισης αποτυχιών (ΣΡΕΑ) σε ένα πρόγραμμα. Σύμφωνα και με μια παρατήρηση των Currit κ.ά. (1986): «μειούμενοι (ΣΡΕΑ) δηλώνουν πρόοδο προς ένα πιο αξιόπιστο λογισμικό, ενώ ένας αυξανόμενος ΣΡΕΑ μπορεί να είναι ένδειξη ενός καθόλα αναξιόπιστου προγράμματος».

Σχετικά τώρα με τον παράγοντα (β), τα λάθη ανακαλύπτονται κυρίως με την εκτέλεση ενός προγράμματος. Γι' αυτό και το σύνολο δεδομένων εισόδου παίζουν καταλυτικό ρόλο στην ανακάλυψη λαθών. Η πλειοψηφία των επιστημόνων Η/Υ και των ανθρώπων που ασχολούνται με τον έλεγχο ενός προγράμματος δίνουν έμφαση στη λειτουργικότητα και δομή ενός προγράμματος, ελέγχοντας έτσι περισσότερο διεξοδικά πιο πολύπλοκες δομές ενός προγράμματος, επειδή υποπτεύονται ότι εκεί υπάρχουν περισσότερα λάθη. Ο έλεγχος αυτός επιτελείται κυρίως με την εφαρμογή ορισμένων τεχνικών, οι οποίες έχει αποδειχθεί ότι βρίσκουν ένα πολύ μεγάλο αριθμό από λάθη. Οι επικρατέστερες από αυτές τις τεχνικές ασχολούνται με την εκτέλεση του προγράμματος με πραγματικά δεδομένα και τον υπολογισμό μετρικών —συντελεστών απόδοσης— που αντικατοπτρίζουν το ποσοστό κάλυψης ορισμένων βασικών δομών, όπως βασικές ενότητες (basic blocks), κλάδοι προγράμματος (program branches), ενότητες επαναλήψεων κώδικα, μονοπάτια (program paths). Τα προβλήματα που εμφανίζονται στην εφαρμογή αυτών των τεχνικών συνοψίζονται στην ύπαρξη ορισμένων δομών κώδικα, οι οποίες δεν μπορούν να εκτελεστούν λόγω κακού σχεδιασμού του προγράμματος. Κατάλληλες τεχνικές για την παράκαμψη τέτοιων προβλημάτων έχουν αναπτυχθεί από τους Yates και Malevris (1989), όπου παρουσιάζονται τρόποι, ώστε οι αδυναμίες των τεχνικών αυτών να επιλύονται, έτσι ώστε να επιτυγχάνεται η μεγιστοποίηση των αναγκαίων για τον έλεγχο ποσοστών κάλυψης.

Οι στατιστικοί ισχυρίζονται ότι ένα πρόγραμμα δεν αρκεί απλά να είναι σωστό, αλλά να υπηρετεί και τους σκοπούς για τους οποίους αναπτύχθηκε. Γι' αυτό χρησιμοποιούν τυχαία δειγματοληψία από δεδομένα εισόδου για την εκτέλεση ενός προγράμματος. Και ενώ μέχρι πριν από λίγο καιρό η τυχαία δειγματοληψία σήμαινε ομοιόμορφη τυχαία δειγματοληψία, κατά τους Littlewood (1981), Basili και Selby (1987) σημαίνει τυχαία δειγματοληψία, σύμφωνα με μια κατανομή πιθανότητας που μιμείται όσο το δυνατόν πιο ικανοποιητικά τις επακόλουθες απαιτήσεις των χρηστών του συγκεκριμένου προγράμματος. Έτσι λάθη που αναμένεται να εμφανιστούν πιο συχνά στο περιβάλλον του χρήστη εκμηδενίζονται.

Η εφαρμοζόμενη στρατηγική ελέγχου επηρεάζει τη μείωση του ΣΡΕΑ στο πρόγραμμα. Πιο συγκεκριμένα, κάθε λάθος σε ένα πρόγραμμα είναι υπεύθυνο για ένα αριθμό αποτυχιών στη λειτουργία του προγράμματος. Ο αριθμός των αποτυχιών αυτών, που αποτελεί το λεγόμενο «μέγεθος» του λάθους, εξαρτάται από την εκάστοτε στρατηγική ελέγχου. Αν εφαρμοστεί τυχαία δειγματοληψία για έλεγχο, τότε αυτό που προκύπτει είναι ανεξάρτητες πολυδιάστατες δοκιμές μέχρι την ανακάλυψη του πρώτου λάθους. Επιπλέον, λάθη που συμβαίνουν χρησιμοποιώντας δεδομένα εισόδου μεγαλύτερης συχνότητας ανακαλύπτονται στην αρχή κυρίως της διαδικασίας ανεύρεσης λαθών παρά αργότερα. Τα υπάρχοντα στατιστικά μοντέλα δεν συμπεριλαμβάνουν αυτές τις παρατηρήσεις, καταλήγοντας είτε σε ισομεγέθεις μειώσεις του ΣΡΕΑ μεταξύ δύο διαδοχικών ανευρέσεων λαθών, είτε στην εφαρμογή της θεωρίας του Bayes, με αποτέλεσμα πολύ πολύπλοκους τύπους.

Στην εργασία αυτή παρουσιάζεται ένα στατιστικό μοντέλο που συνδέει τον παρόντα ΣΡΕΑ, Λ_k, στο στάδιο που έχουν διορθωθεί k-1 λάθη, με τους ΣΡΕΑ από προηγούμενα στάδια. Στο μοντέλο χρησιμοποιείται η παρατήρηση ότι η θέση της k-οστής αποτυχίας συνδέεται με το «μέγεθος» του αντιστοιχούντος λάθους.

2. ΕΝΑ ΔΟΜΙΚΟ ΜΟΝΤΕΛΟ ΓΙΑ ΤΗΝ ΑΝΕΛΙΞΗ $\{\Lambda_k\}$

Κάνοντας τυχαία δειγματοληψία, σύμφωνα με τα ανωτέρω, η ανέλιξη εμφάνισης αποτυχιών προσομοιάζει μια επικαλυμμένη διακριτή ανέλιξη (superposition point process), που αποτελείται από ανεξάρτητες συνιστώσες διακριτές ανελίξεις. Κάθε διακριτή ανέλιξη παριστά τον αριθμό των αποτυχιών που οφείλονται σε ένα συγκεκριμένο λάθος. Κάθε λάθος είναι υπεύθυνο για αποτυχίες που παρουσιάζονται με ένα διαφορετικό ΡΕΑ. Πριν αρχίσει ο έλεγχος, γίνεται η υπόθεση ότι ένα πρόγραμμα έχει ΣΡΕΑ ίσο με το άθροισμα των επιμέρους ρυθμών εμφάνισης αποτυχιών (ΡΕΑ) κάθε λάθους. Υποθέτοντας τέλεια και στιγμιαία διόρθωση των λαθών, μόλις εμφανιστεί η αντίστοιχη αποτυχία, ο ΣΡΕΑ στο στάδιο, όπου k λάθη έχουν διορθωθεί, είναι ο αρχικός ΣΡΕΑ μείον τους ΡΕΑ των λαθών που διορθώθηκαν.

Επειδή ο αρχικός αριθμός λαθών στο πρόγραμμα και η ταυτότητα των λαθών που διορθώθηκαν είναι απροσδιόριστοι, η στατιστική εκτίμηση της αξιοπιστίας του προγράμματος μπορεί να βασιστεί μόνο στην εκτίμηση των ΡΕΑ των λαθών που συνέβησαν. Αυτό όμως είναι πολύ δύσκολο απ' τη στιγμή που ο αριθμός των αγνώστων παραμέτρων αυξάνει με τον αριθμό των λαθών που ευρέθησαν. Γι' αυτό και υπάρχει η ανάγκη να παρασταθεί η ανέλιξη $\{\Lambda_k\}$ ως συνάρτηση π.χ.

$\Lambda_k = \Lambda\,(k\,;\underline{\vartheta})$, όπου $\underline{\vartheta}$ είναι ένας μικρός αριθμός από παραμέτρους (ϑ_1, ϑ_2 κλπ.).

Βασιζόμενοι στην παρατήρηση ότι οι πραγματικοί διαδοχικοί ΣΡΕΑ του προγράμματος μειώνονται καθώς το k αυξάνει και ότι τα λάθη με μεγάλους ΡΕΑ συμβαίνουν στην αρχή, ο Scholz (1986) πρότεινε το ακόλουθο μοντέλο:

$\Lambda\,(k\,;\underline{\vartheta}) = \exp(\vartheta_1 - \vartheta_2\ k)$, $\vartheta \in R$ και $\vartheta_2 \in R^+$.

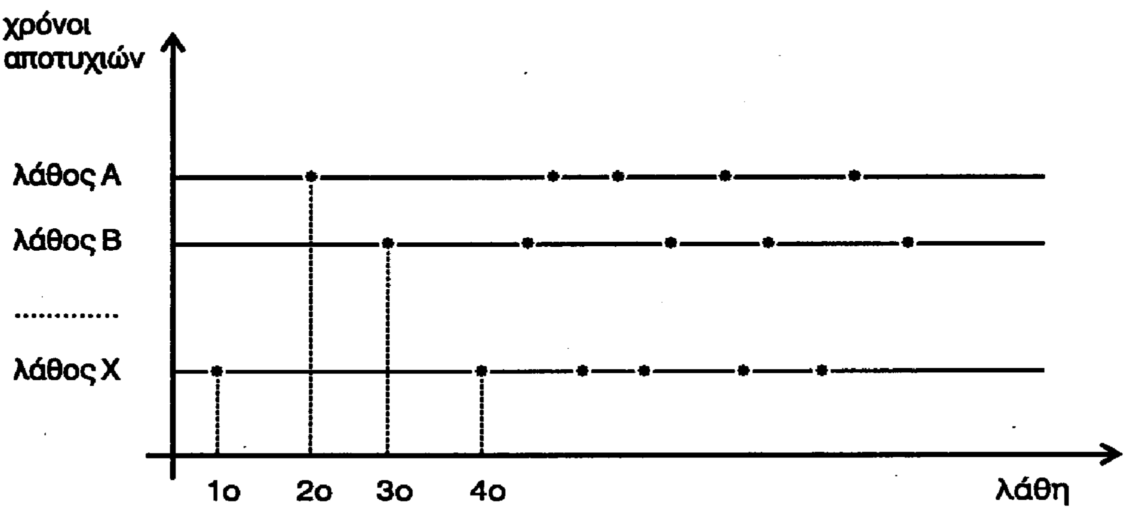
Στην παρούσα εργασία εξετάζεται ένα πιο γενικό μοντέλο:

$\Lambda\,(k\,;\underline{\vartheta}) = \exp(-g\,(k;\underline{\vartheta}))$

όπου η $g(k;\underline{\vartheta})$ είναι μια γενική συνάρτηση των k, $\underline{\vartheta}$.

3. ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗ ΕΚΤΙΜΗΣΗ

Κάτω από τυχαία δειγματοληψία, η διαδικασία διόρθωσης λαθών αποτελείται από ανεξάρτητες πολυδιάστατες προσπάθειες μέχρι την εμφάνιση κάποιου λάθους, όπως φαίνεται στο παρακάτω σχήμα.



Ο αριθμός, λοιπόν, των αποτυχιών μέχρι την πρώτη αποτυχία του λάθους i ακολουθεί τη γεωμετρική κατανομή. Καθώς ο χρόνος ελέγχου προχωρεί, η πιθανότητα εμφάνισης κάποιας αποτυχίας μειώνεται και έτσι μια λογική προσέγγιση της διαδικασίας διόρθωσης λαθών είναι ένα συνεχές εκθετικό μοντέλο για τους χρόνους μέχρι την εμφάνιση αποτυχίας. Βάσει των ανωτέρω, απ' τη στιγμή που έχουν διορθωθεί k λάθη, οι ενδιάμεσοι των αποτυχιών χρόνοι, T_1 ..., T_k, αποτελούν διαστήματα των πρώτων k – διατεταγμένων δειγμάτων (k – order statistics) από ανόμοια κατανεμημένους χρόνους μέχρι την εμφάνιση αποτυχίας. Απ' τη στιγμή που το ενδιαφέρον βρίσκεται στην παρούσα κατάσταση του προγράμματος, οι T_1 ..., T_k μπορεί να θεωρηθούν τυχαίες ανεξάρτητες εκθετικές μεταβλητές, με δεδομένους όμως τους $\Lambda_1, \ldots, \Lambda_k$, δηλαδή τους ΣΡΕΑ, όταν 0, ..., k-1 αποτυχίες έχουν παρατηρηθεί.

Άρα η εκτίμηση του $\underline{\vartheta}$ μπορεί να γίνει χρησιμοποιώντας τη μέθοδο της μεγίστης πιθανοφάνειας. Η συνάρτηση πιθανοφάνειας έχει την ακόλουθη μορφή:

$$L\left(t_1,\ldots,t_k;\underline{\vartheta}\right)=\prod_{i=1}^{k}\exp\left[-g(i,\underline{\vartheta})\right]\quad\exp\left\{-\exp\left[-g(i,\underline{\vartheta})\right]t_i\right\}.$$

Οι εξισώσεις που προκύπτουν είναι οι ακόλουθες:

$$-\sum_{i=1}^{k}\frac{\partial g\left(i,\underline{\vartheta}\right)}{\partial\vartheta_j}+\sum_{i=1}^{k}t_i\exp\left[-g\left(i,\underline{\vartheta}\right)\right]t_i\circ\frac{\partial g\left(i,\underline{\vartheta}\right)}{\partial\vartheta_j}=0\quad\text{για κάθε } j.$$

4. ΑΠΛΗ ΚΑΙ ΠΡΟΣΑΡΜΟΖΟΜΕΝΗ ΧΡΗΣΗ

Το πρόβλημα του πότε ένα πρόγραμμα έχει φτάσει σ' ένα αποδεκτό επίπεδο αξιοπιστίας, οπότε και μπορεί να θεωρηθεί ότι τότε ολοκληρώθηκε η ανάπτυξή του και παραδίδεται προς χρήση, συχνά συνδέεται με την επίτευξη ενός πολύ μικρού εκτιμούμενου ΣΡΕΑ (Okumoto και Goel, 1980, Ross, 1985). Η μεθοδολογία αυτή της διακοπής του ελέγχου ονομάζεται «κανόνας σταματήματος».

Το μοντέλο της ανέλιξης $\{\Lambda_k\}$, που παρουσιάστηκε εδώ, μπορεί να χρησιμεύσει ως «κανόνας σταματήματος», απ' τη στιγμή που ένα ιδανικό επίπεδο αξιοπιστίας $\mathcal{L}$ έχει προσδιοριστεί εκ των προτέρων.

Έχοντας ως δεδομένα τα στοιχεία που προκύπτουν, αφού έχουν παρατηρηθεί n αποτυχίες, μπορεί να προβλεφθεί η τιμή του k, για την οποία ο εκτιμούμενος ΣΡΕΑ του προγράμματος $\hat{\Lambda}_k$ για πρώτη φορά γίνεται μικρότερος από $\mathcal{L}$. Το μοντέλο μπορεί να εφαρμοστεί μόνο μία φορά και να γίνει πρόβλεψη για k– στάδια μπροστά, οπότε έχουμε την «απλή χρήση» του «κανόνα σταματήματος», ή μπορεί να εφαρμόζεται κάθε φορά που βρίσκεται ένα λάθος και μετά να εκτιμάται το k. Αυτή είναι και η «προσαρμοζόμενη χρήση» του «κανόνα σταματήματος».

5. ΠΑΡΑΔΕΙΓΜΑΤΑ ΤΗΣ ΣΥΝΑΡΤΗΣΗΣ $g(k;\underline{\vartheta})$

Καθώς προχωρεί η διαδικασία διόρθωσης λαθών, δύο ακραίες καταστάσεις μπορεί να συμβούν:

1. Ο Λ_k δείχνει μια ραγδαία μείωση και μετά υπάρχει μια μακρά περίοδος από παρόμοιους PEA.
2. Ο Λ_k μειώνεται πολύ σιγά καθώς ο k αυξάνει.

Η πρώτη κατάσταση μπορεί να παρατηρηθεί στο μέσο της διαδικασίας, όπου λάθη με μεγάλους σχετικά PEA δεν έχουν βρεθεί ακόμη. Η δεύτερη στα τελευταία στάδια του ελέγχου, όπου λάθη με πολύ μικρούς παρόμοιους PEA παραμένουν ακόμη στο πρόγραμμα.

Η πρόταση του Scholz μπορεί να χρησιμοποιηθεί μόνο στη δεύτερη κατάσταση και δεν μπορεί να συμπεριλάβει την πρώτη. Έτσι εδώ προτείνεται να έχει η $g(k;\underline{\vartheta})$ την ακόλουθη μορφή:

$$g(k;\underline{\vartheta}) = \vartheta_1 - \vartheta_2 k \vartheta_3, \ \vartheta_1, \ \vartheta_2 \in R \text{ και } \vartheta_3 \in R^+.$$

Στην πραγματικότητα οι Λ_k είναι άγνωστοι. Μια επανάληψη της διαδικασίας ελέγχου αρκετές φορές, με διαφορετικά δεδομένα εισόδου, θα υποδείκνυε ατομικές εκτιμήτριες για τους Λ_k. Όμως, αυτό είναι δαπανηρό και χρονοβόρο. Έτσι για να αποφασιστεί αν θα εφαρμοστεί το μοντέλο των τριών παραμέτρων ή των δύο (του Scholz), πρέπει να ληφθεί υπ' όψη το στάδιο, στο οποίο βρίσκεται ο έλεγχος του προγράμματος. Εάν ο έλεγχος είναι στην αρχή, τότε το μοντέλο των τριών παραμέτρων είναι προτιμότερο.

Τα δύο μοντέλα έχουν εφαρμοστεί με προσομοιωμένα δεδομένα, με το πιο γενικευμένο μοντέλο να υπερέχει αυτού του Scholz. Η έρευνα συνεχίζεται με εφαρμογή των μοντέλων και εξαγωγή συμπερασμάτων με πραγματικά δεδομένα εισόδου.

6. ΣΥΝΔΕΣΗ ΤΟΥ Λ_k ΚΑΙ ΤΟΥ ΜΕΣΟΥ ΧΡΟΝΟΥ ΜΕΧΡΙ ΤΗΝ k– ΟΣΤΗ ΑΠΟΤΥΧΙΑ

Ο μέσος χρόνος μέχρι την k– οστή αποτυχία είναι το άθροισμα των αναμενόμενων ενδιαμέσων χρόνων μέχρι την k– οστή αποτυχία. Έτσι εξάγονται οι ακόλουθες σχέσεις για τον z_k, τον μέσο χρόνο μέχρι την k– οστή αποτυχία:

$$z_k = \sum_{j=1}^{k} E(T_j) = \sum_{j=1}^{k} \frac{1}{\Lambda_j} = \sum_{j=1}^{k} \exp\left(-(\vartheta_1 - \vartheta_2 j)\right) = e^{-\vartheta_1} \frac{e^{\vartheta_2(k+1)} - 1}{e^{\vartheta_2} - 1}$$

Εάν ο ϑ_3 είναι ένας φυσικός αριθμός μεγαλύτερος του 1, τότε

$\Lambda_k = \exp\left[\vartheta_1 - \vartheta_2 k^{\vartheta_3}\right]$ και

$$z_k = \sum_{j=1}^{k} E(T_j) = \sum_{j=1}^{k} \exp\left[\vartheta_2 j^{\vartheta_3} - \vartheta_1\right] = e^{-\vartheta_1} \sum_{m=0}^{\infty} \frac{1}{m!} \sum_{j=1}^{k} \left[\vartheta_2 j^{\vartheta_3}\right]^m$$

Όμως,

$$\sum_{k=1}^{n} k^q = \frac{n^{q+1}}{q+1} + \sum_{m=1}^{q} \frac{1}{m} \begin{bmatrix} q \\ m-1 \end{bmatrix} \quad B_m n^{q-(m-1)}$$

όπου B είναι οι αριθμοί Bernoulli και η μαθηματική σχέση από τους Gradsteyn και Ryzhik (1965).

Έτσι,

$$e^{\vartheta_1} z_k = \sum_{m=o}^{\infty} \frac{\vartheta_2^m}{m!} \left\{ \frac{k^{\vartheta_3^{m+1}}}{\vartheta_3^{m+1}} + \sum_{p=1}^{\vartheta_3^m} \frac{1}{p} \begin{bmatrix} \vartheta_3^m \\ p-1 \end{bmatrix} \quad B_p k^{\vartheta_3^{m-(p-1)}} \right\} =$$

$$= k \sum_{m=o}^{\infty} \frac{\left[\vartheta_2 k^{\vartheta_3}\right]^m}{m!} \quad \frac{1/\vartheta_3}{(1/\vartheta_3 + m)} + \sum_{m=o}^{\infty} \frac{\vartheta_2^m}{m!} \quad \bullet \quad \sum_{p=1}^{\vartheta_3^m} \frac{1}{p} \begin{bmatrix} \vartheta_3^m \\ p-1 \end{bmatrix} \quad B_p k^{\vartheta_3^{m-(p-1)}} =$$

$$= k\Phi\left[\frac{1}{\vartheta_3}, \ \frac{1}{\vartheta_3} + \ 1; \ \ \vartheta_2 k^{\vartheta_3}\right] + \sum_{m=o}^{\infty} \frac{\vartheta_2^m}{m! \ \ \vartheta_3^{m+1}} \left[B_{\vartheta_3^{m+1}}(k) - B_o k^{\vartheta_3^{m+1}} - B_{\vartheta_3^{m+1}}\right]$$

όπου $\Phi\,(\alpha, \gamma\,; x) = 1 + \frac{\alpha}{\gamma} \ \frac{x}{1!} + \frac{\alpha(\alpha+1)}{\gamma(\gamma+1)} \ \frac{x^2}{2!} + \frac{\alpha(\alpha+1)(\alpha+2)}{\gamma(\gamma+1)(\gamma+2)} \ \frac{x^3}{3!} + \cdots$

είναι η εκφυλισμένη υπεργεωμετρική συνάρτηση (Bateman, 1955, Gradsteyn και Ryzhik, 1965).

B_j είναι αριθμοί Bernoulli με $B_o = 1$, $B_1 = -1/2$, $B_2 = 1/6$,

$B_4 = -1/30$, $B_6 = 1/42$, $B_8 = -1/30$, ..., $B_n = \sum_{k=o}^{n} \begin{bmatrix} n \\ k \end{bmatrix} \ B_k$,....

(οι αριθμοί Bernoulli με μονό δείκτη είναι ίσοι με το μηδέν) και $B_i(x)$ είναι τα πολυώνυμα Bernoulli του τύπου:

$$B_i(x) = \sum_{k=o} \begin{bmatrix} i \\ k \end{bmatrix} B_k x^{i-k}.$$

Επομένως,

$$z_k = e^{-\vartheta_1} \left\{ \sum_{m=o}^{\infty} \frac{\vartheta_2^m}{m! \quad \vartheta_3^{m+1}} \left[B_{\vartheta_3^{m+1}}(k) - B_{\vartheta_3^{m+1}} \right] \right\}$$

Η πιο πάνω σχέση εφαρμόζεται για ακέραιες μόνο τιμές του ϑ_3.

7. ΕΠΙΛΟΓΟΣ

Στην εργασία αυτή παρουσιάστηκε ένα γενικευμένο μοντέλο του συνολικού ρυθμού εμφάνισης αποτυχιών σε ένα πρόγραμμα, το οποίο λαμβάνει υπ' όψη το στάδιο στο οποίο βρίσκεται ο έλεγχος του προγράμματος. Δόθηκαν παραδείγματα του μοντέλου και καθορίστηκε θεωρητικά ο μέσος χρόνος για να επιτευχθεί ο παρών συνολικός ρυθμός εμφάνισης αποτυχιών. Τα παραδείγματα του μοντέλου έχουν εφαρμοστεί σε προσομοιωμένα δεδομένα εισόδου και μελλοντικά θα παρουσιαστούν με εφαρμογές σε πραγματικά δεδομένα εισόδου.

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

Basili U. R. and Selby R. W. (1987), «Comparing the effectiveness of Software testing Strategies», *IEEE Trans. Soft. Engin.,* Vol. SE-13, No. 12, pp. 1278-1296.

Bateman S. L. (1953), *High Transcendental Functions*, Vol. I, McGraw-Hill Book Comp. Inc., New York.

Currit P. A., Dyer M. and Mills H. D. (1986), «Certifying the Reliability of Software», *IEEE Trans. Soft. Engin.,* Vol. SE-12, No. 1.

Gradshteyn I. S. and Ryzhik I. M. (1965), *Tables of Integrals, Series and Products*, Academic Press, New York and London.

Littlewood B. (1981), «Stochastic Reliability-Growth: A Model for Fault-Removal in Computer-Programs and Hardware Designs», *IEEE Trans. Reliab.,* Vol. R-30, No. 4, pp. 313-320.

Okumoto K. and Goel A. L. (1980), «Optimum Release Time for Software Systems Based on Reliability and Cost Criteria», *Journ. Syst. Soft.* I, pp. 315-318.

Ross S. M. (1985), «Software Reliability: The Stopping Rule Problem», *IEEE Trans. Soft. Engin.,* Vol. SE-11, No. 12, pp. 1472-1476.

Scholz F. W. (1986), «Software Reliability Modeling and Analysis», *IEEE Trans. Soft. Engin.,* Vol. SE-12, No. 1, pp. 25-31.

Yates D. F. and Malevris N. (1989), «Reducing the Effects of Infeasible Paths in Branch Testing», *Proc. ACM SIGSOFT 3rd Symposium on Software Testing Analysis and Verification,* ed. R. A. Kemmerer, Key West, Florida, pp. 48-54.