

Article by an MPIfG researcher

Philip Manow, Philip Wettengel: Ämterpatronage in der leitenden Ministerialbürokratie der Länder: Eine empirische Untersuchung der Stellenveränderungen vor und nach Landtagswahlen, 1957-2004. In: Die Verwaltung 39(4), 553-570 (2006). Duncker & Humblot

BERICHTE UND KRITIK

ÄMTERPATRONAGE IN DER LEITENDEN
MINISTERIALBÜROKRATIE DER LÄNDER

Eine empirische Untersuchung der Stellenveränderungen
vor und nach Landtagswahlen, 1957- 2004

Von Philip Manow, Köln und Philip Wettengel, Konstanz

I. Einleitung

Kurz vor den vorgezogenen Wahlen zum 16. Deutschen Bundestag häuften sich Presseberichte über vermutlich parteipolitisch motivierte Beförderungen von Ministerialbeamten „kurz vor Toresschluss“¹. Die Opposition beschuldigte die Regierung, verdiente Parteimitglieder vor einer befürchteten Abwahl noch rasch höher zu stufen. Auch vor der Landtagswahl in Nordrhein-Westfalen im Juni 2005 waren angebliche Fälle von Versorgungspatronage beanstandet worden². Mit einer gewissen Regelmäßigkeit werden solche Vorwürfe vor Bundes- und Landtagswahlen laut³. Nach vollzogenem Regierungswechsel wird der neuen Regierung dann wiederum unterstellt, sie orientiere sich bei der Besetzung von Spitzenpositionen in der Ministerialbürokratie vor allem an dem Parteibuch⁴.

Diese Vermutungen über die Parteipatronage vor und nach Wahlen finden sich nicht nur in der Tagespresse formuliert. Auch in der politikwissenschaftlichen Literatur gilt Ämterpatronage als verbreitete Methode der Parteien, Einfluss auf die öffentliche Verwaltung in Deutschland zu gewinnen. Das folgende Zitat ist repräsentativ für eine weit geteilte Einschätzung: „Besonders vor und nach anstehenden Regierungswechseln pflegt Ämterpatronage sich zu verstärken. Die bisherigen Regierungsparteien suchen verdiente Parteimitglieder noch schnell unterzubringen oder zu befördern. Das gibt nach dem Regierungswechsel der neuen Mehrheit dann ihrerseits den Vorwand für Patronage mit umgekehrten Vorzeichen“⁵. Doch wie weit

¹ U.a.: *Afhüpe* und *Neubacher*, *Der Spiegel* 24/2005 v. 13. 6. 2005, S. 46; *Heinen*, *Die Welt* v. 11. 6. 2005, S. 2; *Ramelsberger*, *Süddeutsche Zeitung* v. 11. 6. 2005, S. 6; *Schmitt*, *taz* v. 6. 6. 2005, S. 6.

² *Tutt*, *Kölner Stadtanzeiger* (Online) v. 28. 4. 2005.

³ *Ohne Name*, *Der Stern* 30/1998 v. 16. 7. 1998, S. 114, *ohne Name*, *Berliner Zeitung* v. 13. 4. 2002, S. 33.

⁴ *Zurheide*, *General-Anzeiger* v. 13. 9. 2005, S. 5.

⁵ *von Arnim*, *Staat ohne Diener*, 1993, S. 132.

verbreitet sind solche Praktiken tatsächlich? Bislang haben wir nicht mehr als anekdotische Evidenz für solche Vorwahl- und Nachwahleffekte auf die Stellenentwicklung in der Ministerialbürokratie. In diesem Beitrag geht es uns deshalb darum, den postulierten Zusammenhang zwischen Wahlen und Parteienpatronage systematischer zu untersuchen. Hierzu untersuchen wir für zehn Bundesländer über den Zeitraum von knapp 50 Jahren, ob sich unmittelbar vor und unmittelbar nach Wahlen sichtbare Bewegungen in den verschiedenen Besoldungsgruppen der leitenden Ministerialbürokratie der Länder feststellen lassen⁶.

II. Stand der empirischen Forschung

*Eschenburg*⁷ unterschied als einer der ersten zwischen der Versorgungspatronage, die häufig kurz vor Wahlen zu beobachten sei, und der damit meist Hand in Hand gehenden Herrschaftspatronage nach einem Regierungswechsel. Bei der Versorgungspatronage werden „verdiente“ Parteimitglieder mit lukrativen Positionen für ihr parteiloyales Verhalten belohnt. Dies fördert innerparteiliches Wohlverhalten und erhöht die Attraktivität der Partei für mögliche Neumitglieder. Herrschaftspatronage hingegen ist ein personalpolitisches Instrument zur Verpflichtung der Verwaltung auf Loyalität. Patronage ist hier ein Mittel, um das immer problematische Delegationsverhältnis zwischen Politikern als „Dilettanten“ und den Ministerialbürokraten als Experten (*Max Weber*) zu entschärfen. Patronage soll helfen, das Problem asymmetrischer Information in dem Delegationsverhältnis zwischen Politik und Verwaltung zu verringern⁸.

Die beiden Hauptformen der Ämterpatronage sind in der Rechts- und Politikwissenschaft ausführlich diskutiert worden. Hierbei standen deren rechtliche und politische Bewertung sowie die Entwicklung von Strategien zur Eindämmung von Ämterpatronage im Vordergrund⁹. Mit Ausnahme ei-

⁶ Für eine auf die Bundesebene beschränkte Untersuchung der Vor- und Nachwahlveränderungen in der leitenden Ministerialbürokratie siehe *Manow*, in: ders. / Ganghof (Hrsg.), *Mechanismen der Politik*, 2005, S. 245.

⁷ *Eschenburg*, *Ämterpatronage*, 1961.

⁸ *Brehm / Gates*, *Working, Shirking, and Sabotage: Bureaucratic Response to a Democratic Public*, 1997; *Huber / Shipan*, *Deliberate Discretion? The Institutional Foundations of Bureaucratic Autonomy*, 2002; *Müller*, *European Journal of Political Research* 37 (2000), S. 309; *Strom*, *European Journal of Political Research* 37 (2000), S. 261.

⁹ Z. B. *von Arnim*, *Ämterpatronage durch politische Parteien*, 1980; *ders.*, *Jahrbuch für Politik* 3 (1993), S. 53; *Fricke*, *Probleme der Ämterpatronage*, 1973; *Haungs*, *Jahrbuch für Politik* 2 (1992), S. 37; *ders.*, *Jahrbuch für Politik* 3 (1993), S. 59; *Isensee*, in: *ders. / Baum / Benda / Krause / Merritt* (Hrsg.), *Politische Parteien und öffentlicher Dienst*, 1982, S. 52; *Klieve*, *VR* 2003, S. 183; *Kloepfer*, in: *von Arnim* (Hrsg.), *Politische Klasse und Ämterpatronage*, 2001, S. 107; *ders.*; in: *FS Brohm*, 2002, S. 683; *Lorig*, *ZParl* 1994, S. 94; *Schmidt-Hieber*, *NJW* 1989, S. 558; *ders.*, in: *von Arnim* (Hrsg.), *Korruption*, 2003, S. 84; *Seemann*, *Die Verwaltung* 13 (1980), S. 137; *ders.*, *DÖV* 1981, S. 133; *Stolleis*, in: *ders. / Schäffer / Rhinow* (Hrsg.), *Parteienstaatlichkeit – Krisensymptome des demokratischen Verfassungsstaats?*, 1986, S. 7; *Wassermann*, in: *ders.*

niger Studien zur Parteipolitisierung der Verwaltung, vornehmlich aus den 1970er Jahren¹⁰, sowie den Untersuchungen von *Derlien*¹¹ und *Otremba*¹², die sich auf die politischen Beamten beschränken, sind empirische Untersuchungen des Sachverhalts dagegen äußerst selten. „Anekdoten statt Statistik“ bestimmen das Bild¹³.

Die bisherigen Studien zur Parteipolitisierung zeigen u. a., dass Parteimitglieder (speziell der Regierungsparteien) im öffentlichen Dienst, und dort wiederum in Spitzenpositionen, um ein Vielfaches überrepräsentiert sind. Befragungen zur wahrgenommenen Politisierung der Verwaltung und zu den entscheidenden Karrierefaktoren deuten ebenso auf die Bedeutung der Ämterpatronage hin. Doch sind dies bestenfalls Indizien. Mehr Erfolg verspricht der Versuch, der Ämterpatronage über die personalpolitischen Auswirkungen von Wahlen und Regierungswechseln auf die Spur zu kommen. Nach *Derlien*¹⁴ „sind Regierungswechsel das experimentum crucis für die Behauptung einer Parteipolitisierung, müssen wir doch erwarten, daß nach mit Regierungswechseln verbundenen Politik-Veränderungen auch personalpolitische Konsequenzen in gesteigertem Umfang zu beobachten sind.“ *Derlien*¹⁵ erkennt in den Personalmaßnahmen bei den politischen Beamten nach Regierungswechseln eine seit 1969 zunehmende Parteipolitisierung in Form einer „Spiralbewegung“. Von einem solchen Patronage-Zyklus („action-reaction-process“) sprechen auch *Mayntz / Derlien*¹⁶. Demnach provoziert die Patronagepraxis einer Regierung die Gegenbewegung der neuen Regierung nach einem Machtwechsel, was die sich wechselseitig aufschaukelnde Parteipolitisierung der leitenden Ministerialverwaltung zur Folge habe¹⁷.

Alles in allem liefern die bisherigen Untersuchungen jedoch ein ambivalentes Bild. Zwar gibt es einige Hinweise auf die Existenz von Ämterpatronage, die Generalisierbarkeit der Ergebnisse bleibt jedoch fraglich. Überwiegend beschränken sich die Studien auf die Bundesverwaltung, speziell

(Hrsg.), Politik und Justiz im demokratischen Verfassungsstaat, 2000, S. 77; *Wichmann*, Parteipolitische Ämterpatronage, 1986.

¹⁰ So *Luhmann / Mayntz*, Personal im Öffentlichen Dienst, 1973; *Steinkemper*, Klassische und politische Bürokraten in der Ministerialverwaltung der Bundesrepublik Deutschland, 1974; *Pippke*, Karrieredeterminanten in der öffentlichen Verwaltung, 1975; *Mayntz / Derlien*, Governance 2 (1989), S. 384; *Hövel*, Politisierung der öffentlichen Verwaltung, 2003.

¹¹ *Derlien*, DÖV 1984, S. 689; *ders.*, Governance 1 (1988), S. 50; *ders.*, in: Siedentopf (Hrsg.), Führungskräfte in der öffentlichen Verwaltung, 1989, S. 171; *ders.*, in: *ders. / Murswieck* (Hrsg.), Regieren nach Wahlen, 2001, S. 39.

¹² *Otremba*, DÖD 1999, S. 265.

¹³ *Rubner*, Süddeutsche Zeitung v. 22. 11. 2004, S. 9.

¹⁴ *Derlien*, in: Siedentopf (Hrsg., FN 11), S. 171.

¹⁵ *Derlien*, in: *ders. / Murswieck* (Hrsg., FN 11), S. 39 (51).

¹⁶ *Mayntz / Derlien*, Governance 2 (1989), S. 384 (400).

¹⁷ Neben der Expansion von Personalstellen werden als weitere negative Folgen der Ämterpatronage u. a. die Beeinträchtigung der Leistungsbereitschaft und -fähigkeit sowie die Gefährdung der Neutralität der Verwaltung angeführt. Siehe ausführlicher von *Arnim*, Ämterpatronage (FN 9), S. 15.

auf die politischen Beamten, und auf kurze Untersuchungszeiträume. Da echte Machtwechsel auf der Bundesebene bislang eher seltene Ereignisse waren, sind auf nur drei oder vier Beobachtungszeitpunkte gestützte Trendaussagen mit Vorsicht zu genießen. Dies rechtfertigt eine Untersuchung, die über einen längeren Zeitraum das Ausmaß von Versorgungs- und Herrschaftspatronage quantitativ abzuschätzen versucht.

III. Hypothesen und Operationalisierung

Treffen die gängigen Thesen zur Parteienpatronage zu, sollte man zwei unterschiedliche Prozesse beobachten können. Zum einen müsste sich vor einer Wahl der Stellenkegel im Zuge der Beförderungen nach oben verschieben, wodurch zusätzliche Stellen in den höchsten Besoldungsgruppen geschaffen werden. Zum anderen müsste es nach einem Regierungswechsel zu einem Stellenzuwachs in den obersten Besoldungsgruppen kommen. Abgesehen von der kleinen Anzahl der politischen Beamten können Beamte nicht einfach entlassen oder in den vorzeitigen Ruhestand geschickt werden. Will sich eine neue Regierung nicht auf die Stellen beschränken, die zum Zeitpunkt der Regierungsübernahme aufgrund natürlicher Fluktuation (Ausscheiden aus dem Staatsdienst, Erreichen der Altersgrenze, vorzeitiger Ruhestand) frei geworden sind, bleibt einzig die Schaffung von neuen Stellen. Eine solche Zunahme der Personalstellen muss im darauf folgenden Haushaltsplan ausgewiesen werden. Das Stellenwachstum nach einem Regierungswechsel sollte umso größer ausfallen, je umfassender dieser Regierungswechsel ausfällt (hier gemessen als der Anteil derjenigen Ministerien, die parteipolitisch die Führung wechseln, an der Gesamtzahl aller Ministerien).

Aus diesen Überlegungen lassen sich die folgenden zwei Hypothesen formulieren:

Hypothese 1: Im letzten Landeshaushalt, den die Regierung vor einer Wahl verabschiedet, wächst die Zahl der Personalstellen stärker als in sonstigen Jahren.

Hypothese 2: Je mehr Ministerien nach einer Wahl parteipolitisch die Führung wechseln, desto stärker wächst die Zahl der Personalstellen.

Wir beschränken im Folgenden unsere Betrachtung auf die Beamtenstellen der Besoldungsordnung B in der Ministerialbürokratie der Bundesländer, also vom Ministerialrat aufwärts bis zum Ministerialdirigent (ohne Ministerpräsidenten, Minister und Staatssekretäre und andere politische Beamte). Das Stellenwachstum ergibt sich jeweils als Differenz zu den Personalstellen im Vorjahreshaushalt. Die Stabilität der parteipolitischen Ressortverteilung messen wir mit Hilfe eines Kontinuitätsfaktors. Dieser gibt für jedes Jahr und jedes Bundesland den Anteil der parteipolitisch „farbgleich“ besetzten Ministerien an der Gesamtzahl der Ministerien an. Die Maßzahl kann Werte zwischen 0 (Wechsel in der parteipolitischen Füh-

rung aller Ministerien = kompletter Regierungswechsel) und 1 (Kontinuität in der parteipolitischen Zuordnung aller Ministerien = Wiederwahl bzw. Regierungsstabilität) annehmen. Ein niedriger Kontinuitätsfaktor sollte im darauf folgenden Haushalt zu einem stärkeren Wachstum der Personalstellen führen.

IV. Datengrundlage

Zur empirischen Überprüfung der Patronage-Hypothesen haben wir aus 466 Haushaltsplänen zehn westdeutscher Bundesländer (ohne Hamburg) einen Datensatz mit Informationen zu den Beschäftigtenzahlen in der Ministerialverwaltung erstellt. In den jährlichen Haushaltsplänen finden sich Personalübersichten, aus denen die Zahl der Beschäftigten in den unterschiedlichen Besoldungsgruppen ersichtlich ist. Aus diesen Informationen lassen sich Zeitreihen erstellen, die die Stellenentwicklung in der leitenden Ministerialbürokratie der Länder abbilden. Diese Zeitreihen ermöglichen es uns, zu untersuchen, ob sich ein überdurchschnittliches Stellenwachstum vor Wahlen und nach Regierungsänderungen beobachten lässt, das auf Strategien der Versorgungs- und Herrschaftspatronage hinweisen würde.

Erfasst wurden die Stellenzahlen in den Besoldungsgruppen B1-B10 für die Jahre 1957 bis 2004. Der Beginn der Datenreihe ist durch den jeweiligen Zeitpunkt der Einführung der heute geltenden Besoldungssystematik vorgegeben. Je nach Bundesland beginnt die Datenreihe daher in den Jahren 1957 bis 1959. Soweit der Ministerpräsident und die Minister nach B9 oder B10 besoldet wurden, wurden diese „Amtsgehälter“ aus dem Datensatz herausgenommen. In (West-)Berlin wurden die Stellen der Hauptverwaltung, nicht aber die gesondert ausgewiesenen Stellen der Bezirksverwaltungen und Wirtschaftsbetriebe ausgewertet. Keine Angaben liegen für das Jahr 1999 für Berlin sowie für die Jahre 1982, 1984, 1988, 1989 und 2004 für Bremen vor. Im niedersächsischen Haushalt 1966 wurden aufgrund einer Reform des Besoldungsrechts keine Stellen nach Besoldungsstufen aufgeschlüsselt. Wurden die Stellenzahlen für einzelne Besoldungsgruppen auf die Kommastelle genau angegeben, wurden diese auf- oder abgerundet. In den Jahren 1976 und 1977 (in Hessen teilweise schon 1971) führten die Bundesländer für Richter die neue Besoldungsordnung R ein. Bisher in der Besoldungsordnung B geführte Richterstellen wurden nun als R-Stellen weitergeführt, was in den Jahren der neuen Besoldungsgruppeneinführung zu einem beträchtlichen Rückgang der B-Stellen führte. Um eine vergleichbare Datenreihe zu gewährleisten, haben wir die Richterstellen fiktiv weitergeführt und mit dem Wachstumsfaktor der B-Stellen multipliziert. Wir unterstellen also, dass sich die Anzahl der Richterstellen wie die Anzahl der Beamtenstellen entwickelt hat¹⁸.

¹⁸ Wenn wir statt der Fortführung der durch Umgruppierung verlorenen B-Stellen in den Regressionen schlicht für das Jahr der Einführung der R-Besoldung mit einem Jahresdummy kontrolliert haben, ergaben sich die gleichen Resultate (für Details vgl. *Wettengel*, Parteipolitische Ämterpatronage in der Ministerialverwaltung der Bundesländer, 2005). Dummies sind binäre Variablen mit den Ausprägungen 0 und 1.

Wir haben die Daten zur Stellenentwicklung in den Länderministerien mit Angaben über die Regierungszusammensetzung und ihrer Änderung verbunden. Unser Datensatz enthält Informationen über die Termine aller Landtagswahlen sowie die parteipolitischen Veränderungen, die sich nach den Wahlen in den jeweiligen Regierungszusammensetzungen ergeben haben. Hierfür wurde die parteipolitische Besetzung aller Ministerien¹⁹ in den zehn Bundesländern von 1957 bis 2004 dokumentiert und jede Veränderung in der Regierungszusammensetzung ermittelt. Als Quellen dienten Übersichten, die von den Landesregierungen, den Landtagen oder den statistischen Landesämtern bereitgestellt werden, das „Archiv der Gegenwart“ sowie das „Munzinger Archiv“. Zudem wurde auf die Zusammenstellung von *Storbeck*²⁰ zurückgegriffen, die eine Übersicht über die Landesregierungen bis 1973 enthält. Mit Hilfe dieser Angaben konnte für jedes Jahr eine Maßzahl berechnet werden, die Aufschluss über den Umfang von Regierungsveränderungen gibt. In Verbindung mit dem Datum, an dem die Haushaltsgesetze verabschiedet wurden, können wir somit den jeweils letzten Haushalt vor und den ersten Haushalt nach einer Wahl bestimmen. Insgesamt gab es im Beobachtungszeitraum 114 Landtagswahlen. Dabei kam es zu 16 Regierungs- und 43 Koalitionswechseln. Wir wollen im Folgenden fragen, ob sich – wie von der Patronage-These vorhergesagt – in den letzten Vorwahl-Haushaltsplänen sowie den ersten Nachwahl-Haushaltsplänen Hinweise auf ein überdurchschnittliches Stellenwachstum im Besoldungsgruppenbereich B 1 bis B 10 finden lassen.

V. Empirische Analyse

1. Fallbetrachtung

Bevor wir jedoch in einer multivariaten Analyse nach den Determinanten der Stellenentwicklung in der leitenden Ministerialbürokratie fragen, scheint es sinnvoll, zunächst besonders markante Einzelfälle zu untersuchen, also Länder zu betrachten, in denen es nach einer sehr langen Regierungszeit einer Partei oder einer Parteienkoalition zu einer umfassenden Veränderung der Regierungszusammensetzung gekommen ist. Daher betrachten wir im Folgenden die beiden Länder Schleswig-Holstein und Hessen, in denen es im Jahr 1988 und 1987 nach 38 respektive 40 Jahren zum ersten Mal in der Nachkriegszeit zu einem richtigen Machtwechsel gekommen war. Wir fragen daher, ob es in diesen beiden Ländern empirische Evidenz gibt, die unsere Hypothesen bestätigen würde.

¹⁹ Die Staatskanzleien (bzw. in Baden-Württemberg das Staatsministerium, in den Stadtstaaten die Senatskanzleien) wurden nicht als eigenständiges Ressort, sondern unter dem Ministerpräsidenten geführt. Zu Einzelheiten bei der Datenerhebung und der Vorgehensweise bei der Kodierung vgl. *Wettengel* (FN 18), S. 71, 109.

²⁰ *Storbeck*, Die Regierungen des Bundes und der Länder seit 1945. Deutsches Handbuch der Politik, Bd. 4, 1970; *ders.*, Die Regierungen des Bundes und der Länder seit 1945. Ergänzungsband 1969 bis 1973. Deutsches Handbuch der Politik, Bd. 4A, 1973.

Abbildung 1 zeigt das jährliche Stellenwachstum in Schleswig-Holstein für die Jahre 1959–2004. Regierungswechsel sind durch eine grob gestrichelte Linie kenntlich gemacht, Koalitionswechsel durch eine fein gestrichelte Linie. Nachdem in der Folge der Barschel-Pfeiffer-Affäre 1988 erstmals die SPD die Regierung in Kiel übernommen hatte, kam es im darauf folgenden Haushalt zu einer deutlichen Zunahme der B-Stellen. Eine solche Entwicklung im Einklang mit Hypothese 2 kann auch nach der Bildung einer rot-grünen Koalition 1996 beobachtet werden. Veränderungen in der Zusammensetzung der CDU-geführten Koalitionsregierungen in den 1960er und 1970er Jahren führten dagegen nicht zu einer Zunahme der Personalstellen. Gleichwohl zeigt Abbildung 1 auch, dass es zu massiven Stellenzuwächsen kam, die nicht in Verbindung mit Regierungswechseln stehen. Zahlreiche neue B-Stellen wurden 1966, in den frühen 1970er Jahren sowie 1980 geschaffen. Dies ging zum Teil – insbesondere 1980 – auf eine generelle Höhergruppierung der bestehenden Personalstellen zurück.

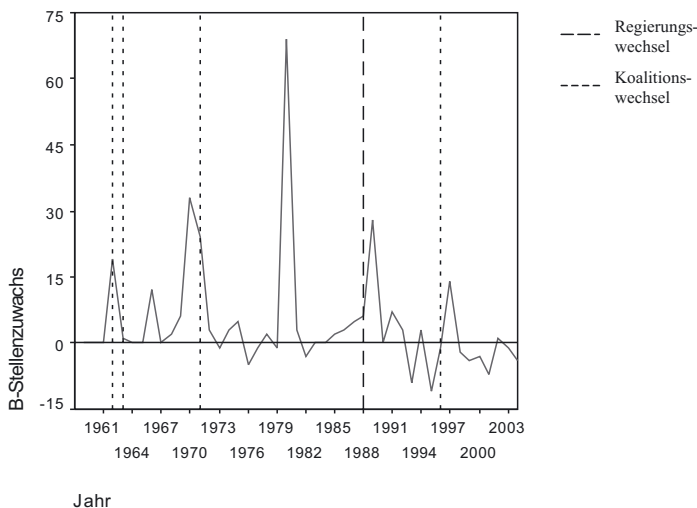


Abbildung 1: Stellenzuwachs 1959–2004 Schleswig-Holstein

Auch in Hessen kam es in den 1980er Jahren zum bis dahin ersten Regierungswechsel. Im Gegensatz zu Schleswig-Holstein führte die Ablösung der SPD-Regierung in Wiesbaden jedoch nicht zu einer größeren Personalausweitung. Auch nach den folgenden beiden Regierungswechseln sowie den Koalitionswechseln wurden nicht übermäßig viele neue B-Stellen geschaffen. Wie in Schleswig-Holstein kam es dagegen 1966 und Anfang der 1970er Jahre zu einer beträchtlichen Personalausweitung. Zu diesen Zeitpunkten konnten wir in allen untersuchten Bundesländern eine massive Stellenausweitung beobachten. Der enorme Stellenzuwachs 1990 ist nicht auf die

Deutsche Einheit zurückzuführen. Der zugrunde liegende Doppel-Haushalt wurde wenige Wochen nach dem Fall der Mauer, am 18. Dezember 1989, verabschiedet. Das Stellenwachstum geht hauptsächlich auf eine Zunahme der B3- und B2-Stellen im Zuge einer Höhergruppierung zurück. Vorgenommen wurde diese umfangreiche Höhergruppierung mit dem letzten Haushalt vor der am 20. Januar 1991 stattfindenden Landtagswahl, bei der die CDU die Regierungsmacht wieder an die SPD verlor. Der erste Haushalt nach der 1991er Wahl weist dann nochmals eine kleine Steigerungsrate der B-Stellen aus. Auch im hessischen Fall gibt es also Hinweise darauf, dass sich der postulierte Zusammenhang, hier insbesondere der Zusammenhang zwischen Belohnungsbeförderungen und anstehenden Wahlen, in den Daten wieder finden lässt.

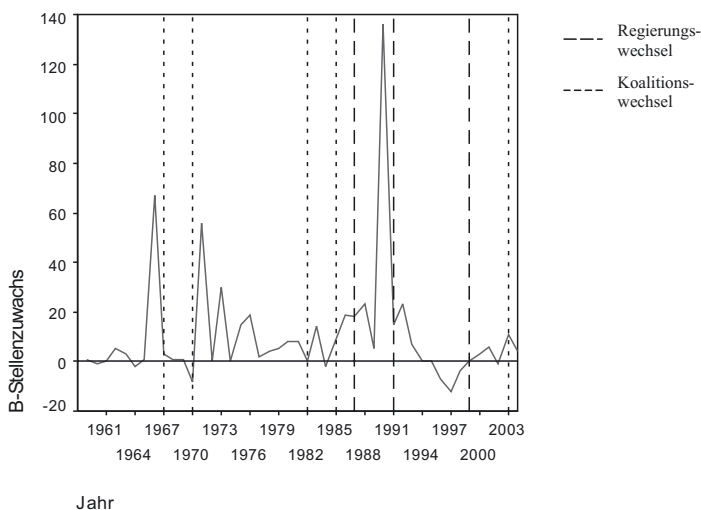


Abbildung 2: 1959–2004 Stellenzuwachs Hessen

Bei der Betrachtung der beiden Bundesländer finden sich also durchaus unsere Vermutungen hinsichtlich der Vor- und Nachwahleffekte auf die Stellenentwicklung in der leitenden Ministerialbürokratie bestätigt, wenn auch nicht durchgängig vor allen Wahlen und nach allen Koalitions- oder Regierungswechseln. Ob aber auch von einem systematischen Effekt, der sowohl über alle Länder, als auch über den gesamten Betrachtungszeitraum hinweg gilt, gesprochen werden kann, kann erst eine multivariate Analyse zeigen.

Eine solche Analyse sieht sich vor mehrere methodische Probleme gestellt. Zunächst ist zu berücksichtigen, dass das durchschnittliche Wachstum der B-Stellen über die verschiedenen Dekaden hinweg sehr unterschiedlich war. Erwartungsgemäß kontrastiert eine Phase enormer Stellen-

expansion in den späten 1960er und in der ersten Hälfte der 1970er Jahre mit einer deutlich abgeflachten und dann stagnierenden oder sogar leicht rückläufigen Stellenentwicklung in den 1980er und 1990er Jahren (siehe Abbildung 3).

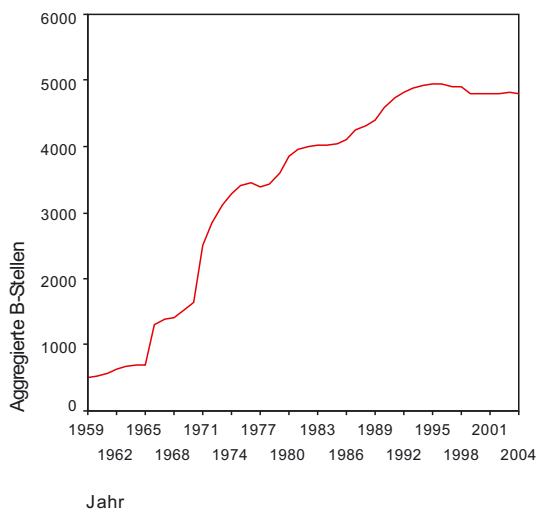


Abbildung 3: B-Stellenentwicklung 1959–2004 aggregiert über alle Länder²¹

Abbildung 3 zeigt die aggregierte Entwicklung der B-Stellen der zehn untersuchten Länder. Sichtbar wird die dramatische Ausweitung der Führungsstellenanzahl in der Ministerialverwaltung Anfang der 1970er Jahre. Mit zunehmenden haushaltspolitischen Sparzwängen wurde das Stellenwachstum seit den 1980er Jahren deutlich schwächer. Zuletzt kam es in den meisten Bundesländern sogar zu einem Abbau von B-Stellen. Dieses Bild wird durch den Vergleich der durchschnittlichen Jahresdifferenz der B-Planstellen bestätigt. Betrag der durchschnittliche jährliche Stellenzuwachs in der B-Besoldungsgruppe in den 1960er Jahren noch 9,3 Stellen, so lag er in der 1970er Jahren mehr als doppelt so hoch bei 20,9 Stellen, in den 1980er und 1990er Jahren fiel er dann wieder deutlich ab auf 8,5 bzw. 4,2 Stellen pro Jahr. In den 48 seit dem Jahr 2000 verabschiedeten und von uns ausgewerteten Landeshaushalten lag der jährliche durchschnittliche Stellenzuwachs bei genau 0. Diese deutlich diskontinuierliche Entwicklung des Stellenwachstums bedeutet, dass wir Berechnungen für den Zusammenhang zwischen Wahlen, Regierungswechseln und Stellenentwicklung nach Dekaden getrennt durchführen müssen, weil ansonsten die deutlich unter-

²¹ Die fehlenden Werte wurden mittels linearer Interpolation ersetzt. Für das Jahr 2004 wurde der fehlende Wert für Bremen durch den Wert von 2003 ersetzt.

schiedliche Trendentwicklung die kurzfristigen Stellenveränderungen überlagern könnte.

Auch die Regierungs- und Koalitionswechsel verteilen sich nicht gleichmäßig über den gesamten Untersuchungszeitraum. Insgesamt verzeichnen wir über den betrachteten Zeitraum 114 Wahlen. Dabei kam es zu 16 Regierungs- und 43 Koalitionswechseln. Während Koalitionswechsel insbesondere in den 1960er und 1970er Jahren häufig vorkamen, waren Regierungswechsel in dieser Zeit eher selten. Erst seit den 1980er Jahren sind vermehrt Landesregierungen komplett abgewählt worden. Da wir die Veränderungen in der Regierungszusammensetzung als kontinuierliche Variable berechnen (als Kontinuitätsfaktor von 0 bis 1, definiert als Zahl der Ressorts, deren parteipolitische Zuordnung sich nicht ändert, gemessen an der Zahl aller Ressorts; s. o.), betrachten wir Regierungs- und Koalitionswechsel – wie natürlich auch die Wiederwahl einer Regierung – mit einem einzigen Indikator. Ist der Kontinuitätsfaktor 1, ändert sich die Zuordnung keines Ressorts, die vorherige Regierung ist wiedergewählt bzw. wir haben es mit einem normalen Zwischenwahljahr ohne Ein- oder Austritt von Regierungsparteien und ohne inner-koalitionären Ressortwechsel zu tun. Ist der Kontinuitätsfaktor = 0, so liegt ein kompletter Regierungswechsel vor. Die 1950er und 2000er Jahre sind in unserem Datensatz nicht mit der vollen Dekade und daher mit einer geringeren Fallzahl vertreten, so dass – wie aus Abbildung 4 ersichtlich – insgesamt von einer näherungsweise Gleichverteilung von Regierungs- und Koalitionswechseln im Untersuchungszeitraum gesprochen

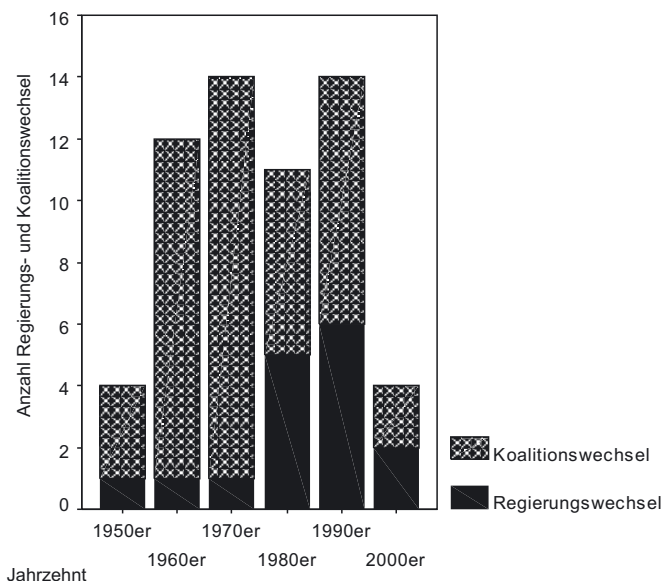


Abbildung 4: Anzahl Regierungs- und Koalitionswechsel nach Dekaden

werden kann. Dennoch sind die weitreichenderen Regierungsveränderungen in den 1980er und 1990er Jahren zu beobachten. Auch dies spricht für eine nach Dekaden getrennte Betrachtungsweise, denn es könnte zu einer systematischen Unterschätzung des Zusammenhangs zwischen Regierungsveränderung und Stellenentwicklung in der leitenden Ministerialbürokratie führen, wenn die häufigeren Regierungswechsel in eine Zeit fallen, in der sich das rasante Wachstum der Ministerialbürokratie deutlich abgeschwächt hat.

Einem weiteren methodischen Problem muss Rechnung getragen werden: unsere abhängige Variable ist nicht normalverteilt. Dies verletzt eine Standardannahme der OLS-Regression²². Wie bei vergleichbaren Zählvariablen, ist die Häufigkeitsverteilung deutlich rechtsschief und die Null bzw. marginale Stellenzuwächse sind weit überrepräsentiert (siehe Abbildung 5). Bei einer normalen OLS-Regression könnten daher die gängigen Teststatistiken nicht interpretiert werden. Für Verteilungen unserer Art ist deshalb die Verwendung einer negativ binomialen Regression empfohlen²³. Wir haben deshalb unsere einfachen OLS-Regressionsergebnisse mit den Ergebnissen

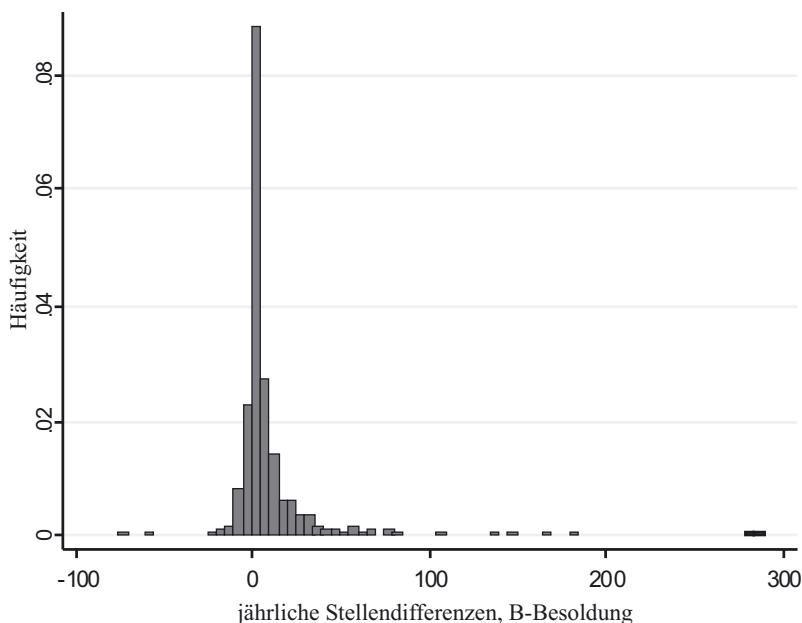


Abbildung 5: Häufigkeitsverteilung der jährlichen Stellendifferenzen

²² OLS steht für *Ordinary Least Squares*. OLS-Regressionen berechnen die Abweichung zwischen den aus den unabhängigen Variablen *geschätzten* und den *tatsächlich gefundenen* Werten der abhängigen Variablen nach der Methode der Berechnung der „kleinsten Quadrate“ (englisch: *ordinary least squares*).

²³ Durch lineare Transformation haben wir negative Differenzwerte vermieden.

einer (*zero-inflated*) *negative binomial regression* kontrolliert²⁴. Wir berichten neben diesen Ergebnissen wegen der einfacheren Interpretierbarkeit auch die OLS-Ergebnisse.

Im folgenden Abschnitt möchten wir die Ergebnisse unserer multivariaten Analyse berichten.

2. Multivariate Regression

Um unsere zwei Hypothesen zu überprüfen, haben wir verschiedene Modellspezifikationen betrachtet. Als abhängige Variable dient in allen Modellen die jährliche Differenz der Stellenzahl im B-Besoldungsbereich, als unabhängige Variablen betrachten wir die folgenden drei Einflussfaktoren: *Letzter Vorwahlhaushalt*, *Erster Nachwahlhaushalt*, sowie den gemeinsamen Effekt aus *Parteipolitischer Kontinuität* und *Erstem Nachwahlhaushalt* (Interaktionsterm) auf die Stellentwicklung. Mit diesem Interaktionsterm lässt sich die Hypothese überprüfen, dass Veränderungen in den Besoldungsgruppen nach Regierungswechseln umso umfangreicher ausfallen sollten, je umfangreicher der Regierungswechsel selber ist. Für die „Vorwahl“- und „Nachwahl“-Variablen, die jeweils als Dummy-Variable in die Regressionsgleichung eingehen, erwarten wir ein positives Vorzeichen, d. h. wir erwarten, dass das Stellenwachstum vor und nach Wahlen höher als sonst ist. Für den Interaktionsterm erwarten wir insgesamt einen negativen Effekt, weil das Stellenwachstum umso größer ausfallen sollte, je geringer das Ausmaß an parteipolitischer Kontinuität ist²⁵. Für die Jahre, in denen Reformen der Besoldungsgruppen zu erheblichen Höhergruppierungen geführt haben, sind ebenfalls Dummy-Variablen in die Regressionsgleichung aufgenommen (1966, 1971, 1972, 1973). Da selbst durch die fiktive Fortführung der R-Stellen in unserem Datensatz wegen Zuordnungsschwierigkeiten zwischen manchen B- und R-Besoldungsgruppen eine Restdifferenz bleibt, kontrollieren wir auch für die Jahre, in denen die neue Richterbesoldung eingeführt wurde, mit einem Dummy. Tabelle 1 berichtet sowohl die Resultate der einfachen OLS-Regression (Spalte 1) als auch die Kontrollergebnisse der negativ-binomialen Regression (Spalte 2).

Wie aus Tabelle 1 ersichtlich wird, ist die Erklärungskraft des Modells insgesamt eher gering, und die wirkliche Erklärungsleistung steuern nicht die Variablen bei, die hier im Mittelpunkt des theoretischen Interesses stehen, sondern diejenigen Kontrollvariablen, die den Sonderentwicklungen wie den Besoldungsgruppenreformen in den 1960ern und frühen 1970er Jahren sowie der Einführung der R-Besoldung Rechnung tragen. Hervorzuheben ist allerdings, dass der Koeffizient der Vorwahl-Variablen das richtige Vorzeichen hat (auch wenn er statistisch insignifikant bleibt). Die binomiale Regression bestätigt im Wesentlichen den OLS-Befund. Der Inter-

²⁴ STATA Befehle: `zinb` und `nbreg`.

²⁵ Bei vollständiger parteipolitischer Stabilität erhält man das jährliche Stellenwachstum durch die Addition der Koeffizienten der Konstante und des Kontinuitätsfaktors.

Tabelle 1

**Wahlen, Regierungswechsel und Stellenänderungen im B-Besoldungsbereich,
10 Bundesländer 1957 – 2005**

<i>Abhängige Variable: jährliche Differenz der Stellen, B1-B10</i>	<i>(1) Ordinary Least Square Regression</i>	<i>(2) Negative Binomial Regression</i>
Letzter Vorwahlhaushalt	1.601	0.022
	(0.578)	(0.87)
Erster Nachwahlhaushalt	8.076	0.118
	(0.673)	(0.69)
Parteipolitische Kontinuität	8.292	0.108
	(0.651)	(0.66)
Parteipolitische Kontinuität* Erster Nachwahlhaushalt	-6.034	-0.104
	(0.760)	(0.59)
1966	56.311	0.521
	(0.000)***	(7.29)***
1971	79.654	0.686
	(0.000)***	(10.16)***
1972	28.975	0.307
	(0.000)***	(4.43)***
1973	21.319	0.233
	(0.008)***	(3.35)***
Richterstellen	-14.034	-0.163
	(0.071)*	(2.32)**
Konstante	-3.445	4.285
	(0.849)	(26.55)***
Beobachtungen	444	444
Adjusted R-squared	0.254	

p und z-Werte in Klammern; * signifikant auf dem 10%-Level; ** signifikant auf dem 5%-Level; *** signifikant auf dem 1%-Level.

aktionsterm aus erstem Nachwahlhaushalt und Regierungsveränderung ist nicht unmittelbar zu interpretieren, setzt man allerdings die Werte von 0 bis 1 in die Gleichung $8.076 + 8.292 * \text{Kontinuität} - 6.034 * \text{Kontinuität}$ ein, ergibt sich ein positiv linearer Zusammenhang. Dies widerspricht der Erwartung aus Hypothese 2, die einen *negativ* linearen Zusammenhang prognostizierte mit stärkerem Stellenwachstum bei geringerer parteipolitischer Kontinuität (also wenn *Kontinuität* \rightarrow 0).

Tabelle 2

**Wahlen, Regierungswechsel und Stellenänderungen im B-Besoldungsbereich,
10 Bundesländer 1957 bis 2005, Ergebnisse OLS-Regression Dekadenmodell**

<i>Abhängige Variable: jährliche Differenz der Stellen, B1-B10</i>	<i>1960er</i>	<i>1970er</i>	<i>1980er</i>	<i>1990er</i>
Letzter Vorwahlhaushalt	14.843	-22.644	3.175	8.058
	(0.012)**	(0.024)**	(0.393)	(0.066)*
Erster Nachwahlhaushalt	14.507	-74.711	6.751	38.094
	(0.654)	(0.250)	(0.887)	(0.602)
Parteilpolitische Kontinuität	9.654	23.126	-2.505	24.016
	(0.741)	(0.553)	(0.958)	(0.741)
Parteilpolitische Kontinuität* Erster Nachwahlhaushalt	-13.537	89.700	-3.561	-42.609
	(0.696)	(0.196)	(0.941)	(0.562)
1966	56.220			
	(0.000)***			
1971		81.216		
		(0.000)***		
1972		17.387		
		(0.232)		
1973		10.733		
		(0.440)		
Richterstellen	0.000	-34.416		
	(.)	(0.015)**		
Konstante	-9.092	-1.863	8.546	-22.574
	(0.748)	(0.961)	(0.856)	(0.756)
Nobs	98	100	94	98
Adjusted R ²	0.368	0.285	-0.022	0.044

p Werte in Klammern; * signifikant auf dem 10%-Level; ** signifikant auf dem 5%-Level; *** signifikant auf dem 1%-Level.

Welches Bild ergibt sich aber, wenn wir uns einzelne Jahrzehnte anschauen? Wie oben ausgeführt, sprechen viele Gründe für eine dekadenspezifische Betrachtung des hier interessierenden Zusammenhangs, weil die generellen Phasen der Expansion, der Stagnation und der Kontraktion der Beschäftigung in der leitenden Ministerialverwaltung womöglich die einzelnen Vor-

und Nachwahleffekte überlagern. Tabelle 2 berichtet die Ergebnisse der OLS-Regression für das Regressionsmodell aus Tabelle 1, aufgeschlüsselt nach Dekaden. Tabelle 2a im Anhang berichtet wiederum die entsprechenden Ergebnisse der *negative binomial regression*. Erneut bestätigen sich im Wesentlichen die OLS-Zusammenhänge in der *negative binomial regression*.

Bei der Betrachtung der einzelnen 10-Jahresabschnitte ergibt sich nun ein deutlich anderes Bild. Für bestimmte Zeitabschnitte sind unsere unabhängigen Variablen von theoretischem Interesse von einiger Relevanz. Die generelle Erklärungskraft des Modells nimmt zwar über die Zeit deutlich ab, insbesondere da die Sonderentwicklungen in den 1960er und 1970er Jahren, denen mit besonderen Jahres-Dummies Rechnung getragen wurde, in den 1980er und 1990er Jahre wegfallen. Zugleich zeigt sich aber auch, dass die Variablen von inhaltlichem Interesse für die achtziger und neunziger Jahre zunehmende Bedeutung erlangen. Sowohl was die Stellenausweitung unmittelbar vor Wahlen als auch was das Stellenwachstum nach Regierungs- und Koalitionswechseln angeht, zeigen die Spalten 3 und 4 in den Tabellen 2 und 2a, dass sich für diese beiden Dekaden die vermuteten Vor- und Nachwahleffekte tatsächlich (vorsichtig) bestätigen lassen. Zunächst ist hervorzuheben, dass die Effektstärke und Signifikanz unserer „Vorwahl-Variable“ zunimmt. So können wir für die 1990er Jahre tatsächlich einen Effekt von Landtagswahlen auf Stellenänderungen im Vorwahlhaushalt feststellen²⁶. Ein ähnliches Bild ergibt sich in Hinblick auf die Nachwahleffekte. Da die Koeffizienten des Interaktionsterms aus *Erster Nachwahlhaushalt* und *Parteipolitische Kontinuität* nicht direkt zu interpretieren sind, weist Abbildung 6 die Effektrichtung für Werte der Kontinuitätsvariablen von 0 bis 1 aus, also für den vollständigen Regierungswechsel bzw. die vollständige Kontinuität in der Regierungszusammensetzung.

In Abbildung 6 bestätigt sich erneut ein Befund, der sich auch bereits aus der vorherigen Datenanalyse ergeben hatte: Die 1970er Jahre sind in mehrfacher Hinsicht ein „Ausreißer-Jahrzehnt“ mit einem enormen jährlichen Stellenwachstum, bei dem sich Wahleffekte, eine säkulare Trendentwicklung expansiver Stellenentwicklung und Reformen der Besoldungsgruppen auf eine Weise überlagern, die es unmöglich macht, das Stellenwachstum selbst auf einzelne Verursachungsfaktoren zurückzuführen. Mit Ausnahme der 1970er Jahre bestätigt sich hingegen für alle anderen Dekaden hinsichtlich der Nachwahleffekte der prognostizierte Effekt: Das Stellenwachstum nach Wahlen fällt umso umfangreicher aus, je stärker sich die Zusammensetzung der Regierung ändert. Dieser Zusammenhang ist in den 1990er Jahren sogar am stärksten ausgeprägt. Wenn also unsere Gesamtbetrachtung in Tabelle 1 keinen Zusammenhang zwischen Regierungszusammensetzung und Stellenveränderungen bestätigen konnte, so lag das vor allem daran,

²⁶ Einschränkung muss darauf hingewiesen werden, dass die Zunahme der B-Stellen vor einer Wahl nur eine notwendige, nicht aber eine hinreichende Bedingung für eine Beförderungswelle ist. Eine solche hinreichende Bedingung wäre die systematische Verschiebung des gesamten Stellenkegels vor Wahlen. Eine solche konnte anhand der Stellenpläne nicht festgestellt werden.

dass die 1970er Jahre mit ihrer außerordentlichen Stellenexpansion einen solchen Zusammenhang, der für die 1960er, 1980er und 1990er Jahre zumindest der Tendenz nach nachgewiesen werden kann, überlagert haben.

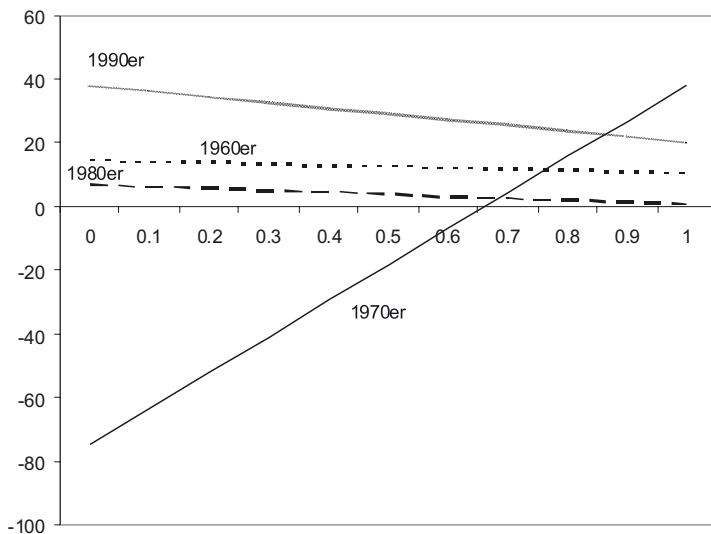


Abbildung 6: Marginale Effekte des Interaktionsterms
Parteipolitische Kontinuität * Erster Nachwahlhaushalt

Eine substantielle Erklärung für diesen Befund liegt auf der Hand: Wenn es kurz vor Wahlen um Belohnungsbeförderungen für Mitarbeiter geht, die sich parteipolitisch verdient gemacht haben, oder wenn es unmittelbar nach Wahlen um die Besetzung sensibler Schlüsselstellen in der Ministerialbürokratie mit loyalen und verlässlichen Parteileuten geht, so ist dies in Zeiten einer ohnehin enorm expansiven Stellenentwicklung problemlos möglich, ohne dass dies innerhalb dieses Trends dann noch zu einem sichtbaren zusätzlichen Anstieg des Stellenwachstum führen würde. Wir haben es hier quasi mit parteipolitischen Mitnahmeeffekten zu tun. Erst wenn Positionen in der leitenden Ministerialbürokratie zu einem knappen Gut werden und das Stellenwachstum eher gering bleibt, werden Praktiken der Versorgungs- und Herrschaftspatronage vor und nach Wahlen überhaupt praktisch bedeutsam und dann auch quantitativ sichtbar. Es ist daher nicht überraschend, dass die empirische Bestätigung unserer Hypothesen gerade für die 1990er Jahre am deutlichsten ausfällt. Im Umkehrschluss heißt das, dass unsere empirischen Befunde nicht so interpretiert werden können, dass in den 1970er Jahren Parteienpatronage nicht stattgefunden hätte. Sie ist vermutlich nur im „weißen Rauschen“ einer ohnehin extrem expansiven Entwicklung der Positionen in der leitenden Ministerialbürokratie der Länder nicht zu isolieren. Zugleich sollte einschränkend auch darauf verwiesen

werden, dass die – vorsichtige – Bestätigung der vermuteten Nach- und Vorwahleffekte auf die Stellen in der leitenden Ministerialbürokratie zugleich kaum die in der Literatur häufigen alarmistischen Einschätzungen rechtfertigt, etwa wie die, hinsichtlich der Parteienpatronage müsse „man die Bundesrepublik als ein hoch korruptes Land werten“²⁷. Insgesamt bleiben die von uns ermittelten Effektsstärken der Variablen von theoretischem Interesse doch zu gering, als dass sie die gängigen Alarmmeldungen über den Abschied vom Meritokratieprinzip in der deutschen Ministerialverwaltung rechtfertigen könnten.

VI. Zusammenfassung

Trotz der in Öffentlichkeit und Wissenschaft periodisch immer wieder auflebenden Diskussion über die Parteienpatronage sind gesicherte Erkenntnisse zur Verbreitung von parteipolitischen Patronagepraktiken in der öffentlichen Verwaltung bislang Mangelware. Die Datenlage ist dürftig, was häufig damit erklärt wird, dass verlässliche Daten zu einer Schattenpraktik wie der Ämterpatronage gar nicht erwartet werden können. Gegenüber den wenigen vorliegenden empirischen Arbeiten haben wir hier eine neue Herangehensweise gewählt. Basierend auf theoretisch begründeten Erwartungen über die Stellenänderungen in der leitenden Ministerialverwaltung unmittelbar vor und nach Wahlen haben wir zwei Hypothesen zur Herrschafts- und Versorgungspatronage formuliert und an einem eigens erstellten Datensatz überprüft. Dieser Datensatz enthält Angaben zur Stellenentwicklung der leitenden Ministerialbürokratie von zehn Bundesländern, aufgliedert nach Besoldungsgruppen, über einen Zeitraum von knapp 50 Jahren. Folgt man der Literatur, so lässt sich erwarten, dass eine neue Regierung per „Herrschaftspatronage“ die wichtigen Schaltstellen in der Verwaltung mit eigenen Gefolgsleuten zu besetzen sucht und dafür nach der Wahl systematisch neue Stellen schafft, weil die vorhandenen Beamten nicht einfach entlassen werden können. Zudem lassen sich Veränderungen im Stellenkegel in den oberen Besoldungsgruppen kurz vor Wahlen erwarten, wenn loyale Parteifolgsleute am Ende einer Legislaturperiode belohnt und versorgt werden sollen.

Bei der Betrachtung von Einzelbeispielen ließen sich unsere Hypothesen weder bestätigen noch verwerfen. Die multivariate Analyse (sowohl OLS als auch negativ binomiale Regression) führt zu weitgehend identischen Befunden. Insgesamt blieb die Erklärungskraft unserer Hypothesen zunächst eher gering. Die größte Erklärungskraft besitzen Variablen, die insbesondere für Reformen der Besoldungsgruppen kontrollieren. Keine der interessierenden Variablen ist statistisch signifikant, die Vorwahl-Variable weist jedoch das erwartete Vorzeichen auf. Dieser Befund ändert sich bei einer dekadenspezifischen Analyse der Daten. Eine solche dekadenspezifische Betrachtung erscheint nicht nur wegen den unterschiedlichen längerfristigen Trends in

²⁷ Scheuch, in: von Arnim (Hrsg.), *Korruption* (FN 9), S. 31 (66).

der Entwicklung der Personalstellen sinnvoll. Auch die Unterschiede in der Häufigkeit von Regierungs- und Koalitionswechseln im Zeitverlauf legen eine solche zeitlich differenzierte Betrachtung nahe. Es zeigt sich bei dieser Betrachtung, dass die 1970er Jahre ein „Ausreißer-Jahrzehnt“ darstellen, durch das die erklärenden Faktoren für die Stellenexpansion in den anderen Betrachtungsperioden tendenziell überlagert wird. In den 1960er, 1980er und 1990er Jahren weisen die interessierenden Variablen durchgehend die von uns erwarteten Vorzeichen auf, wenn auch die Effekte statistisch insignifikant bleiben. Wir finden also durchaus (leichte) Belege für Versorgungs- und Herrschaftspatronage vor Wahlen und nach Regierungswechseln, und dies umso eher in den späteren Jahrzehnten, in den Jahren geringen Stellenwachstums. Der Umfang der Parteienpatronage scheint jedoch weitaus geringer zu sein, als in der oft von alarmistischen Tönen beherrschten Diskussion weithin behauptet.

Appendix

Tabelle 2a

Negative binomiale Regression nach Dekaden

<i>Abhängige Variable: jährliche Differenz der Stellen, B1-B10</i>	1960er	1970er	1980er	1990er
Letzter Vorwahlhaushalt	0.125 (2.65)***	-0.202 (2.66)***	0.038 (0.95)	0.099 (2.09)**
Erster Nachwahlhaushalt	0.188 (0.70)	-0.551 (1.09)	0.075 (0.14)	0.472 (0.59)
Parteilpolitische Kontinuität	0.142 (0.58)	0.247 (0.82)	-0.033 (0.06)	0.301 (0.38)
Parteilpolitische Kontinuität* Erster Nachwahlhaushalt	-0.182 (0.63)	0.662 (1.22)	-0.037 (0.07)	-0.530 (0.66)
1966	0.513 (8.24)***			
1971		0.634 (5.74)***		
1972		0.193 (1.75)*		
1973		0.132 (1.25)		
Richterstellen		-0.365 (3.33)***		
Konstante	4.212 (17.85)***	4.311 (14.67)***	4.440 (8.71)***	4.048 (5.12)***
Nobs	98	100	94	98

Z Werte in Klammern; * signifikant auf dem 10%-Level; ** signifikant auf dem 5%-Level; *** signifikant auf dem 1%-Level.