

Ein Modell zum Einfluß von Verarbeitungsaufwand und Veränderungsmenge auf das subjektive Zeitempfinden*)

Joachim Funke

Psychologisches Institut der Universität Bonn

Die Arbeit behandelt ein Modell der subjektiven Zeitempfung, bei dem Verarbeitungsaufwand und Veränderungsmenge als Determinanten von Zeittäuschungen betrachtet werden. Der in einer vorangegangenen Arbeit vorgestellte Lösungsvorschlag für ein Konfundierungsproblem im Bereich der Zeitschätzung wird in seiner Gültigkeit eingeschränkt. Der Vorschlag gilt nur für den Fall, daß der Exponent der Potenzfunktion für die Zeitempfung genau eins beträgt. Die ursprüngliche Fragestellung nach den unabhängigen Einflüssen von Verarbeitungsaufwand bzw. Veränderungsmenge auf das Zustandekommen von Zeittäuschungen wird dahingehend abgeändert, daß nunmehr nach einem Einfluß dieser beiden Faktoren auf die Parameter der Stevensschen Potenzfunktion gefragt wird. Re-Analysen der Daten von vier Pbn weisen auf personenspezifische Effekte hin. Dennoch ist die Gültigkeit der Potenzfunktion für das Verhältnis von objektiver und subjektiver Zeit anzunehmen.

Die funktionale Beziehung zwischen physikalischer und subjektiv empfundener Zeit ist ein nach wie vor aktuelles Thema der Allgemeinen Psychologie (vgl. Brown & Stubbs, 1988; Fortin & Rousseau, 1987; Mitchell & Davis, 1987; Nakajima, Nishimura & Teramishi, 1988). Während die Empfindung von Zeit im Millisekunden-Bereich als Wahrnehmung bezeichnet wird, spricht man bei längeren Zeitstrecken — sobald Gedächtnisprozesse beteiligt sind — von Zeitschätzung (vgl. Fraisse, 1984). Mit einem Modell der Zeitschätzung befaßt sich der vorliegende Beitrag. Dabei geht es um den Einfluß zweier Kontextbedingungen auf das Zustandekommen von Zeit-

*) Der Beitrag entstand aus lebhaften Diskussionen mit einer Reihe von Kollegen über eine vorangegangene Arbeit (Funke, 1988). Prof. Dr. Jürgen Bredenkamp, Dr. Edgar Erdfelder (beide Bonn) und Dipl.-Psych. Wolfgang Woerner (Mannheim) haben auf kritische Aspekte verwiesen und weitere Anregungen gegeben. Den beiden erstgenannten Herren verdanke ich ebenfalls wertvolle Anmerkungen zum vorliegenden Beitrag.

täuschungen, d.h. Unter- bzw. Überschätzungen tatsächlicher Zeitintervalle.

In einer vorangegangenen Arbeit (Funke, 1988) habe ich ein Experiment beschrieben, in dem der unabhängige Beitrag zweier Einflußfaktoren, Veränderungsmenge („changes“) und Verarbeitungsaufwand („processing effort“), auf das Ausmaß von Zeittäuschungen untersucht wurde. Dabei habe ich einen Lösungsvorschlag unterbreitet, von dem ich annahm, er hebe die bisher vorgekommene Konfundierung beider Einflußgrößen auf. Der vorliegende Beitrag zeigt, warum dies nur teilweise stimmt und wie man das Problem der Konfundierung durch eine Modifikation der Fragestellung elegant umgehen kann.

Zunächst wird dazu noch einmal das Konfundierungsproblem dargelegt, dann gezeigt, warum mein Lösungsvorschlag nur eine Teillösung darstellt, und schließlich skizziert, wie die angemessene Vorgehensweise aussieht.

Das Konfundierungsproblem

Eine unabhängige Manipulation der aus theoretischen Gründen (vgl. Fraisse, 1984; Hicks, Miller & Kinsbourne, 1976; Thomas & Weaver, 1975) interessierenden Einflußgrößen Veränderungszahl und Verarbeitungsaufwand ist so lange nicht möglich, wie man ein bestimmtes objektives Zeitintervall konstant hält. Wählt man nämlich ein bestimmtes Intervall und manipuliert die Zahl der Veränderungen innerhalb dieses Zeitintervalls, so sinkt der relative Verarbeitungsaufwand pro Ereignis mit wachsender Ereignismenge.

Während man bei Veränderungen in der Regel deren absolute Anzahl betrachtet, richtet sich das Augenmerk beim Verarbeitungsaufwand auf die zu erbringende Leistung pro Ereignis (vgl. Hicks et al., 1976). Je mehr Verarbeitungsaufwand aber für ein einzelnes Ereignis betrieben werden muß, um so weniger Veränderungen (hier als Anzahl der Ereignisse verstanden) sind bei konstantem Zeitintervall zu bewältigen. Ein erhöhter Verarbeitungsaufwand geht also bei konstantem Intervall zwangsläufig mit einer Verringerung der zu bearbeitenden Menge einher.

Nach Woerner (1988, persönliche Mitteilung) ist hierin ein Hauptproblem des angestrebten Theorienvergleichs zu sehen: Beide Theorien richten sich auf unterschiedliche Analyseeinheiten: einmal wird die Qualität eines Einzelereignisses bewertet, ein andermal die Qualität einer Ereignismenge.

Ein Lösungsvorschlag und dessen Nachteil

Zur Überwindung dieses Konfundierungsproblems wird von Funke (1988) ein Versuchsplan vorgeschlagen, in dem die objektive Zeitdauer *nicht* konstant gehalten wird wie in früheren Arbeiten, sondern der tatsächlich eine orthogonale Variation von Veränderungszahl und Verarbeitungsaufwand ermöglicht. So kann etwa festgestellt werden, wie sich bei konstanter Veränderungsmenge (z.B. einer bestimmten Anzahl zu sortierender Spielkarten) ein unterschiedlich hoher Verarbeitungsaufwand (z.B. durch die Sortierkriterien operationalisiert) auf das Ausmaß der Zeittäuschung auswirkt. Umgekehrt läßt sich auch der Verarbeitungsaufwand (= das Sortierkriterium) konstant halten, um Aussagen über die Effekte unterschiedlich großer Veränderungsmengen zu erhalten.

Da die bei Funke (1988) untersuchten Theorien jeweils einen Haupteffekt nur *einer* der beiden Einflußgrößen präzisieren und eine Interaktion verbieten, könnte man auf diese Art und Weise eine klare Entscheidung zugunsten einer der beiden Theorien bzw. gegen beide treffen.

Worin liegt der Nachteil dieser Strategie? Nimmt man einmal die Gültigkeit des Potenzgesetzes von Stevens für das Verhältnis objektiver (= t_{obj}) zu subjektiver (= t_{sub}) Zeit an, wonach

$$t_{sub} = a * t_{obj}^b \tag{1)^1}$$

folgt daraus²⁾ auch eine Aussage über den Wert des von Funke (1988) verwendeten Täuschungsmaßes t_{sub}/t_{obj} (dieser Begriff ist dem Begriff „Täuschungsbetrag“ vorzuziehen, da er nicht durch eine mathematische Bedeutung vorbelastet ist). Schreibt man (1) nämlich folgendermaßen:

$$\log t_{sub} = \log a + b * \log t_{obj} \tag{2}$$

so gilt für das logarithmierte Täuschungsmaß:

$$\log (t_{sub}/t_{obj}) = \log a + (b-1) * \log t_{obj} \tag{3}$$

Dies besagt: der Logarithmus des Täuschungsmaßes ist eine lineare Funktion des Logarithmus der objektiven Zeitdauer! Es hängt vom Parameter b , dem Stevens-Exponenten, ab, ob sich das Ausmaß der Täuschung mit steigender objektiver Zeit ebenfalls erhöht (wenn $b > 1$), erniedrigt (wenn $b < 1$) oder unabhängig von der objektiven Zeitdauer (wenn $b = 1$) ausfällt.

1) Bei Funke (1988) steht in Gleichung (1) und (2) irrtümlich „ $\log t_{obj}$ “ anstatt des untransformierten Wertes „ t_{obj} “. Außerdem muß es in Tabelle 5 der Arbeit (S. 235) „ $\log a$ “ anstatt „ a “ heißen.

2) Diesen Hinweis verdanke ich Herrn Bredenkamp.

Die von mir vorgeschlagene Lösung des Konfundierungsproblems ist also nur dann nicht verfälscht, wenn die Potenzfunktion gültig ist und der Stevens-Exponent b genau eins beträgt. Tabelle 1 enthält die genauen Werte getrennt für zwei verschiedene AVn und für vier verschiedene Aufwandsbedingungen, die in der Einheit „bit“ angegeben sind.

Tabelle 1
Koeffizienten der in Gleichung 1 angegebenen Potenzfunktion für vier Pbn mit je 160 Datenpunkten und für zwei verschiedene AVn, getrennt nach den vier verschiedenen Graden an Aufwand sowie im Mittel (\emptyset).

Bit	Birg		Mark		Mich		Joac	
	a	b	a	b	a	b	a	b
	(a) reproduzierte Zeit							
0	15.150	0.416	1.083	0.864	1.601	0.755	1.003	0.893
1	6.773	0.583	1.191	0.841	1.557	0.757	1.964	0.698
2	5.296	0.650	0.892	0.906	1.465	0.747	1.438	0.774
3	8.331	0.528	0.737	0.927	1.381	0.783	1.576	0.744
\emptyset	8.69	0.53	0.99	0.88	1.52	0.76	1.49	0.77
	(b) verbale Schätzung							
0	4.319	0.570	0.420	1.026	0.553	0.925	0.344	1.088
1	3.215	0.616	0.469	0.977	0.674	0.866	0.531	0.970
2	3.053	0.631	0.335	1.068	0.587	0.878	0.422	1.024
3	3.743	0.577	0.366	1.024	0.555	0.921	0.589	0.935
\emptyset	3.65	0.59	0.41	1.02	0.60	0.89	0.46	1.00

In der berichteten Arbeit galt die Annahme $b = 1$, wie Tabelle 1 zeigt, im Mittel nur für Pb Mark und Joac im Hinblick auf die verbale Schätzung. Ist dagegen — wie in den meisten Fällen dieser Untersuchung — b kleiner eins, nimmt die Täuschung mit wachsender Zeitdauer ab. Genau dies ist auch der festgestellte Befund der Datenanalyse (vgl. Funke, 1988, Abb. 1).

Eine alternative Vorgehensweise

Die hier vorgeschlagene alternative Vorgehensweise geht von der Gültigkeit der psychophysischen Funktion (1) aus. Gefragt wird nunmehr nicht nach dem Ausmaß der Täuschung, die durch Veränderungsmenge oder Verarbeitungsaufwand zustande kommt, sondern danach, ob und wie beide Einflußgrößen — Menge und Aufwand — auf die Parameter obiger Funk-

tion wirken. Durch diese veränderte Fragestellung wird nach dem simultanen Einfluß von Menge, Aufwand *und* objektiver Zeit auf die subjektive Zeitempfindung gesucht.

Das zu prüfende Modell wird durch Gleichung (4) beschrieben:

$$\log t_{\text{sub}} = \log c_{ij}^1 + c_{ij}^2 * \log t_{\text{obj}} \quad (4),$$

wobei $c_{ij}^1 = f^1$ (Menge_i, Aufwand_j, Me_i × Au_j) und $c_{ij}^2 = f^2$ (Menge_i, Aufwand_j, Me_i × Au_j).

Mit Gleichung (4) wird dargestellt, daß die subjektive Zeitempfindung einer Potenzfunktion folgt, deren Parameter beliebige Funktionen f^1 und f^2 von Veränderungsmenge und Verarbeitungsaufwand sowie deren Wechselwirkung sind.

Zur Prüfung dieses Modells wurden für die vorliegenden Daten von vier Pbn multiple Regressionsanalysen (die Prädiktoren wurden kontrastcodiert³⁾) über die zwei AVn „log t_{sub} “ (= reproduzierte Zeit) und „log t_{vs} “ (= verbale Schätzung) mit den Prädiktorengruppen (1) „Menge“, „Aufwand“ und „Menge * Aufwand“, (2) „log t_{obj} * Menge“, „log t_{obj} * Aufwand“ und „log t_{obj} * Menge * Aufwand“ sowie dem Prädiktor (3) „log t_{obj} “ durchgeführt. Die Prädiktorengruppe (1) steht dabei für die Funktion f^1 , die mögliche Haupteffekte und die Wechselwirkung von Menge und Aufwand auf die Konstante repräsentiert, Prädiktorengruppe (2) für f^2 und damit für mögliche Haupteffekte und die Wechselwirkung auf den Exponenten sowie Prädiktor (3) für den Einfluß der objektiven Zeit.

Der statistische Test des durch Gleichung (4) beschriebenen Modells besteht darin festzustellen, ob die Wegnahme der Prädiktorengruppe (1), (2) bzw. (3) vom Modell mit allen Prädiktoren zu einem bedeutsamen Verlust an erklärter Varianz führt. Tritt dieser Verlust nicht ein, kann die entsprechende Funktion als Konstante betrachtet und ein bedeutsamer Einfluß dieser Prädiktorengruppe ausgeschlossen werden. Tabelle 2 enthält die Ergebnisse der Modelltests.

Wie daraus hervorgeht, liegen für die AV „reproduzierte Zeit“ bei drei von vier Pbn globale Effekte der Prädiktorengruppe (1 + 2), also sowohl auf die Konstante als auch auf den Exponenten vor. Diese Effekte sind auch isoliert nachweisbar. Lediglich für Pb Mich ist kein derartiger Effekt vorhanden. Die Anpassungsgüten des Modells mit allen Prädiktoren liegen bei allen Pbn mit Werten zwischen 0.82 bis 0.92 hoch. Für die AV „verbale Schätzung“ (Anpassungsgüten zwischen 0.82 und 0.91) liegen nur für die

3) Für „Menge“ wurden drei, für „Aufwand“ vier Kodiervariablen verwendet, für die Interaktion ergaben sich somit zwölf Kodiervariablen. Damit umfaßt Prädiktorengruppe 1 insgesamt 19 Prädiktoren. Weitere 19 Prädiktoren für Prädiktorengruppe 2 entstehen, indem die eben genannten Kodiervariablen mit log t_{obj} multipliziert wurden. Prädiktor 3, log t_{obj} , ging uncodiert in die Regressionsanalyse mit insgesamt 39 Prädiktoren ein.

Tabelle 2
Ergebnisse der Modelltests zur Überprüfung der Signifikanz verschiedener Prädiktorengruppen. Angegeben sind die multiplen R^2 -Werte für das vollständige Modell (1 + 2 + 3) sowie die Veränderungen im multiplen R^2 für Modelle (3), (1 + 2) bzw. (1) und (2), getrennt für die vier Pbn und zwei AVn.

Vp	Veränderung durch Prädiktorengruppe				
	mult. R^2 (1 + 2 + 3)	(3)	(1 + 2)	(1)	(2)
(a) reproduzierte Zeit					
Birg	.822*	.000	.115*	.058*	.049*
Mark	.924*	.000	.044*	.030*	.014*
Mich	.816*	.006*	.050	.028	.012
Joac	.904*	.001	.057*	.021*	.018*
(b) verbale Schätzung					
Birg	.887*	.008*	.056*	.032*	.020*
Mark	.909*	.006*	.035*	.012	.014
Mich	.816*	.011*	.035	.015	.014
Joac	.912*	.002*	.030*	.020*	.020*

* $p \leq 0.10$ bei $N = 160$ und Zählerfreiheitsgraden $df_{(1)} = 19$, $df_{(2)} = 19$, $df_{(3)} = 1$, $df_{(1+2)} = 38$ sowie $df_{(1+2+3)} = 39$.

Pbn Birg, Mark und Joac kombinierte Effekte (1 + 2) vor, bei Pb Birg und Joac sind Effekte der Prädiktorengruppen (1) und (2) ebenfalls isoliert nachweisbar. — Insgesamt gesehen erreichen die Veränderungswerte im multiplen R^2 eine vergleichsweise niedrige Höhe.

Fazit

Angesichts der Befunde dieser Re-Analyse ist die Kernaussage der vorangegangenen Arbeit aufrechtzuerhalten, wonach als allgemeines Modell für subjektive Zeitempfindung eine um eine Kontextfunktion angereicherte Potenzfunktion gemäß Gleichung (4) heranzuziehen ist. Dabei zeigt sich, daß individuen-spezifisch sowohl Veränderungsmenge als auch Verarbeitungsaufwand als auch deren Wechselwirkung die Parameter der Potenzfunktion beeinflussen. Hinsichtlich der ursprünglich diskutierten Frage, ob nun Aufwand oder Menge als Determinanten der beobachtbaren Zeittäuschungen in Frage kommen, lautet die Antwort nunmehr „sowohl als auch“. Weitere Untersuchungen auf diesem Gebiet sollten sich daher mit der Frage beschäftigen, ob — und falls ja: wie — weitere Größen auf die Parameter der

psychophysischen Funktion wirken. Im Mittelpunkt der Aufmerksamkeit steht somit nicht mehr ein (beliebiger) Einflußfaktor, sondern die psychophysische Funktion selbst und deren Beeinflussbarkeit durch experimentelle Bedingungsvariation. Das Zustandekommen einer subjektiven Zeitempfindung (und damit auch das Zustandekommen einer *Zeittäuschung*) läßt sich gut durch eine Potenzfunktion beschreiben. Im Unterschied zu den Überlegungen von Nakajima et al. (1988), die von einem konstanten Exponenten vom Betrag eins ausgehen, variieren nach dieser Modellvorstellung die Parameter nicht nur individualspezifisch, sondern auch kontextabhängig.

Summary

The paper is concerned with a model for subjective time estimation as determined by processing effort and number of changes. In a previous paper, a proposal was made that should solve a problem of confounded variables in the area of time estimation. An experimental design was developed to allow for the independent manipulation of processing effort and number of changes. It is shown that this proposal is valid only under the assumption that Stevens' law holds with exponent one. Therefore, another way of conceptualizing this problem is advanced in which one asks for the relative impact of processing effort and change on the parameters of Stevens' law. It can be demonstrated that this law yields considerable fit despite interindividual differences.

Literatur

- Brown, S. W. & Stubbs, D. A. (1988). The psychophysics of retrospective and prospective timing. *Perception*, 17, 297—310.
- Fortin, C. & Rousseau, R. (1987). Time estimation as an index of processing demand in memory search. *Perception & Psychophysics*, 42, 377—382.
- Fraisse, P. (1984). Perception and estimation of time. *Annual Review of Psychology*, 35, 1—36.
- Funke, J. (1988). „Changes“ oder „Effort“? Eine Überprüfung von zwei Theorien zur Zeitschätzung. *Zeitschrift für Experimentelle und Angewandte Psychologie*, 35, 218—241.
- Hicks, R. E., Miller, G. W. & Kinsbourne, M. (1976). Prospective and retrospective judgments of time as a function of amount of information processed. *American Journal of Psychology*, 89, 719—730.
- Mitchell, C. T. & Davis, R. (1987). The perception of time in scale model environments. *Perception*, 16, 5—16.
- Nakajima, Y., Nishimura, S. & Teranishi, R. (1988). Ratio judgments of empty durations with numeric scales. *Perception*, 17, 93—118.
- Thomas, E. A. C. & Weaver, W. B. (1975). Cognitive processing and time perception. *Perception & Psychophysics*, 17, 363—367.

Anschrift des Verfassers: Dr. Joachim Funke, Psychologisches Institut, Universität Bonn, Römerstraße 164, D-5300 Bonn 1.