

**Christian Gahrman / Wiebke Schnittger**

**Wer heiratet wen? Eine empirische Analyse  
bildungsspezifischer Heiratsmuster**

**Studienarbeit**

# BEI GRIN MACHT SICH IHR WISSEN BEZAHLT



- Wir veröffentlichen Ihre Hausarbeit, Bachelor- und Masterarbeit
- Ihr eigenes eBook und Buch - weltweit in allen wichtigen Shops
- Verdienen Sie an jedem Verkauf

Jetzt bei [www.GRIN.com](http://www.GRIN.com) hochladen  
und kostenlos publizieren



## **Bibliografische Information der Deutschen Nationalbibliothek:**

Die Deutsche Bibliothek verzeichnet diese Publikation in der Deutschen Nationalbibliografie; detaillierte bibliografische Daten sind im Internet über <http://dnb.d-nb.de/> abrufbar.

Dieses Werk sowie alle darin enthaltenen einzelnen Beiträge und Abbildungen sind urheberrechtlich geschützt. Jede Verwertung, die nicht ausdrücklich vom Urheberrechtsschutz zugelassen ist, bedarf der vorherigen Zustimmung des Verlanges. Das gilt insbesondere für Vervielfältigungen, Bearbeitungen, Übersetzungen, Mikroverfilmungen, Auswertungen durch Datenbanken und für die Einspeicherung und Verarbeitung in elektronische Systeme. Alle Rechte, auch die des auszugsweisen Nachdrucks, der fotomechanischen Wiedergabe (einschließlich Mikrokopie) sowie der Auswertung durch Datenbanken oder ähnliche Einrichtungen, vorbehalten.

## **Impressum:**

Copyright © 2001 GRIN Verlag  
ISBN: 9783638111331

## **Dieses Buch bei GRIN:**

<https://www.grin.com/document/1844>

**Christian Gahrman, Wiebke Schnittger**

**Wer heiratet wen? Eine empirische Analyse bildungs-  
spezifischer Heiratsmuster**

## **GRIN - Your knowledge has value**

Der GRIN Verlag publiziert seit 1998 wissenschaftliche Arbeiten von Studenten, Hochschullehrern und anderen Akademikern als eBook und gedrucktes Buch. Die Verlagswebsite [www.grin.com](http://www.grin.com) ist die ideale Plattform zur Veröffentlichung von Hausarbeiten, Abschlussarbeiten, wissenschaftlichen Aufsätzen, Dissertationen und Fachbüchern.

### **Besuchen Sie uns im Internet:**

<http://www.grin.com/>

<http://www.facebook.com/grincom>

[http://www.twitter.com/grin\\_com](http://www.twitter.com/grin_com)

<b>1. Einleitung.....</b>	<b>4</b>
<b>2. Theoretische Grundlagen und bisherige Forschungsergebnisse.....</b>	<b>6</b>
2.1 Vorbemerkungen.....	6
2.2 Sozialtheoretische Modelle der Partnerwahl und deren bildungsbezogenen Implikationen .....	6
2.2.1 Normativer Ansatz .....	6
2.2.2 Rational-choice-Ansätze .....	7
2.2.2.1 Familienökonomischer Ansatz.....	7
2.2.2.2 Austauschtheorie .....	8
2.2.3 strukturtheoretische Ansätze .....	9
2.2.3.1 Angebotsstrukturen des Heiratsmarktes.....	10
2.2.3.2 Teilheiratsmärkte.....	10
2.3 Empirische Ergebnisse bisheriger Studien.....	11
2.3.1 Deskriptive Analyse .....	11
2.3.2 Analyse dahinterliegender Mechanismen .....	14
2.3.2.1 Wesentliche Mechanismen der bildungsspezifischen Partnerwahl..	14
2.3.2.1.1 Gelegenheitsstrukturen.....	15
2.3.2.1.2 Homogamietendenzen.....	15
2.3.2.1.3 Soziale Distanzen bzw. Affinitäten.....	16
2.3.2.1.4 Hypergamietendenzen.....	16
2.3.2.2 empirische Ergebnisse .....	16
2.3.3 Analyse unter Berücksichtigung unterschiedlicher Kontextfaktoren.....	21
2.3.3.1 Ost/West-Vergleich.....	21
2.3.3.2 Internationaler Vergleich.....	21
2.3.3.3 Alter der Partner .....	22
2.3.3.4 Soziale Herkunft der Partner.....	23
2.3.3.5 Ehe/nichteheliche Lebensgemeinschaft .....	23
2.4 Diskussion der Ergebnisse im Lichte der theoretischen Modelle .....	24
<b>3. Bildungsspezifische Partnerschaftsmuster in Deutschland.....</b>	<b>28</b>
3.1 Vorbemerkungen.....	28
3.2 Beschreibung des Datensatzes .....	28
3.3 Bildungsklassifikation.....	32
3.4 Deskriptive Analyse .....	33
3.5 Loglineare Analyse .....	39
3.5.1 Statistisches Konzept loglinearer Modelle .....	39
3.5.1.1 Grundlegendes Verständnis .....	39
3.5.1.2 Das saturierte Häufigkeitsmodell .....	40
3.5.1.3 Nicht-saturierte Häufigkeitsmodelle .....	43
3.5.1.4 Messung und Anpassung der Modellqualität.....	44
3.5.2 Der Einfluss der Bildungsverteilung und die Unabhängigkeit der Partnerwahl.....	46
3.5.2.1 Die Bildungsverteilung als Angebotsstruktur des Heiratsmarktes...46	
3.5.2.2 Modellierung des Unabhängigkeitsmodells .....	47
3.5.2.3 Durchführung der loglinearen Analyse .....	48
3.5.2.4 Analyse der Ergebnisse .....	49
3.5.2.5 Zwischenergebnis .....	57

3.5.3	Strukturen der bildungsspezifischen Partnerwahl .....	58
3.5.3.1	Das Linear-by-linear-Modell.....	58
3.5.3.2	Quasi-Unabhängigkeit.....	61
3.5.3.3	Symmetrie-Modelle.....	64
3.5.3.3.1	Das Allgemeine Symmetrie-Modell.....	64
3.5.3.3.2	Das angepasste Symmetrie-Modell.....	67
3.5.3.3.3	Modell der angepassten Quasi-Symmetrie.....	69
3.5.3.4	Zwischenergebnis .....	70
3.5.4	Modellierung bildungsspezifischer Präferenzen.....	70
3.5.4.1	Einführende Überlegungen .....	70
3.5.4.2	Modellierung der bildungsspezifischen Nachfragemechanismen...	71
3.5.4.2.1	Homogamieeffekte.....	71
3.5.4.2.2	Soziale Affinität .....	72
3.5.4.2.3	Hypergamieeffekt .....	73
3.5.4.3	Modellformulierung .....	74
3.5.4.4	Ergebnisse der Modellüberprüfung.....	75
3.5.4.5	Zwischenergebnis .....	79
3.6	Ergebnis.....	79

#### **4. Bildungsspezifische Partnerschaftsmuster im Vergleich..... 83**

4.1	Vorbemerkungen.....	83
4.2	Räumlicher Vergleich: Paare aus Ost und West .....	84
4.2.1	Bedeutung des Analyse-raums der ehemaligen DDR .....	84
4.2.2	Spezifische Verhältnisse zu Zeiten der DDR und eventuelle Rückwirkungen in Bezug auf die theoretischen Grundlagen .....	84
4.2.3	Deskriptive Analyse .....	87
4.2.4	Loglineare Analyse .....	90
4.2.5	Zwischenergebnis .....	96
4.3.	Zeitlicher Vergleich: junge Paare – alte Paare.....	98
4.3.1.	Bedeutung des zeitlichen Vergleichs .....	98
4.3.2	Rückwirkungen auf die theoretischen Grundlagen.....	101
4.3.3	Deskriptive Analyse .....	103
4.3.4	Loglineare Analyse .....	106
4.3.4	Zwischenergebnis .....	109
4.4	Sozialer Vergleich: Hausfrauenehe und Doppelverdiener.....	111
4.4.1	Einführende Überlegungen .....	111
4.4.2	Vergleich der Partnermuster.....	114
4.4.3	Loglineare Analyse .....	119
4.4.4	Zwischenergebnis .....	121
4.5	Ergebnis.....	122

#### **5. Gruppenspezifische Betrachtung des Heiratsverhaltens: Aufwärtsheirat, Abwärtsheirat oder Homogamie ..... 125**

5.1	Vorbemerkungen.....	125
5.2	Statistisches Konzept der Diskriminanzanalyse.....	125
5.2.1	Grundlegende Problemstellung .....	125
5.2.2	Formulierung und Schätzung der Diskriminanzfunktion.....	127
5.2.3	Prüfung der Diskriminanzfunktion.....	131

---

5.2.4 Prüfung der Merkmalsvariablen.....	133
5.2.5 Die Klassifizierung der Fälle.....	135
5.3 Durchführung der Diskriminanzanalyse .....	137
5.3.1 Beschreibung des Datensatzes bzw. der Variablen.....	137
5.3.2 Bildung der Diskriminanzfunktion.....	139
5.3.3 Prüfung der Diskriminanzfunktionen.....	141
5.3.4 Prüfung der Merkmalsvariablen.....	142
5.3.5 Klassifizierung der Fälle .....	148
5.4 Ergebnis.....	151
<b>6. Fazit und Ausblick.....</b>	<b>153</b>
<b>7. Literaturverzeichnis.....</b>	<b>156</b>
<b>8. Abbildungsverzeichnis .....</b>	<b>162</b>



## 1. Einleitung

Mit der Analyse *bildungsspezifischer Heiratsmuster* wollen wir untersuchen, inwieweit das Partnerwahlverhalten von dem Bildungsstand der Partner beeinflusst wird. Wir wollen der Frage nachgehen, ob und, wenn ja, welche *Mechanismen* dabei wirken und inwiefern dadurch das Partnermuster strukturiert wird.

Das *Interesse* an diesem Thema ergab sich zunächst aus der alltäglichen und individuellen Bedeutung, welche die Partnerwahl für die meisten Menschen hat. Jeder Mensch sammelt im Laufe seines Lebens Erfahrungen bei der Suche nach dem geeigneten Partner. Dabei ist im Selbstverständnis der meisten Menschen die Wahl eines Partners Ergebnis einer individuellen, durch das Gefühl der Liebe und Zuneigung bestimmten Entscheidung. Tatsächlich wird die Entscheidung jedoch nicht völlig losgelöst von sozialen Einflüssen und der Eingebundenheit von Menschen in soziale Kontexte sein. Die Frage, wie stark der soziale Einfluss der Bildung ist, soll Gegenstand unserer Analyse sein.

Aufschlussreich ist die Untersuchung bildungsspezifischer Heiratsmuster jedoch noch aus einem anderen - *gesellschaftlichen* - Aspekt. So sind Heiratsbeziehungen zwischen sozialen Gruppen seit Max Weber in der Soziologie eine feste Kategorie in der Erforschung sozialer Ungleichheit. Das Ausmaß, in welchem innerhalb sozialer Gruppen (Homogamie) bzw. zwischen sozialen Gruppen (Heterogamie) geheiratet wird, ist - neben der beruflichen Mobilität - ein wesentlicher Indikator für die Geschlossenheit bzw. Offenheit einer Gesellschaft. Wenn die sozialen und kulturellen Unterschiede zwischen Gruppen in der gesellschaftlichen und individuellen Wahrnehmung als relevant empfunden werden, wird sich dies in einer entsprechend geringeren Wahrscheinlichkeit von Heiratsbeziehungen zwischen den unterschiedlichen Gruppen ausdrücken. Umgekehrt deutet ein hohes Ausmaß von heterogamen Eheschließungen auf gering ausgeprägte Barrieren zwischen sozialen Gruppen hin. Da die Bildung ganz wesentlich die *Schichtzugehörigkeit* einer Person determiniert, drücken sich folglich im bildungsspezifischen Partnerwahlverhalten die sozialen Interaktionen bzw. Barrieren zwischen den gesellschaftlichen Schichten aus.

Bildungsspezifische Partnerschaftsbeziehungen wurden in der Vergangenheit insbesondere von Ziegler, Teckenberg, Blossfeld und Wirth<sup>1</sup> untersucht. Diese Untersuchungen basieren jedoch alle auf zehn bis zwanzig Jahre alten Erhebungen, die allein für Westdeutschland durchgeführt wurden (Wirth hat allerdings auch eine Analyse explizit für Ostdeutschland durchgeführt). Unsere Untersuchung basiert dagegen auf dem aktuellen *Allbus-Datensatz von 1998* und bezieht erstmalig *Gesamtdeutschland* in die Analyse mit ein.

---

<sup>1</sup> Vgl. Blossfeld H.P., *Der Einfluss des Bildungssystems*, S. 440ff.; Teckenberg W., *Wer heiratet wen?*; Wirth H., *Bildung, Klassenlage und Partnerwahl*; Ziegler, *Bildungsexpansion und Partnerwahl*, S. 85ff.

Die folgende Studie ist in *vier große Kapitel* gegliedert: Im folgenden 2. Kapitel werden die *theoretischen Grundlagen* gelegt. Die *eigentliche Analyse* beginnt mit dem 3. Kapitel, in dem mittels loglinearer Analyse das bildungsspezifische Partnerwahlverhalten in (Gesamt-)deutschland untersucht werden soll. In Kapitel 4 werden *unterschiedliche Kontextfaktoren* berücksichtigt: Im einzelnen soll betrachtet werden, ob sich das Partnerwahlverhalten junger Leute von älteren Personen unterscheidet, und ob sich zwischen Ost- und Westdeutschland Unterschiede ergeben. Erstmals wird auch ein Vergleich zweier *Partnerschaftsformen* hergestellt - nämlich der traditionellen Hausfrauenehen mit moderneren Eheformen, in denen beide Partner berufstätig sind. Damit könnte u.a. die Frage beantwortet werden, ob sich ein verändertes - emanzipiertes - Rollenverständnis der Frau auch auf ihr Partnerwahlverhalten (in bezug auf die Bildung) auswirkt. Abschließend schauen wir im 5. Kapitel, welche Merkmale und Faktoren auf das bildungsspezifische Partnerwahlverhalten des *einzelnen* einwirken. Das geeignete statistische Verfahren hierzu wird die Diskriminanzanalyse sein.

## **2. Theoretische Grundlagen und bisherige Forschungsergebnisse**

### **2.1 Vorbemerkungen**

Im folgenden einführenden Kapitel soll ein Einblick in den *bisherigen Kenntnisstand* der bildungsspezifischen Partnerwahl gegeben werden, um damit die Grundlage für die eigenen, sich daran anschließenden Untersuchungen zu schaffen.

In Kapitel 2.2 werden zunächst verschiedene *sozialtheoretische Modelle* der Partnerwahl vorgestellt und deren bildungsspezifische Implikationen untersucht. Durch Rückgriff auf diese Modelle können wir dann später das beobachtete Partnerwahlverhalten zu erklären versuchen bzw. die Praktikabilität der Theorien überprüfen.

Anschließend werden die *bisherigen Forschungsergebnisse* auf diesem Gebiet kurz zusammengefasst (2.3), die uns später als Vergleichsbasis für unsere Ergebnisse dienen können. In diesem Zusammenhang werden auch die wesentlichen Mechanismen der Partnerwahl eingeführt, die in ihren verschiedenen Ausprägungen und Facetten Hauptgegenstand der Untersuchung sein werden.

Abgeschlossen werden soll der theoretische Teil mit einer *Interpretation* der bisherigen Forschungsergebnisse vor dem Hintergrund der Partnerwahlmodelle (2.4), um die Verknüpfung von Theorie (als inhaltlichem Erklärungsmodell) und Empirie (als statistisch aufbereitete Abbildungen der Realität) - wie sie uns in unserer weiteren Studie begleiten wird - zu illustrieren.

### **2.2 Sozialtheoretische Modelle der Partnerwahl und deren bildungsbezogenen Implikationen**

#### **2.2.1 Normativer Ansatz**

Der normative Ansatz war lange Zeit das vorherrschende Erklärungsmuster des Partnerwahlverhaltens. Dieser Ansatz nimmt an, dass die Wahl des Ehepartners in hohem Ausmaß durch gesellschaftliche *Wertvorstellungen* und *Normen* geprägt wird. Dies geschehe in den heutigen westlichen Demokratien jedoch „nicht mehr explizit in Form von gesetzlich verankerten Heiratsverboten oder starren Klassenschranken, sondern implizit durch intersubjektiv geteilte Vorstellungen über die jeweils „richtige“ Partnerwahl“<sup>2</sup>. Im Verlauf der Sozialisation internalisieren Individuen bestimmte Werte und Normen, die einerseits *direkt*

---

<sup>2</sup> Vgl. Klein/Lengerer, *Gelegenheit macht Liebe*, S. 267

den gesellschaftlich heiratsfähigen Kreis einschränken (z.B. die wohl auch heute noch in den USA geltende „Norm“, als Weißer keinen Schwarzen zu heiraten), andererseits *indirekt* wirken, indem sie den Lebensstil und die Lebenskultur einer Person prägen und damit Präferenzen für einen kulturähnlichen Partner hervorrufen<sup>3</sup>.

Nach diesem Ansatz wären überwiegend bildungshomogame Partnerschaften zu erwarten. Zum einen, weil Partnerschaften sehr ungleich gebildeter Partner - insbesondere vom gesellschaftlichen Umfeld des höher gebildeten - sozial nicht oder nur schwer akzeptiert werden. Zum anderen, da gerade die Bildung einen wesentlichen Einfluss auf die Herausbildung von Wertorientierungen und Lebensstilen nimmt, die dann auch beim Partner gesucht werden. Im Zuge einer zunehmenden Individualisierung der Gesellschaft<sup>4</sup> ist jedoch in jüngster Zeit mit einer abnehmenden Bedeutung gesellschaftlicher Normen für die Partnerwahl - und damit zunehmend bildungsheterogamen Heiraten - zu rechnen<sup>5</sup>.

## 2.2.2 Rational-choice-Ansätze

Zu den Rational-choice-Ansätzen der bildungsbezogenen Partnerwahl gehören die Austauschtheorie und die familienökonomische Theorie. Gemeinsam stellen beide Ansätze *individuelle Präferenzen* (statt Normen und Werte) in den Mittelpunkt ihrer Erklärung. Beide Theorien fußen auf der Annahme subjektiv rational handelnder Akteure, die ihre Bedürfnisse unter Kosten-Nutzen-Aspekten optimal zu befriedigen versuchen<sup>6</sup>.

### 2.2.2.1 Familienökonomischer Ansatz

Die von Gary S. Becker<sup>7</sup> entwickelte familienökonomische Theorie versucht das Partnerwahlverhalten aus *mikroökonomischer Sicht*, also unter dem Aspekt der Kostenminimierung und Nutzenmaximierung, zu erklären. Während Kosten etwa zeitliche Ressourcen oder der Verzicht auf Einkommen sein können, liegt der spezifische Nutzen einer Ehe in den durch diese Gemeinschaft produzierten Gütern (sog. *commodities*). Solche Güter können in emotionaler Zuneigung, gegenseitiger Fürsorge und materieller Sicherheit bestehen. Hauptziel und -nutzen einer Ehe sieht Becker aber in dem Aufziehen von Kindern. Dies gestaltet sich aufgrund von Spezialisierungsvorteilen dann am effizientesten, wenn die

---

<sup>3</sup> Vgl. Handl J., *Berufschancen und Heiratsmuster*, S. 106f.; Jäckel U., *Partnerwahl und Eheerfolg*, S. 9ff.

<sup>4</sup> Vgl. Möhle S., *Partnerwahl in historischer Perspektive*, S. 73; Wirth/Lüttinger, *Klassenspezifische Heiratsbeziehungen*, S. 48ff.

<sup>5</sup> Gleichwohl ließe sich mit dem gleichen Argument eine verstärkte Suche nach kulturähnlichen Partnern (als Identifikationspunkt in einer komplexen und unüberschaubaren Gesellschaft) begründen. Da jedoch in einer individualisierten Gesellschaft persönliche Wertorientierungen zunehmend unabhängig von Bildungsständen werden, widerspricht dies nicht der These einer ansteigenden Bildungsheterogamie.

<sup>6</sup> Vgl. Hill/Kopp, *Familiensoziologie*, S. 92ff.

<sup>7</sup> Vgl. Becker G.S., *A Treatise on the Family*, 1981

Haus- und die Erwerbsarbeit je genau einem Partner zugeteilt wird (*ökonomische Arbeitsteilung*). Im Sinne *komparativer Kostenvorteile* sind dann diejenigen Ehen ökonomisch optimal, bei denen ein Partner ein geringes Einkommenspotential, der andere aber ein hohes Einkommenspotential aufweist. Weisen nämlich beide Partner ein gleichermaßen hohes Einkommenspotential auf, entstünden demjenigen, der seine Erwerbsarbeit für die Hausarbeit aufgibt, hohe Opportunitätskosten<sup>8</sup>.

Während die Einkommenspotentiale also substitutiv wirken und bei Ungleichheit den Nutzen maximieren, unterstellt Becker für die meisten anderen Eigenschaften Komplementarität, sprich eine Nutzenmaximierung durch Gleichheit: so zum Beispiel in bezug auf Intelligenz, Bildung oder Konfession.

Je nach Zuordnung der Ressource Bildung als primär kulturelles oder primär ökonomisches Kapital kommt dieser Ansatz folglich zu unterschiedlichen Ergebnissen: Als *primär kulturelles Gut* verspricht sie vor allem bildungshomogame Partnerschaften, da durch Kulturähnlichkeit - z.B. durch größeres gegenseitiges Verständnis - ein erhöhter Nutzen erzielt werden kann. Legt Bildung dagegen in einem hohen Maße die spätere berufliche Stellung und damit das Einkommenspotential fest - wie es gerade in europäischen Staaten üblich ist - kann sie auch *primär als ökonomisches Kapital* verstanden werden. Dann müsste nach der familienökonomischen Theorie eine Präferenz für bildungsungleiche Partner bestehen. Bei einem häufig anzutreffenden durchschnittlich niedrigerem Bildungsniveau der Frau ergäben sich folglich insbesondere *hypergame* Partnerschaften (d.h. „Aufwärts“heiraten der Frau). Bei einer Angleichung des Bildungsniveaus der Frau an das des Mannes würden nach diesem Modell dagegen auch Männer vermehrt „aufwärts“ heiraten (*Hypogamie*) bzw. - bei ausgeprägtem Rollenverständnis<sup>9</sup> - mehr Frauen (und damit auch Männer) ledig bleiben.

#### **2.2.2.2 Austauschtheorie**

Nach der Austauschtheorie<sup>10</sup> beruht die Partnerwahl, wie die meisten sozialen Interaktionen, auf dem Prinzip von „Geben und Nehmen“, d.h. auf einem Austauschverhalten. Da ein Austausch immer wechselseitig ist, müssen die beteiligten Personen über Ressourcen verfügen, die der jeweilige Interaktionspartner als belohnend bzw. äquivalent für die von ihm eingebrachten Ressourcen wahrnimmt. Dabei können die ausgetauschten Güter grundsätzlich gleicher oder unterschiedlicher (z. B. Schönheit der Frau und hohes Einkommen des Mannes oder vice versa) Art sein. Aufgrund des menschlichen Strebens nach sozialer

<sup>8</sup> Haben umgekehrt beide Partner ein niedriges Einkommenspotential, reicht dies evtl. nicht zur Familiengründung aus.

<sup>9</sup> D.h. wenn Männer nicht den Part des Hausmannes zu übernehmen bereit sind.

<sup>10</sup> Vgl. Winch R.F., *Mate-Selection*, 1955; Murstein B., *Paths to Marriage*, 1986

Anerkennung, Unterstützung und Selbstbestätigung, nehmen Vertreter der Austauschtheorie dann jedoch an, dass Partner mit gleichen oder ähnlichen Ressourcen bevorzugt werden („*Matching-These*“). Dies gilt um so mehr für die Bildung, da diese bestimmte Werte, Einstellungen und Lebensstile vermittelt, die durch den Partner bestätigt, nicht aber erschüttert werden sollen<sup>11</sup> (vgl. auch die Ausführungen im Rahmen der normativen Theorie). Damit würde der Ansatz für eine Tendenz zu bildungshomogenen Ehen sprechen.

Andere Vertreter der Austauschtheorie<sup>12</sup> gehen jedoch zumindest für die Status- bzw. Prestigeebene (und Bildung lässt sich hier gerade unter ökonomischen Gesichtspunkten hinzuzählen) eher von einer wettbewerbsorientierten Partnersuche aus, d.h. einer Konkurrenz um die attraktivsten Partner („*Competition-These*“). Wenn jeder bei gegebener eigener Ressourcenausstattung einen Partner mit möglichst hoher Ressourcenausstattung sucht, werden sich über den „Marktmechanismus“ letztendlich wieder Partnerschaften mit gleicher oder ähnlicher Ressourcenausstattung bilden - in bezug auf Bildung also ähnlich ausgebildete Partner zusammenfinden. Dies gilt jedoch nur bei Bildungsgleichheit zwischen Männern und Frauen. Bei geschlechtsspezifisch unterschiedlicher Bildungsverteilung der Heiratswilligen werden aufgrund des Marktmechanismus zwar immer noch die *relativ zu den „Mitbewerbern“* gleich attraktiven Partner zusammenfinden, diese besitzen dann aber nicht mehr eine *absolut* gleiche Ressourcenausstattung. Unter der Annahme eines allgemein geringeren Bildungsniveaus der Frauen, müssten sich dann überwiegend hypergame Partnerschaften ergeben.

### 2.2.3 strukturtheoretische Ansätze

Im Gegensatz zu den vorhergehenden Ansätzen versucht der strukturtheoretische Ansatz die Muster der Partnerwahl durch äußere Rahmenbedingungen zu erklären (*Gelegenheitsstrukturen*). Betrachtet werden insbesondere die Verteilungsstruktur bezogen auf den Gesamtheiratsmarkt, also zum Beispiel die Bildungsverteilung von Männern und Frauen (*Angebotsstrukturen des Heiratsmarkts*), sowie *Gelegenheitsstrukturen im engeren Sinne*, die den allgemeinen Heiratsmarkt anhand institutioneller Rahmenbedingungen vorstrukturieren und auf diese Weise *Teilheiratsmärkte* mit erhöhten Kontaktchancen der Individuen schaffen. Die erste Betrachtungsweise ist somit gewissermaßen unabhängig, die zweite abhängig von individuellen Handlungskontexten<sup>13</sup>.

---

<sup>11</sup> Vgl. Haller M., *Klassenbildung und soziale Schichtung*, S. 318

<sup>12</sup> Vgl. Edwards J., *Familial Behavior*, 1969, S.518ff.; Schoen/Wooldredge, *Marriage Choices in North Carolina*, 1989

<sup>13</sup> Vgl. Ruffer W., *Bildungshomogamie im internationalen Vergleich*, S. 105f.; Wirth H., *Bildung, Klassenlage und Partnerwahl*, S. 50ff.; Wirth/Lüttinger, *Klassenspezifische Heiratsbeziehungen*, S. 52ff.

### **2.2.3.1 Angebotsstrukturen des Heiratsmarktes**

Hinter der Betrachtung der Angebotsstrukturen des Heiratsmarktes (sprich der Randverteilungen in einer Kontingenztabelle) steht der (triviale) Gedanke, dass die individuellen Wahlmöglichkeiten durch die geschlechtsspezifisch unterschiedlichen Größenverhältnisse von sozialen Gruppen beschränkt werden - etwa wenn Angehörige einer großen Gruppe Präferenzen für eine relativ kleine Gruppe besitzen.

Ist die Bildungsverteilung von Männern und Frauen sehr unausgewogen zugunsten der Männer - wie dies vor der Bildungsexpansion der Fall war -, sind viele Männer aus den höheren Bildungsschichten strukturell gezwungen „nach unten“ zu heiraten, da sie sich nur einer kleinen Gruppe gleich gebildeter Frauen gegenübersehen. Für die Frauen ergibt sich entsprechend eine strukturell bedingte Hypergamie. Bei Angleichung der Bildungsverteilungen steigen die Chancen innerhalb der eigenen Gruppe zu heiraten und damit die Wahrscheinlichkeit homogamer Partnerschaften<sup>14</sup>.

Neben strukturellen Beschränkungen lassen sich über die Angebotsstrukturen (mit Hilfe der Indifferenztabelle) auch die bei statistischer Unabhängigkeit zu erwartenden Heiratsbeziehungen ableiten. Abweichungen zu den empirisch beobachteten Heiratsmustern sind dann ein Indikator für spezifische Affinitäten (*Präferenzen*) bei der Partnerwahl: „Since heterogeneity is defined in terms of chance expectations, it should be perfectly related to intermarriage if chances alone were governing mate selection“<sup>15</sup>.

### **2.2.3.2 Teilheiratsmärkte**

Als Teilheiratsmärkte werden soziale Handlungsfelder bezeichnet, in denen ein Individuum sich hauptsächlich bewegt, so dass dort die Kontaktchancen zu anderen Menschen am größten sind. Dem einzelnen steht folglich kein allumfassendes „Gesamtangebot“ potentieller Partner zur Verfügung, in dem er seine Präferenzen uneingeschränkt realisieren kann, sondern eine numerisch begrenzte und selektive Auswahl<sup>16</sup>. Diese macht Partner mit diesen oder jenen Eigenschaften mehr oder weniger wahrscheinlich. Solche Teilheiratsmärkte können zum Beispiel der Arbeitsplatz, der Sportverein oder die Nachbarschaft sein.

Die wichtigsten Teilheiratsmärkte für die bildungsbezogene Partnerwahl sind die diversen Bildungsinstitutionen, denen angesichts des (jungen) Alters der Menschen und der (langen) Zeit, die sie dort verbringen, eine sehr hohe Bedeutung zukommt. Je früher die Selektion der Schüler und je rigider die räumliche Trennung zwischen den Ausbildungswegen, desto

---

<sup>14</sup> Allerdings muss dies nicht so sein, wie Klein (1998, S.127f.) unter der Annahme zufallsgesteuerter Partnerwahl vorrechnet.

<sup>15</sup> Blau et al., *Heterogeneity and Intermarriage*, S. 47

<sup>16</sup> In der englischen Sprache wird dieser Sachverhalt treffend umschrieben mit: „*Who does not meet, does not mate.*“

geringer sind die Kontakt- und damit auch Heiratschancen zwischen Angehörigen unterschiedlicher Bildungsgruppen. Gerade das strenge 3-gliedrige Bildungssystem der Bundesrepublik dürfte demnach einer Homogenisierung der Partnerschaften Vorschub leisten.

Betrachtet man neben der räumlichen auch noch die zeitliche Ebene, berücksichtigt also, dass mit jeder weiteren Bildungsstufe die Gruppen kleiner und homogener werden, sollte die Wahrscheinlichkeit bildungshomogamer Ehen mit zunehmendem Bildungsniveau steigen. Weniger Qualifizierte dagegen scheiden früher aus dem Bildungssystem aus und treffen im Beruf wahrscheinlich auf einen heterogeneren Partnerpool<sup>17</sup>.

Die Auswirkungen der Bildungsexpansion schließlich dürften sich auch aus dieser Perspektive homogenisierend auswirken, da sich die Geschlechterverhältnisse auf den Teilheimärkten angleichen. Öffnungstendenzen - insbesondere zwischen Abiturienten und Realschülern - könnten sich dagegen durch das gesteigerte Interesse an beruflichen Ausbildungsgängen auch unter Abiturienten ergeben<sup>18</sup>.

## **2.3 Empirische Ergebnisse bisheriger Studien**

Die Analyse bildungsspezifischer Heiratsmuster ist zwar sicherlich noch kein umfassend erforschtes Feld, gleichwohl finden sich in Deutschland einige Soziologen, die sich in den vergangenen zwanzig Jahren - und gerade in jüngster Zeit - mit diesem Thema auseinandergesetzt haben. Dazu zählen insbesondere Ziegler, Handl, Teckenberg, Klein und Wirth<sup>19</sup>. Spezifische Fragestellungen werden noch von einer Reihe weiterer Autoren behandelt. Ihre Ergebnisse - die sich ausschließlich auf Westdeutschland beziehen - sollen im folgenden zusammengefasst werden. Ausgehend von deskriptiven - also rein beschreibenden - Beobachtungen, sollen anschließend die von den Wissenschaftlern analysierten dahinterliegenden Wirkungsmechanismen vorgestellt werden. Im dritten Teil schließlich werden Studien erörtert, die den Einfluss unterschiedlicher Kontextfaktoren berücksichtigen.

### **2.3.1 Deskriptive Analyse**

Eine Analyse von Partnerschaften unter dem Aspekt der Bildung lässt zunächst die Betrachtung der Bildungsverteilungen zwischen Männern und Frauen und ihre zeitliche Entwicklung sinnvoll erscheinen. Allgemein ist in den letzten Jahrzehnten eine stetige Anhebung des Bildungsniveaus und eine Angleichung der Ausbildungsabschlüsse der Frauen an

---

<sup>17</sup> Vgl. Blossfeld/Timm, *Der Einfluss des Bildungssystems*, S. 449ff.

<sup>18</sup> Vgl. Wirth H., *Bildung, Klassenlage und Partnerwahl*, S. 53

<sup>19</sup> Auf die entsprechenden Studien sei im folgenden an gegebener Stelle verwiesen.



diejenigen der Männer zu konstatieren. Abbildung 1 aus einer Studie von Wirth<sup>20</sup> veranschaulicht das Verhältnis der Bildungsverteilungen von Männern und Frauen in Westdeutschland (zur Legende siehe FN<sup>21</sup>).

Die Analyse erfolgt in Form von log-odds. Sind diese positiv, tritt der jeweilige Bildungsabschluss bei den Männern mit einer größeren Wahrscheinlichkeit auf als bei den Frauen. Sind sie negativ, ist der entsprechende Abschluss bei den Frauen wahrscheinlicher.

Die Graphik verdeutlicht die Angleichung der geschlechtsspezifischen Bildungsverteilungen im Zeitverlauf. Getragen wird dieser Trend vor allem durch zwei Entwicklungen: Zum einen ist eine kontinuierliche Annäherung bei den Fachhoch- und Hochschulabschlüssen festzustellen, wobei der Anteil der Frauen, die einen solchen Abschluss erreichen, jedoch nach wie vor unter dem der Männer liegt. Zum anderen zeigt sich eine Angleichung hinsichtlich des Hauptschulabschlusses ohne Lehre. Insgesamt sind die bildungsspezifischen Gelegenheitsstrukturen allmählich symmetrischer geworden, ohne sich jedoch völlig anzugleichen. Aufgrund dieses Trends ist anzunehmen, dass sich im Zeitverlauf die Wahrscheinlichkeit des Auftretens von homogamen Ehen erhöht hat und „dass die stärksten Veränderungen in den obersten und untersten Bildungsabschlüssen zu erwarten sind“<sup>22</sup>.

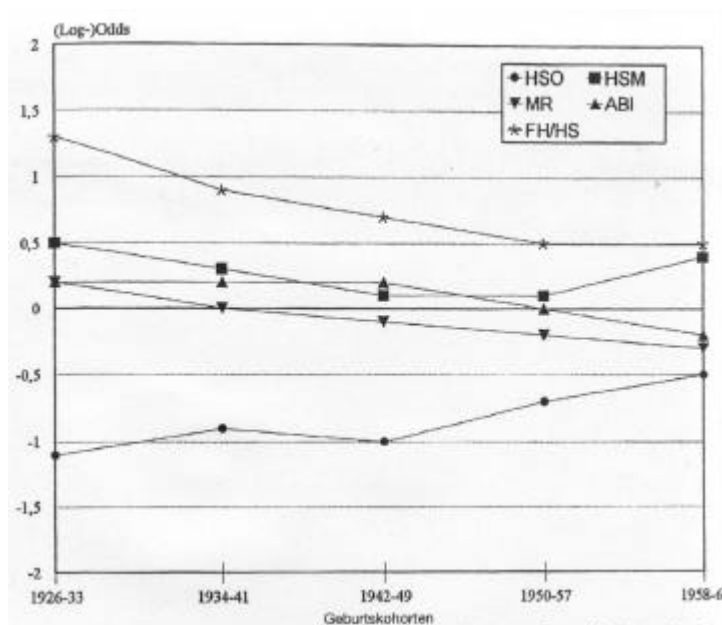


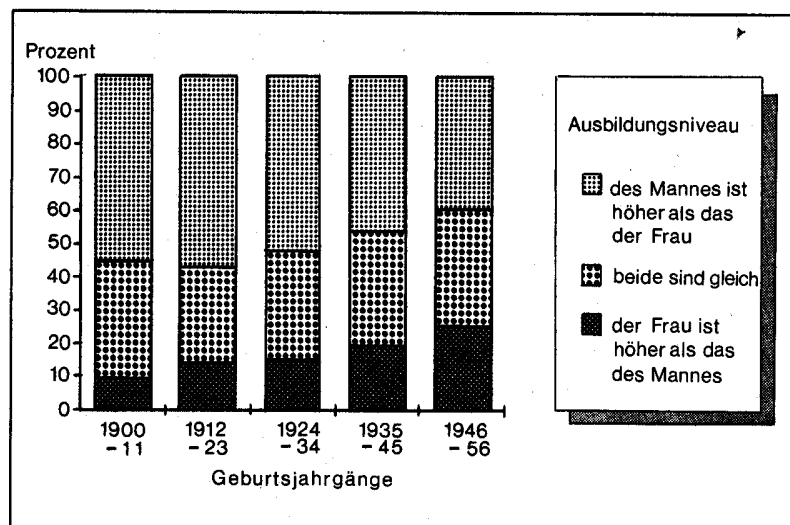
Abbildung 2-1: Verhältnis der Bildungsverteilungen von Männern zu Frauen (Quelle: Wirth H., *Wer heiratet wen?*, S. 379)

<sup>20</sup> Vgl. Wirth H., *Wer heiratet wen?*, S. 378ff.

<sup>21</sup> **Legende zur Abbildung 1:** HSO = Hauptschule ohne Berufsausbildung; HSM = Hauptschule mit Berufsausbildung; MR = Mittlere Reife; ABI = Abitur; FH/HS = Fachhochschul- bzw. Hochschulabschluss (MRM = Mittlere Reife mit Berufsausbildung; MRO = Mittlere Reife ohne Berufsausbildung)

<sup>22</sup> Wirth H., *Wer heiratet wen?*, S. 379

Die meisten Untersuchungen spiegeln jedoch nur einen leichten Anstieg bzw. eine relative Konstanz bildungshomogamer Partnerschaften wider, wie es die folgende auf ALLBUS-Daten von 1980, 1982 und 1984 beruhende Abbildung 2 veranschaulicht<sup>23</sup>.



**Abbildung 2-2: Homogamie und Heterogamie im Wandel** (Quelle: Statistisches Bundesamt, Datenreport 1987, S. 481)

Einen eindeutigen Trend bildet die Grafik dagegen bei den heterogamen Ehen ab: Kontinuierlich nimmt der Anteil der Ehen zu, in denen die Frau einen höheren Ausbildungsabschluss besitzt als der Mann (bildungshypogame Ehen), während sich der Anteil der Ehen verringert, in denen der Mann besser ausgebildet ist (bildungshypergame Ehen). Die aufgrund der Bildungsexpansion erwartete Abnahme hypergamer Ehen erfolgt also offenbar nicht - wie etwa unter wettbewerbstheoretischen Gesichtspunkten (vgl. 2.2.2.2) zu vermuten wäre - vorwiegend zugunsten der homogamen Ehen, sondern ist hauptsächlich mit einem Anstieg der hypogamen Ehen verbunden. Gleichwohl ist der Anteil der bildungshomogamen Ehen mit ca. 40% (nach Wirth sogar 50%<sup>24</sup>) überdurchschnittlich hoch.

Dies zeigt auch die relativ junge Studie von Frenzel<sup>25</sup>, der hinsichtlich der Partnerwahl in Ehen die in Abbildung 3 dargestellten Kreuztabellen generierte. Die Prozentwerte der Diagonalzeilen demonstrieren bei Männern und Frauen ein starkes Übergewicht bildungsgleicher Partnerschaften. Insbesondere für die Extremgruppen trifft dies zu. So sind ca. 80 - 90% der Männer und Frauen die einen Hauptschulabschluss (HOB/HMB) haben, mit einem Partner verheiratet, der über denselben Abschluss verfügt. Bei den Universitätsabsolventen (UNI) heiraten 40% der Männer und sogar 70% der Frauen homogam. Deutlich sind zudem erhöhte Anteile der Männer die „abwärts“ bzw. Frauen die „aufwärts“ heiraten.

<sup>23</sup> Unterschiede in den Studien beruhen insbesondere auf der Verwendung unterschiedlicher Datensätze oder abweichender Klassifikationen der Bildungsstände. Auf gravierende Unterschiede werde ich im folgenden besonders hinweisen.

<sup>24</sup> Vgl. Wirth H., *Wer heiratet wen*, S. 383

<sup>25</sup> Vgl. Frenzel H., *Bildung und Partnerwahl*, S. 71ff.

Insbesondere sind viele Abiturienten (ABI), Fachhochschul- (FHS) und Hochschulabsolventen mit Frauen, die nach der mittleren Reife eine Berufsausbildung gemacht haben (MMB), verheiratet. Je weiter die Bildungsschichten auseinanderliegen, desto unwahrscheinlicher scheint jedoch eine Heirat zu werden.

Partnerwahl der Männer 1989 in Ehen (Zeilenprozente)							
Bildung des Partners	Bildung der Partnerin						
	HOB	HMB	MOB	MMB	ABI	FHS	UNI
HOB	74,3	18,9	2,1	3,8	0,6	0,1	0,2
HMB	37,8	46,6	2,5	11,2	1,3	0,2	0,4
MOB	28,7	19,6	23,2	19,5	4,3	1,7	3,1
MMB	15,0	32,0	6,4	38,9	4,8	0,9	1,9
ABI	8,8	27,7	8,2	31,0	21,9	2,1	5,4
FHS	8,6	23,8	7,9	34,8	9,1	8,2	7,7
UNI	3,4	10,4	5,9	26,1	14,3	5,5	34,5

Partnerwahl der Frauen 1989 in Ehen (Spaltenprozente)							
Bildung des Partners	Bildung der Partnerin						
	HOB	HMB	MOB	MMB	ABI	FHS	UNI
HOB	29,2	7,1	7,0	2,9	2,0	1,1	0,8
HMB	60,4	71,0	33,1	34,7	16,9	10,5	6,0
MOB	0,9	0,6	6,3	1,2	1,2	1,5	0,9
MMB	6,2	12,6	22,3	31,1	16,5	10,3	7,0
ABI	1,2	3,0	9,6	8,3	25,0	7,9	6,5
FHS	1,3	3,5	10,3	10,4	11,6	34,7	10,4
UNI	0,8	2,2	11,4	11,5	26,9	34,1	68,5

Abbildung 2-3: Partnerschaftschancen von Frauen und Männern 1989 (Quelle: nach Frenzel H., *Bildung und Partnerwahl*, S. 71/73)

Generell sind überdurchschnittlich viele Männer mit Frauen mit mittlerer Reife + Berufsausbildung, und überdurchschnittlich viele Frauen mit Männern mit Hauptschulabschluss + Berufsausbildung (HMB) verheiratet. Offenbar sind diese Gruppen von dem entsprechendem Geschlecht besonders stark besetzt. Dies verdeutlicht jedoch auch die begrenzte Aussagefähigkeit der Tabellen, da die Prozentwerte abhängig von den Randverteilungen, also den geschlechtsspezifischen Berufsgruppengrößen, sind. Um ein aussagekräftigeres Bild der Heiratsmuster zu bekommen und den verteilungsstrukturellen Einfluss von verschiedenen norm- und präferenzgeleiteten Tendenzen abzugrenzen, bedarf es einer eingehenderen statistischen Analyse.

## 2.3.2 Analyse dahinterliegender Mechanismen

### 2.3.2.1 Wesentliche Mechanismen der bildungsspezifischen Partnerwahl

Um die wesentlichen Mechanismen, die zu der empirisch beobachteten Partnerschaftsverteilung beisteuern, herauszufiltern, bietet sich nach Ziegler<sup>26</sup> eine Unterscheidung in Angebots- und Nachfragemechanismen an. Während zu den Angebotsmechanismen die strukturellen Randbedingungen (Gelegenheitsstrukturen) gehören, werden die nachfrage- bzw. präferenzgesteuerten Mechanismen nach übereinstimmender Meinung im wesentlichen durch drei Faktoren bestimmt: Erstens, einer generellen Neigung, Partner mit gleichem

<sup>26</sup> Vgl. Ziegler R., *Bildungsexpansion und Partnerwahl*, S. 92f.

Bildungsniveau zu bevorzugen (*Homogamietendenzen*); zweitens, der *sozialen Distanz* respektive *Affinität* zwischen Bildungsgruppen; drittens, einer geschlechtsspezifischen Asymmetrie bei der bildungsspezifischen Partnerwahl, die sich darin ausdrückt, dass Frauen tendenziell eher „über“ als „unter“ bzw. Männer eher „unter“ als „über“ ihrem eigenen Bildungsniveau heiraten (*Hypergamietendenzen*)<sup>27</sup>.

### 2.3.2.1.1 Gelegenheitsstrukturen

Bezogen auf die Bildung sind die Gelegenheitsstrukturen des Heiratsmarktes insbesondere durch die jeweiligen Bildungsverteilungen von Männern und Frauen bestimmt. Wie unter Abschnitt 2.2 erläutert, wird der Heiratsmarkt dadurch in der Weise vorstrukturiert, dass sich - bezogen auf den Gesamtheiratsmarkt - unterschiedliche Chancen ergeben, mögliche Partner mit bestimmten Ausbildungsabschlüssen kennen zu lernen. Diese Chancen spiegeln sich in dem Heiratsmuster wider, das bei statistischer Unabhängigkeit, also zufälliger, bildungsunabhängiger Partnerwahl zu erwarten wäre. Auf diese Weise lässt sich der Einfluss der Bildungsverteilung unter Berücksichtigung ihrer zeitlichen Veränderung abschätzen<sup>28</sup>. Bestehen zwischen den bei zufälliger Partnerwahl erwarteten Heiratsbeziehungen und den tatsächlich beobachteten Heiratsmustern Abweichungen, weist dies auf weitergehende, nachfrageseitige Selektionsmechanismen hin.

Erst diese - da sie auf dem sozialen Verhalten von Individuen beruhen - ermöglichen Aussagen über die Offenheit bzw. Geschlossenheit sozialer Interaktionskreise.

### 2.3.2.1.2 Homogamietendenzen

Ein erster solcher Nachfragemechanismus sind Homogamiebestrebungen, d.h. die Tendenz innerhalb der eigenen Gruppe zu heiraten. Diese für eine Reihe von Merkmalen (z.B. Intelligenz, Bildung, Konfession, Rasse, sozioökonomischer Status, Werte und Einstellungen<sup>29</sup>) belegten Homogamiepattern lassen sich - wie im Theorieteil erläutert - aus normativer, soziokultureller und sozioökonomischer/wettbewerbstheoretischer (die beiden letzteren im Rahmen der Austauschtheorie) Perspektive erklären.

---

<sup>27</sup> Vgl. Wirth H., *Wer heiratet wen*, S. 373ff.

<sup>28</sup> Der Einfluss von Teilheiratsmärkten (vgl. 2.2.3.2) lässt sich dagegen nicht direkt über die Verteilungsstrukturen, sondern höchstens indirekt über die Parameter der sozialen Affinität erfassen (vgl. Ziegler R., *Bildungsexpansion und Partnerwahl*, S. 92).

<sup>29</sup> Vgl. Epstein/Guttman, *Mate Selection in Man*, S. 243ff.

### **2.3.2.1.3 Soziale Distanzen bzw. Affinitäten**

Durch den Indikator der sozialen Distanz bzw. Affinität wird die wechselseitige Akzeptanz oder Ablehnung zwischen den Bildungsgruppen, die sich in den heterogamen Heiratsmustern spiegelt, ausgedrückt. Liegt die beobachtete Anzahl von Paarbeziehungen zwischen zwei unterschiedlichen Bildungsgruppen über der bei Zufälligkeit/statistischen Unabhängigkeit erwarteten Anzahl, spricht dies für soziale Affinität, liegt sie darunter, für soziale Distanz zwischen den Bildungsgruppen. Getrennt wird also nicht mehr nur - wie bei der Homogamietendenz - zwischen der eigenen Gruppe und Fremdgruppen, sondern die Beziehungen zu den Fremdgruppen werden weiter unterschieden. Aufgrund der Bedeutung der Bildung für die soziale Position und den Lebensstil einer Person ist im allgemeinen mit steigenden Distanzen zur rechnen, je größer der formale Unterschied im Bildungsabschluss ist.

### **2.3.2.1.4 Hypergamietendenzen**

Hypergamietendenzen drücken die Tendenz der Frauen zur „Aufwärts“heirat aus. Zwar werden hypergame Ehen durch ungleiche Bildungsverteilung quasi strukturell erzwungen, gleichzeitig können sie jedoch - wenn Bildung primär als ökonomisches Gut verstanden wird (vgl. familienökonomische Theorie) - auch Ausdruck eines tradierten Rollenverständnisses und einer traditionell geschlechtsspezifischen Arbeitsteilung sein. Bei einem Rückgang der Hypergamie können die homogamen, die hypogamen (d.h. „Aufwärts“heiraten des Mannes) oder beide Partnerschaftsformen zunehmen.

### **2.3.2.2 empirische Ergebnisse**

Einen ersten Zugang zu den beschriebenen Mechanismen der Partnerwahl bietet die sogenannte *Assoziationstabelle*. Dabei weisen Assoziationskoeffizienten größer als „1“ auf eine Bevorzugung der entsprechenden Bildungskombination über das durch die Randverteilungen (also die Angebotsstrukturen) gegebene Limit hinaus hin, Werte kleiner als „1“ zeigen an, dass solche Partnerschaften seltener gewählt werden, als dies bei zufälliger Wahl der Partner der Fall wäre. Exemplarisch sei die Assoziationstabelle einer Studie von Wirth aus dem Jahr 1996 wiedergegeben (Abbildung 2-4, Legende s. FN 24). Die Assoziationskoeffizienten bestätigen im wesentlichen das schon in Abbildung 2-3 gewonnene Bild, nach welchem die Heirat innerhalb der eigenen Gruppe das dominierende Muster der bildungsspezifischen Heiratsbeziehungen ist - auch unabhängig von der Verteilungsstruktur. Zudem gibt es offenbar tatsächlich eine stärkere Tendenz der Frauen, „aufwärts“ zu heiraten, als

umgekehrt. Schließlich lassen sich auch die mit den Bildungsunterschieden einhergehenden sozialen Distanzen aus der Tabelle herauslesen.

Darüber hinaus wird deutlich, dass es zwischen den Bildungsgruppen erhebliche Unterschiede gibt. So liegt die Homogamietendenz der Hochschulabsolventen und Abiturienten durchweg höher als bei den übrigen Bildungsgruppen, was auf besondere *Schließungstendenzen* der gehobenen Bildungsschichten hindeutet. Die Koeffizienten ermöglichen zudem eine Präzisierung der heterogamen Heiratsbeziehungen. Es zeigt sich zum einen, dass für Frauen mit einem mittleren Abschluss die relativ rigide Abgrenzung des Partnerpools auf maximal eine Stufe Bildungsunterschied nicht zutrifft. Sie heiraten nahezu ebenso häufig eine wie zwei Bildungsstufen über ihrem eigenen Abschluss. Gerade diese Gruppe hat folglich eine ausgeprägte Tendenz zur Hypergamie. Eine Tendenz zur Hypogamie kommt dagegen ausschließlich zwischen Hochschulabsolventinnen und Abiturienten vor.

Ehemänner	Ehefrauen				
	HSO	HSM	MR	ABI	FH/HS
<b>Geburtskohorte 1926–33</b>					
HSO	1,8	0,4	0,2	0,1	0,1
HSM	1,1	1,3	0,4	0,3	0,1
MR	0,6	1,1	2,0	0,6	0,5
ABI	0,3	0,7	2,8	6,0	1,2
FH/HS	0,2	0,5	2,6	5,5	7,8
N*	6243	4074	2082	319	340
<b>Geburtskohorte 1934–41</b>					
HSO	1,7	0,4	0,2	0,1	0,1
HSM	1,1	1,2	0,5	0,2	0,1
MR	0,7	1,1	1,9	0,8	0,5
ABI	0,3	0,7	2,5	7,6	1,7
FH/HS	0,2	0,6	2,7	4,5	7,8
<b>Geburtskohorte 1942–49</b>					
HSO	1,8	0,4	0,2	0,1	0,1
HSM	1,1	1,3	0,5	0,3	0,1
MR	0,7	1,1	1,9	0,7	0,5
ABI	0,4	0,8	2,2	7,6	1,3
FH/HS	0,2	0,6	2,4	4,2	7,7
<b>Geburtskohorte 1950–57</b>					
HSO	1,8	0,4	0,2	0,1	0,0
HSM	1,1	1,2	0,6	0,3	0,1
MR	0,7	1,2	1,8	1,1	0,5
ABI	0,4	0,9	2,0	5,6	1,9
FH/HS	0,3	0,7	2,2	4,2	7,8
<b>Geburtskohorte 1958–65</b>					
HSO	1,8	0,4	0,2	0,1	0,0
HSM	1,1	1,3	0,6	0,3	0,1
MR	0,7	1,1	1,9	1,1	0,3
ABI	0,6	0,9	1,8	4,7	1,6
FH/HS	0,3	0,6	2,1	4,8	8,3

**Abbildung 2-4: Assoziationskoeffizienten nach Kohorten**  
(Quelle: Wirth H., *Wer heiratet wen?*, S. 385)

Weitere Beobachtungen - insbesondere auch der zeitlichen Veränderungen - sollen nun mittels der Ergebnisse einer *loglinearen Analyse* angestellt werden, wie sie von Wirth in einer zweiten Studie mit dem Mikrozensus von 1993 durchgeführt wurde<sup>30</sup>. Dabei können verschiedene Modelle erzeugt werden - mit jeweils spezifisch wirkenden Mechanismen (sog. *Effekte*) - und deren Erklärungsgüte in bezug auf das empirisch beobachtete Muster festgestellt werden. In der Studie von Wirth werden ausgehend von einem Basismodell (M1), bei dem statistische Unabhängigkeit der Heiratsmuster unterstellt wird (sich die Hei-

<sup>30</sup> Vgl. Wirth H., *Bildung, Klassenlage und Partnerwahl*, S. 145ff.

ratsmuster also nur an den Angebotsstrukturen orientierten)<sup>31</sup>, sukzessive aufeinander aufbauende Modelle entwickelt, bei denen zunächst Homogamieeffekte (M2), dann Affinitätseffekte (M3) zwischen benachbarten Bildungsgruppen und schließlich Hypergamieeffekte (M4) berücksichtigt werden. In den Modellen 5, 6 und 7 wird dann noch zugelassen, dass sich die Effekte im Zeitverlauf gewandelt haben können. In Abbildung 5 sind die Ergebnisse des Modellvergleichs dargestellt. Die erste Spalte enthält das jeweils überprüfte Modell, Spalte 2 und 3 geben den *Likelihood Ratio Square* ( $L^2$ )<sup>32</sup> und die verbleibenden *Freiheitsgrade* (DF) wieder, Spalte 4 (Predicted) zeigt die durch die berücksichtigten Variablen erklärte *Devianz zum Basismodell*<sup>33</sup>, Spalte 5 schließlich enthält die *BIC-Statistik*<sup>34</sup>.

Modell	$L^2$	DF	Predicted	BIC
1 Unabhängigkeitsmodell	30703	150		29020
2 Konstante Homogamie	11748	144	61,7	10133
3 Konstante Homogamie & Affinität	587	138	98,1	-962
4 Konstante Homogamie & Affinität & Hypergamie	496	137	98,4	-1041
5 Wandel (Homogamie)	399	107	98,7	-801
6 Wandel (Affinität & Hypergamie)	349	102	98,9	-796
7 Wandel (Homogamie & Affinität & Hypergamie)	223	72	99,3	-585

**Abbildung 2-5: Devianzwerte verschiedener loglinearer Modelle** (Quelle: Wirth H., *Bildung, Klassenlage und Partnerwahl*, S. 152)

Wie aus der Abbildung hervorgeht, ist die Neigung, Partner aus der eigenen Bildungsgruppe (Homogamie) zu wählen, das dominierende Muster der Heiratstabelle. Modell 2, das eine konstante Homogamie-neigung spezifiziert, klärt bereits über 61 Prozent der Devianz des Unabhängigkeitsmodells auf. Berücksichtigt man zusätzlich die Affinität zwischen den Bildungsgruppen (Modell 3), werden 98 Prozent der Devianz des Unabhängigkeitsmodells erklärt. Die oben theoretisch abgeleiteten Nachfragemechanismen der bildungsspezifischen Partnerwahl, Homogamie und Affinität, bilden die beobachteten Heiratsbeziehungen in der Heiratstabelle damit nahezu ab. Der Hypergamieeffekt (Modell 4) trägt kaum noch zur Devianzaufklärung bei, erbringt aber gemessen am  $L^2$ -Wert, eine signifikante Verbesserung der Modellschätzung. Wird die Anpassung der Modelle an die beobachteten Heiratsmuster anhand der BIC-Werte beurteilt, ist Modell 4 das am besten angepasste Modell. Bei einer hinreichend guten Schätzung der beobachteten Datenstruktur kommt es mit einer sparsamen Hypothesenformulierung aus: Danach sind die bildungsspezifischen Heirats-

<sup>31</sup> Damit bleibt der Erklärungswert der Angebotsstrukturen selbst unberücksichtigt. Ziegler (*Bildungsexpansion und Partnerwahl*, S. 94) kommt hierfür auf einen Wert von 40 – 60% (in bezug auf ein Gleichverteilung der Partnerschaften annehmendes Basismodell).

<sup>32</sup> Je kleiner die Likelihood-Werte, desto besser die Anpassung an das saturierte Modell. Gleiches gilt für die Devianz ( $-2LL = -2 \ln L$ ).

<sup>33</sup>  $\text{Predicted} = (L^2_{\text{Basismodell}} - L^2_{\text{Alternativmodell}}) / (L^2_{\text{Basismodell}})$

<sup>34</sup> Da  $L^2$  sehr sensitiv gegenüber der Fallzahl ist, wird als zusätzliches Gütemaß für die Modellanpassung die BIC-Statistik herangezogen. Die BIC-Statistik berücksichtigt sowohl die Sparsamkeit des Modells (gemessen an den verbrauchten Freiheitsgraden) wie auch die Fallzahl. Je kleiner der BIC-Wert ist, desto besser ist die Modellschätzung:  $\text{BIC} = L^2 - (\ln N) * (\text{df})$ , vgl. Mare R, *Educational Assortiv Mating*, S. 21

muster insgesamt durch ein zeitlich konstantes Assoziationsmuster gekennzeichnet. Der auf deskriptiver Ebene beobachtete Wandel in den bildungsspezifischen Heiratsmustern scheint also vor allem auf den Veränderungen der strukturellen Randbedingungen, d.h. der geschlechtsspezifischen Bildungsangleichung, und nicht auf Veränderungen individueller Präferenzen (Nachfragemechanismen) zu beruhen.

Ein Blick auf die einzelnen Parameterwerte der loglinearen Modelle für die Kohorten 1918-25 und 1958-65 scheint diese These im ganzen zu bestätigen (Abbildung 2-6, Legende s. FN 24). Die abgedruckten Werte sind Lambda-Werte, also Exponenten der e-Funktion. Ein Homogamieparameter von 3,5 besagt folglich, dass Hochschulabsolventen ca. 33mal ( $e^{3,5}$ ) häufiger einen Partner der eigenen Gruppe wählen, als bei einer zufälligen Partnerwahl zu erwarten wäre.

Bildungsniveau		Kohorte 1918-25					
		Ehefrauen					
		HSO	HSM	MRO	MRM	ABI	FH/HS
Ehemänner	HSO	4,52	2,36	0,60			
	HSM	2,64	2,28	-0,37			
	MRO	0,88		0,90	-1,19		
	MRM		-0,08	-0,91	-0,95	-0,58	
	ABI			-0,30		1,82	1,61
	FH/HS					1,89	3,21
Bildungsniveau		Kohorte 1958-65					
		Ehefrauen					
		HSO	HSM	MRO	MRM	ABI	FH/HS
Ehemänner	HSO	4,14	2,03 *	1,77 *			
	HSM	2,01	1,62 *	-0,14			
	MRO	1,75 *		1,96 *	-0,82		
	MRM		-0,16	-0,84	-0,63	-0,28	
	ABI			-0,30		1,73	1,80
	FH/HS					1,78	3,50

\* Signifikante Veränderung auf dem 5%-Niveau (Referenzkohorte: 1918-25).

**Abbildung 2-6: Parameterschätzung loglinearer Modelle** (Quelle: Wirth H., *Bildung, Klassenlage und Partnerwahl*, S. 162)

Im Vergleich zu den Assoziationskoeffizienten der vorhergehenden Studie aus dem Mikrozensus von 1991 liegen diese Werte wesentlich höher. Zudem sind die Homogamietendenzen *beider* Extremgruppen, also der Hochschulabsolventen und der Hauptschüler ohne Abschluss, ausgeprägt hoch, während dies in der vorhergehenden Studie nur für die Hochschulabsolventen galt. Auch Teckenberg<sup>35</sup> kommt jedoch zu diesem Befund. Offenbar stehen den *Schließungstendenzen* am oberen Ende der Bildungsskala, *Ausgrenzungstendenzen* am unteren Ende gegenüber; in dem Sinne, dass Hauptschülern ohne Ausbildung nichts anderes übrig bleibt, als unter sich zu heiraten. Aus zeitlicher Perspektive blieben die Homogamieraten über die Kohorten hinweg relativ konstant.

Die Tabelle zeigt daneben deutliche Affinitäten zwischen Personen, die einen Hauptschulabschluss gemacht haben (mit/ohne Berufsausbildung) und zwischen Personen, die ~~Abitur gemacht haben~~ (Abiturienten und Hochschulabsolventen). Hier macht sich

<sup>35</sup> Vgl. Teckenberg, W., *Wer heiratet wen*, S. 146ff.



gemacht haben (Abiturienten und Hochschulabsolventen). Hier macht sich offensichtlich die Vorstrukturierung durch Bildungsinstitutionen (Teilheiratsmärkte) bemerkbar. Abgänger mit mittlerer Reife sind dagegen mehr nach „oben“ oder „unten“ orientiert. Diese Beobachtungen gelten für die älteren wie für die jüngeren Kohorten.

Nicht verändert haben sich auch die Hypergamietendenzen der Frauen, während die Hypogamiewerte der Männer deutlich angestiegen sind. Dies spricht dafür, dass der Rückgang hypergamer Ehen hauptsächlich - wie schon oben vermutet - auf dem Angleichungsprozess in der Ausbildung beider Geschlechter beruht, es aber nie eine starke persönliche Tendenz unter den Frauen gab, einen besser ausgebildeten Mann zu heiraten. Umgekehrt deuten die steigenden Hypogamietendenzen der Männer auf eine veränderte Einstellung hin, auch einen Bildungsvorsprung ihrer Frauen zu akzeptieren.

Vergleicht man diese Ergebnisse mit denen von Ziegler<sup>36</sup> und Teckenberg<sup>37</sup> ergeben sich überwiegend Übereinstimmungen. Anders als Wirth konstatiert, Teckenberg jedoch leicht zunehmende Schließungstendenzen am oberen und unteren Ende der Bildungsleiter, während Ziegler am unteren Ende von einer leichten Entstrukturierung, also Vermischung der Bildungsschichten, spricht. Dabei handelt es sich jedoch lediglich um die Beobachtung von Entwicklungstendenzen. Auch sie konstatieren grundsätzlich eine starke Schließung der beiden Grenzgruppen. Abweichend von Wirth stellen beide Autoren schließlich eine Abnahme der Hypergamietendenzen fest, also auch ein nachfrageseitig verändertes Rollenverständnis der Frauen - eine Entwicklung, die im Zuge der weiblichen Emanzipation plausibel erscheint.

*Zusammenfassend lassen sich folgende Ergebnisse festhalten:*

- Bei der bildungsspezifischen Partnerwahl gibt es allgemein eine starke Tendenz, einen Partner mit gleichem Bildungsgrad zu heiraten. Besonders stark sind diese Tendenzen am oberen und unteren Ende der Bildungsskala ausgeprägt.
- Bei heterogamen Partnerschaften bestehen Affinitäten insbesondere zu benachbarten Bildungsgruppen, häufig haben beide Partner zudem denselben allgemeinbildenden Schulabschluss.
- Die früher ausgeprägte Tendenz der Frauen „aufwärts“ zu heiraten war insbesondere angebotsseitig - durch die ungleiche Bildungsverteilung - bedingt. Nachfrageseitig lässt sich dagegen bei Männern eine steigende Tendenz zur „Aufwärts“heirat beobachten.
- Mittlere Bildungsschichten haben am ehesten die Tendenz heterogam, also nach „oben“ oder „unten“, zu heiraten.

---

<sup>36</sup> Vgl. Ziegler R., *Bildungsexpansion und Partnerwahl*, S. 85ff.

<sup>37</sup> Vgl. Teckenberg W., *Wer heiratet wen*, S. 139ff.

- Bildungsspezifische Partnerpräferenzen haben sich mit der Zeit kaum geändert; veränderte Heiratsmuster sind hauptsächlich auf veränderte Gelegenheitsstrukturen (Stichwort: Bildungsangleichung) zurückzuführen.

### **2.3.3 Analyse unter Berücksichtigung unterschiedlicher Kontextfaktoren**

#### **2.3.3.1 Ost/West-Vergleich**

Wie Wirth in ihrer Studie über bildungsspezifische Heiratsbeziehungen in West- und Ostdeutschland feststellt<sup>38</sup>, folgt die Strukturierung der Heiratsbeziehungen in Ostdeutschland „im wesentlichen dem gleichen Muster wie in Westdeutschland“<sup>39</sup>. Auch bei den ostdeutschen Kohorten ist zum einen die Neigung zur bildungshomogenen Partnerwahl das dominierende Charakteristikum, zum anderen konzentrieren sich die Heiratsbeziehungen – ähnlich wie im Westen – hauptsächlich auf Personen mit dem gleichen allgemeinbildenden Abschluss. Erhebliche Unterschiede zum Westen lassen sich jedoch in den zentralen Entwicklungstendenzen erkennen. Während die markanteste Entwicklung in Westdeutschland der Rückgang der geschlechtsspezifisch asymmetrischen Partnerwahl ist, beobachtet Wirth im Osten insbesondere den Übergang von einer Phase der relativen Offenheit zu einer Phase der Schließung zwischen den Bildungsgruppen. Wirth führt dies insbesondere auf die politisch gewollte Durchmischung der Schichten und die gezielte Förderung von Arbeiterkindern während der Aufbauphase der DDR und der Abgrenzung der politisch führenden Klasse nach der Etablierung des Systems zurück<sup>40</sup>.

#### **2.3.3.2 Internationaler Vergleich**

Einen internationalen Vergleich der Heiratsmuster liefert die Studie von Rüffert<sup>41</sup>. Verglichen werden die Partnerschaften in den europäischen Ländern Niederlande, Irland, Österreich, Deutschland, Polen und Ungarn sowie in Australien und den USA. Eine auffällig niedrige Bildungshomogamie und signifikant niedrige soziale Barrieren konstatiert Rüffert für die Niederlande und Australien, während die Werte in allen übrigen Ländern höher liegen. Hierfür sind in Irland und Österreich allerdings hauptsächlich die Verteilungsstrukturen verantwortlich: Beide Länder haben einen relativ hohen Anteil an Personen mit niedriger Bildung, so dass sich auch schon bei zufälliger Partnerwahl hohe Homogamiewerte ergeben. In Deutschland, Polen, Ungarn und den USA sind dagegen überwiegend soziale

---

<sup>38</sup> Vgl. Wirth H., *Bildung, Klassenlage und Partnerwahl*, S. 165ff./240ff.

<sup>39</sup> Wirth H., *Bildung, Klassenlage und Partnerwahl*, S. 240

<sup>40</sup> Vgl. Wirth H., *Bildung, Klassenlage und Partnerwahl*, S. 141; eingehend zur sozialen Umstrukturierung in der DDR: Solga H., *Klassenlagen und Mobilität*, S. 5ff.

<sup>41</sup> Vgl. Rüffert W., *Bildungshomogamie im internationalen Vergleich*, S. 99ff.

Ausgrenzungsprozesse zwischen den Bildungsgruppen für die beobachteten Heiratsbarrieren und Homogamietendenzen verantwortlich. Polen hat hohe Heiratsbarrieren zwischen den unteren und mittleren Ausbildungsgruppen, die USA und Deutschland hohe Barrieren zwischen den mittleren und hohen Ausbildungsgruppen. In diesen beiden Ländern gibt es also offenbar die stärkste Tendenz gebildeter Bevölkerungsteile, sich gegenüber anderen Bildungsschichten abzugrenzen, während in Polen insbesondere die Niedriggebildeten ausgegrenzt werden. Wie erwähnt findet sich die größte bildungsbezogene Offenheit - sowohl sozial wie strukturell bedingt - in den Ländern Australien und Niederlande; was insofern überrascht, als die Trennlinie zwischen den europäischen und nicht-europäischen Ländern erwartet werden konnte. Die zeitliche Entwicklung indiziert für fast alle untersuchten Länder - mit Ausnahme von Australien - eine leicht abnehmende Bildungshomogamietendenz. Gleiches gilt für Heiratsbarrieren bzw. -affinitäten. Auf der Suche nach Erklärungsfaktoren für die beobachteten Länderunterschiede analysiert Ruffert eine mit dem Säkularisierungsgrad sinkende und dem Anteil ländlicher Bevölkerung steigende Bildungshomogamiequote (vgl. Abbildung 2-7)<sup>42</sup>. Ein Zusammenhang mit der Frauenerwerbsquote lässt sich dagegen nicht erkennen.

### **2.3.3.3 Alter der Partner**

Eine Verknüpfung zwischen dem Alter der Personen und den Homogamieraten besteht in zweierlei Hinsicht. Zum einen stellt Klein<sup>43</sup> für Männer - aber nicht für Frauen ! - mit dem Alter tendenziell abnehmende Heiratsbarrieren fest. Klein begründet diesen Befund damit, „dass die mit zunehmenden Alter fortschreitende Auseinanderentwicklung der bildungsspezifischen Berufskarrieren zu einem steigenden Tauschwert hoher Bildung beiträgt, während sich die Bedeutung des kulturellen Kapitals bei der bildungsbezogenen Partnerwahl in der Tat reduziert“<sup>44</sup>. Nach der familienökonomischen Theorie ergibt sich daraus eine Tendenz zur Hypergamie (vgl. 2.2.2.1).

Zum anderen hat das Alter über die Verweildauer im Bildungssystem einen indirekten Einfluss. So konnten Blossfeld/Timm<sup>45</sup> mittels logistischer Regression nachweisen: „Je länger Frauen und Männer im Bildungssystem verweilen, desto größer ist für sie die Chance, einen gleich- oder höherqualifizierten Partner zu heiraten“. Der dahinterliegende Mechanismus ist einleuchtend: Durch den Selektionsprozesse scheiden sukzessive die jeweils Wenigerqualifizierten aus. Damit bleiben diejenigen Frauen und Männer länger zusammen

---

<sup>42</sup> Im Sinne des normativen Ansatzes (vgl. 2.2.1) lassen sich insbesondere unter einer christlichen und ländlichen Bevölkerung starke auf eine Bildungshomogamie hinwirkende Wertvorstellungen vermuten.

<sup>43</sup> Vgl. Klein T., *Determinanten der bildungsbezogenen Partnerwahl*, S. 140f.

<sup>44</sup> Klein T., *Determinanten der bildungsbezogenen Partnerwahl*, S. 140

<sup>45</sup> Blossfeld/Timm, *Der Einfluss des Bildungssystems*, S. 463f., Zitat: S. 463

(mit hohen Kontaktchancen), die ein gleiches oder später eventuell höheres

Land	Beobachtete Bildungshomogamie (in %)	Überzufällige Bildungshomogamietendenz <sup>1</sup>	Säkularisierungsgrad <sup>2</sup> (in %)	Städtische Bevölkerung <sup>3</sup> (in %)	Frauen-erwerbsquote <sup>4</sup> (in %)
Irland	71,7	0,39	3,9	57,7	41,6
Österreich	71,5	0,39	19,5	64,3	48,8
Ungarn	70,9	0,42	32,0	65,0	57,1
Polen	67,1	0,46	3,9	64,0	53,6
Deutschland	66,9	0,42	21,9	86,7	47,8
USA	63,6	0,39	12,6	76,3	59,3
Niederlande	56,7	0,31	57,7	89,0	49,3
Australien	53,2	0,25	33,6	84,7	51,7

<sup>1</sup> kappa

<sup>2</sup> (Anteil der Kategorie „never“ bei der Frage nach der Kirchgangshäufigkeit; Angaben des Befragten) für Irland ISSP 1988; für Niederlande ISSP 1993; sonst ISSP 1992 (Zentralarchiv für Empirische Sozialforschung an der Universität zu Köln 1995)

<sup>3</sup> Statistisches Bundesamt 1999

<sup>4</sup> Statistisches Bundesamt 1998; Statistisches Bundesamt 1996; OECD 1997; Australian Bureau of Statistics 1999; Bureau of the Census 1999

**Abbildung 2-7: Bildungshomogamie und Indikatoren nach Land**  
(Quelle: Rießert W., *Bildungshomogamie im int. Vergleich*, S. 126)

Bildungsniveau erreichen werden (vgl. 2.2.3.2). Auf diese Weise lassen sich auch die hohen Homogamieraten der Hochschulabsolventen erklären.

### **2.3.3.4 Soziale Herkunft der Partner**

Neben den zeitabhängigen Effekten des Bildungssystems haben Blossfeld/Timm auch den Einfluss der sozialen Herkunft auf die Partnerwahl untersucht<sup>46</sup>. Dabei gingen sie davon aus, dass die Tendenz zur Bildungshomogamie mit dem Bildungsniveau des Vaters steigen sollte. Denn: Je besser die soziale Herkunft, desto besser wahrscheinlich das Bildungsniveau der Kinder und desto höher die Barrieren zu anderen Bildungsgruppen (vgl. die Ergebnisse unter 2.3.2.2). Eine Überprüfung dieser These ergab tatsächlich eine signifikante Korrelation. Eine Tendenz zur Heterogamie ergibt sich nach Blossfeld/Timm dagegen immer dann, wenn die Söhne und Töchter das Bildungsniveau ihrer Herkunftsfamilie übersteigen bzw. nicht erreichen. Diese haben aufgrund ihrer herkunftsspezifischen sozialen Kontakte (Freunde, Bekannte, Verwandte usw.) eine hohe Neigung, wiederum einen Partner aus der Herkunftsschicht zu treffen und dann nach „oben“ bzw. „unten“ zu heiraten.

### **2.3.3.5 Ehe/nichteheliche Lebensgemeinschaft**

<sup>46</sup> Vgl. Blossfeld/Timm, *Der Einfluss des Bildungssystems*, S. 467ff.; Auch hier bedienten sich die Autoren der logistischen Regression als statistisches Untersuchungsinstrument.

Mit der Zunahme nichtehelicher Lebensgemeinschaften als neue Form der Partnerschaft, stellt sich die Frage, ob dort dieselben bildungsspezifischen Mechanismen wirken wie in ehelichen Partnerschaften oder ob es signifikante Unterschiede gibt. Frenzel<sup>47</sup>, der dieser Frage nachging, fielen unter den nichtehelichen Lebensgemeinschaften insbesondere der geringere Anteil „aufwärts“heiratender Frauen und komplementär die verbesserten Chancen der Männer, nach „oben“ zu heiraten, auf. Eine weitere Untersuchung mittels loglinearer Modelle ergab jedoch, dass diese im Vergleich zu Ehen größere Symmetrie in den Partnerbeziehungen beinahe ausschließlich ein Resultat unterschiedlicher Verteilungsstrukturen ist: Frauen in nichtehelichen Partnerschaften - so Frenzel - sind nämlich durchschnittlich besser ausgebildet als in Ehen. Darüber hinaus unterscheiden sich die Selektionsmechanismen in beiden Partnerschaftsformen jedoch nicht.

## **2.4 Diskussion der Ergebnisse im Lichte der theoretischen Modelle**

Eine Analyse der Ergebnisse vor dem Hintergrund der anfangs diskutierten sozialtheoretischen Modelle der Partnerwahl ergibt ein differenziertes Bild. Nicht zu leugnen ist der Einfluss vorgegebener Strukturen im Sinne der *strukturtheoretischen Ansätze*. Allein durch die Verteilungsstrukturen, d.h. die Verteilung der Bildungsgruppen bei Männern und Frauen, lassen sich meist 40 - 60% des beobachteten Heiratsmusters erklären (vgl. Fn 32). Die Ergebnisse zeigen, dass auch für die Veränderungen der letzten fünfzig Jahre - insbesondere die abnehmende Hypergamie der Frau - ganz überwiegend die mit der Bildungsexpansion einhergehende Bildungsangleichung zwischen Männern und Frauen - also die veränderte Verteilungsstruktur - verantwortlich ist (vgl. 2.3.2.2). Ebenso beruhen unterschiedliche Heiratsmuster in verschiedenen Ländern häufig auf einer unterschiedlichen Verteilung der Bildung (vgl. 2.3.2.2) und angebotsstrukturell lässt sich auch die bildungsspezifische Symmetrie nichtehelicher Partnerschaften begründen (vgl. 2.3.3.5). Gleichwohl handelt es sich hierbei eher um eine statistisch-mathematische Erklärung, die zwar eine Verbindung zwischen der Bildungsstruktur einer Gesellschaft und den bildungsbezogenen Partnermustern herstellt, aber keine „Besonderheiten“ oder „Überzufälligkeiten“ im Partnerwahlverhalten aufdeckt.

Dies vermag schon eher die zweite strukturtheoretische Teiltheorie, die den Einfluss von Teilheiratsmärkten postuliert. Sie erlaubt zum Beispiel die auffälligen Affinitäten zwischen Personen mit demselben allgemeinbildenden Schulabschluss zu erklären (vgl. 2.3.2.2). Auch die mit der Verweildauer im Bildungssystem steigenden Homogamiequoten sind ein Ausfluss dieses Wirkungsmechanismus (vgl. 2.3.3.2). Offenbar nutzen die meisten

---

<sup>47</sup> Vgl. Frenzel H., *Bildung und Partnerwahl*, S. 67ff.

Menschen die sich ihnen bietenden Gelegenheiten und Kontakte zur Partnerwahl, und sind nicht bereit, viel Zeit und Ressourcen für eine Partnersuche außerhalb ihres Handlungsumfeldes zu investieren. Ein strenges dreigliedriges Bildungssystem, das die Schülerpopulationen früh voneinander trennt, scheint somit nicht unwesentlich zur sozialen Schließung einer Gesellschaft beizutragen. Die im Vergleich zu den Niederlanden hohen sozialen Barrieren der Bundesrepublik bezogen auf die Partnerwahl geben dann keine Rätsel mehr auf.

Die Relevanz struktureller Begebenheiten für die Partnerwahl hat sich also durch die empirischen Ergebnisse bestätigt. Schwieriger ist der Erklärungsbeitrag der *nachfrageorientierten Theorien* abzuschätzen.

Die überzufällig hohen Homogamieraten etwa ließen sich sowohl *normativ* als auch *austauschtheoretisch* begründen. Allerdings müssten unter normativen Gesichtspunkten und der Annahme einer zunehmenden Individualisierung der Gesellschaft im Laufe der Zeit *abnehmende* Homogamieraten zu beobachten sein. Die Ergebnisse weisen jedoch eher auf eine relative Konstanz hin (vgl. 2.3.2.2). Offenbar spielen austauschtheoretische Mechanismen eine größere Rolle: Sei es, dass ähnliche Partner präferiert werden, um das eigene Selbstbild zu bestätigen (Matching-These) oder – gemäß der Competition-These – sich beim Wettbewerb um die attraktivsten Partner jeder letztendlich mit einem „gleichguten“ Partner zufrieden geben muss. Allerdings führt letzteres nur bei gleicher Bildungsverteilung zwischen Männern und Frauen zur Homogamie (vgl. 2.2.2.2). Ist ein Teil durchschnittlich weniger gut gebildet, spräche das umgekehrt für hohe Heterogamiequoten, weil dann der Marktmechanismus *relativ* gleichgestellte Personen (also in bezug auf die anderen Männer bzw. Frauen, nicht in bezug auf den Partner) zusammenführt. Die Bildungsexpansion der vergangenen fünfzig Jahre in Westdeutschland hätte folglich nach diesem Ansatz zu einem *Anstieg* der Homogamierate führen müssen, der jedoch (s.o.) nicht beobachtet werden konnte. Auch der wettbewerbstheoretische Ansatz taugt damit wenig zur Erklärung der ausgeprägten Homogamietendenzen. Es ist also wohl insbesondere die soziokulturelle Ähnlichkeit, die viele Menschen Partner mit gleicher Ausbildung wählen lässt.

Den geringsten Erklärungsbeitrag hätte in dieser Hinsicht die *familienökonomische Theorie* erbracht, die aus ökonomischer Perspektive eher bildungsungleiche Partnerschaften erwartet. Andererseits wäre aus ökonomischer Perspektive zu erklären, warum bei Bildungsgleichung der Geschlechter, nicht der Trend zur Homogamie, sondern zur Aufwärtsheirat des Mannes ansteigt. Ökonomisch sinnvoll wären nämlich Ehen mit Hausfrauen ebenso wie mit Hausmännern! Fraglich ist allerdings, ob in diesen Partnerschaften wirklich der Mann die Hausarbeit übernimmt oder ob nicht in dem meisten Fällen beide Partner berufstätig sind, so dass sich die familienökonomische Theorie nicht anwenden lässt.

Diffizil gestaltet sich die theoretische Auslegung der *Hypergamietendenzen* der Frau, die besonders früher für ein sehr asymmetrisches Heiratsmuster sorgten. Zwar bietet hier die familienökonomische Theorie eine gute Erklärungsgrundlage, indem sie den ökonomischen Nutzen einer „Hausfrauenehe“ postuliert (vgl. 2.2.2.1), empirisch beobachtet werden konnte jedoch, dass die Hypergamie der Frauen hauptsächlich verteilungsstrukturell zu begründen ist und nur zu einem geringen Anteil durch individuelle (d.h. auch rollenspezifische) Präferenzen. Andererseits lässt sich argumentieren, dass die Frauen sich von vornherein schlechter ausbildeten - in der Erwartung später in der Familie die Hausarbeit zu übernehmen. Insofern wären letztendlich gesellschaftliche Wertvorstellungen - also normative Kriterien - für die Tendenz der Frauen zur „Aufwärtsheirat“ verantwortlich - Wertvorstellungen, die sich im Lauf der Zeit ändern können und so zu symmetrischeren Partnermustern geführt haben.

Nicht eindeutig theoretisch klären lassen sich auch die übermäßig hohen Homogamieraten der beiden *Randgruppen*, also der Hauptschüler ohne Berufsbildung und der Hochschulabsolventen, soweit man sie nachfrageseitig zu begründen versucht. Anzunehmen ist, dass hier sowohl normative als auch wettbewerbstheoretische Aspekte eine Rolle spielen. Normativ, insofern als Hochgebildete eher besondere Statuspräferenzen haben, wettbewerbstheoretisch, wenn Hauptschüler ohne Ausbildung keine Chance haben, einen besser gebildeten Partner zu finden.

Dehnt man den empirisch-theoretischen Vergleich auch auf die Wirkung von *Kontextfaktoren* aus, spiegeln sich auch hier die verschiedenen sozialtheoretischen Modelle wider. Länderunterschiede ergeben sich aufgrund unterschiedlicher Verteilungsstrukturen, aber auch aufgrund einer mehr oder weniger wertgebundenen Bevölkerung (gemessen anhand des Säkularisierungsgrades und des Anteils der Landbevölkerung; vgl. 2.3.2.2). Normativ lassen sich ebenso die Entwicklungstendenzen in Ostdeutschland erklären: Hier hatte sogar die Politik Einfluss auf die Heiratsmuster (vgl. 2.3.3.1). Austausch theoretisch mag der Einfluss der sozialen Herkunft begründet werden - nämlich durch die Neigung, Partner mit ähnlichen Lebensstilen zu heiraten (unter der Annahme, dass der eigene Lebensstil mehr durch die soziale Herkunft als durch die eigene formale Ausbildung geprägt wird; vgl. 2.3.3.4). Bei der mit dem Alter steigenden Heterogamie spielen (neben strukturellen) wahrscheinlich ökonomische Motive eine Rolle (vgl. 2.3.3.2).

Es zeigt sich, dass keine der sozialtheoretischen Theorien das Partnerwahlverhalten vollständig abbilden kann, dass aber alle Theorien umgekehrt an der ein oder anderen Stelle einen Erklärungsbeitrag liefern können. Offenbar ist das Partnerwahlverhalten zu komplex,

um durch eindimensionale Modelle erfasst werden zu können. Die wichtigsten – jeweils ineinandergreifenden - Mechanismen wurden auf den vorangegangenen Seiten dargestellt.

Insgesamt haben sich Ehen und Partnerschaften in bezug auf die Zugehörigkeit zu Bildungsgruppen als *relativ geschlossen* erwiesen. Schaut man sich die Entwicklung der vergangenen Jahrzehnte in Westdeutschland an, lässt sich im übrigen feststellen, dass es weder zu einer signifikanten Entstrukturierung noch zunehmenden Schließung der Bildungsschichten gekommen ist, wie dies aufgrund der Individualisierung der Gesellschaft (normative Theorie) bzw. homogenerer Angebotsstrukturen (strukturtheoretische Ansätze) vermutet worden ist.



### **3. Bildungsspezifische Partnerschaftsmuster in Deutschland**

#### **3.1 Vorbemerkungen**

Die bisherigen empirischen Forschungsergebnisse zur bildungsspezifischen Partnerwahl haben gezeigt, dass die Partnerwahl nicht unabhängig vom Bildungsstand der Partner stattfindet. Vielmehr wird das bildungsspezifische Partnerwahlverhalten von verschiedenen *Wirkungsmechanismen* geleitet (vgl. zusammenfassend 2.2.2.2 Ende). Diese ergeben sich sowohl *angebotsstrukturell* (durch unterschiedliche Bildungsverteilungen) als auch *nachfrageseitig* (durch spezifische subjektive Präferenzen).

Im folgenden Kapitel wollen wir versuchen diese Wirkungsmechanismen anhand der Allbus-Bevölkerungsumfrage von 1998 nach zu zeichnen. Dazu soll zunächst – nach einer Erläuterung des Datensatzes (3.2) und der Bildungsklassifikation (3.3) - die *deskriptiv* zu beobachtende Partnerstruktur dargestellt werden (3.4). Anschließend wollen wir uns mittels loglinearer Modelle (3.5.1) sukzessive näher an die Wirkungsmechanismen heran tasten: Zunächst überprüfen wir die *These der Unabhängigkeit* der bildungsspezifischen Partnerwahl und evaluieren den Einfluss der Bildungsverteilung auf die Partnerstruktur (3.5.2). Anschließend wollen wir versuchen, bestimmte *Strukturen* im Partnermuster zu erkennen, um daraus Rückschlüsse auf das Partnerwahlverhalten treffen zu können (3.5.3). Schließlich sollen die sich heraus kristallisierenden *individuellen Nachfragemechanismen* speziell modelliert werden, um exakt ihre Bedeutung für das partnerschaftliche Wahlverhalten bestimmen zu können (3.5.4).

In einer abschließenden Betrachtung (3.6) werden unsere Ergebnisse den bisherigen Forschungsergebnissen gegenübergestellt und die Frage beantwortet, ob sich in unserer aktuellen Studie die bisherigen Erkenntnisse vollständig bestätigen oder sich eventuell davon abweichende Tendenzen beobachten lassen.

#### **3.2 Beschreibung des Datensatzes**

Als Datenbasis dient der *ALLBUS-Datensatz 1998*. Die Allgemeine Bevölkerungsumfrage der Sozialwissenschaften (ALLBUS) ist eine Umfrageserie zu Einstellungen, Verhaltensweisen und Sozialstruktur der Bevölkerung in der Bundesrepublik Deutschland. Die Erhebungen werden seit 1980 in zweijährigem Abstand durchgeführt. In persönlichen Interviews wird jeweils ein repräsentativer Querschnitt der bundesdeutschen Bevölkerung befragt.<sup>48</sup>

---

<sup>48</sup> Vgl. <http://zuma-mannheim.de/data/allbus/inform.html>

Die Grundgesamtheit beim Allbus 1998 besteht aus allen erwachsenen Personen (Deutsche und Ausländer), die in der Bundesrepublik Deutschland in Privathaushalten wohnen. Dabei wurden ausländische Personen nur befragt, wenn das Interview in deutscher Sprache durchgeführt werden konnte. Das Auswahlverfahren basiert auf Zufallsstichproben aus der Grundgesamtheit in drei Stufen (ADM-Design).

ADM Design:

	Westdeutschland	Ostdeutschland
<b>Auswahlverfahren</b>		
1. Stufe	Zufällig ausgewählte Stimmbezirke	
	420 Stimmbezirke (2 Netze mit je 210 Stimmbezirken) aus der ADM-Hauptstichprobe	192 Stimmbezirke (2 Netze mit je 2×48 Stimmbezirken) aus der ADM-Hauptstichprobe
2. Stufe	Zufällig ausgewählte Haushalte in den Stimmbezirken nach dem Random-Route-Verfahren mit Adress-Vorlauf	
3. Stufe	Zufallsauswahl jeweils einer Befragungsperson je Haushalt aus den zur Grundgesamtheit zählenden Haushaltsmitgliedern (Kish-table)	

Nach dem ADM Design betrug somit das Ausgangsbrutto 5928 Fälle.

	Westdeutschland	Ostdeutschland
<b>Stichprobe</b>		
Ausgangsbrutto	N = 4200	N = 1728
Bereinigtes Brutto	N = 3994	N = 1648
Auswertbare Interviews	N = 2212	N = 1022
	N = 3234	

<sup>49</sup>

Das *bereinigte Brutto* ergibt sich, da stichprobenneutrale Ausfälle in Höhe von N = 286 zu verzeichnen waren. Daher reduziert sich die Basis auf 5642. *Stichprobenneutrale Ausfälle* basierten im wesentlichen darauf, dass die Adresse unbearbeitet, der Haushalt nicht auffindbar, die Adresse unbewohnt, die Adresse nur ein Zweitwohnsitz war oder es unter der Adresse keinen Privathaushalt gab.

Viel gravierender waren allerdings die systematischen Ausfälle, die in den auswertbaren Interviews herausgerechnet wurden. So konnten insgesamt weitere 2408 Fälle nicht in den Datensatz von ALLBUS 1998 aufgenommen werden. Die wesentlichen Gründe dafür waren, dass im Haushalt niemand angetroffen wurde, die Zielperson nicht befragungsfähig

<sup>49</sup> Vgl. Koch/ Kurz./ Mahr-George/Wasmer, *Konzeption und Durchführung der „Allgemeinen Bevölkerungsumfrage der Sozialwissenschaften“*, S. 7 u. S.46

war, die angetroffene Person/Zielperson jede Auskunft verweigerte oder das Interview nicht auswertbar war wegen Zweifel an der korrekten Durchführung.

Erwähnt werden sollte noch, dass die Informationen über den Partner bzw. über den Bildungsgrad des Ehepartners stets auf den Angaben des/der Befragten beruhen. Getrennte Auswertungen der ALLBUS-Daten lassen jedoch keine nennenswerten Abweichungen erkennen. Bei Frauen ergeben sich praktisch keine Unterschiede, während der Bildungsgrad von Männern geringfügig höher ist, wenn er auf deren eigenen Angaben beruht als wenn die Informationen von der Ehefrau stammen.<sup>50</sup>

Im ALLBUS 1998 wurden daher 3234 Fälle berücksichtigt. Für unsere Analyse konnten wir jedoch weitere 1324 Fälle nicht berücksichtigen, so dass 1910 auswertbare Fälle übrig blieben. Nicht in die Analyse gingen die Befragten ein, die keinen Partner hatten. Dabei haben wir den Begriff des Partners nicht nur auf den Ehepartner beschränkt, sondern die Lebenspartner mit einbezogen<sup>51</sup>. Die *Einbeziehung der Lebenspartner* erschien uns insofern als gerechtfertigt, da die Anzahl der nichtehelichen Lebensgemeinschaften in der Bundesrepublik Deutschland seit Beginn der siebziger Jahre stetig zugenommen hat. Nach Veröffentlichungen des Statistischen Bundesamtes war 1972 erst jede 113. Partnerschaft eine nichteheliche Lebensgemeinschaft, 1998 dagegen schon jede 10. Partnerschaft.<sup>52</sup> Des weiteren liegen der Wahl von Lebensgefährten scheinbar dieselben Selektionsmechanismen zugrunde wie der Wahl von Ehepartnern, so dass man diese beiden Gruppen ohne Probleme zusammenfassen kann.<sup>53</sup> Die meisten nichtehelichen Lebensgemeinschaften können dabei als eine neue Form des „Verlönisses“ aufgefasst werden. Sie sind eine Form vorehelichen Zusammenlebens, die nicht als Alternative zur Ehe geplant ist. Dabei ist das nichteheliche Zusammenleben kein Phänomen einer oberen Gesellschafts- oder Bildungsschicht, sondern kann durch alle soziale Schichtungen, in allen Ortsgrößen, Altersklassen und in allen Regionen betrachtet werden.<sup>54</sup>

Des weiteren haben wir unsere Analyse darauf angelegt, nur „etablierte“ Partnerschaften zu untersuchen, da sozio-strukturell nur die ernsthaften, längerfristigen (erfolgreichen) Partnerschaften, nicht aber zum Beispiel kurzzeitige Liebschaften oder Partnerschaften, in denen andere Aspekte als ein dauerhaftes Zusammenleben eine Rolle spielen, interessant sind. Hier mögen soziale oder charakterliche Aspekte von vornherein nur eine untergeordnete Rolle spielen oder sie konnten sich aufgrund der kurzen Zeitspanne noch nicht als e-

---

<sup>50</sup> Vgl. Ziegler, *Sozialstruktur im Umbruch*, S. 85

<sup>51</sup> Wenn im folgenden aus Gründen der einfacheren Formulierung die Begriffe „Heirat“ oder „heiraten“ verwendet werden, sind damit stets auch die nicht-ehelichen Partnerschaften berücksichtigt.

<sup>52</sup> Vgl. *Statistisches Jahrbuch 1991*, Seite 71 und *Statistisches Jahrbuch 1999*, Seite 64

<sup>53</sup> Vgl. *ZUMA Nachrichten* 36 S. 83; Schriftreihe des Bundesministers für Jugend, Familie und Gesundheit Band 170, *Nichteheliche Lebensgemeinschaften in der Bundesrepublik Deutschland*, S. 51 und. Wingen M., *Nichteheliche Lebensgemeinschaften*, S. 46-49

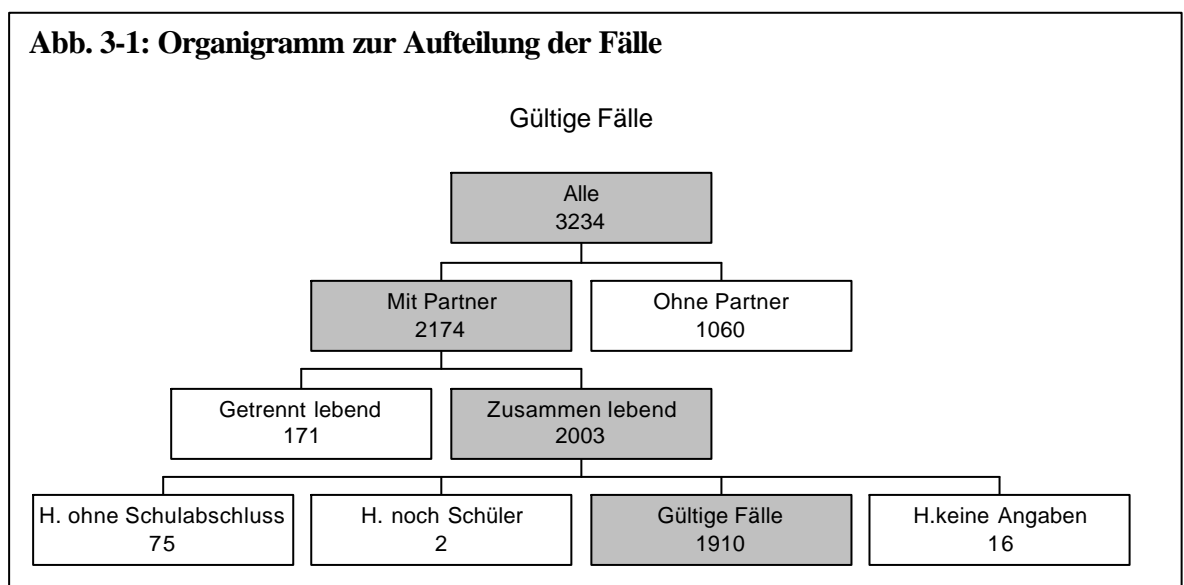
<sup>54</sup> Vgl. *Nichteheliche Lebensgemeinschaften in der Bundesrepublik Deutschland*, S. 8

levant erweisen. Als Indiz für längerfristige Partnerschaften kann vor allem ein gemeinsamer Haushalt gelten. Da die Partnerwahl hier als endgültiger und ernsthafter angenommen werden kann als bei (noch) getrennt lebenden Lebenspartnern, haben wir nur die Lebenspartner in unseren Datensatz aufgenommen, die einen gemeinsamen Haushalt führen. Diese Differenzierung macht nicht nur bei Lebenspartnern, sondern auch bei den Ehepartnern einen Sinn. Da langfristig getrennt lebende Partnerschaften heutzutage noch eher die Ausnahme sind, sind wir zu der Überzeugung gelangt, dass Ehepartner vor allem dann getrennt leben, wenn die Ehe vor einer Scheidung steht. Die getrennt lebenden Ehepartner stellen von daher in der Regel oftmals „nicht erfolgreiche“ Partnerschaften dar.

Wir stellen also durch die Berücksichtigung nur zusammen lebender Paare sicher, dass nur die ehrlich gemeinte und reiflich überlegte Partnerwahl berücksichtigt wird und vermeiden dadurch eventuelle Verzerrungen. Aus den oben genannten Gründen fielen 1231 Befragte aus dem Datensatz. Zum einen gaben 1060 Befragte an keinen Partner zu haben und zum anderen lebten 171 Partner getrennt voneinander.

Weitere 93 Fälle fielen aufgrund der Bildungsvariablen aus dem Datensatz. Zum einen bezieht sich unsere Analyse auf endgültige Abschlüsse, so dass diejenigen Fälle nicht berücksichtigt werden konnten, bei der sich der Befragte noch im Bildungssystem befand und noch keinen Abschluss vorweisen konnte. Aufgrund dieser Einschränkung fielen bei uns 2 Fälle heraus. Des weiteren sind diejenigen aus der Analyse ausgeklammert worden, die über gar keinen Schulabschluss verfügten. Dieses geschah im Wesentlichen aufgrund der zu geringen Fallzahl.<sup>55</sup> Weitere 16 Fälle konnten nicht aufgenommen werden, da bei ihnen Angaben zu jeweils einer der Variablen fehlten.

Die nicht aufgenommenen Fälle lassen sich folgendermaßen aufteilen:



<sup>55</sup> Vgl. Kapitel 3.3

### 3.3 Bildungsklassifikation

Das deutsche Bildungssystem - bestehend aus einem dreigliedrigem Schulsystem, einem Universitätssystem und einem Berufsausbildungssystem - lässt eine Vielzahl möglicher Bildungsabschlüsse zu. Für eine Analyse der Bildungsmuster in Partnerschaften ist eine entsprechend feingliedrige Differenzierung jedoch unpraktikabel. Weder ließe sich im Einzelfall entscheiden, welcher von zwei Bildungsabschlüssen als höher einzustufen ist, noch gäbe es überhaupt eine größere Anzahl bildungshomogamer Partnerschaften. Obwohl im ALLBUS nicht alle möglichen Bildungsabschlüsse abgefragt werden, erfordert die Analyse eine noch weitere Zusammenfassung. Die Klassifikation muss dabei insbesondere *drei Ansprüchen* genügen:

- 1) Sie muss sich an den **formalen Abschlüssen** des Bildungssystems orientieren, um eine Vergleichbarkeit des Bildungsstandes zu gewährleisten.
- 2) Die Bildungsstufen sollten von **sozialer Relevanz** sein, d.h. sie sollten unterschiedliche Berufschancen abbilden. Dadurch wird die Interpretation der Bildungsstufen als gesellschaftlich relevante Bildungsklassen ermöglicht, innerhalb derer es zu Öffnungs- oder Schließungsprozessen kommt<sup>56</sup>.
- 3) Die **Besetzung der Zellen** der Kontingenztabelle darf nicht zu gering ausfallen. Diese Anforderung entspringt einer statistischen Restriktion der loglinearen Analyse, da nicht erwartet werden kann, dass sich die Verteilung der Teststatistiken  $L^2$  und  $X^2$  der theoretischen  $\chi^2$ -Verteilung annähern, wenn viele der erwarteten Zellhäufigkeiten der multivariaten Tabelle niedrige Werte haben (z.B. <5). In einem solchen Fall kann die loglineare Analyse verfälschte Ergebnisse liefern<sup>57</sup>.

Unter Beachtung dieser Grundsätze und in Anlehnung an Wirth<sup>58</sup> haben wir die im ALLBUS aufgeführten schulischen und beruflichen Ausbildungsabschlüsse zu fünf Bildungsgruppen zusammengefasst<sup>59</sup>.

**HOB:** Hauptschulabschluss ohne berufliche Ausbildung  
**HMB:** Hauptschulabschluss mit beruflicher Ausbildung  
**MR:** Realschulabschluss mit und ohne berufliche Ausbildung  
**ABI:** Fachhochschulreife und allgemeine Hochschulreife mit und ohne berufliche Ausbildung  
**FHS/HS:** Fachhochschulabschluss, Hochschulabschluss

Dabei haben wir uns an den schulischen bzw. universitären Abschlüssen orientiert und beim Hauptschulabschluss zusätzlich die berufliche Ausbildung berücksichtigt, da sie in

<sup>56</sup> Vgl. Wirth H., *Wer heiratet wen?*, S. 106f.

<sup>57</sup> Vgl.: Andreß et al., *Analyse von Tabellen*, S. 204

<sup>58</sup> Wirth H., *Wer heiratet wen?*, S. 376

<sup>59</sup> Die Zuordnung erfolgt dann anhand des *höchsten* erreichten Bildungsabschlusses einer Person.

diesem Bildungssegment für den beruflichen Status eine besondere Rolle spielt. Wegen der geringen Fallzahlen an Schulabgängern der Realschule oder des Gymnasiums ohne berufliche Ausbildung haben wir dort dagegen auf eine weitere Differenzierung verzichtet. Die *berufliche Ausbildung* umfasst Fach- oder Berufsfachschulabschlüsse (inkl. Meisterabschlüsse), eine gewerbliche, landwirtschaftliche oder berufliche Lehre, Teilfacharbeiterabschlüsse, betriebliche Anlernzeiten mit Abschlusszeugnis sowie berufliche Praktika. Fachhochschul- und Hochschulabsolventen haben wir aufgrund der geringen Fallzahlen der Fachhochschulabsolventen zu einer Position zusammengefasst.

Unsere Klassifikation ähnelt derjenigen von Blossfeld<sup>60</sup>, der damit den Einfluss der Ausbildung von Berufsanfängern auf ihre berufliche Eingliederung untersuchte. Damit kann die sozial-berufliche Relevanz der Bildungsgruppen unterstellt werden<sup>61</sup>. Darüber hinaus gibt sie sehr gut die Vorstrukturierung der sozialen Kontaktchancen über das Bildungssystem wieder.

In die Klassifikation integriert sind auch die Bildungsabschlüsse der DDR, deren Bildungssystem gesamtschulartig auf der Polytechnischen Oberschule (POS) und einer zehnjährigen Schulpflicht aufbaute. Daran schloss sich für einige Schüler eine zweijährige erweiterte Oberstufe (EOS) an, an deren Ende die Allgemeine Hochschulreife erworben wurde. Da einige Schüler die POS schon in der 8. oder 9. Klasse verließen, können der bundesrepublikanische Hauptschulabschluss mit der 8. bzw. 9. Klasse der POS, die Mittlere Reife mit der 10. Klasse und das Abitur mit der 12. Klasse der EOS gleichgesetzt werden. Den Fachhochschulen wurden die ostdeutschen Ingenieurschulen zugeordnet.

Damit wurden im Wesentlichen alle gesamtdeutschen Bildungsabschlüsse zu fünf Kategorien zusammengefasst. Nicht in die Klassifikation aufgenommen wurden alle Personen ohne schulischen Abschluss oder Personen, die selbst noch Schüler waren (vgl. 3.2).

### **3.4 Deskriptive Analyse**

Bei der Analyse von Partnerschaften lässt sich mit Hilfe der Kreuztabellen in einfacher Weise untersuchen welche Partnerschaftsmuster (Homogamie/Heterogamie) unter dem Aspekt der Bildung im Datensatz vorherrschend sind.<sup>62</sup>

---

<sup>60</sup> Vgl. Blossfeld H.P., *Bildungsexpansion und Tertiarisierungsprozess*, S. 20ff.

<sup>61</sup> Später äußern Blossfeld/Timm (*Einfluss des Bildungssystems*, S. 443f.) jedoch selbst Kritik an dieser Art der Bildungsklassifikation. U.a. schlagen sie vor, Hauptschul- und Realschulabsolventen mit beruflicher Ausbildung sowie Abiturienten in einer Kategorie zusammenzufassen, da die beruflichen Chancen trotz der formalen Bildungsunterschiede etwa gleichwertig seien. Eine solche Klassifikation würde jedoch die beachtlichen Bildungsunterschiede zwischen Hauptschülern und Abiturienten negieren und widerspricht zudem einer zunehmenden Schließung der Bildungsgruppen, die Blossfeld/Timm selbst konstatieren.

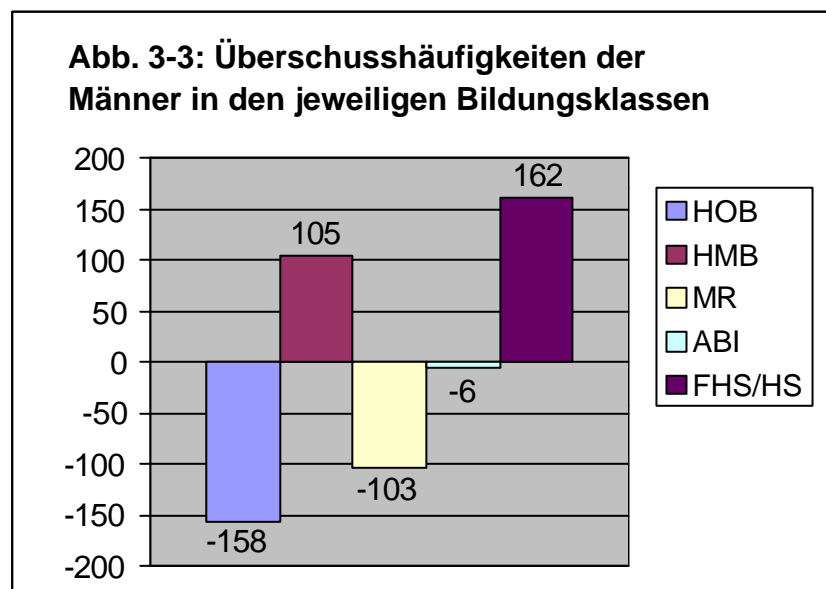
<sup>62</sup> Vgl. Kapitel 2.3

**Abb. 3-2: Partnerschaftshäufigkeiten in Abhängigkeit vom Bildungsniveau**

		Bildung weiblich					Gesamt
		HOB	HMB	MR	ABI	FHS/HS	
Bildung männlich	HOB	43	7	7	0	0	57
	HMB	147	505	118	12	7	789
	MR	15	110	393	40	30	588
	ABI	7	22	44	37	24	134
	FHS/HS	3	40	129	51	119	342
Gesamt		215	684	691	140	180	1910

Die obige Tabelle drückt die Partnerschaftsmuster in absoluten Zahlen aus. Dabei spiegelt die unterste Zeile die absolute Randverteilung der Bildung der Frauen wider, während die Spalte ganz rechts dies für die Männer angibt. Dabei wird besonders deutlich, dass die Randverteilung der Häufigkeiten in den Bildungsklassen sowohl bei den Frauen als auch bei den Männern sehr stark schwankt. Diese stark schwankenden Randverteilungen müssen bei der Analyse der Kreuztabellen berücksichtigt werden, da es ansonsten zu erheblichen Verzerrungen kommen kann.

Daher empfiehlt es sich die Randverteilungen genauer zu betrachten, um die Ergebnisse bei der Auswertung der folgenden Kreuztabellen zu berücksichtigen.



Auf den ersten Blick fällt hier auf, dass die Balken sehr unterschiedlich ausgeprägt sind. Bewegt der Balken sich im positiven Bereich, liegt ein *Männerüberschuss* in der jeweiligen Bildungsklasse vor; bewegt sich der Balken im negativen Bereich, liegt ein *Frauenüberschuss* (Männerdefizit) in der jeweiligen Bildungsklasse vor. Dabei zeigt die Grafik, dass zwar sowohl Männer als auch Frauen über den Hauptschulabschluss verfügen, dass aber viele Frauen darüber hinaus keine Berufsausbildung haben, während die Männer eher

einen Hauptschulabschluss und eine Berufsausbildung vorweisen können. Des Weiteren stellt sich heraus, dass Frauen eher über die Mittlere Reife verfügen, während der Fachhochschulabschluss/Hochschulabschluss eher von den Männern dominiert wird. Lediglich im Abschluss der allgemeinen Hochschulreife (ABI) liegen hinsichtlich der Häufigkeiten von Männern und Frauen keine gravierenden Unterschiede vor.

Zur besseren Vergleichbarkeit drücken die folgenden beiden Tabellen die Häufigkeitsangaben in Prozenten aus.

**Abb. 3-4a: Partnerwahl der Frauen (Spaltenprozent)**

% von Bildung weiblich

		Bildung weiblich				
		HOB	HMB	MR	ABI	FHS/HS
Bildung männlich	HOB	20,0%	1,0%	1,0%		
	HMB	68,4%	73,8%	17,1%	8,6%	3,9%
	MR	7,0%	16,1%	56,9%	28,6%	16,7%
	ABI	3,3%	3,2%	6,4%	26,4%	13,3%
	FHS/HS	1,4%	5,8%	18,7%	36,4%	66,1%

**Abb. 3-4b: Partnerwahl der Männer (Zeilenprozent)**

% von Bildung männlich

		Bildung weiblich				
		HOB	HMB	MR	ABI	FHS/HS
Bildung männlich	HOB	75,4%	12,3%	12,3%		
	HMB	18,6%	64,0%	15,0%	1,5%	,9%
	MR	2,6%	18,7%	66,8%	6,8%	5,1%
	ABI	5,2%	16,4%	32,8%	27,6%	17,9%
	FHS/HS	,9%	11,7%	37,7%	14,9%	34,8%

Die Prozentwerte der Diagonalzeilen demonstrieren bei Männern und Frauen ein starkes Übergewicht bildungsgleicher Partnerschaften (rot markiert). Besonders auffällig sind die hohen Prozentwerte bei den Hauptschulabschlüssen. So sind ca. 74 – 87% der Männer und Frauen die einen Hauptschulabschluss (HOB/HMB) haben, mit einem Partner liiert, der über denselben Abschluss verfügt. Ein wenig aus der Reihe fallen dabei die Frauen mit Hauptschulabschluss ohne Berufsbildung (blau markiert). Diese sind nur zu 20% mit einem Partner mit HOB liiert, jedoch zu 68,4% mit einem Partner mit HMB. Dies kann zum einen an der strukturellen Verteilung liegen, die in den Kreuztabellen nicht berücksichtigt werden, zum anderen aber auch ein Signal für Hypergamie sein. Da jedoch nur 57 männliche Partner mit HOB, 789 mit HMB gegenüberstehen, dürfte dies an der strukturellen Verteilung liegen. Bei einer ansonsten stark ausgeprägten Diagonale kann man von einem hohen Grad der Homogamie sprechen.



Des Weiteren lassen sich noch die erhöhten Anteile der *Männer die „abwärts“ heiraten* (grün markiert) deutlich erkennen. So heiraten insbesondere die Männer mit Abi oder FHS/HS zu ca. 33% Frauen mit MR. Zwar ist die Gruppe der weiblichen Personen mit mittlerer Reife besonders ausgeprägt, doch kann damit noch nicht exakt die schwächere Homogamierate bei der Partnerwahl der männlichen Abiturienten erklärt werden, zumal die Gruppe der Abiturienten von beiden Geschlechtern ungefähr gleich stark besetzt ist. Damit könnte ein Indiz dafür vorliegen, dass die Männer abwärts heiraten, ohne dass dies nur strukturell bedingt ist. Vergleicht man die Männer und Frauen mit FHS/HS so fällt dies weiter deutlich auf, dass die Männer eher bereit sind abwärts zu heiraten. So heiraten die Männer zu wesentlich größeren Prozentwerten abwärts.<sup>63</sup> Dem könnte man allerdings entgegenhalten, dass die Männer mit FHS/HS gezwungen werden abwärts zu heiraten, da gerade in dieser Bildungsstufe die Männer ein starkes Übergewicht haben und gar nicht alle Männer eine Partnerin mit identischem Abschluss - selbst wenn sie den wollten - finden könnten. Während die Frauen mit FHS/HS Abschluss eine große Auswahl bei den Männern mit identischem Abschluss haben. Von daher ist die hohe Homogamierate von 66,1% auch nicht mehr so erstaunlich. Wie schon oben angedeutet, ist es bei der Analyse wichtig die strukturellen Verteilungen zu berücksichtigen, da sie scheinbar wohl einen nicht zu unterschätzenden Einfluss haben.

Deutlich sind zudem die erhöhten Anteile der Frauen *die „aufwärts“ heiraten* (lila markiert). Insbesondere sind viele Abiturientinnen mit Partnern liiert, die über FHS/HS Abschluss verfügen. Gegenüber der Partnerwahl der Männer sind auch die Prozentwerte bei den Frauen, die über einen Hauptschulabschluss mit Berufsausübung oder Mittlerer Reife verfügen und mit FHS/HS Partnern liiert sind, relativ hoch. So sind immerhin noch 5,8% und 18,7 % mit einem Partner der hier aufgeführten höchsten Bildungsstufe liiert, während es bei den Männern auf der anderen Seite nur 0,9 und 5,1% sind.

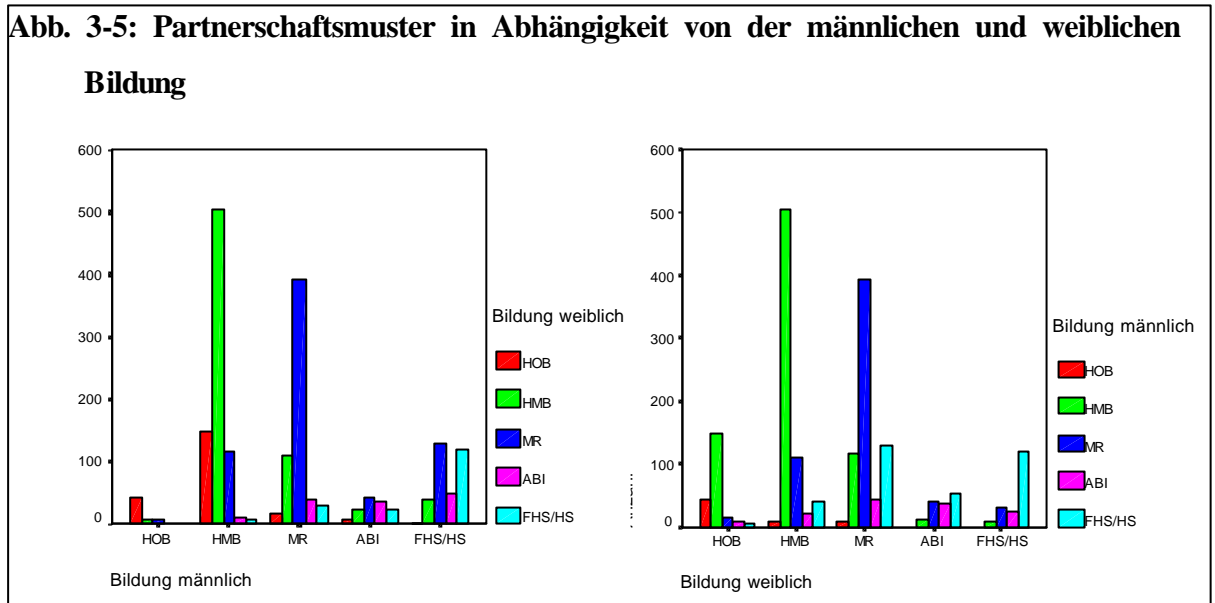
Lediglich bei den Abiturientinnen lässt sich eine kleine Tendenz zur Hypogamie ausmachen. Immerhin ein Viertel aller Abiturientinnen heiraten einen Partner mit MR und dass, obwohl die Partner in der Bildungsstufe „Mittlere Reife“ unterrepräsentiert sind (orange markiert). Da bei den männlichen Abiturienten die Wahrscheinlichkeit bei 33% liegt, dass sie eine Partnerin mit Mittlerer Reife haben, kann man davon ausgehen, dass sich die Partnerwahl der männlichen und weiblichen Abiturienten(innen) in diesem Punkt recht ähnelt.<sup>64</sup>

---

<sup>63</sup> Vgl. Sie die braun markierten Zellen in der Tabelle 3-4a und 3-4b

<sup>64</sup> Vgl. auch Balkendiagramm

Zur Unterstützung der Tabellen geben folgende zwei Balkendiagramme die obigen Prozentwerte in absoluten Zahlen noch einmal wieder:



Bei dem linken Diagramm sind auf der Abszisse die 5 Bildungsklassen der männlichen Partner angegeben, während auf der Ordinate jeweils die Häufigkeit angegeben ist, mit der ein männlicher Partner mit einer entsprechenden Bildung eine weibliche Partnerin gefunden hat. Dabei sind die weiblichen Partner auch in die 5 Bildungsklassen aufgeteilt.<sup>65</sup> Nach dem gleichen Muster ist auch die Tabelle auf der linken Seite aufgebaut, nur dass jeweils die Geschlechter auf den Achsen vertauscht wurden.

Bei dem männlichen Partner (links) bildet der rote Balken beim HOB Abschluss, der grüne Balken beim HMB Abschluss und der blaue Balken beim MR Abschluss gut die Homogamietendenzen ab, während bei den anderen beiden Abschlüssen eine Tendenz zur Abwärtsheirat der Männer deutlich wird. Analog erscheint bei den Frauen die Homogamietendenz bei den Abschlüssen HMB, MR und beim FHS/HS besonders deutlich zu sein, während die Hypergamietendenz bei den Abschlüssen HOB und ABI ausgeprägter ist.

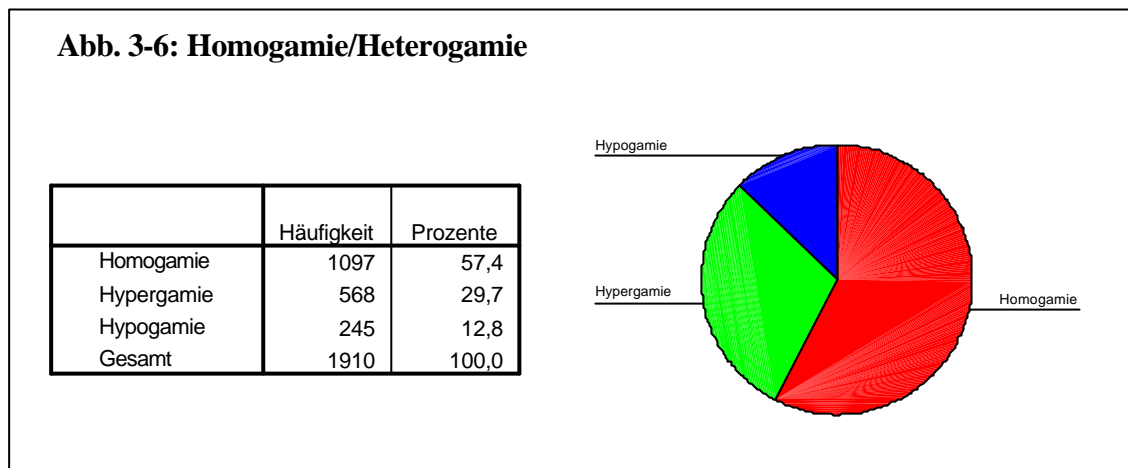
Deutlicher als in der o.a. Abbildung erkennt man hier noch den Zusammenhang, dass der hellblaue Balken insgesamt bei der Partnerwahl der Frauen ausgeprägter ist als bei den Männern und der rote Balken bei der Partnerwahl der Männer insgesamt ausgeprägter ist als bei den Frauen. Dies könnte ein weiteres Indiz dafür sein, dass Frauen eher aufwärts und Männer eher abwärts heiraten.

Generell erkennt man, dass überdurchschnittlich viele Männer mit Frauen liiert sind, die über einen Hauptschulabschluss mit Berufsausbildung oder Mittlerer Reife verfügen und

<sup>65</sup> Vgl. Legende

umgekehrt auch. Dies liegt im wesentlichen daran, dass diese beiden Gruppen von den beiden Geschlechtern besonders stark besetzt sind. Da bei den Kreuzverteilungen die Prozentwerte von den Randverteilungen abhängen, wird hier somit wiederum die begrenzte Aussagekraft der Tabellen und der Grafiken deutlich.<sup>66</sup>

Betrachtet man die absoluten Häufigkeiten homogamer und heterogamer Partnerschaften , so kommt man zu folgendem, sehr eindeutigen Bild:



Die Grafik komprimiert noch einmal unsere bisherigen Beobachtungen und führt uns zu folgendem *Zwischenergebnis*:

Die beobachteten bildungsspezifischen Partnerstrukturen sind geprägt von hohen Homogamieraten. Überwiegend werden also Partner mit gleicher Bildung geheiratet. Besonders hohe Homogamieraten sind am unteren Ende der Bildungsskala<sup>67</sup> erkennbar – ein Indiz sozialer Ausgrenzungsprozesse gegenüber den Hauptschülern.

Zudem lassen sich wesentlich mehr „Aufwärtsheiraten“ der Frauen (Hypergamie) als der Männer (Hypogamie) beobachten. Zu vermuten ist jedoch, dass dafür zu einem großen Teil die konstatierte unterschiedliche Bildungsverteilung zwischen Männern und Frauen verantwortlich ist.

Da wir bei der deskriptiven Betrachtung aber – wie mehrfach angemerkt - den Einfluss der Bildungsverteilungen (Randverteilungen) nicht vom Einfluss subjektiver bildungsspezifischer Präferenzen trennen können, bedarf es einer weitergehenden statistischen Analyse, die wir in den folgenden Kapiteln anhand der loglinearen Modellierung vornehmen wollen.

<sup>66</sup> Vgl. Kapitel 2.3 und 4.1

<sup>67</sup> Fasst man die Hauptschüler mit und ohne Berufsausbildung zusammen.

## 3.5 Loglineare Analyse

### 3.5.1 Statistisches Konzept loglinearer Modelle

#### 3.5.1.1 Grundlegendes Verständnis

Loglineare Modelle dienen der Analyse von zwei- oder mehrdimensionalen *Kontingenztabelle*n, die über nominal oder ordinal skalierte Daten aufgespannt werden. Die Kreuztabelle der Bildungsstände der Männer mit denen ihrer Partnerinnen bildet eine solche zweidimensionale Kontingenztabelle mit ordinal skalierten Daten. Ein anderes Beispiel stellt die Kreuztabelle nach Abbildung 3-7 dar<sup>68</sup>.

<b>Abb. 3-7: Familienstand und Glücklichein</b>				
<b>glücklich</b>	<b>Familienstand</b>			<b>Gesamt</b>
	<i>verheiratet</i>	<i>ledig</i>	<i>geschieden</i>	
<i>ja</i>	787 (92,2%)	221 (82,5%)	301 (78,6%)	1309 (87%)
<i>nein</i>	67 (7,8%)	47 (17,5%)	82 (21,4%)	196 (13%)
<b>Gesamt</b>	854 (56,7)	268 (17,8%)	383 (25,4%)	1505 (100%)

Als einziges klassisches Instrument zur Analyse solcher Tabellen stand bisher nur der  $\chi^2$ -*Unabhängigkeitstest* zur Verfügung. Dieser Test überprüft, ob zwischen zwei Variablen  $A_i$  und  $B_j$  eine derartige Abhängigkeit besteht, dass die beobachteten Zellenhäufigkeiten signifikant von den aufgrund der Randverteilung zu erwarteten Zellenhäufigkeiten abweichen. Dabei wird unterstellt, dass sich  $A_i$  und  $B_j$  in eine abhängige und eine unabhängige Variable aufteilen lassen.

In der loglinearen Analyse dagegen fungieren  $A_i$  und  $B_j$  (und in mehrdimensionalen Kontingenztabelle)n alle weiteren Faktoren) als unabhängige Variablen, während die Zahl der Fälle pro Zelle die abhängige Variable darstellt. Damit ist das *loglineare Modell* der Varianzanalyse ähnlich, in welcher der Erwartungswert einer Zielvariablen als Summe der Effekte von Faktoren dargestellt wird<sup>69</sup>. Zielvariable des loglinearen Modells ist jedoch nicht eine metrische Variable  $x_{ij}$ , sondern die Anzahl der Beobachtungen  $f_{ij}$  in der Zelle.

(Gleichung 3.1)  $f_{ij} = f(A_i, B_j)$

(Saturierte) loglineare Funktionen wollen also letztendlich die beobachteten Häufigkeiten der Kontingenztabelle aus den Faktoren  $A...K$  reproduzieren. Dabei wird die Zellenhäufigkeit als das Ergebnis verschiedener Effekte dargestellt, die jeweils separat interpretierbar

<sup>68</sup> Die Tabelle und darauf aufbauende Ergebnisse wurden entnommen aus: Norusis M., *Advanced Statistics*, S. 145ff.

<sup>69</sup> Vgl. Fahrmeir/Hamerle, *Multivariate Statistische Verfahren*, S. 483

sind und Aussagen über die Wirkungen der einzelnen Variablen sowie der Variablen untereinander ermöglichen. Wie dies geschieht, soll im folgenden Abschnitt anhand des saturierten loglinearen Modells erläutert werden. Lässt man bestimmte Effekte (insbesondere Wechselwirkungseffekte der Variablen untereinander), die potentiell auf die Zellenhäufigkeit einwirken, weg, schätzt das loglineare Modell nicht mehr die beobachteten Häufigkeiten, sondern die aufgrund der reduzierten Anzahl der Effekte zu erwartenden Häufigkeiten. Man spricht dann von *reduzierten* bzw. *nicht-saturierten Modellen*, die im 3. Abschnitt behandelt werden sollen. Für den Forscher ist insbesondere die Frage interessant, wie gut die erwarteten Häufigkeiten des reduzierten Modells (das er anhand bestimmter inhaltlicher Hypothesen modelliert) mit den tatsächlich beobachteten Häufigkeiten übereinstimmen. Bei hoher Übereinstimmung bedarf es offenbar nur der reduzierten Anzahl von Effekten, um die beobachtete Tabellenstruktur zu erklären, was wiederum eine genauere Interpretation der Daten ermöglicht. Wie sich die Güte der Anpassung nicht-saturierter Modelle überprüfen lässt, soll Thema des letzten Abschnittes dieses Kapitels sein.

### **3.5.1.2 Das saturierte Häufigkeitsmodell**

Im *saturierten loglinearen Modell* wird die Häufigkeit jeder Zelle der Kontingenztabelle als Funktion aller Variablen sowie aller möglichen *Wechselwirkungen* (d.h. *Abhängigkeiten*) zwischen den Variablen ausgedrückt - in unserem Beispiel (vgl. Abbildung 3-1) also durch die Variablen „glücklich“, „Familienstand“ und die *Wechselwirkung*, die zwischen Familienstand und Glücklichkeit besteht. Bezeichnen wir die Variable „glücklich“ mit  $A_i$ , die Variable Familienstand mit  $B_j$  und die Wechselwirkung mit  $AB_{ij}$ , läßt sich die Zellenhäufigkeit  $f_{ij}$  durch das geometrische Mittel  $\mathbf{h}$  aller Zellenhäufigkeiten multipliziert mit den Variableneffekten  $\mathbf{t}_{A_i}$ ,  $\mathbf{t}_{B_j}$  und  $\mathbf{t}_{AB_{ij}}$  darstellen<sup>70</sup>.

$$(Gleichung 3.2) \quad f_{ij} = \mathbf{h} \mathbf{t}_{A_i} \mathbf{t}_{B_j} \mathbf{t}_{AB_{ij}}$$

Die Effekte  $\mathbf{t}_{A_i}$ ,  $\mathbf{t}_{B_j}$  und  $\mathbf{t}_{AB_{ij}}$  sind kleiner oder größer 1, je nachdem, ob ihre Ausprägungen  $(i, j, ij)$  mit einer über- oder unterdurchschnittlichen Zellenhäufigkeit korrespondieren. Durch Logarithmieren der Gleichung 3.2 erhält man das übliche *additive* loglineare Modell.

$$(Gleichung 3.3) \quad \ln(f_{ij}) = \mathbf{m} + \mathbf{m}_i + \mathbf{m}_j + \mathbf{m}_{B_{ij}} \text{ mit}$$

<sup>70</sup> Vgl. Andreß et al., *Analyse von Tabellen*, S. 147ff.

$$(Gleichung 3.4) \sum_{i=1}^I \mathbf{m}_{A_i} = \sum_{j=1}^J \mathbf{m}_{B_j} = 0 \quad \text{und} \quad \sum_{i=1}^I \mathbf{m}_{A_{B_j}} = \sum_{j=1}^J \mathbf{m}_{A_{B_j}} = 0$$

Positive  $\mu$ -Effekte erhöhen die Zellenhäufigkeit, negative senken sie. Bezugspunkt ist der *Durchschnittseffekt*  $\mu$ , der dem arithmetischen Mittel der logarithmierten Zellenhäufigkeiten entspricht.

$$(Gleichung 3.5) \quad \mathbf{m} = \frac{1}{Z \cdot S} \sum_{i=1}^Z \sum_{j=1}^S \ln m_{ij}$$

Ein Parameter  $\mu_{A_i}$  besagt dann, um wie viel größer oder kleiner die durchschnittliche Häufigkeit der Zellen mit  $A = i$  im Verhältnis zum Durchschnittseffekt ist. Dabei wird zur Berechnung nicht auf die absoluten, sondern die logarithmierten Häufigkeiten zurückgegriffen, die sich für unsere Beispieltabelle folgendermaßen ergeben.

<b>Abb. 3-8: Logarithmierte Häufigkeiten</b>				
<i>Glücklich</i>	<i>Verheiratet</i>	<i>Ledig</i>	<i>Geschieden</i>	<i>Durchschnitt</i>
<i>Ja</i>	6,668	5,398	5,707	5,924
<i>Nein</i>	4,205	3,85	4,407	4,154
<i>Durchschnitt</i>	5,436	4,624	5,057	5,039

Betrachten wir beispielhaft die Zelle glücklicher ( $A=1$ ) und verheirateter ( $B=1$ ) Personen. Das loglineare Modell diese Zelle ergibt sich gemäß Gleichung 3.6.

$$(Gleichung 3.6) \ln(787) = \mathbf{m} + \mathbf{m}_1 + \mathbf{m}_1 + \mathbf{m}_{B11}$$

Während  $\mu$  als Bezugspunkt den Durchschnittswert aller logarithmierten Häufigkeiten repräsentiert (s.o.), geben  $\mu_{A1}$ ,  $\mu_{B1}$  und  $\mu_{AB11}$  *Abweichungen* von diesem Durchschnittswert an, so dass sich in der Summe die beobachtete Zellenhäufigkeit von  $\ln 787 = 6,668$  ergibt.

Eine erste Abweichung besteht in der Zahl der glücklichen Personen vom Durchschnittswert. Diese Abweichung entspricht dem Effekt  $\mu_{A1}$  und ergibt sich aus der Differenz der durchschnittlichen (logarithmierten) Häufigkeiten glücklicher Personen und dem Durchschnittswert  $\mu$ .

$$(Gleichung 3.7) \quad \mathbf{m}_1 = \frac{1}{S} \sum_{j=1}^S \ln m_{1j} - \mathbf{m} = 5,924 - 5,039 = 0,885$$

Analog ergibt sich die Abweichung der verheirateten Personen vom Durchschnittswert entsprechend dem Effekt  $\mu_{B1}$ . Da mehr Personen verheiratet sind als der Durchschnitt, ist auch

dieser Effekt größer Null (0,397). Die überdurchschnittliche Häufigkeit glücklicher, verheirateter Personen ergibt sich also zumindest teilweise allein daraus, dass es insgesamt mehr glückliche als unglückliche sowie mehr verheiratete als ledige oder geschiedene Personen gibt. Subtrahiert man jedoch von der (logarithmierten) Häufigkeit dieser Zelle die durchschnittliche (logarithmierte) Häufigkeit  $\mu$  und die (logarithmierten) abweichenden Häufigkeiten  $\mu_{A1}$  und  $\mu_{B1}$  ergibt sich eine positive Differenz.

$$(Gleichung 3.8) \quad 6,668 - (5,039 + 0,885 + 0,397) = 0,347$$

Diese überschüssige Häufigkeit kann nun nur noch durch das Zusammenwirken der beiden Variablen in dem Sinne, dass die *Kombination* glücklicher und verheirateter Personen überdurchschnittlich häufig vorkommt, erklärt werden. Der entsprechende Wechselwirkungseffekt  $\mu_{AB11}$  ist daher mit 0,347 ebenfalls positiv.

Damit ist die beobachtete Zellenhäufigkeit vollständig durch das loglineare Modell reproduziert worden. Über die *Umkehrfunktion* (Gleichung 3.9) ergibt sich die beobachtete Zellenhäufigkeit  $f_{11} = 787$ . Im saturierten Modell stimmen also die durch das loglineare Modell erwartete Häufigkeit - die im folgenden mit  $m_{ij}$  bezeichnet werden soll - und die beobachtete Zellenhäufigkeit  $f_{ij}$  überein.

$$(Gleichung 3.9) \quad m_{ij} = e^{\mathbf{m} + \mathbf{m}_{A_i} + \mathbf{m}_{B_j} + \mathbf{m}_{AB_{ij}}} = f_{ij}$$

Neben der beispielhaft beschriebenen zweidimensionalen Kontingenztabelle können loglineare Modelle beliebige *mehrdimensionale* Kontingenztabellen abbilden. Würden wir in unserer Beispielstabelle etwa noch zwischen Männern und Frauen unterscheiden, erhielten wir eine dreidimensionale Kontingenztabelle mit drei Variablen, deren (allgemeines) loglineares Modell sich folgendermaßen darstellen lässt.

$$(Gleichung 3.10) \quad \ln(m_{ijk}) = \mathbf{m} + \mathbf{m}_{A_i} + \mathbf{m}_{B_j} + \mathbf{m}_{C_k} + \mathbf{m}_{AB_{ij}} + \mathbf{m}_{AC_{ik}} + \mathbf{m}_{BC_{jk}} + \mathbf{m}_{BC_{ijk}}$$

Zu den sogenannten *Haupteffekten*  $\mathbf{m}_{A_i}$ ,  $\mathbf{m}_{B_j}$  und  $\mathbf{m}_{C_k}$  treten die *Interaktionseffekte 1. Ordnung*  $\mathbf{m}_{AB_{ij}}$ ,  $\mathbf{m}_{AC_{ik}}$  und  $\mathbf{m}_{BC_{jk}}$  sowie die *Interaktionseffekte 2. Ordnung*  $\mathbf{m}_{BC_{ijk}}$ . Während die Interaktionseffekte 1. Ordnung Abhängigkeiten zwischen zwei Variablen unter Konstanthaltung der jeweiligen dritten Variablen beschreiben, lässt sich der Interaktionseffekt 2. Ordnung als Abhängigkeit des *Zusammenhangs* zweier Variablen von der Ausprägung der dritten Variablen beschreiben. Vorstellbar wäre zum Beispiel, dass bei Frauen der Zusammenhang zwischen Verheiratetsein und Glücklichkeit stärker ausgeprägt ist als bei

Männern. Ist dies der Fall, wäre bei uns der entsprechende Interaktionsparameter  $\mathbf{m}_{BCijk}$  positiv.

### 3.5.1.3 Nicht-saturierte Häufigkeitsmodelle

Im saturierten Modell werden die beobachteten Daten durch eine Anzahl von Effekten  $\alpha$ -akt reproduziert, d.h. die aufgrund des loglinearen Modells erwarteten Häufigkeiten sind identisch mit den beobachteten Häufigkeiten. In *nicht-saturierten Modellen* wird diese Identität im Allgemeinen nicht mehr gelten. Ursache hierfür ist die Restriktion des Modells nur noch auf ausgewählte Variablen-Effekte. Diese Restriktionen erfolgen entsprechend den Annahmen, die ein Forscher über die Struktur der Daten trifft. Will er in unserem Ausgangsbeispiel die Hypothese modellieren, dass zwischen dem Familienstand und dem Glück einer Person kein Zusammenhang besteht, wird er ein reduziertes loglineares Modell formulieren, in dem im Vergleich zum saturierten loglinearen Modell der Interaktionsparameter  $\mathbf{m}_{Bij}$  fehlt (die Restriktion lautet also  $\mathbf{m}_{Bij} = 0$ ). Die übrigen Parameter müssen neu geschätzt werden<sup>71</sup>.

$$(Gleichung 3.11) \ln(m_{ij}) = \mathbf{m} + \mathbf{m}_i + \mathbf{m}_j$$

Danach ergeben sich die erwarteten Häufigkeiten der Zellen allein aus den *Randverteilungen*, also der Anzahl der glücklichen und unglücklichen Personen sowie der Anzahl der verheirateten, ledigen und geschiedenen Personen. Untereinander seien die Merkmale der Variablen jedoch unabhängig (man spricht in diesem Fall auch vom *Unabhängigkeitsmodell*). Die nach diesem Modell erwartete Häufigkeit verheirateter und glücklicher Personen ( $m_{11}$ ) beträgt 743 - signifikant weniger als die 787 beobachteten Personen dieser Kategorie. Hier macht sich das Fehlen des Wechselwirkungseffektes mithin relativ deutlich bemerkbar.

Erweitern wir unsere Beispieldaten gedanklich wieder um den Faktor Geschlecht ( $C_k$ ), ließe sich ein loglineares Modell mit folgenden Restriktionen vorstellen: Zwar besteht eine Abhängigkeit zwischen Familienstand und Glücklichein ( $\mathbf{m}_{Bij}$ ), ebenso wie zwischen Geschlecht und Glücklichein ( $\mathbf{m}_{Cik}$ ), kein Zusammenhang soll aber bestehen zwischen Geschlecht und Familienstand ( $\mathbf{m}_{Cjk}$ ). Außerdem soll keine der Variablen Einfluss auf den Zusammenhang der anderen Variablen haben. Im entsprechenden reduzierten loglinearen

<sup>71</sup> Die  $m_{ij}$  des reduzierten loglinearen Modells lassen sich also nicht einfach durch Eliminierung der  $\mu_{AiBj}$  ermitteln. Vielmehr verändern sie sich bei jedem Hinzufügen oder Entfernen eines Parameters und müssen neu geschätzt werden (vgl. Litz H.P., *Multivariate Statistische Methoden*, S. 193) Entsprechend gering ist der Aussagewert der loglinearen Parameter, da sie nicht im Sinne einer additiven Wirkung über die Modelle hinweg konstant bleiben.



Modell fehlt also der Interaktionseffekt 2. Ordnung  $\mathbf{m}_{BCijk}$  und einer der drei Interaktionseffekte 1. Ordnung,  $\mathbf{m}_{Cjk}$ .

$$(Gleichung 3.12) \quad \ln(m_{ij}) = \mathbf{m}_i + \mathbf{m}_j + \mathbf{m}_k + \mathbf{m}_{Bij} + \mathbf{m}_{Cik}$$

Je geringer die Bedeutung der eliminierten Interaktionseffekte tatsächlich ist, desto besser wird das reduzierte Modell die beobachteten Häufigkeiten beschreiben können. Ist ihre Bedeutung jedoch (wider Erwarten) groß, werden erwartete und beobachtete Häufigkeiten weit auseinander liegen.

Durch Testen verschiedener reduzierter Modelle lassen sich so die *wesentlichen* Zusammenhangsstrukturen der Variablen einer Kontingenztabelle erkennen. Ebenso kann der Erklärungsbeitrag der einzelnen Effekte überprüft werden. Voraussetzung dazu ist jedoch ein Maß für die Anpassung der reduzierten Modelle an das saturierte Modell.

### **3.5.1.4 Messung und Anpassung der Modellqualität**

Um die *Anpassungsgüte* eines Modells ermitteln zu können, müssen die geschätzten erwarteten Häufigkeiten  $m$  mit den beobachteten Häufigkeiten  $f$  verglichen werden. Als Maßzahlen zur Prüfung der Übereinstimmung beider Häufigkeiten, kommen *Pearson's Chi-Quadrat*  $\chi^2$  und der *log-Likelihood-Quotient* LLQ in Betracht.

$$(Gleichung 3.13) \quad \chi^2(M) = \sum_i \frac{(m_i - f_i)^2}{m_i} \quad \text{mit } i = (i_1, \dots, i_m)$$

$$(Gleichung 3.14) \quad LLQ(M) = -2 \ln \frac{L_0}{L_1} = 2 \sum_i f_i \ln \frac{f_i}{m_i} \quad \text{mit } i = (i_1, \dots, i_m)$$

Die Gleichungen zeigen auf, wie sich die beiden Teststatistiken ergeben: Während Chi-Quadrat sich direkt aus den Häufigkeiten, nämlich der Summe der Abweichungen aller Zellen ergibt, ist die Basis des log-Likelihood-Quotienten (der auch als *Devianz* bezeichnet wird) das Verhältnis der Likelihoods des reduzierten ( $L_0$ ) zum saturierten ( $L_1$ ) Modell<sup>72</sup>. Je größer  $\chi^2$  und LLQ, desto stärker ist die Abweichung. Beide Maßzahlen folgen einer  $\chi^2$ -Verteilung, deren Freiheitsgrade sich aus der Differenz der Zellenanzahl und der unabhän-

<sup>72</sup> Mit dem Begriff *Likelihood* wird die Wahrscheinlichkeit bezeichnet, aus einer gegebenen Grundgesamtheit eine bestimmte Stichprobe  $k$  zu ziehen. Diese Wahrscheinlichkeit ist zwar für alle Modelle sehr gering, liegt jedoch um so höher, je näher die Verteilung in der Stichprobe der Verteilung in der Grundgesamtheit liegt. Deswegen haben saturierte Modelle die höchsten, stark reduzierte Modelle dagegen besonders niedrige Likelihoods, vgl. Litz H.P., *Multivariate Statistische Methoden*, S. 20ff.

gigen Parameter<sup>73</sup> des Modells ergeben. Liegt der  $\chi^2$ -Wert über dem vorgegebenen Signifikanzniveau, ist die Hypothese der Übereinstimmung beider Häufigkeiten zu verwerfen. Für genügend große Stichproben kommen beide Tests zu äquivalenten Ergebnissen. Der Likelihood-Quotient ist jedoch nicht nur wegen der Schätzung der zu erwartenden Häufigkeiten nach der *Maximum-Likelihood-Methode* die logischere Wahl, sondern besitzt auch gegenüber der Chi-Quadrat-Statistik den Vorteil, ähnlich der Summe der Abstandsquadrate in der Varianzanalyse in interpretierbare Teilwerte (*partielle Likelihood-Quotienten*) aufgespalten werden zu können, die sich wieder zum Gesamtwert addieren.

Dies spielt insbesondere bei der Analyse einer *hierarchischen Modellstruktur* eine Rolle, bei der sukzessive aufeinander aufbauende loglineare Modelle untersucht werden - vom Modell mit den meisten Restriktionen bis zum saturierten Modell. Zahl und Auswahl der Modelle ist dem Forscher überlassen, jedoch muss das Modell höherer Ordnung jeweils auch alle Komponenten des nächstniedrigeren Modells enthalten. Mit  $M_0$  als dem am weitesten reduzierten und  $M_m$  als dem saturierten Modell lässt sich allgemein schreiben.

$$(Gleichung 3.15) \quad M_0 \overset{\mathbf{I}}{\sim} M_1 \overset{\mathbf{I}}{\sim} M_2 \dots \overset{\mathbf{I}}{\sim} M_m$$

Für die log-Likelihood-Quotienten gilt entsprechend.

$$(Gleichung 3.16) \quad LLQ(M_0) \overset{\mathfrak{S}}{\sim} LLQ(M_1) \overset{\mathfrak{S}}{\sim} \dots \overset{\mathfrak{S}}{\sim} LLQ(M_m)$$

Je mehr Effekte berücksichtigt werden, desto besser wird im Allgemeinen die Schätzqualität, und LLQ nimmt ab. Über den *bedingten log-Likelihood-Quotienten*  $LLQ(M_k | M_{k+1})$  lässt sich nun nicht mehr nur die Schätzqualität im Vergleich zum saturierten Modell messen, sondern auch die Verbesserung der Schätzqualität eines Modells  $M_{k+1}$  im Vergleich zum Modell  $M_k$ . Er ist damit ein Maß für den Beitrag der Modellkomponenten, in denen sich beide Modelle unterscheiden. Rechnerisch ergibt er sich aus der Differenz von  $LLQ(M_k)$  und  $LLQ(M_{k+1})$ .

$$(Gleichung 3.17) \quad LLQ(M_k | M_{k+1}) = LLQ(M_k) - LLQ(M_{k+1}) = -2 \ln \frac{L_k}{L_{k+1}} = 2 \sum_i f_i \ln \frac{m_i}{_1 m_i}$$

Ebenso wie der

einfache log-Likelihood-Quotient folgt der bedingte Quotient einer  $\chi^2$ -Verteilung, so dass sich auch hier die Signifikanz der Veränderung testen lässt. Die Summe der bedingten Quotienten aller hierarchisch unmittelbar aufeinander folgenden Modelle ergibt wieder den

<sup>73</sup> Die Zahl der *unabhängigen Parameter* entspricht der Gesamtzahl der möglichen Parameter eines Modells abzüglich der durch die Restriktionen auf Null festgelegten Parameter, vgl. Andreß et al., *Analyse von Daten*, S. 162

Likelihood-Quotienten des reduziertesten Modells  $M_0$  gegenüber dem saturierten Modell  $M_m$ <sup>74</sup>.

$$(Gleichung 3.18) \quad LLQ(M_0) = LLQ(M_0|M_1) + LLQ(M_1|M_2) + \dots + LLQ(M_{m-1}|M_m) + LLQ(M_m)$$

Diese Qualität der *Partitionierungsfähigkeit* der Devianz erlaubt es also, über eine schrittweise Modellierung den Erklärungsbeitrag einzelner oder zusammengefasster Modellkomponenten für die beobachtete Häufigkeitsverteilung zu bestimmen. Zudem ermöglicht es dem Forscher, über die Eliminierung aller nicht-signifikanten Effekte ein den Daten optimal angepasstes Modell zu extrahieren, das trotz reduzierter Anzahl von Parametern die beobachtete Häufigkeitsverteilung nahezu vollständig erklärt und damit als dasjenige Modell gelten kann, das die beobachteten Daten generiert hat.

In Fortsetzung unseres Beispiels mit den Variablen „Glücklichsein“ ( $A_i$ ), „Familienstand“ ( $B_j$ ) und „Geschlecht“ ( $C_k$ ) soll abschließend geklärt werden, wie groß die Abhängigkeit zwischen „Familienstand“ und „Glücklichsein“ sowie „Geschlecht“ und „Glücklichsein“ ist, und ob der Interaktionseffekt 2. Ordnung als nicht signifikant eliminiert werden darf. Zur Beantwortung dieser Fragen wäre die folgende Modellhierarchie aufzustellen, um dann in einem zweiten Schritt die bedingten log-Likelihood-Quotienten zu berechnen.

$$\begin{array}{l} M0: \ln(m_{ijk}) = \mu + \alpha_i + \beta_j + \gamma_{ijk} \\ M1: \ln(m_{ijk}) = \mu + \alpha_i + \beta_j + \gamma_k + \alpha_{Bij} \\ M2: \ln(m_{ijk}) = \mu + \alpha_i + \beta_j + \gamma_k + \alpha_{Bij} + \alpha_{Cik} \\ M3: \ln(m_{ijk}) = \mu + \alpha_i + \beta_j + \gamma_k + \alpha_{Bij} + \alpha_{Cik} + \alpha_{Cjk} \\ M4: \ln(m_{ijk}) = \mu + \alpha_i + \beta_j + \gamma_k + \alpha_{Bij} + \alpha_{Cik} + \alpha_{Cjk} + \alpha_{BCijk} \end{array}$$

Damit sind das Grundprinzip und die wesentlichsten Mechanismen der loglinearen Analyse dargestellt worden, die Basis der folgenden statistischen Auswertungen sein wird. Soweit darüber hinaus theoretische Aspekte für das Verständnis der Analyse relevant sind, sollen sie an entsprechender Stelle erörtert werden.

## 3.5.2 Der Einfluss der Bildungverteilung und die Unabhängigkeit der Partnerwahl

### 3.5.2.1 Die Bildungverteilung als Angebotsstruktur des Heiratsmarktes

Die deskriptive Analyse der Daten ließ schon einige Muster der bildungsspezifischen Partnerwahl erkennen (vgl. 3.4). Eine gehaltvolle empirische Aussage im Sinne bestimmter Präferenzen oder Selektionsmechanismen lässt sich aus den Kreuztabellen jedoch noch nicht gewinnen. So unterscheidet sich die Besetzung der Zellen - und damit die Häufigkeit

<sup>74</sup> Vgl. Litz H.P., *Multivariate Statistische Methoden*, S. 196f.

spezifischer Bildungskombinationen - zwar ganz erheblich, es bleibt jedoch unklar, inwieweit dies trotzdem einer *zufälligen Partnerwahl* entspricht, die lediglich auf unterschiedlich hohe *Randverteilungen* zurückzuführen ist.

Da sich in den Randverteilungen die Häufigkeit der verschiedenen Bildungsabschlüsse unter Männern und Frauen - d.h. die geschlechtsspezifische Bildungsverteilung - widerspiegelt, repräsentieren sie die *Angebots- oder Gelegenheitsstruktur* des Heiratsmarktes, die bei der Partnersuche den Rahmen vorgibt (vgl. 2.1.3). So ist die vielleicht besonders attraktive Partnerwahl von Hochschulabsolventen schon allein durch die begrenzte Anzahl von Abgängern einer solchen Bildungsstufe beschränkt. Ebenso mögen eine Vielzahl bildungungleicher Partnerschaften hauptsächlich das Ergebnis einer unausgewogenen Bildungsverteilung zwischen Männern und Frauen sein (vgl. 3.4).

Ist die Partnerwahl zufällig, d.h. bildungsunabhängig, ergäben sich die Partnerschaftsmuster allein gemäß der *statistischen Wahrscheinlichkeit*: Im Sonderfall einer völlig homogenen Bildungsverteilung zwischen und innerhalb der Geschlechter entspräche dies einer Gleichbesetzung aller Zellen-/Partnerkombinationen. Bei ungleicher Bildungsverteilung - wie in unserem Fall - ergäbe sich eine zufällige Zellenbesetzung aus den relativen Häufigkeiten der Randverteilungen - sie wäre also nicht homogen, aber allein aus den Randverteilungen ab zu leiten.

Bestehen dagegen weitergehende Selektionsmechanismen, werden die beobachteten bildungsspezifischen Partnerkombinationen *über- oder unterzufällig* sein und sich daher nicht mehr aus den Randverteilungen ableiten lassen.

Wie hoch nun die Erklärungskraft der Gelegenheitsstruktur in Form der geschlechtsspezifischen Bildungsverteilung ist und wo sich präferenzabhängige Über- oder Unterzufälligkeiten in der Partnerwahl ergeben, soll Gegenstand dieses Kapitels sein.

### **3.5.2.2 Modellierung des Unabhängigkeitsmodells**

Um zu überprüfen, ob sich die beobachtete Häufigkeitsverteilung zufällig aus den Randverteilungen, respektive Bildungsverteilungen ergibt, müssen wir ein reduziertes loglineares Modell formulieren, in dem spezifische Abhängigkeiten oder Verknüpfungen zwischen der männlichen und weiblichen Bildung ausgeblendet werden. Für zweidimensionale Tabellen entspricht dies dem *loglinearen Unabhängigkeitsmodell* ( $M_1$ ) (vgl. 3.5.1.3). In ihm werden nur die Haupteffekte, nicht aber der Wechselwirkungseffekt berücksichtigt, der den Über- oder Unterzufälligkeiten der Zellenhäufigkeiten entspricht. Bezeichnen wir die weibliche Bildung mit  $W_i$  ( $i=1..5$ ; entsprechend HOB, HMB, MR, ABI, FHS/HS) und die

männliche Bildung mit  $M_j$  ( $j=1\dots 5$ ; entsprechend HOB, HMB, MR, ABI, FHS/HS), können wir folgendermaßen schreiben.

$$(Gleichung 3.19) \quad M_1: m_{ij} = \mathbf{m} + \mathbf{m}_i + \mathbf{m}_{ij}$$

### 3.5.2.3 Durchführung der loglinearen Analyse

Die Durchführung der loglinearen Analyse erfolgt mittels des entsprechenden Analysetools von SPSS. Zu spezifizieren ist zunächst die *Verteilungsannahme für die Grundgesamtheit*, auf deren Basis nach der Maximum-Likelihood-Methode die Modellkomponenten geschätzt werden. Das wichtigste Kriterium dafür stellt die Art der Datenerhebung dar. SPSS unterscheidet zwischen der *Poisson- und der Multinomialverteilung*. Der Poisson-Verteilung liegt das am wenigsten festgelegte Untersuchungsdesign zugrunde (Poisson-Erhebungsschema). Bei ihm besitzt sogar die Gesamtzahl der Beobachtungen Zufallscharakter. Es wird dann realisiert, wenn für eine Anzahl von Ereignissen nur der Zeitraum fixiert ist, in dem sie stattfindet. Beim multinomialen Erhebungsschema ist der Stichprobenumfang  $n$  dagegen festgelegt<sup>75</sup>.

Wir wählen die Multinomialverteilung, da bei der ALLBUS-Erhebung aus der bundesdeutschen Gesamtbevölkerung eine Stichprobe festen Umfangs entnommen wird<sup>76</sup>. Die Wahrscheinlichkeit einer konkreten Stichprobe ergibt sich damit gemäß folgender Formel.

$$(Gleichung 3.20) \quad P(f_{11} \dots f_{ZS}) = n! \prod_{i,j=1}^{Z,S} \frac{p_{ij}^{f_{ij}}}{f_{ij}!} \quad \text{mit}$$

$$\sum_{i,j=1}^{Z,S} m_{ij} = \sum_{i,j=1}^{Z,S} n \cdot p_{ij} = n$$

Optional können auch die Angaben für das von SPSS verwendete iterative Schätzverfahren - das *IPF-Verfahren* - geändert werden. SPSS benutzt dieses Näherungsverfahren anstelle der direkten Berechnung durch die Maximum-Likelihood-Methode, um auch nicht-saturierte Modelle bestimmen zu können, für die es keine analytische Lösungsmöglichkeit gibt. Sein Prinzip beruht auf einer sukzessiven Bestimmung von Zellhäufigkeiten, so dass jeweils ein Effekt reproduziert wird. Da sich die Reproduktionen während dieses Prozesses teilweise wieder aufheben können, wird das Verfahren auf Basis der jeweils vorangegan-

<sup>75</sup> Vgl. Litz H.P., *Multivariate Statistische Methoden*, S. 188f.; Fahrmeir/Hamerle, *Multivariate Statistische Verfahren*, S. 474ff.

<sup>76</sup> Zwar reduziert sich die festgelegte Bruttostichprobe aufgrund zufälliger Ausfälle, etwa weil ein Haushalt nicht auffindbar oder eine Zielperson nicht anzutreffen ist (vgl. 3.2), so dass die Zahl *auswertbarer* Fälle nicht von vornherein feststeht. Andererseits ist jedoch mit solchen Ausfällen, die in ihrer Höhe nicht völlig zufällig, sondern abschätzbar sind, bei jeder Stichprobenziehung zu rechnen. Sie sind damit fester Bestandteil einer Stichprobe, ohne dass sie das Untersuchungsdesign (nämlich von einem festgelegtem  $n$  auszugehen) verändern. Ein Vergleich der beiden Verteilungen lässt zudem vermuten, dass sie in unserem Fall zu identischen Ergebnissen führen.

genen Schätzung so lange wiederholt, bis die Ergebnisse konvergieren, d.h. bis die Ergebnisse der verschiedenen Iterationen nur noch um einen willkürlich gewählten kleinen Betrag voneinander abweichen<sup>77</sup>. Voreingestellt sind eine maximale Anzahl von 20 Iterationen und ein Konvergenzkriterium von 0,001. Damit bricht SPSS den Iterationsprozess ab, wenn sich die Ergebnisse zumindest einer Zelle nur noch um den tausendsten Teil der größten beobachteten Zellhäufigkeit unterscheiden, maximal aber nach 20 Iterationen<sup>78</sup>. Wir belassen es in diesem Fall bei den Voreinstellungen.

Schließlich können wir ein positives *Delta* bestimmen, das zu allen beobachteten Zellhäufigkeiten einen Wert zwischen 0 und 1 addiert. Damit wird die Schwierigkeit umgangen, dass bei mehreren unbesetzten Zellen eine Parameterschätzung evtl. nicht mehr möglich ist. Ein solcher Fall tritt ein, wenn aufgrund unbesetzter Zellen Randsummen und damit auch die *geschätzten* Zellhäufigkeiten gleich Null werden. Einige Parametereffekte nehmen dann Grenzwerte von  $+\infty$  oder  $-\infty$  an, so dass sich das gesamte loglineare Modell nicht mehr schätzen lässt<sup>79</sup>.

Für die Kreuztabelle männlicher und weiblicher Bildung ergeben sich zwar zwei Zellhäufigkeiten von Null, dies gilt jedoch nicht für die Randsummen - hier also die Randverteilungen -, so dass auch die gemäß dem Unabhängigkeitsmodell erwarteten Zellhäufigkeiten alle positiv geschätzt werden. Wir können daher das voreingestellte Delta von 0,5 auf 0 zurücksetzen.

Nach diesen Voreinstellungen geben wir die Variablen  $A_i$  = „weibliche Bildung“ und  $B_j$  = „männliche Bildung“ als Haupteffekte unseres reduzierten loglinearen Modells ein und lassen SPSS die Ergebnisse berechnen.

### **3.5.2.4 Analyse der Ergebnisse**

Zum Beginn der Analyse informiert SPSS über das durchgeführte *Näherungsverfahren* zur Schätzung der Modellparameter. Demnach konvergierte der Näherungsprozess bei der fünften Iteration, bei welcher der minimale Differenzunterschied zur vorhergehenden Schätzung mit 0,0004 unter dem voreingestellten Grenzwert von 0,001 lag.

#### **Abb. 3-9: Convergence Information**

Maximum number of iterations:	20
Relative difference tolerance:	,001
Final relative difference:	,0004
Maximum likelihood estimation converged at iteration 5.	

<sup>77</sup> Vgl. Andreß H.P. et al., *Analyse von Tabellen*, S. 165ff.

<sup>78</sup> Vgl. Norusis M.J., *Advanced Statistics*, S. 165

Die für das reduzierte Modell geschätzten Parameter ergeben sich aus der folgenden Abbildung.

**Abb. 3-10: Parameter Estimates**

Parameter	Estimate	SE	Z-value	Asymptotic 95% CI	
				Lower	Upper
Constant	Estimate				
1	3,4729				
2	,1777	,1010	1,76	-,02	,38
3	1,3350	,0838	15,94	1,17	1,50
4	1,3452	,0837	16,07	1,18	1,51
5	-,2513	,1127	-2,23	-,47	-,03
6	,0000	,	,	,	,
7	-1,7918	,1430	-12,53	-2,07	-1,51
8	,8360	,0647	12,91	,71	,96
9	,5419	,0680	7,97	,41	,68
10	-,9370	,1019	-9,19	-1,14	-,74
11	,0000	,	,	,	,

Note: Constant is not a parameter under multinomial assumption. Therefore, standard errors are not calculated.

Parameter 1 entspricht der Konstanten  $\mu$ , die Parameter 2 bis 6 dem Haupteffekt  $\mu_{W_i}$ , d.h. der weiblichen Bildungsverteilung. Dabei wird der letzte Parameterwert nicht mehr angegeben, da er sich gemäß Gleichung 3.4 aus der Differenz der aufsummierten übrigen Parameter zu Null ergibt<sup>80</sup>. Die Parameter 7 bis 11 bilden den Haupteffekt  $\mu_{M_j}$  – die männliche Bildungsverteilung – ab. Auch hier muss der letzte Parameter abgeleitet werden.

Angegeben werden die *Schätzer* selbst (2. Spalte), aus denen sich die einzelnen Zellenhäufigkeiten zurückrechnen lassen (vgl. Gleichung 3.9), die aber für sich keine erhöhte Aussagekraft besitzen (so lassen sich aus ihnen z.B. nicht die geschlechtsspezifischen Bildungsverteilungen ableiten). Zudem werden durch Angabe des Standardfehlers (3. Spalte), des standardnormalverteilten z-Wertes (4. Spalte) und des Konfidenzintervalls (5. Spalte) Aussagen über die Parameter in der Grundgesamtheit ermöglicht.

Der *Standardfehler* ist ein Maß für die Streuung der Schätzer in der Stichprobe um die Schätzer der Grundgesamtheit<sup>81</sup>. Die *z-Werte* transformieren den Schätzer in einen standardnormalverteilten Schätzwert, so dass die statistische Signifikanz jedes einzelnen Schätzers getestet werden kann. Das *Konfidenzintervall* schließlich gibt den Vertrauensbereich der Parameterschätzer in der Grundgesamtheit an.

<sup>79</sup> denn: für  $m_j \rightarrow 0$  gilt  $\ln m_j \rightarrow \infty$  und damit auch  $\mu$ ,  $\mu_{W_i}$ ,  $\mu_{M_j}$  oder  $\mu_{\dots} \rightarrow \infty$ , vgl. Fahrmeir/Hamerle, *Multivariate statistische Methoden*, S. 524f.

<sup>80</sup> hier:  $\mu_{W_6} = 0 - (0,18 + 1,34 + 1,35 - 0,25) = -2,62$

<sup>81</sup> Vgl. Brosius F., *Professionelle Statistik*, S. 349

Bei einem Signifikanzniveau von  $\alpha=0,05$  (was einem Konfidenzniveau von 0,95 entspricht), ist nur der 2. Parameter statistisch nicht signifikant. In der Grundgesamtheit könnte der Parameter folglich auch Null sein. Dann entspräche die Anzahl der Hauptschulabsolventinnen ohne Berufsausbildung exakt der bei homogener Bildungsverteilung zu erwartenden Anzahl. Auf unsere Analyse hat das jedoch keinen Einfluss.

Einen ersten Eindruck der *Güte der Modellanpassung* liefert eine Gegenüberstellung der aufgrund des Unabhängigkeitsmodells erwarteten Häufigkeiten (erwartete Anzahl) mit den

**Abb. 3-11: Beobachtete und erwartete Häufigkeiten**

			Bildung weiblich					Gesamt
			HOB	HMB	MR	ABI	FHS/HS	
Bildung männlich	HOB	Anzahl	43	7	7	0	0	57
		Erwartete Anzahl	6,4	20,4	20,6	4,2	5,4	57,0
	HMB	Anzahl	147	505	118	12	7	789
		Erwartete Anzahl	88,8	282,6	285,4	57,8	74,4	789,0
	MR	Anzahl	15	110	393	40	30	588
		Erwartete Anzahl	66,2	210,6	212,7	43,1	55,4	588,0
	ABI	Anzahl	7	22	44	37	24	134
		Erwartete Anzahl	15,1	48,0	48,5	9,8	12,6	134,0
	FHS/HS	Anzahl	3	40	129	51	119	342
		Erwartete Anzahl	38,5	122,5	123,7	25,1	32,2	342,0
	Gesamt	Anzahl	215	684	691	140	180	1910
		Erwartete Anzahl	215,0	684,0	691,0	140,0	180,0	1910,0

tatsächlich beobachteten Häufigkeiten (Anzahl). Bei einem Vergleich der Werte sind deutliche Diskrepanzen unverkennbar. Für keine Bildungskombination stimmen die Werte annähernd überein (Abb. 3-11).

Offenbar eignet sich das loglineare Unabhängigkeitsmodell, mit dem wir unterstellt haben, dass sich die partnerschaftlichen Bildungskombinationen - entsprechend der geschlechtsspezifischen Bildungsverteilung - zufällig ergeben, nicht annähernd zur Erklärung des beobachteten Musters. Die Annahme einer völlig bildungsunabhängigen Partnerwahl ist damit höchst unwahrscheinlich. Diese Vermutung wird durch die hohen Werte des Loglikelihood-Quotienten (Likelihood ratio chi square) und Pearson's  $\chi^2$  bestätigt. Beide Test-Statistiken lassen sich als Maß für die Abweichung der modellgemäß erwarteten Häufigkeiten von den beobachteten Häufigkeiten verstehen. An ihnen lässt sich somit die Anpassungsgüte des reduzierten an das saturierte Modell ablesen (vgl. 3.5.1.4).

**Abb. 3-12: Goodness-of-fit test statistics**

Likelihood ratio chi square =	1205,73440	DF = 16	P = ,000
Pearson chi square =	1350,21447	DF = 16	P = ,000

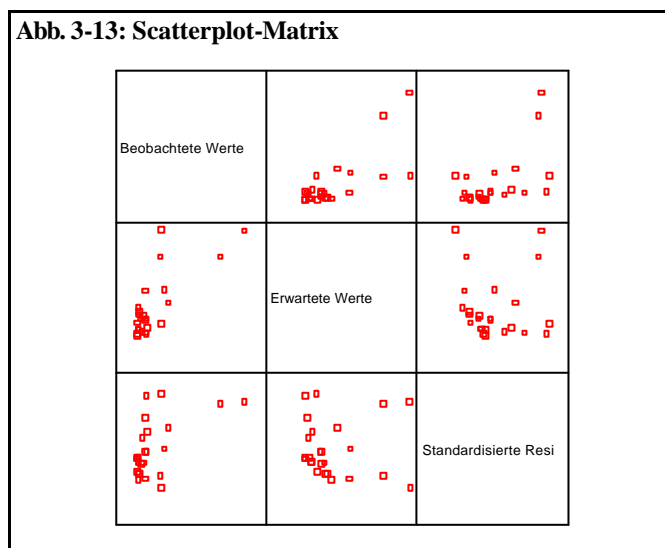


Bei 16 Freiheitsgraden (*degrees of freedom*) wird mit  $p = 0,000$  die Hypothese einer Übereinstimmung beider Modelle ( $H_0: M_{\text{red}} = M_{\text{sat}}$ ) auf höchstem Signifikanzniveau ( $\alpha = 0,001$ ) abgelehnt.

Die *optische Bestätigung* dafür liefern zwei Grafiken, die auf der Verteilung der standardisierte Residuen beruhen:

Bei der *Scatterplot-Matrix* werden die standardisierten Residuen entlang der beobachteten und erwarteten Häufigkeiten abgetragen. Bei einem gut angepassten Modell müssten die standardisierten Residuen nicht nur klein sein, sondern auch unabhängig von den Häufigkeiten in den Zellen. In der Scatterplot-Matrix (Abb. 3-13) dürfte dann kein spezifisches Muster zu erkennen sein<sup>82</sup>.

Tatsächlich ist zwischen den beobachteten Häufigkeiten und den standardisierten Residuen (Matrixfeld oben rechts) - wenn man von zwei Ausreißern absieht - kein klares Muster zu erkennen; in Bezug auf die erwarteten Häufigkeiten (Matrixfeld mitte-rechts) ergibt sich jedoch deutlich erkennbar eine U-förmige Anordnung. Solche *systematischen* (anstatt bloß zufälligen) Abweichungen implizieren eine inadäquate Reproduktion der beobachteten Häufigkeiten durch das reduzierte Modell.

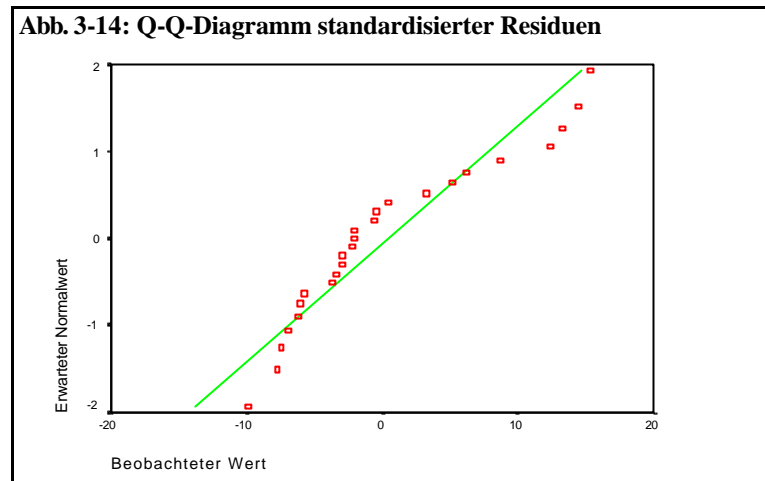


Derselbe Gedanke liegt auch der Überprüfung der *residuellen Normalverteilung* zugrunde, die sich bei unsystematischen Abweichungen ergeben müsste. Das sogenannte *Q-Q-Diagramm* stellt den berechneten standardisierten Residuen die bei Normalverteilung zu erwartenden gegenüber. Dabei sollten die Werte in etwa auf der eingezeichneten Geraden liegen<sup>83</sup>.

<sup>82</sup> Vgl. Norusis M.J., *Advanced Statistics*, S. 155f.; Norusis M.J., *SPSS User's Guide*, S. 257f.

<sup>83</sup> Vgl. Norusis M.J., *Advanced Statistics*, S. 156; Norusis M.J., *Professional Statistic*, S. 260f.

Die Grafik verdeutlicht, dass die standardisierten Werte nicht annähernd einer Normalverteilung folgen. Es ergibt sich ein s-förmiger Verlauf um die Normalverteilungslinie. Offenbar herrscht ein Übergewicht an stark positiven und ein Untergewicht an stark negativen Abweichungen. Zudem finden sich der Anzahl nach mehr negative Abweichungen als erwartet. Die ungenügende Anpassungsgüte des Unabhängigkeitsmodells lässt sich also auch optisch bestätigen.



Vergleicht man allerdings die Devianz des Unabhängigkeitsmodells ( $M_1$ ) mit der Devianz des *maximal reduzierten* Modells ( $M_0$ ) - nämlich einem Modell, bei dem unter der Annahme homogener Bildungverteilung alle Zellen-/Bildungskombinationen gleichmäßig besetzt sind (Gleichung 3.21) - ergibt sich eine Modellverbesserung von 61,12 Prozent (Gleichung 3.22).

(Gleichung 3.21)  $M_0: m_{ij} = \mathbf{m}$

$$(Gleichung 3.22) \quad \Delta LLQ = \frac{LLQ(M_0) - LLQ(M_1)}{LLQ(M_0)} * 100\% = \frac{3101,21 - 1205,73}{3101,21} * 100\% \approx 61,12\%$$

Obwohl die Angebotsstruktur des Partnerschaftsmarktes in Form der geschlechtsspezifischen Bildungverteilung also nicht ausreicht, um das beobachtete Muster zu erklären, begründet sie doch schon in einem hohen Maße die bildungsspezifische Ungleichverteilung der Partnerschaften. Aufgrund der in der deskriptiven Analyse konstatierten unterschiedlichen Größe der Bildungsklassen (vgl. 3.4) ist dieser Tatbestand jedoch nicht verwunderlich. Auffällig ist eher umgekehrt der hohe Anteil (38,88 Prozent) der Devianz zwischen Gleichverteilungsmodell und saturiertem Modell, der durch die Bildungverteilung noch nicht erklärt wird.

Im Folgenden wollen wir daher die Unterschiede zwischen dem Unabhängigkeitsmodell und dem - den Beobachtungen entsprechenden - saturierten Modell etwas eingehender be-

trachten. Aus Abbildung 3.5.2-7 resultieren folgende Häufigkeitsunterschiede (Residuen) zwischen den Modellen<sup>84</sup>.

**Abb. 3-15: Absolute Residuen**

Residuen		Bildung weiblich				
		HOB	HMB	MR	ABI	FHS/HS
Bildung männlich	HOB	36,6	-13,4	-13,6	-4,2	-5,4
	HMB	58,2	222,4	-167,4	-45,8	-67,4
	MR	-51,2	-100,6	180,3	-3,1	-25,4
	ABI	-8,1	-26,0	-4,5	27,2	11,4
	FHS/HS	-35,5	-82,5	5,3	25,9	86,8

Auffällig sind die durchweg positiven Abweichungen der beobachteten Partnerschaften von der erwarteten Anzahl, wenn beide Partner einen identischen Bildungsstand besitzen, und die überwiegend negativen Abweichungen, wenn ihr Bildungsstand voneinander abweicht. Eine weitergehende Interpretation der absoluten Residuen erscheint jedoch aufgrund ihrer begrenzten Aussagefähigkeit wenig sinnvoll:

Zum einen wird nicht deutlich, inwieweit die Abweichungen *statistisch signifikant* sind, also auch einer entsprechenden Abweichung in der Grundgesamtheit entsprechen, zum anderen lassen sich die Höhen der Abweichungen nur miteinander vergleichen, wenn sie ins Verhältnis zu den entsprechenden erwarteten Häufigkeiten gesetzt werden.

Der ersten Forderung wollen wir durch eine Betrachtung der standardisierten Residuen entsprechen. Anschließend sollen anhand einer Assoziationstabelle beobachtete und erwartete Häufigkeiten zueinander ins Verhältnis gesetzt werden, um anhand der *relativen* Abweichung sowohl die Stärke der einzelnen Abweichung beurteilen zu können als auch einen Vergleich der Abweichungen möglich zu machen.

Wir erhalten *standardisierte Residuen*, indem wir die unstandardisierten Residuen durch die Quadratwurzel aus der erwarteten Häufigkeit dividieren.

$$(Gleichung 3.23) \text{ Re } sid_{standard}(m_{ij}) = \frac{\text{Re } sid_{abs}(m_{ij})}{\sqrt{m_{ij}}}$$

Standardisierte Residuen folgen der Standardnormalverteilung. Werte größer 1,96 bzw. kleiner -1,96 geben daher statistisch hoch signifikante Abweichungen an ( $\alpha = 0,05$ ).

<sup>84</sup> Basis der Residuen sind die erwarteten Häufigkeiten. Es gilt also:  $\text{Resid} = f_{ij} - m_{ij}$ .

**Abb. 3-16: Standardisierte Residuen**

Standardisierte Residuen

		Bildung weiblich				
		HOB	HMB	MR	ABI	FHS/HS
Bildung männlich	HOB	14,4	-3,0	-3,0	-2,0	-2,3
	HMB	6,2	13,2	-9,9	-6,0	-7,8
	MR	-6,3	-6,9	12,4	-,5	-3,4
	ABI	-2,1	-3,8	-,6	8,7	3,2
	FHS/HS	-5,7	-7,5	,5	5,2	15,3

Die Kreuztabellierung der standardisierten Residuen zeigt, dass beinahe alle Abweichungen statistisch hoch signifikant sind, die Hypothese einer zufälligen Abweichung also abgelehnt werden kann. Nicht signifikant sind allein die Häufigkeitsunterschiede bei Partnerschaften zwischen RealschulabsolventInnen und AbiturientInnen sowie zwischen weiblichen Realschülern und männlichen Hochschulabsolventen. Nur hier könnte sich die Abweichung auch zufällig ergeben haben.

Vergleicht man die standardisierten Residuen untereinander, erweisen sich die Abweichungen bei den homogamen Paaren gegenüber den heterogamen Paaren als noch signifikanter. Unter den homogamen Paaren wiederum weisen die Abweichungen in den Randgruppen die höchsten z-Werte und damit Signifikanzen auf. Solche Vergleiche sind jedoch wenig aussagekräftig, da eine einfache Umstellung der Gleichung 3.19 beweist, dass die Höhe der standardisierten Residuen nicht nur von der relativen Abweichung (die aussagekräftig wäre), sondern zusätzlich von der Höhe der absoluten erwarteten Häufigkeit abhängt<sup>85</sup>.

$$(Gleichung 3.24) \quad \text{Re sid}_{\text{stand}}(m_{ij}) = \frac{\text{Re sid}_{\text{abs}}(m_{ij})}{\sqrt{m_{ij}}} = \frac{\text{Re sid}_{\text{abs}}(m_{ij})}{m_{ij}} * \sqrt{m_{ij}}$$

Für eine Analyse der Richtung und relativen Höhe der Abweichung greifen wir daher auf das Instrument der *Assoziationstabelle* zurück. Die Koeffizienten einer Assoziationstabelle (AK) stellen das Verhältnis der empirisch beobachteten Häufigkeiten ( $f_{ij}$ ) zu den bei statistischer Unabhängigkeit (wie wir sie im reduzierten loglinearen Modell unterstellt haben) erwarteten Häufigkeiten ( $m_{ij(\text{unabh.})}$ ) dar.

$$(Gleichung 3.25) \quad AK = \frac{f_{ij}}{m_{ij(\text{unabh.})}}$$

<sup>85</sup> SPSS kennt zudem *korrigiert standardisierte Residuen*, bei denen die standardisierten Residuen unter Berücksichtigung der Zeilen- und Spaltensummen adjustiert werden (vgl. Büh/Zöfel, *SPSS Version 10.0*, S. 229). In Bezug auf die Signifikanz der Abweichungen bei  $\alpha=0,05$  ergeben sich hier jedoch keine relevanten Unterschiede, so dass auf einen Ausdruck verzichtet wird.

Nimmt der Assoziationskoeffizient Werte über 1 an, so ist der Zustrom in eine Kategorie häufiger als nach der Randverteilung zu erwarten ist, nimmt er Werte unter 1 an, so ist der Zustrom geringer als erwartet. Werte über 1 sind in der Assoziationstabelle grau hinterlegt.

**Abb. 3-17: Assoziationstabelle**

		Bildung weiblich				
		<i>HOB</i>	<i>HMB</i>	<i>MR</i>	<i>ABI</i>	<i>FHS/HS</i>
Bildung männlich	<b>HOB</b>	6,7	0,3	0,3	0,0	0,0
	<i>HMB</i>	1,7	1,8	0,4	0,1	0,2
	<i>MR</i>	0,2	0,5	1,8	0,5	0,9
	<i>ABI</i>	0,5	0,5	0,9	1,9	3,8
	<i>FHS/HS</i>	0,1	0,3	1,0	3,7	2,0

Die Tabelle 3-17 zeigt - wie schon die Residuen - eine starke Tendenz zur Homogamie und bestätigt damit die Beobachtungen der deskriptiven Analyse (vgl. 3.4) Die Zahl bildungsgleicher Partnerschaften lag 1,8mal bis 6,7mal höher, als bei statistischer Unabhängigkeit zu erwarten gewesen wäre. Ins Auge fällt der mit 6,7 besonders hohe Assoziationskoeffizient für Partnerschaften zwischen HauptschülerInnen ohne Berufsausbildung. *Soziale Ausgrenzungserscheinungen* lassen hier offenbar beinahe nur die Partnerschaft mit einem ebenso schlecht ausgebildeten Partner zu. Eher als ihre männlichen Kollegen haben noch die Hauptschülerinnen ohne Berufsausbildung Chancen, nach „oben“ zu heiraten - überwiegend zwar auch Hauptschüler, die aber über eine Berufsausbildung verfügen (AK=1,7). Weitaus weniger deutlich ausgeprägt sind dagegen mögliche *Abgrenzungsbestrebungen* der HochschulabsolventInnen. Zwar heiraten sie doppelt so häufig untereinander als bei Unabhängigkeit zu erwarten, ca. viermal so häufig heiraten sie aber auch AbiturientInnen. Offenbar besteht zwischen den beiden oberen Bildungsgruppen also eine besondere soziale und kulturelle Affinität.

Mit Ausnahme der genannten Fälle liegen die beobachteten Zahlen bildungsungleicher Partnerschaften unterhalb der Erwartungen bei Unabhängigkeit. Überwiegend gilt: Je größer die Bildungsunterschiede, desto geringer der Assoziationskoeffizient, desto geringer folglich die Wahrscheinlichkeit einer Partnerschaft. Gegen diesen Trend heben sich insbesondere die Partnerschaften weiblicher Hauptschüler ohne Berufsausbildung mit männlichen Abiturienten ab. Unter Kontrolle der Bildungsverteilung sind solche Partnerschaften doppelt so wahrscheinlich (AK=0,5) wie diejenigen mit männlichen Realschulabsolventen (AK=0,2). Hier macht sich eventuell ein „*Aschenputteleffekt*“ bemerkbar (überspitzt:

„Gutsituierter Mann aus der Oberschicht heiratet schönes, aber armes und ungebildetes Mädchen aus der Unterschicht“).

Schließlich demonstrieren die Zahlen, dass Frauen auch unter Kontrolle der Bildungsverteilung tendenziell etwas eher „aufwärts“ heiraten als Männer. Am deutlichsten zeigt sich dieser Hypergamieeffekt bei Frauen mit Mittlerer Reife, deren Partnerschaften mit Abiturienten oder Hochschulabsolventen ungefähr der statistischen Wahrscheinlichkeit entsprechen ( $AK=0,9$  bzw.  $1,0$ ). Dies bestätigt unsere Beobachtungen aus der deskriptiven Analyse, nach der Frauen mit Mittlerer Reife besonders häufig „aufwärts“ heiraten. Auch Hauptschülerinnen konnten noch besser (MR) oder sogar wesentlich besser (ABI/FHS/HS) gebildete Partner finden, während es umgekehrt keine Verbindung zwischen Hauptschülern ohne Berufsausbildung und Abiturientinnen oder Hochschulabsolventinnen gibt<sup>86</sup>. Die in der deskriptiven Analyse beobachteten *überdeutlich hohen* Anteile an niedriger gebildeten Frauen, die einen Hochschulabsolventen heiraten (im Durchschnitt zwei- bis dreimal so hoch wie die entsprechenden Anteile der Männer) sowie von Hauptschulabsolventinnen ohne Berufsausbildung, die einen beruflich ausgebildeten Hauptschulabsolventen heiraten (knapp 70 Prozent; vgl. Abb. 3-4), spiegeln sich in den Assoziationskoeffizienten allerdings nicht mehr wider. Der größte Teil der beobachteten Asymmetrie ist also offenbar nicht auf persönliche Präferenzen, sondern tatsächlich auf eine ungleiche Bildungsverteilung zwischen Männern und Frauen, wie sie sich in Abbildung 3-3 ausdrückt (mit einem Übergewicht der Männer bei HMB und FHS/HS), zurückzuführen.

### **3.5.2.5 Zwischenergebnis**

Die bisherige loglineare Untersuchung hat gezeigt, dass sich zwar ein guter Teil des beobachteten Partnerschaftsmusters (ca. 61%) durch die Bildungsverteilung - also die Angebotsstruktur - erklären lässt, dass sie aber bei weitem nicht zur Erklärung genügt. Offenbar ist die Partnerwahl nämlich nicht unabhängig vom Bildungsstand. Neben den angebotsseitigen strukturellen Randbedingungen durch die Bildungsverteilung scheinen auch *nachfrageorientierte* Präferenzen und Abneigungen zu wirken: Je höher die Bildung einer Person, desto höher ist ganz offensichtlich auch die Bildung des Partners bzw. der Partnerin. Zudem scheint eine hohe Neigung zur Homogamie - also bildungsgleichen Partnerwahl - sowie eine soziale Affinität zu benachbarten Bildungsgruppen zu bestehen. Letzteres gilt insbesondere zwischen den beiden oberen Bildungsschichten, ist aber - bei weiblicher Aufwärtsheirat - auch unter Hauptschulabsolventen zu beobachten. Bei den Homogamieraten

---

<sup>86</sup> Dies gilt natürlich nur in Bezug auf die gezogenen Stichprobe, während es in der gesamtdeutschen Grundgesamtheit durchaus vereinzelt auch solche Partnerkonstellationen geben kann.

fällt diejenige der Hauptschulabsolventen ohne Berufsausbildung ins Auge. Die Hypergamieneigung der Frauen ist dagegen zwar erkennbar, jedoch relativ gering ausgeprägt. Am stärksten zeigt sie sich noch bei Frauen mit Mittlerer Reife.

Die angesprochenen Tendenzen müssten sich als besondere *Strukturen* in der Kreuztabelle bildungsspezifischer Partnerschaften wiederfinden. Ob und wie weit das der Fall ist, soll im folgenden Kapitel näher untersucht werden.

### 3.5.3 Strukturen der bildungsspezifischen Partnerwahl

Im allgemeinen loglinearen Modell ist es möglich, den *spezifischen Ordnungs- bzw. Rangcharakter von Merkmalsausprägungen* explizit zu berücksichtigen. Die dazu entwickelten Modellansätze basieren auf der gesonderten Betrachtung bestimmter Segmente der dem loglinearen Modell zugrunde liegenden Kreuztabellen. Die Analyse herausgehobener Segmente macht nur für Ordinaldaten einen Sinn, da nur für sie die Reihenfolge der Ausprägungen in den Zeilen und/oder Spalten nicht beliebig ist.<sup>87</sup> Zur Analyse der Strukturen eignet sich von daher das Linear-by-linear-Modell, die Quasi-Unabhängigkeit und das Symmetrie-Modell.

#### 3.5.3.1 Das Linear-by-linear-Modell

Im Linear-by-linear-Modell wird die *Annahme* überprüft, dass die ordinalskalierten Daten quasi linear verlaufen. Das bedeutet, dass zwischen den Bildungsständen der Partner ein linearer Zusammenhang besteht. Das Modell prüft demnach die Hypothese, ob sich das Partnerwahlverhalten durch die Annahme einer direkten Linearität sprich Abhängigkeit überwiegend erklären lässt, oder ob noch komplexere zusätzliche Mechanismen (Homogamie, soziale Affinität oder Hypergamie) berücksichtigt werden müssen.

Dazu wird der in Gleichung 3-19 entwickelte Ansatz für die Haupteffekte der Faktoren Bildung weiblich und Bildung männlich um eine Komponente ergänzt, die den linearen Zusammenhang zwischen den beiden Variablen ausdrückt:

$$(Gleichung 3.26) M_2: m_{ij} = \mathbf{m} + \mathbf{m}_{W_i} + \mathbf{m}_{M_j} + B(U_i - \bar{U})(V_j - \bar{V})$$

Dabei stellen  $U_i$  und  $V_j$  die Skalenwerte der Haupteffekte Bildung weiblich und Bildung männlich dar.  $B$  ist ein Regressionskoeffizient, der den Einfluss der Zellenpositionen widerspiegelt. Wenn  $B$  nahe bei Null liegt, sind die Variablen unabhängig voneinander und

<sup>87</sup> Vgl. Litz H.P., *Multivariate Statistische Methoden*, S. 216

es liegt somit kein Einfluss vor. Ist  $B$  positiv, konzentrieren sich die Fälle um die Hauptdiagonale. Nimmt  $B$  einen negativen Wert an, ist der Bereich um die Nebendiagonale stärker besetzt.<sup>88</sup>

Formal wird das Linear-by-linear-Modell in SPSS so integriert, dass als Faktoren die beiden Variablen Bildung weiblich und Bildung männlich und als Zellenkovariate das Produkt der beiden Haupteffekte (=Variable Cov) eingegeben werden. Bei der Modellauswahl gehen als Haupteffekte die Variablen Bildung männlich, Bildung weiblich und Cov ein. Dabei lässt sich die Linearität über SPSS nur sinnvoll berechnen, wenn man bei der Art der Datenerhebung die Poissonverteilung angibt.<sup>89</sup>

**Abb. 3-18: Beobachtete und erwartete Häufigkeiten im Linear-by-linear-Modell**

			Bildung weiblich				
			HOB	HMB	MR	ABI	FHS/HS
Bildung männlich	HOB	Beobachtete Anzahl	43	7	7	0	0
		Erwartete Anzahl	22	27	8	0	0
	HMB	Beobachtete Anzahl	147	505	118	12	7
		Erwartete Anzahl	150	391	230	15	3
	MR	Beobachtete Anzahl	15	110	393	40	30
		Erwartete Anzahl	40	220	273	37	17
	ABI	Beobachtete Anzahl	7	22	44	37	24
		Erwartete Anzahl	2	26	68	20	19
	FHS/HS	Beobachtete Anzahl	3	40	129	51	119
		Erwartete Anzahl	1	20	112	68	141

Einen *ersten Eindruck der Güte* des Linear-by-linear-Modells liefert ein Vergleich der aufgrund dieses Modells erzeugten erwarteten Häufigkeiten zu den beobachteten Häufigkeiten. Bei einem Vergleich der Werte sind deutliche Diskrepanzen erkennbar. Zum einen sind, wenn beide Partner einen identischen Bildungsstand besitzen, durchweg positive Abweichungen der beobachteten von den erwarteten Häufigkeiten zu erkennen und überwiegend negative Abweichungen, wenn ihr Bildungsstand voneinander abweicht. Eine Ausnahme bildet die Zelle, in der beide Partner über den höchsten Bildungsstand verfügen. Dennoch folgt daraus, dass in der Stichprobe die Homogamietendenz ausgeprägter ist, als durch das Linear-by-linear-Modell abgebildet wird.

Von daher kann man vermuten, dass das Linear-by-linear-Modell nicht geeignet ist, die Daten angemessen zu rekonstruieren. Die Annahme, dass sich das Partnerschaftsmuster allein durch die Linearität erklären lässt, ist daher recht unwahrscheinlich.

Für unsere Analyse ist allerdings noch der Regressionskoeffizient und die Goodness-of-fit-Statistik entscheidend.

<sup>88</sup> Vgl. Norusis, *SPSS Advances Statistics User's Guide*, S. 188f

<sup>89</sup> Da die beiden Verteilungen zum gleichen Ergebnis führen, macht dies für unsere Analyse keinen wesentlichen Unterschied. Vgl. auch Kapitel 3.5.2.3



**Abb. 3-19: Parameter Estimates**

B	SE	Z-value	Lower	Upper
0,7471	0,0346	21,59	0,68	0,81

Da der *Koeffizient positiv* ist, konzentrieren sich die Fälle um die Hauptdiagonale, d.h. es fallen im Verhältnis zum Unabhängigkeitsmodell mehr Fälle in die Zellen, in denen beide Variablen geringe Schulabschlüsse haben, bzw. es fallen mehr Fälle in die Zellen, in denen beide Variablen hohe Schulabschlüsse haben. Allgemein formuliert bedeutet dies, dass die Zellen, in denen Homogamie ausgedrückt wird, besonders stark besetzt sind.

Daraus können wir folgern, dass eine relativ starke (wegen des hohen  $\Delta LLQ$ ) positive Beziehung zwischen der Bildung der Frauen und der Bildung der Männer besteht. Steigt die Bildung der Frauen, steigen damit ihre Chancen einen Partner zu finden, der ebenfalls über eine entsprechend höhere Bildung verfügt. Entsprechendes gilt für die Männer: steigt die Bildung des Mannes, steigen auch seine Chancen eine Partnerin zu finden, die über einen höheren Bildungsabschluss verfügt. Dementsprechend gilt, dass es für eine Frau mit FHS/HS relativ unwahrscheinlich ist, einen Partner mit HOB zu finden; entsprechendes gilt auch für den Mann.

Die *Bedeutung des Parameters B* wird noch verstärkt, wenn man den Parameter im Verhältnis zur Standardabweichung sieht. Der Regressionskoeffizient ist relativ groß, vergleicht man ihn mit der Standardabweichung von nur 0,035. Für unser Beispiel bedeutet dies konkret, dass die Partnerwahl nicht zufällig geschieht, sondern erheblich von der Bildung beeinflusst wird, wobei scheinbar die Partner gesucht werden, die über einen identischen oder ähnlichen Bildungsabschluss verfügen.

Die oben formulierte Vermutung, dass der Zusammenhang nicht ausschließlich über die Annahme der Linearität erklärt werden kann, soll anhand der Werte des Log-Likelihood-Quotienten und Pearsons  $\chi^2$  überprüft werden.

**Abb. 3-20: Goodness-of-fit-Statistics**

		DF	Sig.
Likelihood Ratio chi square	339,1419	15	0,000
Pearson chi square	331,6479	15	0,000

Bei 15 Freiheitsgraden wird mit  $p = 0,000$  die Hypothese abgelehnt, dass die ordinalskalierten Daten linear verteilt sind. Allerdings liegt eine erhebliche Reduzierung in der Devianz vor. Vergleicht man die Devianz des Unabhängigkeitsmodells ( $M_1$ ) mit der Devianz

des Linear-by-linear Modells ( $M_2$ ) ergibt sich eine Modellverbesserung von 71,87% (Gleichung 3.27)

$$DLLQ = \frac{LLQ(M_1) - LLQ(M_2)}{LLQ(M_1)} * 100\% = \frac{1205,73 - 339,1419}{1205,73} * 100\% \approx 71,87\%$$

Das Linear-by-linear-Modell kann somit bereits 71,87 Prozent der Devianz des Unabhängigkeitsmodell erklären. Damit kann die Linearität einen großen Teil der Partnerschaftswahl erklären.

*Zusammengefasst* lässt sich für dieses Modell sagen, dass zwar die Linearität sehr stark ausgeprägt ist, zur Erklärung der Partnerschaftsmuster aber noch andere Mechanismen wirken. Da die Linearität zwar einen großen Beitrag leistet, aber unser Partnerschaftsmuster eben nicht vollständig erklären kann, haben wir es hier nicht mit einer relativ einfachen, sondern mit einer komplexeren Partnerwahl zu tun.<sup>90</sup>

### **3.5.3.2 Quasi-Unabhängigkeit**

Im Kapitel 3.5.2 haben wir bei der Analyse herausgefunden, dass sich das loglineare Unabhängigkeitsmodell, mit dem wir unterstellt haben, dass sich die partnerschaftliche Bildungskombination zufällig ergibt, nicht annähernd zur Erklärung des beobachteten Musters eignet. Des weiteren haben wir eine deutliche Homogamietendenz vorgefunden.

Die *These bei der Quasi-Unabhängigkeit* lautet daher, dass sich die partnerschaftlichen Bildungskombinationen unter Nichtberücksichtigung der Hauptdiagonalen zufällig ergeben. Mit anderen Worten würde dies bedeuten, dass zwar eine starke Tendenz zur Homogamie vorliegt, dass außerhalb der Homogamie die Bildung des Partners jedoch bei der Partnersuche ohne Bedeutung ist, d.h. es ist nur relevant ob der Partner die gleiche Bildung hat oder nicht.

Im Modellansatz werden daher die Zellhäufigkeiten so gewichtet, dass sich auf der Hauptdiagonalen sogenannte strukturelle Nullen ergeben und somit die Hauptdiagonale aus der Analyse der Unabhängigkeit eliminiert wird. Quasi-Unabhängigkeit ist somit eine Form der Unabhängigkeit, bei der man sich auf die Zellen in  $S$  beschränkt, wobei  $S$  diejenige Menge von Zellen sei, für welche die zu erwartende Zellhäufigkeit nicht a priori Null ist.<sup>91</sup> Getestet wird dann die daraus entstehende unvollständige Tabelle. Im nicht saturierten Modell geben wir wie im Unabhängigkeitsmodell die Haupteffekte Bildung weiblich und Bildung männlich ein. Als Teststatistik für das Quasi-Unabhängigkeitsmodell können wie-

<sup>90</sup> Für die Modellierung der bildungsspezifischen Nachfragepräferenzen vgl. Abschnitt 3.5.4

<sup>91</sup> Vgl. Fahrmeir/Hamerle, *Multivariate statistische Verfahren*, S. 624f.

der die Pearsonsche oder die Log-Likelihood-Ratio-Statistik verwendet werden. Beide Statistiken sind wiederum  $\chi^2$ -verteilt mit

$$FG = (I - 1)(J - 1) - LZ$$

Freiheitsgraden, wobei I die Anzahl der Zeilen, J die Anzahl der Spalten und LZ die Anzahl der strukturell leeren Zellen bezeichnet.<sup>92</sup>

In der Tabelle 3.5.3-4 erkennt man recht deutlich an der orange eingefärbten Fläche die strukturelle Nullzeile. Vergleicht man die aufgrund des Quasi-Unabhängigkeitsmodells erwarteten Häufigkeiten mit den tatsächlich beobachteten Häufigkeiten, stellt man im Verhältnis zum Unabhängigkeitsmodell immer noch eine deutliche Abweichung fest.

**Abb. 3-21: Beobachtete und erwartete Häufigkeiten im Quasi-Unabhängigkeitsmodell**

			Bildung weiblich				
			HOB	HMB	MR	ABI	FHS/HS
Bildung männlich	HOB	Beobachtete Anzahl	0	7	7	0	0
		Erwartete Anzahl	0	4	7	2	1
	HMB	Beobachtete Anzahl	147	0	118	12	7
		Erwartete Anzahl	62	0	153	41	28
	MR	Beobachtete Anzahl	15	110	0	40	30
		Erwartete Anzahl	53	84	0	34	24
	ABI	Beobachtete Anzahl	7	22	44	0	24
		Erwartete Anzahl	18	28	43	0	8
	FHS/HS	Beobachtete Anzahl	3	40	129	51	0
		Erwartete Anzahl	39	62	96	26	0

Für eine Analyse der Richtung und relativen Höhen der Abweichung greifen wir auf das Instrument der Assoziationstabelle zurück.

**Abb. 3-22: Assoziationstabelle im Quasi-Unabhängigkeitsmodell**

		Bildung weiblich				
		HOB	HMB	MR	ABI	FHS/HS
Bildung männlich	HOB	0	1,75	1,00	,00	,00
	HMB	2,37	0	,77	,30	,25
	MR	,28	1,31	0	1,17	1,25
	ABI	,38	,79	1,02	0	3,00
	FHS/HS	,08	,64	1,34	1,96	0

Vergleicht man diese Abbildung mit der Abbildung 3-17, so lässt sich feststellen, dass bei der Quasi-Unabhängigkeit die Koeffizienten in den meisten Zellen deutlich mehr um 1 streuen als beim Unabhängigkeitsmodell. So fielen beim Unabhängigkeitsmodell besonders viele Zellen auf, deren Koeffizient sehr gering war, während dies hier abgesehen von der strukturellen Nullzeile nicht der Fall ist. Bei einer genaueren Zeilen- bzw. Spaltenbezogenen Analyse der Abbildung 3-22 wird folgendes Muster tendenziell sichtbar:

<sup>92</sup> Vgl. Fahrmeir/Hamerle, *Multivariate statistische Verfahren*, S. 627f.

Je weiter eine Zelle von der strukturellen Nullzeile entfernt liegt, desto geringer wird der Assoziationskoeffizient. Koeffizienten kleiner 1 geben an, dass der Zustrom geringer als erwartet ist (grün markiert).<sup>93</sup> Im Verhältnis zur erwarteten Häufigkeit sind umgekehrt die Zellen besonders stark besetzt, die direkt an die strukturelle Nullzeile grenzen (rot markiert). Wie schon aus der deskriptiven Analyse bekannt, weicht das Verhalten der weiblichen Personen mit Mittlerer Reife ein wenig von diesem Verhalten ab.

Je weiter eine Zelle von der strukturellen Nullzeile entfernt ist, desto stärker ist die Bildungsdiskrepanz zwischen den Partnern. Das heißt für unsere Analyse, dass die Zellen mit starker Bildungsdiskrepanz im Verhältnis zu den anderen Zellen eher unterrepräsentiert sind, während die Zellen bei denen die Partner über einen ähnlichen Bildungsabschluss verfügen, besonders stark besetzt sind. Dies ist ein deutliches Signal dafür, dass die Bildung der Partner nicht nur im Bereich der Homogamie, sondern auch davon abgesehen einen Einfluss auf die Verteilung der Partnerschaftsmuster hat. Mit anderen Worten ist die These nicht zutreffend: „Es ist nur relevant ob der Partner die gleiche Bildung hat oder nicht“, da die Partner -wenn sie nicht homogam heiraten- scheinbar bei der Partnersuche wenigstens einen Partner mit möglichst ähnlichem Bildungsstand suchen.

Analysiert man die aus der Abbildung 3-21 erkennbaren Abweichungen zwischen den beobachteten und erwarteten Häufigkeiten erkennt man, dass immer noch recht deutliche Diskrepanzen zwischen den Häufigkeiten auszumachen sind. Vergleicht man diese Werte mit den Werten des Unabhängigkeitsmodells (Abbildung 3-11) so fällt auf, dass die Abweichungen jedoch stark gesunken sind. Diese Verbesserung müsste sich auch anhand des Likelihood-Ratio-chi-Square sowie am Pearsons-chi Square bemerkbar machen.

<b>Abb. 3-23: Goodness-of-fit-Statistics</b>			
		DF	Sig.
Likelihood Ratio Chi Square	323,7944	11	0,000
Pearson Chi Square	318,9889	11	0,000

Da  $p = 0,000$  muss die Hypothese abgelehnt werden, dass die Zellen außerhalb der Hauptdiagonalen zufällig verteilt sind. Somit besteht bei der Verteilung der Partnerschaftsmuster weder in der Hauptdiagonalen noch in den anderen Zellen eine Unabhängigkeit. Auffällig ist jedoch, dass sich die Devianz im Verhältnis zum Unabhängigkeitsmodell stark reduziert hat.

<sup>93</sup> Vgl. Kapitel 3.5.2.4

$$LLQ = \frac{LLQ(M_1) - LLQ(M_3)}{LLQ(M_1)} * 100\% = \frac{1205,73 - 323,7944}{1205,73} * 100\% \approx 73,15\%$$

Es ergibt sich –dadurch dass die Hauptdiagonalzeile aus der Analyse eliminiert wurde– eine Modellverbesserung von 73,15%. Daraus kann – auch wenn der Homogamieeffekt allein das beobachtete Partnerschaftsmuster nicht erklärt - doch eine herausgehobene Bedeutung des Homogamieeffektes für die bildungsspezifischen Paarbeziehungen abgeleitet werden, da es ansonsten nicht zu einer entsprechend starken Modellverbesserung gekommen wäre.<sup>94</sup>

### **3.5.3.3 Symmetrie-Modelle**

#### **3.5.3.3.1 Das Allgemeine Symmetrie-Modell**

Obwohl wir bereits ausgeschlossen haben, dass im Datensatz keine Unabhängigkeit vorliegt, kann es von großem Interesse sein zu überprüfen, ob eine *Abhängigkeitsstruktur* in der oberen und unteren Dreiecksmatrix vorhanden ist. In den Symmetrie-Modellen wird die Ähnlichkeit der Strukturen der beiden Dreiecksmatrizen analysiert. Diese wird dann als gegeben angenommen, wenn die Haupteffekte der Spalten- und Zeilenvariablen und die Interaktionswirkung für die korrespondierenden Zellen der beiden Dreiecksmatrizen gleich sind. Wenn die beiden Dreiecke symmetrisch aufgebaut wären, würde dies für unsere Analyse der Partnerschaftswahl bedeuten, dass die Partnerwahl zwar von der Bildung abhängt, jedoch unabhängig vom Geschlecht die gleiche Strategie verfolgt werden würde. Insbesondere hieße es dann, dass gleich viele Frauen wie Männer auf- bzw. abwärts heirateten. Damit würde es in unserem Fall eine gleich stark ausgeprägte Hypergamie- oder Hypogamietendenz geben. Ohne Kontrolle der Randverteilungen kann sich Asymmetrie auch aus den unterschiedlichen Bildungsverteilungen ergeben, mit Kontrolle der Randverteilung hieße Asymmetrie, dass es eine Tendenz zur Hypergamie bzw. Hypogamie gibt. Zuerst berechnen wir dabei ein Modell, bei der die Randverteilung nicht berücksichtigt wird, während im Anschluss daran die Verteilungen kontrolliert werden.

Das Modell besteht dann aus folgenden Komponenten<sup>95</sup>

$$(Gleichung 3.28) M_4: m_{ijl} = \mathbf{m} + \mathbf{m}_{w_i} + \mathbf{m}_{M_j} + \mathbf{m}_{w_i M_j}$$

Der Index l dient zur Unterscheidung der oberen und unteren Dreiecksmatrix.

<sup>94</sup> Eine detailliertere Analyse, die sich an dieses Kapitel anschließt befindet sich im Kapitel 3.5.4

<sup>95</sup> Vgl. Norusis, *SPSS Advanced Statistics User's Guide*, S. 193f.

Die Berechnung dieses Modells erfordert einen speziellen Dateninput auf der Basis der zu analysierenden Kreuztabelle, wobei die Zahl der Fälle der Anzahl der Tabellenfelder der Dreiecksmatrix entspricht, d.h.

$$n = Z(S-1)$$

**Abb. 3-24a: Test der Dreieckssymmetrie**  
unteres Dreieck (Bildung männl. > Bildung weibl.)

		Bildung weibl.				
			HOB	HMB	MR	ABI
Bildung männl.	HMB	147				
	MR	15	110			
	ABI	7	22	44		
	FHS/HS	3	40	129	51	

**Abb. 3-24b: Test der Dreieckssymmetrie**  
oberes Dreiecke (Bildung männl. < Bildung weibl.)

		Bildung weibl.				
		HMB	MR	ABI	FHS/HS	
Bildung männl..	HOB	7	7	0	0	
	HMB		118	12	7	
	MR			40	30	
	ABI				24	

Als Variablen fungieren die Ausprägungen der Faktoren  $W_i$  und  $M_j$  sowie eine dichotome Variable  $C_l$  ( $l=1,2$ ), die die Zugehörigkeit eines Tabellenfeldes zur oberen oder unteren Dreiecksmatrix signalisiert.  $W_i$  gibt dabei die Ausprägungen des Bildungsstandes der Frauen,  $M_j$  die Ausprägungen des Bildungsstandes der Männer,  $C=1$  gibt das untere Dreieck und  $C=2$  das obere Dreieck an. Die Zelhäufigkeiten gehen als Gewichte in unsere Analyse ein. Somit erhalten wir auf Basis der Tabellen 3.5.3-7a und b folgende Daten:

**Abb. 3-25: Dateninput des Symmetrie-Modells**

n	$C_i$	$A_i$	$B_i$	Häufigkeit
1	1	2	1	147
2	1	3	1	15
3	1	4	1	7
4	1	5	1	3
5	1	3	2	110
6	1	4	2	22
7	1	5	2	40
8	1	4	3	44
9	1	5	3	129
10	1	5	4	51

n	$C_i$	$A_i$	$B_i$	Häufigkeit
11	2	2	1	7
12	2	3	1	7
13	2	4	1	0
14	2	5	1	0
15	2	3	2	118
16	2	4	2	12
17	2	5	2	7
18	2	4	3	40
19	2	5	3	30
20	2	5	4	24

Bei der *Betrachtung des Dateninputs* muss beachtet werden, dass das Dreieck 1 in die Form des oberen Dreiecks (Bildung männlich < Bildung weiblich) rotiert wurde, ohne dass dabei die Bezeichnung der Variablen verändert wurde, so dass die Variablen im Dreieck 1 nicht die richtige Position in der Kreuztabelle angeben. Beispielsweise ist der Eintrag Dreieck 1, Bildung der Frau 2, Bildung des Mannes 1 in Wirklichkeit der Eintrag für Dreieck 1 Bildung der Frau 1 und Bildung des Mannes 2, wobei 1 für HOB, 2 für HMB, 3 für MR, 4 für ABI und 5 für FHS/HS Abschluss steht.

Bei der *Durchrechnung dieses Modells* zeigt uns die Goodness-of-fit-Statistik, dass das Modell wiederum nicht geeignet ist, unsere Daten angemessen zu repräsentieren. Die Hypothese, dass die Dreiecke ähnlich verteilt sind, muss mit einem p von 0,000 abgelehnt werden. Auf unseren Datensatz bezogen bedeutet dies, dass die Partnerwahl der Frauen nicht mit der Partnerwahl der Männer übereinstimmt. So liegen entweder bei den Geschlechtern unterschiedliche Präferenzen bezüglich des geeigneten Partners zugrunde oder die Asymmetrie ist das Ergebnis der ungleichen Häufigkeiten in den beiden Dreiecken.

<b>Abb. 3-26: Goodness-of-fit-Statistics</b>			
		DF	Sig.
Likelihood Ratio Chi Square	278,7870	16	0,000
Pearson Chi Square	238,1276	16	0,000

Das Symmetrie-Modell ermöglicht einen Test, indem untersucht wird, ob die Wahrscheinlichkeit der Zelle (i,j) von Dreieck 1 mit der Wahrscheinlichkeit von Dreieck 2 übereinstimmt. Die Analyse zieht allerdings nicht in Betracht, dass die Gesamtbesetzung im Dreieck 1 (568) wesentlich größer ist als im Dreieck 2 (245). Da in Gleichung 3.28 eine unterschiedliche Gesamtbesetzung der beiden Dreiecke die Tests auf Gleichwahrscheinlichkeit der Besetzung der korrespondierenden Zellen beeinträchtigt, ist es erforderlich, diese Unterschiede zu korrigieren. So könnten die unterschiedlichen Gesamtbesetzungszahlen in den beiden Dreiecken der Grund für die nicht gegebene Symmetrie in diesem Modell sein bzw. könnten die unterschiedlichen Randverteilungen der jeweiligen Dreiecksmatrizen ein weiterer Grund sein. Daher erfolgt im angepassten Modell eine Korrektur der Gesamtbesetzungszahlen, und im angepassten Quasi-Symmetrie-Modell werden darüber hinaus noch die Randverteilungen der Dreiecke berücksichtigt. Daher können eigentlich „richtige“ Aussagen bezüglich der Partnerwahl der Geschlechter erst nach den nächsten beiden Modellen getroffen werden.

### 3.5.3.3.2 Das angepasste Symmetrie-Modell

Im angepassten *Symmetrie-Modell* erfolgt eine pauschale Korrektur der Besetzungszahlen<sup>96</sup>. Mit anderen Worten wird jetzt unter der Annahme, dass die Gesamtbesetzung in den beiden Dreiecken übereinstimmt, die Hypothese getestet, dass die Wahrscheinlichkeit der Zelle (i,j) für das Dreieck 1 und 2 identisch ist. Für das folgende Modell ist damit Gleichung 3.29 relevant:

$$(Gleichung 3.29) M_4: m_{ijl} = m + m_{w_i} + m_{m_j} + m_{c_l} + m_{w_i m_j}$$

Aufgrund der Gewichtung ist die erwartete Häufigkeit für jede Zelle nicht mehr der Durchschnitt der beobachteten Häufigkeiten in den beiden Dreiecken. Diese Gewichtung wird in der Gleichung in Form der Komponente  $\lambda_{Cl}$  ausgedrückt, welche den Einfluss der unterschiedlichen Besetzungszahlen in den beiden Dreiecken darstellt.

Die erwartete Häufigkeit ergibt sich aus dem Produkt der Zelhäufigkeiten der beiden Dreiecke multipliziert mit dem Gewichtungsfaktor (GF).

$$(Gleichung 3.20) \quad \text{GF für Dreieck 1} \\ = \frac{\text{Besetzungszahl von Dreieck 1}}{\text{Besetzungszahl von Dreieck 1} + \text{Besetzungszahl von Dreieck 2}} = \frac{568}{813} = 0,6976$$

$$(Gleichung 3.21) \quad \text{GF für Dreieck 2} \\ = \frac{\text{Besetzungszahl von Dreieck 2}}{\text{Besetzungszahl von Dreieck 1} + \text{Besetzungszahl von Dreieck 2}} = \frac{245}{813} = 0,3014$$

Als Beispiel ergibt sich für die erwartete Häufigkeit (Dreieck 2, Bildw 2 und Bildm 1) die erwartete Häufigkeit mit  $(147+7) \times 0,3014 = 46,4156$  (rot markiert).

<sup>96</sup> Vgl. Litz H.P., *Multivariate Statistische Methoden*, S. 219



**Abb. 3-27: Beobachtete und erwartete Häufigkeit im angepassten Symmetrie-Modell**

Observed				Expected		Observed				Expected	
Factor	Value	Count		Count		Factor	Value	Count		Count	
DREIECK	1					DREIECK	2				
BILDW	2					BILDW	2				
BILDM	1	147,00		107,59		BILDM	1	7,00		46,41	
BILDM	2	,00		0,00		BILDM	2	0,00		0,00	
BILDM	3	,00		0,00		BILDM	3	0,00		0,00	
BILDM	4	,00		0,00		BILDM	4	0,00		0,00	
BILDW	3					BILDW	3				
BILDM	1	15,00		15,37		BILDM	1	7,00		6,63	
BILDM	2	110,00		159,29		BILDM	2	118,00		68,71	
BILDM	3	0,00		0,00		BILDM	3	0,00		0,00	
BILDM	4	0,00		0,00		BILDM	4	0,00		0,00	
BILDW	4					BILDW	4				
BILDM	1	7,00		4,89		BILDM	1	0,00		2,11	
BILDM	2	22,00		23,75		BILDM	2	12,00		10,25	
BILDM	3	44,00		58,69		BILDM	3	40,00		25,31	
BILDM	4	0,00		0,00		BILDM	4	0,00		0,00	
BILDW	5					BILDW	5				
BILDM	1	3,00		2,10		BILDM	1	0,00		0,90	
BILDM	2	40,00		32,84		BILDM	2	7,00		14,16	
BILDM	3	129,00		111,08		BILDM	3	30,00		47,92	
BILDM	4	51,00		52,40		BILDM	4	24,00		22,60	

Erwartungsgemäß liegt bei diesem Modell eine Verbesserung der Erklärungskraft vor, da die unterschiedlichen Besetzungszahlen in den Dreiecken berücksichtigt wurden. Allerdings reicht auch dieses Modell nicht aus, um die Hypothese zu bestätigen, dass sich die Partnerschaftsmuster in den Dreiecken entsprechen. Daher gelangt auch das angepasste Symmetrie-Modell zu der Erklärung, dass die Partnerwahl der Frau sich von der des Mannes unterscheidet. Allerdings kann dies bei diesem Modell noch an den unterschiedlichen Randverteilungen sprich Bildungsverteilungen liegen. Um die Symmetrie des Partnerwahlverhaltens im Sinne jeweils gleich starker Tendenzen zur Auf- oder Abwärtsheirat zu ermitteln, müssen im letzten Modell daher noch die Randverteilungen kontrolliert werden.

**Abb. 3-28: Goodness-of-fit-Statistics**

		DF	Sig.
Likelihood Ratio Chi Square	146,8497	16	0,000
Pearson Chi Square	130,3799	16	0,000

Dabei liefert dieses Modell eine doch recht deutliche Verbesserung gegenüber dem allgemeinen Symmetrie-Modell. Durch die Betrachtung der Gesamtbesetzungszahlen ist das Modell der Erklärung der Symmetrie ein Stück näher gekommen. Demnach ist der Einfluss der unterschiedliche Partnerwahl zwischen den Geschlechtern durch die Betrachtung der Gesamtbesetzungszahlen reduziert worden.

### 3.5.3.3.3 Modell der angepassten Quasi-Symmetrie

Eine noch genauere Anpassung berücksichtigt darüber hinaus noch *die Randverteilungen* der jeweiligen Dreiecksmatrizen. Im Modell der angepassten Quasi-Symmetrie ergeben sich deshalb die erwarteten Zellhäufigkeiten auch nach gleichen Anteilen an den Zeilen- bzw. Spaltensummen der Dreiecke. Die zu *testende Hypothese* lautet, unter der Voraussetzung, dass die Zeilen- und Spaltensummen der Dreiecke beachtet werden, dass die Verteilungsmuster in den beiden Dreiecken ähnlich sind, d.h. dass gleiche Tendenzen zur Auf- und Abwärtsheirat bei Männern und Frauen vorliegen.<sup>97</sup>

Das loglineare Modell für die angepasste Quasi-Symmetrie lautet von daher:

$$(Gleichung 3.22) M_5: m_{ijl} = \mu + \mu_{w_i} + \mu_{m_j} + \mu_{c_l} + \mu_{w_i m_j} + \mu_{w_i c_l} + \mu_{m_j c_l}$$

Das Modell unterscheidet sich vom saturierten Modell nur noch in der Hinsicht, dass die Interaktionsbeziehung dritter Ordnung fehlt. Damit testet das Modell implizit, ob die Interaktionsbeziehung dritter Ordnung signifikant von 0 abweicht, d.h. es wird getestet ob das Modell die Daten auch ohne die Interaktionsbeziehung dritter Ordnung angemessen repräsentiert.

Abb. 3-29: Goodness-of-fit-Statistics			
		DF	Sig.
Likelihood Ratio Chi Square	3,1232	9	0,9592
Pearson Chi Square	1,9727	9	0,9919

Die beiden geringen Chi- Quadrat Werte weisen darauf hin, dass das Modell auch ohne die 3. Interaktionsbeziehung die Verteilung der Partnerschaftsmuster in den Dreiecken angemessen widerspiegelt.

Die Hypothese, dass die Verteilungen ähnlich sind, wird in diesem Modell nun bestätigt. Das heißt, dass die Partnerwahl der Frauen in etwa der Partnerwahl des Mannes entspricht und umgekehrt. Somit liegen zwischen den Geschlechtern kaum unterschiedliche Präferenzen bezüglich der Partnerwahl vor. Wir gelangen daher nach diesem Modell zu dem etwas überraschenden Ergebnis, dass die Hypergamietendenz beinahe ausschließlich aus der strukturellen Verteilung in der Gesellschaft herrührt und nicht aus dem Grund, dass Männer und Frauen andere Präferenzen haben.

Dieses Ergebnis ist dabei noch schwächer ausgeprägt als der Befund der Assoziationstabelle vermuten ließ, nach der die Neigungen zur „Aufwärtsheirat“ bei Frauen doch ein wenig

<sup>97</sup> Vgl. Litz H.P., *Multivariate Statistische Methoden*, S. 219

stärker ausgeprägt schienen als bei Männern. Im folgenden Kapitel soll daher der Hypergamieeffekt noch einmal speziell modelliert werden.

### **3.5.3.4 Zwischenergebnis**

Bei der Untersuchung spezifischer Strukturen im Partnermuster konnten wir sowohl eine *ausgeprägte Linearität* zwischen den Bildungsständen der Partner als auch eine *deutliche Homogamie* feststellen und damit unsere Beobachtungen aus der Assoziationstabelle bestätigen. Obwohl beide Mechanismen über 70 Prozent der Abweichungen vom Unabhängigkeitsmodell erklären konnten, erwiesen sie sich jeweils aber doch nicht als so dominant, dass damit das bildungsspezifische Partnerwahlverhalten vollständig zu erklären wäre. Die Asymmetrie des Partnerwahlmusters ohne Kontrolle der Randverteilung und Symmetrie mit Kontrolle der Randverteilung weisen darauf hin, dass die beobachteten „Aufwärtsheiraten“ der Frauen fast ausschließlich der *ungleichen Bildungsverteilung*, nicht aber speziellen *weiblichen Präferenzen* geschuldet sind.

## **3.5.4 Modellierung bildungsspezifischer Präferenzen**

### **3.5.4.1 Einführende Überlegungen**

Die Analysen des vorangegangenen Kapitels haben uns der Struktur der Kreuztabelle und damit den Mechanismen und den Mustern der bildungsspezifischen Partnerwahl ein gutes Stück näher gebracht. Obwohl sich aber aus der Analyse Anhaltspunkte für die *nachfrage-seitigen Mechanismen* der Partnerwahl ergeben haben, konnten wir sie noch nicht spezifisch in ihrer jeweiligen Bedeutung zur Erklärung des beobachteten Partnerschaftsverhaltens erfassen. Dazu bedarf es der Modellierung speziellerer Modelle, in denen sich die aus der Forschung bekannten individuellen Mechanismen der Partnerwahl exakt widerspiegeln. Es sind dies erstens, eine generelle Neigung, Partner mit gleichem Bildungsniveau zu bevorzugen (*Homogamietendenz*), zweitens, *soziale Affinitäten* zwischen verschiedenen Bildungsgruppen, beruhend auf einer besonderen gesellschaftlichen, kulturellen oder ökonomischen Nähe sowie, drittens, eine allgemeine Tendenz der Frauen, eher „über“ als „unter“ bzw. der Männer eher „unter“ als „über“ ihrem eigenen Bildungsniveau zu heiraten (*Hypergamietendenz*). Während sich in unserer bisherigen Analyse (vgl. 3.4/3.5.2.4/3.5.3) insbesondere die Homogamieneigung, aber auch soziale Affinitäten deutlich erkennen ließen, war eine spezielle Hypergamieneigung der Frauen bisher kaum bzw. gar nicht auszumachen.

Die Mechanismen wirken jeweils auf spezifische Zellen der Kontingenztabelle, so dass es einer Modellierung bedarf, bei der nicht nur die Randverteilungshäufigkeiten (entsprechend dem Unabhängigkeitsmodell), sondern auch die Häufigkeiten spezieller einzelner Zellen als Parametereffekte berücksichtigt werden. SPSS ermöglicht dies durch die Definition von *Zellenkovariaten*, die den Haupteffekten hinzugefügt werden können. Es lassen sich so Modelle gestalten, bei denen ausgehend vom Unabhängigkeitsmodell sukzessive die verschiedenen nachfrageseitigen Präferenzen berücksichtigt werden. Durch einen Vergleich der Devianzen dieser hierarchischen Modellstruktur kann dann auf die Wirkungsstärke und Erklärungskraft der einzelnen Mechanismen rückgeschlossen werden. Vor einer Modellüberprüfung müssen daher im folgenden zunächst die Nachfragemechanismen anhand der Kontingenztabelle modelliert und die Modelle selbst formuliert werden.

### **3.5.4.2 Modellierung der bildungsspezifischen Nachfragemechanismen**

#### **3.5.4.2.1 Homogamieeffekte**

Über die Homogamieeffekte wird die allgemeine These modelliert, nach der Ehe- und Lebenspartner überzufällig häufig das gleiche Bildungsniveau aufweisen. Wie im theoretischen Teil ausführlich erläutert (vgl. 2.1), kann sich dieser Mechanismus aus verschiedenen Faktoren zusammensetzen: Aus einer *normativen bzw. soziokulturellen* Perspektive wird die Interaktion mit Menschen, die ähnliche Einstellungen, Wertorientierungen oder Interessenlagen aufweisen, als belohnend wahrgenommen. Aus einer *sozio-ökonomischen* Perspektive werden zwar sozial höher bewertete Menschen präferiert, der daraus resultierende Wettbewerb führt jedoch wieder zu einer Ressourcenähnlichkeit der Paare, da hierüber am ehesten eine wechselseitige Belohnung zu erwarten ist.

Wir modellieren die Homogamieeffekte, indem wir für alle fünf Zellen der Hauptdiagonalen je eine Zellenkovariate (markiert durch die Ziffern 2 bis 6) definieren<sup>98</sup> (grün markiert), so dass sich die Häufigkeiten aller bildungshomogamer Partnerschaften exakt reproduzieren lassen.

	HOB	HMB	MR	ABI	FHS/HS
HOB	2	1	1	1	1
HMB	1	3	1	1	1
MR	1	1	4	1	1
ABI	1	1	1	5	1
FHS/HS	1	1	1	1	6

<sup>98</sup> Dabei bekommen alle Fälle, die in die entsprechende Zelle fallen, eine „1“, alle anderen Fälle eine „0“ zugeordnet.

### 3.5.4.2.2 Soziale Affinität

Der Mechanismus der sozialen Affinität drückt die wechselseitige Nähe zweier Bildungsgruppen aus, die wiederum durch eine entsprechend hohe Anzahl von Paarbeziehungen zwischen den Gruppen reflektiert wird. Soziale Affinität kann sich in zwei Formen herausbilden:

Erstens, als *räumliche und kulturelle Affinität* zwischen Personen mit dem gleichen allgemeinbildenden Schulabschluss. Sie ergibt sich zum einen über die Organisation des Bildungssystems und den entsprechend vorgezeichneten Teilheiratsmärkten (vgl. 2.1.3), zum anderen über die in den Bildungseinrichtungen vermittelten Inhalte, die wiederum - zusammen mit einem vergleichbaren elterlichen Hintergrund - zu ähnlichen Lebenseinstellungen und -stilen führen. Zweitens, kann soziale Affinität aber auch aufgrund ähnlicher beruflicher Chancen entstehen. Sie spiegelt dann eher eine *sozio-ökonomische Nähe* wider<sup>99</sup>.

Beide Formen können natürlich zusammenfallen. Folgt man jedoch der Annahme von Blossfeld<sup>100</sup>, dass sich in jüngerer Zeit aufgrund der Bildungsexpansion die Bildungsrenditen der Hauptschüler mit Berufsausbildung, Realschüler und Abiturienten ohne Hochschulausbildung weitgehend angeglichen haben - sich ihre Berufs-, Einkommens- und Karrierechancen also ähneln - werden beide Affinitäten eher separat auftreten: Eine sich im Heiratsverhalten ausdrückende Nähe zwischen Hauptschulabsolventen ohne Berufsausbildung und Hauptschulabsolventen mit Berufsausbildung bzw. zwischen Abiturienten und Hochschulabsolventen dürfte besonders auf einem ähnlichen räumlichen und kulturellen Hintergrund beruhen, da sich der ökonomische Status dieser Gruppen meist stark unterscheidet<sup>101</sup>. Umgekehrt weisen Hauptschüler mit Berufsausbildung und Realschulabgänger sowie Realschulabgänger und Abiturienten aufgrund der unterschiedlichen Schulbildung zwar wenig kulturelle Gemeinsamkeiten auf, bei vergleichbaren Zugängen zum Arbeitsmarkt, mögen sich jedoch in ökonomischer Hinsicht Nähebeziehungen ergeben<sup>102</sup>.

Wir wollen daher bei der Modellierung der sozialen Affinität zwischen beiden Formen differenzieren und eine kulturelle soziale Affinität zwischen Hauptschülern mit und ohne Berufsausbildung einerseits sowie Abiturienten (ohne weiterführendes Studium) und Hoch-

---

<sup>99</sup> Vgl. Wirth, *Bildung, Klassenlage und Partnerwahl*, S. 147f.

<sup>100</sup> Vgl. Blossfeld/Timm, *Einfluss des Bildungssystems*, S.443f.; Wirth H., *Bildung, Klassenlage und Partnerwahl*, S. 107f.

<sup>101</sup> So haben Hauptschüler ohne Berufsausbildung auf dem Arbeitsmarkt kaum Chancen, während Hauptschüler mit Berufsausbildung als Handwerker meist stark nachgefragt sind. Am oberen Bildungsende sind es nur die Fachhochschul- und Hochschulabsolventen, die Zugang zu gehobenen und leitenden Stellen in der freien Wirtschaft oder im öffentlichen Dienst haben. Abiturienten ohne Hochschulabschluss ist dieser Zugang dagegen versperrt.

<sup>102</sup> So dürften sich z.B. die Gehälter eines Facharbeiters (HMB) und eines kaufmännischen Angestellten (MR) bzw. eines kaufmännischen Angestellten und eines Versicherungskaufmannes (ABI) nicht allzu wesentlich voneinander unterscheiden, auch wenn sie in sehr unterschiedlichen Bereichen arbeiten.

schulabsolventen andererseits annehmen (dunkelblau markiert). Zwischen den benachbarten mittleren Bildungsgruppen modellieren wir entsprechend eine eher ökonomisch basierte soziale Affinität (hellblau markiert). Dabei nehmen wir an, dass sich die Affinitätseffekte wechselseitig nicht unterscheiden, d.h. dass sie unabhängig davon, welcher Partner ein Stück „aufwärts“ bzw. „abwärts“ heiratet, konstant sind <sup>103</sup>.

**Abb. 3-31: Affinitätseffekte**

	HOB	HMB	MR	ABI	FHS/HS
HOB	1	2	1	1	1
HMB	2	1	4	1	1
MR	1	4	1	5	1
ABI	1	1	5	1	3
FHS/HS	1	1	1	3	1

### 3.5.4.2.3 Hypergamieeffekt

Mit dem Hypergamieeffekt wird die These modelliert, dass aufgrund geschlechtsspezifisch unterschiedlicher Interessenlagen Frauen eine höhere Chance als Männer besitzen, in der Bildungsskala „aufwärts“ zu heiraten. Er kann sowohl Ausdruck eines tradierten Rollenverständnisses als auch einer effizienten geschlechtsspezifischen Arbeitsteilung (im Sinne der familienökonomischen Theorie, vgl. 2.1.2.1) sein.

Bei der Modellierung wollen wir annehmen, dass der Hypergamieeffekt insbesondere über etwas längere soziale Distanzen hinweg wirkt, da sich über kurze Distanzen wahrscheinlich hauptsächlich Affinitätseffekte bemerkbar machen. Zudem gehen wir von einem *einheitlichen* Hypergamieeffekt für alle Bildungsstufen aus. Entsprechend modellieren wir für alle Zellen, die aus der Perspektive der Frau zwei Bildungsstufen über der Diagonalen liegen, einen einheitlichen Parametereffekt (orange markiert).

**Abb. 3-32: Hypergamieeffekt**

	HOB	HMB	MR	ABI	FHS/HS
HOB	1	1	1	1	1
HMB	1	1	1	1	1
MR	2	1	1	1	1
ABI	1	2	1	1	1
FHS/HS	1	1	2	1	1

In Abbildung 3-33 sind alle modellierten Einzeleffekte noch einmal zusammenfassend dargestellt.

<sup>103</sup> Zwei Zellen mit gleicher Ziffer wird also je eine Zellenkovariate (=Parametereffekt) zugeordnet.

**Abb. 3-33: Modellerte Nachfragemechanismen**

Bildungsniveau		Frauen				
		HOB	HMB	MR	ABI	FHS/HS
Männer	HOB	HO	A(kult.)			
	HMB	A(kult.)	HO	A(ök.)		
	MR	HY	A(ök.)	HO	A(ök.)	
	ABI		HY	A(ök.)	HO	A(kult.)
	FHS/HS			HY	A(kult.)	HO

HO = Homogamie; A(kult.) = kulturelle Affinität; A(ök.) = ökonomische Affinität; HY = Hypergamie

**3.5.4.3 Modellformulierung**

Aus den modellierten Einzeleffekten wollen wir nun eine *hierarchische Modellstruktur* bilden, in der sukzessive die verschiedenen Nachfragemechanismen berücksichtigt werden<sup>104</sup>. Auf diese Weise lassen sich die jeweiligen Modellverbesserungen und damit auch der zusätzliche Erklärungsanteil der jeweiligen Effekte schätzen. Abbildung 3-34 gibt eine Übersicht der formulierten und überprüften Modelle.

*Modell 1* entspricht dem *Unabhängigkeitsmodell*, wie wir es schon in Kapitel 3.5.2 untersucht haben. Beim Unabhängigkeitsmodell wird angenommen, dass die beobachteten Heiratsmuster ausschließlich die Angebotsstrukturen des Heiratsmarktes widerspiegeln. Dies entspricht der Hypothese, dass die Partnerwahl zufällig ist, d.h. nicht durch die Bildungsgruppenzugehörigkeit beeinflusst wird, sondern lediglich Ausdruck der unterschiedlichen Bildungsverteilungen von Männern und Frauen ist (vgl. 3.5.2.1).

**Abb. 3-34: Modellformulierung**

Modell	Modellterme: $m_{ij} =$
1 Unabhängigkeitsmodell	$\mu + \mu_{W_i} + \mu_{M_j}$
2 M1 + Homogamie	$\mu + \mu_{W_i} + \mu_{M_j} + \mu_{HOk}$
3 M2 + kulturelle Affinität	$\mu + \mu_{W_i} + \mu_{M_j} + \mu_{HOk} + \mu_{A(kult)l}$
4 M3 + ökonomische Affinität	$\mu + \mu_{W_i} + \mu_{M_j} + \mu_{HOk} + \mu_{A(kult)l} + \mu_{A(ök)n}$
5 M4 + Hypergamie	$\mu + \mu_{W_i} + \mu_{M_j} + \mu_{HOk} + \mu_{A(kult)l} + \mu_{A(ök)n} + \mu_{HY}$
6 Saturiertes Modell	$\mu + \mu_{W_i} + \mu_{M_j} + \mu_{W_{mij}}$

Modell 1 dient als *Basismodell* für die weitere Modellüberprüfung. Anhand des Vergleichs mit diesem Modell der zufälligen Partnerwahl kann dann angegeben werden, um wieviel Prozent die Devianz - als Maß für die Abweichung zwischen den geschätzten und beo-

<sup>104</sup> Dem hierarchischen Modellaufbau entsprechend (vgl. 3.5.14) muss das Modell höherer Ordnung also jeweils auch alle Komponenten - in unserem Fall also Nachfragemechanismen - des nächstniedrigeren Modells enthalten.

bachteten Werten in der Heiratstabelle - durch die Berücksichtigung der einzelnen Mechanismen reduziert werden kann.

In *Modell 2* werden zusätzlich die Homogamieeffekte berücksichtigt. Hinsichtlich der Heiratsbeziehungen zwischen den Gruppen wird jedoch noch Zufallssteuerung angenommen. *Modell 3* präzisiert die Annahmen bezüglich der heterogamen Heiratsbeziehungen, indem neben den Homogamieeffekten auch Affinitätseffekte einbezogen werden. Modelliert werden zunächst nur die sozialen Affinitäten zwischen Gruppen mit gleicher allgemeiner Schulbildung. In *Modell 4* werden dann auch Affinitäten zwischen Bildungsgruppen mit vermutlich vergleichbaren beruflichen Chancen angenommen. *Modell 5* beinhaltet abschließend noch den Hypergamieeffekt als spezifische Neigung der Frauen, im Bildungsstand nach „oben“ zu heiraten. *Modell 6* entspricht als saturiertes Modell dem beobachteten Partnermuster.

#### **3.5.4.4 Ergebnisse der Modellüberprüfung**

In Abbildung 3-35 sind die Ergebnisse des Modellvergleichs dargestellt. Die erste Spalte enthält das jeweils überprüfte Modell, Spalte 2 und 3 geben den log-Likelihood-Quotienten (LLQ) und die verbleibenden Freiheitsgrade (DF) in Bezug auf das saturierte Modell wieder.

$R^2$  (*analog*) in Spalte 4 kann als eine analoge Form des Determinationskoeffizienten für loglineare Modelle verstanden werden. Er beschreibt die relative Verbesserung (also Verringerung) der Devianz eines Modells in Bezug auf ein Basismodell<sup>105</sup> (in unserem Fall also in Bezug auf das Unabhängigkeitsmodell; vgl. auch Gleichung 3.23).

$$(Gleichung 3.26) \quad R^2(\text{analog}) = \frac{LLQ_{\text{Basismodell}} - LLQ_{\text{Alternativmodell}}}{LLQ_{\text{Basismodell}}}$$

Spalte 5 enthält als zusätzliches Gütemaß die *BIC-Statistik*. Dieser Index berücksichtigt nicht nur die absolute Anpassungsgüte eines Modells im Sinne der Devianz, sondern auch die *Sparsamkeit* des Modells (gemessen an den verbrauchten Freiheitsgraden). Denn: Je weniger Annahmen in einem Modell getroffen werden, desto weniger komplex ist die Erklärung der Daten und desto höher damit im Sinne Poppers der Informationsgewinn des Modells<sup>106</sup>. Nach der BIC-Statistik bekommen demnach diejenigen Modelle gute Werte, die einen Großteil der Beobachtungen erklären können, andererseits aber dabei mit wenigen Annahmen (in unserem Fall über die Nachfragemechanismen) auskommen. Den

<sup>105</sup> Vgl. Knoke/Burke, *Log-Linear Models*, S.40f.

<sup>106</sup> Nach Popper steigt der Informationsgehalt einer wissenschaftlichen Aussage nämlich mit dem Grad der Falsifizierbarkeit, vgl. Popper K.R., *Logic of Scientific Discovery*, Kapitel 7



höchsten Informationsgehalt besitzt das Modell mit dem niedrigsten BIC-Wert. Bei einem negativen BIC-Wert liegt der Informationswert des hypothetischen Modells über dem des saturierten Modells (das die beobachtete Struktur exakt reproduziert)<sup>107</sup>. Rechnerisch ergibt sich die BIC-Statistik aus folgender Gleichung.

$$(Gleichung 3.27) \text{ BIC} = \text{LLQ} - (\ln N)(DF)$$

Zusätzlich haben wir noch die *Veränderungen* der Devianzen auf statistische *Signifikanz* überprüft (Spalte 7) und die Hypothese getestet, dass reduziertes und saturiertes Modell in der Grundgesamtheit übereinstimmen (Spalte 8).

<b>Abb. 3-35: Ergebnisse der Modellüberprüfung</b>						
<i>Modell</i>	<i>LLQ</i>	<i>DF</i>	<i>R<sup>2</sup> (analog)</i>	<i>BIC</i>	<i>Dsig</i>	<i>sig</i>
M1 (Unabhängigkeit)	1205,73	16	0,00%	1084,85		0,0000
M2 (HO)	323,79	11	73,15%	240,67	0,000	0,0000
M3 (HO/A(kult.))	25,82	9	97,86%	-42,17	0,000	0,0022
M4 (HO/A(kult.)/A(ök.))	25,09	7	97,92%	-27,79	0,694	0,0007
M5 (HO/A(kult.)/A(ök.)/HY)	24,29	6	97,99%	-21,04	0,371	0,0005
M6 (saturiert)	0,00	0	100,00%	0	0,000	1,0000

Wie aus der obigen Übersicht hervorgeht, ist die Neigung, Partner aus der eigenen Bildungsgruppe zu wählen, das dominierende Muster in der Partnerschaftstabelle. Modell 2 zeigt, dass mit der Einführung der Homogamieparameter bereits über 73 Prozent (!) der Devianz des Unabhängigkeitsmodells erklärt werden können. Weitere 24,7 Prozent lassen sich durch räumliche und kulturelle Affinitäten zwischen Bildungsgruppen mit gleichem Schulabschluss erklären. Diese beiden Nachfragemechanismen bilden folglich mit knapp 98 Prozent erklärter Devianz des Unabhängigkeitsmodells das beobachtete bildungsspezifische Partnerschaftsmuster schon nahezu vollständig ab. Kaum noch eine zusätzliche Bedeutung haben dagegen Affinitätseffekte, die auf ähnlichen beruflichen Chancen beruhen, bzw. ein asymmetrisches Heiratsverhalten der Frauen (Hypergamie). Beide Modelle liefern nicht einmal mehr einen statistisch signifikanten Beitrag zur Verringerung der Devianz. Dementsprechend wird Modell 3 auch von der BIC-Statistik die beste Anpassung bescheinigt (BIC = - 42,17). Bei einer hinreichend guten Schätzung der beobachteten Partnerstruktur kommt es mit einer relativ sparsamen Hypothesenformulierung aus.

<sup>107</sup> Zusätzlich wird im BIC-Wert auch der *Stichprobenumfang* *N* berücksichtigt, da LLQ sehr sensitiv gegenüber der Fallzahl ist. Diese Eigenschaft führt zum einen dazu, dass unterschiedlich große Stichproben nicht miteinander verglichen werden können, und zum anderen, dass bei sehr großem *N* kein Modell mehr existiert, das nicht signifikant vom saturierten Modell abweicht (vgl. Knoke/Burke, *Log-Linear Models*, S. 40f.). Vgl. allgemein zum BIC-Index: Andreß H.J. et al., *Analyse von Tabellen*, S.179f.

Die geringe Erklärungskraft des Hypergamieeffektes drückt noch einmal die wesentliche Bedeutung der asymmetrischen Bildungsstruktur für die überproportional häufigen „Aufwärts“heiraten der weiblichen Partner aus (vgl. 3.5.2.4). Eine spezifische weibliche Neigung, sich einen besser gebildeten Partner zu suchen, ist dagegen – und damit bestätigen sich unsere Ergebnisse aus 3.5.3. – offenbar kaum vorhanden. Allerdings ist dabei zu berücksichtigen, dass wir den Hypergamieeffekt über zwei Bildungsstufen hinweg modelliert haben, und damit nur besonders ausgeprägte Hypergamietendenzen erfassen konnten.

Auffällig ist auch die geringe Bedeutung einer ökonomischen und beruflichen Affinität zwischen den Bildungsgruppen „Hauptschule mit Berufsausbildung“ und „Mittlere Reife“ bzw. zwischen „Mittlere Reife“ und „Abitur“. Dieser Befund ließe sich auf zweierlei Weise erklären:

Zum einen könnte die Annahme von Blossfeld nicht stimmen, dass diese Bildungsgruppen ähnliche berufliche Chancen aufweisen. Auch wir sind ja in unserer Klassifikation der Argumentation von Wirth<sup>108</sup> gefolgt, nach der zwischen diesen Bildungsgruppen nicht nur schulische, sondern auch sozial-ökonomische Differenzen bestehen (vgl. 3.3). Außer Blossfeld gehen zudem alle anderen Partnerwahlstudien – nicht ohne theoretische Begründung! – von einer solchen oder ähnlichen Differenzierung aus. Diese Erklärung des Befundes scheint somit nicht ganz abwegig.

Zum anderen könnte es aber sein, dass es tatsächlich kaum soziale Affinitäten, die allein auf einer beruflichen und finanziellen „Nähe“ der Partner beruhen gibt, während ähnliche Lebenseinstellungen und -betrachtungen, vergleichbare intellektuelle Hintergründe und auch das frühere schulische Miteinander Partner viel eher verbinden. Es wäre ein Indiz dafür, dass Partnerschaften nicht in einem ökonomischen Wettbewerb entstehen, sondern vielmehr eines kulturellen und geistigen Verständnisses als Basis bedürfen.

Die letzte Spalte der Abbildung 3-35 verdeutlicht, dass trotz 98-prozentiger Erklärung der Devianz des Unabhängigkeitsmodells keines der Modelle die beobachteten Häufigkeiten so gut reproduziert, dass die Hypothese einer Übereinstimmung beider Modelle in der Grundgesamtheit nicht mehr abgelehnt werden muss. Dies könnte für eine unbefriedigende Anpassungsgüte auch von Modell 3 sprechen. Zu berücksichtigen ist jedoch, dass LLQ auch mit der Fallzahl  $N$  ansteigt und sich daher bei größeren Stichproben nur ganz schwer nicht-signifikante Abweichungen erreichen lassen (vgl. Fußnote 8). Im vorliegenden Falle sind  $R^2$  (analog) und der BIC-Wert daher aussagekräftiger als die Signifikanz. Beide sprechen für eine gute Anpassung eines Modells, das neben der Bildungsverteilung die beiden Nachfragemechanismen der Homogamie und kulturellen (sozialen) Affinität berücksich-

---

<sup>108</sup> Vgl. Wirth H., *Bildung, Klassenlage und Partnerwahl*, S. 106ff.

tigt. Damit scheinen insbesondere diese beiden Präferenzen für die bildungsspezifische Partnerwahl in Deutschland konstituierend zu sein.

Der Vollständigkeit halber sollen abschließend noch die auf Basis von Modell 5 geschätzten Parameterwerte für die verschiedenen Nachfrage-Effekte wiedergegeben werden.

Bildungsniveau		Frauen				
		HOB	HMB	MR	ABI	FHS/HS
Männer	HOB	6,03	3,09			
	HMB	3,09	2,66	0,12		
	MR	0,14	0,12	0,31	6,36	
	ABI		0,14	6,36	1,73	1,37
	FHS/HS			0,14	1,37	2,37

Es sei jedoch wieder darauf hin gewiesen, dass diese Werte nicht mit dem Unabhängigkeitsmodell verglichen werden können: Dann müssten HauptschülerInnen ohne Berufsausbildung  $e^{6,03} = 415$ mal (!) häufiger untereinander heiraten als bei Unabhängigkeit zu erwarten. Tatsächlich tun sie dies jedoch „nur“ 6,7mal so oft (vgl. die Assoziationstabelle nach Abb. 3-17). Des Weiteren sind die Werte nicht untereinander vergleichbar.

Der Grund für diesen (etwas ärgerlichen) Sachverhalt liegt in der loglinearen Optimierungsmethodik, nach der für jedes Modell sämtliche Parameter neu geschätzt werden. Werden also neue Parameter hinzugefügt, ändern sich auch die alten<sup>109</sup>. In unserem Fall verändern sich folglich bei der Modellierung eines zusätzlichen Nachfragemechanismus durch Einfügen neuer Kovariaten sowohl die Haupteffekte, die ursprünglich einmal das Unabhängigkeitsmodell beschrieben haben, als auch die übrigen Kovariaten. Damit lässt sich weder eine Relation zum Unabhängigkeitsmodell noch zu den anderen Effekten herstellen<sup>110</sup>.

<sup>109</sup> Vgl. Andreß H.J. et al., *Analyse von Tabellen*, S. 153; Litz H.P., *Multivariate Statistische Methoden*, S. 193

<sup>110</sup> Die aufgrund dieser statistischen Methodik eingeschränkte Interpretationsfähigkeit der Modellparameter wurde von Wirth in ihren aktuellen Studien zur bildungsspezifischen Partnerwahl (vgl. „Bildung, Klassenlage und Partnerwahl“, „Wer heiratet wen?– Die Entwicklung der bildungsspezifischen Heiratsmuster in Westdeutschland“) offenbar nicht nachvollzogen.

Unter der (falschen) Annahme, dass sich die Parameterwerte einfach sukzessive aufaddieren, bezieht sie die zusätzlichen Parameterwerte direkt auf das Modell statistischer Unabhängigkeit und kommt so zu teilweise exorbitanten Überzufälligkeiten. Auf Seite 153 in „Bildung, Klassenlage und Partnerwahl“ ermittelt sie auf diese Weise für Hauptschulabsolventen ohne berufliche Qualifikation eine um den Faktor 92 (!), nämlich ihrer Meinung nach  $e^{3,21}$  (=Parameterwert), erhöhte Häufigkeit einer Heirat innerhalb der eigenen Gruppe gegenüber dem Erwartungswert bei zufälliger Partnerwahl. Bei einer solchen eklatanten Überzufälligkeit dürften unter HauptschülerInnen ohne Berufsausbildung eigentlich kaum noch heterogame Partnerschaften zu finden sein. Auch Partnerschaften mit Hauptschulabsolventen mit beruflicher Ausbildung liegen gemäß Wirth jedoch 10fach über dem Zufallswert.

Diese Zahlen sind einleuchtend, wenn man berücksichtigt, dass die Werte für die Haupteffekte bei Einbeziehung der Kovariaten *kleiner* werden. Sie beziehen sich dann aber auf diese *neuen* Haupteffekte, die nicht mehr eine statistische Unabhängigkeit beschreiben!

In dem Artikel „Wer heiratet wen?“ (S. 388) bietet Wirth (im Widerspruch zur obigen Interpretation) noch eine zweite Interpretationsmöglichkeit der Parameterwerte an, die sie nun auf ein Modell bezieht, in dem alle übrigen Effekte (also auch die weiteren Nachfragemechanismen) kontrolliert werden. Ihre so ermittelten Überzufälligkeiten sind jedoch äh-

### **3.5.4.5 Zwischenergebnis**

Die spezielle Modellierung unterschiedlicher nachfrageseitiger Mechanismen der bildungsspezifischen Partnerwahl hat die besondere Neigung, einen Partner mit *gleichem Bildungsstand* zu heiraten noch einmal abschließend bestätigt. Als zweiter wesentlicher Mechanismus hat sich die Neigung für einen Partner mit dem *gleichen allgemeinbildenden Schulabschluss* herausgestellt. Beide Mechanismen können – zusammen mit der Angebotsstruktur – das beobachtete Partnerschaftsmuster nahezu vollständig erklären. Nur sehr gering ausgeprägt sind dagegen soziale Affinitäten zwischen benachbarten Bildungsgruppen mit unterschiedlicher Schulbildung. Ebenso ließ sich eine signifikante Hypergamieneigung auch mit diesem Modell nicht nachweisen.

## **3.6 Ergebnis**

Unsere Analyse hat im Wesentlichen die bisherigen Forschungsergebnisse *bestätigt*<sup>111</sup>. Es hat sich deutlich gezeigt, dass die individuelle Partnerwahl abhängig vom Bildungsstand der Personen ist. So ließen sich durch die Bildungsverteilung (in Form der Randverteilungen) 61 Prozent des beobachteten Partnerschaftsmusters erklären, 39 Prozent gingen jedoch auf das Konto individueller Präferenzen und Neigungen bei der Partnerwahl. Insgesamt steigt der Bildungsstand des Partners *proportional* zum eigenen Bildungsstand. Unterstellen wir einen linearen Zusammenhang zwischen den Bildungsständen, können wir damit über 71 Prozent der Abweichungen vom Unabhängigkeitsmodell erklären. In den bisherigen Forschungen wurde dieser Tatbestand nicht explizit untersucht.

Als dominanter Nachfragemechanismus hat sich – analog zu den bisherigen Forschungsergebnissen<sup>112</sup> – die Neigung für einen gleichgebildeten Partner erwiesen (*Homogamieneigung*). Durch ihn allein lassen sich 73 Prozent der Devianz des Unabhängigkeitsmodells erklären. Damit liegt der Homogamiewert unserer Analyse sogar noch über denen früherer

---

lich exorbitant und widersprechen den für dieselben Daten ermittelten Assoziationskoeffizienten. (So steht in der Geburtskohorte 1926-33 für Partnerschaften von Hauptschulabsolventen ohne Berufsausbildung einem Assoziationskoeffizienten von 1.8 eine über den Parametereffekt ermittelte Überzufälligkeit von 156 (!) ( $=e^{5.05}$ ) gegenüber). Eine zumindest vorsichtige Bewertung ihre Ergebnisse ist dem kritischen Leser daher anzuraten.

<sup>111</sup> Soweit sich allerdings tendenzielle oder grundsätzliche **Unterschiede** ergeben haben, können diese – neben dem unterschiedlichen Datensatz – auf einem *zeitlichen* und einem *räumlichen* Aspekt beruhen. Zum einen ist unsere Studie aktueller als die bisherigen Forschungen, so dass sich in den unterschiedlichen Ergebnissen bestimmte *Entwicklungstendenzen* widerspiegeln können. Zum anderen bezieht sich unsere Analyse erstmals auf *Gesamtdeutschland*, so dass auch der Einbezug der fünf Neuen Bundesländer zu abweichenden Ergebnissen beitragen kann. Da wir an dieser Stelle die Einflüsse aber nicht voneinander trennen können, sei auf Ergebnisdifferenzen im folgenden *unkommentiert* hingewiesen. Ob und wie weit sich das Partnerwahlverhalten im Zeit- und im Ost-West-Vergleich unterscheidet, soll im nachfolgenden Kapitel 4 explizit untersucht werden.

<sup>112</sup> Auf die unglaublich hohen Homogamieparameter einer Studie von Wirth („Bildung, Klassenlage und Partnerwahl“) wurde schon am Ende von Kapitel 3.5.4 hingewiesen. Unter Berücksichtigung der Assoziationskoeffizienten kommt sie jedoch zu vergleichbaren – realistischen – Ergebnissen (vgl. Abb. 2-4).

Studien (Wirth: 61 Prozent (vgl. 2.2.2.2), Teckenberg: 65 Prozent<sup>113</sup>). Theoretisch erklären lässt sich die Homogamieneigung insbesondere austauschtheoretisch über die Bevorzugung von Partnern mit ähnlichen Werten, Einstellungen und Lebensstilen. Da diese in hohem Maße über die Bildung vermittelt werden, folgt daraus eine besondere Tendenz für Partner mit gleichem Bildungsstand (vgl. 2.1.2.2/2.3). Dies gilt um so mehr in einer pluralistischen und weltoffenen Gesellschaft wie der Bundesrepublik, in der einem ein gleichgesinnter Lebenspartner sozialer und innerer Halt sein kann.

Auffällig in unserer Analyse ist der eklatant hohe Homogamiewert der HauptschülerInnen ohne Berufsausbildung. Dieser dürfte jedoch weniger auf einer selbstgewählten Entscheidung beruhen, als vielmehr Ausdruck einer *sozialen Ausgrenzung* der am wenigsten qualifizierten Personen aus dem potentiellen Partnerpool durch die anderen Bildungsgruppen sein. Hierfür werden insbesondere die geringen ökonomischen Ressourcen dieser Bildungsgruppe eine Rolle spielen (*Competition-Theorie*; vgl. 2.2.2.2). Die Homogamieneigung der oberen Randgruppe – nämlich der akademisch gebildeten Fachhochschul- und Hochschulabsolventen – liegt dagegen kaum höher als diejenigen der mittleren Bildungsgruppen. Offenbar ist das Pendant zur sozialen Ausgrenzung, die *selbstgewählte soziale Abgrenzung* der Akademiker von unteren Bildungsschichten, um den Status der eigenen Bildungsklasse zu festigen, weitaus geringer ausgeprägt. Einer sozialen *Geschlossenheit* am unteren Ende der Bildungsskala steht also eine relative *Offenheit* am oberen Ende gegenüber. Bisherige Studien wiesen dagegen für beide Randgruppen auffällige Schließungstendenzen nach (vgl. 2.2.2.2).

Als zweiter wesentlicher Nachfragemechanismus neben der Homogamieneigung hat sich die *soziale Affinität* zwischen benachbarten Bildungsgruppen mit dem *gleichen allgmeinbildenden Schulabschluss* herausgestellt. Hiermit konnten weitere 25 Prozent der Devianz des Unabhängigkeitsmodells abgedeckt und das beobachtete Partnerschaftsmuster damit nahezu vollständig erklärt werden. Signifikante soziale Affinitäten zwischen benachbarten Bildungsgruppen mit unterschiedlicher Schulbildung konnten wir dagegen trotz der Annahme, dass diese Gruppen sich ökonomisch nahe stehen, nicht feststellen. Zwei Aspekte können hier zur *theoretischen Erklärung* herangezogen werden: Zum einen scheint bei der Partnerwahl die kulturelle Ähnlichkeit des Partners (in Form der schon erwähnten Werte, Einstellungen und Lebensstile) eine wesentlich größere Rolle zu spielen als die Ebenbürtigkeit seiner ökonomischen Ressourcen, sprich beruflichen Chancen. Dem entspricht wiederum die *Matching-These* der Austauschtheorie (vgl. 2.1.2.2). Zum anderen wird aber auch deutlich, dass der Partnermarkt nicht unwesentlich durch das strenge 3-gliedrige Bil-

---

<sup>113</sup> Vgl. Teckenberg W., *Wer heiratet wen?*, S. 147

dungssystem der Bundesrepublik vorstrukturiert wird. Allein durch die räumliche Trennung der drei allgemeinbildenden Schultypen steigt nämlich die Wahrscheinlichkeit eines Kontaktes - und damit auch einer Partnerschaft bzw. Heirat - zwischen jenen Personen, die über den gleichen allgemeinbildenden Schulabschluss verfügen beträchtlich (*Theorie der Teilheiratsmärkte*; vgl. 2.1.3.2/2.3).

Betrachtet man neben der räumlichen auch noch die zeitliche Ebene, berücksichtigt also die *unterschiedliche Verweildauer* in den jeweiligen Bildungsinstitutionen, erklären sich auch die besonders starken Affinitäten zwischen den Mitgliedern der beiden oberen Bildungsgruppen (ABI bzw. FHS/HS), die gemeinsam das Gymnasium besucht haben (vgl. 2.1.3.2/2.3). Dieses Ergebnis relativiert insofern auch ein wenig die nur durchschnittliche Homogamie neigung der Hochschulabsolventen. Die soziale Trennungslinie verläuft offenbar eher zwischen Abiturienten und Nicht-Abiturienten.

Unter den Hauptschulabsolventen fallen demgegenüber geschlechtsspezifisch *asymmetrischen Affinitäten* auf - in dem Sinne, dass weibliche Hauptschulabsolventinnen eher die Präferenz aufweisen, eine Bildungsgruppe „hoch“ zu heiraten als ihre männlichen Mitschüler. Ein Mann, der nach einem Hauptschulabschluss nicht einmal eine Berufsausbildung gemacht hat, scheint offenbar schon für Hauptschulabsolventinnen mit Berufsausbildung nur schwer akzeptabel zu sein. Umgekehrt billigen ausgebildete männliche Hauptschulabsolventen ihren Partnerinnen - evtl. im Hinblick auf eine spätere Hausfrauentätigkeit - eher eine solch niedrige Qualifikation zu.

Unsere Ergebnisse zur sozialen Affinität stimmen damit weitgehend mit der bisherigen Forschung überein, auch wenn Wirth unter den Abiturienten ebenfalls eine deutliche Asymmetrie konstatiert (vgl. 2.3 sowie Abb. 2-4)<sup>114</sup>.

Nicht bestätigt hat sich die Vermutung einer signifikant asymmetrischen Heiratsneigung, die sich darin ausdrückt, dass Frauen eher die Tendenz haben, in der Bildung nach „oben“ zu heiraten, während für Männer die umgekehrte Präferenz gilt (*Hypergamietendenz*). Dies ist um so überraschender, als das beobachtete Partnermuster sehr wohl von einem deutlichen Überhang aufwärtsheiratender Frauen geprägt ist. Unsere Analyse hat jedoch gezeigt, dass diese Asymmetrie beinahe ausschließlich auf die unterschiedliche *Bildungsverteilung* zurückzuführen ist. Bei im Durchschnitt schlechter gebildeten Frauen, sind viele Männer strukturell gezwungen, nach „unten“ zu heiraten. Für die Frauen ergibt sich entsprechend eine strukturell bedingte Hypergamie. Sie beruht dagegen offenbar nicht auf subjektiven Präferenzen, die sich zum Beispiel aus gesellschaftlichen Normvorstellungen oder dem traditionellen Rollenverständnis in Bezug auf die eheliche Arbeitsteilung - die Frau als

---

<sup>114</sup> Wir beziehen uns dabei auf die Assoziationskoeffizienten von Wirth, nicht ihre fragwürdigen Parameterwerte (s.o.).

Hausfrau und Mutter, der Mann als Familienernährer (*familienökonomische Theorie*; vgl. 2.1.2.1/2.3) - ergeben könnten. Die fast gleichen Tendenzen der Frauen und Männer, „aufwärts“ bzw. „abwärts“ zu heiraten, drücken vielmehr ein emanzipiertes Selbstbewusstsein und gleichberechtigtes Rollenverständnis der Frauen aus. Offenbar stimmen die individuellen Präferenzen jedoch nicht mit den allgemeinen gesellschaftlichen Wertvorstellungen (der Vergangenheit<sup>115</sup>) überein, die ja Grundlage der geschlechtsspezifisch ungleichen Bildungsverteilung sind. Bisherige Studien kamen hier zu einem ganz ähnlichen Ergebnis (vgl. 2.2.2.2/2.3).

Tendenziell bestätigt fanden wir auch die Tatsache, dass ein *heterogames Heiratsverhalten* noch am ehesten in den mittleren Bildungsschichten zu beobachten ist. Insbesondere die Tendenz über zwei Bildungsstufen „hinauf“ zu heiraten, ist in dieser Gruppe - bei Frauen, aber auch Männern - vergleichsweise am stärksten ausgeprägt. Allerdings konnte Wirth für Frauen mit Mittlerer Reife noch wesentlich deutlichere Hypergamiewerte ermitteln (vgl. 2.2.2.2). Das sich darin ausdrückende traditionelle Rollenverständnis war in unserer Analyse nicht mehr so evident.

Der Vergleich unserer Analyseergebnisse mit denen vergangener Studien hat Folgendes deutlich gemacht: Die wesentlichen Tendenzen sind identisch, im Detail ergeben sich jedoch Unterschiede. Diese können - wie schon erwähnt - insbesondere auf der zeitlichen Aktualität unserer Studie sowie die Einbeziehung Ostdeutschlands in die Analyse beruhen. Ob und wieweit sich das Partnerverhalten im Zeit- und im Ost-West-Vergleich tatsächlich unterscheidet, wird im folgenden Kapitel untersucht werden.

---

<sup>115</sup> Aufgrund der in dieser Hinsicht eindeutig veränderten Wertvorstellungen ist für die jüngere Zeit jedoch mit einer ausgeglicheneren Bildungsverteilung und damit auch insgesamt symmetrischeren Partnerstrukturen zu rechnen (siehe dazu die Erörterungen in Kapitel 4.3).

## 4. Bildungsspezifische Partnerschaftsmuster im Vergleich

### 4.1 Vorbemerkungen

In Kapitel 3 haben wir die bildungsspezifische Partnerstruktur und das Partnerwahlverhalten *aller Bundesbürger* untersucht. Dabei unterstellten wir, dass es sich bei den bundesdeutschen Bürgern um eine relativ homogene Gruppe handelt. Diese Vermutung wollen wir im folgenden Kapitel aufheben.

So ließ sich die deutsche Gesellschaft über 40 Jahre - und auch heute noch, zehn Jahre nach der Wende - in eine *ost- und westdeutsche* Gesellschaft spalten, die durch unterschiedliche politische Systeme geprägt waren. Diese Systeme haben sich in vielerlei Hinsicht auf das gesellschaftliche Denken und Handeln der Menschen ausgewirkt. Wie weit die bildungsspezifischen Partnerstrukturen dadurch beeinflusst wurden, wollen wir im folgenden Abschnitt 4.2 untersuchen.

In Kapitel 4.3 werden wir unser Augenmerk auf die *gesellschaftliche Entwicklung* werfen, die in Deutschland seit Ende des zweiten Weltkrieges durch eine Vielzahl von Veränderungsprozessen gekennzeichnet ist. Dazu gehört unter anderem eine zunehmende Individualisierung der Gesellschaft sowie eine massive Verbesserung der Bildung insbesondere der Frauen (Bildungsexpansion). Zudem ist die weibliche Erwerbsbeteiligung deutlich gestiegen. Durch einen Vergleich der *jüngeren* mit der *älteren Generation* wollen wir herausfinden, ob sich diese Veränderungen auch auf das bildungsspezifische Heiratsmuster ausgewirkt haben. Eine wichtige Frage im Hinblick auf die soziale Mobilität einer Gesellschaft lautet dabei, ob sich die Heiratskreise zwischen den Bildungsschichten eher weiter geschlossen oder geöffnet haben, d.h. ob Bildungsschichten durch die Partnerwahl in jüngerer Zeit leichter oder schwerer überwunden werden.

Ein völlig neues Vergleichsfeld wollen wir in Kapitel 4.4 betreten, in dem wir die traditionelle Ehe mit einem berufstätigen Mann und einer im Hausfrau arbeitenden Frau (*Hausfrauenehe*) der modernen *Doppelverdiener-Ehe*, in der beide Partner berufstätig sind, gegenüberstellen. Das sich darin ausdrückende unterschiedliche Rollenverständnis der Frau lässt auch eine Rückwirkung auf das Partnerwahlverhalten im Hinblick auf die Bildung vermuten<sup>116</sup>.

Ein kurzer abschließender Vergleich mit bisherigen empirischen Forschungsergebnissen sowie ein zusammenfassender Rückblick soll auch hier nicht fehlen (4.5).

---

<sup>116</sup> Ein weiterer naheliegender Vergleich, nämlich *nicht-ehelichen Lebensgemeinschaften* und *verheirateten Paaren*, konnten wir in unserer Studie aufgrund der niedrigen Fallzahlen nicht-ehelicher Paare leider nicht anstellen. Bei einer entsprechenden loglinearen Analyse hätten wir mit verzerrten Ergebnissen rechnen müssen (vgl. Andreß H.J. et al., Analyse von Tabellen, S. 204). Für Interessierte sei daher auf Frenzel (Bildung und Partnerwahl, S. 61ff.) verwiesen.



## **4.2 Räumlicher Vergleich: Paare aus Ost und West**

### **4.2.1 Bedeutung des Analyse-raums der ehemaligen DDR**

Eine Analyse der Partnerschaftsmuster im Gebiet der ehemaligen DDR erscheint aus einer Vielzahl von Gründen als äußerst interessant. Zum einen haben viele Partner in unserem Datensatz ihre Partnerschaftswahl schon zu Zeiten der DDR getroffen; von daher könnte untersucht werden, welchen Einfluss die besonderen politischen, ökonomischen und sozialen Bedingungen auf die Partnerwahl gehabt haben. Allerdings muss berücksichtigt werden, dass die Öffnung der DDR schon neun Jahre<sup>117</sup> zurückliegt, so dass mittlerweile einige Personen ihre Partnerschaft, obwohl sie im Gebiet der ehemaligen DDR wohnen, nicht mehr zu DDR-Zeiten geschlossen haben. Zusätzlich ergibt sich im Laufe der Zeit eine Vermischung der Bevölkerung aus dem Osten und dem Westen, so dass die Daten nicht mehr aussagekräftig sein könnten. Dies würde sich dann bei unserer Analyse dahin gehend auswirken, dass wir keine Unterschiede bei der Partnerwahl im Osten haben. Dem könnte aber entgegengesetzt werden, dass eine verstärkte – unsere Analyse gefährdende – Wanderung der Bevölkerung zwischen Ost und West nicht stattgefunden hat.<sup>118</sup> Von daher ist zu erwarten, dass die Partnerschaftsmuster der in den neuen Bundesländern befragten Personen doch recht stark von der DDR-Zeit beeinflusst sein könnten. Besonders unter dem Aspekt, dass die der Partnerschaft zugrundeliegenden Präferenzen sich nicht abrupt ändern, sondern - wenn überhaupt - einer schleichenden Änderung unterliegen, kann die Zeitspanne von neun Jahren vernachlässigt werden.

### **4.2.2 Spezifische Verhältnisse zu Zeiten der DDR und eventuelle Rückwirkungen in Bezug auf die theoretischen Grundlagen**

Die Emanzipation der Frau war ein zentrales Anliegen der sozialistischen Gesellschaftspolitik der SED, so dass die Förderung der Frau „als eine gesellschaftliche und staatliche Aufgabe“<sup>119</sup> angesehen wurde. Die Emanzipation wurde im Wesentlichen aufgrund dreier Tatsachen begründet:

1. Ideologisch gesehen war die Gleichstellung von Männern und Frauen ein Element der egalitären Utopie der kommunistischen Gesellschaft.

---

<sup>117</sup> ALLBUS Datensatz von 1998, d.h. zum Zeitpunkt der Erhebung bestand die DDR schon seit 9 Jahren nicht mehr.

<sup>118</sup> Vgl. Statistisches Jahrbuch 1994, Wanderungen innerhalb Deutschlands nach Herkunft und Ziel, Ausdruck 3.38; Statistisches Jahrbuch 1996, Wanderungen innerhalb Deutschlands nach Herkunft und Ziel, Ausdruck 3.37; Statistisches Jahrbuch 1998, Wanderungen innerhalb Deutschlands nach Herkunft und Ziel, Ausdruck 3.37.

<sup>119</sup> Art. 20 der Verfassung der DDR, vgl. auch: Geschichte und Geschehen Niedersachsen Band 4, S233f.

2. Politisch sollten die Frauen durch den Abbau von Nachteilen für das neue sozialistische System gewonnen werden.
3. Ökonomisch gesehen stellten die Frauen ein dringend benötigtes Arbeitskräftepotenzial für die Wirtschaft dar.

Empirische Daten belegen, dass diese Politik den Frauen in der DDR einen strukturellen Gleichstellungsvorsprung im Vergleich zu den westdeutschen Frauen eingebracht hat. Dieser Gleichstellungsvorsprung bezieht sich vor allem auf das Bildungssystem, die Arbeitswelt und – hier allerdings sehr abgeschwächt – auch auf die Familie.<sup>120</sup> Um zu diesem Ergebnis zu kommen, hatte die DDR große Anstrengungen unternommen, um in Ausbildung und Beruf für Frauen und Männer gleiche Voraussetzungen zu schaffen. So wurde die mütterfreundliche Gestaltung der Studienbedingungen durch kostenlose Kinderbetreuung an den Hochschulen, besondere Unterkünfte, Kinderzuschläge bei Stipendien, Sonderregelungen beim Studienablauf usw. geregelt.<sup>121</sup> Seit langem ist bereits jeweils rund die Hälfte aller Erwerbstätigen, aller Lehrlinge, Abiturienten und Studenten weiblich.<sup>122</sup>

Unter Berücksichtigung der Bildungsexpansion der Frauen und damit der Gleichstellung der Frauen bezüglich der Bildung in der DDR weisen die sozialtheoretischen Modelle der Partnerwahl und deren bildungsbezogene Implikationen<sup>123</sup> auf Folgendes hin:

1. Betrachtet man die Angebotsstrukturen des Heiratsmarktes, dann vermuten wir im Osten aufgrund der Angleichung der Bildungsverteilung eine ausgeglichene Hypergamie- bzw. Hypogamierate sowie eine höhere Homogamierate als im Westen, da die Chancen innerhalb der eigenen Gruppe zu heiraten gestiegen sein dürften.
2. Innerhalb des strukturtheoretischen Ansatzes gelten die Teilheiratsmärkte ebenfalls als eine wichtige Größe in Bezug auf die Partnerwahl. Dabei sind die Teilheiratsmärkte in den beiden Segmenten –bezogen auf das Schulsystem– recht unterschiedlich. Die Bildungsinstitutionen stellen für die bildungsbezogene Partnerwahl den wichtigsten Teilheiratsmarkt dar. Beim dreigliedrigen Bildungssystem im Westen Deutschlands findet schon recht früh eine starke räumliche und zeitliche Trennung statt, so dass dies aufgrund der gegebenen Kontaktmöglichkeiten für homogame Partnerschaften – bzw. Partnerschaften mit demselben allgemeinbildenden Schulabschluss – sprechen würde. In den neuen Bundesländern gab es zu Zeiten der DDR keine solche räumliche und zeitliche Trennung. Mit der Einführung der sozialisti-

<sup>120</sup> Vgl. Informationen zur politischen Bildung 269, Rainer Geißler, *Ungleichheit zwischen Frauen und Männern*, S. 50

<sup>121</sup> Vgl. Informationen zur politischen Bildung 269, Rainer Geißler, *Ungleichheit zwischen Frauen und Männern*, S. 45

<sup>122</sup> Vgl. Wir in Osten und Westen Nr. 9, Gisela Helwig, *Der lange Weg zur Gleichberechtigung*, S. 24

<sup>123</sup> Vgl. Kapitel 2.2

schen Einheitsschule Ende der 50er-Jahre wurde die Dreigliedrigkeit aufgehoben und ein integratives Schulsystem aufgebaut. Der Besuch der zehnstufigen POS, die ein Äquivalent zur Mittleren Reife in Westdeutschland darstellte, wurde obligatorisch für alle Schüler. Ein vorzeitiges Verlassen der POS nach acht Jahren lässt sich dabei mit dem Hauptschulabschluss gleichsetzen.<sup>124</sup> So kann mit Hilfe dieser Analyse überprüft werden, ob durch die Aufhebung des dreigliedrigen Systems die Vergrößerung der Kontaktchancen dazu geführt haben, dass die Partner stärker heterogam heiraten.

3. Über diese strukturtheoretischen Selektionsmechanismen hinaus könnten sich jedoch auch nachfrageseitig die Präferenzen zwischen den Partnern im Osten und im Westen grundsätzlich unterscheiden. Theoretisch vorstellbar wäre, dass grundlegende Werte und Normen indirekt einen Einfluss auf unser Verhalten haben. Dabei könnte der normative Ansatz eine entscheidende Rolle spielen, der annimmt, dass die Wahl des Ehepartners in hohem Maße durch gesellschaftliche Werte und Normen geprägt wird. Im Westen wurde von der CDU lange Zeit das Bild der Familie geprägt, in der der Mann arbeiten ging und die Frau sich um das Wohl der Familie und insbesondere um das Wohl der Kinder kümmerte. Das Familienbild war demnach davon geprägt, dass der Mann der Erwerbsarbeit nachging und die Frau für die Hausarbeit zuständig war. Für die Frauen entwickelte sich unter dem Aspekt der Versorgung ihrer selbst und der Familie die Präferenz, einen Mann mit möglichst gutem Verdienstniveau zu bekommen. Indirekt halten die Frauen im Westen somit Ausschau nach Männern, die über ein höheres Bildungsniveau verfügen. Demnach sollte sich im Westen auch nachfrageorientiert eine deutliche Hypergamieneigung abbilden lassen. Im Osten dagegen war diese traditionelle Rollenaufteilung nicht das dominierende Familienmuster. Da in der DDR sowohl die Männer als auch die Frauen berufstätig waren, sich also demnach auch allein versorgen konnten, suchten die Frauen ihren Partner demnach nicht unbedingt unter dem Aspekt der späteren Versorgung. Aufgrund dieser unterschiedlichen Wertvorstellungen vor allem bezüglich der Familie sollte die Hypergamiequote daher im Osten nicht so stark ausgeprägt sein. Demnach könnte das Partnerwahlverhalten im Westen mehr durch die familienökonomische Theorie und das Partnerwahlverhalten im Osten mehr durch die Competition-Theorie abgebildet werden.

---

<sup>124</sup> Vgl. Wirth H., *Bildung, Klassenlage und Partnerwahl*, S. 165

Zur Bestätigung dieser Hypothesen wollen wir zunächst mithilfe der deskriptiven Statistik und anschließend mit Hilfe der loglinearen Analyse das bildungsspezifische Partnerwahlverhalten in den beiden Segmenten untersuchen.

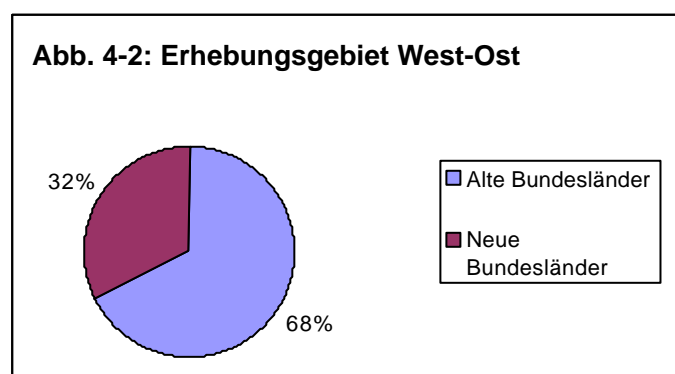
### 4.2.3 Deskriptive Analyse

Zur genaueren Aufspaltung des Datensatzes haben wir die Variable V3 aus dem ALLBUS-Datensatz 1998 verwendet. Damit wurde es uns möglich, die im Datensatz verbliebenen Fälle (1910) auf das Erhebungsgebiet Ost (neue Bundesländer) und West (alte Bundesländer) aufzuteilen.

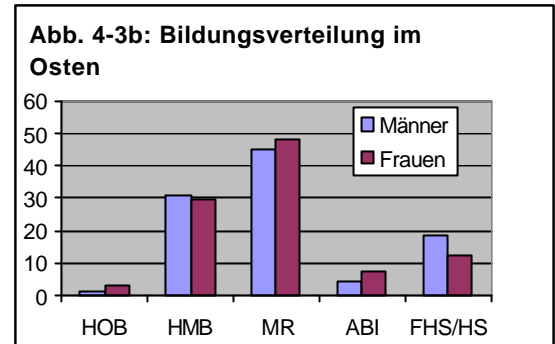
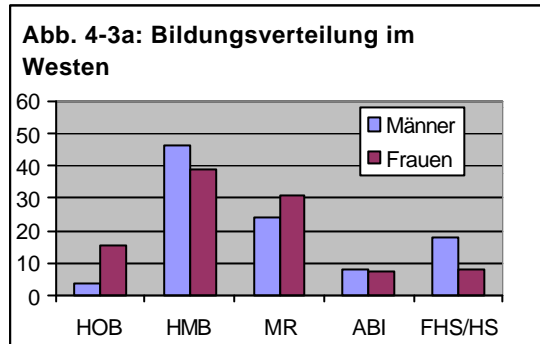
**Abb. 4-1: Erhebungsgebiet West-Ost**

	Häufigkeit	Prozent	Kumulierte Prozente
Gültig ALTE BUNDESLÄNDER	1292	67,6	67,6
NEUE BUNDESLÄNDER	618	32,4	100,0
Gesamt	1910	100,0	

Bei Betrachtung der gültigen Fälle zeigt sich, dass 2/3 der Paare aus Westdeutschland stammen, während nur 1/3 der befragten Paare in Ostdeutschland wohnt. Ungültige Fälle waren dabei nicht zu verzeichnen, da wir im vornherein die Paare aus der Analyse ausgeklammert haben, die getrennt wohnten, so dass nur Paare dabei sind, die entweder im Osten- oder im Westen sesshaft waren. Die folgende Grafik verdeutlicht die Aufteilung noch einmal:



Zur Überprüfung der genannten Hypothesen spielt die Verteilung der Bildungsstände eine wesentliche Rolle. Zum einen kann damit die Hypothese der Angebotsstrukturen erklärt werden und zum anderen spielt die Bildungsverteilung auch für die anderen Hypothesen eine wichtige Rolle.



Vergleicht man die Bildungsverteilung im Osten dann fällt auf, dass eigentlich fast alle Bildungsabschlüsse von den Geschlechtern gleich stark besetzt sind. Lediglich beim FHS/HS Abschluss sind dort 18,45 % der Männer und „nur“ 12,3% der Frauen vertreten. Die Aussage, dass eine ungefähre Gleichverteilung der Bildung vorliegt, lässt sich dennoch bestätigen. Vergleicht man auf der anderen Seite die Bildungsabschlüsse im Westen, erkennt man einige Unterschiede zwischen den Geschlechtern, auch wenn diese eher gering ausfallen. Deutlich sichtbar ist auf jeden Fall, dass wesentlich mehr Frauen in die Rubrik HOB und MR fallen, während mehr Männer einen HMB bzw. FHS/HS Abschluss aufweisen können. Diese Tendenzen zeigen daher auf, dass die Frauen im Westen tendenziell schlechter gebildet sind als die Männer.

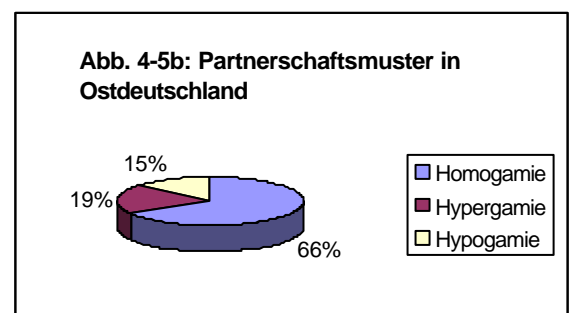
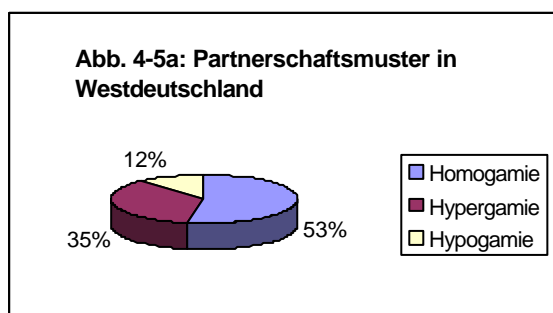
Daraus könnte sich entsprechend unserer ersten Hypothese schon angebotsstrukturell bei den Partnerschaften im Osten eine höhere Homogamierate als im Westen ergeben bzw. sollte sich im Westen eine höhere Hypergamierate als im Osten entwickelt haben. Zur Überprüfung dienen die nächsten Abbildungen, die das Partnerschaftsmuster in West- und Ostdeutschland abbilden.

**Abb. 4-4a: Partnerschaftsmuster in Westdeutschland**

	Häufigkeit	Prozente
Homogamie	687	53
Hypergamie	450	35
Hypogamie	155	12
Gesamt	1292	100

**Abb. 4-4b: Partnerschaftsmuster in Ostdeutschland**

	Häufigkeit	Prozente
Homogamie	410	66
Hypergamie	118	19
Hypogamie	90	14
Gesamt	618	100



Dabei wird deutlich, dass die Partner in Ostdeutschland verstärkt homogam heiraten. Immerhin 2/3 aller Partner finden einen Partner, der über denselben Bildungsabschluss verfügt. Des Weiteren fällt auf, dass es im Osten keine deutliche Tendenz gibt, dass Frauen verstärkt „aufwärts“ heiraten. Es heiraten fast genauso viele Frauen wie Männer aufwärts. Im Westen heiraten dagegen nur die Hälfte aller Paare innerhalb des eigenen Bildungsstandes. Dafür heiraten die Frauen dreimal stärker aufwärts als die Männer. Diese Ergebnisse bestätigen daher unsere Hypothese über die Angebotsstrukturen.

Zur Verdeutlichung der oben beschriebenen Abbildungen sind in der nächsten Abbildung in tabellarischer Form die beobachteten Partnerschaftsmuster aufgezeigt:

**Abb. 4-6a: Partnerwahl der Männer und Frauen im Westen**

Anzahl

		Bildung weiblich					Gesamt (%)	
		HOB	HMB	MR	ABI	FHS/H S		
Bildung männlich	HOB	39	6	5	,00	,00	50	(3,87)
	HMB	135	363	85	10	4	597	(46,21)
	MR	14	93	176	23	5	311	(24,07)
	ABI	7	14	37	31	17	106	(8,20)
	FHS/HS	2	25	91	32	78	228	(17,65)
Gesamt		197	501	394	96	104	1292	
Prozent (%)		15,25	38,77	30,5	7,43	8,05	100	

**Abb. 4-6b: Partnerwahl der Männer und Frauen im Osten**

Anzahl

		Bildung weiblich					Gesamt (%)	
		HOB	HMB	MR	ABI	FHS/H S		
Bildung männlich	HOB	4	1	2	,00	,00	7	(1,13)
	HMB	12	142	33	2	3	192	(31,07)
	MR	1	17	217	17	25	277	(44,82)
	ABI	0	8	7	6	7	28	(4,53)
	FHS/HS	1	15	38	19	41	114	(18,45)
Gesamt		18	183	297	44	76	618	
Prozent(%)		2,91	29,61	48,06	7,12	12,3	100	

Vergleicht man die Bildungsstände der Frauen, so erhält man einen noch deutlicheren Eindruck als aus den obigen Abbildungen. Die Frauen im Osten sind wesentlich besser gebildet als im Westen. Weniger als 3% der Frauen haben die POS nach 8 Jahren verlassen und anschließend keine Berufsausbildung gemacht. Im Westen liegt dieser Wert über dem 5fachen. Knapp über 15% haben die Hauptschule verlassen und anschließend keine Berufsausbildung unternommen. Auffällig ist im Osten, dass fast die Hälfte aller weiblichen Personen über die Mittlere Reife verfügen. Diesen hohen Wert bei dem Abschluss der Mittleren Reife bzw. die geringeren Werte bei den Hauptschulabschlüssen kann man viel-

leicht dadurch erklären, dass es diesen Abschluss ja eigentlich nicht gab. Normalerweise musste jeder Schüler bis zur 10. Klasse in die Schule gehen, also die MR machen. Ein Abgang nach der achten Klasse war demnach eher selten der Fall. Diese These scheint dabei nicht nur für Frauen zu gelten. Auch bei den Männern ergeben sich die gleichen Tendenzen. Es gibt im Verhältnis zum Westen deutlich weniger Männer die einen Hauptschulabschluss haben. Im Osten verfügen „nur“ 32,2% der Männer über einen Hauptschulabschluss, im Westen immerhin 50,08%. Für das System der DDR ist, wie oben schon erwähnt wurde, das weibliche wie auch das männliche Arbeitskräftepotential unerlässlich, so dass es kaum Frauen bzw. Männer gibt, die über keine Berufsausbildung verfügen.

Wie wir bisher gesehen haben, gibt es offenbar unterschiedliche Partnerschaftsmuster in Ost und West, die ganz offenbar zumindest zum Teil auf unterschiedliche Angebotsstrukturen zurückzuführen sind. Allerdings konnten wir bisher noch nicht die These der Teilheiratsmärkte überprüfen, obwohl diese eigentlich in den Bereich der strukturtheoretischen Ansätze fallen. Obwohl die Theorie der Teilheiratsmärkte auf die äußeren Rahmenbedingungen zurückzuführen ist und keine subjektiven Präferenzen beinhaltet, kann ihre Wirkung nicht über die Angebotsstruktur erfasst werden. Daher können Aussagen über die Teilheiratsmärkte erst im folgenden Abschnitt erfolgen, wenn analysiert wird, ob und in welcher Form unterschiedliche nachfrageseitige Präferenzen zwischen Ost und West wirken.

#### 4.2.4 Loglineare Analyse

Einen ersten Eindruck der Güte der Modellanpassung liefert eine Gegenüberstellung der aufgrund des Unabhängigkeitsmodells erwarteten Häufigkeiten mit den beobachteten Häufigkeiten.<sup>125</sup>

**Abb. 4-7a: Beobachtete und erwartete Häufigkeiten bei der Partnerwahl im Westen**

			Bildung weiblich				
			HOB	HMB	MR	ABI	FHS/HS
Bildung männlich	HOB	Beobachtete Anzahl	39	6	5	0	0
		Erwartete Anzahl	4	14	14	3	4
	HMB	Beobachtete Anzahl	135	363	85	10	4
		Erwartete Anzahl	60	191	193	39	50
	MR	Beobachtete Anzahl	14	93	176	23	5
		Erwartete Anzahl	45	142	144	29	37
	ABI	Beobachtete Anzahl	7	14	37	31	17
		Erwartete Anzahl	40	32	33	7	9
	FHS/HS	Beobachtete Anzahl	2	25	91	32	78
		Erwartete Anzahl	26	83	84	17	22

<sup>125</sup> Vgl. Kapitel 3.5.2.2

**Abb. 4-7b: Beobachtete und erwartete Häufigkeiten bei der Partnerwahl im Osten**

			Bildung weiblich				
			HOB	HMB	MR	ABI	FHS/HS
Bildung männlich	HOB	Beobachtete Anzahl	4	1	2	0	0
		Erwartete Anzahl	2	7	7	1	2
	HMB	Beobachtete Anzahl	12	142	33	2	3
		Erwartete Anzahl	29	91	92	19	24
	MR	Beobachtete Anzahl	1	17	217	17	25
		Erwartete Anzahl	21	68	69	14	18
	ABI	Beobachtete Anzahl	0	8	7	6	7
		Erwartete Anzahl	5	16	16	3	4
	FHS/HS	Beobachtete Anzahl	1	15	38	19	41
		Erwartete Anzahl	12	40	40	8	10

Bei einem Vergleich der beobachteten und der erwarteten Häufigkeiten zeigen sich in beiden Segmenten deutliche Diskrepanzen. Dennoch wird die oben genannte Homogamie- bzw. Heterogamietendenz auch hier sehr deutlich abgebildet. In beiden Segmenten kann man die Homogamietendenz an der Hauptdiagonalen erkennen. Dort sind wesentlich mehr beobachtete als nach dem Unabhängigkeitsmodell erwartete Fälle zu verzeichnen.

Eine interessante Aufgliederung der Heterogamietendenz zeigt sich im Osten und Westen. Im Osten sind -wie oben schon erwähnt- die Heterogamietendenzen beider Geschlechter ungefähr gleich stark ausgeprägt. Dabei zeigt uns die Abbildung 4-7b, dass bevorzugt Männer mit Mittlerer Reife und mit Abitur aufwärts heiraten, während die Frauen mit Abitur aufwärts heiraten. Mit einem Wert der beobachteten Häufigkeiten, der doppelt so groß ist wie die erwartete Häufigkeit, ist die Hypergamie in dieser Zelle besonders ausgeprägt. In allen anderen Zellen jenseits der Hauptdiagonalen ist ansonsten die beobachtete Häufigkeit kleiner als die erwartete Häufigkeit. Im Westen erwarten wir neben der Homogamietendenz eher eine Hypergamietendenz. Wertet man die Abbildung 4-7a aus, erkennt man, dass die Hypogamie bei den Männern nur in einer Zelle abgebildet ist, und zwar heiraten die Männer mit Abitur wesentlich öfter -als nach dem Unabhängigkeitsmodell zu erwarten war- Frauen mit FHS/HS Abschluss, während die Frauen mit Hauptschulabschluss ohne Berufsausbildung, MR und Abitur eher aufwärts heiraten.

In beiden Abbildungen sind jeweils die Zellen rot markiert, in denen die Homogamietendenz zu erkennen ist, die Hypergamietendenz ist entsprechend grün markiert und die Hypogamietendenz blau.

Die folgenden Assoziationstabellen sollen die oben angedeuteten Beziehungen verdeutlichen:



**Abb. 4-8a: Assoziationstabelle für Westdeutschland**

		Bildung weiblich				
		HOB	HMB	MR	ABI	FHS/HS
Bildung männlich	HOB	9,75	,43	,36	,00	,00
	HMB	2,25	1,90	,44	,26	,08
	MR	,31	,65	1,22	,79	,14
	ABI	,18	,44	1,12	4,43	1,89
	FHS/HS	,08	,30	1,08	1,88	3,55

**Abb. 4-8b: Assoziationstabelle für Ostdeutschland**

		Bildung weiblich				
		HOB	HMB	MR	ABI	FHS/HS
Bildung männlich	HOB	2,00	,14	,29	,00	,00
	HMB	,41	1,56	,36	,11	,13
	MR	,05	,25	3,14	1,21	1,39
	ABI	,00	,50	,44	2,00	1,75
	FHS/HS	,08	,38	,95	2,38	4,10

Deutlich wird, dass im Osten in drei Zellen die Hypogamieneigung durch die Assoziationskoeffizienten ausgedrückt wird. Da demgegenüber diese Neigung im Westen in nur einer Zellen zum Ausdruck gebracht wird, ist die Hypogamieneigung im Osten wesentlich stärker ausgeprägt. Ebenfalls auf den ersten Blick erkennbar ist, dass die Hypergamieneigung im Osten in nur einer Zelle dargestellt wird und daher niedriger als im Westen ist. So hat sich die Tendenz bei den weiblichen Abiturientinnen, männliche FHS/HS Absolventen zu suchen, zwar verstärkt, in den anderen Zellen lässt sich die Tendenz jedoch nicht mehr wiederfinden.

Vergleicht man die Homogamietendenz in den beiden Segmenten, so zeigt sich, dass die Homogamietendenz im Osten in den Bildungsabschlüssen HOB, HMB und dem Abitur geringer ausfällt als im Westen und somit im Osten nur bei der MR und beim FHS/HS Abschluss eine größere Homogamieneigung vorliegt. Tendenziell lässt sich somit sagen, dass im Osten keine stärkere Homogamieneigung zu finden ist, wenn man die Randverteilungen berücksichtigt.

Auffällig ist die im Osten wesentlich niedrigere Homogamieneigung der HauptschülerInnen ohne Berufsausbildung (AK = 2,00 im Osten gegenüber AK = 9,75 im Westen). Dies könnte auf eine geringere Ausgrenzung sozialer Randgruppen in Ostdeutschland hindeuten, relativiert sich aber einmal durch die insgesamt bedeutend niedrigere Anzahl an HauptschülerInnen ohne Berufsausbildung (vgl. Abb. 4-6b) zum anderen durch die extrem geringen Heiratsneigungen mit anderen Bildungsgruppen. Offenbar gibt es also auch im Osten soziale Ausgrenzungsprozesse, die aber – nicht zuletzt aufgrund der geringen Anzahl beruflich unqualifizierter Personen – weniger ausgeprägt sind.

Betrachtet man schließlich die sozialen Affinitäten zwischen den Bildungsgruppen mit gleichem allgemeinbildendem Schulabschluss, ergibt sich in Ost und West eine hohe soziale Affinität zwischen Abiturienten mit (FHS/HS) und ohne (ABI) Hochschulausbildung. Eine soziale Affinität zwischen HauptschülerInnen (mit und ohne Berufsausbildung) ist dagegen nur im Westen zu beobachten.

Im Folgenden sollen jetzt Rückschlüsse auf die theoretischen Modelle gezogen werden, die neben der Angebotsstruktur die Präferenzen der Partnerwahl erklären.

Bei der Hypothese der Teilheiratsmärkte hatten wir erwartet, dass sich durch das eingliedrige Schulsystem mehr Kontakt- und Partnerschaftsmöglichkeiten zwischen allen Schülern ergeben und sich keine so deutliche Differenzierung der Wertvorstellungen bilden würde, so dass die Partner unter der Annahme, dass sie einen Partner mit gleichen Wertvorstellungen suchen, nicht gezwungen wären, bildungshomogam zu heiraten. Scheinbar ist diese Tendenz zwar deutlich sichtbar, nicht aber so stark ausgeprägt wie vermutet. Betrachtet man nicht den FHS/HS Abschluss, der ja sowieso nicht in dem dreigliedrigen Schulsystem enthalten ist, ergibt sich im Verhältnis zum Westen in fast allen Spalten eine niedrigere Homogamieeigung. Die geringe Auswirkung könnte entweder daran liegen, dass die Vereinheitlichung der Werte durch das eingliedrige Schulsystem nicht so stark ausgeprägt ist oder die Auswirkungen der anderen Hypothesen in ihrer Wirkung so stark sind, dass sie den Effekt des Teilheiratsmarktes überstrahlen. Auch ein Blick auf die sozialen Affinitäten spricht für eine eher geringe Bedeutung der Teilheiratsmärkte. So scheint die soziale Affinität der Hauptschüler im Westen zwar etwas höher zu liegen (insbesondere bei „Aufwärts“heirat der Frauen), dafür grenzen sich die Hauptschüler im Osten jedoch stärker von den anderen Bildungsgruppen ab. Auch bei den Abiturienten ist im Westen keine stärkere Eingrenzung zu beobachten als im Osten. Offenbar haben kulturelle und intellektuelle Ähnlichkeiten (sowie bei den unteren Bildungsgruppen soziale Ausgrenzungserscheinungen) größere Bedeutung für die soziale Affinität als räumliche Rahmenbedingungen.

Der normative Ansatz scheint in unserer Analyse ebenfalls von gewisser Bedeutung zu sein. Die Vermutung, dass sich durch die traditionelle Rollenverteilung und die stärkere klassenspezifische Abgrenzung im Westen eine stärkere Hypergamiequote als im Osten ergibt, wird durch unsere statistische Auswertung bestätigt.

Aus unserer bisherigen Analyse gilt es festzuhalten, dass neben der Erklärung durch die Angebotsstruktur, die sowohl die höhere Homogamie als auch das symmetrischere Heiratsverhalten (d.h. etwa gleiche Auf- und Abwärtsheiraten der Männer und Frauen) im Osten theoretisch zu erklären vermag, auch die Werte und Normen einen Einfluss auf die

Partnerwahl zu scheinen haben. Darüber hinaus wird aber noch deutlich, dass die Theorie der Teilheiratsmärkte offenbar doch keine so große Rolle spielt.

Eine genauere Analyse des Effektes der angebots- und nachfrageorientierten Präferenzen ermöglichen uns die folgenden Modelle:

Um zu unterscheiden, ob die Partnerwahl im Osten durch ähnliche Selektionsmechanismen strukturiert wird wie im Westen, haben wir im Folgenden loglineare Modelle berechnet, in denen die Annahmen über die Struktur in den Partnerschaften sukzessive enger gefasst wurden.<sup>126</sup> Das Basismodell der Analyse<sup>127</sup> wurde mit der Annahme der Gleichverteilung aller Paare auf alle Bildungskombinationen von beiden Partnerschaftsformen gebildet (Gleichverteilung). Diese Annahme wurde eingeschränkt, indem der unterschiedliche Ausbildungsstand der Männer und Frauen berücksichtigt wurde, und zwar in der Hinsicht, dass sich der Ausbildungsstand der Partner im Osten von dem der Partner im Westen nur zufällig unterscheidet (Unabhängigkeit 1). Im „Unabhängigkeitsmodell 1 + gleiche Interaktion“ wurden die Annahmen über die Partnerschaftsstrukturen enger gefasst und zwar in der Hinsicht, dass wir noch davon ausgegangen sind, dass Selektionsmechanismen – Präferenzen oder Normen – der Partnerwahl die beobachteten Muster der Paarbeziehungen strukturieren. Daraus folgt, dass das „Unabhängigkeitsmodell 1 + gleiche Interaktionen“ davon ausgeht, dass die Selektionsmechanismen im Westen und Osten identisch sind, d.h. dass sowohl im Osten als auch im Westen gleiche Präferenzen vorliegen. Im Unabhängigkeitsmodell 2 werden zunächst nur die unterschiedlichen Bildungsverteilungen der Partner im Osten und im Westen akzeptiert, während das „Unabhängigkeitsmodell 2 + gleiche Interaktion“ darüber hinaus noch unterstellt, dass die Selektionsmechanismen im Osten und im Westen identisch sind. Anschließend wurde noch zugelassen, dass sich auch die Partnerpräferenzen zwischen Ost und West unterscheiden (saturiertes Modell). Dabei werden 3 Variablen verwendet: Bildung männlich (M), Bildung weiblich (W) und die dichotome Variable Erhebungsgebiet (C). Die entwickelten Ansätze können in folgender Form dargestellt werden:

---

<sup>126</sup> Es handelt sich hierbei um hierarchische loglineare Modelle. Genaugenommen stehen aber nicht alle Modelle in einem hierarchischen Verhältnis: Unabhängigkeit 2 und Unabhängigkeit 1+gleiche Interaktionen sind zwar beide aus Unabhängigkeit 1 entstanden. Aber beide sind dadurch entstanden, dass jeweils eine andere zusätzliche Annahme gemacht wurde. Deshalb ist der Satz von Hypothesen, der Unabhängigkeit 2 zugrunde liegt, nicht durch Wegnehmen oder Hinzufügen einer oder mehrerer Hypothesen in den von Unabhängigkeit 1+gleiche Interaktion zu verwandeln. Die Erklärungsleistung von Unabhängigkeit 2 kann deshalb nur an Unabhängigkeit 1 gemessen werden, und nicht an Unabhängigkeit 1 + gleiche Interaktion.

<sup>127</sup> Die Generierung eines Basismodells ist deshalb wichtig, weil die Likelihood-Ratio Werte ( $L^2$ ), die zur Abschätzung der Güte eines Modells herangezogen werden, von der Zahl der Analyseeinheiten abhängig ist. Der „Erklärungswert“ einzelner Modelle – die unterschiedliche Hypothesen über die Struktur der zugrundeliegenden Daten repräsentieren – wird deshalb an der prozentualen Verringerung der  $L^2$  Werte gemessen. Die Basis für die Berechnung dieses „Anteils erklärter Devianz“ ( $\Delta L^2$ ) bildet der  $L^2$ -Wert des Basismodells. Vgl. Knoke D. /Burke P.J., Log-Linear Models, S. 40ff.

Gleichung 4.1 $M_0$	Gleichverteilung	$m_{ijl} = \lambda_0$
Gleichung 4.2 $M_1$	(Unabhängigkeit 1)	$m_{ijl} = \lambda_{wi} + \lambda_{Mj} + \lambda_{Cl}$
Gleichung 4.3 $M_2$	(+ gleiche Interaktion)	$m_{ijl} = \lambda_{wi} + \lambda_{Mj} + \lambda_{Cl} + \lambda_{wiMj}$
Gleichung 4.4 $M_3$	(Unabhängigkeit 2)	$m_{ijl} = \lambda_{wi} + \lambda_{Mj} + \lambda_{Cl} + \lambda_{wiCl} + \lambda_{MjCl}$
Gleichung 4.5 $M_4$	(+ gleiche Interaktion)	$m_{ijl} = \lambda_{wi} + \lambda_{Mj} + \lambda_{Cl} + \lambda_{wiCl} + \lambda_{MjCl} + \lambda_{wiMj}$
Gleichung 4.6 $M_5$	(Saturiertes Modell)	$m_{ijl} = \lambda_{wi} + \lambda_{Mj} + \lambda_{Cl} + \lambda_{wiCl} + \lambda_{MjCl} + \lambda_{wiMj} + \lambda_{wiMjCl}$

Lässt man die verschiedenen Modelle von SPSS berechnen, dann kommt man zu folgenden Ergebnissen, die in der Abbildung 4-9 zusammengefasst sind.

Abb. 4-9: Ergebnisse der Modellüberprüfung						
Modell	LLQ	DF	$R^2$ (analog)	BIC	DSig	sig
Gleichverteilung	3577,82	49	0,00%	3207,63		0,0000
Unabhängigkeit 1	1439,30	40	59,77%	1137,11	0,000	0,0000
+ gleiche Interaktion	233,57	24	93,47%	52,25	0,000	0,0000
Unabhängigkeit 2	1215,76	32	66,02%	974,00	0,000	0,0000
+ gleiche Interaktion	66,11	16	98,15%	-54,77	0,000	0,0000
Saturiertes Modell	0,00	0	100,00%	0	0,000	1,0000

Wie aus der obigen Übersicht hervorgeht, kann durch die Berücksichtigung des Ausbildungsniveaus ( $M_1$ ) bereits fast 60% der Devianz des Unabhängigkeitsmodells erklärt werden. An diesem Punkt wird jedoch noch nicht berücksichtigt, dass das Ausbildungsniveau der Partner im Osten von dem im Westen abweicht. Bezieht man diesen Unterschied zusätzlich mit ein ( $M_3$ ), dann kann nochmals 6,25% der Devianz erklärt werden. 34% unerklärte Devianz bleiben übrig, die auf das Konto von Interaktionseffekten zwischen der Bildung der Partner geht, die ja als Selektionsmechanismen bezüglich der Partnerwahl gedeutet werden. Es bleibt noch zu prüfen, ob sich diese Einflüsse bei den Paaren im Westen und Osten unterscheiden. Ein Modell, in dem die Selektionsmechanismen zwischen Partnern aus Ost und West als identisch angesehen werden können ( $M_4$ ), kann bereits 98,15% der Devianz des Unabhängigkeitsmodells erklären. Dieses Modell wird anhand des BIC-Indexes auch als das beste gedeutet. Bei einer hinreichend guten Schätzung der beobachteten Partnerstruktur kommt es mit einer relativ sparsamen Hypothesenformulierung aus.

Auffallend ist bei beiden Unabhängigkeitsmodellen, dass durch die Einbeziehung der Präferenzen eine schlagartige Verbesserung eintritt und die Devianz um nochmals 30% mehr gedeutet werden kann. Daraus ist zu schließen, dass die Annahme identischer Selektionsmechanismen einen entscheidenden Einfluss auf die Güte des zu schätzenden Modells hat. Im Ost-West-Vergleich kann durch die Annahme ungleicher Bildungsverteilungen immer-

hin 6% mehr erklärt werden. Die Berücksichtigung unterschiedlicher Präferenzen im saturierten Modell bringt nach dem BIC-Wert dagegen keinen zusätzlichen Erklärungsbeitrag. Gemessen an der Signifikanz ist nur das saturierte Modell geeignet die Daten angemessen zu repräsentieren, d.h. die letzte Spalte der Abbildung 4-9 verdeutlicht, dass trotz 98prozentiger Erklärungskraft auch das „beste“ Modell (gemessen am BIC-Wert) die beobachtete Häufigkeit nicht so gut reproduziert, dass die Hypothese einer Übereinstimmung beider Modelle in der Grundgesamtheit nicht mehr abgelehnt werden muss. Die Präferenzen zwischen Ost- und Westdeutschland unterscheiden sich statistisch gesehen signifikant voneinander.<sup>128</sup> Daher kann man sagen, dass die Berücksichtigung der unterschiedlichen Präferenzen zwar zu einer Verbesserung führen, diese aber eher gering ist.

#### 4.2.5 Zwischenergebnis

Der Vergleich der Partnerstrukturen im Osten und Westen hat gezeigt, dass sich im Osten – anders als im Westen, wo eine auffallende Tendenz der Frauen zur „Aufwärtsheirat“ herrscht – Hyper- und Hypogamie in etwa die Waage halten. Zudem sind auch bildungshomogame Partnerschaften häufiger anzutreffen. Die weitere Analyse konnte diese Unterschiede jedoch hauptsächlich auf die geschlechtsbezogene *gleichmäßigere Bildungsverteilung* in Ostdeutschland zurückführen, die aus den oben genannten ideologischen, politischen und ökonomischen Gründen vom sozialistischen System bewusst gefördert wurde. So ließ sich im loglinearen Modell die Devianz des Unabhängigkeitsmodells allein durch die Berücksichtigung der Unterschiede in der Bildungsverteilung – d.h. den *Angebotsstrukturen* – um über 6 Prozent reduzieren. Die Beachtung möglicher Unterschiede in den *individuellen Nachfragemechanismen* brachte immerhin noch einen zweiprozentigen Erklärungsbeitrag. Die partnerwahlbezogenen bildungsspezifischen Präferenzen scheinen sich zwischen Ost und West also zwar nur geringfügig, aber doch statistisch signifikant voneinander zu unterscheiden.

So ist die *Neigung zur Homogamie* auch im Osten das dominierende Muster, wenn auch etwas geringer ausgeprägt als im Westen. Dies lässt sich durch das gesamtschulartige Bildungssystem der ehemaligen DDR erklären, das im Gegensatz zum dreigliedrigen Bildungssystem der Bundesrepublik die Schüler nicht frühzeitig voneinander trennte und so auch Jugendlichen mit später unterschiedlichen Ausbildungsabschlüssen gute Kontakt- und Kennenlernchancen bot (Theorie der Teilheiratsmärkte). Verstärkend könnte sich ein durch die Eingliedrigkeit bedingtes homogeneres Wertgefüge ausgewirkt haben, das zu einer allgemein höheren kulturellen Ähnlichkeit der Bildungsgruppen führte. Aber auch ein ge-

---

<sup>128</sup> Mit einem Signifikanzniveau von 5%

nerell weniger klassengeprägtes Denken in der DDR mag für die niedrigere Homogamie-neigung mitverantwortlich sein.

Die annähernd gleichen *sozialen Affinitäten* zwischen Hauptschülern (HOB/HMB) und Abiturienten (ABI/HS) in Ost und West deuten nämlich darauf hin, dass die Bedeutung der Teilheiratsmärkte nicht überschätzt werden darf. Für die insbesondere bei Gymnasiasten ausgeprägten sozialen Affinitäten spielen strukturelle Zwänge offenbar nur eine geringe Rolle. Ihre partnerschaftliche Nähe scheint sich eher aus einem kulturellen, geistigen und intellektuellen Anspruch an den Partner zu ergeben, den sie eben nur unter ihresgleichen erfüllt sehen

Am anderen Ende der Bildungsskala – nämlich in der Gruppe der Hauptschulabsolventen ohne Berufsausbildung – fallen die im Osten wesentlich *niedrigeren Homogamiewerte* auf. Offenbar wurde die Gruppe der Niedrigstqualifizierten im Osten weniger stark ausgegrenzt als im Westen. Dies mag sich ideologisch wie ökonomisch erklären: Ideologisch fußte das System der DDR auf einer Einheits- statt einer Klassengesellschaft. Zumindest offiziell wurde der Wert einfacher Arbeiter in der Gesellschaft – anders als im kapitalistischen Westen – sehr hoch eingeschätzt. Ökonomisch drohten Niedrigstqualifizierte im Osten nicht durch das soziale Netz zu fallen. Auch sie konnten sicher sein, eine angemessen be-zahlte Arbeit zu bekommen. Dadurch waren sie im Osten für einen Partner weniger „unatraktiv“ als im Westen.

Leichte Unterschiede konnten wir schließlich auch in der *Neigung, nach oben bzw. unten* zu heiraten, feststellen. Offenbar ergibt sich die symmetrischere Partnerstruktur im Osten nicht nur (wenn wohl auch hauptsächlich) aufgrund der ausgeglicheneren Bildungsverteilung, sondern auch aufgrund vergleichbarer Neigungen der Männer und Frauen bezüglich heterogamer Partnerschaften. So überwiegt im Westen die Neigung der Frauen zur Aufwärtsheirat (*Hypergamie*), während im Osten sogar eher die Männer eine Aufwärtsheirat präferieren (*Hypogamie*). Hinter diesem abweichenden Partnerwahlverhalten könnten insbesondere unterschiedliche gesellschaftliche Wertvorstellungen stehen. Während im Westen lange Zeit das Rollenbild der Hausfrau und Mutter dominiert hat, konnten sich die Frauen im Osten – politisch unterstützt – schon wesentlich früher emanzipieren und als gleichberechtigte und berufstätige Ehepartnerinnen zum Haushaltseinkommen beitragen. Entsprechend geringer ausgeprägt – da weniger notwendig zur Absicherung der eigenen Versorgung – war ihre Neigung, einen besser gebildeten und damit auch besser verdienenden Mann zu heiraten, zumal die Verdienstunterschiede in der ehemaligen DDR ohnehin weitaus weniger stark mit dem Ausbildungsgrad variierten. Um nicht doch in eine Hausfrauenrolle gedrängt zu werden, waren sie offenbar sogar verstärkt zu Abwärtsheira-

ten bereit. Ob diese rollenspezifischen Vermutungen zutreffen, wird explizit in Kapitel 4.4 untersucht werden, in dem ein Vergleich der Hausfrauenehen mit berufstätigen Paaren angestellt werden soll.

Insgesamt lässt sich also festhalten, dass das sozialistische System der DDR sowohl sehr stark auf die Bildungsverteilung eingewirkt hat, als auch durch die Implementierung sozialistischer Werte das individuelle Partnerwahlverhalten beeinflussen konnte. Allerdings machen sich die Auswirkungen des politischen Systems hier weniger deutlich bemerkbar.

### **4.3. Zeitlicher Vergleich: junge Paare – alte Paare**

#### **4.3.1. Bedeutung des zeitlichen Vergleichs**

Richtet man den Blick auf die Zeit vom Ende des 2. Weltkrieges bis heute und betrachtet das Leben von Männern und Frauen, so ist die Feststellung, dass Geschlechterrollen, -verhältnisse und -beziehungen sich verändert haben, kaum mehr als Neuigkeit zu reklamieren. Belege dafür sind im Alltag allorten sichtbar. Diese beziehen sich sowohl auf den Kontext des familialen Geschehens als auch auf den Bereich der Erwerbsarbeit. Das Ausmaß der Veränderungen ist verblüffend. An die Stelle der fraglosen Realisierung der elterlichen-traditionellen Lebensform ist deren Infragestellung getreten. Aushandlungsprozesse scheinen stets und überall zu dominieren. Sie beziehen sich sowohl auf die Entscheidung zur Heirat selbst, d.h. allgemein formuliert auf die Partnerwahl, sowie den Zeitplan und die Art der Gestaltung, ebenso aber auch auf die Entscheidung für oder gegen den Nachwuchs und vor allem auf die Organisation der familialen und beruflichen Arbeit zwischen den Partnern. Da nach Helga Krüger und Claudia Born das bemerkenswerte an diesem Wandel ist, dass er sich im Zeitabstand von nur einer familiären Generation abspielt, können wir in diesem Abschnitt untersuchen, ob sich die Partnerwahl der jüngeren Paare von denen der älteren Paare unterscheidet.<sup>129</sup>

Neben den schichtspezifischen Differenzierungen gehören die sozialen Ungleichheiten zwischen den Geschlechtern zu den wesentlichen Charakteristika der Sozialstruktur moderner Gesellschaften. Die Sozialstrukturanalyse geht davon aus, dass soziale Ungleichheiten zwischen Frauen und Männern nicht von natürlichen, biologischen Unterschieden herühren, sondern dass ihnen im Wesentlichen soziale Ursachen zugrunde liegen. In der industriellen Gesellschaft hat sich eine besondere Form der geschlechtsspezifischen Arbeitsteilung in der Arbeitswelt, im öffentlichen Leben und in der Privatsphäre herausgebildet.

---

<sup>129</sup> Vgl. Krüger H. u. Born C., *Vom patriarchalen Diktat zur Aushandlung- Facetten des Wandels der Geschlechterrollen im familiären Generationenverbund*, in Generationen in Familien und Gesellschaft, Hrsg. Kohli M. u. Szydlík M., Hemsbach, S. 203ff.

Zwischen Männern und Frauen existieren typische Unterschiede in den sozialen Rollenanforderungen, die sich über geschlechtsspezifische Sozialisationsprozesse auch auf die Persönlichkeit, auf Einstellungen, Motivation, Verhaltensweisen und eben auf die Partnerwahl niederschlagen. Wie in allen entwickelten Gesellschaften sind auch in Deutschland Differenzierungen dieser Art in den letzten Jahrzehnten abgeschwächt<sup>130</sup> worden. Eine Ungleichheit auf die wir uns konzentrieren möchten ist zum einen die Bildung und zum anderen die Einstellungen der Partner. Die Entwicklung in den letzten Jahren zeigt, dass sich im Bildungsbereich geschlechtstypische Ungleichheiten am schnellsten und besten abbauen lassen. Mädchen erzielten schon immer die besseren Schulnoten und wurden seltener nicht versetzt. Aber erst durch die Diskussion um die Ungleichheit der Bildungschancen in den sechziger Jahren wurden sie dazu ermutigt, die besseren Schulleistungen auch in angemessene Bildungsabschlüsse umzusetzen. Inzwischen hat sich der erhebliche weibliche Bildungsrückstand im allgemein bildenden Schulsystem in einen leichten Bildungsvorsprung verwandelt.<sup>131</sup> Im Folgenden soll nun untersucht werden, wie die Bildungsexpansion der Frauen bzw. bestimmte Verhaltensweisen und Einstellung sich auf die Partnerwahl niederschlagen.

Um diese Analyse durchführen zu können, bestand unsere Aufgabe darin, die im Datensatz verbliebenen Fälle hinsichtlich ihres Alters aufzuteilen. Zur besseren Überschaubarkeit haben wir uns darauf geeinigt, die Paare in zwei Gruppen aufzuteilen.

Da wir davon ausgehen können, dass sich die Bildungsexpansion eher schleichend entwickelt, hat sich die ungefähre Gleichstellung der Frauen und wahrscheinlich auch die Veränderung der Präferenzen, erst in den letzten beiden Jahrzehnten ergeben. Damit wir in unserer Analyse die Veränderungen herausarbeiten können, haben wir eine Altersgruppe gebildet, in der die 18-35jährigen fallen und eine Altersgruppe für die über 35 Jahre alten Paare. Zwar ergibt sich so eine recht ungleiche Verteilung der Häufigkeiten, da wir uns aber auf die relativen Häufigkeiten beziehen bzw. die Randverteilung kontrollieren, spielt dies für unsere Analyse eine untergeordnete Rolle. Ein zentraleres Problem dabei war, dass bei dieser Art der Aufteilung insgesamt 9 Zellen eine Häufigkeit von weniger als 5 aufzeigten. Dabei besteht die Gefahr, dass sich, wenn viele der erwarteten Häufigkeiten der multivariaten Tabelle niedrige Werte aufweisen, die Verteilung der Teststatistiken  $L^2$  und  $X^2$  nicht mehr an die theoretische  $\chi^2$  Verteilung annähert. Da aber in unserem Fall keine der Randverteilungen eine Häufigkeit von 0 aufweist, was dazu führen würde, dass die geschätzte Zellhäufigkeit gleich null wird und man nicht mehr in der Lage ist, einige der log-

<sup>130</sup> Informationen zur politischen Bildung 269, Rainer Geißler. *Ungleichheit zwischen Frauen und Männer*, S. 45

<sup>131</sup> Vgl. Fußnote 130



linearen Effekte zu schätzen, ist eine loglineare Analyse trotz der geringen Besetzung der Zellen möglich.<sup>132</sup> Eine etwas großzügigere Aufteilung des Alters, bei der die Altersgrenze bei 45 liegt, würde nur dazu führen, dass 7 Zellen eine Häufigkeit von weniger als 5 aufweisen, so dass wir bei der Aufteilung des Alters bleiben.

Dabei stellte sich uns die Frage, an welcher Person wir das Alter ausfindig machen sollten, d.h. ob wir das Alter an dem Befragten bzw. an dessen Partner ausfindig machen sollten. Die dritte Möglichkeit lag für uns darin, ein Durchschnittsalter auszurechnen. Als Entscheidungshilfe haben wir eine Kreuztabelle erzeugt, in der die Partnerschaftsmuster des Befragten und des Partners in Abhängigkeit vom Alter angegeben werden. Dabei hatten wir 9 Fälle zu verzeichnen, in denen wir keine Angaben hatten, so dass dabei folgende Tabelle entstanden ist:

**Abb. 4-10: Partnerschaftsmuster zwischen dem Befragten und dem Partner in Abh. vom Alter**

Anzahl		Alter Lebenspartner					Gesamt
		18-29	30-35	36-59	60-74	>74	
Alter	18-29	127	36	13			176
Befragte	30-35	39	121	59			219
	36-59	14	54	871	71	2	1012
	60-74		1	57	341	22	421
	>74			1	18	54	73
Gesamt		180	212	1001	430	78	1901

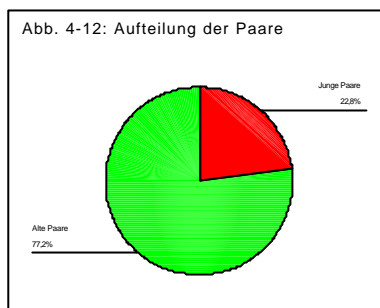
Insgesamt kann man erkennen, dass die Hauptdiagonale sehr stark besetzt ist. Würden wir die Einteilung der Paare an dem Alter des Befragten ausmachen und zwei Altersgruppen bilden, dann würden bei den Befragten in der jüngeren Altersgruppe 72 Partner mit einbezogen werden, obwohl diese älter als 36 Jahre sind (rot markiert). Andersherum fallen in die ältere Altersgruppe 69 Partner (blau markiert), obwohl diese jünger als 36 Jahre sind. Insgesamt wären damit 7,4 % der Partner „falsch“ und alle Befragten richtig eingeordnet. Eine Orientierung am Alter des Partners würde zum gleichen Ergebnis führen, nur das diesmal 72 Befragte als zu jung und 69 Befragte als zu alt eingestuft werden würden. Da die Anzahl der „falsch“ eingeordneten Partner relativ gering ist, werden wir daher die Einteilung der Paare (jüngere Paare - ältere Paare) nach dem Alter des Befragten vornehmen, und uns nicht auf das Durchschnittsalter beziehen.

<sup>132</sup> Vgl. Andreß, et al., *Analyse von Tabellen und kategorialen Daten*, S 204.

**Abb. 4-11: Aufteilung der Paare in unserem Datensatz**

	Häufigkeit	Prozent	Kumulierte Procente
"Junge" Paare	436	22,8	22,8
"Alte" Paare	1474	77,2	100,0
Gesamt	1910	100,0	

Abb. 4-12: Aufteilung der Paare



Diese Aufteilung hat ergeben, dass in unserer Analyse 436 sogenannte junge Paare und 1474 ältere Paare verblieben sind.

### 4.3.2 Rückwirkungen auf die theoretischen Grundlagen

Unter Berücksichtigung des oben Genannten weisen die sozialtheoretischen Modelle der Partnerwahl und deren bildungsbezogenen Implikationen<sup>133</sup> auf Folgendes hin:

1. Betrachtet man die Angebotsstrukturen des Heiratsmarktes, vermuten wir bei den jüngeren Paaren aufgrund der Angleichung der Bildungsverteilung eine höhere Homogamieneigung, da die Chancen innerhalb der eigenen Gruppe zu heiraten gestiegen sein dürften. Des weiteren erwarten wir, dass sich die Hypergamietendenz bei den älteren Paaren (aufgrund der tendenziell besser gebildeten Männer) bei den jüngeren Paaren reduziert haben sollte.
2. Der normative Ansatz war lange Zeit das vorherrschende Erklärungsmuster des Partnerwahlverhaltens. Dieser Ansatz nimmt an, dass die Wahl des Ehepartners in hohem Maße durch gesellschaftliche Wertvorstellungen und Normen geprägt wird. Dabei spielt die Betrachtung der Werte eine bedeutende Rolle bei der zeitlichen Analyse. Für die westlichen Gesellschaften des 20. Jahrhunderts weisen sozialwissenschaftliche Untersuchungen auf einen grundlegenden und beschleunigten Wertewandel hin und stellen ihn als ein Schlüsselproblem in nahezu allen gesellschaftlichen Teilbereichen dar.<sup>134</sup> Die Ergebnisse zeigen, dass ein Wertedissens zwischen der jüngeren und der älteren Generation bei den meisten Werten umso ausgeprägter

<sup>133</sup> Vgl. Kapitel 2.2

<sup>134</sup> Vgl. Meyers Großes Taschenlexikon, Band 25, S. 16

ist, je weiter die Altersgruppen voneinander in ihrem Alter entfernt sind.<sup>135</sup> In der Studie „Kultureller Umbruch- Wertewandel in der westlichen Welt“<sup>136</sup> vertritt Inglehart die Position, dass sich die Wertvorstellungen in den westlichen Gesellschaften signifikant verschoben haben. Während früher materielles Wohlergehen und physische Sicherheit im Vordergrund gestanden hätten, würde heute mehr Gewicht auf die Lebensqualität gelegt. Die Wertprioritäten hätten sich so vom Materialismus zum Postmaterialismus verschoben. Die Verschiebung führt Inglehart u.a. darauf zurück, dass die Menschen nach dem zweiten Weltkrieg vor allem in den westeuropäischen Ländern und den USA ökonomische und physische Sicherheit in einem bislang nicht gekannten Maß erlebt hätten. Jüngere Generationen, die in ihren formativen Jahren in dieser Sicherheit groß geworden sind, würden die traditionellen Wertvorstellungen und Normen der älteren Generation brechen. Für Inglehart vollzieht sich als Folge dieser langfristigen wirtschaftlichen Sicherheit ein intergenerationeller Wertewandel mit umfassenden gesellschaftlichen Konsequenzen.<sup>137</sup> Dabei bezieht sich der normative Ansatz nach unseren Einschätzungen eher auf die ältere Generation, da wie oben geschildert, die gesellschaftlichen Vorstellungen zur damaligen Zeit eine wesentlich größere Rolle als bei der jüngeren Generation spielten. Für die ältere Generation dürften die gesellschaftlichen Werte vor allem durch das klassische Rollenbild der Frau geprägt sein, d.h. dass die Männer der Erwerbsarbeit nachgehen und die Frauen zu Hause bleiben und dort für die Erziehung der Kinder und die Hausarbeit (vgl. familienökonomischer Ansatz) verantwortlich sind. Des Weiteren war es gesellschaftlich akzeptiert, dass Frauen aus niedrigeren Schichten Männer aus höheren Schichten heirateten, während das Gegenteil auf Ablehnung stieß oder doch eher als ungewöhnlich galt. Aufgrund der Wertvorstellungen ist nach dem normativen Ansatz zu erwarten, dass sich bei den älteren Paaren vorwiegend hypergame Partnerschaften finden lassen. Im Zuge einer zunehmenden Individualisierung der Gesellschaft ist damit zu rechnen, dass dem Einfluss der oben genannten Werte bei der Partnerwahl eine zunehmend geringere Bedeutung beigemessen wird bzw. die Partnerwahl von anderen Werten beeinflusst wird. So stehen der Partnerwahl keine Hindernisse mehr gegenüber, d.h. die Partnerwahl kann gegenüber den älteren Paaren wesentlich freier getätigt werden und ist nicht mehr von irgendwelchen Normen abhängig. Es ist gesellschaftlich mittlerweile genauso angesehen, dass ein Mann eine höher gebildete Frau heiratet wie

---

<sup>135</sup> Vgl. Stiksrud, *Jugend im Generationen-Kontext*, S. 166-172

<sup>136</sup> Vgl. Inglehart, *Kultureller Umbruch*, S. 90-137

<sup>137</sup> Vgl. Inglehart R., *Kultureller Umbruch*. S. 90-137

umgekehrt. Damit ist nach dem normativen Ansatz bei den jüngeren Paaren vorwiegend mit einer geringeren Hypergamieneigung und einer verstärkten Hypogamieneigung zu rechnen. Da aber insgesamt eine geringere Bedeutung der Werte angenommen wird, würde dies, da die Bildungsabschlüsse eng mit einer bestimmten Wertvorstellung zusammenhängen, für eine geringere Homogamierate sprechen. Reduzieren sich die Wertvorstellungen, so reduziert sich ein Faktor zur Erklärung der bildungshomogamen Heirat.

3. Darüber hinaus könnte auch noch die Competition-These eine Rolle spielen. Nach der These von Inglehart spielen bei der jüngeren Generation Werte wie Aussehen, Freizeitorientierung, Anerkennung eine immer bedeutendere Rolle.<sup>138</sup> Daraus könnte abgeleitet werden, dass auch die Konkurrenz um den Partner gestiegen ist, da man verstärkt nach einem Partner sucht, der über ein möglichst gutes Aussehen, über Anerkennung und über eine ähnlich gesinnte Freizeitorientierung verfügt. Durch die stärker wettbewerbsorientierte Partnersuche der jüngeren Paare ist mit einer leicht höheren Homogamierate zu rechnen.

Eine weitere interessante Frage ist, ob es durch die angeglichenen Angebotsstrukturen, das veränderte Rollenverständnis, den Wertewandel, verstärkte Individualität usw. zu einer verstärkten Schließungs- oder einer Entstrukturierungstendenz gekommen ist. Aufgrund der Angleichung des Bildungsniveaus und dem Verhalten nach der Competition-These würde dies für eine Schließungstendenz sprechen, während der normative Ansatz und der familienökonomische Ansatz für eine Entstrukturierungstendenz sprechen würde.

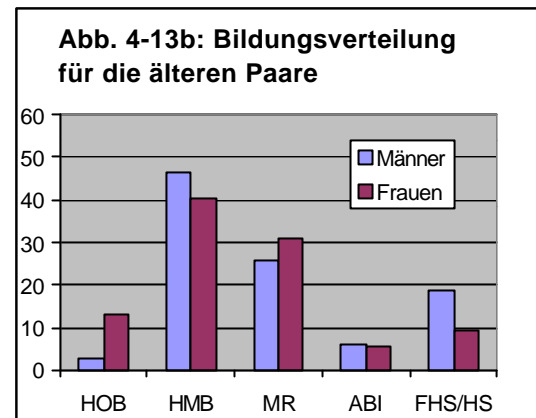
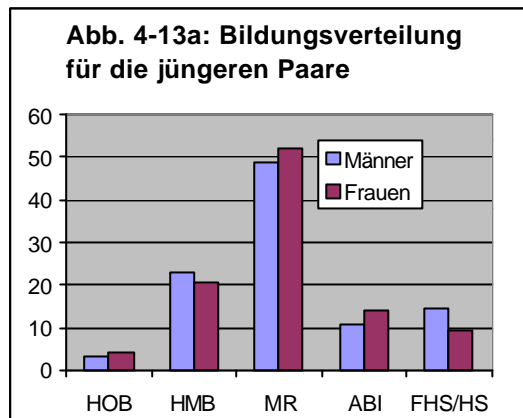
Zur Bestätigung dieser Hypothesen und zur Überprüfung der Offenheit einer Gesellschaft wollen wir zunächst mit Hilfe der deskriptiven Statistik und anschließend mit Hilfe der loglinearen Analyse das bildungsspezifische Partnerwahlverhalten in den beiden Altersgruppen untersuchen.

### 4.3.3 Deskriptive Analyse

Zur Überprüfung der genannten Hypothesen spielt die Verteilung der Bildungsstände eine wesentliche Rolle. Eine wichtige Frage dabei ist, ob sich die Verteilung der Bildung der Frauen so weit verändert hat, dass man von einer annähernden Gleichverteilung sprechen kann.

---

<sup>138</sup> Vgl. Fußnote 137



Vergleicht man die Bildungsabschlüsse zwischen Männern und Frauen bei den älteren Paaren, dann fällt auf, dass die Frauen beim Hauptschulabschluss eher keine Berufsausbildung haben, während die Männer dagegen eher über eine Berufsausbildung verfügen. Vergleicht man die anderen Abschlüsse, dann ist die Wahrscheinlichkeit beim MR Abschluss eine Frauen anzutreffen etwas größer, während beim FHS/HS Abschluss die Wahrscheinlichkeit für die Männer größer sind. Lediglich beim Abitur ist die Wahrscheinlichkeit genauso groß eine Frau bzw. einen Mann anzutreffen.

Vergleicht man die Bildungsabschlüsse bei den jüngeren Paaren, dann fallen einem im Wesentlichen die gleichen Tendenzen wie bei den älteren Paaren auf, nur sind die Differenzen wesentlich geringer ausgeprägt. Deutlich sichtbar ist auch das bessere Bildungsniveau der Männer als auch der Frauen. Ist bei den älteren Paaren der häufigste Abschluss der Hauptschulabschluss, so ist bei den jüngeren Paaren die Mittlere Reife dominierend. Es haben sich auch die Absolventen der Gymnasien verdoppelt, jedoch verfügen relativ weniger Männer (5%) über den FHS/HS Abschluss. Dabei gilt es zu beachten, dass wir bei den jüngeren Paaren auch Personen erfassen könnten, die sich vom Alter her noch im Ausbildungssystem befinden und sich z.B. noch im Studium befinden könnten, während wir bei den älteren Paaren davon ausgehen können, dass diese ihren endgültigen Abschluss erreicht haben.

So kann festgehalten werden, dass das Bildungsniveau der jungen Paare sich insgesamt verbessert hat, wobei die Frauen ihren Bildungsrückstand gut aufgeholt haben. So liegt zwar noch keine vollkommene Bildungsgleichverteilung vor, jedoch eine recht gute Annäherung.

Da sich das Bildungsniveau der Frauen dem der Männer angepasst hat, würden wir nach der angebotsstrukturellen These bei den jüngeren Paaren eine stärkere Homogamierate erwarten, während bei den älteren Paaren diese schwächer ausgeprägt sein sollte.

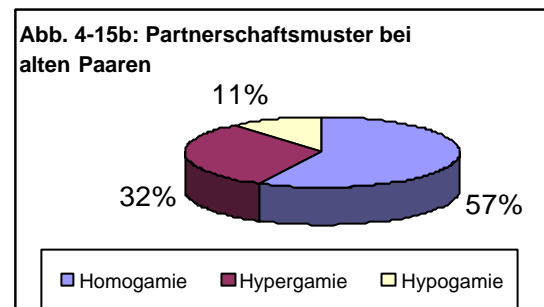
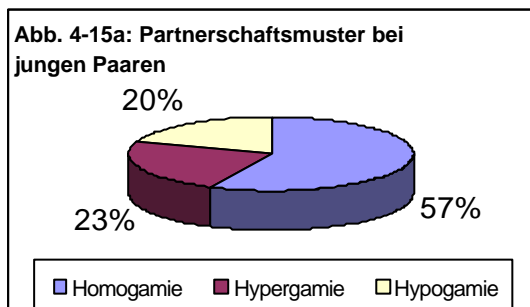
Zur Überprüfung dienen die nächsten Abbildungen, die das Partnerschaftsmuster bei jungen und älteren Paaren abbildet.

**Abb. 4-14a: Partnerschaftsmuster bei jungen Paaren**

	Häufigkeit	Prozente
Homogamie	248	57
Hypergamie	101	23
Hypogamie	87	20
Gesamt	436	100

**Abb. 4-14b: Partnerschaftsmuster bei älteren Paaren**

	Häufigkeit	Prozente
Homogamie	849	57
Hypergamie	467	32
Hypogamie	158	11
Gesamt	1474	100



Bei der Betrachtung der Abbildungen wird überraschender Weise deutlich, dass die Homogamierate in beiden Altersgruppen identisch ist. Nur teilen sich die heterogamen Partnerschaftsmuster in den beiden Segmenten anders auf. Bei den älteren Paaren ist die Hypergamierate fast dreimal so groß wie die Hypogamierate, während bei den jüngeren Paaren die Hyper- und Hypogamierate fast gleich stark ausgeprägt sind.

Anhand dieser Daten können schon Aussagen über die Angebotsstruktur getroffen werden. Die These, dass sich aufgrund der Bildungsangleichung die Homogamierate erhöht, da die Chancen einen gleichgebildeten Partner zu finden gestiegen sein müssten, hat sich bei unseren Daten nicht bewahrheitet. Scheinbar hat die Angebotsstrukturthese keinen Einfluss auf die Verteilung der Partnerschaftsmuster. Allerdings lässt sich die These bestätigen, dass bei den jüngeren Paaren die Hypergamierate gesunken ist. Scheinbar brauchen die Frauen aufgrund der Angleichung des Bildungsniveaus aus angebotsstrukturellen Gründen nicht mehr so oft nach oben zu heiraten.

Die unterschiedliche Heterogamieneigung bei den jüngeren und den älteren Paaren lassen sich auf die Angebotsstrukturen zurückführen. Da allerdings die gleichbleibende Homogamierate damit noch nicht erklärt werden kann, müssen wir darüber hinaus noch die nachfrageseitigen Präferenzen zwischen den jungen und alten Paaren untersuchen.

### 4.3.4 Loglineare Analyse

Einen Eindruck über die nachfrageorientierten Präferenzen können wir aus den Ergebnissen der Assoziationstabelle ableiten. Dabei drückt der Assoziationskoeffizient das Verhältnis zwischen beobachteter und bei Unabhängigkeit erwarteter Häufigkeit aus.

**Abb. 4-16a: Assoziationstabelle bei jungen Paaren (18-35 Jahre)**

		Bildung weiblich				
		HOB	HMB	MR	ABI	FHS/HS
Bildung männlich	HOB	8,00	,20	1,00	,00	,00
	HMB	,45	,83	,48	,38	,00
	MR	,07	,63	3,04	2,50	,54
	ABI	,33	,09	1,45	8,00	4,33
	FHS/HS	,00	,14	,93	2,17	3,00

**Abb. 4-16b: Assoziationsmuster bei alten Paaren (36-99 Jahre)**

		Bildung weiblich				
		HOB	HMB	MR	ABI	FHS/HS
Bildung männlich	HOB	7,00	,38	,13	,00	,00
	HMB	2,00	2,07	,40	,16	,12
	MR	,27	,49	1,49	,45	,53
	ABI	,50	,57	,76	2,63	1,10
	FHS/HS	,10	,38	1,08	2,00	3,92

Betrachten wir zuerst Abb. 4-16b. Erkennbar ist, dass eine besonders starke Hypergamie-neigung (blau markiert) in drei Zellen, die besonders stark ausgeprägte Hypogamie-neigung (grün markiert) jedoch in nur einer Zelle zum Ausdruck gebracht wird. Auffallend dabei ist, dass die weiblichen Personen mit Mittlerer Reife nicht einen Partner des nächsthöheren Abschlusses bevorzugen, sondern scheinbar die Partner mit FHS/HS Abschluss. Neben diesen beiden Tendenzen ist die Homogamierate in allen Zellen der Hauptdiagonalen recht ausgeprägt.

Betrachtet man dagegen die Partnerschaftsmuster der jüngeren Paare, so ergibt sich ein recht gegensätzliches Muster. Zum ersten Mal in unserer Analyse ist eine Zelle auf der Hauptdiagonalen nicht größer als eins, d.h. die beobachtete Häufigkeit ist kleiner als die Häufigkeit, die wir bei Unabhängigkeit erwarten würden. Scheinbar liegt zwischen den Hauptschülern mit Berufsausbildung keine große Homogamie-neigung vor. Dies überrascht umso mehr, wenn man die sehr hohe Homogamiequote bei den Paaren mit Hauptschulabschluss ohne Berufsausbildung betrachtet. Wenn die geringe Homogamie-neigung bei beiden Zellen des Hauptschulabschlusses auftreten würde, könnte man es vielleicht damit erklären, dass die Hauptschüler wesentlich eher im Beruf auf einen heterogenen Partnerpool treffen als beispielsweise die Abiturienten und sich daher die geringe Homogamie-neigung herausbildet. Dies würde dann unter der Voraussetzung, dass die Hauptschüler ohne Be-

rufsausbildung ebenfalls der Erwerbsarbeit nachgehen, jedoch für beide Zellen gleichermaßen zutreffen.

Vergleicht man die Homogamierate weiter, so fällt im Besonderen auf, dass die Homogamierate bei den Abiturienten der jungen Alterskohorte recht ausgeprägt ist. Demgegenüber ist die Homogamieneigung bei den jüngeren Paaren bei den Abschlüssen HMB und FHS/HS niedriger als bei den älteren Paaren. Insgesamt kann man allerdings nicht von einer stärkeren sondern eher von einer konstanten Homogamietendenz bei den jungen Paaren sprechen<sup>139</sup>.

Dies gilt auch für die Homogamiewerte der beiden Extremgruppen, also der Hauptschüler ohne Berufsausbildung und der Hochschulabsolventen. Während die Homogamieneigung der unteren Randgruppe in der jüngeren Generation leicht zunahm (von AK = 7 auf AK = 8), ging sie bei den Hochschulabsolventen etwas zurück (von AK = 3,92 auf AK = 3,00). Weder am oberen noch am unteren Ende sind also auffällige Öffnungs- oder Schließungstendenzen zu beobachten. Auch in der jüngeren Generation werden HauptschülerInnen ohne Berufsausbildung sozial ausgegrenzt und als potentielle Heiratspartner von den anderen Bildungsgruppen gemieden. Eine statusbezogene Abschottung der universitär Ausgebildeten findet dagegen auch in der jüngeren Generation nicht statt.

Als ebenfalls interessant erweist es sich, dass die weiblichen Personen mit Mittlerer Reife bei den Jüngeren vermehrt mit Partnern mit Hauptschulabschluss ohne berufliche Ausbildung liiert sind. Bestand bei den älteren Paaren noch in dieser Spalte eine deutliche Hypergamieneigung, so hat sich dies bei den jüngeren Paaren geändert. Die Frauen mit Mittlerer Reife heiraten jetzt sowohl auf- als auch abwärts. Dabei ist wiederum auffallend, dass dann die Partner mit Hauptschulabschluss ohne Berufsausbildung und nicht mit Berufsausbildung bevorzugt werden.

Vergleicht man insgesamt die blauen und grünen Felder, so kann man erkennen, dass die Hypogamieneigung dabei sogar etwas stärker ausgeprägt ist als die Hypergamieneigung.

In Rückschluss auf unsere theoretischen Modelle bedeutet dies, dass nach der bisherigen Analyse alle nachfrageorientierte Thesen einen Beitrag zur Erklärung des Partnerschaftsmusters leisten. Zeitlich gesehen scheint auf der einen Seite das veränderte Rollenverständnis der Frau in Bezug auf die Familie und zum anderen der Wertewandel dazu geführt zu haben, dass die Hypergamiequote sich zugunsten der Hypogamiequote reduziert hat. Scheinbar hat die Akzeptanz der Hypogamie dazu geführt, dass Frauen im gleichen Maße

---

<sup>139</sup> Dieses Ergebnis überrascht aus folgendem Grund: Deskriptiv hatten wir bei den jüngeren Paaren eine ebenso hohe Homogamiequote wie bei den älteren Paaren konstatiert. Aufgrund der homogeneren Randverteilungen (=Bildungsverteilungen) hätten wir jedoch unter den jungen Leuten rein unter statistischen Verteilungsgesichtspunkten eine höhere Homogamierate erwartet. Die Konstanz in der Homogamie wäre somit nur nachfrageseitig über eine verringerte Präferenz für homogame Ehen zu erklären. Die konstante Homogamieneigung steht damit im *Widerspruch* zu den statistischen Erwartungen. Leider war es uns nicht möglich, diesen Widerspruch zu klären.



wie Männer bereit sind nach unten zu heiraten. Darüber hinaus kann der normative Ansatz in Verbindung mit der Competition-These die gleichbleibende Homogamierate erklären. Durch die offensichtlich geringere gesellschaftliche Bedeutung der traditionellen Normen könnte sich eine etwas geringere Homogamierate gebildet haben. Auf der anderen Seite könnte sich allerdings aufgrund der steigenden Bedeutung der Teilheiratsmärkte und einer Zunahme des Wettbewerbs eine leichte Erhöhung der Homogamierate gebildet haben. Aufgrund der Vermischung der Effekte hat sich aus diesem Grund zeitlich gesehen eine relativ konstante Homogamierate entwickelt.

Um unsere bisherigen Ergebnisse (d.h. Veränderungen in der Bildungsverteilung + Veränderungen in den Präferenzen!) zu überprüfen, wollen wir mit Hilfe der loglinearen Modelle die Annahmen über die Strukturen in den Partnerschaften sukzessive enger fassen. Über die jeweilige Anpassungsgüte der Modelle lassen sich dann wiederum Aussagen über die Partnerschaftsformen machen. Dabei werden drei Variablen verwendet: Bildung weiblich (W), Bildung männlich (M) und die dichotome Variable Alterskohorte (A).

<b>Abb. 4-17: Modellformulierung</b>	
<i>Modell</i>	<i>Modellterme: <math>m_{ij}</math> =</i>
1 Gleichverteilung	$\mu$
2 Unabhängigkeit 1	$\mu + \mu_{W_i} + \mu_{M_j} + \mu_{A_{jl}}$
3 + gleiche Interaktion	$\mu + \mu_{W_i} + \mu_{M_j} + \mu_{A_i} + \mu_{WM_{ij}}$
4 Unabhängigkeit 2	$\mu + \mu_{W_i} + \mu_{M_j} + \mu_{A_i} + \mu_{WA_{il}} + \mu_{MA_{jl}}$
5 + gleiche Interaktion	$\mu + \mu_{W_i} + \mu_{M_j} + \mu_{A_i} + \mu_{WA_{il}} + \mu_{MA_{jl}} + \mu_{WM_{ij}}$
6 Saturiertes Modell	$\mu + \mu_{W_i} + \mu_{M_j} + \mu_{A_i} + \mu_{WA_{il}} + \mu_{MA_{jl}} + \mu_{WM_{ij}} + \mu_{WMA_{ijl}}$

Grundsätzlich entspricht diese Modellformulierung der Modellformulierung aus 4.2., so dass die Erklärung der Modelle recht kurz gefasst werden kann. Zu erwähnen bleibt noch, dass das Modell Unabhängigkeit 1 zwar die unterschiedliche Bildungsverteilung berücksichtigt, die Ausbildungsstände der Partner bei jungen Paaren sich aber nicht von den älteren Paaren unterscheidet. Die unterschiedlichen Ausbildungsstände der jüngeren und der älteren Paare wird durch das Modell Unabhängigkeit 2 berücksichtigt. Für beide Modelle wird schließlich noch berücksichtigt, dass die Partner in Bezug auf die Bildung nicht zufällig gewählt werden, sondern aufgrund von Präferenzen (+gleiche Interaktion) bestimmt werden, wobei die Präferenzen sich zwischen den beiden Altersgruppen nicht unterscheiden. Die Ergebnisse der Modellprüfung werden von SPSS berechnet und in der folgenden Abbildung dargestellt.

<b>Abb. 4-18: Ergebnisse der Modellüberprüfung</b>						
<i>Modell</i>	<i>LLQ</i>	<i>DF</i>	<i>R<sup>2</sup> (analog)</i>	<i>BIC</i>	<i>Dsig</i>	<i>sig</i>
Gleichverteilung	3907,08	49	0,00%	3536,89		0,0000
Unabhängigkeit 1	1415,81	40	63,76%	1113,61	0,000	0,0000
+ gleiche Interaktion	210,07	24	94,62%	28,76	0,000	0,0000
Unabhängigkeit 2	1163,32	32	70,23%	921,57	0,000	0,0000
+ gleiche Interaktion	23,21	16	99,41%	-97,33	0,000	0,1081
Saturiertes Modell	0,00	0	100,00%	0,00	0,108	1,0000

Die Ergebnisse der obigen Tabelle zeigen, dass durch die Berücksichtigung der Bildungsverteilung etwas mehr als 60% der Devianz des Unabhängigkeitsmodell erklärt werden kann. Berücksichtigt man die Bildungsunterschiede zwischen den jüngeren und den älteren Paaren, so können weitere 6% der Devianz erklärt werden. Dennoch haben die Präferenzen immer noch die ausschlaggebende Kraft. Durch die Einbeziehung der gleichen Interaktion können sowohl beim Unabhängigkeitsmodell 1 (U1) als auch beim Unabhängigkeitsmodell 2 (U2) weitere 30% erklärt werden. Die Bedeutung der unterschiedlichen Bildungsstände zwischen den beiden Gruppen wird dadurch verdeutlicht, dass das Modell Unabhängigkeit 1 + gleiche Interaktion (U1+) nicht als das beste gedeutet wird, sondern das Unabhängigkeitsmodell 2 + gleiche Interaktion (U2+). Das Modell U1+ erklärt zwar bereits fast 95% der Devianz, beim Modell U2+ kann jedoch 99% der Devianz erklärt werden und der BIC Wert weist den negativsten Wert auf. Somit liefert das Modell U2+ eine hinreichend gute Schätzung und kommt dabei gleichzeitig mit einer relativ sparsamen Hypothesenformulierung aus.

Der Signifikanztest beweist, dass das Modell U2+ bei einem Signifikanzniveau von 5% nicht mehr signifikant von der beobachteten Verteilung abweicht. Das bedeutet, dass unter der Annahme unterschiedlicher Bildungsverteilungen und gleicher Präferenzen zwischen den jungen und den älteren Paaren das Modell in ausreichendem Maße geeignet ist die Daten angemessen zu repräsentieren. Das bedeutet im Umkehrschluss, dass die Berücksichtigung unterschiedlicher Nachfragemechanismen (Präferenzen) zwischen beiden Partnerschaftsformen keinen statistisch bedeutsamen Erklärungsbeitrag mehr liefert, sich die Präferenzen also statistisch nicht voneinander unterscheiden lassen.

#### **4.3.4 Zwischenergebnis**

Ein Vergleich der bildungsspezifischen Partnerstrukturen jüngerer und älterer Paare erbrachte insbesondere *einen gravierenden Unterschied*: Heutige Partnerschaften sind *symmetrischer* als in der Vergangenheit, d.h. in der jetzigen Generation heiraten Männer bei-

nahe ebenso häufig „aufwärts“ wie Frauen. Für diese Entwicklung ist insbesondere die in der DDR in den fünfziger Jahren und im Westen in den sechziger Jahren einsetzende *Bildungsexpansion* verantwortlich, die den Frauen einen ebenbürtigen Ausbildungsstand verschaffte. Dadurch sank für die Frauen der strukturelle Zwang, nach „oben“ zu heiraten, weil die Männer im Durchschnitt besser gebildet waren als sie selbst. Umgekehrt sind für die heutigen Männer die Chancen gestiegen, eine besser gebildete Partnerin zu finden. Die loglineare Analyse zeigte, dass der bedeutendste Teil der Unterschiede in den Partnermustern tatsächlich auf diesen Angleichungsprozess der geschlechtsspezifischen Bildungsverteilung zurückzuführen ist.

*Keine signifikanten Unterschiede* ergaben sich nach dem loglinearen Modell dagegen bei den *nachfrageseitigen Präferenzen* der Partnerwahl. Dieses Ergebnis überrascht ein wenig, da wir – einhergehend mit der Bildungsexpansion – auch ein verändertes Rollenverständnis erwarten konnten. Gleichwohl ließen sich – trotz der global geringen Präferenzunterschiede – bei der spezifischen Analyse in Bezug auf die Hypergamie- und Hypogamieneigungen Angleichungstendenzen ausmachen. Hier machen sich offenbar – wenn auch weniger deutlich als erwartet – gesellschaftliche *Wertänderungsprozesse* bemerkbar, die sich in einer allgemein geringeren Prägekraft gesellschaftlicher Normen (auch bezüglich des Heiratsverhaltens) und einer gleichberechtigteren Stellung der Frau in der Ehe (insbesondere durch eine eigene Berufstätigkeit) ausdrücken<sup>140</sup>. Andererseits wird jedoch auch deutlich, dass die Hypergamieneigung der Frauen in der Vergangenheit offensichtlich überschätzt worden ist (sonst hätten sich die Präferenzen stärker ändern müssen). Das Rollenbild als Hausfrau und Mutter wurde den Frauen scheinbar weitgehend von außen herangebracht bzw. durch eine schlechtere Ausbildung auch aufgezwungen, ohne dass sie es selbst vollständig akzeptiert bzw. internalisiert hätten.

Während sich die heterogamen Heiratsmuster folglich in den Strukturen gravierend und in den individuellen Neigungen zumindest tendenziell verändert haben, signalisiert die Betrachtung der *Homogamie* sowohl beim Gesamtanteil als auch bei der individuellen Neigung eine relative Konstanz auf hohem Niveau. Die jüngere Generation zeichnet sich also weder durch soziale *Öffnungs-* noch soziale *Schließungstendenzen* aus. Erstere wären durch den Rückgang des Einflusses gesellschaftlicher Normen auf die Partnerwahl bzw. den Bedeutungsverlust der Ausbildungszertifikate in der gesellschaftlichen Wahrnehmung zu erklären. Letztere könnten sich insbesondere gemäß der Competition-These aus einem verstärkten Wettbewerb ergeben – verursacht durch die beiderseitige Berufstätigkeit der Partner und die zunehmende Bedeutung des Aussehens und der sozialen Anerkennung für

---

<sup>140</sup> Wie weit sich speziell die Berufstätigkeit der Frau auf ihr Heiratsverhalten auswirkt, ist Gegenstand des folgenden Kapitels (4.4).

die Partnerwahl. Möglicherweise überlagern sich beide Tendenzen, so dass sich ihre gegensätzlichen Einflüsse auf das Homogamiebestreben *nivellieren*.

Die relative Konstanz in der Homogamieeigung gilt auch für die Hauptschulabsolventen ohne Berufsausbildung und die Hochschulabsolventen. Die obere und untere *Randgruppe* der Bildungsskala erwies sich folglich ebenso weder als geschlossener noch als offener.

Insgesamt haben sich in der Gegenwart die bildungsspezifischen Heiratskreise der bundesdeutschen Gesellschaft weder geöffnet noch geschlossen. Die nachfrageseitigen Partnerpräferenzen der jungen Generation gleichen weitgehend denen der älteren Generation. Geändert hat sich jedoch das *geschlechtsspezifische Heiratsmuster*, das sich nun nicht mehr signifikant voneinander unterscheidet. Auch hierfür sind jedoch hauptsächlich veränderte Angebotsstrukturen – sprich Bildungsstrukturen - verantwortlich.

## **4.4 Sozialer Vergleich: Hausfrauenehe und Doppelverdiener**

### **4.4.1 Einführende Überlegungen**

In Kapitel 4.2, in dem wir die bildungsspezifischen Partnerschaftsmuster ostdeutscher und westdeutscher Paare gegenübergestellt haben, deuteten die beobachteten Unterschiede - wenn auch deutlich weniger als erwartet - auf ein unterschiedliches geschlechtsspezifisches *Rollenverständnis* insbesondere der Frauen hin, das im Westen durch Hausfrau- und Mutterdasein, im Osten dagegen durch die Selbstverständlichkeit weiblicher Berufstätigkeit geprägt war. Auch beim Vergleich junger und alter Paare in Kapitel 4.3 hatten wir die divergierenden Partnerwahlstrukturen zu einem kleinen Teil auf den gesellschaftlichen Wertewandel in Bezug auf die *eheliche Arbeitsteilung* zurückführen können. Beide Beobachtungen standen jedoch unter dem Vorbehalt, dass sich die bildungsspezifischen Partnerpräferenzen zwischen Jung und Alt sowie Ost und West insgesamt kaum voneinander unterscheiden. Zudem war das Rollenverständnis der Frauen jeweils nur einer von mehreren Unterscheidungsfaktoren.

In diesem Kapitel wollen wir daher abschließend einen sozialen Vergleich herstellen und explizit überprüfen, ob sich das Partnerwahlverhalten von Paaren mit traditioneller Arbeitsaufteilung zwischen Mann und Frau (*Hausfrauenehe*) und „liberaleren“ Paaren, in denen beide Partner erwerbstätig sind (*Doppelverdiener*), signifikant unterscheidet<sup>141</sup>.

---

<sup>141</sup> Zwar ergibt sich die Partnerschaftsform im Sinne einer Aufteilung der Berufstätigkeit erst *nach* der Partnerwahl, so dass sich argumentieren ließe, dass sie keinen Einfluss auf die Partnerwahl haben kann, sondern evtl. umgekehrt von der bildungsspezifischen Partnerwahl beeinflusst wird. Einerseits lässt sich dem aber entgegenhalten, dass beide Partner wahrscheinlich schon vor der Partnerschaft Prädispositionen darüber haben, ob sie eine Hausfrauenehe oder eine Doppelverdiener-Ehe führen wollen. Andererseits können generell auch zwei Gruppen miteinander verglichen werden, deren Unterschied erst nach dem zu untersuchenden Ereignis (hier: die Partnerwahl) offenbar wird, sofern sich die Unterscheidung nicht ausschließlich aus dem zu untersuchenden Ereignis ergibt (was hier nicht angenommen werden kann; wäre es

Die erstgenannte Partnerschaftsform entspricht der traditionellen (bürgerlichen) Ehe der Vor- und Nachkriegszeit. Dem Ehemann kam typischerweise die Rolle des Familienernähers zu, während der Ehefrau die Hausarbeit zugeteilt wurde. In Deutschland war das Leitbild dieser sogenannten Hausfrauenehe sogar im Bürgerlichen Gesetzbuch aus dem Jahr 1900 rechtlich fixiert.

„ Die Frau hatte nach der Eheschließung die Leitung des gemeinschaftlichen Hauswesens zu übernehmen, die wirtschaftliche Verantwortung trug jedoch der Mann. Er war Haushaltsvorstand.“<sup>142</sup>

Dieses strikte, sozial normierte Rollenverständnis erfuhr in Deutschland in den sechziger Jahren jedoch eine sukzessive Aufhebung. Partnerschaftliches Zusammenleben wurde liberaler und fand nicht mehr nur in der institutionalisierten Form der Ehe statt. Die Ausbildung der Frauen verbesserte sich, und Frauen forderten und erhielten mehr soziale Gleichberechtigung. Damit verlor auch die ausschließliche Orientierung von Frauen auf den internen Familienbereich seine normative Bedeutung<sup>143</sup>. In jüngerer Zeit wird es für Frauen zunehmend selbstverständlicher, ebenfalls einen Beruf auszuüben. Die Ausübung eines Berufes verspricht ihnen neben finanzieller Unabhängigkeit auch eine gesellschaftliche Anerkennung, die sie als „Nur-Hausfrau“ nicht erhalten haben. Haus- und Familienarbeit treten entweder ganz in den Hintergrund oder haben neben der Berufstätigkeit lediglich eine gleichwertige Bedeutung<sup>144</sup>.

In der heutigen Gesellschaft der Bundesrepublik lassen sich beide Partnerschaftsformen beobachten. Ihnen liegen zwei grundsätzlich verschiedenen Lebenseinstellungen - der Frauen, aber auch der Männer - zugrunde. Das legt die Vermutung nahe, dass sich auch die Bildungsmuster beider Partnerschaften voneinander unterscheiden. Theoretisch plausibel ließen sich etwa die folgenden *Hypothesen* aufstellen:

1. Zunächst ließe sich annehmen, dass berufstätige Frauen durchschnittlich eine etwas höhere Bildung aufweisen als Hausfrauen. Denn: Frauen mit höherer Bildung werden weniger leicht bereit sein, ihren Beruf aufzugeben. Sie finden in ihrem Beruf – durch eine interessante und/oder verantwortungsvolle Tätigkeit - eher Selbstbestätigung und –verwirklichung und würden bei Berufsauf-

---

so, käme man zu einem Zirkelschluss), sondern eine grundsätzliche Ungleichheit beider Gruppen ausdrückt (hiervon kann - da die Entscheidung der Frau zur Berufs- oder Hausfrauentätigkeit meist eine grundsätzliche Entscheidung ist - ausgegangen werden). Ein Vergleich von ehelichen und nicht-ehelichen Lebensgemeinschaften - wie ihn Frenzel (*Bildung und Partnerwahl*, S. 61ff.) durchgeführt hat - wäre ansonsten ebensowenig möglich gewesen.

<sup>142</sup> Schweitzer v. R., *Hausfrauen*, S. 478

<sup>143</sup> Der deutsche Gesetzgeber hat allerdings erst 1976 (!) mit dem Ersten Gesetz zur Reform des Ehe- und Familienrechts die rechtliche Festschreibung der geschlechtsspezifischen Arbeitsteilung in der Ehe aufgehoben, die Haushaltsführung in das gegenseitige Einvernehmen der Ehegatten gelegt und beiden Ehepartnern die Berechtigung zur Erwerbstätigkeit zugestanden, vgl. BMFSFJ, *Familienpolitik*, S. 95

<sup>144</sup> Vgl. zum sich wandelnden Rollenverständnis der Frauen: Brüderl L., *Beruf und Familie*, S. 11ff.

gabe auf ein relativ hohes Gehalt verzichten. Zudem haben Sie im Hinblick auf eine spätere Berufsausübung mehr Zeit und Geld in ihre Ausbildung investiert. Üben Sie dann keinen Beruf aus, hätte sich diese Investition für sie nicht ausgezahlt. Frauen mit niedrigerer Bildung haben es dagegen schwerer, einen attraktiven - oder überhaupt einen - Beruf zu finden. Unter ihnen dürfte daher eine größere Neigung zu finden sein, auf einen Beruf zu verzichten, und sich ausschließlich um Hausarbeit und Kinderpflege zu sorgen. Umgekehrt ist es natürlich auch vorstellbar, dass Frauen, die später berufstätig sein wollen, von vornherein eine bessere Ausbildung anstreben als Frauen, die sich zukünftig ausschließlich als Hausfrau und Mutter sehen. Allein aufgrund der unterschiedlichen Bildungsverteilung (*Angebotsstruktur*) in den „Marktsegmenten“ Hausfrauen und berufstätige Frauen müssten Hausfrauenehen daher stärker durch ein hypergames Muster (das einer „Aufwärts“heirat der Frau bzw. einer „Abwärts“heirat des Mannes entspricht) geprägt sein als Doppelverdiener-Ehen.

2. Über diesen angebotsstrukturellen Selektionsmechanismus hinaus könnten sich jedoch auch *nachfrageseitig* die *Präferenzen* zwischen beiden Partnerschaftsformen grundsätzlich unterscheiden. Hypothetisch vorstellbar wäre, dass sich die Partner einer Hausfrauenehe eher im Sinne des familienökonomischen Ansatzes verhalten, während austauschtheoretische Gesichtspunkte für die Partnerwahl in Doppelverdiener-Ehen bestimmend sind.

Nach der *familienökonomischen Theorie* bestehen Hauptziel und -nutzen einer Ehe in dem Aufziehen von Kindern. Dies gestalte sich aufgrund von Spezialisierungsvorteilen dann am effizientesten, wenn die Haus- und Erwerbsarbeit je genau einem Partner zugeteilt wird. Im Sinne komparativer Kostenvorteile seien dann diejenigen Ehen ökonomisch optimal, bei denen ein Partner ein geringes Einkommenspotential, der andere aber ein hohes Einkommenspotential aufweist. Dabei ergebe sich das Einkommenspotential primär aus dem Ausbildungsgrad (vgl. 2.1.2.1).

Es kann unterstellt werden, dass Partner einer Hausfrauenehe - gerade weil sie ja auf einen Doppelverdienst verzichten - das Aufziehen von Kindern als eine sehr wesentliche Aufgabe ansehen. Unterstellt man nun weiter, dass sie sich ökonomisch rational verhalten, müssten die Frauen (die auf Erwerbsarbeit verzichten) eine besondere Präferenz für besser gebildete Männer, und Männer (die sich eine Frau für den Haushalt wünschen) eine spezifische Präferenz für weniger gut ausgebildete Frauen haben. Dabei dürfte in der Realität die Tendenz der Frauen, einen höherqualifizierten Partner zu heiraten, gerade unter Versorgungsaspekten stärker ausgeprägt sein, als die Tendenz des Mannes, nach „unten“ zu heiraten. Gleichwohl hat auch er in diesem Fall den Vorteil, eher hoffen zu können, dass die Frau eine eigene Erwerbslosigkeit akzeptiert. Insgesamt müsste also eine ausgeprägte *Hypergamietendenz* zu beobachten sein.

Das Partnerwahlverhalten in Doppelverdiener-Ehen könnte demgegenüber gemäß *der Competition-These* der *Austauschtheorie* (vgl. 2.1.2.2) sehr viel wettbewerbsorientierter verlaufen. Bei beidseitiger Berufstätigkeit versuchen Männer wie Frauen einen ökonomisch möglichst attraktiven Partner zu finden, der durch sein Einkommenspotential auch den eigenen Lebensstandard erhöhen kann. Dies wird im Zweifelsfalle - aufgrund des Marktmechanismus von Angebot und Nachfrage - eine

Person mit gleicher Bildung sein. In der Konsequenz ergibt sich die Hypothese einer vorherrschenden *Homogamietendenz* in Ehen, in denen beide Partner berufstätig sind.

Daneben dürften sich Aufwärts- und Abwärtsheiraten der Frauen - eher als in Hausfrauenehen - die Waage halten, da berufstätige Frauen zugunsten einer gleichberechtigten Partnerschaft eher bereit sein dürften, einen weniger qualifizierten Mann zu heiraten, demgegenüber sie dann eine bessere Verhandlungsposition haben.

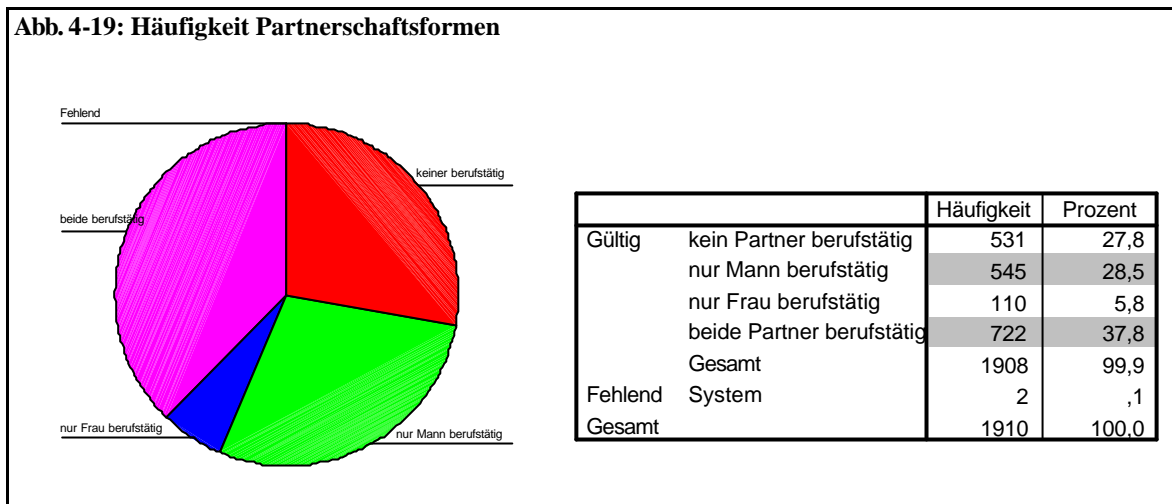
3. Spielen ökonomische Motive bei der Partnerwahl - entgegen der obigen 2. Hypothese - keine Rolle, dürfte sich das (nachfrageseitige) Partnerwahlverhalten beider Partnerschaftsformen nicht voneinander unterscheiden. Unter normativen und kulturellen Aspekten müssten sich die Partner beider Partnerschaften dann vorwiegend zu gleich oder ähnlich gebildeten Personen hingezogen fühlen - wobei diese Homogamietendenzen aufgrund der Angebotsstrukturen (s.o.) unter Doppelverdienern eher zu verwirklichen wären.

Im Folgenden wollen wir die Stichhaltigkeit dieser Hypothesen überprüfen und dazu zunächst ohne, dann mit loglinearen Modellen das bildungsspezifische Partnerwahlverhalten beider Gruppen untersuchen.

#### **4.4.2 Vergleich der Partnermuster**

Eine Untersuchung von Hausfrauenehen und Doppelverdienern macht zunächst eine *Definition* von *Berufstätigkeit* notwendig. Im Allbus 1998 wurde die Berufstätigkeit in vier Kategorien abgefragt. Als berufstätig haben wir danach diejenigen Personen eingestuft, die ganztags oder halbtags einer hauptberuflichen Erwerbstätigkeit nachgehen. Nicht berufstätig sind Personen, die nicht oder nur nebenher erwerbstätig sind.

Unsere Analyse beschränkt sich auf die Partnerschaften, in denen entweder beide Partner oder nur der männliche Partner berufstätig sind. Nicht betrachtet werden damit Partnerschaften, in denen nur die Frau berufstätig ist oder keiner der Ehepartner einer bezahlten Arbeit nachgeht. Inklusive zweier fehlender Angaben zur Berufstätigkeit beschränken sich damit die untersuchten Fälle auf 1267.



Das Häufigkeitsdiagramm veranschaulicht, dass wir damit knapp zwei Drittel der Fälle abgedeckt haben. In circa sechs Prozent der Partnerschaften ist nur die Frau berufstätig. Diese Form der Aufteilung der Arbeit ist damit noch recht selten. Grundsätzlich müssten hier jedoch unsere Hypothesen bezüglich der Hausfrauenehen analog gelten. D.h. als charakteristisches Muster sind „Aufwärts“heiraten der Männer und „Abwärts“heiraten der Frauen (Hypogamie) zu erwarten. Allerdings sind solche „Hausmännerehen“ gesellschaftlich bisher kaum akzeptiert<sup>145</sup>, so dass es sich in den meisten Fällen eher um eine erzwungene als freiwillige Arbeitslosigkeit des Mannes handeln dürfte. Zu knapp dreißig Prozent ist keiner der Partner berufstätig. Hierunter sind jedoch überwiegend Partnerschaften im Rentenalter zu fassen (in 78,3 Prozent ist der Befragte über 60 Jahre). Nur bei einem kleinen Anteil der Partnerschaften sind also beide Partner arbeitslos.

Auffällig ist die hohe Zahl doppelt berufstätiger Partnerschaften (722), die schon weit über der Zahl der Hausfrauenehen liegt (545). Hier spiegelt sich deutlich das veränderte Rollenverständnis der Frauen in Deutschland wider, die in der Partnerschaft auf eigenen Füßen stehen wollen und das Aufziehen von Kindern - sofern sie es überhaupt wollen - als gemeinschaftliche Aufgabe beider Partner ansehen.

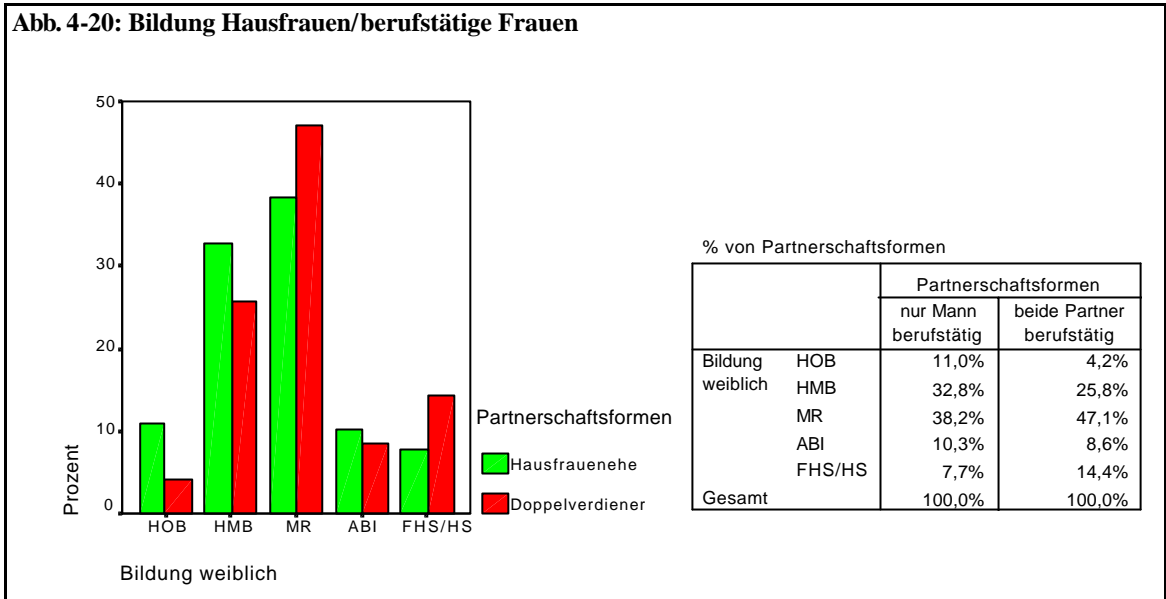
Vergleicht man die *Bildungsstände* von Hausfrauen und berufstätigen Frauen<sup>146</sup> (sofern auch der Mann berufstätig ist), bestätigt sich die Hypothese eines im Durchschnitt niedrigeren Bildungsniveaus von Hausfrauen.

So haben lediglich 44 Prozent der Hausfrauen, aber nur 30 Prozent der berufstätigen Frauen einen Hauptschulabschluss. Umgekehrt verfügen fast doppelt so viele berufstätige Frauen über einen Fachhochschul- oder Hochschulabschluss (14,4 Prozent) wie Hausfrauen (7,7 Prozent).

<sup>145</sup> Vgl. Schmidt M., *Karrierefrauen*, S.229ff.

<sup>146</sup> Vgl. Abbildung 4-20





Daraus könnte sich gemäß unserer Hypothese schon angebotsstrukturell bei Hausfrauenehen - im Vergleich zu Doppelverdienern - ein Übergewicht hypergamer Partnerschaften ergeben. Abbildung 4-21, die für Hausfrauenehen und Doppelverdiener darstellt zu welchen Anteilen Frauen mit einer bestimmten Ausbildung mit Männern einer bestimmten Ausbildung in Partnerschaft leben, scheint das zu bestätigen („Aufwärts“heiraten der Frauen sind grau hinterlegt).

**Abb. 4-21: Partnerwahl der Frauen (Spaltenprozent)**

**Hausfrauenehen**

% von Bildung weiblich

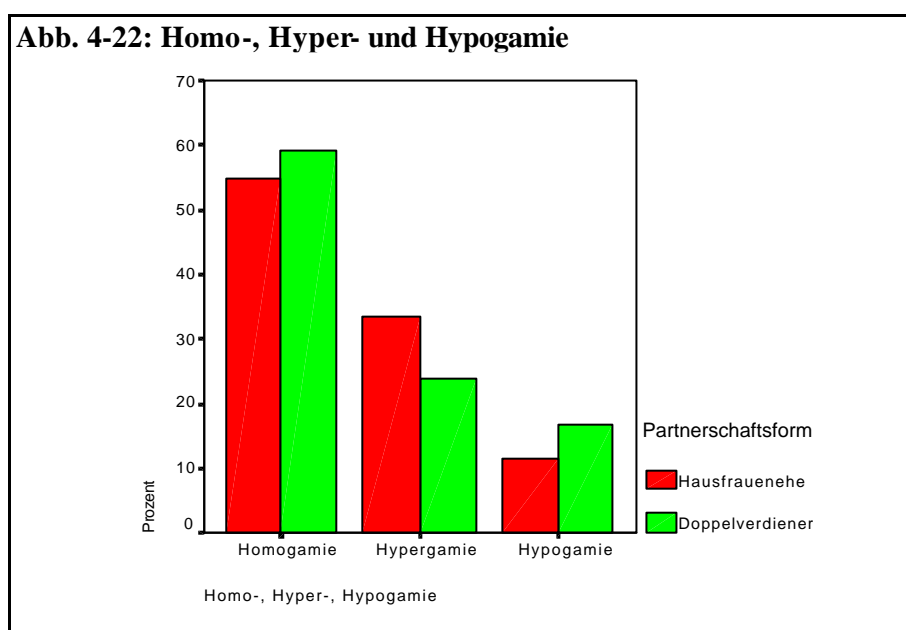
		Bildung weiblich				
		HOB	HMB	MR	ABI	FHS/HS
Bildung männlich	HOB	23,3%	,6%	1,4%		
	HMB	66,7%	66,5%	16,3%	5,4%	2,4%
	MR	6,7%	24,6%	56,7%	28,6%	9,5%
	ABI	1,7%	2,8%	9,1%	21,4%	2,4%
	FHS/HS	1,7%	5,6%	16,3%	44,6%	85,7%

**Doppelverdiener**

% von Bildung weiblich

		Bildung weiblich				
		HOB	HMB	MR	ABI	FHS/HS
Bildung männlich	HOB	26,7%	1,1%	,3%		
	HMB	56,7%	71,0%	15,3%	12,9%	1,9%
	MR	13,3%	18,3%	61,5%	30,6%	21,2%
	ABI	3,3%	4,8%	5,0%	24,2%	16,3%
	FHS/HS		4,8%	17,9%	32,3%	60,6%

So heiraten Frauen in Hausfrauenehen durchweg zu größeren Anteilen nach „oben“ als berufstätige Frauen in Doppelverdiener-Ehen: Zum Beispiel heiraten 25,4 Prozent der Hausfrauen mit Mittlerer Reife „aufwärts“, gegenüber 22,9 Prozent der berufstätigen Frauen, oder 44,6 Prozent der Hausfrauen mit Abitur, gegenüber 32,3 Prozent der berufstätigen Frauen. Ausgleichend heiraten die Frauen in Doppelverdiener-Ehen sowohl vermehrt homogam (Ausnahme: Hochschulabsolventinnen) also auch im Schnitt eher hypogam (Ausnahme: Frauen mit Mittlerer Reife). Dieser Sachverhalt lässt sich auch grafisch anhand der relativen Homogamie-, Hypergamie- und Hypogamieraten in den beiden Partnerschaftsformen verdeutlichen.



So liegt die Hypergamierate in Hausfrauenehen um 8,8 Prozent höher als bei Doppelverdienern, die Hypogamie- und Homogamierate dafür jedoch um 5,7 Prozent bzw. 5,5 Prozent niedriger. Deutlich wird jedoch daneben, dass sich Hypergamie und Hypogamie auch bei berufstätigen Paaren noch nicht ganz ausgeglichen haben.

Die Annahme, nach der in Hausfrauenehen mit mehr hypergamen Partnerschaften zu rechnen ist als in Ehen, in denen beide Partner arbeiten, hat sich damit jedoch klar bewährt. Sie dürfte wenigstens zum Teil auf die konstatierte unterschiedliche Bildungsverteilung zwischen Hausfrauen und berufstätigen Frauen zurückzuführen sein und damit unsere erste Hypothese bestätigen. Um jedoch eine Aussage über die spezifischen Präferenzen in beiden Partnerschaften - und damit zur zweiten Hypothese - machen zu können, müssen wieder die Randverteilungen kontrolliert werden.

Dazu betrachten wir die entsprechenden Assoziationstabellen nach Abbildung 4-23.

**Abb. 4-23: Assoziationstabellen im Vergleich**

Hausfrauenehe		Frauen				
		HSO	HSM	MR	ABI	FHS/HS
Männer	HSO	7,0	0,2	0,4	0,0	0,0
	HSM	1,8	1,8	0,5	0,1	0,1
	MR	0,2	0,7	1,7	0,8	0,3
	ABI	0,2	0,4	1,3	3,1	0,3
	FHS/HS	0,1	0,3	0,8	2,3	4,4

Doppelverdiener		Frauen				
		HSO	HSM	MR	ABI	FHS/HS
Männer	HSO	16,0	0,7	0,2	0,0	0,0
	HSM	1,9	2,4	0,5	0,4	0,1
	MR	0,3	0,5	1,5	0,8	0,5
	ABI	0,4	0,6	0,6	2,9	2,0
	FHS/HS	0,0	0,2	0,8	1,5	2,9

Die grau hinterlegten Assoziationskoeffizienten drücken die Tendenzen der Frauen zur „Aufwärts“heirat aus. Sie liegen in beiden Partnerschaften meist unter, nur selten über 1. In beiden Eheformen ist also die Neigung der Frauen zur „Aufwärts“heirat insgesamt so schwach ausgeprägt, dass die entsprechenden Paarbeziehungen weniger häufig vorkommen, als bei zufälliger Partnerwahl zu erwarten wäre. Hypergamie ist daher weder bei Doppelverdienern noch in Hausfrauenehen das dominierende Muster. Zudem scheint die Hypergamietendenz in Hausfrauenehen auch in Relation zu den Doppelverdienern kaum stärker ausgeprägt (lediglich bei den Frauen mit Mittlerer Reife, die einen Abiturienten heiraten und bei Abiturientinnen, die einen Hochschulabsolventen heiraten, ergibt sich eine klare Diskrepanz). Umgekehrt herrscht in beiden Partnerschaftsformen - wie es der allgemeinen Tendenz entspricht - deutlich eine Neigung zur Homogamie vor<sup>147</sup>.

Dieser Befund widerspricht somit unserer zweiten Hypothese, nach der in Hausfrauenehen eine deutliche Tendenz zur Hypergamie und nur bei Doppelverdienern eine besondere Neigung zur Homogamie vermutet wurde. Die Partner einer Hausfrauenehe zeigen folglich kein ökonomisch rationales Verhalten im Sinne der familienökonomischen Theorie, sondern verhalten sich ähnlich wie berufstätige Partner.

Dies scheint unsere *dritte Hypothese* zu bestätigen, nach der ökonomische Aspekte bei der Partnerwahl nur eine untergeordnete Rolle spielen (vgl. 3.5.2.4 mit einem ähnlichen Befund) und sich die Partnerwahlpräferenzen in Hausfrauenehen und bei Doppelverdienern nicht wesentlich unterscheiden. Die ausgeprägte Homogamieneigung in beiden Partnerschaftsformen ist damit eher kulturell gemäß der *Matching-These* (vgl. 2.1.2.2) zu begrün-

<sup>147</sup> Dabei sind die Homogamietendenzen in den Randgruppen (HSO bzw. FHS/HS)- entsprechend der allgemeinen Tendenz - besonders auffällig (vgl. 3.5.2).

den, wonach unabhängig vom sozialen Status insbesondere Partner mit gleichen bzw. ähnlichen Einstellungen und Lebensstilen bevorzugt werden.

Vor einer Überprüfung dieser Ergebnisse durch eine loglineare Modellierung soll noch eine spezifische Auffälligkeit der Assoziationstabelle erwähnt werden, nämlich die vergleichsweise wesentlich geringere Bereitschaft von studierten Hausfrauen, nach „unten“ zu heiraten (vergleiche die Assoziationskoeffizienten der letzten Spalte für Hausfrauenehen und Doppelverdiener). Offenbar sind Frauen, die studiert haben, nur dann bereit auf eine Berufstätigkeit zu verzichten, wenn sie ihren Status indirekt über eine gute berufliche Position ihres Mannes halten können. Umgekehrt scheint sich zumindest für hochqualifizierte berufstätige Frauen die These einer größeren Bereitschaft „abwärts“ zu heiraten, um in der Ehe eine partnerschaftliche Gleichberechtigung durchsetzen zu können, zu verifizieren.

### 4.4.3 Loglineare Analyse

Um unsere bisherigen Ergebnisse zu überprüfen, wollen wir wieder *loglineare Modelle* berechnen, in denen die Annahmen über die Struktur in den Partnerschaften sukzessive enger gefasst werden. Über die jeweilige Anpassungsgüte der Modelle lassen sich dann Aussagen über Ähnlichkeiten oder Unterschiede beider Partnerschaftsformen machen. Dabei werden drei Variablen als Faktoren berücksichtigt: Bildung männlich (M), Bildung weiblich (W) und die dichotome Variable Partnerschaftsform (Hausfrauenehe/Doppelverdiener) (P).

<b>Abb. 4-24: Modellformulierung</b>	
<i>Modell</i>	<i>Modellterme: <math>m_{ij} =</math></i>
1 Gleichverteilung	$\mu$
2 Unabhängigkeit 1	$\mu + \mu_{W_i} + \mu_{M_j} + \mu_{P_k}$
3 + gleiche Interaktion	$\mu + \mu_{W_i} + \mu_{M_j} + \mu_{P_k} + \mu_{WM_{ij}}$
4 Unabhängigkeit 2	$\mu + \mu_{W_i} + \mu_{M_j} + \mu_{P_k} + \mu_{WP_{ik}} + \mu_{MP_{jk}}$
5 + gleiche Interaktion	$\mu + \mu_{W_i} + \mu_{M_j} + \mu_{P_k} + \mu_{WP_{ik}} + \mu_{MP_{jk}} + \mu_{WM_{ij}}$
6 Saturiertes Modell	$\mu + \mu_{W_i} + \mu_{M_j} + \mu_{P_k} + \mu_{WP_{ik}} + \mu_{MP_{jk}} + \mu_{WM_{ij}} + \mu_{WMP_{ijk}}$

Die Modellformulierung ergibt sich analog zu Kapitel 4.2 und 4.3. Das Basismodell der Analyse wird wieder mit der Annahme der Gleichverteilung aller Paare auf alle Bildungskombinationen von beiden Partnerschaftsformen gebildet (*Gleichverteilung*). Modell *Unabhängigkeit 1* berücksichtigt (über die Integration der Haupteffekte  $\mu_M$ ,  $\mu_W$  und  $\mu_P$ ) die unterschiedliche Bildungsverteilung der Männer und Frauen, nimmt jedoch an, dass sich die Ausbildungsstände der Partner in Hausfrauenehen und Doppelverdiener-Ehen nicht un-

terscheiden. In Modell *Unabhängigkeit 2* wird dann ein unterschiedlicher Ausbildungsstand in beiden Partnerschaftsformen akzeptiert (Einbezug der Wechselwirkungseffekte zwischen Bildung männlich/Bildung weiblich und der Partnerschaftsform,  $\mathbf{m}_{WP}$ ,  $\mathbf{m}_{MP}$ ). Für beide Modelle berücksichtigen wir schließlich noch, dass die Partner in Bezug auf die Bildung nicht zufällig gewählt werden, sondern gemäß verschiedener Präferenzen - wie wir sie in Kapitel 3 erörtert haben (Homogamietendenz, soziale Affinität, Hypergamietendenz) -, welche die beobachteten Muster der Paarbeziehungen strukturieren (+ *gleiche Interaktion*). Wir unterstellen jedoch (entsprechend unseren bisherigen Ergebnissen), dass diese Präferenzen in Hausfrauenehen und Doppelverdiener-Ehen identisch sind. Modellmäßig beziehen wir jeweils zusätzlich den Wechselwirkungseffekt zwischen Bildung männlich und Bildung weiblich mit ein ( $\mathbf{m}_M$ ). Das *saturierte Modell* geht abschließend davon aus, dass sich auch die Partnerpräferenzen zwischen beiden Partnerschaftsformen unterscheiden (durch Berücksichtigung auch des Wechselwirkungseffektes 2. Ordnung,  $\mathbf{m}_{MP}$ ) und reproduziert damit exakt die jeweiligen Partnerschaftsmuster. Die Ergebnisse der Modellüberprüfung sind in der folgenden Abbildung dargestellt.

**Abb. 4-25: Ergebnisse der Modellüberprüfung**

<i>Modell</i>	<i>LLQ</i>	<i>DF</i>	<i>R<sup>2</sup> (analog)</i>	<i>BIC</i>	<i>Dsig</i>	<i>sig</i>
Gleichverteilung	2127,44	49	0,00%	1777,36		0,0000
Unabhängigkeit 1	836,94	40	60,66%	551,16	0,000	0,0000
+ gleiche Interaktion	71,95	24	96,62%	-99,52	0,000	0,0000
Unabhängigkeit 2	779,16	32	63,37%	550,54	0,000	0,0000
+ gleiche Interaktion	24,01	16	98,87%	-90,30	0,000	0,0893
Saturiertes Modell	0,00	0	100,00%	0,00	0,911	1,0000

Die Kennzahlen der Tabelle zeigen, dass sich die beobachtete Partnerschaftsmatrix schon allein durch die Berücksichtigung der geschlechtsspezifischen Bildungsverteilung und der bildungsspezifischen Nachfragemechanismen - ohne dass zwischen Hausfrauenehen und Doppelverdienern Unterschiede angenommen werden - gut reproduzieren lässt. Werden die unterschiedlichen Häufigkeiten der Ausbildungsstände beachtet (*Unabhängigkeit 1*) reduziert sich die Devianz des Gleichverteilungsmodells um über 60 Prozent. Berücksichtigt man darüber hinaus die verschiedenen Selektionsmechanismen (+ *gleiche Interaktion*), werden sogar knapp 97 Prozent der Devianz des Gleichverteilungsmodells erklärt. Der BIC-Wert beträgt -99,5 und ist damit der niedrigste aller Modelle. Die bildungsspezifischen Unterschiede beider Partnerschaftsformen sind also insgesamt so gering, dass ihre Berücksichtigung keine Informationsverbesserung im Sinne der BIC-Statistik mehr ein-

bringt. Trotzdem führt die Berücksichtigung der abweichenden Bildungsverteilung noch zu einer signifikanten Modellverbesserung: So steigt die erklärte Devianz im Modell *Unabhängigkeit 2* um drei Prozent von 60 auf 63 Prozent und bei Berücksichtigung gleicher Präferenzen von 96,6 Prozent auf 98,9 Prozent. Der Signifikanztest (7. Spalte) beweist, dass dieses Modell (*Unabhängigkeit 2 + gleiche Interaktion*) nicht mehr signifikant von der beobachteten Verteilung abweicht (bei  $\alpha = 0,05$ ). Das bedeutet im Umkehrschluss, dass die Berücksichtigung unterschiedlicher Nachfragemechanismen (Präferenzen) zwischen beiden Partnerschaftsformen keinen statistisch bedeutsamen Erklärungsbeitrag mehr liefert, sich die Präferenzen also statistisch nicht voneinander unterscheiden lassen.

#### 4.4.4 Zwischenergebnis

Unsere vergleichende Analyse hat gezeigt, dass sich das bildungsspezifische Partnerschaftsmuster der Hausfrauenehen zwar von dem der Doppelverdiener unterscheidet. Dies jedoch hauptsächlich aufgrund der *Angebotsstruktur*, nämlich einer tendenziell niedrigeren Bildung der Hausfrauen, die sich insbesondere auf die stärkere Bereitschaft niedrigqualifizierterer Frauen zurückführen lässt, ihren Beruf zugunsten der Hausfrauentätigkeit aufzugeben. Das führt dazu, dass Hausfrauen häufiger nach „oben“ heiraten als berufstätige Frauen, die umgekehrt häufiger homogam bzw. „abwärts“ heiraten als ihre traditionell orientierten Geschlechtsgenossinnen. Gleichwohl bleiben bildungshomogame Partnerschaften bei Doppelverdienern wie unter Hausfrauenehen die häufigste Erscheinungsform.

Die Tendenz der Hausfrauen zur Aufwärtsheirat spiegelt sich in ihren *individuellen Präferenzen* kaum noch wider. Lediglich bei Hausfrauen mit Mittlerer Reife, die einen Abiturienten heiraten und bei Hausfrauen mit Abitur, die einen Hochschulabsolventen heiraten, lässt sich eine deutlich stärkere Neigung zur Hypergamie feststellen als bei berufstätigen Frauen. Ansonsten überwiegt jedoch in beiden Partnerschaftsformen - wie in unserer gesamten bisherigen Analyse - die *Neigung zur Homogamie*. Dahinter steht offenbar ein bildungsspezifisches Partnerwahlverhalten, das nicht die ökonomischen Vorteile des Partners im Auge hat, sondern auf eine möglichst ähnliche kulturelle Prägung und Wertorientierung schaut, als deren entscheidender Träger und Gestalter die Bildung fungiert.

Besonders auffällig ist die Homogamieneigung studierter Hausfrauen, die offenbar nur dann bereit sind auf eine eigene Berufstätigkeit zu verzichten, wenn sie ihren Status indirekt über die Position ihres Mannes halten können.

Insgesamt unterscheiden sich die individuellen nachfrageorientierten Präferenzen der Partner einer Hausfrauenehe bzw. einer Doppelverdienerhe so geringfügig, dass die Berücksichtigung der Unterschiede nur noch 1 Prozent der Devianz des Unabhängigkeitsmodelles

erklären kann. Daraus folgt - was sich auch schon in den vorhergehenden Kapiteln abzeichnete -, dass die veränderte Rolle der Frau in der Gesellschaft weitaus weniger das bildungsspezifische Partnerwahlverhalten geändert hat, als theoretisch zu erwarten gewesen ist. Nur so ist es auch zu erklären, dass sich die Partnerpräferenzen weder zwischen jungen und alten Personen noch zwischen Ost- und Westdeutschen gravierend unterscheiden.

#### **4.5 Ergebnis**

Vergleicht man die Ergebnisse dieses Kapitels mit den Ergebnissen bisheriger Studien ergeben sich wieder weitgehend *Übereinstimmungen*.

So stellt auch Wirth in ihrer Studie über ostdeutsche Partnerschaftsmuster<sup>148</sup> mehr homogame und weniger hypergame Partnerschaften fest und kann dies ebenfalls überwiegend auf die staatlich geförderte Bildungsangleichung zurückführen (vgl. 2.2.3.1). Auch die individuellen Nachfragemechanismen weisen bei ihr die selben Unterschiede auf - mit einer im Osten geringeren Neigung zur Homogamie und Hypergamie, wobei sie die größere Neigung zur Heterogamie nicht nur auf die Eingliedrigkeit des Bildungssystems, sondern auch - besonders für die ältere Bevölkerung - auf eine Überlagerung der ursprünglichen Heiratsbeziehungen durch die Weiterqualifizierung großer Bevölkerungsteile (nach der Heirat) zurückführt. Zusätzlich bemerkt sie, dass die Homogamieneigung von Hauptschülern ohne Berufsausbildung - was in diesem Fall mit ihrer sozialen Ausgrenzung einhergeht - im Osten zwar lange Zeit unter der im Westen lag, in den jüngeren Jahrgängen jedoch deutlich darüber liegt. Sie führt dies insbesondere darauf zurück, dass die „Hauptschüler“ im Osten eigentlich Schulabbrecher ohne Schulabschluss und damit noch geringer qualifiziert als im Westen waren.

Auch beim *Generationenvergleich* ergibt sich ein ähnliches Bild: Symmetrischere Partnerstrukturen der jüngeren Generation, aber kaum geänderte Präferenzen. Einer leicht geringeren Neigung der Frauen, nach „oben“ zu heiraten, stehen beinahe identisch hohe Homogamieneigungen gegenüber. Auch Wirth konstatiert also weder gesellschaftliche Öffnungs- noch Schließungstendenzen<sup>149</sup>.

Zum Vergleich der *Partnerschaftsformen*, bei dem wir zu dem etwas überraschenden Ergebnis kamen auch hier auf sehr ähnliche Partnerneigungen zu treffen, gab es bisher keine Forschungsergebnisse.

---

<sup>148</sup> Vgl. Wirth H., *Bildung, Klassenlage und Partnerwahl*, S. 165ff.

<sup>149</sup> Wie unter 2.2.2.2 erwähnt, kommt Teckenberg (*Wer heiratet wen?*, S.139ff.) allerdings abweichend zu Wirth und unserer Studie zu leicht zunehmenden Schließungstendenzen am oberen unteren Ende der Bildungsleiter, während Ziegler (*Bildungsexpansion und Partnerwahl*, S. 85ff.) von einer leichten Entstrukturierung spricht.

Auch in *Kapitel 3* hatten unsere Ergebnisse weitgehend mit den Ergebnissen bisheriger Studien übereingestimmt. Soweit wir trotzdem Unterschiede feststellten, ließen sich dafür der Datensatz bzw. die Art der Datenerhebung, der Einbezug Ostdeutschlands und der Zeitpunkt der Erhebung verantwortlich machen. Unsere jetzigen Ergebnisse zeigen jedoch, dass keiner der beiden letztgenannten Aspekte die größten Diskrepanzen - die allgemein höhere Homogamieneigung in unserer Studie bei gleichzeitig niedrigeren Homogamiewerten für die Gruppe der Hochschulabsolventen - zu erklären vermögen. So hat die allgemeine Homogamieneigung weder in der Entwicklungstendenz zugenommen noch liegt sie im Osten höher (im Gegenteil, sie liegt dort sogar etwas niedriger). Bei den Homogamiewerten der obersten Bildungsgruppe ergaben sich zwar sowohl in der jungen Generation als auch im Osten niedrigere Werte, jedoch waren die Unterschiede nicht so gravierend, um von deutlichen Öffnungstendenzen sprechen zu können. Erklärbar werden die Diskrepanzen damit nur durch Unterschiede im Datensatz, der Methodik oder auch der Bildungsklassifikation<sup>150</sup>.

Vergleichen wir schließlich die Ergebnisse dieses Kapitels *untereinander*, fallen insbesondere *drei Aspekte* ins Auge:

- Zum einen hat die *veränderte Rolle der Frau* in der Gesellschaft - d.h. insbesondere ihre Gleichberechtigung im beruflichen und familiären Umfeld - entgegen aller theoretischen Erwartungen kaum Einfluss auf das individuelle Partnerwahlverhalten. Zu erwarten gewesen wäre eine deutliche Verringerung hypergamer Heiratsneigungen. Tatsächlich liegen diese Neigungen überall dort, wo die Frau sich in einer neuen Rolle präsentiert - ob in der jüngeren Generation, im Osten oder als Nicht-Hausfrau, nur leicht unter denjenigen der übrigen Paare. Da andererseits die Neigungen zur geschlechtsspezifischen „Auf-“, und „Abwärts“heirat in der jüngeren Generation, im Osten oder in Doppelverdiener-Ehen sehr symmetrisch ausgebildet sind, und teilweise sogar die Neigung des Mannes zur „Aufwärts“heirat überwiegt, scheint es, als hätten sich die Präferenzen der Frauen aus dem Grund nur noch geringfügig ändern können, weil sie nie ausgeprägte traditionell rollenspezifische Präferenzen besaßen. Sprich, die signifikante Tendenz zur Hypergamie in der Vergangenheit war strukturell bedingt, aber nicht Ausdruck eines persönlichen Wunsches der Frauen. Innerlich hatten sie ihre Rolle als Nur-Hausfrau nicht akzeptiert. Der Kampf für geschlechtliche Gleichberechtigung war daher die logische Folge.

---

<sup>150</sup> Die Bildungsklassifikation könnte zwar grundsätzlich sehr gut unsere allgemein höhere Homogamieneigung erklären, wenn in anderen Studien die Bildungsklassifikation differenzierter vorgenommen wurde. Dies war jedoch nur in der genannten Studie von Teckenberg, nicht jedoch in derjenigen von Wirth (vgl. 3.6) der Fall.



- Was sich im vorgenannten Punkt schon andeutete - auch dies zeigt die Analyse - lässt sich auch allgemein bestätigen: Nämlich die offensichtliche *Beharrungstendenz bildungsbezogener Partnerpräferenzen*. Diese sind dominiert von der Suche nach einem möglichst gleich gebildeten Partner, wobei das entscheidende Moment dafür die kulturelle Ähnlichkeit zu sein scheint. Insgesamt - das hat insbesondere die loglineare Analyse gezeigt - unterscheiden sich die subjektiven Nachfragemechanismen stets nur geringfügig - ob im zeitlichen oder räumlichen Vergleich oder in Abhängigkeit von der Partnerschaftsform. Wesentlich bedeutsamer waren jeweils die Unterschiede in den Angebotsstrukturen (= Bildungsverteilungen), die stets zum überwiegenden Teil die beobachteten Unterschiede erklären konnten. Offensichtlich - und dies mag zur „banalen“ Quintessenz unserer Studie werden - wird auch das bildungsspezifische Partnerwahlverhalten hauptsächlich - unabhängig von politischen oder gesellschaftlichen Verhältnissen, unabhängig auch von geschlechtsspezifischen Rollenverteilungen - von einer grundlegenden Maxime geleitet, welche die Volkweisheit schon lange kennt, nämlich: *„Gleich und gleich gesellt sich gern.“*
- Trotz der generell großen Ähnlichkeit der Präferenzen bleibt jedoch festzuhalten, dass sich die *Präferenzen zwischen Ost- und Westdeutschland* – im Gegensatz zu den übrigen Vergleichsgruppen - statistisch signifikant (bei  $\alpha = 0,05$ ) voneinander unterscheiden haben. Damit wird deutlich, welchen Einfluss politische Systeme über die Propagierung bestimmter gesellschaftlicher Werte auch auf so private Entscheidungen wie das Heiratsverhalten nehmen können.

Im *letzten Kapitel* bleibt nun noch eine Frage zu klären: welche Faktoren die oben aufgestellte Maxime, einen möglichst gleichen Partner zu heiraten, beeinflussen können – in dem Sinne, dass eine Person ihr folgt oder doch einen besser oder schlechter gebildeten Partner heiratet.

## 5. Gruppenspezifische Betrachtung des Heiratsverhaltens: Aufwärtsheirat, Abwärtsheirat oder Homogamie

### 5.1 Vorbemerkungen

In den vorangegangenen Kapiteln haben wir eingehend das bildungsspezifische Partnerschaftsmuster deutscher Paare untersucht und dabei verschiedene Tendenzen und Strukturen herausgearbeitet. Noch nicht erörtert haben wir allerdings die Frage, wie das Heiratsverhalten des *Einzelnen* zu erklären ist. D.h. welche Voraussetzungen gibt es, damit eine Person in der Bildung eher ‚aufwärts‘, ‚abwärts‘ oder *homogam* heiratet? Lassen sich bestimmte Merkmale finden, die sich als Indikatoren für das *bildungsbezogene Heiratsverhalten* einer Person eignen? Wie wirkt sich zum Beispiel die Bildungsdifferenz zum Vater aus, wie die subjektive Schichteinstufung oder die Nationalität?

Wir wollen dazu im folgenden die *Gruppen* der Aufwärtsheiratenden, Abwärtsheiratenden und Homogamheiratenden miteinander vergleichen und sie anhand verschiedener Merkmale zu unterscheiden versuchen. Dienen soll uns dafür die *Diskriminanzanalyse*, mit der wir untersuchen, welche Merkmale die drei Gruppen auf welche Weise voneinander trennen können. So können wir ermitteln, wie sich bestimmte Merkmalsausprägungen auf das Heiratsverhalten auswirken, wie die „typische“ Person einer Heiratsgruppe aussieht und ob sich anhand der gefundenen Merkmale das Heiratsverhalten einer Person prognostizieren lässt. Zum statistischen Verständnis soll der Analyse jedoch zunächst eine theoretische Erläuterung des diskriminanzanalytischen Ansatzes vorangestellt werden.

### 5.2 Statistisches Konzept der Diskriminanzanalyse

#### 5.2.1 Grundlegende Problemstellung

Die Diskriminanzanalyse ist ein multivariates Verfahren zur Analyse von *Gruppenunterschieden*. Sie ermöglicht es, die Unterschiedlichkeiten von zwei oder mehreren Gruppen hinsichtlich einer Mehrzahl von Variablen zu untersuchen. Mit ihr können insbesondere *zwei Fragen* beantwortet werden:

- Unterscheiden sich die Gruppen hinsichtlich bestimmter Variablen voneinander oder nicht?
- Wie gut sind bestimmte Variablen zur Unterscheidung zwischen den Gruppen geeignet?

Insbesondere die zweite Fragestellung ist von hoher theoretischer und praktischer Relevanz. Eignen sich bestimmte Variablen besonders gut, um zwei oder mehrere Gruppen

voneinander zu unterscheiden, handelt es sich offenbar um Merkmale, die für eine oder mehrere Gruppen charakteristisch sind. Stellen die untersuchten Gruppen zum Beispiel Wähler verschiedener Parteien dar, lässt sich diskriminanzanalytisch untersuchen, welche soziodemografischen Merkmale (Alter, Geschlecht, Konfession, Bildungsgrad, Einkommen etc.) die Wähler besonders gut trennen können, also typisch für diese oder jene Parteipräferenz sind.

Formal lässt sich die Diskriminanzanalyse als ein Verfahren beschreiben, mit dem die Abhängigkeit einer *nominal* skalierten Variablen (der *Gruppierungsvariable*  $A_i$  ( $i = 1 \dots g$ )) von *metrisch* skalierten Variablen (den *Merkmalsvariablen*  $x_j$  ( $j = 1 \dots k$ )) untersucht wird. Vereinfacht kann deshalb die Diskriminanzanalyse auch als (multiple) Regressionsanalyse für nominalskalierte abhängige Variablen bezeichnet werden.

Die Vorgehensweise des Verfahrens besteht darin, eine oder mehrere Linearkombinationen  $Y_j$  der Merkmalsvariablen  $x_1 \dots x_k$ , die sogenannten *Diskriminanzfunktionen*, so zu bilden, dass eine maximale Trennung der Fälle  $P_i$  ( $i = 1 \dots n$ ) in  $A_1 \dots A_g$  Gruppen erreicht wird. Wie eine solche Diskriminanzfunktion sich allgemein formulieren und deren Koeffizienten sich konkret schätzen lassen, soll Gegenstand des nächstfolgenden Kapitels sein.

Hat man die Diskriminanzfunktion(en) gebildet, ist man einmal daran interessiert, wie gut sie die Gruppen zu trennen vermag. Zum anderen möchte man wissen, auf welchen Merkmalsvariablen dieses *Trennvermögen* insbesondere beruht. Dazu muss man die Bedeutung der Variablen in den Diskriminanzfunktionen kennen. Die entsprechenden Verfahren und Indikatoren werden im dritten und vierten Abschnitt behandelt. Den Abschluss bilden diskriminanzanalytische *Klassifikationsverfahren*, mit deren Hilfe sich die untersuchten ebenso wie neue Fälle anhand der Diskriminanzfunktion(en) einer der Gruppen zuordnen lassen. Die Klassifizierung stellt damit nicht nur eine weitere Möglichkeit zur Überprüfung der Modellgüte dar - indem die theoretisch ermittelte Gruppenzugehörigkeit der Fälle mit der tatsächlichen verglichen wird - sondern auch ein Prognoseinstrument, um neue Fälle anhand der Merkmalsvariablen einer der Gruppen zuordnen zu können.

Die praktische Relevanz dieser Eigenschaft der Diskriminanzanalyse wird auch in dem *Anwendungsbeispiel* deutlich, das uns für die folgenden theoretischen Erläuterungen Anknüpfungspunkt sein soll<sup>151</sup>: Die Forscher van Vliet und Gupta untersuchten 48 Säuglinge, bei denen eine bestimmte Kinderkrankheit (Respiratory distress syndrom, kurz RDS) diagnostiziert worden war, die in circa der Hälfte der Fälle zum Tode führt. Ihnen ging es darum, äußerlich messbare Merkmale zu finden, anhand derer sich der Ausgang der Krankheit (tödlich/nicht-tödlich) prognostizieren lässt. Dazu teilten sie die Säuglinge in die Gruppe

---

<sup>151</sup> Das Beispiel wurde entnommen aus: Norusis M.J., *Advanced Statistics User's Guide*, S. 2

der Gestorbenen und die Gruppe der Überlebenden auf und ordneten ihnen zudem acht medizinisch relevante Eigenschaften zu. Zu diesen Merkmalen zählte das Geschlecht, das Alter in Wochen, das Gewicht, der PH-Wert des Blutes, der Typ eines säurehemmenden Mittels (dichotom), die Zeit bis zum ersten Atemzug nach der Geburt, ein Reaktionszeitwert und die Anwendung bzw. Nichtanwendung einer Atemtherapie (dichotom). Um zu prüfen, ob sich die Gruppe der überlebenden Säuglinge in diesen Merkmalen signifikant von der Gruppe der gestorbenen Säuglinge unterscheidet (und in welchen Merkmalen sie sich evtl. besonders unterscheiden), so dass sich die Kinder schon im Voraus mit hoher Wahrscheinlichkeit richtig einer der Gruppen zuordnen lassen, führten sie anschließend eine Diskriminanzanalyse durch. Ziel war es, durch frühzeitiges Erkennen der hoch risikobelasteten Säuglinge, diesen rechtzeitig eine möglichst intensive medizinische Behandlung zukommen zu lassen.

Analog zum Anwendungsbeispiel soll auch in den Ausführungen des folgenden Abschnitts - der besseren Verständlichkeit wegen - zunächst nur die Analyse zweier Gruppen (mit einer Diskriminanzfunktion) betrachtet werden. Die erörterten Prinzipien entsprechen aber denen einer multiplen Diskriminanzanalyse (mit mehr als zwei Gruppen). Die Spezifika des Mehr-Gruppen-Falls sollen im Anschluss kurz hervorgehoben werden<sup>152</sup>.

## 5.2.2 Formulierung und Schätzung der Diskriminanzfunktion

Die Aufteilung der Fälle auf die Gruppen in der Diskriminanzanalyse erfolgt entsprechend dem Wert, den die Fälle in der Diskriminanzfunktion (Trennfunktion) zugewiesen bekommen. Die Diskriminanzfunktion hat allgemein die folgende Form:

$$(Gleichung 5.1) Y_i = b_0 + b_1x_1 + b_2x_2 + \dots + b_jx_j$$

mit  $Y_i$  = Diskriminanzvariable

$x_j$  = Merkmalsvariable

$b_j$  = Diskriminanzkoeffizient für Merkmalsvariable  $k$

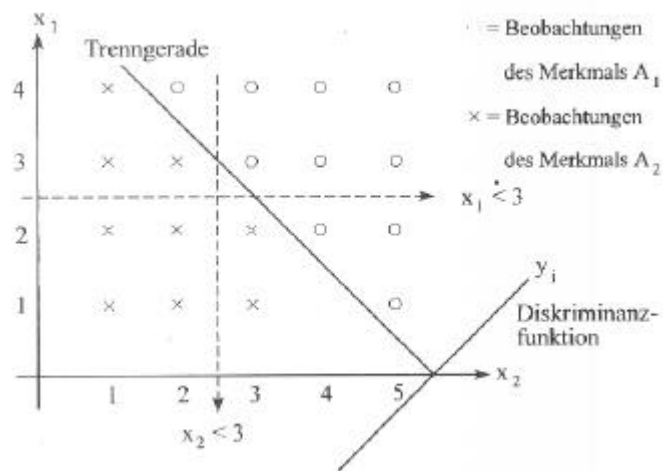
$b_0$  = konstantes Glied

Die Diskriminanzfunktion ergibt sich also als *Linearkombination* der unabhängigen Merkmalsvariablen. In ihr wird die Information - und damit auch die Trennungsfähigkeit - der einzelnen Variablen zu einem Index  $Y_i$  zusammengefasst, aufgrund dessen sich dann die Gruppenzugehörigkeit ergibt. Eine Linearkombination mehrerer Variablen wird gemeinhin immer eine bessere Trennung der Gruppen - und damit einhergehend eine exakte-

<sup>152</sup> Die Ausführungen zur Diskriminanzanalyse stützen sich im wesentlichen auf folgende Literaturquellen: Litz H.P., *Multivariate Statistische Methoden*, S. 351ff.; Backhaus K. et al., *Multivariate Analysemethoden*, S. 146ff.; Norusis M.J., *Advanced Statistics User's Guide*, S. 1ff.; Brosius F., *Professionelle Statistik*, S. 591ff.; Fahrmeir/Hamerle, *Multivariate Statistische Verfahren*, S. 301ff.; Bortz J., *Statistik für Sozialwissenschaftler*, S. 584ff.

re Zuordnung der Fälle auf die Gruppen - ermöglichen als nur die Berücksichtigung einer einzigen Variablen. So wird sich in unserem Beispiel die Zuordnung eines Säuglings erleichtern, wenn dazu nicht nur sein Gewicht, sondern auch sein Atmungsverhalten berücksichtigt wird, sofern beide Variablen Einfluss auf die Überlebenschance des Babys haben. Verdeutlicht wird dieser Sachverhalt auch durch die folgende fiktive Abbildung, bei der die gestrichelten Linien die Trenngeraden anhand einzelner Merkmalsvariablen und die durchgezogene Linie die Trenngerade der Diskriminanzfunktion darstellen.

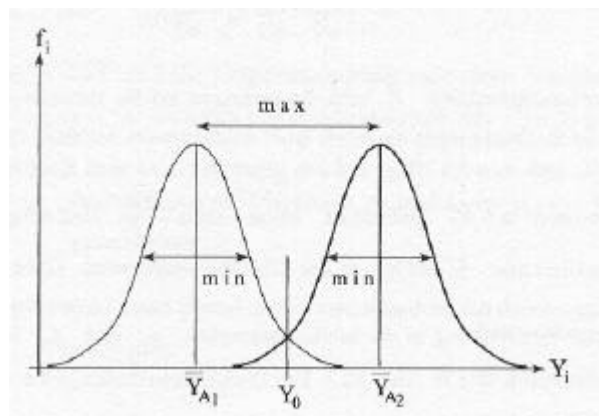
**Abb. 5-1: Trenngerade der Diskriminanzfunktion**



Quelle: Litz H.P., *Multivariate Statistische Methoden*, S. 354

Ausgehend vom Grundaufbau der Diskriminanzfunktion müssen nun in einem zweiten Schritt die Gewichtungskoeffizienten  $b_j$  in der Diskriminanzfunktion so geschätzt werden, dass die Gruppen optimal getrennt werden. Dies entspricht in Abb. 5-2 einem möglichst geringem Überschneidungsbereich beider Gruppen.

**Abb. 5-2: Streuung der Gruppen auf der Diskriminanzfunktion**



Quelle: Litz H.P., *Multivariate Statistische Methoden*, S. 356

Die Abbildung macht deutlich, dass der Überschneidungsbereich unter Berücksichtigung zweier Gesichtspunkte minimiert werden kann: Zum einen sollten die mittleren Diskriminanzwerte (=Centroide)  $\bar{Y}_{Al}$  der (zunächst nur betrachteten zwei) Gruppen möglichst weit auseinander liegen, d.h. die Varianz *zwischen* den Gruppen ist zu *maximieren*. Zum anderen sollte die Breite der Streuung *innerhalb* der Gruppen möglichst gering sein, die Varianz *innerhalb* der Gruppen gilt es also zu *minimieren*<sup>153</sup>. Mit  $SAQ_{zwischen} = \text{Streuung zwischen den Gruppen}$  und  $SAQ_{innerhalb} = \text{Streuung in den Gruppen}$  gilt daher folgendes zu maximierendes Diskriminanzkriterium  $\lambda_A$ .

$$(Gleichung 5.2) \quad \mathbf{I}_A = \frac{SAQ_{zwischen}}{SAQ_{innerhalb}} = \frac{\sum_{l=1}^g n_l (\bar{Y}_{Al} - \bar{Y}_A)^2}{\sum_{l=1}^g \sum_{i=1}^{n_l} (Y_{Ali} - \bar{Y}_{Al})^2}$$

Da die Streuung zwischen den Gruppen auch als durch die Diskriminanzfunktion erklärte Streuung aufgefasst werden kann, der eine nicht erklärte Streuung innerhalb der Gruppen gegenübersteht, lässt sich  $\lambda_A$  allgemein auch folgendermaßen ausdrücken.

$$(Gleichung 5.3) \quad \mathbf{I}_A = \frac{\text{erklärte Streuung}}{\text{nicht-erklärte Streuung}}$$

Die Schätzung der Diskriminanzfunktion beinhaltet damit das folgende *Optimierungsproblem*,

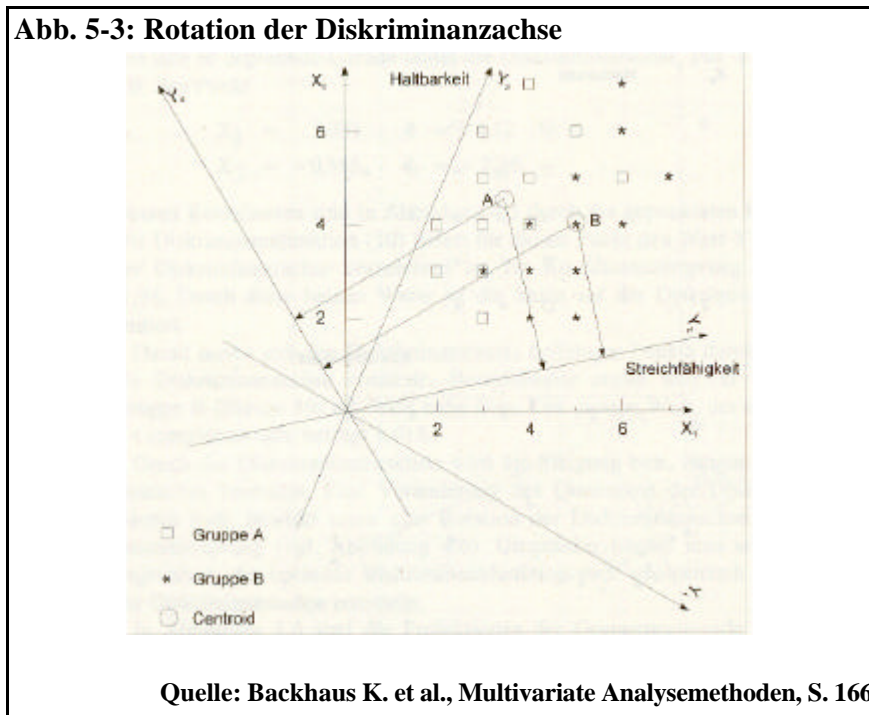
$$(Gleichung 5.4) \quad \max \{ \mathbf{I}_A \}$$

$$b_1 \dots b_k$$

bei dem zunächst die Diskriminanzfunktion in  $\lambda_A$  eingesetzt und anschließend partiell nach  $b_k$  differenziert wird. Schließlich werden die Diskriminanzkoeffizienten mittels Multiplikation mit einem konstanten Faktor so normiert, dass die Innergruppenvarianz aller Diskriminanzwerte Eins ergibt, und der Wert von  $b_0$  so gewählt, dass der Gesamtmittelwert der Diskriminanzwerte Null wird. Damit sind die Koeffizienten eindeutig bestimmt und definieren die optimale Diskriminanzfunktion - sofern die *statistischen Voraussetzungen* multivariat normalverteilter Variablen in der Population und über die Gruppen hinweg homogener Varianz-Kovarianz-Matrizen für die einzelnen Variablen erfüllt sind.

<sup>153</sup> Dabei wird die Varianz zwischen den Gruppen durch die quadrierten Abweichungen der Gruppencentroide  $\bar{Y}_{Al}$  vom Gesamtmittel  $\bar{Y}_A$  und die Varianz innerhalb der Gruppen durch die quadrierten Abweichungen der Gruppenelemente  $\bar{Y}_{Ali}$  vom jeweiligen Gruppencentroid gemessen; vgl.: Backhaus K. et al., *Multivariate Analysemethoden*, S. 155f.

Für den einfachen Fall zweier Gruppen mit zwei Merkmalsvariablen lässt sich die Diskriminanzfunktion auch *grafisch* als Diskriminanzachse in einem Koordinatenraum vorstellen, die durch den Nullpunkt des Koordinatensystems verläuft und deren Steigung durch das Verhältnis der Diskriminanzkoeffizienten bestimmt wird. Eine Veränderung des Quotienten der Diskriminanzkoeffizienten  $b_2/b_1$  bewirkt somit eine Rotation der Diskriminanzachse um den Koordinatenursprung. Abbildung 5-3 zeigt, wie sich je nach Rotationslage der Diskriminanzachse  $Y_i$  die gruppierten Daten (hier nach den Käufern zweier Margarinemarken) mehr oder weniger gut voneinander trennen lassen.



So liegen zum Beispiel die Gruppencentroide auf der Diskriminanzachse  $Y_4$  dichter zusammen als auf der Diskriminanzachse  $Y_2$ . Nach  $Y_3$  ließen sich die Centroide gar nicht voneinander trennen, wohingegen  $Y_1$  annähernd parallel zur Verbindungslinie der Gruppenmittelpunkte liegt und daher (unter Vernachlässigung der Streuung innerhalb der Gruppen) die optimale Diskriminanzachse bildet. Durch Rotation der Diskriminanzachse ließe sich die Diskriminanzfunktion also - zumindest näherungsweise - auch grafisch ermitteln.

Dies ist jedoch im Fall mit mehr als zwei Gruppen (*multiple Diskriminanzanalyse*) nicht mehr möglich. In diesem Fall können die Gruppen nämlich durch mehr als eine Diskriminanzfunktion voneinander getrennt werden. Die zweite Diskriminanzfunktion erfasst dann eine Merkmalsvarianz, die durch die erste Diskriminanzfunktion noch nicht aufgeklärt

wurde. Sie ergibt sich als Linearkombination der Partialvariablen erster Ordnung, steht also *orthogonal* (d.h. unabhängig) zur ersten Diskriminanzfunktion.

$$(Gleichung 5.5) Y_B = b_{1-A,B}x_{1-A} + \dots + b_{k-A,B}x_{k-A}$$

Entsprechend ergeben sich alle folgenden Diskriminanzfunktionen. Die Schätzung der Koeffizienten ergibt sich auch im Mehr-Gruppen-Fall aus der Maximierung des Diskriminanzkriteriums. Da jede Diskriminanzfunktion einen maximalen Anteil der verbleibenden Streuung zu erklären versucht, nimmt die Trennkraft jeder weiteren Diskriminanzfunktion sukzessive ab<sup>154</sup>. Insgesamt lassen sich bei  $g$  Gruppen maximal  $g-1$  Diskriminanzfunktionen bilden. Gleichzeitig kann die Anzahl der Linearkombinationen nicht größer sein als die Anzahl  $k$  der Merkmalsvariablen, so dass die Maximalzahl der Diskriminanzfunktionen durch  $K = \min(g-1, k)$  gegeben ist.

### 5.2.3 Prüfung der Diskriminanzfunktion

Die *Güte* (Trennkraft) einer Diskriminanzfunktion lässt sich grundsätzlich nach zwei Methoden messen. Zum einen kann die durch die Diskriminanzfunktion bewirkte Klassifizierung der Untersuchungsobjekte mit der tatsächlichen Gruppenzugehörigkeit verglichen werden. Je besser die Klassifizierung, desto besser die Zuordnungsfähigkeit und damit Trennkraft der Diskriminanzfunktion. Die Methodik der Klassifizierung von Elementen wird Thema des letzten Abschnittes (5.2.5) sein.

Da sich die Diskriminanzfunktion aus der Maximierung des Diskriminanzkriteriums  $\lambda_A$  ergibt, lässt sich ihre Güte auch aus diesem Wert ableiten. Im Wesentlichen lassen sich drei auf dem Diskriminanzkriterium aufbauende Indizes unterscheiden:

1. Eigenwert: Der Eigenwert entspricht dem Maximalwert des Diskriminanzkriteriums und ergibt sich aus:

$$(Gleichung 5.6) \mathbf{I}_A = \frac{SAQ_{zwischen}}{SAQ_{innerhalb}} = \frac{\text{erklärte Streuung}}{\text{nicht - erklärte Streuung}}$$

Der *relative Eigenwertanteil (REA)* gibt dann in einer mehrfachen Diskriminanzanalyse die Wichtigkeit einer Diskriminanzfunktion im Vergleich zu den anderen Funktionen an.

$$(Gleichung 5.7) REA_A = \frac{\mathbf{I}_A}{\mathbf{I}_A + \mathbf{I}_B + \dots + \mathbf{I}_K}$$

<sup>154</sup> Häufig nimmt die diskriminatorische Bedeutung der sukzessiv ermittelten Diskriminanzfunktionen so schnell ab, dass man auch bei großer Anzahl von Gruppen und Merkmalsvariablen meist mit zwei Diskriminanzfunktionen auskommt; vgl. Cooley/Lohnes, *Multivariate Data Analysis*, S. 244



Das Kriterium des Eigenwertes besitzt jedoch den Nachteil, dass es nicht auf Werte zwischen Null und Eins normiert ist.

2. Kanonischer Korrelationskoeffizient: Dieses Manko wird durch den Kanonischen Korrelationskoeffizienten behoben. Analog dem Eta in der Varianzanalyse setzt er die durch die Diskriminanzfunktion erklärte Streuung ins Verhältnis zur Gesamtstreuung.

$$(Gleichung 5.8) \quad c_A = \sqrt{\frac{\mathbf{I}_A}{1 + \mathbf{I}_A}} = \sqrt{\frac{\text{erklärte Streuung}}{\text{Gesamtstreuung}}}$$

3. Wilks' Lambda: Das gebräuchlichste Kriterium zur Prüfung der Diskriminanz bildet Wilks' Lambda (auch U-Statistik genannt).

$$(Gleichung 5.9) \quad \mathbf{L}_A = \frac{1}{1 + \mathbf{I}_A} - \frac{\text{nicht - erklärte Streuung}}{\text{Gesamtstreuung}}$$

Wilks' Lambda ist ein inverses Gütemaß, d.h. kleinere Werte bedeuten höhere Trennkraft der Diskriminanzfunktion und umgekehrt. Durch Multiplikation der Einzelwerte lässt sich im Mehr-Gruppen-Fall auch ein *multivariates Wilks'sches Lambda* bilden, mit dem sich die Trennfähigkeit aller Diskriminanzfunktionen (Gleichung 5.10) bzw. aller potenzieller, aber noch nicht berücksichtigter Diskriminanzfunktionen (Gleichung 5.11) ermitteln lassen. Damit lässt sich überprüfen, ob durch die Aufnahme weiterer Diskriminanzfunktionen die Trennfähigkeit noch signifikant erhöht werden kann.

$$(Gleichung 5.10) \quad \Lambda_K = \prod_{J=A}^K \frac{1}{1 + \mathbf{I}_J}$$

$$(Gleichung 5.11) \quad \Lambda_{K-J^*} = \prod_{J=J^*+1}^K \frac{1}{1 + \mathbf{I}_J}$$

Die Bedeutung von Wilks' Lambda liegt darin, dass es sich in eine  $\chi^2$ -verteilte Teststatistik transformieren lässt und dadurch eine statistische *Signifikanzprüfung* der Diskriminanzfunktion ermöglicht. Getestet wird dann die Nullhypothese, dass es zwischen den Gruppen hinsichtlich der Merkmalsvariablen keine Unterschiede gibt.

$$(Gleichung 5.12) \quad \mathbf{c}_0^2 = -\left[ n - 1 \frac{k + g}{2} \right] \ln \Lambda_K > \mathbf{c}_\Phi^2, \mathbf{a}_0$$

mit  $\mathbf{F} = k(g-1)$

In unserem *Beispiel* ergeben sich bei Berücksichtigung der acht Merkmalsvariablen zur Trennung der überlebenden von den gestorbenen Säuglingen folgende Messwerte:

<i>Eigenwert</i>	<i>Kanonische Korrelation</i>	<i>Wilks' Lambda</i>	<i>Chi-Quadrat</i>	<i>Signifikanz</i>
0,6261	0,6205	0,6150	20,419	0,0089

Die Werte weisen durchweg auf eine gute Trennfähigkeit der Diskriminanzfunktion hin. Die Hypothese, die Gruppen ließen sich in den Merkmalsvariablen nicht unterscheiden, wird auf höchstem Signifikanzniveau abgelehnt<sup>155</sup>. Offenbar eignen sich die betrachteten Merkmalsvariablen also recht gut für eine Prognose, ob ein Säugling RDS überleben oder daran sterben wird.

## 5.2.4 Prüfung der Merkmalsvariablen

Ähnlich wie in der multiplen Regressionsanalyse spiegeln auch in der Diskriminanzanalyse die Koeffizienten den partiellen Beitrag der einzelnen Variablen zur jeweiligen Funktion wider. Damit wird es möglich, die diskriminatorische Bedeutung der einzelnen Merkmalsvariablen zu ermitteln. Da die zahlenmäßige Größe der  $b_j$  jedoch nicht nur durch die Streuung der  $x_j$  sondern auch durch die Maßeinheit bestimmt wird, bedarf es zur Ermittlung der relativen Bedeutung der unabhängigen Variablen einer *Standardisierung* der Diskriminanzkoeffizienten. Dazu wird auf die Innergruppen-Varianz  $SAQ_{\text{innerhalb}}$  der Merkmalsvariable zurückgegriffen.

$$(Gleichung 5.13) \hat{b}_j = b_j * s_j$$

$$\text{mit } s_j = \sqrt{\frac{SAQ_{\text{innerhalb}}}{n - g}}$$

Im Fall von mehrfachen Diskriminanzfunktionen existieren für jede Merkmalsvariable mehrere Diskriminanzkoeffizienten - und zwar für jede Diskriminanzfunktion ein Koeffizient. Um den Gesamtbeitrag einer Merkmalsvariablen bezüglich aller Diskriminanzfunktionen zu beurteilen, sind die mit den Eigenwertanteilen gemäß Gleichung 5.7 gewichteten standardisierten Werte der Koeffizienten einer Merkmalsvariablen zu addieren. Man erhält auf diese Weise die *mittleren standardisierten Diskriminanzkoeffizienten*<sup>156</sup>.

<sup>155</sup> Wie bei allen statistischen Tests gilt allerdings auch hier, dass ein signifikanter Unterschied nicht auch „relevant“ sein muss. Denn: Wenn der Stichprobenumfang sehr groß ist, wird auch ein sehr kleiner Unterschied zwischen den Gruppen signifikant. Es sind daher auch immer die dargestellten Indizes zu beachten; vgl. Backhaus K. et al., *Multivariate Analysemethoden*, S. 176

<sup>156</sup> Der Anteil einer Variablen am Gesamtbeitrag aller Variablen berechnet sich dann gemäß folgender Formel:

$$(Gleichung 5.14) \quad \bar{b}_j = \sum_{J=A}^K |\hat{b}_{jJ}| * REA_j$$

mit  $\hat{b}_{jJ}$  = standardisierter Diskriminanzkoeffizient für Merkmalsvariable  $j$  bezüglich Diskriminanzfunktion  $J$

Als eine weitere Möglichkeit, den Einfluss der unabhängigen Variablen festzustellen, kann auch die *Korrelation* zwischen den unabhängigen Variablen und den Diskriminanzfunktionen betrachtet werden. Diese Korrelationen werden jedoch nicht über alle Fälle, sondern gepoolt zwischen den Gruppen berechnet. Dies bedeutet, dass die Korrelationen getrennt für jede Gruppe errechnet und dann gemittelt werden.

In unserem *Beispiel* ergaben sich für die acht Merkmalsvariablen folgende standardisierte Diskriminanzkoeffizienten und Korrelationskoeffizienten.

**Abb. 5-4: Bedeutung der Merkmalsvariablen**

	standard. Koeff.	gepoolte Korr.
<b>Gewicht</b>	1,16789	0,73338
<i>Atemtherapie</i>	-0,58743	-0,51940
<i>Alter</i>	-0,64084	0,49290
<i>Säurebehandlung</i>	0,34638	0,26572
<i>PH-Wert</i>	0,21531	0,25946
<i>Reaktionswert</i>	0,34638	0,19210
<i>Zeit für ersten Atemzug</i>	0,13170	-0,10157

Die standardisierte Koeffizienten weisen daraufhin, dass die Trennung der Säuglingsgruppen insbesondere über das Gewicht, das Alter und die Anwendung bzw. Nicht-Anwendung einer Atemtherapie erreicht wird. Die unterschiedlichen Vorzeichen spielen für die Bedeutung der Variablen keine Rolle. Trotzdem ist auffällig, dass zum Beispiel bei der Merkmalsvariable Alter der standardisierte Diskriminanzkoeffizient und der Korrelationskoeffizient umgekehrte Vorzeichen besitzen. Dies ist eine Folge der hohen Korrelation zwischen den Variablen Alter und Gewicht ( $r = 0,84$ ), deren gemeinsamer Beitrag eher zufällig auf die Einzelvariablen aufgeteilt wird. Bei der Interpretation der Koeffizienten müssen die Korrelationen zwischen den Variablen also immer mitberücksichtigt werden. Gleichwohl untermauern auch die Korrelationskoeffizienten die hohe Trennkraft der Variablen Alter, Gewicht und Atemtherapie, während das Geschlecht offenbar kaum einen Einfluss auf die Überlebenschance des Säuglings hat.

$$b'_j = \frac{\sum_{J=A}^K |\hat{b}_{jJ}|}{\sum_{j=1}^k |\hat{b}_{jJ}|} * REA_j$$

Um von vornherein nur bedeutsame Merkmalsvariablen in die Diskriminanzanalyse mit aufzunehmen, können die unabhängigen Variablen  $x_j$  auch *schrittweise* einbezogen werden. Unter Maximierung eines bestimmten Gütemaßes - z.B. Wilks' Lambda - geschieht dies solange, bis die noch ausstehenden Variablen keinen signifikanten Beitrag zur Verbesserung der Diskriminanz mehr liefern<sup>157</sup>.

### 5.2.5 Die Klassifizierung der Fälle

Haben wir mittels der Diskriminanzfunktionen die Gruppen optimal getrennt, können wir nicht nur feststellen, welche Merkmalsausprägungen für die verschiedenen Gruppen charakteristisch sind, sondern auch in welche Gruppe Fälle mit bestimmten Merkmalsausprägungen einzuordnen sind. Damit hat die Diskriminanzanalyse auch eine prognostische Dimension, die sich ja nicht zuletzt in unserem Beispielfall verdeutlicht. Sofern die Diskriminanzfunktionen die Gruppen nicht vollständig trennen (was in der Regel der Fall sein wird), wird natürlich auch die auf den Diskriminanzwerten beruhende Klassifizierung nur einen bestimmten Anteil der Fälle korrekt den Gruppen zuordnen. Dieser Anteil sollte zumindest größer sein als derjenige, der bei zufälliger Zuordnung der Elemente erreicht würde<sup>158</sup>. Ein Vergleich der beiden Anteile ermöglicht daher ebenfalls eine Beurteilung der Trenngüte. Optimal wäre ein Diskriminanzmodell, durch das beinahe alle Fälle korrekt klassifiziert werden könnten.

Für die Klassifizierung der Elemente stehen verschiedene *Klassifikationsverfahren* zur Verfügung:

Ein relativ einfaches Verfahren - das *Distanzkonzept* - orientiert sich an den *quadrierten Euklidischen Distanzen* des Diskriminanzfunktionswertes  $Y_{ji}$  einer Person zu den Gruppenmittelwerten (Centroiden)  $\bar{Y}_{j1}$ .

$$(Gleichung 5.15) \quad D_{li}^2 = \sum_{j=A}^K (Y_{ji} - \bar{Y}_{j1})^2 \quad (l = 1 \dots g)$$

Die Person  $P_i$  wird der Gruppe  $G_l$  zugeordnet, für die  $D_{li}^2$  einen minimalen Wert annimmt.

Das gängigste Verfahren ist jedoch das *Wahrscheinlichkeitskonzept*, bei dem für jeden Fall bei gegebenem Funktionswert  $Y_i$  die Wahrscheinlichkeiten für die Zugehörigkeit zu den

<sup>157</sup> Für eine genaue Beschreibung der statistischen Methodik vgl.: Norusis M.J., *Advanced Statistics Users' Guide*, S. 19ff.; Brosius F., *Professionelle Statistik*, S. 621, bzw. vgl. Kapitel 5.3.2.

<sup>158</sup> Dieser zufällig richtige Anteil ergibt sich gemäß dem *Theorem der totalen Wahrscheinlichkeit* über folgende Formel:  $R_A = (G_{R1})^2 + (G_{R2})^2 + \dots + (G_{Ri})^2$  (mit  $R_A$  = Anteil richtiger Klassifizierung bei Zufälligkeit;  $G_R$  = relative Gruppengröße)

verschiedenen Gruppen ausgerechnet wird. Das Element wird dann der Gruppe mit der größten Wahrscheinlichkeit zugeordnet.

Zur Berechnung dieser Wahrscheinlichkeiten wird der *Satz von Bayes* genutzt, der es erlaubt, die Wahrscheinlichkeit für die Gruppenzugehörigkeit eines Funktionswertes anhand zweier bekannter Wahrscheinlichkeiten zu ermitteln.

$$(Gleichung 5.14) \quad P(G_l | Y_{ji}) = \frac{P(Y_{ji} | G_l) * P(G_l)}{\sum_{l=1}^g P(Y_{ji} | G_l) * P(G_l)}$$

$P(G_l | Y_{ji})$  ist die Wahrscheinlichkeit für die Zugehörigkeit eines Falles zur Gruppe  $G_l$  bei gegebenem Funktionswert  $Y_{ji}$ . Die Wahrscheinlichkeit wird für die Person  $i$  für alle Gruppen  $G_l$  ( $l=1\dots g$ ) und für alle Diskriminanzfunktionen  $Y_j$  ( $J=A\dots K$ ) berechnet. Die Person wird dann der Gruppe zugeordnet, für die  $\sum_{J=A}^K P(G_l | Y_{ji})$  am größten ist.

Diese sogenannten *A-posteriori-Wahrscheinlichkeiten* lassen sich aus  $P(G_l)$  (A-priori-Wahrscheinlichkeit) und  $P(Y_{ji}|G_l)$  (bedingte Wahrscheinlichkeit) berechnen. Die *A-priori-Wahrscheinlichkeit* ist die Wahrscheinlichkeit für eine Gruppenzugehörigkeit bei zufälliger Zuordnung - wenn also keine weiteren Informationen zur Verfügung stehen. Bei einer repräsentativen Stichprobe ergibt sie sich aus den relativen Gruppengrößen. Die *bedingte Wahrscheinlichkeit* ist die Wahrscheinlichkeit, mit der sich ein bestimmter Funktionswert  $Y_i$  ergibt, wenn der jeweilige Fall der Gruppe  $G_l$  entstammt. Sie entspricht dem Signifikanzniveau der Hypothese, dass das Element  $i$  zur Gruppe  $G_l$  gehört (bei Betrachtung der Diskriminanzfunktion  $Y_j$ ). Daher kann sie unter der Annahme, dass die Funktionswerte innerhalb jeder Gruppe normalverteilt sind und die Parameter der Verteilung geschätzt werden können, ebenfalls berechnet werden.

Generell ist zu berücksichtigen, dass die Trefferquote der Klassifizierung immer etwas *überhöht* ist, wenn sie - wie allgemein üblich - auf Basis derselben Stichprobe berechnet wird, die auch für die Schätzung der Diskriminanzfunktion verwendet wurde. Dies liegt daran, dass die Diskriminanzfunktion immer so ermittelt wird, dass die Trefferquote in der verwendeten Stichprobe maximal wird. Bei Anwendung auf die Grundgesamtheit ist daher immer mit einer niedrigeren Trefferquote zu rechnen.

In unserem *Beispielfall* konnten anhand der Diskriminanzfunktion und unter Verwendung des Wahrscheinlichkeitskonzeptes 40 Säuglinge korrekt klassifiziert werden, acht Säuglinge wurden der falschen Gruppe zugeordnet. Das entspricht einer Trefferquote von 83,3 Prozent. Die Trefferquote bei zufälliger Zuordnung läge demgegenüber nur bei 35,1 Pro-

zent<sup>159</sup>. Die relativ guten Klassifizierungsergebnisse bestätigen daher unsere Beurteilung der Trennfähigkeit in Abschnitt 5.2.3 und lassen es grundsätzlich vertretbar erscheinen, Säuglinge, die an RDS erkrankt sind, anhand der acht Merkmalsvariablen der Gruppe der Überlebens- oder Todeskandidaten zuzuordnen.

Damit sind die wesentlichen theoretischen Hintergründe der Diskriminanzanalyse vorgestellt. Auch hier gilt, dass darüber hinaus gehende theoretische Aspekte bei Bedarf in der empirischen Analyse nachgetragen werden.

## 5.3 Durchführung der Diskriminanzanalyse

### 5.3.1 Beschreibung des Datensatzes bzw. der Variablen

Wie in der vorangegangenen Analyse beziehen wir uns auf die Daten des ALLBUS 1998. Jedoch fielen von den oben erfassten 1910 Fällen weitere 372 Fälle aus der Analyse heraus, da Angaben in jeweils einer der diskriminierenden Variablen fehlten. Für die Diskriminanzanalyse sind daher noch 1538 gültige Fälle zu verzeichnen.

Als Gruppenvariable haben wir die Variable V 1020a gebildet, die das Partnerwahlverhalten in die drei Rubriken homogam, aufwärts oder abwärts untergliedert, sprich die drei Gruppen der bildungsbezogenen Aufwärts-, Abwärts- und Gleichheiratenden (im Folgenden Heiratsgruppen genannt) bildet. Dementsprechend haben wir nach diskriminierenden Variablen gesucht, bei denen wir der Meinung waren, dass sie einen Einfluss auf die Partnerwahl haben könnten und je nach Ausprägung der Variablen dies für eine entsprechende Tendenz in Hinsicht auf die Ausprägung der Gruppenvariable sprechen könnte.

Als mögliche diskriminierende Variablen haben wir folgende angesehen:

V1018	Bildung Befragte(r)
V1028	Bildungsdifferenz Sohn/Tochter-Vater
V1030	Geschlecht Befragte(r)
V1031	Alter Befragte(r)
V1032	Lebenspartner statt Ehepartner
V1033	Kirchenshäftigkeit
V1035	Subjektive Schichtestufung
V1036	Wichtigkeit: Eigene Familie und Kinder
V1037	Wichtigkeit: Beruf und Arbeit
V1038	Wichtigkeit: Religion und Kirche
V1039	Inglehart-Index
V1041	Befragte(r) Berufstätig
V1042	Geburt im heutigen Deutschland
V1044	Erhebungsgebiet: West-Ost
V1047	Katholisch
V1049	Atheistisch
V1050	Größenklasse der politischen Gemeinde

<sup>159</sup>  $(26/48)^2 + (22/48)^2 = 0,3506 \approx 35,1\%$  (mit 26 richtigen Zuordnungen zur Gruppe der Gestorbenen und 22 richtigen Zuordnungen zur Gruppe der Überlebenden)

Zu den Variablen sei folgendes kurz erwähnt: Dass die eigene *Bildung des Befragten* für sein bildungsbezogenes Heiratsverhalten eine Rolle spielt liegt auf der Hand. So werden schon aus strukturellen Gründen höher Gebildete eher abwärts und niedrig Gebildete eher aufwärts heiraten müssen. Eine weitere interessante Variable ist die *Bildungsdifferenz zwischen Sohn/Tochter und Vater*. Dabei vermuten wir: Wenn der Vater eine geringe Bildung hat und der/die Sohn/Tochter ein höheres Bildungsniveau, ist die Wahrscheinlichkeit, dass der Sohn abwärts heiraten wird, wesentlich größer ist, da er zum einen die Werte von der Familie vermittelt bekommen hat und zum anderen sich verstärkt in diesem Umfeld bewegt. Des weiteren haben wir noch drei Variablen aufgenommen, die im Zusammenhang mit der *Religiosität* stehen (rot markiert). Unsere These dabei lautet, dass bei Gläubigen eine höhere Wertvorstellung und Moralvorstellung zugrunde liegt und sich von daher eventuell ein anderes Heiratsverhalten (insbesondere eine stärkere Tendenz zur Homogamie) ergeben könnte. Die Bedeutsamkeit der Variablen V1044 haben wir schon im vorangegangenen Kapitel erläutert, hier würden wir für Ostdeutsche also eine höhere Tendenz zur Homogamie erwarten. Eine Variable die noch im Zusammenhang mit dem Erhebungsgebiet steht, ist die *Größenklasse der politischen Gemeinde* (pink markiert). Dabei könnte hier gelten, dass es tendenziell in kleineren Gemeinden geringere Bildungsunterschiede gibt, bzw. dass auch hier die Wert- und Moralvorstellungen einen größeren Einfluss auf die Partnerwahl haben. Demgegenüber würden wir in größeren Gemeinden davon ausgehen, dass die Partnerwahl mehr nach individuellen Gesichtspunkten abläuft. Aus diesem Grund könnte sich auch hier eine gute Trennung ergeben. Eine *Differenzierung nach der Geburt* haben wir eingeführt, da wir davon ausgehen, dass es sich um die Befragung eines Ausländers handelt, wenn Personen nicht in Deutschland geboren wurden. Auch hier Vermuten wir aufgrund der verschiedenen Einstellungen Unterschiede, z.B. bezüglich der Emanzipation der Frau. Drei weitere Variablen (blau markiert) beziehen sich auf Angaben des Befragten: *Das Geschlecht, das Alter* und *die Berufstätigkeit*. Die Bedeutung des Alters zielt auf die zeitliche Entwicklung (also darauf, wie weit die Heirat zurückliegt, nicht auf das Alter des Befragten bei der Heirat), beim Geschlecht könnten wir unterschiedliche Präferenzen bzgl. Auf- und Abwärtsheirat vermuten und die Berufstätigkeit könnte insofern eine Rolle spielen, als dass nichtberufstätige Personen unter Versorgungsgesichtspunkten eher dazu neigen dürften, sich einen besser ausgebildeten Partner zu suchen. Eine weitere Differenzierung könnte möglich werden, wenn man sich die persönliche Einstellung zu bestimmten Themen anschaut. Dabei beziehen wir uns auf die *Wichtigkeit: Eigene Familie und Kinder, Beruf und Arbeit und Religion und Kirche* (grün markiert). Je nachdem wie wichtig eines dieser Themen für einen ist, könnten sich daraus bestimmte Partnerschafts-

tendenzen ergeben. In unserer bisherigen Analyse haben wir die *zusammenlebenden Ehepartner und die Lebenspartner* zusammengefasst. Dabei könnte es jedoch sein, dass die ehelichen Gemeinschaften sich traditioneller verhalten als die Lebenspartner, bei den Lebenspartnern demzufolge vielleicht eine geringere Tendenz zur homogamen Heirat anzutreffen ist. Eine weitere durchaus interessante Variable ist die *subjektive Schichteinstufung*, hier würden wir unter der Annahme, dass sich die subjektive Schichteinstufung mit der tatsächlichen sozialen Position deckt, mit höherer Schichteinstufung eine Tendenz zur Abwärtsheirat und evtl. auch Homogamie (als Ausfluss sozialer Abgrenzung) erwarten. Der *Inglehart Index* könnte insofern eine Rolle spielen, als dass hier die Personen in materialistische, postmaterialistische bzw. Mischformen zwischen den beiden erstgenannten eingeteilt werden. Dabei spielen Erziehungsideale, Einstellung, Werte usw. eine wesentliche Rolle, so dass sich die Variable bei einheitlichen Werten innerhalb der vier Gruppen und einer starken Abgrenzung der Werte zwischen den Gruppen gut zur Diskriminierung eignen könnte. Eine Überprüfung, welche Variable zur Diskriminierung geeignet ist, wird im folgenden Abschnitt untersucht.

### 5.3.2 Bildung der Diskriminanzfunktion

Für unsere Analyse haben wir uns für die schrittweise Methode entschieden, bei der die Merkmalsvariablen einzeln nacheinander in die Diskriminanzfunktion einbezogen werden. Dabei wird jeweils diejenige Variable ausgewählt, die ein bestimmtes Gütemaß maximiert. Es wird zunächst eine Diskriminanzanalyse mit einer Merkmalsvariablen, dann mit zwei Merkmalsvariablen und so fort durchgeführt. Als Gütemaß verwenden wir Wilks' Lamda, so dass Wilks' Lamda, da es sich um ein inverses Gütemaß handelt, minimieren wird. Nachdem eine Merkmalsvariable aufgenommen wurde, wird der Wert für das Selektionskriterium für alle Variablen, die noch nicht aufgenommen wurden, neu berechnet. Dabei wird der Einfluss der bereits aufgenommenen Variablen auspartialisiert. Darüber hinaus werden die aufgenommenen Variablen erneut daraufhin überprüft, ob sie dem Kriterium zum Verbleiben in der Gleichung genügen. Wenn dies nicht der Fall ist, werden die jeweiligen Variablen wieder aus der Gleichung entfernt. Dieses schrittweise Verfahren wird so lange fortgesetzt, bis keine Variable mehr existiert, die aufgenommen oder entfernt werden könnte. Bei der Anwendung einer schrittweisen Diskriminanzfunktion werden nur Merkmalsvariablen in die Diskriminanzfunktion aufgenommen, die signifikant zur Verbesserung der Diskriminanz beitragen. Die Schwellenwerte werden für sie mit den Größen „F to enter“ und „F to remove“ ermittelt. Wenn die dafür vorgegebenen Schrittwerte unterschritten werden, wird die betreffende Variable nicht aufgenommen bzw. entfernt. Der F-Wert ist



als Quotient aus der Quadratsumme zwischen den Gruppen und der Quadratsumme innerhalb der Gruppen definiert, korrigiert um die Freiheitsgrade. Wir wählen dabei als minimalen partiellen F-Wert für die Aufnahme 3,84 und als maximalen partiellen F-Wert für den Ausschluss 2,71.<sup>160</sup>

Nachdem diese Prozedur von SPSS durchgerechnet wird, erhalten wir als Ergebnis folgende aufgenommene Variablen:

**Abb. 5-5: Aufgenommene Variablen**

Schritt	Aufgenommene Variable	Lambda	Exaktes F	
			F to remove	Signifikanz
1	Bildung Befragter	,817	172,073	,000
2	Geschlecht Befragte<r>	,768	108,150	,000
3	Erhebungsgebiet: West-Ost	,749	79,627	,000
4	Subjektive Schichteinstufung	,730	65,334	,000
5	Alter Befragte<r>	,715	55,888	,000
6	Bildungsdifferenz Sohn-Vater	,709	47,767	,000
7	Größenklasse der polit. Gemeinde	,704	41,813	,000
8	Geburt im heutigen Deutschland	,701	37,140	,000

Dabei wurden von den 17 Variablen 8 aufgenommen, d.h. die 8 Variablen erbringen auf höchstem Signifikanzniveau eine Verbesserung der Diskriminanz. Dabei wurde keine Variable in die Analyse aufgenommen und aufgrund des „F to remove“ wieder ausgeschlossen. Die letzte Variable wurde mit einem F-Wert von 3,883 noch gerade in die Analyse einbezogen.

Zur Unterscheidung der Partnerschaftsstrukturen sind insgesamt 2 Diskriminanzfunktionen notwendig. Für jede Variable wird für jede Funktion ein Diskriminanzkoeffizient berechnet.

**Abb. 5-6: Kanonische Diskriminanzfunktionskoeffizienten**

	Funktion	
	1	2
Bildung Befragter	,953	-,188
Bildungsdifferenz Sohn-Vater	,183	,289
Geschlecht, Befragte<r>	-,818	,609
Alter: Befragte<r>	,019	-,011
Subjektive Schichteinstufung, Befr.	-,507	,717
Geburt im heutigen Deutschland?	-,233	-1,267
Erhebungsgebiet: West-Ost	-,810	-,795
Größenklasse der polit. Gemeinde	-,059	,213
(Konstant)	-1,247	-,828

Nicht-standardisierte Koeffizienten

<sup>160</sup> Die Ausführungen zu der schrittweisen Diskriminanzanalyse beziehen sich auf: Brosius, *SPSS 8-Professionelle Statistik unter Windows*, S. 110 u. S. 126ff.; Backhaus et al., *Multivariate Analysemethoden*, S.179, Norusis, *SPSS Advanced Statistics User's Guide*, S. 20ff.

Nach Gleichung 5.1 sehen die Diskriminanzfunktionen folgendermaßen aus:

$$Y_1 = -1,247 + 0,953x_1 + 0,183x_2 - 0,818x_3 + 0,019x_4 - 0,507x_5 - 0,233x_6 - 0,810x_7 - 0,059x_8$$

$$Y_2 = -0,828 - 0,188x_1 + 0,289x_2 + 0,609x_3 - 0,011x_4 + 0,717x_5 - 1,267x_6 - 0,795x_7 + 0,213x_8$$

Jedoch kann man noch keine Interpretation der Variablen hinsichtlich ihrer Bedeutung unternehmen, da die Einheiten der Variablen nicht einheitlich sind. Zur Interpretation muss man daher auf die Korrelationen der Variablen mit dem Diskriminanzwert zurückgreifen. Vorab soll allerdings noch die Güte der Diskriminanzfunktion und die Erklärungsanteile der einzelnen Variablen untersucht werden.

### 5.3.3 Prüfung der Diskriminanzfunktionen

Die Güte der Trennkraft der Diskriminanzfunktionen kann anhand der Gleichungen 5.6 und 5.7 überprüft werden.

**Abb. 5-7a: Eigenwerte**

Funktion	Eigenwert	% der Varianz	Kumulierte %	Kanonische Korrelation
1	,393	94,2	94,2	,531
2	,024	5,8	100,0	,153

**Abb. 5-7b: Wilks' Lambda**

Test der Funktion(en)	Wilks-Lambda	Chi-Quadrat	df	Signifikanz
1 bis 2	,701	544,258	16	,000
2	,977	36,414	7	,000

Die Werte weisen insgesamt auf eine relativ befriedigende Trennfähigkeit der Diskriminanzfunktionen hin. Auffällig bei der Tabelle der Eigenwerte ist, dass die erste Diskriminanzfunktion mit einem Eigenwertanteil von 94,2% erheblich stärker wirkt als die zweite Diskriminanzfunktion mit einem Eigenwertanteil von nur 5,8%. Die Hypothese, die Gruppen ließen sich in den Merkmalsvariablen nicht unterscheiden, wird auf höchstem Signifikanzniveau bei beiden Funktionen abgelehnt. Sie zeigt, dass trotz des geringen Eigenwertanteils auch die zweite Diskriminanzfunktion noch signifikant zur Trennung der Gruppen beiträgt. Offenbar eignen sich die betrachteten Merkmalsvariablen also recht gut für eine Prognose, ob eine bestimmte Person homogam, aufwärts oder abwärts heiraten wird.

### 5.3.4 Prüfung der Merkmalsvariablen

Um den Gesamtbeitrag einer Merkmalsvariablen zu überprüfen, richten wir uns nach Gleichung 5.14. Dabei wird der Anteil einer Variablen am Gesamtbeitrag aller Variablen berechnet. Die Variablen sind ihrer Bedeutung nach sortiert.

Variable	Label	Prozent
V1018	Bildung Befragter	34,00%
V1030	Geschlecht Befragter	14,4%
V1044	Erhebungsgebiet: West-Ost	13,8%
V1035	Subjektive Schichteinstufung, Befragter	13,3%
V1031	Alter Befragter	9,7%
V1028	Bildungsdifferenz Sohn-Vater	6,7%
V1050	Größenklasse der polit. Gemeinde	4,7%
V1042	Geburt im heutigen Deutschland	3,4%
	Insgesamt	100%

Die *größte diskriminatorische Bedeutung* hat dabei wie vermutet die Bildung des Befragten. Sie allein kann bereits 34% der Varianz erklären. Einen *mittelstarken Beitrag* mit einem Beitrag von ca. 10-15% erbringen die Variablen: Geschlecht Befragter, Erhebungsgebiet, subjektive Schichteinstufung des Befragten und das Alter des Befragten. Neben dem Geschlecht und der persönlichen Einstufung spielen daher die räumliche und die zeitliche Dimension eine wichtige Rolle sowie die Frage, ob eine Person bildungsbezogen eher aufwärts, abwärts oder homogam heiratet. Die restlichen drei Variablen erbringen einen *schwächeren Beitrag*, erklären aber immerhin noch zwischen 3 und 7% der Varianz. Im Folgenden sollen nun die Variablen interpretiert werden um darzustellen, welchen Einfluss sie auf die Diskriminanzfunktion – und damit auf die Zugehörigkeit einer Person zur Gruppe der Aufwärts-, Abwärts- und Homogamheiratenden - haben. Eine Möglichkeit, den Einfluss der unabhängigen Variablen festzustellen, bietet die Strukturmatrix. Darin wird die Korrelation innerhalb der Gruppen zwischen den Diskriminanzvariablen und den standardisierten kanonischen Diskriminanzfunktionen angegeben. Diese Korrelationen werden hier aber nicht als jeweils ein Korrelationskoeffizient über alle Fälle gleichzeitig berechnet, sondern gepoolt zwischen den Gruppen. Um eine Interpretation durchführen zu können, werden diese Ergebnisse mit den Gruppenzentroiden auf den jeweiligen Funktionen verglichen, so dass sich sagen lässt, welche Gruppenzugehörigkeit die Merkmalsvariablen nahe legen. Ist zum Beispiel der Gruppenzentroid einer Gruppe auf einer Diskriminanzfunktion positiv und korreliert gleichzeitig eine Merkmalsvariable positiv mit dieser Funktion, spricht eine hohe Ausprägung der Variablen *für* die Gruppenzugehörigkeit, eine kleine Ausprägung *dagegen*. Bei einer negativen Korrelation würde das Gegenteil gelten.

**Abb. 5-9: Struktur-Matrix**

	Funktion	
	1	2
Bildung Befragter	,754	,148
Bildungsdifferenz Sohn-Vater	,542	,194
Geschlecht, Befragte<r>	-,422	,350
Erhebungsgebiet: West-Ost	-,102	-,582
Subjektive Schichteinstufung, Befr.	,119	,551
Größenklasse der polit. Gemeinde	,020	,519
Geburt im heutigen Deutschland?	-,053	-,398
Alter: Befragte<r>	,053	-,121

**Abb. 5-10: Funktionen bei den Gruppen-Zentroiden**

	Funktion	
	1	2
aufwärts, abwärts		
homogam	-,184	-,124
abwärts	1,035	,983E-02
aufwärts	-,798	,266

Die ersten drei Variablen korrelieren dabei besonders stark mit der ersten Funktion, während die restlichen 5 Variablen stärker mit der zweiten Funktion korrelieren. In erster Linie konzentrieren wir uns bei der Interpretation aufgrund der weitaus höheren Diskriminierungskraft auf die erste Funktion. Dort wo die Korrelation mit der zweiten Funktion jedoch deutlicher ausgeprägt ist, wird auch diese Funktion mitberücksichtigt.

*Bildung Befragter:* Je höher die Bildung des Befragten, desto eher heiratet man nach der ersten Diskriminanzfunktion abwärts; umgekehrt: je niedriger die Bildung des Befragten, desto eher heiratet er aufwärts. Dieses Ergebnis entspricht der strukturellen Logik.

*Bildungsdifferenz Sohn-Vater:* Positive Merkmalsausprägungen bei dieser Variablen stehen für ein höheres Bildungsniveau des Sohnes und negative Ausprägungen für ein höheres Bildungsniveau des Vaters. Dabei gilt: Je größer der Betrag der Ausprägung, desto größer ist die Bildungsdifferenz zwischen dem Sohn und dem Vater. Von daher gilt bei dieser Analyse. Je besser die Bildung des Sohnes im Vergleich zum Vater, desto wahrscheinlicher ist es, dass der Sohn abwärts heiratet. Zur Interpretation dieses Ergebnisses soll weiter hinten die entsprechende Kreuztabelle betrachtet werden.

*Geschlecht Befragter:* Da als Wertelabel den Frauen eine 1 zugeordnet wurde und den Männern eine 0, ist es wahrscheinlicher, dass die Frauen aufwärts heiraten. Diese Tatsache entspricht unseren bisherigen Ergebnissen (vgl. Kapitel 3 und 4) und resultiert bekanntlich insbesondere auf einer geschlechtsspezifisch ungleichen Bildungsverteilung in Deutschland.

*Erhebungsgebiet: West-Ost:* Aufgrund der Tatsache, dass der Osten mit einer 1 bezeichnet wurde und der Westen mit einer 0, kommt man zu der Aussage, dass es für Personen im Osten wahrscheinlicher ist, homogam zu heiraten. Auch hier können wir auf das vorangegangene Kapitel 4.2 verweisen, wo wir dieses Ergebnis durch die gerechtere Bildungsverteilung im Osten erklären konnten.

*Subjektive Schichteinstufung:* Hier kommen wir bei Berücksichtigung der ersten Diskriminanzfunktion zu dem Ergebnis, dass entsprechend unserer Annahme der Befragte bei höherer Schichteinstufung eher abwärts heiratet und umgekehrt. Die zweite Diskriminanzfunk-

tion führt jedoch überraschender Weise zum gegenteiligen Ergebnis. Eine sich hoch einstufige Person hätte demnach eher aufwärts geheiratet. Dies wäre nur damit zu erklären, dass die subjektive Schichteinstufung auch ganz erheblich von der Bildung (und damit sozialen Position) des Partners beeinflusst wird (siehe unten). Um zu einem klaren Urteil zu kommen, wollen wir uns auch hier die entsprechende Kreuztabelle anschauen.

*Größenklasse der politischen Gemeinde:* Je geringer die Einwohnerzahl der politischen Gemeinde in welcher der Befragte wohnt, desto eher heiratet er homogam. Auch hier sei noch auf eine spätere Kreuztabellierung verwiesen.

*Geburt im heutigen Deutschland:* In Deutschland Geborene heiraten eher homogam als Ausländer, die eher heterogam heiraten. Hierin könnte sich insbesondere das ausgeprägtere Rollenverständnis der türkischen Gemeinde in Deutschland widerspiegeln. So ist der Mann in der moslemischen Kultur viel mehr Patriarch und Ernährer der Familie, während die Frau als Untergebene den Haushalt führt. Entsprechend ist die Ausbildung der meisten türkischen Frauen meist niedriger als die ihrer Männer.

*Alter des Befragten:* Je höher das Alter der befragten Person, desto eher hat sie homogam geheiratet. Dieses Ergebnis verwundert ein wenig, da es nicht mit unseren bisherigen Ergebnissen (aus Kapitel 4.3) in Einklang steht, die im Generationenverlauf eine konstante Homogamierate nachwiesen. Die sehr geringe Korrelation dieser Merkmalsvariable in der Diskriminanzanalyse spricht jedoch auch für einen eher geringen Einfluss des Zeitpunktes der Heirat auf die Homogamieneigung.

Bevor wir uns für eine eingehendere Interpretation der Merkmale Bildungsdifferenz Sohn/Tochter-Vater, subjektive Schichteinstufung und Größenklasse der Gemeinde die entsprechenden Kreuztabellen zwischen diesen Merkmalen und der Gruppenzugehörigkeit anschauen, wollen wir noch einen Vergleich der Mittelwerte anstellen. Dabei gilt: Je größer die Unterschiede der Gruppenmittelwerte in einer Variablen sind, desto eher eignet sich die Variable zur Diskriminierung.<sup>161</sup>

<b>Abb. 5-11: Gruppendurchschnitte</b>				
Variable	V1018 (Bildung)	V1030 (Geschlecht)	V1044 (Erhebungsgebiet)	V1035 (Schichteinst.)
homogam	2,7003	0,5152	0,3547	2,6622
abwärts	3,6631	0,3046	0,2372	2,8491
aufwärts	2,2899	0,7065	0,2790	2,7609
Variable	V1031 (Alter)	V1028 (Bildungsdiff.)	V1050 (Größenklasse)	V1042 (Geburtsort)
homogam	48,2649	0,4489	3,8013	0,9080
abwärts	48,8005	1,1213	4,0647	0,8598
aufwärts	47,1196	0,2029	4,1558	0,8696

<sup>161</sup> V1018 = Bildung Befragte<r>, V1030 = Geschlecht Befragte<r>; V1044 = Erhebungsgebiet: West-Ost; V1035 = Subjektive Schichteinstufung; V1031 = Alter Befragter; V1028 = Bildungsdifferenz Sohn-Vater; V1050 = Größenklasse der politischen Gemeinde; V1042 = Geburt im heutigen Deutschland

Bei der Betrachtung der Gruppenwerte erkennt man recht ausgeprägte Unterschiede innerhalb der Gruppen. Der Gleichheitstest der Gruppenmittelwerte ergibt bei einem Signifikanzniveau von 3%, dass sich fast alle Gruppenmittelwerte signifikant voneinander unterscheiden. Lediglich beim Alter kann die Hypothese nicht verworfen werden, dass die Gruppenwerte identisch sind. Dennoch wurde die Variable in die Diskriminanzfunktion aufgenommen. Dies könnte darin liegen, dass nach der Auspartialisierung der aufgenommenen Variablen das Alter sehr wohl dazu beiträgt, dass eine signifikante Verbesserung der Diskriminanz erreicht wird. Analysiert man die Abbildung der Gruppenschritte, kommt man im Wesentlichen auf die gleichen Ergebnisse wie bei der Struktur-Matrix, so dass jetzt hier auf eine weitere Analyse verzichtet werden kann. Wir wollen den Mittelwertvergleich daher dafür nutzen, den Gruppen der bildungsmäßig Aufwärtsheiratenden, Abwärtsheiratenden und Gleichheiratenden anhand der diskriminierenden Merkmale idealtypische Personen zuzuordnen.

Bei der Zuordnung idealtypischer Personen zu einer bestimmten Heiratsgruppe muss beachtet werden, dass lediglich Merkmale bzw. Merkmalskombinationen erfasst werden, die die Wahrscheinlichkeit erhöhen, dass die Träger dieser Merkmale einer bestimmten Gruppe zugeordnet werden können, was aber nicht bedeutet, dass sich die Heiratsgruppen mehrheitlich aus Personen mit diesen Eigenschaften zusammensetzen. Die idealtypische Person ist demzufolge nicht mit der Durchschnittsperson einer Gruppe gleich zu setzen. In Anlehnung an die Abbildung der Gruppenschritte wurden folgende idealtypischen Personen für bestimmte Partnerschaftsmuster bestimmt.

*Homogamie:* Idealtypische Personen verfügen über ein mittleres Bildungsniveau, ein mittleres Alter und eine mittlere Bildungsdifferenz. Sie wohnen im Verhältnis zu den anderen Heiratsgruppen eher im Osten und dabei eher in kleineren Gemeinden. Sie stufen sich nach der subjektiven Schichteinstufung tendenziell im Mittelfeld ein und sind in Deutschland geboren.

*Abwärtsheirat:* Typisch für Personen, die abwärts heiraten ist, dass sie über ein überdurchschnittliches Bildungsniveau verfügen, mit einer Wahrscheinlichkeit von 70% männlich sind, eher in größeren Gemeinden wohnen und sich in der sozialen Schicht relativ hoch einstufen. Sie verfügen über eine deutlich bessere Bildung als der Vater und haben mit 14% den höchsten Ausländeranteil.

*Aufwärtsheirat:* Die idealtypische Person besitzt ein relativ niedriges Bildungsniveau, ist mit einer Wahrscheinlichkeit von 70% weiblich und verfügt über ein sehr ähnliches Bildungsniveau wie der Vater. Auch diese Person wohnt eher in größeren Gemeinden und ist mit höherer Wahrscheinlichkeit als homogam Heiratende Ausländer.

Im Folgenden wollen wir – wie oben schon erwähnt – für drei Merkmalsvariablen die Kreuztabellen betrachten. Abbildung 5-12 zeigt die Kreuztabelle zwischen Gruppenzugehörigkeit und Bildungsdifferenz zwischen Sohn/Tochter und Vater.

**Abb. 5-12: Korrelationstabelle: Partnerschaftsmuster - Bildungsdifferenz Sohn-Vater**

			BILDUNGSDIFFERENZ SOHN-VATER								Gesamt	
			-3,00	-2,00	-1,00	,00	1,00	2,00	3,00	4,00		6,00
aufwärts, abwärts	homogam	Anzahl	5	14	30	558	318	39	42	1		1007
		%	71%	44%	56%	63%	59%	30%	38%	33%		57,3%
	abwärts	Anzahl		7	6	128	142	82	64	2	1	432
		%		22%	11%	15%	26%	63%	58%	67%	****	24,6%
	aufwärts	Anzahl	2	11	18	195	78	10	4			318
		%	29%	34%	33%	22%	14%	7,6%	3,6%			18,1%

Dabei wird deutlich: Je mehr der Sohn/die Tochter über ein besseres Bildungsniveau als der Vater verfügt, desto geringer wird die Homogamierate und desto höher die Abwärtsheirat. Die Aufwärtsheirat ist dann besonders ausgeprägt, wenn der Vater über ein besseres Bildungsniveau verfügt. Diese Ergebnisse bestätigen unsere Vermutungen, die wir zu Beginn des Kapitels aufgestellt haben. Dabei heiratet der Sohn/die Tochter bevorzugt wieder eine Person, die über den Bildungsstand des Vaters verfügt. Verfügt der Sohn/die Tochter im Verhältnis zum Vater über einen relativ schlechten Bildungsstand, ist er geneigt eher aufwärts als abwärts zu heiraten, d.h. in Richtung des Bildungsniveaus des Vaters. Umgekehrtes gilt für den besser gebildeten Sohn, der nach „unten“ zurück heiratet. Da der/die schlechter gebildete Sohn/Tochter allerdings für diese „Rückheirat“ wesentlich schlechtere Chancen hat als der/die besser gebildete, ist die Quote der Aufwärtsheirat geringer ausgeprägt als die der Abwärtsheirat bzw. ist die Homogamiequote bei den schlechter gebildeten Kindern relativ hoch. Dies könnte daran liegen, dass die Vermittlung der Werte und Einstellungen, die für die Partnerwahl recht entscheidend sind, in erheblichem Umfang durch die Familie geschieht.

Betrachten wir als nächstes die subjektive Schichteinstufung.

**Abb. 5-13: Korrelationstabelle: Partnerschaftsmuster - subjektive Schichteinstufung**

			SUBJEKTIVE SCHICHTEINSTUFUNG, BEFR.(korr.)					Gesamt
			UNTER SCHICHT	ARBEITER SCHICHT	MITTEL SCHICHT	OBERE MITTEL SCHICHT	OBER SCHICHT	
aufwärts, abwärts	homogam	Anzahl	20	415	506	72	12	1025
		%	62,5%	65,9%	53,9%	50,0%	52,2%	58,0%
	abwärts	Anzahl	5	116	241	47	7	416
		%	15,6%	18,4%	25,7%	32,6%	30,4%	23,5%
	aufwärts	Anzahl	7	99	192	25	4	327
		%	21,9%	15,7%	20,4%	17,4%	17,4%	18,5%

Eine deutliche Tendenz ist darin sichtbar, dass die Homogamierate bei den unteren Klassen höher liegt als bei den oberen Schichten. Des weiteren erkennt man, dass die Personen der höheren Schichten stärker abwärts heiraten bzw. die Personen der unteren Schichten stärker aufwärts heiraten. Offenbar stimmt also die Annahme, dass die subjektive Schichteinstufung mit der tatsächlichen weitgehend übereinstimmt. Unter diesem Blickwinkel gibt das Heiratsverhalten keine Rätsel auf: Wer einer höheren Schicht angehört, hat auch meist die besser Bildung (denn beides hängt zumindest in Deutschland eng zusammen) und ist deswegen eher gezwungen nach unten zu heiraten. Dies spricht im Umkehrschluss dafür, dass die persönliche Einschätzung der Schichtzugehörigkeit nicht sehr stark vom Partner (und seinem Bildungsniveau) abhängig ist. Die höhere Homogamie niedrigerer Schichten erklärt sich analog den bisherigen Ergebnissen durch soziale Ausgrenzungsprozesse. Abschließend erfolgt die Betrachtung der Größenklassen der politischen Gemeinde:

**Abb. 5-14: Korrelationstabelle: Partnerschaftsstrukturen-Größenklasse der politischen Gemeinde**

		GRÖßENKLASSE DER POLIT. GEMEINDE							Gesamt
		BIS 1.999 EINWOHNER	2.000 - 4.999 EINW	5.000 - 19.999 EINW	20.000 - 49.999 EINW	50.000 - 99.999 EINW	100.000 - 499.999 E.	500.000 UND MEHR E.	
aufwärts, homogam	Anzahl	135	145	266	161	90	168	132	1097
	%	66,5%	63,9%	55,1%	56,1%	53,6%	57,7%	52,6%	57,4%
abwärts	Anzahl	39	45	133	70	45	58	71	461
	%	19,2%	19,8%	27,5%	24,4%	26,8%	19,9%	28,3%	24,1%
aufwärts	Anzahl	29	37	84	56	33	65	48	352
	%	14,3%	16,3%	17,4%	19,5%	19,6%	22,3%	19,1%	18,4%

Die Homogamierate steigt, je kleiner die politische Gemeinde ist. Die Wahrscheinlichkeit der Aufwärtsheirat steigt mit Zunahme der Gemeindegröße. Außer bei Gemeinden ab 500000 liegt diese wieder ein wenig niedriger. Anders sieht es bei der Abwärtsheirat aus. Hier scheinen sich keine deutlichen Tendenzen ablesen zu lassen. Die höchste Wahrscheinlichkeit liegt bei der Gemeinde zwischen 5 und 19.999 Einwohnern vor und bei Gemeinden mit mehr als 500.000 Einwohnern. Ansonsten verteilt sich die Rate relativ gleichmäßig auf die einzelnen Gemeindegrößen. Die höhere Homogamierate in kleineren Gemeinden könnte damit erklärt werden, dass dort Werte und Einstellungen eine größere Rolle spielen als in den größeren Gemeinden. Die Befolgung traditioneller Normen wird zudem vom sozialen Umfeld stärker überwacht. In Städten läuft die Partnerwahl dagegen wahrscheinlich sehr viel unabhängiger und individueller ab und führt somit weniger zur Homogamie. Auswirken dürfte sich zudem gerade in ländlichen Regionen die extrem starke Tendenz der Bauern (die wohl meist eine ähnliche Bildung besitzen) unter sich zu heiraten<sup>162</sup>. Hier wirken sich die Eigenarten ihres Berufes aus (Wochenendarbeit, Mitarbeit der Frauen auf dem Hof, „schmutzige“ Arbeit etc.), die viele Nicht-Bauern meist nicht akzeptieren wollen.

<sup>162</sup> Vgl. Meuther A., *Partnerwahl in der Landwirtschaft*, S. 1ff.



### 5.3.5 Klassifizierung der Fälle

Nachdem wir festgestellt haben, welche Merkmalsausprägungen für die verschiedenen Gruppen charakteristisch sind, wollen wir abschließend überprüfen, wie gut wir die Personen anhand dieser Merkmale und den gebildeten Diskriminanzfunktionen den drei Heiratsgruppen zuordnen können. Je besser die Zuordnung, desto eher lässt sich das bildungsspezifische Heiratsverhalten einer neuen Person allein anhand der acht Merkmale prognostizieren.

Über die folgende Klassifikationsmatrix wird der Anteil der richtig berechneten Zuordnungen bestimmt.

**Abb. 5-15: Klassifizierungsmatrix**

		Vorhergesagte Gruppenzugehörigkeit			Gesamt
		homogam	abwärts	aufwärts	
Original	aufwärts, abwärts				
	Anzahl homogam	817	103	20	940
	abwärts	225	165	1	391
	aufwärts	258	3	35	296
%	homogam	86,9	11,0	2,1	100,0
	abwärts	57,5	42,2	,3	100,0
	aufwärts	87,2	1,0	11,8	100,0

a. 62,5% der ursprünglich gruppierten Fälle wurden korrekt klassifiziert.

Bei einer genaueren Betrachtung der Klassifikationsmatrix fällt der hohe Anteil der richtig zugeordneten Partnerschaftsmuster bei den homogamen Partnerschaften auf. Betrachtet man dagegen die richtig zugeordneten Partnerschaften bei der Auf- bzw. Abwärtsheirat, dann wird deutlich, dass zwar die Quote deutlich niedriger ist, dass aber relativ selten eine tatsächliche Abwärtsheirat einer Aufwärtsheirat zugeordnet wird. Damit können die Diskriminanzfunktionen die Unterteilung Abwärts- bzw. Aufwärtsheirat ziemlich genau unterteilen. Allerdings ordnen die Diskriminanzfunktionen mehr als die Hälfte der Abwärtsheiraten und fast 90% der Aufwärtsheiraten fälschlicherweise der Homogamie zu. Daraus können wir schließen, dass die Abgrenzung zwischen Aufwärts- und Abwärtsheirat relativ gut möglich ist, die Abgrenzung dieser beiden Partnerschaftstendenzen zur Homogamie jedoch nicht, da insgesamt die meisten Fälle der Homogamie zugeordnet werden. Insgesamt ergibt sich jedoch, dass 62,5% der Fälle richtig zugeordnet werden können. Um diesen Wert deuten zu können, vergleicht man ihn am besten mit dem Wert der richtigen Zuordnungen, der bei zufälliger Aufteilung der Personen auf die Heiratsgruppen – allein unter Berücksichtigung der Gruppengrößen - zu erwarten wäre.

**Abb. 5-16: A-priori-Wahrscheinlichkeiten der Gruppen**

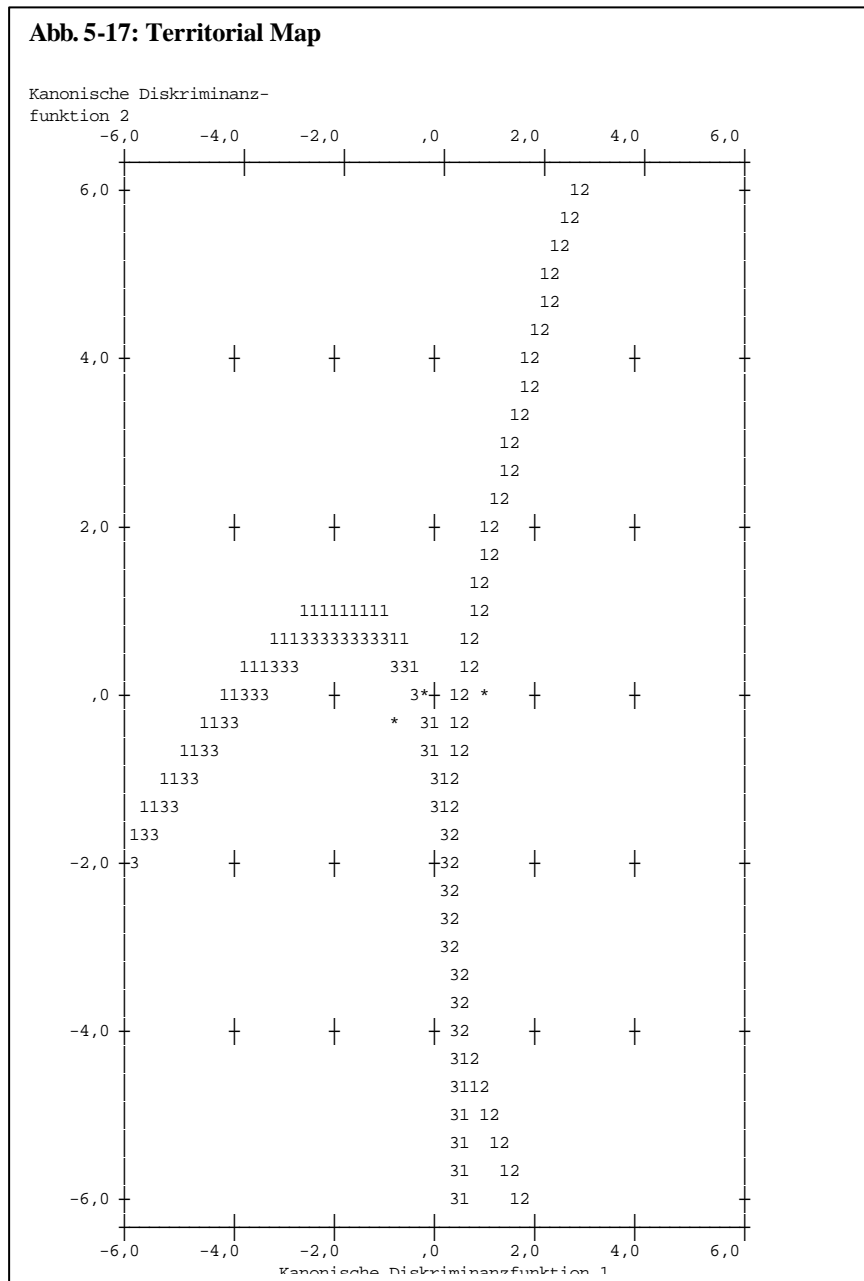
aufwärts, abwärts	A-priori	In der Analyse verwendete Fälle	
		Ungewichtet	Gewichtet
homogam	,579	891	891,000
abwärts	,241	371	371,000
aufwärts	,179	276	276,000
Gesamt	1,000	1538	1538,000

Die Trefferquote, die nach dem Zufälligkeitsprinzip zu erwarten ist, ergibt sich durch Fußnote 158 mit

$$R_A = (0,579^2 + 0,241^2 + 0,179^2) \times 100 = 42,5\%$$

Gegenüber dem Zufallsmodell erreichen wir somit eine Verbesserung der Zuordnungen um 20%. Das „relativ“ gute Klassifizierungsergebnis bestätigt somit unsere Vermutungen der Trennfähigkeiten der Variablen. Gleichzeitig ist es jedoch nicht gut genug, um die partnerwahlbezogene Gruppenzugehörigkeit einer Person anhand der acht Merkmalsvariablen mit angemessener Sicherheit prognostizieren zu können.

Ein Blick auf die sogenannte Gebietskarte verdeutlicht die Probleme bei der Zuordnung der „Heiratskandidaten“. Dabei sind in der Karte auf der nächsten Seite die verschiedenen Heiratsgruppen abgebildet, wobei auf der Abszisse die erste und auf der Ordinate die zweite Diskriminanzfunktion abgetragen ist. Dies ermöglicht es auch grafisch, nach Ausrechnen der beiden Diskriminanzwerte eine Person einer bestimmten Gruppe zuzuordnen.



Es gibt relativ viele Felder, bei der die 2 oder die 3 zusammen mit der 1 auftauchen, d.h. die Aufwärtsheirat und die Homogamie bzw. die Abwärtsheirat und die Homogamie ähnliche Diskriminanzwerte aufweisen. Daher wird die Einteilung der Fälle so schwierig und weist eine recht hohe Fehlerquote auf. Anders sieht es dabei bei der Aufwärts- und der Abwärtsheirat aus. Es gibt nur einige wenige Felder in der Mitte, bei der die Aufs- und die Abwärtsheirat gleiche Diskriminanzwerte aufweisen. Ansonsten sind die Gruppen sehr gut zu trennen und weisen recht unterschiedliche Diskriminanzwerte auf.

## 5.4 Ergebnis

Die Diskriminanzanalyse hat gezeigt, dass das bildungsspezifische Heiratsverhalten einer Person - ob sie also in der Bildung „aufwärts“, „abwärts“ oder homogam heiratet - von *verschiedenen Merkmalen* beeinflusst wird.

Dabei fanden wir zunächst unsere *bisherigen Ergebnisse* bestätigt. So ist eine höher *gebildete* Person schon strukturell gezwungen, eher „abwärts“ zu heiraten. *Frauen* heiraten dagegen aufgrund einer durchschnittlich geringeren Bildung häufiger „aufwärts“. Bestätigt fanden wir auch die größere Tendenz zur Homogamie im *Osten Deutschlands*, die durch eine homogenere Bildungsverteilung zwischen Frauen und Männern hervorgerufen wird. Im Widerspruch zu unseren bisherigen Ergebnissen steht dagegen der Befund einer in früheren *Generationen* ausgeprägteren Homogamieneigung, obwohl dies über den ehemals stärkeren Einfluss gesellschaftlicher Normen durchaus plausibel zu erklären wäre. Allerdings ist die Bedeutung dieses Merkmals zur Trennung der Heiratsgruppen ohnehin sehr gering.

Dass die Tendenz zur „Abwärtsheirat“ auch mit der *subjektiven Schichteinstufung* zunimmt, ist an für sich keine Überraschung, wenn man annimmt, dass die Schichtzugehörigkeit mit dem Bildungsgrad korrespondiert. Dieses Ergebnis spricht jedoch auch dafür, dass die subjektive Schichteinstufung weitgehend mit der eigenen tatsächlichen Schichtzugehörigkeit übereinstimmt und nicht etwa von der Schichtzugehörigkeit des Partners bestimmt wird.

Die Einflussvariablen der *Gemeindegröße* und der *Geburt im heutigen Deutschland* führten uns zu den wenig überraschenden Ergebnissen, dass in kleineren Gemeinden eher homogam und unter Ausländern eher heterogam geheiratet wird. Für beide Tendenzen spielen wahrscheinlich insbesondere normative Kriterien eine Rolle.

Aufschlussreich ist der Vergleich des Heiratsverhaltens mit der *relativen Bildungsverbesserung* bzw. *-verschlechterung* des/der Sohnes/Tochter im Vergleich zum Vater. Hier konnten wir eine Tendenz zur Heirat einer Person aus der sozialen Herkunftsschicht konstatieren, was bei einer relativen Bildungsverbesserung einer spezifischen Neigung zur „Abwärtsheirat“ und bei einer relativen Bildungsverschlechterung einer Neigung zur „Aufwärtsheirat“ gleichkommt. Aufgrund dieser Tendenz zur Gegenmobilität durch Heirat werden individuelle Bildungserfolge (bzw. Bildungsmisserfolge) zum Teil wieder korrigiert und soziale Mobilitätsprozesse behindert. Ein solches Heiratsverhalten führt also zu einer Schließung sozialer Verkehrskreise.

Bei Berücksichtigung dieser acht Merkmalsvariablen können wir eine Person mit über 60-prozentiger Wahrscheinlichkeit richtig einer der Heiratsgruppen zuordnen, was einer Prog-

noseverbesserung von 20 Prozent und damit insgesamt einer signifikanten Bedeutung der Merkmale für das individuelle bildungsspezifische Heiratsverhalten entspricht.

Neben den Merkmalen, die zur Erklärung des Heiratsverhaltens beitragen, ist jedoch auch eine Betrachtung derjenigen Merkmale interessant, die zu keiner Trennung der Heiratsgruppen beitragen, also ein unterschiedliches bildungsspezifisches Heiratsverhalten *nicht erklären* können. So unterscheidet sich offensichtlich das bildungsspezifische Heiratsverhalten *nicht-verheirateter Paare* nicht von dem verheirateter Paare<sup>163</sup>. Auch die *Religiosität* scheint auf das Partnerwahlverhalten keinen bestimmenden Einfluss zu nehmen. Selbst Katholiken - also Anhänger einer in Ehefragen sehr konservativen Religion - heiraten in bezug auf die Bildung nicht anders als Anders- bzw. Ungläubige. Indirekt bestätigt werden die Ergebnisse des Kapitels 4.4.: Denn weder die persönliche *Wichtigkeit von Familie und Kindern* noch von *Beruf und Arbeit* wirken sich signifikant auf das Heiratsverhalten aus. Personen, denen Familie und Kinder wichtig sind, hätten nach der familienökonomischen Theorie eher heterogam, Personen, denen dagegen der Beruf besonders wichtig ist, nach der Competition-These eher homogam heiraten sollen. Wie schon weiter oben erörtert, spielen ökonomische Faktoren bei der Partnerwahl offenbar nur eine geringe Rolle. Bleibt noch der *Inglehart-Index*, bei dem wir erwartet hatten, dass materialistisch eingestellte Personen sich wettbewerbsorientierter verhalten und daher eher homogam heiraten als postmaterialistische Personen, denen Freiheit und Individualität wichtiger sind, was umgekehrt für ein heterogames Partnerwahlverhalten sprechen würde. Tatsächlich hatte der Inglehart-Index aber keinen Einfluss auf das Partnerwahlverhalten. Das individuelle bildungsspezifische Partnerwahlverhalten ist also offenbar losgelöst von materialistischen bzw. postmaterialistischen Einstellungen, was sich wiederum durch eine generelle Neigung zur Homogamie erklären lässt, die auch unter Postmaterialisten vorherrscht. Schließlich kann eine homogame Partnerwahl - soweit sie nicht auf äußeren Normen beruht - trotzdem eine individuelle Partnerwahl sein.

Insgesamt konnte die Diskriminanzanalyse also noch einige zusätzlich Erkenntnisse des bildungsspezifischen Partnerwahlverhaltens - über die Ergebnisse der loglinearen Analyse hinaus - liefern, mit denen wir unsere Partnerwahlanalyse abschließen wollen.

---

<sup>163</sup> vgl. Frenzel H., *Bildung und Partnerwahl*, S. 61ff., der mittels vergleichender loglinearer Analyse zu demselben Ergebnis kommt.

## 6. Fazit und Ausblick

Unsere Analyse hat gezeigt, dass das Partnerwahlverhalten sehr deutlich von dem Bildungsstand des Partners beeinflusst wird. Dabei konnten wir die Wirkung verschiedener *Mechanismen* beobachten, unter denen besonders die Homogamieneigung hervorstach. Deutliche Unterschiede zwischen den Heiratsneigungen der Männer und Frauen konnten wir nicht feststellen. Auch bei den erörterten räumlichen, zeitlichen und sozialen Vergleichen ließen sich nur relativ geringfügige Unterschiede in den bildungsbezogenen Heiratsneigungen erkennen. Jeweils waren es die Bildungsverteilungen, die wesentlich stärker divergierten. Die Neigung - aufgrund kultureller, intellektueller und wertorientierter, also „weicher“, Faktoren - für einen gleich oder ähnlich gebildeten Partner sowie die Homogenität der Präferenzen zwischen Männern und Frauen erwiesen sich damit als *konstituierende und konstante Kräfte* des bildungsspezifischen Partnerwahlverhaltens. Gleichwohl kann das Verhalten des einzelnen durch ganz vielfältige soziale Aspekte beeinflusst werden - wie dies in der diskriminanzanalytischen Untersuchung dargestellt wurde.

Erklärbar wurden die verschiedenen analysierten partnerschaftsstrukturierenden Mechanismen vor dem Hintergrund der anfangs diskutierten *Theorien* zum Partnerwahlverhalten. Als die Theorie mit der größten Bedeutung zur Interpretation der empirischen Befunde erwies sich - nachfrageseitig - die *Matching-These* der Austauschtheorie, die eine individuelle Präferenz für gleichartige Partner unterstellt. Andererseits entpuppte sich das bildungsspezifische Partnerwahlverhalten als zu komplex, als dass es durch eine Theorie erfasst werden könnte. Die empirisch beobachtete Partnerschaftsstruktur ist vielmehr nur durch ein Zusammenwirken aller theoretischen Erklärungsansätze zu verstehen.

Auf der *persönlichen Ebene* hat die Untersuchung deutlich gemacht, dass die Wahl eines Partners nicht allein durch eine individuelle, gefühlsbetonte Entscheidung zu erklären ist. Immer spielen auch dahinterliegende soziale - z.B. bildungsspezifische Faktoren - eine Rolle. Ihre Wirkung, der man sich auf der Mikroebene häufig nicht bewusst ist, macht sich erst durch einen Blick auf die *Makroebene* bemerkbar. Dass dies im besonderen Maße für die Bildung gilt, lässt sich aus unseren Ergebnissen ablesen.

Unter *gesellschaftlichen Aspekten* deutet die Bevorzugung der Heirat innerhalb sozialer Bildungsgruppen auf eine relative *Geschlossenheit* der bundesdeutschen Gesellschaft hin. Offenbar spielen bildungsspezifische Klassenschränken eine so bedeutende Rolle, dass sie das Heiratsverhalten ganz wesentlich determinieren. Dies hat sich trotz einer zunehmenden Individualisierung der Gesellschaft auch in der jüngeren Generation nicht geändert. Obwohl die Partnerwahl also vom einzelnen wahrscheinlich überwiegend als frei von gesell-

schaftlichen Normen wahrgenommen wird, findet seine Wahl doch vor dem Hintergrund einer Schichtung der Gesellschaft in verschiedene Bildungsklassen statt. Diese Schichtenwahrnehmung wird besonders deutlich in der Heiratsvermeidung - sprich sozialen Ausgrenzung - gegenüber HauptschulabsolventInnen ohne Berufsausbildung. Relativ geschlossen präsentiert sich aber auch die Gruppe der Abiturienten. Allerdings hat sich diese Geschlossenheit im Zeitverlauf nicht verstärkt, sondern ist relativ *konstant* geblieben<sup>164</sup>. Dies widerspricht der These einer möglichen Schließungstendenz aufgrund der Bildungsexpansion und eines damit verbundenen verstärkten Wettbewerbs um die Partner.

Insgesamt konnten wir mit den angewendeten statistischen Methoden der loglinearen Analyse und der Diskriminanzanalyse einen umfassenden und differenzierten Einblick in das bildungsspezifische Partnerwahlverhalten in Deutschland gewinnen. Völlig ausgeblendet wurden jedoch *psychologische Aspekte* und deren Auswirkungen auf die bildungsbezogene Partnerwahl. So könnten sich je nach der psychischen Disposition des einzelnen die festgestellten Mechanismen abschwächen oder verstärken. Eine Verknüpfung sozialer und psychologischer Aspekte könnte dementsprechend zu neuen Erkenntnissen führen. Ebenfalls interessant wäre es, in späteren Studien die Angleichung ostdeutscher und westdeutscher Partnerschaftsmuster, die sich in unserer Studie noch (wenn auch nur leicht) unterschieden haben, zu verfolgen. Auch *politische* oder *gesellschaftliche Veränderungen* könnten sich auf das Partnerwahlverhalten auswirken, auch wenn es sich in unserer Studie als relativ stabil erwiesen hat. So könnte die kulturelle Vermischung durch den europäischen Einigungsprozess dazu führen, dass mit dem Wegfall nationaler Schranken subjektiv auch die Schranken zwischen Bildungsklassen weniger stark wahrgenommen werden, die Neigung zur Heterogamie also ansteigt. Andererseits könnten jedoch auch - wie in den USA - Barrieren zwischen Bildungsgruppen die früheren Barrieren zwischen unterschiedlichen Völkern ersetzen. Gesellschaftlich schließlich mögen die zunehmende Kinderlosigkeit der deutschen Gesellschaft und die kommende Zuwanderung hochqualifizierter Ausländer die bildungsspezifischen Partnerwahlstrukturen verschieben. Sei es im ersten Fall durch eine steigende Neigung zur Homogamie (weil Beruf und Freizeit und damit auch die Bildung des Partners zunehmend in den Mittelpunkt rücken - auch wenn unsere Ergebnisse eher dagegen sprächen) oder im zweiten Fall durch eine stärkere Abschottung der Hochqualifizierten von den übrigen Bildungsschichten (weil ein größerer Partnerpool zur Verfügung steht). Diese Fragen mussten von uns unbeantwortet bleiben, bieten jedoch noch genügend

---

<sup>164</sup> Zwar hat sich der Anteil der bildungshomogamen Ehen - absolut gesehen - im Zeitverlauf erhöht, nach den Ergebnissen der loglinearen Analyse (vgl. Kap. 4.3.4) ist dieser Anstieg jedoch ausschließlich auf die veränderten Gelegenheitsstrukturen (sprich die Bildungsangleichung zwischen Männern und Frauen) zurückzuführen und nicht auf eine erhöhte Homogamie neigung bei der Partnerwahl.

interessanten Stoff für zukünftige Studien auf dem Gebiet der bildungsspezifischen Partnerwahl.



## 7. Literaturverzeichnis

**Andreß, H.J./ Hagnaars, J.A./ Kühnel, S.:** *Analyse von Tabellen und kategorialen Daten: Log-lineare Modell, latente Klassenanalyse, logistische Regression und GSK-Ansatz*, Heidelberg, 1997

**Backhaus, K./ Erichson, B./ Plinke, W./ Weiber, R.:** *Multivariate Analysemethoden: eine anwendungsorientierte Einführung*, Berlin/Heidelberg/New York, 2000

**Becker, G. S.:** *A Treatise on the Family*, Cambridge/London, 1981

**Blau, P. M./ Blum, T. C./ Schwartz, J. E.:** *Heterogeneity and Inter-marriage*, In: *American Sociological Review*, Vol. 47, 1982

**Blossfeld, H. P.:** *Bildungsexpansion und Tertiarisierungsprozess*, In: *Zeitschrift für Soziologie*, Vol. 13, 1984, S. 20ff.

**Blossfeld, H. P./ Timm, A.:** *Der Einfluss des Bildungssystems auf den Heiratsmarkt*, Jg. 49, 1997, S. 440ff.

**BMFSFJ:** *Familien und Familienpolitik im geeinten Deutschland*. Bundesministerium für Familie, Senioren, Frauen und Jugend. 5. Familienbericht, Bonn, 1995

**Bortz, J.:** *Statistik für Sozialwissenschaftler*, Berlin/Heidelberg, New York, 1999

**Brosius, F.:** *SPSS 8 – Professionelle Statistik unter Windows*, Bonn, 1998

**Brüderl, L.:** *Beruf und Familie: Frauen im Spagat zwischen zwei Lebenswelten*, In: Brüderl, Leokadia, Paetzold, Bettina (Hrsg.), *Frauenleben zwischen Beruf und Familie*, München, 1992

**Bühl, A./ Zöfel, P.:** *SPSS Version 10, Einführung in die moderne Datenanalyse unter Windows*, München, 2000

**Edwards, J.:** *Familial Behavior as Social Exchange*, In: *Journal of Marriage and the Family*, Vol. 31, S. 518ff.

**Epstein, E./ Guttman, R.:** *Mate Selection in Man: Evidence, Theory and Outcome*, In: *Social Biology*, Vol. 31, S.243ff.

**Fahrmeir, L./ Hamerle, A.:** *Multivariate statistische Verfahren*, Berlin/New York, 1984

**Frenzel, H.:** *Bildung und Partnerwahl*, In: *ZUMA Nachrichten* 36, 1995, S. 61ff.

**Geißler, R.:** *Bildungsexpansion und Bildungschancen*, In: *Informationen zur politischen Bildung*, Band 269, S. 39ff., München, 2000

**Geißler, R.:** *Ungleichheit zwischen Frauen und Männern*, In: *Informationen zur politischen Bildung*, Band 269, S.45ff., München, 2000

**Haller, M.:** *Klassenbildung und soziale Schichtung in Österreich - Analysen zur Sozialstruktur, sozialen Ungleichheit und Mobilität*, Frankfurt/New York, 1982

**Handl, J.:** *Berufschancen und Heiratsmuster von Frauen: Empirische Untersuchungen zu Prozessen sozialer Mobilität*, Frankfurt/New York, 1988

**Handl, J.:** *Mehr Chancengleichheit im Bildungssystem – Erfolg der Bildungsreform oder statistisches Artefakt?*, In: *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, Jg. 37, 1985, S. 698ff.

**Handl, J./ Mayer, K.U./ Müller, W. (Hg.):** *Klassenlagen und Sozialstruktur*, Frankfurt/New York, 1977

**Helwig, G.:** *Frauen zwischen Familie und Beruf. Der lange Weg zur Gleichberechtigung*, In: *Arbeitsgemeinschaft Jugend und Bildung e.V., Wir in Ost und West: Neugierig darauf, wie es weitergeht*, Wiesbaden, 1989

**Hill, P. B./ Kopp, J.:** *Familiensoziologie – Grundlagen und theoretische Perspektiven*, Stuttgart, 1995

**Hradil, S.:** *Sozialstruktur im Umbruch - Karl Martin Bolte zum 60. Geburtstag*, Opladen, 1985

**Hout, M.:** *The Associations between Husbands' and Wives' Occupations in Two Earner Families*, In: *American Journal of Sociology*, Jg. 88, S. 397ff.

**Inglehart, R.:** *Kultureller Umbruch: Wertewandel in der westlichen Welt*, Frankfurt/New York, 1989

**Jäckel, U.:** *Partnerwahl und Eheerfolg*, Stuttgart, 1980

**Klein, T. (Hrsg.):** *Partnerwahl und Heiratsmuster - Soziostrukturelle Voraussetzungen der Liebe*, Opladen, 2001

**Klein, T.:** *Entwicklung und Determinanten der bildungsbezogenen Partnerwahl*, In: *Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft*, Jg. 23, 1998, S. 123ff.

**Klein, T./ Lengerer, A.:** *Gelegenheit macht Liebe - die Wege des Kennenlernens und ihr Einfluss auf die Muster der Partnerwahl*, In: Klein T., *Partnerwahl und Heiratsmuster*

**Knoke, D.; Burke, P. J.:** *Log-Linear Models*, London, 1976

**Koch, A./ Kurz, K./ Mahr-George, H./Wasmer, M.:** *Konzeption und Durchführung der „Allgemeinen Bevölkerungsumfrage der Sozialwissenschaften“ (ALLBUS) 1998*, In: *ZUMA-Arbeitsbericht 99/02*, CD-ROM, 1999

**Krüger, H./ Born, C.:** *Vom patriarchalen Diktat zur Aushandlung - Facetten des Wandels der Geschlechterrollen in familialen Generationenverbund*, In: *Generationen in Familie und Gesellschaft*, Kohli, M./Szydlik, M., Opladen, 2000

**Litz, H.P.:** *Multivariate Statistische Methoden und ihre Anwendung in den Wirtschafts- und Sozialwissenschaften*, München/Wien, 2000

**Mare, R. D.:** *Five Decades of Educational Assortive Mating*, In: *American Sociological Review*, Vol. 56, 1991, S. 15ff.

**Mayer, K.U.:** *Statushierarchie und Heiratsmarkt* -Empirische Analysen zur Struktur des Schichtungssystems in der Bundesrepublik und zur Ableitung einer Skala des sozialen Status, In: Handl J. et al., *Klassenlagen und Sozialstruktur*

**Meuther, A.:** *Partnerwahl in der Landwirtschaft*, Bonn, 1987

**Möhle, S.:** *Partnerwahl in historischer Perspektive*, In: Klein T., *Partnerwahl und Heiratsmuster*, Opladen, 2001

**Murstein, B.:** *Paths to Marriage*, 1986, Beverly Hills/London

**Norušis, M.J.:** SPSS for Windows, *Advanced Statistics*, Release 6.0, Chicago, 1993

**Norušis, M.J.:** SPSS *Advanced Statistics User's Guide*, Chicago, 1990

**Norušis, M.J.:** SPSS *Base System User's Guide*, Chicago, 1990

**Norušis, M.J.:** *SPSS Reference Guide*, Chicago, 1990

**Popper, K.R.:** *Logic of Scientific Discovery*, London, 1959

**Rüffer, W.:** *Bildungshomogamie im internationalen Vergleich* - die Bedeutung der Bildungsverteilung, In: Klein T., *Partnerwahl und Heiratsmuster*, Opladen, 2001

**Schmidt, M.:** *Karrierefrauen und Partnerschaft*, Münster/New York, 1989

**Schoen, R./ Wooldredge, J. :** *Marriage Choices in North Carolina and Virginia, 1969-71 and 79-81*, In: *Journal of Marriage and the Family*, Vol. 51, S. 465ff.

**Schriftreihe des Bundesministers für Jugend, Familie und Gesundheit, Band 170:** *Nichteheliche Lebensgemeinschaften in der Bundesrepublik Deutschland*, Stuttgart/Berlin/Köln/Mainz, 1985

**Schweitzer von, R.:** *Hausfrauen*, In: Lissner A., Süßmuth R., Walter K. (Hrsg.), *Frauenlexikon*, Freiburg, 1988

**Solga, H.:** Auf dem Weg in eine klassenlose Gesellschaft. *Klassenlagen und Mobilität* zwischen Generationen in der DDR, Diss., FU Berlin

**Statistisches Bundesamt:** *Datenreport 1987: Zahlen und Fakten über die Bundesrepublik Deutschland*, Bonn, 1987

**Statistisches Bundesamt:** *Statistisches Jahrbuch 1991 für das vereinte Deutschland*, Wiesbaden, 1991

**Statistisches Bundesamt:** *Statistisches Jahrbuch 1994 für die Bundesrepublik Deutschland*, Wiesbaden, 1994

**Statistisches Bundesamt:** *Statistisches Jahrbuch 1996 für die Bundesrepublik Deutschland*, Wiesbaden, 1991

**Statistisches Bundesamt:** *Statistisches Jahrbuch 1998 für die Bundesrepublik Deutschland*, Wiesbaden, 1991

**Statistisches Bundesamt:** *Statistisches Jahrbuch 1999 für die Bundesrepublik Deutschland*, Wiesbaden, 1999

**Stiksrud, A.:** *Jugend im Generationen-Kontext, Sozial- und Entwicklungspsychologische Perspektive*, Opladen, 1994

**Teckenberg, W.:** *Wer heiratet wen? – Sozialstruktur und Partnerwahl*, Opladen, 2000

**Wingen, M.:** *Nichteheliche Lebensgemeinschaften*, Zürich, 1984

**Winch, R. F.:** The Theory of Complementary Needs in *Mate-Selection*, In: *American Sociological Review*, Vol. 20, S. 553ff.

**Wirth, H.:** *Bildung, Klassenlage und Partnerwahl*, Opladen, 2000

**Wirth, H.:** *Wer heiratet wen? – Die Entwicklung der bildungsspezifischen Heiratsmuster in Westdeutschland*, In: *Zeitschrift für Soziologie*, Jg. 25, 1996

**Wirth, H./ Lüttinger, P.:** *Klassenspezifische Heiratsbeziehungen im Wandel? - Die Klassenzugehörigkeit von Ehepartnern 1970 und 1993*, In: Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie, Jg. 50, 1998

**Wollschläger, A.:** *Geschichte und Geschehen Niedersachsen G4*, Geschichtliches Unterrichtswerk für die Sekundarstufe 1, S. 232-237, Leipzig, 1999

**Ziegler, R.:** *Bildungsexpansion und Partnerwahl*, In: Hradil, Stefan (Hrsg.): Sozialstruktur im Umbruch, Opladen, 1985

## 8. Abbildungsverzeichnis

### 1. Einleitung

### 2. Theoretische Grundlagen und bisherige Forschungsergebnisse

Abb. Nr.	Titel	Seite
Abb. 2-1:	Verhältnis der Bildungsverteilungen von Männern zu Frauen	12
Abb. 2-2:	Homogamie und Heterogamie im Wandel	13
Abb. 2-3:	Partnerschaftschancen von Frauen und Männern 1989	14
Abb. 2-4:	Assoziationskoeffizienten nach Kohorten	17
Abb. 2-5:	Devianzwerte verschiedener loglinearer Modelle	18
Abb. 2-6:	Parameterschätzung loglinearer Modelle	19
Abb. 2-7:	Bildungshomogamie und Indikatoren nach Land	23

### 3. Bildungsspezifische Partnerschaftsmuster in Deutschland

Abb. 3-1:	Organigramm zur Aufteilung der Fälle	31
Abb. 3-2:	Partnerschaftshäufigkeiten in Abhängigkeit vom Bildungsniveau	34
Abb. 3-3:	Überschusshäufigkeiten der Männern in den jeweiligen Bildungsklassen	34
Abb. 3-4a:	Partnerwahl der Frauen (Spaltenprozent)	35
Abb. 3-4b:	Partnerwahl der Männer (Zeilenprozent)	35
Abb. 3-5:	Partnerschaftsmuster in Abhängigkeit von der männlichen und weiblichen Bildung	37
Abb. 3-6:	Homogamie/Heterogamie	38
Abb. 3-7:	Familienstand und Glücklichkeit	39
Abb. 3-8:	Logarithmierte Häufigkeiten	41
Abb. 3-9:	Convergence Information	49
Abb. 3-10:	Parameter Estimates	50
Abb. 3-11:	Beobachtete und erwartete Häufigkeiten	51
Abb. 3-12:	Goodness-of-fit test statistics	51
Abb. 3-13:	Scatterplot-Matrix	52
Abb. 3-14:	Q-Q-Diagramm standardisierter Residuen	53
Abb. 3-15:	Absolute Residuen	54
Abb. 3-16:	Standardisierte Residuen	55
Abb. 3-17:	Assoziationstabelle	56
Abb. 3-18:	Beobachtete und erwartete Häufigkeit im Linear-by-linear- Modell	59
Abb. 3-19:	Parameter Estimates	60
Abb. 3-20:	Goodness-of-fit-Statistics	60
Abb. 3-21:	Beobachtete und erwartete Häufigkeit im Quasi- Unabhängigkeitsmodell	62
Abb. 3-22:	Assoziationstabelle im Quasi-Unabhängigkeitsmodell	62
Abb. 3.23:	Goodness-of-fit-Statistics	63
Abb. 3-24a:	Test der Dreieckssymmetrie	65
Abb. 3-24b:	Test der Dreieckssymmetrie	65
Abb. 3-25:	Dateninput des Symmetrie-Modells	65
Abb. 3-26:	Goodness-of-fit-Statistics	66
Abb. 3-27:	Beobachtete und erwartete Häufigkeit im angepassten Symmetrie- Modell	68
Abb. 3-28:	Goodness-of-fit-Statistics	68

Abb. 3-29:	Goodness-of-fit-Statistics	69
Abb. 3-30:	Homogamieeffekte	71
Abb. 3-31:	Affinitätseffekte	73
Abb. 3-32:	Hypergamieeffekt	73
Abb. 3-33:	Modellierte Nachfragemechanismen	74
Abb. 3-34:	Modellformulierung	74
Abb. 3-35:	Ergebnisse der Modellüberprüfung	76
Abb. 3-36:	$\mu$ -Werte für Modell 5	78

#### 4. Bildungsspezifische Partnerschaftsmuster im Vergleich

Abb. 4-1:	Erhebungsgebiet Ost-West	87
Abb. 4-2:	Erhebungsgebiet Ost-West	87
Abb. 4-3a:	Bildungsverteilung im Westen	88
Abb. 4-3b:	Bildungsverteilung im Osten	88
Abb. 4-4a:	Partnerschaftsmuster in Westdeutschland	88
Abb. 4-4b:	Partnerschaftsmuster in Ostdeutschland	88
Abb. 4-5a:	Partnerschaftsmuster in Westdeutschland	88
Abb. 4-5b:	Partnerschaftsmuster in Ostdeutschland	88
Abb. 4-6a:	Partnerwahl der Männer und Frauen im Westen	89
Abb. 4-6b:	Partnerwahl der Männer und Frauen im Osten	89
Abb. 4-7a:	Beobachtete und erwartete Häufigkeiten bei der Partnerwahl im Westen	90
Abb. 4-7b:	Beobachtete und erwartete Häufigkeiten bei der Partnerwahl im Osten	91
Abb. 4-8a:	Assoziationstabelle für Westdeutschland	92
Abb. 4-8b:	Assoziationstabelle für Ostdeutschland	92
Abb. 4-9:	Ergebnisse der Modellüberprüfung	95
Abb. 4-10:	Partnerschaftsmuster zwischen dem Befragtem und dem Partner in Abh. vom Alter	100
Abb. 4-11:	Aufteilung der Paare in unserem Datensatz	101
Abb. 4-12:	Aufteilung der Paare	101
Abb. 4-13a:	Bildungsverteilung für die jüngeren Paare	104
Abb. 4-13b:	Bildungsverteilung für die älteren Paare	104
Abb. 4-14a:	Partnerschaftsmuster bei jungen Paaren	105
Abb. 4-14b:	Partnerschaftsmuster bei alten Paaren	105
Abb. 4-15a:	Partnerschaftsmuster bei jungen Paaren	105
Abb. 4-15b:	Partnerschaftsmuster bei alten Paaren	105
Abb. 4-16a:	Assoziationstabelle bei jungen Paaren (18-35 Jahre)	106
Abb. 4-16b:	Assoziationstabelle bei alten Paaren (36-99 Jahre)	106
Abb. 4-17:	Modellformulierung	108
Abb. 4-18:	Ergebnisse der Modellüberprüfung	109
Abb. 4-19:	Häufigkeit Partnerschaftsformen	115
Abb. 4-20:	Bildung Hausfrauen/berufstätige Frauen	116
Abb. 4-21:	Partnerwahl der Frauen (Spaltenprozente)	117
Abb. 4-22:	Homo-, Hyper- u. Hypogamie	117
Abb. 4-23:	Assoziationstabelle im Vergleich	118
Abb. 4-24:	Modellformulierung	119
Abb. 4-25:	Ergebnisse der Modellformulierung	120



## 5. Gruppenspezifische Betrachtung des Heiratsverhaltens: Aufwärtsheirat, Abwärtsheirat oder Homogamie

Abb. 5-1:	Trenngerade der Diskriminanzfunktion	128
Abb. 5-2:	Streuung der Gruppen auf der Diskriminanzfunktion	128
Abb. 5-3:	Rotation der Diskriminanzachse	130
Abb. 5-4:	Bedeutung der Merkmalsvariablen	134
Abb. 5-5:	Aufgenommene Variablen	140
Abb. 5-6:	Kanonische Diskriminanzfunktionskoeffizienten	140
Abb. 5-7a:	Eigenwerte	141
Abb. 5-7b:	Wilks' Lambda	141
Abb. 5-8:	Erklärungsanteile der aufgenommenen Variablen	142
Abb. 5-9:	Strukturmatrix	143
Abb. 5-10:	Funktionen bei den Gruppen-Zentroiden	143
Abb. 5-11:	Gruppendurchschnitte	144
Abb. 5-12:	Korrelationstabelle: Partnerschaftsmuster – Bildungsdifferenz Sohn-Vater	146
Abb. 5-13:	Korrelationstabelle: Partnerschaftsmuster – subjektive Schicht- einstufung	146
Abb. 5-14:	Korrelationstabelle: Partnerschaftsmuster – Größenklasse der po- litischen Gemeinde	147
Abb. 5-15:	Klassifizierungsmatrix	148
Abb. 5-16:	A-priori-Wahrscheinlichkeiten der Gruppen	149
Abb. 5-17:	Territorial Map	150

# BEI GRIN MACHT SICH IHR WISSEN BEZAHLT



- Wir veröffentlichen Ihre Hausarbeit, Bachelor- und Masterarbeit
- Ihr eigenes eBook und Buch - weltweit in allen wichtigen Shops
- Verdienen Sie an jedem Verkauf

Jetzt bei [www.GRIN.com](http://www.GRIN.com) hochladen  
und kostenlos publizieren

