

Claudia Gieß, Norman Rose, Sandra Preißler  
& Christof Nachtigall

## **Das Lernen von Wahrscheinlichkeits- theorie**

- ein Vergleich von Studierenden verschie-  
dener Jahrgänge



# Impressum

methevalreport  
erscheint seit 1999  
in unregelmäßigen Abständen  
als „graue“ Schriftenreihe des Lehrstuhls für  
Psychologische Methodenlehre und Evaluationsforschung  
am Institut für Psychologie der Friedrich-Schiller-Universität Jena

**Herausgeber:**

Prof. Dr. Rolf Steyer  
Skr.: +49 (3641) 945 230  
Durchwahl: +49 (3641) 945 231  
Fax: +49 (3641) 945 232

[rolf.steyer@uni-jena.de](mailto:rolf.steyer@uni-jena.de)

**Redaktion:**

Dipl.Psych. Friedrich Funke  
[sff@uni-jena.de](mailto:sff@uni-jena.de)

**Typographie:**

cand.psych. Silke Zachariae  
[zachariae@web.de](mailto:zachariae@web.de)

**Standort:**

Thüringer Universitäts- und Landesbibliothek  
Lesesaal Zweigstelle Psychologie

**Internet**

<http://www.uni-jena.de/svw/metheval/report/>

**Bestellungen:**

Methodenlehre und Evaluationsforschung  
Institut für Psychologie  
Steiger 3 Haus 1  
D-07743 Jena  
Deutschland

**Copyright:**

Bei unveröffentlichten Arbeiten verbleibt das Urheberrecht bei der Autorin oder beim Autor.  
Das Copyright für Texte, die in anderen Publikationsorganen erschienen sind, liegt bei diesen Organen.

## *Zusammenfassung*

Im Rahmen der Jenaer Panel-Studie wurde von 1997-2003 das Wissen sowie die Wissenszuwächse von Studierenden der Psychologie auf dem Gebiet der Wahrscheinlichkeitsrechnung untersucht. Die einzelnen Jahrgänge unterscheiden sich hinsichtlich verschiedener relevanter Variablen. Für bestimmte Merkmale zeigen sich statistisch bedeutsame Fluktuationen über die Zeit. So gab es Unterschiede im Vorwissen über die betrachteten Jahrgänge. Die Kohortenunterschiede im Vorwissen der Studierenden können nicht hinreichend mit variierenden Eingangsbedingungen wie zum Beispiel der Dauer der Behandlung von Wahrscheinlichkeitstheorie in der Schule oder der Mathematiknote erklärt werden. Da Männer zu allen Erhebungszeitpunkten, im Mittel besser Leistungen in Wahrscheinlichkeitstheorie aufweisen als die Frauen, sind Unterschiede in der Geschlechterverteilung der Kohorten eine mögliche Erklärung für die Differenzen im Vorwissen. Jedoch gab es keine Unterschiede zwischen den Jahrgängen im Wissenszuwachs bzgl. des Stoffes über den Zeitraum der Vorlesung zur Wahrscheinlichkeitstheorie.

## *1. Einleitung*

Im Studium der Psychologie sowie auch anderer Wissenschaften wird sich mit Zusammenhängen oder Wirkungsweisen verschiedener Variablen beschäftigt. Grundlage für jegliche statistische Analyse bildet die Wahrscheinlichkeitstheorie.

Ziel dieses Teils der Studie ist es, Veränderungen des Wissens von Studierenden im Bereich Wahrscheinlichkeitstheorie (WT) über die Zeit zu analysieren. Zum Einen interessiert die zeitliche Entwicklung während der ersten beiden Semester des Studiums, zu der entsprechende Lehrveranstaltungen von den Studierenden besucht werden, zum Anderen werden verschiedene Jahrgänge von Studierenden hinsichtlich ihrer Wissensstände und Wissenszuwächse verglichen. Prädiktoren und mögliche Erklärungen für einen solchen Wissenszuwachs werden untersucht: Ändert sich das Wissen und der Wissenszuwachs der Studierenden über die Jahre? Was sind mögliche Gründe? Diesen Fragen soll in dem folgenden Artikel nachgegangen werden. Zusätzlich werden die verschiedenen Jahrgänge hinsichtlich einer Reihe weiterer für das Studium und speziell das Lernen von WT relevanten Variablen wie Berufszielen oder Computerbesitz verglichen.

## *2. Die Jenaer Panel Studie zum Lernen von Wahrscheinlichkeitstheorie*

Es wurden Daten aus insgesamt sieben Erhebungsjahren genutzt, wobei wir jeweils die verschiedenen Jahrgänge hinsichtlich möglicher relevanter Einflussvariablen verglichen. Untersucht wurden N=822 Studierende des 1. Semesters des Diplomstudiengangs Psychologie der FSU Jena in einem Zeitraum vom Wintersemester 97/98 bis zum Wintersemester 03/04.

Das Wissen bzw. der Wissenszuwachs im Bereich WT wurde operationalisiert durch wiederholte Messungen mit dem Fragebogen zur Wahrscheinlichkeitstheorie (FWT, Nachtigall & Wolf, 2001). Pro Jahrgang der Erstsemestler wurden drei Erhebungen mit dem FWT durchgeführt. Zur ersten Erhebungswelle  $t_1$  (zumeist Mitte des ersten Semesters) befanden sich die Studierenden noch vor der Behandlung von WT im Studium. Die zweite Erhebung  $t_2$  wurde im Anschluss an die Behandlung des Stoffes (zumeist vier Wochen später) durchgeführt. Die dritte Erhebung  $t_3$  fand im Anschluss an die folgenden Semesterferien (zumeist zu Beginn des zweiten Semesters) statt. Der erreichte Leistungsscore zu  $t_1$  kann als Vorwissen in Wahrscheinlichkeitstheorie interpretiert werden. Veränderungen im Kenntnisstand von  $t_1$  zu  $t_2$  zeigen kurzfristigen Wissenszuwachs an, die Veränderungen von  $t_1$  zu  $t_3$  langfristigen Wissenszuwachs und die Veränderungen

von  $t_2$  zu  $t_3$  Wissensrückgang über die Semesterferien. Die Items zum Wissensstand betreffen Fragen bezüglich Laplace-Wahrscheinlichkeit, einfacher Wahrscheinlichkeitsverteilungen, Gegenwahrscheinlichkeit, bedingter Wahrscheinlichkeit, stochastischer (Un-) Abhängigkeit sowie Kombinatorik und Erwartungswerte. Der Summenscore aus diesen Items gilt als Maß für den jeweiligen Kenntnisstand in Wahrscheinlichkeitstheorie zu gegebenem Zeitpunkt.

Mögliche Einflussvariablen auf das WT-Wissen bzw. seine Veränderung wurden mittels Fragebogen zu den drei Messzeitpunkten zusätzlich erhoben (zum Beispiel soziodemographische Variablen wie Alter, Geschlecht, sowie Fragen hinsichtlich Motivation, Vorwissen, Einstellung zum Fach u.a.).

Zusätzlich zum FWT wurden ebenso jedes Jahr zu Beginn des 1. Semesters weitere allgemeine Variablen anhand eines Fragebogens erhoben. Erfasst wurden dabei zum Beispiel der angestrebte spätere Arbeitsbereich, Computerbesitz, Dauer des Internetsurfens oder der persönlich wichtigste Studiengrund.

Die verschiedenen Jahrgänge waren hinsichtlich wesentlicher Variablen in der Vermittlung des Lehrstoffes vergleichbar. Alle bekamen vom gleichen Dozenten in ähnlicher Art und Weise den Stoff vermittelt. Grundlage der Vorlesung und Prüfung bildete jeweils die gleiche Literatur. In jedem Studienjahr wurden in ähnlicher Weise fakultativ zusätzliche Übungen angeboten, welche die Studenten zum besseren Verständnis des Lernstoffes nutzen konnten. Die Dauer des Semesters und somit die Zeit zum Aneignen des Lernstoffes waren jeweils äquivalent.

### *3. Ergebnisse*

#### *3.1. Betrachtung des Wissens bzw. des Wissenszuwachses in WT im Vergleich zwischen den Jahrgängen*

Betrachtet wurde zuerst die Fragestellung, ob es Mittelwertsunterschiede bezüglich der drei erreichten Punktzahlen im FWT zwischen den verschiedenen Jahrgängen gibt. Hierbei wurden die Mittelwerte der WT-Scores zu den drei Erhebungswellen jeweils über die Jahrgänge verglichen. Zur Frage möglicher Kohortenunterschiede des Vorwissen der Studierenden über die Jahrgänge, wurden zunächst die Mittelwerte der 1. Messung (Tab. 1) verglichen. Die gefundenen Mittelwertsdifferenzen zwischen den Erstsemestlerjahrgängen waren hinsichtlich des Vorwissens signifikant ( $F = 3.336$ ,  $df = 6$ ,  $p < .05$ ). Die aufgeklärte Varianz an der Variablen Vorwissen ist jedoch mit 2,3% ( $\eta^2 = .023$ ) sehr gering. Post hoc Analysen (Fairer Test nach Tukey) zeigen lediglich sig-

nifikante Mittelwertsdifferenzen zwischen dem leistungsstarken Jahrgang 1998/99 und den drei schwachen Jahrgängen 1997/98, 2002/03 sowie 2003/04.

Tabelle 1: Deskriptive Statistik des Vorwissens der verschiedenen Jahrgänge

Erhebungsjahr	Arithmetisches Mittel	Standardabweichung	N
Beginn WS 1997/98	4,95	3,063	79
Beginn WS 1998/99	5,38	2,847	104
Beginn WS 1999/2000	4,23	3,117	319
Beginn WS 2000/01	4,86	3,119	73
Beginn WS 2001/02	4,25	2,806	83
Beginn WS 2002/03	4,07	2,697	97
Beginn Ws 2003/04	4,00	2,742	101
Gesamt	4,45	2,987	856

Berücksichtigt man das Erstsemester 1998/99 nicht, so zeigen sich keine signifikanten Mittelwertsdifferenzen zwischen den Kohorten. Varianzanalysen bezüglich der Testergebnisse zum 2. Messzeitpunkt (Tab.2) zeigen ebenfalls signifikante Unterschiede ( $F = 2.434$ ,  $df = 6$ ,  $p < .05$ ). Mittels Post hoc Analyse kann die Mittelwertsdifferenz erneut auf das hohe Leistungsniveau des Jahrganges 1998/99, jetzt jedoch im Unterschied zum Folgejahr 1999/2000 zurückgeführt werden.  $\eta^2$  beträgt lediglich 0.018.

Tabelle 2: Deskriptive Statistik der Testergebnisse der verschiedenen Jahrgänge zur 2. Erhebung

Erhebungsjahr	Arithmetisches Mittel	Standardabweichung	N
Beginn WS 1997/98	7,61	3,422	76
Beginn WS 1998/99	8,47	3,175	108
Beginn WS 1999/2000	7,17	3,302	283
Beginn WS 2000/01	8,05	3,204	64
Beginn WS 2001/02	7,70	2,949	80
Beginn WS 2002/03	7,31	3,433	85
Beginn Ws 2003/04	7,57	3,149	97
Gesamt	7,58	3,269	793

Der statistische Vergleich der Jahrgänge zur 3. Erhebungswelle zeigt im Mittel jedoch keine signifikanten Unterschiede mehr ( $F = 0.557$ ,  $df = 6$ ,  $p < .05$ ).

*Tabelle 3: Deskriptive Statistik der Testergebnisse der verschiedenen Jahrgänge zur 3. Erhebungswelle*

Erhebungsjahr	Mittelwerte	Standardabweichungen	N
Beginn WS 1997/98	6,86	3,979	63
Beginn WS 1998/99	7,23	3,169	75
Beginn WS 1999/2000	6,90	3,026	213
Beginn WS 2000/01	7,16	3,008	58
Beginn WS 2001/02	7,51	3,459	78
Beginn WS 2002/03	7,17	2,935	35
Beginn Ws 2003/04	6,70	3,148	61
Gesamt	7,04	3,218	583

Zur Frage, ob es Unterschiede im Wissenserwerb gibt, wurden Differenzvariablen berechnet: Die Differenz von 2. zu 1. Messung entspricht dem kurzzeitigen Wissenszuwachs in WT und die Differenz von 3. zu 2. Messung der Veränderung über die Semesterferien. Bezüglich des kurzfristigen Lernzuwachses ergeben sich im varianzanalytischen Vergleich keine signifikanten Unterschiede in den Kohorten. Berücksichtigt man die oben dargestellten Befunde, so ergibt sich, dass der mittlere Lernzuwachs infolge der Lehre im Bereich WT unabhängig vom mittleren Vorwissen der einzelnen Jahrgänge ist. Dies soll nicht bedeuten, dass auf individueller Ebene die Lehre mit gleichen Wissenszuwächsen für jeden Studenten einhergeht. Über alle Jahrgänge hinweg zeigt sich eine Korrelation von  $r = -.350$  ( $p < .05$ ), zwischen dem Vorwissen und dem Wissenszuwachs zwischen erster und zweiter Erhebungswelle. Studenten, die den Stoff bereits besser beherrschen, lernen somit weniger hinzu, wahrscheinlich im Sinn einer bloßen Substitution noch fehlender Kenntnisse. Betrachtet man die Veränderungen über die Ferien, zeigen sich Mittelwertsunterschiede zwischen den Kohorten ( $F = 4.143$ ,  $df = 6$ ,  $p < .05$ ). Die aufgeklärte Varianz ist mit 5,1% ( $\eta^2 = .051$ ) gering.

*Tabelle 4: Mittelwerte der Differenzvariablen zwischen 2. und 1. Messzeitpunkt, als Maß für den Wissenszuwachs während der Behandlung der Wahrscheinlichkeitstheorie im Studium*

Erhebungsjahr	Mittelwerte	Standardabweichungen	N
Beginn WS 1997/98	2,48	2,433	67
Beginn WS 1998/99	3,23	2,742	101
Beginn WS 1999/2000	2,91	2,824	264
Beginn WS 2000/01	3,18	2,795	60
Beginn WS 2001/02	3,61	2,525	75
Beginn WS 2002/03	3,12	2,876	64
Beginn WS 2003/04	3,42	2,706	83
Gesamt	3,09	2,742	714

*Tabelle 4: Mittelwerte der Differenzvariablen zwischen 3. und 2. Messzeit-punkt als Maß für den Wissensrückgang nach dem Ende der Behandlung von Wahrscheinlichkeitstheorie im Studium*

Erhebungsjahr	Mittelwerte	Standardabweichungen	N
Beginn WS 1997/98	-,57	2,715	51
Beginn WS 1998/99	-1,75	2,511	72
Beginn WS 1999/2000	-,25	2,415	158
Beginn WS 2000/01	-,91	2,875	45
Beginn WS 2001/02	-,13	2,290	70
Beginn WS 2002/03	-,64	2,998	25
Beginn WS 2003/04	-1,44	2,822	50
Gesamt	-,71	2,621	471

Die mittlere Veränderung zwischen 2. und 3. Erhebungszeitpunkt beträgt  $\bar{x} = -0.71$ . Bei allen Jahrgängen finden sich somit leicht Rückgänge in den WT Kenntnissen über die Ferien. Testet man die Veränderungsscores der einzelnen Kohorten gegen den Mittelwert, finden sich signifikante Abweichungen der Jahre 1999/2000 ( $\bar{x} = -0.253$ ,  $p < .05$ ) und 2001/02 ( $\bar{x} = -0.129$ ,  $p = .020$ ), die somit einen überdurchschnittlich geringen Rückgang bezüglich der WT Kenntnisse nach Ende der Stoffbehandlung aufweisen. Der Jahrgang 1998/99 hingegen, zeigt eine signifikant stärkere Abnahme des Wissens ( $\bar{x} = -1.75$ ,  $p < .05$ ).

### *3.2 Betrachtung der Eingangsbedingungen der verschiedenen Jahrgänge*

Zur Frage möglicher Gründe für das unterschiedliche Vorwissen der verschiedenen Jahrgänge wurden die Ausprägungen potentieller Einflussvariablen auf Jahrgangsebene verglichen. Von Interesse waren die Mathematiknote in der Schule, die Dauer, mit der WT in der Schule gelehrt wurde sowie das subjektive eingeschätzte Vorwissen durch die Probanden. Über alle Studierenden zeigt sich ein bedeutsamer statistischer Zusammenhang zwischen dieser Selbsteinschätzung der Kenntnisse in WT und dem objektiven Vorwissen, d. h. mit dem erreichten Score zur ersten Erhebungswelle ( $r = 0.44$ ,  $p < 0.01$ ).

Bezüglich der Mathenote finden sich zwar signifikante Unterschiede zwischen den Kohorten ( $F = 2.110$ ,  $df = 6$ ,  $p = .05$ ), der Verlauf der Mittelwerte über die Jahre korrespondiert jedoch nicht mit dem Profil der Mittelwerte des Vorwissens über die Zeit. Wird die Mathenote als Störvariable in einer Kovarianzanalyse berücksichtigt, bleibt der Zusammenhang zwischen dem Faktor „Jahr-

gang“ und Vorwissen bestehen. Auf individueller Ebene zeigt sich mit  $r = -.242$  ( $p < .01$ ) aber sehr wohl ein bedeutsamer Zusammenhang zwischen der Mathematiknote und dem Vorwissen. Es ist naheliegend, einen Zusammenhang zwischen vor dem Studium erworbenen Kenntnissen und dem Ergebnis des ersten WT-Tests zu vermuten. Da der Lehrplan an den Schulen jährlich variiert, ergeben sich Unterschiede im Ausmaß in dem Wahrscheinlichkeitstheorie gelehrt wird (Tab. 5). Die Jahrgänge zeigen tatsächlich signifikante ( $F = 6.003$ ,  $df = 5$ ,  $p < .05$ ), wenn auch geringe, Mittelwertsdifferenzen in der Dauer, mit der WT im Abitur gelehrt wurde.

Tabelle 5: Dauer mit der Wahrscheinlichkeit in der Schule gelehrt wurde

Erhebungsjahr	Mittelwert	Standardabweichung	N
Beginn WS 1998/99	1,94	1,362	108
Beginn WS 1999/2000	1,34	1,238	316
Beginn WS 2000/01	1,74	1,167	73
Beginn WS 2001/02	1,84	1,006	81
Beginn WS 2002/03	1,77	1,113	97
Beginn WS 2003/04	1,60	1,141	101
Gesamt	1,60	1,219	776

Bemerkung: Die Variable ist wie folgt kodiert: 0 = gar nicht, 1 = 1-4 Wochen, 2 = 5-8 Wochen, 3 = 9-12 Wochen, 4 = mehr als 12 Wochen

In der Post hoc Analyse (Test nach Tukey) ist es vor allem der geringe Mittelwert des Wintersemesters 1999/2000 der signifikant von anderen Jahrgängen abweicht. Ein Indiz ist die Korrespondenz zwischen den Mittelwertsverläufen des Vorwissens und der Zeit, mit der WT in der Schule behandelt wurde. So zeigt sich, dass der besagte Jahrgang 1999/2000 auch im Vorwissen schwächer ausfiel. Ähnliche Zusammenhänge finden sich auch bei weiteren (wenn auch nicht allen) Jahrgängen (Abb. 1).

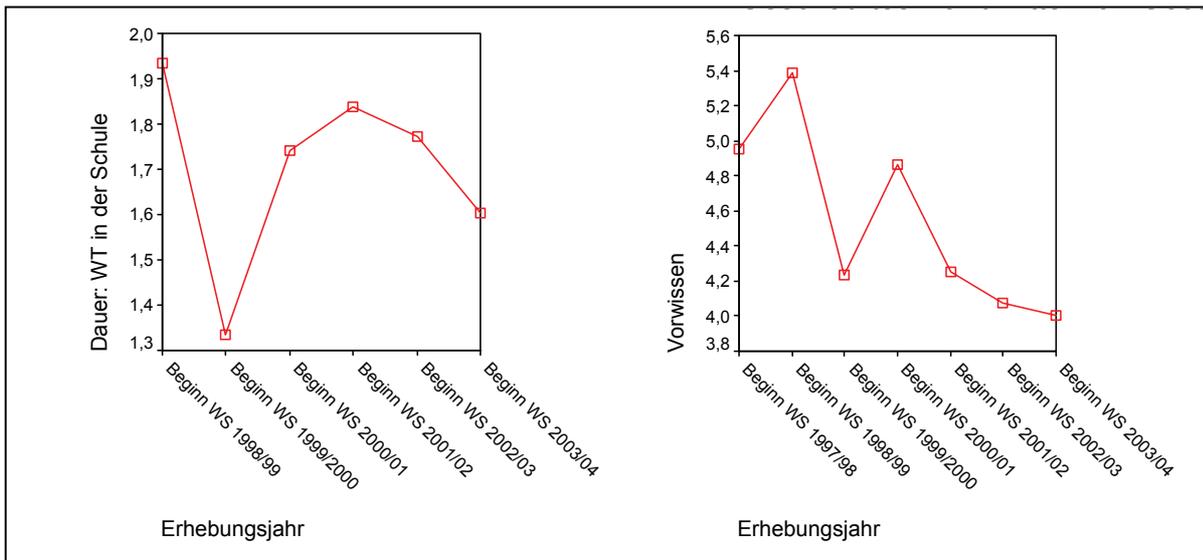


Abb. 1: Vergleich der Mittelwerte der einzelnen Kohorten für die Variable Dauer der Behandlung von Wahrscheinlichkeitstheorie in der Schule (links) und dem Vorwissen (rechts)

Um zu testen, ob die in der Schule erworbenen Kenntnisse die Vorwissensunterschiede erklären können, wurde eine ANCOVA gerechnet. Die Variable der Dauer der Behandlung von WT in der Schule wurde als Kovariate betrachtet. Der Faktor Erhebungsjahr sollte nicht mehr signifikant werden, falls die Kovariate die konfundierende Drittvariable des Zusammenhangs zum Vorwissen darstellt. Tabelle 6 zeigt die wichtigsten Ergebnisse. Somit bleiben auch unter Kontrolle der Stoffbehandlung in der Schule die Kohortenunterschiede bestehen. Das Gesamtmodell klärt nun immerhin 14,7% der Varianz des Vorwissens auf.

Tabelle 6: Inferenzstatistik: ANCOVA mit Vorwissen als abhängiger Variable

Test	F-Wert	df	p-Wert	$\eta^2$
Test des Gesamtmodells	21,899	6	,000	,147
Kovariate: Dauer WT in der Schule	111,277	1	,000	,127
Faktor: Erhebungsjahr	2,785	5	,017	,018

Als weitere potenzielle Erklärung der Kohortenunterschiede wurde das Geschlecht betrachtet. Dazu wäre notwendig, dass es einen Geschlechtsunterschied hinsichtlich des Vorwissens gibt. Der entsprechende t-Test liefert durchschnittliche WT-Scores zur 1. Erhebungswelle von 4.10 für Frauen und 4.96 für Männer ( $T = 2.830$ ,  $df = 670$ ,  $p < .05$ ). Männer besitzen demnach signifikant mehr Vorwissen. Die Effektstärke beträgt  $d = 0.278$ . Diese Differenz ist stabil (Abb. 2), und somit auch zum 2. und 3. Messzeitpunkt nachweisbar (2. Messzeitpunkt:  $T = 3.686$ ,  $df = 606$ ,  $p < .05$ ).

3. Messzeitpunkt:  $T = 2,864$ ,  $df = 429$ ,  $p < .05$ ). Abbildung 2 impliziert einen Interaktionseffekt von Geschlecht und Messzeitpunkt bezüglich der abhängigen Variable „Vorwissen“, in der Weise, dass Männer möglicherweise mehr dazu lernen als Frauen. Die Berechnung einer ANOVA für abhängige Daten ergibt jedoch keinen statistisch bedeutsamen Interaktionseffekt ( $F = 1.719$ ,  $df = 2$ ,  $p = .180$ ).

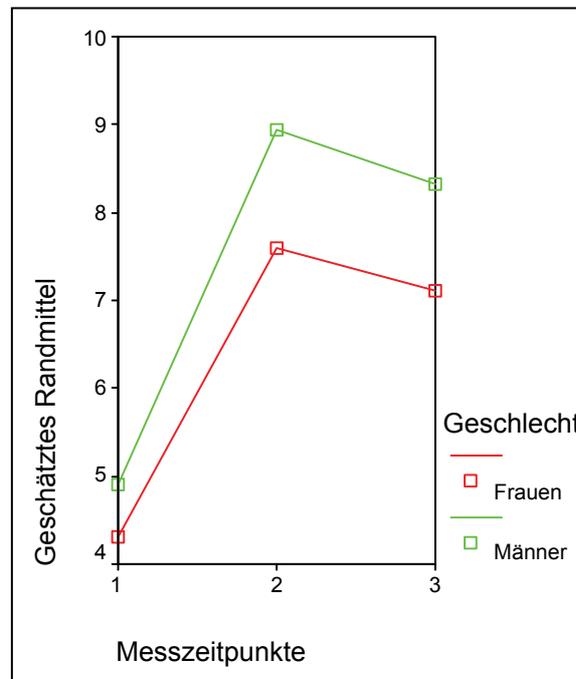


Abb. 2: Mittelwertsverläufe über die 3 Erhebungswellen getrennt nach Geschlechtern

Die besseren Testergebnisse im Testscore zum 1. Messzeitpunkt bei Männern im Vergleich zu Frauen könnten mit dem unterschiedlichen Interesse beider Geschlechter für Statistik begründet werden. So unterscheiden sich Männer signifikant von Frauen hinsichtlich des Mögens von WT und Statistik zum 1. Messzeitpunkt vor der Behandlung des Lehrstoffes ( $T = 2.714$ ,  $df = 669$ ,  $p < .05$ ).

Obwohl die Geschlechterverteilung über die Jahrgänge keine signifikanten Unterschiede ergeben ( $\chi^2 = 4.557$ ,  $df = 4$ ,  $p = 0.336$ ), könnten die leichten Fluktuationen in den betrachteten Stichproben die Vorwissensunterschiede durch den Ausfall der im Mittel leistungsstärkeren Männer erklären. Auch in diesem Falle wurde eine ANCOVA gerechnet, mit Geschlecht als zu kontrollierende Variable. Tabelle 7 informiert über die wichtigsten Ergebnisse.

Tabelle 7: Inferenzstatistik: ANCOVA mit Vorwissen als abhängiger Variable

Test	F	df	p-Wert	$\eta^2$
Test des Gesamtmodells	2,411	5	,035	,018
Kovariate: Geschlecht	7,808	1	,005	,012
Faktor: Erhebungsjahr	1,013	4	,400	,006

Berücksichtigt man das Geschlecht, so erklärt das Erhebungsjahr keinen bedeutsamen Anteil mehr an der Varianz des Vorwissens. Die Kohortenunterschiede verschwinden also unter der statistischen Konstanthaltung der Geschlechtsvariable.

Im Bezug auf den durchschnittlichen Arbeitsaufwand der Studierenden gab es bei einer Reihe von Variablen signifikante Unterschiede zwischen den Jahrgängen. So fanden sich Unterschiede bezüglich des Zeitaufwandes für die Übungen ( $F = 18.238$ ,  $df = 4$ ,  $p < .05$ ), wobei die maximalen Unterschiede zwischen den Jahren 1999/2000 und 2001/02 eine Effektstärke von  $d=0,332$  aufweisen. Zudem gab es signifikante Unterschiede zwischen den Jahrgängen im Zeitaufwand für das Lösen der Aufgabenzettel ( $F = 11.481$ ,  $df = 5$ ,  $p < .05$ ) mit einer maximalen Effektstärke von  $d=0,481$  ebenfalls zwischen den Jahren 1999/2000 und 2001/02.

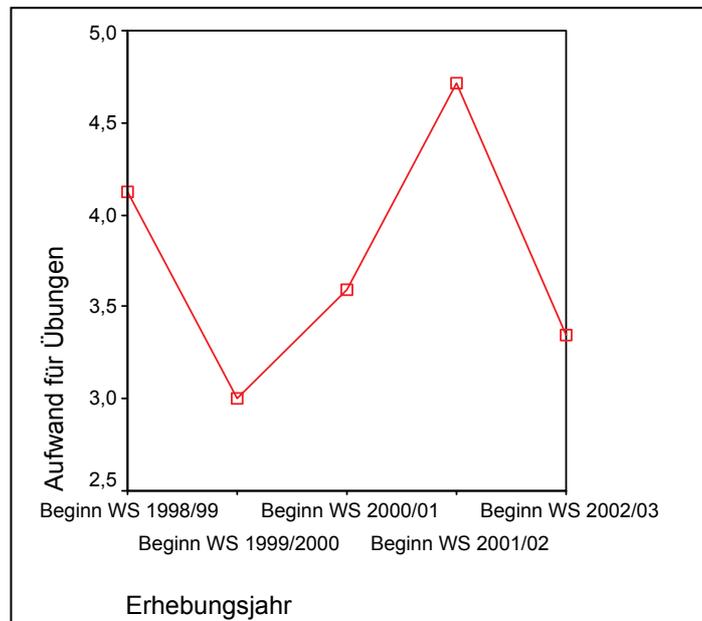


Abb. 3: Mittelwerte für den Aufwand für Übungen über die Jahrgänge

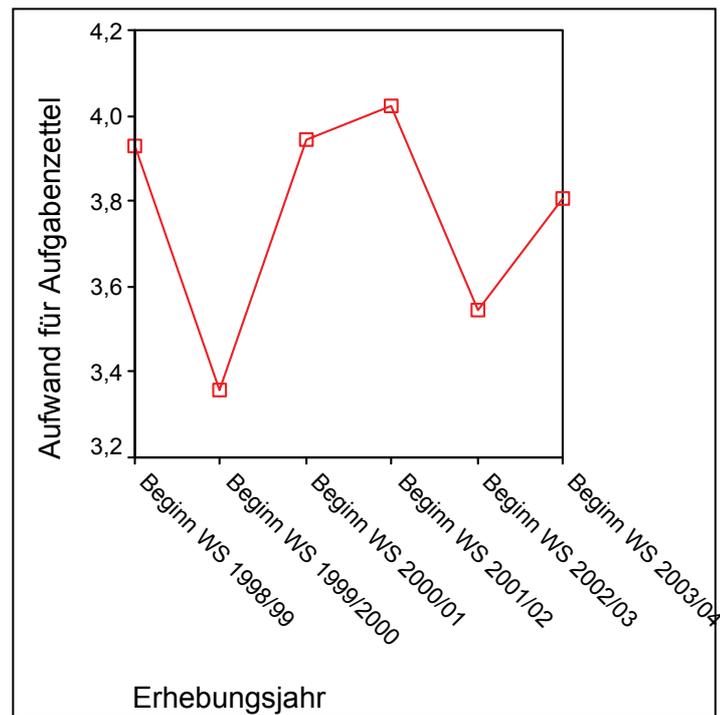


Abb. 4: Mittelwerte für den Aufwand für Aufgabenzettel über die Jahrgänge

Dabei stehen der Aufwand für Vorlesungen, Übungen oder Aufgabenzettel in keinem kompensatorischen Verhältnis. Es ist nicht so, dass Personen die mehr Zeit für Übungen verwenden, weniger Aufwand für die Aufgabenzettel oder die Vorlesung verwenden. Die zeitlichen Aufwendungen der Studierenden in diesen drei Bereichen korrelieren deutlich positiv (Tabelle 8).

Tabelle 8: Korrelationen zwischen den zeitlichen Aufwendungen für Übungen, Vorlesungen und Aufgabenzettel

	Arbeit für Übungen pro Woche in Minuten	Arbeit für Vorlesung pro Woche in Minuten	Arbeit für Lösen der Aufgabenzettel pro Woche in Minuten
Arbeit für Übungen pro Woche in Minuten	1		
Arbeit für Vorlesung pro Woche in Minuten	,403*	1	
Arbeit für Lösen der Aufgabenzettel pro Woche in Minuten	,258*	,237*	1

\* Die Korrelation ist auf dem Niveau von 0,05 (2-seitig) signifikant.

Entsprechend zeigen sich über die Jahrgänge Unterschiede im durchschnittlichen Gesamtaufwand, den die Studierenden für den Stoff der Wahrscheinlichkeitstheorie aufwenden ( $F = 6.168$ ,  $df = 6$ ,  $p < .01$ ,  $\eta^2 = .053$ ).

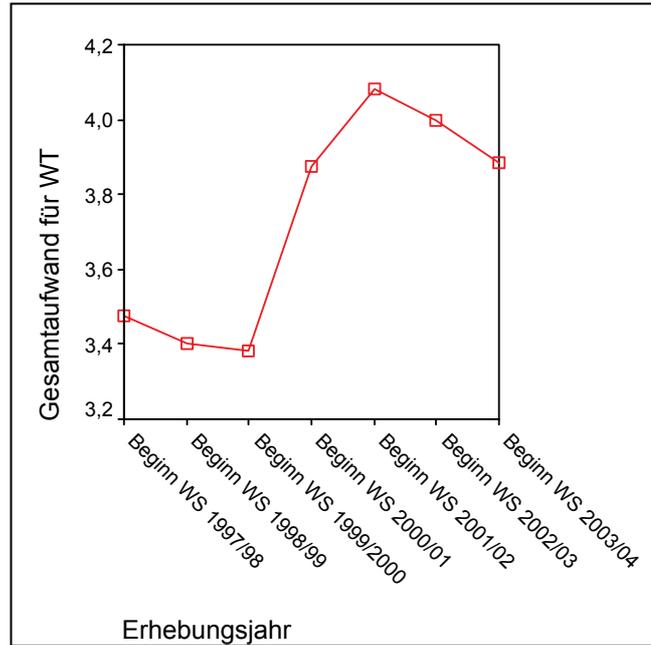


Abb. 5: Mittelwerte für den Gesamtaufwand für Wahrscheinlichkeitstheorie über die Jahrgänge

### 3.3. Deskriptive Unterschiede zwischen den Jahrgängen

Um nach weiteren Unterschieden zwischen den Jahrgängen zu suchen, wurden zusätzlich die Daten des Begleitfragebogens betrachtet. Der Anteil der Personen mit einem eigenen Computer stieg über die Jahre an.

Tabelle 8: Absolute und relative Häufigkeiten des Computerbesitzes in den verschiedenen Jahrgängen

Erhebungsjahr		Computerbesitz		Gesamt
		ja	nein	
2000/01	Anzahl	74	39	113
	% von Erhebungsjahr	65,5%	34,5%	100,0%
2001/02	Anzahl	82	32	114
	% von Erhebungsjahr	71,9%	28,1%	100,0%
2002/03	Anzahl	84	24	108
	% von Erhebungsjahr	77,8%	22,2%	100,0%
2003/04	Anzahl	89	17	106
	% von Erhebungsjahr	84,0%	16,0%	100,0%
Gesamt	Anzahl	329	112	441
	% von Erhebungsjahr	74,6%	25,4%	100,0%

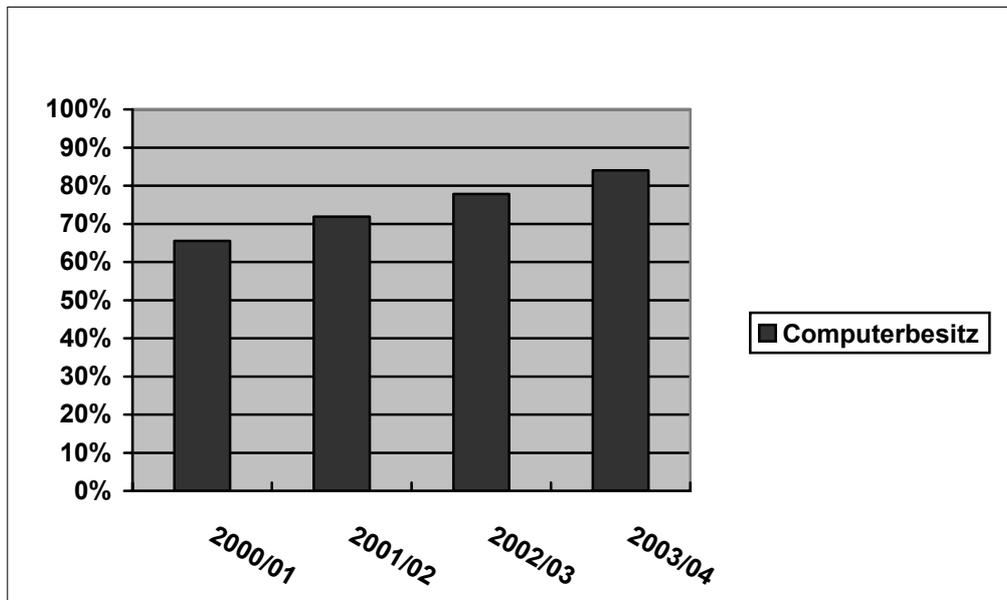


Abbildung 10: Verlauf des prozentualen Anteils an Computerbesitzern über die Zeit

Der Computerbesitz korreliert jedoch nur sehr gering und nicht signifikant mit Variablen wie zum Beispiel dem Vorwissen in WT oder verschiedenen Wissenszuwächsen.

Bezüglich des angestrebten Berufsbereichs gibt es signifikante Veränderungen der Häufigkeiten der jeweiligen Bereiche im Laufe der Jahre ( $\chi^2 = 82.171$ ,  $df = 24$ ,  $p < .05$ ). So nahm zum Beispiel die Häufigkeit von Wünschen, in den klinisch-therapeutischen Bereich zu gehen kontinuierlich zu, befand sich aber zu jeder Zeit auf einem stabilen hohen Level. Der Gedanke, nach dem Studium in der Forschung beschäftigt zu sein, nahm im Verlauf der Zeit ab, kam jedoch sprunghaft im Jahre 2003/04 wieder vermehrt auf. Der Wunsch, in die ABO-Psychologie zu gehen, nahm kontinuierlich über die Zeit zu. Jedoch verzeichnete sich im Jahre 2003/04 ein starker Abfall des Interesses für diesen Bereich. Das Interesse für den pädagogisch-beratenden Bereich nahm anteilmäßig immer mehr ab.

Tabelle 9: absolute Häufigkeiten der vorrangig angestrebten Berufsbereiche in den verschiedenen Jahrgängen

vorr. späterer Arbeitsbereich	Erhebungsjahr	Erhebungsjahr								Gesamt
		1997/98	1998/99	1999/00	2000/01	2001/02	2002/03	2003/04		
klinisch-therapeut.	Anzahl	34	49	43	37	37	35	39	274	
	% von Erhebungsjahr	25,4%	32,2%	21,9%	34,3%	33,6%	33,7%	38,2%	30,2%	
Forschung	Anzahl	28	18	30	20	10	11	17	134	
	% von Erhebungsjahr	20,9%	11,8%	15,3%	18,5%	9,1%	10,6%	16,7%	14,8%	
ABO	Anzahl	13	14	44	25	24	32	18	170	
	% von Erhebungsjahr	9,7%	9,2%	22,4%	23,1%	21,8%	30,8%	17,6%	18,8%	
Paedagogisch-beratend	Anzahl	45	57	73	15	25	17	23	255	
	% von Erhebungsjahr	33,6%	37,5%	37,2%	13,9%	22,7%	16,3%	22,5%	28,1%	
sonstige	Anzahl	14	14	6	11	14	9	5	73	
	% von Erhebungsjahr	10,4%	9,2%	3,1%	10,2%	12,7%	8,7%	4,9%	8,1%	
Gesamt	Anzahl	134	152	196	108	110	104	102	906	
	% von Erhebungsjahr	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	

#### 4. Zusammenfassung

Gibt es Unterschiede bezüglich des Wissens und Lernens im Fach Wahrscheinlichkeitstheorie (WT) im Laufe einer Zeit von sieben Jahren?

Das Vorwissen in diesem Stoffgebiet zeigt geringe aber signifikante Unterschiede über die verschiedenen Jahrgänge, d.h. die Studierenden unterscheiden sich hinsichtlich des Fachwissens das sie zum Studium mitbringen. Diese Mittelwertsdifferenzen bleiben auch nach der Behandlung des Stoffes im Studium, zum 2. Messzeitpunkt bestehen. Insbesondere das im Vorwissen überdurchschnittliche Wintersemester 1998/99 ist für die statistisch bedeutsamen Kohortenunterschiede verantwortlich. Zum dritten Messzeitpunkt, nach den Semesterferien zeigen sich keine Unterschiede mehr in den WT-Testergebnissen mehr. Analog zu diesem Befund zeigen sich über die Jahrgänge unterschiedliche Wissensrückgänge über die Ferienzeit, die offenbar zu einer Angleichung der Kohorten zur dritten Erhebungswelle führen. Bezüglich des Lernzuwachses über die Zeit der Behandlung von Wahrscheinlichkeitstheorie im Studium unterscheiden sich die Kohorten nicht. Der mittlere Effekt der Lehre auf den unmittelbaren Wissenszuwachs scheint also additiv gleich über die Kohorten und unabhängig vom Vorwissen zu sein.

Im Bezug auf die betrachteten Bedingungen, die Studierende bereits von der Schule mit zum Studium bringen, zeigten die Jahrgänge Unterschiede in der Mathenote und in der Zeit, mit der Wahrscheinlichkeitstheorie in der Schule behandelt wurde. Die statistische Kontrolle dieser beiden Variablen kann den Zusammenhang zwischen dem Erhebungsjahr und dem Vorwissen jedoch nicht hinreichend erklären. Eine mögliche Erklärung für die Unterschiede in den Vorkenntnissen könnte im sinkenden Anteil der männlichen Studierenden liegen. Männer besaßen signifikant mehr Vorwissen als Frauen. Dieser Unterschied blieb über die folgenden Messzeitpunkte stabil. Unter statistischer Kontrolle des Geschlechts als Kovariate verschwinden die Kohortenunterschiede im Vorwissen.

Auch die Studierenden selbst veränderten sich im Laufe der Jahre zum Beispiel in Ihren Einstellungen, ihrer Motivation oder Interessen. So zeigten sich Unterschiede im Zeitaufwand für die Übungen zwischen den Jahrgängen. Es veränderte sich auch die Zeit, welche die Studierenden für das Lösen der Aufgabenzettel aufbringen, über die Jahre. Dabei lassen sich zwischen den verschiedenen zeitlichen Aufwendungen für Vorlesung versus Übungen oder Aufgabenzettel bearbeiten positive Korrelationen finden. Diese unterschiedlichen Formen der Lernaktivität schließen sich somit nicht gegenseitig aus. Wenn Studenten in einem der Bereiche mehr investieren, zeigen sie auch mehr Engagement in den beiden anderen.

Zukunftsvorstellungen bezüglich des angestrebten Berufsbereiches veränderten sich ebenfalls.

Aufgrund der großen Stichprobe kann man von einer Verallgemeinerbarkeit dieser Ergebnisse zumindest auf alle Jenaer Psychologiestudenten ausgehen. Ob man solche Unterschiede zwischen den verschiedenen Jahrgängen von Psychologiestudenten ebenfalls auf Studierende anderer Fachrichtungen übertragen kann, muss in weiteren Studien zunächst getestet werden.

### *Literatur*

Nachtigall, C. & Wolf, A. (2001). Fragebogen zur Wahrscheinlichkeitstheorie (FWT) – Handanweisung, *methevalreport*, 3 (2), <http://www2.uni-jena.de/svw/metheval/report.php>