

# Prozessdissoziationsprozedur: Quo Vadis?

Edgar Erdfelder<sup>1</sup> und Axel Buchner<sup>2</sup>

<sup>1</sup>Lehrstuhl für Psychologie III, Universität Mannheim

<sup>2</sup>Institut für Experimentelle Psychologie, Heinrich-Heine-Universität Düsseldorf

**Zusammenfassung.** Die Prozessdissoziationsprozedur (PDP) ist ein häufig benutztes Instrument zur Erfassung kontrollierter („bewusster“) und automatischer („unbewusster“) Gedächtnisprozesse. Die Forschung der letzten zehn Jahre hat jedoch eine Reihe von Problemen im von L. L. Jacoby (1991) vorgeschlagenen Zwei-Prozess-Messmodell aufgezeigt. Dies hat zur Entwicklung von alternativen Modellen geführt, die in dieser Arbeit vorgestellt, systematisiert und bewertet werden. Die Modelle unterscheiden sich auf drei Dimensionen: 1) Modelle mit diskreten vs. kontinuierlichen Prozessvariablen, 2) Modelle mit prüfbar vs. unprüfbar Annahmen über die Beziehungen zwischen den Prozessen und 3) Zwei-Prozess-Modelle versus Quellengedächtnismodelle. Für die Zukunft der PDP besonders bedeutsam dürfte sein, dass einige Befunde, die mit Zwei-Prozess-Modellen nur schwer vereinbar sind, plausibel erscheinen, wenn man dieselben Daten im Rahmen von Quellengedächtnismodellen analysiert.

Schlüsselwörter: Prozessdissoziationsprozedur, Unabhängigkeitsannahme, kontrollierte Prozesse, automatische Prozesse

Process dissociation procedure: Quo Vadis?

**Abstract.** The process dissociation procedure (PDP) is an often used instrument for measuring controlled (“conscious”) and automatic (“unconscious”) memory processes. However, research in the past ten years has established several problems in the two-process measurement model proposed by L. L. Jacoby (1991). This has lead researchers to propose alternative measurement models that are briefly summarized, systematized, and evaluated in this article. These models differ on three dimensions: 1) models with discrete vs. continuous process variables, 2) models based on testable vs. untestable assumptions on the relation between processes, 3) two-process models vs. source memory models. Most important for the future of the process dissociation procedure appears to be the fact that some PDP results that are difficult to reconcile with two-process models become plausible when analyzed within the framework of source monitoring models.

Key words: process dissociation procedure, independence assumption, controlled processes, automatic processes

Seit der einflussreichen Arbeit von L.L. Jacoby (1991) ist die Prozessdissoziationsprozedur (PDP) als Messinstrument für explizite und implizite Gedächtnisleistungen nicht nur in der Gedächtnispsychologie, sondern auch in vielen anderen Bereichen der Psychologie auf reges Interesse gestoßen, gerade in letzter Zeit z. B. in der Neuropsychologie (Schmitter-Edgecombe & Nissley, 2000; Smith & Knight, 2002), der Psychopharmakologie (z. B. Fillmore, Kelly, Rush & Hays, 2001), der Klinischen Psychologie (z. B. Linscott & Knight, 2001; McNally, Otto, Hornig & Deckersbach, 2001), der Werbepsychologie (z. B. Shapiro & Krishnan, 2001) und der Entwicklungspsychologie (z. B. Schmitter-Edgecombe, 1999). Häufig blieb in diesen An-

wendungen jedoch unbeachtet, dass die PDP in der von Jacoby (1991, 1998) vorgeschlagenen Form mit einer Reihe von Problemen behaftet ist, so dass das Verfahren nicht ohne Kenntnis dieser Probleme und der in den letzten Jahren dazu publizierten Lösungsvorschläge angewandt werden sollte. Die Probleme betreffen im Wesentlichen drei Fragen: Erstens, wie lassen sich Verfälschungen der Messergebnisse durch Antworttendenzen vermeiden? Zweitens, wie lassen sich ergebnisbeeinflussende Annahmen über die Beziehung zwischen kontrollierten und automatischen Prozessen begründen? Drittens, ist das der PDP zugrunde liegende empirische Paradigma überhaupt zur Separierung kontrollierter und automatischer Prozesse geeignet? Diesen drei Kernfragen der PDP werden wir uns in dieser Arbeit zuwenden. Die Antworten, die von verschiedenen Autoren gegeben wurden, werden dargestellt und evaluiert. Abschliessend geben wir Empfehlungen zur Anwendung der PDP und Hinweise auf sinnvolle Alternativen. Zunächst muss jedoch das Paradigma, das der PDP zugrunde liegt, kurz vorgestellt werden.

Die vorliegende Arbeit basiert auf einem State-of-the-Art-Referat, das auf dem 43. Kongress der Deutschen Gesellschaft für Psychologie in Berlin (22. 9.–26. 9. 2002) gehalten wurde. Sie wurde aus Mitteln der Deutschen Forschungsgemeinschaft und des TransCoop-Programms der Alexander-von-Humboldt Stiftung unterstützt.

## Das experimentelle Paradigma

Die PDP zielt auf eine simultane Messung kontrollierter („bewusster“) und automatischer („unbewusster“) Gedächtnisprozesse im gleichen experimentellen Paradigma ab. Jacoby (1991) reagierte damit auf das Problem, dass spezielle Tests zur „prozessreinen“ Erfassung kontrollierter oder automatischer Gedächtnisprozesse nicht zu existieren scheinen: Sogenannte direkte („explizite“) Gedächtnistests wie Reproduktion und Rekognition reflektieren nicht nur kontrollierte, sondern auch automatische Prozesse ebenso wie indirekte („implizite“) Verfahren wie z. B. Wortstammergänzungstests nicht nur durch automatische, sondern auch durch kontrollierte Prozesse beeinflusst werden (Jacoby, 1991). Sein Alternativvorschlag lief darauf hinaus, ein prinzipiell beliebiges Gedächtnismaß unter zwei experimentell manipulierten Instruktionsbedingungen zu vergleichen: Einer Inklusionsbedingung, in der kontrollierte und automatische Prozesse gleichsinnig positiv auf das Maß wirken, und einer Exklusionsbedingung, in der sie antagonistisch wirken. Diese Grundidee ist inzwischen auf eine Reihe unterschiedlicher Gedächtnistests angewandt worden, z. B. auf Rekognitionstests (Buchner, Erdfelder & Vaterrodt-Plünnecke, 1995; Jacoby, 1991), Reproduktionstests (Hay & Jacoby, 1996), Wortstammerngänzungstests (Jacoby, 1998; Vaterrodt-Plünnecke, Krüger, Gerdes & Bredenkamp, 1996) und Berühmtheitsurteile (Buchner & Wippich, 1996; Jennings & Jacoby, 1993). Im Rekognitionsparadigma, an dem wir das Vorgehen und die damit verbundenen Probleme illustrieren wollen, lernen Probanden zunächst zwei Listen von Informationen (z. B. Wörter), die meistens in der Darbietungsmodalität variieren. Liste 1 kann z. B. schriftlich dargeboten werden und Liste 2 anschließend akustisch. Die Listen müssen nicht zwangsläufig intentional gelernt werden; auch inzidentelles Lernen kommt in Frage (verbunden mit einer Orientierungsaufgabe wie z. B. Tippfehler finden, Anagramme lösen etc). Später folgt dann ein Rekognitionstest unter zwei Instruktionsbedingungen, die inter- oder intraindividuell manipuliert werden können. Beim *Inklusionstest* bekommen die Probanden Wörter aus den Listen 1 und 2 sowie neue Wörter (Distraktoren) in zufälliger Reihenfolge mit der Instruktion dargeboten, alle alten Wörter aus Liste 1 und Liste 2 mit „ja“ zu beurteilen, alle neuen Wörter dagegen mit „nein“. Ja-Urteile zu Wörtern aus Liste 1 werden also sowohl durch bewusste Erinnerungen (kontrollierte Prozesse) als auch durch bloße Vertrautheit dieser Wörter (automatische Prozesse) positiv beeinflusst. Im *Exklusionstest* lautet die Instruktion dagegen, nur Wörter aus Liste 2 mit „ja“ zu beurteilen, Wörter aus Liste 1 und die neuen Wörter dagegen mit „nein“. Hier werden somit Ja-Urteile durch die Erinnerung der Listenzugehörigkeit eines Liste-1-Wortes unterdrückt; nur die Vertrautheit eines Liste-1-Wortes ohne gleichzeitige bewusste Erinnerung der Listenzugehörigkeit kann zu einem Ja-Urteil führen.

### Das Messmodell von Jacoby (1991)

Für die Gedächtnisurteile zu Wörtern aus Liste 1 entwickelte Jacoby (1991) ein einfaches Messmodell. Ange-

nommen wird, dass die Testbedingungen die Wahrscheinlichkeit  $c$  einer kontrollierten („bewussten“) Erinnerung und die Wahrscheinlichkeit  $u$  eines automatischen Vertrautheitsgefühls nicht beeinflussen.<sup>1</sup> Ferner sollen kontrollierte und automatische Prozesse in beiden Bedingungen stochastisch unabhängig sein, eine Annahme, auf die wir weiter unten zurückkommen werden. Ignoriert man weitere mögliche Einflussfaktoren auf das Antwortverhalten, so ergibt sich die Wahrscheinlichkeit einer Ja-Antwort im Inklusionstest folglich als

$$p_{1i} = c + u \cdot (1-c) = c + u - u \cdot c, \quad (1)$$

weil ein Ja-Urteil entweder mit Wahrscheinlichkeit  $c$  aus einer bewussten Erinnerung oder mit Wahrscheinlichkeit  $u \cdot (1-c)$  aus Vertrautheit ohne bewusste Erinnerung erwachsen kann. Im Exklusionstest ist die Wahrscheinlichkeit einer Ja-Antwort zu einem Liste-1-Item dagegen

$$p_{1e} = (1-c) \cdot u = u - u \cdot c, \quad (2)$$

da ein Ja-Urteil nur dann resultieren sollte, wenn kontrollierte Prozesse scheitern (mit Wahrscheinlichkeit  $1-c$ ), zugleich aber automatische Prozesse einen Vertrautheitseindruck nahe legen (mit Wahrscheinlichkeit  $u$ ). Durch Auflösen dieser beiden Modellgleichungen nach  $c$  und  $u$  erhält man einfache Formeln, mit denen sich der Einfluss kontrollierter ( $c$ ) und automatischer Gedächtnisprozesse ( $u$ ) aus den relativen Häufigkeiten von Ja-Urteilen im Inklusions- und im Exklusionstest leicht schätzen lässt. Dieselben Formeln lassen sich auch auf die anderen gebräuchlichen PDP-Paradigmen anwenden.

## Problemkreis 1: Einflüsse von Antworttendenzen

Die einfache Anwendbarkeit dieses Originalmodells der PDP dürfte ein Grund dafür sein, dass es in den letzten Jahren weite Verbreitung erfahren hat. Schon bald nach der Publikation von Jacoby (1991) wurde jedoch deutlich, dass die Ignorierung weiterer möglicher Einflussfaktoren Probleme aufwirft. Dass neben Gedächtnisprozessen auch motivationale Prozesse in Form von Antworttendenzen Einfluss auf Gedächtnisurteile nehmen, ist eine allgemein anerkannte Tatsache. So führen etwa Veränderungen von Belohnungen oder Bestrafungen für richtige bzw. falsche Urteile ebenso zu bedeutsamen Veränderungen des Antwortverhaltens wie Manipulationen des Anteils alter Items im Test. Klar ist, dass diese Mechanismen auch bei Anwendungen der PDP greifen (z. B. Buchner et al., 1995). Jacoby (1991) war sich des Problems bewusst und versuchte ihm zunächst durch versuchsplanerische Maßnahmen zu begegnen, die darauf abzielen, Antworttendenzenunterschiede zwischen Inklusions- und Exklusionsbedin-

<sup>1</sup>In der Literatur sind unterschiedliche Bezeichnungen gebräuchlich. Im Rekognitionsparadigma werden an Stelle von  $c$  und  $u$  häufig die Symbole  $R$  (für „recollection“) und  $F$  (für „familiarity“) gewählt.

gungen, soweit sie sich in falschen Alarmraten manifestieren, möglichst gering zu halten. In dem Umfang, in dem dies gelingt, ist zumindest der Schätzwert für  $c$ , der sich aus der Differenz der relativen Häufigkeiten von Ja-Urteilen in der Inklusions- und der Exklusionsbedingung ergibt, unkontaminiert durch Antworttendenzen. Dasselbe gilt jedoch nicht für den Vertrauheitsparameter  $u$ , der durch Ja-Sage-Tendenzen grundsätzlich positiv verzerrt wird (Buchner et al., 1995).

Jacoby, Toth und Yonelinas (1993) sowie Roediger und McDermott (1994) schlugen für den Fall, dass die Angleichung der falschen Alarmraten nicht gelingt, sog. Ratekorrekturen als Alternative vor. In einem ersten Schritt wird hierbei eine der ursprünglich für einfache Ja-Nein-Rekognitionstests entwickelten Ratekorrekturen herangezogen, um die beobachteten Inklusions- und Exklusionsurteilshäufigkeiten zu adjustieren, z. B. durch einfache Subtraktion der falschen Alarme von den Ja-Urteilen (Jacoby et al., 1993). Die adjustierten relativen Häufigkeiten werden dann in einem zweiten Schritt als Schätzer für  $p_{1i}$  und  $p_{1e}$  in Gleichung (1) und (2) verwendet und in die entsprechenden Schätzgleichungen für  $c$  und  $u$  eingesetzt. Dieses Vorgehen ist jedoch unbefriedigend. Abgesehen davon, dass mehrere Ratekorrekturen in Frage kommen, die zu unterschiedlichen Ergebnissen führen können (vgl. z. B. Snodgrass & Corwin, 1988), ist man mit dem Hauptproblem konfrontiert, dass das bei den traditionellen Ratekorrekturen implizit zugrunde gelegte Messmodell grundsätzlich nur *einen* Gedächtnisprozess („Vertrautheit“) postuliert und somit mit Jacobys (1991) Grundannahme nicht harmoniert, dass kontrollierte und automatische Gedächtniseinflüsse unterschieden werden müssen.

Überzeugende Antworten auf das Antworttendenzproblem können nur gegeben werden, wenn man kontrollierte Prozesse, automatische Prozesse und Antworttendenzen in einem einheitlichen Messmodell als simultane Einflussfaktoren auf Inklusions- und Exklusionsurteile berücksichtigt. Drei Modellklassen kommen hierfür prinzipiell in Frage: a) Schwellenmodelle, b) mehrdimensionale Signalentdeckungsmodelle und c) hybride Modelle. Schwellenmodelle basieren wie das Originalmodell von Jacoby (1991) auf der Idee, dass kontrollierte und automatische Prozesse diskreten Gedächtniszuständen zugeordnet sind, die entweder gegeben oder nicht gegeben sein können. Mehrdimensionale Signalentdeckungsmodelle konzeptualisieren demgegenüber beide Prozesse als kontinuierliche Größen, d. h. es gibt unterschiedliche Grade der bewussten Erinnerung wie auch der Vertrautheit. Welche Ausprägungen dieser Größen bestimmten Urteilen in der Inklusions- und in der Exklusionsprozedur entsprechen, wird dabei durch Antwortkriterien auf den beiden Gedächtnis-Kontinua festgelegt. Die dritte Klasse der hybriden Modelle nimmt insofern eine Zwischenstellung ein, als sie kontrollierte Prozesse als diskret und automatische Prozesse als kontinuierlich annimmt.

Mehrdimensionale Signalentdeckungsmodelle wurden zwar für Quellengedächtnistests schon ausformuliert (Banks, 2000; DeCarlo, im Druck), die naheliegende Übertragung dieser Ideen auf die PDP lässt jedoch noch auf

sich warten. Im Gegensatz dazu haben Schwellenmodelle eine wichtige Rolle in der Literatur zu PDP-Messmodellen gespielt. Buchner et al. (1995) schlugen zunächst ein Extended Measurement Model (EMM) vor, das einem sog. Ein-Hochschwellen-Modell entspricht. Von Jacobys (1991) Originalmodell unterscheidet es sich durch die Annahme, dass Ja-Urteile nicht nur durch kontrollierte oder automatische Prozesse beeinflusst werden, sondern zusätzlich durch Raten, sofern mit Wahrscheinlichkeit  $(1-c) \cdot (1-u)$  weder eine bewusste Erinnerung noch ein spezifisches Vertrauheitsgefühl vorliegt. Die Ratewahrscheinlichkeiten  $g_i$  und  $g_e$  für Ja-Urteile können sich zwischen beiden Testbedingung prinzipiell unterscheiden, so dass

$$p_{1i} = c + (1-c) \cdot u + (1-c) \cdot (1-u) \cdot g_i \text{ und} \quad (3)$$

$$p_{1e} = (1-c) \cdot u + (1-c) \cdot (1-u) \cdot g_e. \quad (4)$$

Für neue Items wird angenommen, dass sie nicht bewusst erinnerten Items ohne spezifisches Vertrauheitsgefühl entsprechen, d. h. es wird hierbei grundsätzlich geraten. Für die falschen Alarmraten  $p_{di}$  und  $p_{de}$  in der Inklusions- und der Exklusionsbedingung gilt somit  $p_{di} = g_i$  und  $p_{de} = g_e$ .

Eine Schwäche, die das EMM mit anderen Ein-Hochschwellen-Modellen teilt, ist die Annahme, dass Distraktoren nie als neue Items erkannt, sondern lediglich als neu geraten werden können. Diese Annahme ist nicht nur unplausibel, sondern führt zumindest bei einfachen Rekognitionstests zu prognostizierten ROC-Kurven, die kaum haltbar sind (Snodgrass & Corwin, 1988). Sieht man deshalb einen zusätzlichen Parameter  $d$  für die Wahrscheinlichkeit vor, ein Distraktoritem als neu zu erkennen, so dass nur im Falle des Nichterkennens (Wahrscheinlichkeit  $1-d$ ) geraten werden muss, resultiert ein Zwei-Hochschwellenmodell (2HT-EMM), das mit dem EMM die Modellgleichungen (3) und (4) teilt, für die falschen Alarmraten jedoch

$$p_{di} = (1-d) \cdot g_i \text{ und} \quad (5)$$

$$p_{de} = (1-d) \cdot g_e \quad (6)$$

annimmt. Obwohl in diese Modellgleichungen schon die vereinfachende Annahme eingeht, dass Distraktorentdeckung in beiden Testbedingungen gleich wahrscheinlich ist, ist das 2HT-EMM mit fünf Parametern  $c$ ,  $u$ ,  $d$ ,  $g_i$  und  $g_e$  bei nur vier Modellgleichungen überparametrisiert. Vaterrodt-Plünnecke et al. (1996) haben dieses Problem dadurch gelöst, dass sie analog zum einfachen Zwei-Hochschwellenmodell für Rekognitionstests  $d = c$  als zusätzliche Modellannahme einführen. Auch wenn diese Annahme im Einzelfall nicht immer stringent begründbar ist, macht das so restringierte Modell doch in zahlreichen Anwendungsfällen recht gute Vorhersagen zu ROC-Kurven.

Schwierigkeiten resultieren, wenn nicht eine, sondern zwei Klassen von Items in Liste 1 dargeboten werden, z. B. gelesene Wörter und aus Anagrammen selbst generierte Wörter. In solchen Fällen sind oft unterschiedliche Para-

meter für die beiden Itemklassen zu erwarten, im Beispiel etwa ein höheres  $c$  für generierte im Vergleich zu gelesenen Items (Buchner et al., 1995). Folglich stellt sich die Frage, mit welchem der  $c$ -Parameter der Distraktorentdeckungsparameter  $d$  gleichzusetzen ist. Erdfelder und Buchner (1995) haben zwei Lösungsvorschläge für dieses Problem diskutiert. Eine pragmatische Möglichkeit ist,  $d$  mit dem Mittel der jeweiligen  $c$ -Parameter gleichzusetzen, wobei ggf. ein gemäß der Größe der jeweiligen Itemklassen gewichtetes Mittel verwendet werden sollte. Empirisch aufwändiger, dafür aber auch leichter begründbar, ist die simultane Anwendung des Modells auf zwei Antworttendenzbedingungen, von denen unterstellt werden kann, dass sie nur die Ratewahrscheinlichkeiten  $g_i$  und  $g_e$ , nicht aber die Gedächtnisparameter  $c$ ,  $u$  sowie  $d$  beeinflussen. In diesem Fall kann man auf die Gleichsetzung von  $d$  mit anderen Parametern verzichten. Um ein identifizierbares und sogar testbares Modell zu erhalten, reicht hier die plausible Annahme aus, dass  $c$ ,  $u$  und  $d$  von der Antworttendenzmanipulation unbeeinflusst bleiben (Erdfelder & Buchner, 1995).

Vergleichende Evaluationen des EMM und des 2HT-EMM mit Jacobys Originalmodell zeigten die Überlegenheit beider Schwellenmodelle auf, wobei das 2HT-EMM noch besser als das EMM abschnitt (Buchner et al., 1995; Erdfelder & Buchner, 1995; Vaterrodt-Plünnecke et al., 1996).

Einen anderen Modellansatz aus der Klasse der hybriden Modelle haben Yonelinas, Regehr und Jacoby (1995) präsentiert. Ihr Dual-Process Signal-Detection Model (DPSDM) nimmt wie alle bislang behandelten Modelle einen diskreten Zustand der bewussten Erinnerung an, der mit Wahrscheinlichkeit  $c$  Ja-Urteile in der Inklusions- und Nein-Urteile in der Exklusionsbedingung zur Folge hat. Wenn allerdings kontrollierte Prozesse scheitern, entscheidet die Ausprägung einer *kontinuierlichen* Vertrauensvariablen  $F$  über das Gedächtnisurteil: Nur wenn  $F$  größer als das Antwortkriterium  $k_i$  in der Inklusionsbedingung bzw. größer als  $k_e$  in der Exklusionsbedingung ist, wird ein vertrauensbasiertes Ja-Urteil gegeben.  $F$  wird wie in der klassischen Signalentdeckungstheorie als normal verteilt mit Streuung 1 angenommen. Der Mittelwert dieser Verteilung wird für neue Items per Konvention auf 0 normiert. Für alte Items resultiert durch ihre Präsentation ein Vertrauensvorteil, der sich in einem Mittelwert  $d' > 0$  ausdrücken sollte. Wenn wir mit  $\Phi(x) = Pr(F \leq x)$  die kumulative Standardnormalverteilung bezeichnen, ergeben sich aus diesen Annahmen die vier Modellgleichungen

$$p_{ii} = c + (1-c) \cdot (1 - \Phi(k_i - d')) \quad (7)$$

$$p_{ie} = (1-c) \cdot (1 - \Phi(k_e - d')) \quad (8)$$

$$p_{di} = (1 - \Phi(k_i)) \quad (9)$$

$$p_{de} = (1 - \Phi(k_e)). \quad (10)$$

In diesem Modell fungiert  $c$  wiederum als Maß für kontrollierte Prozesse,  $d'$  ist das maßgebliche Maß für automatische Prozesse (Vertrauensgewinn durch Präsentation) und  $k_i$  sowie  $k_e$  dienen als Antworttendenzmaße.

Yonelinas und Jacoby (1996) haben das DPSDM mit dem EMM von Buchner et al. (1995) empirisch verglichen, wobei sie allerdings nicht Ja-Nein-Rekognitionstests, sondern Rekognitionstests mit sechsstufigen Konfidenzratings verwendeten. Die von ihnen anhand qualitativer Vergleiche mit ROC-Daten konstatierte Unangemessenheit des EMM basiert auf dem Missverständnis, dass das EMM in unveränderter Form auch auf Konfidenzurteile angewandt werden kann. Dies ist nicht der Fall. Verallgemeinert man das EMM jedoch zu einem EMM für Rating-skalen (EMM-RS), so harmonisiert das EMM-RS mit den Daten von Yonelinas und Jacoby (1996), während das DPSDM quantitativen goodness-of-fit-Kriterien nicht standhält (Erdfelder & Buchner, 1998). Dies gilt auch dann, wenn man die restriktive Annahme von Yonelinas und Jacoby (1996) lockert, dass bewusst erinnerte Items immer die extremsten Konfidenzratings erhalten (Macho, 2002).

Während nach dem derzeitigen Stand also Schwellenmodelle hybriden Modellen für Konfidenzratings überlegen sind, gilt das für die zuvor behandelten Ja-Nein-Rekognitionstests nicht unbedingt. Hier schneidet das DPSDM mit vier Parametern ähnlich gut wie das 2HT-EMM mit fünf Parametern ab (Erdfelder & Buchner, 1995, 1998). Vergleichende Modellevaluationen auf der Basis von Antworttendenzmanipulationen begründen also keine eindeutige Bevorzugung einer Modellklasse. Möglicherweise muss die Frage nach der „besten“ Modellierung von Antworttendenzeinflüssen sogar für verschiedene PDP-Paradigmen unterschiedlich beantwortet werden.

## Problemkreis 2: Die Unabhängigkeitsannahme

Ein zweites Kernproblem der PDP betrifft die Annahme der stochastischen Unabhängigkeit automatischer und kontrollierter Prozesse. Jacoby (1991, 1998) war diese Annahme sehr wichtig, denn ohne Annahme über die Beziehung zwischen kontrollierten und automatischen Prozessen lässt sich die *unbedingte* Wahrscheinlichkeit  $u$  eines automatischen Vertrauensgefühls nicht schätzen, sondern nur deren *bedingte* Wahrscheinlichkeit  $u_{c-}$ , gegeben dass kontrollierte Prozesse scheitern (Buchner et al., 1995; Erdfelder & Buchner, 1998). Die bedingte Wahrscheinlichkeit eines Vertrauensgefühls bei erfolgreicher bewusster Erinnerung,  $u_{c+}$ , ist in keinem der zuvor beschriebenen Modelle identifizierbar, d.h. jede Annahme, die man über diesen Parameter macht, führt zu empirisch identischen Vorhersagen. Deshalb ist auch die unbedingte Wahrscheinlichkeit  $u$  nicht identifizierbar, die gemäß der Gleichung  $u = c \cdot u_{c+} + (1-c) \cdot u_{c-}$  von  $u_{c+}$  abhängt. Ersetzt man also die Unabhängigkeitsannahme  $u_{c-} = u_{c+} = u$  z. B. durch die Annahme einer perfekt positiven Korrelation zwischen kontrollierten und automatischen Prozessen (Redundanzmodell mit  $u_{c+} = 1$ ) oder einer perfekt negativen Korrelation (Exklusivitätsmodell mit  $u_{c+} = 0$ ), so ändert sich zwar der Parameter  $u$ , nicht aber die Anpassungsgüte dieser Modelle (Buchner et al., 1995).

Die Arbeitsgruppe um Jacoby versuchte die Unabhängigkeitsannahme deshalb durch Experimente zu begrün-

den, die zeigen, dass Manipulationen kontrollierter Prozesse selektiv auf den Parameter  $c$  wirken, während Manipulationen automatischer Prozesse ausschliesslich  $u$  affizieren, sofern beide Parameter in Verbindung mit der Unabhängigkeitsannahme  $u_{c-} = u_{c+} = u$  geschätzt werden (z. B. Jacoby, Yonelinas & Jennings, 1997). Dem liegt offenkundig die Annahme zugrunde, dass die selektive Manipulierbarkeit der Parameter – auch „funktionale Unabhängigkeit“ genannt – die Annahme stochastischer Unabhängigkeit der zugrunde liegenden Prozesse begründet. Diese implizite Gleichsetzung von funktionaler und stochastischer Unabhängigkeit ist zwar kritisiert worden (Hillstrom & Logan, 1997; Hirshman, 1998), von Jacoby selbst aber immer wieder mit dem Hinweis verteidigt worden, dass funktionale Unabhängigkeit nur im Falle stochastischer Unabhängigkeit denkbar sei.

Dass diese Auffassung falsch ist, kann man am besten an einem Beispiel verdeutlichen. Jacoby (1998, Exp. 3) fand im Wortstammerngänzungsparadigma der PDP unter „direct retrieval instructions“ einen Effekt der Darbietungsdauer auf den Parameter  $c$  (.44 vs. .22 bei 10 sec vs. 1 sec Darbietung), nicht aber auf den Parameter  $u$  (.49 bei 10 sec und .48 bei 1 sec). Diese funktionale Unabhängigkeit interpretierte er als Beleg für die stochastische Unabhängigkeit kontrollierter und automatischer Prozesse. Exakt dieselben Werte können jedoch auch resultieren, wenn die beiden Prozesse stark positiv korreliert sind. Ist etwa bei 10 sec Darbietungsdauer  $u_{c-} = .59$  und bei 1 sec  $u_{c-} = .58$ , während  $u_{c+}$  – die bedingte Wahrscheinlichkeit eines Vertrautheitsgefühls im Falle bewusster Erinnerung – in beiden Fällen 1 ist, dann ergeben sich in Verbindung mit den o. g.  $c$ -Parametern bei Anwendung des Modells von Jacoby (1991) exakt die beobachteten  $u$ -Parameter. Funktionale Unabhängigkeit ist also auch mit dem Redundanzmodell vereinbar.

Kann man umgekehrt von Verletzungen der funktionalen Unabhängigkeit auf Verletzungen der stochastischen Unabhängigkeit schliessen? Jacoby (1998, Exp. 3) beobachtete z. B. bei Verwendung von „generate-recognize instructions“ Effekte der Darbietungsdauer auf  $c$  (.52 vs. .34) und auch auf  $u$  (.39 vs. .50). Er interpretierte dies als Hinweis auf Verletzungen der Unabhängigkeitsannahme, bedingt durch inadäquate Testinstruktionen. Nimmt man jedoch stochastische Unabhängigkeit mit den Parametern  $u_{c+} = u_{c-} = .39$  (10 sec. Bedingung) bzw.  $u_{c+} = u_{c-} = .50$  (1 sec. Bedingung) an, resultieren in Verbindung mit den o. g.  $c$ -Parametern wiederum die empirisch ermittelten Werte für  $u$ . Stochastische Unabhängigkeit der Prozesse kann also durchaus mit Verletzungen der funktionalen Unabhängigkeit einhergehen.

Als Fazit bleibt festzuhalten, dass die Begründung der stochastischen Unabhängigkeitsannahme nicht über den Nachweis funktionaler Unabhängigkeit erbracht werden kann. Wer sich nicht darauf beschränken will, Aussagen nur über die bedingte Vertrautheitswahrscheinlichkeit  $u_{c-}$  zu machen, dem bleibt als einzig mögliche Alternative die Erweiterung der PDP bzw. der zugehörigen Messmodelle, so dass Hypothesen über die Korrelation bewusster und unbewusster Prozesse modellimmanent testbar werden.

Krüger und Vaterrodt-Plünnecke (1997; s. auch Vaterrodt-Plünnecke, Krüger & Bredenkamp, 2002) haben einen Vorschlag hierzu unterbreitet, der allerdings nur auf das Wortstammerngänzungsparadigma der PDP anwendbar ist. Ihr Grundgedanke ist, die Inklusions- und die Exklusionsbedingung um eine indirekte Testbedingung zu ergänzen. Während in den ersten beiden Bedingungen Probanden aufgefordert werden, einen Wortanfang zunächst mit einem Wort aus der zuvor gesehenen Liste zu ergänzen und – falls dies gelingt – es als Antwort zu nennen (Inklusion) bzw. durch ein neues Wort mit dem gleichen Anfang zu ersetzen (Exklusion), fehlt in der dritten Bedingung der Hinweis auf die vorherige Lernphase. Die Probanden werden lediglich aufgefordert, das erste Wort zu nennen, welches ihnen als Ergänzung des Wortanfangs in den Sinn kommt. In das zugehörige Messmodell geht die Annahme ein, dass die Antworthäufigkeiten unter der indirekten Bedingung nur durch automatische Prozesse und Rateprozesse beeinflusst werden, nicht aber durch kontrollierte Prozesse. Dadurch wird die unbedingte Wahrscheinlichkeit  $u$  automatischer Prozesse zu einem identifizierbaren Parameter, so dass die Unabhängigkeitsannahme über Parameterrestriktionen testbar wird.

Ein problematischer Aspekt des Modells, den Vaterrodt-Plünnecke et al. (2002) ausgiebig diskutieren, ist die Annahme, dass Probanden in der indirekten Bedingung die Möglichkeit kontrollierter Abrufprozesse nicht nutzen. Wie eingangs schon erwähnt, waren Zweifel an der Gültigkeit dieser und ähnlicher Annahmen der Hauptanlass für die Entwicklung der PDP. Vaterrodt-Plünnecke et al. (2002) schlugen deshalb vor, diese Annahme durch Antwortzeitvergleiche für die drei Testbedingungen und eine zusätzliche neutrale Bedingung ohne vorherige Lernphase zu prüfen. Wenn kontrollierte Abrufprozesse in der indirekten Bedingung tatsächlich keine Rolle spielen, ist zu erwarten, dass die Antwortzeiten ähnlich wie in der neutralen Bedingung und kürzer als in den Inklusions- und Exklusionsbedingungen ausfallen, denn diese verlangen den Abruf alter Items explizit. Diese Prognosen haben sich für Daten von Vaterrodt-Plünnecke et al. (2002) bestätigen lassen.

Ein zweiter Ansatz zur Überprüfung der Unabhängigkeitsannahme, der keine zusätzliche Testbedingung erforderlich macht, wurde von Erdfelder und Buchner (1995) vorgeschlagen. Er baut auf dem oben bereits geschilderten DPSDM für das PDP-Rekognitionsparadigma (Yonelinas et al., 1995) auf und verallgemeinert es so, dass automatische und kontrollierte Prozesse beliebig korreliert sein können.

Abbildung 1 veranschaulicht den Grundgedanken des Signalentdeckungsmodells mit korrelierten Prozessen (Correlated Processes Signal Detection Model, CPSDM). Wie im DPSDM wird eine normal verteilte Vertrautheitsvariable  $F$  mit Streuung 1 angenommen, deren Mittelwert für neue Items 0 und für alte Items  $d' > 0$  beträgt. Die Besonderheit des CPSDM besteht darin, dass bewusste Erinnerungen mit  $F$  korreliert sein können. In Abbildung 1 veranschaulichen schwarze Punkte bewusst erinnerte, weiße Punkte nicht erinnerte Items. Da im Beispiel die schwarzen

Punkte mit wachsender Vertrautheit häufiger werden, liegt hier also eine positive Korrelation vor.

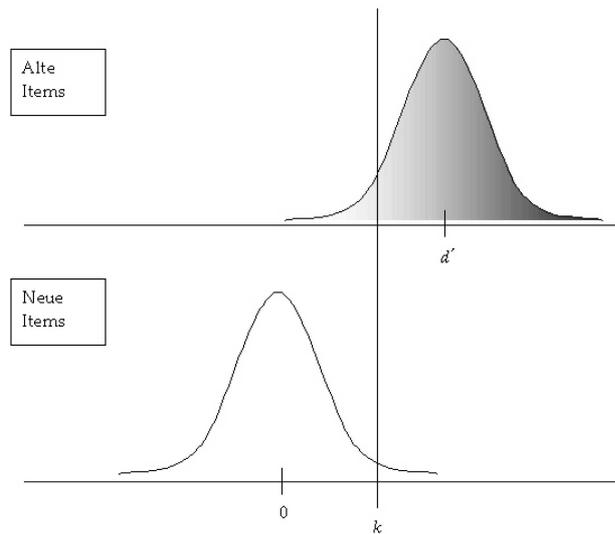


Abbildung 1. Das Signalentdeckungsmodell mit korrelierten Prozessen. Die Vertrautheit ist normal verteilt mit Mittelwert 0 für neue und Mittelwert  $d' > 0$  für alte Items. Der senkrechte Strich ( $k$ ) markiert ein mögliches Antwortkriterium für vertrautheitsbasierte Urteile. Schwarze Punkte in den Vertrautheitsverteilungen entsprechen bewusst erinnerten, weiße Punkte nicht bewusst erinnerten Items.

Alte Items der Inklusionsbedingung erhalten Ja-Urteile, wenn  $F$  das Antwortkriterium  $k_i$  überschreitet, was mit Wahrscheinlichkeit  $1 - \Phi(k_i - d')$  der Fall ist.<sup>2</sup> Zusätzlich resultieren Ja-Urteile, wenn  $F$  das Kriterium  $k_i$  zwar nicht überschreitet, kontrollierte Prozesse jedoch eine bewusste Erinnerung zur Folge haben. Ist  $c$  der Gesamtanteil bewusst erinnerten Items und liegt davon der Anteil  $q(k_i)$  rechts von  $k_i$ , so ist die Wahrscheinlichkeit bewusst erinnerten Items links vom Antwortkriterium folglich  $(1 - q(k_i)) \cdot c$ . Insgesamt ergibt sich somit

$$p_{1i} = 1 - \Phi(k_i - d') + (1 - q(k_i)) \cdot c. \quad (11)$$

In der Exklusionsbedingung resultieren nur dann Ja-Urteile, wenn  $F$  das Antwortkriterium  $k_e$ , das gegenüber  $k_i$  verschoben sein kann, überschreitet und zugleich keine bewusste Erinnerung vorliegt. Diese Wahrscheinlichkeit ist also

$$p_{1e} = 1 - \Phi(k_e - d') - q(k_e) \cdot c. \quad (12)$$

Für die falschen Alarmraten erhalten wir wie in der klassischen Signalentdeckungstheorie  $p_{ni} = 1 - \Phi(k_i)$  und  $p_{ne} = 1 - \Phi(k_e)$ .

Die  $q(k)$ -Parameter sind in diesem Modell der Schlüssel zum Test der Unabhängigkeitsannahme. Wenn man

die Lage der Antwortkriterien experimentell manipuliert oder Konfidenzratings verwendet, deren Kategorien verschiedenen Antwortkriterien korrespondieren, muss für jedes beliebige Antwortkriterium  $k$  die Restriktion  $q(k) = 1 - \Phi(k - d')$  gelten. Ist sie erfüllt, so verteilen sich bewusst erinnerte Items gleichmäßig unter der Vertrautheitsverteilung, was in Abbildung 1 einer homogenen Grautönung entsprechen würde. Die Modellgleichungen reduzieren sich dann auf die des DPSDM (vgl. Gleichung (7) bis (10)). Ist stattdessen  $q(k) > 1 - \Phi(k - d')$  für alle  $k$  gegeben, entspricht das der in Abbildung 1 illustrierten Situation einer positiven Korrelation. Kehrt sich das Ungleichheitszeichen um, ergibt sich analog eine negative Korrelation. Die Parameterschätzung und Hypothesenprüfung für das CPSDM kann mit üblichen Maximum-Likelihood-Verfahren für kategoriale Daten durchgeführt werden, wenn Häufigkeiten verschiedener Rekognitions-konfidenzratings separat für Items aus Phase 1 und neue Items in der Inklusions- und der Exklusionsbedingung vorliegen.<sup>3</sup>

Die Anwendung des CPSDM ist im übrigen nicht auf das PDP-Rekognitionsparadigma beschränkt. Denkbar ist z. B. auch die Anwendung im Wortstammerngänzungsparadigma. Die Vertrautheitsverteilung wäre dann als „Aktivierungsverteilung“ der Zielwörter zu reinterpretieren. Ein Wortstamm kann zum vorgegebenen Zielwort ergänzt werden, wenn dessen Aktivierung einen Schwellenwert  $k_i$  bzw.  $k_e$  überschreitet, der von der (experimentell zu manipulierenden) Länge des dargebotenen Wortanfangs abhängt.

Die Überprüfung der Unabhängigkeitsannahme mit den beiden geschilderten Modellen steckt noch in den Anfängen. Erste Befunde lassen vermuten, dass insbesondere bei tiefer Verarbeitung der Items und entsprechend hohem  $c$ -Parameter signifikante positive Korrelationen zwischen kontrollierten und automatischen Prozessen festzustellen sind (Krüger & Vaterrodt-Plünnecke, 1997; Vaterrodt-Plünnecke et al., 2002). Wenn sich diese Befunde mit dem CPSDM replizieren lassen, muss von der Verwendung von Messmodellen, die auf der Unabhängigkeitsannahme basieren, abgeraten werden. Als Alternative kommt die Beschränkung auf Aussagen zu  $u_c$  in Frage (Buchner et al., 1995; Erdfelder & Buchner, 1998) oder aber die Verwendung eines der in diesem Abschnitt besprochenen Modelle.

### Problemkreis 3: Prozessdissoziation oder Quellendiskrimination?

Ein drittes Kernproblem der PDP betrifft die Frage, ob das Inklusions- vs. Exklusionsparadigma überhaupt ein geeignetes Paradigma zur Separierung kontrollierter und automatischer Prozesse ist. Speziell im Falle des PDP-Rekognitionsparadigmas drängt sich die Ähnlichkeit zu einem

<sup>2</sup> Mit  $\Phi(x) = Pr(F \leq x)$  wird wie beim DPSDM die Verteilungsfunktion der Standardnormalverteilung bezeichnet.

<sup>3</sup> Ein entsprechendes PC-Programm kann beim Erstautor angefordert werden.

Quellendiskriminationstest geradezu auf: Die Inklusionsbedingung verlangt lediglich eine Alt-Neu-Entscheidung, die Exklusionsbedingung darüber hinaus eine Listendiskrimination. Dies legt die Vermutung nahe, dass PDP-Tests und Quellendiskriminationstests dieselben kognitiven Prozesse anregen.

*Tabelle 1.* Die Beziehung zwischen Quellengedächtnisurteilen und Inklusions- sowie Exklusionsurteilen im PDP-Rekognitionsparadigma. Rechts stehen die Inklusions- und Exklusionsurteile, welche das links stehende Quellenurteil impliziert

Quellengedächtnisurteil	Prozessdissoziationsurteile	
	Inklusionstest	Exklusionstest
Liste 1 – Item	ja	nein
Liste 2 – Item	ja	ja
neues Item	nein	nein

Buchner, Erdfelder, Steffens und Martensen (1997) haben diese Hypothese überprüft, indem Sie der Hälfte der Vpn eines PDP-Rekognitionsexperiments am Schluss statt der üblichen Inklusions- bzw. Exklusionstests einen Quellendiskriminationstest mit den Antwortalternativen „Liste 1“, „Liste 2“ und „neues Wort“ gaben. Sachlogisch sollten diese Urteile so in PDP-Urteile übersetzbar sein wie es Tabelle 1 illustriert. Stimmt die Annahme, dass der Quellendiskriminationstest dieselben Prozesse wie Inklusions- und Exklusionstests induziert, sollten durch Anwendung dieser Übersetzungsregeln auf die Quellenurteile Vorhersagen für Inklusions- und Exklusionstests resultieren, die mit den faktischen Urteilshäufigkeiten der anderen Hälfte von Vpn, die unter gleichen Bedingungen gelernt hatten, jedoch die üblichen Inklusions- und Exklusionstests absolvierten, nahezu übereinstimmen. Genau dies haben Buchner et al. (1997) empirisch bestätigen können.

Steffens, Buchner, Martensen und Erdfelder (2000) sowie Yu und Bellezza (2000) haben diesen Befund unter veränderten Instruktions- und Lernbedingungen repliziert. Zusätzlich zeigten Steffens et al. (2000) am Beispiel des PDP-Paradigmas der Berühmtheitsbeurteilung, dass die enge Beziehung zwischen Quellendiskrimination und Prozessdissoziation nicht auf das Rekognitionsparadigma beschränkt ist. Auch in anderen Paradigmen lassen sich Inklusions- und Exklusionsdaten aus modifizierten Quellengedächtnistests vorhersagen (vgl. auch Krüger, 1999).

Wenn also zumindest einige PDP-Paradigmen Quellengedächtnistests praktisch äquivalent sind, stellt sich zwangsläufig die Frage, ob man die Ergebnisse nun in termini kontrollierter vs. automatischer Prozesse oder aber in termini von Quellen- vs. Itemgedächtnisprozessen analysieren sollte. Beantwortbar wird diese Frage durch Experimente, die Prognosen testen, welche zwischen den beiden genannten Konzeptionen diskriminieren. Mulligan und

Hirshman (1997) haben z. B. die Ähnlichkeit der beiden Wortlisten im Rekognitionsparadigma der PDP manipuliert. In einer *Unähnlichkeitsbedingung* wurde Liste 1 visuell mit semantischen oder phonologischen Zusatzaufgaben präsentiert, Liste 2 dagegen akustisch und ohne Zusatzaufgabe. In einer *Ähnlichkeitsbedingung* wurden dagegen beide Listen visuell mit gleichen Zusatzaufgaben präsentiert, was die Diskriminierbarkeit der Listen beeinträchtigen sollte. Analysiert man die Daten im Rahmen von Quellengedächtnismodellen (Batchelder & Riefer, 1990; Bayen, Murnane & Erdfelder, 1996), zeigt sich erwartungsgemäß ein selektiver und sehr starker Effekt der Ähnlichkeit auf den Quellengedächtnisparameter. Die Anwendung von PDP-Messmodellen<sup>4</sup> auf dieselben Daten offenbarte dagegen paradoxe Effekte der Ähnlichkeitsmanipulation: Ist Liste 2 der Liste 1 ähnlich, resultieren niedrigere Schätzungen für bewusste Erinnerungen ( $c$ ) und höhere Schätzungen der Vertrautheit ( $u_c$ ) als in der Unähnlichkeitsbedingung. Berücksichtigt man, dass sich diese Ergebnisse nur auf Items aus Liste 1 beziehen, für die durchweg identische Lernbedingungen vorlagen, so sind sinnvolle Zwei-Prozess-Interpretationen der Ergebnisse schwer vorstellbar.

Dodson und Johnson (1996) sowie Yu und Bellezza (2000) haben weitere paradoxe Effekte von Liste-2-Manipulationen im Rekognitionsparadigma berichtet. Quellengedächtnistheorien können diese Befunde plausibel erklären, Zwei-Prozess-Theorien dagegen kaum. Da gegenläufige Befunde bislang nicht vorliegen, sollte man sich gut überlegen, ob man PDP-Rekognitionsdaten nicht besser im Rahmen von Quellengedächtnismodellen analysiert. Wer trotzdem PDP-Messmodelle präferiert, muss sich darüber im Klaren sein, dass die Gedächtnisparameter für Items aus Liste 1 wesentlich durch Eigenschaften der Liste 2 mitbeeinflusst werden. Vergleiche der Maße für kontrollierte und automatische Prozesse zwischen verschiedenen Experimenten, Probandengruppen oder experimentellen Bedingungen sind also nur dann sinnvoll, wenn die jeweils verwendeten zweiten Itemlisten vergleichbar sind.

## Resümee

Ein Jahrzehnt nach Propagierung der PDP als Messinstrument zur Erfassung kontrollierter und automatischer Gedächtnisprozesse muss konstatiert werden, dass zumindest das häufig eingesetzte Rekognitionsparadigma der PDP (Jacoby, 1991) problematisch ist. Dieses Fazit kann allerdings nicht ohne weiteres auf andere PDP-Paradigmen übertragen werden. Es gibt zwar Hinweise, dass Inklusions- vs. Exklusionsdaten auch in anderen Paradigmen durch Quellendiskriminationstests approximiert werden können (Steffens et al., 2000). Experimente, welche die Überlegenheit von Quellengedächtnismodellen für diese

<sup>4</sup> Mulligan und Hirshman (1997) verwendeten sowohl das EMM (Buchner et al., 1995) als auch das Originalmodell von Jacoby (1991). Bei Verwendung anderer PDP-Messmodelle ändert sich das Ergebnismuster nur unwesentlich.

Paradigmen demonstrieren, liegen jedoch derzeit nicht vor. Stellt man auf der anderen Seite zahlreiche Validitätshinweise zu den PDP-Maßen und übereinstimmende Befunde mit anderen Verfahren zur Erfassung kontrollierter und automatischer Prozesse in Rechnung (z. B. Jacoby et al., 1997), so scheint die Anwendung der PDP außerhalb des Rekognitionsparadigmas nach wie vor gut begründbar zu sein. Gewarnt werden muss allerdings vor einer unreflektierten Koppelung der PDP an das Analysemodell von Jacoby (1991). Wie in diesem Beitrag gezeigt wurde, gibt es bessere Modelle, die Antworttendenzeinflüsse angemessener berücksichtigen und – falls von Interesse – zusätzlich auch eine Überprüfung der Unabhängigkeitsannahme ermöglichen.

## Literatur

- Banks, W. P. (2000). Recognition and source memory as multivariate decision processes. *Psychological Science, 11*, 267–273.
- Batchelder, W. H. & Riefer, D. M. (1990). Multinomial processing models of source monitoring. *Psychological Review, 97*, 548–564.
- Bayen, U. J., Murnane, K. & Erdfelder, E. (1996). Source discrimination, item detection, and multinomial models of source monitoring. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition, 22*, 197–215.
- Buchner, A., Erdfelder, E., Steffens, M. C. & Martensen, H. (1997). The nature of memory processes underlying recognition judgments in the process dissociation procedure. *Memory & Cognition, 25*, 508–517.
- Buchner, A., Erdfelder, E. & Vaterrodt-Plünnecke, B. (1995). Toward unbiased measurement of conscious and unconscious memory processes within the process dissociation framework. *Journal of Experimental Psychology: General, 124*, 137–160.
- Buchner, A. & Wippich, W. (1996). Unconscious gender bias in fame judgments? *Consciousness and Cognition, 5*, 197–220.
- DeCarlo, L. T. (in press). Source monitoring and multivariate signal detection theory, with a model for selection. *Journal of Mathematical Psychology*.
- Dodson, C. S. & Johnson, M. K. (1996). Some problems with the process dissociation approach to memory. *Journal of Experimental Psychology: General, 125*, 181–194.
- Erdfelder, E. & Buchner, A. (1995). *Process dissociation measurement models: Good versus better* (Berichte aus dem Psychologischen Institut der Universität Bonn, Band 21, Heft 3). Bonn: Rheinische Friedrich-Wilhelms-Universität.
- Erdfelder, E. & Buchner, A. (1998). Process dissociation measurement models: Threshold theory or signal-detection theory? *Journal of Experimental Psychology: General, 127*, 83–96.
- Fillmore, M. T., Kelly, T. H., Rush, C. R. & Hays, L. (2001). Retrograde facilitation of memory by triazolam: effects on automatic processes. *Psychopharmacology, 158*, 314–321.
- Hay, J. F. & Jacoby, J. L. (1996). Separating habit and recollection: Memory slips, process dissociations, and probability matching. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition, 22*, 1323–1335.
- Hillstrom, A. P. & Logan, G. D. (1997). Process dissociation, cognitive architecture, and response time: Comments on Lindsay and Jacoby (1994). *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance, 23*, 1561–1578.
- Hirshman, E. (1998). On the logic of testing the independence assumption in the process-dissociation procedure. *Memory & Cognition, 26*, 857–859.
- Jacoby, L. L. (1991). A process dissociation framework: Separating automatic from intentional uses of memory. *Journal of Memory and Language, 30*, 513–541.
- Jacoby, L. L. (1998). Invariance in automatic influences of memory: Toward a user's guide for the process dissociation procedure. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition, 24*, 1–36.
- Jacoby, L. L., Toth, J. P. & Yonelinas, A. P. (1993). Separating conscious and unconscious influences of memory: Measuring recollection. *Journal of Experimental Psychology: General, 122*, 139–154.
- Jacoby, L. L., Yonelinas, A. P. & Jennings, J. M. (1997). The relation between conscious and unconscious (automatic) influences: A declaration of independence. In J. D. Cohen & J. W. Schooler (Eds.), *Scientific approaches to consciousness* (pp. 13–47). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Jennings, J. M. & Jacoby, L. L. (1993). Automatic versus intentional uses of memory: Aging, attention, and control. *Psychology and Aging, 8*, 283–293.
- Krüger, T. (1999). Die Erfassung bewußter und unbewußter Gedächtnisprozesse. Die „Prozeß-Dissoziations-Prozedur“ – Probleme und Perspektiven einer neuen Methode. Lengerich: Pabst.
- Krüger, T. & Vaterrodt-Plünnecke, B. (1997). Die stochastische Beziehung bewußter und automatischer Gedächtnisprozesse: Eine Erweiterung der Prozeß-Dissoziationsprozedur. *Zeitschrift für Experimentelle Psychologie, 44*, 220–245.
- Linscott, R. J. & Knight, R. G. (2001). Automatic hypermnesia and impaired recollection in schizophrenia. *Neuropsychology, 15*, 585–615.
- Macho, S. (2002). Cognitive modeling with spreadsheets. *Behavior Research Methods, Instruments, & Computers, 34*, 19–36.
- Mulligan, N. W. & Hirshman, E. (1997). Measuring the bases of recognition memory: An investigation of the process dissociation framework. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition, 23*, 280–304.
- McNally, R. J., Otto, M. W., Hornig, C. D. & Deckersbach, T. (2001). Cognitive bias in panic disorder. *Cognitive Therapy and Research, 25*, 335–347.
- Roediger, H. L. & McDermott, K. B. (1994). The problem of differing false-alarm rates for the process dissociation procedure: Comment on Verfaellie and Treadwell (1993). *Neuropsychology, 8*, 284–288.
- Schmitter-Edgecombe, M. (1999). Effects of divided attention and time course on automatic and controlled components of memory in older adults. *Psychology and Aging, 14*, 331–345.
- Schmitter-Edgecombe, M. & Nissley, H. M. (2000). Effects of divided attention on automatic and controlled components of memory after severe closed-head injury. *Neuropsychology, 14*, 559–569.

- Shapiro, S. & Krishnan, H. S. (2001). Memory-based measures for assessing advertising effects: A comparison of explicit and implicit memory effects. *Journal of Advertising*, 30, 1–13.
- Smith, J. A. & Knight, R. G. (2002). Memory processing in Alzheimer's disease. *Neuropsychologia*, 40, 666–682.
- Snodgrass, J. G. & Corwin, J. (1988). Pragmatics of measuring recognition memory: Applications to dementia and amnesia. *Journal of Experimental Psychology: General*, 117, 34–50.
- Steffens, M. C., Buchner, A., Martensen, H. & Erdfelder, E. (2000). Further evidence on the similarity of memory processes in the process dissociation procedure and in source monitoring. *Memory & Cognition*, 28, 1152–1164.
- Vaterrodt-Plünnecke, B., Krüger, T. & Bredenkamp, J. (2002). Process dissociation procedure: A testable model for considering assumptions about the stochastic relation between consciously controlled and automatic processes. *Experimental Psychology*, 49, 3–26.
- Vaterrodt-Plünnecke, B., Krüger, T., Gerdes, H. & Bredenkamp, J. (1996). Prozeß-Dissoziations-Prozedur: Prüfbarere Modelle zur Erfassung von kontrollierten, automatischen und Antworttendenz-Prozessen. *Zeitschrift für Experimentelle Psychologie*, 43, 483–519.
- Yonelinas, A. P. & Jacoby, L. L. (1996). Response bias and the process-dissociation procedure. *Journal of Experimental Psychology: General*, 125, 422–434.
- Yonelinas, A. P., Regehr, G. & Jacoby, L. L. (1995). Incorporating response bias in a dual-process theory of memory. *Journal of Memory and Language*, 34, 821–835.
- Yu, J. & Bellezza, F. S. (2000). Process dissociation and source monitoring. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition*, 26, 1518–1533.

---

Prof. Dr. Edgar Erdfelder

Lehrstuhl für Psychologie III  
Universität Mannheim  
Schloss Ehrenhof Ost 255  
68131 Mannheim  
E-Mail: erdfelder@psychologie.uni-mannheim.de