Albert, D., & Schulz, U. (1981). Kritischer Test eines Modells zum Reproduzieren von Einheiten mehrerer Klassen durch Einbeziehung der Reproduktionszeiten, oder: Über die Konkurrenz von Reproduktionstendenzen [Critical test of a model for recalling units of several classes by consideration of recall latencies]. In L. Tent (Ed.), *Erkennen - Wollen - Handeln: Beiträge zur Allgemeinen und Angewandten Psychologie* (pp. 67-86). Göttingen, Germany: Hogrefe.

# Kritischer Test eines Modells zum Reproduzieren von Einheiten mehrerer Klassen durch Einbeziehung der Reproduktionszeiten oder: Über die Konkurrenz von Reproduktionstendenzen

Dietrich Albert und Ulrich Schulz

Auf der Grundlage der *Luce*schen Wahltheorie wird ein Modell entwickelt, welches den gemeinsamen Reproduktionsvorgang mehrerer unabhängig gelernter Listen unter Berücksichtigung der Reproduktionszeiten beschreibt. Für individuelle Reproduktionssequenzen werden Schätzformeln für die Parameter abgeleitet und Modelltests angegeben. Anhand eines umfangreichen experimentellen Materials wird die Gültigkeit des Modells überprüft.

## *1. Problem*

Von den Voraussetzungen ausgehend, daß „in jedem Augenblicke des wachen Lebens zahlreiche Reproduktionstendenzen in uns vorhanden sind", von denen wegen der „Enge des Bewußtseins" in jedem „Augenblicke" nur eine wirksam werden kann, stellen *Müller & Pilzecker* (1900, S. 79) in Anlehnung an *Herbart*sche Überlegungen die Frage: „Wie und nach welchen Gesetzen beeinflussen sich die gleichzeitig vorhandenen Reproduktionstendenzen gegenseitig und wovon hängt es ab, welche von den um das enge Bewußtsein kämpfenden Reproduktionstendenzen zunächst den Sieg davonträgt?"

In einer Serie von sorgfältig durchgeführten Experimenten mittels der heute sogenannten Paarassoziationsmethode beobachteten die obigen Autoren die Anzahl von Reproduktionen, Reproduktionsreihenfolgen und Reproduktionszeiten. Dabei beschränken sie sich auf die Untersuchung sogenannter konkurrierender Reproduktionstendenzen – sie sind dadurch charakterisiert, daß sie auf einander ausschließende Reproduktionen gerichtet sind. Ihre zur Erklärung der Ergebnisse vorgeschlagene theoretische Konzeption als Antwort auf ihre Fragestellung – sie enthält u. a. das Konzept der effectuellen Hemmung, von *Ebbinghaus* (1911, S. 700) später reproduktive Hemmung genannt – ist Lehrbeispiel einer deterministischen Assoziationstheorie der ersten Jahrzehnte dieses Jahrhunderts. Wie aber ist die Fragestellung *Müller & Pilzeckers* im Rahmen moderner theoretischer Vorstellungen über den Reproduktionsprozeß zu beantworten? Wir beschränken uns dabei auf Freies Reproduzieren (und kontinuierliches Assoziieren), bei der mehrere „Reproduktionstendenzen gleichzeitig vorhanden" sein dürften.

Moderne Reproduktionstheorien (z. B. *Albert* 1968a, *Atkinson & Shiffrin* 1969, *McGill* 1963, *Shiffrin* 1970) bedienen sich häufig des bereits von *James* (1890, S. 654) und später von *Duncker* (1935, S. 96) verwendeten Bildes einer aktiven Suche im Gedächtnis bzw. in einem Teilbereich des Gedächtnisses, dem sogenannten Suchbereich. Bei Übernahme einer Reproduktionsaufgabe wird dieser Suchbereich anhand der in der Aufgabe enthaltenen Informationen ausgewählt. Dabei wird durch die Wahl eines großen Suchbereiches zwar die Wahrscheinlichkeit groß, daß er die gesuchten, relevanten Inhalte enthält, da aber die Anzahl nicht-gesuchter, irrelevanter Inhalte ebenfalls groß ist, wird das Auffinden der relevanten erschwert oder verzögert. Durch die Wahl eines kleinen Suchbereiches vermag zwar die Zahl irrelevanter Inhalte vermindert werden, aber relevante Inhalte können ebenfalls ausgeschlossen werden. Durch derartige Überlegungen (*Albert* 1968b, *Indow & Togano* 1970) läßt sich erklären, daß eine negative Beziehung zwischen der Schnelligkeit von Reproduktionen und ihrer maximal möglichen Anzahl besteht. Dabei ist es hinreichend, eine Zufallssuche unter gleichwahrscheinlichen Alternativen in verschieden großen Suchbereichen anzunehmen, die gegenüber einer deterministischen Betrachtungsweise (*Bousfield & Sedgewick* 1944, *Bousfield* 1944) auch die Abweichungen vom „mittleren" Reproduktionsverlauf in der Zeit erklärt.

Eine Suche kann zwar völlig zufällig erfolgen, die Wahrscheinlichkeit des Auffindens pro Versuch kann aber für verschiedene, ‚simultan' zu reproduzierende Inhalte unterschiedlich sein. Mit derartigen Vorstellungen (*Albert & Schulz* 1975, *Schulz & Albert* 1978) lassen sich z. B. solche sequentiellen Effekte erklären, bei denen die Tendenz besteht, von mehreren nacheinander eingeprägten Listen beim abschließenden Reproduzieren aller behaltenen Einheiten diejenigen der zuletzt eingeprägten Liste als erste zu reproduzieren (*Postman & Keppel* 1967, *Shuell* 1968, *Shuell & Köhler* 1970, s. auch *Müller & Pilzecker* 1900).

Eine Zufallssuche erschwert das Auffinden der relevanten Einheiten insbesondere dadurch, daß gleiche irrelevante Einheiten wiederholt auftreten können. Um dem entgegenzuwirken, kann die Suche in unterschiedlichem



Ausmaß und nach unterschiedlichen Strategien systematisch erfolgen. Gemeinsam ist allen Vorstellungen einer systematischen Suche, daß die Wahrscheinlichkeit für das Auffinden der nächsten relevanten Einheit auch von der (den) zuvor gefundenen Einheit(en) als abhängig gesehen wird, wodurch z. B. semantisch ähnliche Einheiten mit größerer Wahrscheinlichkeit als nächste auftreten als unähnliche Einheiten. Derartige Abhängigkeiten gehen entweder direkt in die Modellvorstellungen ein (z. B. *Kiss* 1969, *Anderson* 1972, *Iseler* 1978) oder indirekt durch die Annahme sukzessiven Suchens in mehreren Teilbereichen (z. B. *Cowan* 1966a, 1966b, *Patterson, Meltzer & Mandler* 1971), wobei die Reihenfolge der Teilbereiche durch hierarchische Regeln bestimmt sein kann (*Vorberg*, persönliche Mitteilung). Mit derartigen Vorstellungen lassen sich z. B. die beobachteten sequentiellen Effekte des sogenannten kategorialen Clustering (*Bousfield* 1953) oder assoziativen Clustering (*Jenkins & Russel* 1952) erklären. Auch die Reproduktionssequenzen von semantisch wenig strukturiertem Material, welches durch die Vpn „subjektiv organisiert" wird (*Tulving* 1962), lassen sich damit erklären. Im Extremfall kann eine völlige serielle Organisation erreicht werden, bei der eine bestimmte Einheit immer auf eine andere folgt, ohne daß dabei weitere relevante oder irrelevante Einheiten das Auffinden stören oder beeinflussen.

An diesem Beispiel wird deutlich, daß durch eine systematische Suche der Einfluß durch „gleichzeitig vorhandene Reproduktionstendenzen" im Sinne von *Müller & Pilzecker* gemindert oder ausgeschlossen wird. Deshalb beschränken wir uns auf die Betrachtung einer reinen Zufallssuche, bei der die Auffindenswahrscheinlichkeiten der relevanten Einheiten unterschiedlich sein können, nicht aber von der zuvor reproduzierten Einheit abhängen.

Für derartige Suchprozesse haben *Schulz & Albert* (1978) – basierend auf theoretischen Annahmen von *Luce* (1959) über Auswahlentscheidungen – und *Albert & Schulz* (1975) ein Modell für die Sequenz der Reproduktion von Einheiten aus mehreren Klassen vorgestellt, welches bei insgesamt 62 untersuchten individuellen Reproduktionssequenzen in weniger als 5% der Fälle abgelehnt werden mußte. Dabei besteht jedoch die Möglichkeit, daß Reproduktionssequenzen, die durch eine systematische Suche entstanden sind, fälschlich als übereinstimmend mit dem Modell einer reinen Zufallssuche angesehen werden. Die zusätzliche Auswertung der Reproduktionszeiten kann aber derartige Fehlurteile verhindern (s. z. B. *Iseler* 1978). Deshalb soll der Ansatz von *Schulz & Albert* (1978) verallgemeinert werden, um auch die Reproduktionszeiten in die Theorie einzubeziehen. Nach der empirischen Prüfung des Modells anhand der gleichen individuellen Reproduktionsverläufe soll abschließend diskutiert werden, ob und wie im Rahmen dieses Reproduktionsmodells die Ausgangsfragestellung von *Müller & Pilzecker* zu beantworten wäre.

## 2. *Das Modell für Wahlverhalten mit Berücksichtigung der Latenzzeiten*

Über den Prozeß des Wahlverhaltens werden die folgenden Annahmen, die Erweiterungen der Annahmen von *Schulz & Albert* (1978) sind, aufgestellt:

(A 1) Es gibt eine Menge T von Einheiten. Jede Einheit gehört in genau eine von k + 1 disjunkten Klassen $C_i$ (i = o, 1, ..., k). Es gilt $T = \bigcup_{i=o}^{k} C_i$. In jeder Klasse $C_j$ gibt es $b_j$ Einheiten (j = 1, ..., k). Bei jedem Wahlakt wird eine Einheit ausgewählt.

(A 2) Für das Wahlverhalten gilt das *Luce*sche Auswahlaxiom: Ist A eine Teilmenge von T, so kann man die Auswahlwahrscheinlichkeit für die Menge $B \subset A$, die mit $P_A(B)$ bezeichnet wird, nach der Formel $P_A(B) = P_T(B)/P_T(A)$ berechnen, wenn $P_T(A) \neq 0$ für nicht leere Teilmengen A gilt (*Luce* 1959).

(A 3) Sind x und y Einheiten aus der Klasse $C_i$, dann gilt $P_{C_i}(x) = P_{C_i}(y)$.

(A 4) Nach jeder Wahl wird die Einheit in die Auswahlmenge zurückgelegt, wenn sie aus der Menge $C_o$ gezogen worden ist. Andere Einheiten werden nicht zurückgelegt.

(A 5) Jede Auswahl einer Einheit aus der Auswahlmenge benötigt eine feste Zeitspanne $\Delta t$.

Wie *Luce* (1959) zeigt, werden durch die Annahmen (A 1) und (A 2) für jede Teilmenge A von T Auswahlstärken definiert, die mit v(A) bezeichnet werden. Die Stärke einer Menge ist die Summe der Stärken der Einheiten in der Menge. Man kann leicht zeigen, daß wegen Annahme (A 3) die Stärken aller Einheiten x in einer Klasse $C_i$ gleich sind. Daher können wir das Symbol $v_i = v(x)$ für alle $x \varepsilon C_i$ und alle i = 1, ..., k verwenden. Die Stärke der Klasse $C_o$ wird mit $v(C_o)$ bezeichnet. Gibt es Mengen $B \subset A \subset T$ und wird die Anzahl der zu $C_i$ gehörigen Einheiten in B mit $y_i$ und die Anzahl der zu $C_i$ gehörigen Einheiten in A mit $x_i$ bezeichnet, so folgt

$$(1)\quad P_A(B) = \frac{v(B \cap C_o) + \sum_{i=1}^{k} y_i v_i}{v(A \cap C_o) + \sum_{i=1}^{k} x_i v_i}$$

für $o \leq x_i$, $y_i \leq b_i$ und i = 1, ..., k.

Gleichung (1) zeigt, daß die Stärke die Wahlwahrscheinlichkeit nur bis auf einen Faktor bestimmt ist. Daher wird die Stärke normiert, daß $v(C_o) = 1$ gilt.

Wenn wir nun die Wahlreihenfolge betrachten, die als Ausgangsmenge T hat, und annehmen, daß die Annahmen (A 4) und (A 5) gelten, so können



wir die Zeit in diskreten Schritten $t = n \Delta t$ messen und die aktuelle Auswahlmenge zur Zeit t durch die Anzahl $x_i$ einer jeden Klasse $C_i$ beschreiben.

Nach Annahme (A 4) enthält diese Menge $\sum_{i=1}^{k} x_i$ Einheiten der Klassen $C_i$ ($i \geq 1$) und die gesamte Menge $C_o$. Daher ist es möglich, den Auswahlprozeß zu jeder Zeit durch die Anzahlen der Einheiten in der Menge, die nicht zu $C_o$ gehören, zu bezeichnen. Mathematisch geschieht dies durch den Vektor x mit den Komponenten $x_1, \ldots, x_k$ ($o \leq x_i \leq b_i$). Der stochastische Prozeß, der mathematisch den Auswahlprozeß beschreibt, ist eine vektorwertige Zufallsvariable $X_t$, die als Werte die Vektoren x annimmt. Die Vektoren sind die Zustände des Auswahlprozesses. Durch Iteration berechnet man am einfachsten die Wahrscheinlichkeiten des stochastischen Prozesses: Wenn $P(X_t = x)$ die Wahrscheinlichkeit des Zustandes x zur Zeit t bezeichnet, so kann man diese Wahrscheinlichkeit aus der Wahrscheinlichkeit $P(X_{t-\Delta t} = x)$, daß keine Zustandsänderung bis zur Zeit t erfolgt, und aus der Wahrscheinlichkeit $P(X_{t-\Delta t} = x + e_i)$, daß zur Zeit t eine Einheit aus der Menge $C_i$ ausgewählt wird, berechnen. Dabei ist $e_i$ der i-te Einheitsvektor. Die entsprechende Differenzengleichung wird durch die Gleichung (2) wiedergegeben.

$$(2)\quad P(X_t = x) = \left[ 1 - \frac{\sum_{i=1}^{k} x_i v_i}{\sum_{j=1}^{k} x_j v_j + 1} \right] P(X_{t-\Delta t} = x) + \left[ \sum_{i=1}^{k} (1 - \delta_{x_i}^{b_i}) \frac{(x_i + 1) v_i}{\sum_{j=1}^{k} x_j v_j + v_i + 1} P(X_{t-\Delta t} = x + e_i) \right]$$

wobei $\delta_j^i = \begin{cases} o \text{ für } i \neq j \\ 1 \text{ für } i = j \end{cases}$ das Kroneckersymbol ist.

Der Faktor in den ersten eckigen Klammern ist die Wahrscheinlichkeit, daß zwischen der Zeit $t - \Delta t$ und t kein Zustandswechsel auftritt, der Faktor in den zweiten eckigen Klammern die Wahrscheinlichkeit, daß eine Einheit der Menge $C_i$ in diesem Intervall ausgewählt wird. Gleichung (2) bestimmt zusammen mit der Anfangsbedingung $(P(X_o = b) = 1)$ den ganzen stochastischen Prozeß, wobei b der Vektor mit den Komponenten $b_1, \ldots, b_k$ ist.

In vielen Fällen ist es nicht möglich, die Größe $\Delta t$ zu bestimmen, weil nur ein Teil der Wahlen zu beobachten ist. Man kann dann nur die Zeiten zwischen diesen beobachtbaren Wahlen messen. Ein Spezialfall liegt dann vor, wenn die Wahlen der Einheiten aus der Menge $C_o$ nicht beobachtet werden können, und alle anderen Wahlen beobachtbar sind. Dann kann man $\Delta t$ nicht empirisch bestimmen, und es müssen einige zusätzliche Annahmen über den Wert von $\Delta t$ gemacht werden.

(A6) Gegenüber den beobachtbaren Latenzzeiten ist $\Delta t$ hinreichend klein. Die Stärke jeder Klasse $C_i$ berechnet sich nach $v_i = \lambda_i\ \Delta t$, für $i = 1, \ldots, k$. Hierbei sind die Größen $\lambda_i$ die Intensitäten der Klassen $C_i$. Wenn die Intensitätennotation in (2) eingeführt wird, erhält man nach Umstellen der Gleichung:

$$(3)\quad \frac{P(X_t=x) - P(X_{t-\Delta t}=x)}{\Delta t} = -\frac{\sum\limits_{i=1}^{k} x_i\lambda_i}{\sum\limits_{j=1}^{k} x_j\lambda_j\Delta t + 1}\, P(X_{t-\Delta t}=X) + \sum_{i=1}^{k} \frac{(1-\delta_{x_i}^{b_i})\,(x_i+1)\,\lambda_i}{\sum\limits_{j=1}^{k} x_j\lambda_j\Delta t + 1 + \lambda_i\Delta t}\, P(X_{t-\Delta t}=x+e_i)$$

Wenn wir annehmen, daß $\Delta t$ sehr klein aber positiv ist, so werden die Differenzengleichungen sehr gut durch Differentialgleichungen approximiert, die man durch den Grenzübergang $\Delta t \to 0$ erhält. Dann gilt:

$$(4)\quad \frac{d}{dt}P(X_t=x) = -\sum_{i=1}^{k} x_i\lambda_i P(X_t=x) + \sum_{i=1}^{k} (1-\delta_{x_i}^{b_i})\,(x_i+1)\,\lambda_i\, P(X_t = x + e_i).$$

Der Grenzübergang $\Delta t \to 0$ bewirkt, daß $X_{t-\Delta t} \to X_t$ und die beiden Ausdrücke $\sum_{j=1}^{k} x_j\lambda_j\Delta t + 1$ und $\sum_{j=1}^{k} x_j\lambda_j\Delta t + 1 + \lambda_i\Delta t \to 1$ konvergieren. Die Anfangsbedingung für (4) ist $P(X_o=b)=1$. Die Lösung des Differentialgleichungssystems erhält man durch

$$(5)\quad P(X_t=x) = \sum_{i=1}^{k} \binom{b_i}{x_i} (1-e^{-\lambda_i t})^{b_i-x_i}\, e^{-\lambda_i x_i t},$$



was bedeutet, daß der stochastische Prozeß $X_t$ sich aus k stochastisch unabhängigen, einfachen linearen Todesprozessen $X_{t,i}$ zusammensetzt. (Um zu zeigen, daß (5) die Lösung von (4) ist, reicht es aus, (5) zu differenzieren und diese Ausdrücke in (4) einzusetzen.) Die folgenden Formeln geben die Erwartungswerte und Varianzen der Zufallsvariablen $X_{t,i}$ wieder:

$E(X_{t,i}) = b_i e^{-\lambda_i t}$, $\mathrm{Var}(X_{t,i}) = b_i e^{-\lambda_i t}(1-e^{-\lambda_i t})$.

Für das Modell des Wahlverhaltens ohne Latenzzeiten haben *Schulz & Albert* (1978) den Dominanzwert der Klasse i definiert durch $d_i = v_i / \sum_{j=1}^{k} v_j$. In dem Modell ohne Latenzzeiten waren hauptsächlich diese Dominanzwerte von Interesse. Wenn man die Darstellung der Stärke $v_i$ durch die Intensitätsparameter wählt, so erhält man für die Dominanzparameter $d_i = \lambda_i / \sum_{j=1}^{k} \lambda_j$. Die letzte Formel zeigt, daß die Dominanzwerte aus den Intensitäten berechnet werden können.

### *3. Anwendung des Modells auf Reproduktionsdaten einschließlich Parameterschätzung und Modelltests*

#### 3.1 Reproduktionsbedingungen

In Experimenten zur freien Reproduktion von beispielsweise mehreren Wortlisten kann das Auswahlmodell verwendet werden, wenn der Suchbereich im Langzeitgedächtnis mit der Menge T identifiziert wird. Die Wörter der Liste i ($i = 1, \ldots, k$), die bei der Schlußreproduktion im Langzeitgedächtnis gespeichert sind, seien die Einheiten der Menge $C_i$ und die Ablenker (bzw. Kontextwörter) des Suchbereichs die Einheiten der Menge $C_o$. Es wird angenommen, daß $b_i$ Wörter der Liste i bei der Schlußreproduktion im Langzeitgedächtnis gespeichert sind. Ist das Auswahlmodell auf den Erinnerungsvorgang anwendbar, und werden nur richtige Reproduktionen betrachtet, so sind alle Größen des Erinnerungsvorgangs nach dem approximativen Modell beobachtbar. „Eingeprägte und behaltene" Wörter des Lernmaterials sind dabei die einzig relevanten Einheiten der Mengen $C_i$. Die Zeit zwischen zwei aufeinanderfolgenden richtigen Reproduktionen wird im Modell als Gedächtnissuche nach irrelevanten Kontextwörtern erklärt. Aus diesem Grund kann man das Zeitintervall $\Delta t$ nicht beobachten und muß annehmen, daß Voraussetzung (A6) gilt. Dann wird das Modell mathematisch durch die Gleichungen (5) beschrieben.

3.2 Parameterschätzung

Es sei $n = \sum_{i=1}^{k} b_i$. Es bezeichne $x^{(i)}$ den Zustandsvektor nach dem Reproduzieren des i-ten richtigen Wortes in der Reproduktionsreihenfolge. Es sei $\tau_1$ die Zeit vor der ersten Reproduktion und $\tau_j$ für $j \geq 2$ die Zeit zwischen dem Erinnern der Wörter mit den Positionen $j-1$ und $j$ in der Reproduktionsreihenfolge. Mit der Anfangsbedingung $x^{(o)} = b$ und den Zeiten $t_i = \sum_{j=1}^{i} \tau_j$ kann man die Likelihood der Reproduktionssequenzen berechnen:

$$(6)\quad L(\lambda_1, \ldots \lambda_k) = P(X_o = b, X_{t_1} = x^{(1)}, \ldots, X_{t_n} = x^{(n)})$$
$$= \prod_{i=1}^{k} \exp\left(-\sum_{j=1}^{n} (x_j^{(i-1)} - x_j^{(i)})\, x_j^{(i)} \lambda_j \tau_j\right) \sum_{j=1}^{n} (x_j^{(i-1)} - x_j^{(i)})\, x_j^{(i-1)} \lambda_j.$$

Bezeichnet $\tau_{j,o}$ die Zeit vor der ersten Reproduktion eines Wortes der Liste j und $\tau_{j,i}$ die Zeit zwischen dem Erinnern des (i−1)-ten und i-ten Wortes der Liste j in der Reproduktionsreihenfolge, so kann man die Likelihood vereinfachen

$$(7)\quad L(\lambda_1, \ldots, \lambda_k) = \prod_{j=1}^{k} \lambda_j^{b_j}\, b_j!\, \exp\left(-\sum_{j=1}^{k} \lambda_j \sum_{i=0}^{b_j-1} (b_j - i + 1)\, \tau_{j,i}\right).$$

Logarithmiert man die Gleichung (7) und leitet partiell ab, so erhält man die notwendigen Maximum-Likelihood-Gleichungen, aus denen man leicht konsistente und asymptotisch erwartungstreue Schätzung für $\lambda_j$ ($j = 1, \ldots, k$) erhält:

$\hat{\lambda}_j = b_j \Big/ \left(\sum_{i=0}^{b_j-1} (b_j - i + 1)\, \tau_{j,i}\right)$. Unverzerrte und konsistente Schätzungen sind die Größen $\tilde{\lambda}_j = (b_j - 1)\, \hat{\lambda}_j / b_j$.

3.3 Modelltests

Das Modell sagt vorher, daß der Reproduktionsprozeß sich aus k stochastisch unabhängigen einfachen linearen Todesprozessen zusammensetzt. Daher bilden die transformierten Zeiten $\tau^*_{i,j} = (b_i - j + 1)\, \tau_{i,j}$ eine Folge stochastisch unabhängiger identisch exponentialverteilter Zufallsvariablen. Die Modellvorhersage kann man mit einem parameterfreien Test prüfen, der von *Hollander & Proschan* (1972) vorgeschlagen wird. (Dieser Test ist auch in *Hollander & Wolfe* (1973) dargestellt.)

*Hollander & Wolfe* (1973) schlagen vor, zunächst zu testen, ob in den Größen $\tau^*_{i,j}$ ein sequentieller Trend enthalten ist. Dies kann z. B. geschehen, indem man die transformierten Zeiten $\tau^*_{i,j}$ mit der Reihenfolgenposition j korreliert und *Kendalls* Rangkorrelation $K_i$ berechnet. Für jede Liste kann man *Kendalls* Rangkorrelation in einen z-Wert $z_{K_i} = K_i/\sigma_{K_i}$ umrechnen. Wenn kein Trend in den Zeiten ist, hat diese Zufallsvariable der Liste i eine Standard-Normalverteilung.



Es bezeichne $F_i(t)$ die kumulative Verteilung der Zeiten $\tau^*_{i,j}$, $j = 1, \ldots, b_i$. Der Test von *Hollander & Proschan* (1972) liefert eine Entscheidungsregel zwischen den Hypothesen

$H_o$: $1 - F_i(t+s) = (1 - F_i(t))\,(1 - F_i(s))$
und $H_1$: $1 - F_i(t+s) \neq (1 - F_i(t))\,(1 - F_i(s))$.

Der Test verwendet eine U-Statistik

$S_i = \sum_{l>j>m} \Psi(\tau^*_{i,(l)}, \tau^*_{i,(m)} + \tau^*_{i,(j)})$, wobei $\tau^*_{i,(j)}$ die Ordnungsstatistiken der Zufallsvariablen $\tau^*_{i,j}$ sind, und die modifizierte Indikatorfunktion ist:

$$\Psi(a, b) = \begin{cases} 1 \text{ falls } a < b \\ .5 \text{ falls } a = b \\ o \text{ falls } a > b \end{cases}$$

*Hollander & Proschan* (1972) zeigen, daß bei exponentialverteilten $\tau^*_{i,j}$ die Statistik $z_{S_i} = (S_i - E(S_i \mid H_o)) / \sigma_{S_i \mid H_o}$ eine asymptotische Standardnormalverteilung hat. Die Autoren haben auch kritische Werte der $S_i$-Statistik für kleine Stichprobenumfänge veröffentlicht. Diese Tafeln sind aber unvollständig.

Für den Fall von k Listen im Reproduktionsexperiment gibt es k unabhängige Sätze von Zeiten. Man kann nun den Test auf Exponentialverteilung und den Test auf Trend für jede Liste separat durchführen. Andererseits ist es vorteilhafter, diese Hypothesen für alle Listen gleichzeitig zu überprüfen. Hierzu werden die Statistiken

$\chi^2_K = \sum_{i=1}^{k} z^2_{K_i}$ und $\chi^2_S = \sum_{i=1}^{k} z^2_{S_i}$ verwendet.

Wenn das Modell gilt, haben diese Statistiken Chiquadratverteilungen mit k Freiheitsgraden. Durch die Methode, Hypothesen gemeinsam zu überprüfen, kann bei verschiedenen Listenanzahlen das gleiche Signifikanzniveau für die Modelltests beibehalten werden.

## *4. Experimente*

4.1 Datensatz I

Der erste Datensatz, der erneut analysiert werden soll, stammt aus einem Experiment von *Albert* (1973. Es trägt dort die Bezeichnung Experiment II).

24 Vpn (17 männliche und 7 weibliche im Alter von 17 bis 35 Jahren, größtenteils Studenten, aber keine Psychologiestudenten) lernten zwei Listen, die jeweils aus 20 unterschiedlichen Säugetiernamen bestanden. Die beiden Listen wurden den Vpn mittels einer Gedächtnistrommel in zwei aufeinanderfolgenden Perioden von jeweils sechs Darbietungs-Test-Durchgängen dargeboten. Die Darbietungsreihenfolge variierte; die Darbietungsrate betrug ein Wort pro Sekunde. Prüfmethode war Freies Reproduzieren; die Reproduktionsdauer betrug jeweils 90 sec.

Nach Einprägen der zweiten Liste wurden die Vpn 10 Minuten mit einer Rechenaufgabe beschäftigt. Dann wurde die Instruktion zur Schlußreproduktion nach der Methode des in der amerikanischen Literatur sogenannten modifizierten modifizierten Freien Reproduzierens (MMFR) gegeben. Wenn die Vp das Reproduzieren innerhalb einer Zeitspanne von fünf Minuten beenden wollte, wurde sie aufgefordert, weiter zu überlegen. Die Reproduktionen wurden auf Magnetband aufgezeichnet.

### 4.2 Datensatz II und III

Die Daten aus zwei Bedingungen eines Experimentes zur proaktiven Hemmung, ähnlich dem von *Shuell & Koehler* (1970), das unter der Anleitung der Autoren von *L. P. Tappeser* (1974) durchgeführt worden war, sollen ebenfalls erneut analysiert werden.

40 Vpn (12 männliche und 28 weibliche im Alter zwischen 18 und 35 Jahren, größtenteils Studenten, 2/3 davon Studenten der Psychologie) lernten zwei (Datensatz II) oder fünf (Datensatz III) Listen. Jede Liste bestand aus 15 „unzusammenhängenden" einsilbigen Substantiven. Die Wortlisten wurden in entweder zwei oder fünf aufeinanderfolgenden Perioden, bestehend aus je vier Darbietungs-Test-Durchgängen einer jeden Liste gelernt. Die Wörter wurden einzeln mit einem Diaprojektor für jeweils 2 sec in variierender Reihenfolge dargeboten. Die Intervalle betrugen jeweils 5 sec. Jedem Darbietungsdurchgang folgte eine Pause von 40 sec, in der eine Rechenaufgabe auszuführen war; die anschließende Reproduktionsphase betrug 90 sec. Nach den Darbietungs-Durchgängen gab es entweder ein kurzes Behaltensintervall (K) von 40 sec, das mit einer Rechenaufgabe ausgefüllt war, oder ein langes Behaltensintervall (L) von 15 min 40 sec, in dem zusätzlich ein Puzzle bearbeitet wurde. Danach wurde die Vp aufgefordert, alle Wörter so lange zu nennen, bis ihr keine mehr einfallen.

## 5. *Ergebnisse*

Die Ergebnisse aus den drei Datensätzen sind in den Tabellen 1a, b; 2a, b und 3a, b dargestellt. Die Tabellen 1a, 2a und 3a enthalten die Anzahl der richtigen Reproduktionen für jede Liste ($b_i$) und die aus den Reproduktionszeiten geschätzten Intensitäten für jede Liste ($\tilde{\lambda}_i$). (Für Vp 2KE in Tabelle 2a wurden keine Intensitäten berechnet, weil die Vp nur Wörter einer Liste erinnert hat.) Für die Zwei-Listen-Datensätze wurden die Dominanzindizes für die zweite Liste auf der Grundlage der Intensitäten ($d_2$) ausgerechnet und in den vorletzten Spalten der Tabellen 1a und 2a angegeben. Zum Vergleich wurden die Dominanzwerte, die nur aus der Reproduktionsreihenfolge geschätzt wurden ($d_{2S}$) (*Albert & Schulz* 1975, *Schulz & Albert* 1978), in den letzten Spalten der Tabellen 1a und 2a aufgeführt. Für den Fünf-Listen-



*Tabelle 1a:* Datensatz I (*Albert*, 1973; *Albert & Schulz*, 1975): Parameterwerte

| S | $b_1$ | $b_2$ | $\tilde{\lambda}_1$ $\{10^{-3}\}$ | $\tilde{\lambda}_2$ | $d_2$ | $d_{2S}$ |
|---|---|---|---|---|---|---|
| A | 16 | 15 | .400 | 1.019 | .718 | .729 |
| B | 13 | 16 | .360 | .364 | .503 | .673 |
| C | 14 | 18 | .620 | 1.134 | .646 | .666 |
| D | 14 | 11 | .407 | .407 | .500 | .477 |
| E | 17 | 17 | .437 | 1.970 | .818 | .814 |
| F | 13 | 18 | .714 | 1.075 | .601 | .867 |
| G | 17 | 18 | .872 | .801 | .479 | .472 |
| H | 13 | 18 | .347 | 1.263 | .784 | .477 |
| I | 16 | 17 | .379 | .999 | .723 | .760 |
| J | 6 | 14 | .462 | 1.212 | .724 | .666 |
| K | 15 | 17 | .387 | 1.671 | .812 | .829 |
| L | 13 | 18 | .360 | .620 | .633 | .665 |
| M | 13 | 17 | .300 | .564 | .653 | .598 |
| N | 13 | 14 | .445 | .689 | .608 | .601 |
| O | 12 | 15 | .478 | 2.006 | .808 | .749 |
| P | 15 | 13 | .511 | .582 | .532 | .519 |
| Q | 16 | 18 | .381 | 1.494 | .797 | .762 |
| R | 14 | 20 | .348 | .966 | .735 | .682 |
| S | 13 | 19 | .569 | .967 | .630 | .618 |
| T | 19 | 20 | .493 | .512 | .509 | .609 |
| U | 8 | 20 | .973 | .994 | .505 | .515 |
| V | 13 | 18 | .480 | .894 | .651 | .617 |
| W | 15 | 18 | .864 | 1.117 | .564 | .554 |
| X | 14 | 18 | .987 | .891 | .474 | .472 |

*Tabelle 1b:* Datensatz I (*Albert,* 1973; *Albert & Schulz,* 1975): Modelltest.

| S | $z_{K_1}$ | $z_{K_2}$ | $\chi^2_K$ | $z_{S_1}$ | $z_{S_2}$ | $\chi^2_S$ |
|---|---|---|---|---|---|---|
| A | .247 | 2.573 | 11.66* | .199 | (− .027) | .043 |
| B | − .274 | − .841 | .78 | .203 | .747 | .58 |
| C | − .488 | − .906 | 1.04 | .347 | .256 | .186 |
| D | .488 | .447 | .42 | − .115 | .590 | .36 |
| E | − .090 | − .180 | .04 | 1.042 | − .540 | 1.37 |
| F | 1.234 | .165 | 1.53 | − .366 | − .793 | .763 |
| G | − .180 | − .412 | − .201 | − .772 | .223 | .64 |
| H | .137 | − .989 | .97 | .203 | − .363 | .17 |
| I | − .544 | −3.152 | 10.21* | − .826 | (− .135) | .700 |
| J | − .980 | .732 | 1.43 | − .662 | − .809 | 1.09 |
| K | − .602 | −2.251 | 5.42 | 1.607 | (− .454) | 2.78 |
| L | −1.097 | −1.565 | 3.62 | − .772 | −1.412 | 2.58 |
| M | .000 | .900 | .81 | .000 | − .116 | .013 |
| N | .000 | 1.830 | 3.34 | − .203 | − .908 | .865 |
| O | .856 | .164 | .75 | .115 | − .790 | .63 |
| P | 1.588 | .411 | 2.66 | − .218 | − .345 | .166 |
| Q | −1.237 | −2.224 | 6.44* | .484 | ( .875) | .995 |
| R | .244 | 3.114 | 9.72* | .742 | (− .065) | .554 |
| S | .137 | .720 | .53 | .609 | − .606 | .738 |
| T | .189 | −2.414 | 5.84 | − .249 | ( .537) | .35 |
| U | .751 | −1.854 | 3.94 | .641 | −1.363 | 2.26 |
| V | .823 | − .906 | 1.48 | .935 | −1.495 | 3.09 |
| W | − .931 | − .494 | 1.10 | − .027 | − .446 | .195 |
| X | − .732 | − .659 | .95 | .115 | − .231 | .265 |

Datensatz sind die Dominanzwerte ($d_i$) aller Listen in den Spalten 11–15 der Tabelle 3a aufgeführt. Die Dominanzindizes ($d_{iS}$), die nur aus den Reihenfolgen geschätzt wurden (*Schulz & Albert* 1978), sind in den letzten fünf Spalten der Tabelle 3a zum Vergleich aufgeführt. Die Tabellen 1b, 2b, 3b enthalten die Ergebnisse der Modelltests. In den ersten zwei bzw. fünf Spalten sind die transformierten z-Werte einer jeden Liste wiedergegeben. Die nächste Spalte enthält die Summe der quadrierten transformierten Rangkorrelationen ($\chi^2_K$), die eine Chiquadratverteilung mit 2 bzw. 4 Freiheitsgraden hat, wenn das Modell Gültigkeit besitzt. Die Modelltests wurden auf dem 5%-Niveau durchgeführt (bis auf die Vpn 5KB, 5KC, 5KE, 5KF und 5LE in Tabelle 3b, s. unten). Die letzten drei bzw. die letzten sechs



*Tabelle 2a:* Datensatz II (*Tappeser,* 1974; *Schulz & Albert,* 1978): Parameterwerte

| S | $b_1$ | $b_2$ | $\tilde{\lambda}_1$ $\{10^{-2}\}$ | $\tilde{\lambda}_2$ | $d_2$ | $d_{2S}$ |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 2KA | 7 | 13 | 2.071 | 3.777 | 0.646 | 0.630 |
| 2KB | 15 | 14 | 4.989 | 2.098 | 0.296 | 0.327 |
| 2KC | 13 | 14 | 1.162 | 3.344 | 0.742 | 0.809 |
| 2KD | 10 | 11 | 2.427 | 7.758 | 0.762 | 0.859 |
| 2KE | 0 | 15 | – | – | – | – |
| 2KF | 10 | 13 | 2.237 | 4.046 | 0.644 | 0.625 |
| 2KG | 8 | 11 | 3.403 | 3.506 | 0.507 | 0.593 |
| 2KH | 12 | 14 | 1.421 | 4.267 | 0.751 | 0.796 |
| 2KI | 9 | 12 | 1.159 | 6.215 | 0.843 | 0.999 |
| 2KJ | 12 | 15 | 2.067 | 5.636 | 0.732 | 0.824 |
| 2LA | 10 | 14 | 1.465 | 1.827 | 0.555 | 0.519 |
| 2LB | 15 | 15 | 1.028 | 1.393 | 0.575 | 0.571 |
| 2LC | 14 | 15 | 1.936 | 6.390 | 0.767 | 0.877 |
| 2LD | 12 | 13 | 1.022 | 4.793 | 0.808 | 0.816 |
| 2LE | 9 | 8 | 3.354 | 1.181 | 0.260 | 0.212 |
| 2LF | 12 | 14 | 1.683 | 5.481 | 0.765 | 0.882 |
| 2LG | 11 | 13 | 2.956 | 2.532 | 0.461 | 0.497 |
| 2LH | 14 | 12 | 1.277 | 4.799 | 0.790 | 0.934 |
| 2LI | 9 | 11 | 1.948 | 2.917 | 0.599 | 0.579 |
| 2LJ | 11 | 14 | 1.672 | 4.132 | 0.712 | 0.668 |

Spalten der Tabellen 1b, 2b, 3b enthalten die Werte der Statistik $z_{S_i}$ einer jeden Liste und die Quadratsumme dieser Werte ($\chi^2_S$). Die Quadratsumme ist chiquadratverteilt mit zwei bzw. fünf Freiheitsgraden, wenn das Modell gilt. Wird das Modell auf dem 5%-Niveau abgelehnt, so ist der Chiquadratwert mit Stern (*) gekennzeichnet.

Ausnahmen bilden die Modelltests der Vpn 5KB, 5KC, 5KE, 5KF und 5LE in Tabelle 3b. Diese Vpn erinnerten weniger als vier Wörter der ersten Liste. Unter diesen Voraussetzungen weichen die Verteilungen der $Z_{K_i}$ und $z_{S_i}$ von der Standardnormalverteilung u. U. stark ab, selbst wenn das Reproduktionsmodell gilt. Daher wurden die Modelltests für diese Vpn nur auf die letzten vier Listen bezogen, und die Chiquadrattests mit vier Freiheitsgraden durchgeführt.

*Tabelle 2b:* Datensatz II (*Tappeser,* 1974; *Schulz & Albert,* 1978): Modelltests

| S | $z_{K_1}$ | $z_{K_2}$ | $\chi^2_K$ | $z_{S_1}$ | $z_{S_2}$ | $\chi^2_S$ |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 2KA | −1.05 | − .06 | 1.10 | − .04 | − .85 | .72 |
| 2KB | − .05 | − .43 | .18 | − .66 | − .47 | .65 |
| 2KC | −2.31 | −1.25 | 6.89* | .87 | −1.68 | 3.57 |
| 2KD | − .98 | −2.25 | 6.02* | .59 | − .04 | .34 |
| 2KE | | | | | | |
| 2KF | .26 | − .97 | 1.00 | .26 | − .74 | .61 |
| 2KG | − .24 | − .70 | .54 | 1.18 | − .85 | 2.11 |
| 2KH | − .96 | −2.79 | 8.70* | 1.01 | 1.41 | 3.00 |
| 2KI | −1.04 | − .96 | 2.00 | 1.56 | −2.52 | 8.78* |
| 2KJ | −1.02 | −1.13 | 2.31 | .89 | −1.76 | 3.88 |
| 2LA | − .36 | .16 | .15 | .98 | 1.17 | 2.32 |
| 2LB | −1.13 | − .19 | 1.31 | .38 | 1.15 | 1.46 |
| 2LC | −1.69 | −1.13 | 4.13 | .22 | −1.83 | 3.39 |
| 2LD | − .27 | −1.83 | 3.42 | .79 | − .54 | .91 |
| 2LE | 1.66 | −1.73 | 5.74 | .08 | 1.18 | 1.39 |
| 2LF | .13 | −3.01 | 9.07* | .71 | .79 | 1.12 |
| 2LG | −1.79 | − .73 | 3.73 | .32 | − .02 | .10 |
| 2LH | −2.13 | −1.02 | 5.57 | − .71 | −2.92 | 9.03* |
| 2LI | −1.04 | .70 | 1.57 | .52 | .37 | .41 |
| 2LJ | − .54 | −1.42 | 2.30 | − .85 | .65 | 1.14 |

Nach Tabelle 1b muß das Modell für die Vpn A, I, Q, R aufgrund der Rangkorrelation verworfen werden, also für 17% der Vpn. Tabelle 2b zeigt, daß das Modell in diesem Fall für sechs von 19 Vpn (2KC, 2KD, 2KH, 2KI, 2LF, 2LH) verworfen werden muß. Das entspricht einem Prozentsatz von 31.5%. Für die Fünf-Listen-Daten (Tabelle 3b) mußte das Modell für acht von 20 Vpn zurückgewiesen werden: 5KB, 5KE, 5KF, 5KG, 5LB, 5LD, 5LE, 5LJ. Das ist ein Prozentsatz von 40%.

## 6. *Diskussion*

Während auf der Basis des Reproduktionsmodells für Sequenzen (*Albert & Schulz* 1975, *Schulz & Albert* 1978) von 62 untersuchbaren individuellen Fällen nur einer als nicht modellkonform festgestellt worden war, mußten



*Tabelle 3a:* Datensatz III (*Tappeser,* 1974; *Schulz & Albert,* 1978): Parameterwerte

| S | $b_1$ | $b_2$ | $b_3$ | $b_4$ | $b_5$ | $\tilde{\lambda}_1$ | $\tilde{\lambda}_2$ | $\tilde{\lambda}_3$ $\{10^{-2}\}$ | $\tilde{\lambda}_4$ | $\tilde{\lambda}_5$ | $d_1$ | $d_2$ | $d_3$ | $d_4$ | $d_5$ | $d_{1S}$ | $d_{2S}$ | $d_{3S}$ | $d_{4S}$ | $d_{5S}$ |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 5KA | 5 | 12 | 7 | 10 | 14 | 0.451 | 0.967 | 0.706 | 0.783 | 1.861 | 0.095 | 0.203 | 0.148 | 0.164 | 0.390 | 0.125 | 0.192 | 0.139 | 0.192 | 0.353 |
| 5KB | 2 | 8 | 9 | 11 | 15 | 0.427 | 0.585 | 0.462 | 0.791 | 3.759 | 0.078 | 0.097 | 0.077 | 0.131 | 0.624 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.999 |
| 5KC | 3 | 10 | 8 | 8 | 10 | 1.387 | 0.507 | 0.988 | 0.528 | 2.976 | 0.217 | 0.079 | 0.155 | 0.083 | 0.466 | 0.285 | 0.072 | 0.140 | 0.068 | 0.434 |
| 5KD | 5 | 7 | 7 | 12 | 13 | 0.909 | 1.035 | 0.984 | 1.022 | 2.795 | 0.135 | 0.154 | 0.146 | 0.152 | 0.414 | 0.151 | 0.161 | 0.125 | 0.144 | 0.417 |
| 5KE | 3 | 6 | 8 | 12 | 13 | 1.787 | 1.737 | 0.821 | 2.450 | 0.981 | 0.230 | 0.223 | 0.106 | 0.315 | 0.126 | 0.379 | 0.204 | 0.028 | 0.326 | 0.061 |
| 5KF | 3 | 9 | 13 | 12 | 11 | 2.077 | 0.696 | 0.818 | 1.067 | 1.575 | 0.333 | 0.112 | 0.131 | 0.171 | 0.253 | 0.437 | 0.068 | 0.100 | 0.151 | 0.242 |
| 5KG | 14 | 9 | 13 | 13 | 12 | 0.541 | 0.531 | 1.190 | 0.712 | 3.208 | 0.088 | 0.086 | 0.192 | 0.115 | 0.519 | 0.072 | 0.051 | 0.184 | 0.117 | 0.575 |
| 5KH | 9 | 12 | 13 | 11 | 14 | 0.292 | 0.606 | 0.523 | 0.762 | 4.686 | 0.042 | 0.088 | 0.076 | 0.111 | 0.682 | 0.035 | 0.069 | 0.069 | 0.108 | 0.718 |
| 5KI | 5 | 6 | 11 | 11 | 9 | 0.307 | 0.534 | 0.595 | 0.710 | 2.799 | 0.062 | 0.108 | 0.120 | 0.143 | 0.566 | 0.018 | 0.054 | 0.086 | 0.102 | 0.738 |
| 5KJ | 4 | 8 | 6 | 10 | 12 | 0.821 | 1.027 | 0.699 | 3.165 | 1.142 | 0.120 | 0.150 | 0.102 | 0.462 | 0.167 | 0.130 | 0.143 | 0.107 | 0.476 | 0.143 |
| 5LA | 8 | 5 | 6 | 11 | 12 | 1.313 | 0.866 | 0.596 | 1.103 | 6.591 | 0.125 | 0.083 | 0.057 | 0.105 | 0.630 | 0.084 | 0.056 | 0.024 | 0.059 | 0.776 |
| 5LB | 6 | 8 | 5 | 8 | 12 | 0.553 | 0.585 | 0.499 | 0.717 | 1.067 | 0.162 | 0.171 | 0.146 | 0.210 | 0.312 | 0.158 | 0.142 | 0.108 | 0.195 | 0.395 |
| 5LC | 11 | 10 | 8 | 11 | 15 | 1.464 | 0.393 | 0.532 | 0.865 | 0.980 | 0.346 | 0.093 | 0.126 | 0.204 | 0.232 | 0.367 | 0.052 | 0.134 | 0.214 | 0.232 |
| 5LD | 9 | 11 | 13 | 15 | 15 | 0.505 | 0.269 | 0.453 | 0.357 | 1.062 | 0.191 | 0.102 | 0.171 | 0.135 | 0.401 | 0.191 | 0.080 | 0.182 | 0.095 | 0.450 |
| 5LE | 3 | 8 | 8 | 8 | 12 | 0.554 | 0.531 | 3.582 | 2.171 | 2.640 | 0.059 | 0.056 | 0.378 | 0.229 | 0.279 | 0.079 | 0.036 | 0.369 | 0.208 | 0.306 |
| 5LF | 10 | 14 | 12 | 12 | 12 | 1.005 | 0.847 | 0.875 | 1.535 | 1.552 | 0.173 | 0.146 | 0.151 | 0.264 | 0.267 | 0.179 | 0.142 | 0.158 | 0.247 | 0.272 |
| 5LG | 8 | 13 | 13 | 9 | 12 | 0.886 | 0.851 | 1.386 | 1.229 | 1.233 | 0.158 | 0.152 | 0.247 | 0.224 | 0.220 | 0.123 | 0.143 | 0.269 | 0.245 | 0.219 |
| 5LH | 8 | 9 | 12 | 14 | 14 | 0.460 | 0.444 | 0.763 | 0.451 | 3.393 | 0.084 | 0.081 | 0.138 | 0.082 | 0.616 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.999 |
| 5LI | 7 | 11 | 9 | 8 | 12 | 0.442 | 0.578 | 0.716 | 0.962 | 1.501 | 0.105 | 0.138 | 0.171 | 0.229 | 0.357 | 0.092 | 0.104 | 0.191 | 0.241 | 0.372 |
| 5LJ | 15 | 15 | 15 | 14 | 15 | 1.691 | 0.893 | 5.700 | 0.703 | 0.562 | 0.177 | 0.094 | 0.697 | 0.074 | 0.059 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.999 |

*Tabelle 3b:* Datensatz III (*Tappeser*, 1974; *Schulz & Albert*, 1978): Modelltests – z-Werte von $K_i$ und $S_i$:

| S | $z_{K_1}$ | $z_{K_2}$ | $z_{K_3}$ | $z_{K_4}$ | $z_{K_5}$ | $\chi^2_K$ | $z_{S_1}$ | $z_{S_2}$ | $z_{S_3}$ | $z_{S_4}$ | $z_{S_5}$ | $\chi^2_S$ |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 5KA | –.98 | –.96 | .15 | –.09 | –1.58 | 4.40 | .66 | .51 | .64 | 1.57 | .52 | 3.84 |
| 5KB | – | –2.22 | –1.66 | –1.94 | –2.82 | 19.40* | – | 1.07 | .69 | 1.21 | –1.37 | 4.96 |
| 5KC | – | –.98 | –.49 | –.24 | .26 | 1.32 | – | 1.44 | 1.30 | 1.18 | .68 | 5.61 |
| 5KD | .00 | –1.05 | –.15 | .54 | –.48 | 1.64 | 1.10 | 1.32 | .81 | 1.26 | .38 | 5.34 |
| 5KE | – | –1.69 | –1.97 | –1.09 | –2.98 | 16.80* | – | .78 | 1.42 | .16 | 1.11 | 3.88 |
| 5KF | – | .10 | –2.31 | –2.06 | –.70 | 10.07* | – | .95 | 1.25 | 1.50 | .01 | 4.71 |
| 5KG | –1.91 | –.62 | –.36 | –1.70 | 2.19 | 11.84* | 1.38 | .26 | 1.70 | .70 | .46 | 5.56 |
| 5KH | –2.08 | –.13 | –.73 | –.54 | –.93 | 6.03 | 1.30 | 1.72 | 1.28 | .93 | –.27 | 7.22 |
| 5KI | .48 | –.93 | –1.63 | –1.01 | 0.00 | 4.77 | .06 | .52 | .57 | .06 | .51 | 6.90 |
| 5KJ | .00 | .00 | –.56 | –.80 | –.41 | 1.12 | .08 | .65 | 1.05 | 1.31 | –0.16 | 3.27 |
| 5LA | –.74 | –1.96 | –.56 | –1.47 | –1.44 | 8.93 | .95 | .66 | .26 | .37 | .30 | 1.63 |
| 5LB | –.56 | –.74 | .00 | –1.73 | –3.01 | 12.91* | 1.30 | .71 | –.02 | .83 | 1.26 | 4.47 |
| 5LC | .23 | –1.06 | –.74 | –2.56 | .24 | 8.33 | 1.03 | 1.64 | 1.30 | 1.64 | 1.06 | 9.25 |
| 5LD | –1.66 | –1.47 | –2.13 | –1.04 | –1.23 | 12.04* | 1.64 | 1.59 | 1.46 | 1.80 | 1.43 | 10.13 |
| 5LE | – | –2.22 | –2.22 | –.49 | –1.64 | 12.78* | – | 1.66 | –1.18 | 1.07 | .69 | 9.88* |
| 5LF | –.44 | –.49 | –2.19 | 1.37 | .41 | 7.27 | 1.37 | 1.90 | 1.74 | .52 | 1.05 | 9.88 |
| 5LG | .49 | –.61 | –.61 | –.20 | .00 | 1.02 | .95 | 1.40 | .46 | .17 | .36 | 3.23 |
| 5LH | .00 | –.41 | .54 | –1.75 | –2.18 | 8.27 | 1.30 | 1.56 | 1.01 | 1.83 | 1.11 | 9.72 |
| 5LI | –1.65 | –.70 | –1.25 | –.98 | –.61 | 6.10 | .64 | 1.49 | 1.21 | 1.54 | 1.28 | 8.13 |
| 5LJ | –2.32 | –3.41 | –3.36 | –1.53 | –3.01 | 39.70* | .66 | .94 | –.233 | –.98 | –.028 | 2.30 |



auf der Basis des Modells, welches auch die Reproduktionszeiten einschließt, von den 63 untersuchbaren Fällen der gleichen Reproduktionsprotokolle 18, also fast 30%, als nicht modellkonform eingestuft werden. Teilweise mag dieser Unterschied dadurch erklärbar sein, daß die Modelltests für Sequenzen insofern konservativ waren, als sie den Schätzfehler für die Modellparameter nicht berücksichtigten, während die Modelltests für die Zeiten nicht durch derartige Schätzfehler beeinflußt werden, da sie parameterfrei sind. In den meisten Fällen dürfte aber die eingangs geäußerte Vermutung zutreffen, daß bei der Analyse der Sequenzen eine Reihe von systematisch ablaufenden Reproduktionsverläufen fälschlich als modellkonform betrachtet wurde. Dafür sprechen bei der Analyse der Reproduktionszeiten die häufigen Modellabweichungen aufgrund von zu großen negativen *Kendall*-Korrelationen. Diese sind zu erwarten, wenn die Zeiten zwischen späten Reproduktionen im Vergleich zu vorherigen kürzer sind als es das Modell eines Linearen Todesprozesses vorhersagen würde, der Reproduktionsprozeß also einem *Poisson*-Prozeß ähnelt. Dies stimmt mit der Annahme einer seriellen Organisation überein. Diese wäre in der Fünf-Listen-Bedingung etwa doppelt so häufig wie bei der Zwei-Listen-Bedingung aufgetreten, was im Hinblick auf die unterschiedliche Aufgabenschwierigkeit durchaus plausibel ist.

Danach ist die mehrfache Wiederholung der einzelnen Listen – sie wurde gewählt, um für die Parameterschätzungen genügend Daten zu erhalten – wegen der damit verbundenen Möglichkeit, seriell zu organisieren, nicht optimal geeignet, die Frage der „gegenseitigen Beeinflussung gleichzeitig vorhandener Reproduktionstendenzen" zu untersuchen. Die Vpn haben die Möglichkeit, die „gegenseitige Beeinflussung" durch eine systematische Suche zu vermindern. Dies spricht natürlich nicht dagegen, daß das vorgestellte Reproduktionsmodell eine geeignete Formulierung der gesuchten zugrundeliegenden Gesetzmäßigkeit für Situationen darstellt, in denen die „gegenseitige Beeinflussung" in hinreichendem Maße vorhanden ist. Welches ist aber die gesuchte Gesetzmäßigkeit im Rahmen des Modells? Betrachten wir irgendeine einzelne noch zu reproduzierende Einheit der Klasse i mit der Reproduktionsstärke $v_i$. Nach Gleichung (2) ist die Wahrscheinlichkeit, daß diese Einheit im nächsten Zeitintervall $\Delta t$ (dem nächsten „Augenblick" im Sinne von *Müller & Pilzecker*) gefunden wird,

$$\frac{v_i}{\left(1+\sum_{j=1}^{k} x_j v_j + v_i\right)}.$$

Die Wahrscheinlichkeit wächst also in der hier formulierten Weise mit der Stärke von $v_i$, und sinkt mit der Summe der Stärken aller übrigen noch zu reproduzierenden Einheiten, deren Anzahl $(\sum_{j=1}^{k} x_j)$ ist.

In dem Modell beeinflussen sich allerdings die gleichzeitig vorhandenen Reproduktionstendenzen nicht gegenseitig, sondern es „erleidet eine Reproduktionstendenz ... durch andere konkurrierende Reproduktionstendenzen eine Verringerung ihrer ... Wirkungsfähigkeit" (*Müller & Pilzecker* 1900, S. 84) in der oben präzisierten Weise. Die Behinderung ist insofern gegenseitig, als jede betrachtete Einheit für eine andere Einheit in die Summe der Stärken aller übrigen Einheiten eingeht.

In dem der Datenanalyse zugrundeliegenden approximativen Modell (5) geht allerdings die postulierte Gesetzmäßigkeit verloren. Die Wahrscheinlichkeit des Wirksamwerdens einer Reproduktionstendenz $v_i$ hängt in dem Modell (5) nicht mehr von der Summe konkurrierender Reproduktionstendenzen, sondern nur noch von $\lambda_i$ ab.

Wenn aber das Modell (2) eine angemessene Formulierung der gesuchten Gesetzmäßigkeit enthält, müßte sich die Wirkung konkurrierender Reproduktionstendenzen in einer Verminderung von $\lambda_i$ zeigen, da nach (A6) $\lambda_i = v_i/\Delta t$.

Hinsichtlich Material, Darbietungsbedingungen und Behaltensintervallen sind die beiden Listen des Datensatzes II vergleichbar mit der vierten und fünften Liste des Datensatzes III, die allerdings zusammen mit drei weiteren Listen zu reproduzieren waren und deshalb größerer Konkurrenz ausgesetzt gewesen sein müßten. Für die reproduzierbaren Einheiten der beiden letzten Listen der Fünf-Listen-Bedingung sind danach niedrigere $\lambda$-Werte zu erwarten als für die vergleichbaren Listen der Zwei-Listen-Bedingung.

Dies ist tatsächlich der Fall. Bei Berücksichtigung nur der modellkonformen Fälle ergeben sich Mittelwerte (x $10^{-2}$) von $\bar{\lambda}_4 = 1.09$ gegenüber $\bar{\lambda}_1 = 2.32$ für vorletzte Listen und $\bar{\lambda}_5 = 2.63$ gegenüber $\bar{\lambda}_2 = 3.40$ für letzte Listen.

Der letzte Teil der Frage von *Müller & Pilzecker* – welche von den konkurrierenden Reproduktionstendenzen zuerst wirksam wird – läßt sich im Rahmen des Modells lediglich mit einer Wahrscheinlichkeitsaussage beantworten. Zweckmäßigerweise schränkt man die Frage auf beobachtbare, relevante Einheiten ein. Dann liefern die Dominanzwerte $d_i$ die erforderliche Information. Betrachtet man beispielsweise k gespeicherte Einheiten, aus jeder Klasse eine, dann gibt $d_i$ die Wahrscheinlichkeit an, daß die Einheit der Klasse i als erste reproduziert wird. Wenn keine Dominanz vorhanden ist (die Ergebnisse von Tests auf Dominanz für die untersuchten Datensätze finden sich in *Albert & Schulz* 1975, Tabelle 1 und *Schulz & Albert* 1978, Tabelle 2) beträgt die Wahrscheinlichkeit 1/k.



Abschließend sei noch bemerkt, daß *Müller & Pilzecker* (1900) und nach ihnen viele andere Autoren nicht nur – wie in der vorliegenden Arbeit auch – Latenzzeitverlängerungen sondern auch verminderte Reproduktionshäufigkeiten als unmittelbare Folge der Konkurrenz von Reproduktionstendenzen ansahen. Wir dagegen (*Albert* 1973, *Schulz & Albert* 1976) vertreten den Standpunkt, daß verminderte Reproduktionshäufigkeiten lediglich eine mittelbare Folge von konkurrierenden Reproduktionstendenzen sind. Sie kommen entweder dadurch zustande, daß der Vl der Vp nicht genügend Zeit zum Reproduzieren läßt oder dadurch, daß die Vp in ihrem Reproduktionsbemühen nicht lange genug anhält. Diese Betrachtungsweise ergibt sich als Konsequenz daraus, daß im Reproduktionsmodell nicht eine gegenseitige Verringerung der Stärke von Reproduktionstendenzen, sondern lediglich eine Verringerung ihrer „Wirkungsfähigkeit" angenommen wird.


## *Summary*

Based on *Luce*'s choice theory, a model for the simultaneous recall of several lists, which were learned in independent trials, is developed. The model also describes latencies. For individual recall sequences estimators for the parameters are derived and model tests are formulated. The model is tested using extensive experimental data.


## *Literatur*


Albert, D.: Freies Reproduzieren als stochastische Entleerung eines Speichers. Z. exp. ang. Psychol. **15**, 1968 (a), 564–581

Albert, D.: Über die Beziehung zwischen der maximal möglichen Anzahl von kontinuierlichen Assoziationen und der Schnelligkeit ihrer Produktion. Vortrag, 10. Tagung exp. arb. Psychologen. Marburg 1968 (b)

Albert, D.: Zur Theorie der retroaktiven Hemmung. Ber. Inst. Psychol. Univ. Marburg **34**, 1973

Albert, D. & Schulz, U.: A model for free recall of two lists: individual recall sequences and the effect of list-2-dominance. Acta Psychol. **35**, 1975, 161–174

Anderson, J.: FRAN: A simulation model of free recall. In: G. H. Bower (Ed.): The Psychology of Learning and Motivation, Vol. 5. New York: Academic Press 1972, S. 315–378

Atkinson, R. C. & Shiffrin, R.: Human memory: A proposed system and its control processes. In: K. W. Spence & J. T. Spence (Eds.): The Psychology of Learning and Motivation, Vol. 2. New York: Academic Press 1968, S. 89–195

Bousfield, W. A.: An empirical study of the production of affectively toned items. J. General Psychol. **30**, 1944, 205–215.

Bousfield, W. A.: The occurrence of clustering in the recall of randomly arranged associates. J. General Psychol. **49**, 1953, 229–240.

Bousfield, W. A. & Sedgewick, C. H. W.: An analysis of sequences of restricted associative responses. J. General Psychol. **30**, 1944, 149–165

Cowan, T. M.: A Markov model for order of emission in free recall. J. Mathem. Psychol. **3**, 1966 (a), 470–483

Cowan, T. M.: An urn model for recall order. Psychonomic Science **4**, 1966 (b), 169–170
Düker, H.: Untersuchungen zur Theorie der „rückwirkenden Hemmung". Archiv Ges. Psychol. **119**, 1967, 1–15
Duncker, K.: Zur Psychologie des produktiven Denkens. Berlin: Springer 1935
Ebbinghaus, H.: Grundzüge der Psychologie, 1. Bd. Bearb. von E. Dürr. Leipzig: Veith, 3. Aufl. 1911
Hollander, M. & Proschan, F.: Testing whether new is better than used. Annals Mathem. Statistics **43**, 1972, 1136–1146
Hollander, M. & Wolfe, D. A.: Nonparametric Statistical Methods. New York: Wiley 1973
Indow, T. & Togano, K.: On retrieving sequences from longterm memory. Psychol. Review 77, 1970, 317–331
Iseler, A.: Methoden der Bestimmung des Clustering bei freier Reproduktion. Vortrag, 20. Tagung exp. arb. Psychologen. Marburg 1978.
James, W.: The Principles of Psychology, Vol. I. London: McMillan 1890.
Jenkins, J. J. & Russel, W. A.: Associative clustering during recall. J. Abn. Soc. Psychol. **47**, 1952, 818–821
Kiss, G. R.: Steps towards a model of word selection. In: B. Meltzer & D. Michie (Eds.): Machine Intelligence **4**. Edinburgh: University Press 1969
Luce, R. D.: Individual Choice Behavior. A Theoretical Analysis. New York: Wiley 1959
McGill, W. J.: Stochastic Latency Mechanisms. In: R. D. Luce, R. R. Bush & E. Galanter (Eds.): Handbook of Mathematical Psychology, Vol. 1. New York: Wiley 1963, S. 309–360
Müller, G. E. & Pilzecker, A.: Experimentelle Beiträge zur Lehre vom Gedächtnis. Z. Psychol., Erg.-Bd. 1. Leipzig: Barth 1900
Patterson, K. E., Meltzer, R. H. & Mandler, G.: Interresponse time in categorized free recall. J. Verb. Learning Verb. Behavior **10**, 1971, 417–426
Postman, L. & Keppel, G.: Retroactive inhibition in free recall. J. Exp. Psychol. **74**, 1967, 203–211
Schulz, U. & Albert, D.: Das Reproduzieren und seine Beendigung: Eine Klasse von Zählermodellen. Z. exp. ang. Psychol. **23**, 1976, 678–699
Schulz, U. & Albert, D.: A model for the dominance between classes of items in choice behavior of individuals. Brit. J. Mathem. Statist. Psychol. **31**, 1978, 54–58
Shiffrin, P. M.: Memory search. In: D. A. Norman (Ed.): Models of memory. New York: Academic Press 1970, S. 375–447
Shuell, T. J.: Retroactive inhibition in free-recall learning of categorized lists. J. Verb. Learning Verb. Behavior **7**, 1968, 797–805
Shuell, T. J. & Koehler, R.: Proactive inhibition in free recall. J. exp. Psychol. **83**, 1970, 495–501
Tappeser, L. P.: Proaktive Hemmung und Nachlistendominanz beim Freien Reproduzieren in Abhängigkeit von der Anzahl der eingeprägten Listen und dem Behaltensintervall. Unveröff. Semesterarb. Fachb. Psychol. Univ. Marburg 1974
Tulving, E.: Subjective organization in free recall of „unrelated" words. Psychol. Review **69**, 1962, 344–354

Anschriften der Verfasser:

Prof. Dr. Dietrich Albert
Psychologisches Institut
der Universität Heidelberg
Hauptstraße 47–51
6900 Heidelberg

Prof. Dr. Ulrich Schulz
Fakultät für Psychologie und Sportwissenschaft
der Universität Bielefeld
Postfach 8640
4800 Bielefeld 1