



universität  
wien

# MAGISTERARBEIT

Titel der Magisterarbeit

„Multilevel Modeling zur Personalbedarfsplanung im  
österreichischen Schulwesen“

Verfasserin

Anja Steindl, Bakk. rer. soc. oec.

angestrebter akademischer Grad

Magistra der Sozial- und Wirtschaftswissenschaften  
(Mag. rer. soc. oec.)

Wien, im Februar 2012

Studienkennzahl lt. Studienblatt:

A 066 951

Studienrichtung lt. Studienblatt:

Statistik

Betreuer:

Univ. Prof. Dr. Wilfried Grossmann



## ***Danksagung***

Ich möchte an dieser Stelle die Gelegenheit nutzen, mich in erster Linie bei meinem Professor, Dr. Grossmann zu bedanken, der mir mit seinem breiten Erfahrungsschatz im Gebiet der Schulstatistik sowohl fachlichen als auch ideellen Input geliefert hat und mir unterstützend zur Seite stand. Die Diskussion der Ergebnisse hat mich viel gelehrt und mir immer wieder neue Blickwinkel aufgezeigt.

Dank gebührt insbesondere meinen Eltern, Johann und Christine Steindl, die mir mein Studium ermöglicht und mit unerschöpflicher Geduld und viel Vertrauen meinen Weg begleitet haben.

Besonderer Dank gilt auch meinem Freund Philipp, der es verstanden hat die richtige Balance zwischen Antrieb und Ablenkung zu finden und mir Rückhalt geboten hat, wenn es nötig war.

Meinen StudienkollegInnen danke ich für die jahrelange, intensive Zusammenarbeit. Durch sie wurde die Studienzeit noch wertvoller.



# Inhaltsverzeichnis

Abkürzungsverzeichnis .....	7
Einleitung.....	9
Kapitel 1 Personalbedarfsplanung.....	13
1.1. Einleitung .....	13
1.2. Abgrenzung und Zielsetzung.....	15
1.3. Begriffsdefinitionen .....	19
1.4. Datenverfügbarkeit und Restriktionen.....	20
Kapitel 2 Multilevel Modeling.....	22
2.1. Einführung in die hierarchischen Modelle.....	22
2.2. Modellspezifikationen.....	29
2.3. Modellannahmen.....	33
2.4. Parameterschätzung.....	34
Kapitel 3 Ein strukturdatenbasiertes Planungsmodell als datengenerierender Prozess .....	35
3.1. Einführung und Datengrundlage.....	35
3.2. Datenmanipulation .....	37
3.3. Modellierung.....	39
3.4. Ergebnisse.....	44
Kapitel 4 Empirische Modelle zur Schätzung des Personalbedarfs.....	49
4.1. Einführung.....	49
4.2. Datenmanipulation .....	50
4.3. Modellierung.....	51
4.4. Ergebnisse.....	59
Kapitel 5: Diskussion der Ergebnisse.....	80

Anhang.....	83
Literaturverzeichnis.....	109
Zusammenfassung.....	113
English Abstract.....	116
Lebenslauf .....	118

## Abkürzungsverzeichnis

BMUKK . . . . .	Bundesministerium für Unterricht, Kunst und Kultur
HS . . . . .	Hauptschule
ML . . . . .	Maximum Likelihood
NDU . . . . .	nichtdeutsche Umgangssprache
NMS . . . . .	Neue Mittelschule
REML . . . . .	Restricted Maximum Likelihood
RIS. . . . .	Rechtsinformationssystem
SKZ . . . . .	Schulkennzahl
SPF . . . . .	sonderpädagogischer Förderbedarf
PTS . . . . .	Polytechnische Schule
VBÄ . . . . .	Vollbeschäftigungsäquivalent
VS . . . . .	Volksschule
VZÄ . . . . .	Vollzeitäquivalent



# Einleitung

Die Personalbedarfsplanung im österreichischen Pflichtschulwesen stellt für das LandeslehrerInnen-Controlling aufgrund der begrenzten Flexibilität des Personaleinsatzes eine besondere Herausforderung dar und ist nicht zuletzt angesichts der wichtigen Stellung des Bildungsbereichs von grundlegender Bedeutung. Während die Planung der Personalressourcen in Form eines Stellenplans in den Zuständigkeitsbereich des Bundes fällt, obliegt die Zuteilung der LehrerInnen zu den einzelnen Pflichtschulen den Bundesländern. „Das österreichische Schulwesen ist im Wesentlichen bundeseinheitlich geregelt. Bezüglich der äußeren Organisation (Errichtung, Erhaltung, Auflassung, Schulzeit, Anzahl der Schüler pro Klasse) der öffentlichen Pflichtschulen ist die Gesetzgebung über die Grundsätze Bundessache, die Erlassung von Ausführungsgesetzen und die Vollziehung Aufgabe jedes einzelnen der neun Bundesländer.“<sup>1</sup> Für die Verteilung der Kompetenzen gilt damit: „Die Länder sind Dienstgeber der Pflichtschullehrer, während der Bund sie über den Finanzausgleich indirekt bezahlt. Lehrer, die die Länder über den vereinbarten Stellenplan hinaus anstellen, müssen diese zwar im Endeffekt selbst bezahlen, der Bund streckt deren Gehälter allerdings vor.“<sup>2</sup>

Die Modellierung des Personalbedarfs erfolgt daher im regionalen Kontext und basiert auf den Daten einer quantitativen Bestandsaufnahme des österreichischen, allgemeinbildenden Pflichtschulwesens für das Schuljahr 2009/10, wobei sich die Modelle auf die Volksschulen, Hauptschulen und Polytechnischen Schulen beschränken. Da die Datenverfügbarkeit speziell im Personalbereich äußerst begrenzt ist, wird der Lehrpersonalbedarf vorab in einem Planungsmodell, das auf Strukturdaten basiert, modelliert. Dabei fließen neben den SchülerInnenzahlen auch Informationen zu den schulartenspezifischen Stundenplänen sowie bundesländerspezifische Verordnungen zu den Klassenteilungszahlen in bestimmten Unterrichtsgegenständen aus dem Rechtsinformationssystem (RIS) ein. Dieses Planungsmodell stellt die Grundlage für die empirischen Modelle zur

---

<sup>1</sup> <http://www.bmukk.gv.at/schulen/bw/ueberblick/hss.xml> (26.06.2011)

<sup>2</sup> <http://oesv1.orf.at/stories/461850> (10.08.2010)

Prognose des Personalbedarfs anhand der SchülerInnenzahlen und weiterer Regressoren wie dem Anteil an SchülerInnen mit nichtdeutscher Umgangssprache und dem Anteil an SchülerInnen mit sonderpädagogischem Förderbedarf dar.

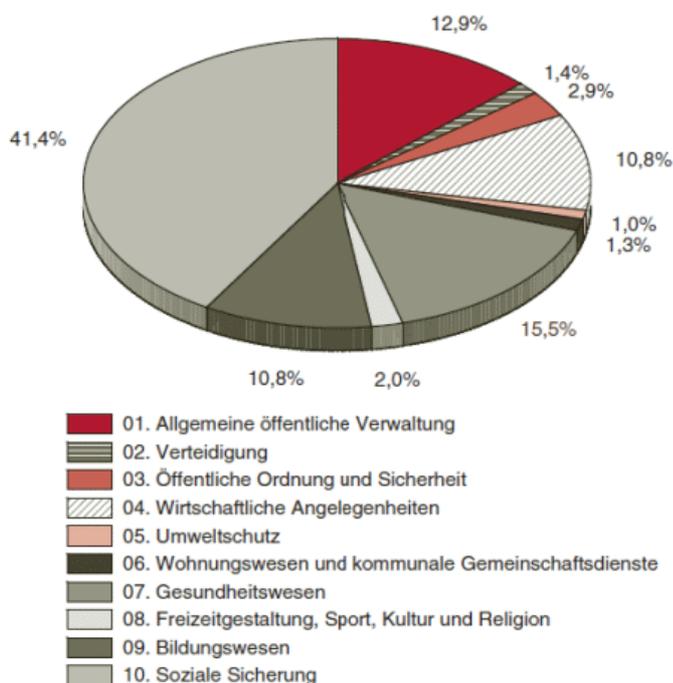
Die geografische Struktur der Bildungsdaten erfordert Methoden, die derartige Abhängigkeiten berücksichtigen. Multilevel Models können dieser Anforderung Rechnung tragen, indem sie die Variabilität der eingehenden Parameter auf unterschiedlichen Ebenen zulassen und finden gerade im Kontext des Schulwesens häufig Anwendung, allerdings zumeist auf Individualebene. (Schule/ Klasse/ SchülerIn) Hierarchische Modelle auf Schulebene mit den genesteten Faktoren Bundesland und Bezirk können außerdem wichtige Informationen über die „Effekte kontextueller Merkmale der übergeordneten Aggregatseinheiten“ (Langer, 2000) liefern. Die Parameterschätzung erfolgt dabei simultan auf all jenen Ebenen, die im Modell berücksichtigt werden. Um Unterschiede im Personalbedarf zwischen den Bundesländern analysieren zu können, wird zunächst ein 2-Level Model spezifiziert, das den Personalbedarf sowohl auf Schul- als auch auf Bundesländerebene berücksichtigt. Das Modell basiert auf den SchülerInnenzahlen je Schule. Letztere werden als Schulstandort mit eigener Schulkenzahl definiert. Damit ist jede Schule sowohl einem Bezirk als auch einem Bundesland eindeutig zuordenbar und das Datenmodell folgt daher einer strikt hierarchischen Struktur. Im Anschluss daran soll mittels eines weiteren 2-Level Models geklärt werden, ob die zusätzliche Berücksichtigung der Bezirksebene weitere Erkenntnisse liefern kann.

Aufgrund der restriktiven Veröffentlichung der sensiblen Daten aus dem Bildungsbereich und des enormen Zeitaufwands der Datenerhebung bauen die Modelle auf verfügbaren Sekundärdaten der Statistik Austria auf, die mit großen Beschränkungen verbunden sind. Die in die Modelle eingehenden Bildungsdaten sind auf Bundesländerebene weitgehend verfügbar, die Disaggregation auf Bezirks- oder gar Schulebene musste allerdings je nach Verfügbarkeit durch Simulationen ergänzt werden.

Da im Vorfeld dieser Arbeit Analysen zum Einfluss der „Maßnahme 25+“ auf den Personalbedarf in Form eines Berichts der Universität Wien<sup>3</sup> in Zusammenarbeit mit dem Bundesministerium für Unterricht, Kunst und Kultur auf diesem Gebiet durchgeführt wurden, kann auf die bereits gewonnene Expertise zurückgegriffen werden. Die für die Simulationen benötigten a-priori-Verteilungen der SchülerInnen auf Mikroebene gehen auf diese Projektarbeit zurück. Die Motivation tiefergehende Analysen in diesem - aufgrund der Vielzahl an Definitionen und Richtlinien hochkomplexen - Themenbereich anzustellen, beruht allerdings auch auf der medialen Präsenz der Frage zur Verteilung der Personalkompetenzen für die LandeslehrerInnen im Sommer 2010. Zudem stellt der gesamte Bildungssektor einen relativ hohen Anteil der Staatsausgaben in Österreich dar. Nachfolgender Grafik lässt sich entnehmen, dass der Anteil an ArbeitnehmerInnenentgelten im staatlichen Sektor, der auf das Bildungswesen entfällt, immerhin gut 10% ausmacht.

Abbildung 1: Staatsausgaben nach Aufgabenbereichen (Quelle: [http://www.statistik.at/web\\_de/statistiken/oeffentliche\\_finanzen\\_und\\_steuern/oeffentliche\\_finanzen/staatsausgaben\\_nach\\_aufgabenbereichen/index.html](http://www.statistik.at/web_de/statistiken/oeffentliche_finanzen_und_steuern/oeffentliche_finanzen/staatsausgaben_nach_aufgabenbereichen/index.html) (31.10.2011))

**Staatsausgaben nach Aufgabenbereichen (COFOG-Abteilungen) 2010, ESVG 1995, Staat, konsolidiert in % der Staatsausgaben insgesamt**



Q: STATISTIK AUSTRIA. - Rundungsdifferenzen nicht ausgeglichen. Erstellt am: 21.10.2011.

<sup>3</sup> Siehe (Grossmann, Steindl, & Hölzl, 2011)

Einen großen Teil der Personalkapazitäten stellen dabei die LandeslehrerInnen, die an Pflichtschulen, also Volksschulen, Hauptschulen, Sonderschulen, Polytechnischen Schulen und Berufsbildenden Pflichtschulen arbeiten. „Diese sind zwar DienstnehmerInnen der Länder, der Personalaufwand wird aber im Rahmen des Finanzausgleichs vom Bund getragen.“ (Gabmayer & Lercher, 2011) Die Modellierung der Personalbedarfsplanung erfolgt für jene LandeslehrerInnen, die an VS, HS oder PTS unterrichten.

# Kapitel 1

## Personalbedarfsplanung

### 1.1. Einleitung

„Modernes Personalcontrolling hilft dem Bundesdienst dabei, Personalressourcen wertschöpfend einzusetzen und die Arbeit der Personalabteilungen zu optimieren.“<sup>4</sup>

Modernes Personalcontrolling kann zwar nicht ausschließlich mit adäquaten, statistischen Methoden bedient werden, aber auch wenn statistische Modelle alleine nicht den Anspruch erheben können zukunftsweisende Personalentscheidungen treffen zu können, bilden sie dennoch ein solides, zuverlässiges Fundament für die Planung des Personalbedarfs.

Bei der Personalbedarfsplanung im Kontext des Pflichtschulwesens spielen viele Faktoren eine wesentliche Rolle:

Die seit Jahren rückläufigen SchülerInnenzahlen und die im Schuljahr 2007/08 schrittweise<sup>5</sup> eingeführte „Maßnahme zur Senkung der Klassenschülerhöchstzahl auf den Richtwert 25“ („Maßnahme 25+“) beeinflussen den Personalbedarf in gegenläufiger Weise. Niedrigere KlassenschülerInnenzahlen erfordern die Aufteilung der SchülerInnen in mehrere Klassen und damit einen erhöhten Personalbedarf, während der rückläufige Trend der SchülerInnenzahlen im Allgemeinen zur Senkung der Klassenzahlen beiträgt. Durch die Senkung der KlassenschülerInnenhöchstzahl ist bei gleichbleibenden SchülerInnenzahlen ein Anstieg der Klassenzahlen (beispielsweise aufgrund der Teilung von Klassen mit mehr als 25 SchülerInnen) und damit einhergehend ein erhöhter Personalbedarf zu erwarten. Dabei sind allerdings mehrere Faktoren zu berücksichtigen:

- Die schrittweise Einführung der „Maßnahme 25+“ kann zu einer Verzögerung der oben beschriebenen Auswirkungen führen.
- Die Existenz vieler „kleiner“ Klassen bereits vor Einführung der „Maßnahme

---

<sup>4</sup> (Gabmayer & Lercher, 2011)

<sup>5</sup> die Umsetzung der „Maßnahme 25+“ erfolgte in Kohorten basierend auf den Schulstufen

25+“ schwächt den Einfluss auf den Personalbedarf weiter ab. Solche Klassen können bis zum Richtwert 25 aufgefüllt werden und haben somit keine Erhöhung der Klassenzahlen zur Folge. Dieser Effekt der Harmonisierung kann allerdings mittels erhöhter KlassenschülerInnenzahlen im Median bzw. im Mittelwert dargelegt werden.

- Die unmittelbaren Auswirkungen der Einführung einer niedrigeren KlassenschülerInnenhöchstzahl kann durch die Entwicklung der SchülerInnenzahlen (Bevölkerungsentwicklung) verstärkt bzw. abgeschwächt werden.

- Aus ökonomischer Sicht muss bei der Teilung von Klassen mit über 25 SchülerInnen auch die Mindestanzahl der SchülerInnen berücksichtigt werden, die für die Bildung einer neuen Klasse vorgesehen ist.

Die Diskussion über die Senkung der KlassenschülerInnenhöchstzahl, hat die Debatte über die Kompetenzverteilung im LehrerInnenbereich offensichtlich erst recht angeheizt. Gerade im Sommer 2010 war in vielen österreichischen Medien die Schuldebatte seitenfüllend: „Wer zahlt schafft an. Nirgends wird diese goldene Regel so sträflich missachtet wie im Schulwesen. Die Länder stellen nach Gutdünken Pflichtschullehrer ein, weil der Bund ohnehin die Kosten tragen muss. Wird der Stellenplan überzogen, dann refundieren die Länder nicht die tatsächlichen Kosten.“<sup>6</sup> Vor dem Hintergrund solcher Aussagen scheint eine möglichst wirklichkeitsgetreue Planung der Personalressourcen unabdingbar. Nichtsdestotrotz soll in dieser Arbeit keine inhaltliche Debatte geführt, sondern das Augenmerk auf die statistische Methodik gelegt werden. Einen ersten Schritt in diese Richtung soll mittels empirischer Modelle auf Basis der SchülerInnenzahlen unternommen werden.

Mittels empirischer Regressionsmodelle, denen die SchülerInnendaten der Schulstatistik zugrunde liegen, wird mit genesteten Faktoren zur regionalen Gliederung sowie einem Planungsmodell auf Basis von Strukturdaten versucht, sinnvolle Prädiktoren für den Personalbedarf zu extrahieren. Das Planungsmodell schließt von der Anzahl der SchülerInnen auf die Anzahl der benötigten LehrerInnen und bezieht dabei auch Informationen zu Stundentafeln für die

---

<sup>6</sup> [http://oe1.orf.at/artikel/254985\(12.08.2010\)](http://oe1.orf.at/artikel/254985(12.08.2010))

unterschiedlichen Schularten (auf Basis derer sich der Unterrichtsbedarf ergibt) sowie Klassenteilungszahlen aus dem RIS mit ein. Neben der Anzahl der SchülerInnen sowie den daraus errechneten Größen wie beispielsweise die Klassenanzahl und der Unterrichtsbedarf, wird auch der Einfluss des Anteils an Kindern mit nichtdeutscher Umgangssprache sowie der Anteil der Kinder mit sonderpädagogischem Förderbedarf analysiert. „Jeder vierte Schüler an österreichischen Volksschulen hat Migrationshintergrund, in Städten ist es jeder zweite, an manchen Standorten sitzen bis zu 90 Prozent Kinder in der Klasse, deren Muttersprache nicht Deutsch ist.“<sup>7</sup> Diese Tatsache erfordert klarerweise zusätzliche Personalressourcen und spricht für den Einbezug einer Messgröße, die den Anteil an SchülerInnen mit Migrationshintergrund berücksichtigt. In der Schulstatistik wird der Anteil an SchülerInnen mit nichtdeutscher Umgangssprache ausgewiesen, der in den Modellen als Indikator für MigrantInnen dient.

## **1.2. Abgrenzung und Zielsetzung**

Es gibt zahlreiche internationale Studien, die die Zusammenhänge zwischen KlassenschülerInnenzahlen und deren Effekt auf SchülerInnenleistung und Unterrichtsqualität untersuchen; die Auswirkungen auf den Personalbedarf werden allerdings selten beleuchtet. (Altrichter & Sommerauer, 2007)

Allerdings existiert für Deutschland ein Gutachten zur Einschätzung des Personalbedarfs (u.a. auch bezüglich der LehrerInnenschaft) für die brandenburgische Landesverwaltung für die Jahre 2014 und 2019. (Proeller & Siegel, 2010)

Zudem untersuchen 2 ältere Studien den Zusammenhang zwischen der SchülerInnenentwicklung und der damit einhergehenden Entwicklung des Personalbedarfs. (vergleiche Fuchs; 2003).

---

<sup>7</sup> <http://derstandard.at/1308679772288/Schmied-will-mehr-Lehrer-mit-Migrationshintergrund> (27.06.2011)

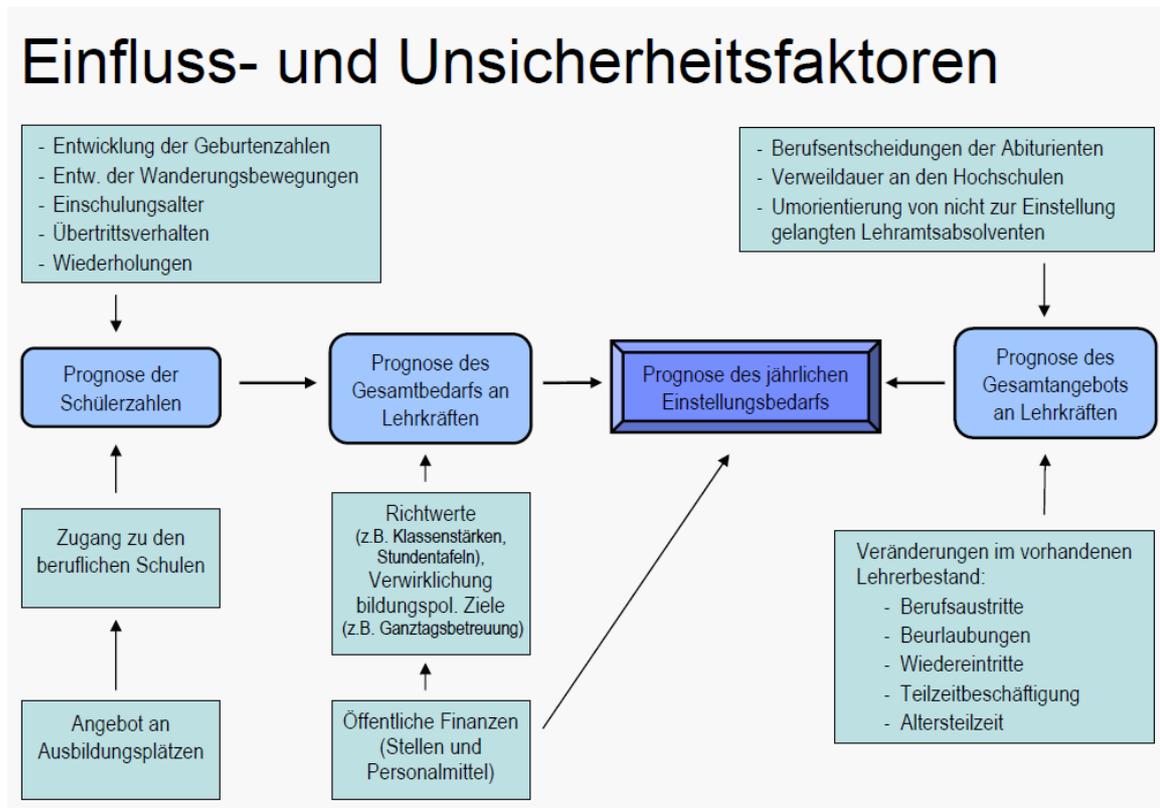
Eine erst kürzlich veröffentlichte IHS-Studie, die zumindest ähnliche Ansätze wie diese Arbeit verfolgt, behandelt den Personalbedarf im oberösterreichischen Schulwesen. Im einem Bericht zum Oberösterreichischen Bildungssystem (Lassnigg, Dezember 2010) beschäftigt sich Lassnigg mit unterschiedlichen Aspekten des Bildungssystems vom vorschulischen Bereich bis hin zur Erwachsenenbildung. Dabei ist ein Teil auch dem Pflichtschulsystem gewidmet. Allerdings liegt der Fokus auf dem Benchmarking mit den anderen österreichischen Bundesländern. Der eingeführte Index zur SchülerInnen/LehrerInnen-Relation wird in Kapitel 4 im Rahmen der empirischen Modelle aufgegriffen.

Vom selben Autor stammt ein im Jahr 1999 veröffentlichter Endbericht zu einem vom Bundesministerium für Unterricht und Kunst in Auftrag gegebenen Projekt zum Thema „Personalbedarf im österreichischen Schulwesen“ (Lassnigg & Nemeth, April 1999). Die Prognosen stützen sich dabei hauptsächlich auf unterschiedliche Formen von Projektionen der Entwicklung der SchülerInnen in den verschiedenen Schularten nach Bundesländern. „Diesen Projektionen wurden die Faktoren demografische Entwicklung, Übertrittsquoten, Repetentinnenquoten, Wechsel zwischen Schulbereichen sowie vorzeitige Ausstiege zu Grunde gelegt.“ (Lassnigg & Nemeth, April 1999)

Auf Prognosen der Entwicklung der SchülerInnenzahlen wird in dieser Arbeit verzichtet. Hingegen soll der Ist-Zustand des Verhältnisses von SchülerInnen zum eingesetzten Lehrpersonal für das Schuljahr 2009/10 deskriptiv beschrieben und regionale Unterschiede herausgearbeitet werden. Da in der Schulstatistik keine Informationen darüber verfügbar sind, anhand welcher Kriterien die Länder die ihnen zugewiesenen Personalressourcen verteilen und wo es Einsparungspotenzial bzw. große Differenzen zum geplanten Personalbedarf laut Stellenplan gibt, wird versucht dieser Frage mittels empirischer Modelle nachzugehen.

(Halbhuber, 2010) nennt im Rahmen einer Fachtagung zum Thema „Bildung in Deutschland 2025: Perspektiven des Bildungswesens im demografischen Wandel“ im Oktober 2010 einige weitere Indikatoren, die für die Prognose des jährlichen Einstellungsbedarfs an Lehrkräften durch das Zusammenspiel aus Bedarf und Angebot relevant sind. Eine Übersicht bietet folgende Grafik:

Abbildung 2: Einflussgrößen für die Prognose des jährlichen Einstellungsbedarfs (Quelle: (Halbhuber, 2010))



Wenngleich die Prognose der SchülerInnenzahlen einen wesentlichen Faktor der Personalbedarfsplanung darstellt, werden die SchülerInnenzahlen in dieser Arbeit als fixe, quantitative Einflussgröße in die Modellierung eingehen. Auch die Prognose des Angebots an Lehrkräften (in Abbildung 2 rechts) ist nicht Gegenstand dieser Arbeit, obwohl sowohl ein Überschuss an Lehrpersonal als auch ein LehrerInnenmangel weitreichende Konsequenzen haben kann.<sup>8</sup>

Die in dieser Arbeit analysierten Modelle stellen vielmehr auf den Minimalbedarf des Lehrpersonals ab, der ausschließlich von der SchülerInnenzahl sowie den im Schuljahr 2009/10 gegebenen, strukturellen Bedingungen abhängt.

Die Ziele sind durch folgende Forschungsfragen motiviert:

- Wie gut kann der Lehrpersonalbedarf auf Basis der SchülerInnenzahlen unter Berücksichtigung der Anzahl an SchülerInnen mit sonderpädagogischem Förderbedarf sowie der Anzahl der SchülerInnen mit

<sup>8</sup> <http://derstandard.at/1296696614853/Lehrermangel-Wenn-Lehrer-die-keine-Lehrer-sind-unterrichten> (10.02.2011)

nichtdeutscher Umgangssprache erklärt werden?

Die Beantwortung dieser Frage ermöglicht einen Ausblick auf die Güte der Prognose des Personalbedarfs anhand der prognostizierten SchülerInnenzahlen.

- Gibt es regionale Unterschiede und wenn ja, sind diese durch Berücksichtigung der Bundesländer bzw. der Bezirke erklärbar?
- Muss die geografische Struktur der Schullandschaft berücksichtigt werden, um bessere Ergebnisse für die Personalbedarfsplanung zu erhalten?
- Führt die immanente hierarchische Struktur zur besseren Erklärbarkeit des Verhältnisses zwischen Lehrpersonal und SchülerInnenzahlen?
- Gibt es regionale Unterschiede in Bezug auf die durchschnittliche Anzahl an Vollbeschäftigungsäquivalenten (VBÄ) je SchülerIn?

Ursprünglich war vorgesehen einen Modellvergleich anzustellen, um die Frage zu beantworten, ob man den Personalbedarf auf Basis von Strukturdaten oder auf Basis empirischer Daten besser erklären kann. Diese Frage kann aber aufgrund der beschränkten Datenverfügbarkeit der Schulstatistik auf Lehrpersonalseite nicht beantwortet werden. Um die Grundlage für empirische Modelle zu schaffen, wird das strukturdatenbasierte Planungsmodell nun dazu verwendet, um den Lehrbedarf auf Grundlage der SchülerInnenzahlen zu prognostizieren. Das Planungsmodell stellt zwar keine lineare Funktion der SchülerInnenzahlen dar (aufgrund des Einbezugs von Stundentafeln) und ist daher grundsätzlich für den Vergleich mit einem empirischen Modell geeignet, durch den mehrfachen Einsatz der SchülerInnenzahlen ergibt sich allerdings eine gewisse Abhängigkeit zwischen Planungsmodell und empirischem Modell. Da aber keine Daten über den Einsatz des Lehrpersonals verfügbar sind (bzw. nur in eingeschränkter Form, nämlich nur auf Bundesländerebene und nicht auf Bezirksebene) und es damit zu großen Schwankungen bei der Simulation auf Schulebene kommen kann, wird das Planungsmodell als datengenerierender Prozess gesehen. Der aus diesem Modell hervorgehende, fiktive Personalbedarf dient als Zielgröße für die empirischen Modelle, welche, bedingt durch die hierarchische Datenstruktur, die Anwendung von Multilevel Models erfordern. Zur Erklärung des Personalbedarfs werden sowohl ein 2-Level Model auf Basis der Bundesländer als auch ein 2-Level Model auf Basis der Bezirke analysiert. Im direkten Vergleich dieser beiden Modelle

sowie im indirekten Vergleich mit den Single Level Models soll geklärt werden, inwiefern die geografische Einteilung nach Bezirken bzw. Bundesländern Einfluss auf den Personalbedarf hat. Der Vergleich der beiden 2-Level Models soll beleuchten, ob über die Bundesländer der geografische Einfluss bereits ausreichend erklärt werden kann oder ob der Einbezug der Bezirke noch zusätzliche Information bringt.

### 1.3. Begriffsdefinitionen

Die Erfassung von Personaleinheiten erfolgt im öffentlichen Bereich häufig nach der Definition von Vollbeschäftigungsäquivalenten (VBÄ). (vergleiche beispielsweise (Gabmayer & Lercher, 2011)) Auch die Erfassung der LehrerInnen nach Kopffzahlen ist üblich (vergleiche beispielsweise (Tajalli & Polzer, 2002/2003)), ist für die Modelle aber insofern nicht so gut geeignet, als der Personalbedarf auf Basis des Unterrichtsbedarfs geschätzt wird und Informationen zu Teilzeitbeschäftigung, Mutterschutz, Supplierstunden (also Ersatzstunden für ausgefallene LehrerInnen), usw. nicht eingehen.

Statistische Auswertungen erfordern eine exakte Definition von scheinbar eindeutigen Begrifflichkeiten. So kann beispielsweise der Begriff „Schule“ im Sinne eines Schulstandorts, als „organisatorische Einheit unter einer einheitlichen Leitung“<sup>9</sup> sowie im Sinne einer administrativen Einheit betrachtet werden. Es wird versucht einer exakten Abgrenzung Rechnung zu tragen, indem die Schule als Schulstandort mit eigener Schulkennzahl (SKZ) definiert wird, sofern es die Daten erlauben.

Anhand der SKZ ist es möglich, eindeutige Zuordnungen zu treffen und eine strikt hierarchische Datenstruktur aufzubauen. SchülerInnen werden gemeinsam in Klassen unterrichtet, die an Schulen angesiedelt sind, die sich in genau einem Schulbezirk befinden, der wiederum einem Bundesland zugeordnet ist.

Für die SchülerInnen werden in der Schulstatistik unter der Rubrik Stammdaten zwei weitere Merkmale erfasst, nämlich die Anzahl der SchülerInnen mit

---

<sup>9</sup> (Statistik Austria, 2011)

sonderpädagogischem Förderbedarf sowie die Anzahl der SchülerInnen mit nichtdeutscher Umgangssprache. Da die Modelle hauptsächlich auf den SchülerInnenzahlen basieren, werden diese beiden Merkmale als zusätzliche Regressoren mit aufgenommen. „Im schulrechtlichen Sinn (§8 des Schulpflichtgesetzes) liegt ein sonderpädagogischer Förderbedarf dann vor, wenn ein Kind zwar schulfähig ist, jedoch infolge körperlicher oder psychischer Behinderung dem Unterricht in der Volks- oder Hauptschule oder im Polytechnischen Lehrgang ohne sonderpädagogische Förderung nicht folgen kann.“ (Bauer-Böhm) Für Kinder mit sonderpädagogischem Förderbedarf besteht neben dem Wechsel in eine Sonderschule oder eine Sonderschulklasse die Möglichkeit die Ausbildung im Rahmen eines integrativen Unterrichts fortzusetzen. (Bauer-Böhm) Da in diesem Fall eine zusätzliche Lehrkraft zur Verfügung gestellt wird, hat die Anzahl der SchülerInnen mit sonderpädagogischem Förderbedarf Auswirkungen auf den Personalbedarf. Ebenso stellt die Anzahl der Kinder mit nichtdeutscher Umgangssprache eine vieldiskutierte Einflussgröße dar.<sup>10</sup> „Das Merkmal Umgangssprache ist gemäß Vorgaben der Bildungsdokumentationsverordnung als die im Alltag gebrauchte Sprache der Schülerin bzw. des Schülers definiert.“ (Statistik Austria, 2011)

#### **1.4. Datenverfügbarkeit und Restriktionen**

Grundlage für die analysierten Modelle bilden die Daten aus der Schulstatistik, die seit dem Schuljahr 2008/09 direkt der Statistik Austria zu melden sind. „Die Schulstatistik stellt auf Basis des Bildungsdokumentationsgesetzes die Situation der schulischen Ausbildung in Österreich regional gegliedert dar und bildet somit eine wichtige Entscheidungshilfe für die Bildungspolitik.“ (Statistik Austria, 2011) Da die erhobenen Daten allerdings ausschließlich auf aggregierter Ebene zum Download bereitstehen, muss ein Großteil durch Simulationen ergänzt werden.

---

<sup>10</sup> <http://www.kleinezeitung.at/nachrichten/politik/2784504/migranten-landen-oft-sonderschule.story> (12.07.2011), [http://derstandard.at/1308680994645/Studie-Sonderschule-und-Neue-Mittelschule-haben-hoechsten-Migrantenanteil\\_\(12.07.2011\)](http://derstandard.at/1308680994645/Studie-Sonderschule-und-Neue-Mittelschule-haben-hoechsten-Migrantenanteil_(12.07.2011))

Um den tatsächlichen Personalbedarf vollständig zu erklären, sind regionale Gegebenheiten und eine Vielzahl von Richtlinien zu beachten. Für das Modell, das zur Generierung der Zahlen zum Personalbedarf herangezogen wird, müssen die Daten mit zusätzlichen Informationen (Studentafeln, Teilungszahlen laut RIS, Tagesbetreuungsgruppen, usw.) angereichert werden, die sich größtenteils durch gute Verfügbarkeit auszeichnen, allerdings bei näherer Betrachtung großen Interpretationsspielraum zulassen und sich nur unter Annahmen bzw. Verallgemeinerungen mathematisch abbilden lassen. Das strukturdatenbasierte Planungsmodell schafft dadurch die Möglichkeit einen Großteil der Richtlinien in parametrisierter Form einzubinden, wodurch allerdings subjektive Einschätzungen mit einfließen. Die subjektive Setzung der Parameter beeinflusst die Ergebnisse der Planungsmodelle, lässt dadurch aber auch die Darstellung unterschiedlicher Szenarien zu und ermöglicht die Einbindung von Expertenmeinungen. Außerdem bleiben einzelne erklärende Komponenten wie beispielsweise der Quotient AHS/HS oder der Prozentsatz an RepetentInnen unberücksichtigt. Diese und andere bereits erwähnte Einflussfaktoren können nur nach aufwändiger Recherche, die im Rahmen dieser Arbeit nicht durchgeführt werden kann, in die Modelle aufgenommen werden und bleiben daher unberücksichtigt. Es wird davon ausgegangen, dass jene Parameter, die einen relevanten Einfluss auf den errechneten Personalbedarf haben, im Modell berücksichtigt werden und von solchen einzelnen weiteren Einflussfaktoren ohne wesentliche Informationseinbußen abgesehen werden kann.

# Kapitel 2

## Multilevel Modeling

### 2.1. Einführung in die hierarchischen Modelle

Im Kontext von Bildungsthemen liegen hinsichtlich der Datenstruktur häufig Untersuchungseinheiten auf unterschiedlichen Ebenen vor. Eine Hierarchie zeichnet sich durch die Existenz von gruppierten Einheiten auf verschiedenen Ebenen aus. In vielen Fällen ergibt sich eine solche Gruppierung aus der Tatsache, dass die analysierten Individuen nicht völlig unabhängig aus einer Population extrahiert werden können, sondern aufgrund ihrer Abstammung bestimmten Kreisen zugeordnet werden können und somit Ähnlichkeiten aufweisen, die bei völlig unabhängigen Individuen nicht gegeben wären. Die Gruppierung in den vorliegenden Pflichtschuldaten ergibt sich allerdings nicht aus einer solchen natürlichen Abhängigkeit, die auf die Abstammung der Individuen zurückzuführen ist (oft wird hierfür beispielhaft die Allokation von SchülerInnen zu Klassen genannt), sondern aufgrund der geografischen und damit politischen Abhängigkeit der Schulen.<sup>11</sup>

Diese Gruppierung bedingt eine Differenzierung der Ergebnisse hinsichtlich dieser Abhängigkeiten und impliziert einen direkten Einfluss auf ihre zugehörigen Einheiten, welche aber zusätzlich auch voneinander beeinflusst werden. Würde man die Abhängigkeiten der Untersuchungseinheiten außer Acht lassen, riskiert man eine Verfälschung der Ergebnisse, da die Unabhängigkeitsannahme, die bei vielen klassischen, statistischen Verfahren vorausgesetzt wird, verletzt ist. Beispielweise ist eine Annahme der multiplen Regressionsanalyse, dass die beobachteten Einheiten unabhängig voneinander sind. Insbesondere wird davon ausgegangen, dass die Residuen stochastisch unabhängig sind. Mitunter können

---

<sup>11</sup> Bei den allgemeinbildenden Pflichtschulen fungieren die Gemeinden als Schulträger. „Das Bereitstellen der Lehrer/innen ist hingegen bei den Pflichtschulen stets Aufgabe der Bundesländer. Dienstgeber der an öffentlichen Pflichtschulen unterrichtenden Lehrer/innen sind damit die Bundesländer, die auch die Bezahlung übernehmen. Allerdings werden den Ländern diese Kosten vom Bund im Rahmen des Finanzausgleichs zu 100% refundiert.“ (Tajalli & Polzer, 2002/2003)

bei Verletzung der Annahmen signifikante Ergebnisse erzielt werden, die unter Berücksichtigung der Korrelationsstruktur nicht vorhanden wären. Außerdem könnten Gruppeneffekte übersehen werden.

Das erste berühmte Beispiel dafür zeigten Aitkin, Anderson, & Hinde (1981), indem sie eine ursprüngliche Analyse von Bennett (1976) über verschiedene Unterrichtsmethoden an Primarschulen unter Berücksichtigung der Zuteilung der SchülerInnen zu bestimmten LehrerInnen erneut durchgeführt haben und damit gezeigt werden konnte, dass die signifikanten Unterschiede der Unterrichtsmethoden im Single-Level Model, das Bennett für seine Analysen verwendete, nicht valide waren. Auch in einem aktuelleren Artikel von Spencer (2000) werden dieselben Daten mittels Iterative Generalized Least Squares Methode sowie Gibbs Sampling analysiert, sodass die hierarchische Struktur der Daten in den Modellen berücksichtigt wird. Ein ähnliches Beispiel für die methodische Überarbeitung einer Analyse des Zusammenhangs zwischen Gesundheitszustand und Einkommen geben Jen, Jones, & Johnston (2009).

Eine weitere Möglichkeit gruppierte Daten zu analysieren wäre ein Set von Dummyvariablen als unabhängige Variablen für die Gruppen einzuführen. Allerdings hätte diese Vorgehensweise zur Folge, dass eine wesentlich höhere Anzahl an Parametern zu schätzen wäre. Außerdem soll neben dem Einfluss der Bundesländer auch die Anzahl der VBÄ geschätzt werden, was nicht möglich wäre, da jede Variable auf Bundesländerebene als lineare Funktion der Dummyvariablen für die Bundesländer darstellbar wäre. Eine weitere Alternative, um den Bundesländereinfluss auf die Schulen zu modellieren, wäre der Einschluss weiterer erklärender Variablen, die auf die Bundesländereffekte schließen lassen. Dies ist jedoch bereits durch die beschränkte Verfügbarkeit der Daten keine befriedigende Lösung und wird daher ebenfalls nicht in Betracht gezogen. Auch die Umgehung des Problems durch die Etablierung mehrerer Modelle (je ein Modell für jede Ebene), ist nur unter gewissen Bedingungen zielführend. Oftmals sind eben die Unterschiede an und für sich von Interesse, die sich durch die Gruppierung der Einheiten in unterschiedlichen Ebenen ergeben. Aufgrund der Zuteilung der LehrerInnen durch die Bundesländer kann der Personalbedarf nicht isoliert für die einzelnen Schulen betrachtet werden. Einen sehr anschaulichen Vergleich der unterschiedlichen Vorgehensweisen für gruppierte Daten und die

sich daraus ergebenden Konsequenzen bietet die Website des ‚Centers for Multilevel Modelling‘ der University of Bristol (Center for Multilevel Modelling)<sup>12</sup>:

Abbildung 3: unterschiedliche Vorgehensweisen bei hierarchischen Daten und deren Konsequenzen

Strategy	Consequences
Fit a single-level model and ignore structure	Substantively you would not measure the importance of context. Technically, your standard errors would be too small, leading to incorrect inferences (concluding that effects that might be ascribed to chance are ‘real’, i.e., a high risk of Type I error).
Include a set of dummy variables for groups (a fixed effects model)	Group is treated as a fixed classification, so the target of inference is restricted to the groups represented in the sample. If the number of groups is large, there will be a large number of additional parameters to estimate. The effects of group-level predictors cannot be estimated simultaneously with group residuals.
Fit a single-level model with group-level predictors	High risk of Type I errors because standard errors of coefficients of group-level predictors may be severely underestimated. No estimate of the between-group variance that remains unaccounted for by the included group-level predictors.
Correcting standard errors for design effects, or fitting a marginal model in which the dependency is modelled directly	The standard errors will be correct (properly adjusted for clustering), but unable to assess the degree of between-group variation.
Multilevel modelling (random effects)	Correct standard errors and an estimate of between-group variance.

Trotz der offenkundigen Vorteile der Multilevel Models, ist bei der Anwendung Vorsicht geboten: “Compared to classical regression, multilevel modeling is almost always an improvement, but to different degrees: for prediction, multilevel modeling can be essential, for data reduction it can be useful, and for causal inference it can be helpful.” (Gelman, 2006) Daher werden neben der mehrstufigen Modellierung auch separate Modelle für alle Bundesländer gerechnet, sofern dies die Fallzahlen zulassen. Nichtsdestotrotz ist diese Vorgehensweise nur für die Ebene der Bundesländer, nicht aber für die Bezirksebene sinnvoll, da die Anzahl an Bezirken schlichtweg zu groß ist, um eigenständige Modelle zu bilden.

In Bezug auf die in dieser Arbeit analysierten Schuldaten, die auf der Aggregationsebene der Schulen betrachtet werden, ergibt sich durch die

<sup>12</sup> <http://www.cmm.bris.ac.uk/lemma/mod/lesson/view.php?id=274>

Berücksichtigung des Schulstandorts eine strikte dreistufige Hierarchie. Auf der untersten Ebene (Ebene 1) wird der Lehrpersonalbedarf auf Schulebene verglichen. Jede Schule ist exakt einem Bezirk zugeordnet<sup>13</sup> und ist daher genestet im Lehrpersonalbedarf je Bezirk (Ebene 2). Der Bezirk ist seinerseits eindeutig einem Bundesland zuordenbar und daher wiederum genestet im Lehrpersonalbedarf je Bundesland (Ebene 3). Aufgrund der beschriebenen Datenstruktur wäre ein 3-stufiges Modell ebenso denkbar, der Vergleich der beiden 2-Level Models wird allerdings aufgrund der Struktur der Regressoren vorgezogen. In einem klassischen Regressionsmodell wären die geografischen Cluster ein Störfaktor. Durch die Verletzung der Unabhängigkeit der Untersuchungseinheiten kann dies zu verfälschten Ergebnissen führen. In einem mehrstufigen Modell (Multilevel Model) wird die Gruppierung der Schulen, die durch den Schulstandort bedingt ist, berücksichtigt und als zusätzliche Informationsquelle angesehen. Schließlich sind gerade die Unterschiede im Lehrpersonalbedarf, die sich nicht anhand der SchülerInnenzahlen und deren Eigenschaften (wie beispielsweise dem sonderpädagogischen Förderbedarf), sondern anhand des Schulstandortes – sei es auf Bezirks- oder Bundesländerebene – ergeben, von Interesse. Durch die hierarchische Datenstruktur ist davon auszugehen, dass sich nicht nur die Schulen untereinander, sondern auch die Bezirke bzw. Bundesländern voneinander unterscheiden. Unterschiede bezüglich des Verhältnisses zwischen SchülerInnen und LehrerInnen, die sich auf Bezirks- oder Bundesländerebene ergeben, können sowohl auf Unterschiede der einzelnen Schulen, die in den jeweiligen Bezirken oder Bundesländern angesiedelt sind, zurückzuführen sein, als auch auf Gründe, die sich nicht unmittelbar auf die Ebene der Schulen beschränken, sondern auf einer höheren Ebene – wie eben dem Bezirk oder dem Bundesland – auftreten. Schulen werden weder dem Bezirk noch dem Bundesland zufällig zugeordnet, sondern sind durch ihre geografische Lage zugeteilt. Somit ergibt sich die Varianz im SchülerInnen-LehrerInnen-Verhältnis nicht ausschließlich auf Schulebene und diese Abhängigkeiten müssen in adäquaten Modellen berücksichtigt werden, indem der Personalbedarf als unabhängige Variable sowohl auf der niedrigsten Ebene der Schulen, als auch auf

---

<sup>13</sup> Die Unterschiede zwischen politischen Bezirken (wie sie von der Statistik Austria angeführt werden) und Schulbezirken (wie sie in [schulen-online.at](http://schulen-online.at) verwendet werden) betrifft nur Wiener Schulen und ist daher vernachlässigbar.

Bezirks- und auf Bundesländerebene analysiert wird.

Schulen, die sich im selben Bezirk befinden, unterscheiden sich bezüglich des individuellen Personalbedarfs eventuell deutlich weniger als Schulen aus anderen Bezirken. Außerdem gelten für Schulen im selben Bundesland die gleichen Verordnungen, wodurch der Personalbedarf teilweise auch unterschiedlichen politischen Einflüssen unterliegt. Beispielsweise sind die Klassenteilungszahlen einiger Unterrichtsgegenstände in den bundeslandspezifischen RIS-Verordnungen geregelt.

Sobald das Vorliegen von hierarchischen Datenstrukturen erkannt wurde, muss entschieden werden, auf wie viele Levels man die Analyse beschränkt. Es ist zu klären, ob bereits ein 2-stufiges, hierarchisches Modell (Level 1: Schulen, Level 2: Bundesländer) die geografische Komponenten abdecken kann oder ob zusätzlich auch die Bezirke in Betracht gezogen werden sollten. Dazu werden sowohl ein 2-stufiges Modell für die Bundesländer als auch ein 2-stufiges Modell für die Bezirke berechnet, um in einem Vergleich der beiden Modelle herauszufinden, welches sich für die Erklärung des Personalbedarfs besser eignet. Die Erweiterung auf ein 3-stufiges Modell aufgrund der Nestung der Bezirke in den Bundesländern ist durch die Struktur der Regressoren nicht sinnvoll.

Da in den Daten sämtliche österreichische Pflichtschulen im Bereich der VS, HS und PTS abgedeckt sind, wird die Population vollständig abgebildet und es gibt zu allen Bezirken und Bundesländern Beobachtungen.

In Abbildung 4 und Abbildung 5 soll der Unterschied zwischen der einfachen Darstellung des SchülerInnen-LehrerInnen-Verhältnisses in österreichischen Schulen und einer um die Bundesländer erweiterten Darstellung schematisch dargestellt werden.

Würde man den Personalbedarf an österreichischen Pflichtschulen lediglich auf die Anzahl der SchülerInnen je Schule zurückführen, ergibt sich folgendes Schema:

Abbildung 4: Schematische Darstellung des Single-Level Modells

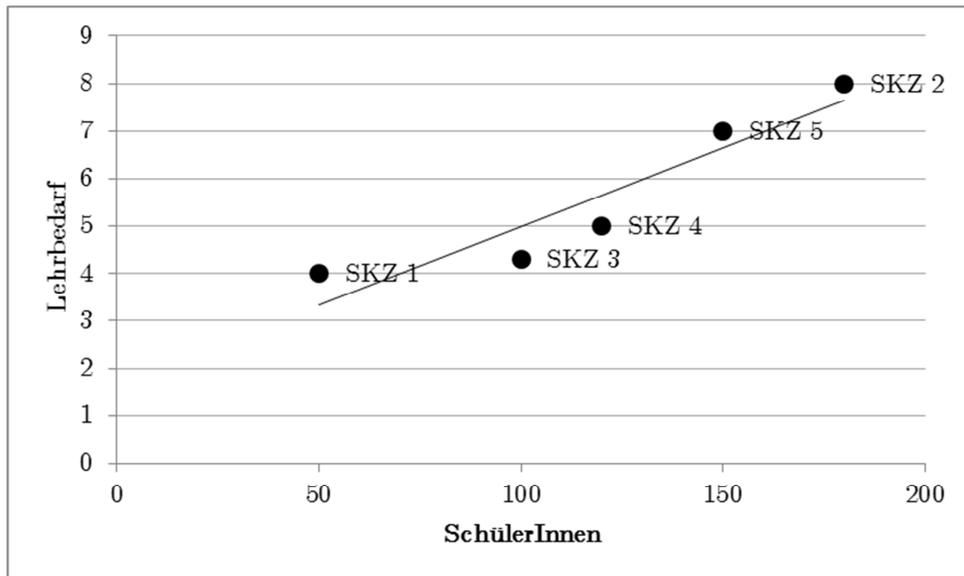
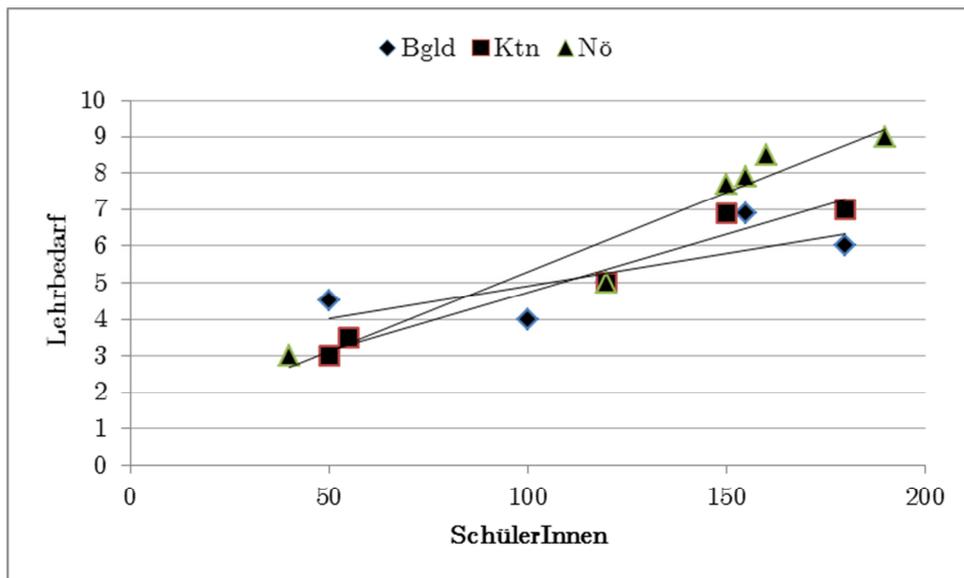


Abbildung 5 berücksichtigt zusätzlich auch die unterschiedlichen Ebenen dieser Beziehung für die Bundesländer:

Abbildung 5: Schematische Darstellung des Multilevel Modells



Für die dargestellten Bundesländer ergeben sich unterschiedliche Achsenabschnitte und Steigungen. In Multilevel Modellen werden genau diese Parameter geschätzt. Sie heißen daher auch ‚random intercept random slopes models‘.

Es gibt eine Vielzahl an Gründen, warum Multilevel Models angewendet werden sollten (Center for Multilevel Modelling):

- Da die klassische multiple Regression von unabhängigen Beobachtungen ausgeht und diese bei mehrstufigen Datenstrukturen nicht gegeben sind, werden die Standardfehler der Regressionskoeffizienten unterschätzt, was zu falschen inferenzstatistischen Aussagen führen kann.
- Der Fokus der Fragestellung richtet sich auf die Unterschiede im Personalbedarf bezüglich der unterschiedlichen geografischen Einheiten. Die Evaluierung des Personalbedarfs soll Bundesländer oder Bezirke aufdecken, die vom Durchschnitt abweichen. In Multilevel Models ist die Möglichkeit gegeben, die geografische Zuordnung der Schulen zu berücksichtigen.
- Die Schätzung der Gruppeneffekte erfolgt simultan mit der Schätzung der Regressoren, die sogar auf unterschiedlichen Ebenen einfließen können.
- Inferenzstatistische Aussagen können auch über komplette Gruppen getroffen werden. In Regressionsmodellen mit fixen Effekten können ist dies nicht der Fall.

Der Vollständigkeit halber sei erwähnt, dass es neben den hierarchischen linearen Modellen auch Multilevel Models für nicht-hierarchische Strukturen sowie für binäre, ordinal oder nominale Reponses existieren. (vergleiche Goldstein (2010), Snijders & Bosker (1999)) Der Personalbedarf ist zwar grundsätzlich eine diskrete Größe, da Bezug auf Lehrpersonen genommen wird, in der Praxis können LehrerInnen aber auch abweichende Verträge von einer vollen Lehrverpflichtung abschließen. Daher wird der Personalbedarf in den Modellen in fiktiven Personaleinheiten in Form von VBÄ angegeben, die auf stetigem Niveau gemessen werden. Ein VBÄ entspricht in VS einer Lehrverpflichtung von 22 Unterrichtsstunden. In HS und PTS entspricht ein VBÄ 21 Stunden.

## 2.2. Modellspezifikationen

In diesem Kapitel soll die Notation von hierarchischen Modellen eingeführt, die Modelle und die Parameterschätzung spezifiziert und die Annahmen diskutiert werden. Da die Multilevel Models ihren Ursprung in der medizinischen Statistik für Experimente mit zufälligen Effekten haben, viele Anwender allerdings aus den Sozialwissenschaften kommen, sind unterschiedliche Notationen im Gebrauch. Die Multilevel Models können somit sowohl aus dem Blickwinkel der Varianzanalyse als auch aus der Regressionsanalyse gesehen (und notiert) werden. (Albright & Marinova, 2010) Die Notation und Herleitung der Modelle richtet sich im Wesentlichen nach jener von Goldstein (2010). Aus Gründen der Übersichtlichkeit werden die Modelle mit jeweils nur einem Regressor  $X_1$  dargestellt.

Um die Variation des Personalbedarfs an österreichischen, allgemeinbildenden Pflichtschulen, gemessen in VBÄ, als eine Funktion der Anzahl der SchülerInnen zu erklären, beschränken sich die Analysen zunächst auf ein 2-stufiges, hierarchisches Modell. Die Anzahl der SchülerInnen ist in der Schulstatistik für die politischen Bezirke und somit auch für alle 9 Bundesländer ausgewiesen. Die SchülerInnenzahlen auf Basis der Schulstandorte sind daher simuliert worden. Daraus ergibt sich eine 2-stufige Datenstruktur mit der Responsevariablen VBÄ ( $y$ ) für jede Schule  $i$  im Bundesland  $j$ . Insgesamt liegen demnach  $J = 9$  Gruppierungen der Schulstandorte vor und die Gesamtpopulation beläuft sich auf  $N = n_1 + \dots + n_j$  Schulen.

Bevor ein hierarchisches Multilevel Model spezifiziert wird, soll der Fokus auf das Nullmodell (auch Baseline-Modell), ein Modell ohne Regressoren, gerichtet werden. Im Nullmodell wird ausschließlich der grand mean gefittet:

$$y_{ij} = \beta_{00} + u_{0j} + e_{ij} \quad (0.0)$$

mit  $\beta_{00}$  ..... grand mean,

$u_{0j}$  ..... Gruppeneffekt,

$e_{ij}$  ..... Effekt auf Individualebene (Hox J. J., 2002)

Multilevel Models basieren auf der Entwicklung von Regressionsmodellen auf allen Hierarchieebenen. Das Vorliegen der Daten auf unterschiedlichen hierarchischen Ebenen erfordert die Spezifikation von einem Regressionsmodell je Ebene. Das Modell für die unterste Ebene beschreibt die Zusammenhänge für alle  $j$  Bundesländer gleichzeitig und wird folgendermaßen notiert:

$$y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}x_{1ij} + e_{0ij} \quad (\text{level 1 model}) \quad (1.1)$$

In diesem Modell steht  $\beta_{0j}$  für die durchschnittliche Anzahl an VBÄ im  $j$ -ten Bundesland. Der Ausdruck  $e_{0ij}$  bezeichnet die individuellen Residuen je Schule und wird daher auch level-1-residual term genannt. Es wird angenommen, dass die Residuen einer Normalverteilung folgen mit Mittelwert 0 und gleicher Varianz in allen Gruppen. (Hox & Maas, Multilevel Analysis, 2005) Das Modell ist in diesem Stadium also noch ein Single-Level Model und beschreibt den Zusammenhang für jedes Bundesland separat. Um dieses Modell auf eine zweistufige Hierarchie zu heben, gibt es zwei mögliche Vorgehensweisen:

- 1) Liegt der Fokus auf den bundeslandspezifischen Unterschieden, wäre eine separate Schätzung aller 19 Parameter ( $2n+1$ ) mit  $(\beta_{0j}, \beta_{1j})$   $j=1, \dots, n$  unter der Annahme einer gemeinsamen „within Bundesland“ – Varianz der Residuen durchführbar.
- 2) Ist die Extrapolation der Ergebnisse auf weitere Bundesländer von Interesse (beispielsweise wenn nicht alle Bundesländer im Sample erhoben bzw. simuliert werden können), werden die Charakteristiken der im Datensatz abgebildeten Bundesländer einer Zufallsstichprobe auf die restlichen Bundesländer umgelegt. Auf Basis solcher Zufallsstichproben werden hernach die Schätzer für Varianz und Kovarianz der Parameter zur Bestimmung der einzelnen Regressionsgeraden zwischen den Bundesländern berechnet.

Da die Verteilung sämtlicher allgemeinbildender Pflichtschulen in Österreich simuliert und damit die Population vollständig erfasst wurde, ist keine Erweiterung der Ergebnisse auf andere Bundesländer nötig.

Unpräzise Schätzer sind für die Volksschulen nicht zu erwarten, da in allen Bundesländern genug Schulen zur Bestimmung der Relation zwischen VBÄ und Anzahl der SchülerInnen zur Verfügung stehen. Einerseits ist die Anzahl der Schulen ( $k=3000$ ) im Verhältnis zur Anzahl der Bundesländer ( $n = 9$ ) groß genug, andererseits ist auch die Verteilung der Schulen auf die Bundesländer derart gegeben, dass selbst für die kleinen Bundesländer valide Schätzungen möglich sind.

Voraussetzung für die im folgenden Abschnitt entwickelten Modelle ist eine stetige, unabhängige Variable, die einer Normalverteilung folgt.

Um das level 1 model (1.1) in ein level 2 model über zu führen, werden aus den Parametern  $\beta_{0j}$  und  $\beta_{1j}$  Zufallsvariablen und damit gilt:

$$\beta_{0j} = \beta_0 + u_{0j} \text{ sowie } \beta_{1j} = \beta_1 + u_{1j} \quad (1.2.),$$

wobei für die Zufallsvariablen  $u_{0j}$  und  $u_{1j}$  gilt:

$$E(u_{0j}) = E(u_{1j}) = 0 \quad (1.3)$$

$$\text{Var}(u_{0j}) = \sigma_{u0}^2 \quad \text{Var}(u_{1j}) = \sigma_{u1}^2 \quad (1.4)$$

$$\text{Kov}(u_{0j}, u_{1j}) = \sigma_{u01}^2 \quad (1.5)$$

Die Residuen folgen auf allen Ebenen einer Normalverteilung mit Mittelwert 0.

$$u_{ij} \sim N(0, \sigma_u^2), \quad e_{ij} \sim N(0, \sigma_e^2)$$

Daraus ergibt sich das vollständige hierarchische Modell für 2 Ebenen, das die Anzahl der VBÄ als Summe von fixen und zufälligen Komponenten beschreibt. Es wird auch als random slope oder random coefficient model bezeichnet.

$$y_{ij} = \beta_0 + \beta_1 X_{ij} + (u_{0j} + u_{1j} X_{ij} + e_{0ij}) \quad (\text{level 2 model}) \quad (2.1)$$

mit  $\text{Var}(e_{0ij}) = \sigma_{e0}^2$  als sogenannte between-individual within-neighborhood variation<sup>14</sup>

sowie  $\text{Var}(u_{0j}) = \sigma_{u0}^2$  als sogenannte between-neighborhood variation<sup>15</sup>.

---

<sup>14</sup> Unter der Normalverteilungsannahme mit Mittelwert 0 wird damit die Varianz auf Schulebene (level 1) geschätzt.

Die fixen Effekte können auch in Matrixschreibweise dargestellt werden:

$$E(Y) = X\boldsymbol{\beta} \text{ mit } Y = y_{ij} \text{ und } X = \mathbf{x}_{ij} \quad (2.2)$$

X ist also die Designmatrix für die erklärenden Variablen, die auf allen Hierarchieebenen gemessen werden können. (Oakes & Kaufman, 2006)

Die Gesamtvarianz kann in zwei Teile zerlegt werden<sup>16</sup>: die Zwischen-Bundesländer Komponente, die der Varianz der Residuen auf Bundesländerebene entspricht und daher auch als „Bundesländereffekt“ bezeichnet wird, und die Innerhalb-Bundesland Komponente, die der Varianz der Residuen auf Schulebene entspricht. Der sogenannte „Bundesländereffekt“ steht für jene unbeobachteten Faktoren, die den Personalbedarf auf Schulebene beeinflussen und damit zur Korrelation des Personalbedarfs an Schulstandorten, die sich im selben Bundesland befinden, beitragen.

Die Zerlegung der Terme für die Residuen ermöglicht eine Zerlegung der Streuung in Bezug auf die verschiedenen hierarchischen Ebenen. Die Schätzung der Varianz zwischen Schulen im selben Bundesland und der Varianz zwischen den Bundesländern selbst erfolgt demnach getrennt. Daraus ergibt sich die Intraklassenkorrelation (ICC)<sup>17</sup>, die „sich aus dem Quotienten aus der Varianz zwischen den Gruppen des Makrolevels und der Summe dieser Varianz sowie der Varianz innerhalb der einzelnen Gruppen“ (Sälzer (Ruckdäschel), 2009) berechnen lässt. Diese Statistik dient als Maß für die Ähnlichkeit zweier zufällig gewählter Schulen innerhalb eines Bundeslands und wird als Anteil der Variation zwischen den Gruppen an der Gesamtvarianz berechnet:

$$ICC = \frac{\sigma_{u_0}^2}{\sigma_{u_0}^2 + \sigma_{e_0}^2} \quad (3.1)$$

Die ICC nimmt Werte zwischen 0 (wenn keine Gruppenunterschiede vorliegen) und 1 (wenn keine within-group Unterschiede vorliegen) an. Die Publikationen von Roberts (2007) und Roberts & Monaco (2006) beschäftigen sich mit der Frage: „wie viel Varianz mein Modell erklären kann“ und reflektieren die gebräuchlichsten Maße für die Effektgröße in der Literatur.

---

<sup>15</sup> Unter der Normalverteilungsannahme mit Mittelwert 0 wird damit die Varianz auf Ebene der Bundesländer (level 2) geschätzt.

<sup>16</sup> Daher werden Multilevel Models auch als ‚variance components models‘ bezeichnet.

<sup>17</sup> Für ein 2-Level Model entspricht dies dem variance partition coefficient. (VPC)

Um die Gruppenunterschiede zu testen, kann bei genesteten Modellen ein Likelihood Ratio – Test (LR-Test) angewendet werden. Weitere Methoden werden in Schmidt & Groten (2008) vorgestellt. Die LR Teststatistik wird wie folgt berechnet:

$$LR = -2 * \log(L1) - ( (-2) * \log(L2) ) \quad (4.1)$$

mit L1...Likelihood des Single Level Models (deviance 1)  
und L2...Likelihood des Multilevel Models (deviance 2)

Die Teststatistik folgt als Differenz der Devianzen einer Chiquadratverteilung. Die Anzahl der Freiheitsgrade ergibt sich aus der Differenz der geschätzten Parameter. (Hox & Maas, 2005)

Die Devianz quantifiziert, wie viel schlechter das spezifizierte gegenüber dem saturierten Modell ist. Wird die Nullhypothese verworfen, wird das Multilevel Model dem Single Level Model vorgezogen.

### 2.3. Modellannahmen

Die Implementierung von Multilevel Models setzt folgende Annahmen voraus (Hox J. J., 2008):

1. Die Varianzen der Residuen sind auf allen hierarchischen Ebenen konstant/homogen für die Individuen.
2. Die Residuen der untersten hierarchischen Ebene sind normalverteilt mit Mittelwert 0 und unbekannter Varianz.

$e_{ij}$  sind i.i.d. mit  $E(e_{ij})=0$  und  $Var(e_{ij})= \sigma_e^2$

3. Die Residuen auf höheren Ebenen sind von den Residuen der untersten hierarchischen Ebene unabhängig.
4. Es gelten die üblichen Annahmen analog zur multiplen Regression.

West et al. (2011) zeigen sowohl Maßzahlen als auch statistische Grafiken, um die Modellannahmen zu überprüfen. Im Ergebniskapitel werden dazu die

vorgegebenen Routinen der statistischen Software mittels derer die Analysen durchgeführt wurden, verwendet.

## 2.4. Parameterschätzung

Die wesentlichen Komponenten eines Multilevel Models sind neben den Regressionsparametern die Parameter für die Varianz. Unter der Annahme, dass sowohl die Zufallseffekte  $U_{0j}$  als auch die Fehlerterme  $R_{ij}$  normalverteilt sind, erfolgt die Parameterschätzung mittels der Maximum Likelihood (ML) Methode, sofern Modelle mit unterschiedlichen fixen Effekten verglichen werden sollen. Für den Vergleich von Modellen mit unterschiedlichen zufälligen Effekten, wobei die fixen Effekte gleich bleiben, eignet sich die Schätzung mittels Restricted Maximum Likelihood (REML). (Snijders & Bosker, 1999) Zur REML-Schätzung verwendet man die restringierte Log-Likelihood. Damit lassen sich unverzerrte Schätzer für die Varianz- und Kovarianzparameter bestimmen, die asymptotisch normalverteilt sind. (Schmidberger & Zander, 2008) Um die REML-Schätzer zu berechnen, kommen hauptsächlich iterative Algorithmen wie der EM-Algorithmus oder das Newton-Raphson-Verfahren zur Anwendung. (McLachlan & Krishnan, 2008)

# Kapitel 3

## Ein strukturdatenbasiertes Planungsmodell als datengenerierender Prozess

### 3.1. Einführung und Datengrundlage

In Österreich ist es gesetzlich<sup>18</sup> verankert, dass die SchülerInnenzahlen im Rahmen der Bildungsdokumentation (BildDok) erhoben werden. Im Rahmen einer gemeinsamen Projektarbeit der Universität Wien mit dem Bundesministerium für Unterricht, Kunst und Kultur (BMUKK) wurden diese Daten mit der LandeslehrerInnen-Controlling-Datenbank gemäß LandeslehrerInnen-Controlling-Verordnung BGBl. II Nr. 390/2005<sup>19</sup> auf Grundlage der Schulkennzahlen (SKZ) zusammengeführt und eine gemeinsame Datenbasis für die weitere Analyse erstellt.

Ursprünglich war vorgesehen, den errechneten Bedarf fiktiver Personaleinheiten aus dem theoretischen Planungsmodell mit dem tatsächlichen Bedarf an VBÄs aus der LandeslehrerInnen-Controlling-Datenbank zu vergleichen, um Erkenntnisse darüber zu gewinnen, inwiefern das theoretische Planungsmodell, das sich aufgrund des hohen Parametrisierungsgrades beliebig verändern lässt und für die Planung des Personalbedarfs der LandeslehrerInnen verschiedene Szenarien generieren kann, die empirischen Modelle ersetzen könnte.

Dieses Vorhaben konnte allerdings nicht umgesetzt werden, da die Daten für weitere Studienzwecke außerhalb des Projekts zurückgezogen wurden. Daher basiert das theoretische Planungsmodell auf simulierten Daten, die sich aufgrund der Verteilung der SchülerInnen auf die Schulen ergibt, sowie auf Sekundärdaten,

---

<sup>18</sup> Laut Bundesgesetz über die Dokumentation im Bildungswesen (Bildungsdokumentationsgesetz), BGBl. I Nr. 12/2002 (kurz: "Bildungsdokumentationsgesetz 2002, BGBl. I Nr. 12/2002" bzw. „BildDok“)

<sup>19</sup> Verordnung der Bundesministerium für Bildung, Wissenschaft und Kultur, mit der eine LandeslehrerInnen-Controllingverordnung erlassen wird und die Bildungsdokumentationsverordnung geändert wird, BGBl. II Nr. 390/2005 i.d.F. der Verordnung BGBl. II Nr. 27/2008 (kurz: "Landeslehrer-Controllingverordnung, BGBl. II Nr. 390/2005")

die online zur Verfügung gestellt werden. Der Modellvergleich muss durch diese Vorgehensweise allerdings vollständig entfallen.

Der errechnete Personalbedarf wird in VBÄ gemessen, die definitionsgemäß laut RIS „auf Normalarbeitszeit umgerechnete Beschäftigungsverhältnisse“<sup>20</sup> darstellen. Die fiktiven Personaleinheiten, die sich aus dem Planungsmodell ergeben, werden für die empirischen Regressionsmodelle zur Schätzung des Personalbedarfs verwendet.

Ausgehend von den Daten der Statistik Austria zum formalen Bildungswesen in Österreich können die Verteilungen der SchülerInnen sowohl auf Bezirks- als auch auf Bundesländerebene ermittelt und damit auf Schulniveau simuliert werden. Damit soll auf Basis der tatsächlichen SchülerInnenzahlen für das Schuljahr 2009/2010 und unter Berücksichtigung der gesetzlichen Gegebenheiten, der Richtlinien zur Klassenbildung, der schulstufen- und schulartspezifischen Stundentafeln sowie der unterschiedlichen Lehrverpflichtungen je Schulart auf Ebene der Schulen fiktive Klassen, der fiktive Unterrichtsbedarf und der fiktive Personalbedarf berechnet werden.

Viele der angeführten Bestimmungen sind allerdings mit großen Beschränkungen verbunden, da die Vielzahl an Regeln und Ausnahmen, die in unterschiedlichen Gesetzen und Richtlinien verankert sind, zu einer hochkomplexen Vorgehensweise führt. Dieses Vorhaben bedarf einer Datenbasis, die in höchstem Maße operationalisiert sein muss. Die Aufbereitung einer soliden Datenbasis unter Einbindung wesentlicher Strukturmerkmale ist daher unabkömmlich. Dabei stellen die online-Tabellen zur Schulstatistik, die von der Homepage der Statistik Austria heruntergeladen werden können, die Hauptquelle dar. Die statistische Auswertung dieser Daten erfordert eine exakte Definition der verwendeten Begriffe. Der vermeintlich eindeutige Begriff „Schule“ etwa kann sich sowohl auf eine administrative Einheit (z.B. Schulen unter einer Schulleitung), als auch auf eine physische Einheit (z.B. ein Schulgebäude) beziehen. Für die folgenden Auswertungen wird der Begriff „Schule“ auf Grundlage der Schulkenzahl (SKZ), einer sechsstelligen Zahl, die zudem über Bundesland und Bezirk Aufschluss gibt,

---

<sup>20</sup> <http://www.ris.bka.gv.at/GeltendeFassung.wxe?Abfrage=Bundesnormen&Gesetzesnummer=20004438&ShowPrintPreview=True>

in Verbindung mit der Schulart definiert. Jedem physischen Schulstandort ist eine SKZ zugewiesen, allerdings können an einem solchen Schulstandort mehrere Klassen mit unterschiedlichen Schularten geführt werden. Für den Vergleich zwischen fiktiven und tatsächlichen Klassenzahlen kann somit auch für Schulen, die Klassen mit unterschiedlichen Schularten führen, berücksichtigt werden. „Eine Schule ist eine Einrichtung, die eine organisatorische Einheit unter einer einheitlichen Leitung darstellt... Zu erwähnen ist noch, dass ab dem Berichtsjahr 2006/07 Schulen auch mehrere Schultypen beinhalten können, wenn an ihnen zumindest eine Klasse mit einem vom vorherrschenden Schultyp abweichenden Schultyp geführt wird.“ (Statistik Austria, 2011) In manchen Fällen werden Klassen von verschiedenen (administrativ verbundenen) Standorten unter derselben Schulkennzahl zusammengefasst<sup>21</sup>.

Der Personalbedarf wird primär durch die Anzahl der zu unterrichtenden Klassen bestimmt. Die Anzahl der Klassen an jeder Schule ergibt sich allerdings aus der Anzahl der SchülerInnen. Die gerechneten Modelle basieren demnach auf der Anzahl der SchülerInnen je Schule.

Die Berechnung des fiktiven Unterrichtsbedarfs hingegen kann lediglich auf Basis der VS, HS und PTS durchgeführt werden und basiert daher auf jenen Schulen, die ausschließlich Klassen einer einzigen Schulart führen. Die HS umfassen dabei auch die im Schuljahr 2008/09 neu eingeführte Neue Mittelschule (NMS). Die Realschulen in der Steiermark werden nicht berücksichtigt.

Da derartige Ansätze einer gesamtheitlichen Bildungspolitik auf regionaler Ebene Neuland darstellen, ist die Datenverfügbarkeit begrenzt. (Lassnigg, Dezember 2010)

### **3.2. Datenmanipulation**

Im Schuljahr 2009/10 gab es in Österreich 4.811 allgemeinbildende Pflichtschulen. Diese umfassen die Schultypen Volksschulen, Sonderschulen, Hauptschulen, Polytechnische Schulen und Berufsschulen sowie seit dem Schuljahr 2008/09 auch

---

<sup>21</sup> Exposituren und dislozierte Klassen

die Neuen Mittelschulen. 71.514 Lehrende unterrichteten im Schuljahr 2009/10 596.162 SchülerInnen in 31.918 Klassen.<sup>2</sup> Strukturelle und geografische Gegebenheiten beeinflussen das Verhältnis zwischen LehrerInnen und SchülerInnen maßgeblich, daher beschränken sich die Modelle auf jene drei Schultypen mit den Stundentafeln, die am wenigsten variantenreich und damit am vollständigsten erfassbar sind: Volksschulen, Hauptschulen und Polytechnische Schulen.

Die Verteilung der Schulen auf die Bundesländer im Schuljahr 2009/10 ist in nachfolgender Tabelle dargestellt:

Tabelle 1: Anzahl Schulen je Bundesland

Schulen	Ö	Bgld	Ktn	Nö	Oö	Sbg	Stmk	T	Vbg	W
<b>VS</b>	3.197	191	259	636	582	186	522	392	165	264
<b>HS</b>	1.162	41	72	263	244	75	178	109	55	125
<b>NMS</b>	247	28	23	48	22	10	35	8	51	22
<b>HS + NMS</b>	1.409	69	95	311	266	85	213	117	106	147
<b>PTS</b>	258	12	8	62	55	19	49	32	10	11
<b>Gesamt</b>	4.864	272	362	1.009	903	290	784	541	281	422

Für die Planung des Lehrbedarfs spielt primär die Entwicklung der SchülerInnenzahlen eine Rolle. Diese hängt im Wesentlichen von zwei Faktoren ab: einerseits von der Demografie (Geburten, Migration) und andererseits von der Bildungsbeteiligung. (Lassnigg & Nemeth, April 1999)

„Die Bevölkerung im schulpflichtigen Alter (6 bis 15 Jahre) stieg in den 1990er-Jahren zwar leicht von 903.000 (1990) auf 949.000 im Jahr 2000 an, bis 2009 sank ihre Zahl jedoch wieder auf 875.000. Dieser Trend wird sich auch in den nächsten Jahren fortsetzen.“ (Schwabe, Radinger, & Sommer-Binder, 2011) Die sinkenden SchülerInnenzahlen spiegeln sich auch in den Bevölkerungsprognosen der Statistik Austria für die kommenden Jahre wider.<sup>22</sup>

Die Anzahl der SchülerInnen geht aus der Schulstatistik der Statistik Austria vom 29.11.2010<sup>23</sup> hervor. Demnach gab es im Schuljahr 2009/10 insgesamt 408.060 PflichtschülerInnen an 3.197 Volksschulen (VS), 272.254 SchülerInnen an

<sup>22</sup> [http://www.statistik.at/web\\_de/statistiken/bevoelkerung/demographische\\_prognosen/bevoelkerungsprognosen/index.html](http://www.statistik.at/web_de/statistiken/bevoelkerung/demographische_prognosen/bevoelkerungsprognosen/index.html)

<sup>23</sup> Zahlen für das Schuljahr 2009/10 laut [http://www.statistik.at/web\\_de/statistiken/bildung\\_und\\_kultur/formales\\_bildungswesen/schulen\\_schulbesuch/index.html](http://www.statistik.at/web_de/statistiken/bildung_und_kultur/formales_bildungswesen/schulen_schulbesuch/index.html) (22.08.2011)

1.162 Hauptschulen (HS) sowie 18.820 SchülerInnen an 258 Polytechnischen Schulen (PTS). Die Trennung nach Schultypen ist für die Modelle erforderlich, da sowohl unterschiedliche Unterrichtsstunden je Klasse als auch unterschiedliche Unterrichtspläne bei den jeweiligen Schultypen zur Anwendung kommen.

Die Verteilung der SchülerInnen auf die einzelnen Schulstufen im Schuljahr 2009/10 ist in nachfolgender Tabelle dargestellt:

Tabelle 2: SchülerInnenzahl je Schulstufe

SchülerInnen	Gesamt	Schst 0	Schst 1	Schst 2	Schst 3	Schst 4	Schst 5	Schst 6	Schst 7	Schst 8	Schst 9
<b>VS</b>	329.440	7.398	81.561	79.757	79.804	80.760	49	33	53	25	0
<b>HS</b>	217.338	0	0	0	0	0	40.958	53.190	60.460	62.730	0
<b>NMS</b>	16.848	0	0	0	0	0	13.313	3.523	4	8	0
<b>HS + NMS</b>	234.186	0	0	0	0	0	54.271	56.713	60.464	62.738	0
<b>PTS</b>	19.315	0	0	0	0	0	0	0	165	40	19.110
<b>Gesamt</b>	582.941	7.398	81.561	79.757	79.804	80.760	54.320	56.746	60.682	62.803	19.110

### 3.3. Modellierung

Die Modellierung der Berechnung des Bedarfs an fiktiven Personaleinheiten erfolgt auf Basis der SchülerInnenzahlen je Schulstufe je Schule und wird für VS, HS und PTS gesondert durchgeführt, um den unterschiedlichen strukturellen Vorgaben Rechnung zu tragen.

Da die Aufteilung der SchülerInnen je Schulstufe nicht auf Schulebene angegeben wird, muss diese Verteilung geschätzt werden. Dies erfolgt anhand einer zufälligen Aufteilung der SchülerInnen je Bezirk auf die Schulen im jeweiligen Bezirk. Eine Liste der Schulen ist unter <http://www.schulen-online.at> bzw. [http://www.statistik.at/web\\_de/static/subdokumente/b\\_schulstatistik\\_bildungsverzeichnis\\_bmukk.xml](http://www.statistik.at/web_de/static/subdokumente/b_schulstatistik_bildungsverzeichnis_bmukk.xml) abrufbar und identifiziert die Schulstandorte anhand der sogenannten Schulkennzahl (SKZ).

Die Ausgangsbasis für die Einteilung der SchülerInnen je Schule in Klassen sind die SchülerInnenzahlen je Schulstufe. Dabei fließen für die VS die Anzahl der SchülerInnen von der nullten bis zur neunten (Volksschuloberstufe<sup>24</sup>), für die HS die Anzahl der SchülerInnen von der fünften bis zur neunten und für die PTS die

<sup>24</sup> Die Volksschuloberstufe hat in der Praxis keine Bedeutung mehr.

Anzahl der SchülerInnen der neunten Schulstufe ein. In dem Modell wird in einem ersten Schritt die Klassenbildung auf Schulebene analysiert, da diese auf Basis der SchülerInnenzahlen je SKZ erfolgt. Unter Berücksichtigung der jeweils vorgesehenen Teilungszahlen werden die SchülerInnen auf Basis der Schulstufen in fiktive Klassen eingeteilt.

Die Teilungszahl zur Klassenbildung ist durch den Richtwert 25 festgelegt und kommt bei allen Schulstufen, ausgenommen der nullten sowie der vierten Schulstufe, zur Anwendung. SchülerInnen, die Vorschulklassen besuchen (nullte Schulstufe), sollen gemäß § 14 des SchOG in Klassen von 10 bis 20 (bzw. 19<sup>25</sup>) SchülerInnen unterrichtet werden. Die schrittweise Senkung der KlassenschülerInnenzahlen von 30 SchülerInnen je Klasse auf den Richtwert 25 trat im Schuljahr 2007/08 in Kraft und betraf im ersten Jahr lediglich die unterste Schulstufe je Schulart. Dies bewirkt, dass im Schuljahr 2009/10 (auf dessen Basis das Modell entwickelt wurde) für SchülerInnen der vierten Schulstufe noch der Richtwert 30 zum Tragen kommt.

Bei der Einteilung der SchülerInnen je Schulstufe in fiktive Klassen wird ein eventuell auftretender SchülerInnenüberhang aufgerundet. Die fiktive Klassenzahl je Schulstufe wird für jede Schule summiert und zeigt daher die (je Schulstufe berechnete und gerundete) Klassenanzahl je Schule. Schultypen und Lehrpläne sind zwar bundesweit vereinheitlicht, die Länder können jedoch eigene Richtlinien erlassen, was sich beispielsweise in unterschiedlichen Teilungszahlen bei einigen Unterrichtsgegenständen ausdrückt.

Im Anschluss daran wird diesen Klassen laut jeweiliger Stundentafel<sup>26</sup> eine bestimmte Anzahl an Unterrichtsstunden zugeordnet. Für Volksschulklassen erfolgt diese Zuteilung auf Basis der Stundentafeln der Grundschule<sup>27</sup>. Das Gesamtstundenausmaß für die erste bis vierte Schulstufe beträgt 90 Stunden, inkludiert aber weder unverbindliche Übungen noch Förderunterricht. Die Aufteilung des Gesamtstundenausmaßes auf die einzelnen Schulstufen ist nicht strikt vorgegeben. Für die Vorschulstufe sind laut Stundentafel der Vorschulstufe

---

<sup>25</sup> Laut § 17 des Tiroler SchOG

<sup>26</sup> VS: <http://www.bmukk.gv.at/schulen/unterricht/lp/Volksschullehrplan3911.xml>  
HS: [http://www.bmukk.gv.at/schulen/unterricht/lp/Hauptschulen\\_HS\\_Lehrplan1590.xml](http://www.bmukk.gv.at/schulen/unterricht/lp/Hauptschulen_HS_Lehrplan1590.xml)  
PTS: <http://pts.schule.at/index.php?TITEL=Lehrplan&kthid=3499>

<sup>27</sup> [http://www.bmukk.gv.at/medienpool/14042/lp\\_vs\\_vierter\\_teil.pdf](http://www.bmukk.gv.at/medienpool/14042/lp_vs_vierter_teil.pdf)

20 Stunden veranschlagt. Für die erste und zweite Schulstufe sind zwischen 20 und 23 Wochenstunden vorgesehen, für die dritte und vierte Schulstufe beträgt das Ausmaß an Unterrichtsstunden pro Woche zwischen 22 und 25 Stunden. Zur Berechnung des Unterrichtsbedarfs werden allen Klassen der ersten und zweiten Schulstufe eine mittlere Wochenstundenanzahl von 22 Stunden, allen Klassen der dritten und vierten Schulstufe eine mittlere Wochenstundenanzahl von 23 Stunden zugeteilt, sodass sich in Summe ein Stundenausmaß von 90 Stunden ergibt. Sämtliche Oberstufenklassen an Volksschulen werden analog zu den Hauptschulen behandelt, da für SchülerInnen in der fünften bis achten Schulstufe an Volksschulen das gleiche Gesamtstundenausmaß vorgesehen ist wie an Hauptschulen. Letzteres betrifft allerdings lediglich 160 SchülerInnen in ganz Österreich.

Um den Unterrichtsbedarf an Hauptschulen zu ermitteln, werden den einzelnen Klassen Unterrichtsstunden laut Stundentafel der nicht autonomen Lehrplanbestimmung<sup>28</sup> zugeteilt. Demnach entfallen von insgesamt 120 Wochenstunden auf Klassen der fünften Schulstufe 29, auf Klassen der sechsten und siebten Schulstufe je 29,5 und auf Klassen der achten Schulstufe 32 Wochenstunden.

Für PTS-Klassen der neunten Schulstufe sind laut Stundentafel<sup>29</sup> unabhängig vom Fachbereich 32 Wochenstunden vorgesehen.

Da weder unverbindliche Übungen noch Förderunterricht als fixe Größe in die jeweiligen Stundentafeln integriert sind, wird für VS und HS zusätzlich ein Aufschlag von zwei Unterrichtsstunden pro Woche für ein Drittel der SchülerInnen je Schulstufe in Gruppen zu je 25 SchülerInnen gewährt. Für Klassen an Polytechnischen Schulen sind kein Förderbedarf und nur eine geringe Anzahl an unverbindlichen Übungen und Freigegenständen vorgesehen. Daher werden PTS-Klassen ohne zusätzlichen Aufschlag eingebunden. Da auch die Freifächer in den verpflichtenden Stundentafeln der HS keine Berücksichtigung finden, die Zuteilung der Unterrichtsstunden aber möglichst realitätsgetreu abgebildet werden soll, wird für die siebente bis zehnte Schulstufe ein Aufschlag

---

<sup>28</sup> <http://www.bmukk.gv.at/medienpool/868/studentafel.pdf>

<sup>29</sup> <http://pts.schule.at/index.php?TITEL=Lehrplan&artikel=1&kthid=3718>

von 2 Wochenstunden eingerechnet. Üblicherweise besuchen HauptschülerInnen in diesen Klassen beispielsweise das Freifach Informatik.

Sowohl für HS- als auch für PTS-Klassen finden einerseits die Geschlechtertrennung für den Turnunterricht und andererseits auch die Regelungen laut RIS<sup>30</sup> für die Leistungsgruppen in den Hauptunterrichtsgegenständen Eingang in die Modellierung.<sup>31</sup>

Die Summe aller Unterrichtsstunden für die fiktiven Klassen aller Schulstufen wird pro Schule errechnet („fiktiver Unterrichtsbedarf“) und mittels der Definition der VBÄ auf einen fiktiven Personalbedarf umgelegt. Für Lehrkräfte an VS entspricht ein VBÄ 22 Unterrichtsstunden, an HS und PTS ergibt sich ein VBÄ aus 21 Unterrichtsstunden.

Für Schulen mit mindestens acht Klassen wird außerdem eine fiktive Personaleinheit für die Schulleitung eingerechnet, indem die fiktiven VBÄ um 1 Einheit erhöht werden. Da ab dem Schuljahr 2007/08 die Exposituren separat ausgewiesen werden und eine Zuteilung zu den jeweiligen Stammschulen auf Basis der verfügbaren Daten nicht möglich ist, erhalten auch Exposituren bzw. dislozierte Klassen einen Zuschlag für die Schulleitung, was zu einer Überschätzung der VBÄ führt, allerdings in geringem Ausmaß, da ohnehin lediglich für Schulen mit weniger als acht Klassen Aufschläge für die Schulleitung je nach Klassenzahl gewährt werden. Dabei fließt auch die Anzahl der SchülerInnen mit sonderpädagogischem Förderbedarf ein.

Zweckgebundene Zuschläge und Ausnahmeregelungen werden in sämtlichen Modellen nicht berücksichtigt.

In dem Modell, das die beschriebenen, strukturellen Bedingungen berücksichtigt, kommen viele unterschiedliche Parameter (wie beispielsweise Teilungszahlen, Unterrichtsbedarf laut Stundentafeln, diverse Aufschläge) zum Einsatz. Letztere werden im PASW Modeler 14.1 als globale Parameter deklariert und stellen sich wie folgt dar:

---

<sup>30</sup> bundesländerspezifisch

<sup>31</sup> Eine Übersicht über die unterschiedlichen Verordnungen zu den Teilungszahlen ist in Tabelle A 1, Tabelle A 2 und Tabelle A 3 dargestellt.

Abbildung 6: Parameter für das Planungsmodell

Name	Langer Name	Wert
Richtwert	Richtwert zur Klassenteilung für Schst1 bis Schst13	25
Richtwert Schst0	Richtwert zur Klassenteilung für Schst0	20
Richtwert Schst0 Tirol	Richtwert zur Klassenteilung für Schst0 in Tirol	19
Richtwert Schst4	Richtwert zur Klassenteilung für Schst4 im SJ 0910	30
Unterrichtsstunden Schst0		20.0
Unterrichtsstunden Schst1		22.0
Unterrichtsstunden Schst2		22.0
Unterrichtsstunden Schst3		23.0
Unterrichtsstunden Schst4		23.0
Unterrichtsstunden Schst5		29.0
Unterrichtsstunden Schst6		29.5
Unterrichtsstunden Schst7		29.5
Unterrichtsstunden Schst8		32.0
Unterrichtsstunden Schst9		32.0
Unterrichtsstunden Schst10		32.0
Unterrichtsstunden Schst11		32.0
Unterrichtsstunden Schst12		32.0
Unterrichtsstunden Schst13		32.0
VBA an VS	Umrechnungsfaktor von Unterrichtsstunden in VBA an VS	22
VBA an HS	Umrechnungsfaktor von Unterrichtsstunden in VBA an HS	21
VBA an PTS	Umrechnungsfaktor von Unterrichtsstunden in VBA an PTS	21
Schulleitungszuschlag	Aufschlag für Schulleitung je SKZ	1
Aufschlag2 VS	Aufschlag für Turnen, Werken, ...	0.0
Aufschlag2 HS	Aufschlag für Turnen, Werken, ...	0.0
Aufschlag2 PTS	Aufschlag für Turnen, Werken, ...	0.0
Richtwert Freigegegenstände	Richtwert zur Klassenteilung für unverbindliche Übungen	25
Par Freigegegenstände	gibt an jeder wievielte Schüler an unverbindlichen Übungen teilni...	3
Unterrichtsstunden Freigegegenstände		2.0

Diese Vorgehensweise ermöglicht einerseits eine flexible Anpassung der Parameter, die sich aufgrund neuer Verordnungen ergeben können, andererseits bietet sich so auch die Möglichkeit verschiedene Szenarien gegenüber zu stellen.

Trotz des hohen Maßes an Flexibilität, können nicht alle Einflussgrößen, die den Personalbedarf bestimmen, eingebunden werden. Es gilt daher zu berücksichtigen, dass aufgrund der Einbindung sämtlicher Zusatzregelungen eine Überschätzung des Personalbedarfs zu erwarten ist. Dies ist einerseits darauf zurückzuführen, dass der SchülerInnenüberhang je Schulstufe aufgerundet wird, sofern die SchülerInnenzahl nicht durch den jeweiligen Richtwert teilbar ist, und somit die Anzahl der fiktiven Klassen eventuell größer ist, als die Anzahl der tatsächlichen Klassen je Schule. Andererseits ist davon auszugehen, dass durch die Zuordnung von SchülerInnen in mehrstufigen Klassen zur höchsten vorkommenden Schulstufe und deren Studententafel der fiktive Unterrichtsbedarf ebenfalls überschätzt wird.

Hingegen kann es dadurch, dass Schwerpunktklassen an HS in Niederösterreich und Oberösterreich aufgrund der fehlenden Information wie viele SchülerInnen Klassen mit Musik-, Sport- oder Skischwerpunkt besuchen, zu einer

Unterschätzung des Personalbedarfs kommen. Für Schwerpunktklassen an HS wäre ein weitaus höheres Gesamtstundenausmaß zu berücksichtigen. Laut Lehrplan der Hauptschulen unter besonderer Berücksichtigung der musischen Ausbildung<sup>32</sup> sind für Musikhauptschulklassen 131 Gesamtwochenstunden vorgesehen, sofern keine schulautonomen Lehrplanbestimmungen bestehen. Diese Gesamtwochenstundenanzahl teilt sich folgendermaßen auf die einzelnen Schulstufen auf: 32 Stunden werden in der fünften und siebten Schulstufe, 33 in der sechsten und 34 in der achten Schulstufe absolviert. Der Lehrplan für Hauptschulen unter besonderer Berücksichtigung der sportlichen Ausbildung<sup>33</sup> umfasst ebenso 131 Gesamtwochenstunden, wovon je 32 auf die fünfte und sechste Schulstufe, 33 auf die siebte und 34 auf die achte Schulstufe entfallen. Die höchste Anzahl an Gesamtwochenstunden ist an Skihauptschulen vorgesehen. 32 Wochenstunden in der fünften, 33 in der sechsten, 34 in der siebten und 38 in der achten Schulstufe ergeben laut Stundentafel für Skihauptschulen<sup>34</sup> insgesamt 137 Wochenstunden.

Ein weiterer Grund für die Unterschätzung des Personalbedarfs könnte sich daraus ergeben, dass keine Information über die Anzahl der Tagesbetreuungsgruppen der einzelnen Schulen zur Verfügung steht.

Auch die Existenz des Minderheitenschulwesens<sup>35</sup> in Kärnten und im Burgenland kann den tatsächlichen Personalbedarf beeinflussen, wird in den Modellen allerdings nicht berücksichtigt.

### **3.4. Ergebnisse**

Die Schätzung des Personalbedarfs auf Basis der im vorherigen Abschnitt erläuterten Strukturdaten erfolgt auf der Ebene der Schulen, die wiederum durch die Schulkennzahlen (SKZ) definiert sind. Die Ergebnisse werden hingegen auf

---

<sup>32</sup> [http://www.bmukk.gv.at/medienpool/862/lp\\_mhs\\_862.pdf](http://www.bmukk.gv.at/medienpool/862/lp_mhs_862.pdf)

<sup>33</sup> [http://www.bmukk.gv.at/medienpool/863/lp\\_shs\\_863.pdf](http://www.bmukk.gv.at/medienpool/863/lp_shs_863.pdf)

<sup>34</sup> [http://www.bmukk.gv.at/medienpool/864/lp\\_skhs\\_864.pdf](http://www.bmukk.gv.at/medienpool/864/lp_skhs_864.pdf)

<sup>35</sup> „Es ist dies ein regionales Bildungsangebot, das für die im Land beheimatete slowenische Volksgruppe im Besonderen in Betracht kommt.“ (<http://www.landesschulrat-kaernten.at/default.aspx?SIid=15&ARid=44&pagetype=main> (22.12.2011))

höheren Aggregationsebenen dargestellt, da einerseits eine übersichtliche Darstellungsweise kaum möglich ist und andererseits nicht quantifizierbar ist in welchem Ausmaß die Abweichungen, die sich auf Schulebene ergeben, auf die Simulation zurückzuführen sind. Die simulationsbedingten Abweichungen sind zwar auf höheren Aggregationsebenen ebenso enthalten, kommen aber durch die Mittelung bei der Aggregation nicht so stark zum Tragen.

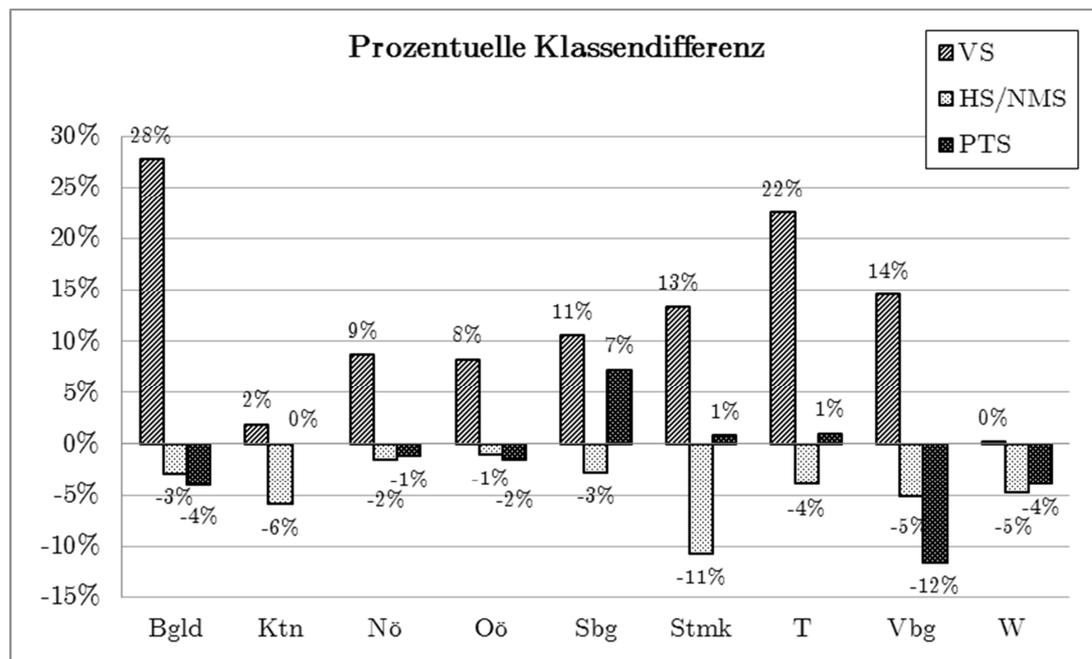
Die SchülerInnen je Schulstufe werden im Planungsmodell nach den jeweils gültigen Teilungszahlen in Klassen eingeteilt. Ein Vergleich mit den Klassenzahlen aus der Schulstatistik, die auf der Homepage der Statistik Austria veröffentlicht werden, zeigt, dass das Planungsmodell die Klassenzahlen bei VS im Mittel um 11,5% überschätzt, bei HS bzw. NMS im Mittel um 3,8% unterschätzt und bei PTS im Mittel um 0,1% unterschätzt. Die Anpassung ist in den meisten Bundesländern mit einer medianen Abweichung von 3,9% sehr gut. Lediglich die Klassenzahlen bei den VS im Burgenland und Tirol werden mit 27,7% bzw. 22,5% deutlich überschätzt.<sup>36</sup> Dies ist vermutlich auf die verstärkte Bildung von nicht schulstufenreinen Klassen in ländlicheren Gebieten zurückzuführen. In VS werden österreichweit immerhin etwa 15% aller Klassen mehrstufig geführt. Im Burgenland und in Tirol sind es sogar über 20%. (Grossmann, Steindl, & Hölzl, 2011)

---

<sup>36</sup> Vergleiche Tabelle A 4

Nachfolgende Abbildung veranschaulicht die Differenzen zwischen fiktiven und tatsächlichen Klassenzahlen:

Abbildung 7: Prozentuelle Differenz zwischen geschätzten und tatsächlichen Klassen



Der direkte Vergleich der geschätzten Personaleinheiten mit den Vollzeitäquivalenten (VZÄ) laut Statistik Austria ist insofern nicht valide, als die fiktiven Personaleinheiten aufgrund fehlender Information bezüglich Mehrdienstleistungen, Krankenstand, Karenz, usw. nicht nach der Definition der VZÄ<sup>37</sup>, sondern nach der Definition der Vollbeschäftigungsäquivalenten (VBÄ)<sup>38</sup> gemessen werden. Im Planungsmodell ergibt sich der Personalbedarf auf Basis der errechneten, fiktiven Unterrichtseinheiten<sup>39</sup>, die an jeder Schule aufgrund der SchülerInnenzahlen bzw. Klassenzahlen zu leisten wären. Die fiktiven Personaleinheiten ergeben sich aus dem Quotient von fiktivem Unterrichtsbedarf und 21 (für LehrerInnen an VS) bzw. 22 Stunden (für LehrerInnen an HS oder PTS).

Es wird dennoch ein Vergleich auf Bundesländerebene angestellt, der allerdings aus genannten Gründen mit Vorsicht zu interpretieren ist. In der nachfolgenden

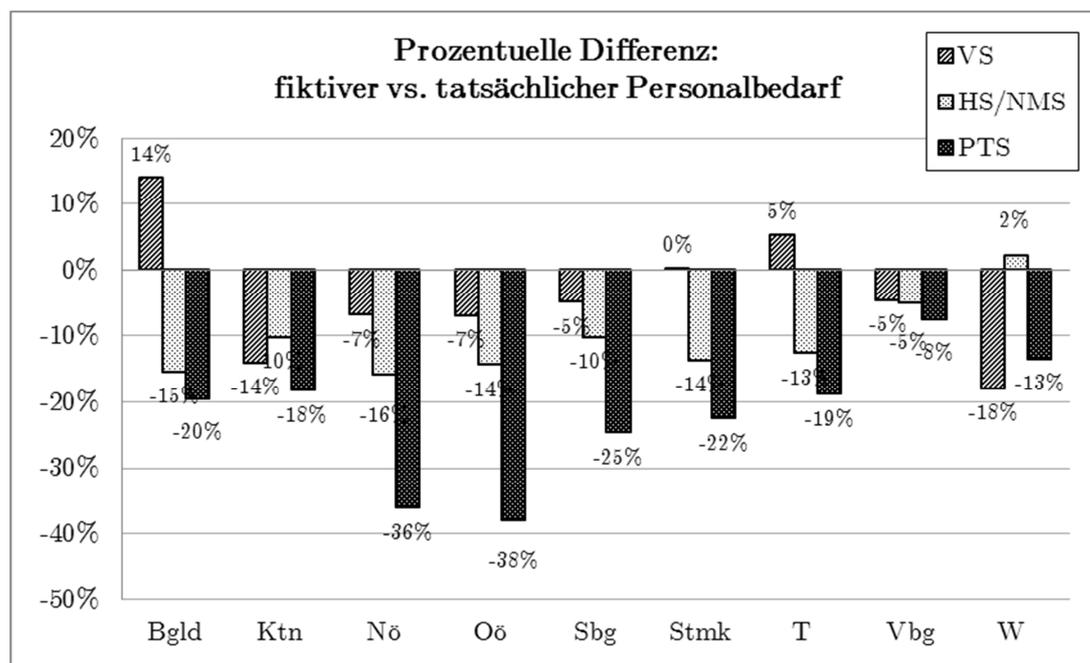
<sup>37</sup> Vollzeitäquivalente: auf Normalarbeitszeit umgerechnete Beschäftigungsverhältnisse ([http://www.statistik.at/web\\_de/static/definitionen\\_022435.pdf](http://www.statistik.at/web_de/static/definitionen_022435.pdf))

<sup>38</sup> Vollbeschäftigungsäquivalent: das Beschäftigungsausmaß in Prozent geteilt durch 100 bzw. die Summe der Beschäftigungsausmaße eines Planstellenbereiches in Prozent geteilt durch 100 ([http://www.bmukk.gv.at/medienpool/12734/bilddokvo05\\_entw.pdf](http://www.bmukk.gv.at/medienpool/12734/bilddokvo05_entw.pdf))

<sup>39</sup> Vergleiche Tabelle A 5

Abbildung wird der Bedarf an VBÄs im Schuljahr 2009/10 den Zahlen der amtlichen Statistik gegenübergestellt.<sup>40</sup>

Abbildung 8: Differenz zwischen fiktivem und tatsächlichem Personalbedarf



Insgesamt wird der Personalbedarf also um 5.277 Einheiten oder 9,6% unterschätzt. Die Unterschiede in den einzelnen Schularten sind dabei sehr groß und auch in den Bundesländern differieren die Ergebnisse beträchtlich. Bei den Volksschulen werden im Modell 1.703 VBÄs zu wenig ausgewiesen. Das entspricht einer Unterschätzung von 6,4%. Auffallend ist dabei, dass Wien mit einer Unterschätzung von 17,9% die im Bundesländervergleich größte Abweichung hat, auch im Burgenland (Überschätzung um 14,0%) und in Kärnten (Unterschätzung um etwa 14,1%) sind die Abweichungen deutlich über dem Durchschnitt. Eine Unterschätzung des Personalbedarfs war zu erwarten, da die Schätzung der fiktiven Personaleinheiten im Planungsmodell keine Krankenstände, Mutterschutz bzw. Karenz, ... berücksichtigt. Insofern ist die deutliche Überschätzung des Personalbedarfs in burgenländischen Volksschulen besonders auffällig. Dieses Phänomen hat seine Wurzeln allerdings bereits bei der massiven Überschätzung der Klassenzahl durch die Einteilung der SchülerInnen in schulstufenreine Klassen, wodurch die mehrstufigen Klassen nicht berücksichtigt werden. Bei den Hauptschulen liegt die Schätzung mit 2.987 VBÄs

<sup>40</sup> Vergleiche: [http://www.statistik.at/web\\_de/statistiken/bildung\\_und\\_kultur/formales\\_bildungswesen/lehrpersonen/index.html](http://www.statistik.at/web_de/statistiken/bildung_und_kultur/formales_bildungswesen/lehrpersonen/index.html)

um 11,3% unter dem tatsächlichen Wert. Hier ist die Differenzierung hinsichtlich der Bundesländer weniger stark ausgeprägt. Noch größer ist die Unterschätzung bei den PTS. Sie beträgt 587 VBÄs, was einer Differenz von 26,4% entspricht. Dabei sind die Unterschätzungen in Oberösterreich (38,0%) und in Niederösterreich (36,1%) extrem hoch. Schulen mit mehreren Schularten werden anhand der Schulkennzahl identifiziert und von den weiteren Analysen ausgeschlossen. Die betrifft insgesamt 10% der Schulen. (476 Schulen)

Mit diesen Ergebnissen aus dem Planungsmodell ist die Zielgröße für die im nächsten Abschnitt folgenden Modelle definiert und kann für die Modellierung des Personalbedarfs auf unterschiedlichen geografischen Ebenen herangezogen werden.

# Kapitel 4

## Empirische Modelle zur Schätzung des Personalbedarfs

### 4.1. Einführung

Ausgehend von der Fragestellung inwieweit regionale Unterschiede Einfluss auf die Entwicklung des Personalbedarfs nehmen, sollen weitere Einflussfaktoren identifiziert und deren möglicher Einfluss quantifizierbar werden. Dabei ist die Auswahl der Faktoren auf die Verfügbarkeit seitens der Daten beschränkt.

Abseits der verfügbaren Regressoren zur Anzahl der SchülerInnen, Anzahl der SchülerInnen mit nichtdeutscher Muttersprache (NDU) und Anzahl SchülerInnen mit sonderpädagogischem Förderbedarf (SPF) existiert eine Vielzahl weiterer Indikatoren für den Personalbedarf. Einflüsse, die sich durch die Geburtenentwicklung, die Bildungsbeteiligung, die RepetentInnenquote sowie durch die Übertrittsquote von VS in HS/AHS<sup>41</sup> ergeben, können allerdings nicht berücksichtigt werden. (vergleiche Kapitel 1.4)

Da der Personalbedarf im österreichischen Pflichtschulwesen primär von den SchülerInnenzahlen abhängt, ist „die demografische Entwicklung eine wichtige Rahmenbedingung für das Bildungswesen und die Bildungspolitik.“ (Lassnigg, Dezember 2010) „Die demografische Entwicklung in Österreich führte in den letzten Jahren zu rückläufigen Schülerzahlen.“ (Rechnungshofbericht, 2011) Letztere sind insbesondere in VS zu beobachten. Die Anzahl der VolksschülerInnen sank innerhalb der letzten 10 Jahre um mehr als 16% von 393.586 im Schuljahr 2000/01 auf 329.440 im Schuljahr 2009/10.<sup>42</sup>

Für die Modellierung von besonderem Interesse ist die regionale Aufteilung der SchülerInnen. Da SchülerInnenzahlen sowohl auf Bundesländer- als auch auf

---

<sup>41</sup> Erläuterungen zum Übergang von der Volksschule in die Mittelstufe in Lassnigg (Dezember 2010)

<sup>42</sup> Zahlen aus Tabellenband zu „Bildung in Zahlen“ von Schwabe, Radinger, & Sommer-Binder (2011)

Bezirksebene verfügbar sind, wird zunächst ein 2-stufiges Modell unter Berücksichtigung des Bundeslands berechnet und danach auch ein 2-stufiges Modell unter Berücksichtigung der Bezirke analysiert.

Da sowohl die SchülerInnenzahlen als auch die Klassenzahlen auf Bezirksebene verfügbar sind und von einer hohen Korrelation dieser beiden Größen auszugehen ist, muss vorab geklärt werden, welche davon in die Multilevel Models als fixe Komponente eingehen soll.

Außerdem erscheint eine Differenzierung nach der Schulart zweckmäßig, da das Lehrpersonal aufgrund der unterschiedlich erforderlichen Ausbildung nicht beliebig zwischen VS, HS und PTS verschoben werden kann. Es gelten zwar seit der Einführung der „Maßnahme 25+“ im Schuljahr 2007/08 für alle in die Analyse eingeschlossenen Schularten die gleichen Teilungszahlen, die für die Klassenbildung relevant sind, allerdings gibt es z.T. abweichende Verordnungen für einzelne Unterrichtsgegenstände<sup>43</sup> und auch die Lehrverpflichtung unterscheidet sich zwischen VS und HS bzw. PTS. Daher werden für die Schularten getrennte Modelle gerechnet.

In der Schulstatistik werden außerdem der Anteil der SchülerInnen mit NDU und der Anteil der SchülerInnen mit SPF erhoben. In den Regressionsmodellen soll geklärt werden, ob diese Größen relevanten Einfluss auf den Personalbedarf haben.

## **4.2. Datenmanipulation**

Als Datenbasis für die empirischen Modelle dienen die von der Statistik Austria veröffentlichten Zahlen zur Schulstatistik.<sup>44</sup> Die SchülerInnenzahlen für das Schuljahr 2009/10 sind sowohl für die einzelnen Bundesländer als auch für die politischen Bezirke getrennt nach den Schularten verfügbar. Eine Liste der Schulen auf Basis ihrer SKZ steht auf [www.schulen-online.at](http://www.schulen-online.at) für den Download bereit und ermöglicht anhand der ersten drei Ziffern dieser Kennzahl die

---

<sup>43</sup> Dies betrifft beispielsweise die abweichenden Teilungszahlen für Leistungsgruppen in den HS.

<sup>44</sup> [http://www.statistik.at/web\\_de/statistiken/bildung\\_und\\_kultur/formales\\_bildungswesen/index.html](http://www.statistik.at/web_de/statistiken/bildung_und_kultur/formales_bildungswesen/index.html)

geografische Zuordnung. Der Personalbedarf entstammt der Schätzung auf Basis von Strukturdaten im Planungsmodell. (vergleiche Kapitel 3)

Die SchülerInnen mit Migrationshintergrund, gemessen an einer anderen Umgangssprache als Deutsch, werden als eine mögliche Einflussgröße auf den Personalbedarfs in die multivariaten Modelle aufgenommen. Ebenso wird die Anzahl der SchülerInnen mit SPF aufgenommen, die mittels Simulationen auf Basis der auf höherem Aggregationsniveau veröffentlichten Zahlen eruiert wird.

### **4.3. Modellierung**

Ein herkömmliches lineares Regressionsmodell scheint auf den ersten Blick Einflüsse möglicher Prädiktoren auf die unabhängige Variable des Personalbedarfs darstellen zu können, ist dafür allerdings insofern nicht geeignet, da gruppierte Beobachtungen vorliegen, wodurch die Annahme der unabhängigen Beobachtungen, die bei einer multiplen, linearen Regression vorausgesetzt wird, verletzt ist. Nachdem die Zuteilung der LehrerInnen zu den einzelnen Schulstandorten in die Zuständigkeit der Länder fällt, ist eine unabhängige Beurteilung des Lehrpersonalbedarfs an den einzelnen Schulen nicht möglich. Eine weitere Herausforderung bei der Spezifikation der Modelle ist die Korrelation zwischen den einzelnen Prädiktoren. Ein explorativer Ansatz mittels eines linearen Regressionsmodells kann lediglich dort angewandt werden, wo Daten auf aggregierter Ebene betrachtet werden. Konkret bedeutet das, dass entweder nur der Bezirk oder nur die Bundesländer als Faktor ins Modell zur Erklärung des Personalbedarfs einfließen können. Daher erfolgt die Modellierung des Personalbedarfs sowohl in einem 2-Level für die Bundesländer (Schule – Bundesland), als auch in einem 2-Level Model (Schule – Bezirk) für die Bezirke. Diese beiden Modelle werden dann mit dem Nullmodell verglichen.

### 4.3.1. Spezifikation der Modellebenen:

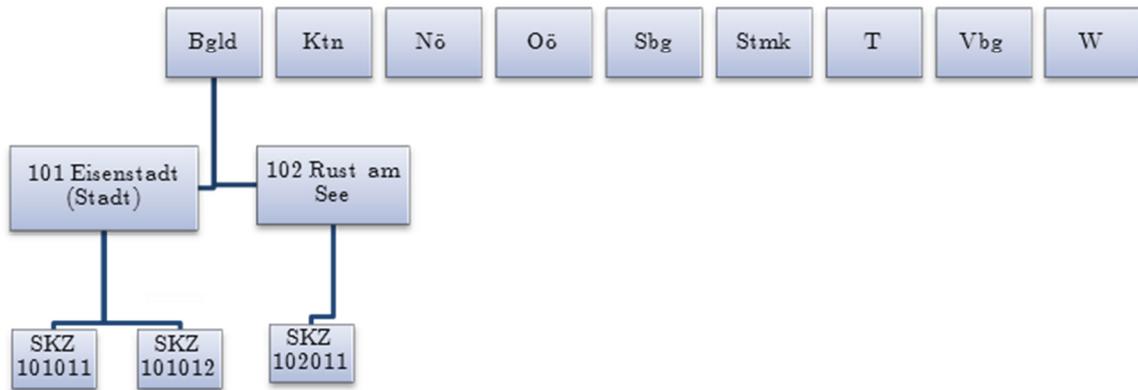
Die Spezifikation der Modellebenen ist aufgrund der strikt hierarchischen Datenstruktur sehr klar definiert.

Abbildung 9: Genestete Ebenen



Jede Schule ist anhand der ersten drei Ziffern der Schulkenzahl eindeutig einem Bezirk zuzuordnen, der wiederum genau zu einem Bundesland gehört. Es handelt sich demnach um ein vollständig hierarchisches genestetes Design, da die Daten in hierarchischer Struktur auf 3 Ebenen vorliegen: Schulen – Bezirke – Bundesländer.

Abbildung 10: Hierarchische Struktur der Daten



Analysiert werden dabei 3.155 VS, 1.061 HS und 176 PTS in 114<sup>45</sup> Schulbezirken in 9 Bundesländern. Der Personalbedarf in Schulen im selben Bezirk könnte korreliert sein, ebenso könnte der Personalbedarf in den Bezirken im selben Bundesland Korrelationen aufweisen. Daher wird in Multilevel Models die geografische Einteilung in Bezirke und Bundesländer als zufälliger Effekt berücksichtigt, um den unterschiedlichen Variabilität Rechnung zu tragen.

#### 4.3.2. Spezifikation der Zielvariablen:

Die Zielvariable liegt auf metrischem Niveau vor und beschreibt den Personalbedarf je Schule im Sinne von fiktiven Personaleinheiten wie sie aus dem Planungsmodell hervorgehen und beruht damit auf der Definition für Vollbeschäftigungsäquivalente. Der Personalbedarf auf Bundesländerebene ist die Summe des Personalbedarfs der Bezirke und dieser wiederum ist die Summe des Personalbedarfs der einzelnen Schulen in den Bezirken.

#### 4.3.3. Wahl der Regressoren:

Die Bestimmung der maßgeblichen Einflussgrößen auf den Personalbedarf ist durch die Datenverfügbarkeit stark eingeschränkt. Unumstritten ist allerdings der wichtigste Einflussfaktor: die Anzahl der SchülerInnen. Hierbei muss geklärt

<sup>45</sup> Diese entsprechen im Wesentlichen den 121 politischen Bezirken. Nur in Wien werden einige politische Bezirke zu sogenannten „Inspektionsbezirken“ zusammengefasst.

werden, ob der Informationsgewinn aus der SchülerInnenzahl reicht oder ob auch der Prozess der Klassenbildung in das Modell einfließen soll. Argumente gibt es für beide Regressoren (SchülerInnenzahl, Klassenzahl). Der Einbezug der SchülerInnenzahlen scheint insofern vorteilhaft, da die Klassenzahlen im Wesentlichen auf den SchülerInnenzahlen beruhen. Für den Einbezug der Klassenzahlen spricht allerdings die Tatsache, dass der Personalbedarf eher auf Klassen, als auf SchülerInnen zurückzuführen ist. Eine Lehrperson unterrichtet schließlich Klassen und nicht einzelne SchülerInnen. Allerdings ist im Sinne einer Prognose, die ein Regressionsmodell schließlich auch darstellt, die Anzahl der SchülerInnen sinnvoller, da auf Basis von Bevölkerungsprognosen auch künftige Trends in der Personalplanung analysiert werden könnten. Weitere mögliche Regressoren sind die Anzahl der SchülerInnen mit NDU sowie die Anzahl der SchülerInnen mit SPF. Damit kann eine Standardisierung der Variablen entfallen.

Da für SchülerInnen mit SPF, die nicht in Sonderschulen oder eigenen Sonderschulklassen, sondern in integrativer Form unterrichtet werden, prinzipiell eine zusätzliche Lehrkraft zur Verfügung gestellt wird, wird der Anteil der SchülerInnen mit SPF als Regressor ins Modell aufgenommen. Die Verteilung des Anteils an Kindern mit SPF ist in nachfolgender Tabelle dargestellt:

Tabelle 3: Anteil SchülerInnen mit SPF im Schuljahr 2009/10

<b>SchülerInnen mit SPF (in %)</b>	<b>Ö</b>	<b>Bgld</b>	<b>Ktn</b>	<b>Nö</b>	<b>Oö</b>	<b>Sbg</b>	<b>Stmk</b>	<b>T</b>	<b>Vbg</b>	<b>W</b>
<b>VS</b>	1,8	1,6	1,9	1,0	2,1	1,5	2,1	1,0	1,9	2,5
<b>HS</b>	3,7	4,6	5,4	2,0	4,2	3,1	3,7	1,4	2,7	6,6
<b>NMS</b>										
<b>HS + NMS</b>										
<b>PTS</b>	3,3	10,8	4,9	2,2	4,0	2,2	4,0	0,8	-	5,6

Da für die NMS keine Daten zur Verfügung stehen, wird im Modell für HS+NMS ausschließlich der Anteil an SchülerInnen mit SPF der HS herangezogen.

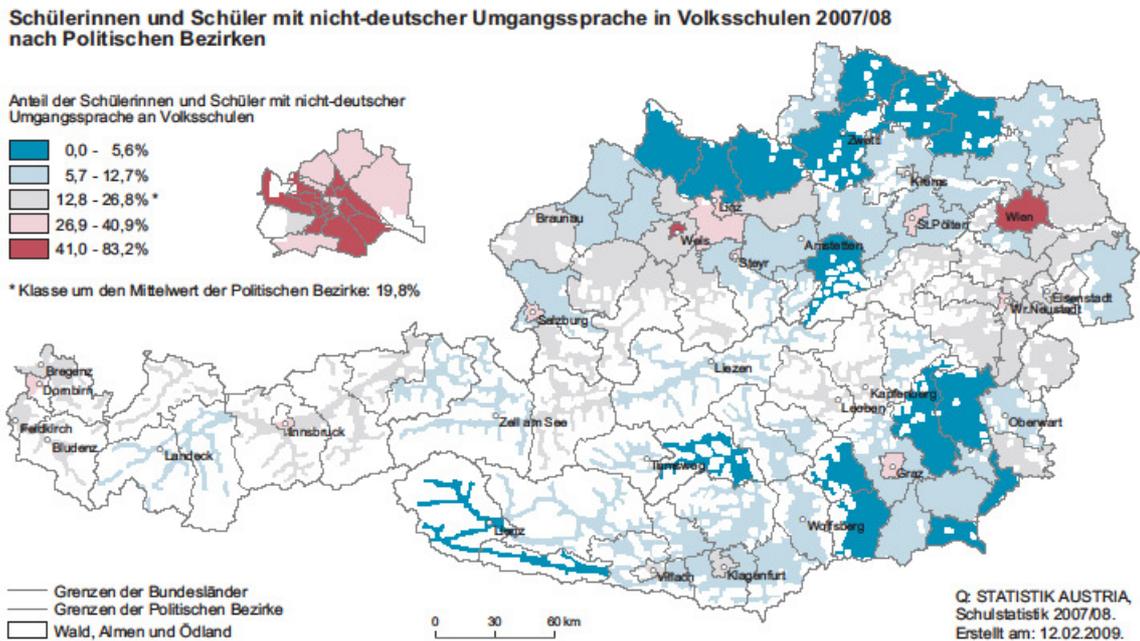
Auch der Anteil an SchülerInnen mit NDU kann zusätzlichen Informationsgehalt für die Modelle liefern:

Tabelle 4: Anteil SchülerInnen mit NDU im Schuljahr 2009/10

SchülerInnen mit NDU (in %)	Ö	Bgld	Ktn	Nö	Oö	Sbg	Stmk	T	Vbg	W
VS	23,2	13,3	10,8	14,8	19,6	21,1	13,5	15,7	26,4	56,0
HS	21,1	15,0	11,2	12,6	18,6	18,9	10,0	14,0	22,5	66,8
NMS	28,4	17,1	16,5	17,8	31,5	45,0	31,1	46,4	26,3	51,1
HS + NMS	21,6	15,5	11,6	12,8	19,0	19,7	12,0	14,5	23,7	65,8
PTS	23,3	15,4	11,6	13,2	20,6	22,3	13,2	12,6	26,8	60,4

Zusätzlich zur tabellarischen Darstellung des Anteils an SchülerInnen mit NDU, ist die grafische Darstellung auf der Österreich-Landkarte besonders anschaulich. (siehe Abbildung 11) Allerdings handelt es sich hierbei um eine Darstellung der Zahlen für das Schuljahr 2007/08. Die Anteile in Tabelle 4 beziehen sich hingegen auf das Schuljahr 2009/10, das für die Modelle relevant ist.

Abbildung 11: Anteil SchülerInnen mit NDU (Quelle: [http://www.statistik.at/web\\_de/static/schuelerinnen\\_und\\_schueler\\_mit\\_nicht-deutscher\\_umgangssprache\\_in\\_volksschu\\_035642.pdf](http://www.statistik.at/web_de/static/schuelerinnen_und_schueler_mit_nicht-deutscher_umgangssprache_in_volksschu_035642.pdf))



Bei der Analyse mittels Multilevel Modeling ist es üblich, die Inputvariablen zu bereinigen, indem sie entweder um den „grand mean“ (Gesamtmittelwert) oder den „group mean“ (Gruppenmittelwert) zentriert werden. Die Entscheidung darüber, ob und wenn ja, in welcher Form die Regressoren zentriert werden, beeinflusst die Interpretation der Ergebnisse. Werden die unabhängigen Variablen um den Gesamtmittelwert bereinigt, verändern sich dadurch zwar die einzelnen

Parameterschätzer, die geschätzten Werte für den fiktiven Personalbedarf sind allerdings dieselben. Wird hingegen das „group mean centering“ angewendet, hat dies sogar Einfluss auf die Ergebnisse. (Hox J. J., 2002) Ohne Zentrierung der Inputvariablen wird der Intercept als bester Schätzer für den fiktiven Personalbedarf interpretiert, wenn alle Regressoren auf den Wert 0 gesetzt werden. Da der Personalbedarf für eine Schule ohne SchülerInnen keine sinnvolle Größe darstellt, ist es notwendig eine Form der Zentrierung der rohen Werte durchzuführen. Durch die Zentrierung um den Gesamtmittelwert wird der Intercept als bester Schätzer für den fiktiven Personalbedarf interpretiert, wenn alle Regressoren auf den Gesamtmittelwert gesetzt werden. Durch die Zentrierung um den Gruppenmittelwert (Bundesland oder Bezirk) wird der Intercept als bester Schätzer für den fiktiven Personalbedarf interpretiert, wenn alle Regressoren auf den Mittelwert für das jeweilige Bundesland bzw. den jeweiligen Bezirk gesetzt werden. (Bickel, 2007) Nachdem der Bedarf an Lehrpersonal an österreichischen Pflichtschulen grundsätzlich in allen geografischen Einheiten derselbe sein sollte, gehen die Regressoren zunächst in der Form ein, dass sie um den Gesamtmittelwert zentriert werden. Beispielsweise werden die SchülerInnenzahlen um die durchschnittliche Zahl der SchülerInnen je Schule bereinigt:

$$SchülerInnen_{mc} = SchülerInnen - \frac{1}{N} * \sum_{l=1}^N SchülerInnen \quad \text{mit } N \dots \text{Anzahl Schulen}$$

## Das Null-Modell

In einem ersten Schritt soll untersucht werden, in welchem Ausmaß die Variabilität der fiktiven Personaleinheiten auf Schulebene INNERHALB der Bundesländer relativ zur Variabilität ZWISCHEN den Bundesländern vorhanden ist. Damit soll der Nachweis über die Existenz signifikanter Variabilität über die Bundesländer erbracht werden, der in einem einfachen Single-Level Model nicht erkennbar wäre. (Heck, Thomas, & Tabata, 2010) Das bedeutet, dass das Auftreten geringer Varianzen innerhalb der Bundesländer auf eine größere Homogenität in allen Schulen hindeutet als zwischen jenen Schulen, die in unterschiedlichen Bundesländern beheimatet sind. Um diese Annahme zu validieren, wird die Aufteilung der Evaluierung des Personalbedarfs auf Ebene der

Schulen sowie auf Ebene der Bundesländer ohne weitere Regressoren berücksichtigt. Zusätzlich liefert diese Vorgehensweise Information darüber, wo die Variabilität des Personalbedarfs ihren Ursprung hat.

Das Nullmodell für Schule  $i$  im Bundesland  $j$  und wird folgendermaßen notiert:

$$y_{ij} = \beta_{0j} + e_{ij}$$

wobei  $\beta_{0j}$  den durchschnittlichen Personalbedarf im Bundesland  $j$  darstellt und  $e_{ij}$  den Fehlerterm beschreibt, der durch die Schätzung des Personalbedarfs auf Schulebene auftritt.

Die Koeffizienten werden in nichtstandardisierter Form angegeben, da sich sämtliche Regressoren auf SchülerInnenzahlen beziehen und daher keine Standardisierung für den Vergleich erforderlich ist.

Die Varianzen zwischen den Bundesländern  $\beta_{0j}$  werden häufig in dieser Form dargestellt:

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + u_{0j}$$

Da allerdings keine Regressoren auf Bundesländerebene in das Modell eingehen, reduziert sich das Nullmodell auf folgende Gleichung:

$$y_{ij} = \gamma_{00} + u_{0j} + e_{ij}$$

und errechnet damit den geschätzten, mittleren Personalbedarf für alle Schulen. Außerdem wird die Varianz zwischen Level 1 ( $e_{ij}$ ) und Level 2 ( $u_{0j}$ ) geschätzt. Insgesamt ergeben sich damit 3 Schätzparameter:

- Intercept (fixer Effekt),
- Zwischen-Bundesländer-Variation (Deviation, vom durchschnittlichen Intercept, zufälliger Effekt) und die
- Residuen auf Schulebene innerhalb der Bundesländer (zufälliger Effekt).

### **Das Single level Model**

Dieses Modell berücksichtigt lediglich die Schulebene, nicht aber die Nestung im Bundesland. Damit soll der Einfluss der Inputvariablen auf den fiktiven

Personalbedarf quantifiziert werden. Bei der Analyse des Single Level Models liegt der Fokus darauf, dass die Schätzer  $\beta_0$  und  $\beta_1$  auf jenen Wert festgelegt sind, der den Durchschnitt für die österreichischen Pflichtschulen repräsentiert. Erneut werden hierbei unterschiedliche Modelle für die Schularten gerechnet, wodurch sich drei Regressionsgeraden ergeben.

### Das 2-Level Model

„The basics of multilevel modeling involve the investigation of randomly varying outcome parameters. These typically include variation in the levels of the outcome (intercepts) and the strength of within-group relationships indicated by regression coefficients (slopes) across groups.” (Heck, Thomas, & Tabata, 2010)  
 Demnach werden für alle Bundesländer eigene Konstanten und unterschiedliche Regressionskoeffizienten für die SchülerInnenzahl in die Modellierung aufgenommen. Das 2-stufige hierarchische Modell stellt sich daher wie folgt dar:

$$y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_1 X_{1ij} + \beta_2 X_{2ij} + \beta_3 X_{3ij} + e_{ij} \quad \text{mit}$$

$y_{ij}$ . . . . . Anzahl der fiktiven Personaleinheiten für Schule i und Bundesland j

$\beta_{0j}$ . . . . . Konstante für das Bundesland j

$\beta_1$ . . . . . Koeffizient, der den Einfluss der Anzahl der SchülerInnen bestimmt

$X_{1ij}$ . . . . . Anzahl der SchülerInnen an der Schule i im Bundesland j

$\beta_2$ . . . . . Koeffizient für den Einfluss der Anzahl der SchülerInnen mit SPF

$X_{2ij}$ . . . . . Anzahl der SchülerInnen mit SPF an der Schule i im Bundesland j

$\beta_3$ . . . . . Koeffizient für den Einfluss der Anzahl der SchülerInnen mit NDU

$X_{3ij}$ . . . . . Anzahl der SchülerInnen mit NDU an der Schule i im Bundesland j

Damit kann die Regressionsgleichung folgendermaßen angegeben werden:

$$VB\ddot{A}_{ij} = \beta_{0j} + \beta_1 * \text{Anz.SchülerInnen}_{ij} + \beta_2 * \text{Anz.SPF}_{ij} + \beta_3 * \text{Anz.NDU}_{ij} + e_{ij}$$

Im Unterschied zu einem traditionellen multiplen Regressionsmodell enthält das Multilevel Model unterschiedliche Konstanten für die Ebenen und ebenso unterschiedliche Regressionskoeffizienten für jedes Bundesland. Da die Regressionsparameter in den Hierarchieebenen variieren können, werden sie auch als Zufallskoeffizienten bezeichnet. (Hox J. J., 2002)

Die Anzahl der Unterrichtsstunden ist naturgemäß maßgeblich für die Schätzung des Personalbedarfs, kann in den empirischen Regressionsmodellen allerdings nicht berücksichtigt werden, da hierzu keine Information in der BilDok erhoben wird. Nichtsdestotrotz bedingt diese Tatsache die Entscheidung für die unterschiedlichen Schularten getrennte Modelle zu berechnen, da sich die Relation zwischen SchülerInnen und Lehrenden an Volksschulen aufgrund des intensiveren Betreuungsverhältnisses anders verhält als an Hauptschulen oder Polytechnischen Schulen.

Da weder Charakteristika auf Bundesländerebene noch auf Bezirksebene vorliegen, werden die unterschiedlichen Ebenen künstlich generiert, indem die Regressoren durch Aggregation auf das jeweilige Niveau gehoben werden. Beispielsweise ist die Anzahl der SchülerInnen im Level-2-Modell eigentlich eine Level-1-Prädiktor, der auf die höhere Ebene aggregiert wird. Dabei wird allerdings nicht eine einfache Summe gebildet, sondern der Durchschnitt der Bundesländer bzw. Bezirke verwendet.

#### **4.4. Ergebnisse**

Nachdem statistische Methoden, die hierarchische Datenstrukturen explizit modellieren, in den letzten Jahren an Popularität zugenommen haben, sind entsprechende Funktionen in vielen unterschiedlichen Softwarepaketen verfügbar. Es existieren Softwarepakete, die speziell für Multilevel Models entwickelt wurden (beispielsweise HLM und MLwiN), aber auch die gängige Statistiksoftware wie SPSS, Stata, SAS und R bieten mittlerweile entsprechende Prozeduren. (Albright & Marinova, 2010) In dieser Arbeit werden alle Regressionsmodelle in

SPSS®<sup>46</sup> v19 berechnet. Heck, Thomas, & Tabata (2010) beschreiben in einem einführenden Kapitel die Vor- und Nachteile der Verwendung dieser Software im Vergleich zu anderen üblichen Programmen. In dieser Arbeit fiel die Entscheidung primär aus Gründen der Usability auf die Verwendung von SPSS. Die verwendeten Befehle MIXED und VARCOMP sind allesamt im Advanced Statistics Modul enthalten und sowohl über die Menüführung als auch über die Syntax aufrufbar. Der Befehl MIXED verwendet den Newton-Raphson Algorithmus und Scoring-Algorithmen, um die Likelihood, respektive die restricted Likelihood, zu maximieren. (Leyland, 2004) Da für große Stichproben gezeigt werden kann, dass die Unterschiede zwischen den Schätzungen mittels FLM und REML vernachlässigbar sind (Snijders & Bosker, 1999), werden die Schätzungen mittels der REML-Methode durchgeführt, was der Default-Einstellung in SPSS entspricht.

#### 4.4.1. Das Nullmodell für die Bundesländer:

Für den Modellvergleich wird vorab ein Nullmodell berechnet, das die fiktiven Personaleinheiten lediglich unter Berücksichtigung eines Zufallseffekts schätzt und dafür die Bundesländer als Gruppenvariable verwendet. In diesem Modell gehen keine SchülerInnenzahlen ein.

\*Null Model für die Bundesländer/No Predictors.

MIXED fiktive\_Personaleinheiten

```

/Criteria=CIN(95) MXITER(100) MXSTEP(10) SCORING(1) SINGULAR(0.000000000001)
HCONVERGE(0, ABSOLUTE) LCONVERGE(0, ABSOLUTE) PCONVERGE(0.000001, ABSOLUTE)
/Fixed=| SSTYPE(3)
/Method=REML
/Print=G SOLUTION TESTCOV
/Random=Intercept| Subject(BL) Covtype(VC).

```

Durch diese Vorgehensweise kann die Varianz im Personalbedarf in zwei Bestandteile zerlegt werden: die Varianz INNERHALB der Bundesländer und die Varianz ZWISCHEN den Bundesländern. Dadurch wird quantifizierbar wie viel Streuung im Personalbedarf zwischen den Bundesländern vorliegt.

---

<sup>46</sup> eine eingetragene Marke von IBM

Die geschätzte Konstante in diesem Modell  $\beta_{0j}$  entspricht dem durchschnittlichen fiktiven Personalbedarf insgesamt für alle Schulen.<sup>47</sup> Für VS ergibt sich eine Konstante von 8,15, für HS ist der Wert 22,87 und für PTS 11,06.<sup>48</sup> Zudem kann die Streuungszersetzung zwischen der Level-1-Varianz (in Form der Parameter  $e_{ij}$ ) als Varianz innerhalb der Gruppen und der Level-2-Varianz (in Form der Parameter  $u_{0j}$ ) angegeben werden. Die großen Unterschiede zwischen den Schularten sind in den Nullmodellen auf die unterschiedlichen Schulgrößen zurückzuführen, da in diesen Modellen noch keine SchülerInnenzahlen eingehen. Eine Zusammenfassung der Ergebnisse der Nullmodelle für die unterschiedlichen Schularten liefert Tabelle 5:

Tabelle 5: Parameterschätzer für die Nullmodelle unter Einbezug der Bundesländer

<b>Parameterschätzer für das Nullmodell für die Bundesländer</b>			
	<b>fixer Effekt:</b>	<b>zufällige Effekte:</b>	
	<b>Modellkonstante</b>	<b>Varianzkomponente</b>	<b>Residuum</b>
<b>VS</b>	8,15	8,47	15,72
	(0,97)	(4,27)	(0,40)
<b>HS/NMS</b>	22,87	8,21	56,24
	(0,99)	(4,35)	(2,45)
<b>PTS</b>	11,06	40,93	18,97
	(2,17)	(21,51)	(2,08)

Die Standardfehler für die geschätzten Parameter sind in Klammern angegeben.

Die Ergebnisse des T-Tests für die Parameter der fixen Effekte (Tabelle 6) bzw. des Wald-Tests für die Parameter der zufälligen Effekte (Tabelle 7) zeigen, dass insbesondere bei den VS sowohl die fixen Parameter als auch die Varianzkomponenten der Intercepts signifikant zwischen den Bundesländern abweichen:

Tabelle 6: Ergebnisse der T-Tests für die fixen Effekte

	<b>Modellkonstante (Intercept)</b>	<b>T-Test</b>
<b>VS</b>	8,15	8,38
	(0,97)	(0,000)
<b>HS/NMS</b>	22,87	23,04
	(0,99)	(0,000)
<b>PTS</b>	11,06	5,10
	(2,17)	(0,001)

Die Standardfehler für die geschätzten Parameter sind in Klammern angegeben. Für den T-Test sind die p-Werte in Klammern angegeben.

<sup>47</sup> auch als ‚grand mean‘ bezeichnet

<sup>48</sup> Vergleiche Tabelle A 7 bis Tabelle A 9

In nachfolgender Tabelle ist außerdem ersichtlich, dass innerhalb der Bundesländer signifikante Variabilität in Bezug auf die benötigten fiktiven Personaleinheiten vorliegt.

Tabelle 7: Ergebnisse der Wald- Tests für die Kovarianzparameter

	<b>Varianzcomp.</b>	<b>Wald-Test</b>	<b>Residuum</b>	<b>Wald-Test</b>
<b>VS</b>	8,47 (4,27)	1,99 (0,047)	15,72 (0,40)	39,66 (0,000)
<b>HS/NMS</b>	8,21 (4,35)	1,89 (0,059)	56,24 (2,45)	22,94 (0,000)
<b>PTS</b>	40,93 (21,51)	1,90 (0,057)	18,97 (2,08)	9,13 (0,000)

Die Standardfehler für die geschätzten Parameter sind in Klammern angegeben. Für den Wald-Test sind die p-Werte in Klammern angegeben.

Zusätzlich kann aus der Schätzung der Kovarianzkomponenten in den Modellen der Anteil der Varianz zwischen den Bundesländern berechnet werden. Man erhält dadurch einen Schätzer für die Abhängigkeit innerhalb der Bundesländer. Dazu wird der Intraklassenkorrelationskoeffizient (ICC) berechnet, der den Anteil der Varianzen in Relation setzt. „Der ICC misst den Anteil der Varianz in der abhängigen Variable an der Gesamtvarianz, welcher durch die Gruppeneffekte erklärt werden kann.“ (Schmidt & Groten, 2008) Der ICC beschreibt also das Ausmaß, in welchem sich die Schulen eines Bundeslands ähnlicher sind als diejenigen anderer Bundesländer. (Sälzer (Ruckdäschel), 2009) Die Varianzen, die zur Berechnung des ICC notwendig sind, ergeben sich aus der Schätzung der Kovarianzparameter unter Berücksichtigung der Bundesländer. Ein ICC, der deutlich von 0 abweicht, bedeutet demnach, dass eine reguläre Schätzung nach der Kleinstquadratmethode nicht adäquat wäre. (Goldstein, 2010) Die nachfolgende Tabelle enthält die ICCs für das Nullmodell:

Tabelle 8: Intraklassenkorrelation für die Bundesländer

	<b>Variation</b>	<b>Wert</b>	<b>ICC</b>
<b>VS</b>	Zwischen Bundesländer-spezifischer Effekt	8,47	0,35
	Innerhalb Schul-spezifischer Effekt	15,72	
	Gesamt	24,19	
<b>HS/NMS</b>	Zwischen Bundesländer-spezifischer Effekt	8,21	0,13
	Innerhalb Schul-spezifischer Effekt	56,24	
	Gesamt	64,45	
<b>PTS</b>	Zwischen Bundesländer-spezifischer Effekt	40,93	0,68
	Innerhalb Schul-spezifischer Effekt	18,97	
	Gesamt	59,90	

Ein ICC von 0,35 für die VS bedeutet, dass 35% der Variation auf Zwischen-Gruppen-Varianzen und 65% auf innerhalb der Gruppen entfällt. Eine weitere Interpretation des ICC nach Snijders & Bosker (1999) wäre, den Wert von 0,35 als Korrelation zwischen den fiktiven Personaleinheiten für 2 zufällig ausgewählte Schulen aus demselben Bundesland zu betrachten.

Demnach ist die Berücksichtigung der Bundesländerebene sinnvoll, da die Zerlegung der Streuung zeigt, dass zwischen 13% und 68% der Varianz nicht auf Schulebene geklärt werden kann. Die Ergebnisse der Nullmodelle zeigen also, dass für alle drei Schularten die Analyse mittels Multilevel Models sinnvoll ist.

Detailliertere Modellergebnisse sind im Anhang in Tabelle A 7 bis Tabelle A 9 zu finden.

#### 4.4.2. Das Nullmodell für die Bezirke:

\*Null Model für die Bezirke/No Predictors.

MIXED fiktive\_Personaleinheiten

/Criteria=CIN(95) MXITER(100) MXSTEP(10) SCORING(1) SINGULAR(0.000000000001)

HCONVERGE(0, ABSOLUTE) LCONVERGE(0, ABSOLUTE) PCONVERGE(0.000001, ABSOLUTE)

/Fixed=| SSTYPE(3)

/Method=REML

/Print=G SOLUTION TESTCOV

/Random=Intercept| Subject(Bezirk) Covtype(VC).

Da für die insgesamt 176 Polytechnischen Schulen im Schuljahr 2009/10 eine Aufteilung auf die Bezirke zu granular wäre, wird auf eine Modellierung dieser

Schulart verzichtet. Für die Volks- und Hauptschulen ergeben sich im Nullmodell für die Bezirke folgende Parameterschätzer:

Tabelle 9: Parameterschätzer für die Nullmodelle unter Einbezug der Bezirke

<b>Parameterschätzer für das Nullmodell für die Bezirke</b>			
	<b>fixer Effekt:</b>	<b>zufällige Effekte:</b>	
	<b>Modellkonstante</b>	<b>Varianzkomponente</b>	<b>Residuum</b>
<b>VS</b>	8,23 (0,37)	3,26 (1,05)	19,30 (0,49)
<b>HS/NMS</b>	21,79 (0,47)	3,71 (1,77)	61,71 (2,72)

Die Standardfehler für die geschätzten Parameter sind in Klammern angegeben.

Die fixen Effekte für die Modellkonstanten unterscheiden sich nur unwesentlich von jenen im Nullmodell für die Bundesländer. Der Intercept für die Volksschulen liegt im Durchschnittlich über alle Bezirke bei 8,23 fiktiven Personaleinheiten je Schule. An Hauptschulen werden im Schnitt über alle Bezirke 21,79 fiktive Personaleinheiten benötigt. Dass sich die Intercepts zwischen den Schularten stark unterscheiden ist im Grunde auf die Tatsache zurückzuführen, dass Hauptschulen tendenziell wesentlich größer sind als Volksschulen. Eine Bereinigung auf die Schulgröße scheint daher auf den ersten Blick zweckmäßig, da allerdings keine Vergleiche zwischen den Schularten, sondern vielmehr Vergleiche zwischen den Bezirken innerhalb einer Schulart angestellt werden, wird der Einfluss der Schulgröße lediglich durch die SchülerInnenzahlen, die im Nullmodell noch keinen Einfluss haben, abgedeckt.

Tabelle 10: Ergebnisse der T- Tests für die fixen Effekte

	<b>Modellkonstante (Intercept)</b>	<b>T-Test</b>
<b>VS</b>	8,23 (0,37)	22,00 (0,000)
<b>HS/NMS</b>	21,79 (0,47)	46,16 (0,000)

Die Standardfehler für die geschätzten Parameter sind in Klammern angegeben.

Für den T-Test sind die p-Werte in Klammern angegeben.

Die Ergebnisse der Wald-Tests in Tabelle 11 bestätigen erneut (vergleiche Tabelle 7), dass sich die Intercepts zwischen den geografischen Clustern, in diesem Modell den Bezirken, signifikant voneinander unterscheiden. Auch die Streuung des fiktiven Personalbedarfs innerhalb der Bezirke ist signifikant, wie sich ebenfalls aus Tabelle 11 ablesen lässt.

Tabelle 11: Ergebnisse der Wald- Tests für die Kovarianzparameter

	<b>Varianzkomp.</b>	<b>Wald-Test</b>	<b>Residuum</b>	<b>Wald-Test</b>
<b>VS</b>	3,26	3,10	19,30	39,55
	(1,05)	(0,002)	(0,49)	(0,000)
<b>HS/NMS</b>	3,71	2,10	61,71	22,71
	(1,77)	(0,036)	(2,72)	(0,000)

Die Standardfehler für die geschätzten Parameter sind in Klammern angegeben.  
Für den Wald-Test sind die p-Werte in Klammern angegeben.

Die Berechnung des ICCs (vergleiche Tabelle 12) zeigt, dass der Anteil der Varianz im fiktiven Personalbedarf der Volksschulen zwischen den Bezirken bei 14% liegt. Hingegen ist das Ausmaß der Streuung im fiktiven Personalbedarf bei Hauptschulen zwischen den Bezirken deutlich geringer. Lediglich 6% der gesamten Streuung geht auf die unterschiedlichen Bezirke zurück.

Tabelle 12: Intraklassenkorrelation für die Bezirke

	<b>Variation</b>		<b>Wert</b>	<b>ICC</b>
<b>VS</b>	Zwischen	Bundesländer-spezifischer Effekt	3,26	0,14
	Innerhalb	Schul-spezifischer Effekt	19,30	
	Gesamt		22,56	
<b>HS/NMS</b>	Zwischen	Bundesländer-spezifischer Effekt	3,71	0,06
	Innerhalb	Schul-spezifischer Effekt	61,71	
	Gesamt		65,42	

Detailliertere Modellergebnisse sind im Anhang in Tabelle A 10 bis Tabelle A 11 zu finden.

#### 4.4.3. Das Single Level (Level 1) Model:

Im Gegensatz zu den Nullmodellen gehen in den Single Level Models erstmals die in Kapitel 4.3.3 spezifizierten Regressoren ein. Allerdings berücksichtigen diese Modelle lediglich die Schulen, nicht aber die Nestung im Bundesland bzw. im Bezirk.

Die Grundlage für die Berechnung des Personalbedarfs anhand empirischer Daten sind die SchülerInnenzahlen. Letztere werden in Relation zu den fiktiven Personaleinheiten gesetzt, indem einfache, lineare Regressionsmodelle gerechnet werden. Die daraus resultierenden Regressionskoeffizienten für die SchülerInnenzahlen soll einerseits eine erste Annäherung an die Erklärung des

Personalbedarfs durch die SchülerInnenzahlen sein und andererseits die Unterschiede zwischen den analysierten Schularten beleuchten. Lassnigg (Dezember 2010) verwendet die „SchülerInnen/LehrerInnen-Relation“ als „abstrakter Index über die verfügbaren relativen Personalressourcen (dieser sagt nicht direkt über den Einsatz dieser Ressourcen etwas aus).“ „Im Schulwesen können die Personalressourcen im Vergleich zu den SchülerInnenzahlen in Form einer SchülerInnen/LehrerInnen-Relation (S/L) dargestellt werden. Im Allgemeinen wird mit einer geringeren Zahl an SchülerInnen pro Lehrperson die Möglichkeit einer verbesserten Betreuung verbunden. Nach heutigen Erkenntnissen ist diese Beziehung jedoch nicht eindeutig, es besteht ein Spielraum bei der Nutzung dieser Ressourcen, so dass eine geringere S/L-Relation auch Ineffizienzen im Personaleinsatz ausdrücken kann. Eine operative Bewertung erfordert daher zusätzlich Informationen. Eine potentielle derartige Information wären die erzielten Leistungen und ihre Streuung (d.h. die Ungleichheit). Diese Information wird erst mit der Erfassung und Auswertung der Bildungsstandards verfügbar sein, die bisherigen internationalen Vergleichsstudien sind nicht geeignet, um Unterschiede nach Bundesländern zu beobachten.“ (Lassnigg, Dezember 2010)

Die SPSS-Syntax zur Spezifikation der Single Level Models lautet wie folgt:

```
*****Single Level (Level 1) Models.
*Einfaches Regressionsmodell für die SchülerInnenzahl.
REGRESSION
  /MISSING LISTWISE
  /STATISTICS COEFF OUTS R ANOVA
  /CRITERIA=PIN(.05) POUT(.10)
  /NOORIGIN
  /DEPENDENT fiktive_Personaleinheiten
  /METHOD=ENTER Schüler_grandmeancentered.

MIXED fiktive_Personaleinheiten WITH Schüler_grandmeancentered
  /FIXED=Schüler_grandmeancentered | SSTYPE(3)
  /METHOD=REML
  /PRINT=G SOLUTION TESTCOV
  /RANDOM=INTERCEPT | COVTYPE(VC).

GGRAPH
  /GRAPHDATASET NAME="graphdataset" VARIABLES=SchülerInnen fiktive_Personaleinheiten SART
```

```

MISSING=LISTWISE REPORTMISSING=NO
/GRAPHSPEC SOURCE=INLINE.
BEGIN GPL
SOURCE: s=userSource(id("graphdataset"))
DATA: SchülerInnen=col(source(s), name("SchülerInnen"))
DATA: fiktive_Personaleinheiten=col(source(s), name("fiktive Personaleinheiten"))
DATA: SART=col(source(s), name("SART"), unit.category())
GUIDE: axis(dim(1), label("Anzahl SchülerInnen"))
GUIDE: axis(dim(2), label("fiktive Personaleinheiten"))
GUIDE: legend(aesthetic(aesthetic.color.exterior), label("Schulart"))
SCALE: cat(aesthetic(aesthetic.color.exterior), include("1", "2", "4"))
ELEMENT: point(position(SchülerInnen*fiktive_Personaleinheiten), color.exterior(SART))
END GPL.

```

Dabei zeigt sich, dass die Slopes zwischen den Schularten deutlich schwanken. Bei den VS werden bei einer Erhöhung der SchülerInnenzahl um 10 SchülerInnen 0,52 Personaleinheiten mehr benötigt, wohingegen bei den HS und PTS auf dieselbe Erhöhung der SchülerInnenzahl 0,88 bzw. 0,9 Personaleinheiten zusätzlich gebraucht werden.<sup>49</sup> Berücksichtigt man die Zentrierung um den Mittelwert, kommen auf eine Volksschule mit durchschnittlich rund 100 (104) SchülerInnen ca. 5, auf eine Hauptschule mit durchschnittlich rund 200 (202) ca. 18 und auf eine Polytechnische Schule mit durchschnittlich rund 90 (91) SchülerInnen ca. 8 fiktive Personaleinheiten. Der Relationenindex fällt damit bei HS und PTS deutlich höher aus als bei VS. Er spiegelt außerdem das Betreuungsverhältnis in den verschiedenen Schularten wider. Die Zahlen aus Schwabe, Radinger, & Sommer-Binder (2011) zeigen für das Schuljahr 2007/08 im Primarschulbereich, dass auf eine Lehrperson 12,9 SchülerInnen entfallen. Für die Volksschulen zeigt sich in den vorliegenden Analysen allerdings eine deutlich höhere SchülerInnenzahl (19,2) je Lehrperson. Dies ist vermutlich darauf zurückzuführen, dass sich die Zahlen für den Primarschulbereich, der auch die betreuungsintensiven Sonderschulen umfasst, nicht mit den Volksschulen vergleichen lässt. Nachfolgende Abbildung zeigt zudem die hohe Korrelation in allen 3 Schularten:

---

<sup>49</sup> Vergleiche Tabelle A 12 bis Tabelle A 14

Abbildung 12: Verhältnis zwischen SchülerInnen und fiktiven Personaleinheiten je Schulart<sup>50</sup>

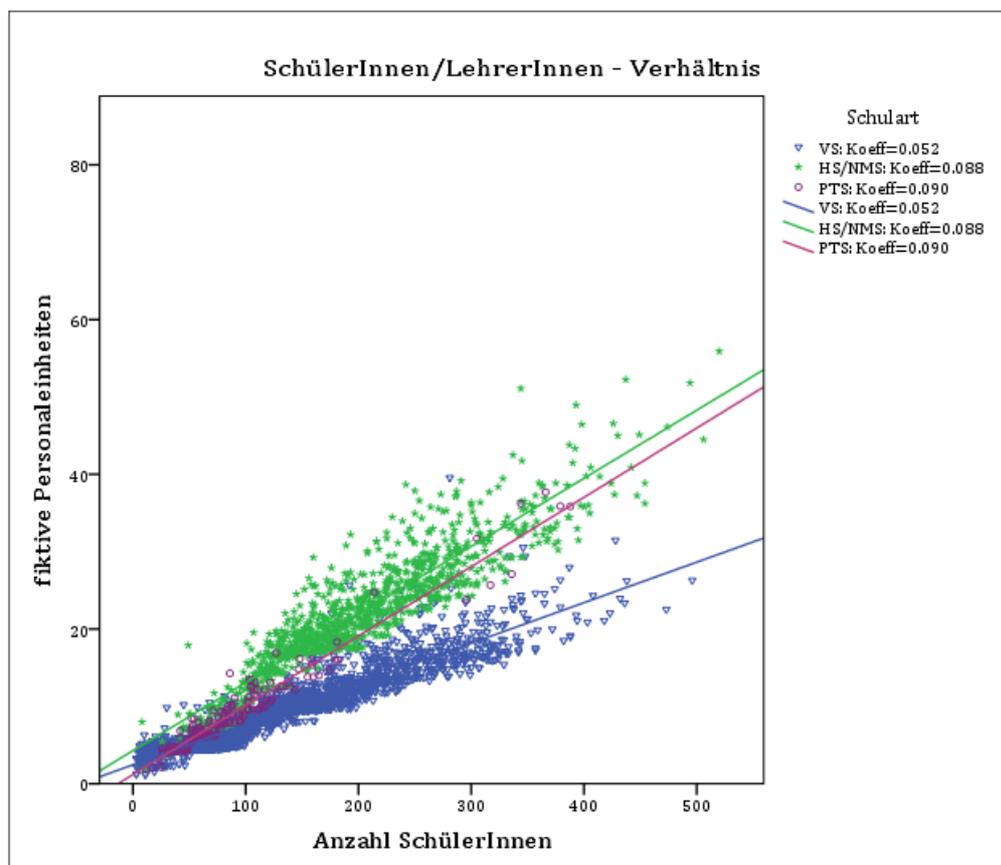


Tabelle 13: Parameterschätzer für die Level 1 Models mit 1 Regressor

<b>Parameterschätzer für das Single Level (Level 1) Model</b>			
	<b>Modellkonstante</b>	<b>Koeffizient für SchülerInnenzahl</b>	<b>T-Test für Koeffizienten</b>
<b>VS</b>	7,88 (0,03)	0,05 (0,00)	160,19 (0,000)
<b>HS/NMS</b>	22,08 (0,10)	0,09 (0,00)	75,38 (0,000)
<b>PTS</b>	9,31 (0,10)	0,09 (0,00)	57,55 (0,000)

Die Standardfehler für die geschätzten Parameter sind in Klammern angegeben. Für den T-Test sind die p-Werte in Klammern angegeben.

Der erwartete Personalbedarf für VS bei ca. 100 SchülerInnen liegt bei 7,9 fiktiven Personaleinheiten. Die erwartete Veränderung des Bedarfs an Lehrpersonen beträgt bei einer Erhöhung der SchülerInnenzahl um 10 SchülerInnen 0,5 Einheiten. Bei HS werden bei durchschnittlich ca. 200

<sup>50</sup> Die hier dargestellten SchülerInnenzahlen sind nicht zentriert um den Gesamtmittelwert, um die Vergleichbarkeit zwischen den unterschiedlichen Schularten zu gewährleisten. In die weiteren Modelle gehen allerdings die um den jeweiligen Gesamt- bzw. Gruppenmittelwert bereinigten SchülerInnenzahlen als Regressoren ein.

SchülerInnen 22,1 fiktive Personaleinheiten eingesetzt, wobei der Personalbedarf bei einer Erhöhung der SchülerInnenzahl um 10 SchülerInnen um 0,9 Einheiten steigt. In PTS werden für durchschnittlich 90 SchülerInnen 9,3 Personaleinheiten gebraucht, die sich je 10 SchülerInnen um 0,9 Einheiten erhöhen.

Tabelle 14: ANOVA für die Level 1 Models mit 1 Regressor

<b>Fehlerquadratsummen aus der ANOVA</b>			
	<b>Regression</b>	<b>Residuen</b>	<b>F-Test für Modelle</b>
<b>VS</b>	59.761	7.343	25.662 (0,000)
<b>HS/NMS</b>	57.842	10.780	5.682 (0,000)
<b>PTS</b>	6.251	328	3.312 (0,00)

Für den F-Test sind die p-Werte in Klammern angegeben.

Das bisher dargestellten Single-Level Models beruhen auf dem Zusammenhang zwischen fiktivem Personalbedarf und der SchülerInnenzahl je Schule und enthalten damit lediglich jeweils einen Regressor. In den erweiterten Single-Level Models sollen nun auch die beiden weiteren verfügbaren Einflussfaktoren berücksichtigt werden. Dies sind zum einen der Anteil der SchülerInnen mit SPF und andererseits der Anteil an SchülerInnen mit NDU.

\*\*\*\*\*Single Level (Level 1) Models.

\*Modell mit 3 Regressoren.

```
MIXED fiktive_Personaleinheiten WITH Schüler_grandmeancentered Anteil_SPF Anteil_NDU
  /FIXED=Schüler_grandmeancentered Anteil_SPF Anteil_NDU | SSTYPE(3)
  /METHOD=REML
  /PRINT=G SOLUTION TESTCOV
  /RANDOM=INTERCEPT | COVTYPE(VC).
```

Als Maßzahl für den Modellfit wird die Devianz herangezogen. Allerdings werden dabei nicht die absoluten Werte, sondern die Veränderung durch Hinzunahme von Regressoren beurteilt. Es handelt sich daher um ein relatives Gütemaß.

Für den Likelihood-Ratio-Test wird die Differenz der Devianzen der genesteten Modelle, die einer Chiquadratverteilung folgt, beurteilt. Die Anzahl der Freiheitsgrade ergibt sich durch die Differenz der geschätzten Parameter und ist in der letzten Spalte von Tabelle 15 angegeben. Der kritische Wert liegt bei einem Signifikanzniveau von 5% bei 5,99. Ist der Chiquadrat-Wert größer als der kritische Wert, liegt ein signifikantes Testergebnis vor.

Tabelle 15: Übersicht Modellfit für die Single Level Models

Übersicht Modellfit		Likelihood-Ratio-Test	
	Devianz für Modell mit 1 Regressor	Devianz für Modell mit 3 Regressoren	
		Differenz	
<b>VS</b>	11.638 (4)	10.699 (6)	939 (2)
<b>HS/NMS</b>	5.485 (4)	4.804 (6)	681 (2)
<b>PTS</b>	623 (4)	478 (6)	145 (2)

Die Anzahl der geschätzten Parameter ist in Klammern angegeben.

Die Erweiterung des einfachen linearen Modells um 2 weitere Regressoren kann durch die Berechnung der Devianzen  $(-2 \cdot \log(L))^{51}$  gerechtfertigt werden. Die Modelle gewinnen dadurch signifikant an Güte.

Sowohl der Einfluss des Anteils an SchülerInnen mit SPF als auch jener des Anteils an SchülerInnen mit NDU auf den Personalbedarf ist positiv (je höher der Anteil, desto höher der Personalbedarf). Der Personalbedarf hängt zwar primär von der SchülerInnenzahl ab, aber auch die Anteile für SPF und NDU zeigen einen signifikanten Effekt. Der Einfluss durch SchülerInnen mit SPF ist dabei größer als jener durch SchülerInnen mit NDU. Steigt der Prozentsatz der SchülerInnen mit SPF um 10 Einheiten, erhöht sich der Personalbedarf bei VS um 1,7, bei HS um 3,7 und bei PTS um 2,5 fiktive Personaleinheiten. Steigt hingegen der Anteil an SchülerInnen mit NDU um 10%, werden in VS um 0,2 in HS um 0,3 und in PTS um 0,1 fiktive Personaleinheiten mehr benötigt. Die Parameterschätzer für die Single Level Models für die unterschiedlichen Schularten sind in Tabelle 16 angegeben. Die zugehörigen T-Tests folgen in Tabelle 17.

---

<sup>51</sup> L ... steht dabei für die ‚restricted Likelihood‘

Tabelle 16: Parameterschätzer für die Level 1 Models mit 3 Regressoren

<b>Parameterschätzer für das Single Level (Level 1) Model</b>				
	<b>Modellkonstante</b>	<b>Koeffizient für SchülerInnenzahl</b>	<b>Koeffizient für SPF</b>	<b>Koeffizient für NDU</b>
<b>VS</b>	7,32 (0,93)	0,05 (0,00)	0,17 (0,01)	0,02 (0,00)
<b>HS/NMS</b>	20,10 (0,10)	0,09 (0,00)	0,37 (0,01)	0,03 (0,00)
<b>PTS</b>	8,27 (0,30)	0,09 (0,00)	0,25 (0,02)	0,01 (0,01)

Die Standardfehler für die geschätzten Parameter sind in Klammern angegeben.

Tabelle 17: T-Tests für die Koeffizienten der Level 1 Models mit 3 Regressoren

<b>Parameterschätzer für das Single Level (Level 1) Model</b>				
	<b>T-Test für Modellkonstante</b>	<b>T-Test für Koeffizienten der SchülerInnenzahl</b>	<b>T-Test für Koeffizienten des Anteils SPF</b>	<b>T-Test für Koeffizienten des Anteils NDU</b>
<b>VS</b>	7,89 (0,000)	146,19 (0,000)	30,99 (0,000)	10,91 (0,000)
<b>HS/NMS</b>	200,83 (0,000)	100,31 (0,000)	26,61 (0,000)	7,93 (0,000)
<b>PTS</b>	27,74 (0,000)	69,52 (0,000)	15,42 (0,000)	2,33 (0,021)

Für den T-Test sind die p-Werte in Klammern angegeben.

Die Single-Level Models berücksichtigten allerdings keine regionale Gliederung und enthalten daher noch konstante Werte für Regressionskoeffizienten  $\beta_0$ ,  $\beta_1$ ,  $\beta_2$  und  $\beta_3$ .

Detailliertere Modellergebnisse sind im Anhang in Tabelle A 12 bis Tabelle A 14 zu finden.

#### 4.4.4. Das 2-Level Model für Schulen genestet im Bundesland:

Die bisherigen Ergebnisse belegen deutlich, dass eine weiterführende Analyse in Form eines mehrstufigen Modells sinnvoll ist. Da theoretisch sowohl der Achsenabschnitt als auch die Steigung der Regressionsgeraden zwischen den Bundesländern unterschiedlich ausfallen könnte, wird die Variante mit den meisten Freiheitsgraden gewählt: ein 2-stufiges Random Intercept Random Slope Model. Zufällige Intercepts erlauben einen unterschiedlichen Personalbedarf je Bundesland für eine durchschnittliche SchülerInnenzahl. Überdies ist durch zufällige Steigungen die Möglichkeit gegeben, dass sich auch der Mehrbedarf an

Personal bei einem Anstieg der SchülerInnenzahl um eine Einheit zwischen den Bundesländern unterscheiden kann. Demnach kann der Zusammenhang zwischen fiktiven Personaleinheiten und der SchülerInnenzahl für die Bundesländer unterschiedlich ausfallen. Der Koeffizient für den Regressor SchülerInnenzahl erhält daher einen zufälligen Term, der sich zwischen den Bundesländern unterscheiden kann. Hingegen wird der Einfluss für die anderen beiden Regressoren über die Bundesländer gleich behandelt. Theoretisch wäre es zwar denkbar, dass die Strategien im Umgang mit den SchülerInnen mit SPF bzw. NDU von Bundesland zu Bundesland unterschiedlich sind, da aber der Einfluss auf den Personalbedarf eher gering ist, wird im Sinne einer Reduktion der zu schätzenden Parametern keine Differenzierung der Regressionskoeffizienten für die unabhängigen Variablen zum Anteil SPF bzw. Anteil NDU zugelassen. Sämtliche eingehenden Regressoren stellen eigentlich Level-1-Prädiktoren dar, die auf die höhere Ebene aggregiert werden und gehen daher zentriert um den Mittelwert des jeweiligen Bundeslands („groupmeancentered“) in die 2-Level Models ein. Die SPSS-Syntax, die ein solches Modell generiert, setzt sich wie folgt zusammen:

```
*****Multi Level (Level 2) Models.
*Level 2 Random Intercept Random Slope Model für die Bundesländer.
MIXED fiktive_Personaleinheiten WITH Schüler_BLmeancentered Anteil_SPF Anteil_NDU
  /FIXED=Schüler_BLmeancentered Anteil_SPF Anteil_NDU | SSTYPE(3)
  /RANDOM=INTERCEPT Schüler_BLmeancentered | SUBJECT(BL) COVTYPE(UN)
  /METHOD=REML
  /PRINT=G SOLUTION TESTCOV
  /SAVE = FIXPRED (fix_pred_BL) PRED (tot_pred_BL) RESID (resid_BL).
```

Ein wesentlicher Unterschied im Vergleich zu den bisherigen Modellen liegt in der Spezifikation der Level-2 Kovarianzmatrix. Da für diese Matrix keine Vorgaben tragend werden sollen, wird der Kovarianztyp mit „UN“ für unstructured angegeben. Ziel ist es, die „zufällige“ Variabilität der Konstante  $\beta_0$  sowie der Steigungen in Bezug auf die SchülerInnenzahl  $\beta_1$  für die Bundesländer zu untersuchen.

Der Modellfit wird erneut anhand der Devianzen beurteilt, die in Tabelle 18 dargestellt werden. Dabei wird das 2-Level Model für die Bundesländer, dem Modell gegenübergestellt, das zwar die Varianzkomponenten für die Bundesländerebene, aber noch keine Regressoren berücksichtigt (Nullmodell).

Tabelle 18: Übersicht Modellfit für die 2- Level Models für die Bundesländer

Übersicht Modellfit Bundesländer		Likelihood-Ratio-Test	
	Devianz für Nullmodell	Devianz für 2-Level Model	
		Differenz	
<b>VS</b>	17.689 (3)	10.635 (8)	7.054 (5)
<b>HS/NMS</b>	7.308 (3)	4.770 (8)	2.539 (5)
<b>PTS</b>	1.045 (3)	494 (8)	551 (5)

Die Anzahl der geschätzten Parameter ist in Klammern angegeben.

Der kritische Wert liegt bei einem Signifikanzniveau von 5% bei 11,07. Es ist daher für die Modelle aller Schularten ersichtlich, dass sich der Modellfit, gemessen an den Devianzen, signifikant verbessert, wenn die Bundesländerebene berücksichtigt wird.

Dass die SchülerInnenzahl zentriert um den Gruppenmittelwert (also zentriert um die durchschnittliche SchülerInnenzahl je Bundesland) eingeht, ist bei der Interpretation der geschätzten Koeffizienten zu beachten.

Die Parameterschätzer für die festen Effekte (vergleiche Tabelle 19) zeigen, dass nicht nur die SchülerInnenzahl, sondern auch der Anteil an SchülerInnen mit SPF und der Anteil an SchülerInnen mit NDU einen signifikanten Einfluss auf den Personalbedarf haben. Der fiktive Personalbedarf steigt sowohl mit einem höheren Anteil an SPF als auch mit einem höheren Anteil an NDU. Steigt der Anteil an SchülerInnen mit SPF um 1%, wirkt sich dies im Umfang von 0,17 (bei VS) bis 0,35 (bei HS) auf die fiktiven VBÄ aus. Der Einfluss des Anteils an SchülerInnen mit Migrationshintergrund ist hingegen deutlich schwächer und erhöht den Personalbedarf je zusätzlicher Einheit um 0,02 (bei VS) bis 0,03 (bei VS) Personaleinheiten. Lediglich bei den Polytechnischen Schulen beeinflusst der Anteil an SchülerInnen mit NDU auf einem 5% Signifikanzniveau den Personalbedarf nicht maßgeblich.

Tabelle 19: Parameterschätzer für die festen Effekte im 2-Level Model für die Bundesländer

<b>Parameterschätzer für die festen Effekte</b>				
	<b>Modellkonstante</b>	<b>SchülerInnenzahl</b>	<b>Anteil SPF</b>	<b>Anteil NDU</b>
<b>VS</b>	7,55 (0,000)	0,05 (0,000)	0,17 (0,000)	0,02 (0,000)
<b>HS/NMS</b>	20,76 (0,000)	0,09 (0,000)	0,35 (0,000)	0,03 (0,000)
<b>PTS</b>	9,88 (0,002)	0,09 (0,000)	0,26 (0,000)	0,01 (0,103)

Die p-Werte für die T-Tests sind in Klammern angegeben.

Die Parameterschätzer für die zufälligen Effekte beschreiben wie stark Achsenabschnitte und Steigungen in den Modellen zwischen den Bundesländern schwanken. Die Streuung des Intercepts liegt laut Tabelle 20 für die VS bei 7,1, für die HS bei 5,5 und für die PTS bei 42,8. Für die Steigung sowie für die Kovarianz zwischen Intercept und Steigung sind keine nennenswerten Schwankungen abzulesen. Demnach variiert der Personalbedarf zwischen den Bundesländern signifikant, wenn die durchschnittliche SchülerInnenzahl je Bundesland berücksichtigt wird. Der Zusammenhang zwischen der durchschnittlichen SchülerInnenzahl je Bundesland und dem Personalbedarf unterscheidet sich auf einem 5%-Signifikanzniveau signifikant zwischen den Bundesländern. Es stellt sich allerdings auch heraus, dass in allen 3 Modellen das Schätzen eines Zufallseffekts für die SchülerInnenzahl nicht sinnvoll ist, sofern die Entscheidung auf einem 5%-Signifikanzniveau basiert. Die Fehlerterme weisen eine Varianz zwischen 0,6 (PTS), 1,7 (HS) und 1,7 (VS) auf.

Tabelle 20: Parameterschätzer für die Zufallseffekte im 2-Level Model für die Bundesländer

<b>Parameterschätzer für die zufälligen Effekte</b>				
	<b>Modellkonstante</b>	<b>Steigung</b>	<b>Kovarianz</b>	<b>Residuen</b>
<b>VS</b>	7,09 (0,046)	0,00 (0,086)	0,00 (0,501)	1,65 (0,000)
<b>HS/NMS</b>	5,50 (0,048)	0,00 (0,076)	0,00 (0,792)	4,85 (0,000)
<b>PTS</b>	42,77 (0,046)	0,00 (0,151)	0,01 (0,737)	0,57 (0,000)

Die p-Werte für die Wald-Z-Tests sind in Klammern angegeben.

Um Aussagen über die Variation zwischen den Bundesländern machen zu können, wird der ICC berechnet. Die nachfolgende Tabelle enthält die ICCs für das 2-Level Model für die Bundesländer:

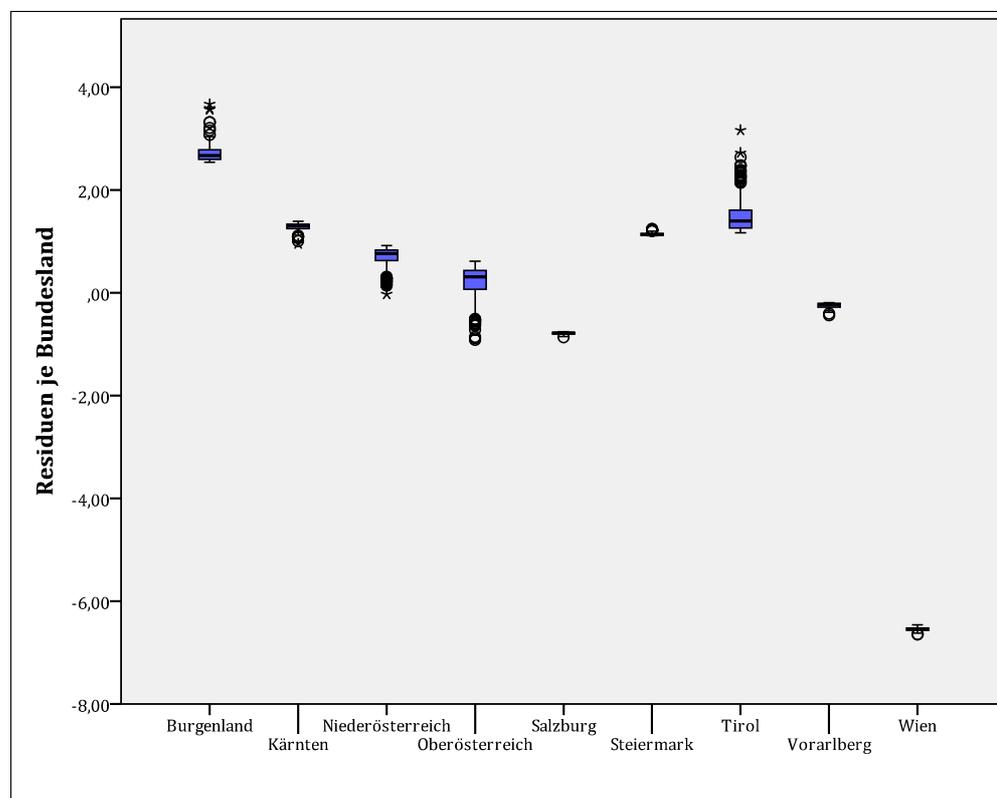
Tabelle 21: Übersicht der Intraklassenkorrelationen

	<b>Variation</b>		<b>Wert</b>	<b>ICC</b>
<b>VS</b>	Zwischen	Bundesländer-spezifischer Effekt	7,09	0,811
	Innerhalb	Schul-spezifischer Effekt	1,65	
	Gesamt		8,74	
<b>HS/NMS</b>	Zwischen	Bundesländer-spezifischer Effekt	5,50	0,531
	Innerhalb	Schul-spezifischer Effekt	4,85	
	Gesamt		10,35	
<b>PTS</b>	Zwischen	Bundesländer-spezifischer Effekt	42,77	0,987
	Innerhalb	Schul-spezifischer Effekt	0,57	
	Gesamt		43,34	

Die Auswertung der ICCs zeigt, dass die bundesländerspezifischen Effekte insbesondere bei den VS und PTS einen außerordentlich hohen Anteil an der Gesamtvarianz ausmachen. Bei den VS sind knapp 20% der Variation auf die einzelnen Schulen zurückzuführen. Hingegen entfällt bei den HS lediglich gut die Hälfte der Streuung auf Zwischen-Gruppen-Varianzen.

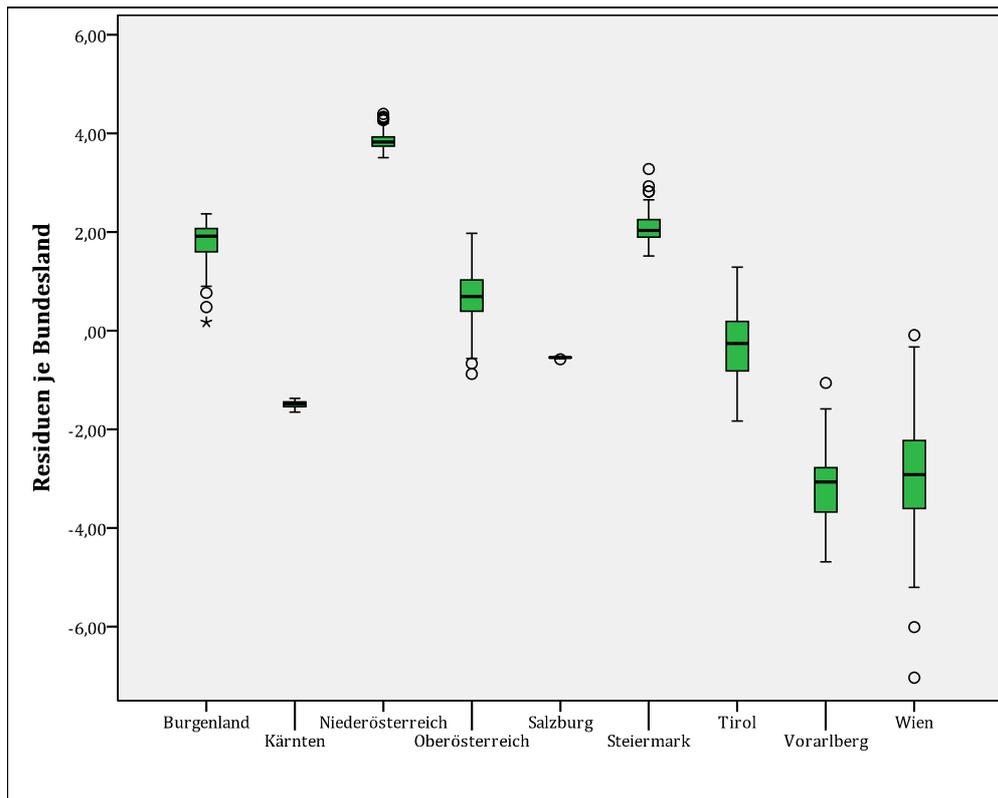
Abschließend erfolgt eine deskriptive Analyse der Residuen in Form von nach den Bundesländern gruppierten Boxplots.

Abbildung 13: Residuenplot für die Volksschulen



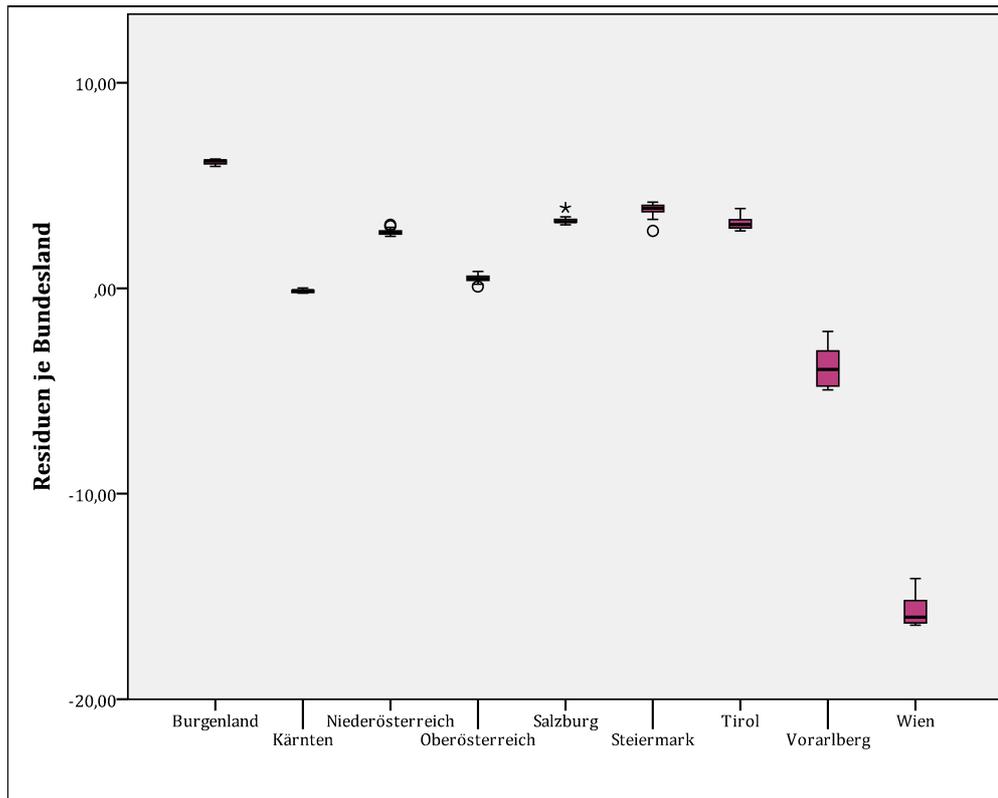
Die Residuen für die Bundesländer zeigen für die Wiener Volksschulen verhältnismäßig stark negative Werte, während im Burgenland, in der Steiermark und in Tirol durchgehend positive Werte zu sehen sind. Der Bundesländereffekt kommt also insbesondere durch die Differenz der genannten Bundesländer zum Vorschein.

Abbildung 14: Residuenplot für die Hauptschulen/Neue Mittelschulen



Für die HS zeigt sich ein deutlich heterogeneres Bild. Die Differenz zwischen dem geschätzten Personalbedarf mit und ohne Einbezug der Bundesländerinformation weist in Vorarlberg und Wien deutlich negativere Werte, in Niederösterreich dagegen durchgehend positive Werte auf. Kennt man also für die Wiener und Vorarlberger Schulen das Bundesland und bezieht die durchschnittliche SchülerInnenzahl je Bundesland in die Schätzung mit ein, reduziert sich der Schätzfehler deutlich.

Abbildung 15: Residuenplot für die Polytechnischen Schulen



Bei den Polytechnischen Schulen ergeben sich die Bundesländereffekte wiederum aus den Differenzen zwischen Burgenländischen und Wiener bzw. Vorarlberger Schulen.

#### 4.4.5. Das 2-Level Model für Schulen genestet im Bezirk:

Die SPSS-Syntax, um ein 2-Level Model für die Bezirke zu schätzen, stellt sich wie folgt dar:

```
*****Multi Level (Level 2) Models.
*Level 2 Random Intercept Random Slope Model für die Bezirke.
MIXED fiktive_Personaleinheiten WITH Schüler_Bezirkmeancentered Anteil_SPF Anteil_NDU
  /FIXED=Schüler_Bezirkmeancentered Anteil_SPF Anteil_NDU | SSTYPE(3)
  /RANDOM=INTERCEPT Schüler_Bezirkmeancentered | SUBJECT(Bezirk) COVTYPE(UN)
  /METHOD=REML
  /PRINT=G SOLUTION TESTCOV
  /SAVE = FIXPRED (fix_pred_Bez) PRED (tot_pred_Bez) RESID (resid_Bez).
```

Wie bereits aus den vorhergehenden Analysen und Modellen ersichtlich, ist eine Modellierung der Polytechnischen Schulen auf Bezirksebene nicht sinnvoll, da für

die knapp 200 PTS in der Datenbasis die Einteilung nach Bezirken zu granular wäre.

Tabelle 22: Übersicht Modellfit für die 2- Level Models für die Bezirke

<b>Übersicht Modellfit Bezirke</b>		<b>Likelihood-Ratio-Test</b>
	<b>Devianz für Nullmodell</b>	<b>Devianz für 2-Level Model</b>
<b>VS</b>	18.364 (3)	10.595 (8)
<b>HS/NMS</b>	7.413 (3)	4.841 (8)
		<b>Differenz</b>
		7.769 (5)
		2.572 (5)

Die Anzahl der geschätzten Parameter ist in Klammern angegeben.

Auf einem Signifikanzniveau von 5% liegt der kritische Wert der Chiquadratverteilung bei 11,07. Demnach ist sowohl für die VS als auch für die HS eine signifikant bessere Modellgüte erreichbar, wenn das 2-Level-Modell dem Nullmodell gegenübergestellt wird.

Tabelle 23: Parameterschätzer für die festen Effekte im 2-Level Model für die Bezirke

<b>Parameterschätzer für die festen Effekte</b>			
	<b>Modellkonstante</b>	<b>SchülerInnenzahl</b>	<b>Anteil SPF</b>
<b>VS</b>	7,70 (0,000)	0,05 (0,000)	0,17 (0,000)
<b>HS/NMS</b>	19,70 (0,000)	0,09 (0,000)	0,36 (0,000)
			<b>Anteil NDU</b>
			0,02 (0,000)
			0,03 (0,000)

Die p-Werte für die T-Tests sind in Klammern angegeben.

Die Parameterschätzer für die festen Effekte zeigen erneut einen signifikanten, positiven Einfluss von SchülerInnenzahl, Anteil SPF und Anteil NDU für die beiden analysierten Schularten und sind jenen aus dem Bundesländer-Modell sehr ähnlich. (vergleiche Tabelle 19)

Tabelle 24: Parameterschätzer für die Zufallseffekte im 2-Level Model für die Bezirke

<b>Parameterschätzer für die zufälligen Effekte</b>			
	<b>Modellkonstante</b>	<b>Steigung</b>	<b>Kovarianz</b>
<b>VS</b>	3,25 (0,001)	0,00 (0,154)	0,00 (0,240)
<b>HS/NMS</b>	5,60 (0,001)	0,00 (0,014)	0,00 (0,499)
			<b>Residuen</b>
			1,70 (0,000)
			4,88 (0,000)

Die p-Werte für die Wald-Z-Tests sind in Klammern angegeben.

Die Schwankung der Intercepts liegt für die VS bei 3,25, für die HS bei 5,6 und damit für die VS deutlich niedriger als im Bundesländer-Modell. Für die Steigung sowie für die Kovarianz zwischen Intercept und Steigung sind erneut keine nennenswerten Schwankungen vorhanden. Werden die durchschnittliche SchülerInnenzahl und der Intercept also als Zufallseffekte modelliert, variiert der

Personalbedarf zwischen den Bezirken signifikant, wenn die durchschnittliche SchülerInnenzahl je Bezirk berücksichtigt wird. Das Schätzen eines Zufallseffekts für die SchülerInnenzahl erweist sich im Bereich der HS als sinnvoll, für die VS allerdings nicht.

Tabelle 25: Übersicht der Intraklassenkorrelationen

	<b>Variation</b>		<b>Wert</b>	<b>ICC</b>
<b>VS</b>	Zwischen	Bezirks-spezifischer Effekt	3,25	0,66
	Innerhalb	Schul-spezifischer Effekt	1,70	
	Gesamt		4,95	
<b>HS/NMS</b>	Zwischen	Bezirks-spezifischer Effekt	5,60	0,53
	Innerhalb	Schul-spezifischer Effekt	4,88	
	Gesamt		10,48	

Betrachtet man den Anteil der Variation zwischen den Bezirken, liegt dieser bei den VS bei zwei Drittel der Gesamtvariation, bei den HS bei gut der Hälfte. Da die Streuung innerhalb der Bezirke bei den VS deutlich geringer ausfällt, ist die Modellierung des Personalbedarfs auf Bezirksebene sinnvoll, da sich der Personalbedarf zwischen den Bezirken deutlich unterscheidet.

# Kapitel 5: Diskussion der Ergebnisse

Die ursprüngliche Intention dieser Arbeit, den Personalbedarf an österreichischen Pflichtschulen sowohl anhand empirischer Daten auch auf Basis von Strukturdaten zu schätzen und diese beiden Methoden gegenüber zu stellen, wurde durch die restriktive Datenweitergabe nicht ermöglicht. Nichtsdestotrotz bleibt diese Fragestellung aber angesichts der anhaltenden Umstrukturierungsforderungen im Bildungswesen weiterhin von Interesse.

Die Wahl der statistischen Methodik zur Modellierung des Personalbedarfs im regionalen Kontext erwies sich als äußerst vorteilhaft. Sowohl die Multi Level Models auf Bundesländerebene als auch die Multi Level Models auf Bezirksebene liefern stabile Ergebnisse und zeigen, dass sich der Personalbedarf durch das Einbeziehen eines Zufallseffekts für die jeweils modellierte geografische Einheit bereits durch die SchülerInnenzahl zufriedenstellend erklären lässt. Auch der Anteil an SchülerInnen mit SPF sowie der Anteil an SchülerInnen mit NDU liefern signifikante Ergebnisse. Sämtliche Regressoren zeigen bereits in den Single Level Models signifikanten Einfluss auf die fiktiven Personaleinheiten, gemessen in VBÄ, die als Zielgröße herangezogen wurden. Allerdings lässt sich anhand der aus den Nullmodellen - das sind jene Modelle, in die noch keine Prädiktoren, wohl aber geografischen Cluster eingehen – berechneten Intraklassenkorrelationen ableiten, dass aufgrund des hohen Anteils der gesamten Streuung im Personalbedarf zwischen den regionalen Einheiten eine Modellierung unter Einbezug einer zweiten Ebene sinnvoll ist. Die Likelihood-Ratio-Tests zeigen, dass eine signifikante Verbesserung des Modelfits erzielt wird, wenn die Nullmodelle den 2-Level Models gegenübergestellt werden, sowohl im Bereich der Bundesländer als auch im Bereich der Bezirke. Für die PTS ist es aufgrund der geringen Anzahl an Schulen im Vergleich zu den Bezirken allerdings nicht möglich die Granularität des Bundesland-Modells auf ein Bezirks-Modell zu erhöhen. Eine Verbesserung der Prognose des Personalbedarfs bei einer Verfeinerung der regionalen Einheiten, also dem Einbezug der Bezirke statt der Bundesländer, ist ohnedies lediglich bei den VS zu erwarten, wenngleich in

geringem Ausmaß. Für die HS liefert das Bezirksmodell keine verbesserte Modellgüte.

Kritisch betrachtet werden muss bei allen Modellen die zugrundeliegende Datenbasis. Die in den empirischen Modellen als Zielgröße fungierenden fiktiven Personaleinheiten, wurden bereits im Planungsmodell auf Basis der SchülerInnenzahlen je Schule geschätzt. Damit ist die SchülerInnenzahl sowohl im Planungsmodell als auch in den empirischen Modellen als Einflussgröße verankert.

Bei der Interpretation der Modellkoeffizienten für den Anteil SPF bzw. den Anteil NDU ist zu berücksichtigen, dass diese Regressoren auf Basis der Zahlen auf Bundesländerebene geschätzt wurden, wodurch große Fluktuation in einzelnen Schulen möglich sind. Der Einfluss auf den Personalbedarf kann dadurch möglicherweise verzerrt werden.

Die Prognose des Personalbedarfs erfolgt auf Basis unterschiedlicher Modelle für die Schularten. Volksschulen, Hauptschulen und Polytechnischen Schulen sind im Bereich der Pflichtschulen wesentlich einfacher zu modellieren als beispielsweise Sonderschulen, die wesentlichen betreuungsintensivere Schulformen darstellen. Nichtsdestotrotz ist für eine vollständige Planung der Personalressourcen für die österreichischen Pflichtschulen auch ein solches Modell einzubeziehen.

Denkbar, allerdings derzeit aufgrund der beschränkten Verfügbarkeit der Daten nicht möglich, wäre auch ein Hinzuziehen einer zeitlichen Komponenten, da die Schulstatistik jährlich zu erheben ist. Mittel eines repeated cross-sectional Designs (Level 3: Bundesland, Level 2: Schuljahr(cross-section) und Level 1: Schulen) könnten somit auch Aussagen zur Veränderung des Personalbedarfs ermöglicht werden. (Reise & Duan, 2003)

Eine Erweiterung der Modelle könnte außerdem dahingehend vorgenommen werden, auch die gegenwärtigen und zukünftigen demografischen Entwicklungen einfließen zu lassen. Mittels des Einbezugs von Bevölkerungsprognosen, wie sie beispielsweise die Statistik Austria zur Verfügung stellt, kann ein maßgeblicher Indikator für die Entwicklung der SchülerInnenzahlen berücksichtigt werden, wodurch die Prognose der notwendigen Personalressourcen ermöglicht werden würde.

Insgesamt wäre eine weniger restriktive Datenweitergabe im Bereich der sensiblen Schulstatistik vor allem auf Seite der Personalaufwände auf vollständig anonymisiertem Niveau wünschenswert und hilfreich in Bezug auf die Entwicklung statistischer Modelle bzw. in weitere Folge auch in Hinblick auf datengestützte Entscheidungen in einem so wichtigen Bereich wie dem Pflichtschulwesen.

# Anhang

Tabelle A 1

## abweichende Teilungszahlen für die Volksschulen

	Gegenstände	Stunden je Schulstufe				Teilungszahlen
Bgld	Werkerziehung	1	1	2	2	20
	Lebende Fremdsprache			1	1	20
	Bewegung und Sport	3	3	2	2	25
Ktn	Werkerziehung	1	1	2	2	20
	Lebende Fremdsprache			1	1	20
	Bewegung und Sport	3	3	2	2	25
NÖ	Werkerziehung	1	1	2	2	20
	Lebende Fremdsprache			1	1	20
	Bewegung und Sport	3	3	2	2	25
OÖ	Werkerziehung	1	1	2	2	20
	Lebende Fremdsprache			1	1	20
	Bewegung und Sport	3	3	2	2	25
Sbg	Werkerziehung	1	1	2	2	20
	Lebende Fremdsprache			1	1	30
	Bewegung und Sport	3	3	2	2	25
Stmk	Werkerziehung	1	1	2	2	20
	Lebende Fremdsprache			1	1	20
	Bewegung und Sport	3	3	2	2	25
T	Werkerziehung	1	1	2	2	20
	Lebende Fremdsprache			1	1	20
	Bewegung und Sport	3	3	2	2	25
Vbg	Werkerziehung	1	1	2	2	16
	Geometrisches Zeichnen	im regulären Stundenplan				14
	Haushalt	nicht relevant				14
	Lebende Fremdsprache			1	1	20
	Bewegung und Sport	3	3	2	2	25
W	Werkerziehung	1	1	2	2	20
	Lebende Fremdsprache			1	1	25
	Bewegung und Sport	3	3	2	2	25

durch Mehrheitsprinzip geschätzte Werte (vgl. Bundesländer)

Tabelle A 2

**abweichende Teilungszahlen für die Hauptschulen (Teil 1)**

	Gegenstände	Stunden je Schulstufe				Teilungszahlen & Leistungsgruppen
Bgl	Deutsch	5	4	4	4	wenn Anz. Klassen < 6: Klassen+1 wenn Anz. Klassen ≥ 6: Klassen+2
	Fremdsprache	4	4	3	3	
	Mathematik	4	4	4	4	
	Werkerziehung	2	1	2	2	20
	Geom. Zeichnen				2	16
	Haushalt		1,5	1,5		16
	Informatik*		insgesamt 2-8			19
Bewegung und Sport	4	3	3	3	Geschlechtertrennung	
Ktn	Deutsch	5	4	4	4	wenn Anz. Klassen < 6: Klassen+1 wenn Anz. Klassen ≥ 6: Klassen+2
	Fremdsprache	4	4	3	3	
	Mathematik	4	4	4	4	
	Werkerziehung	2	1	2	2	20
	Geometrisches Zeichnen				2	16
	Haushalt		1,5	1,5		16
	Informatik*		insgesamt 2-8			19
Bewegung und Sport	4	3	3	3	Geschlechtertrennung	
NÖ	Deutsch	5	4	4	4	wenn Anz. Klassen < 6: Klassen+1 wenn Anz. Klassen ≥ 6: Klassen+2
	Fremdsprache	4	4	3	3	
	Mathematik	4	4	4	4	
	Werkerziehung	2	1	2	2	20
	Geometrisches Zeichnen				2	16
	Haushalt		1,5	1,5		16
	Informatik*		insgesamt 2-8			19
Maschinschreiben		nicht relevant			20	
Bewegung und Sport	4	3	3	3	Geschlechtertrennung	
OÖ	Deutsch	5	4	4	4	wenn Anz. Klassen < 6: Klassen+1 wenn Anz. Klassen ≥ 6: Klassen+2
	Fremdsprache	4	4	3	3	
	Mathematik	4	4	4	4	
	Geometrisches Zeichnen				2	16
	Haushalt		1,5	1,5		16
	Informatik*		insgesamt 2-8			19
	Maschinschreiben		nicht relevant			20
Bewegung und Sport	4	3	3	3	Geschlechtertrennung	
Sbg	Deutsch	5	4	4	4	wenn Anz. Klassen < 6: Klassen+1 wenn Anz. Klassen ≥ 6: Klassen+2
	Fremdsprache	4	4	3	3	
	Mathematik	4	4	4	4	
	Werkerziehung	2	1	2	2	20
	Geometrisches Zeichnen				2	16
	Haushalt		1,5	1,5		16
	Informatik*		2-8			19
Bewegung und Sport	4	3	3	3	Geschlechtertrennung	

\* Freigegegenstand

■ durch Mehrheitsprinzip geschätzte Werte (vgl. Bundesländer)

**abweichende Teilungszahlen für die Hauptschulen (Teil 2)**

	Gegenstände	Stunden je Schulstufe				Teilungszahlen & Leistungsgruppen
Stmk	Deutsch	5	4	4	4	wenn Anz. Klassen < 6: Klassen+1 wenn Anz. Klassen ≥ 6: Klassen+2
	Fremdsprache	4	4	3	3	
	Mathematik	4	4	4	4	
	Werkerziehung	2	1	2	2	20
	Geometrisches Zeichnen				2	16
	Haushalt		1,5	1,5		16
	Informatik*			2-8		19
Bewegung und Sport	4	3	3	3	Geschlechtertrennung	
T	Deutsch	5	4	4	4	wenn Anz. Klassen < 6: Klassen+1 wenn Anz. Klassen ≥ 6: Klassen+2
	Fremdsprache	4	4	3	3	
	Mathematik	4	4	4	4	
	Werkerziehung	2	1	2	2	20
	Geometrisches Zeichnen				2	16
	Haushalt		1,5	1,5		16
	Informatik*			2-8		19
Bewegung und Sport	4	3	3	3	Geschlechtertrennung	
Vbg	Deutsch	5	4	4	4	wenn Anz. Klassen < 6: Klassen+1 wenn Anz. Klassen ≥ 6: Klassen+2
	Fremdsprache	4	4	3	3	
	Mathematik	4	4	4	4	
	Werkerziehung	2	1	2	2	20
	Geometrisches Zeichnen				2	16
	Haushalt		1,5	1,5		16
	Informatik*			2-8		19
Maschinschreiben					20	
W	Deutsch	5	4	4	4	wenn Anz. Klassen < 6: Klassen+1 wenn Anz. Klassen ≥ 6: Klassen+2
	Fremdsprache	4	4	3	3	
	Mathematik	4	4	4	4	
	Werkerziehung	2	1	2	2	20
	Geometrisches Zeichnen				2	16
	Haushalt		1,5	1,5		16
	Informatik*			2-8		19
Bewegung und Sport	4	3	3	3	Geschlechtertrennung	

\* Freigegegenstand

■ durch Mehrheitsprinzip geschätzte Werte (vgl. Bundesländer)

Tabelle A 3

**abweichende Teilungszahlen für die PTS (Teil 1)**

	Gegenstände	Stunden	Teilungszahlen
Bgld	Deutsch	3	wenn Anz. Klassen < 6: Klassen+1
	Fremdsprache	3	wenn Anz. Klassen ≥ 6: Klassen+2
	Mathematik	3	wenn Anz. Klassen ≥ 11: Klassen+3
	Werkerziehung*	2	20
	Haushalt	4	16
	Informatik*	2	19
	Maschinschreiben	n.rel.	25
	Bewegung und Sport	2	Geschlechtertrennung
Ktn	Deutsch	3	wenn Anz. Klassen < 6: Klassen+1
	Fremdsprache	3	wenn Anz. Klassen ≥ 6: Klassen+2
	Mathematik	3	wenn Anz. Klassen ≥ 11: Klassen+3
	Werkerziehung*	2	20
	Haushalt	4	16
	Informatik*	2	19
	Maschinschreiben	n.rel.	25
	Bewegung und Sport	2	Geschlechtertrennung
NÖ	Deutsch	3	wenn Anz. Klassen < 6: Klassen+1
	Fremdsprache	3	wenn Anz. Klassen ≥ 6: Klassen+2
	Mathematik	3	wenn Anz. Klassen ≥ 11: Klassen+3
	Werkerziehung*	2	20
	Haushalt	4	16
	Informatik*	2	19
	Maschinschreiben	n.rel.	25
	Bewegung und Sport	2	Geschlechtertrennung
OÖ	Deutsch	3	wenn Anz. Klassen < 6: Klassen+1
	Fremdsprache	3	wenn Anz. Klassen ≥ 6: Klassen+2
	Mathematik	3	wenn Anz. Klassen ≥ 11: Klassen+3
	Werkerziehung*	2	20
	Haushalt	4	16
	Informatik*	2	19
	Maschinschreiben	n.rel.	25
	Bewegung und Sport	2	Geschlechtertrennung
Sbg	Deutsch	3	wenn Anz. Klassen < 6: Klassen+1
	Fremdsprache	3	wenn Anz. Klassen ≥ 6: Klassen+2
	Mathematik	3	wenn Anz. Klassen ≥ 11: Klassen+3
	Werkerziehung*	2	20
	Haushalt	4	16
	Informatik*	2	19
	Maschinschreiben	n.rel.	25
	Bewegung und Sport	2	Geschlechtertrennung

\* Freigegegenstand

■ durch Mehrheitsprinzip geschätzte Werte (vgl. mit allen Bundesländern)

**abweichende Teilungszahlen für die PTS (Teil 2)**

	Gegenstände	Stunden	Teilungszahlen
Stmk	Deutsch	3	wenn Anz. Klassen < 6: Klassen+1
	Fremdsprache	3	wenn Anz. Klassen ≥ 6: Klassen+2
	Mathematik	3	wenn Anz. Klassen ≥ 11: Klassen+3
	Werkerziehung*	2	20
	Haushalt	4	16
	Informatik*	2	19
	Maschinschreiben	n.rel.	25
	Bewegung und Sport	2	Geschlechtertrennung
T	Deutsch	3	wenn Anz. Klassen < 6: Klassen+1
	Fremdsprache	3	wenn Anz. Klassen ≥ 6: Klassen+2
	Mathematik	3	wenn Anz. Klassen ≥ 11: Klassen+3
	Werkerziehung*	2	20
	Haushalt	4	16
	Informatik*	2	19
	Maschinschreiben	n.rel.	25
	Bewegung und Sport	2	Geschlechtertrennung
Vbg	Deutsch	3	wenn Anz. Klassen < 6: Klassen+1
	Fremdsprache	3	wenn Anz. Klassen ≥ 6: Klassen+2
	Mathematik	3	wenn Anz. Klassen ≥ 11: Klassen+3
	Werkerziehung*	2	20
	Haushalt	4	16
	Informatik*	2	19
	Maschinschreiben	n.rel.	25
	Bewegung und Sport	2	
W	Deutsch	3	wenn Anz. Klassen < 6: Klassen+1
	Fremdsprache	3	wenn Anz. Klassen ≥ 6: Klassen+2
	Mathematik	3	wenn Anz. Klassen ≥ 11: Klassen+3
	Werkerziehung*	2	20
	Haushalt	4	16
	Informatik*	2	19
	Maschinschreiben	n.rel.	25
	Bewegung und Sport	2	25, Geschlechtertrennung

\* Freigegegenstand

■ durch Mehrheitsprinzip geschätzte Werte (vgl. mit allen Bundesländern)

Tabelle A 4

Bundes- land	Schul- art	Anzahl Schulen	Anzahl fiktiver Klassen	Anzahl tatsächl. Klassen	Abweichung	
					absolut	in %
<b>Bgld</b>	VS	190	855	618	237	27,7%
	HS/NMS	69	377	388	-11	-2,9%
	PTS	12	25	26	-1	-4,0%
<b>Ktn</b>	VS	259	1.384	1.358	26	1,9%
	HS/NMS	95	727	770	-43	-5,9%
	PTS	8	40	40	0	0,0%
<b>Nö</b>	VS	636	3.757	3.432	325	8,7%
	HS/NMS	311	2.202	2.236	-34	-1,5%
	PTS	62	178	180	-2	-1,1%
<b>Oö</b>	VS	582	3.638	3.340	298	8,2%
	HS/NMS	266	2.297	2.320	-23	-1,0%
	PTS	55	198	201	-3	-1,5%
<b>Sbg</b>	VS	186	1.341	1.200	141	10,5%
	HS/NMS	85	765	786	-21	-2,7%
	PTS	19	69	64	5	7,2%
<b>Stmk</b>	VS	522	2.872	2.490	382	13,3%
	HS/NMS	213	1.456	1.613	-157	-10,8%
	PTS	49	126	125	1	0,8%
<b>T</b>	VS	392	2.121	1.644	477	22,5%
	HS/NMS	117	1.116	1.160	-44	-3,9%
	PTS	32	106	105	1	0,9%
<b>Vbg</b>	VS	165	1.111	950	161	14,5%
	HS/NMS	106	619	651	-32	-5,2%
	PTS	10	60	67	-7	-11,7%
<b>W</b>	VS	264	2.850	2.845	5	0,2%
	HS/NMS	147	1.293	1.354	-61	-4,7%
	PTS	11	127	132	-5	-3,9%

Tabelle A 5

Bundesland	Schulart	Anzahl Schulen aus Modell	Anzahl fiktiver Klassen	Anzahl fiktiver Unterrichtsstunden
<b>Bgld</b>	VS	190	855	19.703
	HS/NMS	37	338	13.604
	PTS	8	19	767
<b>Ktn</b>	VS	257	1.380	31.974
	HS/NMS	70	721	29.219
	PTS	8	40	1.550
<b>Nö</b>	VS	632	3.757	87.529
	HS/NMS	237	1.953	79.246
	PTS	36	133	5.226
<b>Oö</b>	VS	574	3.628	84.602
	HS/NMS	212	2.032	83.097
	PTS	29	134	5.327
<b>Sbg</b>	VS	184	1.336	30.876
	HS/NMS	71	740	30.126
	PTS	17	65	2.303
<b>Stmk</b>	VS	516	2.868	66.691
	HS/NMS	159	1.415	57.896
	PTS	32	100	3.935
<b>T</b>	VS	388	2.121	48.787
	HS/NMS	105	1.092	44.236
	PTS	30	102	4.045
<b>Vbg</b>	VS	161	1.111	25.980
	HS/NMS	52	605	24.443
	PTS	8	57	2.213
<b>W</b>	VS	253	2.850	69.739
	HS/NMS	118	1.291	54.182
	PTS	8	99	3.626

Die Anzahl der Schulen reduziert sich aufgrund des Ausschließens jener Schulen, die mehrere Schularten führen.

Tabelle A 6

Bundes- land	Schul- art	Anzahl Schulen aus Modell	Fiktiver Personal- bedarf	VZÄ	Abweichung	
					absolut	in %
<b>Bgld</b>	VS	190	1.018	893	125	14,0%
	HS/NMS	37	791	936	-144	-15,4%
	PTS	8	56	70	-14	-19,6%
<b>Ktn</b>	VS	257	1.744	2.030	-286	-14,1%
	HS/NMS	70	1.729	1.926	-196	-10,2%
	PTS	8	93	114	-21	-18,2%
<b>Nö</b>	VS	632	4.594	4.929	-335	-6,8%
	HS/NMS	237	4.296	5.108	-812	-15,9%
	PTS	36	287	449	-162	-36,1%
<b>Oö</b>	VS	574	4.555	4.893	-338	-6,9%
	HS/NMS	212	4.723	5.515	-793	-14,4%
	PTS	29	314	506	-192	-38,0%
<b>Sbg</b>	VS	184	1.621	1.703	-83	-4,8%
	HS/NMS	71	1.665	1.853	-189	-10,2%
	PTS	17	126	167	-41	-24,6%
<b>Stmk</b>	VS	516	3.568	3.564	4	0,1%
	HS/NMS	159	3.274	3.793	-519	-13,7%
	PTS	32	224	288	-65	-22,4%
<b>T</b>	VS	388	2.479	2.354	125	5,3%
	HS/NMS	105	2.312	2.645	-333	-12,6%
	PTS	30	209	258	-49	-18,9%
<b>Vbg</b>	VS	161	1.372	1.438	-66	-4,6%
	HS/NMS	52	1.334	1.405	-72	-5,1%
	PTS	8	111	120	-9	-7,6%
<b>W</b>	VS	253	3.898	4.749	-851	-17,9%
	HS/NMS	118	3.300	3.229	71	2,2%
	PTS	8	220	254	-34	-13,5%

Tabelle A 7: Nullmodell für die Volksschulen (Schule – Bundesland)

<b>Informationskriterien</b>	
Eingeschränkte -2 Log Likelihood	17688,501
Akaike-Informationskriterium (AIC)	17692,501
Hurvich und Tsai (IC)	17692,505
Bozdogan-Kriterium (CAIC)	17706,614
<b>Bayes-Kriterium von Schwarz (BIC)</b>	<b>17704,614</b>

Die Informationskriterien werden in kleinstmöglichen Formen angezeigt.

<b>Tests auf feste Effekte, Typ III<sup>a,b</sup></b>				
Quelle	Zähler- Freiheitsgrade	Nenner- Freiheitsgrade	F-Wert	Signifikanz
Konstanter Term	1	7,989	70,138	,000

a. Schulart = VS

b. Abhängige Variable: fiktive\_Personaleinheiten.

<b>Schätzungen fester Parameter<sup>a,b</sup></b>							
Parameter	Schätzung	Standardfehler	Freiheitsgrade	T-Statistik	Signifikanz	Konfidenzintervall 95%	
						Untergrenze	Obergrenze
Konstanter Term	8,152843	,973495	7,989	8,375	,000	5,907432	10,398254

a. Schulart = VS

b. Abhängige Variable: fiktive\_Personaleinheiten.

<b>Schätzungen von Kovarianzparametern<sup>a,b</sup></b>							
Parameter	Schätzung	Std.-Fehler	Wald Z	Sig.	Konfidenzintervall 95%		
					Untergrenze	Obergrenze	
Residuum		15,719176	,396338	39,661	,000	14,961249	16,515499
Konstanter Term [Subjekt = BL]	Varianz	8,472379	4,267456	1,985	,047	3,156918	22,737747

a. Schulart = VS

b. Abhängige Variable: fiktive\_Personaleinheiten.

Tabelle A 8: Nullmodell für die Hauptschulen/Neuen Mittelschulen (Schule – Bundesland)

Informationskriterien	
Eingeschränkte -2 Log Likelihood	7308,448
Akaïke-Informationskriterium (AIC)	7312,448
Hurvich und Tsai (IC)	7312,459
Bozdogan-Kriterium (CAIC)	7324,380
Bayes-Kriterium von Schwarz (BIC)	7322,380

Die Informationskriterien werden in kleinstmöglichen Formen angezeigt.

Tests auf feste Effekte, Typ III <sup>a,b</sup>				
Quelle	Zähler- Freiheitsgrade	Nenner- Freiheitsgrade	F-Wert	Signifikanz
Konstanter Term	1	8,287	530,874	,000

a. Schulart = HS/NMS

b. Abhängige Variable: fiktive\_Personaleinheiten.

Schätzungen fester Parameter <sup>a,b</sup>							
Parameter	Schätzung	Standardfehler	Freiheitsgrade	T-Statistik	Signifikanz	Konfidenzintervall 95%	
						Untergrenze	Obergrenze
Konstanter Term	22,874750	,992797	8,287	23,041	,000	20,599064	25,150436

a. Schulart = HS/NMS

b. Abhängige Variable: fiktive\_Personaleinheiten.

Schätzungen von Kovarianzparametern <sup>a,b</sup>							
Parameter	Schätzung	Std.-Fehler	Wald Z	Sig.	Konfidenzintervall 95%		
					Untergrenze	Obergrenze	
Residuum	56,243721	2,451982	22,938	,000	51,637516	61,260810	
Konstanter Term [Subjekt = BL]	Varianz	8,214090	4,349863	1,888	,059	2,909351	23,191176

a. Schulart = HS/NMS

b. Abhängige Variable: fiktive\_Personaleinheiten.

Tabelle A 9: Nullmodell für die Polytechnischen Schulen (Schule – Bundesland)

Informationskriterien	
Eingeschränkte -2 Log Likelihood	1045,261
Akaike-Informationskriterium (AIC)	1049,261
Hurvich und Tsai (IC)	1049,331
Bozdogan-Kriterium (CAIC)	1057,591
Bayes-Kriterium von Schwarz (BIC)	1055,591

Die Informationskriterien werden in kleinstmöglichen Formen angezeigt.

Tests auf feste Effekte, Typ III <sup>a,b</sup>				
Quelle	Zähler-Freiheitsgrade	Nenner-Freiheitsgrade	F-Wert	Signifikanz
Konstanter Term	1	7,747	25,979	,001

a. Schulart = PTS

b. Abhängige Variable: fiktive\_Personaleinheiten.

Schätzungen fester Parameter <sup>a,b</sup>							
Parameter	Schätzung	Standardfehler	Freiheitsgrade	T-Statistik	Signifikanz	Konfidenzintervall 95%	
						Untergrenze	Obergrenze
Konstanter Term	11,057036	2,169353	7,747	5,097	,001	6,025937	16,088135

a. Schulart = PTS

b. Abhängige Variable: fiktive\_Personaleinheiten.

Schätzungen von Kovarianzparametern <sup>a,b</sup>							
Parameter		Schätzung	Std.-Fehler	Wald Z	Sig.	Konfidenzintervall 95%	
						Untergrenze	Obergrenze
Residuum		18,974445	2,078048	9,131	,000	15,309006	23,517502
Konstanter Term [Subjekt =	Varianz	40,925985	21,513379	1,902	,057	14,606691	114,669108
BL]							

a. Schulart = PTS

b. Abhängige Variable: fiktive\_Personaleinheiten.

Tabelle A 10: Nullmodell für die Volksschulen (Schule – Bezirk)

Informationskriterien	
Eingeschränkte -2 Log Likelihood	18363,866
Akaïke-Informationskriterium (AIC)	18367,866
Hurvich und Tsai (IC)	18367,870
Bozdogan-Kriterium (CAIC)	18381,979
Bayes-Kriterium von Schwarz (BIC)	18379,979

Die Informationskriterien werden in kleinstmöglichen Formen angezeigt.

Tests auf feste Effekte, Typ III <sup>a</sup>				
Quelle	Zähler- Freiheitsgrade	Nenner- Freiheitsgrade	F-Wert	Signifikanz
Konstanter Term	1	22,028	483,991	,000

a. Abhängige Variable: fiktive\_Personaleinheiten.

Schätzungen fester Parameter <sup>a</sup>							
Parameter	Schätzung	Standardfehler	Freiheitsgrade	T-Statistik	Signifikanz	Konfidenzintervall 95%	
						Untergrenze	Obergrenze
Konstanter Term	8,232122	,374191	22,028	22,000	,000	7,456154	9,008090

a. Abhängige Variable: fiktive\_Personaleinheiten.

Schätzungen von Kovarianzparametern <sup>a</sup>							
Parameter	Schätzung	Std.-Fehler	Wald Z	Sig.	Konfidenzintervall 95%		
					Untergrenze	Obergrenze	
Residuum		19,295405	,487907	39,547	,000	18,362436	20,275778
Konstanter Term [Subjekt = Bezirk]	Varianz	3,264824	1,052317	3,103	,002	1,735804	6,140714

a. Abhängige Variable: fiktive\_Personaleinheiten.

Kovarianzstruktur mit zufälligen Effekten (G) <sup>a</sup>	
Konstanter Term	
Bezirk	
Konstanter Term   Bezirk	3,264824

Varianz-Komponenten

a. Abhängige Variable: fiktive\_Personaleinheiten.

Tabelle A 11: Nullmodell für die Hauptschulen/Neuen Mittelschulen (Schule – Bezirk)

<b>Informationskriterien</b>	
Eingeschränkte -2 Log Likelihood	7413,157
Akaike-Informationskriterium (AIC)	7417,157
Hurvich und Tsai (IC)	7417,169
Bozdogan-Kriterium (CAIC)	7429,089
Bayes-Kriterium von Schwarz (BIC)	7427,089

Die Informationskriterien werden in kleinstmöglichen Formen angezeigt.

<b>Tests auf feste Effekte, Typ III<sup>a</sup></b>				
Quelle	Zähler- Freiheitsgrade	Nenner- Freiheitsgrade	F-Wert	Signifikanz
Konstanter Term	1	18,389	2130,275	,000

a. Abhängige Variable: fiktive\_Personaleinheiten.

<b>Schätzungen fester Parameter<sup>a</sup></b>							
Parameter	Schätzung	Standardfehler	Freiheitsgrade	T-Statistik	Signifikanz	Konfidenzintervall 95%	
						Untergrenze	Obergrenze
Konstanter Term	21,793126	,472174	18,389	46,155	,000	20,802627	22,783626

a. Abhängige Variable: fiktive\_Personaleinheiten.

<b>Schätzungen von Kovarianzparametern<sup>a</sup></b>							
Parameter		Schätzung	Std.-Fehler	Wald Z	Sig.	Konfidenzintervall 95%	
						Untergrenze	Obergrenze
Residuum		61,714944	2,717848	22,707	,000	56,611479	67,278481
Konstanter Term [Subjekt =	Varianz	3,708771	1,769208	2,096	,036	1,456057	9,446731
Bezirk]							

a. Abhängige Variable: fiktive\_Personaleinheiten.

<b>Kovarianzstruktur mit zufälligen Effekten (G)<sup>a</sup></b>	
Konstanter Term	
Bezirk	
Konstanter Term   Bezirk	3,708771

Varianz-Komponenten

a. Abhängige Variable: fiktive\_Personaleinheiten.

Tabelle A 12: Einfache, lineare Regression für die Volksschulen

<b>Modellzusammenfassung</b>				
Modell	R	R-Quadrat	Korrigiertes R- Quadrat	Standardfehler des Schätzers
1	,944 <sup>a</sup>	,891	,891	1,526030

a. Einflußvariablen : (Konstante), Anzahl SchülerInnen

<b>ANOVA<sup>b</sup></b>						
Modell		Quadratsumme	df	Mittel der Quadrate	F	Sig.
1	Regression	59760,538	1	59760,538	25661,868	,000 <sup>a</sup>
	Nicht standardisierte Residuen	7342,606	3153	2,329		
	Gesamt	67103,144	3154			

a. Einflußvariablen : (Konstante), Anzahl SchülerInnen

b. Abhängige Variable: fiktive\_Personaleinheiten

<b>Koeffizienten<sup>a</sup></b>						
Modell		Nicht standardisierte Koeffizienten		Standardisierte Koeffizienten		Sig.
		Regressionskoeffizient	Standardfehler	Beta	T	
1	(Konstante)	2,452	,043		56,486	,000
	Anzahl SchülerInnen	,052	,000	,944	160,193	,000

a. Abhängige Variable: fiktive\_Personaleinheiten

Tabelle A 13: Einfache, lineare Regression für die Hauptschulen/Neue Mittelschulen

<b>Modellzusammenfassung</b>				
Modell	R	R-Quadrat	Korrigiertes R-	Standardfehler des
			Quadrat	Schätzers
1	,918 <sup>a</sup>	,843	,843	3,190506

a. Einflußvariablen : (Konstante), Anzahl SchülerInnen

<b>ANOVA<sup>b</sup></b>						
Modell		Quadratsumme	df	Mittel der Quadrate	F	Sig.
1	Regression	57842,495	1	57842,495	5682,347	,000 <sup>a</sup>
	Nicht standardisierte Residuen	10779,911	1059	10,179		
	Gesamt	68622,406	1060			

a. Einflußvariablen : (Konstante), Anzahl SchülerInnen

b. Abhängige Variable: fiktive\_Personaleinheiten

<b>Koeffizienten<sup>a</sup></b>						
Modell	Regressionskoeffizient	Nicht standardisierte Koeffizienten		Standardisierte Koeffizienten		
		ntB	Standardfehler	Beta	T	
1	(Konstante)	4,271	,256		16,705	,000
	Anzahl SchülerInnen	,088	,001	,918	75,381	,000

a. Abhängige Variable: fiktive\_Personaleinheiten

Tabelle A 14: Einfache, lineare Regression für die Polytechnischen Schulen

<b>Modellzusammenfassung</b>				
Modell	R	R-Quadrat	Korrigiertes R- Quadrat	Standardfehler des Schätzers
1	,975 <sup>a</sup>	,950	,950	1,373687

a. Einflußvariablen : (Konstante), Anzahl SchülerInnen

<b>ANOVA<sup>b</sup></b>						
Modell		Quadratsumme	df	Mittel der Quadrate	F	Sig.
1	Regression	6250,613	1	6250,613	3312,432	,000 <sup>a</sup>
	Nicht standardisierte Residuen	328,341	174	1,887		
	Gesamt	6578,954	175			

a. Einflußvariablen : (Konstante), Anzahl SchülerInnen

b. Abhängige Variable: fiktive\_Personaleinheiten

<b>Koeffizienten<sup>a</sup></b>						
Modell		Nicht standardisierte Koeffizienten		Standardisierte Koeffizienten		Sig.
		ntB	Standardfehler	Beta	T	
1	(Konstante)	1,186	,175		6,769	,000
	Anzahl SchülerInnen	,090	,002	,975	57,554	,000

a. Abhängige Variable: fiktive\_Personaleinheiten

Tabelle A 15: Single Level Model für die Volksschulen

Informationskriterien	
Eingeschränkte -2 Log Likelihood	10699,376
Akaike-Informationskriterium (AIC)	10703,376
Hurvich und Tsai (IC)	10703,380
Bozdogan-Kriterium (CAIC)	10717,487
Bayes-Kriterium von Schwarz (BIC)	10715,487

Die Informationskriterien werden in kleinstmöglichen Formen angezeigt.

Tests auf feste Effekte, Typ III <sup>a</sup>				
Quelle	Zähler- Freiheitsgrade	Nenner- Freiheitsgrade	F-Wert	Signifikanz
Konstanter Term	1	,000	62,273	,000
Schüler_grandmeancentered	1	3151	21371,233	,000
Anteil_SPF	1	3151	960,188	,000
Anteil_NDU	1	3151	119,054	,000

a. Abhängige Variable: fiktive\_Personaleinheiten.

Schätzungen fester Parameter <sup>a</sup>							
Parameter	Schätzung	Standardfehler	Freiheitsgrade	T-Statistik	Signifikanz	Konfidenzintervall 95%	
						Untergrenze	Obergrenze
Konstanter Term	7,321063	,927739	,000	7,891	,000	4,921943	9,720182
Schüler_grandmeancentered	,049823	,000341	3151	146,189	,000	,049155	,050491
Anteil_SPF	,167910	,005419	3151	30,987	,000	,157285	,178534
Anteil_NDU	,015406	,001412	3151	10,911	,000	,012638	,018175

a. Abhängige Variable: fiktive\_Personaleinheiten.

Tabelle A 16: Single Level Model für die Hauptschulen/Neue Mittelschulen

<b>Informationskriterien</b>	
Eingeschränkte -2 Log Likelihood	4803,953
Akaike-Informationskriterium (AIC)	4807,953
Hurvich und Tsai (IC)	4807,964
Bozdogan-Kriterium (CAIC)	4819,879
Bayes-Kriterium von Schwarz (BIC)	4817,879

Die Informationskriterien werden in kleinstmöglichen Formen angezeigt.

<b>Tests auf feste Effekte, Typ III<sup>a</sup></b>				
Quelle	Zähler- Freiheitsgrade	Nenner- Freiheitsgrade	F-Wert	Signifikanz
Konstanter Term	1	1057	40331,056	,000
Schüler_grandmeancentered	1	1057	10061,847	,000
Anteil_SPF	1	1057	708,168	,000
Anteil_NDU	1	1057	62,908	,000

a. Abhängige Variable: fiktive\_Personaleinheiten.

<b>Schätzungen fester Parameter<sup>a</sup></b>							
Parameter	Schätzung	Standardfehler	Freiheitsgrade	T-Statistik	Signifikanz	Konfidenzintervall 95%	
						Untergrenze	Obergrenze
Konstanter Term	20,104963	,100111	1057	200,826	,000	19,908523	20,301402
Schüler_grandmeancentered	,086725	,000865	1057	100,309	,000	,085029	,088422
Anteil_SPF	,366235	,013762	1057	26,611	,000	,339230	,393239
Anteil_NDU	,025495	,003214	1057	7,931	,000	,019187	,031802

a. Abhängige Variable: fiktive\_Personaleinheiten.

Tabelle A 17: Single Level Model für die Polytechnischen Schulen

<b>Informationskriterien</b>	
Eingeschränkte -2 Log Likelihood	478,268
Akaike-Informationskriterium (AIC)	482,268
Hurvich und Tsai (IC)	482,339
Bozdogan-Kriterium (CAIC)	490,563
Bayes-Kriterium von Schwarz (BIC)	488,563

Die Informationskriterien werden in kleinstmöglichen Formen angezeigt.

<b>Tests auf feste Effekte, Typ III<sup>a</sup></b>				
Quelle	Zähler- Freiheitsgrade	Nenner- Freiheitsgrade	F-Wert	Signifikanz
Konstanter Term	1	7857,610	769,503	,000
Schüler_grandmeancentered	1	172,000	4833,654	,000
Anteil_SPF	1	172,000	237,726	,000
Anteil_NDU	1	172,000	5,417	,021

a. Abhängige Variable: fiktive\_Personaleinheiten.

<b>Schätzungen fester Parameter<sup>a</sup></b>							
Parameter	Schätzung	Standardfehler	Freiheitsgrade	T-Statistik	Signifikanz	Konfidenzintervall 95%	
						Untergrenze	Obergrenze
Konstanter Term	8,270629	,298149	7857,610	27,740	,000	7,686178	8,855081
Schüler_grandmeancentered	,086967	,001251	172,000	69,524	,000	,084498	,089436
Anteil_SPF	,245935	,015951	172,000	15,418	,000	,214451	,277420
Anteil_NDU	,011811	,005075	172,000	2,327	,021	,001794	,021829

a. Abhängige Variable: fiktive\_Personaleinheiten.

Tabelle A 18: 2-Level Model für die Volksschulen (Schule – Bundesland)

Informationskriterien	
Eingeschränkte -2 Log Likelihood	10595,350
Akaïke-Informationskriterium (AIC)	10603,350
Hurvich und Tsai (IC)	10603,363
Bozdogan-Kriterium (CAIC)	10631,572
Bayes-Kriterium von Schwarz (BIC)	10627,572

Die Informationskriterien werden in kleinstmöglichen Formen angezeigt.

Tests auf feste Effekte, Typ III <sup>a</sup>				
Quelle	Zähler- Freiheitsgrade	Nenner- Freiheitsgrade	F-Wert	Signifikanz
Konstanter Term	1	9,396	8860,945	,000
Schüler_grandmeancentered	1	7,984	2386,128	,000
Anteil_SPF	1	3143,509	973,185	,000
Anteil_NDU	1	1245,568	104,995	,000

a. Abhängige Variable: fiktive\_Personaleinheiten.

Schätzungen fester Parameter <sup>a</sup>							
Parameter	Schätzung	Standardfehler	Freiheitsgrade	T-Statistik	Signifikanz	Konfidenzintervall 95%	
						Untergrenze	Obergrenze
Konstanter Term	7,344982	,078028	9,396	94,133	,000	7,169597	7,520367
Schüler_grandmeancentered	,049599	,001015	7,984	48,848	,000	,047257	,051942
Anteil_SPF	,166386	,005334	3143,509	31,196	,000	,155928	,176843
Anteil_NDU	,015698	,001532	1245,568	10,247	,000	,012692	,018703

a. Abhängige Variable: fiktive\_Personaleinheiten.

Schätzungen von Kovarianzparametern <sup>a</sup>							
Parameter	Schätzung	Std.-Fehler	Wald Z	Sig.	Konfidenzintervall 95%		
					Untergrenze	Obergrenze	
Residuum		1,645747	,041576	39,584	,000	1,566244	1,729285
Konstanter Term +	UN (1,1)	,040069	,024266	1,651	,099	,012227	,131310
Schüler_grandmeancentered	UN (2,1)	-4,065995E-5	,000235	-,173	,863	-,000502	,000421
[Subjekt = BL]	UN (2,2)	7,905078E-6	4,606293E-6	1,716	,086	2,522962E-6	2,476861E-5

a. Abhängige Variable: fiktive\_Personaleinheiten.

Kovarianzstruktur mit zufälligen Effekten (G) <sup>a</sup>		
	Schüler_grandmeanc	
	Konstanter Term   BL	entered   BL
Konstanter Term   BL	,040069	-4,065995E-5
Schüler_grandmeancentered   BL	-4,065995E-5	7,905078E-6

Unstrukturiert

a. Abhängige Variable: fiktive\_Personaleinheiten.

Tabelle A 19: 2-Level Model für die Hauptschulen/Neue Mittelschulen (Schule – Bundesland)

Informationskriterien	
Eingeschränkte -2 Log Likelihood	4744,679
Akaike-Informationskriterium (AIC)	4752,679
Hurvich und Tsai (IC)	4752,717
Bozdogan-Kriterium (CAIC)	4776,532
<u>Bayes-Kriterium von Schwarz (BIC)</u>	<u>4772,532</u>

Die Informationskriterien werden in kleinstmöglichen Formen angezeigt.

Tests auf feste Effekte, Typ III <sup>a</sup>				
Quelle	Zähler-Freiheitsgrade	Nenner-Freiheitsgrade	F-Wert	Signifikanz
Konstanter Term	1	10,212	12120,392	,000
Schüler_grandmeancentered	1	8,061	1028,963	,000
Anteil_SPF	1	1042,194	667,816	,000
Anteil_NDU	1	308,713	60,433	,000

a. Abhängige Variable: fiktive\_Personaleinheiten.

Schätzungen fester Parameter <sup>a</sup>							
Parameter	Schätzung	Standardfehler	Freiheitsgrade	T-Statistik	Signifikanz	Konfidenzintervall 95%	
						Untergrenze	Obergrenze
Konstanter Term	20,007342	,181732	10,212	110,093	,000	19,603556	20,411127
Schüler_grandmeancentered	,086054	,002683	8,061	32,077	,000	,079876	,092232
Anteil_SPF	,354406	,013714	1042,194	25,842	,000	,327495	,381316
Anteil_NDU	,029224	,003759	308,713	7,774	,000	,021827	,036621

a. Abhängige Variable: fiktive\_Personaleinheiten.

**Schätzungen von Kovarianzparametern<sup>a</sup>**

Parameter		Schätzung	Std.-Fehler	Wald Z	Sig.	Konfidenzintervall 95%	
						Untergrenze	Obergrenze
Residuum		4,852975	,212812	22,804	,000	4,453293	5,288529
Konstanter Term +	UN (1,1)	,174438	,125187	1,393	,163	,042733	,712053
Schüler_grandmeancentered	UN (2,1)	-,000528	,001452	-,364	,716	-,003373	,002317
[Subjekt = BL]	UN (2,2)	5,720333E-5	3,220562E-5	1,776	,076	1,897548E-5	,000172

a. Abhängige Variable: fiktive\_Personaleinheiten.

**Kovarianzstruktur mit zufälligen Effekten (G)<sup>a</sup>**

	Schüler_grandmeanc	
	Konstanter Term   BL	entered   BL
Konstanter Term   BL	,174438	-,000528
Schüler_grandmeancentered   BL	-,000528	5,720333E-5

Unstrukturiert

a. Abhängige Variable: fiktive\_Personaleinheiten.

Tabelle A 20: 2-Level Model für die Polytechnischen Schulen (Schule – Bundesland)

**Informationskriterien**

Eingeschränkte -2 Log Likelihood	444,086
Akaike-Informationskriterium (AIC)	452,086
Hurvich und Tsai (IC)	452,326
Bozdogan-Kriterium (CAIC)	468,676
Bayes-Kriterium von Schwarz (BIC)	464,676

Die Informationskriterien werden in kleinstmöglichen Formen angezeigt.

**Tests auf feste Effekte, Typ III<sup>a</sup>**

Quelle	Zähler-	Nenner-	F-Wert	Signifikanz
	Freiheitsgrade	Freiheitsgrade		
Konstanter Term	1	17,595	4232,828	,000
Schüler_grandmeancentered	1	6,550	652,094	,000
Anteil_SPF	1	108,998	265,541	,000
Anteil_NDU	1	167,628	1,549	,215

a. Abhängige Variable: fiktive\_Personaleinheiten.

**Schätzungen fester Parameter<sup>a</sup>**

Parameter	Schätzung	Standardfehler	Freiheitsgrade	T-Statistik	Signifikanz	Konfidenzintervall 95%	
						Untergrenze	Obergrenze
Konstanter Term	8,352861	,128387	17,595	65,060	,000	8,082685	8,623037
Schüler_grandmeancentered	,087457	,003425	6,550	25,536	,000	,079245	,095670
Anteil_SPF	,245137	,015043	108,998	16,295	,000	,215321	,274952
Anteil_NDU	,005781	,004645	167,628	1,244	,215	-,003390	,014952

a. Abhängige Variable: fiktive\_Personaleinheiten.

**Schätzungen von Kovarianzparametern<sup>a</sup>**

Parameter	Schätzung	Std.-Fehler	Wald Z	Sig.	Konfidenzintervall 95%		
					Untergrenze	Obergrenze	
Residuum		,559256	,063039	8,872	,000	,448397	,697522
Konstanter Term +	UN (1,1)	,030824	,033490	,920	,357	,003665	,259249
Schüler_grandmeancentered	UN (2,1)	,000770	,001444	,533	,594	-,002060	,003600
[Subjekt = BL]	UN (2,2)	8,201695E-5	5,679632E-5	1,444	,149	2,110819E-5	,000319

a. Abhängige Variable: fiktive\_Personaleinheiten.

**Kovarianzstruktur mit zufälligen Effekten (G)<sup>a</sup>**

	Schüler_grandmeanc	
	Konstanter Term   BL	entered   BL
Konstanter Term   BL	,030824	,000770
Schüler_grandmeancentered   BL	,000770	8,201695E-5

Unstrukturiert

a. Abhängige Variable: fiktive\_Personaleinheiten.

Tabelle A 21: 2-Level Model für die Volksschulen (Schule – Bezirk)

**Informationskriterien**

Eingeschränkte -2 Log Likelihood	10685,711
Akaike-Informationskriterium (AIC)	10693,711
Hurvich und Tsai (IC)	10693,724
Bozdogan-Kriterium (CAIC)	10721,933
Bayes-Kriterium von Schwarz (BIC)	10717,933

Die Informationskriterien werden in kleinstmöglichen

Formen angezeigt.

**Tests auf feste Effekte, Typ III<sup>a</sup>**

Quelle	Zähler- Freiheitsgrade	Nenner- Freiheitsgrade	F-Wert	Signifikanz
Konstanter Term	1	16,756	1539,165	,000
SchülerInnen	1	31,069	13303,953	,000
Anteil_SPF	1	3131,028	971,725	,000
Anteil_NDU	1	2787,683	113,671	,000

a. Abhängige Variable: fiktive\_Personaleinheiten.

**Schätzungen fester Parameter<sup>a</sup>**

Parameter	Schätzung	Standardfehler	Freiheitsgrade	T-Statistik	Signifikanz	Konfidenzintervall 95%	
						Untergrenze	Obergrenze
Konstanter Term	2,122593	,054103	16,756	39,232	,000	2,008318	2,236868
SchülerInnen	,049905	,000433	31,069	115,343	,000	,049022	,050787
Anteil_SPF	,168130	,005394	3131,028	31,173	,000	,157555	,178706
Anteil_NDU	,015362	,001441	2787,683	10,662	,000	,012537	,018187

a. Abhängige Variable: fiktive\_Personaleinheiten.

**Schätzungen von Kovarianzparametern<sup>a</sup>**

Parameter	Schätzung	Std.-Fehler	Wald Z	Sig.	Konfidenzintervall 95%		
					Untergrenze	Obergrenze	
Residuum	1,696836	,043056	39,410	,000	1,614511	1,783358	
Konstanter Term +	UN (1,1)	,028494	,021649	1,316	,188	,006427	,126324
SchülerInnen [Subjekt =	UN (2,1)	-,000147	,000136	-1,077	,281	-,000413	,000120
Bezirk]	UN (2,2)	1,460963E-6	1,058484E-6	1,380	,168	3,531295E-7	6,044277E-6

a. Abhängige Variable: fiktive\_Personaleinheiten.

**Kovarianzstruktur mit zufälligen Effekten (G)<sup>a</sup>**

Konstanter Term		
	Bezirk	SchülerInnen   Bezirk
Konstanter Term   Bezirk	,028494	-,000147
SchülerInnen   Bezirk	-,000147	1,460963E-6

Unstrukturiert

a. Abhängige Variable: fiktive\_Personaleinheiten.

Tabelle A 22: 2-Level Model für die Hauptschulen/Neue Mittelschulen (Schule – Bezirk)

<b>Informationskriterien</b>	
Eingeschränkte -2 Log Likelihood	4759,068
Akaike-Informationskriterium (AIC)	4767,068
Hurvich und Tsai (IC)	4767,106
Bozdogan-Kriterium (CAIC)	4790,921
Bayes-Kriterium von Schwarz (BIC)	4786,921

Die Informationskriterien werden in kleinstmöglichen Formen angezeigt.

<b>Tests auf feste Effekte, Typ III<sup>a</sup></b>				
Quelle	Zähler-Freiheitsgrade	Nenner-Freiheitsgrade	F-Wert	Signifikanz
Konstanter Term	1	23,330	49,722	,000
SchülerInnen	1	24,296	2396,444	,000
Anteil_SPF	1	1010,505	705,425	,000
Anteil_NDU	1	815,233	61,152	,000

a. Abhängige Variable: fiktive\_Personaleinheiten.

<b>Schätzungen fester Parameter<sup>a</sup></b>							
Parameter	Schätzung	Standardfehler	Freiheitsgrade	T-Statistik	Signifikanz	Konfidenzintervall 95%	
						Untergrenze	Obergrenze
Konstanter Term	2,467897	,349988	23,330	7,051	,000	1,744458	3,191336
SchülerInnen	,087733	,001792	24,296	48,953	,000	,084036	,091429
Anteil_SPF	,361558	,013613	1010,505	26,560	,000	,334845	,388271
Anteil_NDU	,025104	,003210	815,233	7,820	,000	,018803	,031405

a. Abhängige Variable: fiktive\_Personaleinheiten.

<b>Schätzungen von Kovarianzparametern<sup>a</sup></b>							
Parameter	Schätzung	Std.-Fehler	Wald Z	Sig.	Konfidenzintervall 95%		
					Untergrenze	Obergrenze	
Residuum		4,878321	,216304	22,553	,000	4,472273	5,321235
Konstanter Term +	UN (1,1)	2,005907	,866977	2,314	,021	,859827	4,679616
SchülerInnen [Subjekt =	UN (2,1)	-,010474	,004308	-2,431	,015	-,018918	-,002029
Bezirk]	UN (2,2)	5,565272E-5	2,210141E-5	2,518	,012	2,555336E-5	,000121

a. Abhängige Variable: fiktive\_Personaleinheiten.

**Kovarianzstruktur mit zufälligen Effekten (G)<sup>a</sup>**

Konstanter Term		
	Bezirk	SchülerInnen   Bezirk
Konstanter Term   Bezirk	2,005907	-,010474
SchülerInnen   Bezirk	-,010474	5,565272E-5

Unstrukturiert

a. Abhängige Variable: fiktive\_Personaleinheiten.

# Literaturverzeichnis

- Aitkin, M., Anderson, D., & Hinde, J. (Vol. 144. No. 4 1981). Statistical modelling of data on teaching styles. *Journal of the Royal Statistical Society*, S. 419-461.
- Albright, J. J., & Marinova, D. M. (2010). *Estimating Multilevel Models using SPSS, Stata, SAS, and R*. Abgerufen am 04. Juli 2011 von Stat/Math Center, University of Indiana:  
<http://www.iub.edu/~statmath/stat/all/hlm/hlm.pdf>
- Altrichter, H., & Sommerauer, S. (Vol. 157. No. 7-8 2007). Klassenschülerzahl, Schülerleistungen und Unterrichtsqualität. *Erziehung und Unterricht*, S. 740 – 752.
- Bauer-Böhm, K. (kein Datum). *Schulpsychologie Bildungsberatung*. Abgerufen am 01. Oktober 2011 von Der sonderpädagogische Förderbedarf:  
[http://schulpsychologie.lsr-noe.gv.at//downloads/der\\_sonderpaedagogische\\_foerderbedarf.pdf](http://schulpsychologie.lsr-noe.gv.at//downloads/der_sonderpaedagogische_foerderbedarf.pdf)
- Bennett, N. (1976). *Teaching Styles and Pupil Progress*. London: Open Books.
- Bickel, R. (2007). *Multilevel analysis for applied research*. New York: Guilford Press.
- Center for Multilevel Modelling*. (kein Datum). Abgerufen am 07. September 2011 von University of Bristol:  
<http://www.bristol.ac.uk/cmm/learning/multilevel-models/what-why.html>
- de Leeuw, J., & Meijer, E. (2008). *Handbook of multilevel analysis*. Springer.
- Gabmayer, R., & Lercher, C. (2011). *Das Personal des Bundes 2011 Daten und Fakten*. Abgerufen am 10. Oktober 2011 von Bundeskanzleramt Österreich: <http://www.bka.gv.at/>

- Gelman, A. (Vol. 48. Issue 3 2006). Multilevel (hierarchical) modeling: what it can and can't do. *Technometrics*, S. 432-435.
- Goldstein, H. (2010). *Multilevel Statistical Models*. New York - Toronto: Wiley & Sons.
- Grossmann, W., Steindl, A., & Hölzl, D. (2011). *Maßnahme zur Senkung der Klassenschüler\*innenhöchstzahl auf den Richtwert 25. Auswertung der Datenbringungen gemäß Bildungsdokumentationsgesetz und Modelle zur Abschätzung des Personalbedarfs*. Wien.
- Halbhuber, W. (04. 10 2010). *Bildungsbericht*. Abgerufen am 19. Juli 2011 von Personal im Schulwesen:  
<http://www.bildungsbericht.de/zeigen.html?seite=8771>
- Heck, R. H., Thomas, S. L., & Tabata, L. (2010). *Multilevel and Longitudinal Modeling with IBM SPSS*. New York: Routledge.
- Heck, R. H., Thomas, S. L., & Tabata, L. N. (2010). *Multilevel and Longitudinal Modeling with IBM SPSS*. Routledge.
- Hox, J. J. (2002). *Multilevel analysis: Techniques and applications*. Mahwah: Lawrence Erlbaum Associates.
- Hox, J. J. (2008). Multilevel Modeling: when and why. In I. Balderjahn, R. Mathar, & M. Schader, *Classification, data analysis, and data highways* (S. 147-154). Berlin, New York: Springer.
- Hox, J. J., & Maas, C. J. (2005). *Multilevel Analysis*. Academic Press.
- Jen, M., Jones, K., & Johnston, R. (Voll. 15. Issue 1 2009). Compositional and contextual approaches to the study of health behaviour and outcomes: Using multi-level modelling to evaluate Wilkinson's income inequality hypothesis. *Health & Place*, S. 198-203.
- Langer, W. (5. Dezember 2000). Einführung in die hierarchischen Modelle. Uni Halle.

- Lassnigg, L. (Dezember 2010). *Oberösterreichs Bildungssystem im Benchmarking*. IHS Wien.
- Lassnigg, L., & Nemeth, G. (April 1999). *Personalbedarf im österreichischen Schulwesen*. IHS Wien.
- Leyland, A. H. (2004). *A review of multilevel modelling in SPSS*. Abgerufen am 6. Juni 2011 von Tom Snijders Homepage: <http://stat.gamma.rug.nl/>
- McLachlan, G. J., & Krishnan, T. (2008). *The EM algorithm and extensions*. New York - Toronto: Wiley & Sons.
- Oakes, M. J., & Kaufman, J. S. (2006). *Methods in social epidemiology*. San Francisco: Jossey-Bass.
- Proeller, I., & Siegel, J. (2010). *Gutachterliche Stellungnahme zur Einschätzung des Personalbedarfs der brandenburgischen Landesverwaltung 2014 und 2019*. Universität Potsdam.
- Rechnungshofbericht. (2011). *Klassenschülerhöchstzahl 25*. <http://www.rechnungshof.gv.at/berichte/ansicht/detail/klassenschuelerhoechstzahl-25.html>.
- Reise, S. P., & Duan, N. (2003). *Multilevel modeling: methodological advances, issues, and applications*. Mahwah: Lawrence Erlbaum Associates.
- Roberts, J. K. (2007). *Group Dependency in the Presence of Small Intraclass Correlation Coefficients: An Argument in Favor of Not Interpreting the ICC*. Abgerufen am 24. September 2011 von HLM-online.com: <http://www.hlm-online.com/papers/>
- Roberts, J. K., & Monaco, J. P. (2006). *Effect size measures for the two-level linear multilevel model*. Abgerufen am 24. September 2011 von HLM-online.com: <http://www.hlm-online.com/papers/>
- Sälzer (Ruckdäschel), C. (2009). *Schule und Absentismus: Zur Bedeutung schulischer Kontextfaktoren für die Erklärung und Vorhersage von Schulabsentismus*. Abgerufen am 26. Juni 2011 von Thèses électroniques de l'Université de Fribourg: <http://ethesis.unifr.ch/theses>

- Schmidberger, G., & Zander, S. (2008). *Gemischte (hierarchische) Modelle bei Clusterdaten*. Abgerufen am 4. Juni 2011 von LMU Münschen, Institut für Statistik: [http://www.statistik.lmu.de/~helmut/seminar\\_0809/H7.pdf](http://www.statistik.lmu.de/~helmut/seminar_0809/H7.pdf)
- Schmidt, K., & Groten, R. (2008). *Gemischte (hierarchische) Modelle: Erweiterungen*. Abgerufen am 4. Juni 2011 von LMU Münschen, Institut für Statistik: [http://www.statistik.lmu.de/~helmut/seminar\\_0809/H9.pdf](http://www.statistik.lmu.de/~helmut/seminar_0809/H9.pdf)
- Schwabe, M., Radinger, R., & Sommer-Binder, G. (März 2011). *Bildung in Zahlen 2009/10 Schlüsselindikatoren und Analysen*. Abgerufen am 4. Juni 2011 von Statistik Austria: [http://www.statistik.at/web\\_de/statistiken/bildung\\_und\\_kultur/formale\\_s\\_bildungswesen/index.html](http://www.statistik.at/web_de/statistiken/bildung_und_kultur/formale_s_bildungswesen/index.html)
- Snijders, T., & Bosker, R. (1999). *Multilevel Analysis: an introduction to basic and advanced multilevel modeling*. London - Thousand Oaks - New Delhi: SAGE Publications.
- Spencer, N. H. (UHBS 2000-14. Statistics Technical Report 2000). Combining Modelling Strategies to Analyse Teaching Styles Data. *Business School Working Papers*, S. Vol. 3.
- Statistik Austria. (27. April 2011). *Standard-Dokumentation Metadateninformation (Definitionen, Erläuterungen, Methoden, Qualität) zur Schulstatistik*. Von Statistik Austria: [http://www.statistik.at/web\\_de/statistiken/bildung\\_und\\_kultur/formale\\_s\\_bildungswesen/lehrpersonen/index.html](http://www.statistik.at/web_de/statistiken/bildung_und_kultur/formale_s_bildungswesen/lehrpersonen/index.html) abgerufen
- Tajalli, E., & Polzer, S. (2002/2003). *Bildungsentwicklung in Österreich*. Wien: Bundesministerium für Bildung, Wissenschaft und Kultur.
- West, S. G., Ryu, E., Kwok, O.-M., & Cham, H. (Vol. 79. Issue 1 2011). Multilevel Modeling: Current and Future Applications in Personality Research. *Journal of Personality*, S. 2-50.

# Zusammenfassung

Die Personalbedarfsplanung im österreichischen Pflichtschulwesen ist durch die gesetzliche Lage bis zu einem gewissen Grad von regionalen Parametern abhängig. Während die Planung der Personalressourcen in Form eines Stellenplans in den Zuständigkeitsbereich des Bundes fällt, obliegt die Zuteilung der LehrerInnen zu den einzelnen Pflichtschulen den Bundesländern. Daher wird die Modellierung des Personalbedarfs in dieser Arbeit aus 2 Perspektiven beleuchtet: Einerseits wird ein Modell zur Schätzung des Personalbedarfs anhand von Strukturdaten erstellt, andererseits erfolgt die Modellierung durch empirische Daten. Letztere Variante ermöglicht durch die Anwendung von Multilevel Models den Einbezug unterschiedlicher regionaler Ebenen in Form der Bundesländer bzw. der Bezirke, denen die Schulen zugeordnet sind. Als Datengrundlage wird dabei auf die Zahlen der Statistik Austria zur Schulstatistik zurückgegriffen. Analysiert wird ein Datenbestand aus dem Schuljahr 2009/10, der insgesamt 3.155 Volksschulen, 1.061 Hauptschulen und 176 Polytechnische Schulen in 114 Schulbezirken der 9 Bundesländer umfasst.

Im Planungsmodell, das auf Basis der tatsächlichen SchülerInnenzahlen und unter Berücksichtigung der gesetzlichen Gegebenheiten, der Richtlinien zur Klassenbildung, der schulstufen- und schulartspezifischen Stundentafeln sowie der unterschiedlichen Lehrverpflichtungen je Schulart berechnet wird, ergeben sich zum Teil erhebliche Differenzen bezüglich des fiktiven Personalbedarfs. Eine Unterschätzung des Personalbedarfs war zu erwarten, da die Schätzung der fiktiven Personaleinheiten im Planungsmodell keine Krankenstände, Mutterschutz bzw. Karenz, etc. berücksichtigt. Eine deutliche Überschätzung des Personalbedarfs tritt für burgenländische Volksschulen auf. Allerdings ist dies bereits auf die massive Überschätzung der Klassenzahlen durch die Einteilung der SchülerInnen in schulstufenreine Klassen zurückzuführen, wodurch die mehrstufigen Klassen, die in der Realität in Schulen mit kleinem Einzugsgebiet häufig gebildet werden, nicht berücksichtigt sind.

In die empirische Modellierung des Personalbedarfs fließen zusätzlich zu den SchülerInnenzahlen, dem Anteil SchülerInnen mit sonderpädagogischem Förderbedarf und dem Anteil SchülerInnen mit nichtdeutscher Umgangssprache auch die geografischen Zusammenhänge der Schulen, die sich durch die Zugehörigkeit zu einem schulischen Bezirk bzw. der Verwaltungseinheit, die sich aus dem Bundesland ergibt, ein. Da die Zerlegung der Streuung zeigt, dass zwischen 6% (HS) und 68% (PTS) der Varianz nicht auf Schulebene geklärt werden kann, wird für jede Schulart ein 2-Level Model für die Bundesländer und für die Volksschulen und Hauptschulen auch ein 2-Level Model für die Bezirke spezifiziert. Dabei zeigt sich, dass die Modellierung einer regionalen Ebene in allen Schularten sinnvoll ist und sich der durchschnittliche Personalbedarf sowohl zwischen den Bundesländern als auch zwischen den Bezirken signifikant unterscheidet. Die fixen Effekte, die in Form der SchülerInnenzahl, des Anteils an SchülerInnen mit sonderpädagogischem Förderbedarf und des Anteils an SchülerInnen mit nichtdeutscher Umgangssprache in die Modelle eingehen, sind allesamt hochsignifikant und eignen sich daher sehr gut um den Personalbedarf zu schätzen. Die Varianzkomponenten für die Intercepts sind in sämtlichen 2-Level Models signifikant. Der zufällige Effekt der SchülerInnenzahl auf den Personalbedarf ist hingegen lediglich im Bezirksmodell der Hauptschulen von Bedeutung. Hier kann die Variation innerhalb der Bezirke immens reduziert werden und das Verhältnis der Streuung zwischen den Bezirken und der Streuung zwischen den Schulen ist ausgeglichen. Für die Polytechnischen Schulen, für die aufgrund der geringen Fallzahlen auf eine Modellierung auf Bezirksebene verzichtet wurde, ist es bereits durch den Einbezug der Bundesländer möglich, die schulspezifische Variation auf einen sehr geringen Wert zu reduzieren. Die Variation zwischen den Bundesländern ist hingegen relativ hoch. Für die Volksschulen erweist sich das Bundesländermodell ebenfalls bereits als ausreichend und eine höhere Granularität der Region bringt keinen Mehrwert.

Zusammenfassend bleibt festzuhalten, dass ein empirisches Modell dann zusätzlichen Nutzen bringt, wenn im Planungsmodell auf Basis von Strukturdaten zu viele Freiheitsgrade offen bleiben, was offensichtlich bei den Hauptschulen der Fall ist. Diese Arbeit zeigt damit sowohl die Möglichkeiten als auch die Grenzen

der statistischen, empirischen Personalbedarfsplanung im Vergleich zu einem Planungsmodell auf Basis von Strukturdaten auf.

Zur Validierung dieser Ergebnisse wäre eine Gegenüberstellung der fiktiven Personalbedarfseinheiten mit den Vollbeschäftigungsäquivalenten aus der LandeslehrerInnen-Controlling-Datenbank auf Schulebene wünschenswert. Auch das Hinzuziehen einer zeitlichen Komponente könnte Aussagen über die Stabilität der Modelle ermöglichen und überdies im Sinne der Prognose des Personalbedarfs die Entwicklung der SchülerInnenzahlen berücksichtigen.

# English Abstract

The aim of this work is to model human resource needs in the context of Austrian compulsory education. On the one hand, a model to estimate personnel resources is created using structural data. On the other hand, the modeling is based on empirical data. The latter approach allows the use of multilevel models where different regional levels can be taken into consideration. The database will be constructed using figures provided by Statistics Austria and includes a total of 3.155 primary schools, 1.061 secondary schools and 176 pre-vocational schools in 114 school districts of 9 federal states.

The structural model, which is built using actual student numbers, the guidelines for building classes, the school level and school type specific timetables and the different teaching duties for each school type, etc. provides quite poor results - especially for primary schools in Burgenland. An underestimation of personnel requirements was expected, since these models do not take into account sick leave, maternity or parental leave, etc.

Since schools are geographically assigned to regions, a hierarchical structure of individuals nested within neighborhoods is assumed by analyzing a second model. Schools are nested within geographical areas, which are specified as states and counties. Traditional statistical methods like a linear regression model ignore this relationship and might overlook regional effects and therefore produce invalid estimates and results. Multilevel models recognize the existence of such data hierarchies by allowing for residual components at each level in the hierarchy. Multilevel models do not only take into account the spatial structure of the schools but also provide more valid estimates for so-called fixed and random effects.

Moreover, the multiplicity of geographic levels raises a fundamental issue in design: Determining the number of levels necessary to estimate personnel requirements. To answer this, two models were analyzed: One with regard to states and one with regard to counties. The explanatory part consists of three inputs describing 1) the number of pupils in the school, 2) the percentage of

children with special educational needs and 3) the percentage of children with a mother tongue else than German. One could think of many other indicators to estimate personnel requirements at compulsory schools, but due to restricted access to data one had to put up with that, and still, we get quite a good model fit. As the decomposition of the variances shows, between 6% (HS) and 68% (PTS) of the variance can't be resolved at school level. Therefore a 2-level model for the states for all school types and a 2 level model for the districts for elementary schools and secondary schools is specified. It can be shown that multilevel modeling is useful for all types of schools, and personnel requirements vary significantly, both between states and between districts. The fixed effects (number of students, proportion of pupils with special educational needs, proportion of students with a mother tongue else than German) in the models are all highly significant and are therefore well suited as explanatory variables. The variance components for the intercepts of the 2-level models are all significant too. The random effect for the number of students, however, is only important in the district model of secondary schools. Moreover, the variation within the districts can be sharply reduced and the ratio of the variance between districts and the variance between schools is balanced. For vocational schools, where the district model was omitted due to the small number of cases, it is possible to reduce school-specific variation already by including the states in the models. The variation between states, however, is relatively high. For primary schools, the states model already proves to be sufficient.

In a nutshell, an empirical model seems to provide additional information if there remain too many degrees of freedom in the model based on structural data, which is evident in the case of secondary schools. Therefore this work shows both: The possibilities and the limits of a statistical, empirical model compared to a planning model based on structural data.

## **Lebenslauf**

### **Persönliche Daten**

Anja Steindl, Bakk. rer. soc. oec.

geboren am 10. April 1985 in Wien, Österreich

### **Ausbildung**

09/91–07/95 Volksschule Tribuswinkel, Niederösterreich

09/95–07/99 BRG Baden Frauengasse, Niederösterreich

09/99–07/04 ORG für Studierende der Musik, Wien

09/00–06/04 Vorbereitungsklasse für Konzertfach Querflöte am J.M.H.  
Konservatorium der Stadt Wiener Neustadt

10/04–11/08 Bakkalaureatsstudium Statistik, Universität Wien

11/08–04/12 Magisterstudium Statistik, Universität Wien

### **Arbeitserfahrung**

04/06–04/09 Research Assistant, Abteilung VOSTA, OeNB

04/08–08/08 Praktikum an der FHWN im Fachbereich Mathematik und Statistik

10/08–06/09 Tutorin am Institut für Data Analytics and Computing, Universität  
Wien

seit 02/09 Statistical Consultant bei Data Technology, Wien

seit 09/09 Lektorin an der FHWN im Fachbereich Mathematik und Statistik

07/10–09/11 Projektmitarbeiterin an der Universität Wien in Zusammenarbeit  
mit dem BMUKK

**Sonstige Tätigkeiten:**

2005-2009 Vorsitzende der Studienvertretung Statistik

seit 2009 Vorstandsmitglied der Österreichischen Statistischen Gesellschaft

seit 03/11 Vorsitzende des Forums Junge Statistik (ein Ausschuss der ÖSG)

**Mitarbeit bei folgenden wissenschaftlichen Artikeln:**

[http://www.oenb.at/de/img/gewi\\_2007\\_1\\_fluch\\_stix\\_tcm14-55395.pdf](http://www.oenb.at/de/img/gewi_2007_1_fluch_stix_tcm14-55395.pdf)

[http://www.oenb.at/de/img/gewi\\_2007\\_2\\_kaufmann\\_tcm14-58005.pdf](http://www.oenb.at/de/img/gewi_2007_2_kaufmann_tcm14-58005.pdf)

[http://www.oenb.at/de/img/feei\\_2008\\_1\\_dvorsky\\_tcm14-86774.pdf](http://www.oenb.at/de/img/feei_2008_1_dvorsky_tcm14-86774.pdf)

[http://www.oenb.at/de/img/feei\\_2008\\_2\\_dvorsky\\_tcm14-95551.pdf](http://www.oenb.at/de/img/feei_2008_2_dvorsky_tcm14-95551.pdf)