

Mietpreis-Strukturerhebung 2003

0

Statistische Grundlagen und Übersichten
Bases statistiques et produits généraux
Basi statistiche e presentazioni generali

Gewichtung
und Schätzverfahren



Die vom Bundesamt für Statistik (BFS) herausgegebene Reihe «Statistik der Schweiz» gliedert sich in folgende Fachbereiche:

La série «Statistique de la Suisse» publiée par l'Office fédéral de la statistique (OFS) couvre les domaines suivants:

0 Statistische Grundlagen und Übersichten

0 Bases statistiques et produits généraux

1 Bevölkerung

1 Population

2 Raum und Umwelt

2 Espace et environnement

3 Arbeit und Erwerb

3 Vie active et rémunération du travail

4 Volkswirtschaft

4 Economie nationale

5 Preise

5 Prix

6 Industrie und Dienstleistungen

6 Industrie et services

7 Land- und Forstwirtschaft

7 Agriculture et sylviculture

8 Energie

8 Energie

9 Bau- und Wohnungswesen

9 Construction et logement

10 Tourismus

10 Tourisme

11 Verkehr und Nachrichtenwesen

11 Transports et communications

12 Geld, Banken, Versicherungen

12 Monnaie, banques, assurances

13 Soziale Sicherheit

13 Protection sociale

14 Gesundheit

14 Santé

15 Bildung und Wissenschaft

15 Education et science

16 Kultur, Informationsgesellschaft, Sport

16 Culture, société de l'information, sport

17 Politik

17 Politique

18 Öffentliche Verwaltung und Finanzen

18 Administration et finances publiques

19 Kriminalität und Strafrecht

19 Criminalité et droit pénal

20 Wirtschaftliche und soziale Situation
der Bevölkerung

20 Situation économique et sociale
de la population

21 Nachhaltige Entwicklung und Disparitäten
auf regionaler und internationaler Ebene

21 Développement durable et disparités régionales
et internationales

Mietpreis-Strukturerhebung 2003

Gewichtung und Schätzverfahren

Autor

Jann Potterat

Bundesamt für Statistik

Herausgeber

Bundesamt für Statistik

Vorwort

Mit Stichtag 1. November 2003 führte die Sektion PREIS des Bundesamts für Statistik (BFS) zum zweiten Mal nach 1996 eine gross angelegte Mietpreis-Strukturerhebung durch.

Jann Potterat vom Dienst Statistische Methoden (METH), der bereits den Stichprobenplan der Erhebung erstellt sowie die Ziehung vorgenommen hatte, wurde beauftragt, die Methoden zur Schätzung der Resultate zu entwickeln.

Der Autor dankt Christophe Beuret und Hans-Markus Herren von PREIS für die angenehme Zusammenarbeit sowie Paul-André Salamin von METH für die aufmerksame Durchsicht des Berichts.

Zusammenfassung

In diesem Methodenbericht sind die statistischen Methoden beschrieben, welche bei der Schätzung der Resultate der Mietpreis-Strukturerhebung 2003 angewandt wurden.

Für die Schätzung der Resultate, konnten schlussendlich die Angaben von rund 110'000 Mietwohnungen sowie 80'000 Eigentumswohnungen ausgewertet werden, wobei hier nur die Mietwohnungen von Interesse sind.

Da es einige Personen gab, welche für ihre Wohnungen die Aufteilung der Bruttomiete in Nettomiete plus Nebenkosten nicht angeben hatten, musste eine geeignete Einsetzungsmethode angewandt werden, um diese Aufteilung zu schätzen. Auf Basis von Informationen aus der Volkszählung 2000 sowie der Baustatistik, wurde die Stichprobe nachgewichtet, so dass die Verteilung der Wohnungen nach Typ und Alter jener in der Population entsprach. Dies ist eine notwendige Voraussetzung, dass unverfälschte Resultate geschätzt werden können. Ein Auszug einiger Resultate sind am Ende des Berichts aufgeführt.

Schlüsselwörter

Methodenbericht; Mietpreis; Strukturerhebung; MPS03; Miete; Einsetzungen; Gewichtung; Kalibrierung; CALMAR; Schätzverfahren; Median.

Auskunft:	Jann Potterat, Tel. 032 713 65 90 Jann.Potterat@bfs.admin.ch
Bearbeitung:	Dienst Statistische Methoden, BFS
Vertrieb:	Bundesamt für Statistik CH-2010 Neuchâtel Tel. 032 713 60 60 / Fax 032 713 60 61 Order@bfs.admin.ch
Internet:	http://www.statistik.admin.ch
Bestellnummer:	338-0029
Preis:	gratis
Reihe:	Statistik der Schweiz
Fachbereich:	0 Statistische Grundlagen und Übersichten
Originaltext:	Deutsch
Grafik/Layout:	BFS
Copyright:	BFS, Neuchâtel 2005 Abdruck – ausser für kommerzielle Nutzung – unter Angabe der Quelle gestattet.
ISBN:	3-303-00313-0

Inhaltsverzeichnis

1	Einleitung	5
2	Analyse Rücklauf	5
3	Einsetzungsverfahren	6
3.1	Ausgangslage	6
3.2	Statistische Verfahren	7
3.2.1	Imputation mit Regression	7
3.2.2	Imputation mit zufälligen Spendern	8
4	Gewichtung	10
4.1	Ausgangslage	10
4.2	Schätzung Populationstotal	10
4.3	Berechnung des Initialgewichts	13
4.4	Kalibrierung mit Calmar	14
4.5	Winsorisierung der extremen Gewichte	15
5	Schätzverfahren	17
5.1	Schätzung eines Mittelwertes	17
5.2	Schätzung des Medians / eines Quartils	17
5.3	Schätzung eines Quotienten	18
6	Resultate	19
	Anhang	21
A	SAS-Daten und Programme	21
B	Literatur	22

1 Einleitung

Mit Stichtag 1. November 2003 führte die Sektion PREIS des Bundesamts für Statistik (BFS) zum zweiten Mal nach 1996 eine gross angelegte Mietpreis-Strukturerhebung (MPS03) durch. Als Unterschied zum Mietpreisindex, der in den Landesindex der Konsumentenpreise einfliesst und die globalen Veränderungen der Höhe der Mietpreise beurteilt, soll die MPS03 auch detaillierte Resultate für gewisse Subpopulationen (z.B. Kantone etc.) liefern.

Nach der Planung und Ziehung der Stichprobe, welche in einem Methodenbericht beschrieben sind (siehe Potterat [1]), wurde wiederum der Dienst Statistische Methoden (METH) des BFS beauftragt, die Methoden zur Schätzung der Resultate zu entwickeln. Dieser Bericht beschreibt neben der Analyse der Rückläufe, die verwendeten Einsetzungsverfahren, die Gewichtung, sowie die diversen Schätzverfahren. Am Ende des Berichts sind noch einige Resultate aufgeführt.

2 Analyse Rücklauf

Von den an 322'572 Adressen versandten Fragebogen sind bis zum Ende der Erhebung bzw. Aufbereitungsphase 234'153 (72.6%) retourniert worden. Das heisst also, dass trotz zwei versandten schriftlichen Mahnungen, 88'419 (27.4%) Personen nicht geantwortet haben. Die Tabelle 1 zeigt die Merkmale der retournierten Fragebogen, wobei die Variablen folgende Bedeutung haben:

Variable	Beschreibung
WORKFLOW-STATUS	7= okay für Auswertung 8= inaktivierte Fragebogen (Heime etc.) 9= inaktiviert da unplausible Werte
ADRESS-TYP	1= Hauptwohnsitz 2= Ferien-/ Zweitwohnung 3= Geschäftsadresse
WOHNORT-OK	1= aufgedruckte Adresse ist Wohnadresse 2= Person ist umgezogen

Tabelle 1: Merkmale der retournierten Fragebogen MPS03

WORKFLOW-STATUS	ADRESS-TYP	WOHNORT-OK			Total
		.	1	2	
7	.	2	0	0	2
	1	2'631	192'040	0	194'671
8	.	9'655	34	3'077	12'766
	1	5'451	1'474	4'918	11'843
	2	4'665	100	1'953	6'718
	3	4'726	153	2'235	7'114
9	.	41	8	2	51
	1	77	907	2	986
	2	0	1	1	2
Total		27'248	194'717	12'188	234'153

Die Ausprägungen mit einem Punkt '.' bedeuten, dass keine Angaben zu dieser Variablen vorhanden sind.

Die hervorgehobenen 194'671 Wohnungen wurden für die weitergehenden Analysen berücksichtigt. Die Tabelle 2 zeigt die Aufteilung dieser Wohnungen in Miet- bzw. Eigentumswohnungen.

Tabelle 2: Aufteilung in Miet- und Eigentumswohnungen

WOHN-STATUS	Nr.	Anzahl
gemäss Tabelle 1 verwertbare Fragebogen:		194'671 100.00%
Alleineigentümer	4	68'336
Miteigentümer, eigene Verwaltung der Wohnung	5	12'181
Total Eigentumswohnungen		80'517 41.36%
Mieter	1	109'501
Untermieter	2	1'016
Mitglied Wohnbaugenossenschaft	3	3'082
Miteigentümer, bezahlt regelmässig fixen Betrag an andere Eigentümer	6	555
Total Mietwohnungen		114'154 58.64%
Mietwohnungen abzüglich		
A) Whg. mit gar keinen Mietangaben oder ohne Zimmeranzahl		1'178
B) Freiwohnungen		385
C) nicht imputierte Wohnungen		8
analysierbare Mietwohnungen		112'583

Die globale Antwortquote sowie die Aufteilung in die Wohnungstypen ist vergleichbar mit der letzten Erhebung im 1996. Die Qualität (insbesondere die Genauigkeit) der Resultate dürfte also auch wiederum gut bis sehr gut sein.

3 Einsetzungsverfahren

3.1 Ausgangslage

Die 80'517 Eigentumswohnungen werden in diesem Bericht nicht weiter untersucht, da sie für die Erhebung nicht von primärer Bedeutung sind. Von grossem Interesse sind allerdings die 114'154 Mietwohnungen. Die Tabelle 3 zeigt, ob und wie die Preisangaben (Bruttomiete, Nettomiete und Nebenkosten) bei diesen Mietwohnungen vorhanden sind, wobei die vorhandenen Werte mit einem Kreuz 'x' gekennzeichnet sind.

Tabelle 3: Angabe der Mietpreise

Code	Brutto-Miete	Netto-Miete	Nebenkosten	Anzahl Wohnungen absolut	in %
1		x		5'074	4.44
2	x			30'799	26.98
3	x	x		767	0.67
4		x	x	772	0.68
5	x	x	x	76'167	66.72
6	x		x	0	0.00
7			x	2	0.00
8				573	0.50
Total				114'154	

Die Wohnungen, bei denen nicht alle Angaben vorhanden waren (alle ausser Code 5), wurden nach folgenden Kriterien behandelt:

- Code 7 und 8: Diese 575 Wohnungen wurden zur Analyse nicht verwendet.
- Code 4: Die fehlenden Werte bei diesen Wohnungen wurden mit dem deterministischen Verfahren und der gültigen Formel 'Bruttomiete=Nettomiete + Nebenkosten' eingesetzt. Die Wohnungen mit Code 6 wären auch so behandelt worden, doch es gab gar keine solchen.
- Code 1 und 2: Bei diesen Wohnungen wurden die Nebenkosten nach einem statistischen Verfahren (siehe Abschnitt 3.2) berechnet bzw. eingesetzt, danach wurde die deterministische Formel wie beim Code 4 angewandt, um die Brutto- respektive Nettomieten zu berechnen.
- Code 3: Da bei diesen Wohnungen stets Bruttomiete=Nettomiete ist, wären die Nebenkosten eigentlich gleich Null. Es wurde jedoch angenommen, dass die Leute nur die Bruttomiete kennen bzw. angeben wollten. So wurden die Nettomieten auf Missing gesetzt und danach wie der Code 2 behandelt.

3.2 Statistische Verfahren

Für die Einsetzung der fehlenden Nebenkosten bei den Codes 1, 2 und 3 wurden zwei Möglichkeiten in Betracht gezogen:

3.2.1 Imputation mit Regression

Der erste Versuch war wie bei der letzten Erhebung im Jahr 1996, anhand einer Regressionsanalyse mit den erklärenden Variablen Anzahl Zimmer, Brutto- oder Nettomiete (und einigen anderen) die Zielgrösse Totale Nebenkosten zu erklären. Die Idee wäre es gewesen, anhand dieser geschätzten Regressionsgeraden, bei jeder Wohnung mit fehlenden Nebenkosten den geschätzten Wert auf der Regressionsgeraden einzusetzen.

Mit der Prozedur `proc surveyreg` von SAS v8.2, welche den Stichprobenplan sowie die (Design-) Gewichtung berücksichtigt, wurden folgende in den Tabellen 4 und 5 aufgeführten Ergebnisse realisiert:

Tabelle 4: Regressionsanalyse: Schätzung der Nebenkosten mit den Einflussvariablen Zimmeranzahl (zimm 1 - zimm 6) und der Bruttomiete (bruttom)

Tests der Modell-Effekte				geschätzte Regressions Koeffizienten					
Effect	Num DF	F Value	Pr > F	Parameter	Estimate	StdErr	tValue	Probt	DesignEffect
Model	7	1917.53	<.0001	Intercept	123.617	3.724	33.19	<.0001	2.75
Intercept	1	2214.55	<.0001	bruttom	0.058	0.001	46.81	<.0001	0.00
bruttom	1	2191.03	<.0001	zimm 1	-81.554	3.527	-23.12	<.0001	1.82
zimm	5	306.66	<.0001	zimm 2	-67.919	3.364	-20.19	<.0001	2.70
				zimm 3	-51.102	3.313	-15.43	<.0001	3.03
				zimm 4	-36.207	3.325	-10.89	<.0001	3.22
				zimm 5	-26.775	3.594	-7.45	<.0001	3.24
				zimm 6	0	0			
ANOVA, N=61480, globaler F-Wert: 3642.17, p<.0001, R ² =0.26									

Tabelle 5: Regressionsanalyse: Schätzung der Nebenkosten mit den Einflussvariablen Zimmeranzahl (zimm 1 - zimm 6) und der Nettomiete (nettom)

Tests der Modell-Effekte				geschätzte Regressions Koeffizienten					
Effect	Num DF	F Value	Pr > F	Parameter	Estimate	StdErr	tValue	Probt	DesignEffect
Model	7	1710.5	<.0001	Intercept	188.891	3.916	48.23	<.0001	2.93
Intercept	1	6719.7	<.0001	nettom	0.034	0.001	30.4	<.0001	0.00
nettom	1	924.0	<.0001	zimm 1	-125.886	3.826	-32.9	<.0001	1.99
zimm	5	743.9	<.0001	zimm 2	-104.719	3.673	-28.51	<.0001	2.99
				zimm 3	-81.252	3.624	-22.42	<.0001	3.35
				zimm 4	-58.430	3.624	-16.12	<.0001	3.51
				zimm 5	-38.558	3.862	-9.98	<.0001	3.42
				zimm 6	0	0			
ANOVA, N=61480, globaler F-Wert: 2403.84 p<.0001, R ² =0.19									

Lesebeispiel zur Tabelle 4: Für eine 3-Zimmerwohnung mit Bruttomiete CHF 1000.- können gemäss der geschätzten Regressionsgeraden Nebenkosten in der Höhe von $123.617 + 1000 \times 0.058 - 51.102 = 130.52$ CHF berechnet werden.

Der Anteil der erklärten Varianz (ausgedrückt mit dem R²) ist bei beiden Regressionsgeraden mit 26% respektive 19% nicht gerade hoch. Er wird auch nicht wesentlich höher, wenn noch mehr erklärende Variablen wie z.B. die Fläche, die Anzahl Personen, die Gebäudeart oder andere dazu genommen werden.

In Anbetracht dieser Tatsache sowie auch des relativ hohen Anteils fehlender Nebenkosten (31%), kam man zum Schluss, dass noch eine andere Methode versucht werden sollte.

3.2.2 Imputation mit zufälligen Spendern

Bei der Gebäude- und Wohnungszählung der VZ2000 wurde erstmals bei einer grösseren Erhebung der Ansatz der Imputation durch Suche eines zufälligen Spenders durchgeführt (siehe Kilchmann [2]). Die Idee dieses Ansatzes (angewandt auf die MPS03) ist folgende:

Es werden homogene Gruppen von Wohnungen gebildet, welche ähnliche Eigenschaften aufweisen (hier z.B. gleiche Zimmeranzahl, Baujahr, ähnliche Miete etc.). Innerhalb

dieser homogenen Gruppen werden nun die Imputationen vorgenommen, indem bei einer Wohnung mit fehlender Angabe (hier die Nebenkosten) der Wert von einer zufällig bestimmten Wohnung derselben Gruppe, also mit sonst ähnlichen Eigenschaften, übernommen und eingesetzt wird.

Da diese 'Spenderwohnung' ähnliche Eigenschaften aufweist, spricht man auch von der Imputationsmethode des 'nächsten Nachbarn' (engl. nearest neighbour).

In unserem Fall waren folgende Variablen zur Bildung der homogenen Gruppen massgebend: die Anzahl Zimmer, die Wohnflächenklassen, sowie die Miete (Brutto- bzw. Nettomietenklassen). Die Tabelle 6 zeigt, wie diese Klassen definiert wurden:

Tabelle 6: Variablen zur Bildung homogener Gruppen

Brutto- / Nettomiete von bis	Gruppen-Nr. Miete (bm / nm)	Wohnfläche von bis	Gruppen-Nr. Fläche (f1)	Anzahl Zimmer	Gruppen-Nr. Zimmer (zimm)
0 oder fehlend	0	fehlend	0		
1 - 100	1	1 - 30	1	1	1
101 - 200	2	31 - 50	2	2	2
201 - 400	3	51 - 65	3	3	3
401 - 600	4	66 - 80	4	4	4
601 - 800	5	81 - 100	5	5	5
801 - 1000	6	101 - 125	6	6 und mehr	6
1001 - 1200	7	126 - 150	7		
1201 - 1400	8	151 und mehr	8		
1401 - 1600	9				
1601 - 1800	10				
1801 - 2000	11				
2001 - 2200	12				
2201 - 2400	13				
2401 - 2600	14				
2601 - 2800	15				
2801 - 3000	16				
3001 und mehr	17				

Da bei einigen Wohnungen die Angabe der Wohnfläche fehlend ist ($f1=0$), wurden bei der Bildung der homogenen Gruppen vier Fälle unterschieden:

	Homogene Gruppe	
	nur Bruttomiete vorhanden	nur Nettomiete vorhanden
Anz. Zimmer vorhanden / Fläche vorhanden	$bm \times zimm \times f1$ (A1)	$nm \times zimm \times f1$ (B1)
Anz. Zimmer vorhanden / Fläche nicht vorhanden	$bm \times zimm$ (A2)	$nm \times zimm$ (B2)

Die Imputationen wurden nun in vier Schritten durchgeführt, welche den vier Fällen entsprechen: Zuerst wurden die Wohnungen in A1 eingesetzt, danach jene in A2 und zuletzt jene in B1 und B2. Als Spenderwohnungen wurden (fast) alle Wohnungen mit vollständigen Angaben der Miete genommen (Code 5 in der Tabelle 3). Die Wohnungen mit extremen oder reduzierten Mieten wurden jedoch nicht als Spenderwohnungen verwendet. Die Tabelle 7 zeigt für jeden der vier Imputationsschritten, wie viele Wohnungen keine Nebenkosten angegeben haben, sowie wie viele global als Spender in Frage gekommen sind.

Tabelle 7: Anzahl fehlende Werte und Spender bei den vier Imputationsschritten

Imput. Schritt	homogene Gruppen	Anzahl fehlende Werte	Anzahl Spender
A1	zimm×bm×fl	30'198	60'106
A2	zimm×bm	1'386	61'480
B1	zimm×nm×fl	4'643	60'106
B2	zimm×nm	369	61'480

Je nach Grösse der homogenen Gruppen (va. bei den kleinen) bestand die Gefahr, dass es darin keine Spenderwohnungen gab. So konnten einige Wohnungen im Schritt A1 (bzw. B1) nicht imputiert werden. Diese wurden jedoch danach unter Vernachlässigung der Fläche im nächsten Schritt A2 (bzw. B2) imputiert. Es gab aber wie bereits in der Tabelle 2 erwähnt acht Fälle (aus B2), welche überhaupt nicht imputiert werden konnten, da innerhalb der homogenen Gruppe kein Spender gefunden wurde. So wurden diese aus der Analyse ausgeschlossen.

Bemerkung:

Der Vorteil dieser Methode gegenüber den Regressionsansatz besteht darin, dass wenn mehrere Wohnungen dieselbe Kombination Zimmeranzahl×Bruttomiete(n-Klassen) mit fehlenden Nebenkosten aufweisen, nicht immer dieselben Nebenkosten imputiert werden. Beim Regressionsansatz würde man ja stets den Punkt auf der Regressionsgeraden einsetzen. Bei der Methode mit den zufälligen Spendern wurde also eine gewisse zusätzliche Variabilität hinzugefügt.

4 Gewichtung

4.1 Ausgangslage

Wie im Bericht des Stichprobenplans (siehe Potterat [1]) beschrieben, wurde die Stichprobe der MPS03 aus dem Stichprobenregister für Haushaltserhebungen (SRH) gezogen. Das SRH ist nichts anderes, als die Liste der in der Schweiz eingetragenen Telefonnummern von Swisscom, welche quartalsweise ans BFS geliefert wird.

Wie auch bei anderen Erhebungen bei Haushalten musste bei der MPS03 eine Gewichtung erstellt werden, welche die Antwortausfälle korrekt berücksichtigt. Dazu sollten die Variablen Anzahl Zimmer und Baujahr verwendet werden. Wenn das Antwortverhalten nämlich von diesen beiden Variablen anhängt, kann durch eine Nachgewichtung der Stichprobe auf die im aktuellen Wohnungsbestand gültige Verteilung dieser Variablen ein allfälliger Bias korrigiert werden. Ohne eine differenzierte Gewichtung, wäre es aber möglich, dass die Resultate der MPS03 verfälscht sind.

4.2 Schätzung Populationstotal

In einem ersten Schritt musste der Bestand der interessierenden dauerbewohnten Mietwohnungen per Stichtag 1.11.2003 geschätzt werden. Das Gebäude- und Wohnungsre-

gister (GWR) des BFS enthält alle Gebäude und Wohnungen in der Schweiz. Im Zeitpunkt der Schätzung der Resultate (im August 04) war für alle Kantone der Wohnungsbestand mit Stand der Volkszählung 2000 darin erfasst. In fast allen Kantonen wurde der Bestand auch schon für die Jahre 2001 und 2002 nachgeführt. Leider war aber die Nachführung für das Jahr 2003 erst in Bearbeitung und für die Kantone Zürich, Genf, Tessin und Baselland fehlte sie noch komplett.

Eine der Quellen für die Nachführung des GWR ist die jährliche Baustatistik, welche vom BFS durchgeführt wird. Diese erhebt u.a. die Neubauten, die Abbrüche sowie die Umbauten je Anzahl Zimmer auf Niveau Gemeinde.

Glücklicherweise lagen für die Jahre 2001-2003 die vollständigen Daten der Baustatistik vor, welche zusammen mit den Daten der Volkszählung zur Schätzung des Populationstotalen dienen sollten. Die Tabelle 8 zeigt die globalen Resultate der Baustatistik, wobei der Bestand immer per Ende Jahr aufgeführt ist:

Tabelle 8: Resultate Baustatistik 2001-2003

Jahr	Neue Wohnungen						Total
	1-Zi	2-Zi	3-Zi	4-Zi	5-Zi	6-Zi	
2001	309	1'720	4'440	10'003	8'477	3'924	28'873
2002	360	1'401	4'230	9'849	8'760	4'044	28'644
2003	459	1'792	5'003	10'728	9'692	4'422	32'096
Total 2001-03	1'128	4'913	13'673	30'580	26'929	12'390	89'613
Jahr	Abbrüche						Total
	1-Zi	2-Zi	3-Zi	4-Zi	5-Zi	6-Zi	
2001	67	196	394	366	166	110	1'299
2002	64	132	368	314	101	111	1'090
2003	63	175	368	380	174	168	1'328
Total 2001-03	194	503	1'130	1'060	441	389	3'717
Jahr	Umbauten						Total
	1-Zi	2-Zi	3-Zi	4-Zi	5-Zi	6-Zi	
2001	-496	307	167	354	681	766	1'779
2002	-134	431	464	731	608	669	2'769
2003	-108	464	338	816	760	667	2'937
Total 2001-03	-738	1'202	969	1'901	2'049	2'102	7'485
Jahr	Reinzugang						Total
	1-Zi	2-Zi	3-Zi	4-Zi	5-Zi	6-Zi	
2001	-254	1'831	4'213	9'991	8'992	4'580	29'353
2002	162	1'700	4'326	10'266	9'267	4'602	30'323
2003	288	2'081	4'973	11'164	10'278	4'921	33'705
Total 2001-03	196	5'612	13'512	31'421	28'537	14'103	93'381

Bemerkungen:

Der Reinzugang wird berechnet durch: Neue Wohnungen minus Abbrüche plus Umbauten. Der Saldo der Umbauten kann durchaus negativ sein (siehe bei den 1-Zimmerwohnungen), wenn z.B. zwei zusammenhängende 1-Zimmerwohnungen in eine 2-Zimmerwohnung umgebaut werden.

Andererseits ist aus der Volkszählung der Wohnungsbestand per Ende 2000 bekannt.

Tabelle 9: Wohnungsbestand gemäss VZ2000

	Bestand		
	absolut	in %	in %
Total	3'569'181	100.00	
nicht dauerbewohnte Wohnungen	541'352	15.17	
dauerbewohnte Wohnungen	3'027'829	84.83	100.00
davon Mietwohnungen	1'929'448	54.06	63.72
davon Eigentumswohnungen	1'047'447	29.35	34.59
davon Pacht-/Dienst- und Freiwohnungen	50'934	1.43	1.68

Aufgrund dieser zwei Datenquellen sollte das Populationstotal bestimmt werden. Da bei der Baustatistik die Aufteilung der Wohnungen in Eigentums- resp. Mietwohnungen nicht bekannt ist, konnte das Populationstotal der dauerbewohnten Mietwohnungen nicht exakt bestimmt werden, sondern es musste wie schon bei der Planung der Stichprobe geschätzt werden.

Bei den in der Tabelle 8 aufgeführten Umbauten und Abbrüchen ist nicht bekannt, in welchem Jahr diese Gebäude resp. Wohnungen ursprünglich gebaut wurden. Aus dieser Tatsache sowie aus dem Grund, dass der Saldo zwischen Umbauten und Abbrüchen verhältnismässig klein ist (d.h. der Reinzugang entspricht etwa den Neuwohnungen), wurde beschlossen, dass für die Schätzung des Populationstotals neben den Wohnungen gemäss VZ2000 nur die Neubauten der Baustatistik berücksichtigt werden.

Schätzung des Anteils Mietwohnungen bei der Baustatistik:

Für die 89'613 Neuwohnungen der Baustatistik musste der Anteil an Mietwohnungen geschätzt werden, wobei dazu Informationen aus der VZ2000 verwendet wurden. Es wurde jedoch nicht die globale Verteilung gemäss der Tabelle 9 genommen, sondern nur die Verteilung der neusten Wohnungen mit Bauperiode zwischen 1996 und 2000 je Zimmeranzahl und Schicht (gemäss Stichprobenplan). Die Tabelle 10 zeigt diese Verteilung, wobei aus Platzgründen die Variable Schicht weggelassen wird.

Tabelle 10: Verteilung der Wohnungen mit Baujahr 1996-2000 gemäss VZ2000

Zimmer		Mietwhg.	Eigentumswhg.	Pacht-, Dienst- und Freiwhg.	Total
1	Anzahl	3'887	523	2'171	6'581
	in %	59.06	7.95	32.99	2.92
2	Anzahl	15'288	2'255	4'568	22'111
	in %	69.14	10.2	20.66	9.80
3	Anzahl	30'329	10'257	6'906	47'492
	in %	63.86	21.6	14.54	21.04
4	Anzahl	34'180	28'740	8'077	70'997
	in %	48.14	40.48	11.38	31.46
5	Anzahl	15'321	33'274	4'344	52'939
	in %	28.94	62.85	8.21	23.46
6	Anzahl	3'986	19'736	1'848	25'570
	in %	15.59	77.18	7.23	11.33
Total	Anzahl	102'991	94'785	27'914	225'690
	in %	45.63	42.00	12.37	100.00

Gemäss den jüngsten Wohnungen in der VZ gibt es global 45.63% dauerbewohnte Mietwohnungen. Die Verteilung nach Schicht×Zimmeranzahl kann jedoch stark variieren. Wendet man die erhaltene Verteilung auf die zwischen 2001 und 2003 gebauten 89'613 Neuwohnungen an, ergibt die Addition global **35'689** neue Mietwohnungen (siehe Tabelle 11).

Tabelle 11: geschätzte Verteilung der Wohnungen Baustatistik 2001-2003

Anzahl Zimmer	neue Wohnungen	neue Mietwhg.	neue Eigentumswhg.
1	1'128	583	104
2	4'913	3'277	529
3	13'673	8'462	3'060
4	30'580	14'412	12'670
5	26'929	7'254	17'439
6	12'390	1'701	9'739
Total	89'613	35'689	43'541

Das Populationstotal der dauerbewohnten Mietwohnungen wurde also geschätzt als Summe der Wohnungen gemäss VZ (1'929'448) plus die geschätzte Anzahl Mietwohnungen gemäss Baustatistik (35'689) und ergab global **1'965'137** dauerbewohnte Mietwohnungen per Ende 2003.

4.3 Berechnung des Initialgewichts

Gemäss dem Bericht über die Entwicklung des Stichprobenplans (siehe Potterat [1]), basiert die Mietpreis-Strukturerhebung auf einem Plan mit 82 Schichten (Gliederung nach Kantonen und fünf aggregierten Gemeindetypen), wobei innerhalb jeder Schicht eine einfache Zufallsstichprobe von Telefonnummern aus dem SRH gezogen wurde.

Die **Einschlusswahrscheinlichkeit** einer Telefonnummer in einer Schicht h kann mit

$$\tilde{\pi}_h = \frac{m_h}{M_h}$$

bezeichnet werden, wobei m_h die Anzahl der gezogen Telefonnummern im SRH und M_h die Totale Anzahl Nummern in der Population bezeichnet.

Da eine Reservenstichprobe gezogen wurde, konnten diejenigen Nummern ersetzt werden, zu welchen im elektronischen Telefonverzeichnis (ETV) keine Adressen gefunden wurden. Während der Erhebung musste die Reserve aber nicht weiter verwendet werden, da der Rücklauf, wie im Abschnitt 2 gesehen, gut war.

Nun möchte man aber eigentlich wissen, wie gross die Einschlusswahrscheinlichkeit einer Mietwohnung ist:

Da im SRH von Swisscom theoretisch nur eine Nummer je Wohnung aufgeführt wird, entspricht die Anzahl gezogener Telefonnummern m_h derselben Anzahl gezogener Wohnungen n_h , wobei im Voraus nicht bekannt ist, ob sich hinter einer Nummer auch eine Mietwohnung verbirgt. Da das Total der Wohnungen, der Anzahl Mietwhg. plus Anzahl Eigentumswhg. plus Anzahl Dienst-/Pacht-/Freiwhg entspricht, oder mathematisch $n_h = n_h^M + n_h^E + n_h^{DPF}$ (bzw. $N_h = N_h^M + N_h^E + N_h^{DPF}$ für die Populationsgrössen), bezeichnet man die Einschlusswahrscheinlichkeit einer Mietwohnung in der Schicht h mit

$$\pi_h^M = \frac{n_h^M}{N_h^M}.$$

Dieser Wert lässt sich aber nur schätzen, da weder n_h^M noch N_h^M bekannt sind. Da hier nur die Mietwohnungen interessieren, wird das 'M' darstellungsbedingt auch fallen gelassen. Aus dem Rücklauf der Fragebogen ist bekannt, wie viele der Wohnungen Mietwohnungen sind. So kann das **Initialgewicht** einer Mietwohnung je Schicht w_h^I direkt berechnet werden, mit

$$w_h^I = \frac{\hat{N}_h}{r_h}$$

wobei

- r_h die 'brauchbaren' Fragebogen von Mietwohnungen je Schicht, sowie
- \hat{N}_h die geschätzte Anzahl Mietwohnungen in der Population je Schicht (siehe Abschnitt 4.2) bezeichnet.

Dieses Initialgewicht wird als Inputgewicht für das Calmar-Makro verwendet (siehe Abschnitt 4.4).

4.4 Kalibrierung mit Calmar

Das Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques (INSEE) in Frankreich hat ein SAS-Makro entwickelt, womit eine Stichprobe auf bekannte Populationsgrößen kalibriert werden kann. Eine Kalibrierung oder Nachgewichtung bedeutet, dass man die Initialgewichte so verändert, dass nach der Kalibrierung die gewichtete Verteilung der Wohnungen nach gewissen Merkmalen in der Stichprobe, genau der Verteilung der Wohnungen in der Population entspricht.

Da diese Methode auf französisch 'redressement d'un échantillon par CALage sur MARGes' genannt wird, heisst das SAS-Makro vom INSEE 'Calmar'. Das INSEE stellt dieses Makro frei zur Verfügung, wobei wir für diese Erhebung am 17.Sept. 2004 eine neue Version von Calmar 2 erhalten haben.

Für die Erhebung wurde das Makro wie folgt aufgerufen:

```
LIBNAME lib ".../mps03/calmar/sasmacro";      *Pfad zur Abspeicherung des Makros;
OPTIONS MSTORED SASMSTORE=lib;               *Permanentes Abspeichern des Makros;
%include ".../mps03/calmar/calmar2.sas";run;   *Einlesen/Aufrufen des Makros;
%CALMAR2('Optionen');                        *Ausführen des Makros;
```

Dabei wurden folgende wesentliche Optionen gesetzt:

Option	Beschreibung
datamen=cal,	Vollständiger Datensatz mit allen Variablen inkl. Initialgewichten.
poids=gewicht2,	Bezeichnung des Initialgewichts w_h^f in der Datei 'cal'.
marmen=marges,	Datensatz mit den Populationsgrößen der Nachgewichtungsvariablen ('Kalibrierungs-Ränder').
m=2,	Methode 2 (raking ratio) gewählt bei der Kalibrierung. Diese entspricht dem 'iterativ proportional fitting' Ansatz (siehe Deville [3]).
ident=whg_nr,	Bezeichnung des Wohnungsidentifikators in der Datei 'cal'.
datapoi=miete.dataGewicht,	Output-Datensatz mit neuen Gewichten nach der Kalibrierung.
misajour=non,	Überschreibung der Resultate beim mehrmaligen Anwenden.
poidsfin=gewichtFIN	Bezeichnung der Gewichtung im Output-Datensatz.
(poidsfin=gewichtFIN_fl)	Gewichtung für die Berechnung der Wohnfläche.
labelpoi=raking ratio	Label der Methode.

Bemerkungen;

- Von den 112'583 brauchbaren Fragebogen hatten 3'412 die Wohnfläche nicht angegeben. Für die Fälle, wo diese Wohnfläche korrekt geschätzt werden sollte, wurde eine zweite Gewichtungsvariable (gewichtFIN_fl) erzeugt. Dazu wurde die Nachgewichtung durch Calmar wiederholt, wobei nur der reduzierte Datensatz (datamen=cal2) verwendet wurde.
- Für die Kalibrierung wurden mehrere Kombinationen von Nachgewichtungsvariablen getestet, wobei für die definitiven Resultate schlussendlich folgende zwei angewandt wurden: 1.) **Zimmeranzahl**×**Bauperiode**, 2.) **Schichtgrößen**. Die Kalibrierungsgrenzen (siehe Tabellen 12 und 13) dieser Variablen sind zum Teil direkt aus der Population bekannt oder wurden, wie im Abschnitt 4.2 erläutert, geschätzt.
- Die Kalibrierung bewirkte, dass z.T. extrem grosse Gewichte erzeugt wurden. Diese wurden im Nachhinein nach unten winsorisiert (siehe Abschnitt 4.5).

Tabelle 12: Kalibrierung auf Zimmeranzahl×Bauperiode

zimm	bauperiode						Total
	1 (2001-2003)	2 (96-2000)	3 (91-95)	4 (81-90)	5 (71-80)	6 (vor 71)	
1	583	3'887	3'885	10'036	29'616	96'544	144'551
2	3'277	15'288	16'649	34'392	47'362	229'648	346'616
3	8'462	30'329	26'818	57'347	85'259	471'765	679'980
4	14'412	34'180	31'104	68'461	84'445	320'716	553'318
5	7'254	15'321	9'687	25'009	24'678	90'590	172'539
6	1'701	3'986	2'584	7'352	7'654	44'856	68'133
Total	35'689	102'991	90'727	202'597	279'014	1'254'119	1'965'137

Tabelle 13: Kalibrierung auf Schichtgrößen

Nr	gregion	kant	gtyp2	Anz. Whg	Nr	gregion	kant	gtyp2	Anz. Whg
1	1	22	1	27'732	42	4	1	4	171'250
2	1	22	2	33'452	43	4	1	5	29'332
3	1	22	3	58'658	44	5	8	1	6'113
4	1	22	4	56'873	45	5	8	2	684
5	1	22	5	12'850	46	5	8	3	594
6	1	23	1	21'433	47	5	14	1	2'393
7	1	23	2	16'903	48	5	14	2	16'144
8	1	25	3	57'184	49	5	15.6	1	10'301
9	1	25	4	80'039	50	5	15.6	2	1'699
10	1	25	5	12'404	51	5	15.6	5	1'279
11	2	2	1	68'131	52	5	17	1	47'506
12	2	2	2	66'831	53	5	17	2	58'755
13	2	2	3	54'890	54	5	17	3	3'056
14	2	2	4	58'125	55	5	17	5	468
15	2	2	5	4'783	56	5	18	1	11'142
16	2	10	1	20'389	57	5	18	2	27'161
17	2	10	2	27'848	58	5	20	1	35'419
18	2	10	3	3'002	59	5	20	2	13'600
19	2	11	1	11'352	60	5	20	3	693
20	2	11	2	37'654	61	6	3	1	26'932
21	2	11	3	3'481	62	6	3	2	35'569
22	2	24	1	10'116	63	6	3	3	1'635
23	2	24	2	11'003	64	6	3	4	26'616
24	2	24	3	3'390	65	6	3	5	1'276
25	2	24	4	26'987	66	6	4	1	5'457
26	2	24	5	498	67	6	4	2	1'030
27	2	26	1	10'768	68	6	5	1	15'451
28	2	26	2	585	69	6	5	2	9'482
29	2	26	3	811	70	6	5	3	657
30	3	12	1	6'514	71	6	5	5	1'183
31	3	12	4	75'778	72	6	6.7	1	8'796
32	3	13	1	8'299	73	6	6.7	2	4'984
33	3	13	2	5'122	74	6	6.7	5	1'381
34	3	13	3	39'762	75	6	9	1	1'441
35	3	13	5	10'885	76	6	9	2	22'609
36	3	19	1	23'166	77	6	9	3	1'552
37	3	19	2	60'826	78	6	9	5	647
38	3	19	3	30'179	79	7	21	1	18'965
39	4	1	1	14'394	80	7	21	2	59'835
40	4	1	2	52'071	81	7	21	3	531
41	4	1	3	154'752	82	7	21	5	1'599
Total									1'965'137

4.5 Winsorisierung der extremen Gewichte

Gewisse Wohnungstypen (z.B. neue 1-Zimmerwohnungen) sind in der Menge der Antwortenden im Vergleich mit dem Anteil in Population proportional eher untervertreten. Dazu lassen sich mehrere Begründungen finden: Eventuell haben diese schlecht geantwortet oder es ist natürlich möglich, dass bereits zu wenig in die Stichprobe gezogen wurden. Die Kalibrierung hatte zur Folge, dass die Gewichte dieser Wohnungen erhöht wurden, so dass die Resultate trotzdem repräsentativ sind.

Bei einigen Wohnungen wurden die Gewichte aber zu extrem korrigiert, so dass sie im

Nachhinein nach unten winsorisiert werden mussten. Die Tabelle 14 zeigt die Verteilung der Gewichte vor und nach dieser Winsorisierung, wobei wie erwähnt zwei Gewichtungungen kreiert wurden, je nachdem, ob die Fläche oder eine der Mietpreisvariablen (Nettomiete, Bruttomiete etc.) geschätzt werden sollte.

Das definitive Hochrechnungsgewicht für die i -te Wohnung w_i^D (im SAS-Datensatz mit 'gewicht3' bezeichnet) wurde wie folgt berechnet:

Sei $\tilde{g}_i = \min\{\text{gewichtFin}_i; Q_{99.9}\}$ das winsorisierte Gewicht der Wohnung i , wobei $Q_{99.9} = 70.487$ das 99.9 Percentil der Verteilung der Gewichte nach Kalibrierung (gewichtFin) ist.

Es wurde festgelegt, dass die definitive Gewichtung berechnet wird mit

$$w_i^D = \tilde{g}_i \times \frac{\sum_i \text{gewichtFin}_i}{\sum_i \tilde{g}_i} =: \text{gewicht3}_i.$$

Die Berechnung auf diese Art gewährleistet, dass trotz der Winsorisierung

$$\sum_i w_i^D = \sum_i \text{gewicht3}_i = 1'965'137 \text{ ist.}$$

Die Berechnung der zweiten Gewichtung für die Analyse der Wohnfläche erfolgte analog. Da aber die Wohnungen ohne Flächenangabe ausgeschlossen wurden, ergab hier die Berechnung des Percentils $Q_{99.9} = 73.912$.

Die definitive Gewichtungvariable wurde in diesem Fall mit w_i^F (gewicht3_fl) bezeichnet.

Tabelle 14: Verteilung der Gewichte

Percentile	Initialgewicht (gewicht2)	G. nach Kalibrierung / vor Winsorisierung		G. nach Kalibrierung nach Winsorisierung	
		gewichtFIN	gewichtFIN_fl	gewicht3	gewicht3_fl
100% Max	34.624	233.223	237.291	70.530	73.958
99%	30.539	44.712	46.022	44.739	46.050
95%	28.211	30.608	31.351	30.627	31.370
90%	24.754	26.376	27.465	26.392	27.482
75% Q3	20.081	20.759	21.537	20.772	21.551
50% Median	17.583	16.308	16.790	16.318	16.800
25% Q1	12.588	12.224	12.558	12.232	12.565
10%	10.294	9.628	9.918	9.634	9.924
5%	10.267	8.692	8.898	8.697	8.904
1%	10.039	7.460	7.457	7.465	7.462
0% Min	8.297	6.545	6.572	6.549	6.576
N	112'583	112'583	109'171	112'583	109'171
Mean	17.455	17.455	18.001	17.455	18.001
Std Deviation	5.366	7.693	8.018	7.592	7.912
SummeGewichte	1'965'137	1'965'137	1'965'137	1'965'137	1'965'137

5 Schätzverfahren

5.1 Schätzung eines Mittelwertes

Es sei die durchschnittliche Nettomiete \bar{Y} für eine Mietwohnung in der Schweiz zu schätzen. Im Fall einer einfach geschichteten Zufallsstichprobe kann der Schätzer wie folgt berechnet werden:

$$\hat{\bar{Y}} = \frac{\sum_h \sum_{i \in R_h} w_i^D y_i}{\sum_h \sum_{i \in R_h} w_i^D} = \frac{1}{\hat{N}} \sum_h \hat{N}_h \frac{\sum_{i \in R_h} w_i^D y_i}{\sum_{i \in R_h} w_i^D} \quad (1)$$

wobei R_h die Menge der Antwortenden der Schicht h ist. Es gilt, dass die Summe der Gewichte je Schicht der geschätzten Anzahl Mietwohnungen je Schicht entspricht ($\sum_{i \in R_h} w_i^D = \hat{N}_h$). Für die Berechnung der Wohnfläche wird w_i^D durch w_i^F ersetzt und nur die Wohnungen mit Flächenangaben betrachtet.

Die Varianz des Schätzers kann weder auf eine einfache Art noch exakt berechnet werden, da sie durch die Imputation sowie die Nachgewichtung beeinflusst wird. Eine mögliche Variante zur Schätzung der Varianz ist das Anwenden der Replikationsmethode **Jackknife** für geschichtete Stichproben.

In unserem Fall wurde das Jackknife SAS-Makro verwendet, welches ursprünglich für die Schweizerische Arbeitskräfte-Erhebung (SAKE) von Markus Eichenberger vom BIT konzipiert wurde. Die Erläuterung der Theorie ist in den SAKE-News (siehe T. Comment [4]) zu finden.

5.2 Schätzung des Medians / eines Quartils

Wegen der in der Regel schiefen Verteilung der Mietpreisen interessiert auch die Schätzung gewisser Kennzahlen dieser Verteilung wie insbesondere der Median und das untere und obere Quartil.

Seien $y_{[1]}, \dots, y_{[i]}, \dots, y_{[r]}$ die über alle Schichten hinweg geordneten Werte einer Mietpreisvariablen (z.B. der Nettomiete), d.h. $y_{[1]}$ ist die tiefste Nettomiete, $y_{[r]}$ die grösste. Die entsprechenden Hochrechnungsgewichte werden mit $w_1^D, \dots, w_j^D, \dots, w_r^D$ bezeichnet.

Der geschätzte Wert der Verteilungsfunktion $\hat{F}(y_{[i]})$ der Miete ist

$$\hat{F}(y_{[i]}) = \begin{cases} \frac{\sum_{j=1}^i w_j^D}{\sum_{j=1}^r w_j^D} & \text{falls } y_{[i]} < y_{[i+1]} \\ \hat{F}(y_{[i+1]}) & \text{falls } y_{[i]} = y_{[i+1]} \end{cases} \quad (2)$$

Das p -te Percentil (Median: $p=0.5$, unteres Quartil: $p=0.25$, oberes Quartil: $p=0.75$) wird geschätzt mit

$$\hat{\bar{Y}}_p = \hat{F}^{-1}(p) = \begin{cases} \frac{1}{2}(y_{[i]} + y_{[i+1]}) & \text{falls } \hat{F}(y_{[i]}) = p \\ y_{[i+1]} & \text{falls } \hat{F}(y_{[i]}) < p < \hat{F}(y_{[i+1]}) \end{cases} \quad (3)$$

Ein gewichteter Median oder ein anderes Percentil kann mit der Prozedur `proc univariate` der Software SAS berechnet werden, indem das Statement `weight` wie folgt verwendet wird.

```
proc univariate data=<daten> noprint;
class      <classvar>;
var        <analysevar>;
weight     <gewichtvar>;
output out= <outputdata> pctlpts= 25 50 75 95 99.9 pctlpre= p_ ;
run;
```

Eine Methode zur Schätzung der Varianz des Medians für die geschichteten Stichproben, wird in der Literatur (siehe Särndal [5], p.204) beschrieben.

Für die Lohnstrukturerhebung 2000 wurde ein SAS-Makro entwickelt (siehe Graf [6]), welches basierend auf einer Taylor-Linearisierung die Varianz des Medians, für geschichtete Klumpen-Stichproben auf zwei Niveaus schätzt. Durch Setzen von gewissen Defaultwerten kann das Makro aber auch für einfach geschichtete Zufallsstichproben (ohne Klumpung) verwendet werden. So wurde dieses Makro auch für die Mietpreis-Strukturerhebung eingesetzt, wobei es aber noch so ausgebaut wurde, dass es zusätzlich zur Schätzung des unteren und oberen Quartils verwendet werden konnte.

Falls in einer Schicht (Kanton×Gemeindetyp) zu wenig Antworten vorhanden gewesen wären, um eine Varianz schätzen zu können, gibt es im Makro die Möglichkeit die Varianz zu imputieren. Hier wurde die Varianz auf Ebene Kanton unter Vernachlässigung des Gemeindetyps für die Einsetzung verwendet.

5.3 Schätzung eines Quotienten

Bei der Strukturerhebung 2003 sollten auch Quotienten, wie beispielsweise der Quadratmeterpreis (=Nettomiete/Wohnfläche) oder der Anteil der Nebenkosten an der Bruttomiete (=Nebenkosten/Bruttomiete) für bestimmte Wohnungstypen, geschätzt werden.

Es gibt zwei Möglichkeiten diese Quotienten zu definieren, diese sind in der Tabelle 15 aufgeführt.

Tabelle 15: Zwei Varianten zur Schätzung eines Quotienten

Variante	Populationsparameter	Schätzung
1.	$Z_1 = \frac{1}{N} \sum_{i \in U} \frac{y_i}{x_i} = \frac{1}{N} \sum_{i \in U} z_i$	Berechnung von $z_i = y_i/x_i$ je Wohnung anschl. Schätzung von \hat{Z}_1 gemäss Formel 1.
2.	$Z_2 = \frac{\sum_{i \in U} y_i}{\sum_{i \in U} x_i} = Y/X = \bar{Y}/\bar{X}$	Separate Schätzung der Variablen \hat{Y} und \hat{X} , anschl. Bildung des Quotienten $\hat{Z}_2 = \hat{Y}/\hat{X}$.

Zu Testzwecken wurden die Resultate für beide Varianten berechnet (siehe Tabelle 16). Bei der Berechnung der mittleren Quadratmeterpreisen galt es zu berücksichtigen, dass nicht alle Wohnungen die Angaben zur Fläche hatten, jene zu den Nettomieten waren jedoch immer vorhanden. Bei der Berechnungsmethode 1 konnten also nur diejenigen Wohnungen verwendet werden, wo auch die Fläche vorhanden war (mit der entsprechenden Gewichtung 'gewicht3_fl').

Tabelle 16: Berechnung eines Quotienten: 2 Methoden

zimm	mittlerer Quadratmeterpreis in CHF				Anteil der Nebenkosten an der Bruttomiete in %			
	Methode 1		Methode 2		Methode 1		Methode 2	
	\hat{Z}_1	StdDev	\hat{Z}_2	StdDev	\hat{Z}_1	StdDev	\hat{Z}_2	StdDev
1	18.60	0.14	17.03	0.12	12.31	0.11	11.74	0.10
2	15.16	0.05	14.51	0.04	12.44	0.05	11.87	0.05
3	13.63	0.03	13.26	0.03	12.70	0.03	12.06	0.03
4	13.10	0.03	12.85	0.03	12.59	0.03	11.93	0.03
5	12.91	0.05	12.51	0.06	12.20	0.07	11.38	0.06
6	11.74	0.10	11.21	0.10	12.82	0.13	11.57	0.11
Total	13.98	0.02	13.16	0.02	12.55	0.02	11.87	0.02

Im Unterschied zur Erhebung 1996 wurde schlussendlich beschlossen, bei der Medienmitteilung (vom 21.12.04 siehe [7]) unter Anbringung eines entsprechenden Hinweises die Methode 1 zu wählen.

6 Resultate

Die offiziellen detaillierten Resultate der Mietpreis-Strukturerhebung 2003 werden im Verlauf des Jahres 2005 in einer Publikation des BFS erscheinen. In der Tabelle 17 sind einige provisorische Resultate aufgeführt, wobei folgende Variablen enthalten sind:

Schätzer:	geschätzter Wert (Mittelwert, Median, bzw. ein Quartil).
HALB_VI:	halbes 95%-Vertrauensintervall (doppelte Standardabweichung) bei der Schätzung des Mittelwerts.
LCL, UCL:	untere und obere 95%-Vertrauensintervallgrenze (Das VI kann beim Median und den Quartilen asymmetrisch sein).

Tabelle 17: Auszug einiger Resultate

	Mittelwert				25%-Quartil				Median				75%-Quartil			
Nettomiete																
ZIMM	Schätzer	HALB_VI	LCL	UCL	Schätzer	LCL	UCL	Schätzer	LCL	UCL	Schätzer	LCL	UCL			
1	632.13	7.93	624.19	640.06	487	480	494	600	596	604	740	729	750			
2	849.08	4.80	844.28	853.88	650	645	650	803	800	810	1'000	1'000	1'000			
3	1'030.96	3.82	1'027.14	1'034.77	775	770	780	980	979	987	1'230	1'226	1'238			
4	1'269.15	5.19	1'263.96	1'274.34	942	935	950	1'205	1'200	1'212	1'520	1'510	1'529			
5	1'600.94	13.47	1'587.47	1'614.40	1'165	1'150	1'183	1'528	1'505	1'546	1'950	1'930	1'970			
6	1'867.30	33.04	1'834.26	1'900.34	1'200	1'188	1'229	1'700	1'688	1'730	2'300	2'250	2'350			
Total	1'115.89	3.33	1'112.56	1'119.21	757	754	760	1'008	1'002	1'011	1'357	1'350	1'361			
Bruttomiete																
ZIMM	Schätzer	HALB_VI	LCL	UCL	Schätzer	LCL	UCL	Schätzer	LCL	UCL	Schätzer	LCL	UCL			
1	716.19	8.39	707.81	724.58	564	554	571	687	677	695	829	815	837			
2	963.41	4.99	958.42	968.40	750	750	754	920	915	927	1'125	1'115	1'133			
3	1'172.30	4.04	1'168.25	1'176.34	900	900	900	1'120	1'114	1'124	1'384	1'379	1'390			
4	1'441.11	5.42	1'435.68	1'446.53	1'100	1'099	1'100	1'387	1'380	1'394	1'700	1'700	1'710			
5	1'806.56	14.13	1'792.43	1'820.69	1'366	1'350	1'390	1'732	1'714	1'750	2'160	2'147	2'190			
6	2'111.69	35.02	2'076.67	2'146.72	1'450	1'400	1'500	1'950	1'900	2'000	2'550	2'500	2'600			
Total	1'266.12	3.56	1'262.56	1'269.68	881	880	886	1'163	1'160	1'169	1'520	1'515	1'528			
Nebenkosten																
ZIMM	Schätzer	HALB_VI	LCL	UCL	Schätzer	LCL	UCL	Schätzer	LCL	UCL	Schätzer	LCL	UCL			
1	84.06	1.51	82.56	85.57	50	50	50	75	74	76	102	100	105			
2	114.33	0.91	113.42	115.24	80	79	80	100	100	100	140	140	140			
3	141.34	0.70	140.64	142.04	100	100	100	130	130	130	170	170	170			
4	171.96	0.89	171.07	172.84	120	120	120	155	155	157	200	200	201			
5	205.62	2.34	203.28	207.96	141	140	145	193	190	198	250	250	250			
6	244.39	5.20	239.19	249.59	150	150	150	200	200	206	300	300	300			
Total	150.23	0.53	149.70	150.77	100	100	100	135	135	135	189	186	190			
Wohnfläche																
ZIMM	Schätzer	HALB_VI	LCL	UCL	Schätzer	LCL	UCL	Schätzer	LCL	UCL	Schätzer	LCL	UCL			
1	37.06	0.51	36.55	37.58	30	28	30	35	35	35	42	40	42			
2	58.54	0.27	58.27	58.81	50	50	50	56	56	56	65	65	65			
3	77.81	0.22	77.59	78.03	65	65	66	75	75	75	85	85	85			
4	98.92	0.27	98.65	99.19	85	84	85	95	95	96	110	110	110			
5	128.17	0.79	127.38	128.95	105	102	105	120	120	120	145	144	150			
6	166.85	1.94	164.91	168.79	130	128	130	160	155	160	194	190	200			
Total	84.89	0.27	84.62	85.16	61	60	62	80	80	80	100	100	100			

Anhang

A SAS-Daten und Programme

Folgende SAS-Programme und Daten wurden zur Berechnung der Resultate verwendet.

Tabelle 18: SAS-Daten und Programme

Programm / Daten	Beschreibung
VorberHochrMPS.sas	Vorbereitungs-Programm 1
ProgramVZ-WHg-definitiv.sas	Bearbeitung VZ2000 Daten
donor_imp.sas	Nebenkosten-Imputationsmakro
donorImputation.sas	Aufruf des Imputationsmakros
Baustatistik01-03Analyse.sas	Analyse Baustatistik
Gewichtung.sas	Berechnung der Gewichtung, Kalibrierung
jackmitMSE03.sas	Jackknife Makro für Schätzung Mittelwert
SchätzMean.sas	Aufruf des Jackknife-Makros
MedianMiete.sas	Makro Schätzung Median
SchätzMedian.sas	Aufruf Median-Makro
smsubRatio.sas	Makro Schätzung Quotient (Methode 2)
Quotient.sas	Aufruf Quotienten-Makro
SchätzSurveyMeans.sas	Alternative Berechnung der Mittelwerte mit proc surveymeans im SAS
EigentumswHg.sas	Vorbereitung / prov. Gewichtung der Eigen- tumswohnungen
daten040927	(Oracle) Rohdaten der MPS03
impudaten	Datensatz vor Imputation
imputalle	Datensatz nach Imputation
mpsvz2000	bearbeitete VZ2000 Daten
bau2001-bau2003	Daten Baustatistiken
initial	Initialgewichtung
beide	mögliche Variablen für Kalibrierung inkl. Ver- teilung
imputcal	Datensatz vor Kalibrierung
dataGewicht / dataGewichtFL	Daten mit Ouputgewichten der Kalibrierung vor Winsorisierung
mps03_mietwhg	Definitive Daten zur Analyse (nur Mietwohnun- gen), geliefert an PREIS

B Literatur

- [1] Potterat, J.: *Mietpreis-Strukturerhebung 2003. Entwicklung des Stichprobenplans und Ziehung der Stichprobe*. BFS, Neuchâtel, 2003. Bestellnr. 338-0021.
- [2] Kilchmann, D. und Eichenberger Ph.: *Einsetzungsverfahren in der Volkszählung 2000 (in Vorbereitung)*. BFS, Neuchâtel, 2005.
- [3] Deville, J.C. and Särndal, C.E.: *Calibration estimators in survey sampling*. Journal of the American Statistical Association (Vol. 87. No. 418. p. 376 - 382). Alexandria VA, 1992.
- [4] Comment, T.: *SAKE-News 2/94: Enquête suisse sur la population active. Intervalles de confiance*. BFS, Neuchâtel, 1994.
- [5] Särndal, C.E., Swensson, B., Wretman, J.: *Model Assisted Survey Sampling*. Springer, New York, 1992.
- [6] Graf, M.: *Enquête suisse sur la structure des salaires 2000. Plan d'échantillonnage, pondération et méthode d'estimation pour le secteur privé*. BFS, Neuchâtel, 2002. Numéro de commande: 338-0010.
- [7] Medienmitteilung BFS: *Mietpreis-Strukturerhebung 2003. Grosses Miet-Gefälle zwischen den Kantonen sowie zwischen Stadt und Land*. BFS, Neuchâtel, 21.12.2004.

Methodenberichte des Dienstes Statistische Methoden des BFS
Rapports de méthodes du Service de méthodes statistiques de l'OFS
Methodological reports of the Statistical Methods Unit of SFSO

- Potterat, J. (2005). Mietpreis-Strukturerhebung 2003. Gewichtung und Schätzverfahren. Bestellnummer: 338-0029
- Potterat, J. (2005). Landwirtschaftliche Betriebszählung 2003. Schätzverfahren für die Zusatzerhebung. Bestellnummer: 338-0028
- Renaud, A. (2004). Coverage estimation for the Swiss population census 2000. Estimation methodology and results. Order number: 338-0027
- Kilchmann, D. (2004). Revision des Schweizerischen Lohnindex. Schätzmethoden der Lohnindices und deren Varianzschätzer. Bestellnummer: 338-0026
- Graf, M. (2004). Enquête suisse sur la structure des salaires 2002. Plan d'échantillonnage et extrapolation pour le secteur privé. Numéro de commande: 338-0025
- Renaud, A. (2004). Analyse de données d'enquêtes. Quelques méthodes et illustration avec des données de l'OFS. Numéro de commande 338-0024
- Renaud, A., Potterat, J. (2004). Estimation de la couverture du recensement de la population de l'an 2000. Echantillon pour l'estimation de la sous-couverture (P-sample) et qualité du cadre de sondage des bâtiments. Numéro de commande: 338-0023
- Graf, M. (2004). Fusion de données. Etude de faisabilité. Numéro de commande: 338-0022
- Potterat, J. (2003). Mietpreis-Strukturerhebung 2003. Entwicklung des Stichprobenplans und Ziehung der Stichprobe. Bestellnummer: 338-0021
- Potterat, J. (2003). Landwirtschaftliche Betriebszählung 2003. Stichprobenplan der Zusatzerhebung. Bestellnummer: 338-0020
- Renaud, A. (2003). Estimation de la couverture du recensement de la population de l'an 2000. Echantillon pour l'estimation de la sur-couverture (E-sample). Numéro de commande: 338-0019
- Hulliger, B. (2003). Erhebung über Forschung und Entwicklung in der schweizerischen Privatwirtschaft 2000. Bereinigung der Stichprobe, Ersatz fehlender Werte und Schätzverfahren. Bestellnummer: 338-0018
- Renfer, J.-P. (2003). Enquête 2000 sur la recherche et le développement dans l'économie privée en Suisse. Plan d'échantillonnage. Numéro de commande: 338-0017
- Potterat, J. (2003). Kosten und Nutzen der Berufsbildung aus Sicht der Betriebe. Schätzverfahren. Bestellnummer: 338-0016
- Graf, M., Matei, A. (2003). Stratégie de choix des modèles de désaisonnalisation. Application aux séries de l'emploi total. Numéro de commande : 338-0015
- Potterat, J., Salamin, P.A. (2002). Betriebszählung 2001. Methoden für die Datenbereinigung. Bestellnummer: 338-0014
- Renaud, A. (2002). Programme international pour le suivi des acquis des élèves (PISA). Plans d'échantillonnage pour PISA 2000 en Suisse. Numéro de commande: 338-0013

- Renfer, J.-P. (2002). Enquête 2001 sur les coûts et l'utilité de la formation des apprentis du point de vue des établissements. Plan d'échantillonnage. Numéro de commande: 338-0012
- Potterat, J., Salamin, P.A. (2002). Betriebszählung 2001. Stichprobenplan und Schätzverfahren für die provisorischen Ergebnisse. Bestellnummer: 338-0011
- Graf, M. (2002). Enquête suisse sur la structure des salaires 2000. Plan d'échantillonnage, pondération et méthode d'estimation pour le secteur privé. Numéro de commande: 338-0010
- Renaud, A., Eichenberger P. (2002). Estimation de la couverture du recensement de la population de l'an 2000. Procédure d'enquête et plan d'échantillonnage de l'enquête de couverture. Numéro de commande: 338-0009
- Kilchmann, D., Hulliger, B. (2002). Stichprobenplan für die Obstbaumzählung 2001. Bestellnummer: 338-0008
- Graf, M. (2002). Passage du concept établissement au concept entreprise. Numéro de commande: 338-0007
- Salamin, P.A. (2001). La technique de la double enquête pour la statistique du transport routier de marchandise. Numéro de commande: 338-0006
- Peters, R., Renfer, J.-P. et Hulliger, B. (2001). Statistique de la valeur ajoutée 1997-1998. Procédure d'extrapolation des données. Numéro de commande: 338-0005
- Potterat, J., Hulliger, B. (2001). Schätzung der Sägereiproduktion mit der Sägerei-Erhebung PAUL. Bestellnummer: 338-0004
- Graf, M. (2001). Désaisonnalisation. Aspects méthodologiques et application à la statistique de l'emploi. Numéro de commande: 338-0003
- Hüsler, J., Müller, S. (2001). Schlussbericht Betriebszählung 1995 (BZ 95), Mehrfach imputierte Umsatzzahlen. Bestellnummer: 338-0002
- Renaud, A. (2001). Statistique suisse des bénéficiaires de l'aide sociale. Plan d'échantillonnage des communes. Numéro de commande: 338-0001
- Hulliger, B., Eichenberger, P. (2000). Stichprobenregister für Haushalterhebungen: Umstellung auf Telefonnummern ohne Namen und Adressen, Abläufe für Erstellung und Stichprobenziehung. Bestellnummer: 338-0000
- de Rossi, F.-X. (1998). Méthodes statistiques pour le compte routier suisse.
- Hulliger, B., Kassab, M. (1998). Evaluation of Estimation Methods for the Survey on Environment Protection Expenditures of Swiss Communes.
- Salamin, P.A. (1998). Etablissement d'une clef de passage pondérée entre l'ancienne (NGAE 85) et la nouvelle nomenclature (NOGA 95) générale des activités économiques.
- Peters, R. (1998). Extrapolation des données de l'enquête de structure sur les loyers.
- Bender, A., Hulliger, B. (1997). Enquête suisse sur la population active: rapport de pondération pour 1996.
- Salamin, P.A. (1997). Evaluation de la Statistique de l'emploi.
- Peters, R. (1997). Etablissement du plan d'échantillonnage pour l'enquête 1996 sur la recherche et le développement dans l'économie privée en Suisse.

- Peters, R. (1997). Enquête 1996 sur la structure des salaires en Suisse: établissement du plan d'échantillonnage.
- Peters, R. (1996). Pondération des données de l'enquête sur la famille en Suisse.
- Comment, T., Hulliger, B., Ries, A. (1996). Gewichtungsverfahren für die Schweizerische Arbeitskräfteerhebung (1991-1995).
- Hulliger, B. (1996). Haushalterhebung Familie 1994: Stichprobenplan, Stichprobenziehung und Reservestichproben.
- Peters, R., Hulliger, B. (1996). Schätzverfahren für die Lohnstruktur-Erhebung 1994 / Procédure d'estimation pour l'enquête de 1994 sur la structure des salaires.
- Peters, R. (1996). Schéma de pondération des indices PAUL.
- Hulliger, B., Peters, R. (1996). Enquête sur le comportement de la population suisse en matière de transport en 1994: plan d'échantillonnage et pondération.
- Hulliger, B. (1996). Gütertransportstatistik 1993: Schätzverfahren mit Kompensation der Antwortausfälle.
- Salamin, P.A. (1995). Estimation des flux pour le module II des comptes globaux du marché de travail.
- Peters, R. (1995). Enquête de structure sur les loyers: établissement d'un plan d'échantillonnage stratifié.
- Hulliger, B. (1995). Konjunkturelle Mietpreiserhebung: Stichprobenplan und Schätzverfahren.
- Schwendener, P. (1995). Verbrauchserhebung 1990 - Vertrauensintervalle.
- Peters, R., Hulliger, B. (1994). La technique de pondération des données: application à l'enquête suisse sur la santé.
- Hulliger, B., Peters, R. (1994). Enquête sur la structure des salaires en Suisse: stratégie d'échantillonnage pour le secteur privé.

Publikationsprogramm BFS

Das Bundesamt für Statistik (BFS) hat – als zentrale Statistikstelle des Bundes – die Aufgabe, statistische Informationen breiten Benutzerkreisen zur Verfügung zu stellen.

Die Verbreitung der statistischen Information geschieht gegliedert nach Fachbereichen (vgl. Umschlagseite 2) und mit verschiedenen Mitteln

Programme des publications de l'OFS

En sa qualité de service central de statistique de la Confédération, l'Office fédéral de la statistique (OFS) a pour tâche de rendre les informations statistiques accessibles à un large public.

L'information statistique est diffusée par domaine (cf. verso de la première page de couverture); elle emprunte diverses voies:

<i>Diffusionsmittel</i>	<i>Kontakt N° à composer</i>	<i>Moyen de diffusion</i>
Individuelle Auskünfte	032 713 60 11 info@bfs.admin.ch	Service de renseignements individuels
Das BFS im Internet	www.statistik.admin.ch	L'OFS sur Internet
Medienmitteilungen zur raschen Information der Öffentlichkeit über die neusten Ergebnisse	www.news-stat.admin.ch	Communiqués de presse: information rapide concernant les résultats les plus récents
Publikationen zur vertieften Information (zum Teil auch als Diskette/CD-Rom)	032 713 60 60 order@bfs.admin.ch	Publications: information approfondie (certaines sont disponibles sur disquette/CD-Rom)
Online-Datenbank	032 713 60 86 www.statweb.admin.ch	Banque de données (accessible en ligne)

Nähere Angaben zu den verschiedenen Diffusionsmitteln liefert das laufend nachgeführte Publikationsverzeichnis im Internet unter der Adresse www.statistik.admin.ch → Aktuell → Publikationen.

La Liste des publications mise à jour régulièrement, donne davantage de détails sur les divers moyens de diffusion. Elle se trouve sur Internet à l'adresse www.statistique.admin.ch → Actualités → Publications.

Methodenberichte des Dienstes Statistische Methoden Rapports de méthodes du Service de méthodes statistiques Methodological reports of the Statistical Methods Unit

Die Methodenberichte beschreiben die mathematischen und statistischen Methoden, die den Resultaten und Analysen der öffentlichen Statistik zu Grunde liegen. Sie enthalten ausserdem die Evaluation und Entwicklung von neuen Methoden im Hinblick auf eine zukünftige Anwendung. Diese Publikationen sollen einerseits die verwendeten Methoden dokumentieren, um Transparenz und Wissenschaftlichkeit sicher zu stellen, und sie sollen andererseits die Zusammenarbeit mit den Hochschulen und der Wissenschaft fördern.

Zur Illustration der beschriebenen mathematischen Konzepte, werden im Bericht numerische Resultate aufgeführt. Diese sind allerdings nicht als offizielle Resultate der betreffenden Erhebungen zu verstehen. Ebenfalls können die tatsächlich angewendeten Methoden leicht von den hier beschriebenen abweichen.

Die Methodenberichte sind auf der Internetseite des BFS in elektronischer Form verfügbar.

Les rapports de méthodes décrivent les méthodes mathématiques et statistiques à la base des résultats et des analyses de la statistique publique. Ils présentent également l'évaluation et le développement de nouvelles méthodes en vue d'une application future. Ces publications visent d'une part à documenter les méthodes utilisées ou envisagées dans un souci de transparence et de rigueur scientifique, et d'autre part à favoriser la collaboration avec le monde scientifique et universitaire.

Les résultats numériques présentés dans les rapports de méthodes illustrent les concepts mathématiques décrits, mais ne sont pas des résultats officiels des enquêtes concernées. De même, les méthodes réellement appliquées peuvent différer légèrement de celles décrites dans ces rapports.

Les rapports de méthodes sont disponibles sous forme électronique sur le site internet de l'OFS.

In diesem Methodenbericht sind die statistischen Methoden beschrieben, welche bei der Schätzung der Resultate der Mietpreis-Strukturerhebung 2003 angewandt wurden.

Für die Schätzung der Resultate, konnten schlussendlich die Angaben von rund 110'000 Mietwohnungen sowie 80'000 Eigentumswohnungen ausgewertet werden, wobei hier nur die Mietwohnungen von Interesse sind.

Da es einige Personen gab, welche für ihre Wohnungen die Aufteilung der Bruttomiete in Nettomiete plus Nebenkosten nicht angeben hatten, musste eine geeignete Einsetzungsmethode angewandt werden, um diese Aufteilung zu schätzen. Auf Basis von Informationen aus der Volkszählung 2000 sowie der Baustatistik, wurde die Stichprobe nachgewichtet, so dass die Verteilung der Wohnungen nach Typ und Alter jener in der Population entsprach. Dies ist eine notwendige Voraussetzung, dass unverfälschte Resultate geschätzt werden können. Ein Auszug einiger Resultate sind am Ende des Berichts aufgeführt.