

Methodenpraktikum II
Leistungsnachweis SS 2000
Peter Sprave / Peter Rusterholz

Soziologisches Institut
Universität Zürich

Wettkampf und Wellness

Über den geschlechtsspezifischen Wandel der Sportmotivation
an den Zürcher Hochschulen

Cornelia Bütler
Winterthurerstrasse 368
8057 Zürich
Tel: 01 / 322 96 58
Natel: 078 / 631 67 17
cborion@hotmail.ch

Peter Clausen
Hasenbüelweg 38
6300 Zug
Tel/Fax: 041 / 720 04 11
Natel: 078 / 623 52 93
pecla@freesurf.ch

Inhaltsverzeichnis

1. Problem	1
2. Methode	2
2.1. Hypothesen	2
2.2. Festlegung des Signifikanzniveaus α	3
2.3. Wahl der statistischen Tests	3
2.4. Datenquelle	5
2.5. Exploration der Daten	5
2.5.1 Variable ‚Sportmotivation‘	5
2.5.2 Variable ‚Körperbau‘ (Body-Mass-Index)	7
2.5.3 Neugruppierung der Daten	9
3. Ergebnisse	11
4. Diskussion	12
5. Zusammenfassung	13
6. Literaturverzeichnis	14

Anhang:

SPSS Syntaxjournal

1. Problem

Im Rahmen des Grundstudiums im Fach Soziologie an der Universität Zürich befassen wir uns als Abschluss des ‚Methodenpraktikums II‘ (Sommersemester 2000) mit einer Problemstellung aus der Sportsoziologie: An den Zürcher Hochschulen (Universität und ETH) wird das Wettkampfangebot, trotz gleicher Ausschreibung von Sport für beide Geschlechter, von weiblichen Studierenden grundsätzlich weniger angenommen als von männlichen.

Man vermutet, dass die Frauen schon bei Studienbeginn eine vergleichsweise geringe Sportmotivation haben, die immer noch auf traditionellen Vorstellungen beruht, wonach Sport mehrheitlich auf Wettkampf ausgerichtet war und einen dafür geeigneten „Sportkörper“ voraussetzte. Der sportliche Leistungsvergleich war denn auch eine Domäne der Männer, die sich im Training hoch motiviert auf solche Wettkämpfe vorbereiteten. Die Frauen hingegen bevorzugten eine eher ästhetische Bewegungskultur, die meist im Hintergrund betrieben wurde und weniger das Kraftvolle als vielmehr das Anmutig-Weibliche betonte.

Für diese traditionelle „Verkörperungsthese“ der Sportmotivation besteht zwischen Körperbau und sportlicher Motivation ein gleichsinnig monotoner Zusammenhang, der wie folgt zu interpretieren ist: Je „geeigneter“ der Körper in Bezug auf Grösse, Gewicht oder Muskelfüge für den Sport gebaut ist, desto höher die Motivation, Sport (vornehmlich im Wettkampf) zu betreiben.

Gegen diese Vermutung kann eingewendet werden, dass sich mit dem Wertewandel in unserer Gesellschaft auch der Sportbegriff und damit die Einstellung der Frauen zu Körper und Sport „emanzipiert“ haben. Angebote wie Wohlbefinden, Körpererleben oder Figurformung sind Kennzeichen einer neuen Bewegungskultur, die den weiblichen Neigungen entgegenkommt und dementsprechend auch gerne angenommen wird. Folge davon ist zweifellos eine zunehmende Bereitschaft der Frauen, sich wieder sportlich engagierter zu betätigen.

Mit der Erweiterung des Sportbegriffs in Richtung ‚Wellness‘ verliert auch der für den Wettkampf geeignete Sportkörper an Bedeutung. Es lässt sich eine „Entkörperlichungsthese“ der Sportmotivation formulieren, die im Gegensatz zu früher einen wesentlich kleineren oder vielleicht überhaupt keinen Zusammenhang zwischen Körperbau und Sportmotivation mehr vorsieht. Aus dieser Sicht könnte sich ein Erklärungsansatz eröffnen, aus dem sich das „Aufholen“ der Frauen in ihrer zunehmenden Sportbereitschaft relativ leicht ableiten lässt.

Zu untersuchen ist letztlich auch, ob diese Entkörperlichungsthese der Sportmotivation für beide Geschlechter zutrifft, oder ob der Zusammenhang zwischen Körperbau und Sportmotivation einer geschlechtsspezifischen Variation unterliegt und bei einem Geschlecht immer noch besteht.

Anhand einer im Jahre 1999 an der Universität Zürich durchgeführten Befragung von Studienanfängern der Soziologie möchten wir folgende drei Fragen untersuchen:

1. Ist die von beiden Geschlechtern unterschiedliche Benutzung des Wettkampfangebotes dadurch zu erklären, dass Männer und Frauen nicht die gleiche Sportmotivation haben?
2. Besteht bei Männern und Frauen unter Berücksichtigung der Geschlechtsabhängigkeit des Körperbaus ein Zusammenhang zwischen Körperbau und Sportmotivation?
3. Falls der Zusammenhang zwischen Körperbau und Sportmotivation geschlechtsspezifisch variiert, wäre zu fragen, inwiefern sich die beiden Geschlechter unterscheiden und welche Erklärungsansätze für diese Unterschiede bestehen.

In der folgenden Untersuchung setzen wir voraus, dass Studienanfänger im Fach Soziologie in Bezug auf Körperbau und Sportmotivation keine besondere Subpopulation unter den Studienanfängern darstellen.

2. Methode

2.1 Hypothesen

Ausgehend von unseren Forschungsfragen und in der Erwartung, mit Ordinal- oder bestenfalls mit Intervallskalen rechnen zu können, formulieren wir folgende Unterschieds- und Zusammenhangshypothesen:

Erste Null-Hypothese:

Die zwei geschlechtsunterteilten Stichproben stammen aus Grundgesamtheiten, die sich in der Variablen ‚Sportmotivation‘ in Bezug auf die zentralen Tendenzen nicht unterscheiden.

Ho: $\mu_1 = \mu_2$

Erste Alternativ-Hypothese:

Bei der ‚Sportmotivation‘ von Frauen und Männern besteht ein Unterschied in den zentralen Tendenzen in die eine oder andere Richtung.

H1: $\mu_1 \neq \mu_2$

Zweite Null-Hypothese:

Männer und Frauen unterscheiden sich nicht im ‚Körperbau‘.

Ho: $\mu_1 = \mu_2$

Zweite Alternativ-Hypothese:

Beim ‚Körperbau‘ von Männern und Frauen besteht in den zentralen Tendenzen ein Unterschied.

H1: $\mu_1 \neq \mu_2$

Dritte Null-Hypothese:

Bei den Männern besteht in der Population zwischen den Variablen ‚Sportmotivation‘ und ‚Körperbau‘ kein linearer Zusammenhang.

Ho: $\rho = 0$

Dritte Alternativ-Hypothese:

Bei den Männern besteht in der Population zwischen den Variablen ‚Sportmotivation‘ und ‚Körperbau‘ ein linearer Zusammenhang.

H1: $\rho \neq 0$

Vierte Null-Hypothese:

Bei den Frauen besteht in der Population zwischen den Variablen ‚Sportmotivation‘ und ‚Körperbau‘ kein linearer Zusammenhang.

Ho: $\rho = 0$

Vierte Alternativ-Hypothese:

Bei den Frauen besteht in der Population zwischen den Variablen ‚Sportmotivation‘ und ‚Körperbau‘ ein linearer Zusammenhang.

H1: $\rho \neq 0$

2.2 Festlegung des Signifikanzniveaus α

Sowohl in den Mittelwertvergleichen der Variablen ‚Sportmotivation‘ und ‚Körperbau‘ wie auch bei den geschlechtsunterteilten Korrelationen (Assoziationen) zwischen ‚Körperbau‘ und ‚Sportmotivation‘ legen wir das Signifikanzniveau α der statistischen Praxis entsprechend auf den Wert 0,05 fest.

Bei Signifikanztests trennt das Signifikanzniveau die entsprechende Wahrscheinlichkeitsverteilung in einen Annahme- und einen Verwerfungsbereich und entscheidet somit über die Beibehaltung bzw. Ablehnung einer Null-Hypothese.

2.3 Wahl der statistischen Tests

Um unsere statistischen Tests durchführen zu können, müssen wir zunächst die vorliegenden Daten zu sinnvollen Variablen aufarbeiten. Dies gilt vor allem für die ‚Sportmotivation‘, die in der Datenmatrix nicht als eine einzige Variable enthalten ist. Anhand von sechs Frage-Items (Bedürfnis, Relax, Faulheit, Sporturlaub, Müdigkeit und Balance) versuchen wir, Bereitschaft und Interesse für Sport im Index ‚Sportmotivation‘ zusammenzufassen. Hierzu sind die in der Befragung verwendeten Skalenwerte (1 = ‚stimmt überhaupt nicht‘ bis hin zu 4 = ‚stimmt genau‘) aller sechs Items auf ‚hohe Sportmotivation‘ (höchster Wert = höchste Motivation) zu untersuchen und wie im Falle von Relax, Faulheit und Müdigkeit mit der Prozedur ‚RECODE‘ neu zu codieren.

Anschliessend folgt eine Itemanalyse (Prozedur ‚RELIABILITY‘), bei der schwach korrelierende Variablen anhand der Trennschärfe (Korrelation eines Items mit der Summe der übrigen) erkennbar werden. Mit der Eliminierung des schwächsten Items ‚Sporturlaub‘ gelingt es, die „interne Konsistenz“ mit Cronbachs α als der gebräuchlichsten Methode der Reliabilitätschätzung (Diekmann, 1997, S. 221) von 0,8677 auf 0,8803 zu erhöhen, was nichts anderes heisst, als dass die verbleibenden fünf Items trotz Anzahlreduktion noch besser zusammenpassen. Und da sie gleiche Skalenwerte aufweisen und auch in ihrer Fragedimension mehr oder weniger ausgeglichen sind, erachten wir es als vertretbar, zur Indexbildung auf die in der soziologischen Forschung häufig verwendeten sog. einfachen additiven Indizes, d.h. additive Linearkombinationen von Indikatorwerten, zurückzugreifen (Sprave, 2000, VL).

Bevor wir auf die zur Überprüfung unserer Hypothesen erforderlichen Signifikanztests eingehen, lohnt es sich, die Skalenqualität der drei Variablen etwas näher zu betrachten. Beim ‚Geschlecht‘ liegt mit der Unterteilung in Männer und Frauen eindeutig Nominalskalierung vor. Auch bei der Variablen ‚Körperbau‘ besteht mit ratioskalierten Daten eine klare Situation. Bleibt die Variable ‚Sportmotivation‘, deren Skalenwerte zwar aus additiven Indizes bestehen, in strengem Sinne aber doch ordinalen Charakter haben. Es lassen sich jedoch Gründe finden (z.B. wenn die Ordinalskalen wie in unserem Fall viele Kategorien aufweisen), auf eine in den Sozialwissenschaften häufig verwendete Praxis zurückzugreifen und ordinale Skalen wie Intervallskalen zu behandeln (Benninghaus, 1998, S. 23). Nach diesen vorbereitenden Schritten sind wir in der Lage, die statistische Überprüfung unserer vier Hypothesen vorzunehmen.

Um herauszufinden, ob bei den Geschlechtern ein Unterschied in der Sportmotivation besteht, benützen wir jene Tests, die dem jeweiligen Skalenniveau entsprechend bei Mittelwertvergleichen zweier unabhängiger Stichproben beigezogen werden. Da wir davon ausgehen können, dass es sich bei der Variablen ‚Sportmotivation‘ um Ordinaldaten handelt, ist dies zunächst der parameterfreie und etwas robustere Mann-Whitney U-Test.

In einem zweiten Schritt machen wir davon Gebrauch, dass den Ordinaldaten unter den bereits erwähnten Umständen Intervallskalierung unterstellt werden darf. Dies ermöglicht uns,

den um einiges präziseren parametrischen t-Test anzuwenden. Vorgängig müssen aber die zur Durchführung erforderlichen Voraussetzungen wie Normalverteilung und Varianzhomogenität mit zusätzlichen Prüfverfahren abgeklärt werden. Was die Normalverteilung betrifft, ist vielleicht noch zu vermerken, dass diese bei einer Stichprobengröße von $n_1 + n_2 > 50$ nicht unbedingt zwingend gefordert wird (Tschopp, 1998/9, VL).

Normalverteilung prüfen wir mit der Prozedur ‚EXPLORE‘, die u.a. die statistischen Tests Kolmogoroff-Smirnov (mit Signifikanzkorrektur nach Lilliefors, d.h. Signifikanzniveau $\alpha = 20\%$) und Shapiro-Wilk (Signifikanzniveau $\alpha = 5\%$) aufruft. Sollte das Signifikanzniveau nicht erreicht werden, könnte allenfalls mit Hilfe einer Daten-Transformation (Potenzleiter nach Tukey) oder durch Entfernen von Ausreissern eine Verbesserung erzielt werden. Ob Varianzhomogenität gegeben ist, wird jeweils von SPSS bei jedem t-Test automatisch in Form eines F-Tests nach Levene abgeklärt. Die entsprechenden Signifikanz-Angaben sind in der t-Test-Tabelle integriert.

Bei der Überprüfung der zweiten Hypothese, die sich auf den geschlechtsspezifischen Unterschied im ‚Körperbau‘ bezieht, gelangt ebenfalls der parametrische t-Test zur Anwendung. Hier ist die Skalenqualität eindeutig metrisch, wird doch die Variable ‚Körperbau‘ in Form des Body-Mass-Index ausgedrückt, der sich aus Grösse und Gewicht berechnen lässt. Der parameterfreie Mann-Whitney U-Test käme nur dann in Frage, wenn die bereits erwähnten Voraussetzungen für den t-Test nicht erfüllt würden.

Die dritte und vierte Hypothese lassen sich statistisch betrachtet gleich behandeln. Untersucht wird ja derselbe Zusammenhang zwischen ‚Körperbau‘ und ‚Sportmotivation‘; die Analyse muss jedoch für beide Geschlechter getrennt durchgeführt werden.

Bei der Auswahl des Testverfahrens sind zwei Aspekte von grosser Bedeutung. Zunächst geht es darum, die BMI-Werte der Variablen ‚Körperbau‘ in Kategorien aufzuteilen, in denen die Eignung zum Sportkörper in einer neu zu definierenden Rangfolge zum Ausdruck kommt. Mit den metrischen BMI-Indizes darf nämlich nicht gerechnet werden, würde doch bspw. ein positiver Zusammenhang zwischen Körperbau und Sportmotivation in übertragenem Sinne nichts anderes bedeuten als: Je grösser die Sportmotivation, desto höher das Übergewicht. Kommt hinzu, dass diese BMI-Kategorisierung auch vom Ausgang des Mittelwertvergleichs in der Variablen ‚Körperbau‘ abhängt. Diesen Test könnten wir uns eigentlich ersparen, da wir mit grosser Wahrscheinlichkeit davon ausgehen können, einen Unterschied im Körperbau der beiden Geschlechter zu erhalten. Mit der zu erwartenden Bestätigung muss die Unterteilung der BMI-Skala für Männer und Frauen verschieden durchgeführt werden.

Neben der Kategorisierung der Variablen ist auch das Testverfahren zur Überprüfung des Zusammenhangs von einiger Bedeutung. Wir entscheiden uns für eine Korrelation, da sich ‚Körperbau‘ und ‚Sportmotivation‘ nicht problemlos in abhängige und unabhängige Variablen aufteilen lassen. Im Vordergrund steht wohl eher die „Enge“ des Zusammenhangs und weniger die „Art“, die wiederum mit Hilfe einer Regression zu untersuchen wäre.

In Bezug auf Skalenqualität befinden wir uns auch nach erfolgter Kategorisierung des Körperbaus weiterhin in der bereits erwähnten „Grauzone“ zwischen Ordinal- und Intervallskalen. Einziger Unterschied, dass die neue Variable ‚Körperbau kategorisiert‘ eine Ordinalskala mit nur noch fünf Rangkategorien ausweist und damit weniger Ausprägungswerte besitzt, als dies bei der ‚Sportmotivation‘ der Fall ist. „Sicherheitshalber“ entscheiden wir uns deshalb für eine Spearman-Rangkorrelation und ziehen mit Kendall’s Tau-b ein weiteres Assoziationsmass für ordinalskalierte Variablen in unsere Betrachtungen mit ein.

Die zusätzlich im „Hintergrund“ laufende Produkt-Moment-Korrelation nach Pearson ist nicht als Ausdruck grenzenloser Testwut zu verstehen, sie dient lediglich „informativen“ Zwecken (Sammeln von Erfahrungen!), weshalb wir auf die Anwendungsvoraussetzungen wie Unabhängigkeit der x-y-Paare, lineare Beziehung der Variablen sowie bivariate Normalverteilung von x und y nicht näher eingehen und sie auch nicht überprüfen.

2.4 Datenquelle

Das Datenmaterial, welches unserer Untersuchung zu Grunde liegt, stammt aus einer schriftlichen Befragung, die 1999 von Peter Sprave an der Universität Zürich durchgeführt wurde. Zu Beginn einer obligatorischen Lehrveranstaltung mussten 60 Studienanfänger im Fach Soziologie (35 Studentinnen und 25 Studenten; Altersdurchschnitt: 23,4 Jahre) einen umfangreichen Fragebogen beantworten, der verschiedene Fragenkomplexe zur Studiensituation an der Universität Zürich enthielt.

Auch die Sportmotivation der jungen Studentinnen und Studenten wurde untersucht und in die Befragung miteinbezogen. Sechs diesbezügliche Items waren gut durchmischt im Fragebogen enthalten. Zudem mussten Körpergrösse und Gewicht angegeben werden, so dass die untersuchten Personen mit Hilfe des Body-Mass-Index in Gruppen von Körperkategorien wie Normal-, Unter- oder Übergewicht unterteilt werden konnten.

Obwohl wir es nicht mit zufälligen, sondern „nur“ mit anfallenden Stichproben zu tun haben, gehen wir nicht davon aus, dass Studienanfänger der Soziologie bezüglich Körperbau und Sportmotivation eine besondere Subpopulation unter den Studienanfängern darstellen.

2.5 Exploration der Daten

2.5.1 Variable ‚Sportmotivation‘

- **Skalenniveau und fehlende Werte**
Die Variablenwerte wurden mit Hilfe einer einfachen additiven Indexbildung ermittelt und sind mit den Werten 5 (tiefste Motivation) bis 20 (höchste Motivation) in strengem Sinne ordinalskaliert. Eine intervallskalierte Interpretation macht ebenfalls Sinn. Es liegen keine fehlenden Werte vor.
- **Schiefe (Skewness)**
Der Stem-and-Leaf Plot bei den Frauen ist unauffällig und zeigt erst nach genauerer Betrachtung eine leichte Linksschiefe. Etwas deutlicher ist sie im Histogramm und im vertikalen Boxplot zu erkennen. Bestätigt wird die Linksschiefe jedoch erst durch die von SPSS errechnete Masszahl von -0,233.
Bei den Männern ist der Stem-and-Leaf Plot ebenfalls wenig aussagekräftig und lässt eine leichte Tendenz zur Linksschiefe kaum von einer Normalverteilung unterscheiden. Im Histogramm und vor allem im Boxplot ist die Linksschiefe, die auch durch den Skewness-Wert von -0,162 bestätigt wird, etwas besser zu erkennen.
Demzufolge ist für beide Geschlechter eine Tendenz zu überdurchschnittlicher Sportmotivation angezeigt.
- **Wölbung (Kurtosis)**
Mit einem Wert von -0,447 ist die Wölbung bei den Frauen etwas flacher als jene der Normalverteilung, für die $\epsilon = 0$ betragen würde (Sprave, 2000, VL).
Bei den Männern beträgt die Kurtosis -1,235, womit die Verteilung im Vergleich zur Normalverteilung wesentlich flacher ausfällt als bei den Frauen. Dies bedeutet, dass sich die Werte der Sportmotivation „ausgeglichener“ auf die Männer verteilen, während sich bei den Frauen eine „Konzentration“ um den Wert 14 ergibt.

- Zentrale Tendenz**

Das arithmetische Mittel bei den Frauen liegt mit 14,34 geringfügig höher als der Median von 14,00. Dies würde eigentlich auf leichte Rechtsschiefe hindeuten und dem errechneten Skewness-Wert von -0,233 widersprechen. Dies lässt sich vermutlich damit erklären, dass ordinalskalierte Daten (im Vergleich zu intervall- oder ratioskalierten) größere Werte darstellen und kleine Verzerrungen deshalb nicht ganz auszuschliessen sind. Auch die Midsummaries sind mit Vorsicht zu betrachten. Mit den Werten 14,50 (25 - 75), 14,80 (10 - 90) und 13,40 (5 - 95) liegen sie ähnlich zum Median wie der Mean. Dieser beträgt bei den Männern 14,24 und liegt tiefer als der Median von 15,00. Damit wird die Linksschiefe des Skewness-Werts von -0,162 bestätigt. Die Midsummaries lassen sich mit 14,25 (25 - 75), 14,10 (10 - 90) und 13,15 (5 - 95) berechnen und liegen allesamt unterhalb des Medians von 15,00, ebenfalls ein Hinweis auf Linksschiefe. Der Interquartilbereich für die Frauen wird mit 5,00, für die Männer mit 8,50 angegeben. Dieses Ergebnis zeigt, dass die Sportmotivations-Werte bei den Frauen enger zusammenliegen als bei den Männern, was bereits aus der Betrachtung der Kurtosis hervorgeht. Bei beiden Geschlechtern ist die Spannweite identisch und beträgt 14 (6 - 20). Der Minimalwert von 5 kommt in keiner Gruppe vor, während der maximale Wert von 20 sowohl bei den Männern als auch bei den Frauen mehrfach vertreten ist.
- Verteilung und Ausreisser (Outliers)**

Das vertikale Boxplot der Frauen zeigt eine kompaktere Verteilung oberhalb des Medians (6 Punkte) gegenüber einer ausgestreckteren, unteren Hälfte. Ausreisser und Extremwerte sind als Folge der Ordinalskalierung keine möglich. Beim männlichen Boxplot liegt der Median nur 5 Punkte unterhalb des Maximalwertes, während die Spanne zum tiefsten Wert 8 Punkte beträgt. Die Männer sind also noch kompakter nach oben verteilt als die Frauen. Ausreisser und Extremwerte sind auch hier ausgeschlossen.
- Normalverteilung**

Der Test auf Normalverteilung nach Kolmogoroff-Smirnov mit Signifikanzkorrektur nach Lilliefors ($\alpha = 20\%$) ergibt bei den Frauen einen Wert (0,200*), der sicher im Annahmebereich der Nullhypothese (NV) liegt. Während der K-S-Wert die Normalverteilung zwar klar bestätigt, jedoch keine Angabe über deren „Qualität“ macht, liefert der Shapiro-Wilk-Test ($\alpha = 5\%$) noch etwas präzisere Informationen. Mit einem Wert von 0,315 wird nämlich angezeigt, dass wir uns relativ „komfortabel“ im Normalverteilungs-Bereich bewegen. Bildhaft wird dies auch im Q-Q-Diagramm dargestellt, in dem praktisch alle Werte relativ nahe an der NV-Geraden liegen. Die zwei Ausnahmen im linken, unteren Plot-Bereich weichen im trendbereinigten Q-Q-Diagramm noch wesentlich mehr von der Geraden ab, womit sich die Werte auch leichter identifizieren lassen. Grundsätzlich ist vielleicht noch festzuhalten, dass ein Q-Q-Normalverteilungsplot gerade bei Ordinalskalenniveau etwas schwieriger zu interpretieren ist. Nicht die genauen Werte der Beobachtungseinheiten sind in das Diagramm eingebunden, sondern lediglich die in Gruppen oder Kategorien zusammengefassten. Etwas anders präsentiert sich die Situation bei den Männern. Mit einem K-S-Wert von 0,180 liegen sie leicht unterhalb des Signifikanzniveaus und verpassen damit die Normalverteilung geringfügig. Der Shapiro-Wilk-Test ergibt mit 0,046 einen Wert, der sich ebenfalls unterhalb des Signifikanzniveaus befindet. Der prozentuale Abstand ist aber etwas kleiner, würde man doch bereits mit einer Rundung auf zwei Dezimalstellen das Signifikanzniveau und damit die Normalverteilung erreichen.

Die bezüglich der Normalverteilung etwas schwächere „Performance“ der Männer lässt sich ebenfalls im Q-Q-Diagramm, besser noch im trendbereinigten Q-Q-Diagramm erkennen. Die Abweichungen von der NV-Geraden sind um einiges markanter als bei den Frauen; damit erweisen sich die Q-Q-Normalverteilungsplots als deskriptive Bestätigung der statistischen NV-Tests.

- **Datentransformation**

Da die Werte der ‚Sportmotivation‘ bei den Männern eine Linksschiefe aufweisen, versuchen wir eine Transformation aufwärts der Potenzleiter nach Tukey. Nimmt man das ‚Quadrat‘, so verschlechtert sich der NV-Test nach Kolmogoroff-Smirnov bei den Männern auf 0,102 (Shapiro-Wilk: 0,015), d.h. bei einem Signifikanzniveau von $\alpha = 20\%$ (Shapiro-Wilk: $\alpha = 20\%$) keine Normalverteilung. Auch die Frauen fallen bei Kolmogoroff-Smirnov mit 0,026 aus der Normalverteilung, während sie nach Shapiro-Wilk (0,093) noch knapp drin bleiben.

Noch schlimmer wird die Situation für die Männer beim ‚Kubik‘, wo sich der NV-Test nach Kolmogoroff-Smirnov weiter auf 0,053 reduziert (Shapiro-Wilk: 0,010*). Auch bei den Frauen verschlechtern sich die p-Werte und zwar bei Kolmogoroff-Smirnov auf 0,001, bei Shapiro-Wilk auf 0,010*.

Mit Transformationen nach der Potenzleiter lassen sich die Daten der Variablen ‚Sportmotivation‘ nicht in eine Normalverteilung bringen. Damit sind die Voraussetzungen für parametrische Prüfverfahren streng gesehen nicht gegeben, weshalb wir die Datenanalyse mit nicht-parametrischen Tests durchführen werden.

Da die Rohdaten von ‚Sportmotivation‘ bei den Frauen sicher, bei den Männern nahezu die Normalverteilung erreichen, und da die Forderung nach Normalverteilung bei parametrischen Tests (z.B. t-Test) mit einer Stichprobengrösse von $n_1 + n_2 > 50$ nicht zwingend ist (Tschopp, 1998/9, VL), lassen wir neben dem „statistisch verbindlichen“ nicht-parametrischen Test aber dennoch und „rein informativ“ einen parametrischen Test laufen.

2. 5. 2 Variable ‚Körperbau‘ (Body-Mass-Index)

- **Skalenniveau und fehlende Werte**

Die Operationalisierung der Variablen basiert auf der Berechnung des bereits erwähnten Body-Mass-Index (BMI). Dabei wird das Körpergewicht (kg) durch das Quadrat der Körpergrösse (m) geteilt, womit die Variable ‚Körperbau‘ eine proportionale Skalenqualität erhält.

Für die Untersuchung liegen keine fehlenden Werte vor.

- **Schiefe (Skewness)**

Mit einem Wert von 2,029 weisen die Frauen eine deutliche Rechtsschiefe auf, die auch im Histogramm und Stem-and-Leaf Plot ihre Bestätigung findet. Die Werte bewegen sich fast ausschliesslich zwischen 17 und 23,5, d.h. nach „klassischen“ BMI-Kategorien im Bereich ‚Untergewicht‘ bis ‚untere Hälfte Normalgewicht‘.

Die Männer befinden sich mit einem Wert von 0,021 schon nahe bei einer symmetrischen Verteilung. Dieser Sachverhalt lässt sich aus dem Histogramm und Stem-and-Leaf Plot nicht auf den ersten Blick ablesen. Die beobachteten Werte liegen mehrheitlich zwischen 19 und 25, d.h. nach BMI-Kategorien ziemlich genau im Bereich ‚Normalgewicht‘.

(Am Rande sei hier aus präventivmedizinischer Sicht die erfreuliche Bemerkung erlaubt, dass Studienanfänger und -anfängerinnen an der Universität Zürich offensichtlich keine Gewichtsprobleme kennen.)

- **Wölbung (Kurtosis)**
Bei den Frauen liegt der Kurtosis-Wert mit 6,558 deutlich über der Normalverteilung. Die einzelnen Werte konzentrieren sich stark im Bereich 19 bis 20, d.h. im Übergang von ‚Untergewicht‘ zu ‚Normalgewicht‘. Daraus ist zweifelsohne eine überdurchschnittlich hohe Bereitschaft der Frauen abzulesen, ihr Körpergewicht auf einem nahezu „perfekt schlanken“ Niveau zu halten.
Die Männer wiederum sind in dieser Beziehung etwas „grosszügiger“. Ihre Kurtosis befindet sich mit -0,240 leicht unter der Normalverteilung, d.h. ihr Körpermass-Index streut in einer etwas grösseren Bandbreite als dies bei den Frauen der Fall ist.
- **Zentrale Tendenz**
Das arithmetische Mittel der Frauen liegt mit 20,14 etwas über dem Median von 19,57. Damit wird die Rechtsschiefe, die bereits im Skewness-Wert von 2,029 zum Ausdruck kommt, bestätigt.
Die Midsummaries betragen 20,00 (25 - 75), 20,26 (10 - 90) und 21,09 (5 - 95). Das Ansteigen der Werte über den Median hinaus bestätigt die Rechtsschiefe.
Bei den Männern liegt das arithmetische Mittel mit 22,47 leicht unter dem Median von 22,72, was auf eine schwache Linksschiefe hindeutet. Da wir es mit minimalen Abweichungen zu tun haben, ist der Skewness-Wert von 0,021 nicht als Widerspruch aufzufassen, sondern eher als ein Zeichen dafür, dass wir uns sehr nahe bei einer symmetrischen Verteilung bewegen.
Die Midsummaries hingegen bestätigen die Linksschiefe etwas besser, liegen sie doch mit 22,24 (25 - 75), 22,25 (10 - 90) und 22,73 (5 - 95) mehrheitlich unter dem Median.
Die Spannweite bei den Frauen beträgt 10,23 (17,31 - 27,55) und ist um 1,65 BMI-Einheiten grösser als bei den Männern, die mit einem Range von 8,58 (18,59 - 27,17) zu Buche stehen. Auf den ersten Blick mag dieser markante Unterschied zwar ins Auge stechen. Er ist aber mit Sicherheit auf einen Ausreisser zurückzuführen, dem wir im Laufe der Untersuchung noch einige Male begegnen werden. Spätestens bei der Betrachtung des Boxplots müsste er eigentlich zum Vorschein kommen.
- **Verteilung und Ausreisser (Outliers)**
Das vertikale Boxplot der Frauen zeigt im Vergleich zur oberen Hälfte eine kompakte Verteilung unterhalb des Medians. Zudem wird der erwähnte Ausreisser (Fall 31) im oberen Bereich (Grenzwert = 27,55) angegeben.
Bei den Männern unterteilt der Median den Boxplot in zwei fast gleich grosse Hälften, was den nahe bei Null liegenden Skewness-Wert (0,021) und damit eine fast perfekte symmetrische Verteilung bestätigt. Ausreisser liegen bei den Männern keine vor.
- **Normalverteilung**
Der Kolmogoroff-Smirnov-Test auf Normalverteilung mit Signifikanzkorrektur nach Lilliefors zeigt die Frauen mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 0,027 im Ablehnungsbereich der Nullhypothese und damit ausserhalb der Normalverteilung. Auch der Shapiro-Wilk-Test bestätigt mit einem p-Wert von 0,010, dass wir klar ausserhalb der Normalverteilung liegen.
Im Q-Q-Diagramm der Frauen streuen die Werte ebenfalls etwas stärker um die Gerade, als dies bei den Männern der Fall ist, die sowohl im K-S-Wert von 0,200 wie auch bei Shapiro-Wilk mit 0,861 eindeutig im Bereich der Normalverteilung liegen.
Die trendbereinigten Q-Q-Diagramme der beiden Geschlechter dürfen jedoch nicht miteinander verglichen werden, da die Abbildungs-Massstäbe wesentlich voneinander abweichen. Auf den ersten Blick scheinen nämlich die Werte der Männer stärker um die Gerade

zu streuen als die der Frauen. Die weibliche Skala reicht aber bis zu einem oberen Wert von 2,5, während die der Männer auf 0,6 begrenzt ist.

Eine Bemerkung vielleicht noch zu jenen Werten, die sich bei beiden Geschlechtern im rechten, oberen Bereich befinden. Bei den Frauen handelt es sich eindeutig um den Ausreisser (Fall 31), der zusammen mit dem hohen Kurtosis-Wert von 6,558 auch einen Beitrag leistet, dass die Normalverteilung beim weiblichen Geschlecht nicht erreicht wird. Das „Analogon“ bei den Männern darf nicht als Ausreisser bezeichnet werden, sondern lediglich als ein relativ stark abweichender Wert. Er wiederum trägt nicht unwesentlich dazu bei, dass sich die Männer äusserst komfortabel im Normalverteilungsbereich bewegen.

- **Datentransformation**

Um für allfällige parametrische Tests auch bei den Frauen Normalverteilung zu erhalten, ziehen wir zwei mögliche Strategien in Betracht. Zum einen testen wir beide Geschlechter auf Normalverteilung unter Ausschluss des Ausreissers (Fall 31). Da es sich nicht um zufällig gezogene, sondern um anfallende Stichproben handelt, ist dieser Schritt sicher vertretbar. Während die Männer unverändert im Normalverteilungsbereich verbleiben, verbessern sich die Frauen nach Kolmogoroff-Smirnov um 0,014 Punkte auf 0,041 (Shapiro-Wilk: 0,390), erreichen aber bei einem K-S-Signifikanzniveau von $\alpha = 20\%$ bei weitem keine Normalverteilung.

Eine zweite Möglichkeit besteht wieder im Versuch, die Normalverteilung bei den Frauen entlang der Potenzleiter nach Tukey zu erzielen. Mit einem Skewness-Wert von 2,029 liegt deutliche Rechtsschiefe vor, so dass wir in der Reihenfolge Wurzel, LNs, reziproke Wurzel, Kehrwert und reziproke Quadrate testen. Während sich die Situation bei den Männern zwar laufend verschlechtert (nach Shapiro-Wilk von anfänglich 0,861 bei den Rohwerten auf 0,374 bei den reziproken Quadraten), aber wie auch bei Kolmogoroff-Smirnov (über alle Stufen konstant mit 0,200*) immer im Normalverteilungsbereich verbleibt, erzielen wir bei den Frauen eine kontinuierliche Verbesserung der Signifikanzwerte. Die Steigerung beginnt bei den ‚Rohwerten‘ mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 0,027 nach Kolmogoroff-Smirnov (Shapiro-Wilk: 0,010*) und erreicht am Ende der Potenzleiter (‚reziproke Quadrate‘) einen p-Wert von 0,136 (Shapiro-Wilk: 0,440). Somit ist bei der Variablen ‚Körperbau‘ (BMI) zwar eine Verbesserung, aber keine zufriedenstellende Normalverteilungssituation für beide Geschlechter erzielt worden.

Wie schon bei der Variablen ‚Sportmotivation‘ sind auch beim ‚Körperbau‘ die Voraussetzungen für parametrische Tests in streng statistischem Sinne nicht gegeben. Deshalb werden wir die „verbindliche“ Datenanalyse mit nicht-parametrischen Tests durchführen. Und da wir bei den reziproken Quadraten zumindest eine „tendenzielle“ Normalverteilung feststellen und weil die beim t-Test erforderliche Voraussetzung nach Normalverteilung bei einer Stichprobengrösse von $n_1 + n_2 > 50$, wie bereits erwähnt, nicht unbedingt zwingend ist, lassen wir auch hier, wiederum „rein informativ“, einen parametrischen t-Test mit den reziproken Quadraten der BMI-Werte laufen.

2. 5. 3 Neugruppierung der Daten

Während die Daten beim Testen der beiden Unterschiedshypothesen (Lagegleichheit der Geschlechter in ‚Sportmotivation‘ und ‚Körperbau‘) zu keinen Diskussionen Anlass geben, benötigen wir bei der Überprüfung der Zusammenhangshypothesen (‚Körperbau‘ und ‚Sportmotivation‘ nach Geschlechtern getrennt) für die Variable ‚Körperbau‘ neue Masseinheiten, die den wettkampftauglichen „Sportkörper“ treffend operationalisieren.

Es würde den Umfang dieser Arbeit sprengen, detailliert auf die Einteilung der BMI-Skala in Normal-, Unter- und Übergewicht einzugehen. Allein schon die Tatsache, dass neben der Definition der Weltgesundheitsorganisation (WHO) eine Vielzahl anderer Unterteilungen besteht - die in der Aufgabenstellung erwähnte macht diesbezüglich keine Ausnahme -, verdeutlicht, dass die Diskussion über BMI-Kategorien keineswegs abgeschlossen ist.

Bei der Operationalisierung einer auf „Sportkörper“ ausgerichteten Variablen zeigt sich, dass der aus Grösse und Körpergewicht berechnete Body-Mass-Index allein nicht ausreicht, um eine einigermaßen gültige Aussage über die „sportliche Eignung“ des Körpers zu machen.

Vor allem beim Gewicht besteht das Problem, dass ein bestimmtes Mass an ‚Fettanteil‘ und ein gleich hoher Anteil ‚Muskelmasse‘ in Kilogramm ausgedrückt zwar denselben Wert ergeben, zur Beurteilung des „Sportkörpers“ aber diametral verschiedene Bedeutung haben.

Kommt hinzu, dass bspw. ein Marathonläufer mit äusserst tiefem Fettanteil und relativ wenig Muskelmasse einen wesentlich kleineren BMI-Index aufweist als Kugelstösser oder Gewichtheber - von Bodybuildern gar nicht zu reden! -, die mit extrem hoher Muskelmasse einiges an Gewicht auf die Waage bringen und damit einen hohen BMI-Wert erzielen. Trotzdem weisen Leicht- wie auch Schwerathleten zu Recht daraufhin, einen für ihre spezifische Sportart „geeigneten“ Körperbau zu haben.

Es wären noch zahlreiche andere Aspekte zu erwähnen, worauf wir aber angesichts von Umfang und Zweck dieser Arbeit verzichten. Einzig die Tatsache, dass die Kategorisierung auch die Geschlechtsabhängigkeit des Körperbaus zu berücksichtigen hat, sei noch erwähnt.

Bei der Umgruppierung der Variablen ‚Körperbau‘ in ‚Körperbau kategorisiert‘ haben wir die Geschlechtsabhängigkeit mit einer Verschiebung der Skalen um 1,5 BMI-Indexpunkte ausgedrückt. Die Mittelwerte von Männern und Frauen unterscheiden sich zwar um mehr als zwei BMI-Einheiten. Angesichts der Tatsache, dass die weiblichen Probanden tendenziell eher zum „perfekt schlanken“ Körperbau neigen, wollen wir aber nicht ganz so weit gehen und erachten eine Korrektur um 1,5 Punkte als vertretbar.

Was die Unterschiede in Bezug auf die Vielzahl der Sportarten betrifft, versuchen wir, einen „Repräsentanten für alle Sportarten“ zu definieren, indem wir von der Mitte der jeweiligen Normalgewichtskategorie ausgehen und dort mit der Klassifizierung des „geeignetsten“ Sportkörpers beginnen. Anschliessend werden symmetrisch auf beide Seiten weitere Wertebereiche definiert, so dass insgesamt fünf Kategorien mit absteigender Rangfolge entstehen. Dabei scheuen wir uns nicht, bereits innerhalb des ‚Normalgewichts‘, der im Vergleich zu den BMI-Standardfehlern (Frauen: 1,86; Männer: 2,09) immerhin ganze fünf Indexpunkte umfasst, eine erste Unterteilung vorzunehmen.

Die neue, den „Sportkörper“ repräsentierende Variable ‚Körperbau kategorisiert‘ ist ordinalskaliert. Den fünf Rangstufen werden, geschlechtsspezifisch unterteilt, folgende Wertebereiche zugewiesen:

‚Körperbau kategorisiert‘ / Frauen:

‚Körperbau kategorisiert‘ / Männer:

BMI	Rangpunkte	BMI	Rangpunkte
19,50 – 22,49	5	21,00 – 23,99	5
18,50 – 19,49 / 22,50 – 23,49	4	20,00 – 20,99 / 24,00 – 24,99	4
17,50 – 18,49 / 23,50 – 24,49	3	19,00 – 19,99 / 25,00 – 25,99	3
16,50 – 17,49 / 24,50 – 25,49	2	18,00 – 18,99 / 26,00 – 26,99	2
< 16,50 oder > 25,49	1	< 18,00 oder > 26,99	1

3. Ergebnisse

Die Variable ‚Sportmotivation‘ ist bei den Männern streng gesehen nicht normalverteilt. Um herauszufinden, ob sich die beiden Geschlechter in Bezug auf Sportmotivation unterscheiden, führen wir einen Mittelwertvergleich zweier unabhängiger Stichproben anhand des nicht-parametrischen Mann-Whitney U-Tests durch. Mit einem p-Wert von 0,928 (zweiseitig) liegen wir deutlich im Annahmebereich der Null-Hypothese ($\mu_1 = \mu_2$), d.h. Männer und Frauen unterscheiden sich nicht in ihrer Sportmotivation.

Da wir Ordinaldaten auch Intervallskalierung unterstellen dürfen und da die Rohwerte von ‚Sportmotivation‘ nahezu normalverteilt sind, erachten wir es als vertretbar, in einem zweiten Schritt die Lagegleichheit mit einem parametrischen t-Test zu prüfen. Nachdem der F-Test (Levene) vorgängig mit einem p-Wert von 0,108 Varianzhomogenität ergeben hat, ist auch das Resultat des t-Tests eindeutig. Mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 0,923 (zweiseitig) kann die Null-Hypothese gleicher Mittelwerte angenommen werden.

Die zweite Hypothese bezieht sich auf den geschlechtsspezifischen Unterschied des Körperbaus. Wie schon bei der ‚Sportmotivation‘ kann auch bei der Variablen ‚Körperbau‘ (BMI) trotz Ausreisser-Eliminierung und Potenzleiter-Transformation keine zufriedenstellende Normalverteilung erzielt werden. Auch hier kommt der parameterfreie Mann-Whitney U-Test zur Anwendung, der mit einem p-Wert von 0,000 (zweiseitig) die Null-Hypothese von gleichem Körperbau bei Männern und Frauen erwartungsgemäss klar ablehnt.

Der rein informativ durchgeführte t-Test anhand der reziproken Quadrate der BMI-Werte zeigt bei gegebener Varianzhomogenität (Levene: 0,793) ebenfalls einen p-Wert von 0,000 und damit ein gleiches Resultat wie der parameterfreie Mann-Whitney U-Test.

Die Untersuchung des Zusammenhangs zwischen ‚Körperbau kategorisiert‘ („Sportkörper“) und ‚Sportmotivation‘ erfolgt mittels Korrelation (Assoziation) nach Geschlechtern getrennt. Da die neue Variable ‚Körperbau kategorisiert‘ nur noch fünf Rangkategorien aufweist, gewinnt der ordinale Charakter der Skalierung im Hinblick auf die Auswahl der Prüfverfahren zunehmend an Bedeutung.

Bei den Frauen beträgt Spearman’s Rho $-0,163$, was einem p-Wert von 0,349 (zweiseitig) entspricht. Damit muss die Null-Hypothese ($\rho = 0$), die keinen Zusammenhang vorsieht, beibehalten werden. Auch bei Kendall’s Tau-b liegt der Signifikanzwert mit 0,335 (zweiseitig) solide im Annahmebereich der Null-Hypothese. Vielleicht sei noch erwähnt, dass der Korrelationskoeffizient mit $-0,135$ ebenfalls klein ist und zudem ein negatives Vorzeichen aufweist, was tendenziell auf einen leicht negativen Zusammenhang hindeutet.

Noch viel ausgeprägter sind die Ergebnisse der Pearson Korrelation, deren Resultate wie erwähnt rein informativen Charakter haben. So liegt etwa der Korrelationskoeffizient mit $-0,079$ noch näher bei Null und hat ebenfalls negatives Vorzeichen. Mit einem p-Wert von 0,654 (zweiseitig) muss unsere dritte Null-Hypothese beibehalten werden, wonach bei den Frauen kein Zusammenhang zwischen Sportmotivation und Sportkörper besteht.

Bleiben noch die Korrelations-Ergebnisse für die Männer, bei denen Spearman’s Rho $0,342$ beträgt und auf einen positiven Zusammenhang hinweist. Um so weniger überrascht es, dass der p-Wert mit 0,094 (zweiseitig) zwar immer noch im Annahmebereich der Null-Hypothese liegt, sich aber doch relativ nahe der Signifikanzgrenze von $\alpha = 5\%$ befindet. Auch Kendall’s Tau-b liefert mit 0,287 einen zwar etwas kleineren positiven Korrelationskoeffizienten dafür mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von nur noch 0,083 (zweiseitig) eine noch stärkere Annäherung ans Signifikanzniveau.

Interessanterweise liegt der p-Wert der Pearson-Korrelation mit 0,297 (zweiseitig) wieder deutlicher im Annahmebereich der Null-Hypothese, während sich der Korrelationskoeffizient mit 0,217 nicht wesentlich von Spearman’s Rho und Kendall’s Tau-b unterscheidet.

4. Diskussion

Diese Untersuchung findet im Rahmen des Methodenpraktikums statt, weshalb wir eingangs zwei statistische Probleme erwähnen möchten, die uns immer wieder zu schaffen machten. Es sind dies einerseits die von SPSS offerierten Tests auf Normalverteilung (,Kolmogoroff-Smirnov mit Signifikanzkorrektur nach Lilliefors‘ und ,Wilk-Shapiro‘), bei denen die Resultate zeitweise stark differieren. Obwohl Wilk-Shapiro in der Literatur als teststark bezeichnet wird (Bortz, 1993, S. 155) und vornehmlich bei Stichprobenumfängen < 50 zur Anwendung gelangt (Bühl/Zöfel, 1998, S. 204), was in unserer Arbeit eigentlich zutrifft, werden Entscheidungen immer dann heikel, wenn der eine Test einen p-Wert liefert, der unverkennbar Normalverteilung anzeigt, während der andere ebenso eindeutig die Normalverteilung verwirft. Ähnliches gilt für die Voraussetzungen des parametrischen t-Tests (z.B. bei Mittelwertvergleichen unabhängiger Stichproben), zu denen u.a. auch die Normalverteilung zählt (Sprave, VL SS 2000). Diese Forderung wird, wie schon mehrfach erwähnt, von anderer Seite nicht unbedingt als zwingend angesehen und bei einer Stichprobengrösse von $n_1 + n_2 > 50$ sogar ganz fallen gelassen (Tschopp, 1998/9, VL).

Doch nun zum inhaltlichen Teil unserer Untersuchung, die bekanntlich davon ausgeht, dass das Wettkampfangebot an den Zürcher Hochschulen von den Frauen weniger angenommen wird als von den Männern. Aufgrund der Auswertung unserer ersten Unterschiedshypothese kann mit Sicherheit gesagt werden, dass dieses Phänomen nicht auf einer unterschiedlichen Sportmotivation der beiden Geschlechter beruht. Die Kennwerte der zentralen Tendenzen liegen sehr nahe beieinander, einzig dass die Anzahl der „Supermotivierten“ bei den Frauen etwas kleiner ist als bei den Männern. Die Frauen sind keineswegs „sportfaul“, sie sind lediglich auf einen Sportbegriff ausgerichtet, der nicht mehr unbedingt vom Wettkampf dominiert wird.

Auf der Suche, in welche Richtung sich dieser Wandel des Sportbegriffs vollzieht, lohnt es sich, den Zusammenhang zwischen Sportmotivation und Körperbau aus heutiger Sicht zu betrachten und dann mit jenem, der auf traditionellen Vorstellungen beruht, zu vergleichen. Wir erinnern uns, Sport war früher vornehmlich eine Domäne der Männer, die ihr Training darauf ausrichteten, ihren „sportgeeigneten“ Körper an Wettkämpfen einzusetzen. Der Leistungsvergleich war denn auch die Triebfeder der Sportmotivation, die damals in einem deutlichen Zusammenhang mit dem Körperbau stand („Verkörperungsthese“ der Sportmotivation). Die Frauen dagegen betrieben eine Bewegungskultur, die meist im Hintergrund stattfand und weniger das Kraftvolle als vielmehr das Anmutig-Weibliche betonte. Daraus abzuleiten, die Sportmotivation der Frauen sei früher geringer gewesen als die der Männer, wäre fraglich. Dies abzuklären ist auch nicht Gegenstand unserer Untersuchung, arbeiten wir doch mit einem Datensatz aus dem Jahre 1999.

Und hier zeigt ein erster Blick, dass zwischen der Sportmotivation und dem „traditionellen Sportkörper“ sowohl bei Frauen wie erstaunlicherweise auch bei Männern kein Zusammenhang mehr besteht („Entkörperlichungsthese“ der Sportmotivation). Wir müssen uns jedoch bewusst sein, dass die Annahme einer Null-Hypothese (,Kein Zusammenhang‘) nicht etwa heisst, dass sie „richtig“ ist, sondern nur, dass man sie bei gegebenem Signifikanzniveau der Alternativ-Hypothese (,Zusammenhang‘) vorziehen soll. Es lohnt sich deshalb, die durchgeführten Korrelationen vor allem geschlechtsspezifisch etwas genauer zu betrachten.

Vor allem der Korrelationskoeffizient scheint hier von Bedeutung, der bei den Frauen ja in sämtlichen drei Korrelationen einen ähnlichen, leicht negativen Wert ausweist. Die Interpretation deutet zumindest tendenziell darauf hin, dass mit zunehmender Sportmotivation eher eine „Ablehnung“ des muskulösen Sportkörpers einhergeht. An dieser Stelle ist an die explorative Datenanalyse ‚Körperbau‘ (BMI) der Frauen zu erinnern, in deren Histogramm deutlich zu erkennen ist, dass die BMI-Werte im Bereich Untergewicht/Normalgewicht klar von der Normalverteilung nach oben abweichen. In diesen Wertebereich ist wohl der „perfekt schlan-

ke“ Körper anzusiedeln, der dem heutigen Schönheitsbild der Frau entspricht. An einen wett-kampfmässigen Sporteinsatz ist weniger zu denken, dagegen fühlt man sich physisch wie psychisch „rundum wohl“ in seinem Körper. Die Angebote einer neuen Bewegungskultur wie Body-Shaping, Aerobic oder Wellness kommen da wie gerufen. Sie unterstützen die Frauen im Bestreben, ihr neues Körperbewusstsein umzusetzen und auszuleben, was mit Sicherheit auch einen starken Einfluss auf die Sportmotivation ausübt.

Interessant wäre in diesem Zusammenhang, die Kategorisierung Körperbau nicht nach dem Kriterium ‚Wettkampf‘, sondern nach jenem der ‚Ästhetik‘ vorzunehmen. Die höchste Rangstufe einer entsprechenden Ordinalskala müsste dann in einen noch etwas tieferen BMI-Bereich gelegt werden, und es wäre durchaus denkbar, dass mit dieser Kategorisierung der Zusammenhang zwischen Körperbau und Sportmotivation bei den Frauen zumindest bei den Korrelationskoeffizienten wieder etwas zunehmen würde. Dann hätten wir es aber nicht mit einer „Entkörperlichungsthese“ der Sportmotivation zu tun, sondern eher mit einem Wandel der bisherigen „Verkörperungsthese“, und zwar in dem Sinne, dass wir uns weg bewegen vom athletischen „Wettkampf-Body“ hin zum Körper der „perfekten Ästhetik“.

Etwas anders die Situation bei den Männern, deren Korrelationskoeffizienten nicht nur ein positives Vorzeichen haben, sondern die sich auch in Wertebereichen bewegen, bei denen ein Zusammenhang trotz Annahme der Null-Hypothese nicht einfach ausgeschlossen werden darf. Im Gegenteil, sowohl Spearman's Rho als auch Kendall's Tau-b weisen beide darauf hin, dass sich Männer immer noch schwer tun, von jenen traditionellen Vorstellungen wegzukommen, die den Sportbegriff mit Wettkampf und dem dazu passenden Körper in Verbindung bringen. Es scheint, dass die Erweiterung des Sportbegriffs hin zur Wellness von Männern viel mühsamer umgesetzt wird als von Frauen. Es ist sogar denkbar – hier müssten umfangreichere und differenziertere Befragungen anschliessen –, dass die Männer, bedingt durch ihr Naturell und ihre soziale Position innerhalb der Gesellschaft, den „Wellness- und Ästhetik-Trip“ gar nicht mitmachen wollen. Das Histogramm ihrer BMI-Verteilung zeigt nämlich, dass eine Neukategorisierung in Richtung ‚Ästhetik‘ die Zahl der ranghöchsten Kategorien reduzieren würde. Dies hätte zur Folge, dass die Korrelationskoeffizienten und gleichzeitig auch der Zusammenhang zwischen ‚Sportmotivation‘ und ‚ästhetischer Körperbau‘ kleiner würden.

5. Zusammenfassung

Die Vermutung, das Wettkampfangebot an den Zürcher Hochschulen werde trotz gleicher Ausschreibung für beide Geschlechter von den Studentinnen deshalb weniger angenommen, weil ihre Sportmotivation im Vergleich zu ihren männlichen Kollegen geringer sei, kann anhand des vorliegenden Datensatzes widerlegt werden. Die Sportmotivation beider Geschlechter ist „quantitativ“ praktisch gleich hoch. Unterschiede zeigen sich jedoch in der Motivationsstruktur, indem die Erweiterung des Sportbegriffes von Wettkampf zu Wellness geschlechtsspezifisch verschieden aufgenommen wird. Es scheint, dass sich die Motivation der Männer noch immer am traditionellen Sportbegriff orientiert, der hauptsächlich auf Wettkampf ausgerichtet ist und einen athletischen Körperbau verlangt. Die Frauen dagegen, die früher ihren Sport eigentlich nur im Hintergrund betrieben, haben mit dem Wertewandel in der Gesellschaft „aufgeholt“. Ihre Sportmotivation ist jedoch nicht auf Wettkampf ausgerichtet, es sind vielmehr die Angebote einer neuen Bewegungskultur wie Body-Shaping oder Wellness, die auf das neue Körperbewusstsein der Frauen einzugehen vermögen. Sich „rundum wohl“ fühlen im eigenen Körper und dem Schönheitsbild der „perfekten Schlankheit“ nachstreben, dies sind die Triebfedern der weiblichen Motivation. Wettkampf und Wellness – für die Sportmotivation „Pole“ geschlechtsspezifischer Variation.

6. Literaturverzeichnis

Benninghaus, Hans (1998): Einführung in die sozialwissenschaftliche Datenanalyse. München: R. Oldenbourg Verlag.

Bortz, Jürgen (1993): Statistik für Sozialwissenschaftler. Berlin: Springer-Verlag.

Bühl, Achim; Zöfel, Peter: SPSS Version 8: Einführung in die moderne Datenanalyse unter Windows. Bonn: Addison-Wesley-Longman Verlag.

Diekmann, Andreas (1997): Empirische Sozialforschung: Grundlagen, Methoden, Anwendungen. Reinbek bei Hamburg: Rowohlt Taschenbuchverlag.

Sprave, Peter (2000): Vorlesung Methodenpraktikum II. Zürich: Soziologisches Institut der Universität Zürich.

Tschopp, Alois (1998/9): Vorlesung Statistik I / II. Zürich: Soziologisches Institut der Universität Zürich.

Reliabilitätsanalyse 6 Items

```
RECODE
  faulheit (1=4) (4=1) (3=2) (2=3) .
EXECUTE
RECODE
  müdheit (1=4) (4=1) (2=3) (3=2) .
EXECUTE .
RECODE
  relax (4=1) (1=4) (3=2) (2=3) .
EXECUTE .
RELIABILITY
  /VARIABLES=bedürfni relax faulheit sporturl müdheit balance
  /FORMAT=NOLABELS
  /SCALE(ALPHA)=ALL/MODEL=ALPHA
  /STATISTICS=DESCRIPTIVE SCALE CORR
  /SUMMARY=TOTAL .
```

Reliabilitätsanalyse 5 Items

```
RECODE
  faulheit (1=4) (4=1) (3=2) (2=3) .
EXECUTE
RECODE
  müdheit (1=4) (4=1) (2=3) (3=2) .
EXECUTE .
RECODE
  relax (4=1) (1=4) (3=2) (2=3) .
EXECUTE .
RELIABILITY
  /VARIABLES=bedürfni relax faulheit müdheit balance
  /FORMAT=NOLABELS
  /SCALE(ALPHA)=ALL/MODEL=ALPHA
  /STATISTICS=DESCRIPTIVE SCALE CORR
  /SUMMARY=TOTAL .
```

Explorative Datenanalyse ‚Sportmotivation‘

```
COMPUTE Motivati = bedürfni + relax + faulheit + müdheit + balance .
EXECUTE .
EXAMINE
  VARIABLES=motivati BY sex
  /PLOT BOXPLOT STEMLEAF HISTOGRAM NPLOT
  /COMPARE GROUP
  /PERCENTILES(5,10,25,50,75,90,95) HAVERAGE
  /STATISTICS DESCRIPTIVES
  /INTERVAL 95
  /MISSING LISTWISE
  /NOTOTAL.
```

Test auf NV von ‚Sportmotivation‘ (Quadrat)

```
COMPUTE motivatq = motivati * motivati .
VARIABLE LABELS motivatq 'Sportmotivation transformiert Quadrat' .
EXECUTE .
EXAMINE
  VARIABLES=motivatq BY sex
  /PLOT BOXPLOT STEMLEAF HISTOGRAM NPLOT
  /COMPARE GROUP
  /STATISTICS DESCRIPTIVES
  /INTERVAL 95
  /MISSING LISTWISE
  /NOTOTAL.
```

Test auf NV von ‚Sportmotivation‘ (Kubik)

```
COMPUTE motivatk = motivati * motivati * motivati .
VARIABLE LABELS motivatk 'Sportmotivation transformiert Kubik' .
EXECUTE .
EXAMINE
  VARIABLES=motivatk BY sex
  /PLOT BOXPLOT STEMLEAF HISTOGRAM NPLOT
  /COMPARE GROUP
  /STATISTICS DESCRIPTIVES
  /INTERVAL 95
  /MISSING LISTWISE
  /NOTOTAL.
```

Explorative Datenanalyse ‚Körperbau‘ (BMI)

```
COMPUTE bmi = (gewicht / (grösse * grösse) * 10000) .
EXECUTE .
EXAMINE
  VARIABLES=bmi BY sex
  /PLOT BOXPLOT STEMLEAF HISTOGRAM NPLOT
  /COMPARE GROUP
  /PERCENTILES(5,10,25,50,75,90,95) HAVERAGE
  /STATISTICS DESCRIPTIVES
  /INTERVAL 95
  /MISSING LISTWISE
  /NOTOTAL.
```

Test auf NV von ‚Körperbau‘ BMI (ohne Fall 31)

```
USE ALL.
COMPUTE filter_$=((id < 31) +( id > 31)).
VARIABLE LABEL filter_$ '(id < 31) +( id > 31) (FILTER)'.
VALUE LABELS filter_$ 0 'Nicht ausgewählt' 1 'Ausgewählt'.
FORMAT filter_$ (f1.0).
FILTER BY filter_$.
EXECUTE .
EXAMINE
  VARIABLES=bmi BY sex
  /PLOT BOXPLOT NPLOT
  /COMPARE GROUP
  /STATISTICS DESCRIPTIVES
  /INTERVAL 95
  /MISSING LISTWISE
  /NOTOTAL.
```

Test auf NV von ‚Körperbau‘ BMI (Wurzel)

```
COMPUTE bmiwurze = SQRT(bmi) .
VARIABLE LABELS bmiwurze 'bmi transformiert Wurzel' .
EXECUTE .
EXAMINE
  VARIABLES=bmiwurze BY sex
  /PLOT BOXPLOT STEMLEAF HISTOGRAM NPLOT
  /COMPARE GROUP
  /STATISTICS DESCRIPTIVES
  /INTERVAL 95
  /MISSING LISTWISE
  /NOTOTAL.
```

Test auf NV von ‚Körperbau‘ BMI (LN)

```
COMPUTE bmln = LN(bmi) .  
VARIABLE LABELS bmln 'bmi transformiert LN' .  
EXECUTE .  
EXAMINE  
  VARIABLES=bmln BY sex  
  /PLOT BOXPLOT STEMLEAF NPLOT  
  /COMPARE GROUP  
  /STATISTICS DESCRIPTIVES  
  /INTERVAL 95  
  /MISSING LISTWISE  
  /NOTOTAL.
```

Test auf NV von ‚Körperbau‘ BMI (Rez. Wurzel)

```
COMPUTE bmirezp = (1 / SQRT(bmi)) .  
VARIABLE LABELS bmirezp 'bmi transformiert reziproke Wurzel' .  
EXECUTE .  
EXAMINE  
  VARIABLES=bmirezp BY sex  
  /PLOT BOXPLOT STEMLEAF NPLOT  
  /COMPARE GROUP  
  /STATISTICS DESCRIPTIVES  
  /INTERVAL 95  
  /MISSING LISTWISE  
  /NOTOTAL.
```

Test auf NV ‚Körperbau‘ BMI (Kehrwert)

```
COMPUTE bmikehrw = (1 /bmi) .  
VARIABLE LABELS bmikehrw 'bmi transformiert Kehrwert' .  
EXECUTE .  
EXAMINE  
  VARIABLES=bmikehrw BY sex  
  /PLOT BOXPLOT STEMLEAF NPLOT  
  /COMPARE GROUP  
  /STATISTICS DESCRIPTIVES  
  /INTERVAL 95  
  /MISSING LISTWISE  
  /NOTOTAL.
```

Test auf NV von ‚Körperbau‘ BMI (Rez. Quadrate)

```
COMPUTE bmirezq = (1 /(bmi * bmi)) .  
VARIABLE LABELS bmirezq 'bmi transformiert reziproke Quadrate' .  
EXECUTE .  
EXAMINE  
  VARIABLES=bmirezq BY sex  
  /PLOT BOXPLOT STEMLEAF NPLOT  
  /COMPARE GROUP  
  /STATISTICS DESCRIPTIVES  
  /INTERVAL 95  
  /MISSING LISTWISE  
  /NOTOTAL.
```

Mann-Whitney U-Test ‚Sportmotivation‘

```
NPAR TESTS  
  /M-W= motivati BY sex(1 2)  
  /MISSING ANALYSIS.
```

T-Test ,Sportmotivation‘

T-TEST

```
GROUPS=sex(1 2)
/MISSING=ANALYSIS
/VARIABLES=motivati
/CRITERIA=CIN(.95) .
```

Mann-Whitney U-Test ,Körperbau‘ (BMI)

NPARTESTS

```
/M-W= bmi BY sex(1 2)
/MISSING ANALYSIS.
```

T-Test ,Körperbau‘ BMI (reziproke Quadrate)

T-TEST

```
GROUPS=sex(1 2)
/MISSING=ANALYSIS
/VARIABLES=bmireziq
/CRITERIA=CIN(.95) .
```

Korrelation ,Sportmotivation‘ / ,BMI kategor. Frauen‘

DO IF (sex = 1) .

RECODE

```
bmi
(Lowest thru 16.49=1) (25.5 thru Highest=1) (16.5 thru 17.49=2)
(17.5 thru 18.49=3) (18.5 thru 19.49=4) (19.5 thru 22.49=5) (22.5 thru
23.49=4) (23.5 thru 24.49=3) (24.5 thru 25.49=2) INTO bmikat1 .
```

END IF .

VARIABLE LABELS bmikat1 'bmi kategorisiert Frauen'.

EXECUTE

CORRELATIONS

```
/VARIABLES=motivati bmikat1
/PRINT=TWOTAIL NOSIG
/MISSING=PAIRWISE .
```

NONPAR CORR

```
/VARIABLES=motivati bmikat1
/PRINT=SPEARMAN TWOTAIL NOSIG
/MISSING=PAIRWISE .
```

Korrelation ,Sportmotivation‘ / ,BMI kategorisiert Männer‘

DO IF (sex = 2) .

RECODE

```
bmi
(Lowest thru 17.99=1) (27.00 thru Highest=1) (18.00 thru 18.99=2) (26.00
thru 26.99=2) (19.00 thru 19.99=3) (25.00 thru 25.99=3) (20.00 thru
20.99=4) (24.00 thru 24.99=4) (21.00 thru 23.99=5) INTO bmikat2 .
```

END IF .

VARIABLE LABELS bmikat2 'bmi kategorisiert Männer'.

EXECUTE .

CORRELATIONS

```
/VARIABLES=motivati bmikat2
/PRINT=TWOTAIL NOSIG
/MISSING=PAIRWISE .
```

NONPAR CORR

```
/VARIABLES=motivati bmikat2
/PRINT=SPEARMAN TWOTAIL NOSIG
/MISSING=PAIRWISE .
```