

## **Kapitel 2**

### **Strukturkontrollen:**

# **Stichprobenausschöpfung und die Verteilung soziodemographischer Kennwerte in der Primärerhebung 1992 und der Replikation 1999 einer Befragung niedergelassener Ärzte in der Bundesrepublik Deutschland**

**Klaus Birkelbach**

## **1 Vorbemerkungen: Warum „Repräsentativitätsuntersuchungen“?**

Wer die Ergebnisse zweier, um einige Jahre zeitversetzt erhobener Querschnittsbefragungen miteinander vergleichen möchte und aus den Differenzen der Ergebnisse zwischen den Zeitpunkten auf tatsächliche, durch veränderte historische Rahmenbedingungen verursachte Veränderungen in der Grundgesamtheit schließen will, der muss sich der Vergleichbarkeit seiner Stichproben sehr sicher sein. Andernfalls besteht die Gefahr, dass Differenzen, die auf Unterschieden in der Stichprobe beruhen als historische Veränderungen interpretiert werden, obgleich sie doch nichts weiter als Artefakte der Stichprobenziehung durch die Forscher und des Response-Verhaltens der Befragten sind. Und umgekehrt ist es natürlich aus den gleichen Gründen möglich, dass tatsächliche Entwicklungen sich nicht in den Daten widerspiegeln.

Diese Gefahren lassen sich durch eine eindeutige Definition der Grundgesamtheit und durch die Zufallsauswahl der Untersuchungseinheiten einer hinreichend umfangreichen Stichprobe auf Seiten des Forschers reduzieren. Für die 1992 durchgeführte Primärerhebung der Studie „Arztwahl und ärztliche Praxis im sozialen Wandel“ wird die Stichprobenziehung von Kaross/Marx/Spindler (1995) beschrieben, für die Replikation 1999 von Brechtel/Birkelbach (2001). Es handelt sich in beiden

Fällen um eine disproportional nach dem Kriterium einer gleichen Stichprobengröße für die alten und neuen Bundesländer geschichtete Zufallsauswahl niedergelassener Allgemein-/Praktischer Ärzte und Internisten. In der Primärerhebung erfolgte darüber hinaus die Zufallsauswahl der Zielpersonen in den jeweiligen Ziehungsgebieten gemäß der tatsächlichen Verteilung des Merkmals des ärztlichen Fachgebietes (Allgemein-/Praktische Ärzte und Internisten), während in der Replikation auf diese zweite, der Zufallsauswahl aus dem Adressregister der Bezieher des Deutschen Ärzteblattes vorgeschaltete Schichtungsebene verzichtet wurde.

Aber auch durch ein geeignetes (Zufalls-)Auswahlverfahren können Probleme der Stichprobenzusammensetzung nicht völlig ausgeschaltet werden, weil der Forscher auf die Kooperation der Zielpersonen angewiesen ist. Problematisch wird es immer dann, wenn die Kooperationsbereitschaft mit zentralen Variablen der Untersuchung zusammenhängt. Dies zu belegen ist in Querschnittsuntersuchungen i.d.R. aber nicht möglich, weil man über die Verweigerer nichts oder nur sehr wenig weiß, vor allem nicht, wie sie die für den Forschungsgegenstand interessanten Fragen beantworten würden.<sup>1</sup>

Häufig behilft man sich in dieser Situation mit einem Vergleich der durch die Datenerhebung gewonnenen Daten mit bereits bekannten Daten der Grundgesamtheit. Solche „Repräsentativitätsbeweise“, wie sie gerade in der kommerziellen Umfrageforschung häufig vorgelegt werden, sind freilich äußerst problematisch: Eine Übereinstimmung zwischen Stichprobe und Grundgesamtheit hinsichtlich einiger soziodemographischer Merkmale wie z.B. Alter, Geschlecht oder Schulbildung sagt häufig nur wenig oder nichts über die Selektivität hinsichtlich der eigentlich interessierenden Untersuchungsfragen – es sei denn, man könnte theoretisch begründen, inwieweit solche soziodemographischen Merkmale die Antworten in ihrer Tendenz beeinflussen vermögen (vgl. Schnell 134ff).

Dies ist bei einigen wichtigen Strukturvariablen der Studie „Arztberuf und Ärztliche Praxis im sozialen Wandel“ zumindest eingeschränkt möglich. Die Schwierigkeiten für einen solchen Vergleich liegen darin, angesichts der sehr speziellen

---

<sup>1</sup> In einem Panel sind dagegen detailliertere Ausfalluntersuchungen auf der Basis der Daten vorausgegangener Wellen möglich (vgl. Birkelbach 1998).

Grundgesamtheit (niedergelassene Allgemein-/Praktische Ärzte und Internisten, jeweils in den alten und neuen Bundesländern) geeignete Vergleichsdaten zu bekommen. Die vielfältigen Schwierigkeiten bei der Beschaffung geeigneter Vergleichsdaten werden von Kaross/Marx/Spindler (1995: 41-42) ausführlich dargestellt. Im Folgenden wird i.d.R. auf veröffentlichte Daten der Bundesärztekammer (BÄK) und der Kassenärztlichen Bundesvereinigung (KBV) zurückgegriffen.

Im Folgenden wird zunächst die Stichprobenausschöpfung der Primärerhebung 1992 und der Replikation 1999 getrennt für die alten und neuen Bundesländern miteinander verglichen. Anschließend wird – immer für beide Erhebungsgebiete getrennt – die Verteilung verschiedener soziodemographischer Kennwerte (Gemeindegröße, Geschlecht, Altersstruktur, Zeitpunkt der Praxisübernahme und ärztliches Fachgebiet (Allgemein-/Praktischer Arzt oder Internist) zwischen beiden Erhebungszeitpunkten miteinander und – wo möglich, mit den entsprechenden Kennwerten in der Grundgesamtheit verglichen. Darüber hinaus wird ein Vergleich mit den Daten der 1998 durchgeführten Panelerhebung durchgeführt. Sollten eventuelle Verschiebungen in den Verteilungen der beiden Querschnitte auch dort sichtbar werden, dann kann zumindest ausgeschlossen werden, dass diese auf eine möglicherweise problematische Stichprobenziehung für den Querschnitt 1999 zurückzuführen sind, sondern dass sie eine generelle Tendenz im Befragtenverhalten widerspiegeln.

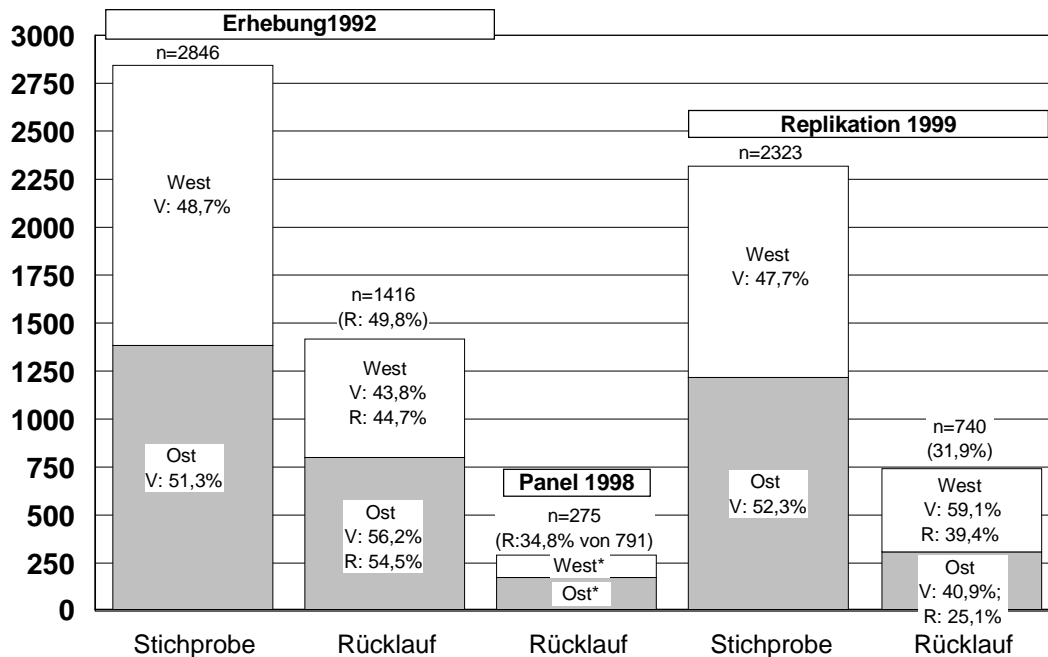
## **2 Analysen**

### **2.1 Stichprobenausschöpfung 1992 und 1999 im Ost/West-Vergleich**

Wie bereits die Primärerhebung 1992 (Kaross/Marx/Spindler 1995) war auch die Replikation 1999 als Stichprobe der niedergelassenen Allgemein-/Praktischen Ärzte und Internisten in den alten und neuen Bundesländern Deutschlands konzipiert. Angestrebt war jeweils eine disproportionale Schichtung nach den beiden Befragungsgebieten alte und neue Bundesländer von jeweils 50%, so dass auch die Ärzte in den neuen Ländern in einer für statistische Analysen hinreichend umfangreichen Stichprobe repräsentiert werden und statistisch abgesicherte Vergleiche möglich sind. Diese Vorgehensweise ist unproblematisch, solange die Daten für die beiden Erhebungsgebiete getrennt analysiert werden. Ist eine Analyse über beide Er-

hebungsgebiete hinweg geplant, müssen die Daten durch entsprechende Gewichtungsfaktor korrigiert werden (vgl. Kaross/Marx/Spindler 1995: 37ff).

Abbildung 1 Stichprobenausschöpfung 1992 und 1999, Ost/West Verteilung



V: Verteilung innerhalb der Stichprobe, R: Rücklauf bezogen auf das jeweilige Ziehungsgebiet.

\*Rücklauf im **Panel** 1998: Basis n=791 wegen einer großen Zahl neutraler Ausfälle (vgl. Brechtel 2000: 30-35). Verteilung im Panel: West: 39,3%, Ost: 60,7%. Berücksichtigt wurden n=275 auswertbare Fragebögen, weitere 14 Fragebögen konnten nicht eindeutig einem Teilnehmer der 92er Befragung zugeordnet werden.

Die für 1992 ausgewiesenen Anteile unterscheiden sich aufgrund nachträglicher Datenkorrekturen geringfügig von den von Kaross / Marx / Spindler (1995: 34) berichteten.

Auswahlgesamtheit war bei beiden schriftlichen Befragungen die Datei der Adressen aller niedergelassenen Praktischen Ärzte bzw. Ärzte für Allgemeinmedizin und Internisten, die beim Deutschen Ärzteverlag für den Versand des Deutschen Ärzteblattes geführt wird.

Die bereinigten Ausgangsstichproben der Erhebungen 1992 und 1999 enthalten jeweils zu etwa gleichen Anteilen Ärztinnen und Ärzte aus den alten und den neuen Bundesländern - mit jeweils einem leichten Übergewicht auf Seiten der neuen Länder. Mit einem Rücklauf von insgesamt 49,8% ist die Antwortbereitschaft gerade bei einer schwierig zu befragenden Population wie der Ärzteschaft beachtlich – sicher auch, weil das Thema der Befragung die Befragten in hohem Maße auch per-

sönlich betrifft. Deutliche Unterschiede gibt es allerdings zwischen den beiden Befragungsgebieten: Während nur 44,7% der westdeutschen Befragten antworten, sind es in den neuen Bundesländern mit 54,5% deutlich mehr. Im Jahre 1999 liegt die Antwortbereitschaft mit einer Rücklaufquote von 31,9% zwar insgesamt deutlich niedriger als sieben Jahre zuvor, aber immer noch in dem Bereich, der in anderen schriftlichen Befragungen von Ärzten (z.B. Andersen/Schulenberg 1988, Papst/Rothkötter 1996, Dommies/Großer 1997), die allgemein als eine schwierig zu befragende Gruppe gelten, erzielt wird. Der Rückgang ist vor allem auf die gegenüber 1992 deutlich geringere Rücklaufquote (von 54,4% auf 25,1%) der Ärztinnen und Ärzte in den neuen Bundesländern zurückzuführen, während der Rücklauf im Westen nur geringfügig von 44,7% auf 39,4% abnimmt. Über die Ursachen der geringeren Teilnahmebereitschaft in den neuen Ländern kann nur spekuliert werden: Möglicherweise wurden die Ärzte und Ärztinnen in den neuen Ländern in den letzten Jahren aufgrund der besonderen Situation häufiger als ihre Kollegen im Westen befragt, so dass hier eine Form von „Überbefragung“ (vgl. Schnell 1997: 171-173) vorliegt. Dagegen spricht allerdings, dass in der 1998 durchgeführten Panelerhebung zum gleichen Thema im Osten sogar eine gegenüber dem Westen erhöhte Teilnahme zu verzeichnen war.

Auf der Basis der Verteilungen in den Stichproben und der jeweiligen Verteilung der Bevölkerungsanteile in den alten und neuen Bundesländern wurden die in der folgenden Übersicht zusammengefassten Gewichte für Analysen, bei denen der Wohnort in den alten bzw. den neuen Bundesländern als unabhängige Variable berücksichtigt werden soll, errechnet.

Tabelle 1 Gewichtungsfaktoren (Alte und neue Bundesländer)

	1992		1999	
	Gewicht	n	Gewicht	n
Alte Bundesländer	1,7455	1082	1,4593	637
Neue Bundesländer	0,4193	334	0,3368	102
		1416		739

## 2.2 Gemeindegröße

Zu beiden Zeitpunkten wurde die Größe der Gemeinde, in der sich die Praxis befindet, auf einer fünfstufigen Skala erhoben. In Abbildung 2 wird die Stichprobenzusammensetzung hinsichtlich dieses Merkmals zwischen beiden Zeitpunkten und beiden Landesteilen verglichen. Darüber hinaus wird die Verteilung in der 1998 durchgeführten Panelbefragung dargestellt. Ein zusätzlicher Vergleich mit den bereinigten Ausgangsstichproben ist leider nicht möglich.

Im Jahre 1992 gibt es einen bemerkenswerten Unterschied zwischen den Befragten aus den alten und den neuen Bundesländern: Während im Osten 21,8% der befragten Ärzte aus Großstädten mit mehr als 500.000 Einwohnern kommen, sind es im Westen lediglich 13,4%. Vergleicht man diese Zahlen mit dem Anteil der Bevölkerung, der zum Jahresende 1991 in Großstädten mit mehr als 500.000 Einwohnern lebte (West: 16,6% und Ost: 11,3% (Statistisches Bundesamt 1992: 62/63)), dann erscheinen 1992 in den neuen Länder die Ärzte aus Großstädten überrepräsentiert, auch wenn man bedenkt, dass die Arzt/Einwohnerrelation nicht überall gleich sind (vgl. KBV 1999: A28).<sup>2</sup>

<sup>2</sup> In ländlichen Gebieten kommen weniger Einwohner auf einen niedergelassenen Allgemein-/Praktischen Arzt, während ein Internist dort eine größere Zahl Patienten zu betreuen hat (vgl. KBV 1999: A28). Insgesamt ist die Arztdichte in den Stadtstaaten Bremen, Hamburg und Berlin am höchsten (KBV 1999: A6).

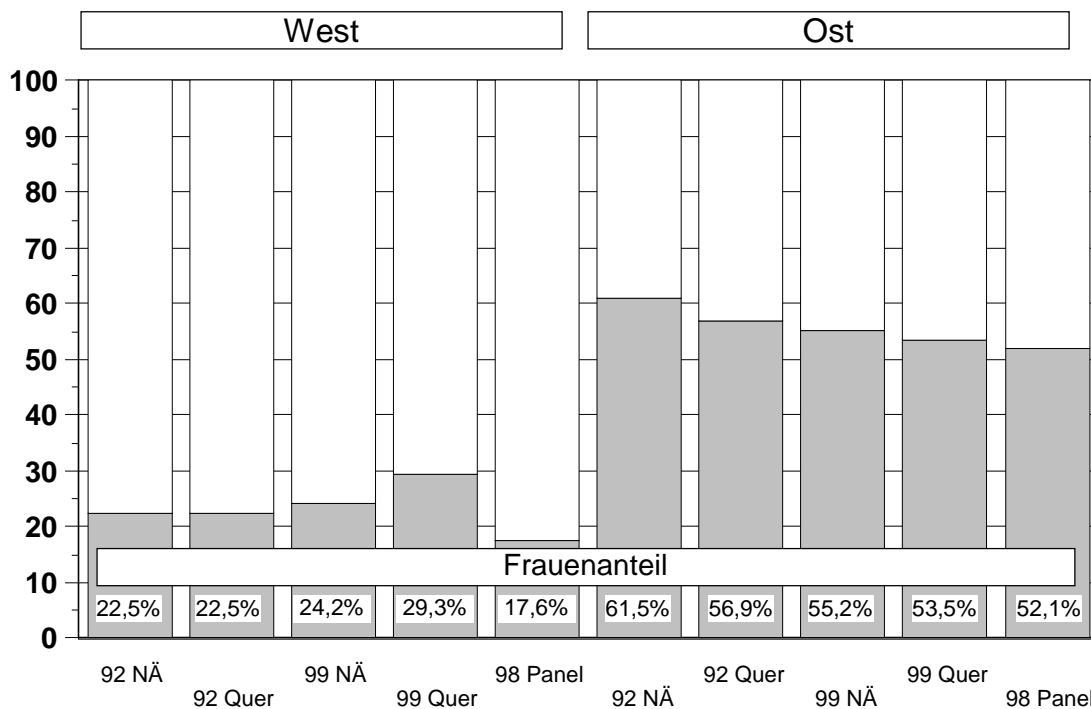
*Abbildung 2 „Wie groß ist die Gemeinde, in der sie arbeiten?“*

*n: siehe Abbildung 1*

In der Replikation 1999 finden wir gegenüber der Stichprobe 1992 deutliche Verschiebungen. In den alten Bundesländern haben sich nun wesentlich mehr Ärztinnen und Ärzte aus großstädtischen Ballungsräumen (über 500.000 Einwohner) an



Abbildung 3 Ärztinnen und Ärzte in den alten und neuen Ländern (1992 u. 1999)



NÄ: Niedergelassene Ärzte (Datenquelle: Bundesärztekammer 1992: 24ff, KBV 1999: A14), Quer: Querschnitt .

Wie Abbildung 3 zeigt, ist der Frauenanteil unter den befragten Allgemein-/Praktischen Ärzten und Internisten zu beiden Zeitpunkten in den alten Bundesländern (1992: 22,5%, 1999: 29,3%) tatsächlich deutlich niedriger als in den neuen Ländern, wo er bei 56,9% (1992) und 53,5% (1999) liegt. Diese Zahlen repräsentieren die tatsächliche Verteilung recht gut: Unter den niedergelassenen Ärzten beträgt der Frauenanteil zum 31.12.91 in den neuen Ländern 61% und in den alten Ländern 22,5% (Bundesärztekammer 1992: 24ff, vgl. Reifferscheid 1996: 90ff ).<sup>4</sup> Im Jahre 1999 beträgt der Frauenanteil unter den niedergelassenen Vertragsärzten im Westen 24,2% und im Osten 55,2% (KBV 1999: A14, eigene Berechnungen). Nach gleicher Quelle beträgt der Frauenanteil 1999 unter den Allgemein-/Praktischen Ärzten im Westen 29,7% und im Osten 58%.<sup>5</sup> Auch die Entwicklung der Verteilung spiegelt

<sup>4</sup> Dabei ist zu berücksichtigen, dass diese Zahlen auch alle Gebietsärzte umfassen, bei denen der Frauenanteil niedriger liegt als bei den Allgemein-/Praktischen Ärzten (vgl. auch KBV 1999: A16).

<sup>5</sup> Da die Statistik der KBV die Zahlen für Berlin nicht differenziert für den Ost- und Westteil Berlins ausweist, sind diese in Berechnungen nicht berücksichtigt. Zur Vollständigkeit: Der Frauenanteil unter allen Berliner Vertragsärzten beträgt 48,4%, unter den Praktischen-/Allgemeinärzten 57,2%.

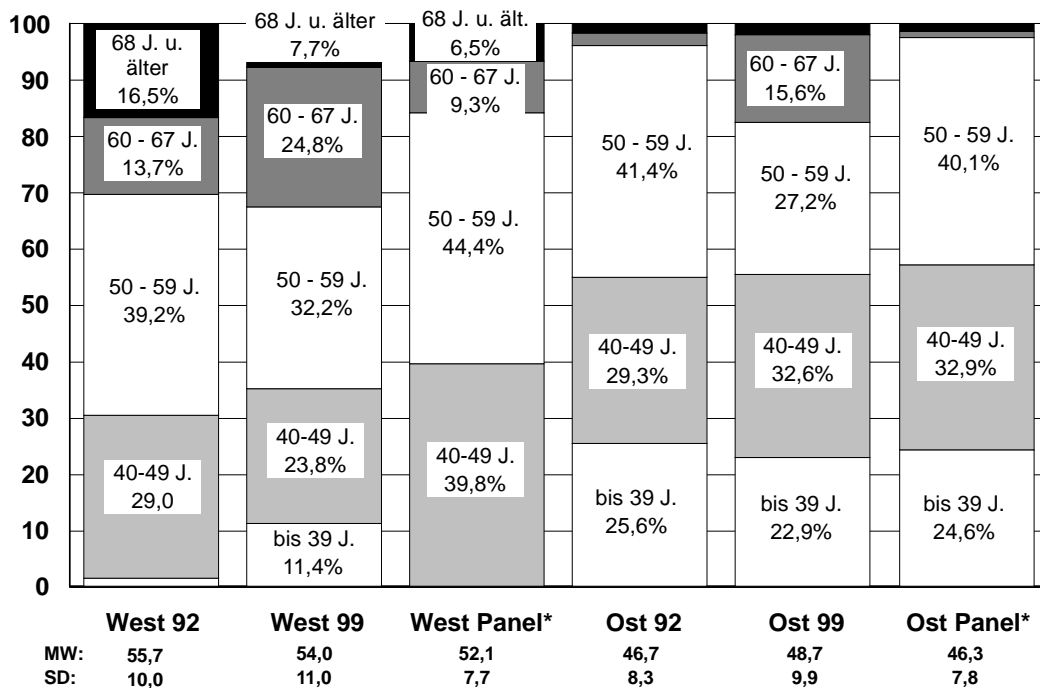
sich in unseren Daten wider: Zwischen 1992 und 1999 nähern sich die Verteilungen in den alten und neuen Bundesländern tendenziell etwas an: Der Anteil an Ärztinnen steigt im Westen geringfügig und sinkt leicht im Osten.

Eine Abweichung, die nur das Panel betrifft, erscheint erwähnenswert. Während die Geschlechterverteilung in der Primärerhebung 1992 recht gut die Grundgesamtheit zu repräsentieren scheint, ist dies 1998 nur noch in den neuen Bundesländern der Fall. Im Westen dagegen sinkt der Frauenanteil relativ stark auf nunmehr nur noch 17,6%. Allerdings sollte dieser Rückgang angesichts der geringen Fallzahlen (n=19 Ärztinnen im Westen) nicht überbewertet werden.

#### **2.4 Altersstruktur der Stichproben**

Die Altersstruktur der Befragten aus den alten Bundesländern im Jahre 1992 ist gegenüber der Altersstruktur der niedergelassenen Ärzte im Westen deutlich nach oben verschoben. Vergleichszahlen für die neuen Bundesländer liegen nicht vor. Kaross/Marx/Spindler (1995: 44f) zeigen, dass die Altersgruppen unter 50 Jahren unterrepräsentiert und die Gruppen oberhalb dieser Grenze spiegelbildlich überrepräsentiert sind: In der Grundgesamtheit der Praktischen-/Allgemeinärzte und Internisten in Westdeutschland liegt der Anteil der unter 50jährigen Ärzte bei 60,6%, in der Stichprobe ist er nur etwa halb so groß und beträgt 30,6%. Betrachtet man nur die Panelteilnehmer 1998, dann hat sich die Situation etwas entschärft, denn viele Befragte der höchsten Altersgruppe haben zwischenzeitlich ihre Praxis aufgegeben und daher auch an der Wiederbefragung nicht teilgenommen.

Abbildung 4 Altersstruktur der Stichprobe 1992 und 1999



\*Panel: Alter der Panelteilnehmer 1992

In den alten Bundesländern ist die Stichprobe der Replikation 1999 im Schnitt etwas jünger als die der Primärerhebung (1992: 55,7 Jahre, 1999: 54,0 Jahre). Für diesen Zeitpunkt liegen nur Vergleichsdaten für Gesamtdeutschland (KBV 1999: A25) vor. Das Durchschnittsalter der deutschen Allgemein-/ Praktischen Ärzte und Internisten beträgt 49,4 Jahre (KBV 1999: A25, eigene Berechnung) und liegt damit noch einmal 4,6 Jahre niedriger als in der Stichprobe (West).

Die Altersstruktur beider Stichproben für die neuen Bundesländer unterscheidet sich deutlich von jenen für die alten Länder. Das Durchschnittsalter liegt 1992 bei 46,7 Jahren und 1999 bei 48,7 Jahren. Dies ist natürlich ein Resultat des rapiden Strukturwandels des Gesundheitswesens der neuen Länder nach ihrem Beitritt zur Bundesrepublik (vgl. Wasem 1995, Endres 1996). Den Schritt von der staatlichen Poliklinik zur Niederlassung in einer eigenen Praxis mit den dazu notwendigen hohen Investitionen haben vor allem jüngere Ärzte vollzogen, während ältere Ärzte diesen Schritt nur höchst selten gewagt haben. Dies deckt sich mit den Ergebnissen, die Wasem (1995: 303) anhand des Arztbarometers 1990 für den Einfluss des Alters auf die Niederlassungsneigung ermittelt.

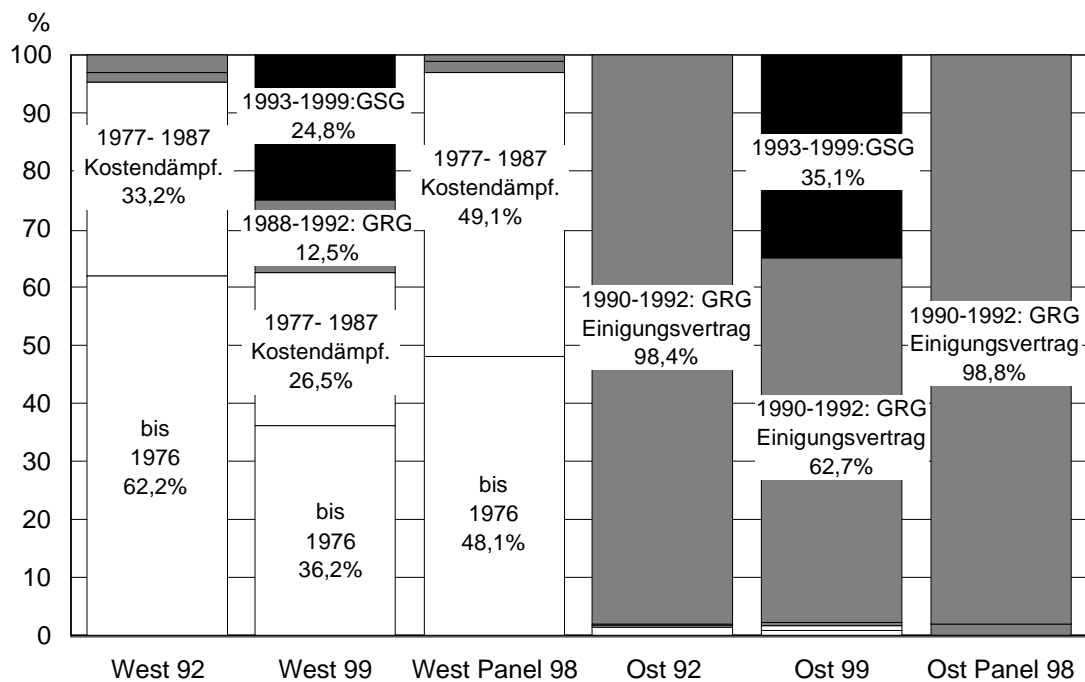
Zwischen 1992 und 1999 haben sich die Altersstrukturen der Ost- und der Weststichprobe angeglichen. Dies spiegelt zum einen die Realität des Alterungsprozesses der niedergelassenen Ärzteschaft in den neuen Ländern wider. Der ist auch daran abzulesen, dass wir nun auch 15,6% Ärzte zwischen 60 und 67 Jahren in der Stichprobe finden, könnte aber zugleich auch darauf hinweisen, dass die Weststichprobe die Altersstruktur der zugrundeliegenden Population 1999 besser als 1992 repräsentiert. Ein Indiz für letzteres ist, dass sich gegenüber 1998 die Altersstruktur der niedergelassenen Ärzte insgesamt in Deutschland zum Stichtag 31.12.1999 nach oben verschoben hat – und dies trotz der Regelung, nach der 68-Jährige Ärzte ihre kassenärztliche Zulassung 1999 zurückgeben mussten (vgl. Thust 2000: 9).

## **2.5 Gesellschaftliche Rahmenbedingungen zum Zeitpunkt der Niederlassung**

In Abbildung 5 wird dargestellt, in welcher Phase der Gesetzgebung zum Gesundheitswesen die befragten Ärzte sich in der eigenen Praxis niedergelassen haben.

Es werden vier bzw. fünf Phasen unterschieden. Die Phase bis 1977 ist im wesentlichen durch den Ausbau der Versorgungsstrukturen im Gesundheitswesen geprägt. Ab 1977 werden erste Kostendämpfungsgesetze aufgelegt. 1988 folgt das unter dem Namen „Blüm-Reform“ bekannt gewordene Gesundheitsreformgesetz, das aber sein Ziel, die defizitäre Entwicklung der GKV zu stoppen, nicht erreicht. Entsprechend den Vereinbarungen im Einigungsvertrag wird das westdeutsche System der GKV ab 1990/91 auf die neuen Länder übertragen. 1993 ändern sich mit dem Gesundheitsstrukturgesetz (GSG, „Seehofer-Reform“) die Rahmenbedingungen ärztlichen Handelns erneut.

Abbildung 5 Gesellschaftliche Rahmenbedingungen zum Zeitpunkt der Niederlassung



GRG: Gesundheitsreformgesetz, GSG: Gesundheitsstrukturgesetz.

Die Rahmenbedingungen zum Zeitpunkt der Niederlassung der im Jahre 1992 befragten Ärztinnen und Ärzte unterscheiden sich beträchtlich zwischen den alten und den neuen Bundesländern. In den alten Bundesländern haben sich über 60% der Befragten vor 1977, also in einer Zeit, die durch einen Ausbau der Versorgungsstrukturen im Gesundheitswesen geprägt ist, und ein weiteres Drittel in der anschließenden Phase moderater Kostendämpfungsgesetze zwischen 1977 und 1987 niedergelassen. Auch wenn diese Zahlen wegen der gegenüber der zugrundeliegenden Population nach oben verschobenen Altersstruktur der Stichprobe im Vergleich zu den westdeutschen Allgemein-/Praktischen Ärzten und Internisten etwas überschätzt sein dürften, ist der gegenüber den Ärzten und Ärztinnen aus den neuen Ländern völlig unterschiedliche Hintergrund offensichtlich. Der Zeitpunkt der Niederlassung der 1992 in den neuen Ländern befragten Ärzte konzentriert sich aufgrund der gesellschaftlichen Rahmenbedingungen im Wesentlichen auf einen Zeitraum von nur drei Jahren: Bereits 1990 haben 28,3% von ihnen eine eigene Praxis eröffnet, 57,8% im Jahre 1991 und 1992 weitere 11,8%. Sehr wenige Praxen (1,6%) haben bereits in

der DDR bestanden.<sup>6</sup> Diese Zahlen spiegeln den tatsächlich rasanten Wandel: Im Jahr 1991, also ein Jahr nach dem Inkrafttreten der Krankenversicherungsregelungen des Einigungsvertrags, hatten sich bereit mehr als drei Viertel der zuvor in Polikliniken beschäftigten Ärzte und Ärztinnen in den neuen Ländern mit einer eigenen Praxis niedergelassen. Ende 1993 waren nur noch weniger als 5% der in der ambulanten Versorgung tätigen Ärzte in einer Poliklinik beschäftigt (Wasem 1995: 8). Bei der Replikation 1999 beträgt der Anteil der nach 1992 (also nach dem Inkrafttreten des Seehoferschen GSG) niedergelassenen Ärzte und Ärztinnen in den alten Ländern 24,8%, in den neuen Ländern liegt er um gut 10 Prozentpunkte höher (34,9%).

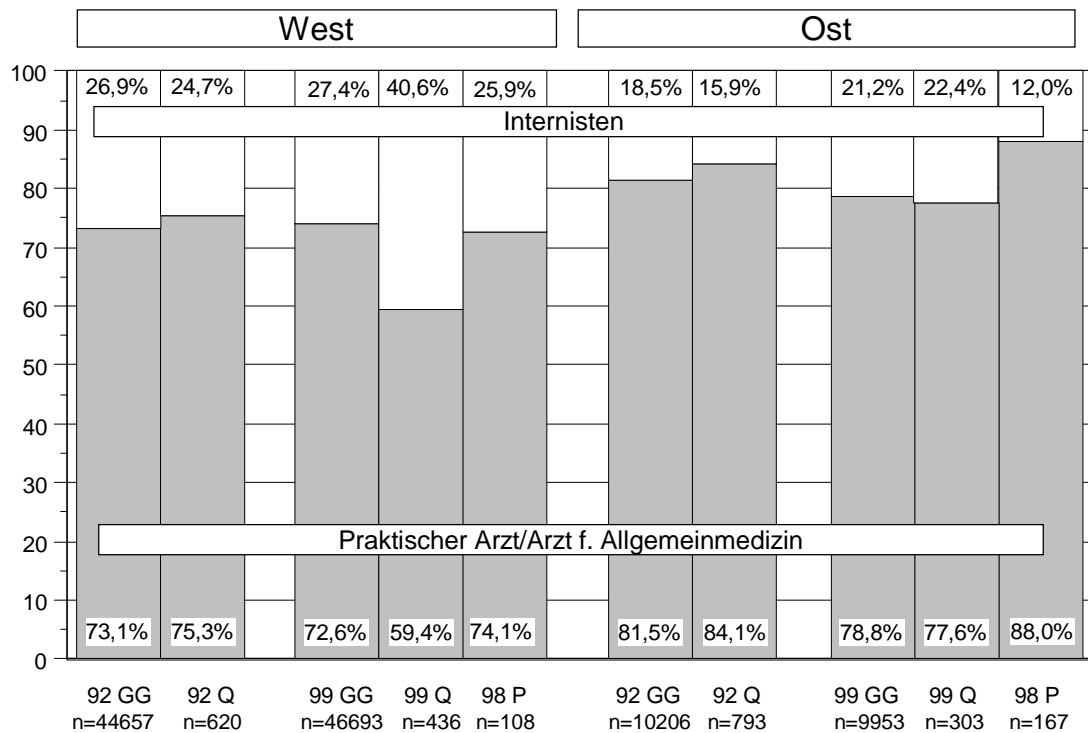
## 2.6 Allgemein-/Praktische Ärzte und Internisten

Die Stichprobe der Erhebung 1992 wurde nach einem zweistufigen Verfahren gezogen. Neben der disproportionalen Schichtung nach dem Befragungsgebiet (je 1500 Befragte aus den alten und den neuen Bundesländern, vgl. Abbildung 1) erfolgte die Ziehung der Zielpersonen in den beiden Befragungsgebieten entsprechend der tatsächlichen Verteilung des Merkmals ärztliches Fachgebiet (Allgemein-/Praktische Ärzte und Internisten) in der jeweiligen Grundgesamtheit (vgl. Kaross/Marx/Spindler 1995: 24ff). In der Replikation wurde nur die disproportional Schichtung beibehalten und darauf vertraut, dass eine Zufallsauswahl in einer großen Stichprobe ebenfalls zu einer Verteilung von Allgemein-/Praktischen Ärzten und Internisten führt, die der Verteilung in der Grundgesamtheit hinreichend nahe kommt.

---

<sup>6</sup> Es gab in der DDR vor der „Wende“ 1989 etwa 400 Ärzte (von ca. 20500 ambulant tätigen Ärzten) mit eigener Praxis (Richter 2000: 1308).

Abbildung 6 Internisten und Allgemeinmediziner in der jeweiligen Grundgesamtheit und Stichprobe



**P:** Panelteilnehmer 1998, **Q:** Querschnitt, **GG:** Grundgesamtheit der niedergelassenen Allgemein-/Praktischen Ärzte (1992: zum Zeitpunkt der Ziehung der Stichprobe (Bundesärztekammer 1992 nach Kaross/Marx/Spindler 1995: 26). 1999: Die Grundgesamtheit für die alten und neuen Länder (zum 31.12.1998) wurde jeweils ohne Berlin berechnet (da nicht differenziert für Ost- und Westberlin ausgewiesen). In Berlin beträgt das Verhältnis Allgemein-/Praktische Ärzte zu Internisten = 64 zu 36. Datenquelle: KBV 1999: A13, eigene Berechnungen)

Die Strategie einer Schichtung nach dem Merkmal „ärztliches Fachgebiet“ innerhalb der beiden Befragungsgebiete war 1992 weitgehend erfolgreich. Zwischen den jeweiligen Verteilungen in der Grundgesamtheit und der Stichprobe ergeben sich Differenzen von weniger als drei Prozentpunkten. Sowohl in der Stichprobe für die alten Länder als auch für die neuen Länder scheinen die Allgemein-/Praktischen Ärzten im Verhältnis zu den Internisten leicht überrepräsentiert zu sein.

Auch die Verteilung der Panelteilnehmer 1998 in den alten Bundesländern entspricht noch recht genau der in der Grundgesamtheit. In den neuen Ländern sind dagegen die Allgemein-/Praktischen Ärzte mit 88% unter den Panelteilnehmern deutlich überrepräsentiert, so dass sich im Osten der Trend, der sich bei der Primärerhebung bereits angedeutet hat, nochmals verstärkt.

Bei der Replikation im Jahre 1999 stimmt die Verteilung in der Stichprobe für die neuen Länder sehr genau mit der Verteilung in der Grundgesamtheit überein (Prozentsatzdifferenz unter 1). Eine größere Abweichung finden wir dagegen im Westen, wo das Verhältnis in der Stichprobe relativ deutlich zugunsten der Internisten verschoben ist (Prozentsatzdifferenz: 13,2). In der Grundgesamtheit der beiden Erhebungsgebiete hat hingegen der Anteil der Internisten zwischen 1992 und 1999 nur leicht zugenommen.

## 2.7 Höhe des Umsatzes, Kosten und Gewinn vor Steuern

Nicht nur wegen der öffentlichen Diskussionen über die Höhe des ärztlichen Einkommens berührt die Frage nach der Höhe des Umsatzes einen Bereich, der von vielen Befragten als privat – also nicht für die Öffentlichkeit bestimmt – empfunden wird. Daran ändert auch die ausdrückliche Versicherung im Fragebogen nur wenig, dass die Angaben nicht auf der Individualebene, sondern nur im statistischen Aggregat betrachtet werden.<sup>7</sup> Auch in der vorliegenden Befragung bleiben die Fragen nach der Höhe des Umsatzes und nach der Höhe der Betriebskosten im Jahre 1997 von einem Teil der Ärzte, die an den beiden Befragungen teilgenommen haben, unbeantwortet. In der Querschnittsbefragung 1999 haben 521 der befragten 740 Ärzte (70,4%) ihren Umsatz und 491 Befragte (66,4%) ihre Betriebskosten für das Jahr 1997 angegeben. In der Panelerhebung 1998 haben von 275 Befragten 74,2% die Frage nach dem Umsatz und 71,6% die Frage nach den Betriebskosten beantwortet. Diese Zahlen erscheinen ausreichend für eine Berücksichtigung dieser betriebswirtschaftlichen Daten in inhaltlichen Analysen. Allerdings ist zu beachten, dass sich die

---

<sup>7</sup> Die Frageformulierung lautete: „Über die Ärztehonorierung bestehen in der Bevölkerung – aber auch bei Politikern – unklare, häufig auch ganz falsche Vorstellungen. So wird selten klar zwischen den gesamten Praxiseinnahmen auf der einen Seite und dem persönlichen Einkommen des Arztes auf der anderen Seite unterschieden. Damit unsere Studie eine wissenschaftliche Analyse ermöglichen kann, möchten wir ihnen nun einige Fragen zu diesem Bereich stellen. Wir versichern ihnen in diesem Zusammenhang nochmals: Die Daten werden strengstens vertraulich behandelt. Die Auswertung erfolgt ausschließlich auf Aggregatdatenniveau.

Wie hoch war der Gesamtumsatz in ihrer Einzel-Praxis/Gruppenpraxis in den vergangenen Jahren seit der letzten Befragung im Jahre 1992?“ (Einzel abgefragt 1992 bis 1997).

“Wie hoch waren die Gesamtkosten seit der letzten Befragung im Jahre 1992?“ (1992 bis 1997)

Fallzahl in multivariaten Analysen wegen des listenweisen Ausschlusses von Fällen mit fehlenden Werten weiter reduziert. Aber wie verlässlich sind die Angaben?

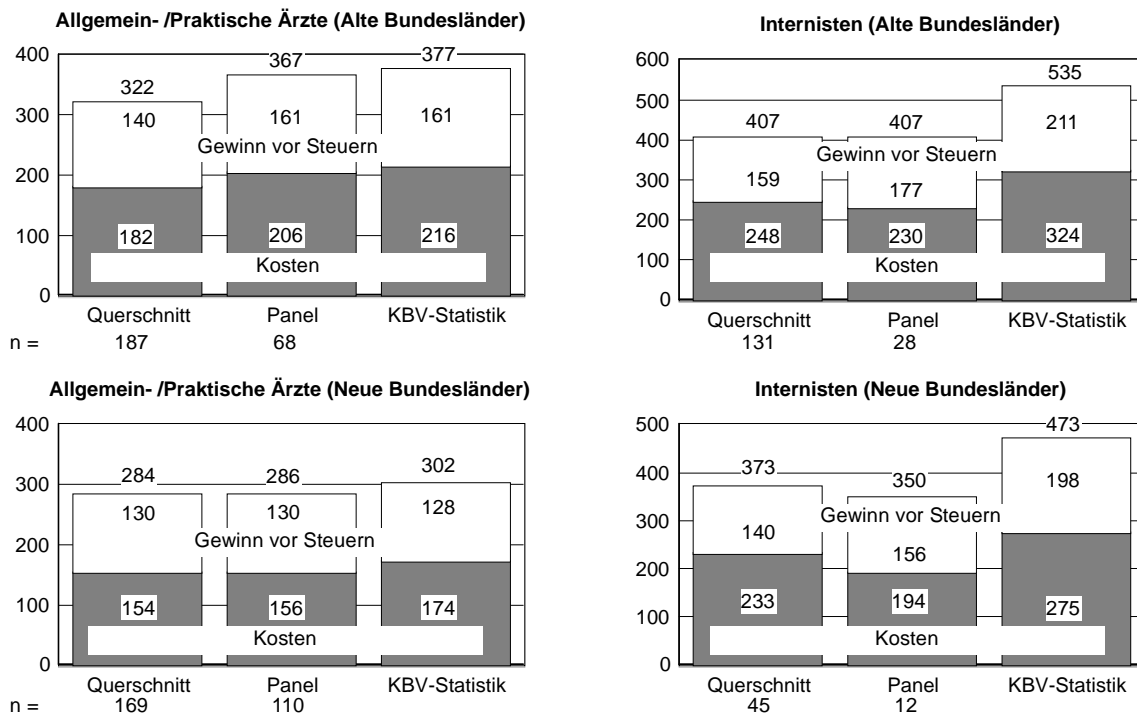
Immerhin stellen die Ärzteteinkommen einen wichtigen Punkt in der gesundheitspolitischen Diskussion dar, so dass die Gefahr besteht, dass die Ergebnisse durch eine Tendenz zu „politischen“ Antworten verfälscht sein könnten.<sup>8</sup> In Abbildung 7 werden die in der Panelerhebung und in der Querschnittserhebung angegebenen durchschnittlichen Umsätze und Kosten in den alten Bundesländern für die Jahre 1995 bis 1997 und in den neuen Bundesländern für 1997 mit der Kostenstrukturanalyse in der Arztpraxis 1997 des ZI für den entsprechenden Zeitraum) verglichen (KBV: 1999, Abbildung/Tabelle D9 u. D10).<sup>9</sup> Wegen der zu erwartenden Unterschiede werden die Betriebsumsätze und –kosten von Allgemein- /Praktischen Ärzten und Internisten jeweils differenziert in den alten und neuen Bundesländern mit den Daten der KBV verglichen. Dabei sind in der Panelbefragung wegen der geringeren Fallzahlen eher Abweichungen zu erwarten als in der Querschnittsbefragung. Gleiches gilt für die Internisten, deren Fallzahlen in beiden Stichproben deutlich niedriger liegen als die der Allgemeinmediziner und Praktischen Ärzte.

---

<sup>8</sup> Turner/Martin (1984: 116) berichten, wie Einkommensangaben in Interviews durch die Tendenz der Befragten, sich an der sozialen Erwünschtheit ihrer Antwort zu orientieren, verfälscht werden. Wegen der sozialen Norm der Gleichheit neigen Befragte mit hohem Einkommen zur Untertreibung und Befragte mit niedrigem Einkommen zur Übertreibung. Sie berichten von einer Untersuchung, bei der der Kontostand der Befragten telefonisch erfragt wurde und anschließend mit den Bankunterlagen verglichen wurde. Tatsächlich gaben die Inhaber kleiner Konten höhere, die Inhaber größerer Konten kleinere Kontostände an als sie den Tatsachen entsprachen. Die Angaben im Interview spiegeln somit nicht nur die Höhe des Kontostandes (oder Einkommen, Umsätze), sondern nähern sich auch der Normvorstellung eines möglichst gleichen mittleren Einkommens an.

<sup>9</sup> Der unterschiedliche Vergleichszeitraum – in den alten Länder der Durchschnitt der Jahre 1995 – 1997 und in den neuen Ländern das Jahr 1997 – wurde wegen der Form der KBV-Daten (KBV 1999, Abbildung/Tabelle D9 u. D10) nötig. Da sowohl in der Panelerhebung 1998 als auch in der Querschnittsbefragung 1999 die Umsatz- und Kostenhöhe retrospektiv für die Jahre 1992 bis 1997 erhoben wurden, konnte auch für die vorliegenden Daten ein Durchschnitt der Jahre 1995 – 1997 ermittelt werden. Da die Durchschnittswerte auf der Basis der tatsächlich vorliegenden Daten errechnet wurden, werden nur den Fällen, die für keinen der drei Zeitpunkte Angaben gemacht haben, ein fehlender Wert zugewiesen. Die Anzahl fehlender Werte reduziert sich dadurch gegenüber den oben für 1997 genannten Zahlen geringfügig.

Abbildung 7 Umsatzhöhe, Betriebskosten und Gewinn vor Steuern (in 1000 DM) in der Querschnitterhebung, der Panel-Wiederbefragung verglichen mit den Daten der Kostenstrukturanalyse in der Arztpraxis des ZI 1997\*



\*Daten KBV-Statistik: Kassenärztliche Bundesvereinigung (1999, Abbildung D9, D10). Dargestellt werden für die alten Bundesländer die durchschnittlichen Umsätze und Betriebskosten der Jahre 1995 bis 1997, für die neuen Länder die durchschnittlichen Umsätze und Kosten im Jahr 1997.

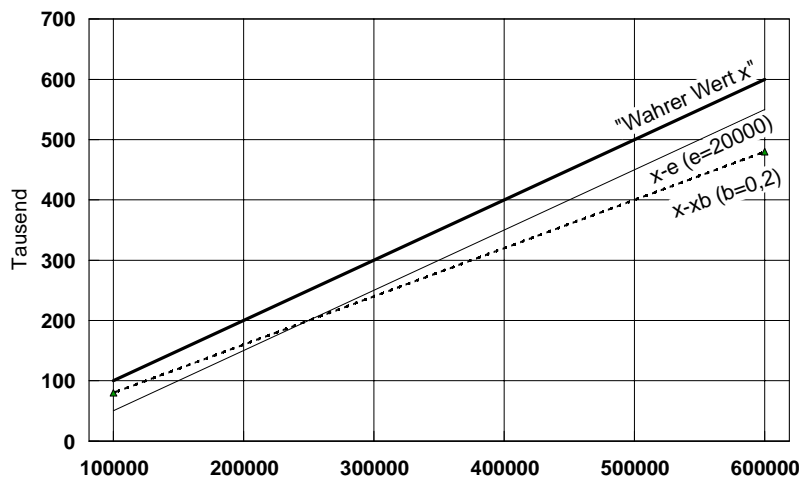
In den alten Bundesländern liegt der durchschnittliche Umsatz der niedergelassenen Allgemeinmediziner und Praktischen Ärzte in den Jahren 1995 bis 1997 bei 377.000 DM. Die Angaben im Paneldatensatz liegen nur geringfügig darunter (367.000 DM)); sie sind aber im Querschnittsdatsatz deutlich niedriger (322.000 DM). Noch ausgeprägter stellen sich die Differenzen zwischen den KBV-Daten und den Angaben in den beiden Befragungen bei den Internisten in den alten Bundesländern dar, wo die Unterschiede zwischen den KBV-Daten und den Angaben in den beiden Befragungen mehr als 120.000 DM betragen. Und auch in den neuen Bundesländern ergeben sich bei den Internisten Differenzen in einer ähnlichen Größenordnung. Lediglich bei den Allgemein- /Praktischen Ärzten in den neuen Bundesländern sind die Unterschiede schwächer ausgeprägt. Aber auch in dieser Gruppe beträgt die Differenz noch zwischen 16.000 und 18.000 DM. Aber auch die Betriebskosten werden von den Befragten durchgängig niedriger angegeben, als sie die KBV-Statistik ausweist. Dadurch reduziert sich die Verzerrung bei dem aus der Differenz zwischen Umsatz und Kosten errechneten Betriebsgewinn. Der Gewinn ent-

spricht bei den befragten Allgemeinmedizinerinnen und Praktischen Ärzten des Panels im Westen und des Querschnitts und des Panels im Osten relativ genau den Daten der KBV. Und auch die Differenz von 21.000 DM zwischen den KBV-Daten und den in der Querschnittserhebung befragten Allgemein- /Praktischen Ärzte erscheint noch relativ gering, verglichen mit den deutlich größeren Differenzen bei den Internisten, die in den neuen Bundesländern bei 135.000 DM (Querschnitt) bzw. bei 119.000 DM (Panel) und in den alten Bundesländern zwischen 34.000 DM (Panel) und 52.000 (Querschnitt) liegen.

Wenn man sieht, dass der in den beiden Ärztebefragungen durchschnittlich angegebene Umsatz immer mehr oder weniger deutlich unter den von der KBV veröffentlichten Zahlen liegt, dann liegt der Verdacht eines „politischen“ Antwortverhaltens auf der Hand. Zwar lässt sich nicht mit Sicherheit sagen, ob und inwieweit die tatsächlichen Umsätze durch die befragten Ärzte in ihren Antworten nach unten korrigiert wurden, um in der öffentlichen Diskussion keine weiteren Begehrlichkeiten bezüglich weiterer Sparmaßnahmen zu Ungunsten ihres Berufsstandes zu wecken, oder ob diese Verzerrungen aus Stichproben spezifischen Verzerrungen resultieren. Aber die Tatsache, dass sie sich unabhängig voneinander sowohl im Panel als auch im Querschnittsdatensatz nachweisen lassen, spricht für die These eines „politischen“ Antwortverhaltens, das auf die öffentliche Diskussion zielt.

Wenn dem so ist, dann dürften davon höhere Umsätze in stärkerem Maße betroffen sein als niedrige. Andererseits aber betrifft das Problem der öffentlichen Diskussion der Arzteinkommen in der gesundheitspolitischen Debatte alle Ärzte gleichermaßen. Wenn man annimmt, dass alle Befragten Ärzte deshalb ihren Umsatz um einen bestimmten Betrag gekürzt angeben, dann bliebe das Verhältnis der Umsätze zueinander gewahrt, so dass bi- und multivariate Analysen nicht beeinträchtigt würden. Abbildung 8 verdeutlicht schematisch die unterschiedlichen Auswirkungen der beiden denkbaren Bias-Formen.

Abbildung 8 Unterschiedliche Formen der Verzerrung beim Umsatz



Für die letztere Interpretation spricht, dass in den Stichproben wie in den KBV-Daten die Umsätze von Allgemein- /Praktischen Ärzten deutlich unter denen der Internisten liegen und die Umsätze in den alten Ländern höher sind als in den neuen Bundesländern. Vergleicht man allerdings das Verhältnis der Umsätze von Allgemein- /Praktischen Ärzten mit dem der Internisten in den beiden Datensätzen mit den KBV-Daten, dann zeigt sich doch eine Nivellierungstendenz in den Daten, die durch eine überproportionale Absenkung der im Fragebogen genannten Umsätze im oberen Bereich zustande kommt. Nach den KBV-Daten beträgt in den alten Bundesländern die Höhe des Umsatzes von Allgemein- /Praktischen Ärzten 70,5% des Umsatzes der Internisten. Sowohl im Querschnittsdatsatz (90,2%) als auch im Panel (79,1%) liegt diese Zahl deutlich höher. Diese Tendenz ist auch in den neuen Bundesländern zu beobachten (KBV: 63,8%, Querschnitt: 81,7%, Panel: 76,1%). Einen ähnlichen Vergleich kann man zwischen den Umsätzen von Allgemein- /Praktischen Ärzten und Internisten in den alten und neuen Ländern anstellen, aber die Differenzen sind hier wesentlich geringer. Nach den KBV-Daten erzielen die Allgemein-/Praktischen Ärzte in den Neuen Ländern einen Umsatz in Höhe von 80,1% des Umsatzes ihrer westdeutschen Kollegen. Im Querschnitt sind es dagegen 88,2%, während dieser Anteil im Panel bei 77,9% liegt. Bei den Internisten betragen die Differenzen zu den KBV-Daten (88,4%) sogar nur jeweils gut zwei Prozentpunkte und im Panel (86,0%) ist wiederum der Ost-West-Unterschied größer als in den KBV Daten (Querschnitt: 91,6%).

Festzuhalten bleibt, dass es bei den Umsätzen Verzerrungen in beiden Stichproben gibt, die allerdings im Panel etwas schwächer als im Querschnittsdatensatz erscheint. In allen betrachteten Gruppen liegen die Umsätze im Schnitt unter den von der KBV ermittelten Daten. Vermutet wurde, dass diese Tendenz auf die öffentliche Diskussion über die Höhe der Arzteinkommen in der gesundheitspolitischen Diskussion zurückzuführen ist, so dass man von einem „politischen Bias“ sprechen könnte. Wie darüber hinaus durch den Vergleich der Umsätze von Allgemein-/Praktischen Ärzten und Internisten gezeigt werden konnte, ist die Verzerrung bei höheren Umsätzen stärker als bei niedrigen. Warnen muss man aufgrund dieser Ergebnisse vor einer isolierten Interpretation absoluter Umsatzzahlen in einzelnen Gruppen. Vergleiche zwischen verschiedenen Ärztegruppen erscheinen aber möglich, da der Umsatz zumindest ordinales Skalenniveau besitzt. Allerdings gilt auch hier, dass die Differenzen nicht als absolute DM-Beträge interpretiert werden können.

### 3 Kurzes Resümee

Es gibt in Bezug auf die dargestellten soziodemographischen Stichprobenmerkmale einige Verzerrungen. Aber diese betreffen Panel und Querschnitt in unterschiedlicher und zum Teil sogar in entgegengesetzter Weise. So sind unter den Panelteilnehmern 1998 Ärzte aus den neuen Ländern – verglichen mit dem Ziel der Schichtung – noch stärker überrepräsentiert als in der Primärerhebung 1992. Ganz anders sieht es hingegen in der Querschnittserhebung 1999 aus, die deutlich mehr Befragte aus dem Westen enthält. Für die weiteren Analysen sind diese Abweichungen aber nur von untergeordneter Bedeutung, da wegen der disproportionalen Schichtung die Analysen (ohne entsprechende Gewichtung) ohnehin für beide Erhebungsgebiete getrennt durchgeführt werden müssen. Darüber hinaus erscheint der Verdacht ausgeräumt, dass überproportionale Ausfälle in einem der beiden Erhebungsgebiete in einem direktem Zusammenhang mit dem Befragungsthema stehen könnten, denn in diesem Falle müsste sich eine solche Tendenz sowohl im Panel als auch im nur ein Jahr später erhobenen Querschnitt aufzeigen lassen. Allerdings ist zu Bedenken, dass sich die hohe Ausfallquote im Querschnitt der neuen Länder 1999 in starkem Maße auf die Ostberliner Ärzte konzentriert, so dass angeraten erscheint, in den Analysen die Ortgröße zu kontrollieren.

Auch unterhalb dieser Ebene lassen sich in den jeweiligen Befragungsgebieten hinsichtlich bestimmter Merkmale der Stichprobe z.T. entgegengesetzte Ausfalltendenzen zwischen Panel und Querschnitt beobachten, die darauf schließen lassen, dass nicht der Gegenstand der Befragung, sondern andere Ursachen die unterschiedliche Ausfallneigung begünstigt haben. Man sollte sich in diesem Fall v.a. davor hüten, aus Unterschieden in der Verteilung dieser Kennwerte zu den beiden Zeitpunkten auf einen Trend in der Grundgesamtheit zu schließen. Zu welchen Fehlschlüssen dies führen kann, wird besonders am Beispiel der Ortsgröße deutlich.

In inhaltlichen – vor allem deskriptiven – Analysen können Differenzen bei soziodemographischen Kennwerten zwischen Grundgesamtheit und Stichprobe immer dann zu Fehlschlüssen führen, wenn die theoretisch begründete Annahme besteht, dass zwischen dem für die Analyse bedeutsamen Konzept und der soziodemographischen Variable ein inhaltlich spezifizierbarer Zusammenhang besteht. In multivariaten Analysen sollten diese Variablen kontrolliert werden. Als Validierungsstrategie bietet es sich an, die mit Analysen im Querschnittsdatensatz erzielten Ergebnisse im Panel zu wiederholen und vice versa Panelanalysen mit entsprechenden Analysen im Querschnitt zu untermauern. Dies ist allerdings nicht möglich, wenn bereits die Primärerhebung Verzerrungen (Altersstruktur) aufweist. Wenn ein Zusammenhang zwischen dem Alter der Ärzte und den in der beabsichtigten Analyse genutzten Konzepten oder Variablen zu vermuten ist, dann sollte das Alter zumindest kontrolliert werden.

## 4 Literatur

Andersen, H. H./Schulenburg, J.-M.: 1990. Konkurrenz und Kollegialität: Ärzte im Wettbewerb. Eine empirische Untersuchung. Berlin: Edition Sigma.

Birkelbach, Klaus, 1998, Befragungsthema und Panelmortalität: Ausfälle in einer Lebensläuferhebung. ZA-Informationen 42: 128 – 147.

Brechtel, T. / Birkelbach, K.: 2001. Feldbericht zum DFG-Forschungsprojekt: Arztberuf und Ärztliche Praxis im sozialen Wandel (Querschnitt 1999 - Replikation). Köln: Arbeitspapier.

Brechtel, T., 2000. Datenbasis, Ausschöpfung und die Zusammensetzung des realisierten Samples. S. 30 - 34 in Meulemann, H./Kunz, G./Brechtel, T., Panel-Studie:

- „Arztberuf und Ärztliche Praxis im sozialen Wandel“. Köln: Abschlussbericht des DFG-geförderten Projekts ME 577/9-1)
- Bundesärztekammer (Hrsg.), 1992. Tätigkeitsbericht 1992. Köln: Deutscher Ärzte Verlag.
- Bundesärztekammer (Hrsg.), 2000. Tätigkeitsbericht 1999/2000. Köln: Deutscher Ärzte Verlag.
- Dommes, C./Großer, J. P., 1997. Umfrage der Bezirksärztekammer Pfalz bei niedergelassenen Ärzten: Welchen Stellenwert haben umweltmedizinische Belastungen? Deutsches Ärzteblatt 94 (5): S. A211 - 214.
- Endres, A., 1996. Umfrage bei Kammern und KVen der neuen Länder: Von der Wende bis zur Gegenwart: Rückblick ohne Zorn. Deutsches Ärzteblatt 93 (11): S. A669-672.
- Goergen, H./Riedel, R.-D.: 1997. KBV/KPMG-Umfrage zu Praxiskosten: Zwischenergebnisse der Fragebogenaktion. Deutsches Ärzteblatt 94 (8): S. A444-448.
- Heuwing, M., 1992. Ärztinnen: Überall und immer mehr. Deutsches Ärzteblatt 89: A2610-2611.
- Kaross, D./Marx, S./Spindler, J., 1995. Planung und Realisierung von Stichprobenauswahl und Erhebungsinstrumenten in einer schriftlichen Ärztebefragung. Methodenbericht zu Studie „Arztberuf und ärztliche Praxis“. Köln: Arbeitspapier.
- Kassenärztliche Bundesvereinigung, 1999. Grunddaten zur Vertragsärztlichen Versorgung in der Bundesrepublik Deutschland. Köln: Deutscher Ärzte-Verlag.
- Meulemann, H./Kunz, G./Brechtel, T., Panel-Studie: „Arztberuf und Ärztliche Praxis im sozialen Wandel“. Köln: Abschlussbericht des DFG-geförderten Projekts ME 577/9-1).
- Pabst, R./Rothkötter, H.-J., 1996. Befragung in Hannover: Was Ärzte rückblickend von ihrer Ausbildung halten. Deutsches Ärzteblatt 93 (8): S. A451-452.
- Reifferscheid, G., 1996. Soziales Geschlecht und ambulante Versorgung. Medizinerinnen in der primärärztlichen Versorgung. Universität zu Köln: Dissertationsschrift.
- Richter, E., 2000. Erst voller Optimismus, jetzt ernüchtert. 10 Jahre Kassenärzte in Ostdeutschland. Deutsches Ärzteblatt 97 (25): S. C1306-1309.
- Schnell, R., 1997. Nonresponse in Bevölkerungsumfragen. Ausmaß, Entwicklung und Ursachen. Opladen: Leske + Budrich.
- Statistisches Bundesamt (Hrsg.), 1992. Statistisches Jahrbuch für die Bundesrepublik Deutschland. Wiesbaden: Metzler/Poeschel.

- Thust, W., 2000. Ärztliche Versorgung in Deutschland. Ärztestatistik zum 31. Dezember 1999. Supplement zum Deutschen Ärzteblatt 97 (25).
- Turner, C./Martin, E. (Hrsg.), 1984. Surveying Subjective Phenomena (Volume I). New York: Russell Sage Foundation.
- Wasem, J., 1995. Systemwechsel in der ambulanten ärztlichen Versorgung – Erklärung aus der Perspektive der ostdeutschen Ärzte. Zeitschrift für Gesundheitswissenschaften 3: 293 - 310.