

**Übersetzte Version von SP800-22rev1.txt**

Special Publication 800-22  
Revision 1

Ein statistischer Test Suite für  
Zufällige und Pseudorandom  
Number Generators für  
Cryptographic Applications

AndrewRukhin, JuanSoto, JamesNechvatal, Miles  
Smid, ElaineBarker, StefanLeigh, MarkLevenson, Mark  
Vangel, DavidBanks, AlanHeckert, JamesDray, San Vo

Überarbeitet: August2008  
LawrenceEBasshamIII

NIST Special Publication 800-22  
Revision 1  
ATION 800-22  
Revision 1

Ein statistischer Test Suite für die Zufalls-und  
Pseudo-Zufallszahlen-Generatoren für  
Cryptographic Applications

Andrew Rukhin<sup>1</sup>, Juan Soto<sup>2</sup>, James  
Nechvatal<sup>2</sup>, Miles Smid<sup>2</sup>, Elaine  
Barker<sup>2</sup>, Stefan Leigh<sup>1</sup>, Mark  
Levenson<sup>1</sup>, Mark Vangel<sup>1</sup>, David  
Banken<sup>1</sup>, Alan Heckert<sup>1</sup>, James Dray<sup>2</sup>,  
San Vo<sup>2</sup>

Überarbeitet: August 2008  
Lawrence E Bassham III<sup>2</sup>

COMPUTER SECURITY

<sup>1</sup>Statistical Technik Division<sup>2</sup>Computer Security Division  
Laboratorium für Informationstechnologie  
National Institute of Standards and Technology  
Gaithersburg, MD 20899-8930

Überarbeitet: August 2008

U. S. Department of Commerce

Carlos M. Gutierrez, Secretary

National Institute of Standards and Technology

James M. Turner, stellvertretender Direktor

Analyse

Berichte über Computer Systems Technologie

Die Information Technology Laboratory (ITL) am National Institute of Standards and Technology (NIST) fördert die US-Wirtschaft und Gemeinwohl, indem sie technische Führung für die Nation

Mess- und Normen-Infrastruktur. ITL entwickelt Tests, Testmethoden, Referenzdaten, Nachweis der

Konzept-Implementierungen und die technische Analyse, die Entwicklung und den produktiven Einsatz des Vorschusses

Informationstechnologie. ITL seinen Aufgaben zählt die Entwicklung von technischen, physikalischen,

Verwaltungs- und Management-Standards und Richtlinien für die kostengünstige Sicherheit und Privatsphäre

sensible Informationen klassifiziert in Federal Computer-Systeme. Dieses Special Publication 800-Serie

Berichte über ITL-Forschung, Beratung und aufsuchende Bemühungen in Computer-Sicherheit und ihre Zusammenarbeit

Aktivitäten mit der Industrie, Regierung und akademischer Einrichtungen.

National Institute of Standards and Technology Special Publication 800-22 Revision 1  
Natl. Inst. Stand. Technol. Spec. Publ. 800-22rev1, 131 Seiten (August 2008)

Bestimmte gewerbliche Einrichtungen, Geräten oder Materialien können in dieser identifiziert werden

Dokument um ein experimentelles Verfahren oder Konzept adäquat zu beschreiben. Eine solche Identifizierung ist nicht beabsichtigt, Empfehlung oder Billigung durch die implizieren

National Institute of Standards and Technology, noch ist es zu verstehen, dass die Personen, Materialien oder Geräte sind unbedingt die beste für diesen Zweck verfügbar.

ii

Analyse

Table of Contents

1

1. Introduction to Random Number Testing .....1-1

1.1 Allgemeines 1-1

1.1.1 1-1

1.1.2 Unvorhersehbarkeit .....1-1

1.1.3 Random Number Generators (RNG ).....1-2

1.1.4 Pseudo-Zufallszahlen-Generatoren (PRNGs) ..... 1-2

1.1.5 Testing 1-2

1.1.6 Überlegungen zur Zufälligkeit, Unvorhersehbarkeit und-prüfung ..... 1-5

1.2 Begriffsbestimmungen 1-5

1.3 Abkürzungen 1-8

1,4 mathematische Symbole ..... 1-8

2. Random Number Generation Tests ..... 2-1

2.1 Häufigkeit (Monobit) Test ..... 2-2

2.1.1 Testen 2-2

2.1.2 Function Call ..... ..2-2

2.1.3 Teststatistik und Reference Verteilung .....	2-2
2.1.4 Testen	2-2
2.1.5 Entscheidungsregel (auf dem 1% Level) ..	2-3
2.1.6 Fazit und Interpretation der Ergebnisse .....	2-3
2.1.7 Input Size Empfehlung .....	2-3
2.1.8 Beispiel	2-3
2,2-Frequenz-Test innerhalb eines Blocks .....	2-4
2.2.1 Testen	2-4
2.2.2 Function Call .....	2-4
2.2.3 Teststatistik und Reference Verteilung .....	2-4
2.2.4 Testen	2-4
2.2.5 Entscheidungsregel (auf dem 1% Level) ..	2-5
2.2.6 Fazit und Interpretation der Ergebnisse .....	2-5
2.2.7 Input Size Empfehlung .....	2-5
2.2.8 Beispiel	2-5
2,3 Runs	2-5

2.3.1 Testen	2-5
2.3.2 Function Call .....	2-6
2.3.3 Teststatistik und Reference Verteilung .....	2-6
2.3.4 Testen	2-6
2.3.5 Entscheidungsregel (auf dem 1% Level) ...	2-7
2.3.6 Fazit und Interpretation der Ergebnisse .....	2-7
2.3.7 Input Size Empfehlung .....	2-7
2.3.8 Beispiel	2-7
2.4 Prüfung für den Longest Run of Ones in einem Block .....	2-7
2.4.1 Testen	2-7
2.4.2 Function Call .....	2-8
2.4.3 Teststatistik und Reference Verteilung .....	2-8
2.4.4 Testen	2-8
2.4.5 Entscheidungsregel (auf dem 1% Level) ....	2-9

iii

Analyse

2.4.6 Fazit und Interpretation der Ergebnisse .....	2-9
2.4.7 Input Size Empfehlung .....	2-9
2.4.8 Beispiel	2-9
2.5 Binary Matrix Rank Test .....	2-10
2.5.1 Testen	2-10
2.5.2 Function Call .....	2-10
2.5.3 Teststatistik und Reference Verteilung .....	2-10
2.5.4 Testen	2-10
2.5.5 Entscheidungsregel (auf dem 1% Level) ....	2-11
2.5.6 Fazit und Interpretation der Ergebnisse .....	2-12
2.5.7 Input Size Empfehlung .....	2-12
2.5.8 Beispiel	2-12
2.6 Diskrete Fourier-Transformation (Spectral) Test .....	2-12
2.6.1 Testen	2-12
2.6.2 Function Call .....	2-12
2.6.3 Teststatistik und Reference Verteilung .....	2-13

2.6.4 Testen	2-13
2.6.5 Entscheidungsregel (auf dem 1% Level)	.....2-14
2.6.6 Fazit und Interpretation der Ergebnisse	.....2-14
2.6.7 Input Size Empfehlung	.....2-14
2.6.8 Beispiel	2-14
2,7 Nicht überlappende Template Matching-Test	. 2-14
2.7.1 Testen	2-14
2.7.2 Function Call	..... 2-14
2.7.3 Teststatistik und Reference Verteilung	..... 2-15
2.7.4 Testen	2-15
2.7.5 Entscheidungsregel (auf dem 1% Level)	.....2-16
2.7.6 Fazit und Interpretation der Ergebnisse	.....2-16
2.7.7 Input Size Empfehlung	.....2-16
2.7.8 Beispiel	2-16
2,8 Overlapping Template Matching-Test	.....2-17
2.8.1 Testen	2-17

2.8.2 Function Call .....	2-17
2.8.3 Teststatistik und Reference Verteilung .....	2-17
2.8.4 Testen	2-17
2.8.5 Entscheidungsregel (auf dem 1% Level) .....	2-19
2.8.6 Fazit und Interpretation der Ergebnisse .....	2-19
2.8.7 Input Size Empfehlung .....	2-19
2.8.8 Beispiel	2-19
2.9 Maurers "Universal Statistical" Test .....	2-20
2.9.1 Testen	2-20
2.9.2 Function Call .....	2-20
2.9.3 Teststatistik und Reference Verteilung .....	2-20
2.9.4 Testen	2-20
2.9.5 Entscheidungsregel (auf dem 1% Level) .....	2-23
2.9.6 Fazit und Interpretation der Ergebnisse .....	2-23
2.9.7 Input Size Empfehlung .....	2-23
2.9.8 Beispiel	2-23



2,10 lineare Komplexität Testen ..... 2-24

2.10.1 Test- 2-24

2.10.2 Function Call .....2-24

iv

Analyse

2.10.3 Teststatistik und Reference Verteilung .....2-24

2.10.4 Test Beschreibung ..... 2-24

2.10.5 Entscheidung Rule (auf dem 1% Level) ..... 2-25

2.10.6 Zusammenfassung und Interpretation der Ergebnisse .....  
..... 2-26

2.10.7 Input Size Empfehlung .....2-26

2.10.8 Beispiel 2-26

2,11 Serielle 2-26

2.11.1 Test- 2-26

2.11.2 Function Call ..... 2-26

2.11.3 Teststatistik und Reference Verteilung ..... 2-26

2.11.4 Test Beschreibung ..... 2-27

2.11.5 Entscheidung Rule (auf dem 1% Level) .....	2-28
2.11.6 Zusammenfassung und Interpretation der Ergebnisse .....	2-28
2.11.7 Input Size Empfehlung .....	2-28
2.1.1.7 Beispiel	2-28
2,12 Ungefähre Entropy-Test .....	2-28
2.12.1 Test-	2-28
2.12.2 Function Call .....	2-29
2.12.3 Teststatistik und Reference Verteilung .....	2-29
2.12.4 Test Beschreibung .....	2-29
2.12.5 Entscheidung Rule (auf dem 1% Level) .....	2-30
2.12.6 Zusammenfassung und Interpretation der Ergebnisse .....	2-30
2.12.7 Input Size Empfehlung .....	2-30
2.12.8 Beispiel	2-30
2,13 Summenwerte (Cusum) Test .....	2-31
2.13.1 Test-	2-31
2.13.2 Function Call .....	2-31

2.13.3 Teststatistik und Reference Verteilung .....	2-31
2.13.4 Test Beschreibung .....	2-31
2.13.5 Entscheidung Rule (auf dem 1% Level) ....	2-32
2.13.6 Zusammenfassung und Interpretation der Ergebnisse .....	2-33
2.13.7 Input Size Empfehlung .....	2-33
2.13.8 Beispiel	2-33
2,14 Zufällige Ausflüge Testen .....	2-33
2.14.1 Test-	2-33
2.14.2 Function Call .....	2-33
2.14.3 Teststatistik und Reference Verteilung ....	2-34
2.14.4 Test Beschreibung .....	2-34
2.14.5 Entscheidung Rule (auf dem 1% Level) ...	2-36
2.14.6 Zusammenfassung und Interpretation der Ergebnisse .....	2-37
2.14.7 Input Size Empfehlung .....	2-37
2.14.8 Beispiel	2-37

2,15 Zufällige Ausflüge Variant-Test .....	2-37
2.15.1 Test-	2-37
2.15.2 Function Call .....	2-37
2.15.3 Teststatistik und Reference Verteilung ....	2-38
2.15.4 Test Beschreibung .....	2-38
2.15.5 Entscheidung Rule (auf dem 1% Level) ...	2-39
2.15.6 Zusammenfassung und Interpretation der Ergebnisse .....	2-39
2.15.7 Input Size Empfehlung .....	2-39
2.15.8 Beispiel	2-39
v	
Analyse	
3. Technische Beschreibung der Tests .....	3-1
3,1 Frequency (Monobits) Test .....	3-1
3.2 Frequenzschutz-Test innerhalb eines Blocks.....	3-1
3.3 läuft	3-2
3.4 Test für den Longest Run of Ones in einem Block .....	3-3

3,5 Binary Matrix Rank Test .....	3-5
3,6 Diskrete Fourier-Transformation (Spectral) Test .....	3-6
3,7 nicht-überlappenden Template Matching-Test .....	3-9
3,8 Overlapping Template Matching-Test .....	3-12
3,9 Maurers "Universal Statistical" Test .....	3-13
3,10 lineare Komplexität Testen .....	3-15
3,11 Serielle	3-18
3,12 Ungefähre Entropy-Test .....	3-19
3,13 Summenwerte (Cusum) Test .....	3-21
3,14 Zufällige Ausflüge Testen .....	3-22
3,15 Zufällige Ausflüge Variant-Test .....	3-24
4. Testing Strategie und Ergebnis Interpretation.....	4-1
4.1 Strategien für die statistische Analyse der RNG .....	4-1
4.2 Die Interpretation der empirischen Ergebnisse .....	4-2

4.2.1 Anteil der Sequenzen eine Prüfung .....	4-2
4.2.2 gleichmäßige Verteilung der P-Werte .....	4-2
4.3 Allgemeine Empfehlungen und Leitlinien ....	4-3
4.4 Anwendung des Multiple Tests .....	4-5
5. Benutzerhandbuch	5-1
5.1 Über den Package .....	5-1
5.2 System Requirements .....	5-1
5.3 Wie fange ich an .....	5-2
5.4 Data Input und Output der empirischen Ergebnisse .....	5-3
5.4.1 Data Input	5-3
5.4.2 Output der empirischen Ergebnisse .....	5-3
5.4.3 Test Data Files .....	5-3
5.5 Programm-Layout	5-3
5.5.1 Allgemeines Programm .....	5-3
5.5.2 Globale Parameter .....	5-4
5.5.3 Mathematische Software .....	5-4

5,6 Ausführen der Test Code ..... 5-5

5,7 Interpretation der Ergebnisse .....5-7

Liste der Anhänge

Anhang A-Quelle A-1

A.1 Hierarchische Verzeichnisstruktur ..... A-1

A.2 Konfiguration

Anhang B-Empirische Ergebnisse für Sample Data .....  
..... B-1

vi

Analyse

Anhang C-Erweiterung der Test-Suite .....C-1

C.1 Einbindung zusätzlicher Statistische Tests .....  
..... C-1

C.2 Aufnahme zusätzlicher PRNGs .....C-2

Anhang D-Description of Reference Pseudo-Zufallszahlengeneratoren ..... D-1

D.1 linearen Kongruenz-Generator (LCG ).....D-1

D.2 Quadratische Kongruenz-Generator I (QCG-I ).....  
..... D-1

D.3 Quadratische Kongruenz-Generator II (QCG-II ).....

..... D-1

D.4 Cubic Kongruenz Generator II (CCG )..... D-2

D.5 Exklusiv-ODER-Generator (Xorg) ..... D-2

D.6 modulare Potenzierung Generator (MODEXP).....  
D-2

D.7 Secure Hash Generator (G-SHA1) ..... D-3

D.8 Blum-Blum-Shub (BBSG ).....D-3

D.9 Micali-Schnorr-Generator (MSG) .....D-4

D.10-Test

Anhang E-numerischen Algorithmus Issues ...E-1

Anhang F-Unterstützende Software .....F-1

F.1 Rank Berechnung von Binary Matrices ....F-1

F.2 Bau Aperiodische Templates ..... F-4

F.3 Generation der Binary Expansion der irrationalen Zahlen .....  
F-7

Anhang G-Referenzen G-1

vii

Analyse



## Abstrakt

Dieses Papier beschäftigt sich mit einigen Aspekten der Auswahl und Prüfung zufällig und Pseudo-Zufallszahlen-Generatoren.

Die Ausgänge dieser Generatoren können in vielen kryptographischen Anwendungen eingesetzt werden, wie die Erzeugung von Schlüssel Material. Generatoren für den Einsatz in kryptographischen Anwendungen müssen stärker treffen

Anforderungen als für andere Anwendungen. Insbesondere müssen die Ausgänge werden in Abwesenheit unberechenbar

Wissen über die Eingänge. Einige Kriterien für die Charakterisierung und Auswahl geeigneter Generatoren sind

diskutiert in diesem Dokument. Das Thema der statistischen Tests und ihre Beziehung zur Kryptoanalyse ist auch

diskutiert, und einige empfohlene statistische Tests zur Verfügung. Diese Tests können sinnvoll sein, als ein erster Schritt

in der Entscheidung, ob ein Generator für eine bestimmte kryptographische Anwendung ist. Allerdings

keine Reihe von statistischen Tests kann absolut bestätigen, ein Generator als geeignet für den Einsatz in einem bestimmten

Anwendung, dh, können statistische Tests nicht als Ersatz für Kryptoanalyse dienen.

Das Design und die

Kryptoanalyse von Generatoren liegt außerhalb des Rahmens dieser Arbeit.

Key words: Zufallszahlengenerator Hypothese zu testen, P-Wert

## Zusammenfassung-1

### Analyse

#### 1. Introduction to Random Number Testing

Die Notwendigkeit für zufällige und Pseudo-Zufallszahlen entsteht in vielen kryptographischen Anwendungen. Für

Beispielsweise verwenden gemeinsame Kryptosysteme Tasten, die nach dem Zufallsprinzip generiert werden müssen. Viele

kryptographische Protokolle erfordern auch Zufalls-oder Pseudo-Eingänge an verschiedenen Stellen, zB für Hilfs-

Mengen bei der Erzeugung digitaler Signaturen verwendet werden, oder zur Erzeugung von Herausforderungen in Authentifizierungsprotokolle.

Dieses Dokument beschreibt die Zufälligkeit Prüfung von Zufallszahlen und Pseudo-Zufallszahlen

Generatoren, die für viele Zwecke verwendet werden können, einschließlich kryptographische, Modellierung und Simulation

Anwendungen. Der Schwerpunkt dieses Dokuments ist auf Anwendungen, bei denen Zufall für erforderlich

kryptographische Zwecke. Eine Reihe von statistischen Tests auf Zufälligkeit ist in

diesem Dokument beschrieben. Die National Institute of Standards and Technology (NIST) glaubt, dass diese Verfahren nützlich sind. Erkennen Abweichungen eine binäre Folge von Zufälligkeit. Allerdings sollte ein Tester fest, dass offensichtlich Abweichungen von Zufälligkeit kann auf entweder eine schlecht konzipierte Generator oder um Anomalien, die angezeigt werden in den binären Sequenz, die getestet (dh eine bestimmte Anzahl von Fehlern ist in zufälligen Sequenzen zu erwarten ist produziert von einem bestimmten Generator). Es liegt an den Tester auf die richtige Interpretation des Tests bestimmen Resultate. Siehe Abschnitt 4 für eine Diskussion der Prüfstrategie und die Interpretation der Testergebnisse.

### 1.1 Allgemeine Diskussion

Es gibt zwei grundlegende Arten von Generatoren verwendet, um zufälligen Sequenzen zu erzeugen: Zufallszahlengeneratoren (RNGs-siehe Abschnitt 1.1.3) und Pseudo-Zufallszahlen-Generatoren (PRNGs-siehe Abschnitt 1.1.4). Für kryptographische Anwendungen, produzieren diese beiden Typen Generator einen Strom von Nullen und Einsen, dass sein unterteilt in Teilströme oder Blöcken von Zufallszahlen.

#### 1.1.1 Randomness

Eine zufällige Bitfolge könnte als das Ergebnis der Flips von einem unvoreingenommenen "fair" Münze mit Seiten interpretiert werden, die "0" und "1", mit jedem Flip mit einer Wahrscheinlichkeit von exakt beschriftet  $\frac{1}{2}$  der Herstellung einer "0" oder "1". Darüber hinaus die Flips sind unabhängig von einander: das Ergebnis einer früheren Münzwurf hat keinen Einfluss auf Zukunft Münzwürfe. Der unvoreingenommene "fair" Münze ist somit die perfekte zufälligen Bitstrom-Generator, da die "0" und "1"-Werte werden nach dem Zufallsprinzip verteilt werden (und  $[0,1]$  gleichmäßig verteilt). Alle Elemente der Sequenz sind unabhängig voneinander erzeugt und den Wert des nächsten Elements in der Reihenfolge lässt sich nicht vorhersagen, unabhängig davon, wie viele Elemente wurden bereits hergestellt werden.

Offensichtlich ist die Verwendung von unvoreingenommene Münzen für kryptographische Zwecke unpraktisch. Dennoch ist die hypothetischen Ausgang einer solchen idealisierten Generator einer echten Zufallsfolge dient als Benchmark für die Bewertung der zufälligen und Pseudo-Zufallszahlen-Generatoren.

#### 1.1.2 Unvorhersehbarkeit

Zufällige und Pseudo-Zufallszahlen für kryptographische Anwendungen erzeugt werden soll unvorhersehbar.

Im Falle der PRNGs, wenn der Samen ist nicht bekannt, sollte die nächste Ausgabe Zahl in der Folge werden unvorhersehbare trotz aller Kenntnisse der bisherigen Zufallszahlen in der Sequenz. Diese Eigenschaft ist bekannt als Vorwärts Unberechenbarkeit. Es sollte auch nicht möglich sein, den Samen von Wissen bestimmen der generierten Werte (dh rückwärts Unberechenbarkeit ist auch erforderlich). Keine Korrelation zwischen einem Samen und jeder Wert aus, dass das Saatgut erzeugt werden soll evident, jedes Element der Sequenz sollte erscheinen werden die Ergebnisse einer unabhängigen zufälligen Ereignis, dessen Wahrscheinlichkeit ist  $1 / 2$ .

Um sicherzustellen, freien Unberechenbarkeit ist darauf zu achten bei der Beschaffung von Saatgut ausgeübt werden. Die Werte von einer produzierten PRNG sind völlig vorhersagbar, wenn das Saatgut und Generation-Algorithmus bekannt sind. Da in vielen Fällen

1-1

## Analyse

die Generation Algorithmus ist öffentlich zugänglich, muss die Saat geheim gehalten werden und sollten nicht ableitbar aus dem Pseudo-Sequenz, die sie produziert. Darüber hinaus muss das Saatgut selbst unberechenbar.

### 1.1.3 Random Number Generators (RNG)

Die erste Art von Sequenz-Generator ist ein Zufallsgenerator (RNG). Ein RNG verwendet eine deterministische Quelle (dh, die Entropie-Quelle), zusammen mit einigen Verarbeitung Funktion (dh die Entropie Destillation) zu Zufälligkeit zu erzeugen. Die Verwendung einer Destillation benötigt, um überhaupt zu überwinden Schwäche in den Entropie-Quelle, dass die Ergebnisse in die Produktion von nicht-zufällige Zahlen (zB das Auftreten von einer langen Kette von Nullen oder Einsen). Die Entropie-Quelle besteht typischerweise aus einigen physikalischen Größe, wie den Lärm in einer elektrischen Schaltung, das Timing der User-Prozesse (zB Tastenanschläge oder Mausbewegungen), oder Quanteneffekte in einem Halbleiter. Verschiedene Kombinationen dieser Eingänge verwendet werden.

Die Ausgänge eines RNG kann direkt als Zufallszahl verwendet werden oder können in eine Pseudo-zugeführt werden Number Generator (PRNG). Um direkt verwendet werden (dh ohne weitere

Verarbeitung), die Ausgabe von RNG muss strenge Kriterien Zufälligkeit gemessen durch statistische Tests erfüllen, um festzustellen, dass die physikalischen Ursachen der RNG-Eingänge erscheinen zufällig. Zum Beispiel eine physikalische Quelle wie elektronische Lärm kann eine Überlagerung von regelmäßigen Strukturen, wie Wellen oder andere periodische Phänomene, die erscheinen mag zufällig sein, die noch zu bestimmenden nicht-zufällige mittels statistischer Tests.

Für kryptographische Zwecke, muss die Ausgabe von RNGs unvorhersehbar zu sein. Doch einige physikalische Quellen (z. B. Datum / Zeit-Vektoren) sind ziemlich vorhersehbar. Diese Probleme können durch die Kombination gemildert werden Ausgänge aus verschiedenen Quellen, die als Eingänge für eine RNG verwenden. Doch die daraus resultierenden Ergebnisse von der RNG kann noch mangelhaft, wenn sie von statistischen Tests ausgewertet. Darüber hinaus die Produktion von hochwertigen Zufallszahlen kann zu zeitaufwändig, so dass eine solche Produktion unerwünscht, wenn ein große Menge von Zufallszahlen benötigt. Um große Mengen von Zufallszahlen zu erzeugen, Pseudo-Zufallszahlen-Generatoren kann vorteilhaft sein.

#### 1.1.4 Pseudo-Zufallszahlen-Generatoren (PRNGs)

Der zweite Generator-Typ ist ein Pseudo-Zufallszahlen-Generator (PRNG). Ein PRNG verwendet eine oder mehrere Eingänge und erzeugt multiple "Pseudo"-Nummern. Inputs zu PRNGs heißen Samen. In Kontexten in die Unvorhersehbarkeit benötigt wird, muss das Saatgut selbst zufällig und unvorhersehbar. Daher wird standardmäßig ein PRNG sollte die Samen von den Ausgängen eines RNG erhalten, dh erfordert eine PRNG ein RNG als Begleiter.

Die Ausgänge eines PRNG sind in der Regel deterministische Funktionen des Saatgutes, das heißt, alles echte Zufälligkeit beschränkt sich auf Seed-Generation. Die deterministische Natur des Prozesses führt zu dem Begriff "Pseudo". Da jedes Element einer Pseudozufallssequenz reproduzierbar ist aus ihrem Samen, braucht nur den Samen zu sein gespeichert, wenn Vervielfältigung oder Validierung der Pseudozufallssequenz erforderlich ist.

Ironischerweise Pseudo-Zufallszahlen häufig zu sein scheinen eher zufällig als Zufallszahlen erhalten aus physischen Quellen. Wenn ein Pseudozufallssequenz richtig aufgebaut ist, wird jeder Wert in der Sequenz

hergestellt aus den vorherigen Wert über Transformationen, die auf zusätzliche Zufälligkeit einführen erscheinen. A Reihe solcher Transformationen können eliminieren statistische Auto-Korrelationen zwischen Eingang und Ausgang. So die Ausgänge eines PRNG haben bessere statistische Eigenschaften und schneller als ein Zufallsgenerator erzeugt werden.

### 1.1.5 Testing

Verschiedene statistische Tests können zu einer Sequenz angewendet werden, um zu versuchen, zu vergleichen und bewerten die Sequenz zu einem wirklich zufälliger Reihenfolge. Der Zufall ist ein probabilistischer Eigentum, das heißt, die Eigenschaften eines zufälligen

1-2

### Analyse

Sequenz kann charakterisiert und beschrieben werden in Form von Wahrscheinlichkeiten. Das wahrscheinliche Ergebnis der statistischen Tests, wenn ein wirklich zufälliger Reihenfolge angewendet, ist a priori bekannt und können in probabilistischen beschrieben werden Bedingungen. Es gibt eine unendliche Anzahl möglicher statistischer Tests, die jeweils die Bewertung der Anwesenheit oder Abwesenheit von ein "Muster", die, wenn erkannt wird, zeigen, dass die Reihenfolge nicht zufällig ist, wäre. Da gibt es so viele Tests für die Beurteilung, ob eine Sequenz zufälliger oder nicht, ist keine spezielle endliche Menge von Tests als "komplett". Darüber hinaus müssen die Ergebnisse der statistischen Tests mit einiger Vorsicht interpretiert werden und Vorsicht zur Vermeidung falschen Schlüssen über einen bestimmten Generator (siehe Abschnitt 4).

Ein statistischer Test wurde entwickelt, um eine bestimmte Nullhypothese ( $H_0$ ) zu testen. Für die Zwecke dieses Dokuments, die Null-Hypothese unter Test ist, dass die Reihenfolge getestet zufällig ist. Verbunden mit dieser null Hypothese ist die Alternativhypothese ( $H_a$ ), die für dieses Dokument ist, dass die Reihenfolge nicht zufällig. Für jede Anwendung testen, ist eine Entscheidung oder Schlussfolgerung ableiten, dass akzeptiert oder verwirft die null Hypothese, dh ob der Generator (oder nicht) produzieren zufällige Werte, basierend auf der Sequenz, produziert wurde.

Für jeden Test muss eine entsprechende Zufälligkeit Statistik ausgewählt und verwendet werden, um die Akzeptanz zu ermitteln oder Ablehnung der Nullhypothese. Unter der Annahme, des Zufalls, hat eine solche Statistik

eine Verteilung von möglichen Werten. Eine theoretische Bezug Verteilung dieser Statistik unter der Nullhypothese bestimmt durch mathematische Methoden. Von diesem Verweis Vertrieb, ist ein kritischer Wert ermittelt (In der Regel ist dieser Wert "far out" in die Ränder der Verteilung, sagen bei der 99%-Punkt). Bei einem Test, einem Teststatistik Wert wird auf die Daten (die Abfolge im Test) berechnet. Diese Teststatistik-Wert ist im Vergleich zu den kritischen Wert. Wenn die Teststatistik-Wert den kritischen Wert überschreitet, wird die Nullhypothese für Zufälligkeit wird abgelehnt. Andernfalls wird die Nullhypothese (die Zufälligkeit Hypothese) nicht verworfen (dh die Hypothese wird akzeptiert).

In der Praxis ist der Grund, dass statistische Hypothesentests arbeitet, dass der Verweis Verteilung und die kritischen Wert abhängig sind und generiert unter eine vorläufige Annahme der Zufälligkeit. Wenn der Zufälligkeit Annahme ist in der Tat gilt für die Daten zur Hand, dann die daraus resultierenden berechneten Testgröße Wert auf die Daten haben eine sehr geringe Wahrscheinlichkeit (zB 0,01%) über dem kritischen Wert.

Auf der anderen Seite, wenn die berechnete Teststatistik-Wert nicht übersteigt den kritischen Wert (dh, wenn die niedrigen Wahrscheinlichkeit Ereignis wird in der Tat vorkommen), dann aus einem statistischen Hypothesentest Sicht der niedrigen Wahrscheinlichkeit Ereignis sollte der Natur nicht vor. Deshalb, wenn die berechnete Teststatistik Wert überschreitet den kritischen Wert, ist der Abschluss gemacht, dass die ursprüngliche Annahme der Zufälligkeit verdächtigen oder fehlerhaft ist.

In diesem Fall liefert statistische Hypothesentests die folgenden Schlussfolgerungen:  $H_0$  verwerfen (Zufälligkeit) und akzeptieren  $H_a$  (non-Zufälligkeit).

Statistische Hypothesentests ist ein Abschluss-Generation Prozedur, die zwei mögliche Ergebnisse hat, entweder akzeptieren  $H_0$  (die Daten zufällig) oder akzeptieren  $H_a$  (die Daten nicht zufällig). Die folgenden 2 by 2 Tabelle bezieht sich den wahren (unbekannten) Status der Daten zur Hand, um den Abschluss kamen mit dem Testverfahren.

Wahre Situation

FAZIT

Accept Accept  $H_0$   $H_a$  ( $H_0$  verwerfen)

Die Daten werden random ( $H_0$  wahr ist) ist kein Fehler vom Typ I-Fehler

Die Daten werden nicht random ( $H_a$  ist true) Type II error Kein Fehler

Wenn die Daten, in Wahrheit, zufällig, dann ein Rückschluss auf die Nullhypothese (dh dem Schluss, dass die Daten ist nicht zufällig) wird ein kleiner Prozentsatz der Zeit auftreten. Diese Schlussfolgerung wird als Typ-I-Fehler. Wenn der Daten ist in Wahrheit, nicht zufällig, dann ein Rückschluss auf die Null-Hypothese (dh zu akzeptieren, schließen, dass die Daten wirklich zufällig) wird als Typ-II-Fehler. Die Schlussfolgerungen zu akzeptieren,  $H_0$ , wenn die Daten wirklich zufällig ist, und  $H_0$  ablehnen, wenn die Daten nicht zufällig ist, richtig sind.

1-3

## Analyse

Die Wahrscheinlichkeit für einen Typ-I-Fehler wird oft als das Signifikanzniveau des Tests. Diese Wahrscheinlichkeit kann vor einer Prüfung eingestellt werden und wird als  $\alpha$  bezeichnet Für den Test wird eine ist die Wahrscheinlichkeit, dass der Test zeigen, dass die Reihenfolge ist nicht zufällig, wenn es wirklich zufällig ist. Das ist, erscheint eine Sequenz zu haben non-random Eigenschaften, auch wenn ein "guter" Generator die Sequenz erzeugt. Gemeinsame Werte eines in der Kryptographie sind etwa 0,01.

Die Wahrscheinlichkeit für einen Typ-II-Fehler wird als  $\beta$  bezeichnet. Für den Test  $\beta$  ist die Wahrscheinlichkeit, dass der Test zeigen, dass die Reihenfolge zufällig ist, wenn es nicht, das heißt, produziert eine "schlechte" Generator eine Sequenz, die erscheint, um zufällige Eigenschaften haben. Im Gegensatz zu  $\alpha$ ,  $\beta$  ist kein fester Wert.  $\beta$  kann auf viele verschiedene Werte annehmen denn es gibt eine unendliche Anzahl von Möglichkeiten, wie ein Datenstrom nicht-zufällige können, und jeder anderen So ergibt sich eine unterschiedliche  $\beta$ . Die Berechnung der Type II error  $\beta$  ist schwieriger als die Berechnung einer wegen der vielen möglichen Arten von Nicht-Zufälligkeit.

Eines der primären Ziele der folgenden Tests ist die Wahrscheinlichkeit für einen Typ-II-Fehler, dh zu minimieren, Minimierung der Wahrscheinlichkeit für die Annahme einer Sequenz von einem guten Generator erzeugt, wenn der Generator war eigentlich schlecht. Die Wahrscheinlichkeiten ein und  $\beta$  sind miteinander und mit der Größe  $n$  der getesteten Zusammenhang Reihenfolge, in der Weise, dass, wenn zwei von ihnen angegeben werden, der dritte Wert automatisch ermittelt wird.

Praktiker in der Regel wählen Sie eine Stichprobengröße  $n$  und einen Wert für eine (Die Wahrscheinlichkeit für einen Typ-I-Fehler - das Niveau von Bedeutung). Dann ein kritischer Punkt für eine bestimmte Statistik ausgewählt, die die kleinsten  $\beta$  produzieren

(Der

Wahrscheinlichkeit eines Typ-II-Fehler). Das heißt, eine geeignete Stichprobengröße zusammen mit einem akzeptablen ausgewählt

Wahrscheinlichkeit zu entscheiden, dass eine schlechte Generator hat die Sequenz erzeugt, wenn es wirklich zufällig ist. Dann wird die

Cutoff-Punkt für die Akzeptanz ist so gewählt, dass die Wahrscheinlichkeit eines falschen Annahme einer Sequenz zufälliger hat den kleinsten möglichen Wert.

Jeder Test wird auf einem berechneten Teststatistik-Wert, der eine Funktion der Daten beruht. Wenn die Prüfgröße

Wert  $S$  und der kritische Wert ist  $t$ , dann ist die Typ-I-Fehler Wahrscheinlichkeit  $P(S > t | H_0 \text{ ist wahr}) = P(\text{Ho ablehnen} |$

$H_0 \text{ wahr ist})$ , und der Typ II-Fehler Wahrscheinlichkeit  $P(S =$

$t | | H_0 \text{ falsch ist}) = P(\text{akzeptieren } H_0 | H_0 \text{ falsch ist})$ . Der Test

Statistik wird ein P-Wert, der die Stärke der Beweise fasst gegen die Null-Berechnung Hypothese. Für diese Tests wird jeder P-Wert ist die Wahrscheinlichkeit, dass ein

perfekter Zufallsgenerator würde

produziert haben eine Sequenz weniger zufällig als Folge, das getestet wurde, da die Art der nonrandomness

beurteilt durch den Test. Wenn ein P-Wert für einen Test ist entschlossen, gleich 1 sein, dann ist die Folge

scheint perfekt Zufälligkeit haben. Ein P-Wert von Null bedeutet, dass die Folge zu sein scheint

komplett non-random. Ein Signifikanzniveau ( $\alpha$ ) kann für die Tests ausgewählt werden.

Wenn  $P\text{-Wert} = \alpha$ , dann ist die

Nullhypothese akzeptiert wird, dh die Sequenz scheint zufällig zu sein. Wenn  $P\text{-Wert} < \alpha$ , dann ist die Null-

Hypothese wird abgelehnt, dh die Sequenz scheint zu sein nicht zufällig. Der Parameter  $\alpha$

bezeichnet die

Wahrscheinlichkeit, dass der Typ-I-Fehler. Typischerweise wird ein liegt im Bereich  $[0,001, 0,01]$  gewählt.

- Ein  $\alpha$

von 0,001 bedeutet, dass man eine Sequenz in 1000 Sequenzen durch abgelehnt werden erwartet

der Test, wenn die Sequenz war zufällig. Für einen P-Wert =

0,001, würde eine Sequenz als sein

random mit einer Wahrscheinlichkeit von 99,9%. Für einen P-Wert  $< 0,001$ , würde eine Sequenz als nonrandom werden

mit einer Wahrscheinlichkeit von 99,9%.

- Ein  $\alpha$

von 0,01 zeigt an, dass man 1-Sequenz in 100 Sequenzen abgelehnt werden erwartet.



Ein pValue

=

0.01 würde bedeuten, dass die Sequenz als wäre zufällig zu sein mit einem Vertrauensniveau von 99%.

Ein P-Wert  $<0,01$  würde bedeuten, dass die Schlussfolgerung war, dass die Reihenfolge nicht zufällig ist mit einem Vertrauen von 99%.

Für die Beispiele in diesem Dokument, ein wurde gewählt, um 0,01. Beachten Sie, dass in vielen Fällen die Parameter in den Beispielen nicht zu den empfohlenen Werten entsprechen, die Beispiele werden zur Veranschaulichung Zwecken.

1-4

Analyse

1.1.6

Überlegungen zur Zufälligkeit, Unvorhersehbarkeit und-prüfung

Die folgenden Annahmen werden in Bezug auf Random Binary-Sequenzen zu prüfenden gemacht:

1.

Gleichmäßigkeit: An jedem Punkt in der Erzeugung einer Folge von Zufallszahlen oder Pseudo-

Bits, ist das Auftreten einer Null oder Eins gleich wahrscheinlich, dh die Wahrscheinlichkeit eines jeden

genau  $1 / 2$ . Die erwartete Anzahl von Nullen (oder eine) ist  $n / 2$ , wobei  $n =$  die Reihenfolge

Länge.

2.

Skalierbarkeit: Jeder Test für eine Sequenz kann auch auf Teilfolgen angewendet werden

extrahiert nach dem Zufallsprinzip. Ist eine Folge zufälliger, dann eine solche Teilfolge extrahiert

sollte auch zufällig sein. Daher sollte jeder extrahiert Teilfolge jeder Test für pass Zufälligkeit.

3.

Konsistenz: Das Verhalten eines Generators muss über Startwerte konsequente (Samen). Es ist nicht ausreichend, um ein PRNG auf den Ausgang aus einem einzigen Samen-basierter Test, oder ein

RNG auf der Grundlage einer Leistung von einem einzigen physikalischen Ausgang erzeugt.

1.2 Begriffsbestimmungen

Begriff Definition

Asymptotische Analysis ein statistisches Verfahren, dass die Beschränkung der

Näherungen ergibt sich für Funktionen von Interesse.

Asymptotische Verteilung Die Begrenzung der Verteilung einer Teststatistik die entstehen, wenn  $n$  gegen Unendlichkeit.

Bernoulli Zufällige Variable

Eine Zufallsvariable, die den Wert eins annimmt mit der Wahrscheinlichkeit  $p$  und die Wert von Null mit der Wahrscheinlichkeit  $1-p$ .

Binary Sequence Eine Sequenz von Nullen und Einsen.

Binomialverteilung Eine Zufallsvariable ist binomialverteilt, wenn es eine natürliche Zahl  $n$  und eine

Wahrscheinlichkeit  $p$ , dass die Zufallsvariable ist die Anzahl der Erfolge in  $n$  unabhängige Bernoulli-Experimente, in denen die Wahrscheinlichkeit des Erfolgs in einem

einzigem Experiment ist  $S$ . In einem Bernoulli-Experiment, gibt es nur zwei möglichen Ergebnisse.

Bit String eine Folge von Bits.

Block A Teilmenge von einem Bit-String. Ein Block hat eine vorgegebene Länge.

Zentraler Grenzwertsatz Für eine Zufallsstichprobe der Größe  $n$  aus einer Population mit Mittelwert  $\mu$  und

Varianz  $s^2$ , ist die Verteilung der Probe bedeutet annähernd normal mit Mittelwert  $\mu$  und Varianz  $s^2 / n$  als Stichprobengröße steigt.

Ergänzende Fehler

Funktion

Siehe erfc.

Konfluenten hypergeometrischen

Funktion

Die konfluente hypergeometrische Funktion ist definiert als

Kritischen Wert Der Wert, der durch die Teststatistik mit einer geringen Wahrscheinlichkeit überschritten wird

(Signifikanzniveau). Ein "look-up" oder berechnete Wert einer Teststatistik (dh eine Teststatistik-Wert), dass durch den Bau, hat eine kleine Wahrscheinlichkeit, auftreten (zB 5%), wenn die Null-Hypothese der Zufälligkeit ist wahr.

Verteilungsfunktion

Function (CDF)  $F(x)$

Eine Funktion gibt die Wahrscheinlichkeit, dass die Zufallsvariable  $X$  kleiner oder ist gleich  $x$ , für jeden Wert  $x$ . Das heißt,

$F(x) = P(X \leq x)$ .

1-5

Analyse

Entropie ein Maß für die Unordnung oder Zufälligkeit in einem geschlossenen System.

Die Entropie

der Unsicherheit einer Zufallsvariable  $X$  mit den Wahrscheinlichkeiten  $p_1, \dots, p_n$  ist definiert durch  $H(X) = -\sum_{i=1}^n p_i \log_2 p_i$ .

Entropy Source Eine physikalische Quelle von Informationen, deren Ausgang entweder zufällig zu sein scheint

random in selbst oder durch die Anwendung einiger Filter-/ Destillation. Dieser Ausgang wird als Eingabe entweder eine RNG oder PRNG verwendet.

Erfc Die komplementäre Fehlerfunktion  $\text{erfc}(z)$  wird in Abschnitt 5.5.3 definiert. Diese Aufgabe ist es, den normalen cdf verwandt.

Geometrische Zufällige

Variable

Eine Zufallsvariable, die den Wert  $k$  annimmt, eine nicht-negative ganze Zahl mit Wahrscheinlichkeit  $p^k (1-p)$ . Die Zufallsvariable  $x$  ist die Anzahl der Erfolge bevor ein Fehler in einer unendlichen Reihe von Bernoulli-Versuchen.

Globale Struktur / Global

Wert

Eine Struktur / Wert, der zur Verfügung von allen Routinen in den Test-Code ist.

igamc Die unvollständige Gamma-Funktion  $Q(a, x)$  ist in Abschnitt 5.5.3 definiert.

Unvollständige Gamma

Funktion

Siehe die Definition für igamc.

Hypothese (Alternative) eine Erklärung  $H_a$ , dass ein Analyst als wahr (zB  $H_a$  halten wird: die Reihenfolge

ist nicht zufällig), ob und wann die Nullhypothese bestimmt falsch zu sein.

Hypothese (Null) eine Erklärung über die  $H_0$  angenommen Default-Zustand / Eigenschaft der

beobachteten Sequenz. Für die Zwecke dieses Dokuments, die Nullhypothese  $H_0$  ist, daß die Reihenfolge zufällig ist. Wenn  $H_0$  ist in der Tat wahr ist, dann die Referenz

Vertrieb und kritischen Werte der Teststatistik abgeleitet werden kann.

Kolmogorov-Smirnov-Test Ein statistischer Test, mit dem ermittelt werden kann, wenn eine Reihe von Daten stammen aus einer bestimmten Wahrscheinlichkeitsverteilung.

Signifikanzniveau ( $\alpha$ ) Die Wahrscheinlichkeit, dass fälschlicherweise die Ablehnung der Nullhypothese, dh die Wahrscheinlichkeit, der Schlussfolgerung, dass die Nullhypothese falsch ist, wenn die Hypothese ist, in Tatsächlich wahr. Der Tester wählt in der Regel diesen Wert, typische Werte sind 0,05, 0,01 oder 0,001; gelegentlich sind kleinere Werte wie wie 0,0001 verwendet. Die Signifikanzniveau ist die Wahrscheinlichkeit Schluss, dass eine Sequenz nicht zufällig, wenn es in der Tat ist zufällig. Synonyme: Typ-I-Fehler, eine Fehler.

Linear Dependence Im Rahmen der binären Matrix Rang-Test bezieht sich lineare Abhängigkeit von  $m$ -

Bit-Vektoren, die als Linearkombination der linear ausgedrückt werden kann unabhängige  $m$ -Bit-Vektoren.

Maple Eine interaktive Computer-Algebra-System, das eine komplette bietet mathematische Umgebung für die Manipulation und Vereinfachung der

symbolische algebraische Ausdrücke, beliebige erweiterte Genauigkeit der Mathematik, zwei- und dreidimensionale Grafiken und Programmierung.

MATLAB Eine integrierte, technische Computer-Umgebung, die numerische vereint Berechnung, moderne Grafik und Visualisierung, sowie ein hohes Maß Programmiersprache. MATLAB enthält Funktionen für die Datenanalyse und Visualisierung; numerische und symbolische Berechnungen, technische und wissenschaftliche Grafiken, Modellierung, Simulation und Prototyping, und Programmierung, Anwendungs-Entwicklung und ein GUI-Design.

Normal (Gauss)

Verteilung

Eine kontinuierliche Verteilung, deren Dichte ist gegeben durch

, Wo  $\mu$

und  $s$

sind die Lage und Größe

Parameter.

1-6

Analyse

P-Wert die Wahrscheinlichkeit (unter der Nullhypothese des Zufalls), dass die gewählte Teststatistik übernimmt Werte, die gleich oder schlechter sind als die beobachtet Teststatistik Wert, wenn man die Null-Hypothese. Die pValue wird oft als der "Schwanz Wahrscheinlichkeit."

Poisson Distribution - § 3.8 Poisson-Verteilungen Modell (einige) diskrete Zufallsvariablen. Typischerweise

einer Poisson-Zufallsvariable ist eine Zählung der Anzahl der seltenen Ereignisse, die treten in einem bestimmten Zeitintervall.

Wahrscheinlichkeitsdichte

Function (PDF)

Eine Funktion, die "local" Wahrscheinlichkeitsverteilung einer Test liefert

Statistik. Von einer endlichen Stichprobenumfang  $n$  wird eine

Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion werden

näherungsweise durch ein Histogramm.

Wahrscheinlichkeitsverteilung die Zuordnung einer Wahrscheinlichkeit, die möglichen Ergebnisse (Realisierungen) von

eine Zufallsvariable.

Pseudo-Zufallszahlen

Generator (PRNG)

Eine deterministische Algorithmus, der eine wirklich zufällige binäre Folge von bestimmten

Länge  $k$ , eine binäre Folge der Länge  $l \gg k$  was zu sein scheint

zufällig. Der Eingang zum Generator wird als Samen, während der Ausgang ist genannt Pseudo-Bit-Sequenz.

Random Number

Generator (RNG)

Ein Mechanismus, der wirklich zufällige Daten generiert vorgibt.

Random Binary Sequence Eine Sequenz von Bits, für die die Wahrscheinlichkeit jedes Bit eine "0" oder "1"

ist  $\frac{1}{2}$ . Der Wert jedes Bit ist unabhängig von allen anderen etwas in der Reihenfolge, d.h. wird jedes Bit unberechenbar.

Zufallsvariable Zufalls-Variablen unterscheiden sich von den üblichen deterministischen Variablen (der Wissenschaft und Technik) in die Zufallsvariablen ermöglichen die systematische Verteilungswirkungen Zuordnung der Wahrscheinlichkeitswerte zu jedem möglichen Ergebnis.

Rank (einer Matrix) Bezieht sich auf den Rang einer Matrix in der linearen Algebra über GF (2). Nachdem

reduziert eine Matrix in zeilengestaffelte Form über elementare Zeilenoperationen, die viele von Null verschiedene Reihen, wenn überhaupt, werden gezählt, um die Bestimmung

Anzahl der linear unabhängigen Zeilen oder Spalten in der Matrix.

Führen Sie eine ununterbrochene Folge von Bits, wie (dh entweder nur Nullen oder Einsen).

Seed Der Eingang zu einem Pseudo-Zufallszahlen-Generator. Verschiedene Samen erzeugen

verschiedenen Pseudo-Sequenzen.

SHA-1 Der Secure Hash Algorithm in Federal Information Processing definiert Standard 180-1.

Standard-Normal-Verteilungsfunktion Funktion

Siehe die Definition in Abschnitt 5.5.3. Dies ist die normale Funktion für Mittel = 0 und Varianz = 1 ist.

Statistisch unabhängig

Events

Zwei Ereignisse sind unabhängig, wenn das Auftreten eines Ereignisses nicht beeinflusst

die Chancen für das Auftreten der anderen Veranstaltung. Das mathematische Formulierung der Unabhängigkeit der Ereignisse A und B ist die Wahrscheinlichkeit des Vorkommen von sowohl A als auch B gleich dem Produkt der Wahrscheinlichkeiten von A und B (d. h.  $P(A \text{ und } B) = P(A) P(B)$ ).

Statistische Test (einer Hypothese)

Eine Funktion der Daten (Binary Stream), die berechnet und wird verwendet, um entscheiden, ob die Nullhypothese abzulehnen. Eine systematische statistische Regel, deren Zweck es ist, eine Aussage über zu generieren, ob die Experimentator sollte annehmen oder ablehnen die Nullhypothese  $H_0$ .

Word-Eine vordefinierte Zeichenkette, bestehend aus einem festen Muster / template (zB 010, 0110).

## Analyse

### 1.3 Abkürzungen

#### Abkürzung Definition

ANSI American National Standards Institute

FIPS Federal Information Processing Standard

NIST National Institute of Standards and Technology

Random Number Generator RNG

SHA-1 Secure Hash Algorithm

### 1.4 mathematische Symbole

In der Regel wird die folgende Notation in diesem Dokument verwendet. Doch die Tests in diesem Dokument

wurden entwickelt und beschrieben von mehreren Autoren, die etwas andere Schreibweise verwendet haben.

Der Leser wird empfohlen, die Schreibweise für jeden Test getrennt von Notation in anderen verwendet betrachten

Tests.

#### Symbol Bedeutung

.  $X$ .

Der Boden in Abhängigkeit von  $x$ , für eine gegebene reelle positive  $x$ ,  $x..$

$= X-g$ , wo.  $X$ .

ist eine nicht-negative ganze Zahl ist, und  $0 =$

$g < 1$  ist.

ein

Das Signifikanzniveau.

$d$  Die normalisierte Differenz zwischen den beobachteten und erwarteten Anzahl der Frequenz-

Komponenten. Siehe Abschnitte 2.6 und 3.6.

..  $2$

$m$  (obs);

.

$2,2$

$m$  (obs)

Ein Maß dafür, wie auch die beobachteten Werte mit den erwarteten Wert. Siehe Abschnitte

2.11 und 3.11.

$E$  [] Der Erwartungswert einer Zufallsvariable.

$e$

Der ursprüngliche Eingang Kette von Null und Eins-Bits getestet werden.

$e_i$  der  $i$ -te Bit in der ursprünglichen Reihenfolge  $e$ .

$H_0$  Die Nullhypothese, dh die Aussage, dass die Reihenfolge zufällig ist.

$\log(x)$  Der natürliche Logarithmus von  $x$ :  $\log(x) = \log_e(x) = \ln(x)$ .

$\log_2(x)$

Definiert als, wobei  $\ln$  der natürliche Logarithmus.

M Die Anzahl der Bits in einem substring (Block) getestet.

N die Anzahl der M-Bit-Blöcke zu testen.

n Die Anzahl der Bits in den Block in der Testphase.

$f_n$  Die Summe der Abstände zwischen  $\log_2$  passenden L-Bit-Vorlagen, dh die Summe der

Anzahl der Stellen in den Abstand zwischen L-Bit-Vorlagen. Siehe Abschnitte 2.9 und 3.9.

p

3,14159 ..., sofern nicht anders für einen bestimmten Test definiert.

s

Die Standardabweichung einer Zufallsvariablen =.

$s^2$  Die Varianz einer Zufallsvariable = (Standardabweichung)  $^2$ .

Schluchzen Der beobachtete Wert, die als eine Statistik in der Frequenz-Test verwendet wird.

$S_n$  Die n-te Partialsumme für Werte  $X_i = \{-1, +1\}$ , dh die Summe der ersten n Werte von  $X_i$ .

S

Die Summation Symbol.

F

Standard-Normal-Verteilungsfunktion (siehe Abschnitt 5.5.3).

J Die Gesamtzahl der Zeiten, die einem bestimmten Zustand in den identifizierten Zyklen auftritt. Siehe

Abschnitt 2.15 und 3.15.

$X_i$  Die Elemente der Zeichenfolge, die aus  $\pm 1$ , die auf Zufälligkeit getestet werden soll,

wo

$X_i = 2e_i - 1$ .

1-8

## Analyse

.2 Die [theoretische] Chi-Quadrat-Verteilung, als Teststatistik verwendet, auch eine Teststatistik

dass folgt der 0,2-Distribution.

.2 (Obs) Der Chi-Quadrat-Statistik auf den beobachteten Werten berechnet. Siehe Abschnitte 2.2, 2.4, 2.5,

2,7, 2,8, 2,10, 2,12, 2,14, und die entsprechenden Abschnitte des § 3.

$V_n$  Die erwartete Anzahl von Runs, die in einer Folge der Länge n unter einer auftreten würden

Annahme des Zufalls siehe Abschnitte 2.3 und 3.3.

$V_n$  (obs) Die beobachtete Anzahl der Durchläufe in einer Folge der Länge n. Siehe Abschnitte 2.3 und 3.3.

1-9

## Analyse

### 2. Random Number Generation Tests

Das NIST-Test-Suite ist ein statistisches Paket, bestehend aus 15 Tests, die entwickelt, um den Test wurden

Zufälligkeit (beliebig lange) Binärsequenzen entweder Hardware oder Software produziert

kryptographische zufällige oder Pseudo-Zufallszahlen-Generatoren. Diese Tests auf einer Vielzahl von unterschiedlichen Schwerpunkten

Typen von Nicht-Zufälligkeit, dass in einer Sequenz existieren könnte. Einige Tests sind in einer Vielzahl von abbaubaren

Untertests. Die 15 Tests sind:

1. Die Frequenz (Monobit) Test,
2. Frequency-Test innerhalb eines Blocks,
3. Die Testläufe,
4. Tests für die Längste-Run-of-One in einem Block,
5. Die binäre Matrix Rank-Test,
6. Die Diskrete Fourier-Transformation (Spectral) Test,
7. Die Non-überlappenden Template Matching Test,
8. Die Überlappung Template Matching Test,
9. Maurer ist "Universal Statistical" Test,
10. Die lineare Komplexität Test,
11. Die Serial-Test,
12. Das Ungefähre Entropy-Test,
13. Die Summenwerte (Cusums) Test,
14. The Random Excursions Test, und
15. The Random Excursions Variant Test.

Dieser Abschnitt (Abschnitt 2) besteht aus 15 Abschnitten, einem Teilabschnitt für jeden Test. Jeder Unterabschnitt enthält

ein hohes Niveau Beschreibung des jeweiligen Test. Die entsprechenden Abschnitte in Abschnitt 3 stellen die technische Details für jeden Test.

Abschnitt 4 enthält eine Erörterung der Prüfstrategie und die Interpretation der Testergebnisse. Die Reihenfolge der

Anwendung der Tests im Test-Suite ist beliebig. Es ist jedoch empfohlen, dass die Frequenz-Test

werden zum ersten Mal ausgeführt, da dies liefert die grundlegende Beweis für die Existenz von Nicht-Zufälligkeit in einem Sequenz, insbesondere Nicht-Uniformität. Wenn dieser Test fehlschlägt, ist die Wahrscheinlichkeit, dass andere Tests fehlschlagen hoch.

(Hinweis: Die meiste Zeit in Anspruch statistischer Test ist die lineare Komplexität Test, siehe § 2,10 und 3,10).

Abschnitt 5 bietet eine Bedienungsanleitung für die Einrichtung und Durchführung der



Tests und eine Diskussion über Programm-Layout.

Das Statistik-Paket beinhaltet den Quellcode und Sample-Daten-Sets. Der Test-Code wurde in ANSI entwickelt

C. Einige Eingänge sind davon ausgegangen, dass die globalen Werte als Aufrufparameter werden.

Eine Reihe von Tests in die Test-Suite haben die Standardnormalverteilung und der Chi-Quadrat (! 2) als Referenz

Distributionen. Wenn die Sequenz unter Test ist in der Tat nicht zufällig, werden die berechneten Testgröße im Herbst

extreme Regionen der Referenz-Distribution. Die Standard-Normalverteilung (dh die glockenförmigen

Kurve) wird verwendet, um den Wert der Teststatistik von der RNG mit dem erwarteten Wert der erhaltenen vergleichen

der Statistik unter der Annahme der Zufälligkeit. Die Teststatistik für die Standard-Normalverteilung ist

der Form  $z = (x - \mu) / s$ , wobei  $x$  der Probe Teststatistik-Wert und  $\mu$  und  $s^2$  sind die zu erwartenden Wert

und die Varianz der Teststatistik. Die! 2distribution (dh, eine linke schiefe Kurve) wird verwendet, um den Vergleich

der beobachteten Frequenzen einer Probe messen die Güte der Anpassung an die entsprechenden erwarteten

2-1

Analyse

Frequenzen der Hypothese Verteilung. Die Teststatistik ist von der Form

$\chi^2 = \sum (o_i - e_i)^2 / e_i$  = wo  $o_i$  und  $e_i$  den beobachteten und erwarteten Häufigkeiten der Maßnahme bzw. sind.

Für viele der Tests in dieser Test-Suite hat die Annahme getroffen, dass die Größe der Sequenzlänge,

$n$ , ist groß (in der Größenordnung von 103 bis 107). Für solche große Stichproben von  $n$ , asymptotische Referenzverteilungen

abgeleitet wurden und auf die Durchführung der Tests. Die meisten Tests sind für kleinere Werte von

$n$ . Wenn jedoch für kleinere Werte von  $n$  verwendet wird, würde das asymptotische Referenzverteilungen unangemessen

und müsste durch eine genaue Distributionen, die häufig nur schwer zu berechnen, ersetzt werden würde.

Hinweis: Für viele der Beispiele in Abschnitt 2, sind kleine Probenmengen zur Veranschaulichung verwendet

lediglich, z. B.,  $n = 10$ . Die normale Näherung ist nicht wirklich geeignet für diese Beispiele.

## 2.1 Häufigkeit (Monobit) Test

### 2.1.1

#### Testzwecken

Der Schwerpunkt des Tests liegt der Anteil von Nullen und Einsen für die gesamte Sequenz. Der Zweck dieses Tests ist, um festzustellen, ob die Anzahl der Einsen und Nullen in einer Folge etwa sind die gleichen wie würde für eine wirklich zufällige Sequenz zu erwarten. Der Test prüft die Nähe des Bruchs von Einsen zu  $\frac{1}{2}$ , dass ist, sollte die Anzahl von Einsen und Nullen in einer Serie über die gleichen sein. Alle nachfolgenden Tests abhängen Im Laufe der diesen Test.

### 2.1.2

#### Function Call

Frequency ( $n$ ), wobei:

$n$

Die Länge des Bit-String.

Zusätzlicher Eingang von der Funktion verwendet, sondern versorgt die Testing-Code:

$e$

Die Folge von Bits als durch die RNG oder PRNG getestet generiert, das existiert als globale Struktur zum Zeitpunkt der Aufruf der Funktion,  $e = E_1, E_2, \dots, e_n$ .

### 2.1.3

#### Teststatistik und Reference Vertrieb

##### Schluchzen:

Der absolute Wert der Summe der  $X_i$  (wo,  $X_i = 2e_i - 1 = \pm 1$ ) in der Reihenfolge verteilt durch die Quadratwurzel aus der Länge der Sequenz.

Die Referenz-Verteilung für die Teststatistik ist die Hälfte normal (für große  $n$ ). (Hinweis: Wenn  $z$  (wo

, Siehe Abschnitt 3.1) als normal verteilt ist, dann  $|z|$  ist die Hälfte normalverteilt) Wenn die.

Reihenfolge ist zufällig, dann die Plus-und Minus bringen wird eher gegenseitig aufheben, so dass der Test

Statistik wird über 0 sein. Wenn es zu viele Einsen oder zu viele Nullen sind, dann ist die Teststatistik wird tendenziell größer als Null ist.

#### 2.1.4

##### Test Beschreibung

(1)

Die Umstellung auf  $\pm 1$ : Die Nullen und Einsen der Eingabesequenz (e) sind auf Werte von -1 und umgesetzt

+1 Und sind gemeinsam zu produzieren hinzugefügt

$S_{XXXnn} = + + +$  wo  $X_i = 2e_i - 1$ .

2-2

##### Analyse

Zum Beispiel, wenn e

= 1011010101, dann  $n = 10$  und  $S_n = 1 + (-1) + 1 + 1 + (-1) + 1 + (-1) + 1 + (-1) + 1 = 2$ .

(2) Berechnen Sie die Prüfgröße Schluchzen =

$S_{nn}$

Für das Beispiel in diesem Abschnitt, schluchzt =

$102 = 0,632455532$ .

(3) Berechnen Sie P-Wert = erfc

$\frac{S_n}{\sqrt{n}}$

&

2sobs, wo erfc ist die komplementäre Fehlerfunktion im Sinne Abschnitt 5.5.3.

Für das Beispiel in diesem Abschnitt, P-Wert = erfc  $\frac{S_n}{\sqrt{n}}$

&

#### 2.1.5 Entscheidungsregel (auf dem 1% Level)

Wenn der berechnete P-Wert  $< 0,01$ , dann folgern, dass die Reihenfolge nicht zufällig ist.

Andernfalls schließen

dass die Reihenfolge ist zufällig.

#### 2.1.6 Fazit und Interpretation der Ergebnisse

Da die P-Wert in Schritt 3 des Abschnitts 2.1.4 erhält man =

0,01 (dh, P-Wert = 0,527089), ist der Abschluss

dass die Reihenfolge ist zufällig.

Beachten Sie, dass, wenn der P-Wert waren klein ( $< 0,01$ ), dann ist dies durch verursacht werden würde

$S_n$

oder

OBSS  
sind groß.

Große positive Werte von  $S_n$  sind bezeichnend für zu viele Einsen, und große negative Werte von  $S_n$  sind indikativ für zu viele Nullen.

### 2.1.7 Input Size Empfehlung

Es wird empfohlen, dass jede Sequenz zu prüfenden von mindestens 100 Bit bestehen (dh,  $n = 100$ ).

### 2.1.8 Beispiel

(Eingang)  $e$

= 110010010000111111011010101000100010000101110100011  
00001000110100110001001100011001100010100010111000

(Eingang)  $n = 100$

(Verarbeitung)  $S_{100} = -16$

(Verarbeitung) Schluchzen = 1,6

(Output) P-Wert = 0,109599

(Schluss) Da P-Wert = 0,01, akzeptieren die Sequenz als zufällig.

2-3

Analyse

## 2,2-Frequenz-Test innerhalb eines Blocks

### 2.2.1 Test-Purpose

Der Schwerpunkt des Tests liegt der Anteil der Einsen in  $M$ -Bit-Blöcke. Der Zweck dieser Prüfung soll festgestellt werden ob die Häufigkeit der Einsen in einem  $M$ -Bit-Block ist etwa  $M / 2$ , wie unter einer zu erwarten wäre

Annahme des Zufalls. Für Blockgröße  $M = 1$ , verkommt dieser Test 1 Test, der Frequenz (Monobit) zu testen.

### 2.2.2 Function Call

BlockFrequency ( $M, n$ ), wobei:

$M$  Die Länge der einzelnen Blöcke.

$n$  Die Länge des Bit-String.

Zusätzlicher Eingang von der Funktion verwendet, sondern versorgt die Testing-Code:  
 $e$

Die Folge von Bits als durch die RNG oder PRNG getestet generiert, das existiert als globale Struktur zum Zeitpunkt der Aufruf der Funktion,  $e = E_1, E_2, \dots, e_n$ .

### 2.2.3 Teststatistik und Reference Vertrieb

2!

(Obs): Ein Maß dafür, wie gut die beobachteten Anteil der Einsen in einem bestimmten M-Bit

Block mit dem erwarteten Anteil (2.1).

Die Referenz-Verteilung für die Teststatistik ist ein 0,2-Distribution.

### 2.2.4 Test Beschreibung

(1) Partition der Eingabesequenz in  $N =$

! "!

# \$

#

Mn

nicht überlappende Blöcke. Entsorgen Sie alle unbenutzten Bits.

Zum Beispiel, wenn  $n = 10$ ,  $M = 3$  und  $e$

$= 0110011010$ , 3 Blocks ( $N = 3$ ) geschaffen würden,

bestehend aus 011, 001 und 101. Die endgültige 0 würde verworfen werden.

(2) Bestimmen Sie den Anteil  $p_i$  von Einsen in jeder M-Bit-Block mit der Gleichung für  $1 =$

$i =$

$N$ .

Für das Beispiel in diesem Abschnitt,  $p_1 = 2 / 3$ ,  $p_2 = 1 / 3$  und  $p_3 = 2 / 3$ .

(3) Berechnen Sie die 0,2-Statistik:  $.2 (obs) = 4M$

(

$iN =$

!

$1PI^{-1/2}) 2$ .

ich

=

\$

,

Für das Beispiel in diesem Abschnitt,  $.2 (obs) = 4 \times 3 \times$

$()() \$ \%$

&.

2-4

## Analyse

(4)

Berechnen Sie P-Wert =  $\text{igamc}(N/2, .2(\text{obs})/2)$ , wo  $\text{igamc}$  ist die unvollständige Gamma-Funktion für

$Q(a, x)$  wie in Abschnitt 5.5.3 definiert.

Hinweis: Beim Vergleich dieser Abschnitt gegen die technische Beschreibung in Abschnitt 3.2 zu beachten, dass

$Q(a, x) = 1 - P(a, x)$ .

Für das Beispiel in diesem Abschnitt, P-Wert =  $\text{igamc}(\% \&$

### 2.2.5

Entscheidungsregel (auf dem 1% Level)

Wenn der berechnete P-Wert  $< 0,01$ , dann folgern, dass die Reihenfolge nicht zufällig ist.

Andernfalls schließen

dass die Reihenfolge ist zufällig.

### 2.2.6

Fazit und Interpretation der Ergebnisse

Da die P-Wert in Schritt 4 des Abschnitts 2.2.4 erhält man =

0,01 (dh, P-Wert = 0,801252), ist der Abschluss

dass die Reihenfolge ist zufällig.

Beachten Sie, dass kleine P-Werte ( $< 0,01$ ) wäre eine große Abweichung von der gleichen Anteil angegeben haben

Einsen und Nullen in mindestens einem der Blöcke.

### 2.2.7

Input Size Empfehlung

Es wird empfohlen, dass jede Sequenz zu prüfenden von mindestens 100 Bit bestehen

(dh,  $n =$

100). Note

dass  $n =$

$MN$ . Die Blockgröße  $M$  sollte so gewählt sein, dass  $M =$

$20, M > 0,01 n$  und  $N < 100$ .

### 2.2.8

Beispiel

(Eingang)  $e$

= 110010010000111111011010101000100010000101110100011

00001000110100110001001100011001100010100010111000

(Eingang)  $n = 100$

(Eingang)  $M = 10$

(Verarbeitung)  $N = 10$

(Verarbeitung)  $.2 = 7.2$

(Output) P-Wert = 0,706438  
(Schluss) Da P-Wert =  
0,0, akzeptieren die Sequenz als zufällig.

## 2,3 Runs-Test

### 2.3.1

#### Testzwecken

Der Fokus dieses Tests ist die Gesamtzahl der Durchläufe in der Sequenz, wo ein Lauf ist eine ununterbrochene Folge von identischen Bits. Ein Run der Länge  $k$  besteht aus genau  $k$  identisch Bits und wird vor und nach mit beschränkter ein bisschen von der entgegengesetzten Wert. Der Zweck der Testläufe ist es, festzustellen, ob die Anzahl der Pisten

2-5

## Analyse

Einsen und Nullen in verschiedenen Längen als ein zufälliger Reihenfolge erwartet. Insbesondere wird getestet, ob die Oszillation zwischen diesen Nullen und Einsen zu schnell oder zu langsam.

### 2.3.2

#### Function Call

Runs ( $n$ ), wobei:

$n$  Die Länge des Bit-String.

Zusätzliche Eingänge für die Funktion, sondern versorgt die Testing-Code:

$e$

Die Folge von Bits als durch die RNG oder PRNG getestet generiert, das existiert als globale Struktur zum Zeitpunkt der Aufruf der Funktion,  $e$

$= E_1, E_2, \dots, e_n$ .

### 2.3.3

#### Teststatistik und Reference Vertrieb

$V_n$  (obs):

Die Gesamtzahl der läuft (dh, die Gesamtzahl der Null läuft + die Gesamtzahl der one-Läufe) über alle  $n$  Bits.

Die Referenz-Verteilung für die Teststatistik ist ein 0,2-Distribution.

### 2.3.4

#### Test Beschreibung

Hinweis: Die Testläufe führt eine Frequenz-Test als Voraussetzung.

(1)

Berechnen Sie die Pre-Test Anteil  $p$

der Einsen in der Eingangssequenz:  
 Zum Beispiel, wenn  $e = 1001101011$ , dann  $n = 10$  und  $p = 10 \cdot 0.6 = 0.6$ .

(2)

Bestimmen Sie, ob die Voraussetzung Frequency Test ist bestanden: Wenn nachgewiesen werden kann, dass  $|p - 0.5| > t$ , dann die angezeigten Testläufe müssen nicht durchgeführt werden (dh, sollte der Test nicht, weil eine Verweigerung der Überführung erfolgt).  
 Pass-Test 1, die Frequenz (Monobit)-Test). Wenn der Test nicht anwendbar ist, dann ist die ! P-Wert wird eingestellt  
 0.0000. Beachten Sie, dass für diesen Test

wurde in den Test-Code vorgegeben.

Für das Beispiel in diesem Abschnitt, da  $e = 1001101011$

, Dann  $|p - 0.5| = |0.6 - 0.5| = 0.1 < t$ ,  
 und der Test wird nicht ausgeführt.

Da der beobachtete Wert  $p$  innerhalb der ausgewählten Rahmen wird die Testläufe anwendbar.

(3) Berechnen Sie die Prüfgröße

$obs = \sum_{k=1}^n (r(k) - 0.5)$ , wobei  $r(k) = 0$ , wenn  $e_k = 0$ , und  $r(k) = 1$  sonst.

Da  $e = 1001101011$ , dann

$obs = 1 - 0 + 0 - 1 + 0 + 1 - 1 + 0 + 1 - 1 + 1 = 0$

$V_{10}(obs) = (1 + 0 + 1 + 0 + 1 + 1 + 1 + 1 + 0) + 1 = 7$ .

(4)

Berechnen Sie P-Wert =  $erfc$

=

#.

\$ \$%

&

2) (|

2-6

Analyse



1. Für das Beispiel  $P\text{-Wert} = \text{erfc} = 0,147232$ .

\$ \$%

••••

2.3.5 Entscheidungsregel (auf dem 1% Level)

Wenn der berechnete P-Wert  $< 0,01$ , dann folgern, dass die Reihenfolge nicht zufällig ist.  
Andernfalls schließen  
dass die Reihenfolge ist zufällig.

2.3.6 Fazit und Interpretation der Ergebnisse

Da die P-Wert in Schritt 4 des Abschnitts 2.3.4 erhält man =  
 $0,01$  (dh, P-Wert =  $0,147232$ ), ist der Abschluss  
dass die Reihenfolge ist zufällig.

Beachten Sie, dass ein großer Wert für  $V_n(\text{obs})$  würde eine Schwingung in der  
Zeichenfolge, die zu schnell ist angegeben haben, ein  
kleinen Wert wäre gezeigt, dass die Schwingung zu langsam sind. (Eine Schwingung  
wird als sein

Wechsel von einer auf eine Null oder umgekehrt.) Eine schnelle Oszillation tritt auf,  
wenn es eine Menge von Änderungen, zB

010101010 schwingt mit jedem Bit. Ein Bach mit einer langsamen Schwingung hat  
weniger läuft als wäre

erwartet in einer zufälligen Reihenfolge, zB eine Sequenz mit 100 diejenigen, um 73  
Nullen, gefolgt von

127 Einsen (insgesamt 300 Bit) hätte nur drei Runs, während 150 läuft zu erwarten  
wäre.

2.3.7 Input Size Empfehlung

Es wird empfohlen, dass jede Sequenz zu prüfenden von mindestens 100 Bit bestehen

(dh,  $n = 100$ ).

2.3.8 beispiel

(Eingang)  $e$

= 110010010000111111011010101000100010000101110100011  
00001000110100110001001100011001100010100010111000

(Eingang)  $n = 100$

(Eingang)  $t$

= 0,02

(Verarbeitungs-)  $p$

= 0,42

(Verarbeitung)  $V_n$  (obs) = 52

(Output) P-Wert = 0,500798

(Schluss) Da P-Wert =

0,01, akzeptieren die Sequenz als zufällig.

2.4 Prüfung für den Longest Run of Ones in einem Block

2.4.1 Test-Purpose

Der Schwerpunkt der Prüfung ist die längste Abfahrt der Einsen in M-Bit-Blöcke. Der Zweck dieses Tests ist es,

festzustellen, ob die Länge der längsten Piste der Einsen innerhalb der getesteten Sequenz im Einklang mit den sich

Länge der längsten Piste der diejenigen, die in zufälliger Reihenfolge zu erwarten wäre.

Beachten Sie, dass eine Unregelmäßigkeit in

der erwarteten Länge des längsten Lauf von Einsen impliziert, dass es auch eine

Unregelmäßigkeit in der erwarteten

Länge der längsten Piste von Nullen. Daher ist nur ein Test für diejenigen notwendig.

Siehe auch Abschnitt 4.4.

2-7

Analyse

2.4.2

Function Call

LongestRunOfOnes ( $n$ ), wobei:

$n$  Die Länge des Bit-String.

Zusätzlicher Eingang für die Funktion durch die Erprobung Code geliefert:

Die Folge von Bits als durch die RNG oder PRNG getestet generiert, das existiert als eine globale Struktur zu

die Zeit der Aufruf der Funktion,  $e$

=  $E_1, E_2, \dots, e_n$ .

M Die Länge der einzelnen Blöcke. Der Test-Code wurde so voreingestellt, dass drei Werte für Aufnahme

M: M = 8, M = 128 und M = 104 in Übereinstimmung mit den folgenden Werten der Sequenz

Länge n:

Mindestens n M

128 8

6272 128

750,000 104

N

Die Anzahl der Blöcke, ausgewählt in Übereinstimmung mit dem Wert des M.

### 2.4.3

Teststatistik und Reference Vertrieb

.2 (Obs):

Ein Maß dafür, wie gut die beobachteten längste Abfahrt Länge im M-Bit-Blöcke entspricht dem erwarteten längste Länge in M-Bit-Blöcke.

Die Referenz-Verteilung für die Teststatistik ist ein 0,2-Distribution.

### 2.4.4

Test Beschreibung

(1)

Teilen Sie die Sequenz in M-Bit-Blöcke.

(2)

Tabulate die Frequenzen. I der längsten Abfahrten der Einsen in jedem Block in Kategorien, wobei jede

Zelle enthält die Anzahl der Durchläufe von Einsen einer bestimmten Länge.

Für die Werte von M von der Test-Code unterstützt wird, wird die  $v_i$ -Zellen halten die folgenden zählen:

$v_i$  M = 8 M = 128 M = 104

$v_0$  =

1 =

4 =

10

$v_1$  2 5 11

$v_2$  3 6 12

$v_3$  =

4 7 13

$v_4$  8 14

$v_5$  =

9 15

$v_6$  =

16

Ein Beispiel finden Sie in Abschnitt 2.4.8.

2-8

Analyse

(3) Berechnen Sie, wo Sie die Werte für  $p_i$  in Abschnitt 3.4 zur Verfügung. Sterben  
obs (

\$

Werte von K und N sind durch den Wert von M in Übereinstimmung mit der folgenden  
Tabelle bestimmt:

M K N

8 3 16

128 5 49

104 6 75

Für das Beispiel 2.4.8,

"

(4) Berechnen Sie P-Wert =  $\text{igamc}$

\$ \$%

&

.

Für das Beispiel P-Wert =  $\text{igamc } 0,180598$ .

2.4.5 Entscheidungsregel (auf dem 1% Level)

Wenn der berechnete P-Wert  $< 0,01$ , dann folgern, dass die Reihenfolge nicht zufällig ist.

Andernfalls schließen

dass die Reihenfolge ist zufällig.

2.4.6 Fazit und Interpretation der Ergebnisse

Für das Beispiel in Abschnitt 2.4.8, da die P-Wert =

0,01 (p-Wert = 0,180609), ist die Schlussfolgerung, dass die

Reihenfolge ist zufällig. Beachten Sie, dass große Werte von .2 (obs) zeigen, dass die  
getesteten Sequenz-Cluster hat  
diejenigen.

2.4.7 Input Size Empfehlung

Es wird empfohlen, dass jede Sequenz zu prüfenden von mindestens Bits besteht, wie  
in der Tabelle angegebenen  
in Abschnitt 2.4.2.

2.4.8 beispiel

Für den Fall,  $K = 3$  und  $M = 8$ :

(Eingang) e

= 1100110000010101011011000100110011100000000001001  
00110101010001000100111101011010000000110101111100  
1100111001101101100010110010

(Eingang) n = 128

(Verarbeitung) Nebensatz M11001100

01101100

11100000

ax-Run

(2)

(2)

(3)

Nebensatz M00010101

01001100

00000010

ax-Run

(1)

(2)

(1)

2-9

Analyse

01001101 (2) 01010001 (1)

00010011 (2) 11010110 (2)

10000000 (1) 11010111 (3)

11001100 (2) 11100110 (3)

11011000 (2) 10110010 (2)

(Verarbeitung) .0 = 4; .1 = 9; 2 = 3; .4 = 0; .2 = 4,882457

(Output) P-Wert = 0,180609

(Schluss) Da die P-Wert =

0,01, akzeptieren die Sequenz als zufällig.

2,5 Binary Matrix Rank Test

2.5.1 Test-Purpose

Der Schwerpunkt der Prüfung ist der Rang disjunkte Untermatrizen der gesamten Sequenz. Der Zweck dieses Tests ist um zu überprüfen, für die lineare Abhängigkeit zwischen fester Länge Teilstrings der ursprünglichen Sequenz. Beachten Sie, dass dieser Test erscheint auch in der DIEHARD Reihe von Tests [7].

2.5.2 Function Call

Rank (n), wobei:

n Die Länge des Bit-String.

Zusätzlicher Eingang von der Funktion durch den Test-Code geliefert verwendet:  
Die Folge von Bits als durch die RNG oder PRNG getestet generiert, das existiert als  
eine globale Struktur zu

die Zeit der Aufruf der Funktion, e  
= E1, E2, ..., en.

M Die Anzahl der Zeilen in jeder Matrix. Für die Test-Suite, hat M auf 32 gesetzt wurde.  
Wenn andere

Werte von M verwendet werden, müssen neue Annäherungen an berechnet werden.

Q Die Anzahl der Spalten in jeder Matrix. Für die Test-Suite hat Q auf 32 gesetzt wurde.  
Wenn andere

Werte von Q verwendet werden, müssen neue Annäherungen an berechnet werden.

### 2.5.3 Teststatistik und Reference Vertrieb

.2 (Obs):

Ein Maß dafür, wie gut die beobachtete Anzahl der Reihen der verschiedenen  
Ordnungen entsprechen den  
erwartete Anzahl von Reihen unter der Annahme der Zufälligkeit.

Die Referenz-Verteilung für die Teststatistik ist ein 0,2-Distribution.

### 2.5.4 Test Beschreibung

(1) nacheinander teilen die Sequenz in  $M \cdot Q$ -Bit disjunkte Blöcke, es wird bestehen  
Blöcke. Ausrangierte Bits wird berichtet, als nicht in die Berechnung in jedem Block  
verwendet werden.

Sammeln Sie die  $M \cdot Q$ -Bit-Segmente in M von Q-Matrizen. Jede Zeile der Matrix ist  
gefüllt mit  
aufeinanderfolgenden Q-Bit-Blöcke der ursprünglichen Sequenz e.

=  
2-10

### Analyse

Zum Beispiel, wenn  $n = 20$ ,  $M = Q = 3$  und e  
= 01011001001010101101 und partitionieren dann den Strom

in N =

# \$

#

•  $33n = 2$  Matrizen der Kardinalität  $M \cdot Q$  ( $3 \cdot 3 = 9$ ). Beachten Sie, dass die letzten  
beiden Bits (0 und 1)

werden verworfen. Die beiden Matrizen sind und  
110101010. Beachten Sie, dass die erste Matrix

010011010

besteht aus den ersten drei Bits in Zeile 1, die zweite Gruppe von drei Bits in Zeile 2, und die dritte Gruppe von drei Bits in Zeile 3. Die zweite Matrix ist ähnlich konstruiert mit der nächsten neun Bits in der Sequenz.

(2)

Bestimmen Sie die Binär-Rang ( $IR$ ) jeder Matrix, wo

$1 = I$ . Die Methode zur Bestimmung der Rang in Anhang A beschrieben

Für das Beispiel in diesem Abschnitt ist der Rang der ersten Matrix 2 ( $R1 = 2$ ) und den Rang der zweite Matrix 3 ( $R2 = 3$ ).

(3) Lassen  $FM$  = die Anzahl der Matrizen mit  $IR$

$IR = M$  (vollen Rang),

$FM-1$  = Anzahl der Matrizen mit =  $M-1$  (vollen Rang -1),

$N-FM-FM-1$  = Anzahl der Matrizen übrig.

Für das Beispiel in diesem Abschnitt,  $FM = F3 = 1$  ( $R2$  hat die volle Rang 3),  $FM-1 = F2 = 1$  ( $R1$  hat Rang 2), und keine Matrix hat keine niedrigeren Rang.

(4) Berechnen Sie

"

Für das Beispiel in diesem Abschnitt

"

= 0,596953.

(5) Compute. Da gibt es 3 Klassen im Beispiel die P-Wert für die

"

2obsevalueP "beispielsweise ist gleich

Für das Beispiel in diesem Abschnitt, P-Wert =

0,741948.

2.5.5 Entscheidungsregel (auf dem 1% Level)

Wenn der berechnete P-Wert  $< 0,01$ , dann folgern, dass die Reihenfolge nicht zufällig ist.

Andernfalls schließen

dass die Reihenfolge ist zufällig.

## Analyse

### 2.5.6 Fazit und Interpretation der Ergebnisse

Da die P-Wert in Schritt 5 des Abschnitts 2.5.4 erhält man = 0,01 (p-Wert = 0,741948), ist die Schlussfolgerung, dass die Reihenfolge ist zufällig.

Beachten Sie, dass große Werte von

obs (2!

(Und damit kleine P-Werte) wäre eine Abweichung von der angegeben haben,

Rang Verteilung von diesem entsprechend einer zufälligen Reihenfolge.

### 2.5.7 Input Size Empfehlung

Die Wahrscheinlichkeiten für  $M = Q = 32$  berechnet wurden und in den Test-Code.

Andere Möglichkeiten der

$M$  und  $Q$  kann ausgewählt werden, aber die Wahrscheinlichkeiten müssten berechnet werden. Die minimale Anzahl von

Bits getestet werden müssen, so dass  $n =$  werden

$38MQ$  (d. h. mindestens 38 Matrizen erstellt werden). Für  $M = Q = 32$ , die jeweils Reihenfolge geprüft werden sollte ein Minimum von 38.912 Bits bestehen.

### 2.5.8 beispiel

(Eingang) e

= Die ersten 100.000 Binärziffern in den Ausbau der e

(Eingang)  $n = 100000$ ,  $M = Q = 32$  (Hinweis: 672 bit wurden verworfen)

(Verarbeitung)  $N = 97$

(Verarbeitung)  $FM = 23$ ,  $FM-1 = 60$ ,  $N - FM - FM-1 = 14$

(Verarbeitung)  $.2 = 1,2619656$

(Output) P-Wert = 0,532069

(Schluss) Da P-Wert =

0,01, akzeptieren die Sequenz als zufällig.

## 2,6 Diskrete Fourier-Transformation (Spectral) Test

### 2.6.1 Test-Purpose

Der Fokus dieses Tests ist die Peakhöhen in der diskreten Fourier-Transform der Sequenz. Der Zweck

dieses Tests ist es, periodische Eigenschaften (dh, sich wiederholende Muster, die einander nahe sind) in den getesteten erkennen

Sequenz, die eine Abweichung von der Annahme des Zufalls hinweisen würde. Die Absicht ist zu erkennen,

ob die Anzahl der Gipfel über der 95%-Schwelle ist wesentlich anders als 5%.

### 2.6.2 Function Call

DiscreteFourierTransform (n), wobei:

n Die Länge des Bit-String.

Zusätzlicher Eingang von der Funktion verwendet, sondern versorgt die Testing-Code:



e

Die Folge von Bits als durch die RNG oder PRNG getestet generiert, das existiert als globale Struktur zum Zeitpunkt der Aufruf der Funktion, e = E1, E2, ..., en.

2-12

Analyse

2.6.3

Teststatistik und Reference Vertrieb

d:

Die normalisierte Differenz zwischen den beobachteten und der erwarteten Anzahl von Frequenzen

Komponenten, die über die 95% Schwelle.

Die Referenz-Verteilung für die Teststatistik ist die Normalverteilung.

2.6.4 Test Beschreibung

(1)

Die Nullen und Einsen der Eingabesequenz (e) sind auf Werte von -1 und +1 umgewandelt, um die zu schaffen

Folge  $X = x_1, x_2, \dots, x_n$ , wo  $x_i = 2e_i - 1$ .

Zum Beispiel, wenn  $n = 10$  und e

= 1001010011, dann  $X = 1, -1, -1, 1, -1, 1, -1, -1, 1, 1$ .

(2)

Tragen Sie eine diskrete Fourier-Transformation (DFT) auf X zu erzeugen:  $S = \text{DFT}(X)$ .

Eine Folge von

komplexen Variablen erzeugt, stellt periodischen Komponenten der Folge von Bits auf verschiedenen Frequenzen (siehe Abschnitt 3.6 für eine Probe-Diagramm eines DFT Ergebnis).

(3)

Berechnen Sie  $M = E\text{-Modul}(S') =$

$|S'|$ , wo  $S'$  ist der Teilstring aus den ersten  $n/2$  Elemente in

S, und der Modul-Funktion erzeugt eine Folge von Peakhöhen.

(4) Berechne  $T = 95\%$  Peakhöhe Schwellenwert. Unter der Annahme einer Zufälligkeit, sollten 95% der Werte aus dem Test erhaltenen nicht überschreiten T.

log10.05

"

#

\$

%

&

'N

(5)

Compute  $N_0 = .95 n / 2$ .  $N_0$  ist die erwartete theoretische (95%) Anzahl der Peaks (unter der Annahme des Zufalls), die weniger als  $T$  sind  
Für das Beispiel in diesem Abschnitt,  $N_0 = 4,75$ .

(6)

Compute  $N_1$  = die tatsächlich beobachteten Anzahl der Peaks in  $M$ , die weniger als  $T$  sind

Für das Beispiel in diesem Abschnitt,  $N_1 = 4$ .

(7)

Berechnen

=

.

Für das Beispiel in diesem Abschnitt

= -1,538968.

=

(8) Berechnen Sie P-Wert =

Für das Beispiel in diesem Abschnitt, P-Wert =

0,123812.

2-13

Analyse

2.6.5 Entscheidungsregel (auf dem 1% Level)

Wenn der berechnete P-Wert  $< 0,01$ , dann folgern, dass die Reihenfolge nicht zufällig ist.

Andernfalls schließen

dass die Reihenfolge ist zufällig.

2.6.6 Fazit und Interpretation der Ergebnisse

Da die P-Wert in Schritt 8 des Abschnitts 2.6.4 erhält man =

0,01 (p-Wert = 0,123812), ist die Schlussfolgerung, dass

die Reihenfolge ist zufällig.

A d-Wert zu niedrig ist, würde zeigen, dass es zu wenige Peaks ( $< 95\%$ ) unterhalb von  $T$ , und zu viele

Peaks (mehr als 5%) über  $T$ .

2.6.7 Input Size Empfehlung

Es wird empfohlen, dass jede Sequenz zu prüfenden von mindestens 1000 Bit bestehen

(dh,  $n =$

1000).

2.6.8 beispiel

(Eingang) e  
= 110010010000111111011010101000100010000101110100011  
00001000110100110001001100011001100010100010111000  
(Eingang) n = 100

(Verarbeitung) N1 = 46  
(Verarbeitung) N0 = 47,5  
(Verarbeitung) d = -0,973329  
(Output) P-Wert = 0,330390  
(Schluss) Da P-Wert =  
0,01, akzeptieren die Sequenz als zufällig.

## 2.7 Nicht überlappende Template Matching-Test

### 2.7.1 Test-Purpose

Der Fokus dieses Tests ist die Anzahl der Vorkommen von vorgegebenen Ziel-Strings. Der Zweck dieser

Tests ist es, Generatoren, dass zu viele Instanzen eines gegebenen nicht-periodische (aperiodische) Muster zu erzeugen erkennen.

Für diesen Test und für die Überlappung Template Matching Test der Abschnitt 2.8, ist ein m-Bit-Fenster verwendet werden, um

Suche nach einem bestimmten m-Bit-Muster. Wenn das Muster nicht gefunden wird, gleitet das Fenster um eine Bit-Position. Wenn der Muster gefunden wird, wird das Fenster wieder auf das Bit nach dem gefundenen Muster, und die Suche fortgesetzt.

### 2.7.2 Function Call

NonOverlappingTemplateMatching (m, n)

m Die Länge in Bits jedes Template. Die Vorlage wird das Ziel-String.

n Die Länge der gesamten Bit-String unter Test.

Zusätzlicher Eingang von der Funktion verwendet, sondern versorgt die Testing-Code:

2-14

## Analyse

e

Die Folge von Bits als durch die RNG oder PRNG getestet generiert, das existiert als globale Struktur zum Zeitpunkt der Aufruf der Funktion, e

= E1, E2, ..., en.

B

Die m-Bit-Vorlage abgestimmt werden; B ist eine Kette von Einsen und Nullen (der Länge m), die

definiert in einer Template-Bibliothek von nicht-periodische Muster innerhalb der Test-Code enthalten.

M

Die Länge in Bits der Teilstring von e getestet werden. M hat 131.072 (d. h. 2<sup>17</sup>) gesetzt in den Test-Code.

N

Die Anzahl der unabhängigen Blöcken. N hat bei 8 wurde in den Test-Code behoben.

### 2.7.3

Teststatistik und Reference Vertrieb

.2 (Obs):

Ein Maß dafür, wie gut die beobachtete Anzahl der Vorlage "hits" entspricht der erwartete Anzahl der Vorlage "Hits" (unter der Annahme des Zufalls).

Die Referenz-Verteilung für die Teststatistik ist der 0,2-Distribution.

### 2.7.4

Test Beschreibung

(1)

Partitionieren Sie die Sequenz in N unabhängige Blöcke der Länge M.

Zum Beispiel, wenn e

= 10100100101110010110, dann n = 20. Wenn N = 2 und M = 10, dann die beiden Blöcke würden 1010010010 und 1110010110 sein.

(2)

Lassen  $W_j$  ( $j = 1, \dots, N$ ) die Anzahl der Male, dass B (der Vorlage) kommt innerhalb des Blocks werden  $j$ . Note

dass  $j = 1, \dots, N$ . Die Suche nach Übereinstimmungen geht durch die Schaffung eines m-Bit-Fenster auf die Reihenfolge,

Vergleich der Bits innerhalb dieses Fensters gegen die Vorlage. Wenn es keine Übereinstimmung gibt, wird das Fenster

gleitet über ein Bit, wenn z. B.  $m = 3$  und das aktuelle Fenster enthält Bits 3 bis 5, dann die nächste

Fenster enthält Bits 4 bis 6. Wenn es eine Übereinstimmung gibt, gleitet das Fenster über m Bits, zB, wenn die

Strom (erfolgreichen) Fenster enthält Bits 3 bis 5, dann im nächsten Fenster Bits 6 bis 8 enthalten wird.

Für das obige Beispiel, wenn  $m = 3$  und die Vorlage  $B = 001$ , dann die Prüfung läuft wie folgt:

Bitpositionen

Block 1 Block 2

Bits W1 Bits W2

1-3 101 0 111 0

2-4 010 0 110 0

3-5 100 0 100 0

4-6 001 (hit) Increment auf 1 001 (hit) Increment auf 1

5-7 nicht untersucht nicht untersucht  
6-8 nicht untersucht nicht untersucht  
09.07 001 Increment zu 2 011 1  
80-10 010 (hit) 2 110 1

So  $W1 = 2$ , und  $W2 = 1$  ist.

(3)

Unter der Annahme, des Zufalls, berechnen den theoretischen Mittelwert  $\mu$  und Varianz  $s^2$ :

$$\mu = (M-m + 1) / 2m$$

2-15

= (

.

Analyse

Für das Beispiel in diesem Abschnitt  $\mu = (10-3 + 1) / 23 = 1$ , und

(

.

(4) Compute.

obs (

\$

Für das Beispiel in diesem Abschnitt

".

(5) Berechnen Sie P-Wert = `igamc $ $%`

&

, 2N2. Beachten Sie, dass mehrere P-Werte berechnet wird, dh, ein P-Wert wird für jede Vorlage berechnet werden. Für  $m = 9$ , bis zu 148 P-Werte können

berechnet, für  $m = 10$ , bis zu 284 P-Werten berechnet werden.

Für das Beispiel in diesem Abschnitt, P-Wert = `igamc`

`$%`

&

`0,344154`.

2.7.5 Entscheidungsregel (auf dem 1% Level)

Wenn der berechnete P-Wert  $< 0,01$ , dann folgern, dass die Reihenfolge nicht zufällig ist. Andernfalls schließen

dass die Reihenfolge ist zufällig.

2.7.6 Fazit und Interpretation der Ergebnisse

Da die P-Wert in Schritt 5 des Abschnitts 2.7.4 erhält man =

0,01 (p-Wert = 0,344154), ist die Schlussfolgerung, dass die Reihenfolge ist zufällig.

Wenn der P-Wert ist sehr klein ( $<0,01$ ), dann ist die Folge hat unregelmäßige Auftreten der möglichen Vorlage Mustern.

### 2.7.7 Input Size Empfehlung

Der Test-Code wurde geschrieben, um Vorlagen für  $m = 2, 3, \dots, 10$  vorzusehen. Es wird empfohlen,  $m = 9$  oder  $m = 10$  angegeben werden, um aussagekräftige Ergebnisse zu erhalten. Obwohl  $N = 8$  in der Test-Code angegeben wurde, die Code kann auf andere Größen verändert werden. Allerdings sollte  $N$  so gewählt, dass  $N =$  werden 100 bis sichergestellt werden, dass die P-Werte sind gültig. Der Test-Code wurde geschrieben, um eine Sequenzlänge von  $n = 106$  (über eine Eingabe übernehmen Aufruf-Parameter) und  $M = 131072$  (hart codiert). Bei anderen Werten als diese gewünscht sind, sicher sein, dass  $M >$

$0,01 \cdot n$  und  $N = N / M$ .

### 2.7.8 beispiel

Für eine Vorlage  $B = 000000001$ , deren Größe  $m = 9$ :  
(Eingang)  $e = 220$  Bits, die durch die G-SHA-1 Generator<sup>1</sup> produziert  
(Eingang)  $n = 220$ ,  $B = 000000001$   
(Verarbeitung)  $\mu = 255,984375$  und  $s_2 = 247,499999$

<sup>1</sup> in Federal Information Processing Standard (FIPS) 186-2 definiert.

2-16

## Analyse

(Verarbeitung)  $W_1 = 259$ ;  $W_2 = 229$ ;  $W_3 = 271$ ;  $W_4 = 245$ ;  $W_5 = 272$ ;  $W_6 = 262$ ;  
 $W_7 = 259$ ; und  $W_8 = 246$   
(Verarbeitung)  $.2$  (obs) = 5,999377  
(Output) P-Wert = 0,647302  
(Schluss) Da die P-Wert = 0,01, akzeptieren die Sequenz als zufällig.

## 2,8 Overlapping Template Matching-Test

### 2.8.1 Test-Purpose

Der Schwerpunkt der Overlapping Template Matching-Test ist die Anzahl der Vorkommen des vorgegebenen Ziels Saiten. Beide dieser Prüfung und den Non-überlappenden Template Matching Test der

Abschnitt 2.7 verwenden Sie ein  $m$ -Bit-Fenster, um für eine bestimmte  $m$ -Bit-Muster zu suchen. Wie bei dem Test in Abschnitt 2.7, wenn das Muster nicht gefunden wird, das Fenster gleitet eine Bitposition. Der Unterschied zwischen diesem Test und der Test in Abschnitt 2.7 ist, dass wenn das Muster gefunden wird, gleitet das Fenster nur ein Bit vor der Wiederaufnahme der Suche.

### 2.8.2 Function Call

OverlappingTemplateMatching ( $m, n$ )

$m$  Die Länge in Bits der Vorlage - in diesem Fall die Länge des Laufes von Einsen.

$n$  Die Länge des Bit-String.

Zusätzlicher Eingang von der Funktion verwendet, sondern versorgt die Testing-Code:

$e$

Die Folge von Bits als durch die RNG oder PRNG getestet generiert, das existiert als

globale Struktur zum Zeitpunkt der Aufruf der Funktion,  $e$

$= E_1, E_2, \dots, e_n$ .

$B$  Die  $m$ -Bit-Vorlage abgestimmt werden.

$K$  Die Zahl der Freiheitsgrade.  $K$  hat bei 5 in der Test-Code behoben.

$M$  Die Länge in Bits eines Teilstrings von  $e$

getestet werden.  $M$  hat bis 1032 wurden in den Test-Code festgelegt.

$N$  Die Anzahl der unabhängigen Blöcken von  $n$ .  $N$  hat bis 968 wurden in den Test-Code festgelegt.

### 2.8.3 Teststatistik und Reference Vertrieb

.2 (Obs):

Ein Maß dafür, wie gut die beobachtete Anzahl der Vorlage "hits" entspricht der erwarteten

Anzahl der Vorlage "Hits" (unter der Annahme des Zufalls).

Die Referenz-Verteilung für die Teststatistik ist der 0,2-Distribution.

### 2.8.4 Test Beschreibung

(1) Partition der Folge in  $N$  unabhängige Blöcke der Länge  $M$ .

2-17

### Analyse

Zum Beispiel, wenn  $e$

$= 10111011110010110100011100101110111110000101101001$ , dann  $n = 50$ .

Wenn  $K = 2$ ,  $M = 10$  und  $N = 5$ , dann die fünf Blöcke sind 1011101111, 0010110100, 0111001011,

1011111000, 0101101001 und.

(2)

Berechnen Sie die Anzahl der Vorkommen von B in jedem der N Blöcke. Die Suche nach Übereinstimmungen

Erlöse durch die Schaffung eines m-Bit-Fenster auf die Reihenfolge, vergleicht die Bits in diesem Fenster

gegen B und Erhöhen eines Zählers, wenn es eine Übereinstimmung gibt. Das Fenster gleitet über ein Bit nach

jede Untersuchung, zB wenn  $m = 4$  und das erste Fenster enthält Bits 42 bis 45, im nächsten Fenster

besteht aus Bits 43 bis 46. Notieren Sie die Anzahl der Vorkommen von B in jedem Block durch Inkrementieren

eine Reihe  $v_i$  ( $i = 0, \dots, 5$ ), so dass  $v_0$  erhöht, wenn es keine Vorkommen von B in A ist substring,  $v_1$  ist für ein Vorkommen von B erhöht, ... und  $v_5$  ist für 5 oder mehr erhöht Vorkommen von B.

Für das obige Beispiel, wenn  $m = 2$  und  $B = 11$ , dann die Prüfung des ersten Blocks (1011101111)

läuft wie folgt ab:

Bitpositionen Bits Anzahl der Vorkommen von B = 11

1-2 10 0

2-3 01 0

03-04 November (hit) Increment auf 1

November 04-05 (hit) Increment bis 2

5-6 10 2

6-7 01 2

07-08 November (hit) Increment bis 3

NOVEMBER 08 bis 09 (Treffer) Increment bis 4

November von 09 bis 10 (Treffer) Increment bis 5

So, nach Block 1 gibt es fünf Vorkommen von 11 ist  $v_5$  erhöht, und  $v_0 = 0$ ,  $v_1 = 0$ ,  $v_2 = 0$ ,  $v_3 = 0$ ,  $v_4 = 0$  und  $v_5 = 1$  ist.

In gleicher Weise werden die Blöcke 2-5 untersucht. In Block 2, gibt es 2 Vorkommen von 11;  $v_2$  ist erhöht. In Block 3 gibt es 3 Vorkommen von 11;  $v_3$  wird erhöht. In Block 4 gibt es 4 Vorkommen von 11;  $v_4$  wird erhöht. In Block 5, gibt es ein Vorkommen von 11;  $v_1$  wird erhöht.

Daher  $v_0 = 0$ ,  $v_1 = 1$ ,  $v_2 = 1$ ,  $v_3 = 1$ ,  $v_4 = 1$ ,  $v_5 = 1$  nach allen Blöcken untersucht worden sind.

(3)

Compute-Werte für.

und.

das wird benutzt, um die theoretischen Wahrscheinlichkeiten  $p_i$  zu berechnen entsprechend den Klassen von  $v_0$ :

.



$$= (M-m +1) / 2m.$$

$$= . / 2.$$

Für das Beispiel in diesem Abschnitt.

$$= (10-2 +1) / 22 = 2,25, \text{ und.}$$

$$= . / 2 = 1,125.$$

(4)

Berechnen

\$

, Wo  $p_0 = 0,364091$ ,  $p_1 = 0,185659$ ,  $p_2 = 0,139381$ ,  $p_3$

$= 0.100571$ ,  $p_4 = 0,070432$  und  $p_5 = 0,139865$  wie in Abschnitt 3.8 angegeben.

Für das Beispiel in diesem Abschnitt wurden die Werte von  $p_i$  neu berechnet, da das Beispiel nicht passt

die genannten Anforderungen in Abschnitt 2.8.7. Das Beispiel ist nur zur Illustration gedacht. Die Werte

2-18

Analyse

von  $p_i$  sind:  $p_0 = 0,324652$ ,  $p_1 = 0,182617$ ,  $p_2 = 0,142670$ ,  $p_3 = 0,106645$ ,  $p_4 = 0,077147$  und  $p_5 =$

$0,166269$ . "(

! =  $3,167729$ .

(5) Berechnen Sie P-Wert =  $igamc$

\$ \$%

&

, 252.

Für das Beispiel in diesem Abschnitt, P-Wert =  $igamc$  \$%

&

$0,274932$ .

2.8.5 Entscheidungsregel (auf dem 1% Level)

Wenn der berechnete P-Wert  $<0,01$ , dann folgern, dass die Reihenfolge nicht zufällig ist.

Andernfalls schließen

dass die Reihenfolge ist zufällig.

2.8.6 Fazit und Interpretation der Ergebnisse

Da die P-Wert in Schritt 4 des Abschnitts 2.8.4 erhält man =

$0,01$  (p-Wert =  $0,274932$ ), ist die Schlussfolgerung, dass

die Reihenfolge ist zufällig.

Beachten Sie, dass für die 2-Bit-Vorlage ( $B = 11$ ), wenn die gesamte Sequenz zu viele 2-Bit läuft von Einsen, dann: 1)

0,5 wäre zu groß, 2) haben die Teststatistik zu groß wäre, 3) die P-Wert gewesen wäre klein ( $<0,01$ ) und 4) eine Schlussfolgerung einer Nicht-Zufälligkeit geführt hätte.

### 2.8.7 Input Size Empfehlung

Die Werte von K, M und N wurden so gewählt, dass jede Sequenz zu prüfenden von mindestens besteht von 106 Bit (also,  $n = 106$ ). Verschiedene Werte von m gewählt werden kann, aber für den Augenblick, empfiehlt NIST  $m = 9$  oder  $m = 10$ . Wenn andere Werte gewünscht werden, wählen Sie bitte diese Werte wie folgt:

- $n = MN$ .
- N sollte so gewählt werden, so dass  $N \cdot (\min p_i) > 5$ .

- $$= (M - m + 1) / 2^m \sim 2$$

- m sollte, so dass m gewählt werden  $\sim \log_2 M$

- Wählen Sie K, so dass  $K \sim 2$  .. Beachten Sie, dass der PI-Werte müssten für Werte neu berechnet werden K andere als 5.

### 2.8.8 beispiel

(Eingang) e

= Das binäre Ausbau von E bis zu 1.000.000 Bits

(Eingang)  $n = 1000000$ ,  $B = 111111111$

(Verarbeitung)  $.0 = 329$ ;  $.1 = 164$ ;  $.2 = 150$ ;  $.3 = 111$ ;  $.4 = 78$ ; und  $.5 = 136$

(Verarbeitung)  $.2$  (obs) = 8,965859

(Output) P-Wert = 0,110434

2-19

Analyse

(Schluss) Da die P-Wert = 0,01, akzeptieren die Sequenz als zufällig.

## 2.9 Maurers "Universal Statistical" Test

### 2.9.1

#### Testzwecken

Der Fokus dieses Tests ist die Anzahl der Bits zwischen übereinstimmenden Muster (eine Maßnahme, die verwandt ist Länge eines komprimierten Sequenz). Der Zweck des Tests ist zu erkennen, ob die Sequenz kann deutlich, ohne Verlust von Informationen komprimiert. Eine deutlich kompressiblen Sequenz ist als nicht-zufällig.

### 2.9.2

#### Function Call

Universal (L, Q, n), wo

#### L

Die Länge der einzelnen Blöcke. Hinweis: die Verwendung von L als die Blockgröße ist nicht konsistent mit der Blockgröße Notation (M) für die anderen Tests verwendet. Allerdings ist die Verwendung von L als die Blockgröße war in der ursprünglichen Quelle der Maurer-Test angegeben.

#### Q

Die Anzahl der Blöcke in der Initialisierungssequenz.

#### n

Die Länge des Bit-String.

Zusätzlicher Eingang von der Funktion verwendet, sondern versorgt die Testing-Code:

#### e

Die Folge von Bits als durch die RNG oder PRNG getestet generiert, das existiert als globale Struktur zum Zeitpunkt der Aufruf der Funktion,  $e = E_1, E_2, \dots, e_n$ .

### 2.9.3

#### Teststatistik und Reference Vertrieb

#### fn:

Die Summe der Abstände zwischen  $\log_2$  passenden L-Bit-Vorlagen, dh die Summe der Anzahl der Ziffern in den Abstand zwischen L-Bit-Vorlagen.

Die Referenz-Verteilung für die Teststatistik ist die Halb-Normalverteilung (eine einseitige Variante des Normalverteilung), wie es auch der Fall für die Frequenz-Test in Abschnitt 2.1.

### 2.9.4

## Test Beschreibung

(1)

Die n-Bit-Sequenz (e) wird in zwei Segmente unterteilt: eine Initialisierung Segment, bestehend aus Q

L-Bit nicht überlappende Blöcke, und ein Test-Segment, bestehend aus KL-Bit-nicht-überlappenden Blöcken.

Bits übrigen am Ende der Sequenz, die nicht zur einer kompletten L-Bit-Block werden verworfen.

Die ersten Q-Blöcke werden verwendet, um den Test zu initialisieren. Die verbleibenden K-Blöcke sind die Test-Blöcke ( $K =$

$\lfloor N / L$ .

$-Q$ ).

2-20

## Analyse

Zum Beispiel, wenn e

= 01011010011101010111, dann  $n = 20$ . Wenn  $L = 2$  und  $Q = 4$ , dann  $K = \lfloor N / L$ .

$Q$

=  $\lfloor 20 / 2$ .

$-4 = 6$ . Die Initialisierung Segment 01011010; der Test-Segment ist 011101010111.

Die L-Bit-Blöcke sind in der folgenden Tabelle dargestellt:

Block Type Inhalt

1 01

2 Initialisierung 01

3 Segment 10

4 10

5 01

6 Test Segment 11

7 01

8 01

9 01

10 11

(2)

Mit der Initialisierung Segment ist eine Tabelle für jede mögliche L-Bit-Wert (dh die L-Bit erstellt

Wert wird als Index in der Tabelle verwendet wird). Die Satznummer des letzten Auftretens der einzelnen L-Bit-

Block ist in der Tabelle vermerkt (dh für  $i$  von 1 bis  $Q$ ,  $T_j = i$ , wobei  $j$  der Dezimaldarstellung

den Inhalt des  $i$ -ten L-Bit-Block).

Für das Beispiel in diesem Abschnitt wird die folgende Tabelle erstellt mit den 4-Initialisierung blockiert.

Mögliche L-Bit-Wert

00

(Gespeichert in T0)

01

(Gespeichert in T1)

10

(Gespeichert in T2)

11

(Gespeichert in T3)

Initialization 0 2 4 0

(3)

Untersuchen Sie jede der K-Blöcke in den Test-Segment und die Anzahl der Blöcke, da die

letzte Vorkommen des gleichen L-Bit-Block (dh  $i - T_j$ ). Ersetzen Sie den Wert in der Tabelle mit den

Standort des aktuellen Blocks (also,  $T_j = i$ ). Fügen Sie die berechnete Abstand zwischen re-Vorkommen

die gleiche L-Bit-Block zu einer Anhäufung  $\log_2$  Summe aller Unterschiede in den K-Sohlen erkannt

(D. h.  $sum = sum + \log_2 (i - T_j)$ ).

Für das Beispiel in diesem Abschnitt werden die Tabelle und die kumulative Summe wie folgt entwickelt:

Für Block 5 (1. Test-Block): 5 in der "01" Zeile der Tabelle (dh T1) gelegt, und  $sum = \log_2 (5-2) = 1,584962501$ .

Für Block 6: 6 in der "11" Zeile der Tabelle (dh, T3), und die Summe platziert =  $1,584962501 +$

$\log_2 (6-0) = 1,584962501 + 2,584962501 = 4,169925002$ .

Für Block 7: 7 in der "01" Zeile der Tabelle (dh T1), und die Summe platziert =  $4,169925002 +$

$\log_2 (7-5) = 4,169925002 + 1 = 5,169925002$ .

Für Block 8: 8 ist in der "01" Zeile der Tabelle (dh T1) gelegt, und  $sum = 5,169925002 + \log_2 (8-7) = 5,169925002 + 0 = 5,169925002$ .

Für Block 9: 9 in der "01" Zeile der Tabelle (dh T1), und die Summe platziert =  $5,169925002 +$

$\log_2 (9-8) = 5,169925002 + 0 = 5,169925002$ .

2-21

Analyse

Für Block 10: 10 in der "11" Zeile der Tabelle (dh, T3), und die Summe platziert =  $5,169925002$

+  $\log_2 (10-6) = 5,169925002 + 2 = 7,169925002$ .

Die Zustände der Tabelle sind:

Iteration Mögliche L-Bit-Wert

Block 00 01 10 11

4 0 2 4 0

5 0 5 4 0

6 0 5 4 6

7 0 7 4 6

8 0 8 4 6

9 0 9 4 6

10 0 9 4 10

(4) Berechnen Sie die Teststatistik:  $w_i =$  wird die Tabelle entsprechende Eintrag die dezimale Darstellung der Inhalte der  $i$ -ten L-Bit-Block. Für das Beispiel in diesem Abschnitt

$= 1,1949875$ .

(5) Berechnen Sie P-Wert  $= \text{erfc} \left( \frac{w_i - \text{expectedValue}(L)}{\sqrt{\text{Varianz}}}\right)$ , wo  $\text{erfc}$  in Abschnitt 5.5.3 definiert ist, und  $\text{expectedValue}(L)$  und  $\text{Varianz}$  sind aus einer Tabelle mit vorberechneten Werten (siehe Tabelle unten) berücksichtigt. Unter der Annahme, des Zufalls, bedeutet der Probe wird  $\text{expectedValue}(L)$ , die theoretische

erwarteten Wert der berechneten Statistik für den gegebenen L-Bit Länge. Die theoretische Norm

Abweichung ist gegeben durch  $w_i$ , wo  $w_i =$

$w_i = \frac{L \cdot \text{expectedValue} - \text{Varianz}}{\sqrt{\text{Varianz}}}$

6 5.2177052 2,954

7 6.1962507 3,125

8 7.1836656 3,238

9 8.1764248 3,311

10 9.1723243 3,356

11 10.170032 3,384

$w_i = \frac{L \cdot \text{expectedValue} - \text{Varianz}}{\sqrt{\text{Varianz}}}$

12 11.168765 3,401

13 12.168070 3,410

14 13.167693 3,416

15 14.167488 3,419

16 15.167379 3,421

Für das Beispiel in diesem Abschnitt, P-Wert  $= \text{erfc}$

$\left( \frac{w_i - \text{expectedValue}(L)}{\sqrt{\text{Varianz}}}\right)$

& Hinweis

dass der Erwartungswert und Varianz für  $L = 2$  sind nicht in der obigen Tabelle angegeben, da ein Block von Länge zwei ist nicht zur Prüfung empfohlen. Allerdings ist dieser Wert für  $L$  leicht in einer Anwendung

2 Aus dem "Handbook of Applied Cryptography".

2-22

Analyse

Beispiel. Der Wert für den Erwartungswert und Varianz für den Fall  $L = 2$ , wenn auch nicht gezeigt, in der obigen Tabelle wurden aus den angegebenen Reference<sup>3</sup> genommen.

2.9.5 Entscheidungsregel (auf dem 1% Level)

Wenn der berechnete P-Wert  $< 0,01$ , dann folgern, dass die Reihenfolge nicht zufällig ist. Andernfalls schließen dass die Reihenfolge ist zufällig.

2.9.6 Fazit und Interpretation der Ergebnisse

Da die P-Wert in Schritt 5 des Abschnitts 2.9.4 erhält man =  $0,01$  ( $p$ -Wert =  $0,767189$ ), ist die Schlussfolgerung, dass die Reihenfolge ist zufällig.

Theoretische Erwartungswerte für.

wurden berechnet wie in der Tabelle in Schritt (5) von Abschnitt 2.9.4 gezeigt. Wenn  $f_n$  unterscheidet sich deutlich von  $expectedValue(L)$ , so wird der Ablauf wesentlich komprimierbar.

2.9.7 Input Size Empfehlung

Dieser Test erfordert eine lange Folge von Bits ( $n = (Q + K) L$ ), die in zwei Segmenten der  $L$ -Bit aufgeteilt werden Blöcke, in denen  $L$  gewählt werden sollte, so dass  $6 = L =$

16. Das erste Segment besteht aus  $Q$ -Initialisierung blockiert, wo  $Q$  gewählt werden sollte, so dass  $Q = 10 \cdot 2L$ . Das zweite Segment besteht aus  $K$ -Test Blöcke, wobei  $K =$

$\cdot N / L$ .

$-Q \sim$

$1000 \cdot 2L$ . Die Werte von  $L$ ,  $Q$  und  $n$  wie folgt gewählt werden:

$n \ L \ Q = 10 \cdot 2L$

=

387,840 6 640

=  
904,960 7 1280  
=  
2,068,480 8 2560  
=  
4,654,080 9 5120  
=  
1,342,400 10 10240  
=  
22,753,280 11 20480  
=  
49,643,520 12 40960  
=  
107,560,960 13 81920  
=  
231,669,760 14 163840  
=  
496,435,200 15 327680  
=  
1,059,061,760 16 655360

### 2.9.8 beispiel

(Eingang) e

= A Binärstring unter Verwendung G-SHA-14

(Eingang) n = 1048576, L = 7, Q = 1280

(Hinweis) Hinweis: 4 Bits werden verworfen.

(Verarbeitung) c = 0,591311, s

= 0.002703, K = 148516, sum = 919924,038020

(Verarbeitung) fn = 6,194107, expectedValue = 6,196251, s

= 3,125

(Output) P-Wert = 0,427733

3 Aus dem "Handbook of Applied Cryptography".

4 in FIPS 186-2 definiert.

2-23

Analyse

(Schluss)

Da P-Wert =

0,01, akzeptieren die Sequenz als zufällig.

2,10 lineare Komplexität Testen

2.10.1

Testzwecken



Der Fokus dieses Tests ist die Länge eines Linear Feedback Shift Register (LFSR). Der Zweck dieses Tests ist es, festzustellen, ob die Sequenz komplex genug, um als zufällig ist. Zufällige Folgen werden von mehr LFSRs aus. Ein LFSR zu kurz ist, bedeutet nicht Beliebigkeit.

#### 2.10.2

Function Call

LinearComplexity (M, n), wobei:

M

Die Länge in Bits eines Blocks.

n Die Länge des Bit-String.

Zusätzlicher Eingang von der Funktion verwendet, sondern versorgt die Testing-Code:

e

Die Folge von Bits als durch die RNG oder PRNG getestet generiert, das existiert als globale Struktur zum Zeitpunkt der Aufruf der Funktion, e

= E1, E2, ..., en.

K Die Zahl der Freiheitsgrade; K = 6 wurde hart in die Test-codiert.

#### 2.10.3

Teststatistik und Reference Vertrieb

.2 (Obs):

Ein Maß dafür, wie gut die beobachteten Anzahl von Vorkommen fester Länge LFSRs entspricht der erwarteten Anzahl von Vorkommen unter einer Annahme des Zufalls.

Die Referenz-Verteilung für die Teststatistik ist der 0,2-Distribution.

#### 2.10.4

Test Beschreibung

(1)

Partition der n-Bit-Sequenz in N unabhängigen Blöcken von M Bits, wobei  $n = MN$ .

(2)

Mit der Berlekamp-Massey algorithm<sup>5</sup>, die lineare Komplexität  $L_i$  jedes der N Blöcke ( $i = 1, \dots, N$ ).  $L_i$  ist die Länge des kürzesten Linear Feedback Shift Register Sequenz,

erzeugt alle Bits im Block i. Innerhalb einer  $L_i$ -Bit-Sequenz, eine Kombination von Bits, wenn

addiert modulo 2, produziert das nächste Bit in der Folge (bit  $L_i + 1$ ).

Zum Beispiel, wenn  $M = 13$  und der Block der getestet werden soll 1101011110001, dann  $L_i = 4$ , und die

Sequenz wird durch Addition der 1. und 2. Bits innerhalb eines 4-Bit-Teilfolge zum nächsten herstellen können

bit (5. bit). Die Untersuchung verlief wie folgt:

A. Menezes, P. Van Oorschot und S. Vanstone;; CRC Press, 1997 5 in The Handbook of Applied Cryptography definiert.

2-24

## Analyse

Bit 1 Bit 2 Bit 3 Bit 4 Bit 5

Die ersten 4 Bit und die daraus resultierenden 5. Bit 1 1 0 1 0

Bits 2-5 und die daraus resultierenden 6. Bit 1 0 1 0 1

Bits 3-6 und die daraus resultierende 7. Bit 0 1 0 1 1

Bits 4-7 und die daraus resultierenden 8. Bit 1 0 1 1 1

Bits 5-8 und die daraus resultierende 9. Bit 0 1 1 1 1

Bits 6-9 und dem daraus resultierenden 10. Bit 1 1 1 1 0

Bits 7-10 und die daraus resultierenden 11. Bit 1 1 1 0 0

Bits 8-11 und die daraus resultierenden 12. Bit 1 1 0 0 0

Bits 9-12 und die daraus resultierenden 13. Bit 1 0 0 0 1

Aus diesem Block arbeitet die Studie Feedback-Algorithmus. Wenn dies nicht der Fall wäre, andere Rückmeldungen

Algorithmen würden für den Block (z. B. versucht werden, indem die Bits 1 und 3 bis Bit 5 zu produzieren, oder das Hinzufügen von

Bits 1, 2 und 3 bis Bit 6, etc. zu erzeugen).

(1)

Unter der Annahme, des Zufalls, die Berechnung der theoretischen Mittelwert  $\mu$ :

+ =

$\mu$ .

Für das Beispiel in diesem Abschnitt

+ =

$\mu = 6,777222$ .

Für jeden Teilstring, berechnen einen Wert von  $T_i$ , wo  $\mu$ .

(4)

Für das Beispiel = (5)

Notieren Sie sich die  $T_i$ -Werte in  $v_0, \dots, v_6$  wie folgt:

Wenn:

$T_i =$

-2,5 Increment  $v_0$  durch eine

-2,5  $< T_i =$

-1,5 Increment  $v_1$  von einem

-1,5  $< T_i =$

-0,5 Increment  $v_2$  von einem

-0,5  $< T_i =$

0,5 Increment  $v_3$  von einem

0,5  $< T_i =$

1,5 Increment  $v_4$  von einer

$1,5 < T_i =$

2,5 Increment  $v_5$  durch eine

$T_i > 2,5$  Increment  $v_6$  von einem

(6) Compute

obs (

\$

, Wo  $p_0 = 0,01047$ ,  $p_1 = 0,03125$ ,  $p_2 = 0,125$ ,  $p_3 = 0,5$ ,  $p_4 =$

$0,25$ ,  $p_5 = 0,0625$ ,  $p_6 = 0,02078$  werden die Wahrscheinlichkeiten durch die

Gleichungen in Abschnitt 3.10 berechnet.

(7)

Berechnen Sie P-Wert = `igamc`

`$ $%`

`&`

`, 2K2.`

2.10.5

Entscheidungsregel (auf dem 1% Level)

Wenn der berechnete P-Wert  $< 0,01$ , dann folgern, dass die Reihenfolge nicht zufällig ist.

Andernfalls schließen

dass die Reihenfolge ist zufällig.

2-25

Analyse

2.10.6 Zusammenfassung und Interpretation der Ergebnisse

Wenn der P-Wert wurden  $< 0,01$ , würde dies darauf hin, dass die beobachteten

Häufigkeiten der  $T_i$  in gespeichert haben

. die ich bins von den erwarteten Werten variiert, es wird erwartet, dass die Verteilung der Häufigkeit der  $T_i$

(In der. Ich bins) sollte proportional zu den berechneten  $p_i$  wie in Schritt (6) von Abschnitt 2.10.5 gezeigt.

2.10.7 Input Size Empfehlung

Wählen Sie  $n =$

106. Der Wert der  $M$  muss im Bereich von 500 werden =

$M =$

5000 und  $N =$

200 für den 0,2 Ergebnis zu

gültig ist (siehe Abschnitt 3.10 für eine Diskussion).

2.10.8 beispiel

(Eingang)  $e$

= "Die ersten 1.000.000 binären Ziffern in den Ausbau des  $e$ "

(Eingang)  $n = 1000000 = 106$ ,  $M = 1000$

(Verarbeitung)  $v_0 = 11$ ;  $v_1 = 31$ ;  $v_2 = 116$ ;  $v_3 = 501$ ;  $v_4 = 258$ ;  $v_5 = 57$ ;  $v_6 = 26$

(Verarbeitung)  $.2 \text{ (obs)} = 2,700348$   
(Output) P-Wert = 0,845406  
(Schluss) Da die P-Wert =  
0,01, akzeptieren die Sequenz als zufällig.

## 2.11 Seriell-Test

### 2.11.1 Test-Purpose

Der Fokus dieses Tests ist die Häufigkeit aller möglichen Überschneidungen m-Bit-Muster über die gesamte Sequenz. Der Zweck dieses Tests ist es festzustellen, ob die Anzahl der Vorkommen des 2mm-Bit-überlappende Muster ist ungefähr die gleiche, wie für eine zufällige Sequenz zu erwarten. Zufällig Sequenzen Einheitlichkeit, das heißt, hat jeder m-Bit-Muster die gleiche Chance zu erscheinen, wie jedes andere m-Bit-Muster. Beachten Sie, dass für  $m = 1$ , die Serial-Test entspricht der Frequenz-Test von Abschnitt 2.1 ist.

### 2.11.2 Function Call

Serial (m, n), wobei:

m Die Länge in Bits pro Block.

n Die Länge in Bits des Bit-String.

Zusätzlicher Eingang von der Funktion verwendet, sondern versorgt die Testing-Code:  
e

Die Folge von Bits als durch die RNG oder PRNG getestet generiert, das existiert als globale Struktur zum Zeitpunkt der Aufruf der Funktion, e  
= E1, E2, ..., en.

### 2.11.3 Teststatistik und Reference Vertrieb

..  $2m \text{ (obs)}$  und.

$2,2 m \text{ (obs)}$ :

Ein Maß dafür, wie gut die beobachteten Häufigkeiten von m-Bit-Muster entsprechen die erwarteten Frequenzen der m-Bit-Mustern.

2-26

## Analyse

Die Referenz-Verteilung für die Teststatistik ist der 0,2-Distribution.

### 2.11.4 Test Beschreibung

(1)

Form eines Augmented-Sequenz e ': Erweitern Sie die Sequenz, die durch das

Anhängen der ersten  $m-1$ -Bits bis zum Ende der Sequenz für verschiedene Werte von  $n$ . Zum Beispiel,  $n = 10$  und  $e$  gegeben = 0011011101. Wenn  $m = 3$ , dann  $e' = 001101110100$ . Wenn  $m = 2$ , dann  $e' = 00110111010$ . Wenn  $m = 1$ , dann  $e' =$  die ursprüngliche Reihenfolge 0011011101.

(2)

Bestimmen Sie die Frequenz aller möglichen überlappenden

$1m1i \dots iv$

$m$ -Bit-Blöcken, die alle möglichen Überlappung ( $m1i \dots ivm-1$ )-Bit-

Blöcke und alle möglichen Überschneidungen ( $m-2$ )-Bit-Blöcke. Lassen Sie bezeichnen die Frequenz der  $m$ -

Bitmuster  $i1 \dots im$ , lassen Sie bezeichnen die Frequenz der ( $m-1$ )-Bit-Muster  $i1 \dots im-1$ , und lassen

$2m1i \dots iv$

bezeichnen die Frequenz der ( $m-2$ )-Bit-Muster  $i1 \dots im-2$ .

Für das Beispiel in diesem Abschnitt, wenn  $m = 3$ , dann ist  $(m-1) = 2$ , und  $(m-2) = 1$  ist.

Die Häufigkeit aller

3-Bit-Blöcke:  $V000 = 0$ ,  $v001 = 1$ ,  $V010 = 1$ ,  $V011 = 2$ ,  $v100 = 1$ ,  $v101 = 2$ ,  $v110 = 2$ ,  $V111 = 0$  ist. Sterben

Häufigkeit aller möglichen ( $m-1$ )-Bit-Blöcke ist:  $v00 = 1$ ,  $v01 = 3$ ,  $v10 = 3$ ,  $v11 = 3$ . Die

Häufigkeit aller ( $M-2$ )-Bit-Blöcke ist:  $v0 = 4$ ,  $v1 = 6$ .

(3) Berechnen Sie: =

) "

) "

)

Für das Beispiel in diesem Abschnitt

Für das Beispiel in diesem Abschnitt

0,2

3 =

$1023 = . 2$

2 =

$1022 = . 2$

1 =

$102 = (4)$  Berechnen Sie:

# Und!

#.

##\$( 5) Berechnen Sie: P-Wert1 =  $igamc$

\$% &

(2und

2-27

Analyse

P-Wert2 = igamc

\$% &

(2.

Für das Beispiel in diesem Abschnitt

P-Wert1 = igamc \$%

&

\$%

&

0,9057

P-Wert2 = igamc

0,8805.

2.11.5 Entscheidung Rule (auf dem 1% Level)

Wenn der berechnete P-Wert  $< 0,01$ , dann folgern, dass die Reihenfolge nicht zufällig ist.

Andernfalls schließen

dass die Reihenfolge ist zufällig.

2.11.6 Zusammenfassung und Interpretation der Ergebnisse

Da die P-Wert in Schritt 5 des Abschnitts 2.11.4 gewonnen wird =

0,01 (P-Wert1 = 0,808792 und P-Wert2 =

0.670320), ist die Schlussfolgerung, dass die Reihenfolge zufällig ist.

Beachten Sie, dass, wenn .2.2 m oder .. 2m hatte großes dann Uneinheitlichkeit der m-Bit-Blöcke impliziert ist.

2.11.7 Input Size Empfehlung

Wählen m und n, so dass  $m < \log_2 n$ .

-2.

2.11.8 beispiel

(Eingang) e

= 1.000.000 Bits aus dem binären Ausbau der e

(Input) m = 2, n = 1000000 = 106

(Verarbeitung) # 0s = 499971; # 1s = 500029

# 00s = 250116; # 01s = # 10s = 249855; # 11s = 250174

(Verarbeitung) .22 = 0,343128; 0,21 = 0,003364; 0,20 = 0,000000

(Verarbeitung) .. 22 = 0,339764; .2.22 = 0,336400

(Output) P-Wert1 = 0,843764; P-Wert2 = 0,561915

(Schluss)

Da beide P-Wert<sup>1</sup> und P-value<sup>2</sup> wurden = 0,01, akzeptieren die Sequenzen als zufällig für beide Tests.

## 2.12 Ungefähre Entropy-Test

### 2.12.1 Test-Purpose

Wie bei den Serial-Test von Abschnitt 2.11, liegt der Fokus dieses Tests die Häufigkeit aller möglichen überlappenden m-Bit-Muster über die gesamte Sequenz. Der Zweck des Tests ist es, die Häufigkeit der zu vergleichen überlappende Blöcke von zwei aufeinander folgenden / angrenzende Längen (m und m +1) gegen das erwartete Ergebnis für eine zufälliger Reihenfolge.

2-28

## Analyse

### 2.12.2

#### Function Call

ApproximateEntropy (m, n), wobei:

m Die Länge der einzelnen Blöcke - in diesem Fall der erste Block Länge in den Test eingesetzt. m +1 ist die

zweiten Block Länge verwendet.

n Die Länge der gesamten Bitfolge.

Zusätzlicher Eingang von der Funktion verwendet, sondern versorgt die Testing-Code: e

Die Folge von Bits als durch die RNG oder PRNG getestet generiert, das existiert als globale Struktur zum Zeitpunkt der Aufruf der Funktion, e

= E1, E2, ..., en.

### 2.12.3

#### Teststatistik und Reference Vertrieb

.2 (Obs):

Ein Maß dafür, wie gut die beobachteten Wert von ApEn (m) (siehe Schritt 6 im Abschnitt 2.12.4)

entspricht dem erwarteten Wert.

Die Referenz-Verteilung für die Teststatistik ist der 0,2-Distribution.

### 2.12.4

#### Test Beschreibung

(1)

Erweitern Sie das n-Bit-Sequenz zu erstellen n überlappenden m-Bit-Sequenzen durch Anhängen von m-1 Bits aus

Beginn der Sequenz bis zum Ende der Sequenz.

Zum Beispiel, wenn  $e$

$= 0100110101$  und  $m = 3$ , dann  $n = 10$ . Fügen Sie den 0 und 1 zu Beginn des  
Die Sequenz für das Ende der Sequenz. Die Sequenz, die getestet werden wird  
 $010011010101$ .

(Hinweis: Dies ist für jeden Wert von  $m$ . getan)

(2)

Eine Frequenz count ist der  $n$  überlappende Blöcke (zB aus, wenn ein Block mit  $e_j$  zu  $e_j + m - 1$  ist

untersucht zur Zeit  $j$ , dann wird der Block mit  $e_j + 1$  bis  $e_j + m$  ist an der Zeit  $C_{mij} 1$   
untersucht). Lassen Sie die Anzahl

der möglichen  $m$ -bit ( $(m + 1)$ -Bit)-Werte als, wobei  $i$  die  $m$ -Bit-Wert dargestellt werden.

Für das Beispiel in diesem Abschnitt werden die überlappenden  $m$ -Bit-Blöcke (mit  $m = 3$ )  $010, 100,$

$001, 011, 110, 101, 010, 101, 010$  und  $101$ . Die berechneten zählt für die  $2^m = 2^3 = 8$   
möglichen  $m$ -

Bit-Strings sind:

$\# 000 = 0, \# 001 = 1, \# 010 = 3, \# 011 = 1, \# 100 = 1, \# 101 = 3, \# 110 = 1, \# 111 = 0$

(3) für jeden Wert von  $i$ . Compute

Zum Beispiel in diesem Abschnitt,  $CMI =$

$C3000 = 0, C3001 = 0,1, C3010 = 0,3, C3011 = 0,1, C3100 = 0,1, C3101 = 0,3,$

$C3110 = 0,1, C3111 = 0$  ist.

(4) Berechnen Sie

$m ($

$\$$

, Wo  $p_i = C3_j$  und  $j = \log_2 i$ .

Für das Beispiel in diesem Abschnitt. (3)  $= 0 (\log 0) + 0,1 (\log 0,1) + 0,3 (\log 0,3) + 0,1$   
 $(\log 0,1) +$

$0,1 (\log 0,1) + 0,3 (\log 0,3) + 0,1 (\log 0,1) + 0 (\log 0) = -1,64341772$ .

2-29

Analyse

(5) Wiederholen Sie die Schritte 1-4, ersetzen  $m$  durch  $m + 1$ .

Schritt 1: Für das Beispiel in diesem Abschnitt ist jetzt  $4 m$ , wobei die Reihenfolge  
getestet werden wird

$0100110101010$ .



Schritt 2: Die überlappenden Blöcke werden 0100, 1001, 0011, 0110, 1101, 1010, 0101, 1010, 0101, 1010. Die berechneten Werte sind: # 0011 = 1, # 0100 = 1, # 0101 = 2, # 0110 = 1, # 1001 = 1, # 1010 = 3, # 1101 = 1, und alle anderen Muster sind gleich Null.

Schritt 3:  $C_{40011} C_{40100} = = C_{40110} C_{41001} C_{41101} = = 0,1$ ,  $C_{40101} = 0,2$ ,  $C_{41010} = 0,3$ , und alle anderen Werte sind gleich Null.

Schritt 4:  $(4) = 0 + 0 + 0 + 0,1 (\log 0,01) + 0,1 (\log 0,01) + 0,2 (\log 0,02) + 0,1 (\log 0,01) + 0 + 0 + 0,1 (\log 0,01) + 0,3 (\log 0,03) + 0 + 0 + 0,1 (\log 0,01) + 0 + 0 = -1,83437197$ .

(6) Berechnen Sie die Teststatistik:  $.2 = 2n [\log 2 - A_{pen}(m)]$ , wobei Für das Beispiel in diesem Abschnitt

$$A_{pen}(3) = -1,643418 - (-1,834372) = 0,190954$$

$$2 = 2 \cdot 10 (0.693147 - 0.190954) = 0,502193$$

(7) Berechnen Sie P-Wert =  $igamc(2m-1, 22!)$ . Für das Beispiel in diesem Abschnitt, P-Wert =  $igamc$

$$\begin{aligned} & \$\% \\ & \& \\ & = 0,261961. \end{aligned}$$

#### 2.12.5 Entscheidung Rule (auf dem 1% Level)

Wenn der berechnete P-Wert  $< 0,01$ , dann folgern, dass die Reihenfolge nicht zufällig ist. Andernfalls schließen dass die Reihenfolge ist zufällig.

#### 2.12.6 Zusammenfassung und Interpretation der Ergebnisse

Da die P-Wert in Schritt 7 des Abschnitts 2.12.4 gewonnen wird =  $0,01$  (p-Wert =  $0,261961$ ), ist der Abschluss dass die Reihenfolge ist zufällig.

Beachten Sie, dass kleine Werte von  $A_{pen}(m)$  würde starke Regelmäßigkeit impliziert (siehe Schritt 6 des Abschnitts 2.12.4). Brutto Werte bedeuten würde erhebliche Fluktuation oder Unregelmäßigkeiten.

#### 2.12.7 Input Size Empfehlung

Wählen  $m$  und  $n$ , so dass  $m < \log_2 n$ .

-2.

## 2.12.8 beispiel

(Eingang) e

= 110010010000111111011010101000100010000101110100011  
00001000110100110001001100011001100010100010111000

(Input) m = 2, n = 100

(Verarbeitung) ApEn (m) = 0,665393

(Verarbeitung) .2 (obs) = 5,550792

2-30

## Analyse

(Output) P-Wert = 0,235301

(Schluss) Da P-Wert =

0,01, akzeptieren die Sequenz als zufällig.

## 2,13 Summenwerte (Cusum) Test

### 2.13.1

#### Testzwecken

Der Fokus dieses Tests ist die maximale Auslenkung (von Null) der Irrfahrt durch die kumulative definiert

Summe der berichtigten (-1, +1) Stellen in der Sequenz. Der Zweck der Prüfung soll festgestellt werden, ob die

kumulative Summe der Teilsequenzen auftreten in den getesteten Sequenz ist zu groß oder zu klein im Verhältnis

um das erwartete Verhalten, dass eine kumulative Summe für zufälligen Sequenzen.

Dieses kumulative Summe kann

gilt als einer Irrfahrt. Für eine zufällige Folge sollte die Exkursionen der Irrfahrt in der Nähe sein

Null. Für bestimmte Arten von nicht-zufälligen Sequenzen, werden die Exkursionen dieser Irrfahrt von Null werden

groß ist.

### 2.13.2

#### Function Call

CumulativeSums (Modus, n), wobei:

n Die Länge des Bit-String.

Zusätzlicher Eingang für die Funktion, sondern versorgt die Testing-Code:

e

Die Folge von Bits als durch die RNG oder PRNG getestet generiert, das existiert als globale Struktur zum Zeitpunkt der Aufruf der Funktion, e

= E1, E2, ..., en.

Modus A-Schalter für die Anwendung der Test entweder nach vorne durch die Input-Sequenz (mode = 0) oder

rückwärts durch die Sequenz (mode = 1).

### 2.13.3

Teststatistik und Reference Vertrieb

z:

Der größte Ausflug von der Herkunft der kumulativen Summen in die entsprechenden (-1, +1)

Sequenz.

Die Referenz-Verteilung für die Teststatistik ist die Normalverteilung.

### 2.13.4

Test Beschreibung

(1)

Form einer normalisierten Folge: Die Nullen und Einsen der Eingabesequenz (e) sind umgesetzt

Werte  $X_i$  von -1 und +1 mit  $X_i = 2e_i - 1$ .

Zum Beispiel, wenn e

= 1011010111, dann  $X = 1, (-1), 1, 1, (-1), 1, (-1), 1, 1, 1$ .

(2)

Compute Partialsummen  $S_i$  sukzessive größer Teilfolgen jeweils beginnend mit  $X_1$  (wenn mode = 0)

oder  $X_n$  (wenn mode = 1).

2-31

Analyse

Mode = 0 (vorwärts) Mode = 1 (rückwärts)

$$S_1 = X_1$$

$$S_2 = X_1 + X_2$$

$$S_3 = X_1 + X_2 + X_3$$

.

.

$$S_k = X_1 + X_2 + X_3 + \dots + X_k$$

.

.

$$S_n = X_1 + X_2 + X_3 + \dots + X_k + \dots + X_n$$

$$S_1 = X_n$$

$$S_2 = X_n + X_{n-1}$$

$$S_3 = X_n + X_{n-1} + X_{n-2}$$

.

.

$$S_k = X_n + X_{n-1} + X_{n-2} + \dots + X_{n-k+1}$$

.

.

$$S_n = X_n + X_{n-1} + X_{n-2} + \dots + X_{k-1} + \dots + X_1$$

Das heißt,  $S_k = S_{k-1} + X_k$  für Modus 0 und  $S_k = S_{k-1} + X_{n-k} + 1$  für mode 1.

Für das Beispiel in diesem Abschnitt, wenn mode = 0 und  $X = 1, (-1), 1, 1, (-1), 1, (-1), 1, 1, 1$ , dann gilt:

$$S_1 = 1$$

$$S_2 = 1 + (-1) = 0$$

$$S_3 = 1 + (-1) + 1 = 1$$

$$S_4 = 1 + (-1) + 1 + 1 = 2$$

$$S_5 = 1 + (-1) + 1 + 1 + (-1) = 1$$

$$S_6 = 1 + (-1) + 1 + 1 + (-1) + 1 = 2$$

$$S_7 = 1 + (-1) + 1 + 1 + (-1) + 1 + (-1) = 1$$

$$S_8 = 1 + (-1) + 1 + 1 + (-1) + 1 + (-1) + 1 = 2$$

$$S_9 = 1 + (-1) + 1 + 1 + (-1) + 1 + (-1) + 1 + 1 = 3$$

$$S_{10} = 1 + (-1) + 1 + 1 + (-1) + 1 + (-1) + 1 + 1 + 1 = 4$$

(3)

Berechnen Sie die Prüfgröße  $z = \max_{1 \leq k \leq n} |S_k|$ , wo  $\max_{1 \leq k \leq n} |S_k|$  ist die größte der absoluten Werte der die Teilsummen  $S_k$ .

Für das Beispiel in diesem Abschnitt ist der größte Wert von  $S_k$  4, so  $z = 4$ .

(4) Berechnen Sie P-Wert =

(

!

% &

"

(

=

wo F

ist die Standardnormalverteilung Verteilungsfunktion im Sinne Abschnitt 5.5.3.

Für das Beispiel in diesem Abschnitt, P-Wert = 0,4116588.

2.13.5

Entscheidungsregel (auf dem 1% Level)

Wenn der berechnete P-Wert  $< 0,01$ , dann folgern, dass die Reihenfolge nicht zufällig ist.

Andernfalls schließen

dass die Reihenfolge ist zufällig.

2-32

Analyse

### 2.13.6 Zusammenfassung und Interpretation der Ergebnisse

Da die P-Wert in Schritt 4 des Abschnitts 2.13.4 gewonnen wird = 0,01 (p-Wert = 0,411658), ist der Abschluss dass die Reihenfolge ist zufällig.

Beachten Sie, dass, wenn mode = 0, große Werte von dieser Statistik zeigen, dass es entweder "zu viele Einsen" oder "Zu viele Nullen" in den frühen Stadien der Sequenz; wenn mode = 1, große Werte von dieser Statistik zeigen dass es entweder "zu viele Einsen" oder "zu viele Nullen" in den späten Stadien. Kleine Werte der Statistik würde bedeuten, dass Einsen und Nullen zu gleichmäßig miteinander vermischt.

### 2.13.7 Input Size Empfehlung

Es wird empfohlen, dass jede Sequenz zu prüfenden von mindestens 100 Bit bestehen (dh, n = 100).

### 2.13.8 beispiel

(Eingang) e

```
= 110010010000111111011010101000100010000101110100011  
00001000110100110001001100011001100010100010111000
```

(Eingang) n = 100

(Eingang) mode = 0 (vorwärts) || mode = 1 (Rückseite)

(Verarbeitungs-) z = 1,6 (vorne) || z = 1,9 (rückwärts)

(Output) P-Wert = 0,219194 (vorwärts) || P-Wert = 0,114866 (reverse)

(Schluss) Da P-Wert > 0,01, akzeptieren die Sequenz als zufällig.

## 2,14 Zufällige Ausflüge Testen

### 2.14.1 Test-Purpose

Der Fokus dieses Tests ist die Anzahl der Zyklen mit genau K Besucher in eine kumulative Summe random walk.

Die kumulative Summe Irrfahrt von Teilsummen abgeleitet nach der (0,1)-Sequenz zu übertragen ist

die entsprechende (-1, +1)-Sequenz. Ein Zyklus von einem Random Walk besteht aus einer Abfolge von Schritten der Längeneinheit

genommen zufällig, dass am Anfang und Rückkehr zum Ursprung. Der Zweck dieses Tests ist es festzustellen, ob die

Anzahl der Besuche auf einem bestimmten Zustand innerhalb eines Zyklus abweicht, was man für eine zufällige erwarten

Sequenz. Dieser Test ist eigentlich eine Serie von acht Tests (und Schlussfolgerungen), eine Test-und Abschluss für jeden

das heißt: -4, -3, -2, -1 und +1, +2, +3, +4.

### 2.14.2 Function Call

RandomExcursions (n), wobei:

n Die Länge des Bit-String.

Zusätzlicher Eingang von der Funktion verwendet, sondern versorgt die Testing-Code:

e

Die Folge von Bits als durch die RNG oder PRNG getestet generiert, das existiert als globale Struktur zum Zeitpunkt der Aufruf der Funktion, e = E1, E2, ..., en.

2-33

Analyse

2.14.3

Teststatistik und Reference Vertrieb

.2 (Obs):

Für einen gegebenen Zustand x, ein Maß dafür, wie gut die beobachtete Anzahl von Staatsbesuchen in einem Zyklus mit dem erwarteten Anzahl von Staatsbesuchen innerhalb eines Zyklus, unter der Annahme einer Zufälligkeit.

Die Referenz-Verteilung für die Teststatistik ist der 0,2-Distribution.

2.14.4

Test Beschreibung

(1)

Form einer normalisierten (-1, +1)-Sequenz X: Die Nullen und Einsen der Eingabesequenz (e) werden geändert auf Werte von -1 und +1 über  $X_i = 2e_i - 1$ .

Zum Beispiel, wenn e

= 0110110101, dann n = 10 und X = -1, 1, 1, -1, 1, 1, -1, 1, -1, 1.

(2)

Berechnen Sie die Partialsummen  $S_i$  sukzessive größer Teilfolgen jeweils beginnend mit

$X_1$ . Form der

Menge  $S = \{S_i\}$ .

$S_1 = X_1$

$S_2 = X_1 + X_2$

$S_3 = X_1 + X_2 + X_3$

.

.

$S_k = X_1 + X_2 + X_3 + \dots + X_k$

.

.

$S_n = X_1 + X_2 + X_3 + \dots + X_k + \dots + X_n$

Für das Beispiel in diesem Abschnitt

$S_1 = -1$   $S_6 = 2$   
 $S_2 = 0$   $S_7 = 1$   
 $S_3 = 1$   $S_8 = 2$   
 $S_4 = 0$   $S_9 = 1$   
 $S_5 = 1$   $S_{10} = 2$

Die Menge  $S = \{-1, 0, 1, 0, 1, 2, 1, 2, 1, 2\}$ .

(3)

Form einer neuen Sequenz  $S'$  durch das Anbringen Nullen vor und nach dem Satz  $S$ . Das heißt,  $S' = 0, S_1, S_2, \dots, s_n, 0$  ist.

Für das Beispiel in diesem Abschnitt,  $S' = 0, -1, 0, 1, 0, 1, 2, 1, 2, 1, 2, 0$ . Die daraus resultierende Irrfahrt unten gezeigt.

Beispiel Random Walk ( $S'$ )

2-34

Analyse

(4)

Sei  $J =$  die Gesamtzahl der nulldurchgänge in  $S'$ , wo ein nulldurchgang einen Wert von Null in  $S'$  ist, dass tritt nach dem Start gleich Null.  $J$  ist auch die Anzahl der Zyklen in  $S'$ , wo ein Zyklus von  $S'$  ist ein

Teilfolge von  $S'$  consisting des Auftretens von Null, durch die keine Null-Werte gefolgt, und endet

mit einem anderen gleich Null. Die Endung Null in einem Zyklus kann zu Beginn Null in einem anderen Zyklus. Sterben

Anzahl der Zyklen in  $S'$  ist die Anzahl der nulldurchgänge. Wenn  $J < 500$ , brechen Sie die test6.

Für das Beispiel in diesem Abschnitt, wenn  $S' = \{0, -1, 0, 1, 0, 1, 2, 1, 2, 1, 2, 0\}$ , dann  $J = 3$  (es gibt Nullen

in den Positionen 3, 5 und 12 der  $S'$ ). Die nulldurchgänge sind leicht in den oben genannten Grundstück beobachtet. Da  $J =$

3 gibt es 3 Zyklen, bestehend aus  $\{0, -1, 0\}$ ,  $\{0, 1, 0\}$  und  $\{0, 1, 2, 1, 2, 1, 2, 0\}$ .

(5)

Für jeden Zyklus und für jeden Nicht-Null-Status-Wert  $x$  mit Werten  $-4 =$

$x =$

$-1$  Und  $1 =$

$x =$

4,

Berechnen Sie die Frequenz jedes  $x$  in jedem Zyklus.  
 Für das Beispiel in diesem Abschnitt, der in Schritt 3, hat den ersten Zyklus ein Vorkommen von -1, die zweite Zyklus hat ein Vorkommen von 1, und der dritte Zyklus hat drei Vorkommen von jeweils 1 und 2. Dies kann visualisiert werden anhand der folgenden Tabelle.

Zustand  
 $x$   
 Cycles  
 Zyklus 1  
 (0, -1, 0)  
 Zyklus 2  
 (0, 1, 0)  
 Zyklus 3  
 (0,1,2,1,2,1,2,0)  
 -4 0 0 0  
 -3 0 0 0  
 -2 0 0 0  
 -1 1 0 0  
 1 0 1 3  
 2 0 0 3  
 3 0 0 0  
 4 0 0 0

(6)  
 Für jede der acht Staaten von  $x$ , zu berechnen.  $K(x)$  = die Gesamtzahl der Zyklen, in welchem Zustand  $x$  tritt genau  $k$ -mal unter allen Zyklen, für  $k = 0, 1, \dots, 5$  (für  $k = 5$ , alle Frequenzen = 5 sind abgelegt in  $.5(x)$ ). Beachten Sie, dass  
 !  
 =  
 50kkJ) "

Für das Beispiel in diesem Abschnitt

- $.0(-1) = 2$  (die -1 Zustand tritt genau 0 mal in zwei Zyklen),  
 $.1(-1) = 1$  (die -1 Zustand tritt nur einmal in 1 Zyklus), und  
 $.2(-1) = .3(-1) = .4(-1) = .5(-1) = 0$  (die -1 Zustand tritt genau {2, 3, 4, = 5} Zeiten in 0 Zyklen).

- $.0(1) = 1$  (1-Zustand tritt genau 0 mal in 1 Zyklus),  
 $.1(1) = 1$  (1-Zustand tritt nur einmal in 1 Zyklus),  
 6 J-mal das Minimum der Wahrscheinlichkeiten in der Tabelle in Abschnitt 3.14



gefunden werden muss = sein  
5, um zu erfüllen die empirische Regel für  
Chi-Quadrat-Berechnungen.

2-35

Analyse

.3 (1) = 1 (1-Zustand tritt genau dreimal in 1 Zyklus), und  
.2 (1) = .4 (1) = .5 (1) = 0 (1-Zustand tritt genau {2, 4, = 5} mal in 0 Zyklen).

•

.0 (2) = 2 (die 2 Zustand tritt genau 0 mal in 2 Zyklen),  
.3 (2) = 1 (die 2 Zustand tritt genau dreimal in 1 Zyklus), und  
.1 (2) = .2 (2) = .4 (2) = .5 (2) = 0 (1-Zustand tritt genau {1, 2, 4, = 5} mal in 0  
Zyklen).

•

.0 (-4) = 3 (von -4 Zustand tritt genau 0 mal in 3 Zyklen) und  
.1 (-4) = .2 (-4) = .3 (-4) = .4 (-4) = .5 (-4) = 0 (der -4 Zustand tritt genau {1, 2, 3, 4,  
= 5} mal in 0 Zyklen).

Und so weiter ....

Dies kann gezeigt werden, anhand der folgenden Tabelle werden:

Staatliche x	Anzahl der Zyklen					
	0	1	2	3	4	5
-4	3	0	0	0	0	0
-3	3	0	0	0	0	0
-2	3	0	0	0	0	0
-1	2	1	0	0	0	0
1	1	1	0	1	0	0
2	2	0	0	1	0	0
3	3	0	0	0	0	0
4	3	0	0	0	0	0

(7) Für jede der acht Staaten von x, berechnen die Teststatistik

obs (

%,

wo  $p_k(x)$  ist die Wahrscheinlichkeit, dass der Staat x k-mal auftritt, in einer zufälligen  
Verteilung (siehe Abschnitt  
3.14 für eine Tabelle mit  $p_k$ -Werte). Die Werte für  $p_k(x)$  und ihre Methode der  
Berechnung sind in sofern

Abschnitt 3.14. Beachten Sie, dass acht 0,2 Statistiken produziert werden (dh für  $x = -4, -3, -2, -1, 1, 2, 3, 4$ ).

Zum Beispiel in diesem Abschnitt, wenn  $x = 1$ , = "  
= 4.333033

(8) Für jeden Staat der  $x$ , berechnen P-Wert = `igamc (2.5, obs (2!)`. Eight P-Werte werden produziert.

Für das Beispiel, wenn  $x = 1$ , P-Wert = `igamc`

`$%`  
`&`  
`0,502529`.

2.14.5 Entscheidung Rule (auf dem 1% Level)

Wenn der berechnete P-Wert  $< 0,01$ , dann folgern, dass die Reihenfolge nicht zufällig ist. Andernfalls schließen dass die Reihenfolge ist zufällig.

Analyse

2.14.6 Zusammenfassung und Interpretation der Ergebnisse

Da die P-Wert in Schritt 8 des Abschnitts 2.14.4 gewonnen wird =  $0,01$  (p-Wert =  $0,502529$ ), ist der Abschluss dass die Reihenfolge ist zufällig.

Beachten Sie, dass, wenn  $.2$  (obs) waren zu groß, dann ist die Folge wäre eine Abweichung von der angezeigten haben theoretische Verteilung für einen bestimmten Zustand in allen Zyklen.

2.14.7 Input Size Empfehlung

Es wird empfohlen, dass jede Sequenz zu prüfenden von mindestens 1.000.000 Bits bestehen (dh,  $n = 106$ ).

2.14.8 beispiel

(Eingang) e

= "Die binäre Ausbau von E bis zu 1.000.000 bits"

(Eingang)  $n = 1000000 = 106$

(Verarbeitung)  $J = 1490$

State =  $x$  0,2 P-Wert Fazit

-4 3,835698 0,573306 Zufällige

-3 7,318707 0,197996 Zufällige

-2 7,861927 0,164011 Zufällige

-1 15,692617 0,007779 Non-random

+1 2.485906 0.778616 Zufällige  
+2 5.429381 0.365752 Zufällige  
+3 2.404171 0.790853 Zufällige  
+4 2.393928 0.792378 Zufällige

(Schluss)

Für sieben von den Staaten der  $x$ , ist der P-Wert = 0,01, und die Schlussfolgerung wäre, dass die Sequenz wurde zufällig. Doch für einen Zustand  $x$  ( $x = -1$ ), die P-Wert  $<0,01$  ist, so dass die Schlussfolgerung wäre, dass die Reihenfolge nicht zufällig ist. Wenn Widersprüche auftreten, weitere Sequenzen sollten untersucht werden, um festzustellen, ob dieses Verhalten typisch für die ist Generator.

2,15 Zufällige Ausflüge Variant-Test

2.15.1 Test-Purpose

Der Fokus dieses Tests ist die Gesamtzahl der Zeiten, die einen bestimmten Zustand besucht wird (dh, tritt) in einem kumulative Summe random walk. Der Zweck dieses Tests ist es, Abweichungen von der erwarteten Anzahl erkennen der Besuche in verschiedenen Staaten in die Irrfahrt. Dieser Test ist eigentlich eine Reihe von achtzehn Prüfungen (und Schlussfolgerungen), eine Test-und Schluss für jeden der Staaten: -9, -8, ..., -1 und +1, +2, ..., +9.

2.15.2 Function Call

RandomExcursionsVariant (n), wobei:

n Die Länge der Bitfolge, erhältlich als ein Parameter in der Funktion aufzurufen.

2-37

Analyse

Zusätzlicher Eingang von der Funktion verwendet, sondern versorgt die Testing-Code:

e

Die Folge von Bits als durch die RNG oder PRNG getestet generiert, das existiert als globale Struktur zum Zeitpunkt der Aufruf der Funktion, e = E1, E2, ..., en.

2.15.3

Teststatistik und Reference Vertrieb

::

Für einen gegebenen Zustand  $x$ , die Gesamtzahl der Zeit, dass die gegebenen Zustand ist während der besuchten gesamte Irrfahrt wie in Schritt 4 des Abschnitts 2.15.4 bestimmt.

Die Referenz-Verteilung für die Teststatistik ist die Hälfte normal (für große  $n$ ). (Hinweis: Wenn  $n$  ist als verteilte normal, dann  $|z|$  ist die Hälfte normalverteilt) Wenn die Reihenfolge ist zufällig, dann ist die Teststatistik wird etwa 0. Wenn es zu viele Einsen oder zu viele Nullen sind, dann ist die Teststatistik wird groß sein.

#### 2.15.4

Test Beschreibung

(1)

Form der normierten  $(-1, +1)$ -Sequenz  $X$ , in der die Nullen und Einsen der Eingabesequenz ( $e$ )

1 - sind auf Werte von  $-1$  und  $+1$  via  $X = X_1, X_2, \dots, X_n$ , wo  $X_i = 2e_i$  umgewandelt

Zum Beispiel, wenn  $e$

$= 0110110101$ , dann  $n = 10$  und  $X = -1, 1, 1, -1, 1, 1, -1, 1, -1, 1$ .

(2)

Compute Partialsummen  $S_i$  sukzessive größer Teilfolgen jeweils beginnend mit  $x_1$ .

Bilden die Menge  $S$

$= \{S_i\}$ .

$$S_1 = X_1$$

$$S_2 = X_1 + X_2$$

$$S_3 = X_1 + X_2 + X_3$$

.

.

$$S_k = X_1 + X_2 + X_3 + \dots + X_k$$

.

.

$$S_n = X_1 + X_2 + X_3 + \dots + X_k + \dots + X_n$$

Für das Beispiel in diesem Abschnitt

$$S_1 = -1 \quad S_6 = 2$$

$$S_2 = 0 \quad S_7 = 1$$

$$S_3 = 1 \quad S_8 = 2$$

$$S_4 = 0 \quad S_9 = 1$$

$$S_5 = 1 \quad S_{10} = 2$$

Die Menge  $S = \{-1, 0, 1, 0, 1, 2, 1, 2, 1, 2\}$ .

(3)

Form einer neuen Sequenz  $S'$  durch das Anbringen Nullen vor und nach dem Satz  $S$ .  
Das heißt,  $S' = 0, S_1, S_2, \dots, s_n,$   
0 ist.  
2-38

### Analyse

Für das Beispiel,  $S' = 0, -1, 0, 1, 0, 1, 2, 1, 2, 1, 2, 0$ . Die daraus resultierende Irrfahrt ist unten dargestellt.

Beispiel Random Walk ( $S'$ )

(4)

Für jedes der achtzehn Nicht-Null-Zustände  $x$ , zu berechnen.  $(X)$  = die Gesamtzahl der Zeiten, die staatliche  $x$  aufgetreten allen  $J$ -Zyklen.

Für das Beispiel in diesem Abschnitt.  $(-1) = 1, (1) = 4, (2) = 3$ , und alle anderen.  $(X) = 0$ .

(5) Für jede.  $(X)$ , berechnet P-Wert =  $\text{erfc} \left( \frac{X}{\sqrt{2n}} \right)$

2) (

(

. Achtzehn P-Werte berechnet werden. Sehen Abschnitt 5.5.3 für die Definition von  $\text{erfc}$ .

Für das Beispiel in diesem Abschnitt, wenn  $x = 1$ , P-Wert =  $\text{erfc} \left( \frac{1}{\sqrt{2 \cdot 12}} \right)$

$\approx 0,683091$ .

0,683091.

### 2.15.5

Entscheidungsregel (auf dem 1% Level)

Wenn der berechnete P-Wert  $< 0,01$ , dann folgern, dass die Reihenfolge nicht zufällig ist.

Andernfalls schließen

dass die Reihenfolge ist zufällig.

### 2.15.6

Fazit und Interpretation der Ergebnisse

Da die P-Wert in Schritt 7 des Abschnitts 2.15.4 gewonnen wird =

0,01 für den Zustand  $x = 1$  (P-Wert = 0,683091),  
Die Schlussfolgerung ist, dass die Reihenfolge zufällig ist.

### 2.15.7

#### Input Size Empfehlung

Es wird empfohlen, dass jede Sequenz zu prüfenden von mindestens 1.000.000 Bits bestehen (dh,  $n = 106$ ).

### 2.15.8

#### Beispiel

(Eingang) e

= "Die binäre Ausbau von E bis zu 1.000.000 bits"

(Eingang)  $n = 1000000 = 106$

(Verarbeitung)  $J = 1490$

2-39

## Analyse

State (x) Zählt P-Wert Fazit

-9	1450	0,858946	Zufällige
-8	1435	0,794755	Zufällige
-7	1380	0,576249	Zufällige
-6	1366	0,493417	Zufällige
-5	1412	0,633873	Zufällige
-4	1475	0,917283	Zufällige
-3	1480	0,934708	Zufällige
-2	1.468	0,816012	Zufällige
-1	1502	0,826009	Zufällige
1	1409	0,137861	Zufällige
2	1369	0,200642	Zufällige
3	1396	0,441254	Zufällige
4	1479	0,939291	Zufällige
5	1599	0,505683	Zufällige
6	1628	0,445935	Zufällige
7	1619	0,512207	Zufällige
8	1620	0,538635	Zufällige
9	1610	0,593930	Zufällige

(Schluss) Da die P-Wert = 0,01 für jede der achtzehn Staaten von x, akzeptieren die Sequenz als zufällig.

2-40

## Analyse

### 3. Technische Beschreibung des Tests

Dieser Abschnitt enthält die mathematischen Grundlagen für die Tests in der NIST Testsuite. Jeder Unterabschnitt entspricht dem entsprechenden Unterabschnitt in Abschnitt 2. Die entsprechenden Referenzen für jede Teilstrecke werden sofern am Ende dieses Absatzes.

#### 3.1 Frequency (Monobits) Test

Die einfachste Test ist, dass der Null-Hypothese: in eine Folge von unabhängigen, identisch verteilten

Bernoulli Zufallsvariablen ( $X$ -oder  $e$  ist, wo  $X = 2e-1$ , und so  $S_n = X_1 + \dots + X_n = 2(e_1 + \dots + e_n) - n$ ), die

Wahrscheinlichkeit von Einsen ist  $1/2$ . Mit dem klassischen De Moivre-Laplace, für eine ausreichend große Anzahl von

Versuche, die Verteilung der binomial Summe von normalisierten  $n$ , ist eng mit einem Standard angenähert

Normalverteilung. Dieser Test nutzt die Annäherung an die Nähe der Bruchteil der Beurteilung

$1/2$ -bis  $1/2$ . Alle nachfolgenden Tests basieren auf dem Passieren dieser ersten grundlegenden Test konditioniert.

Der Test wird von dem bekannten Grenzwert Zentraler Grenzwertsatz für die Irrfahrt abgeleitet,  $S_n = X_1 + \dots + X_n$ . Nach dem zentralen Grenzwertsatz,

$\lim_{n \rightarrow \infty} P$

$($

$S_n$

$\geq z) = (1)$

Dieses klassische Ergebnis dient als Grundlage der einfachste Test auf Zufälligkeit. Es impliziert, dass für positive  $z$ ,

$P$

$($

$Z) = 2 \Phi(-z)$  Nach dem Test auf die Statistik  $s$  Basis =

$S_n /$

$n$ , bewerten den beobachteten Wert

$s(\text{obs})$

=

$(X_1 + \dots + X_n) /$

$n$ , und berechnen Sie dann die entsprechende P-Wert, der

21 "# (s (obs ))[]=. Hier wird erfc der (ergänzenden) Fehlerfunktion

erfc (z) =

2

"

\$%

.

Referenzen für Test

[1]

Kai Lai Chung, Elementare Wahrscheinlichkeitstheorie mit Stochastic Processes. New York: Springer-

Verlag, 1979 (bes. S. 210-217).

[2]

Jim Pitman, Probability. New York: Springer-Verlag, 1993 (insbesondere S. 93-108).

3.2 Frequenzschutz-Test innerhalb eines Blocks

Der Test zielt auf lokale Abweichungen von der idealen 50% Frequenz von 1 ist zu erkennen durch die Zersetzung des Tests

Sequenz in einer Reihe von überlappenden Teilsequenzen und Anwendung eines Chi-Quadrat-Test für eine

homogene Spiel der empirischen Frequenzen an die ideal 1 / 2. Kleine P-Werte zeigen große Abweichungen

von der gleiche Anteil von Einsen und Nullen in mindestens einer der Teilstrings. Die Zeichenfolge von 0 und 1 (bzw.

entspricht -1 's und 1) ist in eine Anzahl disjunkter Teilstrings unterteilt. Für jeden Teilstring, der

Anteil der Einsen berechnet. Ein Chi-Quadrat-Statistik vergleicht diese substring Proportionen, die ideale

Analyse

1 / 2. Die Statistik ist es, einen Chi-Quadrat-Verteilung mit den Freiheitsgraden, die der Anzahl nach von Teilstrings.

Die Parameter dieses Tests sind M und N, so dass  $n = MN$ , dh die ursprüngliche Zeichenfolge in N partitioniert ist

Teilstrings, die jeweils mit einer Länge M. Für jede dieser Zeichenketten ist die Wahrscheinlichkeit von Einsen durch die geschätzte

"observed relative Häufigkeit von 1 ist,  $i = 1, \dots, N$ . Die Summe

" $2 (obs) = 4m_i = +$

unter der Zufälligkeit Hypothese hat die .2-Verteilung mit N Freiheitsgraden. Das berichtet pValue

ist



$e = u / 2$   
# 2 (obs)  
 $\$ \% UN / 2 \& (N / 2) 2 N / 2 =$

Referenzen für Test

[1]

Nick Maclaren "Cryptographic Pseudo-Zufallszahlen in Simulation," Cambridge Sicherheit

Workshop zum Thema Fast Software Encryption. Dezember 1993. Cambridge, GB: R. Anderson, S. 185-190.

[2]

Donald E. Knuth, The Art of Computer Programming. Vol. 2: Seminumerical Algorithms. 3. Aufl..

Reading, Mass: Addison-Wesley, 1998 (insbesondere S. 42-47).

[3]

Milton Abramowitz und Irene Stegun, Handbook of Mathematical Functions: NBS Applied

Mathematics Series 55. Washington, DC: US Government Printing Office, 1967.

3.3 läuft Testen

Diese Variante des klassischen parametrischen Test befasst sich mit dem "es" als Teilstrings von aufeinander folgenden 1 ist definiert und

Folge 0 ist, und prüft, ob die Oszillation zwischen diesen homogenen Teilstrings zu schnell oder ist

zu langsam.

Die spezifischen Test verwendet hier auf die Verteilung der Gesamtzahl der Durchläufe,  $V_n$  basiert. Für die feste

Anteil

$= \# J / n_j$

(Die durch die Frequenz-Test von Abschnitt 3.1 muss festgestellt wurden, werden nahe 0,5:

"#

12

\$

2n).

limn "#

P (

$V_n \# 2n\% (2n\% (1 (2)$

Zur Beurteilung  $V_n$ , für  $k = 1, \dots, n-1$  zu definieren,

$r(k) = 0$

WENN

"K ="  $k + 1$

und

$$r(k) = 1$$

WENN

"K #" k + 1. Dann

$$V_n = r(k) + 1 \cdot n^{-1}$$

. Der P-Wert gemeldet wird

erfc (

$$V_n(\text{obs}) \cdot 2n^{2n}$$

3-2

Analyse

Große Werte von

$V_n(\text{obs})$

zeigen Schwingung in der Folge von  $e$  ist, die zu schnell ist, kleine Werte zeigen

Schwingung, die zu langsam ist.

Referenzen für Test

[1]

Jean D. Gibbons, Nichtparametrische Statistische Inferenz, 2. Aufl.. New York: Marcel Dekker, 1985

(Insbesondere S. 50-58).

[2]

Anant P. Godbole und Stavros G. Papastavridis, (ed), Runs und Muster in Wahrscheinlichkeit: Selected

Papiere. Dordrecht: Kluwer Academic, 1994.

3.4 Test für den Longest Run of Ones in einem Block

Die Länge der längsten Folge Teilfolge (run) von Einsen ist ein weiteres Merkmal, das verwendet werden kann

für die Prüfung Zufälligkeit. Ein String der Länge  $n$ , so dass  $n = MN$ , muss in partitioniert werden

"JN Teilstrings,

jede Länge  $M$ . Für den Test auf die Länge der längsten Piste von Einsen auf

innerhalb der  $j$ -ten substring

Größe  $M$ ,  $K + 1$  Klassen gewählt werden (je nach  $M$ ). Für jede dieser Teilstrings, wertet man die

, Dh die berechneten Werte der längste Abfahrt von Einsen

Programmleitung

"0", 1,  $K$ , "k" ("0 + innerhalb jeder dieser Teilstrings Zugehörigkeit zu einem der  $K + 1$

gewählt Klassen). Wenn es  $r$  Einsen und  $M$

$r$  Nullen in der  $m$ -Bit-Block, dann ist die bedingte Wahrscheinlichkeit, dass die längste Folge von Nullen

"

in diesem Block

ist kleiner oder gleich  $m$  hat die folgende Form mit

$U = \min(M - r + 1, m)$  (siehe [1]):

$P(U = m | r) =$

$\frac{1}{m}$

$\frac{1}{m}$

$\frac{1}{m}$

,

so dass

$P(U = m) =$

$\frac{1}{m}$

$\frac{1}{m}$

$\frac{1}{m}$

$\frac{1}{m}$

$r = 0, M$

\*

(3)

Die theoretischen Wahrscheinlichkeiten

"0", 1,  $K$ ,  $K$

Diese Klassen sind aus [3] bestimmt.

Die empirischen Frequenzen

" $i$ ",  $i = 0, K, K$

werden von den verwachsenen

" $\chi^2$ -Statistik

" $\chi^2 =$

$\sum_{i=1}^K \frac{(n_i - N \cdot \frac{n_i}{K})^2}{N \cdot \frac{n_i}{K}}$

&

, die unter die Zufälligkeit Hypothese, hat eine ungefähre

" $\chi^2$ -Verteilung mit  $K$  Freiheitsgraden.

Die ausgewiesenen P-Wert ist

3-3

## Analyse

$e^{-u/2} u^{K/2} / 2^{K/2} \Gamma(K/2)$  (obs)

$\$%$

$\& K / 2 () 2K / 2 =,$

mit  $P(a, x)$  bezeichnet die unvollständige Gamma-Funktion, wie in Abschnitt 3.2 angegeben.

Die folgende Tabelle enthält ausgewählte Werte von  $K$  und  $M$  mit den entsprechenden Wahrscheinlichkeiten erhalten aus [3]. Fälle  $K = 3, M = 8$ ;  $K = 5, M = 128$ , und  $K = 6, M = 10000$  sind derzeit in der Test-Suite eingebettet Code.

$K = 3, M = 8$

Klassen Wahrscheinlichkeiten

$\{1\} := p_0$

$= 0,2148$

$\{2\} := p_1 = 0,3672$

$\{3\} := p_2 = 0,2305$

$\{4\} := p_3 = 0,1875$

$K = 5, M = 128$

Klassen Wahrscheinlichkeiten

$\{4\} := p_0$

$= 0,1174$

$\{5\} := p_1 = 0,2430$

$\{6\} := p_2 = 0,2493$

$\{7\} := p_3 = 0,1752$

$\{8\} := p_4 = 0,1027$

$\{9\} := p_5 = 0,1124$

$K = 5, M = 512$

Klassen Wahrscheinlichkeiten

$\{6\} := p_0$

$= 0,1170$

$\{7\} := p_1 = 0,2460$

$\{8\} := p_2 = 0,2523$

$\{9\} := p_3 = 0,1755$

$\{10\} := p_4 = 0,1027$

$\{11\} := p_5 = 0,1124$

$K = 5, M = 1000$

Klassen Wahrscheinlichkeiten

$\{7\} . = p_0$

$= 0,1307$

$\{8\} . = p_1 = 0,2437$

$\{9\} . = p_2 = 0,2452$

$\{10\} . = p_3 = 0,1714$

$\{11\} . = p_4 = 0,1002$

$\{12\} . = p_5 = 0,1088$

3-4

$K = 6, M = 10000$

Klassen Wahrscheinlichkeiten

$\{10\} . = p_0$

$= 0,0882$

$\{11\} . = p_1 = 0,2092$

$\{12\} . = p_2 = 0,2483$

$\{13\} . = p_3 = 0,1933$

$\{14\} . = p_4 = 0,1208$

$\{15\} . = p_5 = 0,0675$

$\{16\} . = p_6 = 0,0727$

Große Werte von

"2

zeigen, dass die Sequenz-Clustern von Einsen hat, die Erzeugung von "random  
"N"-Sequenzen

von Menschen neigt dazu, auf kleine Werte von Blei

(Siehe [3, S. 55]).

Referenzen für Test

[1]

FN David und DE Barton, Kombinatorische Chance. New York: Hafner Publishing Co.,  
1962, S.

230.

[2]

Anant P. Godbole und Stavros G. Papastavridis (ed), Runs und Patterns in Probability:  
Selected

Papers. Dordrecht: Kluwer Academic, 1994.

[3]

Pal Revesz, Random Walk in Random und Non-Random-Umgebungen. Singapore: World Scientific, 1990.

3,5 Binary Matrix Rank Test

Ein weiterer Ansatz zur Untersuchung Zufall ist es, für die lineare Abhängigkeit zwischen fester Länge zu überprüfen

Teilstrings der ursprünglichen Sequenz: Bau-Matrizen von aufeinanderfolgenden Nullen und Einsen aus der Sequenz,

und für die lineare Abhängigkeit zwischen den Zeilen oder Spalten der konstruierten Matrizen zu überprüfen. Die Abweichung der

den Rang-oder Rang-Mangel-der Matrizen aus einer theoretisch erwarteten Wert gibt die Statistik der

Interesse.

Dieser Test ist eine Spezifikation, einer der Tests aus dem DIEHARD [1] Testbatterie.

Es basiert

auf das Ergebnis der Kovalenko [2] und auch von Marsaglia und Tsay formuliert [3]. Das Ergebnis besagt, dass die

Rang R der MxQ zufälligen binären Matrix nimmt die Werte  $r = 0, 1, 2, \dots, m$ , wo  $m = \min(M, Q)$  mit

Wahrscheinlichkeiten

$p_r = 2^{-r} (Q + M - r)^{-1} \binom{M+Q-r}{r}$

Die Wahrscheinlichkeit, dass Werte in die Test-Suite-Code für  $M = Q = 32$  fixiert. Die Zahl M ist dann ein Parameter

dieses Tests, so dass im Idealfall  $n = M^2N$ , wobei N die neue "sample size." In der Praxis sind Werte für M und N

so dass die abgelegten Teil des Strings,  $n - NM^2$ , ziemlich klein gewählt wird.

Der Grund für diese Wahl ist, dass

3-5

Analyse

pM "1 #

12j

\$

% &

"

() J = 1

\* +

,

pM "1 # # 2.00 0,5776 ...

,

$pM^2 \#$   
 $4pM9$   
 $\# 0,1284 \dots$   
und alle anderen Wahrscheinlichkeiten sind sehr klein (= 0,005), wenn  $M = 10$ .

Für die  $N$  quadratische Matrizen erhalten, ihre Reihen

$RI, I = 1, K, N$   
ausgewertet werden, und die Frequenzen

$FM, FM^1$   
Und

$N^1 FM^1 FM^1$   
der Werte  $M, M-1$  und der Ränge von nicht mehr als  $M-2$  bestimmt sind:

$FM = \# RI = M \{ \}$

$FM^1 = \# RI = M.$

Zur Anwendung der  $\chi^2$ -Test, mit dem klassischen Statistik

$\chi^2 =$   
 $FM \# 0.2888N \{ \}$ , die unter die Null (Zufälligkeit) Hypothese, hat eine ungefähre  $\chi^2$   
 $\exp \{ \# 2 (obs) / 2 \}$   
-Verteilung mit 2 Grad  
Freiheit. Die ausgewiesenen P-Wert ist.

Interpretation dieses Tests: große Werte von

$\chi^2 (obs)$   
zeigen, dass die Abweichung der Verteilung von Rang  
dass entsprechend einer zufälligen Reihenfolge ist wichtig. Zum Beispiel produziert  
Pseudo-Random-Matrizen  
durch ein Schieberegister-Generator, der von weniger als  $M$  aufeinanderfolgende  
Vektoren gebildet systematisch Rang

$RI^M$ ,  
während für wirklich zufällige Daten, sollte der Anteil solcher Ereignisse nur etwa 0,29  
sein.

Referenzen für Test

[1]

George Marsaglia, DIEHARD: eine Batterie von der Zufälligkeit.

<http://www.stat.fsu.edu/pub/diehard/>.

[2]

IN Kovalenko (1972), "Distribution der linearen Rang einer zufälligen Matrix" Theory of Probability and its Applications. 17, S. 342-346.

[3]

G. Marsaglia und LH Tsay (1985), "Matrizen und die Struktur der Zufallszahlenfolgen" Lineare Algebra und ihre Anwendungen. Vol. 67, S. 147-156.

3,6 Diskrete Fourier-Transformation (Spectral) Test

Die hier beschriebenen Test basiert auf der diskreten Fourier-Transformation. Es ist ein Mitglied einer Klasse von Verfahren bekannt als spektrale Methoden. Die Fourier-Test erkennt periodische Funktionen in der Bit-Serie, würde bedeuten, eine Abweichung von der Annahme des Zufalls.

Lassen  $x_k$  die  $k$ -te Bit, wobei  $k = 1, \dots, n$ . Angenommen, die Bits sind -1 und +1 kodiert. Lassen

3-6

Analyse

$f_j = x_k \exp(2k) = 1/N$

\$

,

WO

$\exp(2 \cdot i \cdot k / n) = \cos(2 \cdot k \cdot i)$

$i \cdot \# 1$ . Wegen der

Symmetrie der realen hin zu komplexen-Wert zu verwandeln, nur die Werte von 0 bis  $(n / 2 - 1)$  werden berücksichtigt. Lassen

$\text{mod } j$  der Modul der komplexen Zahl  $f_j$  werden. Unter der Annahme der Zufälligkeit der Reihe  $x_i$ , ein

Konfidenzintervall kann auf die Werte der platziert werden

$h = \log_{10} 0.05$

"

#

\$

%

&

"Genauer gesagt, 95 Prozent der Werte von

$\text{mod } j$  sollte weniger als

. Ein P-Wert für diese Schwelle Basis kommt aus dem binomischen

Verteilung. Lassen  $N_1$  die Anzahl der Spitzen weniger als  $h$ . werden Nur die ersten  $n / 2$  Peaks werden berücksichtigt. Lassen  $N_0 =$



0,95 N / 2 und

$d = N1 \cdot N0 ()$  / Der P-Wert ist

$21 \cdot \# d () = \text{erfcd}2$

wo  $f(x)$  ist die kumulative Wahrscheinlichkeit in Abhängigkeit von der Standard-Normalverteilung.

Andere P-Werte in der Serie  $f_j$  oder  $\text{mod}_j$  basiert, die empfindlich auf Abweichungen sind aus Zufall sind

Möglich ist. Allerdings kommt der primäre Wert der Transformation von einer Handlung der Serie  $\text{mod}_j$ . Im

nebenstehende Abbildung zeigt die obere Plot der Serie  $\text{mod}_j$  für 4096 Bits von einer zufriedenstellenden generiert

Generator. Die Linie durch die Handlung ist das 95% Grenze. Der P-Wert für diese Serie ist

0,8077. Die untere Kurve zeigt ein entsprechendes Grundstück für einen Generator, der Bits, die produziert

statistisch abhängig in ein periodisches Muster. In der unteren Grundstück, deutlich größer als 5% der

Größen sind darüber hinaus das Vertrauen Grenze. Darüber hinaus gibt es eine klare Struktur in den Größen

das ist nicht im oberen Plot. Der P-Wert für diese Serie ist 0,0001.

Referenzen für Test

[1]

RN Bracewell, Die Fourier Transform and Its Applications. New York: McGraw-Hill, 1986.

[2]

W. Killman, J. Schüth, W. Thumser, und I. Uludag, Ein Hinweis bezüglich der DFT Test in NIST

Special Publication 800-22, T-Systems, Systems Integration, Juli 2004.

[3]

S. Kim, K. Umeno und A. Hasegawa, Korrekturen des NIST Statistische Test Suite für Randomness, Kryptologie ePrint Archive, Report 2004/018, 2004.

3-7

Analyse

3-8

Analyse

### 3,7 nicht-überlappenden Template Matching-Test

Dieser Test weist Sequenzen, zu viele oder zu wenige Instanzen eines gegebenen aperiodische Muster.

Lassen

$B = "10, K, " m_0 ()$

werden ein gegebenes Wort (Vorlage oder Muster, dh, eine feste Abfolge von Nullen und Einsen) der

Länge  $m$ . Dieses Muster ist so zu wählen, als ob es einen Parameter des Tests waren.

Wir betrachten einen Test auf der Grundlage

Muster für feste Länge  $m$ . Eine Tabelle mit ausgewählten aperiodische Worte aus solchen Mustern für  $m = 2, \dots, 8$  ist sofern am Ende dieses Abschnitts.

Die Menge der Perioden von  $B$

$" = J, 1 \# j \# m,$

Eine wichtige Rolle spielt. Zum Beispiel, wenn  $B$  entspricht einer Auflage von  $m$  diejenigen,

$" = 1, K, m \# 1 \{ \}$

. Für sterben

$B$  oben

$" = \#$

Und  $B$  ist eine aperiodische Muster (dh es kann nicht geschrieben werden als

CCKC " $C$

für ein Muster  $C$

kürzer als  $B$  mit  $C$  'bezeichnet das Präfix  $C$ ). In dieser Situation sind die Vorkommen von  $B$  in der Zeichenfolge nicht überlappende.

Im Allgemeinen lassen

$W = W (m, M)$

die Anzahl der Vorkommen der gegebenen Muster  $B$  in der Zeichenkette. Note dass die Statistik  $W$  ist auch für Muster  $B$  mit definierten

$" = \#$

. Der beste Weg, um  $W$  zu berechnen ist als die Summe,

$W = \sum_{i=1}^N \sum_{k=1}^m I_{i+k} = \sum_{i=1}^N \sum_{k=1}^m I_{i+k}$

$\$$

.

Die Zufallsvariablen

$I = \{i + k \mid k = 1, \dots, m\}$ ,  $k = 1, \dots, m$ -abhängig, so dass der zentrale Grenzwertsatz

gilt für  $W$ . Der Mittelwert und die Varianz der approximierenden Normalverteilung folgende Form haben,

$$\mu = \frac{1}{n} \sum_{i \in I} w_i$$
$$\sigma^2 = \frac{1}{n} \sum_{i \in I} (w_i - \mu)^2$$

Für die Test-Suite-Code,  $M$

$$W_j = W_j(m, M)$$

und  $N$  sind so gewählt, dass  $n = MN$  und  $N = 8$ . Partitionieren Sie die ursprüngliche Zeichenfolge in  $N$

Blöcke der Länge  $M$ . Let

$w_j$  werden die Anzahl der Vorkommen des Musters  $B$  in den Block  $j$ , für

$$j = 1, \dots, N.$$

Dann wird für große  $M$  hat  $W_j$  einer Normalverteilung mit Mittelwert  $\mu$  und

Varianz  $s^2$ , so dass die Statistik

Lassen

$$\mu = E W_j = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N w_j$$

$$\sigma^2 = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N (w_j - \mu)^2$$

(4)

3-9

Analyse

$\chi^2$ -Verteilung mit  $N$  Freiheitsgraden. Melden Sie den P-Wert als

hat eine ungefähre

$\chi^2$

$$\chi^2 = \sum_{j=1}^N \frac{(w_j - \mu)^2}{\sigma^2}$$

$\chi^2$  (obs)

2

\$

%

&

Der Test kann als Ablehnung interpretiert werden Sequenzen aufweisen unregelmäßige Vorkommen eines bestimmten nicht-periodische Muster.

### Referenzen für Test

[1]

AD Barbour, L. Holst und S. Janson, Poisson Approximation (1992). Oxford: Clarendon Press

(Insbesondere Abschnitt 8.4 und Abschnitt 10.4).

Aperiodische Vorlagen für kleine Werte von

2 "m" 5

m = 2 m = 3 m = 4 m = 5

0 1 0 0 1 0 0 0 1 0 0 0 0 1

1 0 0 1 1

1 0 0

0 0 1 1

0 1 1 1

0 0 0 1 1

0 0 1 0 1

1 1 0 1 0 0 0

1 1 0 0

1 1 1 0

0 1 0 1 1

0 0 1 1 1

0 1 1 1 1

1 1 1 0 0

1 1 0 1 0

1 0 1 0 0

1 1 0 0 0

1 0 0 0 0

1 1 1 1 0

3-10

### Analyse

Aperiodische Vorlagen für kleine Werte von

6 "m" 8

m = 6 m = 7 m = 8

0 0 0 0 0 1 0 0 0 0 0 0 1 0 0 0 0 0 0 0 1

0 0 0 0 1 1 0 0 0 0 0 1 1 0 0 0 0 0 0 1 1

0 0 0 1 0 1 0 0 0 0 1 0 1 0 0 0 0 0 1 0 1

00011100000111000000111  
0010110001001000001001  
0011010001011000001011  
0011110001101000001101  
0100110001111000001111  
0101110010011000010011  
0111110010101000010101  
1000000010111000010111  
1010000011011000011001  
1011000011101000011011  
1100000011111000011101  
1100100100001100001111  
1101000010011100100011  
1110000010101100100101  
111010010111100100111  
1111000011011100101011  
1111100111111100101101  
100000000101111  
100100000110101  
101000000110111  
101010000111011  
101100000111101  
101110000111111  
1100000010000011  
1100010010000111  
110010001001011  
110100001001111  
110101001010011  
110110001010111  
111000001011011  
111001001011111  
111010001100111  
111011001101111  
111100001111111  
111101010000000  
111110010010000  
1111110100011000  
10100000  
10100100  
10101000  
10101100  
10110000  
10110100  
10111000  
10111100  
11000000  
11000010  
11000100

1 1 0 0 1 0 0 0  
1 1 0 0 1 0 1 0  
1 1 0 1 0 0 0 0  
1 1 0 1 0 0 1 0  
1 1 0 1 0 1 0 0  
1 1 0 1 1 0 0 0  
1 1 0 1 1 0 1 0  
1 1 0 1 1 1 0 0  
1 1 1 0 0 0 0 0  
1 1 1 0 0 0 1 0  
1 1 1 0 0 1 0 0  
1 1 1 0 0 1 1 0  
1 1 1 0 1 0 0 0  
1 1 1 0 1 0 1 0  
1 1 1 0 1 1 0 0  
1 1 1 1 0 0 0 0  
1 1 1 1 0 0 1 0  
1 1 1 1 0 1 0 0  
1 1 1 1 0 1 1 0  
1 1 1 1 1 0 0 0  
1 1 1 1 1 0 1 0  
1 1 1 1 1 1 0 0  
1 1 1 1 1 1 1 0

3-11

Analyse

### 3,8 Overlapping Template Matching-Test

Dieser Test weist Sequenzen, die zu viele oder zu wenige Vorkommen von m-Läufen von denen zu zeigen, aber kann

leicht modifiziert, um irreguläre Vorkommnisse eines beliebigen periodischen Muster B. erkennen

Zur Umsetzung dieses Tests werden die Parameter M und N so bestimmt, dass  $n = MN$ , dh, wird die ursprüngliche Zeichenfolge partitioniert in N Blöcke mit jeweils der Länge M.

Lassen

$\sim W_j = \sim W_{jm}, n()$

die Anzahl der (sich möglicherweise überschneidenden) Läufe von Einsen der Länge m in der j-ten Block.

Die asymptotische Verteilung von  $W_j$  ist die Verbindung Poisson-Verteilung (die sogenannte Polya-Aeppli Gesetz, siehe [1]):

$E_{\text{expt}} \sim W_j \{ \} \exp$

(5)

WENN

$M^{m+1} ( ) 2^m \#$  (t ist eine echte Variable).

Die entsprechenden Wahrscheinlichkeiten in Bezug auf die konfluenten hypergeometrischen Funktion ausgedrückt werden

"= 1F1. If U bezeichnet eine Zufallsvariable mit der Verbindung Poisson asymptotische Verteilung, dann für u =

1 mit

"= # / 2.

$P_U = u ( ) =$

$e^{-\#}$

$2^{u \cdot \#} = *$ .

Zum Beispiel,

$VE = 0 ( ) = e^{-\#}$

,  
 $VE = 1 ( ) =$

"  
 $2e^{-\#}$

,  
 $VE = 2 ( ) =$

" $E^{-\#}$ "

8

,  
 $VE = 3 ( ) =$

" $E^{-\#}$ "

8

,  
 $VE = 4 ( ) =$

" $E^{-\#}$ "

16

.  
Genauer, aber auch komplizierter werden Ausdrücke in [3] gegeben. Diese Ausdrücke ergeben die folgenden Wahrscheinlichkeiten:

p0 0,364091

p1 0,185659

p2 0,139381

p3 0,100571

p4 0,0704323

p5 0,139865

## Analyse

Die Ergänzung der Verteilungsfunktion dieser Zufallsvariablen hat die Form

mit

$$L(u) = P(U \leq u) = \sum_{k=0}^u p_k$$

12kk \$

%

&

k = lu

\*

Wählen Sie  $K + 1$  Klassen oder Zellen für  $U$ , d. h.

$U = 0$ ,  $U = 1$ , ...,  $U = K$ . Der theoretische

Wahrscheinlichkeiten

"0", 1,  $K$ ,  $K + 1$  dieser Zellen sind aus den obigen Formeln gefunden. Eine vernünftige

Wahl

werden konnte

$K = 5$ ,  $n = 2$ ,  $\# = 1$  ist.

Nach  $U_1, \dots, U_N$  gefunden werden, bewerten die Frequenzen

"0", 1,  $K$ ,  $K$

jeder Zelle,

"0" + "1" +  $K$  +  $K$  =

und berechnen den Wert des

"2-Statistik

"2 =

# I \$ N%% ii = 0K

&

.

Der Ausdruck für die P-Wert ist die gleiche wie die in Abschnitt 3.7 verwendet. Die

Interpretation ist, dass für sehr

kleine P-Werte, zeigt die Sequenz unregelmäßige Vorkommen von m-Läufe von Einsen.

Referenzen für Test

[1]

O. Chrysaphinou und S. Papastavridis, "A Grenzwertsatz über die Anzahl der überlappenden

Der Schein eines Pattern in eine Folge von unabhängigen Studien.

"Wahrscheinlichkeitstheorie und Verwandte

Felder, vol. 79 (1988), S. 129-143.



[2]

NJ Johnson, S. Kotz und A. Kemp, diskrete Verteilungen. John Wiley, 2. Aufl.. New York, 1996 (insbesondere S. 378-379).

[3]

K. Hamano und T. Kaneko, die Korrektur der Overlapping Template Matching-Test inklusive in NIST Randomness Test Suite, IEICE Transactions of Electronics, Communications and

Computer Sciences 2007, E90-A (9), pp 1788-1792.

3,9 Maurers "Universal Statistical" Test

Ueli Maurer von der Abteilung für Informatik an der Princeton University eingeführt diesem Test im Jahr 1992.

Maurer Teststatistik bezieht sich eng auf die pro-Bit-Entropie der Strom, der seinem Autor behauptet, ist "die

richtigen Qualität Maßnahme für einen geheimen Schlüssel Quelle in einem

kryptographischen Anwendung. "Als solches ist der Test

behauptet, die eigentliche kryptographische Bedeutung des Mangels zu messen, weil sie "zu den laufenden Bezug

Zeit [an] Feindes optimale Schlüssel-Suche-Strategie ", oder die effektive Schlüssellänge einer Chiffre-System.

Der Test ist nicht dafür ausgelegt, eine sehr spezifische Muster oder Art der

statistischen Fehler zu erkennen. Allerdings ist der Test

entwickelt ", um der Lage sein, eine der sehr allgemeinen Klasse von statistischen

Fehlern, die modelliert werden kann erkennen,

3-13

Analyse

durch einen ergodischen stationäre Quelle mit begrenzter Speicher. "Aus diesem Grund

Ansprüche Maurer, dass der Test

subsumiert eine Reihe von Standard-statistische Tests.

Der Test ist ein Kompressions-Typ-Test "auf die Idee, Ziv, dass eine universelle statistische Test basieren können auf

auf einer universellen Quelle Verschlüsselungsalgorithmus. Ein Generator sollte den Test dann, wenn die Ausgabe-Sequenz

nicht wesentlich komprimiert werden. "Laut Maurer, der

Source-Verschlüsselungsalgorithmus durch Lempel-

Ziv "zu sein scheint weniger geeignet für den Einsatz als ein statistischer Test", weil es zu schwierig sein, eine Definition scheint

Teststatistik, deren Verteilung bestimmt oder angenähert werden.

Der Test erfordert eine lange (in der Größenordnung von

10 • 2L 1000 • 2L

mit  $6 = L = 16$ ) Folge von Bits, die gliedert sich in zwei Abschnitte der L-Bit-Blöcke ( $6 = L = 16$ ), Q ( $10 \cdot 2L$ ) Initialisierung Blöcke und K

( $1000 \cdot 2L$ ) Testblöcken. Wir nehmen

K =

nL

"

# #

\$

%% & Q

um ihren Wert zu maximieren. Die Größenordnung von Q

sollten gezielt ausgewählt werden, um sicherzustellen, dass alle möglichen L-Bit-Binär-Muster in der Tat innerhalb der auftreten Initialisierung blockiert. Der Test ist nicht für sehr große Werte von L geeignet, da die Initialisierung braucht Zeit exponentiellen in L.

Der Test sieht Rücken durch die gesamte Sequenz bei einem Spaziergang durch den Test Segment der L-Bit-Blöcken, Prüfung für die nächste vorherige genaue L-Bit-Vorlage übereinstimmen und die Aufzeichnung der Strecke  $\log_2$ -in Anzahl der Blöcke zu, dass die bisherigen übereinstimmen. Der Algorithmus berechnet die

all dieser Strecken für alle L-Bit-

Vorlagen in den Test-Segment (geben, effektiv, die Anzahl der Ziffern in den binären Ausbau der einzelnen Entfernung). Dann ist es im Durchschnitt über alle Auszugslängen durch die Anzahl der Test-Blöcken.

fn =

1K [ $\log_2 i = q + 1$  Q + K

"

(# Indizes seit der letzten Vorkommen der i-ten Template)]

Der Algorithmus erreicht dies effizient durch Indizierung eine dynamische Look-Up-Tabelle die Nutzung der Integer-Darstellung der binären Bits bilden die Vorlage Blöcke. Eine standardisierte Version des Statistik - die Standardisierung durch die vorgeschriebenen Test-im Vergleich zu einem akzeptablen Bereich basiert auf einem Standard-

Normal (Gauss) Dichte, die Nutzung der Test-Statistik ist gemein, die durch die Formel (16) in [1] gegeben ist,

$$E_{fn} = 2 \cdot L^{-1} \cdot 1$$

#

\$

.  
Der erwartete Wert der Teststatistik  $f_n$  ist, dass der Zufallsvariablen  $\log_2 G$  wo  $G = GL$  ist ein geometrische Zufallsvariable mit dem Parameter  $1 \cdot 2 \cdot L$ .

Es gibt mehrere Versionen der ungefähre empirische Formeln für die Varianz der Form

$$\text{Var}_{fn}() = C(L, K) \text{ Hier}$$

$c(L, K)$

stellt der Faktor, der berücksichtigt, die abhängige Art der Vorkommen von Vorlagen. Die neueste der Näherungen (Coron und Naccache [2]: nicht in die Test-Suite-Code eingebettet) hat die Form

$$C(L, K) = 0,7 \cdot$$

$$0,8L^{-3-14}$$

## Analyse

Allerdings Coron und Naccache (1998) berichten, dass "die Ungenauigkeit durch [diese Näherung] können der Test 2,67 mal mehr permissive als das, was theoretisch zugelassen. "Mit anderen Worten, das Verhältnis der Standardabweichung von  $f_n$  aus der Angleichung oben, um die wahre Standardabweichung erhalten abweicht erheblich von einem. In Anbetracht dieser Tatsache und auch da alle Annäherungen basieren auf den

"Zulässig" Annahme, dass

$Q \cdot \#$

, Kann die Zufälligkeit Hypothese durch die Überprüfung der Normalität getestet werden der beobachteten Werte  $f_n$ , vorausgesetzt, dass die Varianz unbekannt ist. Dies kann mit einem t-Test werden.

Die ursprüngliche Reihenfolge muss in  $r$  (partitioniert werden  $r =$

20) Teilstrings, auf denen jeweils der Wert der

Universal-Test-Statistik ausgewertet (für den gleichen Wert von Parametern  $K, L$  und  $Q$ ).

Die Stichprobenvarianz ist

ausgewertet, und die P-Wert ist

$$\text{erfc}_{fn} \cdot EL()$$

varfn ()

#

\$

%

%

Referenzen für Test

[1]

Ueli Maurer M., "A Universal Statistische Test für Random Bit Generators," Journal of Kryptologie. Vol. 5, Nr. 2, 1992, S. 89-105.

[2]

JS Coron und D. Naccache ", eine exakte Auswertung von Universal Test Maurer," Proceedings von SAC '98 (Lecture Notes in Computer Science). Berlin: Springer-Verlag, 1998.

[3]

H. Gustafson, E. Dawson, L. Nielsen, W. Caelli "Ein Computer-Paket für die Messung der Stärke von Verschlüsselungsalgorithmen, "Computers & Security. 13 (1994), S. 687-697.

[4]

AJ Menezes, PC van Oorschot, SA Vanstone, Handbook of Applied Cryptography. Boca Raton: CRC Press, 1997.

[5]

J. Ziv, "Compression, Tests auf Zufälligkeit und die Schätzung des statistischen Modells eines einzelnen Sequenz "Sequences (ed. R. M. Capocelli). Berlin: Springer-Verlag, 1990.

[6]

J. Ziv und A. Lempel, `` A universellen Algorithmus für die sequentielle Datenkompression,"IEEE Transactions on Information Theory. Vol. 23, S. 337-343.

3,10 lineare Komplexität Testen

Dieser Test verwendet lineare Komplexität für Zufälligkeit zu testen. Das Konzept der linearen Komplexität ist es, einen Zusammenhang beliebiger Bestandteil vieler Keystream Generatoren, nämlich Register Linear Feedback Shift (LFSR). Solch ein Register der Länge L besteht aus L Verzögerungselemente jeweils einen Eingang und einen Ausgang. Wenn der Ausgangszustand von LFSR ist  $(e_{L-1}, \dots, e_1, e_0)$ , dann wird der Ausgang Sequenz  $(e_L, e_{L+1}, \dots)$ , erfüllt die folgenden wiederkehrenden

Formel für  $j =$

L

" $J = c_1^j j \# 1 + c_2$  "c1, ..., sind  $c_L$  Koeffizienten des Polynoms Verbindung zu einem gegebenen LFSR. Ein LFSR wird gesagt, zu einem gegebenen binären Sequenz zu erzeugen, wenn dieser Sequenz ist die Ausgabe des LFSR für einige Ausgangszustand.

## Analyse

Für eine gegebene Folge  $s_n = (e_1, \dots, e_n)$ , ist die lineare Komplexität  $L(s_n)$  als die Länge des kürzesten definiert LFSR, das  $s_n$  erzeugt wie seine ersten  $n$  Glieder. Die Möglichkeit der Verwendung der linearen Komplexität charakteristisch für Testen Zufälligkeit beruht auf der Berlekamp-Massey-Algorithmus, der eine effiziente Möglichkeit bietet, um auf bewerten endlichen Zeichenfolgen.

Wenn die binäre  $n$ -Sequenz  $s_n$  wirklich zufällig ist, existieren Formeln [2] für die mittlere,  $u_N = E L(s_n)$  und die

Varianz,

$$N^2 = \text{Var} L(s_n)$$

der linearen Komplexität  $L(s_n) = L_n$ , wenn die  $n$ -Sequenz  $s_n$  wirklich zufällig ist. Der Crypt-X-Paket [1] legt nahe, dass das Verhältnis in der Nähe einer Standardnormalverteilung variabel ist, so

$$L_n \approx u_N \cdot \sqrt{n}$$

dass die entsprechenden P-Werte können von den normalen Fehler-Funktion gefunden werden. In der Tat, Gustafson et al. [1]

(S. 693) behaupten, dass "für große  $n$ ,  $L(s_n)$  ist ungefähr normalverteilt mit Mittelwert  $n/2$  und einer Varianz verteilt  $z = (L(s_n) - n/2) / \sqrt{n}$ "

$n^2$

#

\$

%

&

"

(

der Mittelwert  $u_N$  nicht asymptotisch genau so verhalten, als  $n/2$ , und im Hinblick auf die Beschränktheit der

Varianz wird dieser Unterschied signifikant. Noch wichtiger ist, den Schwanz

Wahrscheinlichkeiten der Begrenzung

Verteilung sind viel größer als die der Standard-Normalverteilung.

Die asymptotische Verteilung von

$L_n \approx u_N \cdot \sqrt{n}$  entlang die Reihenfolge der geraden oder ungeraden Werten von  $n$  ist, dass eine

diskrete Zufallsvariable über eine Mischung von zwei geometrischen Zufallsvariablen (einer von ihnen unter erhalten nur negative Werte). Streng genommen, gibt es nicht die asymptotische Verteilung als solche. Die Fälle  $n$  selbst und  $n$  ungerade müssen separat mit zwei verschiedenen Grenzverteilungen aus behandelt werden.

Aufgrund dieser Tatsache die folgende Sequenz von Statistiken angepasst

$$T_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \quad (6)$$

Hier

$$T_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i + \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i \quad (7)$$

Diese Statistiken, die nur ganzzahlige Werte annehmen, in der Verteilung der Zufallsvariable konvergieren

$$P(T_n = 0) = \frac{1}{2} \quad (8)$$

Grenzverteilung ist nach rechts verschoben. Während für  $k = 1, 2, \dots$

$$P(T_n = k) = \frac{1}{2^{k+1}} \quad (8)$$

für  $k = -1, -2, \dots$

Es folgt aus (8), dass

$$P(T_n = k) = \frac{1}{2^{k+1}} \quad (9)$$

$P(T_n = k) = \frac{1}{2^{k+1}}$  für  $k < 0$  (9) zeigt, dass

3-16

Analyse

$P(T \leq t) = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n I_{[0, t]}(T_k)$ 
  
 So die P-Werte entsprechend dem beobachteten Wert  $T$  kann in der folgenden Weise ausgewertet werden. Lassen Sie  $T = t$ . Dann ist die P-Wert ist

In Blick auf die diskrete Natur von dieser Verteilung und die Unmöglichkeit der Verwirklichung des einheitlichen Verteilung für P-Werte, kann die gleiche Strategie verwendet, der mit anderen Tests in dieser Situation verwendet werden. Nämlich Partition der String der Länge  $n$ , so dass  $n = MN$ , in  $N$  Teilstrings jeweils der Länge  $M$ . Für die Test auf der Grundlage der linearen Komplexität Statistik (6), zu bewerten  $T$  innerhalb der  $j$ -ten substring der Größe  $M$ , und Wählen Sie  $K + 1$  Klassen (je nach  $M$ .) Für jede dieser Zeichenketten, die Frequenzen,  $f_0, f_1, \dots, f_K$ , der Werte von  $T$  Zugehörigkeit zu einem der  $K + 1$  gewählt Klassen,  $f_0 + f_1 + \dots + f_K = N$ , bestimmt. Es ist zweckmäßig, die Klassen mit den Endpunkten bei semi-Zahlen zu wählen.

Die theoretischen Wahrscheinlichkeiten  $p_0, p_1, \dots, p_K$  dieser Klassen sind aus bestimmt (8) und (9). Aus diesem Dazu hat  $M$  groß genug sein für die Grenzverteilung von (8) gegeben und (9) eine Verfügung vernünftige Annäherung.  $M$  soll mehr als 500. Es wird empfohlen,  $M$  gewählt werden, dass  $500 \leq M \leq 5000$ .

Die Frequenzen werden durch den verwachsenen  $\chi^2$ -Statistik

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^K \frac{(f_i - N p_i)^2}{N p_i}$$

, die unter die Zufälligkeit Hypothese, hat eine ungefähre  $\chi^2$ -Verteilung mit  $K$  Freiheitsgraden. Die ausgewiesenen P-Wert ist

$p = P(\chi^2 \geq \chi^2_{obs})$ 
  
 $\chi^2_{obs} = \sum_{i=1}^K \frac{(f_i - N p_i)^2}{N p_i}$ 
  
 Nach wie vor eine konservative Bedingung für die Nutzung der  $\chi^2$ -Näherung ist, dass  $N p_i \geq 5$

"I # 5.

Für einigermaßen große Werte von M und N, die folgenden Klassen (K = 6) scheinen angemessen zu sein: {T =

-2,5},

{-2,5 < T =

-1,5}, {-1,5 < T =

-0,5}, {-0,5 < T =

0,5}, {0,5 < T =

1,5}, {-1,5 < T =

2,5}, {T > 2,5}.

Die Wahrscheinlichkeiten dieser Klassen sind  $p_0 = 0,01047$ ,  $p_1 = 0,03125$ ,  $p_2 = 0,12500$ ,  $p_3 = 0,50000$ ,  $p_4 = 0,25000$ ,  $p_5 = 0,06250$ ,  $p_6 = 0,020833$ . Diese Wahrscheinlichkeiten sind wesentlich verschieden von denen, die aus der erhaltenen normalen Annäherung, für die ihre Zahlenwerte sind: 0,0041, 0,0432, 0,1944, 0,3646, 0,2863, 0,0939, 0,0135.

3-17

Analyse

Referenzen für Test

[1]

H. Gustafson, E. Dawson, L. Nielsen, und W. Caelli (1994), "Ein Computer-Paket für die Messung der Stärke des Verschlüsselungsalgorithmus, "Computers and Security. 13, S. 687-697.

[2]

AJ Menezes, PC van Oorschot und SA Vanstone (1997), Handbook of Applied Cryptography. CRC Press, Boca Raton, FL.

[3]

R.A. Rueppel, Analyse und Konzeption von Stream Ciphers. New York: Springer, 1986. 3,11 Seriell-Test

Die (verallgemeinerte) serial-Test stellt eine Reihe von Verfahren zur Prüfung der Gleichmäßigkeit der Basis

Verteilungen von Mustern bestimmter Länge.

Insbesondere für

"I1Kimi1, ..., im Durchlaufen der Menge aller möglichen  $2^m$  0,1 Vektoren der Länge m, lassen

bezeichnen die Häufigkeit des Musters ( $i_1, \dots, i_m$ ) in der "zirkularisiert" Folge von Bits ( $e_1, \dots, e_n, e_1, \dots,$

$e_{m-1}$ ).



Set

"M2 =  
2mn  
# I1Kim  
%  
&  
"  
+ So

"M2  
ist ein  
"2-Typ Statistik, aber es ist ein verbreiteter Irrtum anzunehmen, dass die  
"M2  
hat die  
"2-Verteilung.

In der Tat, die Frequenzen

"I1Kim  
sind nicht unabhängig.

Die entsprechende generalisierte serielle Statistiken für die Prüfung von Zufälligkeit ([1], [2] und [3]) sind

und

"# M2 = # m2 \$ # \$ m" 2 # m2 = # m2 2 \$ # (hier  
"02 =" # 12 = 0). Dann

"# M2  
hat eine  
"2-Verteilung mit  $2m-1$  Freiheitsgraden und  
"2 # m2  
hat eine

"2  
-Verteilung mit  $2m-2$  Freiheitsgraden. So für kleine Werte von  $m$ ,  
 $m \log_2 n$  ( $\log_2 n$ ), kann man

finden die entsprechenden  $2m$  P-Werte aus der Standard-Formeln.

P "Wert1 =  $\text{igamc}(2m, P)$ " Wert2 =  $\text{igamc}(2m, T)$ The Ergebnis für

"Nr. 22  
und die übliche Zählung der Frequenzen ist falsch in [1, S. gegeben 181, Formel

(5,2): +1 sollte mit -1 ersetzt werden.

Die Konvergenz von

"# M2

die

"2-Verteilung wurde von Good (1953) bewiesen.

3-18

Analyse

Referenzen für Test

[1] IJ Good (1953), "Der serielle Test für die Anzahl der Proben und anderen Tests auf Zufälligkeit", Proc.

Cambridge Philos. Soc .. 47, S. 276-284.

[2] M. Kimberley (1987), "Vergleich von zwei statistischen Tests für Keystream Sequenzen," Electronics

Letters. 23, S. 365-366.

[3] DE Knuth (1998), The Art of Computer Programming. Vol. 2, 3. Aufl.. Reading: Addison-

Wesley, Inc., S. 61-80.

[4] AJ Menezes, PC van Oorschot und SA Vanstone (1997), Handbook of Applied Cryptography. Boca Raton, FL: CRC Press, S. 181.

3,12 Ungefähre Entropy-Test

Ungefähre Entropie Eigenschaften [1] auf sich wiederholende Muster in der Zeichenfolge. WENN

$Y_i(m) = \{i, K, \dots\}$ , Set

$C_i(m) =$

$1/n + 1/m \#$  und

$H(M) =$

$1/n + 1/m \# \log C_i(m) +,$

$C_i(m)$

ist die relative Häufigkeit des Auftretens des Musters  $Y_i(m)$  in den String und  $F(m)$  ist die Entropie

die empirische Verteilung, die sich auf die Menge aller  $2^m$  mögliche Muster der Länge  $m$ ,

$H(M) = \sum_{m=1}^{\infty} -L \log_2 L 2^m$

\$

,

wo  $p_l$  ist die relative Häufigkeit der Muster  $l = (i_1, \dots, i_m)$  in der Zeichenfolge.  
Die ungefähre Entropie  $ApEn$  der Ordnung  $m$ ,  $m = 1$  ist definiert als

$ApEn(m) = -\sum_{l \in \mathcal{L}_m} p_l \log_2 p_l$  mit  $ApEn(0) = -F(1)$ . " $ApEn(m)$  Maßnahmen der logarithmischen Frequenz, mit der Blöcke der Länge  $m$ , die nahe beieinander bleiben nahe beieinander für die Blöcke um eine Position erweitert. So kleine Werte von  $ApEn(m)$  bedeuten starke Regelmäßigkeit, oder Persistenz, in einer Sequenz. Alternativ große Werte von  $ApEn(m)$  implizieren erhebliche Fluktuation, oder Unregelmäßigkeiten. "[1, S. 2083].

Pincus und Kalman [2] definierten Reihenfolge zu  $m$ -unregelmäßig ( $m$ -random), wenn seine ungefähre Entropie

$ApEn(m)$  nimmt den größtmöglichen Wert. Sie bewerteten Mengen

2  $ApEn(m)$ ,  $m = 0, 1, 2$  für Binär- und

Zur 3. Erweiterungen der  $e$ ,  $p$ , und

mit dem überraschenden Ergebnis, dass der Ausbau der zeigte mehr Unregelmäßigkeiten als die von  $S$ .

3-19

1.

Analyse

Für eine feste Blocklänge  $m$ , sollte man erwarten, dass in langen random (unregelmäßig) Streicher,

$ApEn(m) \approx \log_2 2$ .

Die Begrenzung der Verteilung von

$\log_2 ApEn$  (deckt sich mit einer

$\chi^2$ -Zufallsvariable mit  $2m$

Freiheitsgrade. Diese Tatsache bildet die Grundlage für einen statistischen Test, wie Rukhin gezeigt wurde [3].

So mit

$\chi^2(\text{obs}) = n \log_2$  ist die berichtete P-Wert

$igamc2m \ "1, \# 2 \text{ (obs)} \ /.$

Eigentlich ist diese Begrenzung Verteilung der ungefähre Entropie genauer für seine modifizierte Definition als

"

$\sim (M)$

$= \# \ i1Kim \log \$$

,

WO

" $i1Kim$ denotes die relative Häufigkeit der Vorlage ( $i_1, \dots, i_m$ ) in die erweiterte (oder kreisförmig)

Version des Original-String, dh in den String

" $1, K, \dots, n, 1, K, \dots, m$ . Lassen

" $i1Kim = n \# \ i1Kim$

werden die

Frequenz des Musters  $i_1, \dots, i_m$ . Unter unserer Definition

" $i1Kim = \sum_{k=1}^m i1Kim_k \#$

, So dass für jeden

.

$m,$

$i1Kim$

" $= N$

Definieren Sie die geänderte ungefähre Entropie als

$A_{pen}(m)$

$\sim$

= "

~ (M)

.

Mit Jensen-Ungleichung,

$\log s \leq \text{ApEn}(m)$

~

für alle  $m$ , während es möglich ist, dass

$\log s < \text{ApEn}(m)$

.

Daher ist der größtmögliche Wert der modifizierten Entropie nur  $\log s$ , die, wenn  $n =$   
erreicht ist

$s^m$ , und die Verteilung aller  $m$ -Muster einheitlich ist. Bei der Berechnung der ungefähren  
Entropie für mehrere

Werte von  $m$ , ist es sehr bequem, die Summe aller Frequenzen von  $m$ -Vorlagen haben  
gleich  $n$ .

Wenn  $n$  groß ist, kann  $\text{ApEn}(m)$  und seine modifizierte Version unterscheidet sich nur  
wenig. Tatsächlich hat man mit

$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log \frac{1}{f_i} = \log s + \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log \frac{1}{f_i} - \log s$

$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log \frac{1}{f_i} = \log s + \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log \frac{1}{f_i} - \log s$

$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log \frac{1}{f_i} = \log s + \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log \frac{1}{f_i} - \log s$

$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log \frac{1}{f_i} = \log s + \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log \frac{1}{f_i} - \log s$

% Daraus folgt, dass

$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log \frac{1}{f_i} = \log s + \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log \frac{1}{f_i} - \log s$

$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log \frac{1}{f_i} = \log s + \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log \frac{1}{f_i} - \log s$

%

$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log \frac{1}{f_i} = \log s + \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log \frac{1}{f_i} - \log s$

und

"

~ (M)

was darauf schließen lässt, dass für eine feste

muss in der Nähe für große  $n$ . Daher Pincus 'ungefähre Entropie und seine modifizierte Version sind auch in der Nähe, und ihre asymptotische Verteilungen müssen übereinstimmen.

#### Referenzen für Test

[1]

S. Pincus und BH Singer, "Zufall und Grad der Unregelmäßigkeit", Proc. Natl. Acad. Sci. USA. Vol. 93, März 1996, S. 2083-2088.

3-20

#### Analyse

[2]

S. Pincus und RE Kalman, "Nicht alle (möglicherweise) random Proc "-Sequenzen gleich sind, geschaffen."

Natl. Acad. Sci. USA. Vol. 94, April 1997, S. 3513 bis 3518.

[3]

A. Rukhin (2000), "Ungefähre Entropie für die Prüfung Zufälligkeit", Journal of Applied Probability. Vol. 37, 2000.

#### 3,13 Summenwerte (Cusum) Test

Dieser Test basiert auf der maximalen absoluten Wert der Partialsummen der Sequenz dargestellt in der

$\pm 1$  Mode. Große Werte dieser Statistik zeigen, dass es entweder zu viele Einsen oder zu viele Nullen am

den frühen Phasen der Sequenz. Kleine Werte zeigen an, dass Einsen und Nullen zu werden vermischt

"S

$k = X_n + K + X_{\text{evenly}}$ . A

Dual-Test kann von der umgekehrten Zeit Irrfahrt mit abgeleitet werden. Mit diesem

Definition, die Interpretation der Testergebnisse ist durch Austausch "der Anfangsphase" von dem verstorbenen geändert Stufen. "

Der Test basiert auf der Begrenzung der Verteilung des Maximums der absoluten Werte der Partialsummen basiert,

$\max_{1 \leq k \leq n} S_k$ ,

$\lim_{n \rightarrow \infty} P$

$\max_{1 \leq k \leq n} S_k$

%

&

"

=

4

"

(# 1)  $\sum_{j=1}^n \exp(-z_j) = 0$

\* +

(10)

Mit der Teststatistik

$z = \max_{1 \leq k \leq n} S_k$  (die Zufälligkeit Hypothese ist für große Werte abgelehnt

von  $z$ , und die entsprechende P-Wert ist

$1 - H(\max_{1 \leq k \leq n} S_k)$  (wo die Funktion  $G(z)$  ist durch die Formel (11) definiert.

Die Serie  $H(z)$  in der letzten Zeile (10) konvergiert schnell und sollte für die numerische Berechnung verwendet werden

nur für kleine Werte von  $z$  Die Funktion  $G(z)$  (die gleich ist

$\max_{1 \leq k \leq n} S_k / z$  für alle  $z$ ) ist bevorzugt, dass die

Berechnung für moderate und große Werte von,

$G(z) =$

12 "

# Zz,

= ("1) k # 2k + k =" \$

\$

%

= "(Z )#"("# z )+="( z )#"("# z )#"#( z )\$#(\$ z) \$" 1 #

42 \$ zexp%

&

"

(11)

wo F (x) ist die Standard-Normalverteilung.

3-21

Analyse

Mehr direkt über Theorem 2.6, S. 17 von Revesz [2], so erhält man

$P_{\max} 1 "k" N_{SK} \# z ()$

= 1 "P4K" k = "#

#

\$

+ P4K +1 () z <k = "#

#

\$

.

Diese Formel gilt für die Bewertung der P-Werte verwendet mit



$z = \max_{1 \leq k \leq n} |S_k| / \sqrt{k}$  Die Zufälligkeit Hypothese ist für große Werte von  $z$  abgelehnt

## Referenzen für Test

[1]

Frank Spitzer, Principles of Random Walk. Princeton: Van Nostrand, 1964 (besonders S. 269).

[2]

Pal Revesz, Random Walk in Random und Non-Random-Umgebungen. Singapore: World Scientific, 1990.

### 3,14 Zufällige Ausflüge Testen

Dieser Test basiert auf Berücksichtigung aufeinanderfolgenden Summen der binären Bits (plus oder minus einfache) als eindimensionale Basis random walk. Der Test erkennt Abweichungen von der Verteilung der Anzahl der Besuche der Irrfahrt bis zu einem gewissen "Zustand", dh einen beliebigen ganzzahligen Wert.

Betrachten Sie die Random-Walk- $S_k = X_1 + \dots + X_k$  als eine Folge von Exkursionen zu und von Null

$i, k, l$  ( $i, j$ ):  $S_i = S_j + l$  sei bezeichnen die Gesamtzahl der solche Ausflüge in die Zeichenfolge die Grenzverteilung für diese (random)

Zahl  $J$  (dh die Anzahl der Nullen unter den Summen  $S_k$ ,  $k = 1, 2, \dots, n$ , wenn  $S_0 = 0$ ) ist bekannt, dass

$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{J}{n} = \frac{1}{2}$

$P\{J < z\}$

$\sim$

$\frac{1}{\sqrt{z}}$

$\&$

"  
 (  
 ) =  
 .  
 (12)

Der Test weist die Zufälligkeit Hypothese sofort, wenn J ist zu klein, dh, wenn die folgenden P-Wert ist klein:

$P(J < J(\text{obs}))$

WENN

$J < \max(0.005n)$ , ist die Zufälligkeit Hypothese abgelehnt. Ansonsten wird die Anzahl der Besuche der random walk S zu einem bestimmten Zustand ausgewertet wird.

3-22

Analyse

Lassen. (X) die Anzahl der Besuche auf x, x sein.  
 0, während einer 0-Ausflug. Die Verteilung ist in Revesz abgeleitet

[2] und Baron und Rukhin [1]:

und für  $k = 1, 2, \dots$

$P(X = 0) = 1 - \frac{1}{n}$

$P(X = k) = \frac{1}{n} \left(\frac{k-1}{n}\right)^{k-1}$

14x21 (13)

(14)

Dies bedeutet, dass  $(x) = 0$  mit Wahrscheinlichkeit  $1 - 1/2^{|x|}$ ; Sonst (mit Wahrscheinlichkeit  $1/2^{|x|}$ ),  $(x)$  fällt mit.

eine geometrische Zufallsvariable mit dem Parameter  $1/2^{|x|}$ .

Es ist leicht zu sehen, dass

$E(x) = 1$ ,

und

$\text{Var}(x) = 4x$  nützliche Formel lautet:

$P(x \leq a+1) = 1 - 1/2^{a+1}$

Die obigen Ergebnisse sind auf Zufälligkeit Prüfung in der folgenden Weise verwendet.

Für eine "repräsentative"-Kollektion

der x-Werte (sagen wir,  $1 \leq x \leq 7$  oder  $-7 \leq x \leq -1$ )

$x =$

$7$  oder  $-7 =$

$x =$

$-1$ ;  $-4 =$

$x =$

4 in die Test-Suite-Code verwendet wird), bewerten die beobachteten

Frequenzen.  $k(x)$  die Zahl  $k$  der Besuche in den Zustand  $x$  in  $J$  Ausflüge, die im String vorkommen. So

$K(x) = (k_j)_{j=1}^J$

mit

$K_j(x) = 1$  exactly gleich  $k$ , und

$K_j(x) = 0$  otherwise. Pool der Werte.  $(X)$  in Klassen, sagen wir,  $k = 0, 1, \dots, 4$  mit wenn die Zahl der Besuche auf  $x$  während der  $j$ -ten Ausflug ( $j = 1, \dots, J$ ) ist

eine zusätzliche Klasse  $k =$

5. Die theoretischen Wahrscheinlichkeiten für diese Klassen sind:

$$P(X=0) = P(X=k) =$$

$$P(X=5) =$$

Diese Wahrscheinlichkeiten haben die Form

3-23

Analyse

$x$	$p_0(x)$	$p_1(x)$	$p_2(x)$	$p_3(x)$	$p_4(x)$	$p_5(x)$
$x = 1$	0,5000	0,2500	0,1250	0,0625	0,0312	0,0312
$x = 2$	0,7500	0,0625	0,0469	0,0352	0,0264	0,0791
$x = 3$	0,8333	0,0278	0,0231	0,0193	0,0161	0,0804
$x = 4$	0,8750	0,0156	0,0137	0,0120	0,0105	0,0733
$x = 5$	0,9000	0,0100	0,0090	0,0081	0,0073	0,0656
$x = 6$	0,9167	0,0069	0,0064	0,0058	0,0053	0,0588
$x = 7$	0,9286	0,0051	0,0047	0,0044	0,0041	0,0531

Vergleichen Sie diese Frequenzen um die theoretischen mit der  $\chi^2$ -Test,

$$\chi^2(x) =$$

$$\sum_{k=0}^5 \frac{(n_{kj} - E_{kj})^2}{E_{kj}}$$

&

,

, die für jedes  $x$  unter der Zufälligkeit Hypothese, muss etwa ein  $\chi^2$ -Verteilung mit 5

Freiheitsgrade. Dies ist eine gültige testen, wenn

$J_{\min}(x) \neq 5$ , d. h., wenn  $J = 500$ . (Die Test-Suite-Code verwendet

$p_4(x=4)$  für  $\min p_k(x)$ .) Wenn diese Bedingung nicht gilt, Werte  $(x)$  muss in größeren Klassen zusammengelegt werden.

Die entsprechende Batterie von P-Werte berichtet. Diese Werte sind aus der Formel

```
1 "P52,  
# 2 (obs) (2  
$  
%  
&  
.
```

Referenzen für Test

[1] M. Baron und AL Rukhin, "Verteilung der Anzahl der Visits Für einen Random Walk" Communications in Statistics: Stochastic Models. Vol. 15, 1999, S. 593-597.

[2] Pal Revesz, Random Walk in Random und Non-Random-Umgebungen. Singapore: World Scientific, 1990.

[3] Frank Spitzer, Principles of Random Walk. Princeton: Van Nostrand, 1964, (besonders S. 269).

3,15 Zufällige Ausflüge Variant-Test

Eine Alternative zu der zufälligen Ausflüge Test kann wie folgt abgeleitet werden. Mit der Notation des vorherigen

Unterabschnitt lassen  $J(x)$  die Gesamtzahl der Besuche in  $x$  bei  $J$  Exkursionen werden.

(Die Test-Suite wird davon ausgegangen,  $J$

=

500.) Da  $S_k$  erneuert bei jedem Null.  $J(x)$  ist eine Summe von unabhängigen, identisch verteilten Variablen mit

die gleiche Verteilung wie  $(x) = .1(x)$ . Daher ist die Grenzverteilung  $J(x)$ ,

$\lim_{J \rightarrow \infty} \#$

P

$J(x) \gg \&$

"

(

(

z),

ist normal. Die Zufälligkeit Hypothese wird abgelehnt, wenn der P-Wert

3-24

Analyse

erfc

$J(x) \text{ (obs)} \# \&$

%

&

&

ist klein.

Referenzen für Test

[1]

M. Baron und AL Rukhin, "Verteilung der Anzahl der Visits Für einen Random Walk" Communications in Statistics: Stochastic Models. Vol.15, 1999.

[2]

Pal Revesz, Random Walk in Random und Non-Random-Umgebungen. Singapore: World

Scientific, 1990.

[3]

Frank Spitzer, Principles of Random Walk. Princeton: Van Nostrand, 1964 (besonders S. 269).

3-25

Analyse

#### 4. Testing Strategie und Ergebnis Interpretation

Drei Themenbereiche werden in diesem Abschnitt behandelt werden: (1) Strategien für die statistische Analyse einer zufälligen Number Generator, (2) die Interpretation der empirischen Ergebnisse mit dem NIST Statistische Test Suite, und (3) allgemeine Empfehlungen und Richtlinien.

##### 4.1 Strategien für die statistische Analyse der RNG

In der Praxis gibt es viele unterschiedliche Strategien in der statistischen Analyse einer zufälligen Zahl der Beschäftigten Generator. NIST hat sich die Strategie in Abbildung 1 dargestellt angenommen. Abbildung 1 gibt einen architektonischen Darstellung der fünf Etappen in der statistischen Prüfung von einem Zufallsgenerator beteiligt.

##### Etappe 1: Auswahl eines Generators

Wählen Sie ein Hardware-oder Software-basierter Generator zur Auswertung. Der Generator sollte eine binäre Folge von 0 und 1 ist von einer bestimmten Länge  $n$ . Beispiele für Pseudo-Generatoren (PRNG), dass sein gewählt sind ein DES-basierte PRNG von ANSI X9.17 (Anhang C), sowie zwei weitere Methoden, die angegeben in FIPS 186 (Anlage 3) und basieren auf den Secure Hash Algorithm

(SHA-1) und die Daten auf  
Encryption Standard (DES).

#### Stufe 2: Binary Sequence-Generation

Für eine feste Folge der Länge  $n$  und die vorgewählte Generator, bauen eine Reihe von  
 $m$  binären Sequenzen und  
Speichern Sie die Sequenzen zu einem file7.

#### Stufe 3: Führen Sie das Statistische Test Suite

Rufen Sie die NIST Statistische Test Suite unter Verwendung der Datei in Stufe 2 und  
die gewünschte Sequenz Länge hergestellt.

Wählen Sie das statistische Tests und entsprechenden Input-Parameter (zB Blocklänge)  
angewendet werden.

#### Stufe 4: Untersuchen Sie die P-Werte

Eine Ausgabedatei wird durch die Test-Suite mit den entsprechenden Zwischen-Werte,  
wie zB Test-Statistiken generiert werden,  
und P-Werte für die einzelnen statistischen Tests. Basierend auf diesen P-Werte, eine  
Aussage über die Qualität der  
Sequenzen hergestellt werden kann.

#### Stage 5: Beurteilung: Pass / Fail Assignment

Für jeden statistischen Test, ist ein Satz von P-Werten (entsprechend der Menge von  
Sequenzen) produziert. Für eine feste  
Signifikanzniveau, einen bestimmten Prozentsatz der P-Werte sollen Fehler hinweisen.  
Zum Beispiel, wenn die  
Signifikanzniveau gewählt zu 0,01 sein (also ein  
= 0,01), dann etwa 1% der Sequenzen wird erwartet, dass



scheitern. Eine Sequenz übergibt einen statistischen Test, wenn der P-Wert =  $\alpha$  und nicht anders. Für jede statistischen Test, der Anteil der Sequenzen, die passieren berechnet wird und entsprechend analysiert. Mehr vertiefte Analyse sollte mit zusätzlichen statistischen Verfahren (siehe Abschnitt 4.2.2) werden.

7 Beispiel Daten können auch von Random Number George Marsaglia der CDROM, erhältlich bei

<http://stat.fsu.edu/pub/diehard/cdrom/>.

4-1

Analyse

4.2 Die Interpretation der empirischen Ergebnisse

Drei Szenarien sind typisch Ereignisse, die durch empirische Tests auftreten können.

Fall 1: Die Analyse der Pvalues

kein Hinweis auf eine Abweichung von der Zufälligkeit. Fall 2: Die Analyse zeigt deutlich eine Abweichung

von Zufälligkeit. Fall 3: Die Analyse ist nicht schlüssig.

Die Interpretation der empirischen Ergebnisse können in einer beliebigen Anzahl von Arten durchgeführt werden. Zwei Ansätze NIST

hat angenommen umfassen (1) die Prüfung der Anteil der Sequenzen, die eine statistische Test bestehen und (2)

die Verteilung der P-Werte, die für Einheitlichkeit zu überprüfen.

Für den Fall, dass einer dieser beiden Ansätze nicht (dh, die entsprechende Nullhypothese muss abgelehnt werden),

zusätzliche numerische Experimente sollten an verschiedenen Proben des Generators

durchgeführt werden, um festzustellen, ob das Phänomen wurde eine statistische Anomalie oder ein klarer Beweis der Nicht-Zufälligkeit.

4.2.1 Anteil der Sequenzen eine Prüfung besteht,

Abbildung 4-1: P-Wert Plot

Angesichts der empirischen Ergebnisse für einen bestimmten statistischen Test, Berechnung des Anteils der Sequenzen, die passieren. Für Beispielsweise wenn 1000 Binärsequenzen getestet wurden (dh  $m = 1000$ ), ein  $\alpha = 0,01$  (Signifikanzniveau), und 996 binäre Sequenzen hatte P-Werte  $\leq 0,01$ , Dann ist das Verhältnis  $996/1000 = 0,9960$ .

Die Palette der akzeptablen Verhältnis wird mit  $3\sigma$   $\pm$  das Konfidenzintervall definiert als,,

WO

$\sigma$

$= 1 - \alpha$ , und  $m$  ist die Stichprobengröße. Wenn der Anteil außerhalb dieses Intervalls, dann gibt es Hinweise, dass die Daten werden nicht zufällig. Beachten Sie, dass andere Werte der Standardabweichung verwendet werden könnten. Für das obige Beispiel, die

(Dh, der Anteil sollte über 0,9805607 liegen. Diese

Konfidenzintervall

kann dargestellt mit Hilfe eines Graphen wie in Abbildung 4-1 gezeigt werden. Das

Konfidenzintervall wurde mit einem Normalverteilung als Approximation der Binomialverteilung, die einigermaßen genau ist für große Stichproben (z. B.,  $n = 1000$ ).

#### 4.2.2 gleichmäßige Verteilung der P-Werte

##### Abbildung 4-2: Histogramm der P-Werte

Die Verteilung der P-Werte untersucht, um sicherzustellen, Uniformität. Dies kann visuell dargestellt werden mit einem Histogramm (siehe Abbildung 4-2), wobei das Intervall zwischen 0 und 1 ist in 10 Teilintervalle unterteilt, und die P-Werte, die in jedem Teilintervall liegen, sind gezählt und angezeigt.

Uniformity kann auch über einen Antrag der bestimmt werden ein 0,2-Test und die Bestimmung eines P-Wert entsprechend der Goodness-of-Fit-Test Verteilungswirkungen auf die P-Werte für eine beliebige statistische Test erhalten (D. h., ein P-Wert des P-Werte). Dies wird erreicht,

4-2

#### Analyse

durch die Berechnung =

$\chi^2$ , wobei  $F_i$  ist die Zahl der P-Werte in Teilintervall  $i$  und  $s$  ist die Stichprobengröße. Ein P-Wert ist so, dass berechnete  $P\text{-value}_T = \frac{\chi^2}{2}$  ( $\chi^2$  ist die Chi-Quadrat-Statistik)

!

. Wenn  $P\text{-value}_T =$

0,0001, dann

Die Sequenzen können als gleichmäßig verteilt werden.

#### 4.3 Allgemeine Empfehlungen und Richtlinien

In der Praxis kann es viele Gründe gegeben, warum ein Datensatz einen statistischen Test nicht bestanden hat. Die folgenden

ist eine Liste der möglichen Erklärungen. Die Liste wurde auf der Grundlage NIST statistischen Tests Bemühungen zusammengestellt.

(A) Ein falsch programmiert statistischen Test.

Sofern nicht anders angegeben, ist davon auszugehen, dass ein statistischer Test zugeschnitten war an einem Griff werden

Besonders problematisch Klasse. Da die NIST-Test-Code wurde geschrieben, um die Auswahl der damit

Eingabeparameter, wurde der Code in eine beliebige Anzahl von Möglichkeiten, verallgemeinert werden. Leider ist this

nicht zwangsläufig zur Codierung einfach zu übersetzen.

Ein paar statistische Tests wurden mit künstlichen obere Schranken gezwungen worden. Zum Beispiel, die

random Ausflüge Tests sind davon ausgegangen, dass nicht mehr als  $\max\{1000, n/128\}$  Zyklen.

Denkbar ist, kann feste Parameter erhöht werden, je nach experimentellen Bedingungen.

(B) Ein unterentwickeltes (unreifen) statistischen Test.

Es gibt Gelegenheiten, bei denen entweder die Wahrscheinlichkeit oder die Komplexität der Theorie nicht ausreichend entwickelt

oder versteht man eine strenge Analyse des statistischen Tests zu erleichtern.

Im Laufe der Zeit sind statistische Tests im Lichte der neuen Ergebnisse überarbeitet.

Da viele statistische Tests basieren auf asymptotischen Näherungen basiert, erfordert eine sorgfältige Arbeit zu leisten, wie zu bestimmen gute Näherung ist.

(C) Eine fehlerhafte Umsetzung von einem Zufallsgenerator.

Es könnte sein, plausibel, dass ein Hardware-RNG oder ein Software-RNG hat aufgrund eines Fehlers in der gescheiterten Design oder aufgrund einer Codierung Umsetzung Fehler. In jedem Fall muss eine sorgfältige Überprüfung vorgenommen werden dies auszuschließen.

(D) Falsch geschriebene Codes nutzen Test Eingabedaten.

Ein weiterer Bereich, unter die Lupe genommen werden muss, ist die Nutzung von Testdaten. Die Testdaten produziert von einem (P) RNG müssen, bevor sie durch einen statistischen Test verwendet werden. Für beispielsweise die Verarbeitung könnte zählen die Aufteilung des Ausgabe-Stream aus dem (P) RNG in entsprechende großen Blöcken, sowie der Umsetzung der 0 ist, um negative. Gelegentlich war es festgestellt, dass der Fehler von einem statistischen Test aufgrund von Fehlern im Code verwendet werden, um wurden Verarbeitung der Daten.

4-3

Analyse

(E) Schlechte mathematische Routinen zur Berechnung von P-Werten

Qualität Mathematik-Software muss verwendet werden, um ausgezeichnete Annäherungen zu gewährleisten, wann immer möglich sein. Insbesondere ist die unvollständige Gamma-Funktion erschwert die Angleichung für größere Werte der Konstanten  $a$ . Schließlich wird P-Wert Formeln in falsche Werte durch Ergebnis Schwierigkeiten, die sich aus der numerischen Approximation. Um die Wahrscheinlichkeit dieses Ereignisses zu verringern, NIST hat es vorgezogen Eingabeparameter vorgeschrieben.

(F) Falsche Entscheidungen für Eingabeparameter.

In der Praxis wird ein statistischer Test liefert keine verlässlichen Ergebnisse für alle scheinbar gültige Eingabe Parameter. Es ist wichtig zu erkennen, dass Einschränkungen auf Tests basieren auf einem Test-by-Test gemacht Basis. Nehmen Sie die ungefähre Entropy-Test, zum Beispiel. Für eine Sequenz Länge in der Größenordnung von  $10^6$ , würde man erwarten, dass Blocklängen nähert  $\log_2 n$  akzeptabel wäre. Leider ist dies nicht der Fall. Empirische Untersuchungen zeigen, dass über  $m = 14$ , die beobachtet Teststatistik beginnen, mit dem erwarteten Wert nicht einverstanden (insbesondere bei bekannten gute Generatoren, wie SHA-1). Daher können bestimmte statistische Tests empfindlich auf Input Parameter.

Überlegungen müssen oft in Bezug auf die numerische Experimente eingegeben werden

Parameter, nämlich: Sequenzlänge, Stichprobengröße, Blockgröße und Vorlage.

Sequence Length

Die Bestimmung, wie lange Sequenzen sollten für die Zwecke der statistischen

genommen werden

Testen ist schwierig, Adresse. Wenn man die FIPS 140-1 statistische Tests untersucht, ist es offensichtlich, dass Sequenzen sollten etwa 20.000 Bit lang.

Allerdings ist die Schwierigkeit, mit der Einnahme relativ kurze Sequenz Längen problematisch in der Sinne, dass einige statistische Tests, wie Universal Statistische Maurer Test, erfordern extrem lange Sequenz Längen. Einer der Gründe ist die Erkenntnis, dass asymptotische Approximationen werden bei der Bestimmung der Grenzverteilung. Aussagen über die Verteilung für bestimmte Teststatistiken sind schwieriger zu Adresse für kurze Länge Sequenzen als ihre mehr Länge Pendant.

Stichprobenumfang

Die Frage der Stichprobengröße ist die Wahl des Signifikanzniveaus gebunden. NIST empfiehlt dass für diese Tests, sollte der Benutzer fix das Signifikanzniveau auf mindestens 0,001 sein, aber nicht größer als 0,018. Eine Stichprobe, die in keinem Verhältnis zu dem Signifikanzniveau ist möglicherweise nicht geeignet. Zum Beispiel, wenn das Signifikanzniveau ( $\alpha$ ) gewählt bis 0,001, dann ist zu erwarten, dass 1 von 1000 Sequenzen werden abgelehnt. Wenn eine Stichprobe von nur 100 Sequenzen ausgewählt ist, es wäre selten zu einer Ablehnung zu beobachten. In diesem Fall kann die Schlussfolgerung gezogen werden, dass ein Generator produzierte zufälligen Sequenzen, wenn aller Wahrscheinlichkeit nach eine ausreichend große

genug Probe wurde nicht verwendet. So sollte die Probe auf die Reihenfolge der Kehrwert der sein  
Signifikanzniveau ( $\alpha$ -1). Das heißt, für ein Niveau von 0,001, sollte eine Probe mindestens 1000 Sequenzen. Im Idealfall sollten viele verschiedene Proben analysiert werden.

8 Hinweis, dass für FIPS 140-2, das Signifikanzniveau auf 0,0001 wurde für die Macht up-Tests eingestellt.

4-4

Analyse

Blockgröße

Blockgrößen sind abhängig von den einzelnen statistischen Tests. Im Fall der Maurer Universal Statistische Tests, Reichweite Blockgrößen von 1 bis 16. Doch für jede spezifische Blockgröße, ein minimale Sequenzlänge verwendet werden sollte. Wenn die Blockgröße wurden bei 16 festgelegt, eine Folge von mehr als eine Milliarde Bits erforderlich wären. Für einige Benutzer kann das nicht machbar sein.

Intuitiv scheint es, dass je größer die Blockgröße, desto mehr Informationen gewonnen werden konnten aus der Analyse einer Sequenz, wie in der ungefähren Entropy-Test. Doch ein Block Größe, die zu groß ist, sollte auch nicht gewählt werden, denn sonst werden die empirischen Ergebnisse können irreführend und falsch, weil die Teststatistik ist besser, von einer ausgeprägten



angenähert

Wahrscheinlichkeitsverteilung.

! Praxis, berät NIST Auswahl einer Blockgröße nicht größer als

, wobei  $n$  die Sequenzlänge. Allerdings halten einige Ausnahmen, und damit NIST

schlägt die Wahl einer kleineren Blockgröße.

Schablone

Bestimmte statistische Tests zur Erkennung von globaler Nicht-Zufälligkeit geeignet.

Aber auch andere

statistische Tests sind eher geeignet auf die Beurteilung lokaler Nicht-Zufälligkeit, wie

Tests entwickelt, um

das Vorhandensein von zu vielen  $m$ -Bit-Mustern in einer Sequenz. ! Macht es Sinn, dass

Vorlagen von einer Blockgröße von mehr als

sollte nicht gewählt werden, da Häufigkeitszählungen

wird sehr wahrscheinlich in der Nähe von Null, ist das keine brauchbaren

Informationen. Daher müssen entsprechende Entscheidungen getroffen werden.

Andere Überlegungen

Im Prinzip gibt es viele häufig auftretende Fragen bezüglich Zufälligkeitstests.

Vielleicht ist die am häufigsten gestellte Frage lautet: "Wie viele Tests sollte man sich bewerben?" In

Praxis kann niemand wirklich beantworten diese Frage. Der Glaube ist, dass die Tests sollten

unabhängig von einander so weit wie möglich.

Eine weitere, häufig gestellte Frage betrifft die Notwendigkeit für die Anwendung eines monobits Test (dh Frequency-Test), anstelle von Universal Statistische Maurer-Test. Die Wahrnehmung ist, dass Maurer Universal-Statistischer Test ersetzt die Notwendigkeit, einen monobits Test anwenden. Dies kann zutreffen für unendlich lange Sequenzen. Allerdings ist es wichtig, im Hinterkopf behalten, dass es sein Fälle, in denen eine endliche binäre Folge wird Maurer Universal Statistische Test zu bestehen, aber nicht die monobits testen. Aufgrund dieser Tatsache empfiehlt NIST, dass die Frequenz-Test angewendet werden zuerst. Wenn die Ergebnisse dieses Tests die Nullhypothese zu unterstützen, dann kann der Benutzer gehen zu gelten andere statistische Tests.

#### 4.4 Anwendung des Multiple Tests

Bei einer Besorgnis über die Anwendung von mehreren Tests durchgeführt NIST eine Studie zur Bestimmung der Abhängigkeit zwischen den Tests. Die Durchführung der Tests wurde durch Verwendung eines überprüft Kolmogorov-Smirnov-Test der Einheitlichkeit auf die P-Werte aus den Sequenzen erhalten. Allerdings benötigt es eine Annahme, dass die Sequenzen, um zu testen, Uniformität erzeugt wurden, ausreichend zufällig waren. Es GIBT viele Tests in der Suite. Einige Tests sollten intuitiv zu geben unabhängige Antworten (zB die Frequenz-Test und Testläufe, dass die Bedingungen auf den Frequenzen sollte komplett verschiedene Aspekte des Zufalls zu beurteilen). Andere Tests, wie die Cusum Test und der Test läuft, führen in P-Werte, die wahrscheinlich korreliert werden.

## Analyse

Um zu verstehen, die Abhängigkeiten zwischen den Tests, um redundante Tests zu beseitigen und um sicherzustellen, dass die Tests in der Suite sind in der Lage, eine angemessene Auswahl von gemusterten Verhaltensweisen, eine Faktorenanalyse der Erkennung resultierenden P-Werte wurde durchgeführt. Genauer gesagt, um die Unabhängigkeit zu beurteilen, m-Sequenzen binäre Pseudo-Ziffern generiert wurden, die jeweils der Länge  $n$  und alle  $k = 161$  Tests in der Suite wurden angewandt diejenigen Sequenzen, ihre Zufälligkeit zu bestimmen. Jeder Test produzierte eine Bedeutung Wahrscheinlichkeit, bezeichnen von  $p_{ij}$  die Bedeutung Wahrscheinlichkeit Test  $i$  auf Sequenz  $j$ .

Angesichts der gleichmäßig verteilten  $p_{ij}$ , die Transformation

führt zu normalverteilten

Variablen. Lassen  $z_j$  den Vektor der transformierten Bedeutung Wahrscheinlichkeiten entsprechend der  $i$  Sequenz sein.

Eine Hauptkomponentenanalyse wurde am  $z_1$  durchgeführt, ...,  $z_m$ . In der Regel eine kleine Zahl von

Komponenten genügt, um einen großen Anteil an der Variabilität erklären, und die Anzahl dieser Komponenten

kann verwendet werden, um die Anzahl der "Dimensionen" der nonrandomness durch die Suite Tests gespannt zu quantifizieren. Sterben

Principal Component Analyse dieser Daten durchgeführt wurde. Diese Analyse Extrakte 161 Faktoren, gleich der

Anzahl der Tests. Der erste Faktor ist der, dass die größte Variabilität erklärt. Wenn viele Tests sind korreliert, wird ihre P-Werte stark von diesem Faktor ab, und der Anteil des gesamten Variabilität erklären mit diesem Faktor wird groß sein. Der zweite Faktor, erklärt der zweitgrößte Anteil der Variabilität unterliegen der Einschränkung, dass der zweite Faktor orthogonal zur ersten ist, und so weiter für die nachfolgenden Faktoren. Sterben entsprechenden Fraktionen entsprechend der ersten 50 Faktoren wurden für die Tests dargestellt, basierend auf Blum-Blum-Shub-Sequenzen mit einer Länge 1.000.000. Dieser Graph zeigt, dass es keine große Redundanz bei unsere Tests.

Die Korrelationsmatrix aus der  $z_1, \dots$  gebildet wurde  $z_m$  über eine statistische Software-Anwendung aufgebaut (SAS). Die gleiche Schlussfolgerung wurde durch die Struktur dieser Matrizen unterstützt. Der Grad der Vervielfältigung unter den Tests scheint sehr gering zu sein.

4-6

Analyse

## 5. Bedienungsanleitung

Dieser Abschnitt beschreibt die Einrichtung und ordnungsgemäße Verwendung der statistischen Tests durch NIST entwickelt, die in der NIST-Test-Code. Beschreibungen der Algorithmen und Datenstrukturen, die verwendet wurden sind enthalten in diesem Abschnitt.

## 5.1 Über die Package

Diese Toolbox wurde speziell für Personen in leitenden statistischen Tests interessiert konzipiert

kryptographische (P) RNGs. Mehrere Implementierungen PRNGs während der Entwicklungsphase genutzt

das Projekt wurden ebenfalls berücksichtigt.

Dieses Paket wird das Problem der Bewertung (P) RNGs auf Zufälligkeit. Es wird nützlich sein, in:

- Identifizierung (P) RNGs die schwache (oder gemustert) Binärsequenzen produzieren,
- Entwicklung neuer (P) RNGs,
- Überprüfung, dass die Implementierungen von (P) RNGs richtig sind,
- Studium (P) RNGs in Normen beschrieben, und
- Untersuchung der Grad der Zufälligkeit von derzeit verwendeten (P) RNGs.  
Die Ziele bei der Entwicklung des NIST statistischen Test Suite enthalten:
  - Plattformunabhängigkeit: Der Quellcode wurde in ANSI C geschrieben jedoch einige Änderungen  
Möglicherweise müssen Sie gemacht, je nach Zielplattform und der Compiler sein.
  - Flexibilität: Der Benutzer kann frei stellen ihre eigenen mathematischen Software-Routinen.
  - Erweiterbarkeit: Neue statistische Tests können einfach integriert werden.

- 

Vielseitigkeit: Die Test-Suite ist nützlich, in der Durchführung von Tests für PRNGs, RNGs und Verschlüsselungsalgorithmen.

- 

Portabilität: Mit geringfügigen Modifikationen, Source-Code kann auf verschiedene Plattformen portiert werden. Sterben

NIST-Quellcode wurde mit einem Windows XP System mit Visual Studio 2005 Compiler und portiert

eine Ubuntu-Linux-System läuft gcc.

- 

Orthogonalität: Eine vielfältige Reihe von Tests vorgesehen ist.

- 

Effizienz: Linear Zeit oder Raum-Algorithmen wurden genutzt, wann immer möglich.

## 5.2 System-Anforderungen

Dieses Softwarepaket wurde ursprünglich auf einer SUN-Workstation unter dem Betriebssystem Solaris entwickelt

Systems. Alle Quellcode in ANSI C geschrieben wurde Die neuesten Versionen wurden auf einem Apple getan

MacBook Pro mit einem Intel Core 2 Duo-Prozessor mit dem gcc-Compiler.

In der Praxis können geringfügige Änderungen müssen bei der Portierung von Verfahren eingeführt werden, um sicherzustellen, die korrekte Interpretation von Tests. Für den Fall, dass ein Benutzer zum Kompilieren und Ausführen des Codes auf einem Wunsch andere Plattform, Sample-Daten und die entsprechenden Ergebnisse für jede der statistischen Tests wurden zur Verfügung gestellt. Auf diese Weise wird der Anwender in der Lage sein, das Vertrauen, dass die Portierung statistische Test-Suite ist mein Gewinn ordnungsgemäß funktioniert. Für weitere Einzelheiten siehe Anhang B.

Für die Mehrzahl der statistischen Tests müssen Speicher dynamisch zugewiesen werden, um fortzufahren. Im

Bei diesem Arbeitsbereich nicht erbracht werden kann, liefert die statistischen Test eine diagnostische Meldung.

## Analyse

### 5.3 Wie fange ich an

So richten Sie eine Kopie der NIST-Test-Code auf einer Workstation, folgen Sie den Anweisungen unten.

- 

Kopieren Sie die sts.tar-Datei in das Root-Verzeichnis. Verwenden Sie die Anweisung, `tar-xvf sts.tar`, um Entbündelung des Quellcodes.

- 

Sechs Unterverzeichnisse und eine Datei sollte erstellt worden sein. Die Unterverzeichnisse sind:

`data /`, `Experimente /`, `include /`, `obj /`, `src /` und `templates /`. Die Datei wird `makefile`.

- 

Die Daten `/`-Unterverzeichnis ist für bereits bestehende RNG Dateien, die unter vorbehalten

Untersuchung. Derzeit sind zwei Formate werden unterstützt, dh Dateien, bestehend aus

ASCII Nullen und Einsen, und binäre Dateien.

- 

Die `Experimente /`-Unterverzeichnis wird das Repository der empirischen Ergebnisse für die sein

statistischen Tests. Mehrere Unterverzeichnisse sollten darin enthalten sein. Dazu gehören

`AlgorithmTesting /`, `BBS /`, `CCG /`, `G-SHA1 /`, `LCG /`, `MODEXP /`, `MS /`, `QCG1 /`,

QCG2 /, und XOR /. Alle aber die erste dieser Unterverzeichnisse soll das Geschäft Ergebnisse für die entsprechenden PRNG. Die AlgorithmTesting /-Unterverzeichnis ist die Standard-Unterverzeichnis für empirische Ergebnisse entsprechend RNG Daten in die gespeicherten Daten /-Unterverzeichnis.

- 

Die include / Unterverzeichnis enthält die Header-Dateien für die statistischen Tests, Pseudo-Anzahl Generatoren, und die damit verbundenen Routinen.

- 

Der obj /-Unterverzeichnis enthält die Objekt-Dateien entsprechend der statistischen Tests Pseudo-Zufallszahlen-Generatoren und andere zugehörige Routinen.

- 

Die src / Unterverzeichnis enthält die Quell-Codes für jede der statistischen Tests.

- 

Die Vorlagen /-Unterverzeichnis enthält eine Reihe von nicht-periodische Vorlagen für unterschiedliche Blockgrößen, die durch die überlappenden Templates statistischen Test genutzt werden.

- 

Benutzer vorgegebenen Änderungen können in mehrere Dateien eingeführt werden. Dies wird anschließend in Abschnitt 5.5.2 und Anhang A. diskutiert

- 

Bearbeiten Sie die makefile. Ändern Sie die folgenden Zeilen:

(A) CC (Ihr ANSI C-Compiler)

(B) ROOTDIR (das Root-Verzeichnis, das früher in den Prozess, zB vorgeschrieben war, rng /)

-



Führen Sie nun makefile. Eine ausführbare Datei mit dem Namen zu beurteilen sollten in das Projekt erscheinen  
Verzeichnis.

•

Die Daten können jetzt ausgewertet werden. Geben Sie den folgenden: Beurteilung <sequenceLength>, zB  
Beurteilung 1000000 starten.  
Folgen Sie der Menüführung.

5-2

Analyse

5,4 Data Input und Output der empirischen Ergebnisse

5.4.1 Data Input

Die Dateneingabe kann in eine von zwei Arten geliefert werden. Wenn der Benutzer über einen Stand-alone-Programm oder Hardware-Gerät die implementiert einen RNG, kann der Benutzer möchte so viele Dateien von beliebiger Länge zu konstruieren, wie gewünscht.

Dateien sollten Binärsequenzen entweder als ASCII-Zeichen, bestehend aus Nullen und Einsen gespeichert werden, oder

als binäre Daten, wo jedes Byte besteht aus acht Bits im Wert von 0 und 1 ist. Die

NIST-Statistische Test Suite

kann dann unabhängig untersuchen diese Dateien.

In dem Fall, dass Speicherplatz ein Problem ist, kann der Benutzer wollen die

Referenz-Implementierung ändern

und Plug-in der Umsetzung der PRNG evaluiert. Die Bit-Streams werden direkt gespeichert werden

in der epsilon Datenstruktur enthält die binären Sequenzen.

#### 5.4.2 Output der empirischen Ergebnisse

Die Ausgabe von Protokollen der empirischen Ergebnisse werden in zwei Dateien, Statistiken und Ergebnissen, die entsprechen gespeichert werden jeweils auf die rechnerische Informationen zB Teststatistiken, Zwischen-Parameter und P-Werte für jeden statistischen Test angewendet, um einen Datensatz.

Wenn diese Dateien nicht ordnungsgemäß erstellt werden, dann ist es sehr wahrscheinlich aufgrund der Unfähigkeit, um die Dateien für die offene Ausgabe. Siehe Anhang C für weitere Details.

#### 5.4.3 Test Data Files

Six Probe-Dateien wurden erstellt und werden in die Daten /-Unterverzeichnis enthalten. Vier dieser Dateien entsprechen den Mathematica9 erzeugten binären Ausbau mehrerer klassischen Zahlen über 1.000.000 Bits. Diese Dateien sind data.e, data.pi, data.sqrt2 und data.sqrt3. Der Mathematica-Programm verwendet bei der Erstellung dieser Dateien im Anhang F. Ein Fünftel Datei data.sha1 gefunden werden kann, errichtet wurde unter Verwendung von SHA-1 Hash-Funktion. Die endgültige Probe-Datei ist eine von einer vorgespannten PRNG produziert und soll nicht bestimmte statistische Tests.

#### 5,5 Programm-Layout

Die Test-Suite-Paket hat in einer Reihe von Modulen zerlegt worden, die gehören: statistische Tests und (Pseudo-) Zufallszahlen-Generatoren, empirische Ergebnisse (hierarchische) Verzeichnisse und Daten.

Die drei Hauptkomponenten des NIST Testsuite sind die statistischen Tests, die

zugrunde liegenden mathematischen

Software und die Pseudo-Zufallszahlen-Generatoren untersucht. Weitere Komponenten sind die

Source-Code-Bibliothek-Dateien, die Daten-Verzeichnis und die hierarchische Verzeichnisstruktur (Experimente /) mit dem Sample-Daten-Dateien und empirische Ergebnis-Protokolle beziehungsweise.

### 5.5.1 Allgemeines Programm

Die NIST-Test-Suite enthält fünfzehn Tests, die nützlich sein werden bei der Untersuchung und Auswertung der binären

Sequenzen, die durch zufällige und Pseudo-Zufallszahlen-Generatoren produziert. Wie in früheren Arbeiten auf diesem Gebiet,

statistischen Tests, die ersonnen werden müssen, unter einigen vermutet, Vertrieb, beschäftigen einen bestimmten Test

Statistik, wie die Anzahl der Durchläufe von Einsen oder die Anzahl, wie oft ein Muster erscheint in einem Bitstrom. Sterben

Mehrheit der Tests in der Testsuite entweder (1) untersuchen die Verteilung von Nullen und Einsen in einigen

9 Mathematica, Stephen Wolfram ist Computer-Algebra-System,

<http://www.wolfram.com/>.

5-3

Analyse

Mode, (2) Studie der Oberschwingungen des Bitstrom Nutzung spektraler Methoden, oder (3) Versuch zu erkennen,

Muster über einige allgemeine Pattern-Matching-Technik auf der Grundlage der Wahrscheinlichkeitsrechnung oder Informationen

Theorie.

### 5.5.2 Globale Parameter

In der Praxis kann eine beliebige Anzahl von Problemen, wenn der Benutzer führt diese Software in unerforschte Bereiche.

Es ist plausibel, dass Sequenzlängen weit über das Testverfahren (dh in der Größenordnung von  $10^6$ ) kann

gewählt. Wenn der Speicher verfügbar ist, sollte es keinen Grund, warum die Software sollte nicht sein. Allerdings

in vielen Fällen sind die benutzerdefinierten Grenzwerte für Datenstrukturen und Arbeitsbereich vorgeschrieben. Unter diesen

Bedingungen, kann es notwendig sein, um bestimmte Parameter, wie die NUMOFTEMPLATES erhöhen.

Mehrere Parameter, die von einem Benutzer geändert werden können, sind in Tabelle 5-1 aufgeführt.

Tabelle 5-1 Benutzer vorgeschriebenen Statistische Test-Parameter

Source Code	Parameter	Default	Parameter	Beschreibung / Definition
-------------	-----------	---------	-----------	---------------------------

ALPHA	0,01	Signifikanzniveau
-------	------	-------------------

MAXNUMOFTEMPLATES	40	Nicht-überlappende Vorlagen-Test
-------------------	----	----------------------------------

NUMOFTESTS	16	Max Anzahl der Tests
------------	----	----------------------

NUMOFGENERATORS	12	Max Anzahl der PRNGs
-----------------	----	----------------------

Der Parameter ALPHA bezeichnet das Signifikanzniveau, dass die Region von Akzeptanz und bestimmt

Ablehnung. NIST empfiehlt, dass ALPHA in den Bereich  $[0,001, 0,01]$  werden.

Der Parameter MAXNUMOFTEMPLATES gibt die maximale Anzahl von nicht-periodische Vorlagen,

kann durch die überlappende Template Matchings Test ausgeführt werden. Für Vorlagen der Größe  $m = 9$ , bis zu 148

möglichen nicht-periodische Vorlagen angewendet werden kann.

Die Parameter NUMOFTESTS und NUMOFGENERATORS, um die maximale Anzahl der Tests entsprechen

Das mag in der Test-Suite definiert werden, und die maximale Anzahl von Generatoren in der Testsuite angegeben, jeweils.

### 5.5.3 Mathematische Software

Spezielle Funktionen durch die Test-Suite erforderlich sind die unvollständige Gamma-Funktion und der komplementären Fehler-Funktion. Die kumulative Verteilungsfunktion, die auch als Standard normale Funktion bekannt ist, ist auch erforderlich, kann aber im Hinblick auf die Fehler-Funktion ausgedrückt werden.

Einer der anfänglichen Bedenken in Bezug auf die Entwicklung der Referenz-Implementierung war die Abhängigkeiten, die benötigt wurden, um zuverlässige mathematische Software für die speziellen Funktionen zu gewinnen erforderlich, die statistischen Tests. Zur Lösung dieser Frage, macht die Test-Suite Verwendung der folgenden Bibliotheken:

Die Fast-Fourier-Transform-Routine wurde am <http://www.netlib.org/fftpack/fft.c> erhalten. Die normale Funktion in diesem Code verwendet wurde im Hinblick auf die Fehler-Funktion zum Ausdruck gebracht.

Standard-Normal (kumulative Verteilung) Function

\$

5-4

## Analyse

Die komplementäre Fehlerfunktion (erfc) in dem Paket genutzt wird der ANSI-C-Funktion in der enthaltenen math.h Header-Datei und die zugehörige mathematische Bibliothek. Diese Bibliothek sollte während aufgenommen werden Zusammenstellung.

## Komplementäre Fehlerfunktion

Die unvollständige Gamma-Funktion ist eine Näherungsformel, deren Ursprung in der beschriebenen Basis Handbook of Applied Mathematical Functions [1] und in den Numerical Recipes in C Buch [6].

Abhängig von den Werten der Parameter  $a$  und  $x$ , so kann die unvollständige Gamma-Funktion angenähert werden entweder mit einem Kettenbruch Entwicklung oder eine Serienentwicklung.

## Gamma-Funktion

$\Gamma(x)$  = unvollständige Gamma-Funktion

$P(a, x)$

wobei  $P(a, 0) = 0$  und  $P(a, \infty) = 1$ .

## Unvollständige Gamma-Funktion

$Q(a, x)$

wo  $Q(a, 0) = 1$  und  $Q(a, \infty) = 0$ .

NIST hat sich entschieden, die Cephes Programmiersprache C spezielle Funktionen

Mathematik-Bibliothek in die Test-Software verwenden.

Cerphes kann bei <http://www.moshier.net/-Cephes> oder auf der GAMS-Server finden Sie unter

<http://gams.nist.gov/serve.cgi/Package/CEPHES/>. Die spezifischen Funktionen, die genutzt werden igamc (für der komplementären unvollständige Gamma-Funktion) und lgam (für die logarithmische Gamma-Funktion).

## 5,6 Ausführen der Test Code

Ein Beispiel NIST Statistische Test Suite monolog wird nachfolgend beschrieben.

Hinweis: In diesem Abschnitt fett Artikel zeigen Eingang.

Um den NIST statistische Test-Suite aufrufen, beurteilen Typ, gefolgt von der gewünschten Bitstrom Länge n.

Zum Beispiel, zu beurteilen 100000. Eine Reihe von Menüführung wird angezeigt, um die Daten auswählen, um sein analysiert und die statistischen Tests angewendet werden. Der erste Bildschirm, sieht wie folgt aus:

5-5

Analyse

Generator-Optionen

[00] Input File [01] linearen Kongruenz

[02] Quadratische Kongruenz I [03] Quadratische Kongruenz II

[04] Cubic Kongruenz [05] XOR

[06] modulare Exponentiation [07] Blum-Blum-Shub

[08] Micali-Schnorr [09] G mit SHA-1

OPTION ----> 0

Benutzer vorgeschriebenen Input File: data / data.pi

Sobald der Benutzer einen bestimmten Datensatz oder PRNG verschrieben hat, müssen die statistischen Tests angewandt werden

Ausgewählt wurde. Der folgende Bildschirm wird angezeigt:

Statistische Tests

[01] Frequenz [02] Block Frequency

[03] Summenwerte [04] Runs

[05] längsten Abfahrten des Ones [06] Rang

[07] Spectral-Discrete Fourier Transform [08] nichtperiodische Template Matchings

[09] Overlapping Template Matchings [10] Universal Statistical

[11] Ungefähre Entropy [12] Random Excursions

[13] Random Excursions Variant [14] Serielle

[15] lineare Komplexität

ANLEITUNG

Geben Sie 0, wenn Sie nicht möchten, dass alle gelten statistischen Tests zu jeder Sequenz und 1, wenn Sie tun.

Geben Sie Choice: 0

In diesem Fall hat 0 ausgewählt worden, um Interesse an der Anwendung eine Teilmenge der verfügbaren statistischen Tests zeigen.

Der folgende Bildschirm wird dann angezeigt.

ANLEITUNG

Geben Sie eine 0 oder 1, um anzugeben, ob die nummerierten



statistischen Tests sollten jede Sequenz angewendet werden. Für Beispielsweise gilt 1111111111111111 jeden Test zu jeder Sequenz.

123456789111111

012345

000000001000000

5-6

Analyse

Wie oben gezeigt, war der einzige Test angewendet Nummer 9, die überlappende Vorlagen zu testen. Eine Abfrage für die gewünschte Stichprobengröße wird dann gemacht.

Wie viele Bitströme erzeugt werden soll? 10

Zehn Sequenzen werden analysiert mit dem data.pi-Datei sein. Da eine Datei war, da die Daten Spezifikation ausgewählt

Modus wird eine nachfolgende Abfrage gemacht in Bezug auf die Darstellung der Daten.

Der Benutzer muss angeben, ob die

Datei besteht aus Bits im ASCII-Format oder hexadezimale Strings in binären Format gespeichert sind.

Input File Format:

[0] ASCII - Eine Folge von ASCII 0 und 1 ist

[1] Binary - Jedes Byte in Datei enthält 8 Datenbits

Wählen Sie den Eingabemodus: 0

Da die Daten aus einer langen Abfolge von Nullen und Einsen, war 0 gewählt. Da alle notwendigen Ein-

Parameter der Test-Suite geht um die Sequenzen zu analysieren.

Statistische Tests In Progress .....

Sobald die Prüfung abgeschlossen ist, können die empirischen Ergebnisse in den Experimenten /-Unterverzeichnis gefunden werden.

Statistische Tests abgeschlossen !!!!!!!!!!!!!

Nach der Fertigstellung wird eine eingehende Analyse durchgeführt, um die Analyse der empirischen Ergebnisse zu vereinfachen. Zwei

Arten von Analysen durchgeführt werden. Eine Art untersucht den Anteil von Sequenzen, die eine statistische Pass

zu testen. Die andere Art untersucht die Verteilung der P-Werte für die einzelnen statistischen Tests. Weitere Einzelheiten sind

geliefert im folgenden Abschnitt.

5,7 Interpretation der Ergebnisse

Eine analytische Routine wurde hinzugefügt, um die Interpretation der Ergebnisse zu erleichtern. Eine Datei

finalAnalysisReport wird generiert, wenn statistische Tests abgeschlossen sind. Der Bericht enthält eine Zusammenfassung der

empirische Ergebnisse. Die Ergebnisse werden über eine Tabelle mit p Zeilen und q Spalten dargestellt. Die Zahl der

Reihen, p, entspricht der Anzahl von statistischen Tests angewandt. Die Anzahl der Spalten, q = 13,

verteilt sich wie folgt: Spalten 1-10, um die Frequenz der P-values10 entsprechen, ist Spalte 11 der P-Wert

, die entsteht, über die Anwendung eines Chi-Quadrat-test<sup>11</sup> ist Spalte 12 der Anteil der binären Sequenzen, vergangen, und der 13. Spalte wird die entsprechende statistische Test. Ein Beispiel ist in Abbildung 5-1 gezeigt.

10 Die Einheit Intervall ist in zehn diskrete Behälter aufgeteilt.

11 I n, um die Einheitlichkeit der P-Werte in der i-ten statistischen Test zu bewerten.

5-7

Analyse

ERGEBNISSE für die Einheitlichkeit von P-Werten und der Anteil der PASSING SEQUENCES

C1 C2 C3 C4 C5 C6 C7 C8 C9 C10 P-VALUE ANTEIL statistischen Test

6 12 9 12 8 7 8 12 15 11 0,616305 0,9900 Frequency

11 11 12 6 10 9 8 9 17 7 0,474986 0,9900 Cusum

6 10 8 14 16 10 10 6 5 15 0,129620 0,9900 Cusum

7 9 9 11 11 11 8 12 12 10 0,978072 0,9900 Serielle

13 6 13 15 9 7 3 11 13 10 0,171867 0,9600 Serielle

Die minimale Erfolgsquote für jeden statistischen Test mit Ausnahme der zufälligen Exkursion (Variante)-Test ist ungefähr = 0,960150 für eine Probe size = 100 binäre Sequenzen.

Für weitere Richtlinien zu konstruieren einer Wahrscheinlichkeit Tabelle mit dem MAPLE-Programm  
sofern in den Nachtrag Abschnitt der Dokumentation.

Abbildung 5-1 Darstellung der Final Analysis Report

5-8

Analyse

Anhang A Source Code

Hierarchische Verzeichnisstruktur

M. /

Beurteilung der NIST Statistische Test Suite ausführbare Datei aufgerufen wird, zu beurteilen. Diese Datei wird erzeugt bei der Ausführung der mitgelieferten Makefile.

makefile

Die NIST-Statistische Test Suite makefile. Diese Datei wird aufgerufen, um zu bauen die gesamte Test-Suite und produzieren die ausführbare Datei zu beurteilen.

Daten /

Dieses Unterverzeichnis enthält Beispieldaten Dateien analysiert werden.

2Diese sind die

3

binären Erweiterungen bekannt Konstanten wie e, p,, und.

Experimente / Dieses Unterverzeichnis enthält das empirische Ergebnis  
Unterverzeichnisse für jeden RNG.

AlgorithmTesting / BBS /

CCG / G-SHA-1 /

LCG / MODEXP /

MS / QCG1 /

QCG2 / XOR /

Für jedes Unterverzeichnis gibt es eine Reihe von verschachtelten Verzeichnissen, das heißt,

ApproximateEntropy / BlockFrequency /

CumulativeSums / FFT /

Frequenz / LinearComplexity /

LongestRun / NonOverlappingTemplates /

OverlappingTemplates / RandomExcursions /

RandomExcursionsVariant / Rank /

Läuft / Serial /

Universal /

Für jedes verschachteltes Verzeichnis gibt es zwei Dateien nach dem Ausführen eines erstellten

einzelnen statistischen Tests. Die Ergebnisse Datei enthält einen P-Wert-Liste für jeden binären Sequenz, und die Statistik-Datei enthält eine Liste der statistischen Daten für jede binäre Folge.

include /

Dieses Unterverzeichnis enthält alle Header-Dateien, dass jede globale verschreiben Variablen, Konstanten und Datenstrukturen in die Referenz-Implementierung genutzt. Darüber hinaus enthält das Unterverzeichnis alle Funktions-Deklarationen und Prototypen.

cephes.h config.h

decls.h defs.h

externs.h generators.h

genutils.h matrix.h

stat\_fncls.h utilities.h

obj /

Dieses Unterverzeichnis enthält die Objekt-Dateien entsprechend der Quellcode-Dateien.

Diese Dateien werden bei der Ausführung der mitgelieferten Makefile generiert werden.

A-1

Analyse

src /

Dieses Unterverzeichnis enthält die Quell-Codes für die statistischen Tests.

approximateEntropy.c: Ungefähre Entropy-Test  
assess.c: Der Treiber für dieses Paket  
blockFrequency.c: Block-Frequenz-Test  
cephes.c: Definiert die unvollständige Gamma-Funktion  
cusum.c: Summenwerte-Test  
dfft.c: Die diskrete Fourier-Transformation Routine  
discreteFourierTransform.c

: Spectral-Test

frequency.c: Frequenz-Test  
generators.c: Source-Code für das eingebaute Generatoren  
genutils.c: Support-Routinen für die Generatoren  
linearComplexity.c: Linear Complexity-Test  
longestRunOfOnes.c: Längste Abfahrt von Einsen-Test  
matrix.c: Source-Code für die Bestimmung des Ranges

für binäre Matrizen

nonOverlappingTemplateMatchings.c  
: Nicht überlappende Template Matchings-Test  
OverlappingTemplateMatchings.c

: Überlappende Template Matchings-Test  
randomExcursions.c: Random Excursions-Test  
randomExcursionsVariant.c

: Random Excursions Variant-Test  
rank.c: Rank-Test  
runs.c: Testläufe  
serial.c: Serial-Test  
universal.c: Universal Test  
utilities.c: Utility-Funktionen ...

templates /

Dieses Unterverzeichnis enthält die Vorlagen (oder Muster), die in die ausgewertet werden

Überlappenden Template Matching Test. Die entsprechende Datei wird geöffnet die vorgeschriebene Vorlage Blocklänge  $m$ . Derzeit ist die einzige Option für die nichtperiodische Vorlagen gespeichert wurden sind diejenigen, die in  $[2,21]$  liegen. Für Den Fall,

dass  $m > 21$ , muss der Benutzer vor Berechnung der nicht-periodische Vorlagen.

template2 template3 template4 template5 template6

template7 template8 template9 template10 template11

template12 template13 template14 template15 template16

template17 template18 template19 template20 template21

A-2

Analyse

Informationen zur Konfiguration von

Die folgenden Parameter sind in der Datei defs.h.

1. # Define ALPHA 0,01

2. # Define MAXNUMOFTEMPLATES 148

3. # Define NUMOFTESTS 15

4. # Define NUMOFGENERATORS 10

5. # Define MAXFILES PERMITTEDFORPARTITION 148

Zeilen 1-5 entsprechen suite Parameter, die voreingestellt sind zu testen. Unter verschiedenen Bedingungen, der Benutzer kann beschließen, sie zu ändern.



Zeile 1 bezieht sich auf das Signifikanzniveau. Es wird empfohlen, dass der Benutzer das Niveau im Bereich wählen [0.001,0.01].

Line 2 bezieht sich auf die maximale Anzahl der Vorlagen, die in der überlappende Template verwendet werden kann, Passende zu testen. Der Wert 148 entspricht der Anzahl der Vorlagen der Länge 9.

Line 3 bezieht sich auf die maximale Anzahl der Tests, die in der Test-Suite unterstützt wird. Wenn der Benutzer fügt zusätzliche Tests, sollte dieser Parameter erhöht werden.

Linie 4 bezieht sich auf die maximale Anzahl von Generatoren, die in dem Paket unterstützt wird. Wenn der Benutzer fügt zusätzliche Generatoren, sollte dieser Parameter erhöht werden.

Zeile 5 bezieht sich auf die maximale Anzahl von Dateien, die von der partitionResultFile zerlegt werden kann Routine. Diese Routine ist nur für bestimmte Tests, bei denen mehr als ein P-Wert je produziert wird angewendet Sequenz. Diese Routine zersetzt die entsprechenden Ergebnisse Datei in einzelne Dateien, data001, data002, data003, ...

A-3

Analyse

Anhang B Empirische Ergebnisse für Sample Data

Der Benutzer wird aufgefordert zu überprüfen, ob die statistischen Test-Suite einwandfrei funktioniert. Aus diesem Grund, fünf Beispiel-Dateien bereitgestellt wurden. Diese fünf Dateien sind: (1) data.pi, (2) data.e, (3) data.sha1, (4) data.sqrt2, und (5) data.sqrt3. Für jede Datei, die alle die statistischen Tests angewendet und die Ergebnisse aufgezeichnet in den folgenden Tabellen. The Block Frequency, nicht überlappende Template Matching, Overlapping Template Matching, Ungefähre Entropy, Serial und lineare Komplexität Tests des Benutzers erforderlich vorgeschriebenen Eingabeparameter. Die genauen Werte in diesen Beispielen verwendet haben in Klammern aufgenommen neben dem Namen des statistischen Tests. Im Falle des zufälligen Ausflüge und Exkursionen random Variante Tests nur eine der möglichen 8 und 18 P-Werte jeweils berichtet wurde. Jede Probe wird 1.000.000 Bit Länge.

Beispiel # 1: Die binäre Ausbau der p

Statistische Test-P-Wert

Frequency 0.578211

Block Frequenz (m = 128) 0,380615

Cusum-Forward 0.628308

Cusum-Reverse 0.663369

Läuft 0.419268

Longruns Ones 0.024390

Rang 0.083553

Spectral DFT 0.012947

Nicht überlappende Templates (m = 9, B = 000000001) 0,165757

Überlappende Templates (m = 9) 0,296897

Universal-0.669012

Ungefähre Entropy (m = 10) 0,361595

Zufällige Ausflüge (x = +1) 0,844143

Zufällige Ausflüge Variant (x = -1) 0,760966

Lineare Komplexität (M = 500) 0,255475

Serial (m = 16,) 0,143005

B-1

Analyse

Beispiel # 2: Die binäre Ausbau der e

Statistische Test-P-Wert

Frequency 0.953749

Block Frequenz (m = 128) 0,211072

Cusum-Forward 0.669887

Cusum-Reverse 0.724266

Läuft 0.561917

Longruns Ones 0.718945

Rang 0.306156

Spectral DFT 0.443864

Überlappenden Templates (m = 9, B = 000000001) 0,078790

Überlappende Templates (m = 9) 0,110434

Universal-0.282568

Ungefähre Entropy (m = 10) 0,700073

Zufällige Ausflüge (x = +1) 0,778616

Zufällige Ausflüge Variant (x = -1) 0,826009

Lineare Komplexität (M = 500) 0,826335

Serial (m = 16,) 0,766182

### Beispiel # 3: Ein G-SHA-1 binäre Folge

Statistische Test-P-Wert

Frequency 0.604458

Block Frequenz (m = 128) 0,091517

Cusum-Forward 0.451231

Cusum-Reverse 0.550134

Läuft 0.309757

Longruns Ones 0.657812

Rang 0.577829

Spectral DFT 0.086702

Überlappenden Templates (m = 9, B = 000000001) 0,496601

Überlappende Templates (m = 9) 0,339426

Universal-0.411079

Ungefähre Entropy (m = 10) 0,982885

Zufällige Ausflüge (x = +1) 0,000000

Zufällige Ausflüge Variant (x = -1) 0,000000

Lineare Komplexität (M = 500) 0,309412

Serial (m = 16,) 0,760793

B-2

Analyse

### Beispiel # 4: Die Binär-Erweiterung

2

Statistische Test-P-Wert

Frequency 0.811881

Block Frequenz (m = 128) 0,833222  
Cusum-Forward 0.879009  
Cusum-Reverse 0.957206  
Läuft 0.313427  
Longruns Ones 0.012117  
Rang 0.823810  
Spectral DFT 0.267174  
Überlappenden Templates (m = 9, B = 000000001) 0,569461  
Überlappende Templates (m = 9) 0,791982  
Universal-0.130805  
Ungefähre Entropy (m = 10) 0,884740  
Zufällige Ausflüge (x = +1) 0,216235  
Zufällige Ausflüge Variant (x = -1) 0,566118  
Lineare Komplexität (M = 500) 0,317127  
Serial (m = 16,) 0,861925

### Beispiel # 5: Die Binär-Erweiterung

3

Statistische Test-P-Wert

Frequency 0.610051

Block Frequenz (m = 128) 0,473961

Cusum-Forward 0.917121

Cusum-Reverse 0.689519

Läuft 0.261123

Longruns Ones 0.446726

Rang 0.314498

Spectral DFT 0.463412

Überlappenden Templates (m = 9, B = 000000001) 0,532235

Überlappende Templates (m = 9) 0,082716

Universal-0.165981

Ungefähre Entropy (m = 10) 0,180481

Zufällige Ausflüge (x = +1) 0,783283  
Zufällige Ausflüge Variant (x = -1) 0,155066  
Lineare Komplexität (M = 500) 0,346469  
Serial (m = 16,) 0,157500

B-3

Analyse

Anhang C Erweiterung der Test-Suite  
Einbindung zusätzlicher Statistische Tests

Um zu einem anderen statistischen Test auf die Test-Suite hinzugefügt, sollte der Anwender folgende Änderungen vornehmen:

1.

[In der Datei include / defs.h]

Legen Sie einen Test Input-Parameter in die `_testParameters` Struktur. Erhöhen Sie den Wert von

`NUMOFTESTS` durch die Anzahl der Tests hinzugefügt werden. Fügen Sie einen für den neuen Test zu definieren, zum Beispiel:

```
# Define TEST_MYNEWTEST 16
```

2.

[In der Datei include / decls.h]

Setzen Sie die neue Test-Namen, zB "MyNewTest", in die `testNames` Array.

3.

[In der Datei include / stat\_fncs.h]

Legen Sie die statistischen Test Funktionsprototyp Erklärung.

4.

[In der Datei src / myNewTest.c]

Definieren Sie den statistischen Test-Funktion. Hinweis: Der Programmierer sollte fprintf Aussagen einbetten mit stats [TEST\_MYNEWTEST], und die Ergebnisse [TEST\_MYNEWTEST] als der entsprechende Ausgang Kanal für das Schreiben von Zwischen-Teststatistik Parameter und P-Werte jeweils.

5.

[In der Datei src / utilities.c]

(A)

In der Funktion chooseTests, ändern Sie die printf die Angaben korrekt angezeigt werden der neue Test zu nennen. Für

Ändern Sie beispielsweise

```
printf ("[15] lineare Komplexität \n \n");
```

zu

```
printf ("[15] lineare Komplexität [16] MyNewTest \n \n");
```

und ändern Sie die folgenden Zeilen Code (wie von der tatsächlichen Anzahl der insgesamt Tests modifiziert):

```
printf ("1234567891111111 \n");
```

```
printf ("0123456 \n");
```

Hinweis: Für jede PRNG in den Experimenten / Verzeichnis definiert, ein Unterverzeichnis myNewTest muss

werden geschaffen.

(C) Wenn ein Eingang-Test-Parameter ist erforderlich, in der Funktion, fixParameters, legen Sie die folgenden Zeilen

Code (unter der Annahme, dass myNewTestParameter eine ganze Zahl ist). Zum Beispiel,

einfügen

```
if (testVector [TEST_MYNEWTEST] == 1) {  
counter + +;
```

C-1

Analyse

```
if (counter == TestID) {  
printf ("Geben Sie MyNewTest Parameter Wert:");  
scanf ("% d", & tp.myNewTestParameter);  
printf ("\ n");  
fortzusetzen;
```

```
}  
}
```

(D) Embed den Test-Funktion aufrufen in die nist\_test\_suite Funktion. Zum Beispiel:

```
if ((testVector [0] == 1) || (testVector [TEST_MYNEWTEST] == 1))  
myNewTest (tp.myNewTestInputParameters, tp.n);
```



## Einbindung zusätzlicher PRNGs

Um eine PRNG die Testsuite hinzuzufügen, sollte der Anwender folgende Änderungen vornehmen:

1.

[In der Datei include / defs.h]

Erhöhen Sie die variable NUMOFGENERATORS nach dem anderen.

2.

[In der Datei include / decls.h]

Setzen Sie die neue PRNG Namen in das generatorDir array, zum Beispiel

```
char generatorDir [20] [20] = {"AlgorithmTesting"  
..., "G-SHA1", "MYNEWPRNG"};
```

3.

[In der Datei include / generators.h]

Legen Sie die Generator-Funktion Prototyp Erklärung. Zum Beispiel,

```
void myNewPRNG ();
```

4.

[In der Datei-Generatoren / generators.c]

Definieren Sie die Generator-Funktion. Das allgemeine Schema für jeden PRNG im Test definiert

Suite ist wie folgt:

Speicherplatz für epsilon, die n-Bit-Bitfeld-Arrays.

```
für i = 1 bis numOfBitStreams {
```

Konstruieren Sie einen n-Bit-Sequenz mit myNewGenerator und speichern in epsilon.

Rufen Sie die nist\_test\_suite.

}

Deallocate den Raum gegeben, um epsilon.

Hinweis: Ein Unterverzeichnis namens myNewPRNG / muss in den Experimenten / Verzeichnis erstellt werden.

Unter diesem neuen Verzeichnis, müssen eine Reihe von Unterverzeichnissen für jedes der Test-Suite erstellt werden statistischen Tests. Das Skript createScript aufgenommen wurde, um diesen Vorgang zu erleichtern.

C-2

Analyse

5. [In der Datei src / utilities.c]

(A) In der Funktion displayGeneratorOptions, Einschub folgende Code-Zeile:

```
printf ("[10] MyNewPRNG \ n \ n");
```

(B) In der Funktion generatorOptions, legen Sie die folgenden Codezeilen:

Fall 10:

```
* StreamFile = "myNewPRNG";
```

```
break;
```

(C) In der Funktion invokeTestSuite, legen Sie die folgenden Codezeilen:

Fall 10:

```
myNewPRNG ();
```

```
break;
```

Analyse

Anhang D Beschreibung des Reference Pseudo-Zufallszahlengeneratoren  
Die NIST-Statistische Test Suite liefert dem Anwender mit neun  
Pseudo-Zufallszahlen-Generatoren. Eine kurze  
Beschreibung der einzelnen Pseudo-Zufallszahlen-Generator folgt. Der Benutzer  
geliefert Sequenzlänge  
bestimmt die Anzahl der Iterationen für jeden Generator.

D.1 linearen Kongruenz-Generator (LCG)

Die Eingabeparameter für die Fishman und Moore12 LCG13 ist im Code festgelegt,  
sondern kann vom Benutzer geändert werden.

Input Parameter:

$z_0$

= 23482349

Beschreibung:

Angesichts eines Samens  $z_0$ , sind die nachfolgenden Zahlen basieren auf  $z_i + 1$   
berechnet  $= a * z_i \text{ mod } (231-1)$ , wo eine ist eine Funktion

von den aktuellen Zustand. Diese Zahlen werden dann auf einheitliche Werte in  $[0,1]$   
umgewandelt. Bei jedem Schritt, Ausgang '0 '

wenn die Zahl =

0,5, sonst Ausgabe '1 '.

D.2 Quadratische Kongruenz-Generator I (QCG-I)

Die Eingangparameter der QCG-I werden in Code festgelegt, sondern kann vom  
Benutzer geändert.

Eingangparameter:

$p =$

987b6a6bf2c56a97291c445409920032499f9ee7ad128301b5d0254aa1a9633fdbd378

d40149f1e23a13849f3d45992f5c4c6b7104099bc301f6005f9d8115e1

$x_0 =$

3844506a9456c564b8b8538e0cc15aff46c95e69600f084f0657c2401b3c244734b62e  
a9bb95be4923b9b7e84eeaf1a224894ef0328d44bc3eb3e983644da3f5

Beschreibung:

Mit einem 512-Bit-Primzahl  $p$  und eine zufällige 512-Bit-Seed- $x_0$ , konstruieren

nachfolgenden Elemente (jeweils 512-Bit-Zahlen) in der Reihenfolge über die Regel:  
 $x_{i+1} = x_i^2 \bmod p$  für  $i = 0$  ist.

### D.3 Quadratische Kongruenz-Generator II (QCG-II)

Die Input-Parameter, um die QCG-II ist im Code festgelegt, sondern kann vom Benutzer geändert werden.

12 Fishman, G. S. und L. R. Moore (1986). Eine ausführliche Analyse der multiplikativen Kongruenz Zufallszahlengeneratoren mit Modul  $2^{31}-1$ , SIAM Journal on Scientific and Statistical Computation, 7, 24-45.

13 Zusätzliche Informationen können in Kapitel 16 (Pseudo-Random Sequence Generatoren & Stream Ciphers), Abschnitt 16.1 gefunden werden (Linear-kongruente Generatoren) von Bruce Schneier Buch Applied Cryptography: Protocols, Algorithms and Source Code in C, 2. Auflage, John Wiley & Sons, 1996.

D-1

Analyse

Input Parameter:

$x_0 =$   
7844506a9456c564b8b8538e0cc15aff46c95e69600f084f0657c2401b3c244734b62e  
a9bb95be4923b9b7e84eeaf1a224894ef0328d44bc3eb3e983644da3f5

Beschreibung:

Mit einem 512-Bit-Modul und eine zufällige 512-Bit-Seed- $x_0$ , konstruieren nachfolgenden Elemente (jeweils 512-Bit-

Zahlen) in der Reihenfolge über die Regel:

$x_{i+1} = 2x_i^2 + 3x_i + 1 \bmod 2512$ , für  $i = 0$  ist.

### D.4 Cubic Kongruenz Generator II (CCG)

Die Input-Parameter, um die CCG ist im Code festgelegt, sondern kann vom Benutzer geändert werden.

Input Parameter:

$x_0 =$   
7844506a9456c564b8b8538e0cc15aff46c95e69600f084f0657c2401b3c244734b62ea

9bb95be4923b9b7e84eeaf1a224894ef0328d44bc3eb3e983644da3f5

Beschreibung:

Bei einer 512-Bit-Seed- $x_0$ , konstruieren anschließenden 512-Bit-Strings über die Regel:

$x_{i+1} = x_i^3 \bmod 2512$ , für  $i = 0$  ist.

D.5 Exklusiv-ODER-Generator (Xorg)

Die Input-Parameter, die Xorg ist eine 127-Bit-Samen, die im Code festgelegt ist, sondern können vom Benutzer modifiziert werden.

Input Parameter:

xxx12127, = 00010110110110010001011110010010100110111011010001000000101

0111111101010010000101011011000000000100110000101110011111111100111

Beschreibung:

Wählen Sie eine Bitfolge,

xxx12127,,, K. Construct nachfolgenden Bits über die Regel:  $XXX_{i+1} = 1127$ , für  $i = 128$ .  
Modulare Exponentiation Generator (MODEXP)

Die Eingangsparameter der MODEXP sind im Code behoben, aber sie können vom Benutzer modifiziert werden.

Eingangsparameter:

seed = 7AB36982CE1ADF832019CDFEB2393CABDF0214EC

D-2

Analyse

$p =$

987b6a6bf2c56a97291c445409920032499f9ee7ad128301b5d0254aa1a9633fdbd378d40149f1e23a13849f3d45992f5c4c6b7104099bc301f6005f9d8115e1

$g =$

3844506a9456c564b8b8538e0cc15aff46c95e69600f084f0657c2401b3c244734b62ea9bb95be4923b9b7e84eeaf1a224894ef0328d44bc3eb3e983644da3f5

Beschreibung:

Eine Folge  $\{x_i\}$  von 512-Bit-Pseudo-Zufallszahlen lassen sich wie folgt generiert werden:

Wählen Sie eine 512-Bit-Primzahl  $p$  und eine Basis  $g$ , wie in den Digital Signature Standard (DSS).

$g^{py \bmod p}$ ,

Wählen Sie eine beliebige

160-Bit-Seed  $y$ . Lassen  $x_1 = g^{\text{seed}} \bmod p$  und  $x_{i+1} =$

für  $i =$

1, wo  $y_i$  ist die niedrigste Ordnung 160 Bit

von  $x_i$ . Splicing zusammen die  $\{x_i\}$  erzeugt einen  $n$ -Bit-Sequenz.

#### D.7 Secure Hash Generator (G-SHA1)

Die Input-Parameter, um die G-SHA1 sind in Code festgelegt, sondern können vom Benutzer modifiziert werden. Die Länge des Schlüssels, KEYLEN im Intervall [160, 512] gewählt werden.

Eingangsparameter:

seedlen = 160

Xseed = 237c5f791c2cfe47bfb16d2d54a0d60665b20904

KEYLEN = 160

Xkey = ec822a619d6ed5d9492218a7a4c5b15d57c61601

Beschreibung:

Für eine detaillierte Beschreibung der G-SHA1 (die FIPS 186 Einweg-Funktion mit SHA-1), besuchen Sie

<http://www.cacr.math.uwaterloo.ca/hac/about/chap5.pdf>, insbesondere S. 175.

#### D.8 Blum-Blum-Shub (BBSG)

Die Eingangsparameter der BBSG sind nicht im Code behoben. Sie sind variable Parameter, die Zeit sind

abhängig ist. Die drei erforderlichen Parameter sind zwei Primzahlen  $p$  und  $q$ , und eine Zufallszahl  $s$ .

Eingangsparameter:

Zwei Primzahlen  $p$  und  $q$ , so dass jedes kongruent 3 modulo 4 ist. Eine Zufallszahl  $s$  (die Saat), gewählt in

das Intervall  $[1, pq-1]$ , so dass  $\text{ggT}(s, pq) = 1$ . Die Parameter  $p$ ,  $q$  und  $s$  sind nicht im Code behoben; damit die

Benutzer nicht in der Lage sein, die ursprüngliche Reihenfolge zu rekonstruieren, weil diese Werte variieren (dh sie sind

abhängig von der Systemzeit). Die Input-Parameter wurden so befestigt, der Code die gleichen reproduzieren

Resultate.

Beschreibung:

Für eine detaillierte Beschreibung des Blum-Blum-Shub Pseudo-Zufallszahlen-Generator finden Sie unter <http://www.cacr.math.uwaterloo.ca/hac/about/chap5.pdf>, insbesondere S. 186.

D-3

Analyse

Micali-Schnorr-Generator (MSG)

Die Input-Parameter, um die MSG nicht im Code behoben. Sie sind variable Parameter, die Zeit sind abhängig ist. Die vier erforderlichen Parameter sind zwei Primzahlen  $p$  und  $q$  eine ganze Zahl  $e$ , und der Same  $x_0$ .

Eingangsparameter:

Zwei Primzahlen  $p$  und  $q$ . Ein Parameter  $e$ , so gewählt, dass  $1 < e < f = (p-1)(q-1)$ ,  $\gcd(e, f) = 1$  und  $80e < N = \text{Floor}(\lg n + 1)$ . Ein zufälliger Reihenfolge  $x_0$  (die Saat), bestehend aus  $r$  (eine Funktion von  $e$  und  $n$ ) Bits gewählt wird. Die Parameter  $e$ ,  $p$ ,  $q$ , und  $x_0$  nicht im Code behoben; damit der Benutzer nicht in der Lage, zu rekonstruieren ursprüngliche Reihenfolge, weil diese Werte variieren (dh sie sind abhängig von der Systemzeit). Der Eingang Parameter wurden so befestigt, der Code die gleichen Ergebnisse zu reproduzieren wird.

Beschreibung:

Für eine detaillierte Beschreibung der Micali-Schnorr von Pseudo-Zufallszahlen-Generator finden Sie unter <http://www.cacr.math.uwaterloo.ca/hac/about/chap5.pdf>, insbesondere S. 186.

D-4

Analyse

D.10 Testergebnisse

Die folgende Tabelle zeigt Test-by-Test Ausfälle für die oben genannten Referenz-Generatoren.

Statistische Tests ExcessiveR  
 ejections  
 Fehlt  
 Uniformity Generator  
 Frequency X X modulare Exponentiation  
 X X Cubic Kongruenz  
 X X Quadratische Kongruenz (Typ I)  
 Block Frequency X Cubic Kongruenz  
 X X XOR  
 Cusum X X Micali-Schnorr  
 X X modulare Exponentiation  
 X X Cubic Kongruenz  
 X X Quadratische Kongruenz (Typ I)  
 Läuft X modulare Exponentiation  
 X X Cubic Kongruenz  
 X Quadratische Kongruenz (Typ I)  
 Rang X X XOR  
 Spectral X X Cubic Kongruenz  
 X Quadratische Kongruenz (Typ II)  
 Aperiodische Templates X ANSI X9.17  
 X Micali-Schnorr  
 X modulare Exponentiation  
 X X Cubic Kongruenz  
 X Quadratische Kongruenz (Typ I)  
 X Quadratische Kongruenz (Typ II)  
 X X XOR  
 Periodische Vorlagen X modulare Exponentiation  
 X X XOR  
 Annähernd  
 Entropie  
 X X modulare Exponentiation  
 X X Cubic Kongruenz  
 X X Quadratische Kongruenz (Typ I)  
 X X XOR  
 Serielle X X modulare Exponentiation  
 X X Cubic Kongruenz  
 X X Quadratische Kongruenz (Typ I)  
 X X XOR

Tabelle D.1: Illustration der Ablehnung / Uniformity Failures

D-5

Analyse

Anhang E Numerical Algorithm Issues



Für jede binäre Folge, muss eine Person statistischen Test zu produzieren mindestens ein P-Wert. P-Werte sind basierend auf der Auswertung von speziellen Funktionen, die so genau wie möglich auf der Zielplattform muss.

Die Log-Dateien von jedem statistischen Test Bericht P-Werte mit sechs Ziffern der Präzision gefertigt, die sollten ausreichend. Allerdings, wenn größere Genauigkeit gewünscht ist, ändern Sie die printf-Anweisungen in jeder statistischen Test dementsprechend.

Während der Testphase, NIST allgemein Sequenzen in der Größenordnung 106 ausgewertet, daher Ergebnisse basieren auf dieser Annahme. Möchte der Anwender zu längeren Sequenz Längen wählen, dann beachten Sie, dass numerische Berechnungen können ungenau sein wegen Maschinen-oder algorithmische Einschränkungen. Für weitere Informationen über numerischen Analyse Angelegenheiten, siehe [6] 14.

Für die Zwecke der Veranschaulichung sind Beispiel-Parameter-Werte und die entsprechenden speziellen Funktionswerte in Tabelle E.1 und Tabelle E.2. Tabelle E.1 vergleicht die Ergebnisse für die unvollständige Gamma-Funktion für ausgewählte Parameter Werte für a und x. Die Ergebnisse sind für Maple15, Matlab10 gezeigt, und die Numerische Recipe16 Routinen. Daran erinnern, dass die Definitionen für die Gamma-Funktion und die unvollständige Gamma-Funktion definiert sind, bzw., wie:

$\Gamma(a, x) = \int_x^{\infty} t^{a-1} e^{-t} dt$ ,  
wo  $\Gamma(a, 0) = 1$  und  $\Gamma(a, \infty) = 0$ .

Da der Algorithmus in die Test-Suite Umsetzung der unvollständige Gamma-Funktion verwendet wird, basiert auf die numerische Rezept-Codes ist es offensichtlich, dass die Funktion genau zu mindestens der siebten Dezimalstelle. Für große Werte von a, wird die Genauigkeit beeinträchtigen, wie das Vertrauen in das Ergebnis (es sei denn, ein Computer Algebra-System wird eingesetzt, um hohe Präzision Berechnungen zu gewährleisten).

Tabelle E.2 vergleicht die Ergebnisse für die komplementäre Fehlerfunktion (siehe Abschnitt 5.3.3) für ausgewählte Parameterwerte für x. Die Ergebnisse sind für ANSI C, Maple und Matlab dargestellt. Daran erinnern, dass die Definition für die komplementäre Fehlerfunktion ist:

14 Besuchen Sie <http://www.nr.com/>, insbesondere Abschnitt 1.1 (Error, Genauigkeit und Stabilität).

15 Siehe Abschnitt 1.2, Begriffe und Abkürzungen.

16 Die Parameterwerte für eps und itmax wurden  $3 \times 10^{-15}$  und 2.000.000 bzw. fixiert.  
Sonderfunktion Routinen auf  
Numerische Rezept-Codes werden von nicht-proprietären Codes in naher Zukunft  
ersetzt werden.

E-1

Analyse

$a = x = 600$  Q (a, x)  $a = x = 800$  Q (a, x)

Ahorn

Matlab

Test Suite

0,4945710333

0,4945710331

0,4945710331

Ahorn

Matlab

Test Suite

0,4952983876

0,4952983876

0,4952983876

$a = x = 1000$  Q (a, x)  $a = x = 10000$  Q (a, x)

Ahorn

Matlab

Test Suite

0,4957947559

0,4957947558

0,4957947558

Ahorn

Matlab

Test Suite

0,4986701918

0,4986701917

0,4986701917

$a = x = 100000$  Q (a, x)  $a = x = 1000000$  Q (a, x)

Ahorn

Matlab

Test Suite

0,4995794779

0,4995794779

0,4995794778

Ahorn

Matlab

Test Suite  
0,4998670192  
0,4998670196  
0,4998670205

Tabelle E.1: Ausgewählte Eingabeparameter für die unvollständige Gamma-Funktion

x erfc (x) x erfc (x)  
0,00-Test-Suite  
Ahorn  
Matlab  
1,0000000000000000  
1,0000000000000000  
1,0000000000000000  
0,50-Test-Suite  
Ahorn  
Matlab  
0,479500122186953  
0,479500122186950  
0,479500122186953  
1,00-Test-Suite  
Ahorn  
Matlab  
0,157299207050285  
0,157299207050280  
0,157299207050285  
1,50-Test-Suite  
Ahorn  
Matlab  
0,033894853524689  
0,033894853524690  
0,033894853524689  
2,00 Test Suite 0,004677734981047 2,50 Test Suite 0,000406952017445  
Maple 0,004677734981050 0,000406952017440 Maple  
Matlab 0,004677734981047 0,000406952017445 Matlab  
3,00-Test-Suite  
Ahorn  
Matlab  
0,000022090496999  
0,000022090497000  
0,000022090496999  
3,50-Test-Suite  
Ahorn  
Matlab  
0,000000743098372  
0,000000743098370  
0,000000743098372

## Tabelle E.2: Ausgewählte Eingangsparameter für die komplementäre Fehlerfunktion

So ist es evident, dass die verschiedenen Routinen für mathematische Ergebnisse, die ausreichend dicht beieinander liegen zu produzieren.

Die Unterschiede sind vernachlässigbar. Um die Wahrscheinlichkeit für den Erhalt einer ungenauen P-Value-Ergebnis, NIST reduzieren vorgeschrieben hat empfohlen Eingabeparameter.

E-2

### Analyse

#### Anhang F Unterstützende Software Rank Berechnung von Binary Matrices

Anwenden elementarer Reihe, bei denen der Zusatz Betreiber ergriffenen Maßnahmen auf die Exklusiv-ODER-Verknüpfung ist.

Die Matrizen sind obere dreieckige Form mit nach vorne Zeilenoperationen reduziert, und der Vorgang wird

wiederholt in umgekehrter Reihenfolge in Verwendung rückwärts Zeilenoperationen, um zu einer Matrix in Dreiecksform kommen

zu bilden. Der Rang wird dann genommen, um die Anzahl der von Null verschiedenen Zeilen in der resultierenden Gaussian reduziert Matrix.

Vor Anwendung elementarer Row Operations:

Lassen Sie jedes Element in der  $m$  durch  $m$ -Matrix als  $a_{i,j}$  bezeichnet werden

1. Set  $i = 1$
2. Wenn das Element  
(D. h. das Element auf der Diagonalen.  
1), dann tauschen alle Elemente in der  $i$ -ten Zeile

mit allen Elementen in der nächsten Zeile, die eine enthält in der  $i$

$i$ th Spalte (d. h. dieser Reihe ist der  $k$ -ten Zeile,

wo  $i < k =$

$m$ ). Wenn keine Zeile enthält eine "1" in dieser Position, gehen Sie zu Schritt 4 fort.

3. Wenn das Element

$a_{i,i}$

, Dann, wenn eine nachfolgende Zeile enthält eine "1" in der  $i$ -ten Spalte, ersetzen Sie jedes

Element in dieser Zeile mit der Exklusiv-ODER dieses Elements und das entsprechende Element in der

$i$ th

Reihe.

- a. Set  $row = i + 1$
  - b. Set  $col = i$ .
  - c. Wenn  $arow, col = 0$ , dann gehen Sie zu 3g Schritt.
  - d.
  - e. Wenn  $col = m$ , dann gehen Sie zu 3g Schritt.
  - f.  $col = col + 1$ ; gehen bis 3d Schritt.
  - g. Wenn  $row = m$ , dann gehen Sie zu Schritt 4 fort.
  - h.  $row = Zeile + 1$ ; gehen Sie zu Schritt 3b.
4. Wenn  $i < m-1$ , dann  $i = i + 1$ ; mit Schritt 2 fortfahren.
5. Vorwärts Zeilenoperationen abgeschlossen.
- Rückwärts Anwendung elementarer Row Operations:
1. Set  $i = m$ .
  2. Wenn das Element (d. h. das Element auf der Diagonalen. 1), dann tauschen alle Elemente in der i-ten Zeile

mit allen Elementen in der nächsten Zeile, die enthalten IIAS eine in der i-ten Spalte (dh diese Zeile ist der k-ten Zeile, wobei  $1 = k < i$ ). Wenn keine Zeile enthält eine "1" in dieser Position, gehen Sie zu Schritt 4 fort.

3. Wenn das Element, dann, wenn alle vorherigen Zeile enthält eine "1" in der i-ten Spalte, ersetzen Sie jedes Element in dieser Zeile mit der Exklusiv-ODER dieses Elements und das entsprechende Element in der

ii a  
it

Reihe.

F-1

d.  
Ein statistischer Test SUITE für zufällige und Pseudo-Zufallszahlengeneratoren für kryptographische Anwendungen

- a. Set  $row = i - 1$
- b. Set  $col = i$ .
- c. Wenn  $arow, col = 0$ , dann gehen Sie zu 3g Schritt.
- e. Wenn  $col = 1$ , dann gehen Sie zu 3g Schritt.
- f.  $col = col - 1$ ; gehen bis 3d Schritt.
- g. Wenn  $row = 1$ , dann gehen Sie zu Schritt 4 fort.
- h.  $row = Zeile-1$ , geh zu Schritt 3b.

4. Wenn  $i > 2$ , dann  $i = i-1$  und Schritt 2 fortfahren.
5. Rückwärts Reihe Vorgang abzuschließen.
6. Der Rang der Matrix = Anzahl der Nicht-Null-Zeilen.

Beispiel für Vorwärts Row Operations:

A

```
1 0 0 0 0 0
0 0 0 0 0 1
1 0 0 0 0 1
1 0 1 0 1 0
0 0 1 0 1 1
0 0 0 0 1 0
```

Die ursprüngliche Matrix.

B

```
1 0 0 0 0 0
0 0 0 0 0 1
0 0 0 0 0 1
0 0 1 0 1 0
0 0 1 0 1 1
0 0 0 0 1 0
```

Da  $a_{1,1} = 1$  und Zeilen 3 und 4 enthalten eine 1 in der ersten Spalte (siehe das Original matrix), werden die Zeilen 3 und 4 durch die Exklusiv-ODER-Verknüpfung, die Zeile und Zeile 1 ersetzt.

C

```
1 0 0 0 0 0
0 0 0 0 0 1
0 0 0 0 0 1
0 0 1 0 1 0
0 0 1 0 1 1
0 0 0 0 1 0
```

Da  $a_{2,2} = 2$ .

1 und keine andere Zeile enthält eine "1" in dieser Spalte (siehe B), die Matrix wird nicht verändert.

F-2

Analyse

```
1 0 0 0 0 0
0 0 0 0 0 1
0 0 1 0 1 0
```

Da  $a_{3,3} = 3$ .

1, aber der 4. Zeile enthält eine "1" in der 3. Säule (siehe B oder C), die D  $0 0 0 0 0 1$  zwei Reihen geschaltet sind.

```
0 0 1 0 1 1
0 0 0 0 1 0
1 0 0 0 0 0
```

0 0 0 0 0 1

0 0 1 0 1 0 Seit Zeile 5 enthält eine "1" in der 3. Säule (siehe D), Zeile 5 wird durch den  
E 0 0 0 0 0 1 Exklusiv-ODER von Zeile 1 und Zeile 5 ein.

0 0 0 0 0 1

0 0 0 0 1 0

1 0 0 0 0 0

0 0 0 0 0 1

0 0 1 0 1 0 Da  $a_4, 4$ .

1 und keine andere Zeile enthält eine "1" in dieser Spalte (siehe E), die  
F 0 0 0 0 0 1-Matrix wird nicht verändert.

0 0 0 0 0 1

0 0 0 0 1 0

1 0 0 0 0 0

0 0 0 0 0 1

0 0 1 0 1 0 Da  $a_5, 5$ .

1, aber Zeile 6 enthält eine 1 in Spalte 5 (siehe F), die beiden Reihen sind  
G 0 0 0 0 0 1 geschaltet. Da keine Zeile unterhalb dieser enthält eine "1" in der 5.  
Spalte, das Ende der

0 0 0 0 1 0 der Vorwärts-Prozess abgeschlossen ist.

0 0 0 0 0 1

Die Nachfolgende Backward Row Operations:

1 0 0 0 0 0

0 0 0 0 0 0

0 0 1 0 1 0 Da  $a_6, 6 = 1$  und die Zeilen 2 und 4 enthalten diejenigen in der 6. Spalte  
(siehe G), die Zeilen 2

H 0 0 0 0 0 0 und 4 sind durch die Exklusiv-ODER-Verknüpfung, die Zeile und Zeile 6  
ersetzt.

0 0 0 0 1 0

0 0 0 0 0 1

F-3

Analyse

Ich

1 0 0 0 0 0

0 0 0 0 0 0

0 0 1 0 0 0

0 0 0 0 0 0

0 0 0 0 1 0

0 0 0 0 0 1

Da  $a_5, 5 = 1$  und Zeile 3 enthält eine in der 5. Spalte (siehe H), Zeile 3 ist  
ersetzt durch die Exklusiv-ODER-oder Zeile 3 und Zeile 5 ein.

J

```
1 0 0 0 0 0
0 0 0 0 0 0
0 0 1 0 0 0
0 0 0 0 0 0
0 0 0 0 1 0
0 0 0 0 0 1
```

Da  $a_4, 4$ .

1 und keine andere Reihe hat eine in Spalte 4, ist die Matrix nicht verändert.

K

```
1 0 0 0 0 0
0 0 0 0 0 0
0 0 1 0 0 0
0 0 0 0 0 0
0 0 0 0 1 0
0 0 0 0 0 1
```

Da  $a_3, 3 = 1$ , aber keine andere Reihe hat eine in Spalte 3, ist die Matrix nicht verändert werden.

L

```
1 0 0 0 0 0
0 0 0 0 0 0
0 0 1 0 0 0
0 0 0 0 0 0
0 0 0 0 1 0
0 0 0 0 0 1
```

Da  $a_2, 2$ .

1 und keine andere Reihe hat eine in Spalte 2 ist die Matrix nicht verändert, und er abgeschlossen ist.

Da die endgültige Form der Matrix hat 4 Nicht-Null-Zeilen, ist der Rang der Matrix 4.

### Bau Aperiodische Templates

Für die Zwecke der Durchführung der Non-überlappenden Template Matching statistischen Test, alle  $2^m$  m-Bit-Binär-Sequenzen, die aperiodische sind, wurden im Voraus berechnet. Diese Vorlagen oder Mustern, wurden in eine Datei für m gespeichert = 2 bis m = 21 ist. Der ANSI-C-Programm bei der Suche nach diesen Vorlagen verwendet wird weiter unten. Durch Ändern Sie den Parameter M kann die Template-Bibliothek entsprechend der Vorlage konstruiert werden. This Parameterwert nicht überschreiten B, da die DEC2BIN Konvertierungsroutine wird nicht korrekt funktionieren. Denkbar ist, kann diesen Quellcode leicht geändert werden, um beliebige  $2^m$  m-Bit-Binär-Sequenzen für Bau größere m.



## Analyse

```
# Include  
# Include <math.h>
```

```
# Define B 32  
# Define M 6
```

```
int * A;  
static long nichtperiodische;  
unsigned displayBits (FILE *, long, long);
```

```
int main ()
```

```
{  
FILE * fp1, * fp2;  
lange i, j, count, num;
```

```
A = (unsigned *) calloc (B, sizeof (unsigned));  
fp1 = fopen ("Template", "w");  
fp2 = fopen ("dataInfo", "a");  
num = pow (2, M);  
count = log (num) / log (2);  
nichtperiodische = 0;  
for (i = 1; i < num; i ++)
```

```
displayBits (fp1, i, count);  
fprintf (FP2, "M =% d \ n", M);  
fprintf (FP2, "Anzahl der nichtperiodische Vorlagen =% u \ n", nichtperiodische);  
fprintf (FP2, "# aller möglichen Vorlagen =% u \ n", num);  
fprintf (FP2, "{# nichtperiodische} / {# Vorlagen} =% f \ n", (double) nichtperiodische /  
num);  
fprintf (fp2, "=====  
===== \ n ");  
fclose (fp1);  
fclose (FP2);  
frei (A);
```

```
return 0;
```

```
}
```

```
void displayBits (FILE * fp, long-Wert, Long Count)
```

```
{
```

```
int i, j, match, c, displayMask = 1 <<(B-1);
```

```
for (i = 0; i <B; i ++)
```

```
A [i] = 0;
```

```
for (c = 1; c <= B, c ++ ) {
```

```
if (value & displayMask)
```

```
A [c-1] = 1;
```

```
sonst.
```

```
A [c-1] = 0;
```

```
Wert <<= 1;
```

```
}
```

F-5

Analyse

```
for (i = 1; i <anzahl; i ++ ) {
```

```
match = 1;
```

```
if ((A [B-count]! = A [B-1]) & &
```

```
((A [B-count]! = A [B-2 ])||( A [B-count +1]! = A [B-1]))) {
```

```
for (c = B-count; c <= (B-1)-i, c ++ ) {
```

```
if (A [c]! = A [c + i]) {
```

```
match = 0;
```

```
break;
```

```
}
```

```
}
```

```
}
```

```
if (match) {
```

```
/* Printf ("\ nPERIODIC TEMPLATE: SHIFT =% d \ n", i); */
```

```

break;

}
}
if (! match) {

for (c = B-count; c <(B-1); c + +) fprintf (fp, "% u", A [c]);
fprintf (fp, "% u \ n", A [B-1]);
nichtperiodische + +;

}

return;
}

```

F-6

### Analyse

Die Erzeugung der Binary Expansion der irrationalen Zahlen

Die Probe Mathematica-Programm in den Bau vier Beispiel-Dateien genutzt wird unten gezeigt.

### Mathematica-Programm

```

(*****
(* Zweck: Wandelt num
seine Dezimaldarstellung mit *)
(* Seine binäre Darstellung. *)
(* *)
(* Achtung: Die $ MaxPrecision Variable muss auf * gesetzt werden)
(* Der Wert von d. Standardmäßig Mathematica *)

(* Setzt diese auf 50000, aber das kann erhöht werden .*)
(*****

```

```

BinExp [num_, d_]:= Module [{n, L},

```

Wenn  $d > \$ \text{MaxPrecision}$ ,  $\$ \text{MaxPrecision} = d$ ;

$n = N [\text{num}, d]$ ;

$L = \text{First} [\text{RealDigits} [n, 2]]$   
];

$SE = \text{BinExp} [E, 302500]$ ;  
Save ["data.e", {SE}];

$SP = \text{BinExp} [\text{Pi}, 302500]$ ;  
Save ["data.pi", {SP}];

$S2 = \text{BinExp} [\text{Sqrt} [2], 302500]$ ;  
Save ["data.sqrt2", {S2}];

$S3 = \text{BinExp} [\text{Sqrt} [3], 302500]$ ;  
Save ["data.sqrt3", {S3}];

F-7

Analyse

#### Appendix G References

[1]

M. Abramowitz and I. Stegun, Handbook of Mathematical Functions, Applied Mathematics Series. Vol. 55, Washington: National Bureau of Standards, 1964; reprinted 1968 by Dover Publications, New York.

[2]

T. Cormen, C. Leiserson, & R. Rivest, Introduction to Algorithms. Cambridge, MA: The MIT Press, 1990.

[3]

Gustafson et al., "A computer package for measuring strength of encryption algorithms," Journal

of Computers & Security. Vol. 13, No. 8, 1994, pp. 687-697.

[4]

U. Maurer, "A Universal Statistical Test for Random Bit Generators," Journal of Cryptology.

Vol. 5, No. 2, 1992, pp. 89-105.

[5]

A. Menezes, et al., Handbook of Applied Cryptography. CRC Press, Inc., 1997.

See <http://www.cacr.math.uwaterloo.ca/hac/about/chap5.pdf>.

[6]

W. Press, S. Teukolsky, W. Vetterling, Numerical Recipes in C : The Art of Scientific Computing, 2nd Edition. Cambridge University Press, January 1993.

[7]

G. Marsaglia, DIEHARD Statistical Tests: <http://www.stat.fsu.edu/pub/diehard/>.

[8]

T. Ritter, "Randomness Tests and Related Topics,

<http://www.ciphersbyritter.com/RES/RANDTEST.HTM>.

[9]

American National Standards Institute: Financial Institution Key Management (Wholesale),

American Bankers Association, ANSI X9.17 -1985 (Reaffirmed 1991).

[10]

FIPS 140-1, Security Requirements for Cryptographic Modules, Federal Information Processing

Standards Publication 140-1. U.S. Department of Commerce/NIST, National Technical Information Service, Springfield, VA, 1994.

[11]

FIPS 180-1, Secure Hash Standard, Federal Information Processing Standards Publication 180-1.

U.S. Department of Commerce/NIST, National Technical Information Service, Springfield, VA,

April 17, 1995.

[12]

FIPS 186, Digital Signature Standard (DSS), Federal Information Processing Standards Publication 186. U.S. Department of Commerce/NIST, National Technical Information Service,

Springfield, VA, May 19, 1994.

[13]

MAPLE, A Computer Algebra System (CAS). Available from Waterloo Maple Inc.;

<http://www.maplesoft.com>.

G-1