

## Determinanten der Konsolidierung und Expansion des Wohlfahrtsstaates im internationalen Vergleich

Kittel, Bernhard; Obinger, Herbert; Wagschal, Uwe

Veröffentlichungsversion / Published Version

Forschungsbericht / research report

Zur Verfügung gestellt in Kooperation mit / provided in cooperation with:

SSG Sozialwissenschaften, USB Köln

### Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

Kittel, B., Obinger, H., & Wagschal, U. (2000). *Determinanten der Konsolidierung und Expansion des Wohlfahrtsstaates im internationalen Vergleich*. (ZeS-Arbeitspapier, 08/2000). Bremen: Universität Bremen, Zentrum für Sozialpolitik. <https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-116401>

### Nutzungsbedingungen:

Dieser Text wird unter einer Deposit-Lizenz (Keine Weiterverbreitung - keine Bearbeitung) zur Verfügung gestellt. Gewährt wird ein nicht exklusives, nicht übertragbares, persönliches und beschränktes Recht auf Nutzung dieses Dokuments. Dieses Dokument ist ausschließlich für den persönlichen, nicht-kommerziellen Gebrauch bestimmt. Auf sämtlichen Kopien dieses Dokuments müssen alle Urheberrechtshinweise und sonstigen Hinweise auf gesetzlichen Schutz beibehalten werden. Sie dürfen dieses Dokument nicht in irgendeiner Weise abändern, noch dürfen Sie dieses Dokument für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, aufführen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Mit der Verwendung dieses Dokuments erkennen Sie die Nutzungsbedingungen an.

### Terms of use:

This document is made available under Deposit Licence (No Redistribution - no modifications). We grant a non-exclusive, non-transferable, individual and limited right to using this document. This document is solely intended for your personal, non-commercial use. All of the copies of this documents must retain all copyright information and other information regarding legal protection. You are not allowed to alter this document in any way, to copy it for public or commercial purposes, to exhibit the document in public, to perform, distribute or otherwise use the document in public.

By using this particular document, you accept the above-stated conditions of use.

**Bernhard Kittel<sup>1</sup>, Herbert Obinger und Uwe Wagschal**

**Determinanten der Konsolidierung und  
Expansion des Wohlfahrtsstaates im  
internationalen Vergleich<sup>2</sup>**

Zes–Arbeitspapier Nr. 8/2000

Zentrum für Sozialpolitik  
Universität Bremen  
Parkallee 39  
28209 Bremen

---

<sup>1</sup> Institut für Staatswissenschaft der Universität Wien. Dieses Papier entstand im Wesentlichen im September 1999 während eines Gastaufenthalts von Bernhard Kittel am Zentrum für Sozialpolitik.

<sup>2</sup> Für wertvolle Anregungen danken wir Prof. Dr. Olli Kangas, Nico Siegel und Reimut Zohlnhöfer.

## **Zusammenfassung**

Dieser Aufsatz untersucht sozioökonomische und politisch–institutionelle Determinanten der Konsolidierung und Expansion des Wohlfahrtsstaates im OECD–Vergleich. Im Mittelpunkt der Untersuchung stehen die Einführungszeitpunkte zentraler Sozialschutzprogramme vor 1945 sowie die Entwicklung der Sozialleistungsquote nach 1960. Bezüglich der Determinanten der Sozialleistungsquote finden wir anstelle eines raum– und zeitübergreifend gültigen Zusammenhangs periodenspezifische Wirkungszusammenhänge mit politisch–institutionellen Faktoren. Demgegenüber scheint eine ganz bestimmte politisch–institutionelle Faktorenkonstellation den *take-off* des Wohlfahrtsstaates vor 1945 verzögert zu haben.

---

## Inhalt

|  |    |
|--|----|
| Zusammenfassung.....   | 2  |
| 1 Einleitung.....  | 4  |
| 2 Die Einführung sozialer Sicherungssysteme vor 1945.....  | 6  |
| 2.1 Faktoren der Sozialstaatskonsolidierung im Jahr 1920.....  | 8  |
| 2.2 Faktoren der Sozialstaatskonsolidierung im Jahr 1929.....  | 10 |
| 2.3 Faktoren der "Zügelung" der Sozialstaatsentwicklung.....   | 11 |
| 3 Politisch–institutionelle Determinanten der Dynamik wohlfahrtsstaatlicher Ausgabenentwicklung in OECD–Ländern..... | 13 |
| 4 Zusammenfassung .....  | 28 |
| 5 Literatur.....   | 29 |

## 1 Einleitung

Die vergleichende Wohlfahrtsstaatsforschung zählt zu den Flaggschiffen der vergleichenden Staatstätigkeitsforschung. Wie jede wissenschaftliche Disziplin unterliegt auch die Sozialpolitikforschung zyklischen Themenkonjunkturen. So zeigt ein Blick auf die neuere Literatur, dass momentan Arbeiten zu den Auswirkungen der Globalisierung auf die soziale Sicherung die Oberhand gewinnen, während Studien zu den politischen, institutionellen und ökonomischen Bestimmungsfaktoren der Konsolidierung und Expansion des Wohlfahrtsstaates etwas in den Hintergrund rücken. Hierzu mag beitragen, dass die bestehende umfangreiche Literatur kaum noch Innovationen in Bezug auf die Identifizierung der Schub- und Bremskräfte des Wohlfahrtsstaates erwarten lässt. Anhand einer Reanalyse von zwei bekannten empirischen Studien<sup>0</sup> und unter Berücksichtigung neuerer methodischer Entwicklungen versuchen wir zu zeigen, dass es nach wie vor lohnenswert ist, sich mit politikwissenschaftlicher "Grundlagenforschung" zu beschäftigen.

Neben der Fülle an einschlägiger Literatur besteht auch im Hinblick auf die theoretischen Erklärungsansätze zu den Trieb- und Bremskräften des Wohlfahrtsstaates eine gleichermaßen beachtliche wie bunte Vielfalt. Aus Platzgründen können diese Theorien hier nicht en détail dargestellt und diskutiert werden. Diesbezüglich verweisen wir auf Skocpol/Amenta (1986), Schmidt (1993, 2001) und Lessenich (2000)<sup>0</sup>. In Anlehnung an Schmidt lassen sich jedoch die verschiedenen Theorieströmungen zu Theorieschulen verdichten. Diese Schulen wurden in Tabelle 1 zusammengefasst, wobei diese Synopse nicht den Anspruch auf Vollständigkeit erhebt. Aus dieser knappen Übersicht wird deutlich, dass mehrere Theoriezweige miteinander konkurrieren, wenn es darum geht, Genese und Expansion des Wohlfahrtsstaates im internationalen Vergleich zu erklären. Durch Bündelung unterschiedlicher Methoden versuchen wir, etwas Licht in dieses scheinbar "undurchdringbare Dickicht konkurrierender (oder womöglich doch komplementärer?) Erklärungsansätze" zu bringen (Lessenich 2000: 36). Speziell verwenden wir zur Bestimmung der Antriebs- und Bremskräfte des Wohlfahrtsstaates zwei unterschiedliche Methoden. Im ersten Schritt analysieren wir den Entstehungsprozess des Wohlfahrtsstaates vor 1945 mit Hilfe eines konfigurationellen Ansatzes, der es erlaubt, Faktorenkonstellationen zu finden, die verschiedene Ländergruppen voneinander unterscheiden. In einem zweiten Schritt untersuchen wir den sozialpolitischen Expansionsprozess nach 1945 unter Verwendung von Querschnittanalysen sowie von kombinierten Quer- und Längsschnittanalysen.

*Tabelle 1: Theorieschulen der vergleichenden Staatstätigkeitsforschung*

| Theorieschule | Schlüsselvariable(n) | Wirkung auf die Sozialpolitik |
|---------------|----------------------|-------------------------------|
|---------------|----------------------|-------------------------------|

<sup>0</sup> Hicks, Alexander; Misra, Joya; Ng, Tang Nah, 1995: "The Programmatic Emergence of the Welfare State", *American Sociological Review* 60: 329–349 sowie Huber, Evelyne; Ragin, Charles; Stephens, John D., 1993: "Social Democracy, Christian Democracy, Constitutional Structure, and the Welfare State", *American Journal of Sociology* 99: 711–749.

<sup>0</sup> Klassische Texte zu den Grundlagen des Wohlfahrtsstaates finden sich nun auch in einem von Robert E. Goodin und Deborah Mitchell herausgegebenen dreibändigen Kompendium (Goodin/Mitchell 2000).

|                            |  |  |
|----------------------------|--|--|
| Sozioökonomische Theorie   | Modernisierungsniveau                              | Hohe Urbanisierungs-, Senioren- und Arbeitslosenquoten und hoher ökonomischer Entwicklungsstand als sozialpolitische Schubkräfte |
| Machtressourcentheorie     | Organisationsfähigkeit von Interessen              | Starke Gewerkschaften, klassenübergreifende "rot-grüne" Koalitionen und "rent-seeking" von Interessengruppen als Triebkräfte     |
| Parteiendifferenztheorie   | Parteiolitische Färbung der Regierung              | Linksparteien und christdemokratische Parteien als Schubkräfte, Rechtsparteien als Sozialstaatsbremser                           |
| Institutionalismus         | Staatsstrukturen, System der Interessenvermittlung | Hohe institutionelle Fragmentierung als Bremskraft, Korporatismus als Schubkraft   |
| Internationale These       | Ökonomische Verflechtung                           | Hohe außenwirtschaftliche Verflechtung als Schub- und als Bremskraft   |
| Theorie der Politikerblast | Politikerbe aus der Vergangenheit                  | Pfadabhängigkeit vermindert sozialpolitische Flexibilität  |

Anmerkungen: Zusammengestellt auf Basis von Schmidt (1993, 1998, 2001). Die gestrichelte Linie soll auf große Überlappungen zwischen der Machtressourcentheorie und der Parteiendifferenztheorie hinweisen.

Aufgabe empirischer Forschung sollte es sein, diese Theorien auf ihre Erklärungsmacht zu testen und auf Basis dieser Befunde zwischen den unterschiedlichen Schulen zu selektieren. Wie wir zeigen werden, ist dies allerdings nicht möglich<sup>0</sup>. Obwohl die quantitative Methode eine falsifizierende Vorgehensweise impliziert, erweisen sich die Ergebnisse in der Regel als hinreichend robust, um die herkömmlichen Signifikanztests zu bestehen. Zwar gibt es auch Fälle, wo dies auf den ersten Blick nicht zutrifft, dies ist aber bei genauerer Analyse zumeist verschiedenen Randbedingungen wie beispielsweise der Wahl der abhängigen Variablen geschuldet. Somit bleiben in einem solchen Fall diese Theorien weiter "im Spiel". Die Befunde sprechen eher für eine Verknüpfung der einzelnen Theoriestränge im Sinne einer synergetischen Faktorenkonstellation, wie dies etwa in Gestalt des erweiterten politisch-institutionalistischen Ansatzes theoretisch zu fassen versucht wurde (Schmidt 1998). Allerdings finden wir keine raum- und zeitübergreifende Faktorenkonstellation, die Konsolidierung, Expansion und Umbau des Sozialstaates erklären kann, sondern unsere Befunde sprechen eher für periodenspezifische Wirkungszusammenhänge.

Makro-qualitative und makro-quantitative Vorgehensweisen besitzen ebenso wie rein fall-orientierte qualitative Analysestrategien Stärken und Schwächen. In der international vergleichenden Forschung sehen sich makro-quantitative Verfahren mit zwei zentralen Problemen konfrontiert, die beide auf den Mangel an ausreichenden Fallzahlen und somit auf ein Datenproblem zurückzuführen sind. Zum einen lässt sich dadurch das an sich im Verfahren angelegte und auf statistischen Annahmen beruhende theorietestende Element nicht voll ausnutzen. Zum anderen ist es aus diesem Grund schwierig, komplexere Zusammenhänge und konditionale Effekte zu modellieren. Zwar besteht die Möglichkeit, das erste Problem zumindest zu entschärfen, indem sowohl Quer- als auch Längsschnittdaten verwendet werden (Hicks 1994); wie wir aber sehen werden, erfüllt sich diese Hoffnung im vorliegenden Fall nicht. Das zweite Problem kann durch die Verwendung des Ansatzes der Qualitativen Vergleichenden Analyse (QCA) in Angriff

<sup>0</sup> Unser Hauptaugenmerk liegt auf der Überprüfung der sozioökonomischen Theorieschule, der Parteiendifferenzthese sowie institutioneller Theorien. Die Machtressourcentheorie sowie die Internationale These werden wegen fehlender Daten für die Zwischenkriegszeit keinem systematischen Test unterzogen.

genommen werden (Ragin 1987, 1994; Berg–Schlosser/Quenter 1996; Berg–Schlosser 1997; Wagschal 1999). Allerdings sind auch dieser Methode relativ enge Grenzen gesteckt, die zum einen in der Notwendigkeit der Dichotomisierung der Variablen und des damit einhergehenden Informationsverlustes begründet liegen und zum anderen auf methodologischen Bedenken beruhen. Insbesondere schränken die strikt logische Natur der Reduktion von Komplexität durch die Boolesche Algebra, die Notwendigkeit, deterministische Kausalschlüsse zu ziehen, und die große Abhängigkeit der Ergebnisse von der Kodierung jeder einzelnen Variable die Aussagekraft dieser Analyseverfahren stark ein (Goldthorpe 1997)<sup>0</sup>. Da keine der derzeit zur Verfügung stehenden Methoden das Grundproblem vergleichender Analysen, den Datenmangel, lösen kann, versuchen wir, durch Kombination der zwei genannten Ansätze trotz der jeweiligen Restriktionen ein möglichst komplettes Bild der sozialstaatlichen Schub- und Bremsfaktoren im internationalen Vergleich zu erzeugen.

Dieser Aufsatz gliedert sich in drei Teile. Zunächst wird eine QCA zum Einführungszeitpunkt zentraler sozialer Sicherungsprogramme (soziale Sicherung gegen Alter, Krankheit, Unfall, Arbeitslosigkeit sowie Familienunterstützungssysteme) vor 1945 durchgeführt. Dieser Abschnitt baut auf einer einschlägigen Studie von Hicks, Misra und Ng (1995) auf. Der zweite Abschnitt beschäftigt sich mit der Sozialstaatsentwicklung – genauer mit der Entwicklung der Sozialausgaben – nach dem Zweiten Weltkrieg. Überdies wird in diesem Abschnitt versucht, die zeitliche Dynamik der sozialstaatlichen Ausgabenentwicklung zu erfassen: Ausgehend von der bekannten Untersuchung von Huber, Ragin und Stephens (1993) wird sowohl ein gepooltes Modell als auch eine Sequenz von Querschnittsregressionen gerechnet. Indem wir im ersten Teil die Determinanten der Einführungszeitpunkte von Sozialschutzprogrammen und im zweiten Teil jene des sozialpolitischen Ausgabenvolumens und seiner Dynamik untersuchen, versuchen wir, den Effekt der von den Staatstätigkeitstheorien benannten Variablen für zwei Dimensionen von Wohlfahrtsstaatlichkeit herauszuarbeiten. Der dritte Teil fasst die grundlegenden Ergebnisse dieses Kapitels zusammen.

## 2 Die Einführung sozialer Sicherungssysteme vor 1945

Hicks, Misra und Ng (1995) (im Folgenden: HMN) konnten für die Konstituierungsphase des Sozialstaates zwischen 1880 und 1920/29 in 15 ökonomisch vergleichsweise fortgeschrittenen Ländern drei Entwicklungspfade der frühen Etablierung des Sozialstaates unterscheiden. Ihre abhängige Variable bildete dabei der Zeitpunkt der Etablierung zentraler Programme der sozialen Sicherung in den Jahren 1920 und 1929. Die Analyse von zwei Beobachtungszeitpunkten ermöglichte den Autoren die Erfassung und Analyse einer potenziellen sozialstaatlichen Dynamik. Als erklärende Variablen wurden gemäß der Studie zugrunde liegenden politisch–institutionellen Theoriefundaments ausschließlich politische und institutionelle Variablen verwendet. Namentlich handelt es sich um die Mobilisierungsstärke der Arbeiterbewegung (WORK), die Existenz einer liberalen (LIB) oder katholischen/christdemokratischen Regierung (CATH), eines autoritären Staatserbes (PATRIACHY) und die Existenz einer unitarischen Demokratie (UNITDEMO).

Auf Basis ihrer Analysen unterscheiden HMN (1995: 343–344) innerhalb der Gruppe der sozialpolitischen Pioniernationen einen absolutistischen Entwicklungspfad bismarckscher Prägung in Deutschland, Österreich und mit Abstrichen auch Italien, einen "Lib–Lab–Pfad"

<sup>0</sup> Das Kodierungsproblem kann allerdings durch Sensitivitätsverfahren gemildert werden, indem für Grenzfälle unterschiedliche cut–off–Werte gewählt werden.

in unitarischen Demokratien mit liberaler Regierung und einer starken Arbeiterbewegung (Dänemark, Schweden, Großbritannien) und einen in den unitarischen Demokratien Belgiens und der Niederlande eingeschlagenen katholisch–paternalistischen Pfad staatlicher Sozialpolitik<sup>0</sup>. Dabei bestehen zwischen dem Bismarckmodell und dem katholisch–paternalistischen Entwicklungspfad starke Verbindungslinien. Von einer sozialdemokratischen Ländergruppe kann in der Konstituierungsphase allerdings noch keine Rede sein (Hicks et. al. 1995: 346), vielmehr ist dieses Modell im Lib–Lab–Modell verwurzelt. Nicht ausgewiesen wurden in dieser Studie die politisch–institutionellen Bedingungen der sozialpolitischen Nachzüglerationen. Diese Analyse soll in diesem Abschnitt durch die Einbeziehung neuer Variablen nachgeholt werden.

Die Reanalyse erfolgt in drei Schritten: In den ersten beiden betrachten wir die von HMN verwendeten Indikatoren der Konstituierung des Sozialstaates. Im dritten untersuchen wir politisch–institutionelle Gemeinsamkeiten heutiger "Nachzügler" in der Zwischenkriegszeit. Für die Analyse der Bestimmungsfaktoren von sozialpolitischen Nachzüglern und Vorreitern haben wir das ursprüngliche HMN–Modell in vierfacher Hinsicht erweitert und angepasst (vgl. Tabelle 2). Zunächst wurde die von HMN verwendete Variable "unitaristische Demokratie" UNITDEMO in zwei Komponenten aufgespalten, nämlich den Demokratisierungsgrad (DEMO) und den Föderalismusgrad (FED) eines Landes. Dies ermöglicht eine differenziertere Analyse dieser beiden institutionellen Größen. Zweitens wurde die Variable PATRIACHY, welche Länder mit autoritären politischen Regimen im 19. Jahrhundert indiziert, fallengelassen, zumal die neue Demokratievariable (DEMO) den durchschnittlichen Demokratisierungsgrad im Zeitraum zwischen 1880 und 1920<sup>0</sup> (Australien 1901–1920) widerspiegelt. Dabei handelt es sich um den Demokratieindex von Jagers/Gurr (1995). Länder, deren Demokratisierungsgrad in dieser Periode mindestens den Wert sieben auf der elfstufigen Jagers–Gurr–Skala erreichte, wurden mit "1" kodiert. Die Variable FED indiziert den Föderalismusgrad. Die Klassifizierung der Länder beruht auf dem Zentralisierungsindex von Jagers/Gurr (1995): Länder mit einem Zentralisierungsindex von "3" wurden mit Ausnahme von Belgien<sup>0</sup> als föderalistisch kodiert ("1" in Tabelle 2).

Tabelle 2: Dichotomisierte Rohdatenmatrix (CONS = 1920)

| Land           | Code | Bestimmungsfaktoren |      |      |      |     |     | Outcome |
|----------------|------|---------------------|------|------|------|-----|-----|---------|
|                |      | LIB                 | CATH | WORK | DEMO | FED | GDP | CONS    |
| Australien     | AUS  | 0                   | 0    | 1    | 1    | 1   | 1   | 0       |
| Belgien        | BEL  | 0                   | 1    | 1    | 1    | 0   | 1   | 1       |
| Dänemark       | DEN  | 1                   | 0    | 1    | 0    | 0   | 0   | 1       |
| Deutschland    | GER  | 0                   | 0    | 1    | 0    | 1   | 0   | 1       |
| Frankreich     | FRA  | 1                   | 0    | 0    | 1    | 0   | 0   | 0       |
| Großbritannien | UK   | 1                   | 0    | 1    | 1    | 0   | 1   | 1       |
| Italien        | ITA  | 0                   | 0    | 1    | 0    | 0   | 0   | 1       |

<sup>0</sup> Die Klassifizierung der Niederlande mag erstaunen, da es sich um ein protestantisch geprägtes Land handelt. Wie van Kersbergen (1995) gezeigt hat, war jedoch die starke katholische Minderheit maßgeblich an der Etablierung des Sozialstaates beteiligt.

<sup>0</sup> Dieser Zeitraum erfasst die Periode zwischen den ersten staatlichen Sozialgesetzen in Deutschland und Österreich und dem interessierenden Beobachtungszeitpunkt 1920.

<sup>0</sup> Von einem föderalistischen System kann in Belgien erst seit der Verfassungsreform Mitte der Neunzigerjahre gesprochen werden.



|             |     |   |   |   |   |   |   |   |
|-------------|-----|---|---|---|---|---|---|---|
| Kanada      | CAN | 1 | 0 | 0 | 1 | 1 | 0 | 0 |
| Neuseeland  | NZ  | 1 | 0 | 0 | 1 | 0 | 1 | 0 |
| Niederlande | NL  | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 | 1 | 1 |
| Norwegen    | NOR | 1 | 0 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 |
| Österreich  | AUT | 0 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 | 1 |
| Schweden    | SWE | 1 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 | 1 |
| Schweiz     | CH  | 1 | 0 | 0 | 1 | 1 | 1 | 0 |
| USA         | USA | 1 | 0 | 0 | 1 | 1 | 1 | 0 |

Die neue Variable DEMO besitzt im Vergleich zu den ursprünglichen Variablen UNITDEMO und PATRIACHY den Vorteil, dass sie nun für die beiden Beobachtungszeitpunkte (1920 und 1929) variiert. Als dritte Änderung gegenüber der Arbeit von HMN wurde eine Variable für den sozioökonomischen Entwicklungsstand eines Landes berücksichtigt. Die neue Variable GDP misst das BIP pro Kopf in Geary–Khamis–Dollars 1990 (Maddison 1995). Diese Variable erscheint uns insofern relevant, als das ökonomische Entwicklungsniveau der Untersuchungsländer entgegen der Annahme von HMN (1995: 333) erheblich variiert. Schließlich wird eine zweite abhängige Variable verwendet. Neben der HMN–Originalvariable CONSOLIDATION (CONS) werden traditionelle Sozialstaatsnachzügler in einer Gruppe zusammengefasst (LAG=1), um jene Faktorkonstellationen zu ermitteln, die diesen Ländern zu Beginn des 20. Jahrhunderts eigen waren<sup>0</sup>. Alle anderen Variablen bzw. ihre Kodierung wurden aus HMN übernommen. Mit diesem modifizierten Datensatz wurde analog zur Vorgangsweise der Originalstudie eine Qualitativ Komparative Analyse (QCA) durchgeführt, um die Determinanten der Sozialstaatskonsolidierung in den Jahren 1920 und 1929 zu erfassen.

## 2.1 Faktoren der Sozialstaatskonsolidierung im Jahr 1920

Der Analyse für die Sozialstaatskonsolidierung im Jahr 1920 liegt folgendes Modell zugrunde:

$$CONS\ 1920 = LIB + CATH + WORK + DEMO(1880-1920) + GDP(1900) + FED$$

Der HMN–Originalstudie folgend, misst die abhängige Variable CONS die Einführung von mindestens drei von vier zentralen sozialen Sicherungssystemen gegen Alter, Krankheit, Arbeitslosigkeit, Unfall im Jahr 1920. Hat also ein Land zu diesem Zeitpunkt mindestens drei Programme eingeführt, gilt es als sozialpolitischer Vorreiter. Diese Programme müssen entweder verpflichtend sein *oder* einen hohen Deckungsgrad aufweisen und ausreichend finanziert sein.

<sup>0</sup> Diese Nachzüglergruppe setzt sich aus reichen OECD–Demokratien zusammen, deren Ausgaben für soziale Sicherheit nach 1945 unterdurchschnittlich waren. Namentlich handelt es sich um die USA, Kanada, Australien, Neuseeland und die Schweiz. Japan konnte aufgrund fehlender Daten nicht berücksichtigt werden und ist überdies im Originalsample von HMN nicht enthalten.

Die Variable GDP reflektiert das BIP pro Kopf im Jahr 1900, DEMO indiziert den durchschnittlichen Entwicklungsstand der Demokratie zwischen 1880 und 1920. Die aus der Kodierung der Rohdaten gewonnene Wahrheitstafel weist keine widersprüchlichen Outcomes auf, d.h. eine exakt gleiche Variablenkonstellation der unabhängigen Variablen führt in keinem Fall zu einem unterschiedlichen Outcome.

Tabelle 3 zeigt das Resultat der QCA-Analyse. Für die Pionierländer zeigen sich die bereits von der Originalstudie ausgewiesenen Pfade, nämlich der Lib-Lab-Pfad in Großbritannien, ein katholisch geprägter Pfad (Niederlande, Belgien) und der Pfad der "Sozialpolitik von oben" (Deutschland, Österreich, Italien). Zusätzlich wird ein eigener Pfad für Dänemark und Schweden ausgewiesen, der sich durch eine starke Arbeiterbewegung auszeichnet. Letztere verklammert bis auf den Fall der Niederlande alle Sozialstaatspioniere. Bemerkenswert ist, dass innerhalb der Pioniernationen sowohl Länder mit einem hohen als auch solche mit einem unterdurchschnittlichen ökonomischen Entwicklungsniveau zu finden sind. Demnach ist ein hoher ökonomischer Entwicklungsstand keine notwendige Bedingung für eine frühe Sozialstaatskonstituierung. Ferner machen die konfigurationellen Befunde deutlich, dass es sich bei den Pioniernationen, abgesehen von der durch eine "Sozialpolitik von oben" charakterisierten Ländergruppe, durchwegs um zentralisierte Staaten handelt.

Tabelle 3: QCA-Resultate für die Sozialstaatskonsolidierung 1920

| Outcome  | Konfiguration                | Land (Länder)              |
|----------|------------------------------|----------------------------|
| CONS = 1 | lib•CATH•WORK•DEMO•GDP•fed + | BEL                        |
|          | LIB•cath•WORK•DEMO•GDP•fed + | UK                         |
|          | lib•CATH•work•demo•GDP•fed+  | NL                         |
|          | lib•cath•WORK•demo•gdp +     | AUT, ITA, GER              |
|          | cath•WORK•demo•gdp•fed       | DEN, SWE, AUT, ITA         |
| CONS = 0 | DEMO•cath•LIB•work +         | CAN, USA, CH, NOR, NZ, FRA |
|          | DEMO•cath•lib•WORK•GDP•FED   | AUS                        |

Anmerkungen: Die erste Spalte bezieht sich auf die Ausprägung der abhängigen Variable (Outcome), nämlich die Sozialstaatskonsolidierung (CONS) im Jahr 1920. CONS = 1 bedeutet, dass ein Land 1920 mindestens drei von vier zentralen sozialen Sicherungssystemen gegen Alter, Krankheit, Arbeitslosigkeit und Unfall eingeführt hat. Trifft dies nicht zu, gilt CONS = 0. Die zweite Spalte zeigt die verschiedenen länderspezifischen Konfigurationen der politisch-institutionellen und ökonomischen Stellgrößen. Großbuchstaben indizieren die Existenz bzw. eine überdurchschnittliche Ausprägung eines Merkmals, Kleinbuchstaben indizieren das Fehlen bzw. eine unterdurchschnittliche Merkmalsausprägung. Ein "+" ist identisch mit der Booleschen Verknüpfung "oder", ein "•" entspricht der Booleschen Verknüpfung "und". Die dritte Spalte enthält die zu den Konfigurationen zugehörigen Länder. Verbal heißt dies etwa für den Outcome CONS = 0: Eine verspätete Sozialstaatskonsolidierung erfolgte *entweder* in einer hochentwickelten Demokratie mit starken liberalen Parteien, einer schwachen Arbeiterbewegung sowie schwachen christdemokratischen Parteien (USA, Kanada, Schweiz, Neuseeland, Norwegen, Frankreich) *oder* in einer hochentwickelten, reichen und föderalistisch verfassten Demokratie mit starker Arbeiterbewegung und schwachen christdemokratischen und liberalen Parteien (Australien).

Bezüglich der Nachzüglerstaaten zeigt sich der interessante Befund, dass mit Ausnahme Australiens alle Länder spezifische Gemeinsamkeiten aufweisen: Die entscheidende

Faktorenkonstellation, die laut dieser Analyse zur verspäteten Einführung sozialer Sicherungsprogramme geführt hat, ist die Kombination einer hochentwickelten Demokratie mit einer liberalen Regierung, einer geringen Regierungspräsenz von christdemokratischen Parteien und einer schwachen Arbeiterbewegung. Das ökonomische Entwicklungsniveau bildet weder eine notwendige noch eine hinreichende Determinante für die Verspätung des Sozialstaates. Lediglich Australien stellt offensichtlich einen Sonderfall dar: Trotz hohen ökonomischen Entwicklungsniveaus, einer starken Arbeiterbewegung und einer geringen liberalen Regierungspräsenz gehört Australien hinsichtlich der sozialstaatlichen Absicherung der zentralen Standardrisiken zu den sozialpolitischen Nachzüglern. Für diesen *Outcome* dürften die spezifischen Politikoptionen der *Australian Labour Party* verantwortlich zeichnen, zumal Australien bereits sehr früh auf eine Politik der lohnpolitischen Dekommodifizierung einschwenkte (Castles 1989; Siegel 2000). Eine Überlappung mit den übrigen Nachzüglern besteht jedoch hinsichtlich der hoch entwickelten Demokratie und der schwachen Stellung christdemokratischer Parteien.

Die Befunde deuten insgesamt darauf hin, dass es mehrere Wege der frühen Sozialstaatskonsolidierung gegeben hat, eine ganz spezifische politisch–institutionelle Konstellation aber zur Ausdifferenzierung eines liberalen bzw. residualen Wohlfahrtsstaates geführt hat.

## 2.2 Faktoren der Sozialstaatskonsolidierung im Jahr 1929

In einem zweiten Modell wird die Sozialstaatskonsolidierung im Jahr 1929 betrachtet. Die abhängige Variable (CONS1929) stammt wiederum von HMN. Ein Land gilt nun als sozialpolitischer Vorreiter, wenn mindestens drei Programme eingeführt wurden, die sowohl verpflichtend sind *als auch* einen hohen Deckungsgrad aufweisen bzw. ausreichend finanziert sind, wobei nun auch Familienleistungen berücksichtigt werden. Im Vergleich zur Analyse der Sozialstaatskonsolidierung im Jahr 1920 werden somit nun strengere Kriterien an einen sozialpolitischen Pionierstatus angelegt. Das Demokratisierungsniveau erfasst nun den Zeitraum zwischen 1920 und 1929. Deutschland wurde als Demokratie klassifiziert, da der Index von Jagers/Gurr mit einem Wert von sechs als äußerst fragwürdig erscheint. Dieser niedrige Wert bei Jagers/Gurr beruht auf der negativen Bewertung der Weimarer Präsidialverfassung. De facto kann allerdings die Weimarer Republik bis 1930 als annähernd vollentwickelte Demokratie angesehen werden. Die Variable GDP reflektiert nun das BIP pro Kopf im Jahr 1920. Als cut–off–Punkt wurde das Pro–Kopf–Einkommen Kanadas gewählt (=3659 Dollar), da hier ein eindeutiger Sprung in den Daten festgestellt werden kann. Als weitere unabhängige Variable wurde die Variable CONS1920 in das Modell integriert, welche das Sozialstaatserbe anzeigen soll. Der Analyse lag daher folgendes Modell zugrunde:

$$CONS\ 1929 = LIB + CATH + WORK + DEMO(1920-29) + GDP(1920) + FED + \\ CONS1920$$

Tabelle 4: QCA–Resultate für die Sozialstaatskonsolidierung 1929

| Outcome  | Konfiguration                       | Land (Länder) |
|----------|-------------------------------------|---------------|
| CONS = 1 | lib•CATH•WORK•gdp•DEMO•CONS20 +     | AUT, GER      |
|          | LIB•cath•WORK•DEMO•fed•CONS20 +     | DEN, SWE, UK  |
|          | LIB•cath•WORK•GDP•DEMO•fed          | DEN, UK, NZ   |
| CONS = 0 | cath•WORK•GDP•DEMO•FED•cons20 +     | AUS, CH       |
|          | LIB•cath•GDP•DEMO•FED•cons20 +      | CAN, USA, CH  |
|          | LIB•work•gdp•DEMO•fed•cons20 +      | FRA, NOR      |
|          | lib•CATH•WORK•GDP•DEMO•fed•CONS20 + | BEL, NETH     |
|          | LIB•cath•work•gdp•demo•fed•CONS20   | ITA           |

Anmerkung: Für Dänemark, Großbritannien und die Schweiz liefert QCA keine eindeutigen Ergebnisse.

Wiederum weist die Wahrheitstafel keine widersprüchlichen Outcomes auf. Die Ergebnisse liefern sowohl für die Sozialstaatspioniere als auch für die Nachzügler ein differenzierteres Bild (Tabelle 4). Bei den Pionieren zeigen sich zwei grobe Pfade: Die Sozialstaatspioniere Deutschland und Österreich, die nunmehr in den Kreis der Demokratien vorgestoßen sind und von konfessionellen Parteien regiert werden, bilden eine Gruppe, während die zweite Gruppe bestehend aus Großbritannien, Schweden, Dänemark und Neuseeland dem Lib–Lab–Pfad folgt. Beide Gruppen sind wiederum durch eine starke Arbeiterbewegung verklammert. Bemerkenswert ist der Umstand, dass Neuseeland in die Gruppe der Länder mit ausgebautem Sozialstaat vorgestoßen ist. Dies ist auf die Einführung von Familienleistungen im Jahr 1926 zurückzuführen. Interessant sind die QCA–Befunde im Hinblick auf die Nachzüglerländer. Hier kommt es zu einer Spaltung zwischen reichen und föderalistischen Ländern einerseits und ärmeren Ländern andererseits. Berichtenswert ist der Fall der Niederlande und Belgiens, die sich trotz starker Arbeiterbewegung, überdurchschnittlichem BIP, einer starken Stellung christdemokratischer Parteien und als sozialpolitische Pionierländer im Jahr 1920 nun in der Gruppe der Nachzüglerationen wiederfinden. Eine ähnliche sozialpolitische Stagnation erlebte auch das autoritäre Italien.

### 2.3 Faktoren der "Zügelung" der Sozialstaatsentwicklung

In einem dritten Analyseschritt wurde die abhängige Variable CONS durch die Variable LAG ersetzt, die gewissermaßen als Dummy (LAG=1) für die in Fußnote 8 angeführten OECD–Sozialstaatsnachzügler dient. Umgekehrt ist (LAG=0) eine Art Dummy für all jene Länder, die nach 1945 zumeist überdurchschnittliche Sozialleistungsquoten aufwiesen. Folgendes Modell lag der Untersuchung zugrunde:

$$LAG = LIB + CATH + WORK + DEMO(1920-29) + GDP(1920) + FED + CONS1920$$

Ziel dieser Vorgangsweise ist es, frühe politisch-institutionelle und ökonomische Konstellationen ausfindig zu machen, die den Pionier- und Nachzüglerländern vor 1945 gemeinsam waren (Tabelle 5). Das gemeinsame Merkmal der Nachzüglergruppe besteht darin, dass – wie zu erwarten war – diese Staaten bereits 1920 zu den sozialpolitischen Nachzüglern gehörten, sehr früh ein überdurchschnittliches ökonomisches Entwicklungsniveau erreicht hatten und keine oder nur schwache christdemokratische Parteien, dafür aber starke liberale Parteien kannten. In Australien und der Schweiz existierte vor der Großen Depression zwar eine relativ starke Arbeiterbewegung, diese blieb aber lange Zeit vom politischen Entscheidungsprozess ausgeschlossen bzw. ohne spürbaren Einfluss auf die Sozialpolitik (Schweiz) oder verfolgte spezifische Politikoptionen abseits der in anderen Ländern eingeschlagenen sozialpolitischen Regulierung (Australien).

Bezüglich der Länder mit einem heute ausgebauten Sozialstaat (LAG=0) zeigt sich ein differenzierteres Bild. Zum einen finden sich Länder mit einer starken Arbeiterbewegung und starkem Einfluss christdemokratischer Parteien, zum anderen finden sich innerhalb dieser Gruppe nun mit Frankreich, Italien und Norwegen auch Länder, die trotz starker liberaler Parteien und einer schwachen Arbeiterbewegung heute über einen beträchtlich ausgebauten Sozialstaat verfügen. In all diesen Fällen handelt es sich um zentralistische Länder, wobei die Befunde darauf hindeuten, dass die Expansion des Sozialstaates offenkundig nach 1945 unter veränderten politischen Rahmenbedingungen stattgefunden hat. Schließlich wird für Dänemark, Schweden und Großbritannien ein dritter Pfad in Gestalt des Lib-Lab-Weges sichtbar, der im Fall der skandinavischen Länder den Ausgangspunkt für die nach 1945 erfolgte sozialdemokratische Transformation des Sozialstaates bildete. Ein weiteres Element ist den heutigen Vorreitern gemeinsam: Bis auf Frankreich und Norwegen haben alle Staaten bereits 1920 mehrere Sozialprogramme eingeführt und können daher auf eine lange Tradition staatlicher Sozialpolitik verweisen.

*Tabelle 5: Frühe politische und ökonomische Konfigurationen heutiger Sozialstaatspioniere und -nachzügler.*

| Outcome | Konfiguration                   | Land (Länder)  |
|---------|---------------------------------|----------------|
| LAG = 1 | cath•WORK•GDP•DEMO•FED•cons20 + | AUS, CH        |
|         | LIB•cath•GDP•DEMO•FED•cons20 +  | CAN, USA, CH   |
|         | LIB•cath•WORK•GDP•DEMO•cons20   | NZ, CH         |
| LAG = 0 | lib•CATH•WORK•gdp•DEMO•CONS20 + | AUT, GER       |
|         | lib•CATH•WORK•DEMO•fed•CONS20 + | AUT, BEL, NETH |
|         | LIB•cath•WORK•DEMO•fed•CONS20+  | DEN, SWE, UK   |
|         | LIB•work•gdp•DEMO•fed•cons20 +  | FRA, NOR       |
|         | LIB•cath•work•demo•fed•CONS20   | ITA            |

Zusammenfassend kann festgehalten werden, dass die Befunde auf eine beträchtliche sozialpolitische Pfadabhängigkeit hindeuten. Die meisten der heutigen Nachzüglerationen hinkten bereits bei der Einführung wichtiger sozialer Sicherungssysteme hinterher. Nur

wenige der heute sozialpolitisch stark engagierten Länder, nämlich Frankreich und Norwegen, sind als Spätstarter zu klassifizieren, die ihren Sozialstaat erst mit Verzögerung konsolidiert haben. In beiden Fällen handelt es sich um zentralistische Länder, in denen es unter geänderten politischen Bedingungen nach 1945 möglich war, den Sozialstaat weiter voranzutreiben. Ein weiterer Grenzgänger ist Neuseeland als früher Vorreiter, der am folgenden generellen Expansionsprozess nicht mehr teilnahm. Auch hier bestanden institutionelle Voraussetzungen (Zentralismus, Mehrheitsdemokratie, flexible Verfassung), die einen raschen Politikwechsel nach einem Regierungswechsel erleichtern, wodurch erklärt werden kann, warum Neuseeland zunächst zu den sozialpolitischen Pionierländern zählte, später aber in die Gruppe der Nachzügler zurückfiel. Die übrigen Untersuchungsländer gehörten im Zeitverlauf hingegen stets zu den *Laggards*. Erst in jüngster Zeit scheint sich die Schweiz von dieser Ländergruppe abzukoppeln (Obinger 2000).

Günstige Bedingungen einer frühen Sozialstaatskonsolidierung sind eine starke Arbeiterbewegung, die entweder innerhalb eines autoritären Regimes eine "Sozialpolitik von oben" erzwingt (Alber 1987) oder über den Lib-Lab-Pfad sozialpolitische Wirkung entfaltet. Auch die Existenz christdemokratischer Parteien wirkt als Schubkraft für den Sozialstaat (van Kersbergen 1995). Bemerkenswert ist ferner, dass es sich bei den Sozialstaatspionieren mit Ausnahme Deutschlands um zentralistische Staaten handelt. Demgegenüber ist das ökonomische Entwicklungsniveau keine notwendige Bedingung eines frühen wohlfahrtsstaatlichen *Take-offs* (Alber 1987).

Die heutigen sozialpolitischen Nachzügler weisen vor 1945 in politisch-institutioneller und ökonomischer Hinsicht eine Reihe von Gemeinsamkeiten, partiell aber auch Unterschiede auf. Gemeinsam ist den reichen Sozialstaatsnachzüglern, abgesehen von Neuseeland, eine föderalistische Staatsstruktur. Nachdem Neuseeland gerade in der Zwischenkriegszeit zu den sozialpolitischen Pioniernationen zählte, kann dies insgesamt als ein Indiz für eine bremsende Wirkung des Föderalismus gewertet werden. Abgesehen von der Schweiz ist diesen Ländern das Fehlen starker christdemokratischer und – mit Ausnahme Australiens – sozialdemokratischer Parteien gemeinsam. Dies wiederum liefert Anhaltspunkte für eine beträchtliche Erklärungsrelevanz der Parteiendifferenztheorie für die Etablierungsphase sozialpolitischer Regime. Schließlich zeichnen sich alle heute "gezügeln" Sozialstaaten durch ein überdurchschnittlich hohes ökonomisches Entwicklungs- und Demokratisierungsniveau vor dem Zweiten Weltkrieg aus. Offenkundig geht demnach ein hoher sozioökonomischer wie demokratischer Entwicklungsstand einer Gesellschaft nicht notwendigerweise mit einer frühen Konstituierung des Sozialstaates einher. Die Befunde dieses Abschnitts deuten folglich darauf hin, dass (partei)politischen und institutionellen Faktoren bezüglich der zeitlichen Etablierung des Sozialstaates eine Schlüsselrolle zukommt.

### **3 Politisch-institutionelle Determinanten der Dynamik wohlfahrts-staatlicher Ausgabenentwicklung in OECD-Ländern**

Nachdem sich die Zusammensetzung der Regierung und die Existenz gegenmajoritärer Institutionen als wichtige Bestimmungsfaktoren der Einführung von Sozialsystemen identifizieren ließen, stellt sich die Frage, inwiefern diese Faktoren im weiteren Verlauf den Ausbau des Sozialstaates beeinflusst haben. In diesem Abschnitt versuchen wir daher, die

dynamische Wirkung von politisch-institutionellen sowie sozioökonomischen Bestimmungsfaktoren auf das Niveau und die Entwicklung der Sozialausgaben nach 1945 zu identifizieren. Da die Datenlage für diese Periode ungleich günstiger ist, wird zur Bestimmung der sozialstaatlichen Trieb- und Bremskräfte auf makro-quantitative Methoden zurückgegriffen. Darüber hinaus stellt sich für die Ausbauphase sozialpolitischer Regime weniger die kategoriale Frage des "ob" als Fragen des "wieviel" und der Gestaltung des Sozialstaates. Wir konzentrieren uns hier auf die Sozialausgabenentwicklung nach 1960, der Blütephase der Sozialpolitik. Zu diesem Zweck replizieren wir in einem ersten Schritt mit aktualisierten Daten die wegweisende Studie von Huber, Ragin und Stephens (1993) (im Folgenden: HRS). Hierbei richten wir besonderes Augenmerk auf die potenziellen Probleme der in dieser Studie verwendeten Methode. Obwohl der allgemeine Tenor in der Literatur darin besteht, dass HRS "have uncovered almost everything there is to find with these data" (Amenta 1993: 760), sind es gerade neuere methodische Weiterentwicklungen, die eine Reanalyse für geboten erscheinen lassen. HRS verwenden einen gepoolten Zeitreihen-Querschnitt-Datensatz, der 17 Länder über die Periode 1956/1960-1986/1989 (abhängig vom verwendeten Sozialstaatsindikator) enthält. Sie korrigieren länderspezifische Heteroskedastizität und kontemporäre Korrelation in den Residuen mittels GLS und experimentieren mit verschiedenen Spezifikationen des *Error Components Models*. Inzwischen wurde jedoch festgestellt, dass zum einen von den drei Dimensionen der panelspezifischen Fehlerstruktur eine nicht vernachlässigbare serielle Korrelation innerhalb der Länder-Zeitreihen eine weitaus stärker verzerrende Wirkung hat als die zwei genannten (Beck/Katz 1995). Angesichts des säkular steigenden Trends der Sozialausgaben in allen Ländern müssten die Daten ein gehöriges Ausmaß an serieller Korrelation, wenn nicht gar Nichtstationarität, aufweisen, die entsprechende Korrekturen nahelegt. Zum anderen kann die dem *Error Components Model* zugrundeliegende Annahme einer Zufallsverteilung der Länder- und Periodeneffekte für die Art des Datensatzes nicht überzeugen (Hsiao 1986: 41-43; Judson/Owen 1999: 11).

Wir konzentrieren uns hier auf den zentralen der von HRS verwendeten Wohlfahrtsstaatsindikatoren, die Sozialleistungsquote, definiert als Gesamtheit der Zahlungen für Sozialleistungen als Anteil des BIP.<sup>0</sup> Bei der Definition der erklärenden Variablen folgen wir HRS (1993: 725)<sup>0</sup>; die einzige Ausnahme bildet die parteipolitische Zusammensetzung der Regierung, bei der wir auf den von Schmidt (1999) entwickelten Indikator zurückgreifen. Diese Variablen sind ebenso wie bei HRS als Anteil der

<sup>0</sup> Die Sozialleistungsdaten stammen für 1960-1989 aus der ILO-Publikation *The Cost of Social Security* (verschiedene Jahrgänge) und für 1990-1994/95 von der OECD (1999). Da die beiden Datenreihen nicht kompatibel sind, werden die kombinierten Zeitreihen-Querschnittsanalysen nur für die Periode 1960-89 gerechnet und die Daten 1990-95 erst im zweiten Analyseschritt einbezogen. Unsere ILO-Daten unterscheiden sich aufgrund der von HRS vorgenommenen Änderungen in einigen Fällen von ihren Daten. Außerdem haben wir einige fehlende Werte interpoliert. Die Verwendung der originalen HRS-Daten führt aber nicht zu Interpretationsunterschieden.

<sup>0</sup> MIL = Rüstungsausgaben als Prozentwert des BIP; OLD = Anteil der über 65-Jährigen an der Bevölkerung; UNEMP = Arbeitslose als Anteil der Labor Force; CPI = Konsumentenpreisindex; VTURN = Wahlbeteiligung; STRIKES = aufgrund von Streiks verlorene Arbeitstage pro 1000 Arbeitnehmer; OPEN = (Importe + Exporte) / BIP; AUTHLEG = Politisches Regime im späten 19. Jahrhundert; GDPPC = Pro-Kopf-Einkommen in US-Dollar; CONSTRCT = Additiver Index gegenmajoritärer Institutionen, basierend auf (a) der föderalen Struktur (keine 0 - schwach 1 - stark 2), (b) der Unterscheidung zwischen parlamentarischer (0) und präsidentieller (1) Demokratie, (c) der Unterscheidung zwischen proportionaler Repräsentation (0), einer abgeschwächt proportionalen Repräsentation (1) und einem Mehrheitssystem (2) im Parlament, (d) Einkammerparlament (0), Zweikammerparlament, wobei die zweite Kammer nur geringe Macht hat (1) und ebenbürtiges Zweikammerparlament (2), sowie (e) keine oder seltene Referenden (0) und häufige Anwendung von Referenden (1).

sozialdemokratischen, grünen und weiter links stehenden Parteien an den Regierungssitzen (PROZLEFT) und als Anteil der christdemokratischen Parteien an den Regierungssitzen (PROZ\_CM) definiert.<sup>0</sup>

Da sich der von HRS veröffentlichte Datensatz von dem ursprünglich verwendeten unterscheidet<sup>0</sup>, ist es uns nicht gelungen, die 1993 publizierten Ergebnisse zu replizieren, obwohl wir im Wesentlichen dieselben Schlüsse ziehen konnten. Wie aber gezeigt wird, bestehen gegenüber der von HRS gewählten Vorgangsweise erhebliche methodische Bedenken. Überdies ist Neuseeland, das in der HRS-Studie nicht enthalten war, nun in die Analyse mit eingeschlossen. Die in Spalte 1 der Tabelle 6 präsentierten Ergebnisse sind daher eine Replikation auf Basis der im derzeit verfügbaren Datensatz enthaltenen 18 Länder für die Periode 1960–89 mit der Sozialleistungsquote nach ILO-Definition als abhängige Variable. Alle in dieser Tabelle berichteten Modelle wurden mit OLS unter Verwendung der *Panel-Corrected Standard Errors* von Beck/Katz (1995) gerechnet.<sup>0</sup> Wie aus der Tabelle ersichtlich, deuten sowohl die Durbin-Watson Statistik als auch Durbin's "m"-Test (Kmenta 1990: 333) auf eine extrem hohe serielle Korrelation hin. In Spalte 2 wurde daher die um ein Jahr zurückversetzte Sozialleistungsquote den erklärenden Variablen hinzugefügt. Der Koeffizient hat einen Wert von nahezu 1, was auf praktisch unendliche Persistenz in der autoregressiven Spezifikation schließen lässt.<sup>0</sup> In der Tat ist der für Panel-Daten modifizierte Dickey-Fuller Test auf einen *Unit Root* für beide Sozialleistungsindikatoren nicht signifikant, womit die Existenz eines solchen nicht abgelehnt werden kann.<sup>0</sup> Dies bedeutet, dass die Inklusion der zeitverzögerten abhängigen Variablen das Problem nicht löst: Da wir nicht davon ausgehen können, dass der Erwartungswert der Residuen 0 ist, können wir die Standardfehler nicht interpretieren. Wir betrachten im Folgenden daher anstelle des Niveaus die Wachstumsrate der Sozialleistungsquote.

Die vorangegangene Analyse hat gezeigt, dass die großen Unterschiede im Hinblick auf den Ausbaustand des Wohlfahrtsstaates schon vor dem Zweiten Weltkrieg angelegt waren und

<sup>0</sup> Die Indikatoren unterscheiden sich zum Teil substantiell, zum Beispiel in Österreich, Deutschland, Dänemark, Frankreich und Italien. Diese Differenzen dürften auf unterschiedliche Zuordnungen von vor allem sozialdemokratischen und weiter links davon stehenden Parteien zu Parteienfamilien zurückzuführen sein.

<sup>0</sup> <http://lissy.ceps.lu/compwsp.htm>. Persönliche Mitteilung von John Stephens an Bernhard Kittel, 20. September 1999.

<sup>0</sup> Die Koeffizienten unterscheiden sich deutlich vom OLS-Modell bei HRS (1993, S. 735), aber bis auf eine Ausnahme (LEFTCAB vs. PROZLEFT) haben sie dasselbe Vorzeichen. Signifikanzniveaus sind nicht vergleichbar, da HRS die Panel-Struktur in diesem Modell nicht berücksichtigen, während wir die auf der Modellierung der Panel-Struktur basierenden Standardfehler von Beck/Katz (1995) in der Adaptation für Datensätze mit fehlenden Werten von Franzese (1996) verwenden. Wir haben analoge Modelle für die anderen von HRS verwendeten abhängigen Variablen (Sozialtransfers und Staatseinnahmen) gerechnet, die zu identischen Schlüssen geführt haben. Schließlich haben Multikollinearitätstests ergeben, dass diese in unseren Modellen kein Problem darstellen. Die inkludierten Länder sind: Australien, Österreich, Belgien, Kanada, Dänemark, Finnland, Frankreich, Deutschland, Irland, Italien, Japan, Niederlande, Neuseeland, Norwegen, Schweden, Schweiz, Großbritannien und USA.

<sup>0</sup> Dies bedeutet, dass ein Effekt zum Zeitpunkt  $t$  nicht ausbleibt, sondern unendlich weiterwirkt. Somit ist der Erwartungswert der Residuen nicht 0. Inhaltlich impliziert dies, dass die Sozialleistungsquote kaum Fluktuationen und kurzfristigen Anpassungsprozessen unterworfen ist, die auf kurzfristige Veränderungen der erklärenden Variablen zurückgeführt werden können.

<sup>0</sup> Der  $t$ -Wert des Koeffizienten der vorjährigen Sozialtransfers auf die Veränderung zum Vorjahr ist  $-1,57$  (ohne Trend), bzw.  $-0,45$  (mit Trend). Unbeschadet der Diskussion um die kritischen  $t$ -Werte in Panel-Daten (Quah 1994; Kao 1999) kann die Nullhypothese, dass die Variable nicht stationär ist, somit nicht abgelehnt werden.



das Hauptmerkmal der Entwicklung seit 1960 eine weitgehende Koevolution der Sozialleistungen ist. Obwohl kleinere Verschiebungen in der Rangordnung feststellbar sind, bleiben die Nachzügler im unteren und die Vorreiter im oberen Bereich. Der Mittelwert der Sozialleistungsquote steigt von 10,75 (1960) über 14,06 (1970) auf 20,28 (1980) und 20,82 (1989). Zugleich ist eine Zunahme der Divergenz festzustellen: Die Standardabweichung steigt von 3,00 (1960) über 3,92 (1970) auf 6,27 (1980) und 7,07 (1989). Somit sind die Sozialleistungen der Vorreiter tendenziell etwas rascher gewachsen als jene der Nachzügler. Hieraus folgt, dass die zentrale Frage zur Entwicklung des Wohlfahrtsstaates nach 1960 tatsächlich nicht die Suche nach Erklärungsfaktoren der Niveauunterschiede, sondern der Entwicklungsdynamik ist. Insofern erscheint die von den Ergebnissen der bisherigen Analyse nahegelegte Vorgehensweise auch theoretisch ergiebiger.

Wir müssen unsere Hypothesen also dahingehend ändern, dass wir einen beschleunigenden Einfluss sozial- und christdemokratischer Regierungen und einen bremsenden Effekt der konstitutionellen Struktur eines Landes auf das Wachstum der Sozialleistungen erwarten. Inwiefern ist dies plausibel?

*Tabelle 6: Regressionsmodelle der Sozialleistungen (18 Länder, 1960–1989)*

|                    | Niveau der Sozialleistungsquote |                   | Wachstum Sozialleistungsquote |                            |
|--------------------|---------------------------------|-------------------|-------------------------------|----------------------------|
|                    | 1                               | 2                 | 3                             | 4                          |
| Konstante          | -12,74***<br>(1,28)             | -0,27<br>(0,54)   | 1,93<br>(2,84)                | Perioden-<br>effekte (fix) |
| SLQ <sub>t-1</sub> | -                               | 0,97***<br>(0,02) | -                             | -                          |
| PROZ_CM            | 2,17***<br>(0,56)               | 0,17<br>(0,23)    | 0,44<br>(1,13)                | 0,97<br>(1,13)             |
| PROZLEFT           | -0,80**<br>(0,38)               | -0,04<br>(0,17)   | -0,05<br>(0,93)               | -0,16<br>(0,89)            |
| CONSTRCT           | -0,56***<br>(0,14)              | -0,05<br>(0,04)   | -0,15<br>(0,18)               | -0,26<br>(0,17)            |
| MIL (GMIL)         | 0,22*<br>(0,12)                 | 0,06<br>(0,04)    | 0,03<br>(0,04)                | 0,02<br>(0,04)             |
| OLD (GOLD)         | 1,21***<br>(0,08)               | 0,04<br>(0,04)    | 0,70**<br>(0,30)              | 0,50*<br>(0,30)            |
| UNEMP (DUNEMP)     | 0,39***<br>(0,04)               | -0,03<br>(0,02)   | 1,23***<br>(0,44)             | 0,68<br>(0,44)             |
| CPI                | 0,16***<br>(0,04)               | 0,05**<br>(0,01)  | 0,13<br>(0,10)                | 0,02<br>(0,11)             |
| VTURN              | 0,11***<br>(0,01)               | 0,001<br>(0,005)  | -0,01<br>(0,03)               | -0,05<br>(0,03)            |
| STRIKES            | -0,86<br>(0,56)                 | -0,10<br>(0,20)   | 0,24<br>(1,24)                | -0,69<br>(1,25)            |
| OPEN (GOPEN)       | 0,03***<br>(0,01)               | 0,002<br>(0,003)  | -0,05<br>(0,06)               | -0,22<br>(0,09)            |
| AUTHLEG            | 0,21**<br>(0,17)                | 0,07<br>(0,09)    | 0,04<br>(0,43)                | 0,18<br>(0,43)             |

|                      |                   |                 |                  |                    |
|----------------------|-------------------|-----------------|------------------|--------------------|
| GDPPC (GGDPPC)       | 0,33***<br>(0,04) | -0,01<br>(0,01) | -0,04<br>(0,05)  | -0,17***<br>(0,06) |
| korr. R <sup>2</sup> | 0,77              | 0,97            | 0,04             | 0,13               |
| DW                   | 0,26              | -               | 2,13             | 2,01               |
| e <sub>t-1</sub>     | 0,96***<br>(0,02) | -0,05<br>(0,05) | -0,09*<br>(0,05) | -0,18***<br>(0,05) |
| Nobs                 | 513               | 495             | 492              | 492                |

Anmerkungen:  $SLQ_{t-1}$  = Sozialleistungsquote zum Zeitpunkt  $t-1$ ;  $PROZ\_CM$  = Anteil christdemokratischer Minister in der Regierung;  $PROZLEFT$  = Anteil sozialdemokratischer (oder weiter "links" stehender) Minister in der Regierung;  $CONSTRCT$  = Additiver Index basierend auf (a) der föderalen Struktur (keine 0 – schwach 1 – stark 2), (b) der Unterscheidung zwischen parlamentarischer (0) und präsidentieller (1) Demokratie, (c) der Unterscheidung zwischen proportionaler Repräsentation (0), einer abgeschwächt proportionalen Repräsentation (1) und einem Mehrheitssystem (2) im Parlament, (d) Einkammerparlament (0), Zweikammerparlament, wobei die zweite Kammer nur geringe Macht hat (1) und ebenbürtiges Zweikammerparlament (2), sowie (e) keine oder seltene Referenden (0) und häufige Anwendung von Referenden (1);  $MIL$  = Rüstungsausgaben als Prozentwert des BIP;  $OLD$  = Anteil der über 65-Jährigen an der Bevölkerung;  $UNEMP$  = Arbeitslose als Anteil der Labor Force;  $CPI$  = Konsumpreisindex;  $VTURN$  = Wahlbeteiligung;  $STRIKES$  = aufgrund von Streiks verlorene Arbeitstage pro 1000 Arbeitnehmer;  $OPEN$  = (Importe + Exporte) / BIP;  $AUTHLEG$  = Politisches Regime im späten 19. Jahrhundert;  $GDPPC$  = Pro-Kopf-Einkommen in 1000 US-Dollar. In den Modellen der Wachstumsraten der Sozialleistungsquote wurden einige Kontrollvariablen durch Differenzen oder Wachstumsraten ersetzt:  $GMIL$ ,  $GOLD$ ,  $GOPEN$ ,  $GGDPPC$  = Wachstumsraten der betreffenden Variablen;  $DUNEMP$  = Veränderung der Arbeitslosenrate zum Vorjahr;  $korr. R^2$  = Determinationskoeffizient, um Freiheitsgrade korrigiert;  $DW$  = Durbin-Watson Statistik;  $e_{t-1}$  = Koeffizient für Durbins "m" Test; zeigt Autokorrelation in den Residuen an, wenn dieser Koeffizient signifikant ist;  $Nobs$  = Zahl der Beobachtungswerte; Panel-korrigierte Standardfehler (Beck/Katz 1995) in Klammern; Die Periodeneffekte in Spalte 4 wurden als Periodendummies operationalisiert; Signifikanzniveau: \*\*\* = 0,01; \*\* = 0,05; \* = 0,1.

Unterlegt man der Wohlfahrtsstaatstypologie Esping-Andersens (1990) parteipolitische Präferenzen, so sollten wir erwarten, dass in Ländern mit dominanten christdemokratischen Parteien etablierte Systeme einen hohen Wert auf Statussicherung legen, wenig Umverteilungselemente enthalten, stark auf dem Versicherungsprinzip basieren und relativ größeres Gewicht auf einen innerfamiliären Lastenausgleich legen. Sozialdemokratisch dominierte Systeme sind stärker dekommodifizierend und universalistisch angelegt. Hingegen dominieren im liberalen Wohlfahrtsstaat die Elemente der Nothilfe und Bedarfsprüfung. Demzufolge sollten die Ausgaben für Sozialleistungen in liberalen Wohlfahrtsstaaten deutlich geringere Steigerungsraten aufweisen als jene der anderen zwei Typen. Aufgrund der universalistischen Ausrichtung des sozialdemokratischen Modells sollte dessen Ausbau mit rasch wachsenden Kosten einhergehen, während die Kosten des christdemokratischen Modells vor allem in wirtschaftlichen Krisenzeiten mit sinkender Beschäftigung stärker expandieren müssten. Allerdings besteht in der Literatur ein breiter Konsens, dass Wohlfahrtsstaaten, so sie einmal eingerichtet sind, nur marginal und langfristig anzupassen sind. Demzufolge kann eine Regierung nur das relative Gewicht liberaler, christdemokratischer und sozialdemokratischer Elemente im Wohlfahrtsstaat beeinflussen, ohne die grundsätzliche Ausrichtung zu verändern. Solche Einflussmöglichkeiten sind weniger am Niveau der Sozialleistungen als an dessen Veränderung ablesbar.

Da das Modell jetzt dynamisch formuliert ist, müssen auch einige der Kontrollvariablen als Wachstumsraten ( $MIL$ ,  $OLD$ ,  $OPEN$ ,  $GDPPC$ ) beziehungsweise Differenzen ( $UNEMP$ )

ausgedrückt werden.<sup>0</sup> Das Ergebnis ist in Spalte 3 der Tabelle 6 zu finden. Es besagt, dass die einzigen statistisch relevanten Faktoren die Veränderung der Arbeitslosenquote und das Wachstum des Bevölkerungsanteils der über 65-jährigen (OLD) sind. Wir finden jedoch keine auch nur annähernd signifikanten Effekte der theoretisch zentralen politisch-institutionellen Variablen. Dies bedeutet, dass die beobachteten Unterschiede der Wachstumsraten im raum- und zeitübergreifenden Durchschnitt der Periode 1960–89 weder mit der parteipolitischen Zusammensetzung der Regierung noch mit der konstitutionellen Struktur eines Landes systematisch zusammenhängen.

Dies stellt uns vor ein schwerwiegendes methodisches Problem: Die bezüglich des Niveaus der Sozialleistungsquote gefundenen Zusammenhänge sind statistisch invalide, aber die sowohl theoretisch plausiblere als auch statistisch korrekte Alternative ergibt keine Bestätigung der Hypothese einer politischen Determination wohlfahrtsstaatlicher Anstrengungen. Bevor wir hieraus aber theoretische Schlüsse ziehen, müssen wir die verwendete Methode hinterfragen. Der Widerspruch dieses Ergebnisses zum *Common Sense* der vergleichenden Wohlfahrtsstaatsliteratur kann mehrere methodisch bedingte Ursachen haben. Obwohl kombinierte Zeitreihen-Querschnittsanalysen heute als Standardmethode der ländervergleichenden Forschung gelten, haben sie einige Nachteile, die in dieser Analyse möglicherweise zum Tragen kommen (Kittel 1999). Da die Untersuchungsperiode etwa 30 Jahre umfasst, besteht in Wirklichkeit wenig Grund zur Annahme, dass die Dynamik im Zeitverlauf konstant ist, wie im Modell angenommen wurde. Mit anderen Worten: Es ist fraglich, ob eine einzige durchschnittliche Wachstumsrate über Raum und Zeit die Sozialstaatsdynamik adäquat erfassen kann.

Eine relativ geringfügige Lockerung der Modellannahmen besteht darin, die Achsenabschnitte für jede Periode separat zu schätzen und so durch "Herausnahme" des generellen Trends der Sozialleistungsquote die Analyse auf die relative Position der Länder zueinander im Querschnitt zu fokussieren. Die Annahme raum- und zeitübergreifender Effekte bleibt dabei erhalten. Die Koeffizienten in einer solchen "fixed effects" Modellspezifikation, die die Periodeneffekte durch Inklusion von Dummies eliminiert (Spalte 4 in Tabelle 6), unterscheiden sich in einigen Punkten tatsächlich von jenen des einfachen Modells.<sup>0</sup> Der "Senioreneffekt" wird abgeschwächt und jener der Veränderung der Arbeitslosenquote nahezu halbiert und insignifikant. Anstelle dessen ist ein negativer Effekt der Wachstumsrate des Pro-Kopf-Einkommens auf die Wachstumsrate der Sozialausgaben zu finden. Hieraus ist zu folgern, dass die ersten beiden genannten Einflüsse in erster Linie im Zeitverlauf wirken, während das Pro-Kopf-Einkommen systematische Unterschiede im Querschnitt aufgreift, die nahelegen, dass die rascher wachsenden Volkswirtschaften ein langsamerer Wachstum der Sozialleistungsquote aufweisen. Ein systematischer Effekt von politisch-institutionellen Variablen kann allerdings weiterhin nicht nachgewiesen werden.<sup>0</sup>

<sup>0</sup> Es wäre ebenso möglich, alle betroffenen Variablen als Differenzen auszudrücken. Aufgrund der unterschiedlichen Ausgangsniveaus halten wir die Analyse der Wachstumsraten aber für valider, zumal Modelle, in denen die Differenzen verwendet werden, nicht zu substantiell anderen Ergebnissen führen. Konkreter: Würden wir die Veränderung der Arbeitslosenquote in Wachstumsraten ausdrücken, erreichten Veränderungen von sehr niedrigen Quoten – wie etwa in der Schweiz bis Mitte der Siebzigerjahre – Wachstumsraten im 1000 Prozent-Bereich.

<sup>0</sup> Die Inklusion von Ländereffekten ist im Kontext unserer Forschungsfrage nicht adäquat, da die zentralen Hypothesen systematische Unterschiede zwischen den Ländern betreffen, die durch die Analyse von Abweichungen vom Ländermittelwert eliminiert würden.

<sup>0</sup> Wir haben darüber hinaus den Erklärungsbeitrag des "Startwerts", gemessen an der durchschnittlichen Sozialleistungsquote der Periode 1950–59, getestet. Der Koeffizient erwies sich lediglich im ersten Modell als substantiell und statistisch signifikant.

Eine zweite Möglichkeit besteht darin, dass die Koeffizienten im Zeitverlauf variieren. Wenn es länderspezifische Unterschiede im zeitlichen Ablauf der Entwicklungsdynamik des Wohlfahrtsstaates gibt, dann kann ein Modell, das einen einzigen über Zeit und Raum gemittelten Koeffizienten für den Effekt politischer und institutioneller Faktoren schätzt, solche Dynamiken nicht adäquat erfassen. Aufgrund der gefundenen hohen Persistenz der Sozialleistungsquote ist überdies zu erwarten, dass ein Regierungswechsel keinen unmittelbaren Effekt auf das Niveau, aber zunächst auch kaum auf die Wachstumsrate hat. Vielmehr erzeugt ein solcher eine Steigerung der Variabilität der erklärenden Variablen, die keine entsprechende Variabilität der abhängigen Variablen zur Folge hat. Wir greifen daher auf den methodisch weniger anspruchsvollen Zugang über Querschnittregressionen zurück, bei dem sich das Problem der seriellen Korrelation nicht stellt, mittels dessen wir aber die Entwicklung von Zusammenhängen im Zeitverlauf analysieren können (siehe auch Castles 1999).<sup>0</sup> Um die Erfassung von Idiosynkrasien zu bestimmten Stichjahren zu vermeiden, fokussieren wir im folgenden Abschnitt auf Durchschnittswerte für die Perioden 1960–69, 1970–79, 1980–89 und 1990–95. Wir wählen diese Periodisierung, um zum einen Werte für eine ausreichend lange Periode zu erzeugen, die die Dominanz von bestimmten Regierungsparteien über einen längeren Zeitraum erfassen, und es zum anderen erlauben, Entwicklungen im Zeitverlauf aufzugreifen. Zwecks Maximierung der Symmetrie wählten wir Dekadenwerte für 1960–69, 1970–79 und 1980–89. Da die Datenreihen für 1990–95 nicht mit den vorangehenden kompatibel sind, wird die letzte Periode durch die Datenverfügbarkeit auf 1990–95 beschränkt.<sup>0</sup> Ein Vergleich der Koeffizienten bleibt dennoch möglich, da die Definitionsunterschiede in der Querschnittanalyse weniger ins Gewicht fallen. Obwohl es aufgrund der Ungleichzeitigkeit von Entwicklungen in verschiedenen Ländern prinzipiell nicht möglich ist, eine Aggregation von Periodenwerten in allen Ländern in gleicher Weise inhaltlich zu interpretieren, können die Perioden doch als Annäherung an einen generellen Trend über die dreieinhalb Dekaden betrachtet werden. Diese Periodisierung unterscheidet zudem – sehr grob gesprochen – drei Epochen der Wohlfahrtsstaatsentwicklung: die Ausbauphase der Sechzigerjahre, die Hochblütephase und Konsolidierung unter zunehmend schwierigen Rahmenbedingungen ab Mitte der Siebzigerjahre und die Phase des beginnenden *Retrenchment* der Achtzigerjahre. Wie wir gesehen haben, bleibt der Mittelwert in den Achtzigerjahren nahezu konstant, aber die Streuung nimmt weiterhin zu. Dies bedeutet, dass in einigen Ländern die Sozialquote zugenommen hat, während in anderen eine Stagnation oder ein Rückgang eingesetzt hat. Die frühen Neunzigerjahre können als Weiterführung und Ausbreitung des *Retrenchment* charakterisiert werden.

Da reine Querschnittmodelle über beschränkte Freiheitsgrade verfügen, sollte die Zahl der inkludierten Variablen möglichst klein gehalten werden. Allerdings ist es unmöglich, mit 18 Fällen ein multivariates Modell zu rechnen, das auch nur annähernd ein in der vergleichenden Forschung als "vertrauenswürdig" eingestuftes Verhältnis zwischen Variablen und Fallzahl aufweist. Dies bedeutet, dass verstärkt auf Diagnostiken zurückgegriffen werden muss. In der Tat weist das Modell, wenn alle Variablen inkludiert werden, ein hohes Maß an Multikollinearität auf. Im ersten Schritt eliminieren wir daher die

<sup>0</sup> Im Prinzip wäre es auch möglich, ein "Seemingly Unrelated Regressions" Modell zu schätzen, das mittels einer gemeinsamen Residuenstruktur die Standardfehler der länder- oder periodenspezifischen Koeffizienten senkt (*Borrowing Strength*). Uns erscheint dieser Gewinn gegenüber den einfachen Querschnittregressionen zu unbedeutend, um den Aufwand zu rechtfertigen, zumal wir dann wieder vor das Problem der Persistenz in der seriellen Korrelation der Residuen gestellt werden.

<sup>0</sup> Für die Sozialausgaben stehen für die meisten Länder Daten bis 1995 zur Verfügung, während für manche erklärende Variablen die Datenreihen nur bis 1993 oder 1994 gehen. Da es sich aber um eine Analyse von Durchschnittswerten handelt, sind diese Unterschiede von geringerer Bedeutung.

von HRS ohne nähere Begründung eingeführten Kontrollvariablen VTURN, STRIKES und OPEN und behalten alle sonstigen Variablen bei. Auch dieses Modell enthält ein inakzeptables Maß an Multikollinearität. Wir sehen an dieser Stelle aber von einer rein statistischen Analyse der Multikollinearität ab und konzentrieren uns auf die Frage der Notwendigkeit der Berücksichtigung der Kontrollvariablen.

Zu diesem Zweck sollte die Begründung der Berücksichtigung der verschiedenen Erklärungsfaktoren nochmals genauer betrachtet werden. Die beiden inhaltlich zentralen Variablen sind die Anteile der Regierungssitze von christdemokratischen und sozialdemokratischen (und weiter links stehenden) Parteien (PROZ\_CM und PROZLEFT) sowie die konstitutionelle Struktur (CONSTRUCT). Diese sollten daher nicht ausgeschlossen werden.

Die Variablen OLD und UNEMP stehen für wichtige Zieldimensionen der Sozialausgaben: die Pensionstransfers, Gesundheitskosten und Zahlungen an Arbeitslose wie Unterstützungsleistungen und Sozialhilfe. Darüber hinaus sind sie relevante Faktoren der Einnahmeseite über den Ausfall von Steuerleistungen. Diese auszuschließen würde wesentliche Pull-Faktoren des Niveaus bzw. des Wachstums der Sozialausgaben betreffen, obwohl es von der inhaltlichen Ausgestaltung des Sozialsystems abhängt, inwieweit diese Faktoren tatsächlich zum Tragen kommen. Ähnliches gilt für das Pro-Kopf-Einkommen als Indikator für den Reichtum des Staates, GDPPC. Da ein höheres Bruttoinlandsprodukt pro Kopf auch die Staatseinnahmen steigert, kann ein Staat im Prinzip einen größeren Anteil der Staatsausgaben für Sozialzwecke nutzen, wenn sonstige Ausgaben konstant gehalten werden.

Weniger theoretisch gesichert ist die Annahme eines *Trade-off* zwischen Rüstungs- und Sozialausgaben. In der Untersuchungsperiode, die ja von allgemein steigenden Sozialausgaben gekennzeichnet ist, waren die meisten Länder entweder als NATO-Mitglieder in den Kalten Krieg involviert oder bauten als neutrale Staaten eine eigene Armee auf. Es besteht daher kein unmittelbarer Grund, in der untersuchten Gruppe von Staaten einen *Trade-off* zu vermuten. Entsprechend finden wir auch keine bivariate Korrelation zwischen den Rüstungs- und den Sozialausgaben höher als 0,19 (noch dazu positiv statt negativ) für die periodenspezifischen Querschnittsdaten. MIL kann daher als Erklärungsfaktor ausgeschlossen werden.

Hinsichtlich der Inflationsrate argumentieren HRS auf den ersten Blick schlüssig, dass eine höhere Inflation aufgrund der Anpassung von Leistungen zu steigenden Sozialausgaben führen muss (HRS 1993: 723). Bei genauerer Reflexion ist dieses Argument allerdings nicht stimmig, da Inflation zur nominellen Erhöhung aller Faktoren, und somit auch des BIP, das im Nenner der verwendeten Kennzahl steht, führt. Daher ist es nicht plausibel, dass Inflation zu einer Erhöhung des Anteils der Sozialausgaben am BIP führt. Die bivariate Korrelation für die Periodendurchschnittswerte liegt zwischen  $-0,04$  und  $-0,18$ , was weder eine relevante Kovariation bedeutet, noch die erwartete Richtung des Zusammenhangs aufweist. Wir können diesen Erklärungsfaktor somit ebenfalls ausschließen.

Außerdem stellt sich die Frage, inwiefern die Existenz eines autoritären Regimes im späten 19. Jahrhundert als Faktor der Sozialausgaben in der Untersuchungsperiode wirksam wird. Wie oben ausgeführt, besteht kein Zweifel, dass hier ein Zusammenhang mit dem etablierten Wohlfahrtsstaatstypus und dem Einführungszeitpunkt von wichtigen Sozialgesetzen besteht. Aber dies bedeutet nicht unbedingt, dass Unterschiede im Ausgabenniveau der Nachkriegszeit systematisch davon betroffen sind. Die nachholende Entwicklung während der Zwischenkriegszeit hat zum Ausbau auch anderer Wohlfahrtsstaatssysteme geführt, so dass der Effekt nicht mehr eindeutig sein muss. Die

bivariate Korrelation mit dem Niveau der Sozialausgaben liegt allerdings zwischen 0,39 und 0,42. Dies impliziert, dass ein beachtliches Ausmaß an Kovariation vorhanden ist. Die aufgrund dieses Befundes erfolgte Untersuchung des Einflusses von AUTHLEG auf die Modellspezifikation hat ergeben, dass erstens der Einfluss der Variable durchwegs fern von konventionellen Signifikanzniveaus blieb, zweitens die im Modell enthaltene Multikollinearität durch ihre Entfernung deutlich verringert wurde und drittens sie keinen Einfluss auf die Effekte der anderen Variablen hat. Sie kann daher ohne Bedenken aus dem Modell entfernt werden.

Tabelle 7: Regressionsmodelle der Sozialleistungen (18 Länder, 1960–1995, Periodendurchschnittswerte)

|                      | Niveau der Sozialleistungsquote |         |         |         | Wachstum der Sozialleistungsquote |         |         |         |
|----------------------|---------------------------------|---------|---------|---------|-----------------------------------|---------|---------|---------|
|                      | 1960–69                         | 1970–79 | 1980–89 | 1990–95 | 1960–69                           | 1970–79 | 1980–89 | 1990–95 |
| Konstante            | 2,09*                           | -3,59*  | 5,12*   | -9,86   | 6,38*                             | 4,26    | -5,09   | -0,88   |
|                      | (0,53)                          | (1,38)  | (1,67)  | (7,71)  | (1,84)                            | (2,29)  | (4,61)  | (2,47)  |
| OLD                  | -0,02                           | 0,40    | -0,10   | 0,65*   | 0,25                              | -0,15   | 0,16    | -0,02   |
|                      | (0,08)                          | (0,21)  | (0,18)  | (0,29)  | (0,35)                            | (0,22)  | (0,65)  | (0,25)  |
| UNEMP                | -0,00                           | 0,33*   | -0,26   | 0,40    | -3,63                             | -0,05   | 1,36    | 2,36*   |
|                      | (0,09)                          | (0,12)  | (0,15)  | (0,37)  | (2,76)                            | (1,80)  | (2,20)  | (0,51)  |
| GDPPC                | 1,79*                           | 1,23*   | -0,07   | 0,21    | -0,16                             | 0,21    | 0,32    | 0,30*   |
|                      | (0,35)                          | (0,20)  | (0,13)  | (0,20)  | (0,12)                            | (0,14)  | (0,27)  | (0,10)  |
| PROZ_CM              | 3,98*                           | 2,69    | -3,44*  | 0,37    | 3,35*                             | -1,50   | -3,18   | -0,98   |
|                      | (0,56)                          | (1,43)  | (1,57)  | (1,95)  | (1,64)                            | (1,32)  | (1,78)  | (0,89)  |
| PROZLEFT             | 0,18                            | -1,92   | -3,65*  | 1,56    | 2,92*                             | -2,57   | -1,99   | 0,37    |
|                      | (0,69)                          | (1,00)  | (1,81)  | (1,48)  | (0,61)                            | (1,54)  | (2,52)  | (0,87)  |
| CONSTRCT             | -0,63*                          | -0,96*  | -0,67*  | 0,33    | -0,17                             | -0,41*  | 0,07    | 0,42*   |
|                      | (0,12)                          | (0,11)  | (0,15)  | (0,50)  | (0,11)                            | (0,13)  | (0,21)  | (0,18)  |
| ILOSLQ <sub>-1</sub> | 0,78*                           | 0,85*   | 1,34*   | 0,75*   | -0,44*                            | -0,12   | 0,24    | -0,02   |
|                      | (0,07)                          | (0,11)  | (0,14)  | (0,14)  | (0,15)                            | (0,12)  | (0,17)  | (0,06)  |
| Korr. R <sup>2</sup> | 0,97                            | 0,92    | 0,96    | 0,74    | 0,37                              | 0,09    | -0,29   | 0,32    |

Anmerkungen: Daten zur Sozialleistungsquote 1960–69, 1970–79 und 1980–89 aus ILO (verschiedene Jahrgänge), 1990–95 aus OECD (1999); Durchschnittswerte der angegebenen Perioden; N = 18; Zur Variablendefinition siehe Tabelle 6; ILOSLQ<sub>-1</sub> ist die Sozialleistungsquote der Vordekade; OLD, UNEMP und GDPPC verweisen im Niveaumodell auf das durchschnittliche Niveau der Variablen und im Wachstumsmodell auf die durchschnittliche Wachstumsrate bzw. die durchschnittliche Differenz zum Vorjahr; Schätzverfahren: OLS mit Whites heteroskedastizitätsrobusten Standardfehlern (Beck 1996); \* = Signifikanzniveau 0,05 oder niedriger.

Schließlich ist aufgrund der Befunde der vorangegangenen Analysen zu erwarten, dass das Niveau und die Entwicklung der Sozialausgaben innerhalb einer Dekade durch politische Intervention nur begrenzt beeinflusst werden kann. Um diesem Umstand Rechnung zu tragen, haben wir das durchschnittliche Ausgabeniveau der Vorperiode in die Modelle inkludiert. Das heißt, die Niveaumodelle zeigen die durch die erklärenden Variablen erzeugten Niveauunterschiede relativ zur Vorperiode, während in den Wachstumsmodellen die Existenz eines Konvergenz- oder Divergenzeffekts untersucht wird<sup>0</sup>.

Diese Respezifikation des Modells führt zu den in Tabelle 7 für das Niveau (Spalten 1–4) und die Wachstumsrate (Spalten 5–8) der Sozialleistungsquote dargestellten Ergebnissen.<sup>0</sup> Tabelle 8 enthält in der ersten Zeile jeder Variablen die Pearsonschen

<sup>0</sup> Der Vergleich der in Tabelle 6 angeführten Modelle mit Modellen ohne die Sozialleistungsquote der Vorperiode hat gezeigt, dass einige Koeffizienten durch diese stark beeinflusst werden. Die im Folgenden entwickelte Interpretation fußt daher auf der Prämisse, dass die Inklusion der zeitversetzten abhängigen Variablen als Indikator des Startwerts aus den im Text erwähnten theoretischen Erwägungen notwendig ist.

Korrelationskoeffizienten sowie in der zweiten Zeile die partiellen Korrelationskoeffizienten unter Berücksichtigung aller anderen unabhängigen Variablen. Die Interpretation fasst die Befunde beider Tabellen zusammen. Die Determinationskoeffizienten der Niveaugleichungen sind trotz der Freiheitsgradkorrektur, die aufgrund der geringen Fallzahl eine große Auswirkung hat, für eine ländervergleichende Querschnittuntersuchung extrem hoch.<sup>0</sup> Dies deutet darauf hin, dass die Modelle die Variation in den abhängigen Variablen bis 1980–89 tatsächlich sehr gut erfassen. Hingegen liefern die Wachstumsmodelle keine zufriedenstellenden Determinationskoeffizienten, abgesehen von einer moderaten Prägekraft für die Perioden 1960–69 und 1990–95.

Betrachten wir zunächst die drei sozioökonomischen Variablen. Der positive Effekt des Seniorenanteils auf die Sozialleistungsquote ist gemäß den bivariaten Korrelationen zwar beständig hoch, aber sowohl der Steigungskoeffizient als auch die Partialkorrelation schwanken beträchtlich und zeigen lediglich für die Siebziger- und Neunzigerjahre den theoretisch erwarteten Zusammenhang. Auch lässt sich weder bi- noch multivariat ein systematischer Einfluss des Wachstums der Seniorenquote auf das Wachstum der Sozialleistungsquote nachweisen. Dies kann als Indiz dafür interpretiert werden, dass die Entwicklung der Senioren- und Sozialleistungsquote im Zeitverlauf weitgehend parallel verläuft.

Der Einfluss der Arbeitslosenquote schwankt ebenfalls stark, wie am Steigungskoeffizienten und an der Partialkorrelation abzulesen ist. Erwähnenswert ist hier, dass die Partialkorrelation höher ist als die Pearsonsche Korrelation, was auf die Nicht-Berücksichtigung des Einflusses von anderen Variablen in letzterer zurückzuführen ist. Im Hinblick auf das Wachstum der Sozialleistungsquote wechselt das Vorzeichen von einem deutlich negativen, aber insignifikanten Effekt in den Sechzigerjahren zu einem in den frühen Neunzigerjahren signifikant positiven und mit einer Partialkorrelation von 0,71 deutlich ausgeprägten Zusammenhang mit dem Wachstum der Arbeitslosenquote. Hieraus lässt sich ablesen, dass mit zunehmender Relevanz der Arbeitslosigkeit als gesellschaftliches Problem auch ihr Einfluss auf die Sozialausgabenentwicklung zunimmt.

*Tabelle 8: Bivariate und partielle Korrelationskoeffizienten auf Basis der Regressionsmodelle der Sozialleistungsquote und deren Wachstumsraten (18 Länder, 1960–1995)*

|       | Niveau der Sozialleistungsquote |         |         |         | Wachstum der Sozialleistungsquote |         |         |         |
|-------|---------------------------------|---------|---------|---------|-----------------------------------|---------|---------|---------|
|       | 1960–69                         | 1970–79 | 1980–89 | 1990–95 | 1960–69                           | 1970–79 | 1980–89 | 1990–95 |
| OLD   | 0,70                            | 0,73    | 0,67    | 0,70    | 0,22                              | –0,05   | 0,09    | 0,09    |
|       | –0,06                           | 0,44    | –0,13   | 0,28    | 0,12                              | –0,09   | –0,06   | –0,02   |
| UNEMP | –0,16                           | 0,04    | 0,17    | 0,07    | –0,24                             | 0,04    | 0,05    | 0,52    |
|       | –0,01                           | 0,46    | –0,42   | 0,33    | –0,32                             | –0,01   | 0,17    | 0,71    |

<sup>0</sup> Multikollinearität ist zwar nach wie vor enthalten, aber auf ein erträgliches Ausmaß reduziert. Die niedrigste Toleranz der drei Periodenmodelle: 1960–69: 0,18; 1970–79: 0,31; 1980–89: 0,32.

<sup>0</sup> Die hohe Erklärungskraft ist nicht nur auf die zeitversetzte abhängige Variable zurückzuführen. Die korrigierten Determinationskoeffizienten in Modellen ohne diese Variable sind 0,75, 0,72, 0,71 und 0,49 für die vier Perioden.



|                      |       |       |       |       |       |       |       |       |
|----------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| GDPPC                | -0,18 | 0,18  | -0,12 | 0,14  | 0,13  | 0,25  | 0,13  | -0,17 |
|                      | 0,81  | 0,83  | -0,10 | 0,27  | -0,28 | 0,38  | 0,26  | 0,52  |
| PROZ_CM              | 0,65  | 0,38  | 0,35  | 0,33  | 0,17  | 0,03  | -0,15 | -0,09 |
|                      | 0,90  | 0,43  | -0,50 | 0,03  | 0,63  | -0,24 | -0,34 | -0,15 |
| PROZLEFT             | 0,06  | 0,44  | 0,26  | 0,22  | 0,36  | -0,21 | -0,10 | -0,07 |
|                      | -0,17 | -0,27 | -0,53 | 0,17  | 0,57  | -0,39 | -0,29 | 0,08  |
| CONSTRCT             | -0,43 | -0,55 | -0,68 | -0,55 | -0,07 | -0,37 | -0,24 | 0,41  |
|                      | -0,81 | -0,82 | -0,68 | 0,17  | -0,27 | -0,54 | 0,05  | 0,42  |
| ILOSLQ <sub>-1</sub> | 0,93  | 0,87  | 0,96  | 0,89  | -0,31 | -0,21 | 0,12  | -0,34 |
|                      | 0,94  | 0,86  | 0,94  | 0,73  | -0,68 | -0,25 | 0,31  | -0,05 |

Anmerkungen: Erste Zeile: bivariater Korrelationskoeffizient; Zweite Zeile: partieller Korrelationskoeffizient in den Modellen aus Tabelle 7; Daten 1960–69, 1970–79 und 1980–89 aus ILO (verschiedene Jahrgänge), 1990–95 aus OECD (1999); Durchschnittswerte der angegebenen Perioden; Für weitere Erklärungen siehe Tabellen 5 und 6.

Schließlich finden wir sowohl hinsichtlich des Koeffizienten als auch der Partialkorrelation für die Sechziger- und Siebzigerjahre einen starken positiven Einfluss des Pro-Kopf-Einkommens auf das Niveau der Sozialleistungen, der in den Achtziger- und Neunzigerjahren nicht mehr nachweisbar ist. Hingegen kovariiert das Wachstum des Pro-Kopf-Einkommens erst in der Periode 1990–95 eindeutig mit dem Wachstum der Sozialleistungsquote. Hierauf deutet auch die positive Korrelation der beiden Wachstumsraten in dieser Periode hin. Diese Befunde können mit dem Ende der Ausbauphase des Sozialstaates begründet werden und lassen sich als Hinweise auf einen Trend in Richtung einer stärkeren Kostenorientierung der Sozialleistungen interpretieren. Insbesondere der Vergleich zwischen den Sechziger- und den Neunzigerjahren ist dabei aufschlussreich. In den Sechzigerjahren spielten weder die Alters- noch die Arbeitslosenquote eine Rolle, während reichere Länder – alle anderen Bedingungen konstant gehalten – höhere Sozialquoten aufwiesen. Hingegen ist zwischen dem Wirtschaftswachstum und dem Wachstum der Sozialleistungen kein eindeutiger Zusammenhang zu sehen. Im Gegensatz dazu war das Wachstum der Sozialleistungsquote in den Neunzigerjahren eng an das Wachstum der Wirtschaftsleistung gekoppelt. Kostentreibend waren dabei in erster Linie die Alters- und Arbeitslosenquote.

Die These, dass die Vorherrschaft christdemokratischer Parteien zu höheren Sozialausgaben führt, wird für die Sechziger- und Siebzigerjahre bestätigt. Der geschätzte Koeffizient besagt, dass – unter Berücksichtigung des Ausgangsniveaus und der Kontrollvariablen – eine rein christdemokratische Regierung ein um ca. drei bis vier Prozentpunkte höheres Sozialausgabenniveau hatte als eine Regierung ohne christdemokratische Beteiligung. Im multivariaten Modell wechselt der Koeffizient jedoch in den Achtzigerjahren das Vorzeichen und in den Neunzigerjahren ist kein Effekt mehr nachweisbar.

Die von HRS (1993: 718) erwartete geringere Kovariation der Vorherrschaft linker Parteien mit dem Niveau der Sozialausgaben wird für die Sechzigerjahre bestätigt. In den Folgedekaden deutet das multivariate Modell aber auf einen inversen Zusammenhang hin, während die bivariate Korrelation schwach positiv ist. Dieser widersprüchliche Befund ist auf den starken Einfluss des Startniveaus auf den Effekt sozialdemokratischer Regierungen zurückzuführen.<sup>0</sup> Er impliziert, dass die Sozialleistungsquote sozialdemokratischer Regierungen in den Siebziger- und Achtzigerjahren relativ zur Vorperiode weniger stark

<sup>0</sup> Die Partialkorrelationen sind -0,17, -0,01, 0,16 und 0,06 für die vier Perioden im Modell ohne zeitversetzte abhängige Variable.

gestiegen ist als unter anderen Regierungen. Dies wird für die Wachstumsrate der Sozialleistungsquote in diesem Zeitraum durch das negative Vorzeichen der Koeffizienten bestätigt. Sowohl der Effekt des Einflusses sozialdemokratischer als auch jener christdemokratischer Parteien auf das Wachstum der Sozialleistungsquote dreht sich um: Während beide Parteien den Ausbau des Sozialstaates in den Sechzigerjahren überdurchschnittlich rasch vorantrieben, kann das negative Vorzeichen für die Siebziger- und Achtzigerjahre ebenso wie die Entwicklung der Korrelationskoeffizienten nur dahingehend interpretiert werden, dass andere Parteien, insbesondere konservative und liberale, in den Siebziger- und Achtzigerjahren den durch das Vorpreschen der sozial- und christdemokratischen Regierungen entstandenen "Rückstand" aufholten. In der Tat haben rechte Regierungen zwar überwiegend niedrigere Sozialleistungsquoten ( $b = -3,26^{***}$  (1960–69),  $-1,74$  (1970–79),  $3,13^{**}$  (1980–89) und  $-0,56$  (1990–95)); für die Wachstumsraten finden wir aber  $-3,93$  (1960–69),  $2,17$  (1970–79),  $2,34$  (1980–89) und  $-0,12$  (1990–95).<sup>0</sup> Somit war laut dieser Analyse der Anstieg der Sozialleistungsquote in Ländern mit rechten Regierungen in den Siebziger- und Achtzigerjahren, ausgehend von vergleichsweise niedrigeren Niveaus, am stärksten.

Angesichts der Tatsache, dass der Effekt der parteipolitischen Zusammensetzung so stark auf die Modellspezifikation reagiert, ist dieser Zusammenhang näher zu untersuchen. Alle drei Variablen haben eine tendenziell U-förmige Verteilung, die die Polarisierung der Mehrheitssysteme bei vergleichsweise geringem Anteil von Konkordanzsystemen reflektiert. Es lohnt sich daher, die Variablen in zwei Subgruppen mit jeweils hoher und geringer Ausprägung der jeweiligen Polarisierungsdimension zu unterteilen, und zu untersuchen, ob systematische Unterschiede in Höhe und Wachstum der Sozialleistungsquote zu finden sind. Tabelle 9 präsentiert die Ergebnisse dieser Analyse. Drei Punkte sind dabei hervorzuheben: Erstens deutet die Entwicklung der Mittelwerte im Zeitverlauf darauf hin, dass Länder mit vorherrschend christdemokratischen Parteien im Durchschnitt am frühesten höhere Sozialleistungsquoten erreichen, dicht gefolgt von sozialdemokratisch regierten Ländern. Aber in den Neunzigerjahren sind keine Unterschiede mehr zu beobachten. Hieraus ist aber zweitens keine Bestätigung einer parteipolitischen Konvergenzhypothese abzuleiten, da sich die Streuung der Sozialleistungsquote innerhalb der Subgruppen drastisch erhöht hat. Vielmehr ist hieraus zu schließen, dass die parteipolitische Zusammensetzung der Regierung im Zeitverlauf immer weniger Einfluss auf die Höhe der Sozialleistungen nimmt. Schließlich ist drittens festzustellen, dass die Wachstumsraten der Sozialleistungen sich nur in einem Fall signifikant unterscheiden: Starker versus schwacher Einfluss linker Parteien auf die Regierungspolitik in den Sechzigerjahren, der den damaligen nachholenden Ausbau der Sozialsysteme dieser Länder reflektiert.

Tabelle 9: Regierungszusammensetzung und Sozialleistungsquote

|          | Niveau der Sozialleistungsquote |                 |                 |                    | Wachstum der Sozialleistungsquote |                |                |                   |
|----------|---------------------------------|-----------------|-----------------|--------------------|-----------------------------------|----------------|----------------|-------------------|
|          | 1960–<br>69                     | 1970–<br>79     | 1980–<br>89     | 1990–<br>95        | 1960–<br>69                       | 1970–<br>79    | 1980–<br>89    | 1990–<br>95       |
| CM ≤ 50% | 10,70<br>(2,75)                 | 16,50<br>(4,73) | 20,08<br>(6,81) | 24,21<br>(6,35)    | 2,35<br>(1,43)                    | 3,73<br>(1,66) | 0,59<br>(1,81) | 2,08<br>(1,90)    |
| CM > 50% | 15,89                           | 22,44           | 25,93           | 27,98 <sup>a</sup> | 2,73                              | 3,64           | 0,11           | 2,52 <sup>a</sup> |

<sup>0</sup> Den Anteil "rechter" Parteien an der Regierung messen wir hier über den Anteil der von konservativen, liberalen, nichtchristlichen Mitte- und regionalen Parteien gestellten Minister. Ansonsten sind die Modelle analog zu Tabelle 6 spezifiziert.

|          |        |        |        |        |        |        |        |        |
|----------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
|          | (1,29) | 1,97   | (3,03) | –      | (1,98) | (0,11) | (0,45) | –      |
| T-Test   | 0,00   | 0,01   | 0,03   | –      | 0,71   | 0,84   | 0,38   | –      |
| LP ≤ 50% | 11,98  | 16,10  | 20,63  | 24,50  | 2,18   | 3,81   | 0,56   | 2,08   |
|          | (3,78) | (5,14) | (5,93) | (6,31) | (1,63) | (1,57) | (0,78) | (2,01) |
| LP > 50% | 12,71  | 20,28  | 22,87  | 24,03  | 3,43   | 3,52   | 0,34   | 2,19   |
|          | (1,51) | (3,11) | (8,13) | (7,09) | (0,64) | (1,48) | (2,73) | (0,74) |
| T-Test   | 0,58   | 0,05   | 0,57   | 0,92   | 0,04   | 0,70   | 0,86   | 0,87   |
| RP ≤ 50% | 14,47  | 21,00  | 24,10  | 25,02  | 3,04   | 3,56   | 0,25   | 2,27   |
|          | (2,12) | (2,86) | (6,50) | (6,12) | (1,50) | (1,18) | (2,05) | (0,62) |
| RP > 50% | 9,82   | 13,99  | 17,98  | 24,25  | 1,87   | 3,87   | 0,78   | 2,05   |
|          | (2,76) | (3,92) | (5,22) | (6,47) | (1,44) | (1,84) | (0,84) | (2,09) |
| T-Test   | 0,00   | 0,00   | 0,04   | 0,83   | 0,11   | 0,67   | 0,47   | 0,73   |

Anmerkungen: Die Eintragungen sind Periodenmittelwerte für Gruppen definiert als Parteiateile an den Regierungssitzen über und unter 50 Prozent der "christlichen" (CM), der "linken" (LP) und der "rechten" (RP) Parteien, mit Standardfehler in Klammer und dem Signifikanzniveau des T-Tests für Gruppen mit ungleicher Varianz in der letzten Zeile; <sup>a</sup> = Standardabweichung und T-Test nicht berechenbar, da  $N(\text{CM} > 50) = 1$ .

Aus diesen Befunden können wir schließen, dass in den Sechzigerjahren vor allem christdemokratisch regierte Länder über stärker ausgebaute Wohlfahrtsstaaten verfügten, die sozialdemokratischen Länder aber stark aufholten. In den Siebzigerjahren wurde der Wohlfahrtsstaat insbesondere unter liberalen und konservativen Regierungen vergleichsweise stärker erweitert, was sich mit dem in den vorangegangenen Kapiteln aufgezeigten Nachzüglerstatus erklären lässt. Die Achtziger- und Neunzigerjahre reflektieren eine abnehmende Relevanz der Zusammensetzung der Regierungen für Höhe und Dynamik der Sozialleistungsquote. Hierzu können zwei Hypothesen formuliert werden, die aufgrund der gebotenen Kürze nicht weiter verfolgt werden. Zum einen kann dieser Befund als ein Artefakt wechselnder Regierungsmehrheiten bei starker Persistenz der Sozialausgaben gedeutet werden. Aber zum anderen könnte er tatsächlich eine sinkende Bedeutung der Parteiideologie für Regierungshandeln indizieren (Keman 1997). Zu vermuten ist, dass beide Faktoren eine Rolle spielen.

Schließlich ist bis in die Achtzigerjahre ein signifikanter und robuster negativer Effekt gegenmajoritärer Institutionen auf den Anteil der für Sozialleistungen reservierten Staatsausgaben zu erkennen. Da der Indikator sieben Stufen aufweist, impliziert er einen bremsenden Effekt in der Höhe von ca. vier bis sieben Prozentpunkten relativ zum Ausgangsniveau im Vergleich zwischen dem am stärksten mit dem am geringsten ausgeprägten gegenmajoritären Institutionengefüge. In den Neunzigerjahren ist dieser Effekt nicht mehr erkennbar.

Im Hinblick auf die Wachstumsrate der Sozialleistungsquote finden wir für die Sechziger- und Siebzigerjahre einen leicht bremsenden Effekt gegenmajoritärer Institutionen. Allerdings sind es gerade die Länder mit konstitutionell starken gegenmajoritären Institutionen, die in den Neunzigerjahren einen vergleichsweise stärkeren Ausbau verzeichnen. Dieser Effekt wird nicht durch einzelne Ausreißer erzeugt; vielmehr sind die Schweiz, die USA und Australien als Länder mit einem hohen institutionellen Pluralismus jene mit dem stärksten Wachstum der Sozialausgaben in dieser Periode, während Neuseeland eine gegenläufige Kombination aufweist. Hier könnten zwei Effekte wirksam sein: Zum einen wäre dieser Befund ein Beleg für einen nach wie vor stattfindenden Nachholeffekt. Zum anderen ist es nicht unplausibel, dass in den Neunzigerjahren die Politik des *Retrenchments* in den meisten OECD-Staaten zu greifen beginnt, aber

Rückbaumaßnahmen in politischen Systemen mit starken gegenmajoritären Institutionen schwerer durchzusetzen sind.

Abschließend ist kurz auf den Einfluss der Sozialleistungsquote der Vordekade hinzuweisen. Im Hinblick auf das Niveau der Sozialleistungsquote erweist sich diese Variable entsprechend der aus Tabelle 6 abzuleitenden Erwartung als stärkster Bestimmungsfaktor, der die Persistenz des einmal etablierten Ausgabenniveaus bestätigt. Im Hinblick auf die Wachstumsraten kann lediglich für die Sechzigerjahre auf einen Catch-up-Effekt geschlossen werden; die Ergebnisse für die Siebziger- und Neunzigerjahre lassen keinen Zusammenhang erkennen, und in den Achtzigerjahren wuchs die Sozialleistungsquote der Vorreiter sogar schneller. Insgesamt wird durch das Modell daher eher die These einer wachsenden Divergenz der sozialstaatlichen Ausgabenniveaus bekräftigt.

## 4 Zusammenfassung

Unsere Analyse hat gezeigt, dass Form und Ausbaupotenzial des Wohlfahrtsstaates schon zu Beginn des 20. Jahrhunderts weitgehend festgelegt war. Die heute als sozialpolitische Nachzügler apostrophierten Staaten hatten schon damals deutlich geringer ausgebaute Sozialsysteme. Ausschlaggebend war eine spezifische Faktorenkonstellation, deren zentrale Elemente eine frühzeitige Demokratisierung, ein föderalistisch organisiertes politisches System und eine vergleichsweise prosperierende Wirtschaft, die Sozialpolitik zu einem nachgeordneten Problem machte, sind. Dies spiegelt sich auch in der weitgehenden Koevolution des sozialstaatlichen Ausgabenniveaus wider.

Die Unterschiede im Expansionsprozess des Wohlfahrtsstaates in der OECD-Welt zwischen 1960 und 1995 lassen sich zum einen anhand von politisch-institutionellen Charakteristika erklären, allerdings nicht im Sinne eines zeit- und raumübergreifenden Zusammenhanges. Vielmehr erweisen sich diese Faktoren als kurz- bis mittelfristig akzelerierende oder retardierende Rahmenbedingungen einer weitgehend selbstreferentiellen Entwicklung der Sozialausgaben, deren grundlegende Ausrichtung schon vor dem Zweiten Weltkrieg festgelegt worden ist. In den Sechzigerjahren erhöhten insbesondere die sozialdemokratisch regierten Länder ihre Sozialausgaben, die zu diesem Zeitpunkt im Vergleich zu den christdemokratisch regierten Ländern noch geringer waren. In den Siebzigerjahren begannen christ- oder sozialdemokratisch regierte Länder ihren Vorsprung gegenüber konservativ bzw. liberal regierten Ländern zu verlieren, obwohl das sozialstaatliche Leistungsniveau in diesen Ländern bis in die Neunzigerjahre weiterhin deutlich höher blieb. Die zunehmende Variation des Sozialausgabenniveaus im Querschnitt kann aber nicht parteipolitisch erklärt werden. Als generelle Bremse sowohl des Leistungsniveaus als auch des Ausbaus des Sozialstaates müssen starke gegenmajoritäre Institutionen angesehen werden. Je stärker diese entwickelt sind, desto geringer sind Niveau und Wachstumsrate der Sozialleistungsquote zwischen 1960 und 1989. Unter den veränderten Vorzeichen der Neunzigerjahre deuten die Ergebnisse möglicherweise auf einen weiteren bremsenden Effekt dieser Verfassungsstruktur hin: Die Expansion der Sozialausgaben kann weniger stark gebremst werden, da aufgrund vielfältiger institutioneller Entscheidungshindernisse ein Rückbau des Sozialstaats erschwert wird.

Zum anderen deuten die Befunde auf einen erheblichen Einfluss sozio-ökonomischer Faktoren auf die Sozialleistungsquote hin. Die Seniorenquote und die Arbeitslosenquote stellen raum- und zeitübergreifend wesentliche Schubgrößen des sozialstaatlichen Ausgabenniveaus dar (gepooltes Modell), während ein hohes Wirtschaftswachstum das Wachstum der Sozialausgaben dämpft (Fixed-Effects-Modell). Allerdings zeigen sich in den sequenziellen Querschnittanalysen ähnlich wie bei den politisch-institutionellen Variablen periodenspezifische Effekte.<sup>0</sup>

Insgesamt stehen unsere Befunde weitgehend im Einklang mit Jens Albers Studie zur Entwicklung der Sozialversicherung in Westeuropa. Alber (1987: 163–164) unterscheidet bekanntlich drei Phasen der wohlfahrtsstaatlichen Entwicklung: Vor der Jahrhundertwende

---

<sup>0</sup> Zum einen stellt dies die Validität des raum- und zeitübergreifenden Anspruchs der gepoolten Analyse dieser Daten in Frage. Jedenfalls sind periodenspezifisch unterschiedliche Schubeffekte zu beobachten. Zum anderen dürfte Multikollinearität die Parameterschätzungen in den Querschnittanalysen beeinflussen, sodass wir diese Frage nicht als geklärt betrachten.

ist ein sozialpolitischer Pionierstatus als Resultat einer Abwehrstrategie bürgerlicher Eliten gegen die politische Mobilisierung der Arbeiterschaft zu deuten. Zwischen 1900 und 1915 zogen die parlamentarischen Demokratien unter der Führung der Liberalen im Kontext des Parteienwettbewerbs mit Arbeiterparteien nach. Dies entspricht dem Lib–Lab–Pfad des Sozialstaates. Die zweite Phase nach dem Ersten Weltkrieg ist vom Ausbau des Sozialstaates durch sozialistische Parteien geprägt. Wie die Qualitativ Vergleichende Analyse (QCA) zur Sozialstaatskonsolidierung im Jahr 1929 gezeigt hat, ist eine starke Arbeiterbewegung allen Pioniernationen gemeinsam, während sie in den meisten Nachzüglerländern fehlte. Hinzu kommen für unser größeres Ländersample, dass auch nichteuropäische Länder beinhaltet, institutionell bedingte Bremseffekte. Die dritte Phase wohlfahrtsstaatlicher Entwicklung setzt nach 1945 ein. Nach Alber ist sie durch eine Entpolitisierungstendenz gekennzeichnet, "in deren Rahmen die Expansion der Programme unter sozialistischen und nicht-sozialistischen Regierungen ähnlich verlief" (Alber 1987: 164). Unsere Ergebnisse unterstützen *grosso modo* diesen Befund, zumal raum- und zeitübergreifend für diese Phase kein Effekt politisch-institutioneller Bestimmungsfaktoren isoliert werden konnte. Wie oben ausgeführt wurde, konnten aber Periodeneffekte für diese Stellgrößen identifiziert werden, die eine differenzierte Interpretation dieser Entpolitisierungsthese nahelegen.

Somit lassen sich die Befunde dahingehend zusammenfassen, dass parteipolitische und institutionelle Faktoren in erster Linie die Implementation einer spezifischen Ausformung des Sozialsystems beeinflusst und zu zeitlichen Verschiebungen der Ausbaugeschwindigkeit des Sozialstaates geführt haben. Aber ähnlich einem Zauberlehrling gewinnt der Expansionsprozess der Sozialausgaben eine zunehmend selbstreferentielle Dynamik, die im Lauf der Zeit immer weniger auf politische Steuerungsimpulse zu reagieren scheint.

Bezüglich der Erklärungskraft der einzelnen Theorien der Staatstätigkeitsforschung legen diese Befunde nahe, dass keine dieser Theorien die Entwicklungsdynamik des Sozialstaates alleine zu erklären vermag. Vielmehr erfordert ein differenziertes Verständnis sozialstaatlicher Entwicklung die Zusammenschau sozioökonomischer, parteipolitischer und institutioneller Bestimmungsgrößen.

## 5 Literatur

- Adema, Willem, 1997: "What Do Countries Really Spend on Social Policies? A Comparative Note", *OECD Economic Studies* 28: 153–165.
- Alber, Jens, 1987: *Vom Armenhaus zum Wohlfahrtsstaat. Analysen zur Entwicklung der Sozialversicherung in Westeuropa*, 2. Auflage. Frankfurt a. M./New York: Campus.
- Amenta, Edwin, 1993: "The State of the Art in Welfare State Research on Social Spending Efforts in Capitalist Democracies since 1960", *American Journal of Sociology* 99: 750–763.
- Beck, Nathaniel, 1996: "Reporting Heteroskedasticity Consistent Standard Errors", *The Political Methodologist* 7: 4–6.
- Beck, Nathaniel; Katz, Jonathan, 1995: "What to Do (and Not to Do) with Time–Series Cross–Section Data", *American Political Science Review* 89: 634–647.
- Berg–Schlosser, Dirk, 1997: "Makro–qualitative vergleichende Methoden", in: Dirk Berg–Schlosser; Ferdinand Müller–Rommel (Hg.), *Vergleichende Politikwissenschaft*, 3. Auflage. Opladen: Leske+Budrich, 67–87.
- Berg–Schlosser, Dirk; Quenter, Sven, 1996: "Makro–quantitative vs. makro–qualitative Methoden in der Politikwissenschaft – Vorzüge und Mängel komparativer Verfahrensweisen am Beispiel der Sozialstaatstheorie", *Politische Vierteljahresschrift* 37: 100–118.

- Borchert, Jens, 1998: "Ausgetretene Pfade? Zur Statik und Dynamik wohlfahrtsstaatlicher Regime", in: Stephan Lessenich; Iona Ostner (Hg.), *Welten des Wohlfahrtskapitalismus. Der Sozialstaat in vergleichender Perspektive*. Frankfurt a.M./New York: Campus, 137–176.
- Castles, Francis G. (1989), "Social Protection by Other Means: Australia's Strategy of Coping with External Vulnerability", in: Francis G. Castles (Hg.), *The Comparative History of Public Policy*, Cambridge: Cambridge University Press, 16–55.
- Castles, Francis G., 1999: *Comparative Public Policy. Patterns of Post-War Transformation*. Cheltenham: Edward Elgar.
- Esping-Andersen, Gøsta, 1990: *The Three Worlds of Welfare Capitalism*. Cambridge: Polity Press.
- Esping-Andersen, Gøsta, 1999: *Social Foundations of Postindustrial Economies*. Oxford: Oxford University Press.
- Franzese, Robert J., 1996: "A GAUSS Procedure to Estimate Panel-Corrected Standard Errors with Non-rectangular and/or Missing Data", *The Political Methodologist*, 7: 2–4.
- Goldthorpe, John H., 1997: "Current Issues in Comparative Macrosociology: A Debate on Methodological Issues", *Comparative Social Research* 16: 1–26.
- Goodin, Robert E.; Mitchell, Deborah (ed.), 2000: *The Foundations of the Welfare State*. 3 Volumes. Cheltenham/Northampton: Edward Elgar.
- Hicks, Alexander M., 1994: "Introduction to Pooling", in: Alexander M. Hicks; Thomas Janoski (eds.), *The Comparative Political Economy of the Welfare State*. Cambridge: Cambridge University Press, 169–188.
- Hicks, Alexander M.; Swank, Duane H., 1992: "Politics, Institutions, and Welfare Spending in Industrialized Democracies, 1960–82", *American Political Science Review* 86: 658–674.
- Hicks, Alexander; Misra, Joya; Ng, Tang Nah, 1995: "The Programmatic Emergence of the Welfare State", *American Sociological Review* 60: 329–349.
- Hsiao, Cheng, 1986: *Analysis of Panel Data*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Huber, Evelyne; Ragin, Charles; Stephens, John D., 1993: "Social Democracy, Christian Democracy, Constitutional Structure, and the Welfare State", *American Journal of Sociology* 99: 711–749.
- ILO, *The Cost of Social Security* (div. Jahrgänge). Genf.
- Jagers, Keith; Gurr, Ted Robert, 1995: "Tracking Democracy's Third Wave with Polity III Data", *Journal of Peace Research*, 32: 469–482.
- Judson, Ruth A.; Owen, Ann L., 1999: "Estimating Dynamic Panel Data Models: A Guide for Macroeconomists", *Economics Letters* 65: 9–15.
- Kao, Chihwa, 1999: "Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data", *Journal of Econometrics* 90: 1–44.
- Keman, Hans (ed.), 1997: *The Politics of Problem-solving in Postwar Democracies*. London: Macmillan.
- Kersbergen, Kees van, 1995: *Social Capitalism. A Study of Christian Democracy and the Welfare State*. London/New York: Routledge.
- Kittel, Bernhard, 1999: "Sense and Sensitivity in the Pooled Analysis of Political Data", *European Journal of Political Research* 35: 225–253.
- Kmenta, Jan, 1990: *Elements of Econometrics*. New York: Macmillan.
- Leibfried, Stephan; Wagschal, Uwe (Hg.), 2000: *Der deutsche Sozialstaat*. Frankfurt a. M./New York: Campus.
- Leibfried, Stephan; Obinger, Herbert, 2000: "Welfare State Futures. An Introduction", *European Review* 8 (im Erscheinen).
- Lessenich, Stephan, 2000: "Soziologische Erklärungsansätze zu Entstehung und Funktion des Sozialstaates", in: Jutta Allmendinger; Wolfgang Ludwig-Mayerhofer (Hg.), *Soziologie des Sozialstaates*. Weinheim/München: Juventa, 39–78.
- Maddison, Angus, 1995: *Monitoring the World Economy 1820–1992*. Paris: OECD.
- Obinger, Herbert, 2000: "Der schweizerische Sozialstaat in den 90er Jahren. Sozialpolitik unter institutionellen Bedingungen der Direktdemokratie", *Zeitschrift für Politikwissenschaft* 10: 43–63.
- OECD, 1999: *Social Expenditure Database*, CD-ROM. Paris.

- 
- Quah, Danny, 1994: "Exploiting Cross-section Variation for Unit Root Inference in Dynamic Data", *Economics Letters* 44: 9–19.
- Ragin, Charles C., 1987: *The Comparative Method*. Berkeley: California University Press.
- Ragin, Charles C., 1994: "Introduction to Qualitative Comparative Analysis", in: Thomas Janoski; Alexander M. Hicks (ed.), *The Comparative Political Economy of the Welfare State*. Cambridge: Cambridge University Press, 299–319.
- Ragin, Charles C., 1997: "Turning the Tables: How Case-oriented Research Challenges Variable-oriented Research", in: Lars Mjøset et. al. (ed.), *Comparative Social Research. Methodological Issues in Comparative Social Science* 16: 27–42.
- Schmidt, Manfred G., 1997: "Determinants of Social Expenditure in Liberal Democracies: The Post World War II Experience", *Acta Politica* 32: 153–173.
- Schmidt, Manfred G., 1998: *Sozialpolitik in Deutschland. Historische Entwicklung und internationaler Vergleich*. Opladen: Leske+Budrich.
- Schmidt, Manfred G., 1999: *Daten zur parteipolitischen Zusammensetzung in westlichen Demokratien*, zusammengestellt vom Forschungsprojekt Staatstätigkeit, Zentrum für Sozialpolitik, Universität Bremen.
- Schmidt, Manfred G. (Hg.), 2001: *Wohlfahrtsstaatliche Politik: Institutionen, Prozess, Leistungsprofile*. Opladen: Leske+Budrich (im Erscheinen).
- Siegel, Nico A., 2000: "Der nachzügelnde Pionier: Sozialpolitik in Australien zwischen lohnpolitischer Intervention und sozialstaatsinduzierter Dekommodifizierung", in: Herbert Obinger; Uwe Wagschal (Hg.), *Der gezügelte Wohlfahrtsstaat. Sozialpolitik in reichen Industrieländern*. Frankfurt a.M./New York: Campus, 161–209.
- Siegel, Nico A., 2001: "Jenseits der Expansion? Sozialpolitik in westlichen Demokratien 1975–1995", in: Manfred G. Schmidt (Hg.), *Wohlfahrtsstaatliche Politik: Institutionen, Prozess, Leistungsprofile*. Opladen: Leske+Budrich, (im Erscheinen).
- Wagschal, Uwe, 1999: *Statistik für Politikwissenschaftler*. München/Wien: Oldenbourg.