

Lohnprämie in den öffentlichen Verwaltungen: Neue Analyse 2024

Dr. Marco Portmann, MA Frederik Blümel und Prof. Dr. Christoph A. Schaltegger

Danksagungen

Wir danken Dr. Melanie Häner-Müller, Prof. Dr. Martin Huber, Prof. Dr. Blaise Melly, Dr. Martin Mosler, Prof. em. Dr. George Sheldon, Prof. Dr. David Stadelmann und den Teilnehmern des Lucerne Research Seminar in Economics and Management für ihre wertvollen Kommentare und Anregungen. Alle verbleibenden Fehler liegen in der Verantwortung der Autoren.

Inhaltsverzeichnis

Executive Summary	1
1. Einleitung	4
2. Literaturübersicht	7
2.1. Erklärungen für Lohnprämien im öffentlichen Sektor	7
2.2. Konsequenzen von staatlichen Lohnprämien gegenüber der Privatwirtschaft .	8
2.3. Schätzungen von Lohnunterschieden	9
3. Methode und Daten	10
4. Unterschiedliche Lohnverteilungen, unterschiedliche Arbeitskräfte	12
5. Lohnprämien in den öffentlichen Verwaltungen	21
5.1. Durchschnittliches Lohndifferenzial	21
5.2. Lohndifferenzial und Lohnhöhe	23
6. Die Krux der Suche nach statistischen Zwillingen	28
7. Lohndifferenziale im zeitlichen Verlauf	33
8. Welche Lohnlücke für wen?	36
9. Konklusion und Einschätzung der Autoren	49
Literatur	52
A. Anhang	57
A.1. Daten	57
A.1.1. Schweizerische Arbeitskräfteerhebung (SAKE)	57
A.1.2. Lohnstrukturerhebung (LSE)	65
A.2. Methodik	71
A.2.1. Matching	71
A.2.2. Regressionsanalyse	77
A.3. Detaillierte Resultate der Lohnschätzungen	78
A.4. Robustheit der Lohnschätzungen	83

Executive Summary

Der durchschnittliche Jahreslohn für eine Vollzeitstelle in der Schweizer Privatwirtschaft beträgt 92'723 Franken. In der Bundesverwaltung sind es 118'457 Franken, und auch in den Gemeinde- und Kantonsverwaltungen liegen die Löhne im Durchschnitt über denjenigen der Privatwirtschaft. Das sagen die Daten der Schweizerischen Arbeitskräfteerhebung (SAKE) für die Jahre 2020-2022. Doch wie kommen die Lohnunterschiede zustande?

Das IWP hat die Löhne der Verwaltungen 2023 erstmals einer systematischen Analyse unterzogen und die Lohn Differenzen zwischen Verwaltungen und Privatwirtschaft aufgeschlüsselt (Portmann, Blümel und Schaltegger 2023a). Die Studie hat einerseits gezeigt, dass die Verwaltungen vergleichsweise hochqualifiziertes Personal mit entsprechend hohen Löhnen einsetzen. Andererseits werden im Durchschnitt für vergleichbare Qualifikationen und Berufe höhere Löhne gezahlt als in der Privatwirtschaft. Die Analyse schätzte diese Differenz – die *Public-Private-Sector-Pay-Gap* – für die Bundesverwaltung auf durchschnittlich 11.6%.

Die Lohnanalyse des IWP wurde medial breit rezipiert und gab Anlass zu öffentlichen Debatten, parlamentarischen Vorstössen und Antworten des Bundesrates. In diesem Policy Paper nehmen wir die Debatte in dreierlei Hinsicht auf. (1) Wir erweitern die Analyse basierend auf der SAKE bis ins Jahr 2022. (2) Wir zeigen auf, dass die Schätzungen robust gegenüber vielen methodischen Annahmen sind. (3) Wir untersuchen die Löhne ebenfalls anhand der allzweijährlich und letztmalig 2020 stattfindenden Lohnstrukturhebung (LSE) des Bundesamtes für Statistik. Die LSE wird im Gegensatz zur SAKE vom Arbeitgeber statt vom Arbeitnehmer beantwortet und umfasst eine wesentlich grössere Stichprobe als die SAKE. Allerdings schliesst die LSE nicht die ganze ständige Wohnbevölkerung ein und erfasst weniger Angaben zu den Merkmalen der Arbeitskräfte als die SAKE.

Die Hauptergebnisse des vorliegenden Policy Papers präsentieren sich wie folgt:

Durchschnittliche Lohnprämien der Verwaltungen gegenüber der Privatwirtschaft

	SAKE (2017-2022)	LSE (2016, 2018, 2020)
Bund	11.7%	13.9%
Kantone	5.4%	2.3%
Gemeinden	4.5%	-0.5%

Die durchschnittlichen Lohnprämien der Verwaltungen gegenüber der Privatwirtschaft, berechnet anhand der SAKE der Jahre 2017-2022, betragen für den **Bund 11.7%**, für die **Kantone 5.4%** und für die **Gemeinden 4.5%**.

- Die Ergebnisse der letztjährigen Studie werden damit bestätigt.

Die durchschnittlichen Lohnprämien der Verwaltungen fallen in den zahlreichen Modellvariantentests sehr ähnlich aus.

- Basierend auf der SAKE der Jahre 2007 bis 2022 wurde untersucht, wie die Schätzergebnisse bei unterschiedlichen Modellannahmen ausfallen. Die Modelle unterscheiden sich in der Berücksichtigung der Unternehmensgrösse, dem Detaillierungsgrad der Bildung im Schätzmodell und vielen weiteren Faktoren.
- Die durchschnittlichen Lohnprämien der Verwaltungen liegen in allen geschätzten Modellvarianten für den Bund zwischen 9.7 % und 14.0 %, für die Kantone zwischen 2.3 % und 6.9 % und für die Gemeinden zwischen 2.9 % und 4.3 %.

Die **durchschnittlichen Lohnprämien basierend auf der LSE** der Jahre 2016, 2018 und 2020 **bestätigen die bisherigen Resultate für die Bundes- und die Kantonsverwaltungen weitestgehend.**

- Für die Bundesverwaltung beträgt die durchschnittliche Lohnprämie 13.9%. Die LSE-Berechnung liegt damit leicht über jener basierend auf der SAKE.
- Die durchschnittliche Lohnprämie der Kantonsverwaltungen liegt gestützt auf die LSE bei 2.3% und damit leicht unter den SAKE-Berechnungen.
- Für die Gemeinden zeigen die LSE-Schätzungen eine durchschnittliche Lohndifferenz von -0.5% an, womit die Gemeindeverwaltungsgehälter im Durchschnitt etwa dem Marktlohn entsprechen. Die Differenzen zwischen den SAKE- und LSE-Resultaten dürften grösstenteils auf die geringere Grundgesamtheit und die Erfassung weniger Eigenschaften der Arbeitskräfte in der LSE zurückzuführen sein.

Die Lohnunterschiede zwischen den Verwaltungen und der Privatwirtschaft variieren nach Lohnhöhe, Anstellungsdauer, Alter und Geschlecht.

- Die Lohnprämie ist am unteren Ende der Lohnskala am höchsten (gemäss SAKE beim Bund 19 %) und am oberen Ende der Skala am tiefsten (gemäss SAKE beim Bund 4 %).
- Gestützt auf die SAKE existieren auch bei den Kantonen und Gemeinden für alle Lohnstufen Lohnprämien. Abweichend davon weist die LSE für hohe Kantons- und Gemeindegeldern auf Lohnmalusse hin.
- Für Frauen beträgt die durchschnittliche Lohnprämie gemäss SAKE in der Bundesverwaltung 14.4% und für Männer 11.0%. Für Kantons- und Gemeindeverwaltungen fallen die Geschlechterunterschiede geringer aus. Im internationalen Vergleich fallen die Unterschiede zwischen den Verwaltungslohnprämien der Frauen und der Männer eher gering aus.

Die ermittelten Lohndifferenzen entsprechen der Differenz zwischen der Privatwirtschaft und der Verwaltung, nachdem viele lohnrelevante Faktoren sehr präzise und zahlreiche persönliche Eigenschaften wie die Leistungsbereitschaft und die Berufserfahrung, näherungsweise vergleichbar gemacht worden sind. Gewisse sektorale Unterschiede, die über den Lohn hinausgehen, wie die Arbeitsplatzsicherheit, das Betriebsklima, die Sinnhaftigkeit der Arbeit, Stress am Arbeitsplatz, Vorsorge- und Sozialleistungen und vieles mehr, bleiben jedoch naturgemäss unberücksichtigt.

Warum es zählt:

- Die staatlichen Verwaltungen gehören zu den wichtigsten Arbeitgebern der Schweiz und sind mithin Taktgeber auf dem Arbeits- und Bildungsmarkt. Können sie mit systematisch höheren Löhnen werben als andere Arbeitgeber, verzerrt dies den Wettbewerb um Arbeitskräfte.
 - Private Arbeitgeber sehen sich auf der Suche nach jungen Arbeitskräften gezwungen, die Löhne über die Marktlöhne anzuheben oder ihren Bedarf durch Fachkräfte aus dem Ausland zu decken.
 - Junge Menschen entscheiden sich für Studienfächer, die sie nicht gewählt hätten, wenn der Staat als Arbeitgeber nicht die entsprechend attraktiven Stellen geschaffen hätte.
- Die Gemeinden, Kantone und der Bund buhlen um dieselben Arbeitskräfte. Die Lohnprämie des Bundes setzt zuallererst die Gemeinden und Kantone unter Druck. Es stellt sich die Frage, ob es einem funktionierenden Föderalismus zuträglich ist, wenn sich die talentiertesten Fachkräfte vor allem vom Zentralstaat angezogen fühlen.
- Die Ergebnisse für die Schweiz reihen sich ein in eine breite, internationale Forschungsliteratur. In den meisten entwickelten Länder existieren Verwaltungslohnprämien.

1. Einleitung

Die Lohnunterschiede zwischen Privatwirtschaft und öffentlichem Sektor fanden jüngst Eingang in die finanzpolitische Debatte (Schaltegger und Eugster 2020; Portmann, Blümel und Schaltegger 2023a; Fischer 2023; Vonplon und Aschwanden 2023). Für die Brisanz des Themas gibt es gute Gründe. Mit der Entrübung der Finanzlage des Bundes steigt der Rechtfertigungsdruck für sämtliche Ausgaben – eingeschlossen die rund 10 Prozent der Ausgaben für das Bundespersonal.

Doch auch losgelöst von der Aktualität verdienen die überwiegend aus Steuern finanzierten staatlichen und staatsnahen Löhne besondere Aufmerksamkeit. Private Unternehmen müssen Gewinne erwirtschaften, um langfristig bestehen zu können (Gunderson 1979). Für sie ist die Produktivität – genauer das Grenzprodukt der Arbeit – ein zentraler Ankerpunkt für die Lohnfindung (Borjas 2013). Im öffentlichen Sektor hingegen werden viele Güter und Dienstleistungen von Monopolen oder Oligopolen bereitgestellt. Der Mangel an Wettbewerb schränkt die Anreize für einen optimalen Ressourceneinsatz ein und führt zu einem Informationsdefizit. Nichts gibt letztlich mehr Aufschluss über die wahren Präferenzen der Nachfrager als ihr Kaufverhalten unter Wettbewerbsbedingungen mit Wahlmöglichkeiten.¹ Und schliesslich fehlen im öffentlichen Sektor häufig strikte Budgetrestriktionen, die Effizienzanreize setzen (z. B. Kornai, Maskin und Roland 2003).

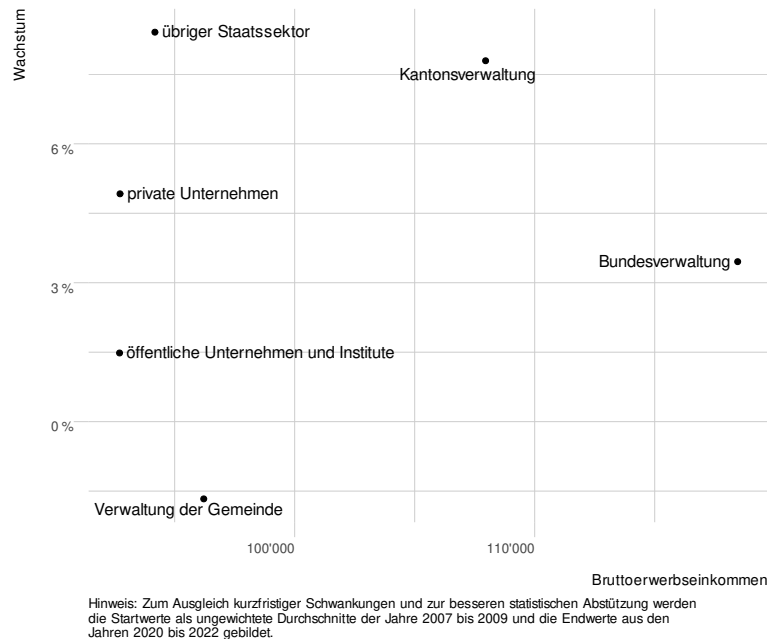
Anlass zu Diskussionen geben regelmässig die jährlich vom Bundesamt für Statistik publizierten Lohnstatistiken. Abbildung 1.1 zeigt sowohl das durchschnittliche jährliche Bruttojahreseinkommen für ein 100%-Pensum im Jahr 2021 als auch dessen Wachstum seit 2008 gegliedert nach Sektoren und Verwaltungen.² Spitzenreiter ist die Bundesverwaltung mit einem durchschnittlichen Jahreseinkommen von 118'457 Franken. Auch in den Kantons- und Gemeindeverwaltungen und den übrigen Organisationen im staatlichen Sektor (öffentliche Verwaltungen von Körperschaften und Instituten des öffentlichen Rechts) liegen die durchschnittlichen Gehälter über jenen in der Privatwirtschaft, in der sie durchschnittlich 92'723 Franken betragen. Im Schnitt liegen die Jahreseinkommen in den öffentlichen Unternehmen³ mit 92'704 Franken

¹Wettbewerblicher Föderalismus kann dies immerhin bis zu einem gewissen Grad nachbilden (Tiebout 1956; Oates 1972; Besley und Case 1995).

²Es wurden jeweils drei Jahre zusammengefasst (2007-2009 bzw. 2020-2022), damit kurzfristige Schwankungen nicht ins Gewicht fallen.

³Wir folgen der Einteilung, wie sie das Bundesamt für Statistik für die SAKE und LSE vorgenommen hat. Zur Abgrenzungsproblematik zwischen öffentlichen Unternehmen und Privatwirtschaft siehe Portmann, Blümel und Schaltegger (2023b).

Abbildung 1.1.: Durchschnittliche Bruttoerwerbseinkommen: Wachstum seit 2008 und Niveau im Jahr 2021



hingegen tiefer als in der Verwaltung.⁴

Der Vergleich der Rohdaten verdeutlicht, dass im öffentlichen Sektor im Durchschnitt höhere Löhne gezahlt werden. Die Stellenprofile und damit die Qualifikationen der Arbeitnehmer im öffentlichen Sektor unterscheiden sich allerdings erheblich von den Stellenprofilen in der Privatwirtschaft. Aus den Rohdaten geht folglich *nicht* hervor, ob für gleichwertige Arbeit in beiden Sektoren gleiche Löhne gezahlt werden.

Für die Schweiz wurde ein Vergleich von Löhnen für gleichwertige Arbeit zwischen den öffentlichen Verwaltungen und der Privatwirtschaft mittels moderner statistischer Methoden zuletzt im Frühjahr 2023 vom IWP vorgenommen (Portmann, Blümel und Schaltegger 2023a). Gestützt auf Daten der schweizerischen Arbeitskräfteerhebung (SAKE) für die Jahre 2007 bis 2019 wurde für die Bundesverwaltung eine durchschnittliche Lohnprämie von 11.6 % gegenüber der Privatwirtschaft, für die Kantone 4.3 % und für die Gemeinden 3.4 % ermittelt. Die Lohnanalyse des IWP gab Anlass zu parlamentarischen Vorstössen⁵ und veranlasste den Bundesrat, eine Überprüfung der Verwaltungslöhne in Auftrag zu geben. In einer ersten Stellungnahme wies der Bundesrat darauf hin, dass das Hauptziel der SAKE die Erfassung der Erwerbsstruktur und des Erwerbsverhaltens der Bevölkerung sei und für aussagekräftige Lohnvergleiche nicht geeignet sei.⁶

⁴Die Angaben in diesem Abschnitt basieren auf der Schweizerischen Arbeitskräfteerhebung (SAKE). Siehe Kapitel 3 und Kapitel A.1 für eine ausführliche Beschreibung der Daten.

⁵23.7037 Frage von Nationalrat Lars Guggisberg und 23.3070 Postulat von Philippe Natiermod

⁶Antwort des Bundesrates auf die Frage von Nationalrat Guggisberg vom 6.3.2023

Dieses Policy Paper erweitert die Lohnanalyse aus dem Jahr 2023 in dreierlei Hinsicht. Erstens werden aktualisierte Schätzungen für die Jahre 2007 bis 2022 vorgenommen. Dies erlaubt es, die Lohnentwicklungen am aktuellen Rand genauer zu untersuchen. Zweitens wird mit der Lohnstrukturhebung (LSE) eine weitere Datenquelle erschlossen und drittens werden weitere Schätzverfahren und -spezifikationen eingesetzt. Dadurch werden die Schätzungen datenmässig und methodisch noch breiter abgestützt.

Das Policy Paper ist wie folgt aufgebaut. Das nächste Kapitel führt kurz durch die relevante nationale und internationale Literatur. Kapitel 3 erläutert die Daten und die Methodik. Kapitel 4 geht auf die Unterschiede in der Zusammensetzung der Arbeitskräfte in der Privatwirtschaft und den Verwaltungen ein. Kapitel 5 präsentiert die Hauptresultate für die Lohnunterschiede zwischen Verwaltung und Privatwirtschaft gestützt auf die SAKE und die LSE. Kapitel 6 diskutiert die Unterschiede zwischen der SAKE und der LSE und weitere methodische Fragen. Kapitel 7 geht auf Veränderungen der Lohndifferenziale über die Zeit ein. Kapitel 8 beleuchtet die Lohndifferenziale für einzelne Arbeitskräftegruppen. Schliesslich zieht Kapitel 9 ein Fazit.

2. Literaturübersicht

2.1. Erklärungen für Lohnprämien im öffentlichen Sektor

In der Literatur werden verschiedene theoretische Erklärungen für die systematischen Lohnunterschiede zwischen dem öffentlichen und dem privaten Sektor diskutiert.¹ Private Unternehmen müssen grundsätzlich Gewinne erwirtschaften, um langfristig überleben zu können (Gunderson 1979). Das Grenzprodukt der Arbeit ist deshalb ein zentraler Ankerpunkt der Lohnfindung im privaten Sektor (Borjas 2013).

Im Gegensatz dazu stellt der öffentliche Sektor oft monopolistische oder oligopolistische Güter und Dienstleistungen bereit. Der relative Mangel an Wettbewerb begrenzt sowohl die Anreize, ein gesellschaftlich optimales Angebot bereitzustellen, als auch die dafür notwendigen Informationen. Viele der vom öffentlichen Sektor bereitgestellten Güter und Dienstleistungen müssen nicht gekauft werden. Wenn doch, entsprechen die Preise oft nicht den Marktpreisen. Die Wertschöpfung und damit der Wert der Arbeit und die Produktivität im öffentlichen Sektor werden deshalb häufig aus den Kosten und nicht aus Marktpreisen abgeleitet. Im Vergleich zum privaten Sektor sind die Möglichkeiten des Benchmarking in Bezug auf die Effizienz im öffentlichen Sektor begrenzt.²

Darüber hinaus gibt es im öffentlichen Sektor häufig keine strikten Budgetvorgaben (z.B. Kornai, Maskin und Roland 2003). Im Sinne der Prinzipal-Agenten-Theorie haben Bürokraten als Agenten einen vergleichsweise grossen Handlungsspielraum gegenüber der Regierung, dem Prinzipal, um das öffentliche Budget oder den Müssiggang zu maximieren (Niskanen 1971; McCubbins, Noll und Weingast 1987).

Wie Borjas (1980) argumentiert, ist sich eine rationale Regierung dieser Problematik bewusst, sieht sich aber gleichzeitig mit einem Optimierungsproblem konfrontiert. Denn die Verwaltung übt einen grossen Einfluss auf die Staatstätigkeit aus, von deren Qualität die Wiederwahlwahrscheinlichkeit der Regierung abhängt. Eine verwandte Hypothese besagt, dass Regierungen die Beschäftigung im öffentlichen Sektor auch nutzen können, um ihre politische Unterstützung zu erhöhen, indem sie die Arbeitslosigkeit reduzieren, Arbeitsmarktschocks abmildern und sich die Stimmen der Beschäftigten im öffentlichen Sektor durch eine Lohnprämie sichern (Frey 1978; Fogel und Lewin 1974).

¹Für einen Überblick siehe Lausev (2014).

²Wettbewerb ist beispielsweise in Form von "Yardstick"-Wettbewerb möglich. Besley und Case (1995) beschreiben damit einen Wettbewerb zwischen Gebietskörperschaften, bei dem Bürger die Leistung ihrer lokalen Regierungen durch den Vergleich mit anderen, ähnlichen Gebietskörperschaften bewerten und ihr Wahlverhalten entsprechend anpassen.

Die staatliche Lohnsetzung orientiert sich nicht ausschliesslich an Effizienzkriterien, sondern auch an Gerechtigkeits- und Fairnessprinzipien (Cai und Liu 2011; Lausev 2014). Gregory (1990) argumentiert, dass eine Lohnprämie für Geringqualifizierte und ein Lohnmalus für Hochqualifizierte Gerechtigkeitsanliegen widerspiegeln und somit die Lohnkompression im öffentlichen Sektor erklären könnte.

Lohnprämien beruhen stets auf Schätzungen, bei denen die Löhne von Arbeitskräften mit vergleichbaren Merkmalen etwa hinsichtlich ihrer Ausbildung und Berufserfahrung verglichen werden. Viele Fähigkeiten von Arbeitskräften können in statistischen Erhebungen nicht vollständig erfasst werden. Beispielsweise Gregory und Borland (1999) und Sheldon (2002) argumentieren, dass bei den Verwaltungsmitarbeitern eine positive Selbstselektion besteht, wodurch deren statistisch nicht beobachteten Fähigkeiten überdurchschnittlich ausfallen. Die tatsächliche Verwaltungslohnprämie werde daher in der empirischen Literatur (siehe Kapitel 2.3) oft überschätzt. Mit moderneren Schätzverfahren und umfangreichen Daten kann die Wahrscheinlichkeit einer Überschätzung verringert werden.

Baumol (1967) stellte die Hypothese auf, dass der öffentliche Sektor weniger vom technologischen Wandel profitiert und daher geringere Produktivitätsfortschritte realisiert als andere Wirtschaftsbereiche. In welchem Umfang dies auf die zahlreichen Dienstleistungen und Güter im öffentlichen Sektor zutrifft, ist in der Forschung umstritten (Bates und Santerre 2013; Bates und Santerre 2015; Hartwig 2008; Hartwig und Krämer 2018). Trifft die Hypothese für die öffentlichen Verwaltungen zu, ist die Konsequenz daraus, dass deren Kosten je Outputseinheit im Vergleich zur Privatwirtschaft selbst dann steigen, wenn die Verwaltungslöhne marktgerecht festgelegt werden.

2.2. Konsequenzen von staatlichen Lohnprämien gegenüber der Privatwirtschaft

Das Lohndifferenzial zwischen öffentlichem und privatem Sektor kann aufgrund der Grösse des öffentlichen Sektors auch makroökonomische Konsequenzen haben. So steuern die relativen Löhne im Verbund mit Faktoren wie Jobsicherheit und Attraktivität der Tätigkeit die Allokation des Humankapitals. Für das Vereinigte Königreich und die USA konnten Studien bei Arbeitssuchenden die Tendenz nachweisen, auf attraktive Stellen im öffentlichen Sektor zu warten und stattdessen freie Stellen in der Privatwirtschaft auszuschlagen. Für private Unternehmen wird dadurch die Besetzung ihrer freien Stellen und letztlich auch der Aufschwung nach Rezessionen erschwert (Katz und Krueger 1991; Postel-Vinay und Turon 2007; Quadrini und Trigari 2007). Für zahlreiche OECD-Länder ist belegt, dass vergleichsweise hohe Löhne im öffentlichen Sektor Aufwärtsdruck auf die Löhne in der Privatwirtschaft erzeugen (Alesina u. a. 2002; Afonso und Gomes 2014). Die Verzerrung durch systematische Lohnunterschiede macht sich nicht erst auf dem Arbeitsmarkt bemerkbar, sondern setzt bereits bei der vorgelagerten Bildungsentscheidung ein.

2.3. Schätzungen von Lohnunterschieden

Eine frühe Lohnanalyse für die Schweiz wurde von Falter und Ferro-Luzzi (2000) vorgenommen. Anhand der Schweizerischen Lohnstrukturerhebung 1996 wurden für Frauen und Männer getrennt die Lohnlücken zwischen dem öffentlichen und privaten Sektor in der Schweiz untersucht. Sie finden für Männer eine Lohnprämie von 11 % im Niedriglohnbereich. Mit steigendem Einkommen sinkt sie und wandelt sich für hohe Einkommen um in einen Lohnmalus von 9 %. Für Frauen wurde eine Lohnprämie von 36 % für den Niedriglohnbereich und eine Lohnprämie von 6 % für die hohen Einkommen geschätzt.

Gestützt auf Daten der schweizerischen Arbeitskräfteerhebung (SAKE) für die Jahre 2007 bis 2019 schätzen Portmann, Blümel und Schaltegger (2023a) für die Bundesverwaltung eine durchschnittliche Lohnprämie von 11.6 % gegenüber der Privatwirtschaft, für die Kantone 4.3 % und für die Gemeinden 3.4 %. Für die Bundesverwaltung fällt die Lohnprämie im Tieflohnbereich mit bis zu 17 % am höchsten und im Hochlohnbereich mit 6 % am tiefsten aus. Auch in den kommunalen und kantonalen Verwaltungen fallen die Lohnprämien mit steigendem Lohn. Die hohen Löhne entsprechen in den Kantons- und Gemeindeverwaltungen in etwa Marktlöhnen.

Die Ergebnisse für die Schweiz decken sich mit denen der internationalen Literatur. Denn die meisten entwickelten Volkswirtschaften weisen ein typisches Muster auf: eine Lohnprämie im öffentlichen Sektor, die (i) für Arbeitnehmer mit tiefen Löhnen hoch ausfällt, die (ii) mit steigendem Lohn sinkt und sich für Hochlohnbezüger oft aber nicht immer zu einem Lohnmalus wandelt und die (iii) für Frauen im öffentlichen Sektor zumeist wesentlich höher ausfällt (Ghinetti 2014; Depalo, Giordano und Papapetrou 2015; Hospido und Moral-Benito 2016; Giordano u. a. 2020; Bonaccolto-Töpfer, Castagnetti und Prümer 2022; Couceiro de León und Dolado 2023). Die höheren Lohnprämien für Frauen sind nicht abschliessend untersucht. Als mögliche Gründe werden häufig genannt, dass in der Privatwirtschaft im Gegensatz zum Staat Lohndiskriminierung gegenüber Frauen besteht und Frauen ihre Löhne weniger offensiv verhandeln als Männer, was aufgrund der Lohnfestlegung im öffentlichen Sektor von geringerer Bedeutung ist (Cai und Liu 2011; Lausev 2014).

3. Methode und Daten

Lohnunterschiede zwischen Staat und Privatwirtschaft können auf zwei Arten entstehen. Entweder unterscheiden sich die Tätigkeiten und Qualifikationen zwischen den Sektoren oder gleichwertige Tätigkeiten und Qualifikationen werden unterschiedlich entlohnt.

Im ersten Schritt der ökonometrischen Lohnanalyse soll die erste Ungleichheit ausgeschaltet werden. Vereinfacht ausgedrückt wird für jeden Verwaltungsangestellten ein Zwilling aus der Privatwirtschaft gesucht, der hinsichtlich Ausbildung, Berufsfeld, Anstellungsdauer und vielem mehr ein gleichwertiges Profil aufweist und einer vergleichbaren Tätigkeit nachgeht. Dies wird mittels eines sogenannten Matching-Verfahrens bewerkstelligt.

In einem zweiten Schritt wird der Lohnunterschied zwischen den Zwillingen aus der Verwaltung und der Privatwirtschaft ermittelt. Dies geschieht mittels linearen Regressionen zur Berechnung durchschnittlicher Lohndifferenzen und Quantilsregressionen. Mit den Quantilsregressionen wird dem Umstand Rechnung getragen, dass gemäss früherer Untersuchungen die Lohnunterschiede zwischen privatem und öffentlichem Sektor nach Einkommenshöhe variieren.

Faktoren wie die Arbeitsplatzsicherheit, das Betriebsklima, die Sinnhaftigkeit der Arbeit, der Stress am Arbeitsplatz, aber auch die Vorsorge und Sozialleistungen und persönliche Eigenschaften von Arbeitskräften, wie die Leistungsbereitschaft und die Berufserfahrung, können einen Einfluss auf den Lohn haben. Arbeitskräfte könnten beispielsweise eine Position mit niedrigerem Gehalt einer solchen mit höherem Einkommen vorziehen, falls die Jobsicherheit grösser ist. Solche Faktoren können sich zwischen den Sektoren unterscheiden. Lohnanalysen können allerdings nur berücksichtigen, was in statistischen Befragungen festgehalten wird. Daher spielt die Datenbasis eine wichtige Rolle, um alle lohnrelevanten Faktoren möglichst genau und annähernd umfassend zu berücksichtigen. Für die Untersuchung der Löhne setzen wir deshalb sowohl die SAKE als auch die LSE des Bundesamts für Statistik ein.

Die SAKE gibt Auskunft über die Erwerbsstruktur der ständigen Wohnbevölkerung. Sie zeigt, in welchen Branchen, Unternehmen und Institutionen wie viele Arbeitsstunden verrichtet und welche Erwerbseinkommen dabei erzielt werden. Bei der Umfrage handelt es sich um eine Stichprobe, die rund 120'000 Interviews pro Jahr umfasst. Diesem Policy Papier liegen die Daten der SAKE für den Zeitraum 2007 bis 2022 zugrunde. Erklärt wird stets das jährliche Bruttoerwerbseinkommen für eine Vollzeitstelle. Das heisst, dass für eine Person mit einem 50%-Pensum das Jahreseinkommen mit dem Faktor zwei multipliziert wird; so lässt sich das Jahreseinkommen vergleichen, wie dies sonst beispielsweise

für Stundenlöhne geschieht. Die SAKE schlüsselt die Gesamteinkommen nicht nach verschiedenen Erwerbsquellen auf. Daher können zur Berechnung der Löhne nur jene Erwerbspersonen berücksichtigt werden, die ausschliesslich einer Tätigkeit nachgehen. Die SAKE bietet einen breiten Katalog an lohnrelevanten Merkmalen. Gleichzeitig handelt es sich um eine Erhebung mit vergleichsweise geringer Beobachtungszahl. Wir werten deshalb stets die Daten mehrerer Jahre gemeinsam aus. Wo nichts anderes vermerkt ist, werden Resultate gestützt auf den Zeitraum 2017 bis 2022 ausgewiesen.

Zusätzlich ziehen wir die LSE zur Rate. Die Erhebung erfasst das Gehalt von über 2 Millionen Beschäftigten pro Jahr. Die alle zwei Jahre durchgeführte Erhebung deckt jedoch weniger Merkmale der Arbeitskräfte und ihrer Anstellungsverhältnisse ab als die SAKE. Trotz vergleichsweise grosser Stichprobe beschränkt sich die Grundgesamtheit der LSE auf Arbeitnehmer von Unternehmen mit mindestens drei Beschäftigten des zweiten und dritten Sektors.

Zum Zeitpunkt der Veröffentlichung der Studie lagen die Daten der LSE ab 1998 bis 2020 vor. Wir weisen in der Studie Resultate ab 2010 aus¹. Für robuste Resultate und für eine bessere Vergleichbarkeit mit den Schätzungen basierend auf der SAKE (für die Jahre 2017 bis 2022) weisen wir die Hauptresultate für die LSE basieren auf den Jahren 2016, 2018 und 2020 aus. Schätzungen auf Jahresbasis werden in Kapitel 7 ausgewiesen.

Zur Ermittlung der Zwillingspaare aus der Privatwirtschaft und der Verwaltung setzten wir unterschiedliche Matching-Methoden ein. Im Haupttext bestimmen wir die Ähnlichkeit der Arbeitskräfte in den unterschiedlichen Merkmalen mittels eines Propensity Score Matching (PSM) basierend auf einem Logit-Modell. Das Modell stützt die Zwillingsuche auf 15 Merkmalsausprägungen ab. Die Merkmale wurden im Einklang mit der empirischen Literatur und nach Verfügbarkeit in der SAKE ausgewählt.

Im Anhang zeigen wir zusätzlich Resultate gestützt auf einem PSM mit LASSO (Englisch für "Least Absolute Shrinkage and Selection Operator"), das auf 16 Merkmale in teilweise höherem Detaillierungsgrad als in der Spezifikation im Haupttext abstützt. Das Verfahren wählt die jene Merkmale mit der höchsten statistischen Aussagekraft aus. Eine ausführliche Beschreibung der Methodik ist Kapitel A.1 und Kapitel A.2 im Anhang zu entnehmen.

¹Vor dem Jahr 2010 lagen nicht all Variablen in der gleichen Qualität vor wie danach.

4. Unterschiedliche Lohnverteilungen, unterschiedliche Arbeitskräfte

Abbildung 1.1 in der Einleitung zeigt substanzielle Unterschiede in den durchschnittlichen Löhnen im öffentlichen und im privaten Sektor auf. Wie diese zustande kommen, schlüsseln die Lohnverteilungskurven in Abbildung 4.1 nach Verwaltungsebenen auf. Die hohen Durchschnittslöhne in den Verwaltungen gehen nicht auf einige wenige Lohnempfänger zurück; das ganze Lohngefüge ist gegenüber der Privatwirtschaft höher gelegen (innerhalb der zulässigen Lohnspanne der Verwaltung), sprich die Kurven sind nach rechts verschoben.

Auch zwischen den Verwaltungsebenen existieren bedeutende Unterschiede. Bei der Lohnhöhe gilt: Bund vor Kantonen und Gemeinden. Die beidseitig dicken Enden der Lohnverteilungskurve in der Privatwirtschaft implizieren, dass die Schweiz in puncto Lohnverteilungen dem internationalen Muster folgt. Die Lohnverteilungen in den öffentlichen Verwaltungen sind komprimierter als in der Privatwirtschaft. Top-Verdiener mit den Spitzengehältern eines CEO einer internationalen Unternehmung findet man in den Verwaltungen nicht. Ebenso sind Tiefstlöhne in den Verwaltungen die Ausnahme.

Moderne Verwaltungen sind auf spezialisiertes akademisches Wissen angewiesen, sei es für die Politikfolgenabschätzungen, die Planung und Kontrolle des Finanzhaushalts oder die Ausarbeitung internationaler Verträge. Es erstaunt nicht, dass die durchschnittlichen Löhne in den Verwaltungen höher liegen als etwa die Löhne in der Landwirtschaft, im verarbeitenden Gewerbe oder im Handel.

Tabelle 4.1.: Merkmale der Arbeitskräfte im privaten Sektor und in den Verwaltungen gemäss SAKE

Variable	privater Sektor (N = 131'496)	öffentlicher Sektor (N = 19'287)
Ausbildung		
Berufslehre	35 %	22 %
höhere Berufsausbildung	27 %	29 %
niedriges Ausbildungsniveau	12 %	3.3 %
Universität/FH	26 %	45 %
Bruttoeinkommen	77'622 (86'317)	96'084 (100'377)
Geschlecht		

männlich	58 %	44 %
weiblich	42 %	56 %
Berufsfeld		
akademische Berufe	23 %	47 %
Anlagen und Maschinenbediener, Montierer	4.4 %	0.5 %
Bürokräfte und verwandte Berufe	14 %	13 %
Dienstleistungsberufe und Verkäufer	13 %	12 %
Fachkräfte in Land- und Forstwirtschaft	1.9 %	0.9 %
Führungskräfte	8.9 %	6.4 %
Handwerks- und verwandte Berufe	12 %	1.1 %
Hilfsarbeitskräfte	4.6 %	3.6 %
keine Angabe/weiss nicht	0.4 %	1.2 %
Techniker und gleichrangige Berufe	18 %	14 %
berufliche Stellung		
Arbeitnehmer mit Vorgesetztenfunktion	28 %	21 %
selbstständig mit Arbeitnehmern/Arbeitnehmer	8.3 %	7.9 %
in Unternehmensleitung		
selbstständig/Arbeitnehmer ohne	63 %	71 %
Vorgesetztenfunktion		
Betriebszugehörigkeit in Tagen	1'954 (3'076)	2'592 (3'659)
Zivilstand		
ledig	50 %	48 %
verheiratet/eing. Partnersch.	50 %	52 %
Alter	42 (42)	44 (44)
Region		
Genfersee	17 %	20 %
Mittelland	22 %	27 %
Nordwestschweiz	14 %	12 %
Ostschweiz	14 %	11 %
Tessin	3.4 %	4.8 %
Zentralschweiz	10 %	8.9 %
Zürich	19 %	15 %
Studienfach		
allgemeine Bildungsgänge und Qualifikationen	19 %	15 %
Dienstleistungen	6.8 %	7.7 %
Geisteswissenschaften und Künste	3.4 %	4.2 %
Gesundheit und Sozialwesen	9.2 %	6.8 %
Informations- und Kommunikationstechnologie	2.9 %	1.6 %
Ingenieurwesen, verarbeitendes Gewerbe und	25 %	11 %
Baugewerbe		
Landwirtschaft, Forstwirtschaft, Fischerei und	2.4 %	2.5 %
Tiermedizin		
Naturwissenschaften, Mathematik und Statistik	1.8 %	2.9 %
Pädagogik	1.5 %	20 %
Sozialwissenschaften, Journalismus und	2.0 %	3.8 %
Informationswesen		
Wirtschaft, Verwaltung und Recht	26 %	25 %
Vollzeitstelle (1 entspricht 100 %-Pensum)	0.98 (0.89)	0.93 (0.83)
Schweizer Herkunft		

Ausländer	29 %	7.7 %
Schweizer	71 %	92 %
Kinder im Haushalt		
hat keine Kinder	71 %	68 %
hat Kinder	29 %	32 %
erhält Boni/Gratifikationen/13. oder 14. Monatslohn		
erhält Boni oder Zusatzgehalt	78 %	93 %
erhält keine Boni oder Zusatzgehalt	22 %	7.1 %
Überstunden		
leistet keine Überstunden	17 %	14 %
leistet Überstunden	83 %	86 %
flexibles Arbeitszeitmodell		
flexibles Arbeitszeitmodell	40 %	55 %
kein flexibles Arbeitszeitmodell	60 %	45 %

Hinweis:

N = Stichprobengrösse; Median (Mittelwert) für kardinale Variablen; prozentuale Anteile für kategoriale Variablen. Die Werte in der Tabelle beziehen sich auf die bereinigten SAKE-Daten für die Jahre 2017 - 2022, die für die ökonomische Analyse verwendet wurden, und können von den an anderer Stelle veröffentlichten Werten abweichen.

Wie ähnlich – oder unterschiedlich – die Arbeitskräfte im öffentlichen und privaten Sektor zusammengesetzt sind, geht aus Tabelle 4.1 hervor. 45 % der Beschäftigten im öffentlichen Sektor verfügen über einen Universitäts- oder Fachhochschulabschluss; im privaten Sektor sind es 26 %. Hinsichtlich Studienfachwahl liegt der augenscheinlichste Unterschied im Bereich Pädagogik. 20 % der Verwaltungsangestellten verfügen über einen pädagogischen Abschluss, wohingegen es in der Privatwirtschaft nur 2 % sind.¹

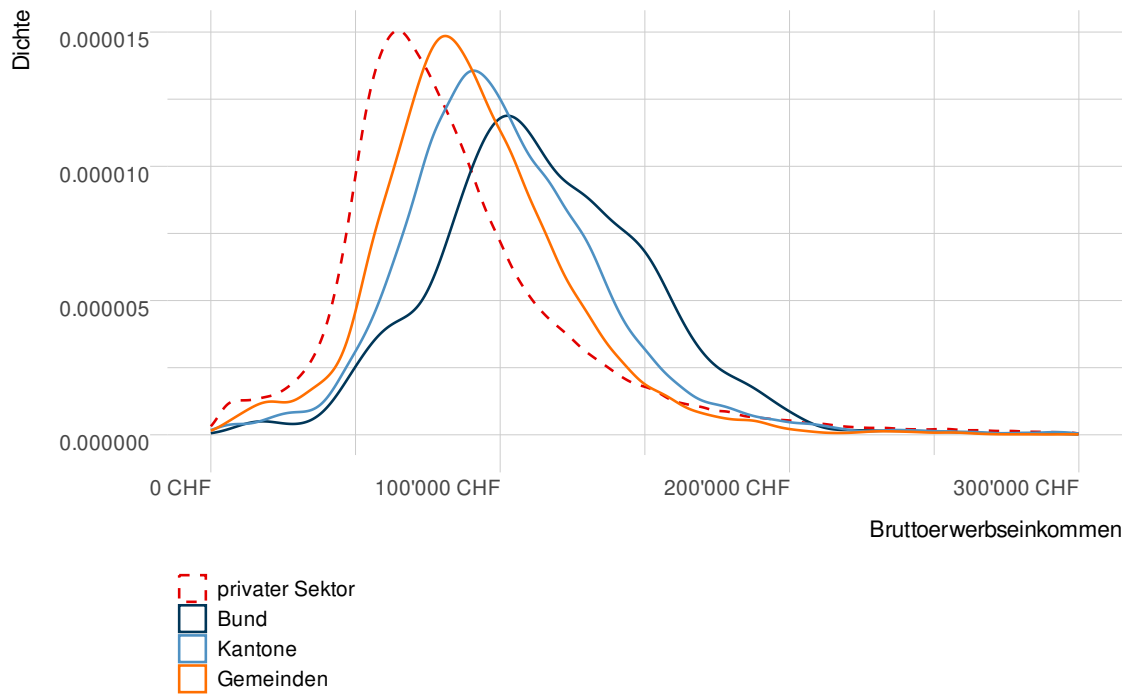
47 % der Beschäftigten im öffentlichen Sektor, aber nur 23 % im privaten Sektor üben akademische Berufe aus. Umgekehrt finden handwerkliche Berufe und Anlagenwarte selten den Weg in die Verwaltungen. Wer den Weg in die Verwaltung geht, bleibt gern. 3'659 Tage sind die Mitarbeiter im Schnitt in der Verwaltung, während die Arbeitskräfte im privaten Sektor 3'076 Tage im gleichen Unternehmen verweilen.

Die Verwaltungsmitarbeiter nehmen mit 55 % häufiger flexible Arbeitszeitmodelle wie Wochen- oder Jahresarbeitszeiten in Anspruch, als es in der Privatwirtschaft mit 40 % üblich ist. Und schliesslich liegen die Verwaltungsgeschicke in Schweizer Händen (92 %) – in den Händen von Schweizerinnen, um genauer zu sein. Der Frauenanteil beträgt 56 %, wohingegen der Frauenanteil im privaten Sektor 42 % beträgt.

Es ist naheliegend, den Lohnvergleich auf Branchen abzustellen, in denen ähnliche Tätigkeiten ausgeübt und ähnliche Qualifikationen verlangt werden. Wie beispielsweise

¹ Das Personal der Schulen und Universitäten zählt notabene im Regelfall institutionell nicht zur Verwaltung. Tabelle A.2 im Anhang enthält eine ausführliche Statistik für die einzelnen Verwaltungen. Mitarbeiter mit Pädagogik-Abschluss sind laut dieser in den Gemeinde- und Kantonsverwaltungen häufig anzutreffen, hingegen selten in der Bundesverwaltung.

Abbildung 4.1.: Verteilung der Löhne in den Verwaltungen und im privaten Sektor von 2017 bis 2022



Hinweis: Lohnverteilung für Vollzeitäquivalente bis zu einem Einkommen von 300'000 Franken pro Jahr.

Schaltegger und Eugster (2020) aufzeigen, halten die Löhne der Bundesverwaltung mit jenen in der Finanz- und Versicherungsbranche mit. Dieses Vorgehen kann mithilfe statistischer Verfahren und unter Einbezug einer umfangreichen Datenbasis weiter verfeinert werden. Mit sogenannten Matching-Verfahren lassen sich für die Verwaltungsbeschäftigten Vergleichsgruppen konstruieren, welche hinsichtlich höchster Ausbildung, Studienrichtung, Anstellungsdauer, Alter, Geschlecht, Zivilstand, Kinder, Berufsfeld, Pensum und Arbeitsmodell gleich zusammengesetzt, aber in der Privatwirtschaft tätig sind.

Aus dem Datenpool über die Beschäftigungsverhältnisse in der Privatwirtschaft wurden für alle drei Staatsebenen jeweils separate Vergleichsgruppen gebildet. Dessen Bedeutung wird in Abbildung 4.2 illustriert. Für alle berücksichtigten Merkmale sind anhand der standardisierten Mittelwertdifferenzen die Ähnlichkeiten zwischen den Verwaltungsmitarbeitern und den Arbeitskräften in der Privatwirtschaft abgebildet. Beim Vergleich der Verwaltungsmitarbeiter mit der gesamten Privatwirtschaft fallen die Unterschiede hoch aus (leere Punkte). Dies ist beispielsweise bei der Zusammensetzung der Arbeitskräfte nach Nationalität ersichtlich. Durch die Bildung von Vergleichsgruppen mittels Matching-Verfahren wird hingegen eine hohe Ähnlichkeit zwischen den Arbeitskräften in den Verwaltungen und der Vergleichsgruppe aus der Privatwirtschaft erreicht (gefüllte Punkte). Für fast alle Merkmale liegen die absoluten Mittelwertdifferenzen nach dem Matching unter der Schwelle von 0.1 (gepunktete Linie).

Das Ergebnis der Vergleichsgruppenbildung für die Löhne auf Basis der Daten der Schweizerischen Arbeitskräfteerhebung ist in Abbildung 4.3 dargestellt. Im Vergleich zur vorherigen Abbildung 4.1 rücken die Lohnverteilungen der Vergleichsgruppen näher an jene der Verwaltungen. Gleichwohl geht bereits aus der grafischen Evidenz hervor, dass die Lohnverteilungen in der Privatwirtschaft zumeist links beziehungsweise tiefer liegen als in den Verwaltungen. Diese Lohnunterschiede werden im nächsten Kapitel ökonomisch präzisiert und quantifiziert.

Die besprochenen Grafiken und Tabellen stützten sich auf die SAKE. Die Auswertung der LSE zeichnet ein ähnliches Bild. Die Verteilung der Löhne weist in den Rohdaten für alle Verwaltungsebenen ebenfalls auf höhere Löhne im Vergleich zur Privatwirtschaft hin (Abbildung A.2); die Bildung von spezifischen Vergleichsgruppen für die einzelnen Verwaltungen führt zu einer Annäherung der Löhne (Abbildung A.3). Die Zusammensetzung der Arbeitskräfte ist jener der SAKE ähnlich. Auffällig sind jedoch die Unterschiede in den Bruttoeinkommen, die in der LSE deutlich höher ausfallen als in der SAKE. So beträgt das durchschnittliche Einkommen für eine Vollzeitstelle in den Verwaltungen nach SAKE 100'377 Franken, wohingegen die LSE dieses mit 108'174 Franken beziffert. Die durchschnittlichen Lohndifferenzen zwischen der Privatwirtschaft und den Verwaltungen fallen in beiden Erhebungen somit trotz unterschiedlichen Lohnniveaus ähnlich aus. Die Unterschiede zwischen den Erhebungen werden in Kapitel 6 untersucht.

Abbildung 4.2.: Balance der Kovariaten aus der SAKE vor und nach dem Matching

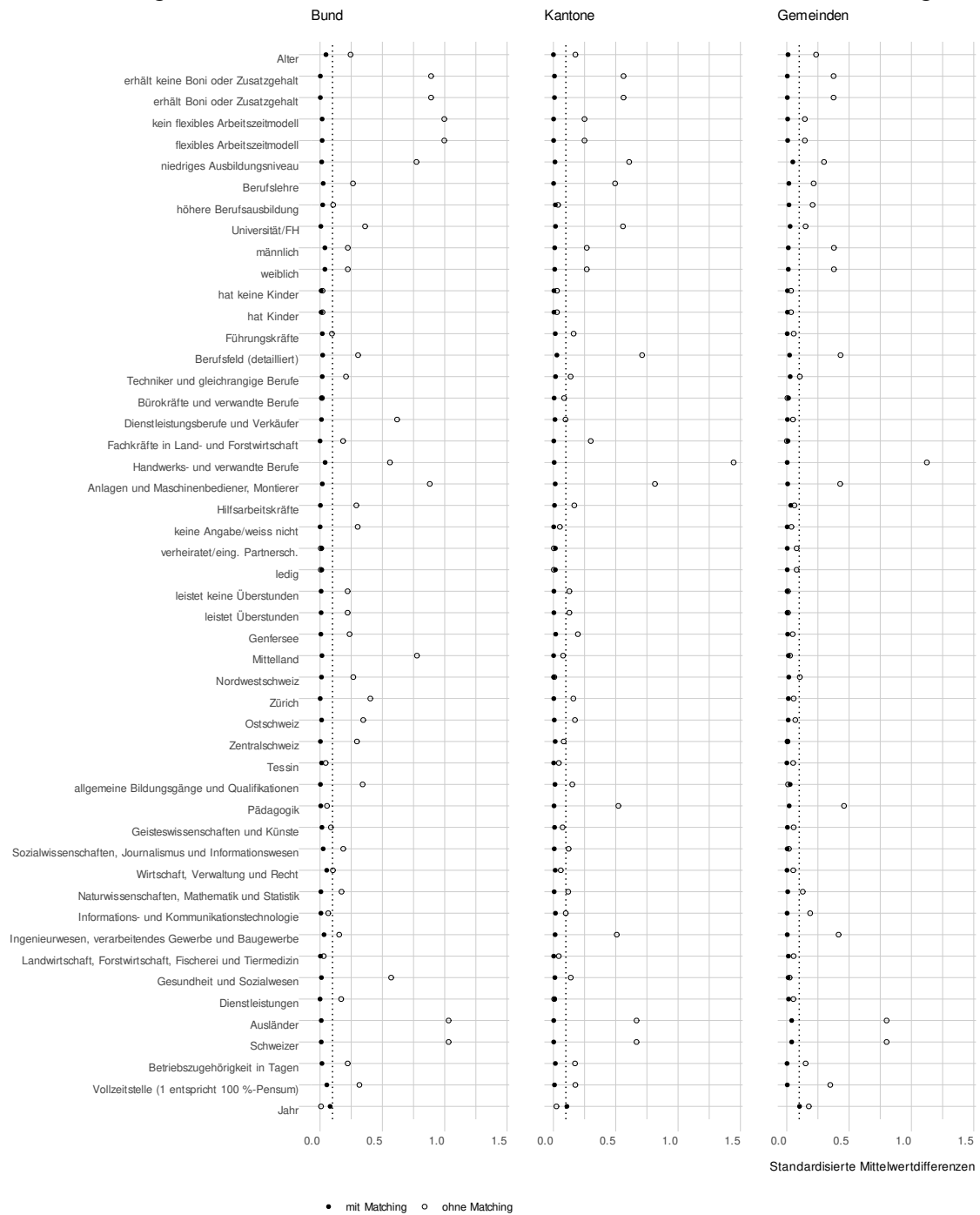
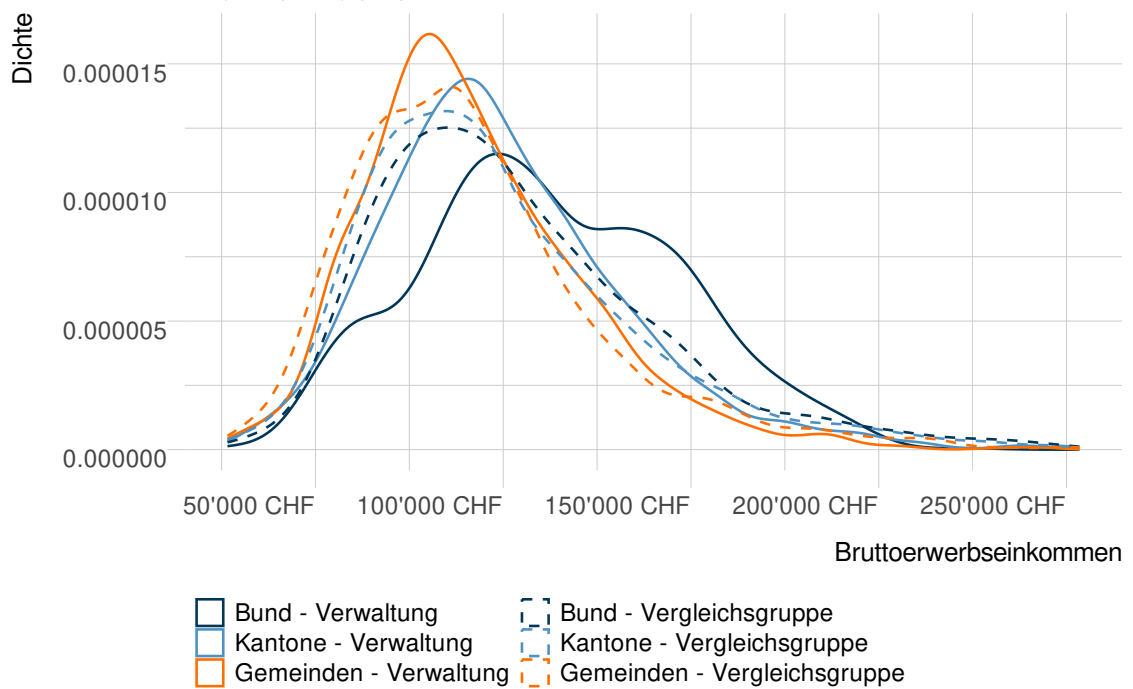


Abbildung 4.3.: Verteilung der Löhne in den Verwaltungen und in den Vergleichsgruppen von 2017 bis 2022



Hinweis: Lohnverteilung für Vollzeitäquivalente bis zu einem Einkommen von 300'000 Franken pro Jahr.

5. Lohnprämien in den öffentlichen Verwaltungen

5.1. Durchschnittliches Lohndifferenzial

Wie steht es um die sektoralen Lohndifferenzen, wenn gleichwertige Arbeitskräfte im öffentlichen und im privaten Sektor miteinander verglichen werden? Werden beispielsweise Mitarbeiter mit gleichwertigem Bildungs- und Erfahrungsrucksack in beiden Sektoren gleich entlohnt?

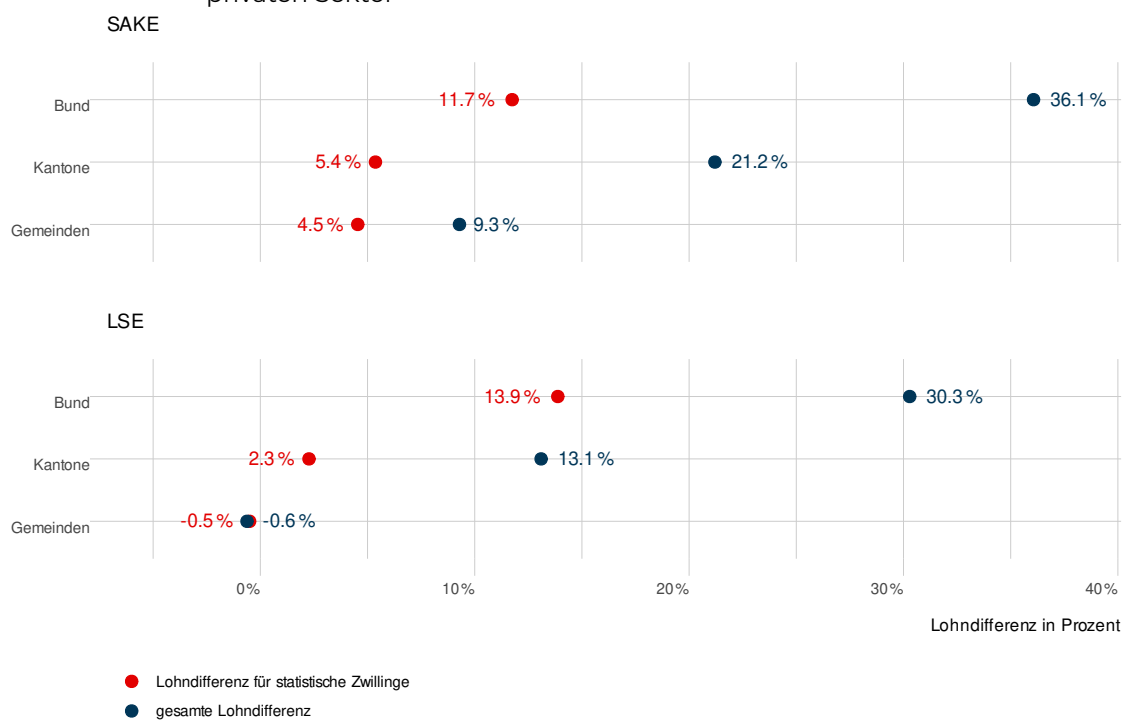
Abbildung 5.1 hält die durchschnittlichen Lohndifferenzen zwischen den Verwaltungen und der Privatwirtschaft gestützt auf die SAKE für die Jahre 2017 bis 2022 und die LSE für die Jahre 2016, 2018 und 2020 fest¹. Die roten Punkte entsprechen den Lohndifferenzen für vergleichbare Arbeitskräfte, während die blauen Punkte die Durchschnittslöhne der Branchen miteinander vergleichen. Die Schätzung der durchschnittlichen Lohnprämie für vergleichbare Arbeitskräfte beträgt gestützt auf die SAKE beim Bund 11.7%, bei den Kantonen 5.4% und bei den Gemeinden 4.5%. Die Schätzungen anhand der LSE zeigen für den Bund eine durchschnittliche Lohnlücke von 13.9%, bei den Kantonen eine Lohndifferenz von 2.3% und bei den Gemeinden einen Lohnmalus von -0.5%.

Die Schätzungen zeigen damit unabhängig vom Datensatz und Schätzverfahren, dass die Löhne der Verwaltungen im Verhältnis zur Privatwirtschaft mit der Staatsebene steigen, sprich, das durchschnittliche Lohngefälle ist für den Bund am grössten. Für den Bund und die Kantone fallen die durchschnittlichen Lohnprämien gemäss SAKE und LSE ähnlich aus. Zugleich bestätigen die Schätzungen für alle drei Staatsebenen die bisherigen Schätzungen des IWP (vgl. Portmann, Blümel und Schaltegger 2023a). Bei den Resultaten für die Gemeindeverwaltungen gibt es hingegen Diskrepanzen zwischen den Datensätzen. Die niedrigeren Ergebnisse der LSE lassen sich teilweise durch die unterschiedlichen Grundgesamtheiten und die erfassten Arbeitermerkmale der beiden Erhebungen erklären, wie wir in Kapitel 6 zeigen.

Zusätzlich zur Lohndifferenz für vergleichbare Arbeitskräfte bilden die blauen Punkte in Abbildung 5.1 die gesamte Lohnlücke ab. Es handelt sich um das Ergebnis einer einfach gestalteten Lohnanalyse, bei der für statistische Balance hinsichtlich Beobachtungsjahr und -region gesorgt wird. Schliesslich sollen die Löhne der Zürcher Verwaltungsangestellten im Jahr 2018 nicht mit Löhnen aus der Westschweiz im Jahr

¹ Die Resultate der Regressionen sind in Tabelle A.5 und Tabelle A.6 tabellarisch festgehalten.

Abbildung 5.1.: Durchschnittliche Lohndifferenziale zwischen den Verwaltungen und dem privaten Sektor



2010 verglichen werden. Weitere arbeitsmarktrelevante Merkmale wie der Bildungsstand oder die Anstellungsdauer der Arbeitskräfte im privaten Sektor werden hingegen *nicht* an die Merkmale der Verwaltungsmitarbeiter angeglichen. Gestützt auf die SAKE besteht eine Lohndifferenz von 36.1% beim Bund, 21.2% bei den Kantonen und 9.3% bei den Gemeinden gegenüber der Privatwirtschaft.

Die Gegenüberstellung der Lohndifferenzen für statistische Zwillinge (rote Punkte in Abbildung 5.1) und der gesamten Lohndifferenz ohne Angleichung von Merkmalen (blaue Punkte) verdeutlicht zweierlei. Erstens ist es wichtig, für einen fairen Lohnvergleich zwischen den Sektoren statistische Zwillinge zu vergleichen. Zwei Drittel der gesamten Lohndifferenz zwischen den Sektoren kann durch Unterschiede in den Merkmalen der Arbeitskräfte – etwa der Ausbildung und der Berufserfahrung – erklärt werden. Zweitens kann allerdings bis zu einem Drittel der Lohndifferenz nicht durch entsprechende Merkmale erklärt werden. Aus der Grafik geht ebenfalls hervor, dass die Gesamtlohndifferenzen (ohne Berücksichtigung der Qualifikationsunterschiede) in der SAKE durchwegs höher ausfallen als in der LSE. Kapitel 6 geht genauer darauf ein.

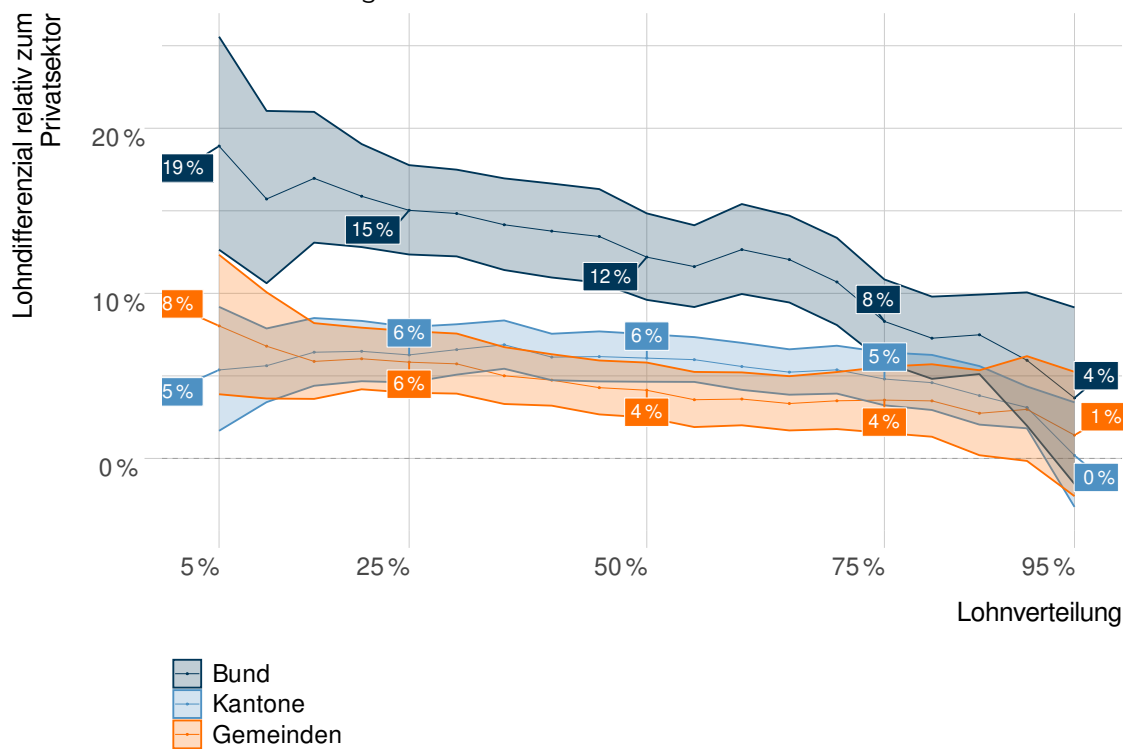
5.2. Lohndifferenzial und Lohnhöhe

Abbildung 5.1 gibt Auskunft über die durchschnittliche Lohndifferenz der Verwaltungsangestellten gegenüber der Privatwirtschaft. Abbildung 5.2 und Abbildung 5.3 illustrieren, dass das Lohngefälle zwischen den Sektoren systematisch von der Höhe des Lohns abhängt². Wie sind die Abbildungen zu lesen? Die y-Achse gibt an, wie viel mehr (positiver Wert) oder weniger (negativer Wert) ein Verwaltungsmitarbeiter im Vergleich zu einer vergleichbaren Arbeitskraft in der Privatwirtschaft verdient. Abgetragen sind jeweils die Punktschätzungen der Lohndifferenziale und die 95 %-Konfidenzintervalle. Diese widerspiegeln die statistischen Unsicherheiten der Schätzungen. Die Punktschätzung liegt demnach mit 95-prozentiger Sicherheit im abgebildeten Intervall. Auf der x-Achse sind die Lohnverteilungen der Verwaltungsebenen abgebildet. So entspricht beispielsweise 50% dem Medianlohn, der beim Bund in der untersuchten Stichprobe aus der SAKE im Zeitraum von 2017 bis 2022 einem Bruttojahreseinkommen für eine Vollzeitstelle von 109'452 Franken, bei den Kantonen von 95'148 Franken und bei den Gemeinden von 87'735 Franken beträgt. Der Median trennt die Arbeitskräfte in zwei gleich grosse Gruppen, deren Löhne entweder unter oder über dem Medianlohn liegen.

Die Auswertung der SAKE in Abbildung 5.2 zeigt, dass das Lohndifferenzial beinahe ausnahmslos im positiven Bereich liegt. In anderen Worten, die öffentlichen Verwaltungen belohnen die Angestellten mit einer Lohnprämie. Die Verwaltungslohnprämie fällt auf den drei Staatsebenen unterschiedlich aus. Am Median beträgt die Prämie beim Bund 12 %, bei den Kantonen fällt sie mit 6 % weniger als halb so hoch aus und bei den Gemeinden liegt sie bei 4 %.

²Die Resultate der Regressionen sind in Tabelle A.7 und Tabelle A.8 tabellarisch festgehalten.

Abbildung 5.2.: Lohndifferenzial zwischen den Verwaltungen und dem privaten Sektor für 2017-2022 gestützt auf die SAKE



Beim Bund kommt ein weiteres Muster zum Vorschein, das aus der internationalen Literatur bekannt ist. Die Lohnprämie sinkt (abgesehen vom 5 %-Quantil) mit steigendem Lohn stetig. Tiefe Löhne werden folglich gegenüber der Privatwirtschaft stärker angehoben als die hohen Löhne.

Auch für die Kantone und Gemeinden ist ein negativer Zusammenhang zwischen der Höhe der Lohnprämie und jener des Lohnes festzustellen. Allerdings ist die Lohnprämie vom 5 %-Quantil bis zum 85 %-Quantil stabil. Erst bei den höchsten Löhnen fällt die Prämie stark ab. Für die Gemeinden zeigt der Punktschätzer sogar einen (statistisch nicht signifikant von null verschiedenen) Lohnmalus von 1 % an.

Die Überlagerung der Konfidenzintervalle signalisiert, dass die Lohnprämien der Gemeinden statistisch nicht zweifelsfrei tiefer zu verorten sind als die Prämien in den Kantonen. Für den Bund kann hingegen statistisch gut gesichert für den ganzen Lohnverlauf von einer Lohnprämie gesprochen werden, die deutlich höher ausfällt als bei den Gemeinden und den Kantonen.

Da nur wenige Verwaltungslöhne am unteren und oberen Ende der abgebildeten Lohnverteilungen liegen, sind die Schätzungen an den Enden der Verteilungen mit mehr Unsicherheit behaftet.³

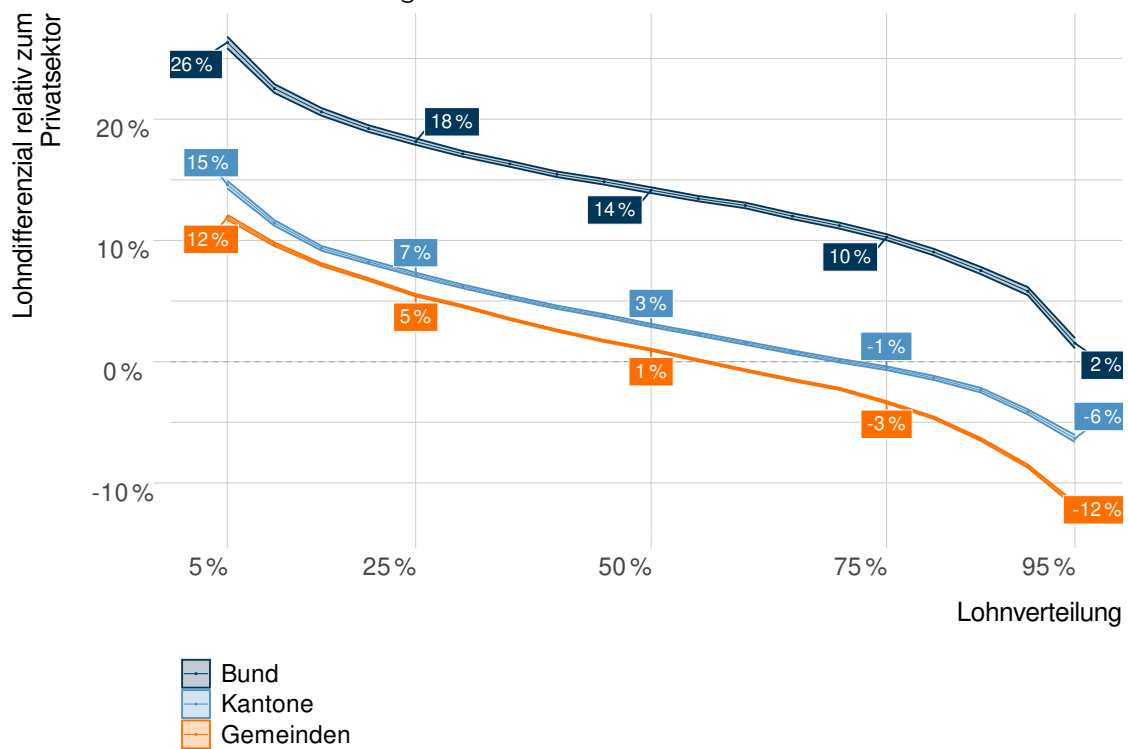
Wie sieht es aus, wenn die Lohnanalyse auf die Daten der Lohnstrukturerhebung abgestützt wird? Wie Abbildung 5.3 illustriert, beträgt die Lohnprämie für die Bundesverwaltung am 5 %-Quantil 26 % und fällt auf 2 % bis zum 95 %-Quantil ab. Der negative Zusammenhang zwischen der Lohnprämie und der Lohnhöhe fällt damit etwas prononcierter aus als in der Analyse basierend auf der SAKE. Für den Bund existiert dennoch über die gesamte Lohnverteilung eine positive Lohnprämie gegenüber der Privatwirtschaft.

Auch für die Kantons- und Gemeindeverwaltungen fällt der negative Zusammenhang zwischen dem Lohndifferenzial gegenüber der Privatwirtschaft und der Höhe des Lohnes ausgeprägter aus. Für die tiefsten Löhne innerhalb der Kantonsverwaltungen wird eine Lohnprämie von 15 % geschätzt. Die Prämie wandelt sich ab dem 75 %-Quantil in einen Lohnmalus der am obersten Ende -6 % beträgt. Für die Gemeinden beträgt die Lohnprämie am unteren Ende 12 %, die Löhne nähern sich beim 55 %-Quantil den relevanten Marktlöhnen an. Für die höheren Lohnklassen weisen die Schätzungen auf einen Lohnmalus von bis zu -12 % hin.

Die Konfidenzintervalle fallen in Abbildung 5.3 schmäler aus als in Abbildung 5.2, was die grössere Beobachtungszahl und die tiefere statistische Unsicherheit der Schätzungen widerspiegelt. Trotzdem ermöglicht die SAKE die Berücksichtigung einer grösseren Anzahl von Merkmalen der Arbeitskräfte in der Analyse. Wie wir in Kapitel 6 diskutieren,

³ Dies geht aus den Konfidenzintervallen hervor, die sich gegen 5 % und 100 % hin trompetenförmig öffnen. Allgemein zeigen die Konfidenzintervalle des Bundes mehr statistische Unsicherheit an. Diese ist der vergleichsweise geringen Beobachtungszahl des Bundes geschuldet.

Abbildung 5.3.: Lohndifferenzial zwischen den Verwaltungen und dem privaten Sektor für 2016 bis 2020 gestützt auf die LSE



könnten die berücksichtigten Merkmale zur Erklärung der Unterschiede zwischen den Schätzergebnissen für die beiden Datenquellen beitragen.

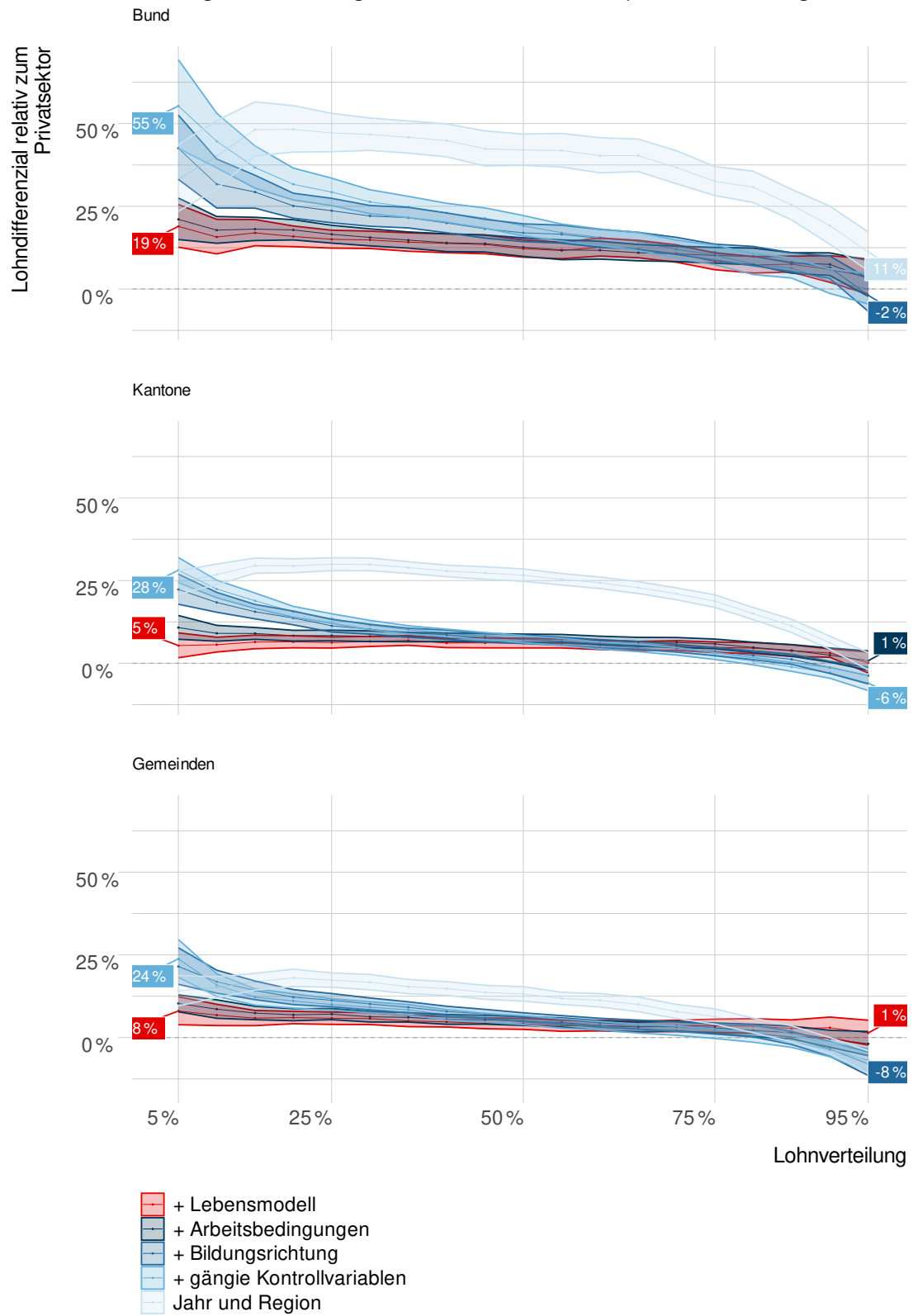
6. Die Krux der Suche nach statistischen Zwillingen

Die bisherigen Auswertungen deuten an, dass die Datengrundlage einen Einfluss auf das geschätzte Lohndifferenzial haben kann. Wir gehen in diesem Abschnitt auf die Bedeutung der berücksichtigten Merkmale bei der Zwillingssuche und der eingesetzten Erhebungen ein.

Die vertiefte Lohnanalyse fördert in der Regel Lohndifferenziale zwischen den Sektoren zutage, die geringer ausfallen als die gesamte Lohnlücke gemäss Lohnstatistik (wie in Abbildung 5.1 illustriert). Wie lässt sich dies erklären? Die Lohnanalyse vergleicht Zwillinge, also gleichwertige Arbeitskräfte im öffentlichen und privaten Sektor. Sie zeigt auf, inwiefern Lohnunterschiede durch eine unterschiedliche Bewertung und Entlohnung von Faktoren wie Anstellungsdauer und Ausbildung entstehen. Die gesamte Lohnlücke zwischen den Sektoren reflektiert nicht nur die unterschiedliche Bewertung der Faktoren, sondern bezieht auch die unterschiedliche Faktorausstattung der Arbeitskräfte ein. So können beispielsweise Hochqualifizierte mit Abschluss in einer bestimmten Studienrichtung in einem der beiden Sektoren übervertreten sein.

Abbildung 6.1 schlüsselt basierend auf der SAKE für die Jahre 2017 bis 2022 die gesamte Lohnlücke nach Merkmalsgruppen auf. Wird in der Lohnanalyse lediglich temporale und räumliche Ähnlichkeit herbeigeführt (wie in Abbildung 5.1 mit blauen Punkten illustriert), resultieren Lohnprämien von über 50 %. Werden zusätzlich die in der Arbeitsmarktliteratur gängigsten Merkmale Anstellungsdauer, Alter, Geschlecht, Nationalität und höchster Bildungsabschluss berücksichtigt, reduziert sich die Lohnlücke zwischen den Sektoren erheblich. Werden bei der Bildung der Zwillingspaare aus dem privaten Sektor und der Verwaltung sukzessive die Bildungsrichtung, die Arbeitsbedingungen (Überstunden, flexible Arbeitsmodelle, leistungsabhängige Lohnzahlungen) und schliesslich auch das Lebensmodell (Zivilstand und Kinder) einbezogen, verringert sich die Lohnlücke tendenziell. Nur im oberen Lohnbereich verhält es sich diesbezüglich anders. Werden die zwei hellblau abgebildeten Merkmalsgruppen (gängigsten Merkmale und die Studienrichtung) berücksichtigt, resultieren in den Gemeinde- und Kantonsverwaltungen geringere Lohnmalusse und beim Bund eine tiefere Lohnprämie, als wenn auch die Arbeitsbedingungen (dunkelblau) und das Lebensmodell (rot) berücksichtigt werden. Der Anstieg der Lohnprämien bei Berücksichtigung dieser Faktoren legt nahe, dass man für diese in den Verwaltungen besser entlohnt wird als im privaten Sektor.

Abbildung 6.1.: Von der gesamten Lohnlücke zum perfekten Zwilling



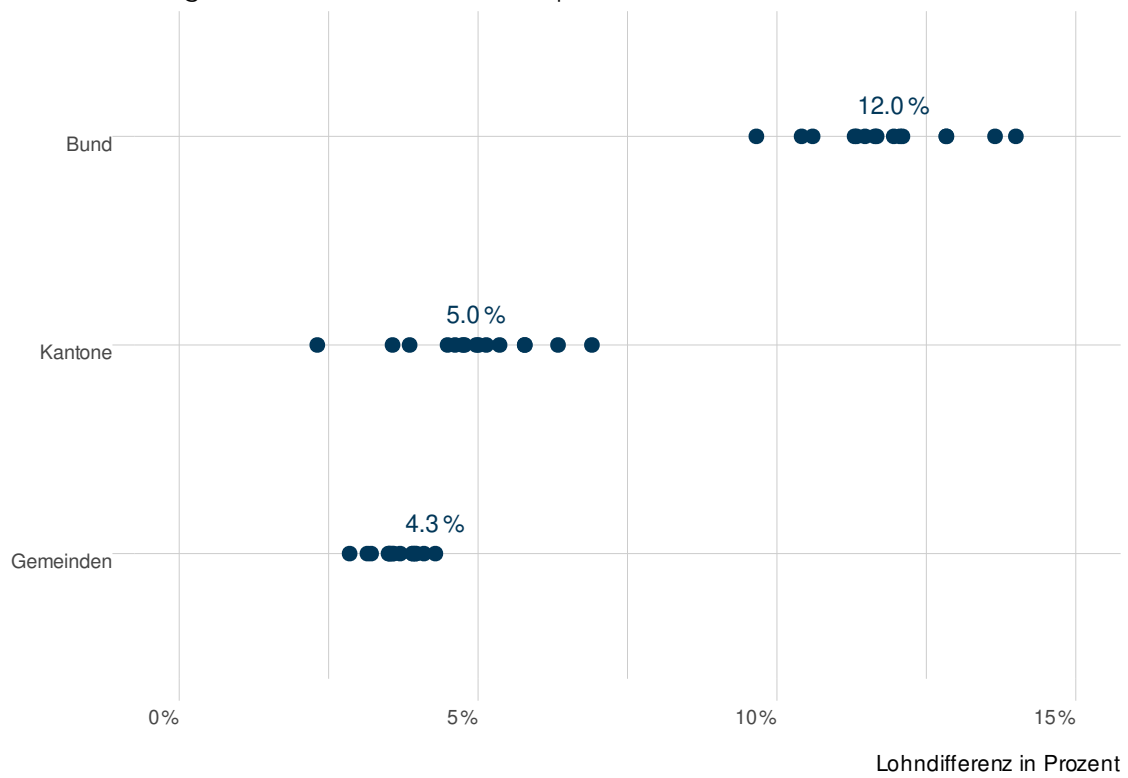
Die hier präsentierten Varianten von Lohnschätzungen basieren auf der SAKE. Sie lassen bei der Findung von Zwillingen aus der Privatwirtschaft und den Verwaltungen je unterschiedliche Merkmale unberücksichtigt. Der Variantenvergleich bietet ebenfalls eine Erklärungsansatz für die Unterschiede zwischen den Lohnschätzungen basierend auf der SAKE und der LSE, namentlich den stärker fallenden Zusammenhang zwischen der Lohnprämie und der Höhe des Einkommens. In der LSE sind weniger Merkmale aus den Gruppen Lebensmodell und Arbeitsbedingungen verfügbar und auch die Bildungsrichtung der Arbeitskräfte ist nicht bekannt. Wie Abbildung 6.1 illustriert, wird durch die Berücksichtigung dieser Merkmale die Lohnprämie im unteren Einkommensbereich tendenziell reduziert, während sie im oberen Einkommensbereich steigt.

Lohnanalysen sind stets mit der Problematik konfrontiert, dass lohnrelevante Aspekte einer Arbeitsbeziehung von der Arbeitsmotivation über die Berufserfahrung einer Arbeitskraft bis hin zum Stressfaktor einer Stelle nicht in den verfügbaren Erhebungen erfasst sind. Doch auch die Informationen, welche in den Erhebungen wie der SAKE und der LSE vorhanden sind, können aus statistischen und ökonomischen Gründen nicht alle gleichzeitig in die Schätzmodelle integriert werden. Wir haben deshalb zahlreiche Sensitivitätsanalysen durchgeführt, bei denen Beobachtungen oder Merkmale aus der Untersuchung ausgeschlossen und Merkmale mehr oder weniger detailliert berücksichtigt wurden. Die Tests, welche die Robustheit der Resultate gegenüber Variationen im Schätzmodell untersuchen, sind in Kapitel A.4 ausführlich beschrieben.

Abbildung 6.2 fasst die Ergebnisse grafisch zusammen. Für die Tests wurden die Jahre 2007 bis 2022 verwendet, da vereinzelt auf Teilstichproben mit geringer Beobachtungszahl zurückgegriffen wird. Beschriftet sind die Schätzungen, die sich von jenen in Abbildung 5.1 nur durch den Beobachtungszeitraum unterscheiden. Eine erste Erkenntnis der Sensitivitätsanalyse ist, dass sich die geschätzten Lohndifferenziale über die Zeit nur wenig verändern. Weiter geht hervor, dass es sich bei den in den vorherigen Abschnitten präsentierten Schätzungen basierend auf der SAKE im Vergleich zu den übrigen Modellvarianten nicht um Extremfälle handelt. Die Schätzwerte streuen für den Bund von 9.7 % bis 14.0 %, für die Kantone von 2.3 % bis 6.9 % und für die Gemeinden von 2.9 % bis 4.3 %.

Die jährlichen Bruttoerwerbseinkommen für Vollzeitstellen liegen in der LSE höher als in der SAKE (siehe Tabelle 4.1 und Tabelle A.3). Ausserdem fällt die gesamte Lohndifferenz zwischen den Verwaltungen und der Privatwirtschaft in der SAKE höher aus als in der LSE (siehe Abbildung 5.1). Wie das Bundesamt für Statistik (2021a) schreibt, lassen sich die Unterschiede zwischen den Durchschnittslöhnen der beiden Erhebungen nicht restlos erklären; sie können jedoch grösstenteils auf die unterschiedlichen Grundgesamtheiten zurückgeführt werden. Die LSE ist unter anderem auf Arbeitnehmer von Unternehmen mit mindestens drei Beschäftigten des zweiten und dritten Sektors beschränkt. Wir haben in weiteren Schätzungen die Daten der SAKE an die Grundgesamtheit der LSE angeglichen. Die so ermittelten durchschnittlichen Lohndifferenzen sind in Abbildung 6.2 ebenfalls abgetragen. Während die Angleichung der Daten auf die durchschnittliche Lohnlücke

Abbildung 6.2.: Durchschnittliche Lohnprämie für verschiedene Modellvarianten



beim Bund und den Kantone nur einen geringen Einfluss hat, führt die Angleichung für Gemeinden zu einer geschätzten Lohnlücke von 3.2% am unteren Ende des Streubereichs in Abbildung 6.2. Das bedeutet, dass die Unterschiede in den Schätzungen zwischen der SAKE und der LSE für die Gemeinden teilweise, aber nicht vollständig auf die Unterschiede in der Grundgesamtheit zurückgeführt werden können. Die Quelle der Differenzen gilt es in zukünftigen Untersuchungen zu eruieren.

7. Lohndifferenziale im zeitlichen Verlauf

Wirtschaftspolitisch ist es von Interesse, die Veränderung der Lohndifferenziale zwischen den Sektoren im Verlauf zu untersuchen. Die SAKE lässt aufgrund der geringen Beobachtungszahl keine Auswertungen für einzelne Jahre zu. Der gesamte Beobachtungszeitraum ab 2007 lässt sich jedoch in zwei Zeiträume bis 2016 und ab 2017 bis 2022 einteilen.

In Abbildung 7.1 sind die Lohndifferenziale für die beiden Zeiträume abgebildet. Die Konfidenzintervalle der Schätzergebnisse der einzelnen Zeiträume überlappen sich grösstenteils. Das heisst, dass sich für die einzelnen Quantile meist keine gesicherte, statistisch signifikante Veränderung des Lohndifferenzials feststellen lässt. Auf Stufe der durchschnittlichen Lohndifferenziale lassen sich hingegen Aussagen treffen, wobei sich auch die durchschnittlichen Lohndifferenziale kaum verändert haben. So beträgt die durchschnittliche Lohnprämie der Bundesverwaltung in beiden Zeiträumen 11.7%. Für die Kantonsverwaltungen eruieren wir einen geringen Anstieg von 4.7% auf 5.4% und für die Gemeinden bleibt die durchschnittliche Lohndifferenz konstant bei 4.3%.

Die LSE wird im Zweijahresrhythmus mit einer Stichprobe von 1.5 bis 2 Millionen Teilnehmern erhoben. Dies ermöglicht es, Lohnanalysen nach dem gleichen Verfahren wie in Kapitel 5 für alle Erhebungsjahre einzeln durchzuführen. Die durchschnittlichen Lohndifferenziale zwischen den Verwaltungen und der Privatwirtschaft nach Jahren sind in Tabelle 7.1 zusammengefasst.

Für die Bundesverwaltung weist die durchschnittliche Lohnprämie eine fallende Tendenz auf von 18% im Jahr 2014 auf 12% in 2020. Für die Kantonsverwaltungen lässt sich kein klarer zeitlicher Trend feststellen. Die Schätzwerte legen nahe, dass im Durchschnitt über alle Verwaltungsangestellten eine Lohnprämie gegenüber der Privatwirtschaft besteht. Für die Gemeindeverwaltungen pendelt das Lohndifferenzial gegenüber der Privatwirtschaft um die Nullprozentlinie.

Veränderungen der Lohndifferenziale können auf zwei Arten zustande kommen. Erstens können statistische Gründe wie zufällige Schwankungen in der Stichprobe einen Einfluss haben. Zweitens können materielle Veränderungen in den Löhnen dafür verantwortlich sein. Insbesondere ist davon auszugehen, dass die Löhne in der Privatwirtschaft volatiler sind und stärker vom Konjunkturverlauf und Ereignissen wie der COVID-19-Pandemie geprägt sind als die Löhne im öffentlichen Sektor. Dies gilt es in zukünftigen Studien genauer zu untersuchen.

Abbildung 7.1.: Lohndifferenzial zwischen den Verwaltungen und dem privaten Sektor
nach Zeitraum

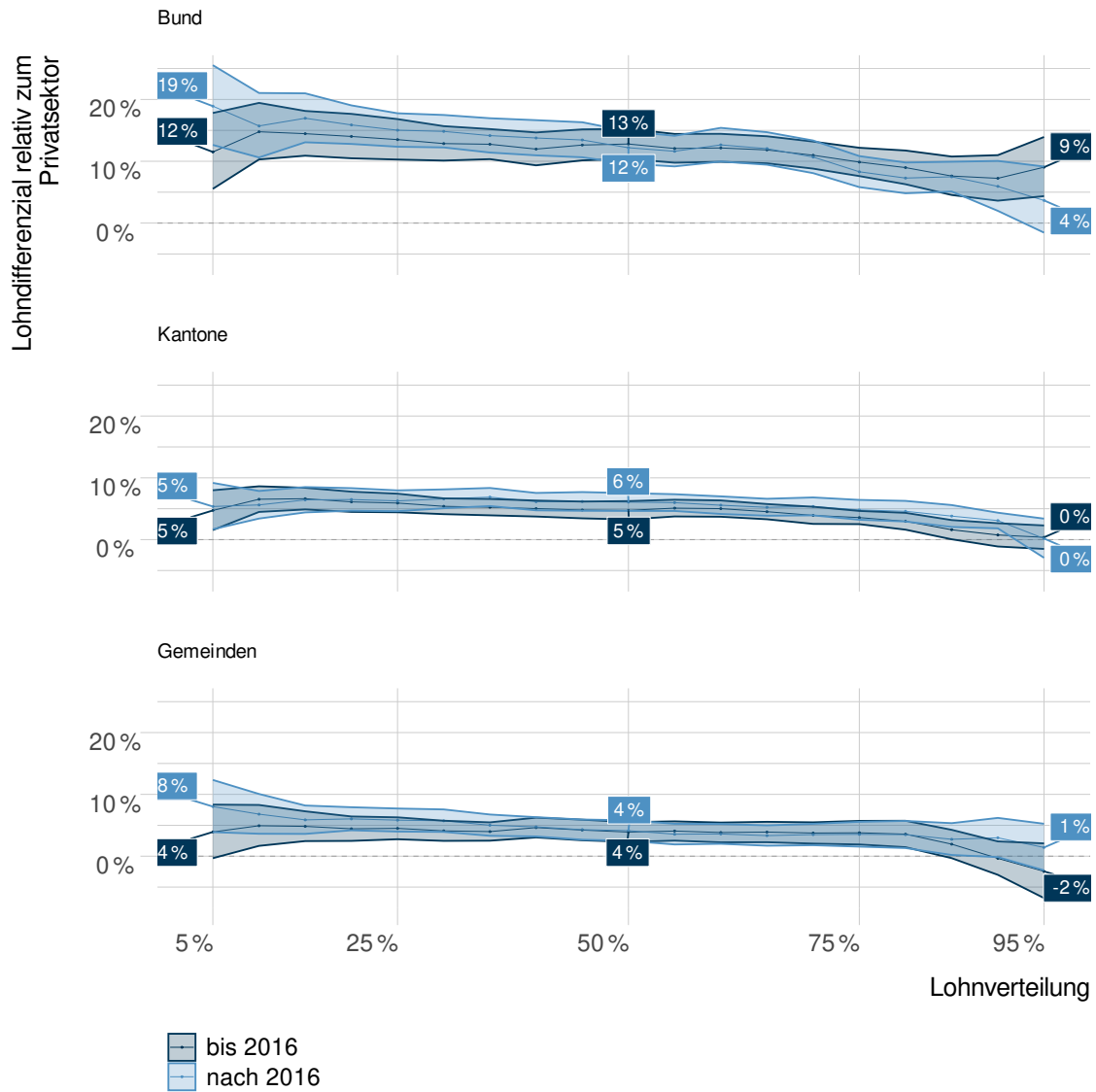


Tabelle 7.1.: Durchschnittliches Lohnunterschiede zwischen den Verwaltungen und der Privatwirtschaft über die Zeit gestützt auf die LSE

Jahr	Bund		Kantone		Gemeinden	
	Differenz	N	Differenz	N	Differenz	N
2012	-	-	1.3%	42'480	-0.6%	23'732
2014	18.0%	37'102	0.3%	46'782	-0.7%	27'912
2016	14.9%	38'374	2.3%	44'620	-1.8%	25'254
2018	15.2%	35'888	3.1%	68'302	1.3%	30'586
2020	12.0%	38'850	0.8%	69'696	-1.2%	40'626

Hinweis: Aufgrund fehlender Daten ist es nicht möglich, für die Bundesverwaltung im Jahr 2012 eine vergleichbare Lohnprämie zu berechnen.

Insgesamt lassen sich aufgrund der Diskrepanzen zwischen der SAKE und der LSE und der Volatilität der Schätzungen basierend auf der LSE keine aussagekräftigen Schlussfolgerungen ziehen, wie sich die Lohndifferenziale zwischen den Sektoren verändert haben.

8. Welche Lohnlücke für wen?

Die Lohnunterschiede zwischen den Sektoren sind nicht für alle Arbeitskräfte gleich hoch. Die Lohnprämie fällt für Bundesangestellte und für Geringverdiener höher und für Angestellte in den Kantons- und Gemeindeverwaltungen und für Hochlohnbezüger vergleichsweise tiefer aus. So viel geht aus den bereits diskutierten Resultaten hervor. Doch wie verhalten sich die Lohndifferenziale für Frauen im Vergleich zu Männern, für langjährige Mitarbeiter im Vergleich zu Berufseinsteigern? In diesem Kapitel werden nach Merkmalsausprägungen differenzierte Lohnlücken und damit Antworten auf die gestellten Fragen präsentiert. Die Resultate sind grafisch aufbereitet in Abbildung 8.1 bis Abbildung 8.9 zu finden¹. Die Auswertungen in diesem Abschnitt stellen auf die Daten der SAKE und für den Zeitraum ab 2007 bis 2022 ab. Die wichtigsten Erkenntnisse werden im Anschluss diskutiert.

¹Die Abbildungen zeigen die Punktschätzungen der Lohndifferenziale und die 95 %-Konfidenzintervalle für verschiedene Personengruppen. Eine Überlappung der Konfidenzintervalle zwischen zwei Gruppen deutet darauf hin, dass der Unterschied zwischen den Lohndifferenzialen der beiden Gruppen möglicherweise nicht signifikant ist. Die formellen statistischen Tests, welche die Signifikanz des Unterschieds eindeutig bestimmen, sind auf Anfrage bei den Autoren erhältlich.

Abbildung 8.1.: Lohndifferenzial zwischen den Verwaltungen und dem privaten Sektor
nach Alter

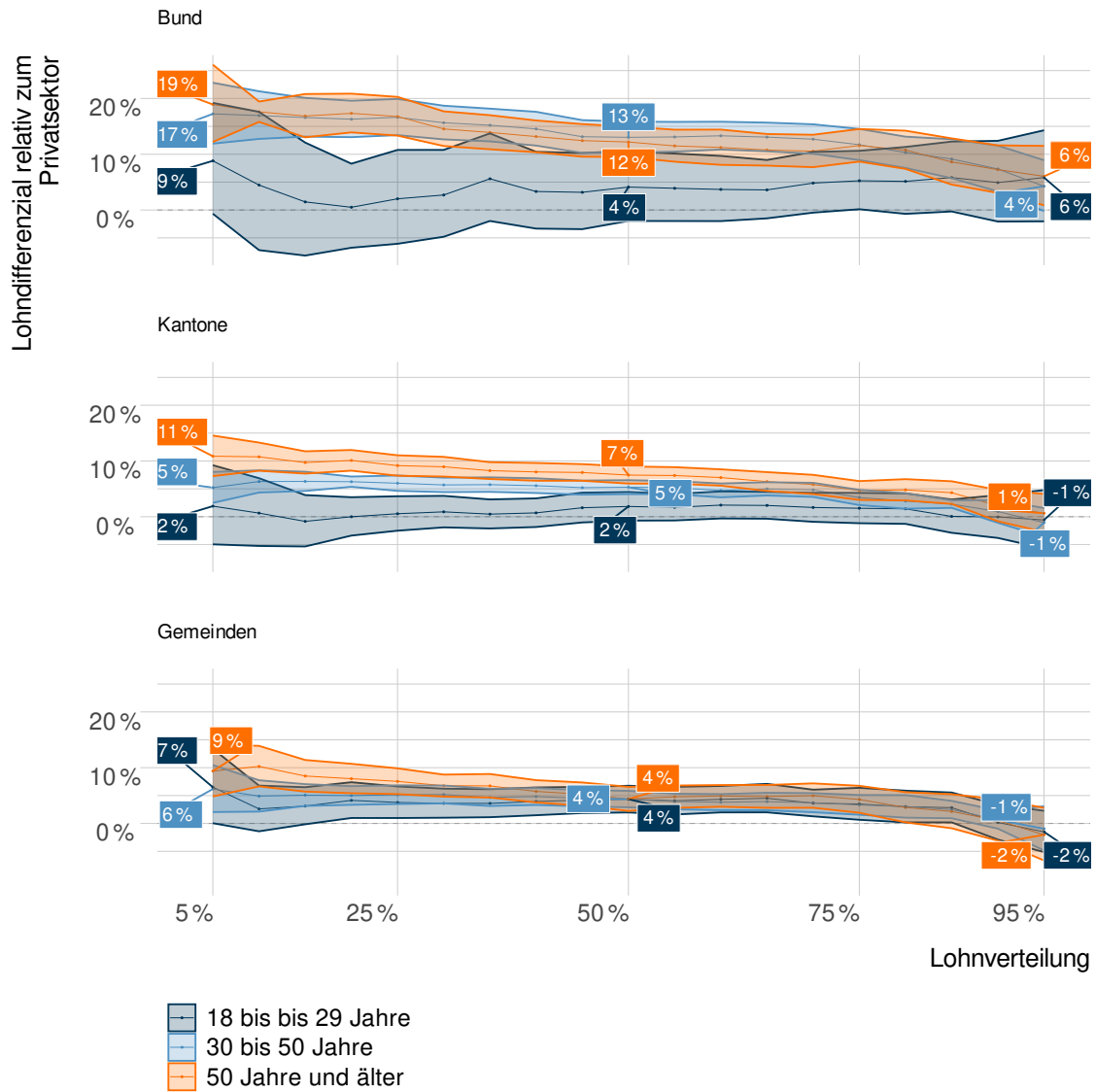


Abbildung 8.2.: Lohndifferenzial zwischen den Verwaltungen und dem privaten Sektor
nach Anstellungsdauer

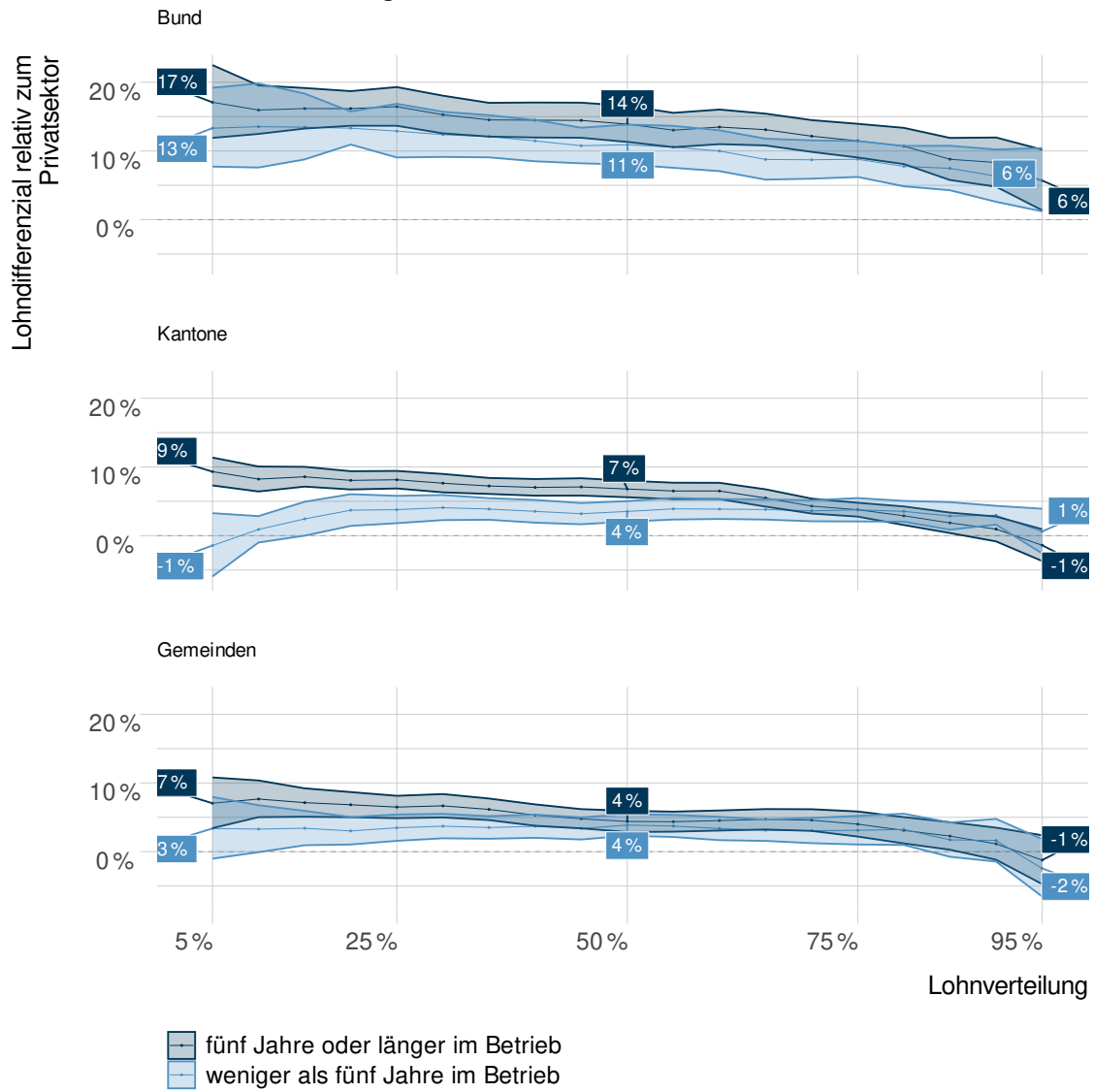


Abbildung 8.3.: Lohndifferenzial zwischen den Verwaltungen und dem privaten Sektor
nach Arbeitszeitmodell

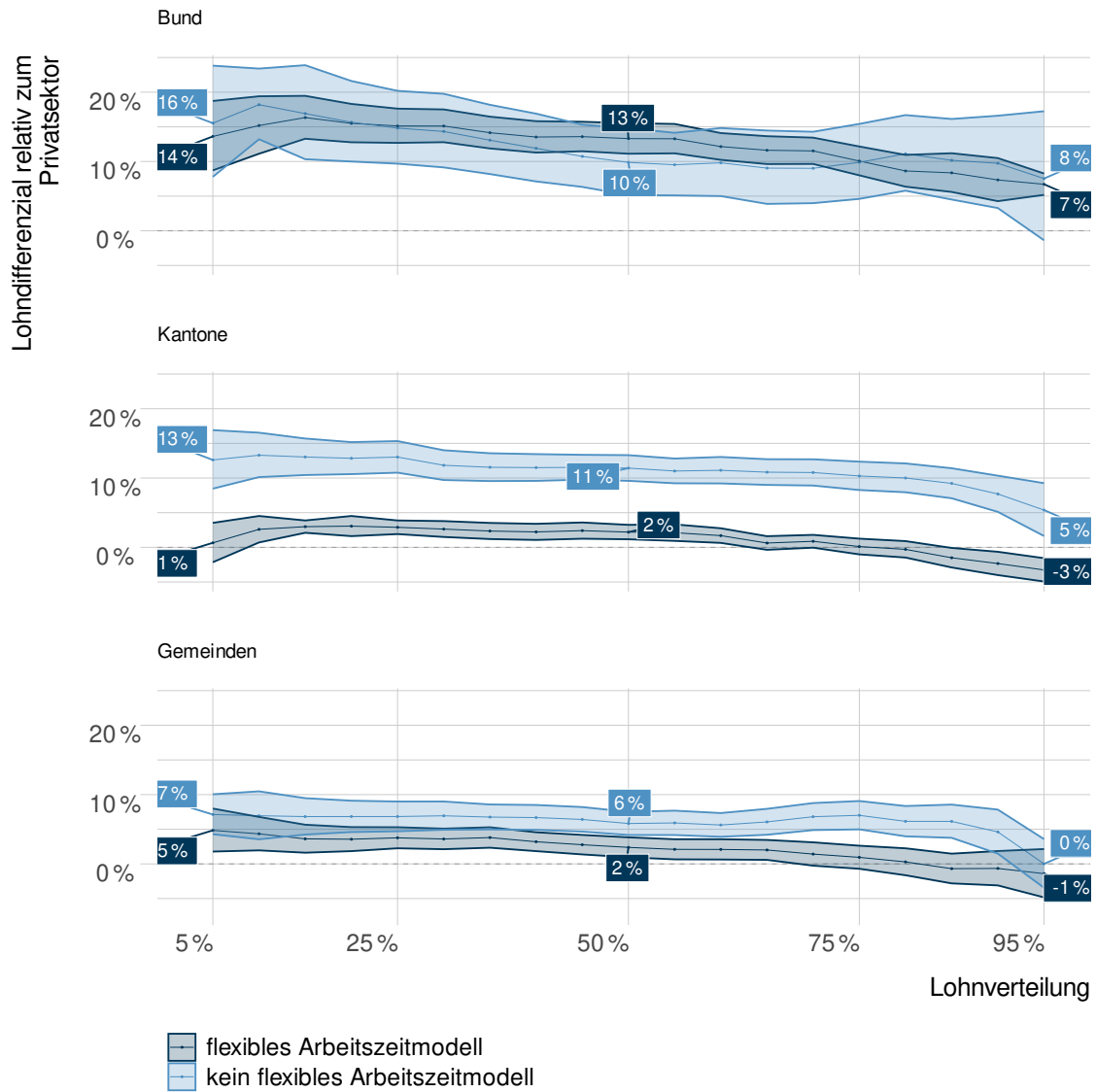


Abbildung 8.4.: Lohndifferenzial zwischen den Verwaltungen und dem privaten Sektor
nach Berufsfeld

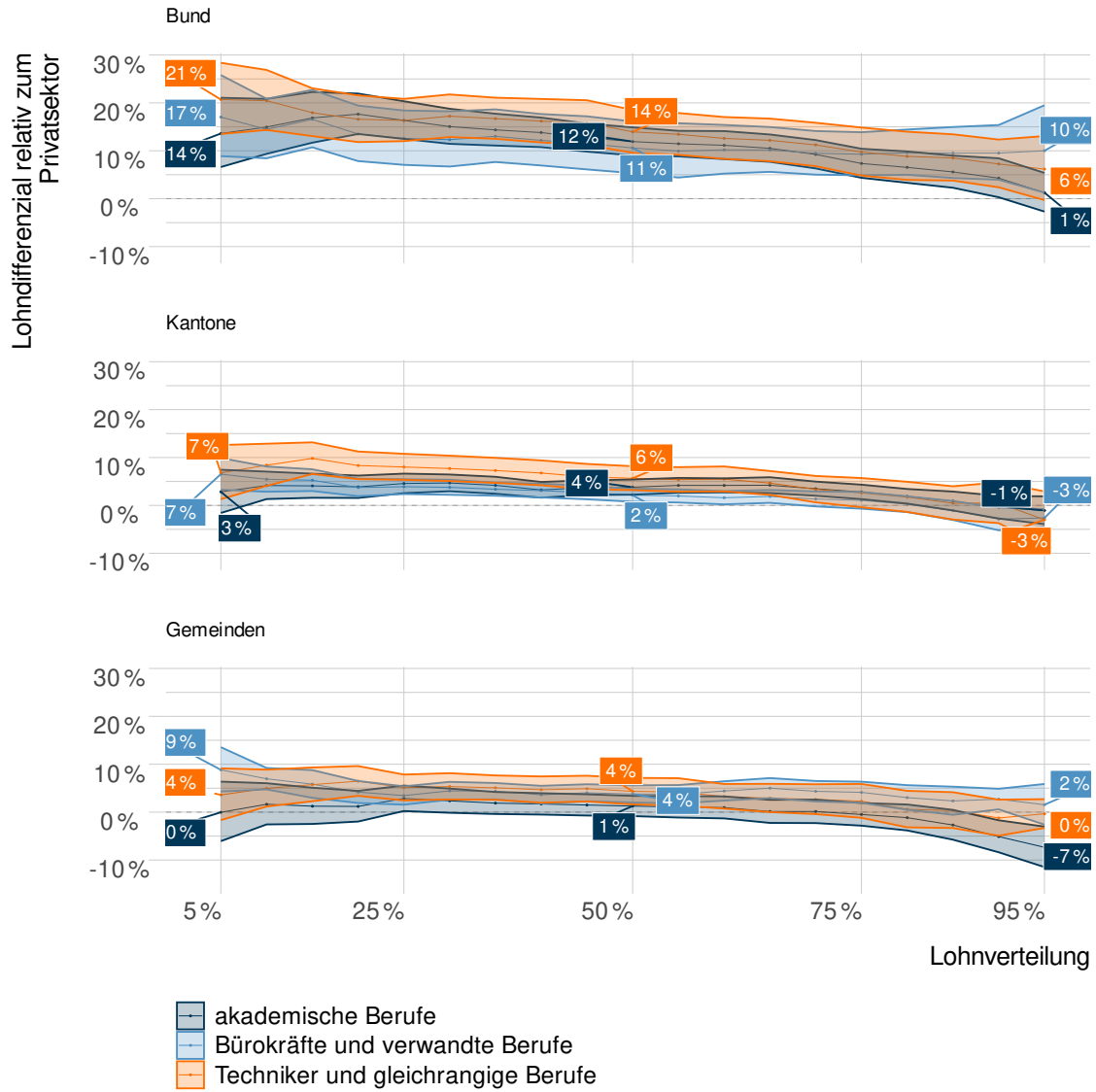


Abbildung 8.5.: Lohndifferenzial zwischen den Verwaltungen und dem privaten Sektor nach höchstem Bildungsabschluss

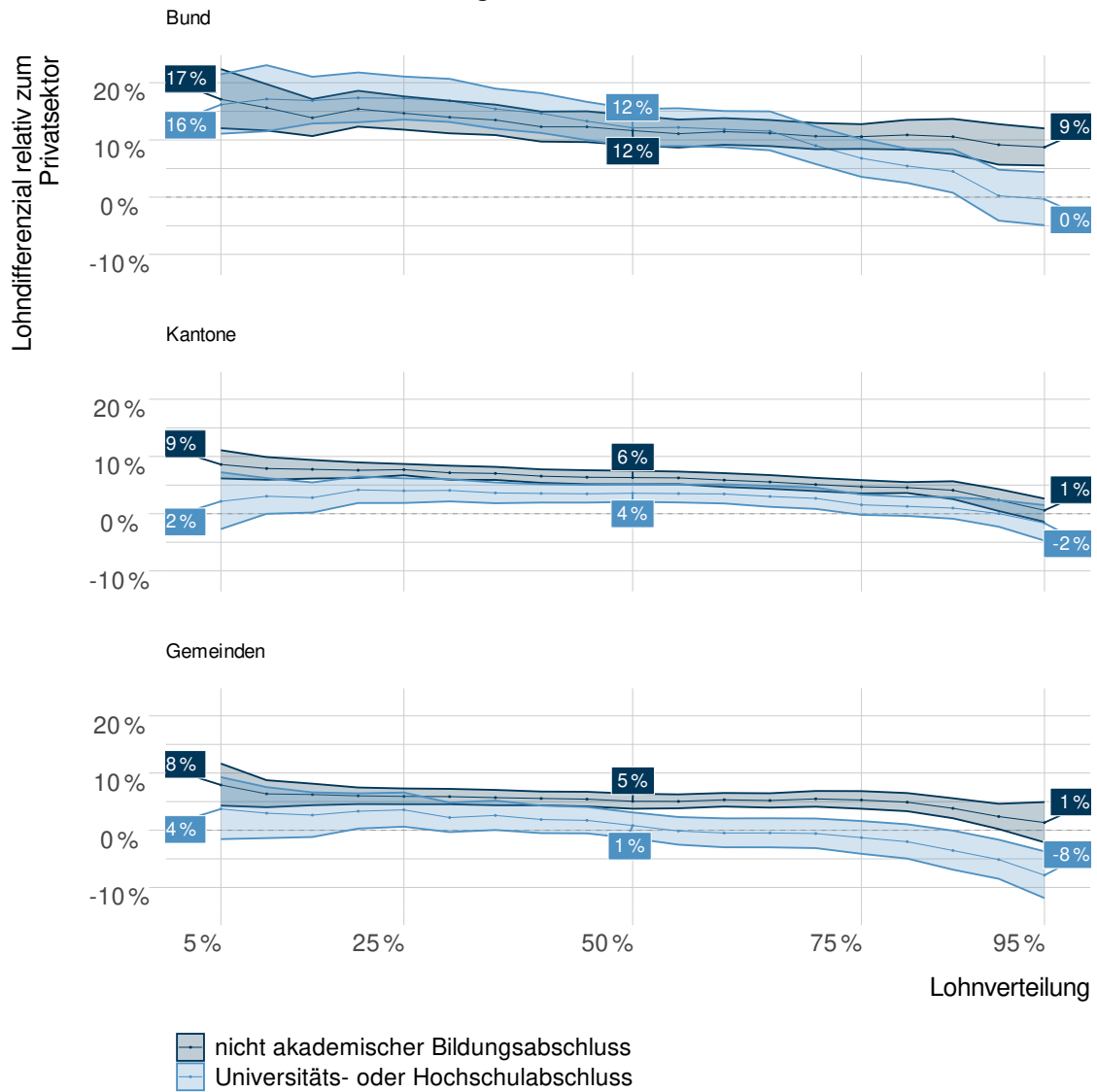


Abbildung 8.6.: Lohndifferenzial zwischen den Verwaltungen und dem privaten Sektor
nach Elternstatus

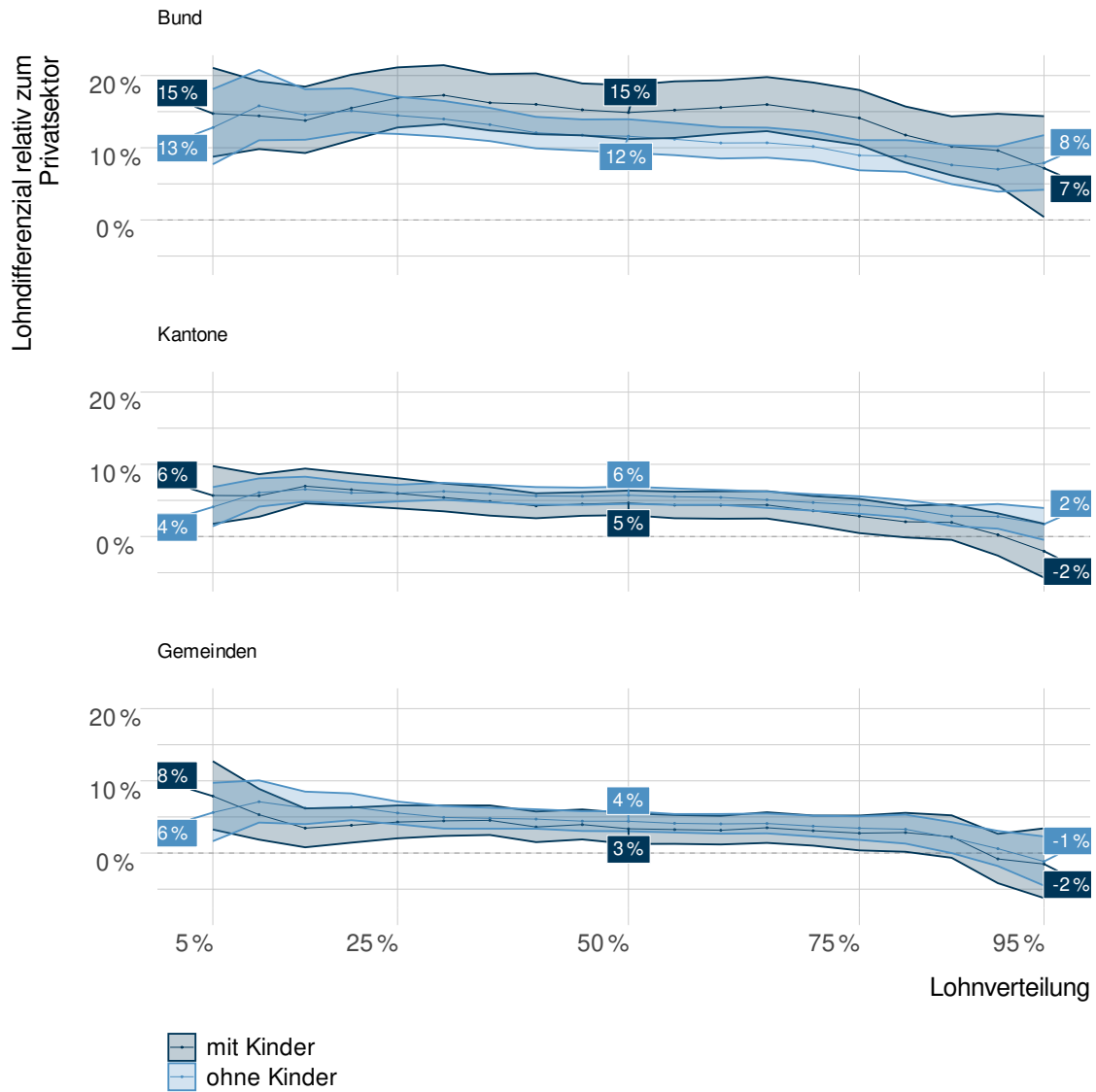


Abbildung 8.7.: Lohndifferenzial zwischen den Verwaltungen und dem privaten Sektor
nach Geschlecht

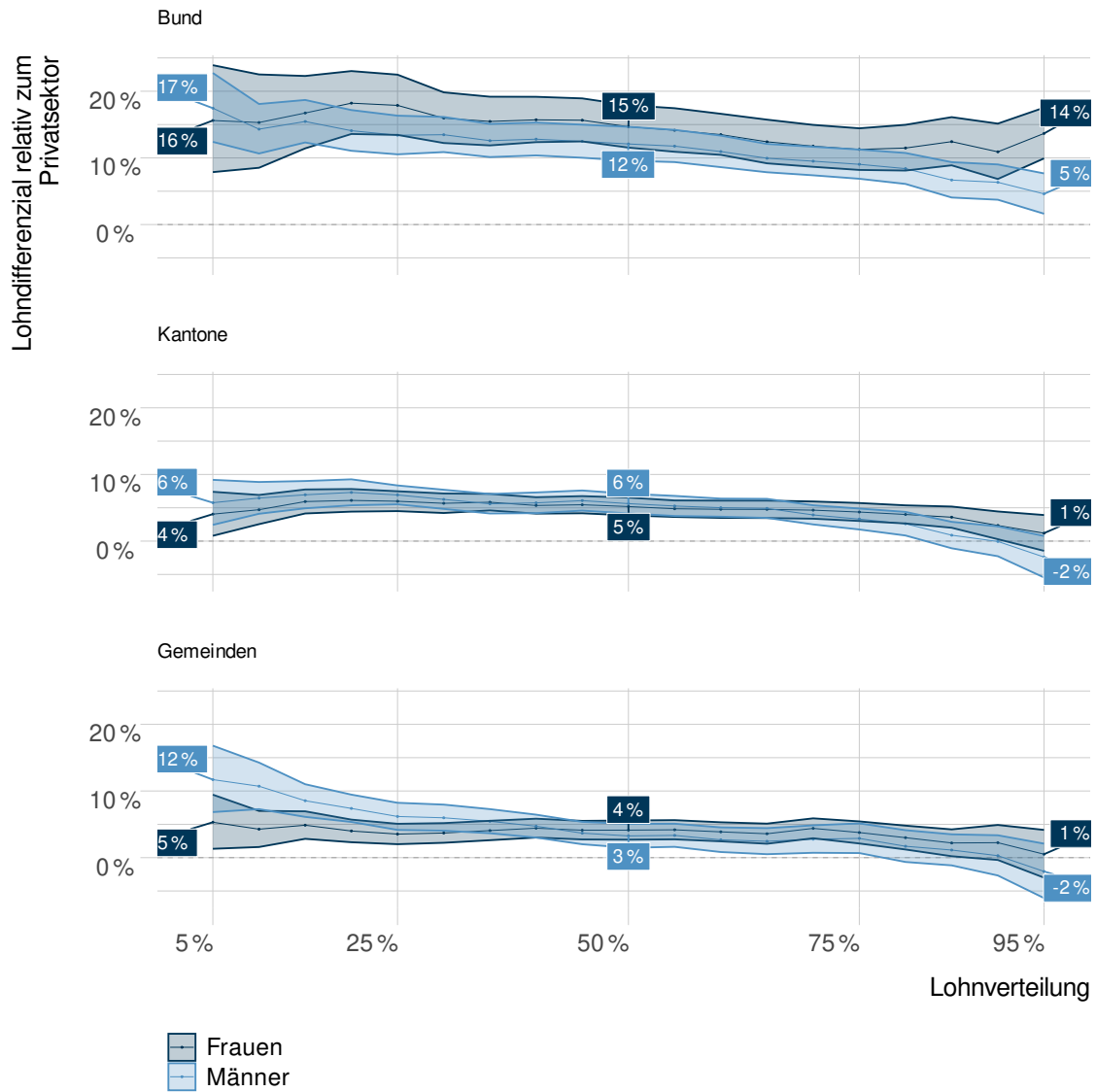


Abbildung 8.8.: Lohndifferenzial zwischen den Verwaltungen und dem privaten Sektor nach Lohngestaltung

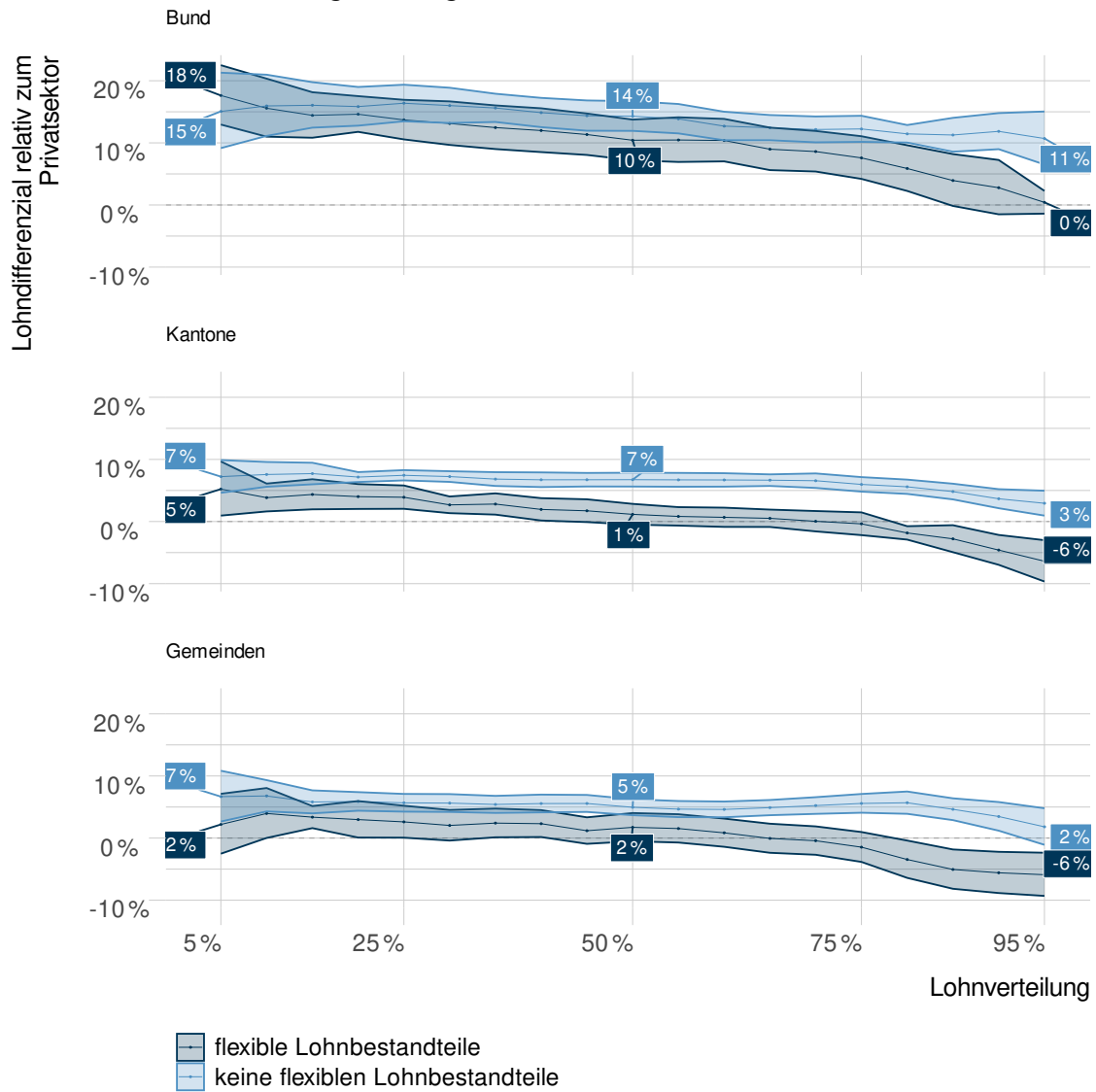
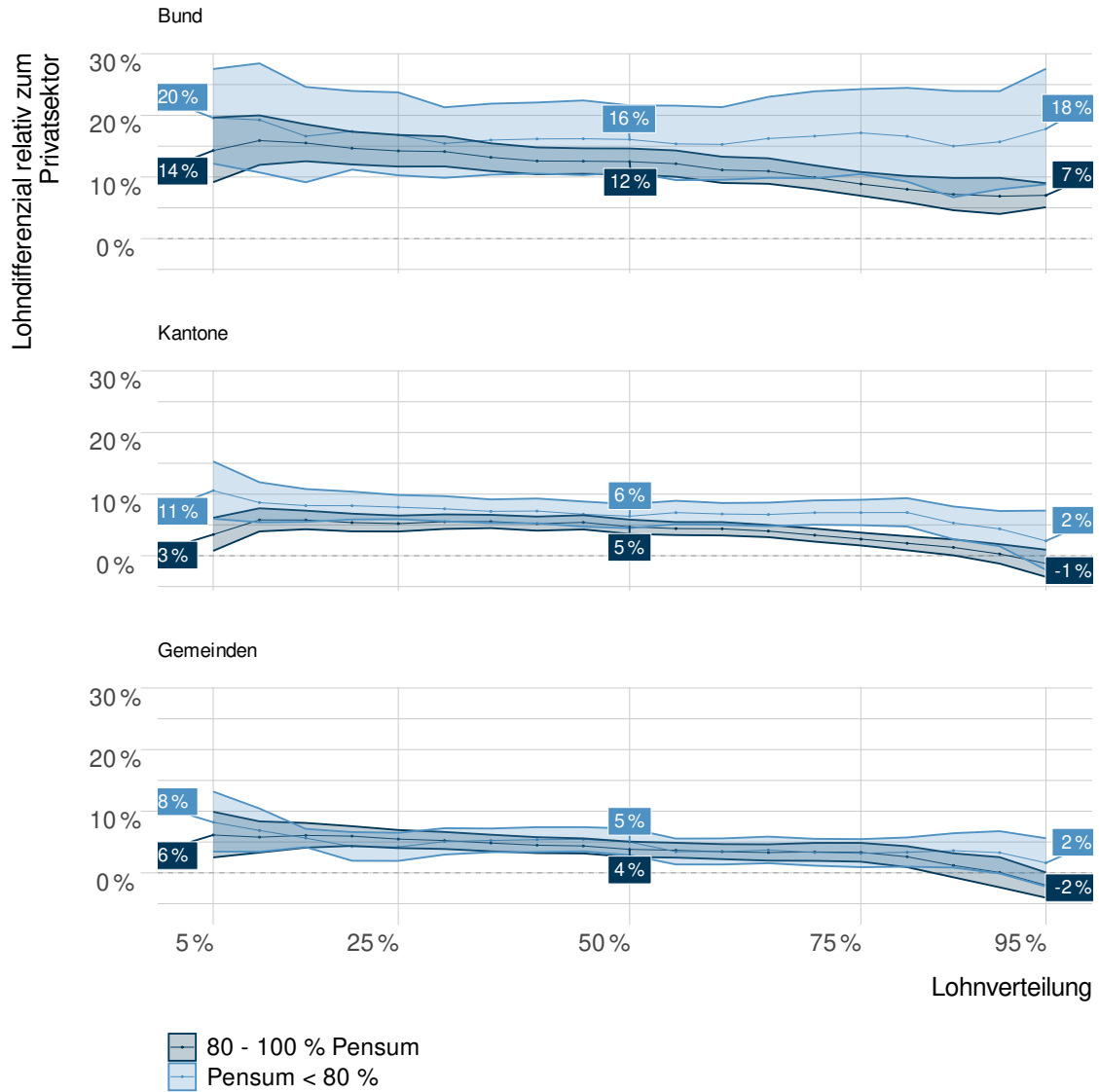


Abbildung 8.9.: Lohndifferenzial zwischen den Verwaltungen und dem privaten Sektor
nach Pensum



Alter und Anstellungsdauer wurden bereits früher als mögliche Lohntreiber in der öffentlichen Verwaltung identifiziert (Steck 2022). Die Lohnanalyse zeigt in der Tat auf, dass der Abstand der Löhne beim Bund und den Kantonen mit dem Alter steigt. Für keine Altersgruppe fallen die Lohndifferenzen statistisch signifikant in den negativen Bereich. Die angebliche Diskriminierung der Jungen durch den Staat entspricht also eher einer Gleichbehandlung, während die Älteren im Vergleich zur Privatwirtschaft privilegiert werden.

In der Tendenz fallen die Alterslohnprämien für die tiefen Löhne am höchsten aus. Sie bewegen sich in der unteren Hälfte der Lohnverteilung bei den Kantonen und dem Bund zwischen 9 % bis 19 %. Zu beachten ist, dass beim Bund und in geringerem Ausmass auch bei den Kantonen die Lohnprämien der 30- bis 50-Jährigen fast ähnlich hoch sind wie für die über 50-Jährigen. Für viele Studienabgänger dürfte die Altersgruppe bis 29 nur für kurze Zeit von Relevanz sein. Bei den Gemeinden zeigt sich ein weitaus ausgeglicheneres Bild hinsichtlich der Altersdifferenzierung der Löhne.

Auch eine längere Verweildauer wird im öffentlichen Sektor stärker belohnt als im privaten Sektor. Beim Bund wird die längere Anstellungsdauer über das gesamte Lohnspektrum hinweg mit einer Lohnprämie versehen. Diese fällt im unteren Lohnbereich höher aus. Bei den Kantonen wird die Anstellungsdauer insbesondere im unteren bis in den mittleren Lohnbereich besonders wertgeschätzt. Für die tiefsten 5 Prozent der Lohnverteilung besteht in den Kantonen für Einsteiger eine negative Lohnlücke.

Wie Strittmatter und Wunsch (2021) diskutieren, kann die Dauer der Betriebszugehörigkeit als Annäherung an den Erfahrungsrucksack eines Arbeitnehmers verstanden werden, wobei die in anderen Beschäftigungsverhältnissen erworbene Berufserfahrung nicht berücksichtigt wird. Die im Laufe des Erwerbslebens gesammelte Erfahrung kann gemäss neueren Studien für die Schweiz einen substanziellen Teil der bisher unerklärten Lohndifferenz zwischen Frauen und Männern in der Schweiz erklären (vgl. Fontana 2023, Interview mit Conny Wunsch). Inwiefern systematische Unterschiede im gesamten Erfahrungsrucksack auch für die Lohndifferenz zwischen Privatwirtschaft und Verwaltung von Bedeutung sind, ist bisher nicht erforscht und kann auch in unserer Analyse basierend auf SAKE-Daten nicht geklärt werden. Es wäre jedoch spannend, diese Frage in zukünftiger Forschung anhand von AHV-Daten zu untersuchen, wie dies von Wunsch vorgeschlagen wird.

Flexible Arbeitszeitmodelle in Form von Block- oder Gleitzeit senken in den kantonalen und kommunalen Verwaltungen die Lohnprämie und führen mit steigendem Einkommen zu einem Lohnmalus gegenüber der Privatwirtschaft. Für den Bund ist zwar die statistische Aussagekraft eingeschränkt. Es besteht jedoch die Tendenz einer höheren Lohnprämie bei Arbeitskräften, die auf flexible Arbeitszeitmodelle setzen.

Bildungsabschlüsse gelten als wichtige Determinante für die Lohnbestimmung. Insbesondere für die Bundesverwaltung wird oft das Bild des überbezahlten Akademikers kolportiert. Die Lohnanalyse relativiert dieses. Für den Bund verringern sich die Lohnprämien von Akademikern und Nichtakademikern mit steigendem Lohn bis

zum 65 %-Quantil im Gleichschritt. Darüber sinkt die Lohnprämie für Akademiker stärker als jene für Nichtakademiker. In den kantonalen Verwaltungen liegt die Lohnprämie für Nichtakademiker durchwegs höher als jene der Akademiker. An den Enden der Lohnverteilungen ist trotz statistischer Unsicherheit mit einem Lohnmalus zu rechnen. Einem ähnlichen Muster folgen die Gemeinden.

Pensum: Tiefe Arbeitspensen werden oft mit Lohnabschlägen bestraft und gelten als Signal für mangelndes berufliches Engagement. Die Gemeinden und Kantone scheinen tiefe Arbeitspensen, abgesehen vom Niedriglohnbereich, ähnlich wertzuschätzen wie die Privatwirtschaft. Anders sieht dies beim Bund aus. Für Bezüger hoher Löhne (95 %-Quantil) beträgt die Lohnprämie 7 % ab einer 80 % Anstellung, während es bei einem Pensum unter 80 % 18 % sind. Auch bei den tiefsten Löhnen (5 %-Quantil) öffnet sich die Prämienschere. 14 % beträgt die Prämie bei einem Beschäftigungsgrad von 80 % oder mehr und 20 % sind es für kleinere Arbeitspensen.²

Geschlecht wird so häufig im Zusammenhang mit Lohndifferenzen diskutiert wie kein anderes Merkmal. Die internationale Literatur (siehe Kapitel 2.3) findet zumeist für Frauen höhere Lohnprämien im öffentlichen Sektor als für Männer. Zu diesem Schluss kamen auch Falter und Ferro-Luzzi (2000) für die Schweiz durch eine Lohnanalyse für das Jahr 1996. Unsere Studie findet in der Bundesverwaltung insbesondere für die höheren Löhne Geschlechterunterschiede zugunsten der Frauen. Sowohl im internationalen Vergleich als auch im Vergleich zu älteren Studien für die Schweiz fällt die Differenz in der Verwaltungslohnprämie zwischen Frauen und Männern in unseren Schätzungen gering aus.

In den Gemeinden sind die Löhne der Frauen im Bereich der niedrigeren Einkommen hingegen geringer als die der Männer. Der Frauenanteil ist insbesondere auf Gemeinde- und Kantonsebene hoch. Ein Erklärungsansatz liegt in unterschiedlichen Mobilitätspräferenzen: Zahlreiche Studien zeigen, dass viele Frauen Arbeitsstellen mit geringen Pendelzeiten bevorzugen und dafür Lohneinbussen in Kauf nehmen (Fanning Madden 1981; MacDonald 1999; Le Barbanchon, Rathelot und Roulet 2020).

Kinder und weitere Faktoren könnten einen Einfluss auf die Lohnlücke zwischen Verwaltung und Privatwirtschaft haben. Statistisch lässt sich dies allerdings nicht erhärten. Lohnanalysen sind stets auf eine grosse Beobachtungszahl angewiesen. Je enger die Analyse auf wenige Merkmalsträger eingeschränkt wird, desto tiefer ist die statistische Aussagekraft. In den Grafiken äussert sich diese Problematik durch breite Konfidenzintervalle.

Aus Abbildung 6.1 ging hervor, dass die Verwaltungslohnprämien im oberen Lohnsegment tiefer ausfallen, wenn gewisse private Bildungs- und Work-Life-Balance-Entscheidungen unberücksichtigt bleiben. In der Tat sind flexible Arbeitszeitmodelle und tiefe Pensum in den Verwaltungen häufiger als in der Privatwirtschaft. Gerade wer ein hohes Einkommen

²Die Zahlen sind vergleichsweise mit viel statistischer Unsicherheit behaftet. Denn obwohl der Anteil der Angestellten mit Teilzeitpensum beim Bund vergleichsweise höher ist als anderswo, handelt es sich absolut um wenige Beobachtungsfälle im analysierten Datensatz.

erzielt, kann es sich umso mehr leisten, Einkommen gegen mehr Freizeit einzutauschen. Erst recht gilt dies, wenn die Lohnabschläge wie im Fall tiefer Pensen beim Bund gering ausfallen. Dies zeigt, dass die Resultate der Lohnanalyse auch im Lichte weiterer Attraktivitätsunterschiede zwischen den Sektoren jenseits der Löhne diskutiert werden müssen.

9. Konklusion und Einschätzung der Autoren

Die staatlichen Verwaltungen gehören zu den wichtigsten Arbeitgebern der Schweiz. Ihre Personalpolitik wirkt sich nicht nur auf die Staats-, Kantons und Gemeinderechnungen und infolgedessen auf die Steuerrechnungen der Bürger aus. Sie prägen auch den Arbeits- und Bildungsmarkt wesentlich mit, beginnend bei der Studienfach- und Berufswahl junger Talente. Der Lohn ist gewiss nicht das einzige, aber ein wichtiges Kriterium der Bildungs- und Berufswahl. Systematisch höhere Löhne beim Staat könnten den Wettbewerb verzerren und Druck zu Lohnerhöhungen auf die Arbeitgeber in der Privatwirtschaft ausüben.

Die Lohnstatistiken zeigen, dass die Löhne im öffentlichen Sektor im Durchschnitt höher liegen als in der Privatwirtschaft. Wie private Unternehmen ist auch der Staat bei der Umsetzung seines Auftrages auf gut qualifizierte und damit gut entlohnte Fachspezialisten angewiesen. Die entscheidende Frage ist allerdings, ob Arbeitskräfte mit gleichen Qualifikationen in den Verwaltungen besser verdienen als in der Privatwirtschaft.

Das IWP hat diese Frage 2023 erstmalig adressiert (Portmann, Blümel und Schaltegger 2023a). Basierend auf Daten der Schweizerischen Arbeitskräfteerhebung (SAKE) wurden die Löhne der Verwaltungen von Bund, Kantonen und Gemeinden mit Löhnen ähnlich qualifizierter Arbeitskräfte in der Privatwirtschaft verglichen. Die vorliegende Studie erweitert diese Lohnanalyse nicht nur mit aktualisierten Daten des Jahres 2022. Die SAKE wird als Grundlage für Lohnanalysen verschiedentlich in Frage gestellt. Deshalb wurde mit der Lohnstrukturhebung (LSE) eine zweite, anerkannte Datengrundlage für die Analyse herangezogen. Und schliesslich wurden zahlreiche Parameter der eingesetzten Schätzmodelle überprüft.

Im Durchschnitt fördert die Studie gestützt auf die SAKE der Jahre 2017 bis 2022 eine Verwaltungslohnprämie von 11.7% beim Bund, 5.4% bei den Kantonen und 4.5% bei den Gemeinden zutage. Das bedeutet, dass bei gleicher Ausbildungsdauer, gleicher Studien- und Berufsrichtung, bei gleichem Alter, gleichem Pensum und gleichem Geschlecht und bei Übereinstimmung in weiteren Merkmalen eine Lohndifferenz zwischen den Löhnen in der Privatwirtschaft und in der Verwaltung zugunsten des Verwaltungspersonals besteht.

In zahlreichen Tests wurde untersucht, welchen Einfluss methodische Entscheidungen wie die Behandlung statistischer Ausreisser, die Berücksichtigung der Unternehmensgrösse sowie die verwendeten Einteilungen von Bildungsabschlüssen und Berufen auf die Schätzergebnisse haben. Im Untersuchungszeitraum von 2017 bis 2022 streuen die Schätzwerte der unterschiedlichen Spezifikationen für den Bund von 9.7 % bis 14.0 %, für

die Kantone von 2.3 % bis 6.9 % und für die Gemeinden von 2.9 % bis 4.3 %. Das heisst, alle Modellvarianten schätzen Lohndifferenziale, die nahe an denen des letzten Abschnitts für die SAKE der Jahre 2017 bis 2022 liegen.

Wird der Analyse die LSE zugrunde gelegt, beträgt die durchschnittliche Lohnprämie beim Bund 13.9% und bei den Kantonen 2.3%, während bei den Gemeinden einen Lohnmalus von -0.5% resultiert. Die LSE ist im Vergleich zur SAKE beobachtungsstärker, bietet allerdings weniger Merkmale für die Bildung statistischer Zwillinge. Trotz Unterschiede in der Datengrundlage fallen für die Bundes- und Kantonsverwaltung die durchschnittlichen Lohnprämie geschätzt auf beiden Erhebungen sehr ähnlich aus.

Trotz höherer Beobachtungszahl ist die Grundgesamtheit der LSE-Stichprobe enger gefasst, da insbesondere die Löhne in kleinen Betrieben und die Löhne Unselbstständiger nicht in die Erhebung einfließen. Tests haben gezeigt, dass Unterschiede zwischen den SAKE- und den LSE-Ergebnissen teilweise auf die Einschränkung der Stichprobe zurückzuführen sind. Aus unserer Sicht gibt es keinen Grund anzunehmen, dass eine entsprechende Einschränkung sinnvoll wäre. Wir gehen deshalb auch bei den Gemeinden von einer durchschnittlichen Lohndifferenz gegenüber der Privatwirtschaft aus, die im positiven Bereich liegt.

Es ist davon auszugehen, dass die Löhne bei den Gemeinden und Kantonen im Durchschnitt tiefer ausfallen als beim Bund. Ausserdem weist die Lohnanalyse basierend auf der LSE – abweichend zur SAKE – für die Arbeitskräfte in den höheren Gehaltsstufen der Kantone und Gemeinden auf negative Lohndifferenzen hin. Diese Ergebnisse, gilt es genauer zu untersuchen. Denn auf dem Arbeitsmarkt steht nicht nur der Staat mit der Privatwirtschaft in Konkurrenz. Die öffentlichen Verwaltungen stehen untereinander im Wettbewerb. Sollen Gemeinden und Kantone nicht nur Vollzugsorgane für Bundesentscheide sein, brauchen auch sie qualifiziertes Personal.

Das Personalrecht und die Arbeitswelt in den öffentlichen Verwaltungen haben sich in den letzten 25 Jahren gewandelt. Alte Zöpfe wie der der Beamtenstatus wurden abgeschnitten, vieles wurde modernisiert. Die mit dem Alter und der Dauer der Betriebszugehörigkeit ansteigende Verwaltungslohnprämie zeigt jedoch altbekannte Muster. Der Verbleib in der Verwaltung und das Älterwerden werden belohnt. Es stellt sich die Frage, ob ein Lohnsystem, das auf mehr Arbeitsmarktmobilität ausgerichtet ist, nicht allen Parteien – der Privatwirtschaft, dem Staat und den Arbeitnehmern – dienen würde, ihr ganzes Potenzial auszuschöpfen.

Die Verwaltungslohnprämie ist am unteren Ende der Lohnverteilung am höchsten. Dieses Ergebnis kann als Indiz dafür gewertet werden, dass staatliche Lohnpolitik auch Sozial- und Gesellschaftspolitik ist. Soll der Staat als Arbeitgeber stets gleich tiefe Löhne setzen dürfen, wie es private Unternehmen tun? Dies ist letztlich eine normative Frage, die hier nicht beantwortet werden soll. Die mit steigendem Lohn abnehmende Lohnprämie vermittelt jedoch ein trügerisches Bild. Im Vergleich zu Geringverdienern gewinnt die Work-Life-Balance für Besserverdienende im Verhältnis zum Gehalt an Bedeutung. Die zunehmende Verbreitung von Homeoffice ist nur ein Beispiel dafür, dass die Attraktivität

vieler Arbeitsplätze in jüngster Zeit nicht nur durch den Lohn, sondern auch durch andere Faktoren gestiegen sein dürfte. Ob sich Aspekte der Work-Life-Balance in der Privatwirtschaft und in den Verwaltungen unterschiedlich entwickelt haben, wurde in dieser Studie nicht untersucht.

Lohnanalysen können nur Merkmale von Arbeitskräften und Anstellungsverhältnissen berücksichtigen, welche in Statistiken erfasst werden. Weder Fleiss, Engagement, Erfahrung noch besondere Qualitäten von Arbeitnehmern sind in einer Arbeitskräfteerhebung adäquat abgebildet. Eine Lohnprämie kann deshalb nicht zwingend mit einer Überbezahlung bei gleicher Arbeitsleistung und -qualität gleichgesetzt werden¹. Zumindest dann nicht, wenn es den Personalabteilungen in einem Sektor besser gelingt, die besonders fähigen Kandidaten zu rekrutieren. Die These, dass dies dem Bund aufgrund seiner Attraktivität gelingt, ist nicht abwegig, allerdings nicht belegbar. Und wenn die These stimmt, müssen zukünftige Studien erst recht die Frage klären, wie Talente optimal zwischen Privatwirtschaft und Staat zu allozieren ist.

¹Siehe zur Problematik der Selbstselektion und unbeobachteten Heterogenität Kapitel A.2.1 sowie Sheldon (2002), Christofides und Michael (2013), Depalo, Giordano und Papapetrou (2015), Rattsø und Stokke (2019) und Bonaccolto-Töpfer, Castagnetti und Prümer (2022).

Literatur

- Afonso, António und Pedro Gomes. 2014. Interactions Between Private and Public Sector Wages. *Journal of Macroeconomics* 39: 97–112. doi:[10.1016/j.jmacro.2013.12.003](https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2013.12.003).
- Afonso, António und Ludger Schuknecht. 2019. How big should government be? *Economics and Business Letters* 8, Nr. 2: 85. doi:[10.17811/ebl.8.2.2019.85-96](https://doi.org/10.17811/ebl.8.2.2019.85-96).
- Alesina, Alberto, Silvia Ardagna, Roberto Perotti und Fabio Schiantarelli. 2002. Fiscal Policy, Profits, and Investment. *American Economic Review* 92, Nr. 3: 571–589. doi:[10.1257/00028280260136255](https://doi.org/10.1257/00028280260136255) <http://www.jstor.org/stable/3083355> (zugegriffen: 14. September 2022).
- Ali, M. Sanni, Rolf H. H. Groenwold, Wiebe R. Pestman, Svetlana V. Belitser, Kit C. B. Roes, Arno W. Hoes, Anthonius de Boer und Olaf H. Klungel. 2014. Propensity score balance measures in pharmacoepidemiology: a simulation study. *Pharmacoepidemiology and Drug Safety* 23, Nr. 8: 802–811. doi:[10.1002/pds.3574](https://doi.org/10.1002/pds.3574).
- Bates, Laurie J. und Rexford E. Santerre. 2013. Does the US Health Care Sector Suffer From Baumol's Cost Disease? Evidence From the 50 States. *Journal of Health Economics* 32, Nr. 2: 386–391. doi:[10.1016/j.jhealeco.2012.12.003](https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2012.12.003).
- . 2015. Does Baumol's Cost Disease Account for Nonfederal Public-Sector Cost Growth in the United States? A New Test of an Old Idea. *Social Science Quarterly* 96, Nr. 1: 251–260. doi:[10.1111/ssqu.12128](https://doi.org/10.1111/ssqu.12128).
- Baumgarten, Daniel. 2013. Exporters and the rise in wage inequality: Evidence from German linked employer–employee data. *Journal of International Economics* 90, Nr. 1: 201–217. doi:[10.1016/j.jinteco.2012.10.001](https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2012.10.001).
- Baumol, William J. 1967. Macroeconomics of Unbalanced Growth: The Anatomy of Urban Crisis. *American Economic Review* 57, Nr. 3: 415–426. <http://www.jstor.org/stable/1812111>.
- Belman, Dale und John S. Heywood. 1990. The Effect of Establishment and Firm Size On Public Wage Differentials. *Public Finance Quarterly* 18, Nr. 2: 221–235. doi:[10.1177/109114219001800205](https://doi.org/10.1177/109114219001800205).
- Besley, Timothy und Anne Case. 1995. Incumbent Behavior: Vote-Seeking, Tax-Setting, and Yardstick Competition. *American Economic Review* 85, Nr. 1: 25–45. <http://www.jstor.org/stable/2117994>.
- Bonaccolto-Töpfer, Marina, Carolina Castagnetti und Stephanie Prümer. 2022. Understanding the Public-Private Sector Wage Gap in Germany: New Evidence From a Fixed Effects Quantile Approach. *Economic Modelling* 116: 106037. doi:[10.1016/j.econmod.2022.106037](https://doi.org/10.1016/j.econmod.2022.106037).
- Borjas, George J. 1980. Wage Determination in the Federal Government: The Role of Constituents and Bureaucrats. *Journal of Political Economy* 88, Nr. 6: 1110–1147.

- doi:10.1086/260931.
- . 2013. *Labor economics*. 6th ed. New York: McGraw-Hill.
- Bundesamt für Statistik. 2021a. Arbeitsmarktindikatoren 2021. Hg. von Bundesamt für Statistik. Neuchâtel.
- . 2021b. SAKE in Kürze 2020. Neuchâtel: Bundesamt für Statistik. (zugegriffen: 1. August 2022).
- Cai, Lixin und Amy Y. C. Liu. 2011. Public-Private Sector Wage Gap in Australia: Variation along the Distribution. *British Journal of Industrial Relations* 49, Nr. 2: 362–390. doi:10.1111/j.1467-8543.2009.00773.x.
- Christofides, Louis und Maria Michael. 2013. Exploring the Public-Private Sector Wage Gap in European Countries. *IZA Journal of European Labor Studies* 2, Nr. 1: 1–53. doi:10.1186/2193-9012-2-15 <https://EconPapers.repec.org/RePEc:sprizaels:v:2:y:2013:i:1:p:1-53:10.1186/2193-9012-2-15>.
- Couceiro de León, Alba und Juan J. Dolado. 2023. Revisiting the public-private wage gap in Spain: new evidence and interpretation. *SERIEs : Journal of the Spanish Economic Association*: 1–25. doi:10.1007/s13209-023-00277-z.
- Depalo, Domenico, Raffaella Giordano und Evangelia Papapetrou. 2015. Public-Private Wage Differentials in Euro-Area Countries: Evidence From Quantile Decomposition Analysis. *Empirical Economics* 49, Nr. 3: 985–1015. doi:10.1007/s00181-014-0900-0.
- Facchini, François und Mickaël Melki. 2013. Efficient government size: France in the 20th century. *European Journal of Political Economy* 31: 1–14. doi:10.1016/j.ejpoleco.2013.03.002.
- Falter, Jean-Marc und Giovanni Ferro-Luzzi. 2000. Public - Private Sector Wage Differentials in Switzerland. *Swiss Journal of Economics and Statistics (SJES)* 136: 319–339.
- Fanning Madden, Janice. 1981. Why Women Work Closer to Home. *Urban Studies* 18, Nr. 2: 181–194. doi:10.1080/00420988120080341.
- Fischer, Peter A. 2023. Die Bundesverwaltung überzahlt ihre Mitarbeiter im Schnitt um 12 Prozent. *Neue Zürcher Zeitung*, Nr. 06.02.2023. <https://www.nzz.ch/wirtschaft/die-bundesverwaltung-ueberzahlt-ihre-mitarbeiter-im-schnitt-um-12-prozent-ld.1724735>.
- Fogel, Walter und David Lewin. 1974. Wage Determination in the Public Sector. *Industrial and Labor Relations Review* 27, Nr. 3: 410. doi:10.2307/2521620.
- Fontana, Katharina. 2023. Lohndifferenz kann man nicht mit Diskriminierung gleichsetzen. *Neue Zürcher Zeitung*, Nr. 30.01.2023. <https://www.nzz.ch/schweiz/man-unterscheidet-nicht-zwischen-dem-ceo-eines-grosskonzerns-und-der-geschaeftsfuehrerin-eines-kmu-ld.1722564>.
- Frey, Bruno S. 1978. Politico-economic models and cycles. *Journal of Public Economics* 9, Nr. 2: 203–220. doi:10.1016/0047-2727(78)90043-9.
- Ghinetti, Paolo. 2014. Public Sector Wage Premium Trends in Italy: 1995–2010. *Economia Politica* 31, Nr. 3: 329–356.
- Giordano, Raffaella, Sergi Lanau, Pietro Tommasino und Petia Topalova. 2020. Does Public Sector Inefficiency Constrain Firm Productivity? Evidence From Italian Provinces. *International Tax and Public Finance* 27, Nr. 4: 1019–1049. doi:10.1007/s10797-020-09600-x.

- Gregory, Mary B. 1990. Public-Sector Pay. In: *A portrait of pay, 1970-1982*, hg. von Mary Gregory und Andrew W. J. Thomson, 172–205. Oxford: Clarendon Press.
- Gregory, Robert und Jeff Borland. 1999. Recent Developments in Public Sector Labor Markets. In: *Handbook of Labor Economics*, hg. von Orley Ashenfelter und David E. Card, 3C:3573–3630. Handbooks in economics. Amsterdam; Boston; Heidelberg; London; New York; Oxford; Paris; San Diego; San Francisco; Singapore; Sydney; Tokyo: Elsevier. <https://EconPapers.repec.org/RePEc:eee:labchp:3-53>.
- Greifer, Noah. 2024. Estimating Effects After Matching. <https://kosukeimai.github.io/MatchIt/articles/estimating-effects.html>.
- Gunderson, Morley. 1979. Earnings Differentials between the Public and Private Sectors. *Canadian Journal of Economics / Revue canadienne d'Economique* 12, Nr. 2: 228. doi:10.2307/134598.
- Hartwig, Jochen. 2008. What Drives Health Care Expenditure? Baumol's Model of 'Unbalanced Growth' Revisited. *Journal of Health Economics* 27, Nr. 3: 603–623. doi:10.1016/j.jhealeco.2007.05.006.
- Hartwig, Jochen und Hagen Krämer. 2018. Baumolsche Kostenkrankheit im schweizerischen Gesundheitswesen. *Schweizerische Ärztezeitung*, Nr. 99: 874–877. doi:10.4414/saez.2018.06844 <https://saez.ch/article/doi/saez.2018.06844>.
- Haskel, Jonathan und Stefan Szymanski. 1993. Privatization, Liberalization, Wages and Employment: Theory and Evidence for the UK. *Economica* 60, Nr. 238: 161. doi:10.2307/2554587.
- Ho, Daniel E., Kosuke Imai, Gary King und Elizabeth A. Stuart. 2011. MatchIt: Nonparametric Preprocessing for Parametric Causal Inference. *Journal of Statistical Software* 42, Nr. 8. doi:10.18637/jss.v042.i08.
- Hollister, Matissa N. 2004. Does Firm Size Matter Anymore? The New Economy and Firm Size Wage Effects. *American Sociological Review* 69, Nr. 5: 659–679. doi:10.1177/000312240406900503.
- Holmlund, Bertil. 1993. Wage setting in private and public sectors in a model with endogenous government behavior. *European Journal of Political Economy* 9, Nr. 2: 149–162. doi:10.1016/0176-2680(93)90016-N.
- Hospido, Laura und Enrique Moral-Benito. 2016. The Public Sector Wage Premium in Spain: Evidence From Longitudinal Administrative Data. *Labour Economics* 42: 101–122. doi:10.1016/j.labeco.2016.08.001 <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0927537116300823>.
- Katz, Lawrence F. und Alan B. Krueger. 1991. Changes in the Structure of Wages in the Public and Private Sectors: Working Paper. Working Paper Series. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research; National Bureau of Economic Research. doi:10.3386/w3667 <http://www.nber.org/papers/w3667>.
- Koenker, Roger. 2024. quantreg: Quantile Regression. <https://cran.r-project.org/package=quantreg>.
- Kornai, János, Eric Maskin und Gérald Roland. 2003. Understanding the Soft Budget Constraint. *Journal of Economic Literature* 41, Nr. 4: 1095–1136. doi:10.1257/002205103771799999.
- Lallemand, Thierry, Robert Plasman und François Rycx. 2007. The establishment-size

- wage premium: evidence from European countries. *Empirica* 34, Nr. 5: 427–451. doi:10.1007/s10663-007-9042-3.
- Lausev, Jelena. 2014. What Has 20 Years of Public-Private Pay Gap Literature Told Us? Eastern European Transitioning vs. Developed Economies. *Journal of Economic Surveys* 28, Nr. 3: 516–550. doi:10.1111/joes.12039.
- Le Barbanchon, Thomas, Roland Rathelot und Alexandra Roulet. 2020. Gender Differences in Job Search: Trading off Commute against Wage. *Quarterly Journal of Economics* 136, Nr. 1: 381–426. doi:10.1093/qje/qjaa033.
- Leslie, Derek. 1985. The Economics of Cash Limits as a Method of Pay Determination. *Economic Journal* 95, Nr. 379: 662. doi:10.2307/2233032.
- MacDonald, Heather I. 1999. Women's Employment and Commuting: Explaining the Links. *Journal of Planning Literature* 13, Nr. 3: 267–283. doi:10.1177/08854129922092397.
- McCubbins, Mathew D., Roger G. Noll und Barry R. Weingast. 1987. Administrative Procedures as Instruments of Political Control. *Journal of Law, Economics, and Organization* 3, Nr. 2: 243–277. doi:10.1093/oxfordjournals.jleo.a036930.
- Melly, Blaise. 2005. Public-private sector wage differentials in Germany: Evidence from quantile regression. *Empirical Economics* 30, Nr. 2: 505–520. doi:10.1007/s00181-005-0251-y.
- Mueller, Richard. 1998. Public-Private Sector Wage Differentials in Canada: Evidence From Quantile Regressions. *Economics Letters* 60, Nr. 2: 229–235. <https://EconPapers.repec.org/RePEc:eee:ecolet:v:60:y:1998:i:2:p:229-235>.
- Niskanen, William A. 1971. *Bureaucracy & Representative Government*. Chicago: Aldine Press.
- Oates, Wallace E. 1972. *Fiscal Federalism*. New York: Harcourt Brace Jovanovich.
- Portmann, Marco, Frederik Blümel und Christoph A. Schaltegger. 2023a. Lohnprämie für Staatsangestellte: Verwaltungslöhne unter der Lupe. Eine neue Analyse für die Schweiz. IWP Policy Paper. Institut für Schweizer Wirtschaftspolitik.
- . 2023b. Beschäftigung im öffentlichen Sektor der Schweiz. <https://www.iwp.swiss/paper/staatliche-und-staatsnahe-beschaeftigung-in-der-schweiz/>.
- Postel-Vinay, Fabien und Hélène Turon. 2007. The Public Pay Gap in Britain: Small Differences That (Don't?) Matter. *Economic Journal* 117, Nr. 523: 1460–1503. doi:10.1111/j.1468-0297.2007.02091.x.
- Quadrini, Vincenzo und Antonella Trigari. 2007. Public Employment and the Business Cycle. *Scandinavian Journal of Economics* 109, Nr. 4: 723–742. doi:10.1111/j.1467-9442.2007.00517.x.
- Rattsø, Jørn und Hildegunn E. Stokke. 2019. Identification of the private-public wage gap. *Labour Economics* 59: 153–163. doi:10.1016/j.labeco.2019.04.006.
- Schaltegger, Christoph A. und Patrick Eugster. 2020. Nimmersatter Staatsapparat. *Schweizer Monat* 100, Nr. 1081: 10–13.
- Schaltegger, Christoph A. und Marco Portmann. 2022. Staatliche und staatsnahe Beschäftigung in der Schweiz. IWP Policy Paper Series. Institut für Schweizer Wirtschaftspolitik. <https://www.iwp.swiss/paper/staatliche-und-staatsnahe-beschaeftigung-in-der-schweiz/>.

- Sheldon, George. 2002. Sind die Löhne einkommensmaximierender Personen vergleichbar? Das Roy-Modell im Rückblick. In: *Zur Theorie, Empirie und Politik der Einkommensverteilung*, hg. von Lukas Menkhoff und Friedrich L. Sell, 103–129. Berlin, Heidelberg: Springer Berlin Heidelberg. doi:10.1007/978-3-642-56062-0⁷.
- Steck, Albert. 2022. Transparente Löhne zeigen: Staat diskriminiert die Jungen. *Neue Zürcher Zeitung*. <https://magazin.nzz.ch/nzz-am-sonntag/wirtschaft/loehne-beim-staat-die-jungen-werden-benachteiligt-ld.1692912>.
- Strittmatter, Anthony und Conny Wunsch. 2021. The Gender Pay Gap Revisited with Big Data: Do Methodological Choices Matter? *SSRN Electronic Journal*. doi:10.2139/ssrn.3798933.
- Tiebout, Charles M. 1956. A Pure Theory of Local Expenditures. *Journal of Political Economy* 64, Nr. 5: 416–424. <http://www.jstor.org/stable/1826343>.
- Vonplon, David und Erich Aschwanden. 2023. Dank Löhnen und Vergünstigungen wie bei Google und Co. – Bund leidet nicht unter Arbeitskräftemangel, Nr. 23.01.2023. <https://www.nzz.ch/schweiz/dank-loehnen-und-verguenstigungen-wie-google-und-co-bund-leidet-nicht-unter-arbeitskraeftemangel-ld.1722093>.
- Witte, Kristof de und Wim Moesen. 2010. Sizing the government. *Public Choice* 145, Nr. 1-2: 39–55. doi:10.1007/s11127-009-9527-7.

A. Anhang

A.1. Daten

A.1.1. Schweizerische Arbeitskräfteerhebung (SAKE)

Die SAKE ist eine seit 1991 jährlich im Auftrag des Bundesamts für Statistik durchgeführte repräsentative Personenbefragung zu einem breiten Themenspektrum der Erwerbstätigkeit der ständigen Wohnbevölkerung ab 15 Jahren in der Schweiz (Bundesamt für Statistik 2021b). Die Erhebung wird nach den Standards der Internationalen Arbeitsorganisation (ILO) durchgeführt. Die Stichprobengrösse ist im Laufe der Jahre stetig gewachsen. Zwischen 1995 und 2002 wurden jährlich 33'000 Interviews durchgeführt. Bis 2010 wuchs die Zahl der jährlichen Interviews auf über 100'000 an.

Untersucht wird in diesem Papier der Zeitraum 2007 bis 2022. Dargestellt wird stets das jährliche Bruttoerwerbseinkommen für eine Vollzeitstelle. Das heisst, dass für eine Person mit einem 50 %-Pensum das Jahreseinkommen mit dem Faktor zwei multipliziert wird; so lässt sich der Jahreslohn vergleichen, wie dies sonst beispielsweise für Stundenlöhne geschieht. Der Beschäftigungsgrad wird im Matching-Verfahren und bei den Regressionen berücksichtigt. Die SAKE schlüsselt die Gesamteinkommen nicht nach verschiedenen Erwerbsquellen auf. Daher können zur Berechnung der Löhne nur jene Erwerbspersonen berücksichtigt werden, die genau einer Tätigkeit nachgehen. Dies betrifft nur 2 % der Beobachtungen im öffentlichen Sektor. Ausserdem beschränken wir die Analyse auf Personen im Alter von 15 bis 64 Jahren.

Das Bundesamt für Statistik stellt uns eine vertiefte Auswertung zur Verfügung, die eine Differenzierung innerhalb des öffentlichen Sektors nach den öffentlichen Verwaltungen des Bundes, der Kantone und der Gemeinden ermöglicht.

Bei der Auswahl der Kontrollvariablen folgen wir einerseits der Literatur (Falter und Ferro-Luzzi 2000; Melly 2005; Strittmatter und Wunsch 2021). Andererseits identifizieren wir methodengestützt geeignete Variablen innerhalb des umfangreichen Fragebogens der SAKE. Zunächst eliminieren wir jene Variablen, bei denen mehr als 50 % der Werte fehlen, sowie Variablen, die gemäss ökonomischer Theorie für die Lohnfindung irrelevant sind. Anschliessend haben wir Variablen mit einem hohen Grad an Multikollinearität auf der Basis von Cramer's V ausgeschlossen.

Schliesslich erhalten wir für den Zeitraum von 2007 bis 2022 einen Datensatz von 389'655 Beobachtungen für das Matchingverfahren. Tabelle A.1 zeigt die deskriptiven Statistiken für die verwendeten Variablen. Es geht hervor, dass der öffentliche Sektor 12 % der Beobachtungen ausmacht, womit er im Vergleich zur offiziellen Schweizer Statistik leicht überrepräsentiert ist.¹ Dieses Oversampling, das durch die Gewichtung der Stichprobe korrigiert wird, ist für die vorliegende Analyse in der Tat von Vorteil, da die Anzahl der Beobachtungen im öffentlichen Sektor die Grenze der Analyse in Bezug auf die Disaggregation darstellt.

Das durchschnittliche Vollzeit-Bruttoeinkommen im öffentlichen Sektor beträgt 100'377 Franken und ist damit fast 14'060 Franken höher als im privaten Sektor. Ebenso auffällig sind die Unterschiede im Bildungsniveau. Akademiker stellen 45 % der Vollzeitäquivalente im öffentlichen Sektor aus, während ihr Anteil im privaten Sektor 26 % beträgt. Auch zwischen den Geschlechtern gibt es Unterschiede. Frauen machen im öffentlichen Sektor 56 % und im privaten Sektor 42 % aus. Ausserdem sind die Beschäftigten im öffentlichen Sektor tendenziell älter und verbleiben länger in ihrem Beruf als die Beschäftigten im privaten Sektor.

Die Übersichtsstatistik in Tabelle 4.1 beleuchtet den Zeitraum ab 2017. Aus der Gegenüberstellung der gesamten Stichprobe lassen sich keine nennenswerten Verschiebungen über die Zeit feststellen.

Tabelle A.1.: Merkmale der Arbeitskräfte im privaten Sektor und in den Verwaltungen gemäss SAKE 2007-2022

Variable	privater Sektor (N = 341'655)	öffentlicher Sektor (N = 48'000)
Jahr	2'015.0 (2'014.7)	2'015.0 (2'014.4)
Ausbildung		
Berufslehre	39 %	24 %
höhere Berufsausbildung	27 %	31 %
niedriges Ausbildungsniveau	13 %	3.7 %
Universität/FH	21 %	41 %
Bruttoeinkommen	76'295 (84'717)	95'163 (99'359)
Geschlecht		
männlich	58 %	45 %
weiblich	42 %	55 %
Berufsfeld		
akademische Berufe	21 %	50 %
Anlagen und Maschinenbediener, Montierer	5.1 %	0.6 %
Bürokräfte und verwandte Berufe	15 %	13 %
Dienstleistungsberufe und Verkäufer	14 %	10 %

¹2019 entfielen laut öffentlicher Statistik (Schaltegger und Portmann 2022) 9 % der Vollzeitäquivalente auf die öffentlichen Verwaltungen von Bund, Kantonen und Gemeinden.

Fachkräfte in Land- und Forstwirtschaft	2.1 %	1.0 %
Führungskräfte	8.0 %	5.4 %
Handwerks- und verwandte Berufe	14 %	1.2 %
Hilfsarbeitskräfte	4.8 %	3.6 %
keine Angabe/weiss nicht	0.2 %	1.4 %
Techniker und gleichrangige Berufe	16 %	14 %
berufliche Stellung		
Arbeitnehmer mit Vorgesetztenfunktion	28 %	20 %
selbstständig mit Arbeitnehmern/Arbeitnehmer	11 %	10 %
in Unternehmensleitung		
selbstständig/Arbeitnehmer ohne	62 %	70 %
Vorgesetztenfunktion		
Betriebszugehörigkeit in Tagen	2'039 (3'166)	2'648 (3'761)
Zivilstand		
ledig	48 %	47 %
verheiratet/eing. Partnerschaft	52 %	53 %
Alter	41 (41)	44 (44)
Region		
Genfersee	17 %	21 %
Mittelland	22 %	27 %
Nordwestschweiz	14 %	12 %
Ostschweiz	14 %	12 %
Tessin	3.5 %	4.5 %
Zentralschweiz	10 %	8.6 %
Zürich	19 %	15 %
Studienfach		
allgemeine Bildungsgänge und Qualifikationen	21 %	17 %
Dienstleistungen	6.7 %	6.7 %
Geisteswissenschaften und Künste	3.4 %	4.2 %
Gesundheit und Sozialwesen	8.2 %	6.2 %
Informations- und Kommunikationstechnologie	2.6 %	1.4 %
Ingenieurwesen, verarbeitendes Gewerbe und	26 %	12 %
Baugewerbe		
Landwirtschaft, Forstwirtschaft, Fischerei und	2.5 %	2.6 %
Tiermedizin		
Naturwissenschaften, Mathematik und Statistik	1.5 %	2.8 %
Pädagogik	1.6 %	20 %
Sozialwissenschaften, Journalismus und	1.7 %	3.6 %
Informationswesen		
Wirtschaft, Verwaltung und Recht	25 %	23 %
Vollzeitstelle (1 entspricht 100 %-Pensum)	0.97 (0.89)	0.95 (0.83)
Schweizer Herkunft		
Ausländer	28 %	7.9 %
Schweizer	72 %	92 %
Kinder im Haushalt		
hat keine Kinder	70 %	69 %
hat Kinder	30 %	31 %
erhält Boni/Gratifikationen/13. oder 14. Monatslohn		

erhält Boni oder Zusatzgehalt	78 %	92 %
erhält keine Boni oder Zusatzgehalt	22 %	8.2 %
Überstunden		
leistet keine Überstunden	20 %	17 %
leistet Überstunden	80 %	83 %
flexibles Arbeitszeitmodell		
flexibles Arbeitszeitmodell	38 %	52 %
kein flexibles Arbeitszeitmodell	62 %	48 %

Hinweis:

N = Stichprobengrösse; Median (Mittelwert) für kardinale Variablen; prozentuale Anteile für kategoriale Variablen. Die Werte in der Tabelle beziehen sich auf die bereinigten SAKE-Daten für die Jahre 2007 - 2022, die für die ökonometrische Analyse verwendet wurden, und können von den an anderer Stelle veröffentlichten Werten abweichen.

Tabelle A.2.: Merkmale der Arbeitskräfte den Verwaltungen nach Staatsebenen ab 2016
gemäss SAKE

Variable	Bund (N = 4'235)	Kantone (N = 27'374)	Gemeinden (N = 16'391)
Jahr	2'015.0 (2'014.7)	2'015.0 (2'014.8)	2'013.0 (2'013.8)
Ausbildung			
Berufslehre	27 %	20 %	29 %
höhere Berufsausbildung	31 %	28 %	37 %
niedriges Ausbildungsniveau	2.0 %	2.7 %	5.7 %
Universität/FH	39 %	49 %	28 %
Bruttoeinkommen	110'351 (113'714)	96'947 (101'259)	88'922 (92'756)
Geschlecht			
männlich	69 %	45 %	40 %
weiblich	31 %	55 %	60 %
Berufsfeld			
akademische Berufe	36 %	56 %	42 %
Anlagen und	0.3 %	0.3 %	1.0 %
Maschinenbediener, Montierer			
Bürokräfte und verwandte	15 %	12 %	15 %
Berufe			
Dienstleistungsberufe und	3.0 %	11 %	12 %
Verkäufer			
Fachkräfte in Land- und	0.6 %	0.3 %	2.1 %
Forstwirtschaft			
Führungskräfte	5.8 %	4.6 %	6.6 %
Handwerks- und verwandte	3.5 %	0.8 %	1.3 %
Berufe			
Hilfsarbeitskräfte	1.4 %	2.3 %	6.2 %
keine Angabe/weiss nicht	8.8 %	0.7 %	0.5 %

Techniker und gleichrangige Berufe	25 %	12 %	13 %
berufliche Stellung			
Arbeitnehmer mit Vorgesetztenfunktion	30 %	18 %	21 %
selbstständig mit Arbeitnehmern/Arbeitnehmer in Unternehmensleitung	9.4 %	9.8 %	11 %
selbstständig/Arbeitnehmer ohne Vorgesetztenfunktion	61 %	72 %	68 %
Betriebszugehörigkeit in Tagen	2'852 (3'957)	2'675 (3'777)	2'535 (3'687)
Zivilstand			
ledig	48 %	48 %	44 %
verheiratet/eing. Partnerschaft.	52 %	52 %	56 %
Alter	45 (44)	44 (43)	45 (44)
Region			
Genfersee	10 %	26 %	15 %
Mittelland	60 %	26 %	21 %
Nordwestschweiz	7.2 %	14 %	11 %
Ostschweiz	5.9 %	9.1 %	17 %
Tessin	4.5 %	4.4 %	4.6 %
Zentralschweiz	4.3 %	8.0 %	10 %
Zürich	7.8 %	13 %	21 %
Studienfach			
allgemeine Bildungsgänge und Qualifikationen	10 %	15 %	21 %
Dienstleistungen	12 %	6.6 %	5.5 %
Geisteswissenschaften und Künste	5.4 %	5.0 %	2.5 %
Gesundheit und Sozialwesen	1.4 %	5.2 %	8.9 %
Informations- und Kommunikationstechnologie	3.9 %	1.4 %	0.9 %
Ingenieurwesen, verarbeitendes Gewerbe und Baugewerbe	20 %	11 %	12 %
Landwirtschaft, Forstwirtschaft, Fischerei und Tiermedizin	3.0 %	1.9 %	3.5 %
Naturwissenschaften, Mathematik und Statistik	5.5 %	3.8 %	0.6 %
Pädagogik	2.5 %	24 %	20 %
Sozialwissenschaften, Journalismus und Informationswesen	6.3 %	4.2 %	2.0 %
Wirtschaft, Verwaltung und Recht	30 %	22 %	23 %
Vollzeitstelle (1 entspricht 100 %-Pensum)	1.01 (0.95)	0.95 (0.84)	0.88 (0.78)
Schweizer Herkunft			
Ausländer	5.1 %	8.9 %	7.2 %

Schweizer	95 %	91 %	93 %
Kinder im Haushalt			
hat keine Kinder	71 %	69 %	68 %
hat Kinder	29 %	31 %	32 %
erhält Boni/Gratifikationen/13. oder 14. Monatslohn			
erhält Boni oder Zusatzgehalt	96 %	93 %	89 %
erhält keine Boni oder Zusatzgehalt	4.2 %	7.4 %	11 %
Überstunden			
leistet keine Überstunden	13 %	15 %	20 %
leistet Überstunden	87 %	85 %	80 %
flexibles Arbeitszeitmodell			
flexibles Arbeitszeitmodell	79 %	51 %	46 %
kein flexibles Arbeitszeitmodell	21 %	49 %	54 %

Hinweis:

N = Stichprobengrösse; Median (Mittelwert) für kardinale Variablen; prozentuale Anteile für kategoriale Variablen. Die Werte in der Tabelle beziehen sich auf die bereinigten SAKE-Daten für die Jahre 2007 - 2022, die für die ökonometrische Analyse verwendet wurden, und können von den an anderer Stelle veröffentlichten Werten abweichen.

A.1.2. Lohnstrukturhebung (LSE)

Die LSE wird vom Bundesamt für Statistik erhoben und bereitgestellt. Sie wird seit 1994 alle zwei Jahre als Direktbefragung im Oktober bei den privaten und öffentlichen Unternehmen und Verwaltungen des sekundären und tertiären Sektors in der Schweiz durchgeführt. Die Auswahl der Stichprobe unterscheidet sich zwischen öffentlichem und privatem Sektor. Im privaten Sektor werden alle Unternehmen ab 50 Beschäftigten befragt. Unternehmen, die zwischen drei und 50 Beschäftigte haben, werden stichprobenartig für die Befragung ausgewählt. Kleinunternehmen mit weniger als drei Beschäftigten werden nicht in die Befragung einbezogen. Bei der Erhebung wird stets die Repräsentativität nach Unternehmensgrösse (drei Kategorien), Branchenzugehörigkeit (39 Kategorien) sowie geografischer Zugehörigkeit (sieben Grossregionen) sichergestellt.

Im öffentlichen Sektor werden die Daten der Bundes- und Kantonsverwaltung sowie öffentliche Unternehmen auf Bundes- und Kantonsebene voll erhoben. Zusätzlich sind rund 300 Gemeinden erfasst, wobei alle Gemeindeverwaltungen mit mehr als 800 Beschäftigten voll erhoben werden. Die Ziehung der Gemeinden erfolgt unter Einhaltung der Repräsentativität nach Gemeindegrösse (vier Kategorien) sowie geografischer Zugehörigkeit (sieben Grossregionen).

In beiden Sektoren ist die Anzahl der anzugebenden Löhne eines Unternehmens oder einer Verwaltung von ihrer Grösse abhängig. Unternehmen mit weniger als 20 Beschäftigten müssen die Daten aller Beschäftigten liefern, bei weniger als 50 Beschäftigten muss jeder zweite Lohn erfasst werden, ab 50 Beschäftigten jeder dritte Lohn. Die Teilnahme an der

LSE ist obligatorisch. Im Jahr 2020 lag die Rücklaufquote bei 74 % und es wurden Daten von ca. 2.1 Millionen Beschäftigten erhoben.

Die LSE ermöglicht eine detaillierte Beschreibung der Lohnbestandteile der Beschäftigten. Wir nutzen diese Vielfalt in den Daten für verschiedene Definitionen der Einkommensvariable. Mit der Nutzung des Bruttoerwerbseinkommens für eine Vollzeitstelle stellen wir in unseren Hauptschätzungen die Vergleichbarkeit mit der SAKE sicher.

Wir schätzen die Lohnprämie für die Jahre 2012, 2014, 2016, 2018 und 2020. Im Gegensatz zur SAKE steht uns die LSE jedoch nicht als Panel zur Verfügung. Wir beschränken uns bei den Hauptresultaten und Sensitivitätsanalysen auf die Jahre 2016, 2018 und 2020.

Bei der Auswahl der Kontrollvariablen verfahren wir nach gleichem Muster wie in Kapitel A.1.1, haben jedoch weniger Kontrollvariablen zur Verfügung. Vor dem Matching besteht unser Datensatz für die Jahre 2016, 2018 und 2020 aus 3'664'968 Beobachtungen. Tabelle A.3 ist zu entnehmen, dass auch im Falle der LSE der öffentliche Sektor deutlich überrepräsentiert ist. Diese Verzerrung wird in der Analyse – ebenso wie in der SAKE – durch Gewichtung korrigiert.

Tabelle A.3.: Merkmale der Arbeitskräfte im privaten Sektor und in den Verwaltungen ab 2016 gemäss LSE

Variable	privater Sektor (N = 2'896'455)	öffentlicher Sektor (N = 768'513)
Ausbildung (detailliert)		
Berufsausbildung (EFZ, EBA oder gleichwertig)	50 %	31 %
Eidgenössischer Fachausweis, Diplom / Meisterdiplom, Techniker, Höhere Fachschule	14 %	14 %
Fachhochschule (FH), Pädagogische Hochschule (PH)	7.5 %	17 %
Gymnasiale Maturität, Berufsmaturität, Fachmaturität	3.8 %	5.0 %
Lehrerpatent auf verschiedenen Stufen: Primarlehrerseminar	0.7 %	9.4 %
nicht anerkannte Berufsausbildung	3.9 %	1.1 %
obligatorische Schule, ohne abgeschlossene Berufsausbildung	8.3 %	1.7 %
Universitäre Hochschule (UNI,ETH)	12 %	20 %

Bruttoeinkommen	80'525 (94'577)	103'469 (108'174)
Geschlecht		
männlich	62 %	52 %
weiblich	38 %	48 %
berufliche Stellung		
keine Angabe/weiss nicht	0 %	<0.1 %
mittleres Kader	7.8 %	13 %
oberes Kader	8.2 %	3.2 %
ohne Kaderfunktion	66 %	68 %
unteres Kader	10 %	10 %
unterstes Kader	8.2 %	6.4 %
Betriebszugehörigkeit in Tagen	1'462 (2'853)	2'924 (3'822)
Zivilstand		
ledig	53 %	48 %
verheiratet/eing. Partnersch.	47 %	52 %
Alter	41 (41)	45 (44)
Vollzeitstelle (1 entspricht 100 %-Pensum)	1.00 (0.94)	1.00 (0.87)
Schweizer Herkunft		
Ausländer	22 %	2.7 %
Schweizer	78 %	97 %
Bonus		
erhält Boni oder Zusatzgehalt	89 %	98 %
erhält keine Boni oder	11 %	1.7 %
Zusatzgehalt		
Bonus		
erhält Boni	43 %	19 %
erhält keine Boni	57 %	81 %
Betriebsgrösse (LSE)		
>100 Personen	40 %	75 %
1-19 Personen	39 %	9.2 %
20-49 Personen	13 %	8.6 %
50-99 Personen	8.1 %	7.7 %
Überstunden		
leistet keine Überstunden	89 %	92 %
leistet Überstunden	11 %	7.7 %
Kompetenzniveau		
einfache Tätigkeiten	4.5 %	3.5 %
körperlicher oder handwerklicher Art		
keine Angabe/weiss nicht	14 %	11 %
komplexe praktische	18 %	15 %
Tätigkeiten		
komplexe Tätigkeiten mit Entscheidungsfindung und hohen praktischen und theoretischen Anforderungen	25 %	46 %

praktische Tätigkeiten (Verkauf, Datenverarbeitung, Sicherheitsdienst oder andere)	38 %	25 %
Unbekannt	3'951'374	526'314
Bezugseinheit Lohn		
andere Bezugseinheit	4.5 %	0.8 %
Lektionen	0.4 %	19 %
Stundenlohn	95 %	80 %
Vertragstyp		
befristet	2.3 %	6.0 %
unbefristet	98 %	94 %

Hinweis:

N = Stichprobengrösse; Median (Mittelwert) für kardinale Variablen; prozentuale Anteile für kategoriale Variablen. Die Werte in der Tabelle beziehen sich auf die bereinigten LSE-Daten für die Jahre 2016, 2018, 2020, welche für die ökonomische Analyse verwendet wurden, und können von den an anderer Stelle veröffentlichten Werten abweichen. Der Übersichtlichkeit halber sind die MS-Regionen und die Berufe nicht abgebildet.

Das durchschnittliche Bruttoerwerbseinkommen im öffentlichen Sektor beträgt gemäss LSE für den Zeitraum 2016 bis 2020 108'174 Schweizer Franken. Im privaten Sektor beträgt es 94'577 Schweizer Franken. Ebenso wie in der SAKE gibt es auffällige Unterschiede hinsichtlich des Bildungsgrades und der Geschlechterverteilung zwischen öffentlichem und privatem Sektor. 37 % der Personen des öffentlichen Sektors verfügen über einen Hochschulabschluss. Im privaten Sektor sind es 19 %. Frauen sind mit einem Anteil von 48 % gegenüber 38 % im öffentlichen Sektor deutlich stärker repräsentiert als im privaten Sektor.

Tabelle A.4 schlüsseln die Verwaltungsmitarbeiter für den Zeitraum 2016 bis 2020 weiter nach Staatsebenen auf. Zwischen den Verwaltungen bestehen deutliche Unterschiede. Während der Frauenanteil bei den Kantonen bei über 50 % und bei den Gemeinden nur knapp darunter liegt, beträgt er beim Bund 30 %. Der Anteil der Arbeitskräfte mit Universitätsabschluss beträgt beim Bund und den Kantonen rund 30 %, während es bei den Gemeinden 6.5 % sind.

Tabelle A.4.: Merkmale der Arbeitskräfte den Verwaltungen nach Staatsebenen ab 2016 gemäss LSE

Variable	Bund (N = 101'449)	Kantone (N = 540'436)	Gemeinden (N = 126'628)
Ausbildung (detailliert)			
Berufsausbildung (EFZ, EBA oder gleichwertig)	44 %	20 %	46 %

Tabelle A.4.: Merkmale der Arbeitskräfte den Verwaltungen nach Staatsebenen ab 2016
gemäss LSE

Variable	Bund (N = 101'449)	Kantone (N = 540'436)	Gemeinden (N = 126'628)
Eidgenössischer Fachausweis, Diplom / Meisterdiplom, Techniker, Höhere Fachschule	12 %	13 %	18 %
Fachhochschule (FH), Pädagogische Hochschule (PH)	7.6 %	23 %	11 %
Gymnasiale Maturität, Berufsmaturität, Fachmaturität	4.3 %	6.1 %	3.5 %
Lehrerpatent auf verschiedenen Stufen: Primarlehrerseminar	0.7 %	11 %	9.9 %
nicht anerkannte Berufsausbildung	0.5 %	0.3 %	2.8 %
obligatorische Schule, ohne abgeschlossene Berufsausbildung	1.2 %	0.9 %	3.2 %
Universitäre Hochschule (UNI,ETH)	30 %	26 %	5.3 %
Bruttoeinkommen	120'715 (126'026)	107'340 (111'043)	91'714 (96'504)
Geschlecht			
männlich	71 %	48 %	52 %
weiblich	29 %	52 %	48 %
berufliche Stellung			
keine Angabe/weiss nicht	0 %	0 %	<0.1 %
mittleres Kader	12 %	15 %	8.8 %
oberes Kader	2.3 %	2.3 %	5.2 %
ohne Kaderfunktion	63 %	70 %	65 %
unteres Kader	14 %	7.6 %	13 %
unterstes Kader	8.7 %	5.0 %	8.1 %
Betriebszugehörigkeit in Tagen	4'386 (3'958)	2'924 (4'006)	2'559 (3'457)
Zivilstand			
ledig	47 %	48 %	47 %
verheiratet/eing. Partnersch.	53 %	52 %	53 %
Alter	46 (45)	45 (44)	46 (44)
Vollzeitstelle (1 entspricht 100 %-Pensum)	1.00 (0.94)	1.00 (0.85)	1.00 (0.87)
Schweizer Herkunft			
Ausländer	0.8 %	3.5 %	2.1 %
Schweizer	99 %	97 %	98 %
Bonus			
erhält Boni oder Zusatzgehalt	100 %	99 %	96 %

Tabelle A.4.: Merkmale der Arbeitskräfte den Verwaltungen nach Staatsebenen ab 2016
gemäss LSE

Variable	Bund (N = 101'449)	Kantone (N = 540'436)	Gemeinden (N = 126'628)
erhält keine Boni oder Zusatzgehalt Bonus	0.3 %	0.9 %	3.6 %
erhält Boni	40 %	14 %	21 %
erhält keine Boni	60 %	86 %	79 %
Betriebsgrösse (LSE)			
>100 Personen	99 %	87 %	44 %
1-19 Personen	<0.1 %	1.7 %	25 %
20-49 Personen	0.2 %	4.3 %	19 %
50-99 Personen	0.7 %	7.1 %	11 %
Überstunden			
leistet keine Überstunden	97 %	92 %	91 %
leistet Überstunden	3.4 %	8.1 %	8.7 %
Kompetenzniveau			
einfache Tätigkeiten körperlicher oder handwerklicher Art	1.3 %	1.6 %	7.4 %
keine Angabe/weiss nicht	20 %	5.3 %	18 %
komplexe praktische Tätigkeiten	24 %	13 %	15 %
komplexe Tätigkeiten mit Entscheidungsfindung und hohen praktischen und theoretischen Anforderungen	35 %	59 %	28 %
praktische Tätigkeiten (Verkauf, Datenverarbeitung, Sicherheitsdienst oder andere)	20 %	21 %	32 %
Unbekannt	317'201	1'370'418	808'592
Bezugseinheit Lohn			
andere Bezugseinheit	0 %	<0.1 %	2.4 %
Lektionen	0 %	30 %	8.6 %
Stundenlohn	100 %	70 %	89 %
Vertragstyp			
befristet	5.4 %	8.0 %	2.7 %
unbefristet	95 %	92 %	97 %

A.2. Methodik

A.2.1. Matching

Zur Bestimmung der Lohndifferenziale setzen wir ein zweistufiges Vorgehen ein. Im ersten Schritt führen wir ein Matching durch. Daraus erstellen wir einen Datensatz, der einerseits aus den Verwaltungsmitarbeitern besteht, für die statistische Zwillinge aus der Privatwirtschaft ermittelt werden konnten, und andererseits aus diesen statistischen Zwillingen. Für beide Teilschritte verwenden wir das R-Package *MatchIt* von Ho u. a. (2011). Anschliessend nutzen wir zur Ermittlung der durchschnittlichen Lohndifferenziale multiple lineare Regressionen und zur Bestimmung der Lohndifferenziale für unterschiedliche Quantile Quantilsregressionen. Dafür verwenden wir das R-Package *quantreg* von Koenker (2024). Das Matching und die anschliessenden Regressionen werden jeweils getrennt für den Bund, die Kantone und die Gemeinden durchgeführt.

Beim Matching wird der Datensatz entlang einer dichotomen Variable – in diesem Fall dem Sektor – geteilt. Beobachtungen, die sich in der Ausprägung der Sektor-Variable unterscheiden, aber in allen anderen einbezogenen Variablen gleich oder möglichst ähnlich sind, werden einander zugeordnet.

Das Matching wird sowohl auf kontinuierliche als auch auf kategoriale Variablen angewandt. Bei kategorialen Variablen verwenden wir exaktes Matching und für kontinuierliche Variablen Nearest-Neighbour-Matching. Wir schätzen Propensity Scores anhand einer logistischen Regression unter Verwendung eines generalisierten linearen Modells.

Bei der SAKE verwenden wir die Variable *Jahr* als kontinuierliche Variable mit einem Caliper von einer halben Standardabweichung. Hingegen verwenden wir bei der LSE für die Jahre exaktes Matching. Für alle anderen kontinuierlichen Variablen setzen wir Caliper mit einer Distanz von 0.75 Standardabweichungen ein.

Für das Nearest-Neighbour-Matching nutzen wir zwei unterschiedliche Spezifikationen. Bei der ersten Spezifikation (beschriftet mit “PSM” für “Propensity Score Matching”), die wir im Haupttext einsetzen, setzen wir fix alle Variablen gemäss obiger Datenbeschreibung für das Matching ein.

In der zweiten Spezifikation (beschriftet mit “LASSO” für “Least Absolute Shrinkage and Selection Operator”) verwenden wir zusätzlich Machine-Learning, das mittels eines Strafterms die Anzahl der Prädiktoren reduziert und die Modellkomplexität steuert. Dies ermöglicht eine effektive Auswahl relevanter Prädiktoren zur Risikominimierung von Überanpassung des Modells. Obwohl insbesondere die SAKE eine umfangreiche Auswahl an Prädiktoren bietet, führen wir die LASSO-Methode nur auf einer geringen Anzahl an Prädiktoren aus. Der Grund liegt darin, dass mit einer steigenden Anzahl an berücksichtigten Merkmalen die Anzahl vollständiger Beobachtungen sinkt, weil viele Befragungsteilnehmer gewisse Fragen unbeantwortet lassen. Deshalb führen wir die LASSO-Ergebnisse lediglich im Anhang auf.

Das paarweise Matching der Beobachtungen erfolgt durch Minimierung des Abstands zwischen den Beobachtungen. Beim exakten Matching gibt es für diesen Abstand nur zwei mögliche Ergebnisse:

$$D_s = \begin{cases} 0 & \text{wenn } X_i = X_j \\ \infty & \text{wenn } X_i \neq X_j \end{cases}$$

Für das Nearest-Neighbour-Matching wird der Propensity Score zur Bestimmung der Distanz verwendet. Die Berechnung erfolgt mittels logistischer Regression:

$$pr(\text{öffentlicherSektor}^* = 1 | X^* = x) = \frac{\exp(\Theta_0 + x^T \Theta)}{1 + \exp(\Theta_0 + x^T \Theta)}$$

mit Θ_0 = Achsenabschnitt, $\Theta = (\Theta_1, \dots, \Theta_q)$ = Vektor der Schätzparameter.

Die anschließende Zuordnung erfolgt – unabhängig davon, ob LASSO eingesetzt wird – ausgehend von der Kontrollgruppe (Privatsektor) in absteigender Reihenfolge des Propensity Scores. Entscheidungskriterium ist der kleinste Abstand zwischen zwei Beobachtungen. Da wir das Verfahren ohne Zurücklegen nutzen, kann jede Beobachtung nur ein einziges Mal einer anderen zugeordnet werden. Dadurch ist es möglich, dass Beobachtungen einander zugeordnet werden, deren Abstand durch Nutzung anderer Verfahren wie dem Optimal-Matching minimierungsfähig wäre. Aufgrund der vergleichsweise geringen benötigten Rechenleistung und der dennoch sehr engen paarweisen Zuordnung ist das Nearest-Neighbour-Matching eine häufig angewandte Matching-Methode.

Nach dem Matching untersuchen wir die Balance der Variablen anhand der standardisierten Mittelwertdifferenz zwischen dem privaten und dem öffentlichen Sektor für jede Teilstichprobe (Ali u. a. 2014). Abbildung 4.2 und Abbildung A.1 (beide unter Verwendung der PSM-Methode ohne LASSO) stellen die Ergebnisse der Balancetests dar. Wie die standardisierten Mittelwertdifferenzen zwischen den Ziel- und Kontrollgruppen zeigen, verbessert das Matching-Verfahren die Balance aller Variablen erheblich. Dies wird auch aus den Lohnverteilungen der Verwaltungen und der Privatwirtschaft vor und nach dem Matching ersichtlich. Nach dem Matching liegen die absoluten Mittelwertdifferenzen für fast alle Merkmale unter der Schwelle von 0.1 (gepunktete Linie). Für die SAKE geht aus dem Vergleich von Abbildung 4.1 und Abbildung 4.3, dass das Matching für jede Verwaltungsebene aus den Arbeitskräften der Privatwirtschaft eine Vergleichsgruppe generiert, welche der Lohnverteilung der jeweiligen Verwaltung ähnlicher ist als die Lohnverteilung in der gesamten Privatwirtschaft. Analog zeigen dies Abbildung A.2 und Abbildung A.3 für die LSE.

Trotz der weitreichenden Angleichung der beobachteten Merkmale der Arbeitskräfte in der Verwaltung und der Privatwirtschaft durch das Matching kann eine Heterogenität der nicht beobachteten Merkmale zwischen den Sektoren theoretisch nie ausgeschlossen

Abbildung A.1.: Balance der Kovariaten aus der LSE vor und nach dem Matching

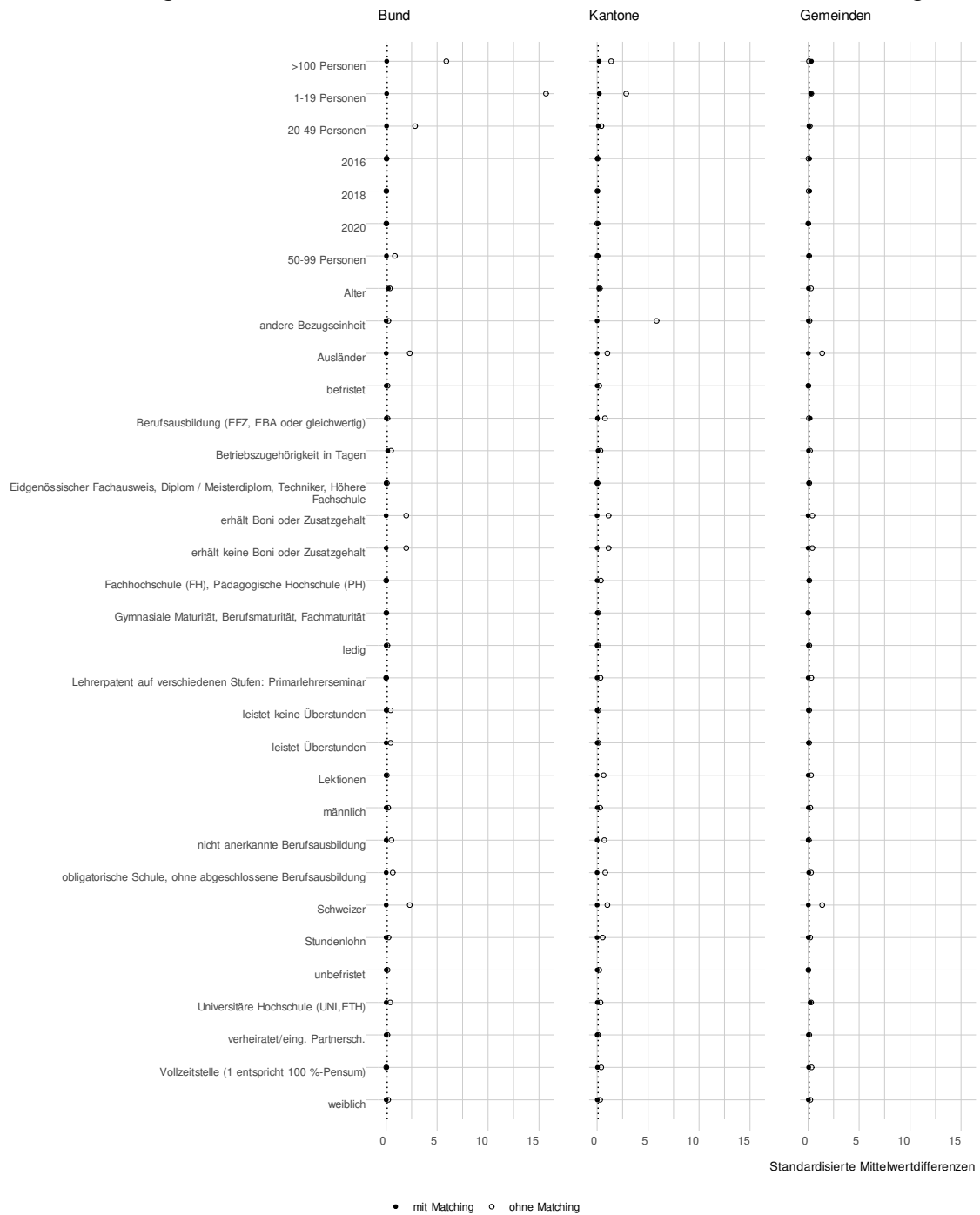
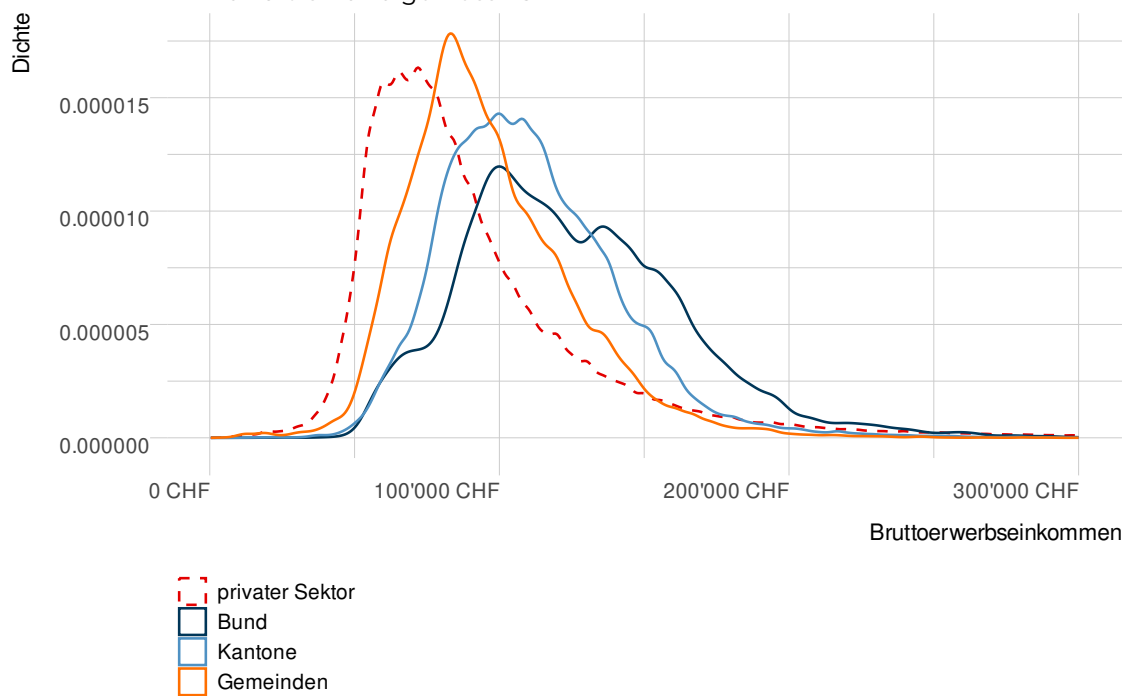
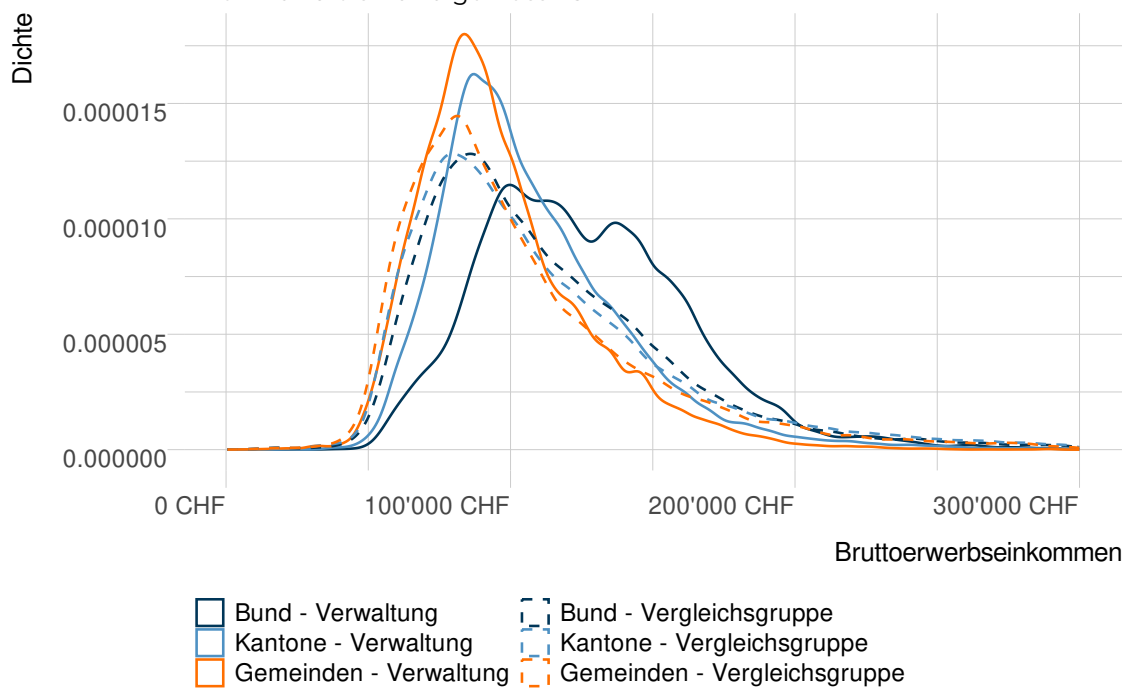


Abbildung A.2.: Verteilung der Löhne in den Verwaltungen und im privaten Sektor von 2016 bis 2020 gemäss LSE



Hinweis: Lohnverteilung für Vollzeitäquivalente bis zu einem Einkommen von 300'000 Franken pro Jahr.

Abbildung A.3.: Verteilung der Löhne in den Verwaltungen und in den Vergleichsgruppen von 2016 bis 2020 gemäss LSE



Hinweis: Lohnverteilung für Vollzeitäquivalente bis zu einem Einkommen von 300'000 Franken pro Jahr.

werden (siehe beispielsweise Sheldon 2002; Christofides und Michael 2013; Depalo, Giordano und Papapetrou 2015; Rattsø und Stokke 2019; Bonaccolto-Töpfer, Castagnetti und Prümer 2022). Wir berücksichtigen beim Matching bereits mehr Merkmale als in früheren Untersuchungen mittels Heckman-Korrektur (siehe beispielsweise Christofides und Michael 2013).

In der neueren Literatur werden weitere Ansätze zur Korrektur einer allfälligen Selbstselektion und nicht beobachtbaren Heterogenität diskutiert und eingesetzt (siehe beispielsweise Bonaccolto-Töpfer, Castagnetti und Prümer 2022). Rattsø und Stokke (2019) verwendet beispielsweise Paneldaten und fixe Effekte. Ein entsprechendes Vorgehen ist für die Schweiz aufgrund von Datenbeschränkungen bisher nicht möglich. Zugleich stellt sich auch bei der Untersuchung von Arbeitskräften, die im Untersuchungszeitraum sowohl in der Verwaltung als auch in der Privatwirtschaft tätig waren, die Frage der Selbstselektion und daraus erwachsenden Verzerrungen von Lohnschätzungen.

A.2.2. Regressionsanalyse

Wir ermitteln im Anschluss an das Matching mit den "gematchten Daten" mittels linearer Regressionen und Quantilsregressionen die Lohndifferenziale zwischen den Verwaltungen und der Privatwirtschaft. Die linearen Regressionen werden eingesetzt zur Bestimmung der durchschnittlichen Lohndifferenz. Aus vielen internationalen, empirischen Untersuchungen des Lohndifferenzials zwischen der Privatwirtschaft und dem öffentlichen Sektor geht allerdings hervor, dass das Lohndifferenzial entlang der Lohnverteilung variiert (z. B. Melly 2005; Christofides und Michael 2013). Wir berücksichtigen die Heterogenität der Effekte entlang der Lohnverteilung, indem wir im Anschluss an das Matching Quantilsregressionen für alle Quantile $\tau = 0,05, 0,1 \dots 0,9, 0,95$ durchführen (z. B. Mueller 1998; Bonaccolto-Töpfer, Castagnetti und Prümer 2022). Wir verwenden für die SAKE-Daten das folgende Grundmodell:

$$\begin{aligned}
\log Einkommen_i = & \beta_0(\tau) + \beta_1(\tau)\text{öffentlicherSektor}_i + \sum_j \beta_{2,j}(\tau)\text{Jahr}_{j,i} \\
& + \sum_k \beta_{3,k}(\tau)\text{Bildungsniveau}_{k,i} + \sum_l \beta_{4,l}(\tau)\text{Berufsfeld}_{l,i} + \sum_m \beta_{5,m}(\tau)\text{Berufsstatus}_{m,i} \\
& + \beta_6(\tau)\text{Betriebszugehörigkeit}_i + \beta_7(\tau)\text{Betriebszugehörigkeit}_i^2 \\
& + \beta_8(\tau)\text{weiblich}_i + \beta_9(\tau)\text{Zivilstand}_i + \beta_{10}(\tau)\text{Alter}_i \\
& + \beta_{11}(\tau)\text{Alter}_i^2 + \sum_n \beta_{12}(\tau)\text{Grossregion}_{n,i} + \sum_o \beta_{13}(\tau)\text{Studienfach}_{o,i} \\
& + \beta_{14}(\tau)\text{Arbeitszeit}_i + \beta_{15}(\tau)\text{Arbeitszeit}_i^2 + \beta_{16}(\tau)\text{SchweizerischeNationalität}_i \\
& + \sum_p \beta_{17}(\tau)\text{Überstunden}_{p,i} + \beta_{18}(\tau)\text{Kinder}_i \\
& + \beta_{19}(\tau)\text{Gleitzeit}_i + \beta_{20}(\tau)\text{Bonus}_i + \varepsilon_{\tau,i} \quad (\text{A.1})
\end{aligned}$$

Für die LSE-Daten verwenden wir das folgende Grundmodell:

$$\begin{aligned}
\log Einkommen_i = & \beta_0(\tau) + \beta_1(\tau)\text{öffentlicherSektor}_i + \sum_k \beta_{2,k}(\tau)\text{Bildungsniveau}_{k,i} \\
& + \sum_l \beta_{3,l}(\tau)\text{Berufsfeld}_{l,i} + \sum_m \beta_{4,m}(\tau)\text{Berufsstatus}_{m,i} \\
& + \beta_5(\tau)\text{Betriebszugehörigkeit}_i + \beta_6(\tau)\text{Betriebszugehörigkeit}_i^2 \\
& + \beta_7(\tau)\text{weiblich}_i + \beta_8(\tau)\text{Zivilstand}_i + \beta_9(\tau)\text{Alter}_i \\
& + \beta_{10}(\tau)\text{Alter}_i^2 + \sum_n \beta_{11}(\tau)\text{MS} - \text{Region}_{n,i} + \beta_{12}(\tau)\text{Arbeitszeit}_i + \beta_{13}(\tau)\text{Arbeitszeit}_i^2 \\
& + \beta_{14}(\tau)\text{SchweizerischeNationalität}_i + \sum_q \beta_{15}(\tau)\text{Überstunden}_{p,i} + \beta_{16}(\tau)\text{Bonus}_i + \varepsilon_{\tau,i} \quad (\text{A.2})
\end{aligned}$$

Der interessierende Effekt wird durch $\beta_1(\tau)$ erfasst, den Koeffizienten der Dummy-Variable *öffentlicher Sektor*, die für Beschäftigte im öffentlichen Sektor den Wert 1 und für Beschäftigte im privaten Sektor den Wert 0 annimmt. Basierend auf früheren Schätzungen für die Schweiz von Falter und Ferro-Luzzi (2000) und der internationalen Literatur erwarten wir für die meisten Werte von τ Lohnprämien, d.h. $\beta_1(\tau) > 0$. Ebenso wird auf der Grundlage der Literatur angenommen, dass β mit τ abnimmt. Die SAKE befragt die Erhebungsteilnehmer mehrfach. Wie beispielsweise Greifer (2024) diskutiert, ist in Betracht zu ziehen, die Regressionsgleichungen um Interaktionen zwischen der Sektor-Variable und allen übrigen Variablen zu erweitern. Davon kann abgesehen werden, wenn die Kovariaten der Beobachtungen aus der Privatwirtschaft und jene der Beobachtungen aus der Verwaltung im verwendeten Datensatz bereits sehr gut ausbalanciert sind. Da die durchgeführten Tests aufzeigen, dass dies der

Fall ist, präsentieren wir im Papier die Schätzungen ohne Interaktionen zwischen dem Sektor und den weiteren Variablen. Schätzungen mit Interaktionen sind auf Anfrage bei den Autoren erhältlich. Für die Berechnung der Standardfehler und der 95 %-Konfidenzintervalle verwenden wir deshalb ein Wild-Boostrapping-Verfahren, das die Clusterbildung berücksichtigt. Wir schätzen die Lohngleichungen getrennt für die drei Verwaltungsebenen Bund, Kantone und Gemeinden. Um den Einfluss weiterer Determinanten wie Bildung, Geschlecht, Dienstalter und Veränderungen der Lohnprämien im Laufe der Zeit zu beurteilen, werden Teilstichprobenschätzungen verwendet.

A.3. Detaillierte Resultate der Lohnschätzungen

Tabelle A.6 und Tabelle A.5 enthalten die Schätzergebnisse der durchschnittlichen Lohndifferenziale, welche Abbildung 5.1 zugrunde liegen. In Tabelle A.5 wird eine Schätzung vorgenommen, welche lediglich regionale und jährliche Ausgewogenheit zwischen den zwischen den Arbeitskräften in den Verwaltungen und der Privatwirtschaft herbeiführen, jedoch nicht für Vergleichbarkeit der Arbeitskräfte in anderen Merkmalen sorgen. Im Wesentlichen werden damit die rohe Lohndifferenzen zwischen den Sektoren abgebildet. Tabelle A.6 zeigt die Schätzung der Lohndifferenziale nachdem mittels Matching-Verfahren für Vergleichbarkeit zwischen den Arbeitskräften in den Verwaltungen und in der Privatwirtschaft herbeigeführt wurde.

Tabelle A.7 und Tabelle A.8 enthalten die Ergebnisse der Quantilsregressionen für die beiden Erhebungen. In den Tabellen sind je Erhebung und Verwaltungseinheit aus Platzgründen fünf Regressionen abgebildet.

Tabelle A.5.: Gesamte Lohndifferenz

	SAKE 2017-2022	LSE 2016, 2018, 2020
Bund		
öffentlicher Sektor	0.308*** (0.014)	0.265*** (0.001)
Lohndifferenz in Prozent	36.1	30.3
Num.Obs.	3630	202898
R2	0.168	0.234
Kantone		
öffentlicher Sektor	0.192*** (0.006)	0.123*** (0.001)
Lohndifferenz in Prozent	21.2	13.1
Num.Obs.	22478	1080702
R2	0.074	0.115
Gemeinden		
öffentlicher Sektor	0.089*** (0.008)	-0.006* (0.003)
Lohndifferenz in Prozent	9.3	-0.6
Num.Obs.	12466	253256
R2	0.033	0.109

+ p < 0.1, * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

Die Schätzmodelle enthalten folgende Kontrollvariablen: SAKE: Jahr, Region.
LSE: Jahr, MS-Region.

Tabelle A.6.: Durchschnittliche Lohndifferenziale für statistische Zwillinge

	SAKE 2017-2022		LSE 2016, 2018, 2020	
	LASSO	PSM	LASSO	PSM
Bund				
öffentlicher Sektor	0.124*** (0.010)	0.111*** (0.011)	0.130*** (0.001)	0.130*** (0.001)
Lohndifferenz in Prozent	13.2	11.7	13.8	13.9
Num.Obs.	1512	1703	113182	113172
R2	0.726	0.670	0.675	0.675
Kantone				
öffentlicher Sektor	0.063*** (0.007)	0.052*** (0.007)	0.022*** (0.002)	0.022*** (0.002)
Lohndifferenz in Prozent	6.5	5.4	2.3	2.3
Num.Obs.	6402	7364	182516	182518
R2	0.578	0.537	0.646	0.646
Gemeinden				
öffentlicher Sektor	0.042*** (0.008)	0.044*** (0.008)	-0.005 (0.003)	-0.005 (0.003)
Lohndifferenz in Prozent	4.3	4.5	-0.5	-0.5
Num.Obs.	4302	4861	96486	96488
R2	0.571	0.568	0.666	0.666

+ p < 0.1, * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

Die Schätzmodelle enthalten folgende Kontrollvariablen: SAKE LASSO: Ausbildung (detailliert), Berufsfeld, berufliche Stellung, Geschlecht, Zivilstand, Überstunden, Betriebszugehörigkeitsdauer, Alter, Region, Studienfach, Vollzeitstelle, Schweizer Herkunft, hat Kinder, Gleitzeit, Bonus, Vertragsdauer. SAKE PSM: Ausbildung, Berufsfeld, berufliche Stellung, Geschlecht, Zivilstand, Überstunden, Betriebszugehörigkeitsdauer, Alter, Region, Studienfach, Vollzeitstelle, Schweizer Herkunft, hat Kinder, Gleitzeit, Bonus. LSE LASSO/PSM: Ausbildung (detailliert), Berufsfeld, berufliche Stellung, Geschlecht, Zivilstand, Überstunden, Betriebszugehörigkeitsdauer, Alter, MS-Region, Vollzeitstelle, Schweizer Herkunft, Bonus, Jahr.

Tabelle A.7.: Lohndifferenziale nach Höhe des Lohns basierend auf der SAKE (2017-2022)

	Bund					Kantone					Gemeinden				
	0.05	0.25	0.5	0.75	0.95	0.05	0.25	0.5	0.75	0.95	0.05	0.25	0.5	0.75	0.95
öffentlicher Sektor	0.173*** [0.028]	0.140*** [0.012]	0.115*** [0.012]	0.080*** [0.012]	0.036 [0.026]	0.052** [0.018]	0.061*** [0.008]	0.059*** [0.007]	0.047*** [0.008]	0.002 [0.016]	0.077*** [0.020]	0.057*** [0.009]	0.040*** [0.008]	0.035*** [0.010]	0.014 [0.019]
weiblich	-0.165** [0.051]	-0.069*** [0.019]	-0.047** [0.017]	-0.046* [0.019]	-0.064+ [0.037]	-0.152*** [0.024]	-0.075*** [0.011]	-0.076*** [0.009]	-0.092*** [0.010]	-0.114*** [0.025]	-0.086** [0.029]	-0.080*** [0.011]	-0.090*** [0.012]	-0.104*** [0.014]	-0.080** [0.025]
Alter	6.590*** [0.812]	4.630*** [0.350]	5.394*** [0.405]	5.390*** [0.381]	6.337*** [0.639]	7.580*** [1.172]	7.607*** [0.458]	8.128*** [0.381]	8.502*** [0.412]	9.207*** [0.895]	4.131*** [0.914]	5.194*** [0.380]	6.027*** [0.385]	6.962*** [0.460]	8.265*** [0.898]
Alter im Quadrat	-3.348*** [0.822]	-2.163*** [0.315]	-2.173*** [0.300]	-2.138*** [0.300]	-2.169*** [0.447]	-5.651*** [1.000]	-2.858*** [0.412]	-2.746*** [0.309]	-2.981*** [0.385]	-3.469*** [0.809]	-3.998*** [0.947]	-3.470*** [0.347]	-2.880*** [0.325]	-2.579*** [0.410]	-1.838* [0.928]
Berufslehre	0.578 (844.457)	0.192 (460.664)	0.290 (712.475)	-0.006 (2103.804)	0.017 (12575.791)	-0.022 (0.070)	0.104* (0.041)	0.118*** (0.036)	0.073* (0.037)	0.074 (0.094)	0.166+ (0.095)	0.103* (0.047)	0.071* (0.033)	0.079* (0.037)	0.049 (0.074)
höhere Berufsausbildung	0.648 (844.458)	0.264 (460.665)	0.392 (712.475)	0.109 (2103.804)	0.089 (12575.793)	0.057 (0.068)	0.170*** (0.040)	0.204*** (0.035)	0.154*** (0.035)	0.138 (0.096)	0.270*** (0.096)	0.167*** (0.047)	0.159*** (0.031)	0.174*** (0.036)	0.144* (0.071)
Universität/FH	0.724 (844.456)	0.420 (460.665)	0.503 (712.476)	0.202 (2103.804)	0.210 (12575.791)	0.121 (0.080)	0.297*** (0.044)	0.328*** (0.036)	0.290*** (0.099)	0.313** (0.101)	0.331** (0.051)	0.258*** (0.036)	0.237*** (0.041)	0.275*** (0.041)	0.324*** (0.078)
hat Kinder	0.050 (0.041)	-0.001 (0.018)	0.030 (0.020)	0.016 (0.020)	0.023 (0.034)	0.005 (0.022)	0.062*** (0.011)	0.068*** (0.010)	0.058*** (0.021)	0.032 (0.028)	0.023 (0.013)	0.027* (0.011)	0.048*** (0.011)	0.060*** (0.013)	0.031 (0.025)
ledig	0.062 (0.038)	-0.045** (0.015)	-0.031 (0.019)	-0.028 (0.019)	-0.045 (0.032)	0.011 (0.019)	0.016 (0.011)	0.017* (0.009)	0.016 (0.019)	0.013 (0.026)	0.007 (0.011)	0.003 (0.010)	0.012 (0.010)	0.036** (0.012)	0.032 (0.024)
Schweizer	0.133 (0.082)	0.107*** (0.030)	0.026 (0.031)	0.032 (0.026)	0.016 (0.045)	0.124** (0.047)	0.072*** (0.015)	0.057*** (0.013)	0.030* (0.029)	0.011 (0.029)	0.058 (0.037)	0.061* (0.026)	0.058*** (0.017)	0.043* (0.020)	0.032 (0.040)
weitere Kontrollvariablen	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Lohnndifferenz in Prozent	18.9	15.0	12.2	8.3	3.7	5.4	6.3	6.1	4.8	0.2	8.0	5.8	4.1	3.5	1.4
Num.Obs.	1703	1703	1703	1703	1703	7364	7364	7364	7364	7364	4861	4861	4861	4861	4861
AIC	718.637391760993	-426.376074188358	-756.070476843186	-568.977359589289	330.551476670366	5853.7625628629	233.991477874546	-1138.82986165208	-81.1449141515916	4801.57202036451	3143.99807145928	-267.201745937339	-985.163225664768	-65.7798559517807	3146.5453224765
Log.Lik.	-309.319	263.188	428.035	334.489	-115.276	-2877.881	-67.996	618.415	89.572	-2351.786	-1521.999	183.601	542.582	82.890	-1523.273

+ p < 0.1, * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

Tabelle A.8.: Lohndifferenziale nach Höhe des Lohns basierend auf der LSE (2018, 2020, 2022)

	Bund					Kantone					Gemeinden				
	0.05	0.25	0.5	0.75	0.95	0.05	0.25	0.5	0.75	0.95	0.05	0.25	0.5	0.75	0.95
öffentlicher Sektor	0.234*** (0.002)	0.166*** (0.001)	0.132*** (0.001)	0.098*** (0.001)	0.015*** (0.002)	0.136*** (0.001)	0.069*** (0.001)	0.029*** (0.001)	-0.006*** (0.001)	-0.065*** (0.002)	0.113*** (0.001)	0.053*** (0.000)	0.010*** (0.000)	-0.034*** (0.000)	-0.126*** (0.001)
weiblich	-0.058*** (0.002)	-0.049*** (0.001)	-0.050*** (0.001)	-0.056*** (0.001)	-0.063*** (0.003)	-0.064*** (0.001)	-0.048*** (0.001)	-0.050*** (0.001)	-0.054*** (0.001)	-0.068*** (0.002)	-0.081*** (0.001)	-0.058*** (0.000)	-0.048*** (0.000)	-0.053*** (0.000)	-0.066*** (0.001)
Alter	26.431*** (0.378)	28.126*** (0.225)	29.958*** (0.209)	32.981*** (0.227)	37.619*** (0.435)	28.915*** (0.294)	33.958*** (0.159)	37.241*** (0.137)	39.847*** (0.162)	42.478*** (0.331)	18.876*** (0.112)	22.930*** (0.059)	24.798*** (0.051)	25.685*** (0.060)	26.656*** (0.134)
Alter im Quadrat	-17.224*** (0.311)	-16.483*** (0.185)	-17.592*** (0.172)	-19.035*** (0.187)	-21.468*** (0.358)	-13.362*** (0.249)	-14.782*** (0.135)	-16.472*** (0.116)	-18.473*** (0.137)	-19.616*** (0.280)	-9.745*** (0.097)	-9.809*** (0.051)	-11.375*** (0.044)	-12.291*** (0.052)	-11.713*** (0.116)
ledig	-0.033*** (0.002)	-0.027*** (0.001)	-0.029*** (0.001)	-0.029*** (0.001)	-0.039*** (0.002)	-0.021*** (0.001)	-0.026*** (0.001)	-0.025*** (0.001)	-0.028*** (0.001)	-0.033*** (0.001)	-0.006*** (0.001)	-0.012*** (0.000)	-0.014*** (0.000)	-0.018*** (0.000)	-0.017*** (0.001)
Schweizer	0.051*** (0.009)	0.039*** (0.006)	0.019*** (0.005)	0.019*** (0.006)	-0.001 (0.011)	0.065*** (0.004)	0.038*** (0.002)	0.022*** (0.002)	0.007*** (0.002)	0.005 (0.004)	0.063*** (0.003)	0.049*** (0.002)	0.032*** (0.001)	0.029*** (0.002)	-0.003 (0.004)
weitere Kontrollvariablen	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Lohndifferenz in Prozent	26.3	18.1	14.1	10.2	1.5	14.6	7.2	3.0	-0.6	-6.3	11.9	5.5	1.0	-3.4	-11.9
Num.Obs.	113182	113182	113182	113182	113182	182516	182516	182516	182516	182516	96486	96486	96486	96486	96486

+ p < 0.1, * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

A.4. Robustheit der Lohnschätzungen

Im Haupttext sind unsere präferierten Schätzungen abgebildet. Bei der Auswahl der Schätzmodelle und -ergebnisse wurde die ökonomische Theorie, die bisherige empirische Literatur und die Datenverfügbarkeit und -qualität berücksichtigt. Insbesondere bei der SAKE ist zu berücksichtigen, dass die Berücksichtigung weiterer Merkmale die Beobachtungszahl verringert. Für die Robustheitstests greifen wir deshalb auf den Beobachtungszeitraum 2007 bis 2022 zurück. Tabelle A.9 fasst die Ergebnisse zahlreicher Robustheitstests zusammen, auf die im Folgenden eingegangen wird.

Bildungsabschluss: Verschiedentlich wird darauf hingewiesen, dass der Anteil der Akademiker im öffentlichen Sektor, insbesondere beim Bund, hoch ist. Ob dies eine generelle Überqualifikation darstellt, fällt jedoch nicht in den Rahmen unserer Lohnanalyse. In den Hauptspezifikationen für die Lohnschätzung mit den Daten der SAKE unterscheiden wir bei Akademikern nicht zwischen Master- und Doktorsabschlüssen. Daraus ergibt sich die Frage, ob die Qualifikationen der Verwaltungsmitarbeiter angemessen berücksichtigt sind.

Neben den Berufsfeldern, welche unter anderem die Kategorie “akademische Berufe” beinhaltet, berücksichtigen wir auch den Bildungsabschluss. Wir haben in den Hauptspezifikationen aus zwei Gründen nicht weiter nach Master- und Doktorsabschlüssen differenziert. Erstens kann die Verfeinerung des Matchings zu einer Reduktion der Stichprobe führen.

Zweitens *kann* ein Doktorat zur Lösung komplexer Aufgaben befähigen. Wir sehen jedoch beim Doktorat eine bedeutende Endogenitätsproblematik. Die Wertschätzung für ein Doktorat unterscheidet sich von Branche zu Branche. Studenten, welche sich Gedanken über die zukünftige Berufswahl machen, sind sich dessen bewusst. Einem schnellen Studienabschluss, dem frühen Berufseinstieg und der Akquisition von Berufserfahrung wird möglicherweise gegenüber einem langwierigen Doktorat der Vorzug gegeben aufgrund der Berufswahl und nicht aufgrund der individuellen Fähigkeiten.

Wir haben in mehreren Robustheitstests die Bildungsabschlüsse detaillierter berücksichtigt und damit auch zwischen Master und Doktorat unterschieden. Die entsprechenden Tests in Tabelle A.9 wirken sich nur unwesentlich auf die Lohnprämie aus.

Heterogenität in den Berufsfeldern: Ein Lohnvergleich zwischen Sektoren darf beim Matching nicht gleich vorgehen, wie es etwa beim Lohnvergleich zwischen den Geschlechtern und damit innerhalb von Branchen geschieht. In der Verwaltung gibt es Monopolberufe ohne Pendant in der Privatwirtschaft. Bei den Berufen treten bereits auf der Stufe der Berufsgruppen vermehrt branchen- und sektorspezifische Berufsbezeichnungen auf. Wer beruflich vom Fernsehen zum Staat wechselt, wechselt auch seine Berufsbezeichnung beispielsweise vom “Sprecher im Rundfunk” zum “Spezialisten in Vertrieb, Marketing und Öffentlichkeitsarbeit”. Statt eines engen Matchings, das Zwillinge anhand von Berufsbezeichnungen zuordnet, muss es daher darum gehen,

Tabelle A.9.: Robustheitstests für Schätzungen basierend auf der SAKE (2007-2022)

	Bund		Kantone		Gemeinden	
	Lohndifferenz	N	Lohndifferenz	N	Lohndifferenz	N
Ausschluss einzelner Beobachtungen, Detaillierungsgrad der Kovariaten, Matching-Methode						
Basisspezifikation	12.0%	3990	5.0%	18206	4.0%	11646
Modell mit Lasso	13.6%	3524	6.3%	15376	4.3%	10234
27 Berufskategorien und Master- und Doktorsabschlüsse	10.6%	1626	2.3%	6110	3.9%	4854
Arbeits- statt Wohnregion	12.8%	3938	5.8%	17980	3.5%	11672
Betriebsgrösse	11.3%	2484	5.1%	9304	3.9%	5968
Einkommen je Arbeitsstunde	12.8%	3938	5.8%	17980	3.5%	11672
Komplexität der Tätigkeit	14.0%	6386	6.9%	37168	3.5%	21006
höherer Detaillierungsgrad bei der Bildungsrichtung	12.1%	3158	4.7%	14684	3.6%	9828
höherer Detaillierungsgrad bei der Bildungsrichtung & Betriebsgrösse	10.4%	1932	3.9%	7348	3.7%	4860
höherer Detaillierungsgrad bei der Bildungsrichtung und Master- und Doktorsabschlüsse	11.5%	2192	4.6%	9562	4.1%	6766
höherer Detaillierungsgrad bei der Wohnregion	9.7%	930	3.6%	3900	2.9%	2438
keine Ausreisser-Erkennung	11.6%	4086	4.5%	18784	3.1%	12140
stabile Arbeitszeit und keine unterjährigen Stellenwechsel	12.1%	2490	5.4%	10858	4.0%	6788
Unterschiedliche Kontrollgruppen						
Datensatz an LSE angeglichen Datensatz: Basisspezifikation	11.3%	2762	4.8%	8572	3.2%	3784
Datensatz an LSE angeglichen: Basisspezifikation mit Lasso	11.7%	2782	5.0%	8598	3.6%	3802
Datensatz an LSE angeglichen: gesamte Lohndifferenz	33.8%	6810	16.7%	33068	5.8%	12802
Vergleich mit staatsnahen Betrieben	4.5%	392	-3.3%	1548	-5.7%	972

Personen mit gleichen Fähigkeiten zu vergleichen, wofür wir die Studienrichtung und den Bildungsabschluss heranziehen.

Dennoch haben wir Robustheitstests unter Berücksichtigung der Berufsgruppen statt nur den Berufshauptgruppen durchgeführt. Die Beobachtungszahl in diesen Tests sinkt gegenüber der Hauptspezifikationen, weil Befragungsteilnehmer sporadisch Fragen unbeantwortet lassen und weil keine statistischen Zwillinge mit den gleichen Merkmalsausprägungen gefunden werden. Die durchschnittliche Lohnprämie der Bundesverwaltung liegt in diesen Tests um ein bis zwei Prozentpunkte tiefer.

Arbeitszeit- und Lohnangaben: Die SAKE fragt die Erhebungsteilnehmer nach dem "Lohn in Ihrer jetzigen Tätigkeit". Den Teilnehmern steht es frei, einen Brutto- oder Nettolohn pro Jahr, pro Monat oder pro Stunde zu nennen. Die Teilnehmer werden des Weiteren nach der vertraglichen Arbeitszeit, der tatsächlichen Arbeitszeit und Abwesenheiten in der letzten Woche befragt. Bei kurzfristigen Änderungen in einem Arbeitsverhältnis kann daher die Hochrechnung des aktuellen Arbeitspensums und des Einkommens auf ein Jahr unzulässig sein.

Grundsätzlich können bei jeder Erhebung Messfehler vorliegen. Sind die Fehler nicht systematisch verteilt, resultiert daraus höhere statistische Unsicherheit, aber nicht zwingend eine verzerrte Schätzung. Es ist plausibel, dass die Arbeitsverhältnisse in der Privatwirtschaft unstetiger sind. Es greift allerdings zu kurz, daraus eine systematische Verzerrung etwa hin zu tiefen Löhnen in der Privatwirtschaft abzuleiten. Rapportiert eine Person in der Befragung beispielsweise wegen eines kurzzeitigen Arbeitsunterbruch ein für sie unüblich tiefes Pensum, führt dies nicht zu einer Unterschätzung des Jahreseinkommens. Denn wir setzen das Jahreseinkommen stets in Bezug zum Pensum. Da Ungenauigkeiten bei der Erhebung sowohl die Einkommens- als auch die Arbeitszeiterfassung betreffen können, sind vielfältige Verzerrungen denkbar.

Wir begegnen der Problematik mit verschiedenen Massnahmen. Personen mit Wechsel zwischen den Sektoren oder mit Nebenerwerb – das Gesamteinkommen lässt sich nicht den Erwerbstätigkeiten zurechnen – schliessen wir in jeder Spezifikation aus. In den Verwaltungen von Bund, Kantonen und Gemeinde betrifft dies zwei Prozent der Mitarbeiter. Wir führen Subsample-Schätzungen nach Anstellungsdauer durch (siehe Kapitel 8). Bei Personen, die wenigstens fünf Jahre im Betrieb sind, kann ein unterjähriger Betriebswechsel ausgeschlossen werden. Wir führen einen weiteren Robustheitstests durch, der Arbeitskräfte mit Stellenwechsel (auch im gleichen Betrieb) seit der letzten Befragung, Abwesenheiten (aufgrund Elternurlaub, Kurzarbeit, etc.) in der Woche vor der Befragung und Arbeitskräfte mit deklarierter Mehr- oder Minderarbeit oder Pensumsänderungen aus der Schätzung ausschliesst. Bei diesem Robustheitstest (siehe Tabelle A.9) steigt die durchschnittliche Lohnprämie beim Bund um einen halben Prozentpunkt gegenüber der Hauptspezifikation.

Berücksichtigung der Unternehmensgrösse und des städtischen Umfelds: Zahlreiche empirische Studien zeigen auf, dass grosse Unternehmen höhere Löhne zahlen als kleine (Hollister 2004; Baumgarten 2013). In Lohnstudien wird deshalb oft die Unternehmensgrösse berücksichtigt. Auch zeigt sich, dass die Löhne im städtischen Umfeld oft höher liegen als jene im ausserstädtischen Kontext. Als Gründe für die höheren Löhne in grossen Unternehmen werden oft die Spezialisierungsvorteile und die dadurch erzielte höhere Produktivität genannt (Belman und Heywood 1990; Lallemand, Plasman und Rycx 2007). Grundsätzlich und unabhängig vom Erklärungsmechanismus kann die Unternehmensgrösse in einer Lohnstudie als Proxy-Variable für nicht anderweitig messbare Job-Profil-Charakteristika aufgefasst werden.

Während die Berücksichtigung der Unternehmensgrösse bei einer Lohnanalyse innerhalb einer Branche in der Regel Sinn ergibt, ergeben sich bei einem Lohnvergleich zwischen der Privatwirtschaft und dem Staat weitere Fallstricke. Privatwirtschaftliche Unternehmen unterliegen einer langfristigen Gewinnrestriktion. Im Allgemeinen kann davon ausgegangen werden, dass sich die Löhne an der Grenzproduktivität ausrichten. Nach dieser Logik sind hohe Löhne bei grossen Unternehmen eine Folge hoher Produktivität. Von der allgemeinen Regel gibt es Ausnahmen. Ein grosses Unternehmen kann seine Grösse auch der erfolgreichen Bewirtschaftung eines Monopols verdanken. Die empirische Literatur nennt als möglichen Grund für hohe Löhne bei grossen Unternehmen, dass die Mitarbeiter an der durch das Unternehmen erwirtschafteten Monopolrente partizipieren. In diesem Fall wären grosse Unternehmen aber erst recht keine sinnvolle Benchmark, an der sich der Staat ausrichten sollte.

Für den Staat gilt weder eine Gewinnrestriktion, noch ist es eine sinnvolle Annahme, bei Staatswachstum von Produktivitätswachstum durch Skalenerträge auszugehen. Grosse staatliche Organisationen zeichnen sich in der Regel nicht durch hohe Produktivität aus (Witte und Moesen 2010; Facchini und Melki 2013; Afonso und Schuknecht 2019). Selbstverständlich können sich die Berufsprofile in kleinen Gemeinden und kleinen Kantonen von denen der grösseren Bundesverwaltung unterscheiden. Letztere beschäftigt zahlreiche Spezialisten, darunter Juristen, Ökonomen und Experten für

öffentliche Gesundheit. Die unterschiedliche Zusammensetzung der Arbeitskräfte wird bei der Suche der statistischen Zwillinge aus Verwaltung und Privatwirtschaft durch den Bildungsabschluss, die Studienrichtung und weitere Merkmale bewerkstelligt, ohne dass explizit die Unternehmensgrösse berücksichtigt wird.

Auch die Vergabepaxis des Bundes bei Studien, Gutachten und IT-Aufträgen zeigt, dass die Spezialisierung nicht mit Unternehmensgrösse einhergeht. Bei vielen extern vergebenen Aufträgen kommen eher kleine und hochspezialisierte Unternehmen zum Zug.

Aber selbst vorausgesetzt, die Annahme würde stimmen, dass bei grossen Unternehmen besondere Spillover-Effekte zwischen den Mitarbeitern auftreten, stellte sich die Frage, ob der einzelne Mitarbeiter ebenfalls besonders selektioniert und talentiert ist. Ist das Arbeitsumfeld oder das individuelle Talent einer Arbeitskraft für die hohe Produktivität verantwortlich? Falls es vorwiegend das Arbeitsumfeld ist, wäre es nicht zielführend, wenn die sich Verwaltungen – auch in der Lohnfestlegung – vorwiegend auf Bewerber von grossen Unternehmen ausrichten. Sind die Angestellten in grossen und kleinen Unternehmen im Durchschnitt sehr ähnlich, haben sich auch die Löhne der Verwaltungen am Durchschnitt des Arbeitsmarkts auszurichten.

Auch hinsichtlich der räumlichen Verteilung der Unternehmen sehen wir keinen zwingenden Grund, eine im städtischen Umfeld ansässige Verwaltung ausschliesslich mit Unternehmen aus dem gleichen städtischen Umfeld zu vergleichen. Gerade für die Bundesverwaltung ist hinlänglich bekannt, dass viele Mitarbeiter lange Pendeldistanzen in Kauf nehmen.

Wir haben in einer Überschlagsrechnung untersucht, welche Arbeitskräfte zum Bund wechseln. Sind es tatsächlich solche, die zuvor bei grossen Unternehmen tätig waren? Wir haben dazu die Job-Wechsel in der SAKE untersucht. Im Zeitraum 2010 bis 2022 sind in der SAKE-Stichprobe lediglich 130 Wechsel enthalten. Die Zahlen sind somit mit Vorsicht zu geniessen, es handelt sich höchstens um ungefähre Tendenzen. Sie zeigen allerdings, dass 50 Prozent der Zugänge beim Bund aus kleineren Unternehmen und kleineren öffentlichen Institutionen erfolgen.

Um jedoch genauer zu untersuchen, welchen Einfluss die Berücksichtigung der Unternehmensgrösse und der Arbeitsmarktregion auf die Berechnung der Lohndifferenz hat, haben wir in Robustheitstests beide Faktoren ins Matching und die Regressionen aufgenommen. Die entsprechenden Resultate sind Tabelle [A.9](#) aufgeführt. Bei Berücksichtigung der Betriebsgrösse fällt die durchschnittliche Lohnprämie der Bundesverwaltung um einen halben Prozentpunkt tiefer aus als in der Basisschätzung, bei Berücksichtigung des Arbeitsorts hingegen einen Prozentpunkt höher. Die Unterschiede zwischen einer Lohnanalyse mit und ohne Berücksichtigung der Regionen und Unternehmensgrössen sind gering, weil auch ein Matching ohne explizite Berücksichtigung der Unternehmensgrösse und der Regionen implizit Zwillinge zusammenbringt, die in diesen Merkmalen sehr ähnlich sind.

Regionale Unterschiede: In Städten werden in der Privatwirtschaft in der Regel höhere Löhne gezahlt als in Agglomerationen oder in ländlichen Gebieten. Unternehmen mit einer

hohen Nachfrage nach gut ausgebildeten Arbeitskräften sind oft in Städten zu finden. Gleichzeitig sitzen viele grosse Unternehmen im städtischen Gebiet. Beides sind Treiber hoher Löhne. Weil auch die Bundesverwaltung hauptsächlich in der Stadt angesiedelt ist, wird oft argumentiert, dass auch sie höhere Löhne bezahle, um gegenüber der Konkurrenz auf einem eingeschränkten Gebiet bestehen zu können. Oft wird argumentiert, dass beispielsweise ein Mechaniker, der in einem Kleinstbetrieb auf dem Land tätig ist, weniger spezialisiert (und qualifiziert) sei als ein Mechaniker, der bei einem grossen, internationalen Unternehmen in der Stadt arbeitet.

Hier werden zwei unterschiedliche Argumente behandelt. Erstens wird argumentiert, dass Arbeitskräfte nur innerhalb von lokalen Arbeitsmärkten verglichen werden sollen, weil sie in einem geografisch eingeschränkten Radius nach Stellen suchen.

Zweitens geht es um eine potenzielle Spezialisierung, die bei nicht adäquater Berücksichtigung in der Lohnschätzung als Lohnprämie interpretiert werden könnte. Falls im städtischen Umfeld und in grossen Unternehmen spezialisierte Berufsbilder zu finden sind als auf dem Land und in kleinen Unternehmen, dann könnten die Raumgliederung und die Unternehmensgrösse als Kontrollvariablen für die Spezialisierung fungieren.

Dass nur Löhne innerhalb geografisch eng abgesteckter Arbeitsmärkte verglichen werden sollen, wird oft auch mit der Mobilität der Arbeitskräfte begründet. Die Bundesverwaltung müsse mit den Löhnen der Unternehmen in und um die Stadt Bern konkurrenzieren, weil diese die relevante Konkurrenz auf dem Arbeitsmarkt sei. Diese Argumentation geht von einer eingeschränkten Mobilität der Arbeitssuchenden aus. Wir haben deshalb das Pendelverhalten der im Kanton Bern tätigen Bundesangestellten angeschaut. Rund 40 Prozent der Bundesangestellten wohnen nicht im Kanton Bern.

Hinsichtlich des zweiten Punkts zur Spezialisierung sei auf die Ausführungen zur Thematik der Unternehmensgrösse hingewiesen. Ob eine starke Spezialisierung von Arbeitnehmern nur in grossen Unternehmen zu erwarten ist, ist wie bereits argumentiert, fraglich. Ebenfalls müssen hochproduktive Unternehmen mit spezialisierten Arbeitskräften nicht zwingend in der Stadt angesiedelt sein. Dass der Pool an möglichen Arbeitskräften für den Bund also engmaschig um die städtischen Gebiete gezogen werden muss, überzeugt aus unserer Sicht nicht.

Spezialisierung, die über die formale Ausbildung oder andere, gut messbare Grössen hinausgeht, lässt sich nur schwer erfassen und kann deshalb in den Daten nicht abgebildet werden. Auch das Fehlen anderer Faktoren, wie Arbeitsmoral, die zwar abhängig vom Unternehmenskontext sein können, jedoch in unseren Daten nicht abgebildet sind, ist ein Grundproblem jeder Lohnstudie. Die Unternehmensgrösse *kann* als Proxy für diese Faktoren herangezogen werden. Wir haben deshalb die Lohnschätzungen einem Robustheitstest unterzogen, bei dem wir die Betriebsgrösse und den Arbeitskanton berücksichtigen. Tabelle A.9 ist zu entnehmen, dass beide Variablen die durchschnittliche Lohnprämie der Bundesverwaltung unwesentlich reduzieren.

Auf die SAKE-Lohnschätzungen hat die zusätzliche Berücksichtigung von Stadt-Land kaum einen Effekt. In den LSE-Lohnschätzungen gibt es Hinweise, dass die

Berücksichtigung der Arbeitsmarkregion einen bedeutenden Erklärungsgehalt hat und die Lohnprämie zwischen Bundesverwaltung und Privatwirtschaft senkt. Dies lässt sich möglicherweise zurückführen auf die kleinere Anzahl an Kontrollvariablen, die in der LSE zur Verfügung stehen und so dem Erklärungsgehalt der Modellvariablen mehr Gewicht verleihen.

Wir berücksichtigen im Matching die Berufshauptgruppen, die Studienrichtung und den höchsten Bildungsabschluss. Um weiter auf die Problematik einzugehen, dass sich die Job-Komplexität zwischen Vergleichspersonen aus der Verwaltung und der Privatwirtschaft unterscheiden könnte, führen wir einen weiteren Robustheitstest durch. In der LSE werden für alle Berufe Kompetenzniveaus ausgewiesen. Wir haben die Berufsangaben aus der SAKE analog codiert. Bei Inklusion des Kompetenzniveaus in der Lohnanalyse erhöht sich die durchschnittliche Lohnprämie der Bundesverwaltung gegenüber der Privatwirtschaft um rund zwei Prozentpunkte.

Vergleich mit staatsnahen Unternehmen: Wir schliessen in der Lohnanalyse alle identifizierbaren staatlichen Unternehmen aus. Die Auswahl der Vergleichsgruppe richtet sich nach dem Zweck des Lohnvergleichs. Ein aus unserer Sicht sinnvoller Lohnvergleich wird durch zwei Kriterien definiert: Erstens sollen die Verwaltungslöhne mit Löhnen von Arbeitskräften verglichen werden, die hinsichtlich Qualifikationen und Erfahrungen vergleichbar sind. Das heisst, die Vergleichsgruppe könnte potenziell für Verwaltungsaufgaben rekrutiert werden. Dies gewährleisten wir durch die Vergleichsmethodik basierend auf Matching und Regressionen.

Zweitens sollen möglichst wettbewerblich gebildete Löhne für den Vergleich mit den Verwaltungslöhnen herangezogen werden. Die politökonomische Literatur nennt unterschiedliche Gründe, warum ein Lohn beim Staat höher ausfällt als für eine gleichwertige Stelle in der Privatwirtschaft. Zu den Gründen gehört die Prinzipal-Agenten-Problematik nach Niskanen (1971) und McCubbins, Noll und Weingast (1987), ein fehlendes Benchmarking für die Leistungen öffentlicher Verwaltungen aufgrund des fehlenden Wettbewerbs (siehe etwa Besley und Case 1995 für Bedingungen, unter denen Wettbewerb möglich ist), staatliche Löhne als Instrument der Wiederwahlsicherung von Politikern (Fogel und Lewin 1974; Frey 1978; Borjas 1980), die Rolle der Gewerkschaften im öffentlichen Sektor (Leslie 1985; Holmlund 1993; Haskel und Szymanski 1993), das Fehlen von harten Budgetrestriktionen (Kornai, Maskin und Roland 2003) und die Verfolgung von Gerechtigkeits- und Fairnessprinzipien bei der Festlegung von staatlichen Löhnen (Cai und Liu 2011; Lausev 2014). Staatsnahe Unternehmen sind oft ähnlichen Rahmenbedingungen ausgesetzt. Sie sind beispielsweise in Märkten mit wenig Wettbewerbsdruck tätig, können bei Finanzproblemen mit staatlichen Beihilfen rechnen und von ihnen wird oft die Verfolgung von nicht effizienzorientierten Zielen wie Fairness und soziales Engagement erwartet. Bei der Lohnfestlegung ist deshalb bei staatsnahen Unternehmen oder anderen öffentlich Institutionen mit ähnlichen Verzerrungen im Vergleich zu privaten Unternehmen zu rechnen wie beim Staat.

Wir haben in einem Robustheitstest untersucht, wie sich die Auswahl der Vergleichsgruppe auf die durchschnittliche Lohndifferenz der Bundesverwaltung zur Vergleichsgruppe

auswirkt. Aufgrund der geringen Stichprobengrösse ist der Test mit grosser Vorsicht zu geniessen. Tabelle [A.9](#) findet, dass die Löhne der Bundesverwaltung im Durchschnitt rund 4.5 % über den Löhnen der staatsnahen Unternehmen liegen. Die Lohndifferenz ist somit halb so hoch wie jene, die wir gegenüber der Privatwirtschaft finden. Bei den Kantonen liegt die Lohndifferenz bei -3.3 % und bei den Gemeinden bei -5.7 %. Dies kann als Indiz gewertet werden, dass auch die Löhne bei den staatsnahen Unternehmen kontrolliert für die Qualifikationen der Mitarbeiter tendenziell über den Marktlöhnen in der Privatwirtschaft liegen.